دو فصلنامه

تحلیل های اقتصادی توسعه ایران

سال دهم، شماره ۱، بهار و تابستان ۱۴۰۳

به نام خدا

دوفصلنامه **تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران**

سال دهم، شماره ۱ ، بهار و تابستان ۱۴۰۳

صاحب امتیاز و ناشر: دانشگاه الزهرا

مدیر مسئول: فاطمه بزازان

سردبیر: مهدی پدرام

ویراستار فنی و ادبی: ندا مظفری‌پور

ویراستار انگلیسی: جلال دهنوی

صفحه‌آرایی: مرضیه حسن‌زاده علی‌آبادی

کارشناس اجرایی: اعظم امیری‌خواه

اعضای هیأت تحریریه:

حسین اصغرپور قورچی. استاددانشگاه تبریز

مهدی پدرام. استاد دانشگاه الزهرا

محمدحسین پورکاظمی. دانشیار دانشگاه شهید بهشتی

یدالله دادگر. استاد دانشگاه شهید بهشتی

حسین راغفر. استاد دانشگاه الزهرا

کیومرث شهبازی. استاد دانشگاه ارومیه

محمدرضا فرزانگان. استاد دانشگاه ماربورگ آلمان

علی فریدزاد. دانشیار دانشگاه علامه طباطبائی

میرحسین موسوی. دانشیار دانشگاه الزهرا

فرشاد مومنی، استاد دانشگاه علامه طباطبائی

محمد قلی یوسفی. استاد دانشگاه علامه طباطبائی

نشانی: تهران، میدان شیخ بهایی شمالی، دانشگاه الزهرا ، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، طبقه سوم، اتاق ۳۱۱

کدپستی: ۱۹۹۳۸۹۳۹۷۳، **تلفن**: ۸۸۲۱۲۵۷۸

تارنما: https://ieda.alzahra.ac.ir/

رایانامه: ieda@alzahra.ac.ir

نشریه طبق نامه شماره ۳/۱۸/۳۲۶۱۵۱ مورخ ۱۴۰۰/۱۲/۰۷از وزارت علوم ، تحقیقات و فناوری دارای مجوز چاپ با عنوان جدید تحلیل های اقتصادی توسعه ایران است.

محور اصلی نشریه، توسعه اقتصادی است.

محورهای فرعی:

اقتصاد نهادگرایی و توسعه اقتصادی

اقتصادهای دوگانه

بازار کار، اشتغال، بیکاری، مشاغل غیررسمی، کار کودکان

بازارهای مالی، بورس، بازار سرمایه، بازار پول، بانکداری و توسعه

تجارت و توسعه

توسعه پایدار

توسعه شهری و منطقه‌ای، آمایش سرزمین

توسعه کشاورزی، توسعه روستایی، تعاون روستایی

توسعه و آموزش، آموزش عمومی و خصوصی

توسعه و جمعیت، اقتصاد خرد باروری

توسعه و محیط زیست

ریسک و بیمه

سرمایه انسانی، تغذیه و بهداشت

سیاست گذاری مالی برای توسعه

شهرنشینی و مهاجرت داخلی

فقر، فقر چند بعدی، سیاست‌گذاری کاهش فقر: یارانه، مالیات

نابرابری: روستایی و شهری

نظریه‌های جدید اقتصاد خرد توسعه: اقتصاد رفتاری

راهنمای نگارش مقاله

۱. مقاله به زبان فارسی و در نرم افزار مایکروسافت ورد ۲۰۰۷ به بالا و حداکثر در ۲۰ صفحه تدوین شود.

۲. حروفچینی مقاله حاشیه‌ها از بالا ۵/۵، پایین ۵/۵، چپ ۴/۴ و راست ۴/۴ سانتیمتر، فونت فارسی متن B Nazanin 11 و فونت انگلیسی Times New Roman 10 و با فاصله single بین خط‌ها و اندازه صفحه A4 انجام شود.

۳. متن اصلی مقاله به‌صورت تک ستونی با قلم (فونت) B Nazanin و در اندازه ۱۱pt و با قلم انگلیسی Times New Roman در اندازه ۱۱pt تنظیم شود.

۴. عنوان مقاله، وسط چین با قلم B Trafic ضخیم با اندازه ۱۱pt و اسامی نویسندگان مقاله با قلم B Nazanin ضخیم با اندازه ۱۱pt تهیه شود.

۵. چکیده فارسی مقاله حداکثر در ۲۰۰ کلمه و با قلم B Nazanin و اندازه ۱۰pt و چکیده انگلیسی با قلم Times New Roman در اندازه ۱۱pt تنظیم شود.

۶. عناوین مقاله بجز چکیده باید به‌ترتیب شماره‌گذاری شوند؛ به نحوی که عناوین اصلی و عناوین فرعی زیر هر عنوان مشخص شود و شماره‌گذاری با عدد، خط‌تیره و نقطه انجام گیرد.

عنوان همهٔ بخش‌ها با قلم (۱۱BYagut) پررنگ و عنوان زیربخش‌ها با قلم ۱۱BYagut پررنگ تایپ شود. عنوان هر بخش با یک خط خالی فاصله از انتهای متن بخش قبلی تایپ شود. خط اول همهٔ پاراگراف‌ها باید دارای تورفتگی به اندازهٔ ۰/۷ cm باشد.

۷. تمام صفحات مقاله باید دارای شماره صفحه به زبان فارسی باشد.

۸. تمام جداول، نمودارها و عکس‌ها دارای **عنوان**، **شماره** و **منبع** بوده و در متن مقاله به شماره آنها در محل مورد استفاده اشاره شود. از ارسال جداول و نمودارها به‌صورت تصویر خودداری نمایید. همهٔ اعداد در جدول‌ها باید به صورت فارسی و وسط چین تایپ شوند.

عنوان نمودارها، عکس‌ها و جداول با قلم (فونت) B Nazanin و با اندازه ۱۱pt به صورت وسط چین در بالای جدول و به ترتیب از ۱ شماره‌گذاری شود.

۹. اطلاعات جداول فارسی، به صورت وسط چین با قلم (فونت)B Nazanin و با اندازه ۸ptتنظیم شود.

۱۰. اطلاعات جداول انگلیسی، به صورت وسط چین با قلم (فونت) (Times New Roman 8 pt.) تنظیم شود.

جدول۱: آزمون

آزمون	نتیجه
اول	۵۵۲۱/۵۰

❖ مأخذ: محاسبات پژوهش

شکل۱: نمونه شکل

❖

❖ مأخذ: (فونت ۱۰ BNazanin)

نحوه نگارش و چیدمان مطالب

مقاله ارسالی شما باید دارای موارد زیر باشد:

۱. صفحه اول: شناسه مقاله

شناسه مقاله باید شامل عنوان مقاله به فارسی و انگلیسی، نام و نام خانوادگی نویسنده (نویسندگان)، نشانی کامل نویسنده مسئول مکاتبات به فارسی (شامل نشانی پستی، شماره تلفن ثابت، همراه، دورنگار و نشانی الکترونیکی)

۲. صفحه دوم:

صفحه دوم مقاله باید شامل موارد زیر باشد:

–عنوان مقاله به فارسی، نام و نام خانوادگی نویسندگان و تعیین نویسنده مسئول در پانویس.

- چکیده: شامل حداقل ۱۰۰ و حداکثر ۲۰۰ کلمه که در عین اختصار حاوی هدف، روش کار و نتایج اصلی باشد.

- کلید واژه: حداقل ۳ و حداکثر ۵ کلمه که با کاما (،) از هم جدا شده باشد.

– طبقه‌بندی JEL (Times New Roman ۱۱ ایتالیک) که از وب‌سایت اینترنتی زیر قابل استخراج است:

http://www. aeaweb. org/jel/jel_class_system. php

۳. صفحات دیگر مقاله باید به‌طور دقیق شامل عناوین «مقدمه»، «مبانی نظری»، «پیشینه پژوهش»، «مدل و روش برآورد آن»، «داده‌ها و نتایج تجربی»، «نتیجه‌گیری» و «منابع» باشد.

۴. صفحه پایانی مقاله نیز باید در برگیرنده چکیده انگلیسی مقاله و ترجمه انگلیسی کلید واژه‌ها باشد.

۵. سپاسگزاری:**از اشخاص حقیقی و حقوقی که در راهنمایی یا نگارش مقاله مساعدت نموده‌اند یا در تأمین بودجه و امکانات نقش مؤثری داشته‌اند، سپاسگزاری شود.(حداکثر در چهار سطر)**

نحوه ارجاع‌دهی :ضروری است، ارجاع‌دهی هم در داخل متن مقاله و هم در قسمت منابع به شیوه APA انجام پذیرد.

در این خصوص به مهم‌ترین نکاتی که لازم است تا نویسنده در این دو بخش به آن توجه داشته باشد، اشاره نموده و با ارائه مثال‌هایی موضوع را روشن‌تر می‌نماییم.

ارجاع‌های فارسی در متن مقاله باید داخل پرانتز قرار گیرد و به صورت (نام خانوادگی، سال، صفحه) باشد. ارجاع‌های انگلیسی نیز باید به فارسی در متن آورده شود و معادل انگلیسی آن پی‌نوشت شود. توضیحات لازم درباره اصطلاح‌ها و معادل‌های انگلیسی نیز در پی‌نوشت درج شود. در متن به هیچ عنوان نباید عبارات و اصطلاحات انگلیسی ارائه شود، مگر در مورد فرمول‌ها و معادله‌ها.

همه‌ی موارد فارسی پاورقی به صورت راست‌چین با قلم BNazanin و اندازۀ ۱۰ pt. و پاورقی‌های لاتین به صورت چپ‌چین با قلم Times New Roman اندازۀ ۱۰ pt. نوشته شوند.

۱. در داخل متن

برای منابعی که یک یا چند نویسنده دارد: (نام خانوادگی نویسنده/نویسندگان، سال: صفحه)

- برای منابعی که از نوشته دیگران نقل قول شده است: (نقل از. . . . . ، سال، صفحه)
- برای منابع اینترنتی (نام خانوادگی نویسنده یا نام فایلHTML ، تاریخ یا تاریخ دسترسی به‌صورت روز، ماه، سال)
- در نقل قول مستقیم باید شماره صفحه داده شود و متنی که رونویسی شده "داخل گیومه" قرار گیرد.
- در نقل قول‌های غیرمستقیم گذاشتن گیومه الزامی نیست.

۱- ۱. ارائه چند مثال

- محمدی، (۱۳۸۷)

-محمدی و احمدی، (۱۳۸۷)

-تا سه نویسنده: محمدی، احمدی و محمودی، (۱۳۸۷)

-بیش از سه نویسنده: محمدی، احمدی، محمودی و همکاران، (۱۳۸۷)

- نقل قول دست سوم: پیاژه (۱۹۷۳، به نقل از منصور، ۱۳۷۶)

۲. در فهرست منابع

منابع فارسی را با قلم BNazanin و اندازۀ .pt ۱۲ تایپ و مراجع انگلیسی را با قلم Times New Roman 11 pt. نازک تایپ نمایید.

- در فهرست منابع، ابتدا منابع فارسی به‌ترتیب حروف الفبای فارسی، سپس، منابع انگلیسی به‌ترتیب حروف الفبای انگلیسی مرتب شوند.
- کتاب: نام خانوادگی، نام نویسنده/نویسندگان. (سال انتشار). عنوان کتاب. محل نشر: ناشر. نوبت ویرایش یا چاپ.
- کتابی که به جای مؤلف با عنوان سازمان‌ها یا نهادها منتشر شده است: نام سازمان یا نهاد. (سال انتشار). عنوان کتاب. محل نشر: مؤلف. نوبت ویرایش یا چاپ.

منابع مقالات به دو زبان انگلیسی و فارسی در پایان مقاله نوشته شود

فصلی از یک کتاب یا مقاله‌ای از یک مجموعه مقاله که به‌وسیله افراد مختلف نوشته شده اما مؤسسه یا افراد معینی آن را گردآوری و به چاپ رسانده‌اند:

نام نویسنده/نویسندگان. (سال انتشار). عنوان مقاله. نام گردآورنده، نام مجموعه مقالات، (شماره صفحه‌هایی که فصل کتاب یا مقاله در آن درج شده). محل نشر: ناشر.

- کتاب که مؤلف خاصی ندارد: عنوان کتاب. (سال انتشار). محل نشر: ناشر. نوبت ویرایش یا چاپ.
- کتاب ترجمه‌شده: نام خانوادگی، نام نویسنده/نویسندگان. (سال ترجمه). عنوان کتاب به فارسی. نام و نام خانوادگی مترجم/ مترجمان. محل نشر: ناشر.
- پایان‌نامه: نام نگارنده پایان‌نامه. (سال). عنوان پایان‌نامه. ذکر پایان‌نامه بودن منبع. دانشگاه.

- مقاله: نام خانوادگی، نام نویسنده/ نویسندگان. (سال). عنوان مقاله. نام نشریه. صاحب امتیاز، سال، دوره یا شماره، شماره صفحه‌هایی که مقاله در آن درج شده است.
- مقاله‌های چاپ‌شده در روزنامه‌ها: نام خانوادگی، نام نویسنده. (سال، روز ماه). عنوان مقاله. نام روزنامه، شماره صفحه.
- مقاله ترجمه‌شده: نام خانوادگی، نام نویسنده. (سال). عنوان مقاله. نام خانوادگی مترجم با ذکر عنوان مترجم. نام نشریه‌ای که مقاله ترجمه‌شده در آن درج شده. صاحب امتیاز، سال، دوره یا شماره، شماره صفحه‌ها.

۲-۱. ارائه چند مثال

۲-۱-۱. کتاب با یک نویسنده

-کریمی، یوسف. (۱۳۷۵). روان‌شناسی اجتماعی: نظریه‌ها، مفاهیم و کاربردها. تهران: نشر ارسباران.

-کریمی، یوسف. (۱۳۸۲). روان‌شناسی اجتماعی: نظریه‌ها، مفاهیم و کاربردها (چاپ یازدهم). تهران: نشر ارسباران.

-وین رایت، ویلیام (بی تا). عقل و دل. ترجمه محمدهادی شهاب (۱۳۸۶). قم: انتشارات پژوهشگاه علوم و معارف اسلامی.

۲-۱-۲. کتاب با دو نویسنده

- مارشال، کاترین و راسمن، گرچن ب. (۱۹۹۵). روش تحقیق کیفی. ترجمه علی پارسائیان و سید محمد اعرابی (۱۳۷۷). تهران: انتشارات دفتر پژوهش‌های فرهنگی.

- مارشال، ک. و راسمن، گ. ب. (۱۹۹۵). روش تحقیق کیفی. ترجمه علی پارسائیان و سید محمد اعرابی (۱۳۷۷). تهران: انتشارات دفتر پژوهش‌های فرهنگی.

۲-۱-۳. کتاب با سه نویسنده

– سرمد، زهره؛ بازرگان، عباس و حجازی، الهه. (۱۳۷۶). روش‌های تحقیق در علوم رفتاری. تهران: انتشارات آگاه.

- در متون فارسی کمتر منبعی را می‌توان پیدا کرد که بیش از سه نویسنده داشته باشد، ولی در متون انگلیسی **منابع** با بیش از سه نویسنده به‌طور مکرر مشاهده می‌شود. صاحب‌نظران معتقدند که برای منابع با بیش از سه نویسنده پس از نام نویسنده سوم "و همکاران" نوشته شود.

۲-۱-۴. مقاله: مجله

- اسدالهی، قربانعلی؛ یعقوبی، محمد و سلیمانی، بهرام. (۱۳۷۲). بررسی میزان مردودی و قبولی با رتبه تولد در دانش‌آموزش مقطع ابتدایی شهر اصفهان در سال تحصیلی ۶۷-۱۳۶۶. پژوهش‌های روانشناختی، دوره۲، شماره ۱و ۲، صص ۲۶-۳۲.

۲-۱-۵. مقاله: مجموعه مقالات همایش‌ها

- خامسان، احمد. (۱۳۸۶). چالش‌های ایجاد برنامه‌های دکتری برخط. مجموعه مقالات همایش تأملی بر دوره‌های دکتری ایران (صص ۲۴-۳۵). مؤسسه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی، تهران، اردیبهشت ۱۳۸۶، دانشگاه پیام نور.

۲-۱-۶. مقاله: کتاب‌های ویرایش‌شده

- کتاب ویرایش‌شده کتابی است که هر فصل آن توسط یک یا چند نویسنده نگارش شده، ولی مسئولیت کل کتاب به عهده ویراستار(ان) است که مسئولیت تنظیم مطالب را بر عهده دارند.

-گیبس، گراهام. (۲۰۰۳). ده سال بهبود یادگیری دانش‌آموز. کریس راست (ویراستار): بهبود یادگیری دانش‌آموز، (صص۹ - ۲۶). بریتانیا: انتشارات دانشگاه آکسفورد.

۲-۱-۷. مقاله: برخط (آنلاین/ اینترنتی)

- دیلمقانی، میترا. (بی تا). دانشگاه‌های مجازی: چالش‌ها و ضرورت‌ها. مقاله ارائه‌شده به کنفرانس آموزش الکترونیکی ایران. بازیابی‌شده در ۱۲ اردیبهشت ۱۳۸۵.

۲-۱-۸. استناد به اینترنت

در استناد به منابع اینترنتی، در انتها، تاریخ دسترسی به منبع نیز قید شود.

Laporte RE, Marler E, AKazawa S, Sauer F. (1995). The death of biomedical journal. BMJ.; 310: 1387 -90. Available from:

http:// www. bmj. com/bmj/archive. Accessed September 26, 1996.

۲-۱-۹. منابع چاپ نشده: پایان‌نامه‌ها و گزارش‌های پژوهشی

- خامسان، احمد. (۱۳۷۴). بررسی مقایسه‌ای ادراک خود در زمینه تحول و سلامت روانی. پایان‌نامه کارشناسی ارشد روان‌شناسی تربیتی، دانشگاه تهران، چاپ نشده.

- خامسان، احمد؛ آیتی، محسن و تفضلی، عباس. (۱۳۸۰). بررسی مشکلات و نحوه گذراندن اوقات فراغت دانشجویان دانشگاه بیرجند. گزارش طرح پژوهشی مصوب دانشگاه بیرجند.

۲-۱-۱۰. منبع‌نویسی وقتی نویسنده شخص نیست

- معاونت مطالعات و تحقیقات سازمان ملی جوانان. (۱۳۸۷). جوانان، روابط خانوادگی و نسلی. تهران: انتشارات سازمان ملی جوانان.

۲-۱-۱۱. منبع‌نویسی از یک نویسنده با بیش از یک اثر در یک‌سال

-کریمی، یوسف. (۱۳۸۷ الف). روان‌شناسی اجتماعی. تهران: رشد.

- کریمی، یوسف. (۱۳۸۷ ب). روان‌شناسی شخصیت. تهران: آگاه.

فهرست مطالب

عنوان	نویسنده	صفحه
تاثیر سرمایه اجتماعی بر شاخص توسعه انسانی در کشورهای عضو اوپک	حمید آسایش رضا شمس اللهی شقایق عباسعلی مهدی کمالی فتانه نیکنام	۱-۲۶
بررسی رابطه بین استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی و نابرابری درآمد با توجه به نقش توسعه مالی: منتخبی از کشورهای در حال توسعه آسیا	حبیب انصاری سامانی سیما دالوندی	۲۷-۵۰
شناسایی محیط درونی و بیرونی زنجیره‌های تولید و نسبت آن‌ها با مسئله خام فروشی	اولین قازاریان علی اصغر بانوئی فرشاد مومنی	۵۱-۷۲
بررسی جایگاه مالیات کربن بر بخش‌های اقتصادی در اقتصاد ایران با رویکرد داده ستانده	شیما فدوی فاطمه بزازان	۷۳-۱۰۶
اثر شوک‌های خارجی بر تورم در رژیم‌های ارزی اقتصاد ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی	رویا عاطفی منش مرتضی تهامی پور حسین صمصامی مزرعه آخوند انوشیروان تقی‌پور	۱۰۶-۱۵۰
بررسی اثر نامتقارن بدهی عمومی بر توسعه مالی در ایران	علی آذریون مجید دشتبان فاروجی عبداله خوشنودی	۱۵۱-۱۷۶
بهره‌وری کل عوامل تولید و تحلیل اثر ابزارهای مالی دولت	شهریار زروکی یوسف عیسی‌زاده روشن حمیده صمدی کوچکسرایی	۱۷۷-۲۰۶
اثرات متقابل توسعه مالی با سرمایه انسانی و کیفیت نهادی بر تخریب محیط‌زیست: روش هم‌جمعی پانلی	زینب سالاری مهدی شهرکی	۲۰۷-۲۲۶
اثرات مؤلفه‌های حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد با تأکید بر بی‌ثباتی سیاسی	معصومه حاجیلی دوجی زهرا میلا علمی	۲۲۷-۲۵۰
بررسی اثرات متقابل انرژی‌های تجدیدپذیر و انتشار کربن دی‌اکسید بر توسعه انسانی: رویکرد هم‌جمعی در روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی	فاطمه جداوی سیمین قادری	۲۵۱-۲۶۸
تأثیر ثبات مالی بر سیاست پولی در کشورهای درحال‌توسعه: کاربرد مدل غیرخطی	یزدان گودرزی فراهانی زلیخا مرسلی ارزنق ابراهیم عباسی	۲۶۹-۲۹۰
نقش تجارت بین‌الملل بر توسعه شاخص سرمایه انسانی (مطالعه موردی: کشورهای OECD)	نادیا میرزابابازاده سمانه نورانی آزاد احمد لطفی حسن اعمی بنده قرایی	۲۹۱-۳۱۰

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۱۰، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۲۶-۱

مقاله پژوهشی

تاثیر سرمایه اجتماعی بر شاخص توسعه انسانی در کشورهای عضو اوپک[۱]

حمید آسایش[۲]، رضا شمس اللهی[۳]، شقایق عباسعلی[۴]، مهدی کمالی[۵] و فتانه نیکنام[۶]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۱/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۵/۰۹

چکیده

امروزه سرمایه اجتماعی را می‌توان بستر مناسبی برای بهره‌برداری از سرمایه انسانی و فیزیکی دانست. در حقیقت سرمایه اجتماعی نشان‌دهنده اهمیت نقش ساختارها و روابط اجتماعی میان افراد بر متغیرهای توسعه از همه ابعاد است. بنابراین هدف از انجام این پژوهش بررسی تاثیر سرمایه اجتماعی بر شاخص‌های توسعه انسانی در کشورهای عضو اوپک با بهره‌گیری از الگوی اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته طی دوره ۲۰۲۱-۲۰۰۷ است. یافته‌های پژوهش حاکی از آن است که افزایش یک درصدی سرمایه اجتماعی منجر به افزایش ۰/۰۸ درصدی شاخص توسعه انسانی شده است. همچنین متغیرهای امید به زندگی، اندازه دولت و رشد اقتصادی منجر به افزایش توسعه انسانی طی دوره مورد بررسی شده‌اند. بنابراین توصیه می‌شود در کشورهای صادرکننده نفت اوپک به‌جای توجه دولت‌ها به فعالیت‌های رانتیر که منجر به تخریب اقتصاد می‌شود، بر توسعه سرمایه اجتماعی اهمیت دهند.

واژگان کلیدی: سرمایه اجتماعی، توسعه انسانی، کشورهای عضو اوپک.

طبقه‌بندی موضوعی: *P29 ،I22*

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/ieda.2024.45704.1389

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت ا...بروجردی، بروجرد، ایران. (نویسنده مسئول). Email:hamid.asayesh@abru.ac.ir

۳. کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی دانشگاه آیت ا...بروجردی، بروجرد، ایران. Email:reza.shamsolahi@gmail.com

۴. کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. Email:sh.abasali76@gmail.com

۵. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، واحد قشم، دانشگاه آزاد اسلامی قشم، ایران. Email:Mahdikamali174@gmail.com

۶. کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان، ایران. Email:ftanhnyknam@gmail.com

مقدمه

یکی از مهم‌ترین مسائل مورد تأکید اقتصاددانان در مدل‌های رشد اقتصادی قرن بیستم توجه به سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی در رشد اقتصادی کشورها بوده است. در مقابل، نرخ رشد اقتصادی در برخی از کشورهای دارای منابع فیزیکی کمتر بوده است. این تناقض منجر شد اقتصاددانان در دهه‌های اخیر به مسائل اجتماعی و فرهنگی به‌عنوان عوامل مؤثر بر توسعه اقتصادی تأکید داشته باشند. در تئوری‌های جدید رشد اقتصادی علاوه بر سرمایه، کار، نیروی انسانی و تفاوت‌های منطقه‌ای (جغرافیایی) بر سرمایه اجتماعی به‌عنوان متغیر کلان اقتصادی اشاره شده است. سرمایه اجتماعی به‌عنوان یکی از عوامل اساسی برای رسیدن به اهداف توسعه پایدار محسوب می‌شود. دولت‌ها و جوامع تلاش می‌کنند با به‌کارگیری سیاست‌های مناسب و ارائه راهکارهای صحیح در ارتباط با جامعه، به تولید و توسعه سرمایه اجتماعی بیشتر نائل شوند؛ زیرا سرمایه اجتماعی یکی از عوامل افزایش بهره‌وری سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی است. سرمایه اجتماعی به‌عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار اقتصادی و متغیری مهم برای اقتصاد توسعه شناخته شده است. سرمایه اجتماعی اگرچه متغیر اقتصادی شناخته نمی‌شود، اما به‌عنوان یک متغیر فرهنگی - نهادی بر متغیرهای اقتصادی از طریق کاهش هزینه‌های مبادله، تسهیل تجارت، کاهش آسیب‌های مالی و اجتماعی، افزایش هماهنگی دولت با جامعه، افزایش کارایی سیاست‌های اقتصادی دولت و... تأثیرگذار است؛ بنابراین سرمایه اجتماعی را باید به‌عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار بر سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و توسعه پایدار شناخت (پارسایی و همکاران، ۱۳۹۹)؛ بنابراین سرمایه اجتماعی، دارایی نهفته در روابط روزمره میان افراد جامعه است که پیامدهای مثبتی را به دنبال دارد که این پیامدها شامل رفاه خانوار، تقویت همسایگی، افزایش کیفیت زندگی و پویایی جامعه هستند (حمدان و همکاران[1]، ۲۰۱۴).

شاخص توسعه انسانی، برای اندازه‌گیری تلاش‌ها به‌منظور افزایش ظرفیت سرمایه انسانی به کار برده می‌شود. سنجش توسعه انسانی با استفاده از ابعاد آموزش، سلامت و ارقام قدرت خرید صورت می‌گیرد. هر چه رقم به‌دست‌آمده بیشتر باشد، اهداف توسعه بیشتر محقق خواهد شد. شاخص توسعه انسانی عموماً یکی از معیارهای رفاه در بین کشورها است و سعی در سنجش ابعاد مختلف کیفیت زندگی، مانند طول عمر، آموزش و دسترسی به منابع دارد. طول عمر با امید به زندگی در بدو تولد سنجیده می‌شود که توانایی داشتن یک زندگی طولانی و سالم را به تصویر می‌کشد. معیاری از پیشرفت تحصیلی مانند نسبت-های ثبت‌نام در مدرسه نیز برای نشان دادن توانایی کسب دانش و مشارکت در زندگی عمومی در جامعه گنجانده شده است. درنهایت دسترسی به منابع نیز با سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی بر حسب برابری قدرت خرید به دلار آمریکا، اندازه‌گیری می‌شود (آسیاما و کواراتی[2]، ۲۰۰۹). در دنیای امروزی یکی از محرک‌های اصلی توسعه انسانی، تحول فناوری و تغییرات آن است که این تغییرات در خلاء رخ نمی‌دهد، بلکه ناشی از فرآیندهای اقتصادی و اجتماعی است که این فرآیندها، نتیجه فعالیت انسان است. سازمان‌های دولتی می‌توانند

1. Hamdan et al.
2. Asiama & Quartey

جهت تغییر فناوری را به‌گونه‌ای تعیین کنند که توسعه انسانی را ارتقاء بخشد. اثر مثبت حاصل، می‌تواند در جهت کاهش نابرابری، گسترش فرصت‌ها برای مردم کشورهای کم‌درآمد و تلاش برای دریافت آموزش باشد. یکی از شاخص‌های اصلی که سطح کیفیت زندگی و تحصیلات جمعیت را مشخص می‌کند، شاخص توسعه انسانی است. به‌طورکلی می‌توان گفت رسیدن به توسعه، نیازمند توجه به سرمایه اجتماعی و آگاه‌سازی افراد از طریق مشارکت، انسجام، اعتماد و سایر ابعاد اجتماعی است؛ زیرا اعتماد اجتماعی خود، زمینه‌ساز مشارکت، همکاری، تعاملات و کنش‌های گروهی میان اعضا در گروه‌های اجتماعی است (حمدان و همکاران، ۲۰۱۴). طبق مطالعه صورت گرفته توسط شعبانی و همکاران (۱۳۹۲)، ارتباط مثبتی بین سرمایه اجتماعی و شاخص توسعه انسانی وجود دارد؛ به این صورت که با افزایش سرمایه اجتماعی، شاخص توسعه انسانی افزایش می‌یابد و با کاهش آن، شاخص توسعه انسانی کاهش می‌یابد. سرمایه اجتماعی با تقویت دو عنصر اصلی اعتماد و مشارکت گروهی و درنتیجه با تسهیل عدم اطمینان در تعاملات پیچیده و کاهش نیاز به ضمانت‌های اجرایی، به وجود آوردن امکان مبادله آسان اطلاعات، افزایش مهارت‌های اجتماعی افراد، بالا بردن درجه مشارکت در گروه‌ها و سازمان‌های مولد و بالا بردن انعطاف، به بهبود شاخص توسعه انسانی کمک قابل‌توجهی می‌کند. گروهی دیگر ارتباط روشنی بین میزان سرمایه اجتماعی و سلامت (پارتس[1]، ۲۰۰۲؛ واتورورس و همکارن[2]، ۲۰۱۴)، سرمایه اجتماعی و خوشبختی (گوی[3]، ۲۰۰۰)، سرمایه اجتماعی رفاه فرد و امید به آینده (ساباتینی[4]، ۲۰۰۵) برقرار نموده‌اند. نتایج مطالعات نشان می‌دهد که افزایش سرمایه اجتماعی، منجر به افزایش سرمایه انسانی، رشد اقتصادی و کاهش مرگ‌ومیر را به همراه داشته است. در حقیقت طرح رویکرد سرمایه اجتماعی نشان‌دهنده اهمیت نقش ساختارها و روابط اجتماعی میان افراد بر متغیرهای توسعه انسانی از همه ابعاد است (افشانی و جعفری، ۱۳۹۵).

سرمایه‌گذاری در سرمایه اجتماعی در کشورهای وابسته به وفور منابع طبیعی از جمله نفت، از اهمیت بسزایی برخوردار است. چرا که اقتصاد این کشورها تحت سلطه درآمدهای حاصل از صادرات نفت است. اگرچه این درآمد در آینده افزایش خواهد یافت، اما نقطه‌ای وجود دارد که نفت تمام می‌شود و تمام پولی که از نفت تولید می‌شود با آن از بین می‌رود. به همین دلیل دولت‌ها در این کشورها برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی باید در سرمایه اجتماعی، سرمایه‌گذاری کنند. افزایش سرمایه‌گذاری در سرمایه اجتماعی در این کشورها، منجر به بهبود سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی داخلی، هزینه‌های منطقه‌ای و گشایش به روی تجارت و سرمایه‌گذاری بین‌المللی می‌شود که نقش مهمی در تقویت توسعه و موفقیت این کشورها دارد. از سوی دیگر در این کشورها وابستگی به درآمدهای نفتی، منجر به افزایش اندازه دولت و تقویت دولت رانتیر می‌شود که با افزایش بی‌ثباتی‌های

1. Parts
2. Waterworth et al
3. Gui
4. Sabatini

اقتصادی و اجتماعی همراه شده و می‌تواند منجر به کاهش روند توسعه انسانی در این کشورها شود (پارسایی و همکاران، ۱۳۹۹).

بر این اساس هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی بر توسعه انسانی در کشورهای عضو اوپک است و برای این منظور با به‌کارگیری الگوی اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[1]، سؤال اصلی پژوهش «آیا سرمایه اجتماعی بر توسعه انسانی در کشورهای عضو اوپک تأثیر دارد» برای دوره ۲۰۲۱-۲۰۰۷ مورد آزمون قرار می‌گیرد.

در این مقاله، بعد از ارائه مقدمه، بخش دوم و سوم به مبانی نظری و مطالعات تجربی اختصاص یافته است. در بخش چهارم تصریح مدل تجربی و روش‌شناسی ارائه می‌شود. بخش پنجم نتایج مدل تجربی را ارائه می‌دهد. بخش پایانی بحث و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

مبانی نظری

۱. توسعه انسانی

نیروی انسانی هر کشوری ثروت واقعی آن کشور محسوب می‌شود. هدف اساسی توسعه، ایجاد شرایطی است تا این نیروی انسانی را از حیات طولانی و سالم و خلاق برخوردار کند. تا قبل از ۱۹۷۰ درآمد سرانه هر کشوری به‌عنوان مبنای سنجش میزان توسعه‌یافتگی در نظر گرفته می‌شد. ناکافی بودن معیار درآمد سرانه در تعیین میزان توسعه‌یافتگی یک جامعه منجر بر این شد که برخی اقتصاددانان توجه خود را به شاخصی معطوف کردند که علاوه بر متغیرهای اقتصادی، دربرگیرنده متغیرهای اجتماعی و انسانی باشد. یکی از این شاخص‌ها، شاخص توسعه انسانی (HDI)[2] است. این شاخص در ۱۹۹۰ توسط آمارتیاسن[3]، محبوب الحق[4] اقتصاددان پاکستانی، گوستا[5] و رانیس[6] توسعه یافت و از همان زمان توسط سازمان ملل مورد توجه قرار گرفته است. این شاخص از میانگین شاخص امید زندگی در بدو تولد، آموزش (نرخ باسوادی در افراد بزرگسال و نرخ ثبت‌نام در مقطع ابتدایی و متوسطه) و استاندارد زندگی (تولید ناخالص داخلی سرانه برحسب برابری قدرت خرید به دلار آمریکا) محاسبه می‌شد. سازمان ملل متحد از سال ۲۰۱۰ به بعد به‌جز شاخص بهداشت که با امید به زندگی در بدو تولید اندازه‌گیری می‌شود، در ارتباط با آموزش و استاندارد زندگی متغیرهای دیگری را جایگزین کرده است؛ به‌طوری‌که برای آموزش از دو شاخص متوسط طول دوره‌ای که صرف آموزش می‌شود و طول دوره مورد انتظار تحصیل کودکان در سن ورود به مدرسه و برای استاندارد زندگی، به‌جای تولید ناخالص داخلی سرانه، درآمد سرانه به‌کار گرفته می‌شود (اسدی و اسماعیلی، ۱۳۹۳). توسعه انسانی از دید سازمان ملل، «فرآیند بزرگ کردن انتخاب‌های مردم» در راستای کمک به «زندگی طولانی و سالم» آن‌ها است؛ یعنی اینکه

1. Generalized Method of Moments
2. Human Development Index
3. Amartya Sen
4. Mahbubalhagh
5. Gosta
6. Ranis

تحصیل‌کرده باشند، از استانداردهای زندگی مناسب و همین‌طور از آزادی سیاسی و سایر حقوق بشر تضمین‌شده و اجزای مختلف آن برخوردار باشند. درحالی‌که شاخص‌های متعددی برای اندازه‌گیری توسعه انسانی شکل گرفته است، اما شاید بتوان گفت رایج‌ترین آن‌ها، شاخص توسعه انسانی (HDI) است (قائم ذبیحی و همکاران، ۱۴۰۱). برای دستیابی به اهداف توسعه باید مؤلفه‌های توسعه انسانی در نظر گرفته شود. بهره‌وری: انسان‌ها باید برای افزایش بهره‌وری و مشارکت کامل در تولید درآمد و رفع نیازهای زندگی تلاش کنند؛ بنابراین توسعه اقتصادی به‌عنوان بخشی از توسعه انسانی تعبیر می‌شود. انصاف: همه فرصت یکسانی برای دسترسی به منابع اقتصادی و اجتماعی- سیاسی دارند و همه محدودیت‌ها را برای جلوگیری از دسترسی به آن حذف می‌کنند؛ زیرا همه باید فرصت مشارکت در بهره‌گیری از مزایای موجود برای بهبود کیفیت زندگی را داشته باشند. تداوم: دسترسی به فرصت‌ها باید از فرصت‌های موجود برای نسل حاضر و آماده‌سازی برای نسل‌های آینده اطمینان حاصل کند. همه منابع باید همیشه تجدیدپذیر باقی بمانند. توانمندسازی: همه مردم در تعیین انتخاب‌های زندگی خود مشارکت دارند. به همین ترتیب، در استفاده از فرآیند توسعه، مردم باید در تصمیم‌گیری مشارکت داشته باشند. مفاهیم متعددی از توسعه منابع وجود دارد که در زمینه کلان، کل فرآیند فعالیت‌های ظرفیت‌سازی انسانی را تشکیل می‌دهد که فعالیت‌های مختلفی از جمله، توسعه آموزش‌وپرورش، بهداشت و تغذیه، فرصت‌های شغلی، محیط زیست سالم، توسعه در محیط کار و ... را در بر می‌گیرد. شاخص توسعه انسانی (HDI) را می‌توان بر اساس چندین مؤلفه اصلی کیفیت، اندازه‌گیری کرد. به‌عنوان یک ابزار سنجش کیفیت زندگی، HDI از طریق ابعاد کلیدی توسعه انسانی ساخته می‌شود: ۱) زندگی طولانی و سالم، ۲) آگاه بودن و ۳) داشتن استاندارد زندگی مناسب. این سه بعد به دلیل اینکه با عوامل زیادی مرتبط هستند معنای جامعی دارند. برنامه توسعه سازمان ملل متحد، در اولین گزارش خود ابعاد سلامت را با استفاده از امید به زندگی در بدو تولد اندازه‌گیری کرد. همچنین، برای اندازه‌گیری ابعاد دانش از نرخ باسوادی استفاده می‌شود. شاخص تولید ناخالص داخلی منطقه‌ای (RGDP)[1] سرانه ابعاد استاندارد زندگی مناسب را اندازه‌گیری می‌کند (قائم ذبیحی و همکاران ، ۱۴۰۱).

در برخی از کشورها شاخص توسعه انسانی بر اساس رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$HDI_j = 1 - \left(\sum_{i=1}^{K} l_{ij} lk\right) \text{ j=1,…, } l \text{ , i=1,…,k} \qquad (۱)$$

بر اساس رابطه (۱)

1= یکمین شاخص محرومیت انسانی در کشور

محرومیت انسانی بر اساس متغیرهای امید به زندگی، سواد بزرگسالان و لگاریتم قدرت خرید تعدیل‌شده تولید ناخالص داخلی سرانه ارزیابی می‌شود. سومی به عنوان استاندارد زندگی مناسب عمل می‌کند. با مقیاس‌بندی این متغیرها در محدوده صفر تا یک با استفاده از رابطه ۲، متغیرهای فوق، به‌عنوان یک مفهوم نسبی در نظر گرفته می‌شود.

1. Regional Gross Domestic Production Index

$$l_{ij} \quad \left(\frac{(x_i - x_{ij})}{(x_i - x_i^m)}\right) \qquad (۲)$$

بر اساس رابطه (۲)

x_i یک مقدار مطلوب انتخاب شده از متغیر I ام

x_{ij} ارزش واقعی متغیر i ام برای کشور

اگر کشوری به مقدار مورد نظر متغیر i دست یابد، به این معنا است که به سطح مطلوبی از توسعه انسانی دست یافته است. اگر کشور j به مقادیر دلخواه هر یک از x_i^m دست یابد، آنگاه میانگین s_{il} به صفر می‌رسد و مقدار شاخص توسعه انسانی به حداکثر مقدار خود رسیده و برابر با یک می‌شود. همچنین نتیجه می‌شود که هر چه شکاف بین x_{is} و x_{il} مربوط به کشور j بیشتر باشد، ارزش شاخص توسعه انسانی آن کشور کمتر و همچنین سطح توسعه انسانی ارزیابی‌شده آن کمتر است. (مک گیلیوری[1]، ۱۹۹۱).

۲. سرمایه اجتماعی

در دهه‌های گذشته سرمایه اجتماعی در اشکال مختلف در مفاهیم علوم اجتماعی به وجود آمد. مفهوم سرمایه اجتماعی در ۱۹۱۶ توسط هفین[2] بیان شده است. هفین از بحث مراکز اجتماعات مدارس روستایی، بر اهمیت احیای مشارکت‌های اجتماعی برای تداوم توسعه تأکید کرد و مفهوم سرمایه اجتماعی را بنا نهاده است و بعد از هفین در دهه ۱۹۶۰ جیکز[3] در برنامه‌ریزی شهری و در دهه ۱۹۷۰ لوری[4] در تحلیل میراث اجتماعی مفهوم سرمایه اجتماعی را به کار گرفته بودند□مفهوم سرمایه اجتماعی در دهه ۱۹۸۰ مورد توجه بیشتری قرار گرفت و توانست در میان نظریه‌های جامعه‌شناسی جایگاهی ثابت به خود اختصاص دهد. سرمایه اجتماعی به معنای شبکه‌ای از روابط فردی و گروهی است که هر فردی در اختیار دارد و شامل همه منابع واقعی و بالقوه‌ای است که می‌توانند در اثر عضویت در شبکه اجتماعی کنشگران یا سازمان‌ها به‌دست آیند. سرمایه اجتماعی در معنای عام، نوعی سرمایه‌گذاری در روابط اجتماعی است. مفهوم سرمایه اجتماعی، مفهومی چندوجهی و بین‌رشته‌ای است که وارد ادبیات مرتبط با علوم اجتماعی شده است. سرمایه اجتماعی به معنای تأثیرگذاری اقتصادی حاصل از تسهیلاتی است که شبکه‌های اعتماد و مؤلفه‌های فرهنگی سرمایه اجتماعی در جامعه به وجود آورده است (پوترو و همکاران[5]، ۲۰۲۲).

۳. اثر سرمایه اجتماعی بر شاخص‌های توسعه انسانی

شاخص توسعه انسانی سه جز اصلی آموزش، بهداشت و سطح درآمد افراد را در بر می‌گیرد. ما در این قسمت، به بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی به هر کدام از این سه جزء می‌پردازیم.

1. McGillivra
2. Hyphen
3. Jences
4. Lurie
5. Putro et al.

اثر سرمایه اجتماعی بر آموزش

سرمایه اجتماعی از طریق چهار مؤلفه خانواده، مشارکت، محیط آموزشی و مذهب بر آموزش تأثیرگذار است. مؤلفه‌های سرمایه اجتماعی نقش انکارناپذیری در بهبود وضعیت آموزشی دارند. بنا بر اصول جامعه‌شناسی و روانشناسی، کودکانی که خانواده آن‌ها از لحاظ اقتصادی و اجتماعی در وضعیت مناسبی قرار دارند، از لحاظ آموزشی بهتر از خانواده‌های آسیب‌پذیر هستند و زمینه‌های تبدیل سرمایه اجتماعی به سرمایه انسانی در این خانواده‌ها مهیاتر است. در صورت وجود سرمایه اجتماعی بالاتر در بین والدین، انتظارهای آموزشی آن‌ها بالاتر رفته و این موضوع به ارتقاء سطح بهره‌وری آموزشی آن‌ها کمک می‌کند (دیکا و سینگ[1]، ۲۰۰۲). نهادهای مذهبی نیز از جمله مهم‌ترین جایگاه‌هایی هستند که در آن‌ها فعالیت اجتماعی بر مبنای روح اعتماد، تعاون و همبستگی شکل می‌گیرد. البته منظور آن گروه از مذاهبی است که از اعمال فردی فراتر رفته و برای فعالیت اجتماعی نیز ارزش قائل‌اند. کلمن[2] که مسئول انجام چندین پژوهش در مورد عملکرد اقلیت‌ها در مدارس دولتی و خصوصی بوده است، آثار مثبت مدارس مذهبی بر عملکرد دانش‌آموزان را تأیید کرده است. محیط اجتماعی زندگی و محل تحصیل دانش‌آموزان و دانشجویان، بر سطح آموزش آن‌ها نیز مؤثر است. جابه‌جایی جغرافیایی، می‌تواند موجب گسستگی سرمایه اجتماعی خانواده شود و همچنین آثار مخربی را بر تحصیلات کودکان بر جای گذارد (سیه‌الدین و همکاران[3]، ۲۰۲۳). مؤلفه‌ی دیگری که می‌تواند بر سطح بهره‌وری آموزشی اثر داشته باشد، مشارکت اجتماعی است. همکاری، تعاون و همبستگی بین اعضای گروه‌ها باعث می‌شود که افراد در محیطی همراه با رقابت و سایر ابعاد انسانی مانند کمک به همنوع و دلسوزی، نسبت به شرایط یکدیگر احساس مسئولیت داشته باشند. در چنین محیطی، افراد با بهره‌گیری از توانمندی‌های خود تلاش می‌کنند تا ضعف‌های یکدیگر را بپوشانند (رگوس و بارانویچ[4]، ۲۰۱۶). سرمایه اجتماعی منجر می‌شود که دانش آموزان مهارت‌های اجتماعی را از طریق مشارکت و تعامل با یکدیگر تقویت کنند. همچنین دانش آموزان از طریق یادگیری آموزش‌های مدنی چگونگی مسئولیت‌پذیری در جامعه را یاد می‌گیرند (توکاس[5]، ۲۰۱۶). سرمایه اجتماعی از طریق مشارکت میان دانش آموزان منجر به ارتقاء مهارت‌های اجتماعی آن‌ها می‌شود. سرمایه اجتماعی از طریق مؤلفه تعاون و همکاری منجر می‌شود که دانش آموزان آموزش‌های مدنی را یاد بگیرند (طیب‌نیا و همکاران، ۱۳۹۸).

افزایش مؤلفه‌های شبکه‌های اجتماعی غیررسمی و اعتماد اجتماعی منجر به توسعه عملکرد نظام آموزشی و پژوهشی می‌گردد (رازقی و کاظمی، ۱۴۰۲). مشارکت اولیای دانش آموزان در امور مدرسه منجر به سوق یافتن امکانات معنوی، علمی، آموزشی، تربیتی و مالی به سمت مدارس می‌شوند و در پرتو چنین فرآیندی نیروی انسانی خلاق و ماهر می‌شود (شهیدول و همکاران[6]، ۲۰۱۵).

1. Dika & Singh
2. Colman
3. Syaharuddin et al.
4. Rogošić & Baranović
5. Tokas
6. Shahidul et al.

اثر سرمایه اجتماعی بر بهداشت

ارتباط بین سرمایه اجتماعی با سلامتی و بهداشت به چهار علت است: ۱) شبکه‌های اجتماعی به نوعی کمک‌های مادی را در اختیار افراد قرار می‌دهند که موجب کاهش اضطراب شود. ۲) شبکه‌های اجتماعی، معیارهای سلامتی و بهداشت را تقویت می‌کنند. ۳) شبکه‌های اجتماعی، می‌توانند خدمات بهداشتی بهتری را فراهم کنند. ۴) تعامل و فعالیت اجتماعی سبب فعال‌تر شدن سیستم دفاعی بدن می‌شود. سرمایه اجتماعی از راه‌های مختلفی بر بهداشت و امید به زندگی تأثیر می‌گذارد. وجود سرمایه اجتماعی می‌تواند سلامت روان را برای افراد جامعه فراهم آورد. بیماری‌های روحی، افسردگی و بسیاری از انواع اختلالات روانی از جمله مواردی هستند که در بسیاری از مواقع، به علت تنهایی، گوشه‌گیری و عزلت افراد شکل می‌گیرند که حاصل دوری از محیط‌های پرتکاپوی اجتماعی، رفت‌وآمدهای دوستانه، کاری و فامیلی، وجود صداقت، اعتماد و صلح و صفا در جامعه است. سرمایه اجتماعی هم‌چنین می‌تواند سلامت فیزیکی را برای افراد به دنبال داشته باشد. مطالعات تجربی حاکی از آن است که نرخ مرگ‌ومیر در جامعه‌ای که از شبکه‌های اجتماعی قوی‌تر برخوردار است، نصف یا یک سوم نرخ مرگ‌ومیر در جوامعی است که دارای ارتباطات ضعیف اجتماعی هستند (شیرزادکناری و همکاران، ۱۳۹۹). در محیط‌های اجتماعی که در آن‌ها میزان اعتماد و مشارکت در سطح بالایی قرار دارد، سرمایه اجتماعی تأثیر قابل توجهی بر سلامت مردم خواهد داشت. سرمایه اجتماعی از طریق افزایش اعتماد به نفس ناشی از حمایت اجتماعی، پذیرش رفتارهای صحیح بهداشتی و کاهش خشونت ناشی از ارزش‌ها و هنجارهای اجتماعی منجر به بهبود وضعیت سلامت مردم می‌شود (قیاسی و همکاران ،۱۳۹۸). تداوم و استمرار روابط اجتماعی سالم در میان افراد جامعه که مبتنی بر هنجارها و ارزش‌های مشترک باشد، منجر به افزایش اعتماد اجتماعی شده و در صحنه‌های مختلف زندگی از آسیب‌های روانی افراد پیشگیری می‌کند. حمایت اجتماعی یکی دیگر از مؤلفه‌های سرمایه اجتماعی است که شامل تهیه و مبادله منابع و کمک‌های عاطفی می‌شود که می‌تواند فشارهای روانی و اضطراب‌های ناشی از حوادث ناگوار زندگی روزمره را کاهش دهد و منجر به افزایش سلامت روانی افراد گردد (نیازی و همکاران، ۱۳۹۶).

اثر سرمایه اجتماعی بر میزان درآمد

به مرور زمان، افراد از زندگی در فضای فردی به سمت‌وسوی زندگی اجتماعی سوق داده می‌شوند. درواقع فردگرایی منجر به کاهش تعاون و همکاری و درنهایت کاهش تولید و افزایش مخاطرات برای افراد می‌شود. این نظر منطبق با نظر بهینه‌گرایان[1]، مبنی بر امکان دستیابی به درآمد بیشتر از مجرای تخصصی شدن است (شعبانی و همکاران، ۱۳۹۲). خانواده‌های با سرمایه اجتماعی بالا، مصرف سرانه بالاتری دارند. همچنین این خانواده‌ها، دارای سرمایه بالاتر، پس‌انداز بیشتر و درنهایت سطح اعتبار مطلوب‌تری هستند (گروت و همکاران[2]، ۲۰۰۷). ارتباط اصلی بین سرمایه اجتماعی و توزیع درآمد خانوار، تأثیر سرمایه

1. Optimists
2. Groot *et al.*

اجتماعی بر شرایط و سطح تجارت است که منجر به تغییر توضیع درآمد می‌شود. افزایش سرمایه اجتماعی احتمال دادوستد بین دوستان و خانواده را زمانی که خریدار مزیت نسبی در استفاده از دارایی معامله‌شده دارد، بهبود می‌بخشد (رابیسون و همکاران[1]، ۲۰۱۱؛ شن و بیان[2]، ۲۰۱۸). اگر روابط متقابل اجتماعی که فرهنگ، آداب‌ورسوم، هنجارها، نهادها و شبکه‌های اجتماعی در چگونگی تشکیل آن نقش دارند، در جهت مثبت رشد و تکامل یافته باشد، می‌تواند در تعاملات و مبادلات اقتصادی منجر به کاهش هزینه‌های مبادلاتی و تأثیر بر سایر انواع سرمایه شود و درنهایت منجر به بهبود رشد اقتصادی و درآمد تأثیرگذار باشد (طیب نیا و همکاران ، ۱۳۹۸). سرمایه اجتماعی از طریق جلوگیری از رفتارهای خودخواهانه، تغییر انتظارات و کاهش هزینه‌های مبادله موجب تسهیل ابداعات، خلاقیت و نوآوری می‌شود که به تبع آن درآمد افزایش می‌یابد. سرمایه اجتماعی و تعاملات درون‌گروهی نقش به‌سزایی در تشکیل سرمایه انسانی دارد. سرمایه اجتماعی درون‌گروهی زمینه را برای گسترش تحصیل فراهم می‌کند. همچنین سرمایه اجتماعی برون‌گروهی با تعاملات اجتماعی خارج از فضای بسته دوستان و آشنایان و با افزایش اعتماد و کاهش فرصت‌طلبی می‌تواند زمینه را برای افزایش بازدهی افراد در تحصیلات و سرمایه انسانی فراهم کند. افزایش سرمایه انسانی منجر می‌شود که افراد با تحصیلات بالاتر، موقعیت‌های شغلی مناسب‌تر و بهتر داشته باشند و از سطح درآمد بالاتری هم بهره‌مند گردند (شاکری و همکاران، ۱۳۹۳).

با توجه به مطالب ذکر شده، یکی از عوامل تأثیرگذار بر افزایش شاخص‌های توسعه انسانی، سرمایه اجتماعی است؛ بنابراین دولت‌ها و سیاست‌گذاران اقتصادی باید سرمایه اجتماعی را در اولویت قرار دهند. به‌خصوص در کشورهایی که اقتصاد آن‌ها وابسته به منابع طبیعی از جمله نفت و گاز است، وابستگی دولت به این درآمد منجر شده است که اهداف اقتصادی را با درآمدهای نفتی تأمین کنند و به سرمایه اجتماعی توجه چندانی نداشته باشند. از طرف دیگر در کشورهای نفت‌خیز، وابستگی دولت‌ها به این درآمد منجر به تقویت دولت رانتیر شده که عاملی در جهت کاهش سرمایه اجتماعی و تضعیف توسعه انسانی می‌شود؛ بنابراین یکی از عوامل مؤثر بر بهبود وضعیت اقتصادی کشورهای وابسته به درآمدهای نفتی توجه دولت به مسائل سرمایه اجتماعی است.

مطالعات تجربی داخلی و خارجی

۱. مطالعات تجربی داخلی

مقصودی (۱۳۸۹) در پایان‌نامه کارشناسی ارشد با موضوع تأثیر سرمایه اجتماعی بر شاخص توسعه انسانی، به اندازه‌گیری سرمایه اجتماعی بر توسعه انسانی به‌صورت تحلیلی و با استفاده از مدل سنجی در استان‌های کشور در سال ۱۳۸۲ پرداخته است و به رابطه معکوس بین سرمایه اجتماعی و شاخص توسعه انسانی دست یافته است.

1. Robison *et al.*
2. Shen & Bian

نجارزاده و سلیمانی (۱۳۹۰) در پژوهش خود با در نظر گرفتن یک مدل تئوریک پویا و استفاده از دو معادله، تأثیر سرمایه اجتماعی بر درآمد و رفاه فردی را مورد تجزیه‌وتحلیل قرار داده‌اند. داده‌های مورد استفاده برای تخمین مدل از تحلیل پرسش‌نامه‌های توزیع‌شده در مراکز استان‌ها در سال ۱۳۸۷ به دست آمده است. نتایجی که از تخمین این دو مدل به دست آمده است، بیانگر اثر مثبت سرمایه اجتماعی درون‌گروهی و بین‌گروهی بر درآمد و رفاه فردی است.

پورافکاری و شکری (۱۳۹۱) در مقاله‌ای با عنوان بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی بر سلامت روانی دانشجویان، به بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی بر سلامت روانی ۳۷۰ نفر از دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد شوشتر با استفاده از پرسشنامه عمومی (GHQ-۲۸)[1] گلدبرگ و پرسشنامه محقق‌ساخته‌ی سرمایه اجتماعی پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که بین میزان سرمایه اجتماعی و وضعیت سلامت روانی این دانشجویان، ارتباط معناداری حاکم است.

شعبانی و همکاران (۱۳۹۲) در مقاله‌ای با عنوان اثر سرمایه اجتماعی بر توسعه انسانی، به دنبال نقش سرمایه اجتماعی در ارتقای شاخص توسعه انسانی در ابعاد منطقه‌ای کشور ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۱، با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی فضایی و همچنین داده‌های استانی بوده‌اند. نتیجه به دست آمده از این پژوهش گویای آن است که لگاریتم سرمایه اجتماعی نقش مثبت معنی‌داری بر لگاریتم شاخص توسعه انسانی با ضریب ۰/۰۶ داشته است.

گودرزی نصرآبادی (۱۳۹۸) در مقاله‌ای با عنوان بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی بر کیفیت آموزش منابع انسانی شهرداری خمینی‌شهر، به مطالعه و بررسی رابطه بین سرمایه اجتماعی و کیفیت آموزش پرداخته است. جامعه آماری این پژوهش کلیه کارکنان شهرداری خمینی‌شهر به تعداد ۹۰۰ نفر بود. لذا با استفاده از جدول مورگان حجم نمونه آماری ۲۶۹ نفر تعیین شد. ابزار گردآوری اطلاعات شامل پرسشنامه محقق‌ساخته کیفیت آموزش منابع انسانی که دربرگیرنده ۵ سؤال بوده و پرسشنامه سرمایه اجتماعی شامل سه بعد ساختاری، شناختی و ارتباطی بوده است. تحلیل داده‌ها با استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری و با کمک نرم‌افزار pls صورت گرفته است. طبق نتایج به‌دست‌آمده مشخص شد که بعد ساختاری، بعد شناختی و بعد ارتباطی سرمایه اجتماعی بر کیفیت آموزش منابع انسانی تأثیر معناداری داشته است.

فغفوری آذر و همکاران (۱۴۰۱) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین سرمایه اجتماعی با سلامت عمومی در شاخص رفاه لگاتوم ایران با تحلیل همبستگی کانونی پرداخته‌اند. آن‌ها با تحلیل داده‌ها با استفاده از همبستگی کانونی و رگرسیون چندگانه و به‌کارگیری داده‌های ثانویه گردآوری‌شده از سوی مؤسسه لگاتوم در سال ۲۰۲۱ میلادی و همچنین داده‌های مربوط به ایران طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۸۶، به این نتیجه دست یافته‌اند که سرمایه اجتماعی نقش مهمی بر درک عوامل تعیین‌کننده سلامت دارد و توجه ویژه به آن از سوی سیاست‌گذاران به‌منظور رفع نابرابری‌های سلامت، گریزناپذیر است. بر همین اساس و با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، توصیه می‌شود در روند سیاست‌گذاری‌های سیاست سلامت ایران علاوه بر توجه به

1. General Health Questionnaire

راهبردهای سخت‌افزاری و درمان‌محور، اهمیت ویژه‌ای برای سرمایه اجتماعی، به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده سلامت، قائل شد.

از مطالعات تجربی داخلی می‌توان نتیجه گرفت که تأثیر سرمایه اجتماعی بر توسعه انسانی در سطح استانی انجام شده است و به صورت بین‌المللی بررسی نشده که جنبه تمایز این پژوهش نسبت به مطالعات داخلی است.

۲. مطالعات تجربی خارجی

کرستی ویکرام[1] (۲۰۱۸) تأثیر سرمایه اجتماعی بر شاخص توسعه انسانی را در هند طی دوره ۲۰۱۶-۲۰۰۵ و با استفاده از داده‌های پانل مورد بررسی قرار داده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که بین سرمایه اجتماعی با بهداشت، به‌عنوان شاخصی از توسعه انسانی، رابطه مثبت و معنادار برقرار است.

آکتر و همکاران[2] (۲۰۲۰) در مطالعه خود به بررسی مشارکت، سرمایه اجتماعی و توانمندسازی اقتصادی زنان در فعالیت‌های مختلف درآمدزا در مناطق روستایی بنگلادش در سال ۲۰۱۸پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که پیشینه جمعیت شناختی (سن، تحصیلات، شغل، مواجهه با رسانه‌های ارتباطی، اعتبار دریافتی و آموزش دریافت شده) تأثیر مثبتی بر مشارکت، سرمایه اجتماعی و توانمندسازی اقتصادی زنان روستایی دارد. همبستگی پیرسون نشان داد که بین مشارکت، سرمایه اجتماعی و توانمندسازی اقتصادی زنان روستایی رابطه معناداری وجود دارد. اثر میانجی‌گری سرمایه اجتماعی بر رابطه بین مشارکت و توانمندسازی مورد تأیید قرار گرفته است.

بارتشر و همکاران[3] (۲۰۲۱)، تأثیر سرمایه اجتماعی بر پیامدهای سلامت در طول همه‌گیری کووید ۱۹ را در تحلیل‌های مستقل برای اتریش، آلمان، بریتانیای کبیر، ایتالیا، هلند، سوئد و سوئیس بررسی کرده‌اند. نتایج به‌دست‌آمده از این مطالعه، بازده مثبت سلامت ناشی از تقویت سرمایه اجتماعی را برجسته می‌کند.

الشرفات و همکاران[4] (۲۰۲۰) تاثیر عوامل مؤثر بر آموزش حسابداری آنلاین در طول همه‌گیری کووید ۱۹ در دانشگاه‌های دولتی اردن مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج به‌دست‌آمده از ۲۷۴ دانشجو از طریق پرسش‌نامه حاکی از آن است که اعتماد اجتماعی بر سودمندی درک شده و سهولت استفاده درک شده از یادگیری آنلاین تأثیر می‌گذارد. علاوه بر این، سودمندی درک شده از سیستم یادگیری آنلاین به‌طور مثبت تحت تأثیر سهولت استفاده درک شده و هنجارهای ذهنی است.

از مطالعات تجربی خارجی می‌توان نتیجه گرفت که در ارتباط با تأثیر سرمایه اجتماعی بر توسعه انسانی، بیشتر مطالعات انجام‌شده در ارتباط تأثیر سرمایه اجتماعی با شاخص‌های توسعه

1. Vikram
2. Akter *et al.*
3. Bartscher *et al.*
4. Alshurafat *et al.*

انسانی از جمله آموزش بوده است که در این پژوهش تاثیر سرمایه اجتماعی بر شاخص توسعه انسانی مورد بررسی قرار می‌گیرد که نسبت به مطالعات خارجی متمایز است.

معرفی متغیرها و روش‌شناسی

۱. تصریح مدل تجربی

در این پژوهش برای بررسی تاثیر سرمایه اجتماعی بر شاخص توسعه انسانی در کشورهای صادرکننده نفت اوپک، الگوی تجربی این پژوهش مطابق با مقاله پوترو و همکاران (۲۰۲۲) در رابطه (۳) تصریح شده است.

$$logHDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 logHDI_{it-1} + \gamma_1 logSOC_{it} + \gamma_2 logLE_{it} + \gamma_3 logGOV_{it} + \gamma_4 logDLGDP_{it} + U_{it} \quad (۳)$$

بر اساس رابطه (۳)، $logHDI_{it}$ برابر با لگاریتم شاخص توسعه انسانی کشور iام در زمان t به‌عنوان متغیر وابسته است و متغیرهای مستقل به شرح زیر هستند:

$logHDI_{it-1}$ = لگاریتم شاخص توسعه انسانی دوره قبل.

$LogSOC_{it}$ = لگاریتم شاخص سرمایه اجتماعی است که از زیرمجموعه‌های شاخص لگاتوم به دست آمده است و ترکیبی از سه زیرشاخص انسجام اجتماعی، مشارکت مدنی و شهروندی جهانی است. انسجام اجتماعی میزان اعتماد و ارتباط اجتماعی را در یک جامعه اندازه‌گیری می‌کند که از طریق سؤالات نظرسنجی که در مورد تمایل افراد برای کمک به دیگران، احساس تعلق آن‌ها به جامعه و اعتماد آن‌ها به دیگران می‌پرسند، اندازه‌گیری می‌شود. مشارکت مدنی میزان مشارکت در فعالیت‌های مدنی مانند رأی دادن، داوطلب شدن و شرکت در سازمان‌های اجتماعی را اندازه‌گیری می‌کند که از طریق سؤالات نظرسنجی که در مورد مشارکت مردم در این فعالیت‌ها می‌پرسند اندازه‌گیری می‌شود. شهروندی جهانی سطح تعامل با جامعه جهانی را اندازه‌گیری می‌کند که از طریق شاخص‌هایی مانند سفرهای بین‌المللی، مهارت زبان خارجی و مشارکت در سازمان‌های جهانی اندازه‌گیری می‌شود.

$logLE_{it}$ = لگاریتم امید به زندگی.

متغیرهای کنترلی نیز به شرح زیر هستند:

$logGOV_{it}$ = لگاریتم اندازه دولت (نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی).

$logDLGDP_{it}$ = لگاریتم نرخ رشد اقتصادی.

U_{it}، جمله اخلال، i و t به ترتیب معرف کشورها و زمان هستند. کشورهای عضو اوپک (ایران، عراق، کویت، امارات، الجزایر، اکوادور، آنگولا، عربستان، کنگو، نیجریه، گابن و ونزوئلا) و بازه زمانی پژوهش حاضر سال‌های ۲۰۲۱- ۲۰۰۷ است.

متغیرهای شاخص توسعه انسانی از سازمان ملل، نرخ امید به زندگی، اندازه دولت و رشد اقتصادی از بانک جهانی و شاخص سرمایه اجتماعی از موسسه لگاتوم گردآوری شده‌اند.

۲. روش‌شناسی

الگوی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) در دهه‌های اخیر به یکی از ابزارهای اصلی تخمین مدل‌های اقتصادی برای تعیین رفتار مطلوب عوامل اقتصادی تبدیل شده است. هانسن[1] اولین کسی بود که روش گشتاورهای تعمیم‌یافته را در سال ۱۹۸۲ ارائه داد و پس از وی این روش توسط اوگاتی[2] (۱۹۹۳) بسط داده شد. این روش برای داده‌های سری زمانی، مقطعی و داده‌های پنل مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای تخمین داده‌های پنل، با اضافه کردن وقفه‌های متغیر وابسته به‌عنوان متغیر توضیحی در مدل، فرم پویای مدل به دست می‌آید. این روش زمانی کاربرد دارد که در داده‌های پنل تعداد مقاطع بیشتر از تعداد بازه زمانی باشد. الگوی گشتاورهای تعمیم‌یافته به اطلاعات دقیق توزیع جملات اختلال نیاز نداشته و اساس آن بر این فرض است که جملات اختلال در معادلات، با مجموعه متغیرهای ابزاری غیرهمبسته است. از سوی دیگر، به لحاظ احتمال وجود همبستگی جمله خطا با متغیرهای توضیحی در الگوی اثرات ثابت، از اعتبار بالایی برخوردار است. استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری، ایراد درون‌زایی متغیرهای توضیحی یا ساختار پویای مدل را برطرف می‌کند و برای حذف تورش ایجادشده در اثر درون‌زایی متغیرهای توضیحی، اجازه می‌دهد تمام متغیرهای رگرسیونی حتی با وقفه، اگر همبستگی با جمله اخلال ندارد به‌عنوان متغیر ابزاری وارد مدل شوند (گرین[3]، ۲۰۱۲). در معادله‌هایی که اثرات غیرقابل مشاهده‌ی خاص هر کشور و وجود متغیر وابسته در متغیرهای توضیحی، در تخمین آن‌ها مشکل اساسی است، از تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته که مبتنی بر مدل‌های پویای پنلی است استفاده می‌کنیم.

برای تخمین با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته ابتدا متغیرهای ابزاری در مدل مشخص می‌شوند. سازگاری تخمین‌زننده گشتاورهای تعمیم‌یافته به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که توسط دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند[4] (۱۹۹۱)، آرلانو و بور[5] (۱۹۹۵) و بوندل و باند[6] (۱۹۹۸) می‌تواند آزمون شود. اولی آزمون سارگان از محدودیت‌های از پیش تعیین‌شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. دومی آماره M_2 است که وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. عدم رد فرضیه صفر در هر دو آزمون نشان‌دهنده‌ی فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها است. اگر همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد، تخمین زننده‌ی گشتاورهای تعمیم‌یافته سازگار است (موحدمنش، ۱۳۹۵).

1. Hansen
2. Ogaki
3. Green
4. Arellano & Bond
5. Arellano & Bover
6. Blundell & Bond

تجزیه و تحلیل داده‌ها

۱. آمار توصیفی متغیرها

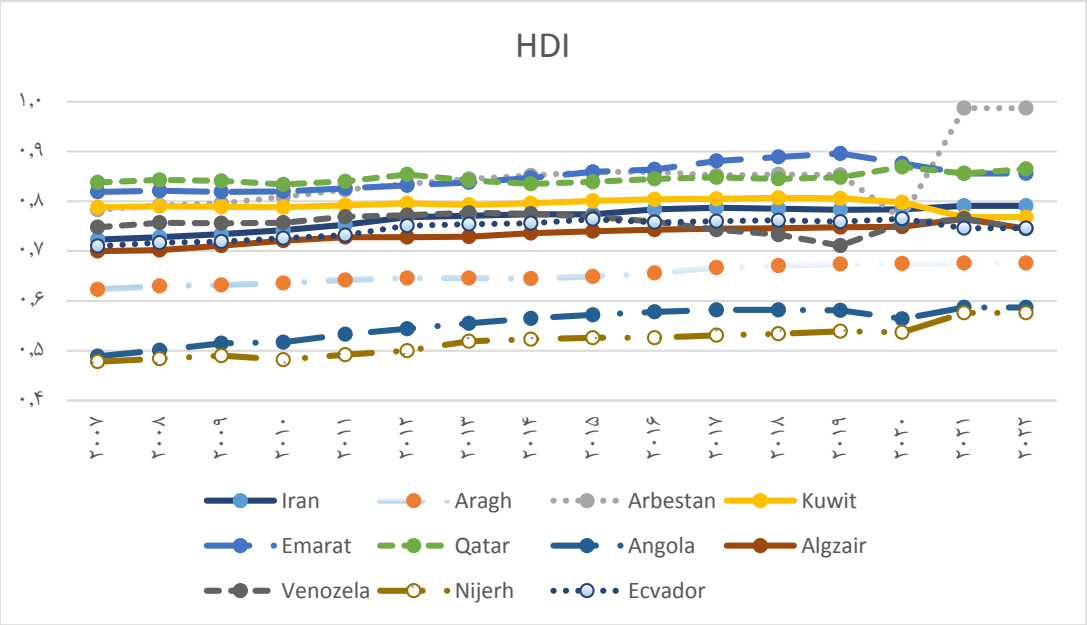
آمار توصیفی شامل مجموعه روش‌هایی است که برای جمع‌آوری، تلخیص، طبقه‌بندی و توصیف حقایق عددی به کار می‌رود. درواقع این نوع تحلیل، داده‌ها و اطلاعات پژوهش را توصیف می‌کند و طرح یا الگوی کلی از داده‌ها را برای استفاده سریع و بهتر از آن‌ها به‌دست می‌دهد. آمار توصیفی بیانگر اطلاعاتی در مورد پارامترهای مرکزی و پراکندگی داده‌های تحقیق است. در یک جمع‌بندی، با استفاده مناسب از آمار توصیفی می‌توان ویژگی‌های یک دسته از اطلاعات را بیان کرد و علاوه بر فهم بهتر نتایج یک آزمون، مقایسه نتایج آن آزمون را با آزمون‌ها و مشاهدات دیگر نیز تسهیل نمود.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

	HDI	SOC	LE	GOV	DLGDP
میانگین	۰/۷۳۳۲۶۷	۱۰۸/۴۷۷۳	۷۱/۷۰۶۷۰	۱۵/۶۴۴۳۰	۰/۰۴۷۷۵۵
بیشینه	۰/۹۸۷۰۰۰	۱۶۵/۰۰۰۰	۸۰/۹۹۰۰۰	۳۰/۰۰۳۴۹	۰/۲۱۴۰۴۲
کمینه	۰/۴۸۲۰۰۰	۷/۰۰۰۰۰۰	۵۰/۰۳۳۰۰	۴/۴۰۳۳۱۵	-۰/۱۳۶۱۰۱
انحراف معیار	۰/۱۱۱۷۳۳	۴۶/۲۱۱۴۳	۸/۴۶۱۸۸۵	۵/۲۱۹۴۰۰	۰/۰۶۵۵۱۹
چولگی	-۰/۳	-۱/۲۶	-۰/۱۳	-۰/۸۱	۲/۲
کشیدگی	-۰/۲۶	۰/۱۵	۱/۵۸	۱/۱۹	۳/۵۹

منبع: محاسبات پژوهش

آمار توصیفی داده‌ها در جدول (۱) نمایش داده شده است. با توجه به جدول متغیر وابسته شاخص توسعه انسانی کشورهای اوپک با میانگین ۰/۷۳ و انحراف معیار ۰/۱۱ است. با نگاهی به نمودار (۱)، روند نموداری شاخص توسعه انسانی قابل مشاهده است که در سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۲۱ نوسانات ملایمی داشته است. بالاترین سطح مربوط به عربستان برای سال‌های ۲۰۲۱ و ۲۰۲۲ است. همچنین لگاریتم داده‌های سرمایه اجتماعی با میانگین ۱۰۸/۴، انحراف معیار ۴۶/۲ و متغیر بعدی امید به زندگی با میانگین ۷۱/۷، انحراف معیار ۸/۵ دیده می‌شود. میانگین داده‌های اندازه دولت برابر ۱۵/۶ است و انحراف معیار این متغیر برابر با ۵/۲ است و همچنین میانگین متغیر نرخ رشد اقتصادی برابر ۰/۰۴۷ و انحراف معیار ۰/۶۶ است.



نمودار ۱. شاخص توسعه انسانی کشورهای عضور اوپک

منبع: محاسبات پژوهش

۲. آزمون مانایی

قبل از برآورد مدل، لازم است به‌منظور اجتناب از رگرسیون کاذب، آزمون مانایی متغیرهای مدل صورت گیرد. همچنین مانایی یکی از پیش‌شرط‌های برآورد یک مدل رگرسیون مناسب است. لذا آزمون مانایی به ترتیب برای متغیرهای مدل انجام می‌شود. در این مطالعه به‌منظور بررسی مانایی متغیرهای موجود در الگوی مطالعه از آزمون مانایی لوین، لین و چو استفاده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی لوین، لین و چو

متغیر		آماره	احتمال	درجه انباشتگی
لگاریتم شاخص توسعه انسانی	Log HDI	-۲/۶۰۹۸۳	۰/۰۰۲۳	I(0)
وقفه اول لگاریتم شاخص توسعه انسانی	Log HDI_{it-1}	-۲/۴۵۱۳۴	۰/۰۰۲۱	I(0)
لگاریتم شاخص سرمایه اجتماعی	Log SOC	-۳/۱۱۳۶۶	۰/۰۰۰۵	I(0)
لگاریتم امید به زندگی	Log LE	-۳/۲۶۳۳۱	۰/۰۰۰۰	I(0)
لگاریتم اندازه دولت	Log GOV	-۴/۲۵۷۴۸	۰/۰۰۰۱	I(0)
لگاریتم رشد اقتصادی	Log DLGDP	-۵/۲۴۱۹۶	۰/۰۰۰۲	I(0)

منبع: محاسبات پژوهش

همان‌طور که از نتایج جدول (۲) مشخص است، وجود ریشه واحد در متغیرهای الگو شامل لگاریتم شاخص توسعه انسانی (HDI) و وقفه اول آن، لگاریتم سرمایه اجتماعی (SOC)، لگاریتم امید به زندگی (LE)، لگاریتم اندازه دولت (GOV) و لگاریتم رشد اقتصادی (GDP) رد شده است و این متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد مانا هستند.

۳. آزمون هم‌انباشتگی (هم‌جمعی)

آزمون هم انباشتگی یا هم‌جمعی، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل را بررسی می‌کند و این آزمون نیز برای اطمینان از عدم رخ دادن رگرسیون کاذب مورد استفاده قرار می‌گیرد. چنانچه برخی متغیرها مانا نباشند، انجام این آزمون الزامی است، اما در اینجا با توجه به مانا بودن تمام متغیرهای مدل، می‌توان از این آزمون چشم‌پوشی کرد. به‌هرحال به دلیل تأکید بیشتر آزمون هم‌انباشتگی در اینجا آورده شده است. همچنین برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از آزمون هم انباشتگی کائو استفاده شده است. نتایج آزمون ذکرشده در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون هم انباشتگی

آزمون	آماره t	مقدار احتمال
آزمون م انباشتگی باقیمانده های کائو	-۳/۰۲۲۱۳۲	۰/۰۳۱۱

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول ۳ مقدار احتمال برای آماره آزمون هم انباشتگی کائو کمتر از ۰/۰۵ است، در نتیجه فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای مدل رد می‌شود، درنتیجه هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پذیرفته می‌شود.

۴. برآورد مدل

جدول ۴. نتایج حاصل از تخمین الگو به روش GMM

متغیرها		Coef.	Std. Err.	z	p value
LOG(HDI(-1))	لگاریتم وقفه اول شاخص توسعه انسانی	۰/۱۴۱	۰/۱۹۷	۰/۶۳۲	۰/۵۰۳۵
LOG(SOC)	لگاریتم شاخص سرمایه اجتماعی	۰/۰۸۴	۰/۰۲۱	۲/۶۴۵	۰/۰۰۹
LOG(LE)	لگاریتم امید به زندگی	۰/۶۴۵	۰/۱۰۲	۲/۷۶۲	۰/۰۰۳۳

متغیرها		Coef.	Std. Err.	z	p value
LOG(GOV)	لگاریتم اندازه دولت	۰/۰۴۹	۰/۰۱۳	۲/۰۱۸	۰/۰۰۴۶
DLOG(GDP)	لگاریتم رشد اقتصادی	۰/۰۵۱	۰/۰۰۵	۱/۹۲۱	۰/۰۲۳۱
۴/۳۳۱۳۲۳J-statistic =					
۰/۴۳۳۴۱۳ (J-statistic) = Prob					
۱۱Instrument rank =					

منبع: محاسبات پژوهش

طبق نتایج جدول (۴)، همان‌طورکه انتظار می‌رود لگاریتم وقفه اول شاخص توسعه انسانی بر متغیر وابسته مثبت است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک درصد در این متغیر، شاخص توسعه انسانی ۰/۱۴ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین اثر شاخص توسعه انسانی گذشته بر شاخص توسعه انسانی جاری مثبت است. سرمایه اجتماعی بر شاخص توسعه انسانی تأثیر مثبت و معنادار دارد؛ به‌طوری‌که با افزایش یک درصد سرمایه اجتماعی، شاخص توسعه انسانی ۰/۰۸ درصد افزایش می‌یابد. مطالعات داخلی و خارجی این نتیجه را تأیید می‌کنند. همچنین، متغیر امید به زندگی معنادار است و ضریب این متغیر ۰/۶ است. این نتیجه به‌دست‌آمده حاکی از آن است که افزایش امید به زندگی باعث افزایش شاخص توسعه انسانی شده است؛ به‌طوری‌که با افزایش یک درصد امید به زندگی، شاخص توسعه انسانی ۰/۶درصد افزایش می‌یابد. افزایش امید به زندگی از طریق بهبود وضعیت سلامت منجر به افزایش ظرفیت توان واحدهای تولیدی می‌گردد و افزایش ظرفیت تولید منجر به افزایش درآمد نیروی کار می‌شود که بر شاخص‌های توسعه انسانی اثر مثبت دارد. همچنین اندازه دولت بر شاخص توسعه انسانی تأثیر مثبت و معنادار دارد؛ به‌طوری‌که با افزایش یک درصد اندازه دولت، شاخص توسعه انسانی ۰/۰۴ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین رابطه بین اندازه دولت و شاخص توسعه انسانی یک رابطه مثبت است. نقش و جایگاه دولت در سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و توسعه‌ای مثل آموزش و بهداشت که بخش خصوصی در کشورهای درحال‌توسعه تمایل چندانی به آن، ندارد از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. همچنین متغیر نرخ رشد اقتصادی معنادار است. ضریب این متغیر ۰/۰۵ است. این نتیجه به‌دست‌آمده حاکی از آن است که افزایش نرخ رشد اقتصادی باعث افزایش شاخص توسعه انسانی شده است؛ به‌طوری‌که با افزایش یک درصد نرخ رشد اقتصادی، شاخص توسعه انسانی ۰/۰۵ درصد افزایش می‌یابد. با افزایش رشد اقتصادی، رفاه خانوارها افزایش می‌یابد و درنتیجه با صرف مخارج بر آموزش و بهداشت منجر به افزایش توسعه انسانی می‌شود.

۵. آزمون آرلانو و باند

در برآورد مدل به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تمام ضرایب برآورد شده از علامت‌های سازگار با تئوری برخوردار بوده و از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار هستند. برآوردهایی که به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته صورت می‌گیرند، درصورتی معتبر هستند و نتایجی قابل استناد دارند که دو شرط را رعایت کرده باشند: الف) ابزارهای به کار گرفته شده در تخمین معتبر باشند. برای ارزیابی ابزارهایی که

برای تخمین استفاده شده‌اند از آزمون سارگان استفاده می‌شود. بر اساس فرضیه اولیه این آزمون ابزارهای به کار گرفته شده از اعتبار لازم برخوردارند. با توجه به اینکه فرضیه صفر آزمون سارگان در مدل را نمی‌توان رد کرد، می‌توان بیان کرد که ابزارهای به کار رفته در مدل از اعتبار کافی برخوردار بوده‌اند. ب) در برآوردهای گشتاورهای تعمیم‌یافته، جزء اخلال نباید همبستگی سریالی مرتبه دوم داشته باشد. بررسی این موضوع از طریق آزمون آرلانو باند میسر می‌شود. در این آزمون فرضیه صفر حاکی از این است که اجزاء اخلال همبستگی سریالی ندارند. همان‌طورکه در جدول (۵) آمده است، ضرایب و احتمالاتی که در انجام آزمون آرلانو و باند برای الگوهای برآورد شده گزارش شده است بیانگر این امر است که هیچ یک از الگوهای برآوردی با مشکل خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم در سطح ۹۵ درصد مواجه نیستند و فرضیه صفر این آزمون مبتنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم را نمی‌توان رد کرد.

جدول۵. نتایج آزمون آرلانو و باند

آزمون	ضریب	احتمال
AR(1)	-۱/۴۲۳۴۳۱	۰/۰۳۸۲
AR(2)	-۱/۱۳۴۲۴۴	۰/۲۴۱۲

منبع: محاسبات پژوهش

بحث و نتیجه‌گیری

نقش سرمایه انسانی در مدل‌های رشد اقتصادی در کیفیت نیروی کار منعکس می‌شود. به مفهوم دیگر، سرمایه انسانی مهارت‌ها و توانایی‌های اکتسابی افراد را نشان می‌دهد، اما سرمایه انسانی روابط میان افراد را در نظر نمی‌گیرد. برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی توجه به روابط افراد جامعه لازم به نظر می‌رسد؛ بنابراین در کنار اشکال سرمایه (طبیعی، فیزیکی، مالی و انسانی) مباحث سرمایه اجتماعی به‌صورت مفهومی میان‌رشته‌ای و نوین مطرح شده است. از طرفی رشد تولید ناخالص داخلی به‌عنوان یکی از شاخص‌های رشد و توسعه اقتصادی کشورها مطرح بوده است؛ ولی با توجه به این‌که این شاخص، معیار مناسبی جهت تعیین رفاه شهروندان نیست، توجه اقتصاددانان به شاخصی معطوف شد که علاوه بر متغیرهای اقتصادی، متغیرهای اجتماعی و انسانی را نیز شامل می‌گردد. یکی از این شاخص‌ها، شاخص توسعه انسانی است. در این شاخص کشورهای جهان بر اساس فاکتورهایی از جمله آموزش، بهداشت، تغذیه و نیز درآمد سرانه واقعی مورد مقایسه قرار می‌گیرند. لذا هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی بر توسعه انسانی در کشورهای صادرکننده نفت عضو اوپک برای دوره ۲۰۲۱-۲۰۰۷ است. نتایج به‌دست‌آمده از الگوی اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) حاکی از آن است که لگاریتم وقفه اول شاخص توسعه انسانی بر متغیر وابسته مثبت است. به‌گونه‌ای که با افزایش یک درصد در این متغیر، شاخص توسعه انسانی ۰/۱۴ درصد افزایش می‌یابد؛ بنابراین اثر شاخص توسعه انسانی گذشته بر شاخص توسعه انسانی جاری مثبت است. با افزایش یک درصد سرمایه اجتماعی، شاخص توسعه انسانی ۰/۰۸ درصد افزایش می‌یابد که مطابق با نتایج نجارزاده و سلیمانی (۱۳۹۰)، شعبانی و همکاران (۱۳۹۲) و ویکرام

(۲۰۱۸) است. افزایش امید به زندگی باعث افزایش شاخص توسعه انسانی شده است؛ به‌طوری‌که با افزایش یک درصد امید به زندگی، شاخص توسعه انسانی ۰/۶ درصد افزایش یافته است که مطابق با نتایج گشتاسبی‌پور و همکاران (۱۳۹۶) است. افزایش امید به زندگی از طریق بهبود وضعیت سلامت منجر به افزایش ظرفیت توان واحدهای تولیدی می‌گردد، با افزایش ظرفیت تولید منجر به افزایش درآمد نیروی کار می‌شود که بر شاخص‌های توسعه انسانی اثر مثبت دارد. همچنین، اندازه دولت بر شاخص توسعه انسانی تأثیر مثبت و معنادار دارد. به‌طوری‌که با افزایش یک درصد اندازه دولت، شاخص توسعه انسانی ۰/۰۴ درصد افزایش می‌یابد (مطابق با نتایج بذرافشان و قباشی، ۱۳۹۵؛ رفیعی دارانی و شاهنوشی، ۱۳۹۲). اندازه دولت بر توسعه انسانی به‌خصوص در کشورهای درحال‌توسعه و کشورهایی که اقتصاد آن‌ها وابسته به منابع طبیعی به‌خصوص منابع نفتی است، به دلیل وجود دولت رانتیر توجه به زیرساخت‌های رشد و توسعه اقتصادی به شکل جدی مورد توجه قرار نگرفته است. به‌گونه‌ای که این مسئله آن‌ها را با مشکلات اقتصادی و اجتماعی فراوانی مواجهه ساخته است که از جمله این مشکلات می‌توان به درآمد سرانه پایین و متوسط، سرمایه‌گذاری اندک بخش خصوصی، عدم امنیت اقتصادی، تورم بالا، آموزش نامناسب و... اشاره کرد. همین امر منجر به بروز مشکلات عمده و شکاف بین کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته شده است. راه‌حل کاهش این مشکلات توجه به زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی بوده است. انباشت منابع طبیعی (مثل نفت) در کشورهای وابسته به درآمدهای نفتی یک عزم و اراده ملی را می‌طلبد، چراکه این امر از سوی بخش خصوصی امکان‌پذیر نیست و از سوی دیگر سرمایه‌گذاری در بخش‌های آموزش و بهداشت به حجم بالای سرمایه‌گذاری نیازمند است و سرمایه‌گذاری در این بخش‌ها دیربازده بوده و بخش خصوصی هم به دنبال منافع شخصی بوده تا منافع اجتماعی. بنابراین در این شرایط، لزوم دخالت دولت به‌عنوان تنها عاملی که توانایی از میان برداشتن این شکاف را دارد مشخص می‌شود؛ بنابراین زمانی که بخش خصوصی توانایی تأمین زیرساخت‌ها در آموزش و بهداشت را ندارد، بهترین جایگزین دولت یا بخش عمومی است. در چنین شرایطی که مخارج دولت برای تأمین زیرساخت‌ها به‌کار گرفته می‌شود. بدین ترتیب افزایش مخارج مصرفی دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی که به‌عنوان شاخص اندازه دولت مرسوم است، در بخش‌های بهداشت و آموزش منجر به بالا رفتن شاخص توسعه انسانی می‌شود. با افزایش یک درصد نرخ رشد اقتصادی، شاخص توسعه انسانی ۰/۰۵ درصد افزایش می‌یابد که با نتایج محمدی و همکاران (۱۳۹۸) مطابقت دارد. با افزایش رشد اقتصادی، رفاه خانوارها افزایش می‌یابد و درنتیجه با صرف مخارج بر آموزش و بهداشت منجر به افزایش توسعه انسانی می‌شود. همچنین افزایش رشد اقتصادی منجر به گسترش سازمان‌های مردم‌نهاد با هدف بهبود کیفیت زندگی و کاهش فقر به‌خصوص در مناطق محروم و کمتر توسعه‌یافته با ساخت مدرسه و خانه‌های بهداشت می‌شود که بر افزایش سطح توسعه انسانی اثرگذار هستند. در کشورهایی که درآمد دولت از منابع نفتی به‌خصوص خام فروشی نفت تأمین می‌شود، دولت‌ها درآمدهای خود را صرف واردات کالا و خدمات می‌کنند، درنتیجه در شرایطی که قیمت نفت خام به دلیل عواملی مثل تحریم یا جنگ کاهش یابد، منجر کاهش درآمدهای دولت می‌شود و به دلیل فعالیت‌های رانتی این دولت‌ها، سطح توسعه انسانی کاهش می‌یابد.

دانستن این نکته ضروری است که تمام متغیرهای گنجانده‌شده در مدل تأثیر به‌سزایی بر توسعه انسانی دارند؛ بنابراین در کشورهای عضو اوپک دولت‌ها باید بودجه بیشتری را به آموزش از طریق ایجاد محیطی مناسب برای تدریس و سناریوی یادگیری باکیفیت و آموزنده اختصاص دهند که منجر به کسب مهارت و خوداشتغالی می‌شود. از سوی دیگر در این کشورها وابستگی بیش‌ازحد به نفت، درها را در مقابل استراتژی‌های متنوع‌سازی محدود می‌کند و منجر به تمرکز کمتر بر فعالیت‌های اقتصادی و افزایش فعالیت‌های رانتی می‌شود؛ بنابراین، در این کشورها دولت‌ها باید به بخش‌های دیگر توجه بیشتری کنند و سعی در افزایش سطح پیچیدگی داشته باشند. همچنین در این کشورها دولت‌ها باید امکانات بهداشتی و درمانی و آموزشی را در سطح جامعه افزایش دهند. علیرغم رشد چشمگیر و افزایش عملکرد چشمگیر مخارج دولتی در میان کشورهای عضو اوپک، این کشورها همچنان با سرمایه‌گذاری در سطح پایین در توسعه سرمایه انسانی مواجه هستند که منجر به مشکل نفرین منابع می‌شود و این امر باعث کاهش رشد و توسعه اقتصادی می‌شود. ازآنجایی‌که توسعه انسانی یک عامل کلیدی تعیین‌کننده برای بهبود رشد اقتصادی است، ضروری است در کشورهای عضو اوپک دولت‌ها به‌جای توجه به فعالیت‌های رانتی، به ارتقاء شاخص‌های توسعه انسانی از طریق افزایش تخصیص بودجه در بخش آموزش و سلامت و افزایش شاخص‌های سرمایه اجتماعی (افزایش اعتماد مردم نسبت دولت، افزایش امنیت اجتماعی و ارزش‌های فرهنگی) اقدام کنند.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد .
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند .
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد .
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است

منابع

اسدی، علی و اسماعیلی، سید میثم. (۱۳۹۲). تأثیر شاخص توسعه انسانی بر رشد اقتصادی در قالب الگوی مارکوف سوئچینگ. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۳(۱۲)، ۱۰۴-۸۹.

افشانی، سید علیرضا و جعفری، زینب. (۱۳۹۵). رابطه سرمایه اجتماعی و امید به آینده در بین دانشجویان دانشگاه یزد. *علوم اجتماعی*، ۲۳(۷۳)، ۱۱۶-۹۳.

پارسایی، زهرا؛ حسین‌پور، فاطمه؛ عبدالهیان، حمیدرضا و قاسمی ورنامخواستی، ابراهیم. (۱۳۹۹). بررسی تاثیر درآمدهای نفتی بر سرمایه اجتماعی در کشورهای تحصیلدار. *مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۴(۶۵)، ۱۹۶-۱۵۵.

پورافکاری، نصرالله و شکری، کبری. (۱۳۹۱). بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی بر سلامت روانی دانشجویان (مطالعه‌ای در بین دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد شوشتر). *علوم اجتماعی (دانشگاه آزاد اسلامی، واحد شوشتر)*، ۶(۱۶)، ۱۸۶-۱۶۷.

رازقی، نادر و کاظمی، مبینا. (۱۴۰۲). بررسی تاثیر سرمایه اجتماعی بر توسعه عملکرد آموزشی و پژوهشی دانشجویان تحصیلات تکمیلی دانشگاه مازندران. *نظام اجتماعی و توسعه*، ۱(۱)، ۲۱-۱.

رفیعی دارانی، هادی و شاهنوشی، ناصر. (۱۳۹۳). اثر اندازه دولت و حکمرانی خوب بر توسعه انسانی با به‌کارگیری رگرسیون موزن جغرافیایی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۹(۵۸)، ۱۸۱-۱۶۳.

شاکری، عباس؛ مومنی، فرشاد؛ محمدی، تیمور؛ بهمن پور، حمید و علیزاده، سعیده. (۱۳۹۳). بررسی اثر اعتماد بر نوآوری درکشورهای با درآمد متوسط (با تاکید بر شعاع بی‌اعتمادی فوکویاما)، *اقتصاد مالی*، ۸(۲۹)، ۴۸-۱۹.

شعبانی، احمد؛ نخلی، سیدرضا و شیخانی، مصطفی. (۱۳۹۲). اثر سرمایه اجتماعی بر توسعه انسانی: مطالعه کاربردی مناطق ایران. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۸(۲)، ۱۶۱-۱۲۷.

شیرزاد کناری، سمیه؛ کریمی پتنلار، سعید، علمی، زهرا (میلا) و مهرگان، نادر. (۱۳۹۹). اثر سرمایه اجتماعی بر کارایی مخارج دولت در ایران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. ۲۸(۹۶)، ۴۱۴-۳۷۳.

طیب نیا، علی؛ سوری، علی و میرزابابائی، مبین. (۱۳۹۸). تاثیر سرمایه اجتماعی بر آموزش. *پژوهش و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۷(۹۱)، ۲۸۸-۲۶۱.

فغفوری‌آذر، امین؛ باکویی، فاطمه؛ مهدوی عادلی، محمدحسین؛ رادفر، رضا و افشارکاظمی، محمدعلی. (۱۴۰۱). بررسی رابطه سرمایه اجتماعی با سلامت عمومی در شاخص رفاه لگاتوم ایران با تحلیل همبستگی کانونی. *بیمه سلامت ایران*، ۵(۲)، ۱۵۴-۱۴۳.

قائم ذبیحی، سیدمحمد؛ احمدی شادمهری، محمدطاهر؛ صالحنیا، نرگس و کمالیان، نساء. (۱۴۰۱). بررسی تأثیر آزادی رسانه بر شاخص توسعه انسانی کشورهای جنوب غرب آسیا با رویکرد دینامیک. *مطالعات رسانه‌ای، ۱۷*(۳)، ۴۹-۳۱.

قیاسی، مجتبی؛ سرلک، احمد و غفاری، هادی. (۱۳۹۸). تاثیر متقابل سرمایه اجتماعی و رشد اقتصادی در استانهای کشور. *راهبرد و سیاستگذاری عمومی، ۹*(۳۱)، ۱۳۰-۱۱۵.

گشتاسبی‌پور، ابراهیم؛ بذرافکن، اشکان و قباشی، نسیم. (۱۳۹۶). بررسی ارتباط میان مخارج آموزشی و سلامت با شاخص توسعه انسانی در ایران. *راهبرد اقتصادی، ۶*(۲۰)، ۸۶-۶۴.

گودرزی نصرآبادی، گیتا. (۱۳۹۸). بررسی تاثیر سرمایه اجتماعی بر کیفیت آموزش منابع انسانی شهرداری خمینی‌شهر. *مطالعات مدیریت و کارآفرینی، ۵*(۳)، ۱۹- ۱۴.

مقصودی، حمید. (۱۳۸۹). تأثیر سرمایه اجتماعی بر شاخص توسعه انسانی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع).

موحدمنش، صادق علی. (۱۳۹۵). کاربرد روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در بررسی تاثیر ضریب نفوذ بیمه بر تولید ناخالص داخلی ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۶*(۲۴)، ۸۲-۶۹.

نجارزاده، رضا و سلیمانی، محمد. (۱۳۹۰). سرمایه اجتماعی، درآمد و رفاه فردی (مطالعه موردی ایران). *تحقیقات اقتصادی، ۴۷*(۲)، ۱۹۳-۱۷۷.

نیازی، محسن؛ یعقوبی، داریوش؛ سخایی، ایوب و حسینی‌زاده آرانی، سید سعید. (۱۳۹۶). فرا تحلیل تاثیر سرمایه اجتماعی بر سلامت روان. *راهبرد اجتماعی فرهنگی، ۴*(۶)، ۱۷۶-۱۴۱.

References

Afshani, S. A; & Jafari, Z; (2016).The relationship between social capital and hope to the future among students of Yazd University. *Social Sciences*, *23*(73), 93-116. (In Persian).

Akter, A; Hossain, M. I; Reaz, M; Bagum, T; Tabash, M; & Karim, A. M. (2020). Impact of demographics, social capital and participation in income generating activities (IGAs) on economic empowerment of rural women in Bangladesh. *Test Engineering and Management*, *82*, 1911-1924.

Alshurafat, H; Beattie, C; Jones, G; & Sands, J. (2020). Perceptions of the usefulness of various teaching methods in forensic accounting education. *Accounting Education*, *29*(2), 177-204.

Arellano, M; & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, *58*(2), 277-297.

Arellano, M; & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, *68*(1), 29-51.

Asadi, A; & Esmaeili, S. M. (2013). The impact of human development index on economic growth in Iran (based on markov–switching model). *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, *3*(12), 89-104. (In Persian).

Asiama, J. P; & Quartey, P. (2009). Foreign aid and the human development indicators in Sub-Saharan Africa. *Journal of Developing Societies*, *25*(1), 57-83.

Bartscher, A. K; Seitz, S; Siegloch, S; Slotwinski, M; & Wehrhöfer, N. (2021). Social capital and the spread of Covid-19: Insights from European countries. *Journal of health economics*, *80*, 102531.

Bazrafcan, A; & Ghobashi, N. (2016). Investigating the Relationship between Good Governance Index and Government Size with Human Development Index in Iran. *Economic Strategy*, *5*(18), 1-20. (In Persian).

Dika, S. L; & Singh, K. (2002). Applications of social capital in educational literature: A critical synthesis. *Review of Educational Research*, *72*(1), 31-60.

Faghfouri Azar, A; Bakouie, F; Mahdavi Adeli, M. H; Radfar, R; & Afshar Kazemi, M. A. (2022). Investigation the relationship between social capital and public health in Iran's Legatum Prosperity Index with canonical correlation analysis. *Iranian Journal of Health Insurance*, *5*(2), 143-154. (In Persian).

Gashtasebipour, E; Bazrafkan, A; & Ghabashi, N. (2017). Investigating the Relationship between Educational Expenditure and Health with Human Development Index in Iran. *Economic Strategy*, *6*(20), 45-64. (In Persian).

Ghaem Zabihi, S. M; Ahmadi Shadmehri, M. T; Salehnia, N; & Kamalian, N. (2022). Investigating the impact of media freedom on the human development index of southwest Asia countries with a dynamic approach. *Media Studies*, *17*(3), 31-49. (In Persian).

Ghiasi M, sarlak A, Ghafari H. (2018). Human capital and the economic growth in Iran s' provinces. *Piyavard*, *12*(4), 296-308. (In Persian).

Greene, W. H. (2012). Econometric Analysis. 7th Ed, New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International.

Groot, W; Van Den Brink, H. M; & Van Praag, B. (2007). The compensating income variation of social capital. *Social indicators research*, *82*, 189-207.

Gudarzi Nasrabadi, G. (2018). Investigating the impact of social capital on the quality of human resources education in Khomeini Shahr municipality. *Management and Entrepreneurship Studies, 5*(3), 14-19. (In Persian).

Gui, S; (2000). Social capital, economic growth and regional development. *Regional Studies, 39*(8), 1015-1040.

Hamdan, H; Yusof, F; & Marzukhi, M. A. (2014). Social capital and quality of life in urban neighborhoods high density housing. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 153*, 169-179.

Maqsoodi, H. (2009). The effect of social capital on the human development index, master's thesis in the field of economics, Faculty of Economics, Imam Sadegh University. (In Persian).

McGillivray, M. (1991). The human development index: Yet another redundant composite development indicator? *World Development, 19*(10), 1461-1468.

Mohamadi, V; Mozafari shamsi, H; & Asadi, F. (2019). Investigating the Relationship between Economic Growth, Energy Consumption and Human Development in Selected MENA Countries. *Iranian Energy Economics, 8*(30), 153-184. (In Persian).

Movahed Manesh, S. A. (2016). Application of the GMM method in analyzing the effect of insurance penetration rate on GDP, the case of Iran. *Economic Growth and Development Research, 6*(24), 69-82. (In Persian).

Najarzadeh, R; & Soleiman, M. (2012). Social capital, income and personal well-being case study: Iran. *Journal of Economic Research, 47*(2), 179-195. (In Persian).

Niazi, M; Yaghoubi, D; Sakhaei, A; & Hosseinizadeh Arani, S. S. (2018). Meta-analysis of the effect of social capital on mental health. *Socio-Cultural Strategy, 6*(4), 141-176. (In Persian).

Ogaki, M. (1993). 17 Generalized method of moments: Econometric applications. *Handbook of Statistics, 11*, 455-488.

Parsai, Z; Hosseinpour, F; Abdollahian, H; & Ghasemi, E; (2020). Investigating effect of oil revenues on social capital in oil rentier countries: an extreme bounds analysis approach (EBA). *Quarterly Energy Economics Review, 16*(65), 155-196. (In Persian).

Pourafkari, N; & Shokri, K. (2012). The effect of social capital on students' mental health (a study among students of Islamic Azad University, Shushtar Branch). *Journal of Social Sciences, 6*(16), 167-186. (In Persian).

Putro, H. P. N; Rusmaniah, R; Mutiani, M; Jumriani, J; & Subiyakto, B. (2022). The relevance of social capital in efforts to develop entrepreneurship education. *Journal of Education and Learning (EduLearn)*, *16*(3), 412-417.

Tokas, S. (2016). Education and social capital. *Learning Community: An International Journal of Educational and Social Development*, *7*(3), 257-265.

Rafiee Darani, H; & Shahnooshi, N. (2014). The effect of government size and good governance on human development by using geographical weighted regression. *Iranian Journal of Economic Research*, *19*(58), 153-181. (In Persian).

Razeghi, N; & Kazemi, M. (2023). The effect of social capital on the development of postgraduate students' educational performance at the University of Mazandaran. *Journal of Social Order and Development*, *1*(1), 1-21. (In Persian).

Robison, L. J; Schmid, A. A; & Siles, M. E. (2011). Is social capital really capital? *Review of social economy*, *60*(1), 1-21.

Rogošić, S; & Baranović, B. (2016). Social capital and educational achievements: Coleman vs. Bourdieu. *Center for Educational Policy Studies Journal*, *6*(2), 81-100.

Sabatini, F. (2005). Social capital and the quality of economic development. *Kyklos*, *61*(3), 466-499.

Shabani, A; Nakhli, S. R; & Sheykhani, M. (2013). The effect of social capital on human development. *Planning and Budgeting*, *18*(2), 127-161. (In Persian).

Shahidul, S. M; Karim, A. H. M; & Mustari, S. (2015). Social capital and educational aspiration of students: does family social capital affect more compared to school social capital?. *International Education Studies*, *8*(12), 255-260.

Shen, J; & Bian, Y. (2018). The causal effect of social capital on income: A new analytic strategy. *Social Networks*, *54*, 82-90.

Parts, E. (2002). Interrelationships between human capital and social capital: implications for economic development in transition economies. *University of Tartu Economics and Business Working Paper*

Shirzad Kenari, S; Karimi Petanlar, S; Elmi, Z. M; & Mehregan, N. (2021). The effect of social capital on the efficiency of government expenditures in Iran. *Journal of Economic Research and Policies*, *28*(96), 373-414. (In Persian).

Syaharuddin, M; Handy, M. R. N; & Abbas, E. W. (2023). Building Linking Capital through Religious Activity to Improve Educational Character. *Membelajarkan Diri Menulis Membukukan Tulisan*, 109.

Taiebnia, A; Souri, A; & Mirzababaei, M. (2019). The impact of education on social capital. *Journal of Economic Research and Policies, 27*(91), 261-288. (In Persian).

Toucas, S. (2018). A multi-dimensional perspective on social capital and economic development: an exploratory analysis. *The Annals of regional science*, *49*, 821-843.

Vikram, K. (2018). Social capital and child nutrition in India: The moderating role of development. *Health & place*, *50*, 42-51.

Waterworth, P; Rosenberg, M; Braham, R; Pescud, M. and Dimmock, J. (2014). "The effect of social support on the health of Indigenous Australians in a metropolitan community". *Social Science & Medicine*, 119:139-146

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۱۰، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۵۰-۲۷

مقاله پژوهشی

بررسی رابطه بین استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی و نابرابری درآمد با توجه به نقش توسعه مالی: منتخبی از کشورهای در حال توسعه آسیا[1]

حبیب انصاری سامانی[2]، سیما دالوندی[3]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۱/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۵/۰۹

چکیده

نابرابری درآمد همچنان یک موضوع نگران‌کننده است. مطالعات پیشین نشان می‌دهند که با رشد اقتصاد یک کشور، درآمدها افزایش و اختلاف درآمدی کاهش می‌یابد. با این حال، شواهدی وجود دارد که با توسعه کشورها، نابرابری درآمد بدتر می‌شود. این مطالعه رابطه بین استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی (IFRS) و نابرابری درآمد را با توجه به نقش تعدیل‌گری توسعه مالی برای منتخبی از کشورهای درحال‌توسعه آسیا در دوره ۲۰۲۲-۲۰۰۰ و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات تعمیم‌یافته بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که توسعه مالی بر رابطه بین IFRS و نابرابری درآمد تأثیرگذار است. بعلاوه، رابطه مستقیمی بین IFRS و نابرابری درآمد وجود دارد. از دلایل تأثیر مستقیم IFRS بر نابرابری درآمد، می‌تواند این باشد که افزایش شفافیت گزارشگری مالی درنتیجه استفاده از IFRS، کارکنان و سازمان‌های نظارتی را قادر می‌سازد تا در مورد مسائل مربوط به اشتغال مانند امنیت شغلی، دستمزدها و حقوق بازنشستگی با کارفرمایان مذاکره کنند. اگر این مذاکرات منجر به سود برای کارکنان شود، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد. اثر غیرمستقیم IFRS بر نابرابری درآمد از طریق توسعه مالی ممکن است به این دلیل باشد که با بهبود کارایی بازارهای مالی و کاهش محدودیت‌های مالی مؤسسات مالی، سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد.

واژگان کلیدی: IFRS، نابرابری درآمد، توسعه مالی.

طبقه‌بندی موضوعی: *D63, G20, M41* .

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/ieda.2024.46800.1408

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد، یزد، تهران. نویسنده مسئول. Email:h.samani@yazd.ac.ir

۳. کارشناسی ارشد، گروه حسابداری، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. Email:sdalvandi11@gmail.com

مقدمه

رشد اقتصادی وسیله‌ای برای کاهش نابرابری‌های درآمدی است. اقتصاد یک کشور را می‌توان به بخش‌های واقعی و مالی تقسیم کرد (مادنی و انوار[1]، ۲۰۲۱). درحالی‌که این بخش‌ها متمایز دیده می‌شوند، توسعه بخش مالی بر بخش واقعی تأثیر می‌گذارد؛ زیرا منابع مالی را برای پروژه‌هایی فراهم می‌کند که بر در دسترس بودن کالاها و همچنین سطح اشتغال تأثیر می‌گذارد. این تخصیص مجدد منابع مالی منجر به تخریب خلاقانه می‌شود، زیرا منابع مالی به پروژه‌هایی با بازده بهتر هدایت می‌شود (بارتلزمن و همکاران[2]، ۲۰۰۴). برای اینکه این تخریب خلاقانه حداکثر سود را برای توسعه کلی اقتصاد یک کشور فراهم کند، داشتن زیرساخت‌های مالی کارآمد بسیار مهم است. این تخصیص واقعی بر نابرابری درآمد تأثیر می‌گذارد؛ زیرا گروه‌های خاصی از این فرصت‌های جدید سود می‌برند. درحالی‌که گروه‌هایی در پروژه‌های متوقف‌شده منتفع نمی‌شوند (بالدر[3]، ۲۰۱۸). برای حمایت از تخصیص مجدد مؤثر منابع مالی به سرمایه‌گذاری‌های مولد، سرمایه‌گذاران نیاز به دسترسی به اطلاعات حسابداری باکیفیت بالا در مورد این سرمایه‌گذاری‌ها دارند (برنانکه و گرتلر[4]، ۱۹۸۶). یکی از اهداف اصلی استانداردهای حسابداری باکیفیت بالا، مانند استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی (IFRS)[5]، ارائه چنین اطلاعاتی به سرمایه‌گذاران است (لامبرت و همکاران[6]، ۲۰۰۷). توسعه بخش مالی منجر به رشد اقتصادی بیشتر می‌شود (پالی[7]، ۲۰۰۷). رشد و کارایی بخش‌های مالی کشورها برای هدایت منابع به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولدتر مهم است و بنابراین تأثیر قابل توجهی بر رشد کلی اقتصاد دارند (کیم و لین[8]، ۲۰۱۱). این تخصیص مجدد منابع به سمت سرمایه‌گذاری‌های بخش مالی مولدتر زمانی کارآمدتر می‌شود که اطلاعات مربوط به بازده و ریسک سرمایه‌گذاری در دسترس سرمایه‌گذاران و وام‌دهندگان احتمالی قرار گیرد (کابرالس و همکاران[9]، ۲۰۱۳).

روش‌های بسیاری برای سرمایه‌گذاران و وام‌دهندگان برای به دست آوردن اطلاعات در مورد فرصت‌های سرمایه‌گذاری وجود دارد، اما زمانی که شرکت‌ها از فرمت‌های پذیرفته‌شده برای افشای مالی خود استفاده می‌کنند، مزایایی نیز وجود دارد (ورچیا[10]، ۲۰۰۱). استفاده از این فرمت‌های پذیرفته‌شده و استانداردشده برای افشای مالی مطمئناً به نفع سرمایه‌گذاران و وام‌دهندگان است؛ زیرا شفافیت و قابلیت

1. Madni & Anwar
2. Bartelsman *et al.*
3. Balder
4. Bernanke & Gertler
5 International Financial Reporting Standards
6. Lambert *et al.*
7. Palley
8. Kim & Lin
9. Cabrales *et al.*
10. Verrecchia

مقایسه را افزایش می‌دهد (براون و کلینچ[1]، ۱۹۹۸). به‌عنوان مثال زمانی که IFRS برای شرکت‌های عضو اتحادیه اروپا الزامی شد، منجر به کاهش هزینه سرمایه و افزایش نقدینگی گردید (داسکه[2]، ۲۰۰۶).

توسعه و موفقیت بازارهای مالی و مؤسسات مالی که به‌عنوان توسعه مالی تعریف می‌شود، به استفاده از این فرمت‌های پذیرفته‌شده برای اطلاعات در مورد جنبه‌های مالی شرکت‌ها بستگی دارد. این نشان می‌دهد که پذیرش IFRS به‌طور غیرمستقیم از طریق واسطه‌های مالی (مؤسسات و بازارها) بر نابرابری درآمد تأثیر می‌گذارد. علاوه‌براین، پذیرش IFRS می‌تواند مستقیماً بر نابرابری درآمد نیز تأثیر بگذارد. اطلاعات مالی مندرج در صورت‌های مالی که مطابق با IFRS تهیه شده‌اند نیز می‌تواند توسط ذینفعان غیر از سهامداران هنگام تصمیم‌گیری مورد استفاده قرار گیرد. به‌عنوان مثال وقتی که کارکنان برای دستمزد و سایر غرامت‌ها چانه‌زنی می‌کنند، از اطلاعات مالی (به‌ویژه صورت‌های مالی) در تصمیم‌گیری در مورد میزانی که یک شرکت می‌تواند نیازهای آن‌ها را پشتیبانی کند استفاده می‌کنند (هسیه و همکاران[3]، ۲۰۱۷). استدلال می‌شود که IFRS به‌عنوان مجموعه‌ای از استانداردهای حسابداری با کیفیت بالا، از طریق کمک به مالی‌سازی به منافع سرمایه‌گذاران در میان سایر ذینفعان کمک کند. مالی‌سازی اقتصادها باعث می‌شود که بازارهای مالی، مؤسسات مالی و متخصصان مالی تأثیر بیشتری بر سیاست‌های اقتصادی و نتایج اقتصادی داشته باشند (پالی، ۲۰۰۷). مطالعات قبلی شواهدی را ارائه می‌دهند که توسعه مالی و مالی‌سازی به نابرابری درآمد کمک می‌کنند (پرلمن[4]، ۲۰۰۸). ازآنجایی‌که پذیرش IFRS بر توسعه مالی تأثیر می‌گذارد، انتظار می‌رود که نابرابری درآمد را نیز تحت تأثیر قرار دهد. مطالعات پیشین نتایج متفاوتی را در مورد تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد نشان می‌دهند. درحالی‌که برخی مطالعات رابطه مثبتی بین توسعه مالی و نابرابری درآمد یافته‌اند، برخی دیگر نشان داده‌اند که رابطه منفی بین آن‌ها وجود دارد؛ به این معنی که توسعه مالی، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد (بورگیگنان[5]، ۲۰۱۸). با توجه به این بحث که IFRS اساساً منافع سهامداران را از طریق افزایش توسعه مالی تأمین می‌کند، سؤال مهم این است که آیا تأثیر IFRS بر نابرابری درآمد توسط توسعه مالی تعدیل می‌شود یا خیر. بنابراین این پژوهش رابطه بین توسعه مالی و نابرابری درآمد را در کشورهایی که IFRS را اتخاذ می‌کنند، بررسی می‌کند. بررسی این موضوعات بسیار مهم است زیرا نابرابری درآمد در بحث سیاست عمومی مورد توجه قرار گرفته است. بااین‌حال، مطالعات نظری و تجربی اندکی در مورد تأثیر IFRS بر نابرابری درآمد وجود دارد. افزایش نابرابری درآمد و ثروت نگرانی‌هایی را در مورد پیامدهای اقتصادی و اجتماعی آن ایجاد کرده است (آتکینسون[6]، ۲۰۱۵). نتایج این پژوهش به

1. Brown & Clinch
2. Daske
3. Hsieh *et al.*
4. Perelman
5. Bourguignon
6. Atkinson

سیاست‌گذاران و پژوهشگران کمک می‌کند تا نقش IFRS در توسعه‌ی اقتصادی و اجتماعی جامعه را بهتر درک کنند. همچنین، شواهد نشان می‌دهد که پذیرش و به‌کارگیری IFRS، با افزایش شفافیت، دقت در گزارشگری مالی و اعتماد عمومی به شرکت‌ها همراه است که نابرابری درآمد در جامعه را کاهش داده و با کاهش ریسک‌های مالی و بهبود شرایط اقتصادی، منجر به توسعه مالی و رشد پایدار می‌شود. درواقع توسعه مالی باید رشد را با بهبود کارایی تخصیص سرمایه و کاهش محدودیت‌های استقراض، افزایش دهد (لوین[1]، ۱۹۹۷). بااین‌حال، این موضوع نادیده گرفته می‌شود که کدام یک از اعضای جامعه از رشدی که توسعه مالی ایجاد می‌کند، سود می‌برند. برخی مطالعات به بررسی رابطه بین توسعه مالی و نابرابری درآمد می‌پردازند. با توجه به بررسی مطالعات موجود در این زمینه می‌توان گفت مطالعه‌ای وجود ندارد که رابطه توسعه مالی و استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی با نابرابری درآمد را برای منتخب کشورهای آسیا بررسی کرده باشد. هدف این مطالعه بررسی این است که آیا IFRS تأثیر مستقیم بر نابرابری درآمد دارد و اینکه تأثیر آن توسط توسعه مالی تعدیل می‌شود.

ادامه مقاله به شرح زیر سازمان‌دهی شده است: بخش دوم ادبیات پیشین را بررسی می‌کند، بخش سوم روش‌شناسی و مدل تجربی را معرفی می‌کند، بخش چهارم نتایج تجربی را بیان می‌دارد و بخش پنجم نیز نتیجه‌گیری را ارائه می‌دهد.

ادبیات پژوهش

۱. مبانی نظری

اثر غیرمستقیم IFRS بر نابرابری درآمد با در نظر گرفتن توسعه مالی

یکی از پیامدهای مالی‌سازی تخریب خلاقانه شرکت‌ها بوده است زیرا منابع از سرمایه‌گذاری‌های کم مولد به سمت سرمایه‌گذاری‌هایی که بهره‌ورتر هستند، تخصیص مجدد می‌یابند (بارتلزمن و همکاران، ۲۰۰۴). برای اینکه این تخریب خلاق حداکثر سود را برای توسعه کلی یک کشور فراهم کند، داشتن یک سیستم مالی کارآمد بسیار مهم است. یک سیستم مالی کارآمد، امکان تخصیص مجدد کارآمد منابع را فراهم می‌کند که سبب افزایش درآمد برای افرادی که در فرصت‌های جدید به کار گرفته شده‌اند، می‌شود، درحالی‌که درآمد افراد در پروژه‌های متوقف‌شده کاهش می‌یابد (بالدر، ۲۰۱۸). سرمایه‌گذاران برای تخصیص مجدد منابع مالی به اطلاعات حسابداری با کیفیت بالا نیاز دارند (برنانکه و همکاران[2]، ۱۹۹۴). یکی از اهداف اصلی استانداردهای حسابداری با کیفیت بالا مانند IFRS، ارائه چنین اطلاعاتی به سرمایه‌گذاران است (زف[3]، ۲۰۱۲). تنظیم‌کنندگان استاندارد استدلال می‌کنند که دسترسی به اطلاعات حسابداری با

1. Levine
2. Bernanke *et al.*
3. Zeff

کیفیت بالا به‌طورکلی و IFRS به‌طور خاص، می‌تواند تصمیمات اقتصادی سرمایه‌گذاران را بهبود بخشد (هیئت استانداردهای بین‌المللی حسابداری (IASB)[1]، ۲۰۱۸).

قوانین مربوط به افشای بهتر، به‌ویژه قوانین حسابداری، برای توسعه مالی و بهبود حاکمیت شرکتی حیاتی هستند (راجان و زینگالس[2]، ۱۹۹۵). نتیجه کاهش توزیع بین هزینه داخلی و خارجی سرمایه است که توسعه مالی را تحریک می‌کند و به نوبه خود باعث رشد اقتصادی می‌شود؛ بنابراین یک سیستم گزارشگری مالی مؤثر که اطلاعات حسابداری مرتبط و شفاف را برای سرمایه‌گذاران تهیه می‌کند، بر توسعه مالی و رشد اقتصادی تأثیر خواهد گذاشت (آکیسیک و گال[3]، ۲۰۲۳).

استدلال پذیرفته‌شده برای ایجاد استانداردهای حسابداری با کیفیت بالا و یک سیستم گزارشگری مالی کارآمد این است که آن‌ها باید شفافیت و قابلیت مقایسه صورت‌های مالی را بهبود بخشند، عدم تقارن اطلاعاتی را کاهش دهند و برای سرمایه‌گذاران مفید باشند (لامبرت و همکاران، ۲۰۰۷). چارچوب مفهومی IFRS به‌طور خاص این موارد را به‌عنوان اهداف خود ذکر می‌کند (IASB، ۲۰۱۸). چارچوب مفهومی نشان می‌دهد که هدف IFRS، ایجاد گزارشگری مالی با هدف عمومی است. همچنین نشان می‌دهد که استانداردها باید شفافیت را افزایش دهند، برای تصمیم‌گیری اقتصادی سرمایه‌گذاران مفید باشند و سرمایه‌گذاران را قادر به تصمیم‌گیری اقتصادی کنند. همچنین، این استانداردها عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران و شرکت‌هایی را که در آن‌ها سرمایه‌گذاری کرده‌اند، کاهش می‌دهند. IFRS پیشنهاد می‌کند که به‌عنوان استانداردهای بین‌المللی باید به سرمایه‌گذاران کمک کند تا فرصت‌هایی را شناسایی کنند که تخصیص مجدد سرمایه را بهبود می‌بخشد. همچنین، استفاده از IFRS به دلیل کاهش عدم تقارن اطلاعاتی، ریسک را کاهش می‌دهد که باعث افزایش نقدینگی و کاهش هزینه سرمایه می‌شود (داسکه و همکاران، ۲۰۰۸). این اثرات منجر به در دسترس بودن بیشتر سرمایه می‌گردد (فلورو و پاپ[4]، ۲۰۱۲). شواهدی نیز وجود دارد که نشان می‌دهد این فواید باعث بهبود جریان سرمایه بین‌المللی می‌شود (ترکی و همکاران[5]، ۲۰۱۷؛ بارث و همکاران[6]، ۲۰۰۸؛ رامانا و سلتن[7]،۲۰۰۹). معرفی IFRS، به‌عنوان استانداردهای حسابداری با کیفیت بالا، شاید برای سرمایه‌گذاران خارجی مهم‌تر است، زیرا اطلاعات مالی قابل مقایسه‌تر می‌شود (امیرام[8]، ۲۰۱۲). در سال ۲۰۰۰ کمیسیون اتحادیه اروپا مشاهده کرد که محوریت IAS (که تبدیل به IFRS شده است) بر سرمایه‌گذار است. تأکید بر تأثیر IFRS بر سرمایه‌گذاران منجر به ارزیابی هزینه‌ها و منافع آن می‌شود که صرفاً بر سرمایه‌گذاران متمرکز است (آکیسیک و گال، ۲۰۲۳). به‌عنوان مثال، در بحث

1. International Accounting Standards Board
2. Rajan & Zingales
3. Akisik & Gal
4. Florou & pope
5. Turki *et al.*
6. Barth *et al.*
7. Ramanna & Sletten
8. Amiram

درباره پیامدهای اقتصادی پذیرش IFRS، فقط عواقبی مانند نقدینگی و هزینه سرمایه را برای سرمایه‌گذاران در نظر می‌گیرد (داسکه و همکاران، ۲۰۰۸). برخی محققان معتقدند که سیستم‌های مالی با عملکرد خوب می‌توانند با بهبود هزینه‌های اطلاعات و مبادلات، رشد اقتصادی را تقویت کرده و فقر را کاهش دهند (کینگ و لوین[1]، ۱۹۹۳). با توجه به این‌که توسعه مالی با رشد اقتصادی همراه است، از این دیدگاه حمایت شده است که رشد اقتصادی و درنتیجه توسعه مالی همچنین می‌تواند به مسائل دیگر در اقتصاد بپردازد (جاین و موکند[2]، ۲۰۰۳). برای مثال، این تصور وجود دارد که رشد اقتصادی می‌تواند توزیع نابرابر درآمد و علل آن را کاهش دهد (هافمن و همکاران[3]، ۲۰۲۰). درحالی‌که برخی از مطالعات پیشنهاد می‌کنند که رشد اقتصادی و توسعه مالی می‌تواند راه‌حلی برای کاهش نابرابری درآمد باشد، شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد ممکن است این‌گونه نباشد (میر و سولیوان[4]، ۲۰۱۷). درحالی‌که توسعه مالی برای رشد اقتصادی حیاتی است و در درجه اول بر سرمایه‌گذاران تمرکز می‌کند، همچنین می‌تواند برای سایر ذینفعان مضر باشد؛ زیرا می‌تواند نابرابری درآمد را تشدید کند (باسو و گواریگلیا[5]، ۲۰۰۷) و توسعه مالی نقش اصلی را در بسیاری از نظریه‌های نابرابری درآمد مداوم ایفا می‌کند (دمیرگوچ-کانت و لوین[6]، ۲۰۰۹).

استدلال کوزنتس[7] (۱۹۵۵) مبنی بر اینکه رشد اقتصادی در نهایت نابرابری درآمد را بهبود می‌بخشد، قبل از رشد بخش مالی مطرح شد. شواهدی وجود دارد که افزایش بخش مالی بر نابرابری درآمد حتی در اقتصادهای پیشرفته تاثیر گذاشته است (وان آرنوم و ناپلس[8]، ۲۰۱۳). دی هان و استورم[9] (۲۰۱۷) نشان دادند که توسعه بخش مالی، نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد. برخلاف این یافته‌ها، بانرجی و نیومن[10] (۱۹۹۳)، بک و همکاران[11] (۲۰۰۷)، گالور و زیرا[12] (۱۹۹۳)، راجان و زینگالس (۲۰۰۳) و کاپل[13] (۲۰۱۰) شواهدی ارائه می‌دهند که توسعه مالی، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. درنهایت، سون و کوزکون[14] (۲۰۱۶) نتایج متفاوتی را ارائه کردند، آن‌ها گزارش کردند که در رابطه مالی و فقر نه بانک‌ها و نه بازارهای سهام نقش مهمی در کاهش فقر ندارند. هر یک از اجزای بخش مالی (بازارهای سهام، بانک‌ها و مؤسسات مالی) نقش متفاوتی در توسعه مالی ایفا می‌کنند و تأثیر آن‌ها به زیرساخت‌های مالی یک کشور بستگی دارد. وظایف بخش مالی توسط دو واسطه مالی اساسی انجام می‌شود: بازار سهام و بانک‌ها (آکیسیک و گال،

1. King & Levine
2. Jain & Mukand
3. Hoffmann *et al.*
4. Meyer & Sullivan
5. Basu & Guariglia
6. Demirgüç-Kunt & Levine
7. Kuznets
8. Van Arnum & Naples
9. De Haan & Sturm
10. Banerjee & Newman
11. Beck *et al.*
12. Galor & Zeira
13. Kappel
14. Seven & Coskun

۲۰۲۳). این واسطه‌ها از توسعه مالی مبتنی بر بازار و مبتنی بر بانک یک کشور حمایت می‌کنند و درنتیجه بر توسعه کلی اقتصاد تأثیر می‌گذارند (لوین و زروس[1]، ۱۹۹۸). به‌عنوان مثال مرتون و بادی[2] (۲۰۰۵) استدلال می‌کنند که سیستم‌های مالی شامل کارکردهایی هستند که از راه‌های انتقال منابع اقتصادی در طول زمان، فرامرزی و بین صنایع پشتیبانی می‌کنند و راه‌هایی برای مدیریت ریسک‌ها ارائه می‌دهند. اندازه سیستم‌های مالی به‌طور قابل توجهی افزایش یافته است و نقش رو به گسترشی در واسطه‌گری فعالیت‌های مالی ایفا می‌کند که به نوبه خود از رشد اقتصادی واقعی و رشد تولید ناخالص داخلی سرانه حمایت می‌کند (بک و همکاران[3]، ۲۰۱۴). درحالی‌که هر واسطه بر اندازه کلی سیستم مالی و توسعه مالی تأثیر دارد، هر یک نقش متفاوتی ایفا می‌کنند (سون و کوزکون، ۲۰۱۶). سیستم بانکی دسترسی به اعتبار را فراهم می‌کند و سیاست‌های دولتی و سازمان‌های نظارتی این دسترسی را تنظیم و نظارت می‌کنند (دمیرگوچ-کانت و لوین، ۲۰۰۹). تفاوت در مقررات بانکی یک کشور می‌تواند بر نابرابری درآمد از طریق دسترسی به این اعتبارات تأثیر بگذارد (دلیس و همکاران[4]، ۲۰۱۴). همچنین، پذیرش IFRS اعتبارات داخلی را در کشورهای درحال‌توسعه افزایش می‌دهد (تاویاه و جیاپونگ[5]، ۲۰۲۱). این نتیجه در کشورهای کم‌درآمد نیز دیده می‌شود، زیرا کاهش محدودیت‌ها در دسترسی به منابع مالی بر نابرابری و فقر تأثیر می‌گذارد (آجنلو و همکاران[6]، ۲۰۱۲). مطالعات دیگر به این نتیجه رسیده‌اند که کنترل‌های اعتباری و نرخ بهره بیشترین تأثیر را در کاهش نابرابری درآمد دارند (داسکه و همکاران، ۲۰۰۸). کاپل (۲۰۱۰) نشان می‌دهد که بازارهای بهبودیافته برای وام‌ها هم نابرابری درآمد و هم فقر را کاهش می‌دهد. این نتیجه ممکن است با شواهدی تأیید شود که در سیستم‌های بانکی توسعه‌یافته‌تر، تجربه شناسایی فرصت‌های سرمایه‌گذاری باکیفیت، تخصیص مجدد پس‌انداز بانک‌ها به سرمایه‌گذاری بهتر را بهبود بخشد (لی[7]، ۱۹۹۶). علاوه بر سیاست‌های دولت برای بهبود دسترسی به اعتبارات بانکی و تجربه در تصمیم‌گیری‌های تخصیص اعتبار، IFRS بر شفافیت عملیات بانکی نیز تأثیر گذاشته و به‌طور بالقوه رویکرد بانک‌ها به ریسک‌پذیری را کاهش داده است (بوشمن و ویلیامز[8]، ۲۰۱۲). به‌علاوه، گزارش مالی برای بازارهای بدهی حیاتی‌تر است، زیرا قراردادهای بدهی بر اساس ارقام صورت‌های مالی است (بال و همکاران[9]، ۲۰۰۸). همچنین، بهبود دسترسی بانک‌ها به اطلاعات سرمایه‌گذاری و مزایای باز بودن مالی منجر به کاهش ریسک‌پذیری این مؤسسات شده است (لو و همکاران[10]، ۲۰۱۶). درحالی‌که پذیرش IFRS عملکردهای بانکی را تغییر داده است، تأثیر قابل توجهی

1. Levine & Zervos
2. Merton & Bodie
3. Beck *et al.*
4. Delis *et al.*
5. Tawiah & Gyapong
6. Agnello *et al.*
7. Lee
8. Bushman & Williams
9. Ball *et al.*
10. Luo *et al.*

بر بازارهای مالی نیز داشته است. عمق مالی یک اقتصاد معیاری از اندازه نسبی معاملات مالی در مقایسه با معاملات در اقتصاد واقعی است (هاموری و هاشیگوچی[1]، ۲۰۱۲). درحالی‌که عمق بخش مالی یک معیار مقایسه‌ای است، توانایی آن در ارائه واسطه‌گری تأثیر قابل توجهی بر تولید ناخالص داخلی سرانه دارد (بک و همکاران، ۲۰۱۴). بازارهای مالی توسعه‌یافته‌تر، توانایی بیشتری برای حمایت از واسطه‌گری بین سرمایه‌گذاران و شرکت‌ها دارند که تأثیر مستقیمی بر توانایی شرکت‌ها برای به دست آوردن وجوه از سرمایه‌گذاران دارد (بایمن و ورچیا[2]، ۱۹۹۶). به‌علاوه، سرمایه‌گذاران از توسعه مالی سود می‌برند، زیرا از بازارهای مالی برای یافتن فرصت‌هایی با بازده مالی متناسب با ریسک استفاده می‌کنند (فلورو و پاپ، ۲۰۱۲)؛ بنابراین، بازارهای مالی توسعه‌یافته با پشتیبانی اطلاعات مالی باکیفیت به شرکت‌ها امکان دسترسی بیشتر به وجوه ارائه‌شده توسط سرمایه‌گذاران را می‌دهند و از تخصیص مجدد وجوه به سرمایه‌گذاری‌های مولدتر حمایت می‌کنند (بنگاکه و اگو[3]، ۲۰۱۱). درحالی‌که بازارهای مالی امکان تخصیص منابع مالی را فراهم می‌کنند، در دسترس بودن اطلاعات حسابداری استاندارد، کارایی این تخصیص مجدد را برای فرصت‌های مالی مختلف بهبود می‌بخشند (برنانکه و همکاران، ۱۹۹۴)؛ بنابراین معرفی IFRS با ارائه اطلاعات مالی باکیفیت به سرمایه‌گذاران، تخصیص مجدد منابع مالی را بهبود می‌بخشد (زف، ۲۰۱۲). این تخصیص مجدد منجر به این می‌شود که برخی از اعضای جامعه از ایجاد فرصت‌های جدید سود ببرند (بارتلزمن و همکاران، ۲۰۰۴)؛ بنابراین معرفی IFRS که امکان تخصیص مجدد منابع مالی را فراهم می‌کند، منجر به تغییراتی در توزیع درآمد می‌شود و ممکن است بر نابرابری درآمد تأثیر بگذارد (باسو و گواریگلیا، ۲۰۰۷). بحث بالا نشان می‌دهد که یافته‌های متناقضی در مورد رابطه بین توسعه مالی و نابرابری درآمد وجود دارد. در پرتو این دیدگاه‌های متفاوت می‌توان نتیجه گرفت که ارائه یک بیانیه قطعی در مورد جهت‌گیری رابطه توسعه مالی و نابرابری درآمد و تأثیر IFRS بر این رابطه دشوار است.

۲. اثر مستقیم IFRS بر نابرابری درآمد

بخش قبل نشان می‌دهد که بیشتر بحث در مورد ارزش پیشنهادی IFRS به‌عنوان استانداردهای گزارشگری مالی رایج حول فواید آن برای سرمایه‌گذاران بدون اشاره به سایر ذینفعان متمرکز است. واضح است که تأکید IFRS همان‌طورکه در چهارچوب مفهومی آن بیان شده بر صورت‌های مالی و عملکرد مالی شرکت است. سیکا[4] (۲۰۱۵) استدلال می‌کند که نقش حسابداری و حسابداران در حفظ و مشروعیت بخشیدن به درآمد گزارش‌شده و نابرابری‌های اقتصادی توجه کافی را به خود جلب نکرده است، اگرچه سیستم‌های حسابداری مرکزی برای محاسبه غرامت و مالیات هستند. در عوض، حرفه حسابداری بر کمک به کسب‌وکارها برای کنترل هزینه‌ها از جمله هزینه نیروی کار، ارتقای رقابت، سود و کارایی تمرکز دارد و

1. Hamori & Hashiguchi
2. Baiman & Verrecchia
3. Bangake & Eggoh
4. Sikka

درعین‌حال توزیع ناعادلانه درآمد و ثروت را تسهیل می‌کند. کاهش درآمدهای مالیاتی که تا حدی نتیجه خدمات مشاوره‌ای است که شرکت‌های حسابداری به مشتریان خود ارائه می‌دهند، با کاهش پرداخت‌های اجتماعی و انتقالی، بر درآمد قابل تصرف خانوار تأثیر منفی می‌گذارد (سیکا، ۲۰۱۵). تمرکز معیارهای درآمد IFRS زمانی افزایش می‌یابد که هزینه‌ها کاهش یابد که یکی از آن‌ها دستمزد نیروی کار است. پورتر[1] (۲۰۰۸) نشان می‌دهد که یک تهدید برای معیارهای سودآوری شرکت، نیروی کار است و علاوه‌براین، ارزش شرکت عمدتاً از دیدگاه سرمایه‌گذاران در نظر گرفته می‌شود. سیکا (۲۰۱۵) استدلال می‌کند که در مورد تاثیر IFRS بر کاهش هزینه‌های نمایندگی (جنسین و مکلینگ[2]، ۱۹۷۶)، نقش کارمندان در افزایش ثروت نادیده گرفته شده است. نیازهای سایر ذینفعان تنها پس از برآورده شدن نیازهای اطلاعاتی سرمایه‌گذاران در نظر گرفته می‌شود (مولر[3]، ۲۰۱۴). این دیدگاه که مدیریت شرکت‌ها فقط به مالکان (سهامداران) پاسخگو است، پیامدهای بسیاری برای دیگر ذینفعان دارد. بحث‌هایی وجود دارد مبنی بر اینکه مدیریت باید به سایر ذینفعان نیز پاسخگو باشد. استدلال می‌شود که گزارش‌های مالی می‌توانند به‌عنوان مبنایی برای تصمیم‌گیری مورد استفاده قرار گیرند و محتوای آن‌ها بر اساس ماهیت تصمیماتی که سهامداران درگیر آن هستند تعیین می‌شود (لیال[4]، ۱۹۸۱). به‌عنوان مثال کارکنان چه به‌صورت فردی یا جمعی عمل کنند، علاقه‌مند به تصمیماتی هستند که به آن‌ها کمک می‌کند در محیط خود بقا داشته و شکوفا شوند. افشای درآمدها برای کارمندان مهم است، زیرا آن‌ها برای دستمزد و سایر غرامت‌ها (پاداش‌ها) چانه‌زنی می‌کنند که تعیین‌کننده‌های مهم نابرابری درآمد هستند (هسیه و همکاران، ۲۰۱۷). به بیان دیگر، کارکنان به اطلاعات مالی معتبری نیاز دارند که آن‌ها را قادر می‌سازد تا تعیین کنند آیا سهم عادلانه‌ای از ثروت ایجادشده توسط شرکت‌ها را دریافت می‌کنند یا خیر (لیال، ۱۹۸۱). آن‌ها از گزارش‌های مالی برای مذاکره درباره دستمزدها و مسائل مربوط به کارمندان با مالکان استفاده می‌کنند (جنسن و مکلینگ، ۱۹۷۶). گزارش‌های مالی شفاف و معتبر بر اساس استانداردهای حسابداری با کیفیت بالا، کارکنان را قادر می‌سازد تا به راحتی پتانسیل سود شرکت‌ها را شناسایی کنند (آکیسیک و گال، ۲۰۲۳). ادبیات پیشین نشان می‌دهد که درآمدهای بالای شرکت، درخواست کارکنان را در مذاکره با مدیریت برای افزایش حقوق و مزایای جانبی تقویت می‌کند (لین و همکاران[5]، ۲۰۲۱). نماینده کارکنان در هیئت‌مدیره اولویت را به حداکثر رساندن حقوق و دستمزد می‌دهد و برنامه‌ریزی مالیاتی تهاجمی را برای شرکت‌هایی که در آن‌ها ریسک بالایی برای دستمزد و امنیت شغلی از انتقال مشاغل به مراکز خارج از کشور وجود دارد، محدود می‌کنند (گلیسون و همکاران،[6] ۲۰۲۱). درنهایت، شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد پذیرش IFRS قابلیت مقایسه،

1. Porter
2. Jensen & Meckling
3. Müller
4. Lyall
5. Lin *et al.*
6. Gleason *et al.*

صورت‌های مالی را بهبود می‌بخشد (اپار و همکاران[1]، ۲۰۲۱)؛ بنابراین، با بهبود قابلیت مقایسه، کارکنان ممکن است از گزارش‌های مالی شرکت‌های مشابه برای شناسایی پتانسیل سود و نحوه عملکرد شرکت‌هایشان استفاده کنند. این مهم است زیرا مذاکرات با شرکت‌هایشان در مورد مسائل مربوط به شغل می‌تواند بر اساس اطلاعاتی باشد که کارکنان از گزارش‌های مالی با کیفیت بالای شرکت‌های مشابه جمع‌آوری کرده‌اند. بحث‌های فوق نشان می‌دهد که ممکن است IFRS تأثیر مستقیمی بر نابرابری درآمد نیز داشته باشد.

پیشینه پژوهش

تاویاه و جیاپونگ (۲۰۲۱) رابطه بین استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی، تأمین مالی بدهی داخلی و کیفیت نهادی را با استفاده از داده‌های ۱۰۷ کشور درحال‌توسعه از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۷، بررسی کرده‌اند. یافته‌ها نشان داده است که استفاده از استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی برای شرکت‌های کوچک و متوسط، با افزایش اعتبار داخلی به بخش خصوصی در کشورهای درحال‌توسعه ارتباط مثبتی دارد. به‌علاوه، تأثیر استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی بر اعتبار داخلی در کشورهایی با کیفیت نهادی ضعیف‌تر، بیشتر است که نشان‌دهنده حمایت قاطع از این است که استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی، استانداردهای باکیفیتی هستند که اعتماد به صورت‌های مالی را افزایش می‌دهند.

دی هان و استورم (۲۰۱۷) با استفاده از مدل اثرات ثابت پانل برای نمونه‌ای از ۱۲۱ کشور بین سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۷۵، رابطه مالی و نابرابری درآمد را بررسی کرده و نشان داده‌اند که چگونه توسعه مالی، آزادسازی مالی و بحران‌های بانکی با نابرابری درآمد مرتبط هستند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که سطح توسعه مالی تأثیر آزادسازی مالی بر نابرابری را تعیین می‌کند.

دمیرگوچ-کانت و لوین (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای ادبیات مربوط به امور مالی و نابرابری را بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که بخش عمده‌ای از تحقیقات تجربی نشان می‌دهد که بهبود در قراردادهای مالی، بازارها و واسطه‌ها فرصت‌های اقتصادی را گسترش داده و نابرابری را کاهش می‌دهد.

روستا و دهقانی سعدی (۱۳۹۷) در پژوهشی با بهره‌گیری از دو نظریه کلان نهادی و اقتصادی شبکه‌ها به بررسی چرایی پذیرش استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی در کشورهای درحال‌توسعه پرداخته‌اند. یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که از دیدگاه نظریه نهادی، بین‌المللی شدن حسابداری، ابزاری برای کسب مشروعیت و پاسخگویی به فشارهای وارده از جانب نهادهای بین‌المللی و داخلی است. از نگاهی دیگر، نظریه اقتصادی شبکه‌ها بیان می‌کند که استانداردهای گزارشگری بین‌المللی، کالایی ارزشمند است.

خدادادی و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای با استفاده از نمونه‌ی آماری ۱۲۳ کشور عوامل مؤثر بر پذیرش استانداردهای بین‌المللی حسابداری در کشورهای درحال‌توسعه را مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که رشد اقتصادی تأثیر معکوس و معنادار و آموزش و وجود بازار سرمایه

1 .Opare *et al.*

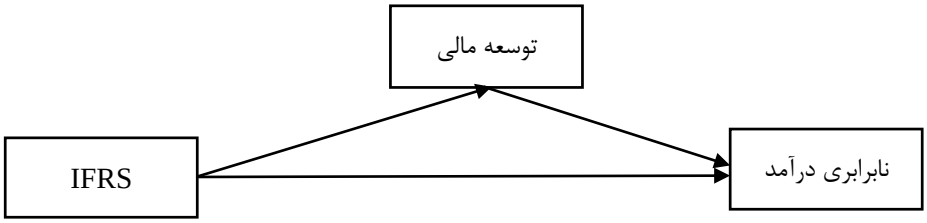
تأثیر مستقیم و معناداری بر پذیرش استانداردهای بین‌المللی حسابداری در کشورهای درحال‌توسعه دارند. هم‌چنین، درجه‌ی باز بودن اقتصاد تأثیر معناداری در پذیرش استانداردهای بین‌المللی حسابداری در کشورهای درحال‌توسعه ندارد.

روش‌شناسی پژوهش

به دلیل اینکه نتایج حاصل از این پژوهش در فرآیند تصمیم‌گیری مورد استفاده قرار می‌گیرد، این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی است. همچنین روش انجام پژوهش به‌صورت توصیفی- تحلیلی است. سؤال‌های پژوهش به شرح زیر است:

۱. IFRS بر نابرابری درآمد چه تأثیری دارد؟

۲. تأثیر توسعه مالی بر ارتباط بین IFRS و نابرابری درآمد چگونه است؟



شکل ۱. چارچوب مفهومی پژوهش

مدل‌های در نظر گرفته‌شده برای پژوهش حاضر مدل‌های ارائه‌شده توسط آکیسیک و گال (۲۰۲۳) به شرح زیر هستند:

مدل (۱) الف:
$$gini_{it} = a_0 + a_1\, ifrsd_{it} + a_2\, gdppc_{it} + a_3\, gdppc^2{}_{it} + a_4\, exim_{it} + a_5\, eduit_{it} + a_6\, infl_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل (۱) ب:
$$gini_{it} = a_0 + a_1\, ifrst_{it} + a_2\, gdppc_{it} + a_3\, gdppc^2{}_{it} + a_4\, exim_{it} + a_5\, eduit_{it} + a_6\, infl_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل (۲) الف:
$$gini_{it} = a_0 + a_1\, ifrsd_{it} + a_2\, gdppc_{it} + a_3\, gdppc^2{}_{it} + a_4\, exim_{it} + a_5\, eduit_{it} + a_6\, infl_{it} + a_7\, fd_{it} + a_8\, (ifrsd * fd)_{it} + \varepsilon_{it}$$

مدل (۲) ب:

$$gini_{it} = a_0 + a_1\, ifrst_{it} + a_2\, gdppc_{it} + a_3\, gdppc^2{}_{it} + a_4\, exim_{it} + a_5\, eduit_{it} + a_6\, infl_{it} + a_7\, fd_{it} + a_8\, (ifrst * fd)_{it} + \varepsilon_{it}$$

که متغیر Fd بیانگر شاخص ترکیبی توسعه مالی است و از سایت IMF به دست آمده است. gini نشان‌دهنده شاخص نابرابری درآمد است، gdp تولید ناخالص داخلی سرانه (ثابت ۲۰۱۵ دلار آمریکا)، gdp^2 توان دوم تولید ناخالص داخلی، Infl تورم، exim باز بودن اقتصاد (مجموع صادرات و واردات کالاها و خدمات برحسب درصد gdp) و Eduit آموزش هستند که از سایت WDI بانک جهانی به دست آمده‌اند. متغیر IFRS بیانگر استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی است. برای این متغیر از دو شاخص استفاده می‌شود: IFRSd، کشورهایی که استفاده از IFRS را الزام یا مجاز می‌دانند، مقدار یک و در غیر این صورت صفر و IFRSt تجربه استفاده از IFRS بر اساس تعداد سال‌هایی که کشورها از آن استفاده کرده‌اند، اندازه‌گیری می‌شود و از سایت IASB به دست آمده است. IFRSd*fd و IFRSt*fd نیز متغیرهای تعدیل‌گر هستند.

این پژوهش رابطه استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی و نابرابری درآمد با توجه به نقش توسعه مالی برای منتخبی از کشورهای درحال‌توسعه آسیا (سنگاپور، بحرین، فیلیپین، ازبکستان، مالزی، قزاقستان، ارمنستان، پاکستان، ایران، کویت، عربستان سعودی، قطر، لبنان، آذربایجان، سوریه و عمان) در دوره زمانی ۲۰۲۲-۲۰۰۰ ارزیابی می‌کند. بدین منظور، از داده‌های ترکیبی و الگوی حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات تعمیم‌یافته در نرم‌افزار ایویوز ۱۰ استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
توسعه مالی	۰/۲۹۸	۰/۲۸۹	۰/۶۷۴	۰/۰۹۸	۰/۱۳۴
ضریب جینی	۳۴/۴۸۸	۳۲/۱۰۰	۴۷/۷۰۰	۲۵/۱۰۰	۶/۶۳۳
تولید ناخالص داخلی	۴۷۹۶/۹۴۱	۴۱۰۰/۹۰۸	۱۱۰۵۳/۳۶	۹۵۲/۷۴۷	۳۰۷۵/۹۰۶
باز بودن اقتصاد	۷۵/۹۵۱	۷۱/۹۲۲	۲۰۲/۵۷۷	۲۷/۵۴۹	۳۵/۱۴۸
تورم	۶/۸۸۲	۵/۸۱۶	۳۹/۹۰۷	-۱/۴۰۳	۶/۴۷۱
IFRSt	۳/۶۱۲	۲/۰۰۰	۱۴/۰۰۰	۰/۰۰۰	۴/۲۸۵
IFRSd	۰/۵۷۵	۱/۰۰۰	۱/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۴۹۷
آموزش	۶/۷۰۰	۷/۰۰۰	۸/۰۰۰	۴/۰۰۰	۰/۹۷۳

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

متغیرهای آموزش، تولید ناخالص داخلی، IFRSt و IFRSd با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

جدول ۲. آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

متغیر	آماره‌ی آزمون	سطح احتمال
توسعه مالی	۰/۰۴	-۱/۶۷۴
ضریب جینی	۰/۰۰	-۶۲۹/۵۳۲
تولید ناخالص داخلی	۰/۰۰	-۸/۸۲۱
باز بودن اقتصاد	۰/۰۱	-۲/۱۲۷
تورم	۰/۰۰	-۳/۵۹۳
IFRSt	۰/۱۰ *	-۱/۲۷۸
IFRSd	۰/۰۰	-۳/۸۳۶
آموزش	۰/۰۰	-۴/۳۲۳

منبع: یافته‌های پژوهش، * سطح معنی‌داری ۱۰ درصد

۲. نتایج حاصل از مدل (۱) الف

نتایج آزمون F لیمر در جدول (۳) نشان‌دهنده ترکیبی بودن داده‌ها است. بعد از مشخص شدن داده‌های پانلی با استفاده از آزمون هاسمن از بین روش‌های تخمین داده‌های پانلی، روش اثرات ثابت و روش اثرات تصادفی یکی انتخاب می‌شود. نتایج حاصل از آزمون هاسمن در جدول (۴) نشان‌دهنده این است که الگوی روش اثرات ثابت ارجح است.

جدول ۳. نتایج آزمون F لیمر

آماره	سطح احتمال
۲۰/۶۷	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۴. نتایج آزمون هاسمن

آماره	سطح احتمال
۵۶/۹۱	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج حاصل از تخمین مدل (۱) الف

متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح احتمال
تولید ناخالص داخلی	۰/۰۰	۴/۶۷	۰/۰۰
توان دو تولید ناخالص داخلی	-۳/۱۱E-۰۷	-۵/۱۰	۰/۰۰
باز بودن اقتصاد	۰/۰۱	۰/۹۸	۰/۳۲
تورم	-۰/۰۳	-۰/۴۳	۰/۶۶
آموزش	-۴/۵۰	-۹/۸۳	۰/۰۰
IFRSd	-۳/۱۱	-۲/۹۲	۰/۰۰
عرض از مبدأ	۵۸/۱۶	۱۶/۶۷	۰/۰۰
آماره F		۲۷/۷۱	
احتمال آماره F		۰/۰۰	
ضریب تعیین		۰/۶۹	
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۶۶	

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۵) با استفاده از الگوی حداقل مربعات معمولی (OLS) برای مدل (۱) الف نشان می‌دهد که آماره F به دست آمده برابر با (۲۷/۷۱) و سطح معنی‌داری آن (۰/۰۰) است که نشان می‌دهد در سطح احتمال ۹۹ درصد الگوی پژوهش معنی‌دار و قابل اطمینان است. با توجه به مدل (۱) الف، آماره‌ی t متغیر IFRSd برابر با (۲/۹۲-)، سطح احتمال آن برابر با (۰/۰۰) و ضریب آن (۳/۱۱-) است که نشان‌دهنده منفی و معنی‌دار بودن این متغیر است. در بین متغیرهای کنترل متغیر توان دو تولید ناخالص داخلی و آموزش رابطه منفی و معنی‌دار با متغیر نابرابری درآمد دارند. علاوه‌براین، تولید ناخالص داخلی رابطه مثبت و معنی‌دار با متغیر نابرابری درآمد دارد. همچنین تورم و باز بودن اقتصاد ارتباط معنی‌دار با متغیر نابرابری درآمد ندارند.

۴-۳. نتایج حاصل از مدل (۱) ب

با توجه به نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن، داده‌ها ترکیبی بوده و الگوی روش اثرات تصادفی انتخاب می‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون F لیمر

آماره	سطح احتمال
۲۳/۴۶	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. نتایج آزمون هاسمن

آماره	سطح احتمال
۷/۲۴	۰/۲۹

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۸. نتایج حاصل از تخمین مدل (۱) ب

متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح احتمال
تولید ناخالص داخلی	-۰/۰۰	-۲/۴۳	۰/۰۱
توان دو تولید ناخالص داخلی	۸/۶۶E-۰۸	۱/۴۵	۰/۱۴
باز بودن اقتصاد	۰/۰۵	۲/۵۶	۰/۰۱
تورم	-۰/۱۱	-۲/۲۱	۰/۰۲
آموزش	-۰/۱۴	-۰/۲۰	۰/۸۳
IFRSt	-۰/۰۹	-۰/۸۰	۰/۴۲
عرض از مبدأ	۴۰/۱۷	۷/۳۳	۰/۰۰
آماره F		۱۰/۸۳	
احتمال آماره F		۰/۰۰	
ضریب تعیین		۰/۴۷	
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۴۲	

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۸) با استفاده از الگوی حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) برای مدل (۱) ب نشان می‌دهد که آماره F به دست آمده برابر با (۱۰/۸۳) و سطح معنی‌داری آن (۰/۰۰) است که نشان می‌دهد در سطح احتمال ۹۹ درصد الگوی پژوهش معنی‌دار و قابل اطمینان است. با توجه به مدل (۱) الف، آماره‌ی t متغیر IFRSt برابر با (۰/۸۰-)، سطح احتمال آن برابر با (۰/۴۲) و ضریب آن (۰/۰۹-) است که نشان می‌دهد ضریب این متغیر معنی‌دار نیست. در بین متغیرهای کنترل متغیر تولید ناخالص داخلی و تورم در سطح احتمال ۵ درصد رابطه منفی و معنی‌دار با متغیر نابرابری درآمد دارند. علاوه‌براین، متغیر باز بودن اقتصاد رابطه مثبت و معنی‌دار با متغیر نابرابری درآمد دارد. همچنین متغیرهای توان دو تولید ناخالص داخلی و آموزش رابطه معنی‌داری با متغیر نابرابری درآمد ندارند.

۴. نتایج حاصل از مدل (۲) الف

با توجه به نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن، ترکیبی بودن داده‌ها تأیید و روش اثرات ثابت انتخاب می‌شود.

جدول ۹. نتایج آزمون F لیمر

آماره	سطح احتمال
۱۳/۵۷	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۰. نتایج آزمون هاسمن

آماره	سطح احتمال
۱۰۸/۵۶	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۱. نتایج حاصل از تخمین مدل

متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح احتمال
تولید ناخالص داخلی	۰/۰۰	۵/۰۵	۰/۰۰
توان دو تولید ناخالص داخلی	-۳/۳۳E-۰۷	-۶/۰۹	۰/۰۰
آموزش	-۳/۴۰	-۷/۱۸	۰/۰۰
باز بودن اقتصاد	-۰/۰۰	-۰/۳۶	۰/۷۱
تورم	-۰/۰۹	-۱/۴۱	۰/۱۶
توسعه مالی	۱۳/۸۹	۲/۷۳	۰/۰۰
IFRSd	-۶/۷۸	-۳/۴۱	۰/۰۰
IFRSd*fd	۱۱/۵۴	۱/۹۰	۰/۰۶ *
عرض از مبدأ	۵۰/۰۶	۱۳/۵۵	۰/۰۰
آماره F		۲۹/۱۱	
احتمال آماره F		۰/۰۰	
ضریب تعیین		۰/۷۶	
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۷۴	

منبع: یافته‌های پژوهش، * سطح معنی‌داری ۱۰ درصد

جدول شماره (۱۱) با استفاده از الگوی حداقل مربعات معمولی (OLS) برای مدل (۲) الف نشان می‌دهد که آماره F به دست آمده برابر (۲۹/۱۱) و سطح معنی‌داری آن (۰/۰۰) است که نشان می‌دهد در سطح احتمال ۹۹ درصد الگوی پژوهش معنی‌دار و قابل اطمینان است. با توجه به مدل (۱) ب، آماره‌ی t متغیر IFRSd برابر با (۳/۴۱-)، سطح احتمال آن برابر با (۰/۰۰) و ضریب آن (۶/۷۸-) است که نشان‌دهنده منفی و معنی‌دار بودن ضریب این متغیر است. با توجه به سطح احتمال و معنی‌داری ضریب متغیر تعدیل‌گر توسعه مالی، می‌توان گفت که توسعه مالی رابطه بین IFRSd و نابرابری درآمد را تعدیل می‌کند. همچنین، آماره‌ی t متغیر توسعه مالی برابر با (۲/۷۳)، سطح احتمال آن برابر با (۰/۰۰) و ضریب آن (۱۳/۸۹) است که نشان‌دهنده مثبت و معنی‌دار بودن این متغیر است. در بین متغیرهای کنترل متغیر توان دو تولید ناخالص داخلی و آموزش در سطح خطای ۵ درصد رابطه منفی و معنی‌دار با متغیر نابرابری درآمد دارند، درحالی‌که تولید ناخالص داخلی رابطه مثبت و معنی‌دار با متغیر نابرابری درآمد دارد. همچنین متغیرهای باز بودن اقتصاد و تورم ارتباط معنی‌داری با متغیر نابرابری درآمد ندارند.

۵. نتایج مدل (۲) ب

با توجه به نتایج آزمون‌های F لیمر و هاسمن داده‌ها ترکیبی بوده و روش اثرات ثابت انتخاب می‌شود.

جدول ۱۲. نتایج آزمون F لیمر

آماره	سطح احتمال
۱۶/۴۳	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۳. نتایج آزمون هاسمن

آماره	سطح احتمال
۱۳۱/۴۸	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۴. نتایج حاصل از تخمین مدل

متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح احتمال
تولید ناخالص داخلی	۰/۰۰	۴/۲۰	۰/۰۰
توان دو تولید ناخالص داخلی	-۳/۱۷E-۰۷	-۵/۲۸	۰/۰۰
تورم	-۰/۱۳	-۱/۶۷	۰/۰۹*
باز بودن اقتصاد	۰/۰۰	۰/۱۲	۰/۹۰
آموزش	-۳/۴۰	-۶/۳۳	۰/۰۰
توسعه مالی	۱۴/۳۲	۲/۷۹	۰/۰۰
IFRSt	-۰/۸۹	-۲/۲۷	۰/۰۲

متغیر	ضریب متغیر	آماره t	سطح احتمال
First*fd	۲/۴۷	۱/۹۶	۰/۰۵
عرض از مبدأ	۴۹/۳۶	۱۲/۱۳	۰/۰۰
آماره F		۲۴/۱۵	
احتمال آماره F		۰/۰۰	
ضریب تعیین		۰/۷۳	
ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۷۰	

منبع: یافته‌های پژوهش، * سطح معنی‌داری ۱۰ درصد

جدول (۱۴) با استفاده از الگوی حداقل مربعات معمولی (OLS) برای مدل (۲) ب نشان می‌دهد که آماره F به دست آمده برابر (۲۴/۱۵) و سطح معنی‌داری آن (۰/۰۰) است که نشان می‌دهد در سطح احتمال ۹۹ درصد الگوی پژوهش معنی‌دار و قابل اطمینان است. با توجه به مدل (۱) ب، آماره‌ی t متغیر IFRSt برابر با (۲/۲۷-)، سطح احتمال آن برابر با (۰/۰۲) و ضریب آن (۰/۸۲-) است که نشان‌دهنده منفی و معنی‌دار بودن ضریب این متغیر است. با توجه به سطح احتمال و معنی‌داری ضریب متغیر تعدیل‌گر توسعه مالی، می‌توان گفت که توسعه مالی رابطه بین IFRSt و نابرابری درآمد را تعدیل می‌کند. همچنین، آماره‌ی t متغیر توسعه مالی برابر با (۲/۷۹)، سطح احتمال آن برابر با (۰/۰۰) و ضریب آن (۱۴/۳۲) است که نشان‌دهنده مثبت و معنی‌دار بودن این متغیر است. در بین متغیرهای کنترل متغیر توان دو تولید ناخالص داخلی و آموزش در سطح خطای ۵ درصد و تورم در سطح خطای ۱۰ درصد رابطه منفی و معنی‌دار با متغیر نابرابری درآمد دارند و تولید ناخالص داخلی در سطح خطای ۵ درصد رابطه مثبت و معنی‌دار با متغیر نابرابری درآمد دارد. همچنین متغیر باز بودن اقتصاد ارتباط معناداری با متغیر نابرابری درآمد ندارد.

بحث و نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که پذیرش IFRS، نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد، اما بررسی اثر سال‌های تجربه استفاده از IFRS توسط یک کشور (سال‌های پس از پذیرش IFRS به‌عنوان استاندارد ملی) تأثیری بر نابرابری درآمد ندارد. علاوه‌براین، نتایج نشان می‌دهد که توسعه مالی تأثیر هر دو معیار IFRS بر نابرابری درآمد را تعدیل می‌کند. از دلایل تأثیر مستقیم IFRS بر نابرابری درآمد، می‌تواند این باشد که افزایش شفافیت گزارشگری مالی درنتیجه استفاده از IFRS، کارکنان و سازمان‌های نظارتی را قادر می‌سازد تا در مورد مسائل مربوط به اشتغال مانند امنیت شغلی، دستمزدها و حقوق بازنشستگی با کارفرمایان مذاکره کنند. اگر این مذاکرات منجر به سود برای کارکنان شود، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد. چارچوب مفهومی IFRS به‌طور مشخص به توانایی آن در ارائه اطلاعات باکیفیت به سرمایه‌گذاران و وام‌دهندگان و افزایش شفافیت اشاره می‌کند؛ بنابراین پذیرش IFRS باید با ارائه اطلاعات بهبودیافته در مورد فرصت‌های سرمایه‌گذاری، از توسعه مالی حمایت کند. اثر غیرمستقیم IFRS بر نابرابری درآمد از طریق توسعه مالی ممکن است به این دلیل باشد که با بهبود کارایی بازارهای مالی و کاهش محدودیت‌های مالی مؤسسات مالی، سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. نتایج این پژوهش با یافته‌های آکیسیک و گال (۲۰۲۳) مطابقت دارد.

رابطه مثبت بین توسعه مالی و نابرابری درآمد نشان می‌دهد که عمق مؤسسات مالی ناشی از افزایش اعتبارات بانکی، دارایی‌های صندوق بازنشستگی و بیمه به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی، نابرابری را در قیمت بازار افزایش می‌دهد. این امر از این استدلال حمایت می‌کند که توسعه مالی دارای یک نابرابری درآمدی مضر است. همچنین، توسعه مالی ممکن است ریسک‌پذیری را تقویت کند و به نوبه خود ممکن است نابرابری درآمد بازار را افزایش دهد. نتایج این پژوهش با یافته‌های دی هان و استورم (۲۰۱۷) مطابقت دارد.

مدل‌های (۱) الف، (۱) ب و (۲) ب، نشان می‌دهند که gdp تأثیر مثبت و معنی‌دار و gdp^2 تأثیر منفی و معنی‌دار دارد، بنابراین فرضیه کوزنتس مورد تأیید است. علاوه‌براین، آموزش باعث افزایش آگاهی، مهارت و دستمزد شده که منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌شود. با توجه به نقشی که نهادهای سیاسی در انتخاب واسطه‌های مالی بازی می‌کنند و اینکه این انتخاب‌ها چگونه بر ارتباط IFRS با نابرابری درآمد تأثیر می‌گذارند، لازم است که دولتمردان و سیاست‌گذاران به این نهادها توجه ویژه‌ای داشته باشند. پژوهش‌های آتی می‌تواند به نقش استانداردهای حسابداری در انواع مختلف تنظیمات سیاسی توجه کند.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

خدادادی، ولی؛ واعظ، سیدعلی و رودبار شجاعی، علی. (۱۳۹۴). عوامل مؤثر بر پذیرش استانداردهای بین‌المللی حسابداری در کشورهای درحال‌توسعه. *حسابداری مالی*، *۸*(۳۰)، ۱۴۲-۱۲۲.

روستا، منوچهر و دهقانی سعدی، علی اصغر. (۱۳۹۷). چرایی پذیرش استانداردهای بین‌المللی گزارشگری مالی در کشورهای درحال‌توسعه. *پژوهش حسابداری*، *۸*(۳)، ۹۹-۸۷.

References

Agnello, L; Mallick, S.K; & Sousa, R.M. (2012). Financial reforms and income inequality. *Economics Letters, 116*(3), 583–587.

Akisik, O; & Gal, G. (2023). IFRS, financial development and income inequality: An empirical study using mediation analysis. *Economic Systems*, *47*(2), 101069.

Amiram, D. (2012). Financial information globalization and foreign investment decisions. *Journal of International Accounting Research*, *11*(2), 57-81.

Atkinson, A. B. (2015). *Inequality – What can be done?* Harvard University Press, Cambridge, MA.

Baiman, S; & Verrecchia, R. E. (1996). The relation among capital markets, financial disclosure, production efficiency, and insider trading. *Journal of Accounting Research*, *34*(1), 1–22.

Balder, J. M. (2018). Financialization and rising income inequality: connecting the dots. *Challenge*, *61*(3), 240-254.

Ball, R; Robin, A; & Sadka, G. (2008). Is financial reporting shaped by equity markets or by debt markets? An international study of timeliness and conservatism. *Review of accounting studies*, *13*, 168-205.

Banerjee, A.V; & Newman, A.F. (1993). Occupational choice and the process of development. *Journal Political Economy*, *101*(2), 274–298.

Bangake, C; & Eggoh, J. C. (2011). Further evidence on finance-growth causality: A panel data analysis. *Economic Systems*, *35*(2), 176-188.

Bartelsman, E; Haltiwanger, J; & Scarpetta, S. (2004). Microeconomic evidence of creative destruction in industrial and developing countries. *World Bank, Washington, DC*.

Barth, M. E; Landsman, W. R; & Lang, M. H. (2008). International accounting standards and accounting quality. *Journal of accounting research*, *46*(3), 467-498.

Basu, P; & Guariglia, A. (2007). Foreign direct investment, inequality, and growth. *Journal Macroeconomics*, 29(4), 824–839.

Beck, T; Degryse, H; & Kneer, C. (2014). Is more finance better? Disentangling intermediation and size effects of financial systems. *Journal of financial stability*, *10*, 50-64.

Beck, T; Demirgüç-Kunt, A; & Levine, R. (2007). Finance, inequality and the poor. *Journal of Economic Growth*, *12*(1), 27–49.

Bernanke, B; & Gertler, M. (1986). Agency costs, collateral, and business fluctuations. *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, MA.

Bernanke, B; Gertler, M; & Gilchrist, S. (1994). The financial accelerator and the flight to quality. *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, MA.

Bourguignon, F. (2018). Spreading the wealth: Fiscal instruments can reduce inequality, but some yield short-term results while others bear fruit over the long term. *Financ and Development*, *55*(1). 4–22.

Brown, P; & Clinch, G. (1998). Global harmonisation of accounting standards: What research into capital markets tells us? *Australian Accounting Review*, *8*(15), 21-29.

Bushman, R. M; & Williams, C. D. (2012). Accounting discretion, loan loss provisioning, and discipline of banks' risk-taking. *Journal of Accounting and Economics*, *53*(3), 1–18.

Cabrales, A; Gossner, O; & Serrano, R. (2013). Entropy and the value of information for investors. *American Economic Review*, *103*(1), 360-377.

Daske, H. (2006). Economic benefits of adopting IFRS or US-GAAP–have the expected cost of equity capital really decreased? *Journal of Business Finance & Accounting*, *33*(3-4), 329-373.

Daske, H; Hail, L; Leuz, C; & Verdi, R. (2008). Mandatory IFRS reporting around the world: Early evidence on the economic consequences. *Journal of accounting research*, *46*(5), 1085-1142.

De Haan, J; & Sturm, J. E. (2017). Finance and income inequality: A review and new evidence. *European Journal of Political Economy*, *50*, 171-195.

Delis, M. D; Hasan, I; & Kazakis, P. (2014). Bank regulations and income inequality: empirical evidence. *Review of Finance*, 18(5), 1811–1846.

Demirgüç-Kunt, A; & Levine, R. (2009). Finance and inequality: theory and evidence. *Annual Review Financial Economics*, 1(1), 287–318.

Florou, A; & Pope, P. F. (2012). Mandatory IFRS adoption and institutional investment decisions. *The Accounting Review*, *87*(6), 1993-2025.

Galor, O; & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *Review Economic Studies*, 60(1), 35–52.

Gleason, C. A; Kieback, S; Thomsen, M; & Watrin, C. (2021). Monitoring or payroll maximization? What happens when workers enter the boardroom? *Review of Accounting Studies*, *26*(3), 1046-1087.

Hamori, S; & Hashiguchi, Y. (2012). The effect of financial deepening on inequality: Some international evidence. *Journal of Asian Economics*, *23*(4), 353-359.

Hoffmann, F; Lee, D. S; & Lemieux, T. (2020). Growing income inequality in the United States and other advanced economies. *Journal of Economic Perspectives*, *34*(4), 52-78.

Hsieh, H. Sh; Jung, B; & Yi, H. (2017). The impact of non-financial stakeholders on accounting conservatism: the case of labor unions. *Seoul Journal of Bus*iness, 23(1), 1–37.

IFRS: https://www.iasplus.com/en/jurisdictions.

International Accounting Standards Board. (2018). Conceptual framework for financial reporting. IFRS Foundation.

International Monetary fund: Financial Development Index: https://data.imf.org/?sk=f8032e80-b36c-43b1-ac26-493c5b1cd33b.

Jain, S; & Mukand, S. W. (2003). Redistributive promises and the adoption of economic reform. *American Economic Review*, *93*(1), 256-264.

Jensen, M. C; & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, *3*(4), 305–360.

Kappel, V. (2010). The effects of financial development on income inequality and poverty. *CER-ETH-Center of Economic Research at ETH Zurich, Working Paper*, No. 10/127.

Khodadadi V, Vaez S A, Roodbarshojaei A. Investigation of Factors Influencing the Adoption of International Accounting Standards by Developing Countries. fa 2016; 8 (30) :122-142 (In Persian).

Kim, D. H; & Lin, S. C. (2011). Nonlinearity in the financial development–income inequality nexus. *Journal of Comparative Economics*, *39*(3), 310-325.

King, R. G; & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The quarterly journal of economics*, *108*(3), 717-737.

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, *45*, 1–28.

Lambert, R; Leuz, C; & Verrecchia, R. E. (2007). Accounting information, disclosure, and the cost of capital. *Journal of Accounting Research*, *45*(2), 385-420.

Lee, J. (1996). Financial development by learning. *Journal of Development Economics*, *50*(1), 147–164.

Levine, R. (1997). Financial development and economic growth. *Journal of Economic Literature*, 35(2), 688–726.

Levine, R; & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review*, 88(3), 537–558.

Lin, C; Schmid, T; & Zhang, H. (2021). Do employees prefer conservative accounting? *Available at SSRN 3962616*.

Luo, Y; Tanna, S; & De Vita, G. (2016). Financial openness, risk and bank efficiency: Cross-country evidence. *Journal of Financial Stability*, *24*, 132-148.

Lyall, D. (1981). Financial reporting for employees. *Management Decision*, *19*(3), 33–38.

Madni, G. R; & Anwar, A. (2021). Meditation for level of institutional quality to combat income inequality through financial development. *International Journal of Finance & Economics*, *26*(2), 2766-2775.

Merton, R.C; & Bodie, Z. (2005). Design of financial systems: towards a synthesis of function and structure. *Journal of Investment Management*, 3(1).

Meyer, B.D; & Sullivan, J.X. (2017). Consumption and Income Inequality in the U.S. Since the 1960's. *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, No. w23655.

Müller, J. (2014). An accounting revolution? The financialisation of standard setting. *Critical Perspectives on Accounting*, *25*(7), 539-557.

Opare, S; Houqe, M. N; & Van Zijl, T. (2021). Meta-analysis of the impact of adoption of IFRS on financial reporting comparability, market liquidity, and cost of capital. *Abacus*, *57*(3), 502-556.

Palley, T.I. (2007). Financialization: what it is and why it matters. *The Levy Economics Institute of Bard College, Washington, D.C.*

Perelman, M. (2008). The Corrosive Qualities of Inequality: The Roots of the Current Meltdown. *Challenge*, *51*(5), 40-64.

Porter, M. E. (2008). The five competitive forces that shape strategy. *Harvard Business Review*, 86(1), 78–93.

Rajan, R. G; & Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *The journal of Finance*, *50*(5), 1421-1460.

Rajan, R. G; & Zingales, L. (2003). The great reversals: the politics of financial development in the twentieth century. *Journal of financial Economics*, *69*(1), 5-50.

Ramanna, K; & Sletten, E. (2009). Why do countries adopt international financial reporting standards? *Harvard Business School Accounting & Management Unit Working Paper*, 09-102.

Roosta, M; & Dehghani Saadi, A. (2018). Why International Financial Reporting Standards Are Accepted in Developing Countries. *Journal of Accounting and Social Interests*, *8*(3), 87-99. (In Persian).

Seven, U; & Coskun, Y. (2016). Does financial development reduce income inequality and poverty? Evidence from emerging countries. *Emerging Markets Review*, 26, 34–63.

Sikka, P. (2015). The hand of accounting and accountancy firms in deepening income and wealth inequalities and the economic crisis: Some evidence. *Critical Perspectives on Accounting*, *30*, 46-62.

Tawiah, V; & Gyapong, E. (2021). *International Financial Reporting Standards, domestic debt finance and institutional quality: evidence from developing countries*. Zayed University, ZU Scholars.

Turki, H; Wali, S; & Boujelbene, Y. (2017). IFRS mandatory adoption effect on the information asymmetry: immediate or delayed? *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*, *11*(1), 55-77.

Van Arnum, B. M; & Naples, M. I. (2013). Financialization and Income Inequality in the U nited S tates, 1967–2010. *American Journal of Economics and Sociology*, *72*(5), 1158-1182.

Verrecchia, R. E. (2001). Essays on disclosure. *Journal of accounting and economics*, *32*(1-3), 97-180.

World Bank: World Development Indicators: https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators.

Zeff, S. A. (2012). The evolution of the IASC into the IASB, and the challenges it faces. *The accounting review*, *87*(3), 807-837.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۱۰، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۷۲-۵۱

مقاله پژوهشی

شناسایی محیط درونی و بیرونی زنجیره‌های تولید و نسبت آن‌ها با مسئله خام فروشی[۱]

اولین قازاریان[۲]، علی اصغر بانوئی[۳]، فرشاد مومنی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۹/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۱۳

چکیده

*هرچند مسئله خام فروشی به‌طور عامیانه توسط رسانه‌ها، پژوهشگران و حتی نهادهای پژوهشی و برنامه‌ریزی کشور مورد توجه قرار گرفته است، اغلب فاقد پایه‌های نظری، روش مشخص و کاربست عملی بوده است. این مسئله از سه منظر برجسته می‌گردد. نخست محیط درونی زنجیره‌های تولید از منظر ستانده و نهاده، دوم محیط بیرونی زنجیره‌های تولید برحسب DVA و VS و سوم رابطه بین آن دو با مسئله خام فروشی. از جنبه روش تحقیق، الگوی تعادل عمومی و جدول متقارن محصول در محصول به ابعاد ۱۳۰*۱۳۰ سال ۱۳۹۵ مبنای تحلیل قرار می‌گیرد. یافته‌های کلی مقاله نشان می‌دهد که ۱) توجه صرف به محیط درونی زنجیره‌ها در کنار نادیده گرفتن محیط بیرونی زنجیره‌ها نمی‌تواند کارکرد فعالیت‌ها (محصولات) و نسبت آن‌ها با مسئله خام فروشی در ساختار اقتصاد ایران را آشکار نماید. ۲) محیط درونی زنجیره‌های تولید محصولات معادن بسیار ضعیف، ولی محیط بیرونی آن در صدر محصولات قرار دارد. این در حالی است که محصولات خدمات به‌ویژه عمده‌فروشی و خرده‌فروشی نقش مسلط را در هر دو زنجیره دارند که وجوه دیگری از خام فروشی را نشان می‌دهد و مؤید نظریه‌های دولت رانتیر و بیماری هلندی است.*

واژگان کلیدی: محیط درونی و محیط بیرونی زنجیره‌های تولید، الگوی تعادل عمودی، زنجیره‌های عرضه تولید، زنجیره‌های تقاضا تولید، صادرات ارزش افزوده و تخصص گرایی عمودی.

طبقه‌بندی موضوعی: *F14*.

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/ieda.2024.45945.1397

۲. کارشناسی ارشد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. Email:evlinghazarian@yahoo.com

۳. استاد، گروه توسعه و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. نویسنده مسئول. Email:banouei7@yahoo.com

۴. استاد، گروه توسعه و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران. Email:farshad.momeni@gmail.com

مقدمه

ظهور نظریه‌های نوین تجارت بین‌الملل به شکل «تجارت در کارکردها»[1] و یا «تجارت در مراحل»[2] ناشی از جهانی‌شدن و افزایش وزن صادرات کالاهای واسطه نسبت به صادرات کالاهای نهایی در اوایل قرن بیست و یکم در مقابل نظریه‌های سنتی تجارت بین‌الملل معطوف به «تجارت در کالاها»[3] (فاس[4]، ۲۰۲۳؛ بورین و مانسینی[5]، ۲۰۲۳)، حداقل چهار پیامد اساسی در جهان را به همراه داشته است؛ نخست، تحولات بیشتری را در نظام آماری حسابداری بخشی موجود در جهان دامن زد که به آن رنسانس آماری گفته می‌شود (سازمان ملل متحد[6]، ۲۰۱۸)؛ به‌طوری‌که نظام آماری حسابداری موجود نسل اول دیگر نمی‌توانست نیازهای آماری نظریه‌های جدید تجارت بین‌الملل را تأمین نماید. برای برون‌رفت از این مسئله، جداول داده-ستانده بین کشوری مانند جدول داده-ستانده جهانی (WIOD)[7] و اخیراً نیز جدول داده-ستانده بین کشوری، حساب های بین المللی و کامل جهانی برای تحقیق در تجزیه و تحلیل داده-ستانده (FIGARO)[8]، پایه‌های آماری کمیسیون تجارت و توسعه سازمان ملل متحد UNCTAD-EORA[9] و پایه‌های آماری چند منطقه‌ای بانک توسعه آسیایی در سطح جهان مطرح شده‌اند (بانک جهانی، ۲۰۲۰). یکی از محاسن کلیدی به‌کارگیری این نوع پایه‌های آماری استفاده از معیار ارزش افزوده به‌جای ستانده در سنجش رقابت‌پذیری کشورهای جهان بوده است (جانسون[10]، ۲۰۱۴). پیامد دوم، نقش و اهمیت زنجیره‌های تولید و زنجیره‌های ارزش است که به تازگی نه فقط مورد توجه نهاده‌ای بین‌المللی و پژوهشگران در جهان قرار گرفته است، بلکه همچنین یکی از اهداف و راهبردهای برنامه هفتم توسعه کشور ما نیز به شمار می‌رود (سازمان برنامه و بودجه کشور، ۱۴۰۱؛ لاس و تیمر[11]، ۲۰۲۰). در پیامد سوم، نقش و اهمیت کالاهای واسطه‌ای به شکل «گسستگی فرایند تولید»، «تکه‌تکه سازی فرایند تولید»، برون‌سپاری و غیره برجسته شده است و چهارمین پیامد، وزن بیشتر کالاهای واسطه‌ای نسبت به مبادلات کالاهای نهایی در مبادلات تجاری جهان است که منجر به گذار از پیوند بین عوامل تولید به کالاهای نهایی در نظریه‌های سنتی تجارت بین‌الملل، به پیوند بین عوامل تولید، کالاهای واسطه‌ای و کالاهای نهایی شده است (سازمان کمیسیون اقتصادی و توسعه (OECD)[12]، ۲۰۲۱). سنجش درجه زنجیره‌های تولید و همچنین میزان مشارکت هر

1. Trade in tasks
2. Trade in steps
3. Trade in goods
4. Feas
5. Borin & Mancini
6. United Nations
7. World Input–Output Data Base
8. Full International and Global Accounts for Research in Input–Output Analysis
9. United Nations Commission on Trade and Development
10. Johnson
11. Los & Timmer
12. Organization of Economic Commisionand Development

اقتصاد در اقتصاد جهانی بستگی زیادی به ساختار اقتصاد هر کشور دارد. در این مورد یکی از یافته‌های بسیار کلیدی گزارش سال ۲۰۲۰ بانک جهانی آن است که کشورهای مختلف جهان به طرق مختلف در زنجیره‌های تولید جهانی مشارکت می‌کنند. به‌عنوان نمونه کشورهایی نظیر آرژانتین، اتیوپی و اندونزی بیشتر به زنجیره‌های تولید ساخت کارخانه‌ای ساده متمرکز شده‌اند. حال‌آنکه الجزایر، شیلی و نیجریه کالاها و یا مواد خام را برای پردازش بیشتر به سایر کشورهای جهانی صادر می‌کنند. هند و آمریکا خدماتی تولید می‌کنند که به‌طور فزاینده‌ای در فرایند تولید کالاهای ساخت کارخانه‌ای استفاده می‌شود که به خدمات تولیدی معروف هستند و در نهایت کشورهای پیشرفته و نوظهور کالاها و خدمات (فعالیت‌های) خلاقانه تولید می‌کنند (بانک جهانی[1]، ۲۰۲۰).

بدون تردید، ساختار اقتصاد ایران با داشتن دو مؤلفه کلی منابع‌محور و متکی به فعالیت‌های بالادستی و همچنین داشتن الگوی تجارت نامتقارن[2] نه فقط در گروه کشورهای صادرکننده کالاها و مواد خام برای پردازش و خلق ارزش افزوده بیشتر در سایر کشورهای جهان قرار می‌گیرد، بلکه همچنین انتظار می‌رود که دارای سهم ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص بسیار بالا و تخصص‌گرایی عمودی آن که معادل واردات ارزش افزوده[3] است، بسیار ناچیز باشد. به یک اعتبار، این نوع سازوکار را می‌توان به مسئله خام فروشی نسبت داد که به‌طور عامیانه توسط پژوهشگران و رسانه‌های ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد. نقطه عزیمت بررسی این موضوعات، واکاوی زنجیره‌های تولید است که کانون توجه مقاله حاضر است.

بررسی زوایای مختلف زنجیره‌های تولید به نوبه خود نیاز به شناخت از چهار مسئله اساسی دارد. نخست، شناخت از پایه نظری آن که به‌طورکلی به سیکل تولیدی معروف است. دوم، دور یا نزدیک بودن فعالیت‌ها به بازار مصرف از منظر ستانده و نهاده می‌تواند نقش بسزایی در کارکرد نسبی هر فعالیت در زنجیره‌های محیط درونی اقتصاد ایفا کند. سوم، دارای پایه نظری از دو منظر است؛ منظر اول از نظریه تولید مکتب اقتصادی کلاسیک برخوردار است (دیازنباخر و رومرو[4]، ۲۰۰۷) و از منظر دوم، بدون توجه به پایه نظری سیکل تولیدی متعارف، شناخت زنجیره‌های تولید از منظر ستانده و نهاده هر فعالیت و یا محصول به آسانی امکان‌پذیر نخواهد بود. چهارم، پیوند بین زنجیره‌های محیط درونی با زنجیره‌های محیط بیرونی به‌صورت سهم ارزش افزوده در صادرات ناخالص و تخصص‌گرایی عمودی یا واردات ارزش افزوده است که می‌تواند نقش بسزایی در سیاست‌های تجارت خارجی هر برنامه توسعه ایفا نماید.

---

1. World Bank

۲. الگوی تجاری نامتقارن خاص کشورهایی است که متکی بر منابع طبیعی هستند و اقتصاد آن‌ها تک محصولی است و صادرات آنها بیشتر منابع‌محور است ولی طیف وسیعی از کالا ها را وارد می‌کنند. در مقابل کشورهای پیشرفته دارای الگوی تجاری متقارن هستند و انتظار می رود که میزان مشارکت در دومی زنجیره‌های ارزش جهانی بیشتر از اولی داشته باشد (مهاجری و بانوئی،۲۰۲۱؛ بانوئی و فهیمی، ۱۴۰۰).

۳. در روش تخصص‌گرایی عمودی فرض می‌شود که واردات صددرصد منشأ خارجی دارد و بدین ترتیب ارزش افزوده توسط سایر کشورها خلق می‌شود (هاملز و همکاران، ۲۰۰۱).

4. Dietzenbacher & Romero

حال اگر چهار مسئله فوق را ملاک ارزیابی پژوهش‌های انجام‌گرفته در ایران قرار دهیم، به چند مشاهده کلی زیر خواهیم رسید که نوآوری مقاله حاضر را نسبت به مطالعات انجام‌گرفته در ایران برجسته می‌کند. نخست، کانون توجه اکثر مقالات صرفاً شناسایی بخش‌های کلیدی مبتنی بر پیوندهای پسین و پیشین در هدایت منابع کمیاب بوده است. دوم، هرچند در سال‌های اخیر گروهی از پژوهشگر و حتی نهادهای پژوهشی مانند سازمان برنامه بودجه مسئله زنجیره‌های تولید را واکاوی نموده‌اند (مشیری و همکاران، ۱۳۹۷؛ جهانگرد و آزادیخواه، ۱۳۹۲؛ مهاجری و بانوئی[1]، ۲۰۲۱؛ بانوئی و همکاران، ۱۴۰۱؛ سازمان برنامه بودجه، ۱۳۹۹ و ۱۴۰۱ و بانوئی و فهیمی، ۱۴۰۰)، پایه‌های نظری محیط درونی و محیط بیرونی زنجیره‌های تولید و نسبت آن‌ها به مسئله خام فروشی را مورد توجه قرار نداده‌اند. در راستای تبیین این مسئله، مطالب مقاله حاضر در پنج بخش مشخص زیر سازمان‌دهی می‌گردد. مبانی نظری محیط درونی و محیط بیرونی زنجیره‌های تولید در بخش دوم آورده می‌شود. بخش سوم به جنبه‌های فنی روش‌شناسی تحقیق می‌پردازد. پایه‌های آماری، نحوه تعدیل آن‌ها و نتایج حاصله مطالب بخش چهارم را تشکیل می‌دهند. بخش آخر نیز به نتیجه‌گیری و چند پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی اختصاص می‌یابد.

مبانی نظری محیط درونی و محیط بیرونی زنجیره‌های تولید

افزایش وزن کالاهای واسطه‌ای نسبت به وزن کالاهای نهایی در مبادلات تجاری جهانی در قرن بیست و یکم، اهمیت زنجیره‌های تولید را آشکار می‌کند. به لحاظ نظری این نوع زنجیره‌ها دو وجه دارند که عبارت‌اند از محیط درونی زنجیره‌های تولید و محیط بیرونی زنجیره‌های تولید. در حیطه سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی توجه به یک وجه در کنار نادیده گرفتن وجه دیگر می‌تواند شرط لازم را فراهم کند ولی کافی نیست. شرط لازم و کافی آن است که هر دو بایستی به‌طور هم‌زمان مورد توجه سیاست‌گذاران و برنامه ریزان قرار گیرند. در این بخش ابتدا نظریه‌های محیط درونی و سپس نظریه‌های محیط بیرونی زنجیره‌های تولید به اجمال مورد بررسی قرار می‌گیرند.

۱. مبانی نظری محیط درونی زنجیره‌های تولید

محیط درونی زنجیره‌های تولید دلالت بر مراحل تنیدگی محصولات واسطه در داخل مرزهای جغرافیایی هر کشور دارد. در این مورد ادبیات موجود در جهان نشان می‌دهد که پژوهشگران در اوایل قرن بیستم دو نظریه را مطرح نمودند؛ نخستین نظریه توسط وان بام باورک و منگر در سال ۱۹۲۳ مطرح گردید و در این نظریه تولید یک کالا حاوی مراحل مختلف و فازهای مستمر است. بدین معنی که در هر یک از این فازها ترکیبی از نهاده‌های واسطه‌ای از فازهای قبلی با نهاده اولیه

1. Mohajeri & Banouei

(مانند نیروی کار و سرمایه) به ارزش تولید اضافه می‌گردد (فانگ و همکاران[1]، ۲۰۲۰). دومین مورد به نظریه سیکل تولید و یا چرخه تولید معروف است که توسط میلر و تیمورشو[2] (۲۰۱۵) و میلر و بیلر[3] (۲۰۲۲) مبنای تحلیل قرار گرفته است[4].

۲. مبانی نظری محیط بیرونی زنجیره‌های تولید

برخلاف نظریه‌های محیط درونی زنجیره‌های تولید، نظریه‌های محیط بیرونی زنجیره‌های تولید کارکرد یک اقتصاد را در اقتصاد جهانی برحسب ارزش افزوده در تجارت (ارزش افزوده در صادرات (DVA[5]) و تخصص گرایی عمودی (VS[6])، مزیت نسبی، رقابت‌پذیری و ارزش افزوده زنجیره‌های جهانی را مورد توجه قرار می‌دهند. ظهور این نظریه‌ها به شکل نظریه‌های جدید تجارت بین‌الملل که اواخر قرن بیستم و اوایل قرن بیست و یکم مطرح‌شده برمی‌گردد (فینسترا و تیلور[7]، ۲۰۱۷؛ گروسمن و راسی- هانسبرگ[8]، ۲۰۰۸ و بالدوین[9]، ۲۰۰۶).

به لحاظ نظری این نظریه‌ها سه مؤلفه کلی دارند که آن‌ها را از نظریه‌های سنتی متمایز می‌کند؛ نخست، تأکید آن‌ها بر تعیین پیوند بین عوامل تولید، کالاهای واسطه‌ای و کالاهای نهایی است؛ حال‌آنکه کانون توجه نظریه‌های سنتی بررسی پیوند بین عوامل تولید و کالاهای نهایی در کنار نادیده گرفتن کالاهای واسطه‌ای است. دوم، در چارچوب نظریه‌های جدید، ارزش افزوده خلق‌شده در یک کشور فقط شرط لازم است ولی کافی نیست. شرط لازم و کافی آن است که علاوه بر ارزش افزوده خلق‌شده در یک کشور، بایستی شناسایی گردد که این ارزش افزوده در کجا مصرف شده است. این در حالی است که نظریه‌های سنتی فقط مقدار ارزش افزوده خلق‌شده را مشخص می کنند و اینکه این مقدار در کجا مصرف شده اطلاعاتی به دست نمی دهد. سوم، در مقایسه با نظریه‌های سنتی، شناسایی ارزش افزوده در کجا مصرف شده و نسبت آن با ارزش افزوده در صادرات ناخالص و تعمیم آن به محیط بیرونی زنجیره‌های تولید کانون توجه نظریه‌های جدید تجارت بین‌الملل قرار گرفته است (بانک جهانی،۲۰۲۰؛ بانوئی و فهیمی،۱۴۰۰ و مهاجری و بانوئی، ۲۰۲۱).

---

1. Fang *et al.*
2. Miller & Temurshoev
3. Miller & Blair

۴. به علت اجتناب از افزایش حجم مقاله، بررسی تفضیلی نظریه چرخه تولید در کنار تعیین و شناسایی محیط درونی و محیط بیرونی زنجیره‌های تولید بر مبنای تعریف «مرز» در جای دیگر آورده شده‌اند. برای اطلاع بیشتر به قازاریان (۱۴۰۱)، فاس (۲۰۲۳)، بورین و مانسینی (۲۰۲۳)، بانک جهانی (۲۰۲۰) و میرودات و یی (۲۰۲۱ و ۲۰۲۲) مراجعه شود.

5. Domestic Value Added in gross exports
6. Vertical Specialization
7. Feenstra & Taylor
8. Grossman & Rossi-Hansberg
9. Baldwin

روش‌شناسی پژوهش

۱. روش‌شناسی محیط درونی زنجیره‌های تولید

در یک چرخه تولید، نهادهای داخلی جامعه دو وظیفه کلیدی را در اقتصاد ایفا می‌کنند؛ نخست به‌عنوان مصرف‌کنندگان (تقاضاکنندگان) محصولات عرضه‌شده توسط فعالیت‌ها ظاهر می‌شوند و دوم به‌عنوان عرضه‌کنندگان عوامل اولیه به فعالیت‌های تولیدی به شمار می‌روند و درنهایت زنجیره‌های تولید محیط درونی را برحسب سیکل دوطرفه تولید از منظر عرضه ستانده و نهاده به نمایش می‌گذارند.

نقطه عزیمت روش زنجیره‌های تولید از منظر عرضه ستانده محصول و فروش آن به شکل تقاضای واسطه‌ای و تقاضای نهایی و به‌کارگیری رابطه تراز تولیدی متعارف و استاندارد لئونتیف است که به‌صورت زیر بیان می‌شود (میلر و تیمورشو، ۲۰۱۵؛ میلر و بیلر، ۲۰۲۲ و آنتراس و همکاران[1]، ۲۰۱۲):

$$x_i = f_i + \sum_j a_{ij}\, x_j \qquad (۱)$$

رابطه فوق مشخص می‌کند که ارزش محصول و یا فعالیت i ام، بخشی از آن جذب بازار مصرف می‌شود (f_i) و بخش دیگر جذب تقاضای واسطه‌ای ($\sum_j a_{ij}\, x_j$) می‌گردند. x_i و f_i به ترتیب ستانده و فروش نهایی محصول، a_{ij} ماتریس ضرایب مستقیم محصول در محصول و x_j ارزش ستانده محصول j ام را آشکار می‌کند. $a_{ij} = Z_{ij}[\hat{x}_j]^{-1}$ نشان می‌دهد که محصول i ام، مستقل از منشأ داخلی و خارجی، به ازای ارزش یک واحد ستانده چه میزان نیاز مستقیم به محصول i ام به‌عنوان واسطه دارد. با استفاده از منطق سری توانی ماتریس ضرایب فزاینده یا ماتریس معکوس لئونتیف $(I - A)^{-1} = I + A^1 + A^2 + A^3 + \cdots$، زنجیره‌های تولید از منظر عرضه ستانده تا بازار فروش محصول (میلر و بیلر، ۲۰۲۲)، رابطه (۱) به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$x_i = f_i + \sum\nolimits_j a_{ij}\, f_j + \sum\nolimits_{j,k} a_{ik} a_{kj}\, f_j + \sum\nolimits_{j,k,l} a_{il} a_{lk} a_{kj} f_j + \cdots . \qquad (۲)$$

عبارت اول در رابطه (۲) ارزش محصول بخش i ام برای فروش نهایی است. عبارت دوم ($\sum_j a_{ij}\, f_j$) فروش واسطه‌ای مستقیم محصول i ام برای همه محصولات j ام را نشان می‌دهد. عبارت‌های سوم و چهارم به ترتیب فروش‌های واسطه‌ای غیرمستقیم محصول i ام به کلیه محصولات (شامل محصول i ام) را به‌عنوان نهاده‌های واسطه‌ای در دور دوم و بیشتر استفاده می‌کند؛ بنابراین فروش نهایی، به‌علاوه دور اول، دوم و الی‌آخر، خود می‌توانند بیانگر زنجیره‌های محیط درونی تولید محصول i تا بازار مصرف نهایی از منظر عرضه ستانده، در پهنه سرزمین جغرافیایی یک کشور باشند (تیمورشو و اوسترهاون[2]، ۲۰۱۴).

اما مطالب فوق فقط یک طرف محیط درونی زنجیره‌های تولید محصول و آن‌هم از منظر عرضه ستانده را به نمایش می‌گذارد؛ طرف دیگر این زنجیره از طرف مصرف‌کنندگان نهایی آغاز می‌گردد که

1. Antràs *et al.*
2. Temurshoe & Oosterhaven

عرضه‌کنندگان عوامل اولیه تولید به فعالیت‌های تولیدی هستند و بدین ترتیب زنجیره‌های تولید از منظر نهاده را آشکار می‌کنند. نقطه شروع بیان این زنجیره، به‌کارگیری رابطه تراز تولیدی گش است. به‌طوری‌که ستانده هر فعالیت برابر نهاده آن است و نهاده هر فعالیت خود برابر با هزینه عوامل اولیه (ارزش افزوده) به‌علاوه هزینه واسطه‌ای (خرید نهاده‌های واسطه‌ای) کلیه فعالیت‌ها است که در رابطه زیر نوشته می‌شود:

$$x_i = v_i + \sum_j x_j\, b_{ji} \qquad (۳)$$

به‌طوری‌که $b_{ij} = z_{ij}[\hat{x}_i]$، $z_{ij} = b_{ij}x_i$ و $z_{ji} = x_j b_{ji}$ است. b_{ij} ماتریس ضرایب مستقیم ستانده و یا ماتریس توزیع است و نشان می‌دهد که محصول i ام به ازای ارزش یک واحد تولید خود، چه مقدار از آن را به‌عنوان واسطه به محصول j ام عرضه می‌کند. مجدداً بر مبنای منطق سری توانی ماتریس معکوس گش $(I - B)^{-1} = I + B^1 + B^2 + B^3 + \cdots$ و با استفاده از رابطه (۳)، زنجیره‌های محیط درونی از منظر نهاده به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$x_i = v_i + \sum_j v_j\, b_{ji} + \sum_{j,k} v_j\, b_{jk} b_{ki} + \sum_{j,k,l} v_j b_{jk} b_{kl} b_{li} + \cdots. \qquad (۴)$$

در رابطه فوق عبارت اول خرید نهاده‌های اولیه توسط فعالیت i را نشان می‌دهد. عبارت دوم خرید نهاده‌های مستقیم واسطه‌ای محصول i از کلیه محصولات j=1,2,3,…,n است که به‌طور مستقیم در فرایند تولید i استفاده می‌شود. عبارت‌های $\sum_{j,k,l} v_j b_{jk} b_{kl} b_{li}$ و $\sum_{j,k} v_j\, b_{jk} b_{ki}$ به ترتیب خریدهای غیرمستقیم محصول i از سایر محصولات (شامل خود محصول i) است که به‌عنوان نهاده در فرایند مرحله دوم، مرحله سوم و الی‌آخر مورد استفاده قرار می‌گیرد. روابط (۳) و (۴) نه فقط فرایند مرحله‌به‌مرحله محیط درونی زنجیره‌های تولید را از منظر ستانده و نهاده آشکار می‌کنند، بلکه همچنین قابلیت شناسایی فعالیت‌های بالادستی و پایین‌دستی را از منظر دور یا نزدیک بودن به بازار مصرف توسط خانوارها، دولت، و سرمایه‌گذاران از یک سو و عرضه‌کنندگان عوامل اولیه به فعالیت‌های تولیدی را از سوی دیگر دارد.

دور یا نزدیک بودن با «متوسط فاصله اقتصادی»[1]، یا «متوسط فاصله از مصرف نهایی»[2] و یا «متوسط وضعیت خط تولید»[3] سنجیده می‌شود (بسما و همکاران[4]، ۲۰۰۵ و دیازنباخر و رومرو، ۲۰۰۷). در این مورد آنتراس و همکاران (۲۰۱۲) بر مبنای رابطه (۳)، متوسط فاصله از مصرف نهایی را به‌صورت زیر معرفی می‌کنند:

$$u_i = 1.\frac{f_i}{x_i} + 2.\frac{\sum_j a_{ij}\, f_j}{x_i} + 3.\frac{\sum_{j,k} a_{ik}\, a_{kj}\, f_j}{x_i} + 4.\frac{\sum_{j,k,l} a_{il}\, a_{lk}\, a_{kj}\, f_j}{x_i} + \cdots. \qquad (۵)$$

1. Average Economic Distance
2. Average Distance from Final Use
3. Average Production Line Position
4. Bosmsa *et al.*

u_i در رابطه فوق متوسط فاصله از مصرف نهایی فعالیت i را نشان می‌دهد. در اینجا مراد از فاصله، فاصله بین هر دو مرحله تولید است که برابر با واحد فرض می‌شود. در این مورد اگر u_i بزرگ باشد، آنگاه i به‌عنوان یک فعالیت بالادستی تفسیر می‌گردد، بدین معنی که ستانده آن قبل از رسیدن به مصرف نهایی از چند مرحله تولید عبور می‌کند. از طرف دیگر، u_i کوچک (نزدیک به واحد) نشان می‌دهد که مصرف فعالیت پایین‌دستی سهم زیادی از ستانده خود را مستقیماً به مصرف‌کنندگان پایانی می‌فروشد.

اما توضیحات فوق فقط یک طرف زنجیره‌های تولید را که زنجیره‌های عرضه ستانده است، آشکار می‌کنند. میلر و تیمورشو (۲۰۱۵) و همچنین فانگ و همکاران (۲۰۲۰) زنجیره‌های تقاضای نهاده را برحسب نهاده‌های داخلی جامعه به‌عنوان عرضه‌کنندگان عوامل اولیه تولید به فعالیت‌های اقتصادی، با استفاده از رابطه (۴) به‌صورت زیر معرفی می‌کنند:

$$d_i = 1.\frac{v_i}{x_i} + 2.\frac{\sum_j v_j\, b_{ji}}{x_i} + 3.\frac{\sum_{j,k} v_j\, b_{jk}\, b_{ki}}{x_i} + 4.\frac{\sum_{j,k,l} v_j\, b_{jk}\, a_{kl}\, b_{li}}{x_i} + \cdots. \qquad (۶)$$

رابطه (۶) متوسط فاصله اقتصادی فعالیت i از عرضه‌کنندگان نهاده‌های اولیه را نشان می‌دهد و d_i بیانگر وضعیت فعالیت پایین‌دستی i نسبت به عرضه‌کنندگان (نهاده‌ای داخلی جامعه) به فعالیت‌های تولیدی است. هرچه d_i بزرگ‌تر باشد، نشان می‌دهد که فعالیت i در وضعیت پایین‌دستی نسبت به عرضه‌کنندگان عوامل اولیه است. بدین معنی که سهم قابل ملاحظه‌ای از نهاده‌های فعالیت مذکور به‌طور مستقیم و غیرمستقیم ناشی از سایر فعالیت‌های اقتصادی است. همچنین ازآنجاکه همه این فعالیت‌ها، نهاده‌های اولیه‌ای که از نهادهای داخلی جامعه عرضه می‌شوند را در فرایند تولید خود قرار می‌دهند، می‌توان درنهایت استنتاج کرد که نهاده‌های اولیه همه نهادهای داخلی جامعه قبل از تغییر شکل کل نهاده‌های واسطه‌ای، از چندین مرحله فرایند تولید عبور می‌کنند. از طرف دیگر یک فعالیت با d_i کوچک (نزدیک به واحد) می‌تواند یک فعالیت بالادستی باشد؛ به‌طوری‌که سهم قابل ملاحظه نهاده آن مستقیماً از مصرف‌کنندگان نشئت می‌گیرد.

نکته حائز اهمیت محاسبه مقادیر u_i در رابطه (۵) و d_i در رابطه (۶) است. بر مبنای روابط مذکور محاسبه دقیق مقادیر u_i و d_i غیرعملی است؛ علت آن است که طبق تعاریف دو رابطه، تعداد زنجیره‌های تولید به بی‌نهایت منجر می‌گردند (اوسترهاون و بومیستر[1]، ۲۰۱۳). برای برون‌رفت از این مسئله و راه‌حل بدیل برای محاسبه u_i و d_i، به ترتیب از ماتریس ضرایب فزاینده تولید (ماتریس معکوس لئونتیف) و ماتریس ضرایب فزاینده ستانده (ماتریس معکوس گش) به ترتیب در روابط (۷) و (۸) استفاده می‌شود.

$$X = (I - A)^{-1} f \qquad (۷)$$

$$X` = v`(I - B)^{-1} \qquad (۸)$$

1. Oosterhaven & Bouwmeester

همان‌طورکه قبلاً اشاره گردید، در روابط فوق $A = Z\hat{x}^{-1}$ و $B = \hat{x}^{-1}Z$ تعریف می‌شوند. Z نیز ماتریس مبادلات واسطه‌ای و $\hat{x}$ ماتریس قطری است که قطر اصلی از ستانده‌ها و باقی‌مانده درایه‌ها از صفر تشکیل شده‌اند.

بین روابط (۷) و (۸) یک پیوند واضح وجود دارد و آن این است که می‌توان با جایگزینی ماتریس ضرایب مستقیم نهاده لئونتیف به الگوی عرضه محور گش، زنجیره‌های عرضه ستانده u_i را به‌صورت زیر محاسبه نمود:

$$\hat{\mathrm{x}}^{-1}\mathrm{L}\hat{\mathrm{x}} = \hat{\mathrm{x}}^{-1}(\mathrm{I} - \mathrm{Z}\hat{\mathrm{x}}^{-1})^{-1}\hat{\mathrm{x}} = [\hat{\mathrm{x}}^{-1}(\mathrm{I} - \mathrm{Z}\hat{\mathrm{x}}^{-1})\hat{\mathrm{x}}]^{-1} = (\mathrm{I} - \hat{\mathrm{x}}^{-1}\mathrm{Z})^{-1} = \mathrm{G} \quad (۹)$$

$$\mathrm{I} + 2\mathrm{A} + 3\mathrm{A}^2 + \cdots = (\mathrm{I} + \mathrm{A} + \mathrm{A}^2 + \cdots)(\mathrm{I} + \mathrm{A} + \mathrm{A}^2 + \cdots) = \mathrm{LL} \quad (۱۰)$$

و بدین ترتیب زنجیره عرضه ستانده u_i به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$u = \hat{x}^{-1}\,(\mathrm{I} + 2\mathrm{A} + 3\mathrm{A}^2 + \cdots)\mathrm{f} = \hat{x}^{-1}\,LLf = \hat{x}^{-1}\,L\hat{\imath} = G\imath \quad (۱۱)$$

در رابطه فوق $\imath$ بیانگر جمع بردار واحد سطری است. معیار u دلالت بر پیوندهای پیشین کل دارد که برحسب ستانده ناخالص محاسبه می‌گردد و به زنجیره‌های عرضه ستانده[1] معروف‌اند. اگر پیوند پیشین بخشی بزرگ باشد، بدین معنی است که فعالیت مذکور حجم قابل ملاحظه‌ای از ستانده‌های خود را به‌عنوان نهاده به بخش‌های دیگر عرضه می‌کند و بلعکس.

حال در مورد زنجیره‌های تقاضای نهاده خواهیم نوشت:

$$\acute{d} = \acute{v}(I + 2B + 3B^2 + \cdots)\hat{x}^{-1} = \acute{v}GG\hat{x}^{-1} = \acute{\imath}\hat{x}G\hat{x}^{-1} = \acute{\imath}L \quad (۱۲)$$

معیار $\acute{d}$ دلالت بر پیوندهای پسین کل برحسب ستانده ناخالص دارد که به‌طور گسترده‌ای در شناسایی بخش‌های کلیدی مورد استفاده قرار می‌گیرد و زنجیره‌های تقاضای نهاده[2] را نشان می‌دهد؛ بدین معنی که اگر پیوند پسین فعالیتی بزرگ باشد، یعنی فعالیت مذکور حجم قابل ملاحظه‌ای از نهاده‌های آن کالاهای واسطه‌ای تولیدشده توسط فعالیت‌های دیگر را استفاده می‌کند و تحت این شرایط فعالیت پایین‌دستی از منظر زنجیره تقاضای نهاده مشخص می‌گردد.

$$\bar{u} \equiv \sum_{i=1}^{n} u_i \frac{x_i}{\sum_k x_k} = \sum_{i=1}^{n} d_i \frac{x_i}{\sum_k x_k} \equiv \bar{d} \quad (۱۳)$$

رابطه فوق بر مبنای روابط (۵) و (۶) به دست می‌آید و مشخص می‌کند که متوسط فاصله از مصرف‌کنندگان نهایی و متوسط فاصله از عرضه‌کنندگان نهاده‌های اولیه دقیقاً به ترتیب معادل پیونده‌ای پیشین و پسین کل هستند؛ مشروط بر این‌که فرض شود فاصله بین هر دو مرحله تولید برابر با واحد است.

1. Output Supply chain
2. Input Demand chain

یا به بیان دیگر، مجموع فاصله اقتصادی هر بخش در وزن همان فعالیت در زنجیره‌های عرضه ستانده و زنجیره‌های تقاضای نهاده در سطح کلان یکسان خواهد بود، ولی این قید نمی‌تواند یکسان بودن در سطح فعالیت‌ها و یا سطح محصولات را تضمین نماید و بدین ترتیب روابط (۵) و (۶) می‌توانند صنایع بالادستی و پایین‌دستی را در زنجیره‌های تولید در ساختار اقتصاد را تبیین نمایند.

۲. روش‌شناسی محیط بیرونی زنجیره‌های تولید

بررسی جنبه‌های مختلف زنجیره‌های محیط درونی تولید از منظر نهاده و ستانده فعالیت‌ها در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی اقتصادی می‌تواند شرط لازم در شناسایی زنجیره‌های محیط درونی را فراهم سازد، ولی کافی نیست. علت آن است که این زنجیره‌ها فقط وضعیت نسبی هر فعالیت اقتصادی را از منظر ستانده (بالادستی) و وضعیت نسبی از منظر نهاده (پایین‌دستی) در درون ساختار داخلی و داخل مرزهای جغرافیایی یک کشور مستقل از پیوند آن با دنیای خارج را مورد هدف قرار می‌دهد؛ اما در دنیای واقعی هر اقتصاد به شکل صادرات و واردات با دنیای خارج مبادلات تجاری دارد و بدین ترتیب لازم است که زنجیره‌های این اقتصاد با سایر اقتصاد جهان نیز مورد توجه قرار گیرد. این مسئله درواقع یکی از راهبردهای برنامه پنج ساله هفتم نیز بشمار می‌رود. نکته حائز اهمیت پیوند محیط درونی و بیرونی زنجیره‌های تولید آن است که شناسایی فعالیت‌های بالادستی و پایین‌دستی نقش مکمل را دارند. تعیین این‌که اگر اقتصادی همچون اقتصاد ایران منابع‌محور باشد، اتکای این نوع اقتصاد بیشتر به فعالیت بالادستی است تا فعالیت پایین‌دستی. تحت این شرایط و با توجه به مشاهدات کلیدی بانک جهانی (بانک جهانی، ۲۰۲۰) این نوع اقتصاد صادرکننده مواد خام جهت پردازش بیشتر به سایر کشورها است و بدین ترتیب میزان مشارکت آن در زنجیره‌های تولید بسیار ناچیز است. بدین ترتیب می‌تواند یکی از وجوه خام فروشی در نظر گرفته شود. سنجش ارزش افزوده در صادرات ناخالص از یک طرف و تخصص‌گرایی عمودی یا ارزش افزوده خارجی از طرف دیگر، به خوبی می‌توانند محیط بیرونی زنجیره‌های تولید یک اقتصاد به سایر اقتصادها و یک اقتصاد از سایر اقتصادها را آشکار نمایند. در ادامه روش ارزش افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص و همچنین تخصص‌گرایی عمودی به اختصار بیان می‌شوند.

۱. روش‌شناسی ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص

در این مقاله روش حذف فرضی متعارف، مبنای سنجش ارزش افزوده داخلی قرار می‌گیرد. کاربست روش مذکور حاوی سه مرحله زیر است:[۱]

در مرحله نخست تولید ناخالص داخلی قبل از حذف صادرات ناخالص در رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

---

۱. یکی از مزایای به‌کارگیری روش مذکور آن است که علاوه بر پایه‌های آماری چندکشوری در سنجش تجزیه ارزش افزوده در صادرات ناخالص و پیوند آن با زنجیره‌های ارزش جهانی، جدول ملی تعدیل‌شده نیز می‌تواند مبنای تجزیه ارزش افزوده در صادرات ناخالص قرار گیرد. ناگفته پیدا است که میزان انعطاف‌پذیری اولی در تجزیه ارزش افزوده در صادرات ناخالص و تبیین محیط بیرونی زنجیره‌های تولیدی به مراتب بیشتر از دومی است. برای اطلاع از جنبه‌های بیشتر این موضوع رجوع شود به: فاس (۲۰۲۳)، بورین و ماسینی (۲۰۲۳)، لاس و همکاران (۲۰۱۶)، لاس (۲۰۱۷)، لاس و تیمر (۲۰۲۰)، مهاجری و بانوئی (۲۰۲۱) و بانوئی و فهیمی (۱۴۰۰).

$$\mathrm{GDP} = v(\mathrm{I} - \mathrm{A}^d)^{-1}\mathrm{y} \quad (۱۴)$$

در رابطه فوق y تقاضای نهایی شامل تقاضای نهایی داخلی و صادرات ناخالص است، $(\mathrm{I} - \mathrm{A}^d)^{-1}$، ماتریس ضرایب فزاینده تولید داخلی است. v ضریب مستقیم ارزش افزوده $v = \frac{V}{X}$ و GDP هم ارزش افزوده کشور را نشان می‌دهد. به لحاظ تحلیلی رابطه (۱۴) مشخص می‌کند که تقاضای نهایی داخلی و صادرات ناخالص چقدر ارزش افزوده خلق می‌کند.

در مرحله دوم GDP جدید (GDP*) با حذف صادرات ناخالص از تقاضای نهایی به‌صورت زیر به دست می‌آید:

$$\mathrm{GDP}^* = v(\mathrm{I} - \mathrm{A}^d)^{-1}\mathrm{y}^* \quad (۱۵)$$

در رابطه فوق y^* تقاضای نهایی داخلی و GDP^* مقدار ارزش افزوده‌ای است که فقط توسط هزینه نهادهای داخلی جامعه (خانوارها، دولت و سرمایه‌گذاران) خلق می‌شود.

حال اگر رابطه (۱۵) را از رابطه (۱۴) کسر نماییم، مقدار ارزش افزوده خلق‌شده ناشی از صادرات ناخالص که به ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص معروف است، به‌صورت زیر به دست می‌آید (لاس و تیمر، ۲۰۲۰ و آرتو و همکاران[1]، ۲۰۱۹).

$$DVA = GDP - GDP^* \quad (۱۶)$$

۲. روش‌شناسی تخصص‌گرایی عمودی

رابطه زیر مبنای تخصص‌گرایی عمودی که بیانگر ادغام یک اقتصاد با اقتصاد جهانی است، قرار گرفته است:

$$\mathrm{VS(M)} = \mathrm{e}^{\mathrm{T}}\mathrm{m}(\mathrm{I} - \mathrm{A}^d)^{-1}\mathrm{y}^x \quad (۱۷)$$

در این رابطه y^{x} صادرات ناخالص و e^{T} بردار سطری واحد جمع‌کننده ستونی ماتریس ضرایب مستقیم واردات $\mathrm{m} = \frac{\mathrm{M}}{\mathrm{X}}$ است. رابطه (۱۷) نشان می‌دهد که برای تأمین صادرات ناخالص، چه میزان نیاز به واردات مستقیم و غیرمستقیم واسطه‌ای است. هاملز و همکاران[2] (۲۰۰۱)، m را به‌عنوان تخصص‌گرایی عمودی معرفی می‌کنند. یکی از مشخصات DVA و VS رابطه معکوس آن‌ها در سطح کلان است که به‌صورت سهم صادرات ناخالص به زیر بیان می‌شود:

$$\frac{DVA}{TE} + \frac{VS}{TE} = ۱ \quad (۱۸)$$

TE در رابطه (۱۸) کل صادرات ناخالص است. بنابراین:

1. Arto *et al.*
2. Hummels *et al.*

$$\frac{VS}{TE} = ۱ - \frac{DVA}{TE}$$

بنابراین با کاربست روابط (۱۶)، (۱۷) و (۱۸) نه فقط محیط بیرونی زنجیره‌های تولید آشکار می‌گردد، بلکه همچنین در کنار محیط درونی، تصویر کامل‌تری از وضعیت محیط درونی و محیط بیرونی زنجیره‌های تولید هم برای سیاست‌گذار و هم برای تحلیلگر فراهم می‌شود (بانوئی و فهیمی، ۱۴۰۰).

پایه‌های آماری، نحوه تعدیل آن‌ها، نتایج حاصله و تحلیل آن

۱. پایه‌های آماری

در این مقاله آخرین جداول آماری عرضه و مصرف سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی که به ترتیب دارای ابعاد ۸۹ فعالیت در ۱۳۰ محصول و ۱۳۰ محصول در ۸۹ فعالیت هستند، استفاده می‌گردد. سپس بر مبنای جدول متقارن متعارف محصول در محصول با فرض ساختار ثابت فروش فعالیت به ابعاد ۱۳۰*۱۳۰ محاسبه می‌شود؛ اما جدول حاصله یک جدول متقارن متعارف است؛ به این معنی که مبادلات واسطه‌ای داخلی و اجزای تشکیل‌دهنده تقاضای نهایی با واردات (واسطه‌ای، مصرفی و سرمایه‌ای) ادغام شده است[۱]. به‌کارگیری این نوع جداول در زنجیره‌های تولید، حداقل دو نارسایی دارد؛ نخست، فقط قابلیت سنجش محیط درونی زنجیره‌های تولید را با فرض یکسان بودن تکنولوژی تولید داخلی یک کشور با تکنولوژی تولید سایر کشورها دارد. دوم، نمی‌تواند محیط بیرونی زنجیره‌های یک اقتصاد را مورد سنجش قرار دهد. برای برون‌رفت از این دو نارسایی، روش غیرمستقیم تخصیص واردات که به روش فرض تناسب واردات و یا روش تشابه واردات معروف است، مبنای تفکیک واردات قرار گرفته است (شورای تحقیقاتی ملی[۲]، ۲۰۰۶؛ سازمان ملل متحد، ۲۰۱۸ و پاتونرو و اتوکورا[۳]، ۲۰۲۱).

۲. نتایج حاصله و تحلیل آن

در راستای واکاوی سه بعد مسئله، پرسش‌ها و روش پژوهش، نتایج حاصله در دو بخش ارائه می‌شوند. در بخش نخست به تحلیل‌های محیط درونی زنجیره‌های تولید و پس از آن محیط بیرونی زنجیره‌های مورد بررسی قرار می‌گیرد.

الف. تحلیل‌های محیط درونی زنجیره‌های تولید

نتایج محیط درونی زنجیره‌های تولید برای شش گروه محصولات در جدول ۱ نشان داده شده است.

---

۱. برای اطلاع بیشتر رجوع شود به: بانوئی و همکاران (۱۴۰۱).

2. National Economic Counceil

3. Patunru & Athukorala

جدول ۱. محیط درونی زنجیره‌های تولید

ردیف	گروه محصولات	Di	Ui
۱	کشاورزی	۰/۱۱۷۴۰	۰/۱۳۵۳۳۴
۲	معادن	۰/۰۸۶۷۷۰	۰/۰۶۷۲۴۵
۳	صنایع وابسته به کشاورزی	۰/۱۰۳۱۷۸۴	۰/۱۲۹۲۹۳
۴	سایر صنایع	۰/۳۹۳۴۷۶	۰/۳۷۶۵۵۱
۵	محصولات زیربنایی	۰/۱۴۵۳۹	۰/۲۰۹۶۳۸
۶	خدمات	۰/۶۹۶۹۱۰	۰/۶۲۵۰۶۸
جمع		۱/۵۴۳۱۳۱	۱/۵۴۳۱۳۱

منبع: جدول تجمیع‌شده سال ۱۳۹۵ و ارقام با استفاده از روابط (۵) و (۶) محاسبه گردیده‌اند.

با نگاه دقیق‌تر به نتایج جدول فوق مشاهده می‌گردد که:

یک) سرجمع Ui و Di در سطح کلان اقتصادی یکسان هستند؛ یعنی این‌که دور یا نزدیک بودن محصولات به مصرف‌کنندگان از منظر ستانده و نهاده در سطح کلان برابر است. علت اصلی آن است که در سطح کلان نه فقط فعالیت‌های اقتصادی موضوعیت ندارد، بلکه همچنین مسئله دور یا نزدیک بودن فاصله اقتصادی محصولات در سطح کلان اقتصادی بی‌معنی خواهد بود (آنتراس و همکاران ۲۰۱۲، میلر و تیمورشو، ۲۰۱۵).

دو) اما این قاعده در سطح محصولات از منظر ستانده و نهاده صدق نمی‌کند و با توجه به نتایج جدول، از یک گروه محصول با گروه محصول متفاوت است. این تفاوت خود می‌تواند معیاری برای دور و یا نزدیک بودن گروه محصولات به بازار مصرف و همچنین شناسایی محصولات بالادستی و پایین‌دستی که نقش به‌سزایی در ساختار اقتصاد ایران دارند، در نظر گرفته می‌شود.

سه) با توجه به نتایج جدول، گروه محصولات معادن، شامل نفت خام و گاز طبیعی با Ui و Di به ترتیب۰/۰۶۷ واحد و ۰/۰۸۶ واحد در رتبه آخر، حال‌آنکه نتایج متناظر برای گروه محصولات خدمات به ترتیب با ۰/۶۲۵۱ و ۰/۶۹۶۹ واحد در صدر گروه محصولات شش‌گانه قرار دارند. در چارچوب این معیار گروه محصولات معادن، محصولات بالادستی هستند که تنیدگی واسطه‌ای ناچیزی با سایر محصولات دارند و بسیار نزدیک به بازار مصرف هستند[1]. عکس این روند در مورد گروه محصولات خدمات مشاهده می‌گردد. نتایج حاصله ولو در سطح گروه محصولات توضیح‌دهنده نه فقط نظریه "کشورهای رانتیر" است که بیش از پنج دهه پیش توسط مهدوی[2] (۱۹۷۰) مطرح شده بود، بلکه همچنین تداعی‌کننده نظریه بیماری هلندی است (شاکری، ۱۳۹۵)؛ اما نتایج و مشاهدات فوق در سطح شش گروه محصولات است و لذا تصویر شفافی به دست نمی‌دهد؛ زیرا که گروه محصولات در نتایج تفصیلی ۱۳۰ محصول حاوی چندین زیرگروه است.

۱. توجه داشته باشیم که در اینجا مراد از بازار مصرف، مصرف‌کنندگان نهایی داخلی نیستند، بلکه مصرف‌کنندگان خارجی از صادرات گروه محصولات معادن هستند که این محصولات را جهت پردازش بیشتر در فرایند تولید خود استفاده می‌کنند که می‌تواند بیانگر نوعی خام فروشی در اقتصاد ایران به‌شمار رود.

2. Mahdavy

به‌عنوان نمونه، گروه محصولات معادن حاوی هشت زیرمحصول است که نتایج آن در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲. نتایج محیط درونی زنجیره‌های تولید زیر محصولات گروه محصولات معادن

ردیف	گروه محصولات	Di	Ui
۱	زغال سنگ و لینیت	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۳
۲	نفت خام	۰/۰۶۳۱	۰/۰۵۵۳
۳	گاز طبیعی	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۰۷
۴	سنگ‌های فلزی؛ مس؛ آلومینیم و نیکل	۰/۰۱۵۴	۰/۰۰۷۷
۵	سنگ‌های تزئینی و ساختمانی و مجسمه‌سازی	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۲۱
۶	سنگ گچ و آهک	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۶
۷	شن، ماسه، ریگ؛ خاک رس	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۳
۸	سایر محصولات معدنی (سایر کانی‌ها)	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۰۳

منبع: نتایج بر مبنای نتایج تفصیلی به ابعاد ۱۳۰ محصول استخراج شده‌اند.

با نگاه دقیق‌تر به نتایج جدول فوق مشاهده می‌گردد که نخست، از میان هشت زیرگروه محصولات معادن، زیرگروه محصولات نفت خام با مقدار Ui و Di به ترتیب با ۰/۰۵۵۳ و ۰/۰۶۳۱ واحد در صدر هشت زیرگروه محصول موردنظر قرار دارد و سایر محصولات سهم ناچیزی را در محیط درونی زنجیره‌های تولید دارند؛ بنابراین در مقایسه با سایر زیرمحصولات معادن، زیرمحصول نفت خام و گاز طبیعی دارای محیط درونی زنجیره‌های تولید بیشتری است. دوم، این نتایج فقط یک وجه مسئله را توضیح می‌دهد، وجه دیگر آن زنجیره‌های بیرونی این محصولات است و انتظار می‌رود که سهم زنجیره‌های بیرونی این محصولات که با سهم ارزش افزوده داخلی به صادرات ناخالص سنجیده می‌شود، بسیار بالا باشد. این مسئله در بخش بعدی به‌تفصیل مورد ارزیابی قرار خواهد گرفت. نتایج فوق حداقل این واقعیت را آشکار می‌کند که تبیین مسئله خام فروشی و نسبت آن با اقتصاد ایران که در فصل ۱۰ لایحه برنامه هفتم توسعه مورد توجه قرار گرفته است، مستلزم شناخت از پایه‌های نظری اقتصادی، روش و چگونگی کاربست آن‌ها است.[۱]

ب. زنجیره‌های محیط بیرونی تولید

نتایج و مشاهدات بخش پیشین فقط یک وجه نتایج و مشاهدات زنجیره‌های تولید محصولات تجمیع شده و تفضیلی را نمایان می‌سازد؛ اما در دنیای واقعی یک اقتصاد، با اقتصاد جهانی مبادلات تجاری دارد و

۱. به علت اجتناب از افزایش حجم مقاله، نتایج ۴۱ زیرمحصول خدمات و همچنین نتایج ۳۳ زیرمحصول صنعت نزد نویسندگان مقاله است و در صورت درخواست ارسال خواهد شد.

ازآنجاکه وزن مبادلات تجاری کالاهای واسطه‌ای نسبت به مبادلات تجاری کالاهای نهایی در قرن ۲۱ ام بیشتر است، اهمیت محیط بیرونی زنجیره‌های تولید در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی به دو علت نمود بیشتری پیدا می‌کند. نخست، الگوی کشورهای منابع‌محور و به‌ویژه ایران نامتقارن است. دوم، رابطه تنگاتنگی بین محیط درونی و محیط بیرونی زنجیره‌های تولید وجود دارد. در این مورد اگر محیط درونی زنجیره‌های تولید گروه محصولات و یا زیرگروه محصولات ضعیف باشد، انتظار می‌رود که محیط بیرونی آن که برحسب سهم ارزش افزوده داخلی (DVA) در صادرات ناخالص سنجیده می‌شود بسیار بالا، ولی تخصص‌گرایی عمودی (VS) که معادل ارزش افزوده خارجی (FVA[1]) است، پایین باشد. بنابراین محیط درونی در کنار محیط بیرونی زنجیره‌های تولید می‌تواند چشم‌انداز بهتری از مسئله خام فروشی را ترسیم نماید که تاکنون مورد غفلت قرار گرفته است. نتایج محیط بیرونی زنجیره‌های تولید برای شش گروه محصول در جدول (۳) سازمان‌دهی شده است.

جدول ۳. محیط بیرونی زنجیره‌های تولید برای شش گروه محصولات

ردیف	گروه محصولات	صادرات (میلیارد ریال) (۱)	DVA (میلیارد ریال) (۲)	DVA/TE (۳)	واردات (میلیارد ریال) (۴)	نسبت واردات به ستانده (۵)	VS (میلیارد ریال) (۶)	VS/TE (۷)
۱	کشاورزی	۹۲۲۹۱/۷۵۷۲	۸۵۹۵۰/۷۷۳۴	۰/۰۲۸۶	۲۲۵۸۴۹/۲۴۸۱	۱/۴۱۰۲	۶۷۱۰/۹۸۲۵	۰/۰۰۲۲
۲	معادن	۱۱۰۲۹۸۹/۲۶۰۸	۱۰۷۵۳۶۲/۸۷۶۶	۰/۳۵۷۴	۵۹۵۲/۷۶۰۷	۰/۳۳۴۴	۳۶۸۲۶/۷۱۵۵	۰/۰۱۲۲
۳	صنایع وابسته به کشاورزی	۱۷۰۴۹۹/۴۲۴۱	۱۴۷۷۳۳/۷۷۷۳	۰/۰۴۹۱	۴۹۶۵۴۱/۵۱۱۶	۳/۷۴۹	۲۳۸۸۸/۸۱۲۸	۰/۰۰۷۹
۴	سایر صنایع	۹۸۲۰۰۹/۳۲۲۱	۹۱۱۱۵۶/۴۷۷۸	۰/۳۰۲۸	۱۵۱۳۱۴۷/۴۵۰۲	۵/۷۰۷۱	۸۰۵۵۳/۶۸۳۹	۰/۰۲۶۸
۵	محصولات زیربنایی	۵۵۰۲۲/۹۴۷	۵۲۳۲۸/۸۸۶	۰/۰۱۷۴	۲۲۸۹۳/۶۷۲	۰/۴۸۰۹	۲۴۱۵/۴۹۶۴	۰/۰۰۰۸
۶	خدمات	۶۰۶۰۳۴/۵۷۶۵	۵۶۸۱۷۷/۷۳۵	۰/۱۸۸۸	۳۹۸۱۷۱/۰۵۵۳	۲/۹۴۶	۴۱۴۹۳/۸۷۸۴	۰/۰۱۳۸
جمع		۳۰۰۸۸۴۷/۲۸۷۷	۲۸۴۰۷۱۰/۵۲۶۲	۰/۹۴۴۱	۲۶۶۲۵۵۵/۶۹۷۸	۱۴/۶۲۷۶	۱۹۱۸۸۹/۵۶۹۵	۱۴/۶۲۷۶

منبع: نتایج بر مبنای نتایج تفصیلی به ابعاد ۱۳۰ محصول تجمیع شده‌اند.

جدول (۳) ارزش صادرات ناخالص، مقدار ارزش DVA و سهم DVA به کل صادرات ناخالص (TE) را به ترتیب در ستون‌های ۱ تا ۳ و ارزش واردات، مقدار VS (FVA) و سهم آن را بر کل صادرات ناخالص به ترتیب در ستون‌های ۴ تا ۶ برای شش گروه محصول نشان می‌دهد. با بررسی دقیق‌تر جدول (۳) مشاهده می‌گردد که: یک) سهم DVA و VS در سطح کلان اقتصادی به ترتیب برابر با ۰/۹۴ و ۰/۰۶ واحد است و

1. foreign Value Added

جمع آن‌ها برابر با واحد است. به زبان ساده یعنی در سال ۱۳۹۵ برای ارزش هر صد واحد صادرات ناخالص ۹۴ واحد آن سهم DVA و ۶ واحد آن سهم FVA است؛ اما نتایج در سطح ۸ گروه محصول متفاوت است. به‌عنوان نمونه گروه محصولات معادن با سهم ۰/۳۶ واحد بیشترین است و گروه محصولات سایر صنایع و خدمات هر یک به ترتیب با سهم ۰/۳۰ و ۰/۱۹ واحد در جایگاه بعدی قرار می‌گیرند. نتایج سهم FVA این محصولات نشان می‌دهد که محصولات سایر صنایع ۰/۰۲۶۸ واحد در مقام اول و بعد از آن خدمات و معادن هر یک به ترتیب با ۰/۰۱۴ و۰/۰۱۲واحد در جایگاه بعدی قرار می‌گیرند. دو) نتایج حاصله در سطح تجمیع شده حاکی از آن است که یک رابطه نسبتاً معکوسی بین محیط درونی زنجیره‌های تولید (جدول ۱) با محیط بیرونی آن (جدول ۳) وجود دارد. به‌عنوان نمونه محیط درونی زنجیره‌های تولید محصولات خدمات در رتبه اول است، حال‌آنکه محیط بیرونی زنجیره‌های تولید در رتبه سوم قرار می‌گیرد. نکته درخور توجه، محصولات معادن است که محیط درونی زنجیره‌های تولید آن بسیار ضعیف است، حال‌آنکه محیط بیرونی زنجیره‌های تولید آن در صدر گروه محصولات شش‌گانه قرار دارد. بین این دو محصولات سایر صنایع قرار می‌گیرد. این نتایج به‌طورکلی این واقعیت را آشکار می‌کنند که در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی فقط توجه به یک وجه محیط درونی و در کنار نادیده گرفتن وجه بیرونی آن نمی‌تواند کارکرد فعالیت‌ها و محصولات را در ساختار اقتصاد ایران تبیین نماید. دوم آنکه بدون توجه به پایه‌های نظری توسعه اقتصادی مانند نظریه دولت رانتیر و بیماری هلندی در کنار نظریه‌های اقتصادی، تحلیل نتایج به آسانی امکان‌پذیر نیست و سوم آنکه نتایج به‌خوبی توضیح‌دهنده این مسئله است که اقتصاد ایران هنوز در فرایند آغازین تولید قرار دارد که به‌خوبی وجه دیگری از مسئله خام فروشی را آشکار می‌کند.

اما نتایج و مشاهدات فوق در سطح شش گروه محصولات تجمیع شده است. چنانچه محصولات تفضیلی در نظر گرفته شوند، آنگاه انتظار می‌رود که نتایج تصویر واقع‌بینانه‌تری از وضعیت محیط بیرونی هر محصول در ساختار اقتصاد به دست دهد. به علت اجتناب از افزایش حجم مقاله فقط به نتایج زیرگروه محصولات معادن و زیرگروه محصولات خدمات بسنده می‌گردد.

جدول ۴. محیط بیرونی زنجیره‌های تولید زیرگروه محصولات معادن

ردیف	گروه محصولات	صادرات (میلیارد ریال) (۱)	DVA (میلیارد ریال) (۲)	DVA/TE (۳)	واردات (میلیارد ریال) (۴)	نسبت واردات به ستانده (۵)	VS (میلیارد ریال) (۶)	VS/TE (۷)
۱	زغال سنگ و لینیت	۱۳۴/۹۷	۱۳۱/۹۲	۰/۰۰۰۰۴	۱۹۳۰/۹	۰/۰۲۳۲	۳/۱۳	۰/۰۰۰۰۰۱۰۴

ردیف	گروه محصولات	صادرات (میلیارد ریال) (۱)	DVA (میلیارد ریال) (۲)	DVA/TE (۳)	واردات (میلیارد ریال) (۴)	نسبت واردات به ستانده (۵)	VS (میلیارد ریال) (۶)	VS/TE (۷)
۲	نفت خام	۱۰۶۳۶۱۷/۱۵	۱۰۳۷۷۹۵/۸۶	۰/۳۴۴۹۱	۰	۰/۰۳۳۳	۳۵۳۸۹/۹	۰/۰۱۱۷۶۱۹۵
۳	گاز طبیعی	۰	۰	۰	۰	۰/۰۳۳۳	۰	۰
۴	سنگ‌های فلزی؛ مس؛ آلومینیم و نیکل	۳۱۸۹۰/۴۱	۳۰۵۴۳/۴	۰/۰۱۰۱۵	۱۷۵۶	۰/۰۲۹۵	۹۴۱/۸۴	۰/۰۰۰۳۱۳۰۲
۵	سنگ‌های تزئینی و ساختمانی و مجسمه‌سازی	۴۴۹۰/۳۹	۴۱۵۸/۰۶	۰/۰۰۱۳۸	۱۴۰/۵	۰/۰۸۱۱	۳۶۴/۲۴	۰/۰۰۰۱۲۱۰۶
۶	سنگ گچ و آهک	۱۸۰۶/۸۹	۱۷۲۹/۲۷	۰/۰۰۰۵۷	۰/۲	۰/۰۴۴۷	۸۰/۷۱	۰/۰۰۰۰۲۶۸۳
۷	شن، ماسه، ریگ؛ خاک رس	۴۳۱/۰۲	۴۱۲/۵۱	۰/۰۰۰۱۴	۱۰۸/۵	۰/۰۴۴۷	۱۹/۲۵	۰/۰۰۰۰۰۶۴
۸	سایر محصولات معدنی (سایر کانی‌ها)	۶۱۸/۴۳	۵۹۱/۸۶	۰/۰۰۰۲	۲۰۱۶/۶	۰/۰۴۴۷	۲۷/۶۳	۰/۰۰۰۰۰۹۱۸
جمع		۱۱۰۲۹۸۹/۲۶	۱۰۷۵۳۶۲/۸۸	۰/۳۶	۵۹۵۲/۷۶	۰/۳۳	۳۶۸۲۶/۷۲	۰/۰۱

منبع. نتایج بر مبنای نتایج تفصیلی به ابعاد ۱۳۰ محصول تجمیع شده‌اند.

همانند جدول (۳)، نتایج جدول (۴) حاوی هفت ستون است. ستون سه، سهم DVA/TE هشت زیرگروه محصولات معادن را نشان می‌دهد. سرجمع این سهم برابر با ۰/۳۶ واحد است که ۳۸ درصد [۳۸=۱۰۰*(۰/۹۴÷ ۰/۳۶)] از کل DVA/TE را تشکیل می‌دهد. از میان هشت زیرگروه محصولات معادن سهم نفت خام ۹۴ درصد [۹۴=۱۰۰*(۰/۳۶÷ ۰/۳۴)] از کل DVA/TE محصولات معادن و ۳۶ درصد [۳۶=۱۰۰*(۰/۹۴÷ ۰/۳۴)] از کل سهم DVA/TE اقتصاد ایران را به خود اختصاص می‌دهد. این در حالی است که ادغام آن با اقتصاد جهانی در سطح کلان ۰/۰۶ واحد است (جدول ۳).

نتیجه‌گیری و چند پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی

نتیجه گیری

در این مقاله سه بعد محیط درونی، محیط بیرونی و رابطه آن دو با مسئله خام فروشی در اقتصاد ایران برجسته شده است. ادعای مقاله آن است که در نظر گرفتن فقط محیط درونی زنجیره‌ها در کنار نادیده گرفتن محیط بیرونی نمی‌تواند چشم‌انداز روشنی از کارکرد ساختار اقتصاد، فعالیت‌ها و محصولات را

پیش روی سیاست‌گذاران و برنامه ریزان کشور قرار دهد. علت آن است که اصطلاح خام فروشی به‌طور عامیانه توسط رسانه‌ها، پژوهشگران و حتی نهادهای پژوهشی کشور استفاده می‌شود که اغلب فاقد پایه نظری، روش مشخص و کاربرد عملی بوده است. کانون توجه مقاله حاضر پر کردن این خلأ پژوهشی است. برای این منظور از الگوی تعادل عمومی و جدول متقارن محصول در محصول استفاده می‌شود. یافته‌های مقاله نشان می‌دهند که: یک) بدون شناخت از پایه نظری زنجیره‌های محیط درونی و محیط بیرونی و نسبت آن‌ها با نظریه‌های توسعه اقتصادی مانند دولت رانتیر و بیماری هلندی نمی‌توان تحلیل منطقی از نتایج حاصله ارائه نمود. دو) یک رابطه نسبتاً معکوس بین محیط درونی و محیط بیرونی زنجیره‌های تولید وجود دارد. به‌عنوان نمونه، محیط درونی زنجیره‌های تولید معادن ضعیف ولی محیط بیرونی آن قوی که بیانگر اتکای اقتصاد ایران به محصولات بالادستی و نشان‌دهنده خام فروشی است. سه) عکس این روند در مورد محصولات خدمات مصداق دارد؛ محیط درونی زنجیره‌های تولید این محصولات بالا ولی محیط بیرونی آن ناچیز است. چهار) محصولات سایر صنایع بین این دو زنجیره قرار دارند.

این نتایج به‌طورکلی نشان می‌دهند که نخست اقتصاد ایران نه فقط در فرایند آغازین تولید است که نشان‌دهنده وجوهی از مسئله خام فروشی است، بلکه همچنین درآمدهای نفتی که از سهم بالای صادرات ارزش افزوده نفت عاید دولت می‌شود، اثرات غیرمستقیم بیشتری در توسعه محصولات خدمات به‌ویژه محصولات توزیعی نسبت به توسعه فعالیت‌های کالامحور دارد و مؤید نظریه‌های اقتصاد رانتی و بیماری هلندی نیز است.

سه توصیه پیشنهادی برای پژوهش‌های آتی

یک) در این مقاله، جدول ملی (آمارهای نسل اول) مبنای سنجش محیط درونی و محیط بیرونی زنجیره‌های تولید قرار گرفته است و دارای محدودیت‌هایی است؛ یکی از این محدودیت‌ها تجزیه محدود صادرات ارزش افزوده است؛ چنانچه از پایه‌های آماری نسل دوم مانند ادغام جدول ایران با جدول جهانی استفاده گردد، نتایج و تحلیل‌ها می‌توانست تصویر واقع‌بینانه‌تری از محیط درونی و محیط بیرونی ساختار اقتصاد ایران به دست دهد.

دو) در این مقاله سهم ارزش افزوده در صادرات ناخالص دو زیرگروه محصولات خدمات نظیر عمده‌فروشی و خرده‌فروشی و حق‌العمل کاری و خدمات حمل‌ونقل جاده‌ای بار مقام اول و دوم را در میان ۴۱ زیرگروه محصولات خدمات به خود اختصاص داده‌اند. برای تفسیر و توجیه آن

دو دلیل هم آورده شده است. برای تحلیل بیشتر توصیه می‌گردد که از رویکرد ستانده به ستانده و پیوند آن با ارزش مبنای سنجش اثرات القایی ارزش افزوده (اثرات پنهان ارزش افزوده) خدمات توزیعی در محصولات ساخت کارخانه استفاده گردد.

سه) در این مقاله فقط به مبانی نظری اقتصادی در تحلیل‌های محیط درونی و محیط بیرونی زنجیره‌های تولید اکتفا شده است و رویکرد اقتصاد سیاسی نادیده گرفته شده است. توصیه می‌شود که در مطالعات آتی همسو با مقاله مهدوی (۱۹۷۰) که هر دو رویکرد را مبنای تحلیل ساختار بخش نفت در ایران قرار می‌دهد اقدام شود.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند.

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

بانوئی، علی اصغر و فهیمی، بهاره. (۱۴۰۰). به‌کارگیری متوسط فاصله انتشار در شناسایی زنجیره‌های تولید و نسبت آن با ارزش افزوده داخلی در صادرات ناخالص و تخصص‌گرایی عمودی؛ مطالعه موردی اقتصاد ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۶(۱)، ۵۸-۲۵.

بانوئی، علی اصغر؛ عرب مازار یزدی، علی؛ شرکت، افسانه؛ کیانی راد، آذین و صادقی، نگین. (۱۴۰۱). نارسایی‌های جداول داده-ستانده متعارف در ایران و راهکار برون‌رفت در سنجش صادرات و واردات ارزش افزوده. *اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۷(۲)، ۳۶-۳.

جهانگرد، اسفندیار و آزادی خواه جهرمی، افروز. (۱۳۹۲). شناسایی زنجیره‌های تولیدی ایران با استفاده از شاخص میانگین طول انتشار (APL). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۳(۵۱)، ۱۱۱-۸۱.

سازمان برنامه و بودجه کشور. (۱۳۹۹). حلقه‌های مفقوده در ساختار تولید کشور. مرکز پژوهش‌های توسعه و آینده‌نگری، مجموعه گزارش شماره ۲۴۱.

سازمان برنامه و بودجه کشور. (۱۴۰۱). خلاصه مدیریتی: چارچوب اصلی نظام برنامه هفتم توسعه، دبیرخانه ستاد تدوین برنامه هفتم.

شاکری، عباس. (۱۳۹۵). مقدمه ای بر اقتصاد ایران. تهران؛ انتشارات رافع، چاپ اول.

قازاریان، اولین. (۱۴۰۱). شناسایی زنجیره‌های تولید از منظر ستانده و نهاده در اقتصاد ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

م شیری، سعید؛ م ستعلی پار سا، مریم و داروگر، لیلا. (۱۳۹۷). برر سی آثار فناوری اطلاعات و ارتباطات بر زنجیره تولید کالاها و خدمات ایران با استفاده از جدول داده-ستانده. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۸(۶۸)، ۴۴-۱.

مهدوی، حسین. (۱۹۷۰) الگو ها و مسائل توسعه اقتصادی در کشورهای رانتیه - مورد ایران. ترجمه حیدری رمی، حسین. (۱۴۰۰). انتشارات موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

References

Antràs, P; Chor, D; Fally, T; & Hillberry, R. (2012). Measuring the upstreamness of production and trade flows. *American Economic Review*, *102*(3), 412-416.

Arto, I; Dietzenbacher, E; & Rueda-Cantuche, J. M. (2019). Measuring Bilateral Trade in Terms of Value Added. European Commission Working Paper.

Baldwin, R. E. (2006). Globalisation: The Great Unbundlings. Economic Council of Finland.

Banouei, A. A; & Fahimi, B. (2021). Application of Average Propagation Length in Identifying Production Chains and its Relation to Value-added in Gross Exports and Vertical Specialization: Case Study of Iran. *Journal of Economic Research*, *56*(1), 25-58. (In Persian).

Banouei, A. A; Arabmazar Yazdi, A; Sherkat, A; Kiani Rad, A; & Sadeghi, N. (2022). Fallacies of conventional import type input-output table in Iran and way out in

measuring value-added in exports and imports. *new economy and trad*, *17*(2), 3-36. (In Persian).

Borin, A; & Mancini, M. (2023). Measuring what matters in value-added trade. *Economic Systems Research*, *35*(4), 586-613.

Bosma, N. S; Romero Luna, I; & Dietzenbacher, E. (2005). Using average propagation lengths to identify production chains in the Andalusian economy. *Estudios de Economía Aplicada*, *23*(2), 405-422.

Dietzenbacher, E; & Romero, I. (2007). Production chains in an interregional framework: Identification by means of average propagation lengths. *International Regional Science Review*, *30*(4), 362-383.

Fang, D; Duan, C; & Chen, B. (2020). Average propagation length analysis for carbon emissions in China. *Applied Energy*, *275*, 115386.

Feas, E. (2023). Decomposition of value added in gross exports: a critical review. *Applied Economic Analysis*, 31(93), 182-198.

Feenstra, R.C. & Taylor, A.M. (2017). International Trade. Worth Publisher, New York, Fourth Edition.

Ghazarian. E. (2022) Identifying Production Chains From Output and Input Sides in Iranian Economy. M.A. Thesis, Economics College of Allameh Tabatabaei University. (In Persian).

Grossman, G. M; & Rossi-Hansberg, E. (2008). Trading tasks: A simple theory of offshoring. *American Economic Review*, *98*(5), 1978-1997.

Hummels, D; Ishii, J; & Yi, K. M. (2001). The nature and growth of vertical specialization in world trade. *Journal of international Economics*, *54*(1), 75-96.

Jahangard, E; & Azadikhah Jahromi, A. (2013). Using Average Propagation Lengths (APL) Index to Identify Production Chains in Iran. *Economics Research*, *13*(51), 81-111. (In Persian).

Johnson, R. C. (2014). Five facts about value-added exports and implications for macroeconomics and trade research. *Journal of economic perspectives*, *28*(2), 119-142.

Los, B. (2017). Input–output analysis of international trade. In *Handbook of input–output analysis* (pp. 277-328). Edward Elgar Publishing.

Los, B; Timmer, M. P. (2020). Measuring bilaterial exports of value-added: a unified framework. In Ahmad, N; Moulton, B; Richardson , J.D. & Van de Ven, P. (Eds.), Challenges of Globalization in the Measurment of National Accounts, NBER, University of Chicago press.

Los, B; Timmer, M. P; & De Vries, G. J. (2016). Tracing value-added and double counting in gross exports: Comment. *American Economic Review*, *106*(7), 1958-1966.

Mahdavy, H. (1970). The Patterns and Problems of Economic Development in a Rentier Stare: The Case of Iran. In M. A. Cook (Ed.), Studies in Economic History of the Middle East. London: Oxford University Press. (Translated by Haidari-Rami, Institute for Trade Studies and Research) (In Persian).

Miller, R. E; & Temurshoev, U. (2017). Output upstreamness and input downstreamness of industries/countries in world production. *International Regional Science Review*, *40*(5), 443-475.

Miller, R.E; & Blair, P.D. (2022) Input- Output Analysis: Foundations and Extensions. Cambridge university press. Third Edition.

Miroudot, S; & Ye, M. (2021). Decomposing value added in gross exports. *Economic Systems Research*, *33*(1), 67-87.

Miroudot, S; & Ye, M. (2022). Decomposing value added in gross exports from a country and bilateral perspective. *Economics Letters*, *212*, 110272.

Mohajeri, P; & Banouei, A. A. (2021). Estimating Domestic Value-Added in Gross Exports and Its Relation to Vertical Specialization: The Case of Iran. *Iranian Journal of Economic Studies*, *10*(1), 7-29.

Moshiri, S; Parsa, M; & Darougar, L. (2018). Effects of Information Technology on Production Chain in Iran: An Input-Output Approach. *Economics Research*, *18*(68), 1-44. (In Persian).

National Economic Council. (2006). Import & Export Content of US Economy. National Bureau of Economic Council.

OECD. (2021). Guide to OECD TiVA Indicators, 2021 edition. OECD Science, Technology and Industry Working Papers, No. 2022/02, OECD Publishing, Paris.

Oosterhaven, J; & Bouwmeester, M. C. (2013). The average propagation length: conflicting macro, intra-industry, and interindustry conclusions. *International Regional Science Review*, *36*(4), 481-491.

Patunru, A. A; & Athukorala, P. C. (2023). Measuring trade in value added: how valid is the proportionality assumption?. *Economic Systems Research*, *35*(2), 292-300.

Plan and Budget Organization. (2020). Lost Circle in Production Chain of Country Development Research Center, Report No. 341. (In Persian).

Plan and Budget Organization. (2022). Review Management of the Main Framework of the Seventh Development Plan. Bureau of Compilation of the Seventh Plan. (In Persian).

Shakeri, A. (2016). Introduction to Iranian Economy. Rafe Publishing, First Edition. (In Persian).

Temurshoev, U; & Oosterhaven, J. (2014). Analytical and empirical comparison of policy-relevant key sector measures. *Spatial Economic Analysis*, *9*(3), 284-308.

United Nations. (2018). Handbook on Supply, Use and Input-Output Tables with Extensions and Applcations, Studies in Methods, Handbook of National Accounting, Department of Economic and Social Affairs, Series F, 74, Rev.1.

United Nations. (2018). Supply and Use Tables: Complication and Extensions, New York.

World Bank. (2020). World Development Report 2020 : Trading for Development in the Age of Global Value Chains. Washington, D.C; World Bank Group.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۱۰، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۱۰۶-۷۳

مقاله پژوهشی

بررسی جایگاه مالیات کربن بر بخش‌های اقتصادی در اقتصاد ایران با رویکرد داده ستانده[۱]

شیما فدوی[۲]، فاطمه بزازان[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۹/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۱۵

چکیده

امروزه اغلب مسائل و مخاطرات زیست‌محیطی به علت وابستگی آن با مباحث کلان اجتماعی مانند اقتصاد، فرهنگ، توسعه، سیاست و جنبه‌های مادی و معنوی حیات بشر، می‌تواند یک مسئله محلی، منطقه‌ای، ملی و حتی جهانی به حساب آید. متأسفانه این مسئله را می‌توان بیان کرد که جهان در سال‌های اخیر شاهد از بین رفتن محیط زیست خود بوده است. بررسی تعامل و ارتباط بین فعالیت‌های اقتصادی و محیط‌زیست نیز از جمله موضوعات ضروری است. به‌منظور دستیابی به هدف فوق در این مطالعه از روش داده ستانده بسط‌یافته مبتنی بر جداول داده ستانده سال ۱۳۹۵، نقش و جایگاه مالیات بر کربن بر بخش‌های اقتصادی به‌ویژه بخش انرژی، بر اساس شاخص‌های پیوندی مورد بررسی قرار گرفت. بر اساس نتایج حاصل از شاخص‌های پیوندی کلی، با اثرگذاری مالیات بر کربن در بخش انرژی، این بخش پیوند مناسبی با اقتصاد ایران دارد؛ اما در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصادی از جایگاه مناسبی برخوردار نیست. درخصوص ارتباطات پیشین نیز پیوند ضعیفی در ارتباط با کل اقتصاد نشان داده و شاخص‌های انتشار و حساسیت آن، در مجموع از قابلیت ایجاد تحرک و توسعه اقتصادی در اقتصاد ملی برخوردار نبوده است. تأثیرگذاری و تأثیرپذیری بخش انرژی در اقتصاد ایران، عملاً ناچیز بوده است.

واژگان کلیدی: مالیات بر کربن،، داده ستانده، بخش انرژی، شاخص‌های پیوندی.
طبقه‌بندی موضوعی: *C67 ،O10 ،Q01*.

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/ieda.2024.45721.1390
۲. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران.
Email:sh.fadavi@alzahra.ac.ir
۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. نویسنده مسئول.
Email:fbazzazan@alzahra.ac.ir

مقدمه

آلودگی هوا ناشی از انتشار گازهای گلخانه‌ای که با صنعتی شدن و استفاده بیشتر انرژی به وجود آمده است، یکی از مسائل محیط زیست است که امروزه جهان درگیر آن شده است (چانگ و هان[1]، ۲۰۲۰). انتشار دی‌اکسیدکربن و درنتیجه مصرف سوخت‌های فسیلی از جمله مهم‌ترین مشکلات زیست‌محیطی فعلی است که دغدغه‌ای جهانی شده است (چانگ و هان، ۲۰۲۲). گازهای گلخانه‌ای ترکیباتی از جوّ زمین هستند که اشعه مادون قرمز انعکاس‌یافته از زمین را مجدداً به زمین می‌تابانند (واتاناکولجاروس[2]، ۲۰۲۱). با تراکم بیش از اندازه این گازها در جو زمین، اصطلاحاً لایه‌ای ایجاد می‌شود که باعث افزایش دما به‌صورت نامطلوب می‌گردد. این افزایش دما می‌تواند پیامدهایی نظیر خشک‌سالی، طوفان‌های دریایی سهمگین مانند سونامی، بالا آمدن سطح آب دریاها، کاهش منابع آب شیرین، گرم شدن هوا، آتش‌سوزی جنگل‌ها، بیابان‌زایی، افزایش بیماری‌های متعلق به مناطق گرم و مهاجرت را به همراه داشته باشد (دیلویسو و همکاران[3]، ۲۰۲۰).

صنایع برای انجام فعالیت‌های خود نیاز به انرژی به‌عنوان یک عامل مهم تولیدی دارند. بخش انرژی از طرفی می‌تواند نقش مهمی در توسعه پایدار و ارتقای شرایط اجتماعی، اقتصادی و زیست‌محیطی کشورها ایفا کند و از طرف دیگر باعث انتشار آلودگی‌های زیست‌محیطی شود (ژانگ و همکاران[4]، ۲۰۲۱). مهم‌ترین آن‌ها آلودگی هوا بوده که در اثر مصرف انرژی در صنایع ایجاد می‌شود (ارنست و همکاران[5]، ۲۰۲۲). در این شرایط اگر در کنار رشد و توسعه اقتصادی به محیط زیست و مسائل آن توجهی نشود، خسارات جبران‌ناپذیری را به بار آمده و رسیدن به توسعه پایدار با مشکل مواجه می‌شود (لیو و همکاران[6]، ۲۰۲۰).

عوامل بسیاری مانند رشد جمعیت، رشد فعالیت اقتصادی، تغییرات فنی و تکنولوژی، چارچوب نهادی، سبک زندگی، تجارت و ... می‌توانند بر انتشار و تولید گاز دی‌اکسیدکربن تأثیرگذار باشند (دبروین و یاکوت[7]، ۲۰۱۹). بنابراین می‌توان درباره بخش‌هایی که انتشار آلودگی بیش از انتظار دارند، سیاست‌های تشویقی یا تنبیهی مناسب جهت کاهش انتشار آلودگی به کار برد. به‌عنوان مثال یک راه‌حل می‌تواند اعمال مالیات بر کربن، به‌صورت خاص مالیات بر دی‌اکسیدکربن، باشد تا از این طریق قیمت‌ها افزایش پیدا کرده و موجب کاهش مصرف و یا تولید کمتر کالاها و صنایع شود. حال برای این منظور نیاز است بررسی شود وقتی مالیات اعمال می‌شود به چه میزان قیمت‌ها تغییر می‌کند و آیا این میزان تغییر، موجب کاهش انرژی خواهد شد. ایجاد زیرساخت‌های لازم برای کاهش شدت انرژی و کاهش انتشار آلایندگی، ایجاد روابط آزاد تجاری

1 .Chang & Han
2. Wattanakuljarus
3. Diluiso *et al.*
4. Zhang *et al.*
5. Ernst *et al.*
6. Liu *et al.*
7. De Bruin & Yakut

بین‌المللی و سرمایه‌گذاری در مصرف انرژی از جمله سیاست‌های لازم برای این منظور می‌باشند (ون سوونتر[1]، ۲۰۲۱). به‌طورکلی در ارتباط با وضع مالیات‌های زیست‌محیطی می‌توان بیان کرد که طراحی و اجرای این نوع از مالیات‌های کارا دشوار است و همچنین شرایط خاص ساختاری و اقتصادی هر کشور می‌تواند مانع کارایی مالیات‌های محیط زیستی شود و یا حتی با سایر اهداف سیاست‌گذاری در تعارض باشد؛ به‌طوری‌که موجب کاهش بازدهی، کاهش تولید و اشتغال گردد.

در این مطالعه، سیاست‌های مالیات سبز به‌عنوان شاخصی از آلودگی هوا و افزایش استاندارد و کیفیت زندگی و افزایش رفاه، توصیه می‌گردد. اجرای سیاست مالیاتی دارای اثرات اقتصادی است. برای بررسی اثرات توزیعی اجرای سیاست‌های مالیاتی، نیاز به مدل‌های مناسب اقتصادی است. به همین منظور در این مطالعه برای بررسی آثار توزیعی مالیات بر کربن بر صنایع از مدل‌های بسط‌یافته داده ستانده برای ایران استفاده خواهیم کرد؛ زیرا این مدل‌های بسط‌یافته به تحلیلگران امکان بینشی اجتماعی و اقتصادی برای منطقه هدف می‌دهد.

این مقاله شامل شش بخش است که در بخش دوم مبانی نظری، در بخش سوم پیشینه پژوهش، در بخش چهارم روش پژوهش، در بخش پنجم تجزیه‌وتحلیل و در بخش آخر نتیجه‌گیری عنوان می‌شود.

مبانی نظری

مشکلات زیست‌محیطی به سلامت و بهداشت افراد آسیب می‌رساند و باعث می‌شود که استاندارد، کیفیت و رفاه انسان‌ها پایین بیاید. بنابراین با توجه به ارتباطی که بین صنعتی شدن و محیط زیست وجود دارد، اهمیت این مسئله می‌تواند در روند صنعتی شدن کشورهای درحال‌توسعه با توجه به هدف توسعه پایدار مورد مطالعه قرار بگیرد. ازآنجایی‌که هدف هر سیستم اقتصادی در هر جامعه‌ای دستیابی به حداکثر رفاه اجتماعی است، بدین منظور استفاده بهینه و کارا از منابع در طول زمان از اهمیت خاصی برخوردار است. با توجه به گسترش مفهوم توسعه پایدار، حفظ محیط زیست و توجه به نیازهای نسل‌های آینده، مصرف هدفمند منابع ضروری است. در این راستا استفاده از ابزارهای سیاست‌گذاری مناسب که همسو با موضوع توسعه پایدار باشد حائز اهمیت است.

مالیات‌ها، یکی از ابزارهای اقتصادی دولت جهت مداخله در بازار در زمان‌های لازم در جهت بقای محیط‌زیست و وسیله‌ای برای تأمین مالی دولت جهت نیل به دیگر اهداف مورد توجه بشری می‌باشند، زیرا دولت‌ها با هر ساختار سیاسی دارای سه هدف اصلی هستند: ثبات اقتصادی، توزیع عادلانه درآمد و تخصیص بهینه منابع. مالیات‌ها از یک طرف بر شرایط توزیعی جامعه تأثیرگذار هستند و از سوی دیگر با جابجایی منابع از بازاری به بازار دیگر، آثار تخصیصی به همراه خواهند داشت. ازاین‌رو متخصصان اقتصاد همواره در پی شناسایی پایه‌هایی از مالیات هستند که کمترین عدم کارایی را به جامعه تحمیل کند (سید نژاد فهیم و اقدامی، ۱۳۹۰). بر اساس تئوری‌های اقتصاد، مالیات‌ها، هزینه فعالیت‌ها را افزایش داده و سود آن‌ها را

1. Van Seventer

کاهش می‌دهند. درنتیجه صنایع کوچک‌تر به دنبال فعالیت‌هایی می‌روند که مالیات‌های کمتری را پرداخت کنند و بدین ترتیب فعالیت‌های با نرخ مالیات پایین‌تر جایگزین فعالیت‌های با نرخ بالاتر شده و درنتیجه تولید کمتر و رشد اقتصادی پایین‌تر می‌شود. امروزه اقتصاددانان بررسی‌هایی درباره اثرگذاری مالیات بر روی تولید و رشد اقتصادی انجام داده‌اند. بر اساس الگوی رشد نئوکلاسیک (الگوهای رشد برون‌زا) اثرگذاری سیاست‌های دولت از جمله مالیات‌ها بر نرخ رشد می‌تواند کوتاه‌مدت باشد. نظریه‌پردازان الگوهای رشد درون‌زا معتقد هستند که سیاست‌های دولت از جمله مالیات می‌تواند موجب تغییرات دائمی در نرخ‌های رشد اقتصادی شود. به‌طورکلی نوع اثر مالیات‌ها بر اقتصاد را به‌صورت صریح از قبل نمی‌توان مشخص کرد، زیرا بستگی به این دارد که عوامل تولید چگونه تحت تأثیر مالیات‌ها قرار می‌گیرند. با وضع مالیات دو اثر درآمدی و جانشینی ایجاد می‌شود. اثر درآمدی با بالا بردن مطلوبیت نهایی درآمد از طریق کاهش درآمد حقیقی فرد مالیات‌دهنده، عرضه نیروی کار را افزایش می‌دهد. اثر جانشینی، تغییرات ارزش نهایی فراغت را نسبت به دستمزد می‌سنجد. این دو اثر همواره در جهت عکس یکدیگر حرکت می‌کنند. بسته به اینکه کدام اثر بر دیگری پیشی بگیرد، اثرگذاری مالیات متفاوت خواهد بود. نکته مهم دیگری که در مورد مالیات‌ها وجود دارد این است که درآمدی که مالیات‌ها ایجاد می‌کنند چگونه در جامعه هزینه خواهد شد. نحوه هزینه کردن درآمد حاصل از مالیات می‌تواند اثرات مهمی در رشد اقتصادی داشته باشد.

در بین انواع مالیات‌ها مالیات‌های محیط زیستی می‌توانند عدم کارایی کمتری را بر جامعه تحمیل کنند. یکی از متداول‌ترین نوع مالیات‌های محیط‌زیستی و مالیات بر آلودگی، مالیات بر کربن است. این نوع مالیات، مالیاتی است که بر میزان کربن موجود در سوخت (به‌طور عمده زغال‌سنگ، مواد نفتی و گاز طبیعی) وضع می‌شود. این سوخت‌ها در هنگام اشتعال، دی‌اکسید کربن تولید و منتشر می‌کنند. مالیات برای نسبت مشخصی از انتشار این گازها به ازای هر تن زغال‌سنگ، هر بشکه نفت خام یا میلیون فوت مکعب مصرف‌شده، به همراه مقادیر تنظیمی برای همسان‌سازی مالیات ضمنی بر میزان کربن بکار گرفته می‌شود. دلیل وضع چنین مالیاتی کاهش انتشار کربن است که یکی از دلایل عمده ایجاد تغییرات اقلیمی است (بانک جهانی[1]، ۲۰۱۶). این نوع مالیات به دلیل کاهش هزینه‌های آلودگی منفعت اجتماعی را افزایش خواهد داد. به این نوع مالیات زیست‌محیطی، مالیات سبز نیز گفته می‌شود. این مالیات بر پایه هزینه اعمال می‌شود و گستردگی بسیاری دارد و می‌تواند درآمد مناسبی را برای دولت ایجاد کرده و از این طریق جایگزین دیگر مالیات‌ها شود و اثر اختلال‌زایی دیگر مالیات‌ها را کاهش دهد. در سال ۱۹۹۷ از سوی بعضی از اقتصاددانان و نیز پژوهشگران محیط زیست پیشنهاد داده شد که جهت مقابله با تخریب محیط زیست و حمایت از توسعه پایدار، نحوه محاسبه مالیات، از مالیات بر درآمد به مالیات بر محیط زیست تغییر پیدا کند و به بهای تمام‌شده کالاها و انرژی و خدمات اضافه و درنهایت به‌طور کل از مصرف‌کننده دریافت گردد.

پیگو[2] دانشمند انگلیسی در سال ۱۹۲۰ نظریه‌ای را ارائه کرده که بر اساس آن منبع آلوده‌کننده باید بر اساس مقدار نهایی خسارتی که به محیط زیست وارد می‌کند مالیات بپردازد. او استدلال کرد وقتی هزینه

1. World bank
2. Pigou

نهایی اجتماعی فعالیت در بازار از هزینه نهایی خصوصی متمایز می‌شود، بازار کارآمد نیست و منجر به افزایش بیش از حد چنین فعالیتی خواهد شد. درعین‌حال تولیدکننده نیز هیچ انگیزه‌ای برای درونی کردن هزینه‌های نهایی اجتماعی ندارد که درنتیجه منجر به اثرات خارجی[1] اقتصادی خواهد شد. انتشار گازهای گلخانه‌ای نمونه‌ای از چنین اثرات خارجی است. ایده اصلی برای هرگونه مالیات بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (GHG)[2] ، بر اساس مالیات پیگویی است که هدف آن درونی کردن هزینه‌های اثرات خارجی در قیمت بازار به‌منظور دستیابی به کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و درنتیجه کاهش تغییرات آب‌وهوا است (وانگ و همکاران[3]، ۲۰۱۶). درواقع از دید کلی‌تر، پیگو معتقد بود که مالیات یا یارانه به بنگاه‌ها با پیامد خارجی، انگیزه لازم را می‌دهد تا محصول را در سطحی تولید کنند که به لحاظ اجتماعی بهینه باشد. به نظر پیگو، پیامدهای خارجی، یکی از دلایل اساسی وجود اختلاف بین فایده خالص شخصی و فایده خالص اجتماعی است. بر اساس معیار رفاهی پیگو، رفاه اجتماعی زمانی حداکثر می‌شود که منافع نهایی اجتماعی برابر با هزینه نهایی اجتماعی هر اقدام یا فعالیتی شود. پیگو معتقد است که نظام مالیاتی می‌تواند فایده خالص اجتماعی و شخصی را برابر کند. در نظریه پیگو مالیات باید با هزینه نهایی آلودگی هر واحد تولید برابر باشد؛ درنتیجه به دلیل اعمال مالیات بر بنگاه آلوده‌کننده محیط زیست، این بنگاه مجبور به کاهش سطح تولید می‌شود و درنتیجه تخصیص بهینه منابع تحقق می‌گردد. اگر نرخ مالیات یکسان نباشد و آلوده‌کنندگان با نرخ‌های مالیاتی مختلف مواجه باشند، بنگاه، هزینه‌ها را از طریق انتقال فعالیت‌های اقتصادی از یک بخش با نرخ مالیات بالاتر، به بخش دیگر با نرخ مالیات پایین‌تر، کاهش می‌دهند.

مطالعه بولدینگ[4] (۱۹۷۳) نشان داد که مواد زائد و پسماندها مشکلات غیرمعمول یا بی‌اهمیت محلی و منطقه‌ای نیستند، بلکه برعکس، پسماندها و ضایعات یک جزء لاینفک هر نوع فعالیت اقتصادی است که با افزایش سطح فعالیت‌ها مقدار آن‌ها نیز افزایش می‌یابد. کره زمین سیستم بسته از مواد است و جریان گردش این مواد طبق قوانین ترمودینامیک انجام می‌شود، به‌طوری‌که مقدار مواد زائد، پسماندها و ضایعات صنعتی درمجموع باید با کل مواد خام، مواد سوختی، مواد غذایی و ورودی اقتصاد (پس از کسر مواد انباشت شده به‌عنوان موجودی انبار و مقادیر بازیافت شده) برابر باشد. آلودگی در اقتصاد رو به رشد یک پدیده فراگیر است. بر این اساس ضرورت دارد تا با اتخاذ تدابیری مانند اتخاذ مالیات‌های سبز، میزان آلودگی کنترل گردد.

با توجه به بار مالی مالیات‌های سبز برای بنگاه‌ها و اشخاص و نیز به دلیل جدید بودن موضوع، اعمال این قبیل مالیات‌ها و اجرای آن‌ها با مقاومت‌هایی مواجه خواهد شد. از طرف دیگر تمام بخش‌های اقتصادی که به نحوی از کمک‌ها، معافیت‌ها و یارانه‌های دولتی استفاده می‌نمایند و حیات آن‌ها وابسته به حمایت دولت است، در مقابل این پایه جدید مالیاتی واکنش نشان می‌دهند. همچنین با توجه به اینکه برآورد صحیح و دقیق هزینه آلودگی به‌سختی صورت می‌گیرد. روند طرح و اجرای مالیات‌های سبز در کشورها

1. Externalities
2. Greenhouse Gases
3. Wang *et al.*
4. Boulding

متفاوت است. در ادامه بحث، برخی مطالعات انجام‌شده و اقدامات مورد استفاده در زمینه مالیات کربن در برخی از کشورها ارائه می‌گردد.

پیشینه پژوهش

در سال‌های اخیر، روش داده ستانده کاربرد گسترده‌ای در برآورد ارزش اقتصادی محیط زیست پیدا نموده است؛ به‌طوری‌که امروزه از این روش به‌عنوان یک ابزار قدرتمند در تجزیه‌وتحلیل‌های اقتصادی یاد می‌شود. هرچند در کشورهای توسعه‌یافته این تکنیک در برآورد ارزش بهبود کیفیت آب، منافع کاهش آلودگی هوا، ارزش وجودی یا انتخابی مناطق بکر طبیعی یا گونه‌های مهم اکولوژیکی و میزان منافع به‌دست‌آمده از بازدید مناطق تفریحی به کار گرفته شده است، اما کاربرد این روش در کشورهای درحال‌توسعه در سطح محدودتری قرار دارد و اغلب مطالعات موجود در مورد کاربرد این روش، در کشورهای توسعه‌یافته انجام گرفته است. با توجه به مطالب فوق، مروری بر برخی بررسی‌های انجام‌شده در این مورد سودمند به نظر می‌رسد.

پیشینه داخلی

شیخ پور و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از جدول داده ستانده به‌روز شده بر اساس آخرین اطلاعات سال ۱۳۹۷ و آمار و اطلاعات وزارت نیرو، نشان داده‌اند که در صورت اعمال مالیات بر کربن، بیشترین میزان کاهش تولید و اشتغال در فعالیت‌های «آهن و فولاد، مس و آلومینیوم، سایر فلزات» و «مواد شیمیایی و دارویی» و کمترین میزان کاهش تولید و اشتغال در فعالیت‌های «چرم و کفش» و «مبلمان، سایر مصنوعات و تعمیر و نصب ماشین‌آلات» و «تولید تجهیزات برقی» اتفاق می‌افتد. همچنین با اعمال مالیات بر سوخت، بیشترین افزایش سطح قیمت در فعالیت پالایشگاه و غیر پالایشگاه و کمترین افزایش سطح قیمت در فعالیت تولید پوشاک وجود دارد. درنهایت، اجرای مالیات بر سوخت برای کاهش میزان مصرف سوخت و کاهش میزان انتشار کربن سوخت‌های بنزین، نفت سفید، نفت گاز، نفت کوره و گاز کارآمدتر از مالیات بر کربن است. مالیات بر کربن با کاهش میزان مصرف انرژی در فعالیت‌ها، باعث ایجاد انگیزه برای نوآوری در تکنولوژی تولید و درنتیجه استفاده از سوخت‌هایی با آلایندگی کمتر خواهد شد. همچنین زمینه استفاده از انرژی‌های پاک نیز با مالیات بر کربن، با وجود تسهیلات دولتی، برای بخش صنعت فراهم خواهد شد.

خدابخشی و روستایی (۱۴۰۱) به بررسی آثار رفاهی وضع مالیات غیرمستقیم بر دهک‌های مختلف درآمدی در ایران با رویکرد الگوی اقتصادسنجی تعادل عمومی قابل محاسبه با روش ماتریس حسابداری اجتماعی در دو سناریو برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ نشان داده‌اند مالیات غیرمستقیم باعث کاهش رفاه خانوارهای با درآمد پایین می‌شود؛ اما در سناریوی دوم باعث افزایش رفاه خانوارهای فقیر و کاهش رفاه خانوارهای ثروتمند می‌شود. همچنین تولید ناخالص داخلی در سناریوی اول نسبت به سناریوی دوم از مقدار بیشتری برخوردار بوده است. در این مطالعه، سیاست‌گذاری مالیاتی با استفاده از یک سیستم مالیاتی یکپارچه که بتواند کارایی و عدالت اقتصادی را تأمین نماید، پیشنهاد می‌شود.

بزازان و کرباسی وایقان (۱۴۰۱) به مطالعه اثر توزیعی وضع مالیات بر کربن در ایران با استفاده از رویکرد ضریب فزاینده طرف عرضه و تحلیل مسیر ساختاری در چارچوب ماتریس حسابداری اجتماعی پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان داده است که در بین بخش‌های اقتصادی، برق به علت مصرف بالای فرآورده‌های نفتی بیشترین مالیات را می‌پردازد و خانوارها به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم، از وضع مالیات آسیب می‌بینند و بخش‌های خدمات، کشاورزی و مواد غذایی به‌صورت غیرمستقیم بر شاخص هزینه زندگی خانوارها نقش بسزایی دارند.

بزازان و سماواتی (۱۳۹۹) در پژوهشی با هدف مطالعه آثار توزیعی مالیات بر دی‌اکسید کربن بر درآمد خانوارهای شهری و روستایی به کمک مدل داده ستانده زیست‌محیطی بیان کرده‌اند که در صورت اعمال مالیات بر دی‌اکسید کربن، نابرابری در شهرها گسترده‌تر و در روستاها افزایش نمی‌یابد.

دهقان بنادکوکی و نصراللهی (۱۳۹۹)، برای محاسبه انتشار آلاینده دی‌اکسید کربن در استان یزد، با استفاده از روش سهم مکانی خاص صنعتی، میزان مصرف انرژی و ضرایب انتشار، میزان انتشار مستقیم و غیرمستقیم آلاینده دی‌اکسید کربن و اثر کل آلایندگی را برای هر بخش اقتصادی محاسبه کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهند بخش‌های «ساخت محصولات کانی غیرفلزی»، «ساخت فلزات اساسی» و «ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای و ساخت مواد و محصولات شیمیایی» بیشترین میزان انتشار آلایندگی را داشته‌اند. همچنین آلایندگی غیرمستقیم، سهم بیشتری از کل آلایندگی منتشرشده در استان را به خود اختصاص داده است. می‌توان بیان کرد افزایش روند آلایندگی، ناشی از مصرف انرژی ناشی از تولید کالاها و خدمات استان یزد هستند.

عباس زاده و عباس زاده (۱۳۹۹)، با طراحی یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه و با استفاده از آخرین ماتریس حسابداری اجتماعی که مربوط به سال ۱۳۹۰ است، نشان داده‌اند که وضع مالیات بر کربن، کاهش انتشار دی‌اکسیدکربن و کاهش تولید ناخالص داخلی را به همراه دارد.

ستوده نیا کرانی و همکاران (۱۳۹۹)، به بررسی اثر وضع مالیات سبز بر مصرف انرژی‌های فسیلی (نفت گاز، بنزین و گاز طبیعی)، انتشار گازهای گلخانه‌ای و رفاه اجتماعی در ایران با مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که همراه با افزایش نرخ وضع مالیات سبز، اگر یک شوک مثبت بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، از روند افزایش مصرف نفت گاز، گاز طبیعی و بنزین کاسته می‌شود.

جهانگرد و همکاران (۱۳۹۸)، با اعمال مالیات‌های زیست‌محیطی شامل مالیات بر کربن و مالیات بر قیمت انرژی، نشان داده‌اند هر دو نوع مالیات باعث کاهش انتشار می‌شود؛ اما مالیات بر کربن با اخذ مقادیر کمتر مالیات به ازای مقدار یکسان کاهش انتشار، از مالیات بر قیمت انرژی کاراتر است.

دودابی نژاد و همکاران (۱۳۹۸)، برای بررسی فرضیه مزیت مضاعف، با استفاده از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه به این نتیجه رسیده‌اند که فرم ضعیف فرضیه مزیت مضاعف تأیید می‌شود؛ یعنی کاهش مالیات‌های اختلال‌زا آثار رفاهی بهتری از بازگرداندن یک‌جای مالیات‌های اختلال‌زا دارد. ضمناً سیاست کاهش مالیات بر نیروی کار، بهترین آثار رفاهی و کارایی را به همراه دارد.

جباری و فیروزه (۱۳۹۶) با استفاده از روش تعادل عمومی قابل محاسبه آثار رفاهی و زیست‌محیطی سیاست مالیات سبز را بررسی و تغییرات رفاه، میزان تولید و تغییرات آلاینده دی‌اکسید کربن را برای سال ۲۰۱۵ در ایران ارزیابی کرده‌اند. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که با وضع مالیات بر بخش‌های آلاینده، تغییرات رفاه مثبت است و میزان آن با افزایش نرخ مالیات افزایش می‌یابد، اما تولید کاهش یافته است.

پیشینه خارجی

جیو و همکاران[1] (۲۰۱۲) با استفاده از یک الگوی داده ستانده چند منطقه‌ای برای تجزیه‌وتحلیل انتشار دی‌اکسید کربن چین در تجارت بین‌المللی و بین استان‌ها از منظر استانی، نتیجه گرفتند منطقه‌های شرقی در چین با بیشترین میزان انتشار مستقیم دی‌اکسید کربن، سهم مهمی در کاهش انتشار دی‌اکسید کربن دارا هستند و بخش‌های مرکزی و غربی نیاز به سیاست‌های حمایتی برای جلوگیری از انتشارات بالا دارند.

روچی و همکاران[2] (۲۰۱۴) برای ارزیابی تأثیر مالیات انرژی بر قیمت‌ها در بخش‌های مختلف ۲۷ کشور اتحادیه اروپا از مدل داده ستانده چند منطقه‌ای استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داده‌اند رژیم جدید مالیات بر انرژی از نظر اثرگذاری بر قیمت‌ها، هزینه اقتصادی کمی را ایجاد می‌کند و برای حفظ انگیزه‌های اقتصادی، نیاز به بهبود عملکرد بازار انتشار یا اعمال مالیات کربن در این بخش‌ها وجود دارد.

ماردونز و فلورز[3] (۲۰۱۷) اثر مالیات بر محیط زیست را بر کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای در شیلی با استفاده از الگوی زیست‌محیطی مدل قیمتی لئونتیف تحلیل کرده‌اند. نتایج نشان داده است که برای رسیدن به هدف کاهش انتشار دی‌اکسید کربن با استفاده از سیاست‌های مالیاتی، مالیات باید ۲۰ برابر بیشتر از میزان فعلی خود در بخش برق شود.

لین و جیا[4] (۲۰۱۸) با مدل‌سازی اثر مالیات بر کربن بر مصرف انرژی در منازل چین با استفاده از روش داده ستانده، نشان داد که مالیات بر کربن می‌تواند مصرف انرژی در منازل را کاهش دهد.

چیو و همکاران[5] (۲۰۱۹) با مطالعه اثر مالیات بر کربن با استفاده از روش داده ستانده، بر رشد اقتصادی و انتشار گازهای گلخانه‌ای در یک منطقه مشخص (پکن) نشان داده‌اند که رشد قیمت‌ها خیلی اثرگذار نیست و بخش برق در پکن بیشترین سهم را در رشد قیمت تقریباً تمام بخش‌های پکن دارد.

حسینی و همکاران[6] (۲۰۱۹) در با بررسی اثر مالیات بر کربن بر حمل‌ونقل عمومی در مالزی با استفاده از روش داده ستانده، نشان داده‌اند که مالیات بر کربن می‌تواند ترغیب‌کننده برای استفاده بیشتر از حمل‌ونقل عمومی و کاهش استفاده از خودروهای شخصی باشد.

1. Guo *et al.*
2. Rocchi *et al.*
3. Mardones & Flores
4. Lin & Jia
5. Xue *et al.*
6. Husaini *et al.*

حق‌شناس و همکاران[1] (۲۰۲۲) در پژوهش خود با تحلیل اثر مالیات بر کربن بر اشتغال در کشورهای منطقه منا با استفاده از روش داده ستانده، نشان داده‌اند که مالیات بر کربن ممکن است منجر به ایجاد شغل‌های جدید و توسعه صنایع سبز در منطقه شود.

گاریدزیرای[2] (۲۰۲۰) در پژوهش خود با مقایسه اثرات زیست‌محیطی دو سیاست مالیاتی، یعنی مالیات بر کربن و انرژی برای آفریقای جنوبی، بیان کرده است که مالیات بر کربن از مالیات بر انرژی مؤثرتر است و باعث افزایش رفاه خانوارها می‌شود. علاوه بر این به یک رابطه خطی بین مالیات بر کربن و کاهش انتشار گاز دی‌اکسید کربن اشاره کرده است.

ما و همکاران[3] (۲۰۲۲)، برای کاهش انتشار کربن در چین، به بررسی اثرات اقتصادی و زیست‌محیطی چهار مدل احتمالی نرخ مالیات کربن صنعتی تحت محدودیت‌های شدت کربن از سال ۲۰۲۱ تا ۲۰۳۰ با استفاده یک مدل بهینه‌سازی داده ستانده پویا پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که مدل نرخ مالیات پویا منجر به نوسانات بیشتری در رشد تولید ناخالص داخلی نسبت به سایر مدل‌های مالیاتی می‌شود. آن‌ها با مقایسه تأثیرات چهار مدل نرخ مالیات دریافتند که مالیات کربن بهینه صنعتی برای چین یک نرخ مالیات ثابت اما متفاوت است؛ در بخش‌های انرژی‌بر ۷۵ ین در تن و سایر بخش‌ها ۵۰ ین بر تن.

ناکانو و واشیزو[4] (۲۰۲۲)، با یک مدل قیمت تعادلی بر اساس جدول داده ستانده سال ۲۰۱۵، تأثیر وضع مالیات بر کربن بر قیمت بخش صنعت در ژاپن را ارزیابی کرده‌اند. اصلاح مالیات در بخش نفت و زغال‌سنگ اثرات نسبتاً زیادی بر افزایش قیمت‌ها در بخش‌های انرژی‌بر و تبدیل انرژی نشان داده است؛ به همین دلیل آن‌ها نتیجه گرفته‌اند که اصلاح مالیات مربوط به انرژی می‌تواند باعث حرکت به سمت فن‌آوری‌های صرفه‌جویی در انرژی و فن‌آوری‌های کربن‌زدایی، هم در بخش حمل‌ونقل و هم در طیف وسیع‌تری از بخش‌ها و همچنین اصلاح ناعادلانه بار مالیاتی بین بخش‌ها شود.

چن و همکاران[5] (۲۰۲۲)، تأثیر مالیات کربن را بر اثر بازگشتی دی‌اکسید کربن و رفاه خانوارهای شهری چینی با استفاده از یک مدل داده ستانده مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نرخ مالیات ۷/۷۵ دلار به ازای هر تن دی‌اکسید کربن می‌تواند اثر بازگشتی دی‌اکسید کربن ساکنان شهری را ۱۴ تا ۵۷ درصد کاهش دهد. این نرخ مالیات همچنین منجر به افزایش بین ۰/۶۵ تا ۱/۹ درصد در کل هزینه خانوارهای شهری خواهد شد.

کی و ژولی[6] (۲۰۲۳) با استفاده از مالیات کربن ۲۰۰ دلار در هر تن در قالب مدل‌سازی داده ستانده برای بررسی اثرات قیمتی و درآمدی مالیات کربن نشان داده‌اند که صنایعی مانند کشاورزی، استخراج، حمل‌ونقل، برق و مواد شیمیایی، ممکن است افزایش قیمتی را در حدود ۱۰ تا ۳۰ درصد تجربه کنند. سایر صنایع نیز افزایش قیمت را تجربه خواهند کرد، اما به میزان کمتر.

1. Haghshenas *et al.*
2. Garidzirai
3. Ma *et al.*
4. Nakano & Washizu
5. Chen *et al.*
6. Kay & Jolley

با مروری بر مطالعات خارجی و داخلی صورت گرفته، مشخص می‌شود وضع مالیات بر کربن و مشتقات آن نظیر دی‌اکسید کربن در جهان از اهمیت بالایی برخوردار بوده و ایران نیز از نظر شاخص‌های محیط‌زیستی و مصرف انرژی دارای جایگاه مطلوبی نیست؛ بنابراین اعمال مالیات بر کربن می‌تواند از یک‌سو باعث کاهش مصرف بی‌ملاحظه انرژی در کشور شده و از سویی دیگر از انتشار گازهای آلاینده و تبعات اثرات منفی اقتصادی و اجتماعی آن بر جامعه جلوگیری کند. ازآنجایی‌که دی‌اکسید کربن، ناشی از سوخت انواع انرژی فسیلی است و فعالیت‌های اقتصادی از آن برای تولید کالاها و خدمات خود استفاده می‌کنند، لذا رویکرد داده ستانده قادر است نقش و اثرات وضع مالیات بر آن را به خوبی نشان دهد. لازم به ذکر است در این حوزه مطالعات بسیاری با رویکردهای متفاوتی انجام شده است که ضرورت بررسی این موضوع را نشان می‌دهد. در این راستا مطالعه حاضر، نقش و جایگاه مالیات بر کربن را بر اساس شاخص‌های پیوندی با استفاده از جدول داده ستانده سال ۱۳۹۵ که اخیراً توسط مرکز آمار ایران منتشر شده است، بررسی می‌نماید که تاکنون چنین مطالعه‌ای انجام نشده است. در این تحقیق مالیات بر کربن شامل نفت خام، گاز طبیعی، صنایع تولید فرآورده‌های نفتی، سایر فرآورده‌های نفتی و کوره کک، برق و گاز است. لذا تلاش بر آن است تا با تحلیل و بررسی اثرات وضع مالیات، سیاست‌گذاران را در اعمال هر چه بهتر این نوع مالیات، یاری رساند.

روش پژوهش

۱. ماهیت جدول داده ستانده

بدون ورود به جزئیات فنی، جدول داده ستانده نشان‌دهنده‌ی جریان کالاها و خدمات بین فعالیت های مختلف در اقتصاد ملی است؛ درواقع حالت گسترده‌تری از حساب‌های ملی است که جریان مبادله بین فعالیت‌های اقتصادی را نشان می‌دهد. لذا در نگاه اول، جدول داده ستانده یک تصویر آماری از وضعیت اقتصاد در یک سال معین است. لازم به ذکر است که به دلیل عدم امکان استفاده از ارقام فیزیکی، تمامی ارقام این جدول برحسب واحد پولی بیان می‌گردد. در حالت کلی، اقتصاد را به n بخش تقسیم کرده و جریان دادوستد بین این بخش‌ها به‌صورت جدول نشان داده می‌شود. سطرهای این جدول نشان‌دهنده چگونگی توزیع محصولات بین بخش‌های مختلف است. به‌عنوان مثال سطر اول نشان می‌دهد که کل تقاضا برای محصولات بخش ۱ برابر با z_1 ریال است که x_i ریال آن به بخش‌های تولیدی (تقاضای واسطه‌ای) و f_i ریال آن به بخش مصرف‌کنندگان نهایی (تقاضای نهایی) اختصاص می‌یابد. لذا برای بخش i ام رابطه زیر تعریف می‌شود (اکنر و هنری[1] (۱۰۷۵):

$$z_i = x_i + f_i \quad ; \quad i = 1,2, \dots, n \qquad (۱)$$

که x_i و f_i برابرند با:

1. O'Connor & Henry

$$x_i = x_{i1} + x_{i2} + \cdots + x_{in} = \sum_{j=1}^{n} x_{ij} \qquad (۲)$$

$$f_i = c_i + g_i + i_i + e_i + iv_i$$

که x_{ij} بیانگر خرید کالاهای واسطه‌ای به‌وسیله بخش j از i یا فروش بخش i به j می‌باشد. c_i مخارج مصرفی خانوارها، g_i مخارج مصرفی دولت، i_i سرمایه‌گذاری، e_i صادرات و iv_i تغییر در موجودی انبار را نشان می‌دهد. بدیهی است که حاصل جمع هزینه واسطه‌ای و ارزش افزوده با ارزش تولید کل برابر است؛ بنابراین برای بخش jام (ستون jام) روابط زیر برقرار است:

$$x_j = x_{\cdot j} + v_j \quad j = 1,2,\dots,n \qquad (۳)$$

x_j ارزش تولید کل، $x_{\cdot j}$ هزینه‌های واسطه‌ای و v_j ارزش افزوده بخش j ام هستند؛ بنابراین کل پرداختی‌های بخش jام به دو دسته تقسیم می‌شوند که یکی پرداختی بابت محصولات واسطه‌ای و دیگری پرداختی بابت عوامل تولید اولیه یا ارزش افزوده است. از طرف دیگر $x_{\cdot j}$ و v_j برابرند با:

$$\sum_{i=1}^{n} x_{ij} \quad j = 1,2,\dots,n \;, \qquad x_{\cdot j} = x_{1j} + x_{2j} + \cdots + x_{nj} \qquad (۴)$$

$$v_j = w_j + r_j \quad j = 1,2,\dots,n$$

رابطه دوم نشان می‌دهد که ارزش افزوده برابر با پرداختی به نیروی کار (w_j) و پرداختی به سایر عوامل (r_j) است. همچنین عرضه کل محصولات بخش j ام برابر با تولید کل به‌علاوه واردات است.

$$z_j = x_j + m_j \qquad (۵)$$

توجه شود که m_j نشان‌دهنده خرید بخش jام از واردات نیست؛ بلکه بیانگر واردات محصولاتی است که از نوع محصولات تولیدی بخش jام است. در یک جدول داده ستانده برای هر بخش، جمع سطری و ستونی برابرند؛ به‌عبارت‌دیگر عرضه کل و تقاضای کل برای هر بخش برابر است.

(۶) واردات + ارزش افزوده + هزینه واسطه‌ای = جمع عناصر ستون ۱ = عرضه کل محصولات بخش ۱

$$x_{\cdot 1} + v_1 + m_1 = z_1$$

$$\text{عرضه کل محصولات بخش } 1 = \text{تقاضای کل محصولات بخش } 1 \rightarrow x_{10} + f_1 = x_{\cdot 1} + v_1 + m_1 \qquad (۷)$$

از طرف دیگر چون جمع هزینه‌های واسطه‌ای و ارزش افزوده با تولید کل (x_1) برابر است، لذا $x_1 = x_{.1} + v_1$ می‌باشد و سپس رابطه $x_{10} + f_1 = x_1 + m_1$ برای بخش iام عبارت است از (میلر و بلر[1]، ۱۹۸۵):

$$x_i = x_{i.} + f_i - m_i = \sum_{j=1}^{n} x_{ij} + f_i - m_i \qquad (۸)$$

فرمول‌بندی جدول داده ستانده

جدول داده ستانده یک تکنیک آماری است که تحلیل‌های آماری مورد نظر را در چارچوب تئوری تعادل عمومی ارائه می‌دهد. داده ستانده درواقع انطباق نظریه تعادل عمومی به بررسی آماری وابستگی‌های کمی میان فعالیت‌های اقتصاد است. این وابستگی‌ها به‌صورت مجموعه‌ای از معادلات خطی بیان می‌شود. جدول داده ستانده به‌عنوان یکی از ابزارهای برنامه‌ریزی که بیانگر وابستگی فعالیت‌های اقتصادی با یکدیگر است، در برنامه‌ریزی اقتصادی اهمیت زیادی دارد.

بر اساس تحلیل داده ستانده، فرآیند تولید در هر بخش به‌وسیله برداری از ضرایب ساختاری نشان داده می‌شود که بیان‌کننده رابطه بین نهاده جذب‌شده و ستانده تولیدشده است.

کل ستانده (تولید) بخش X_i، i می‌تواند برای تقاضای واسطه و تقاضای نهایی مورد استفاده قرار گیرد، براین اساس معادله ستانده یا تراز تولیدی به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$X = X_{ij} + Y \qquad (۹)$$

که در آن عنصر X_{ij} تولید بخش i است که به‌عنوان نهاده در بخش j جهت تولید ستانده آن بخش فروخته می‌شود و Y کل تقاضای نهایی برای بخش i است که شامل تقاضا برای مصرف خانوارها، دولت، سرمایه‌گذاری و صادرات است. بنا به فرض تابع تولید خطی فعالیت‌ها اگر a_{ij} را ماتریس ضرایب فنی بنامیم می‌توان رابطه $X_{ij}=a_{ij}X_j$ تعریف کرد.

با جایگذاری آن در رابطه (۹) خواهیم داشت:

$$X = AX + Y \qquad (۱۰)$$

$$X = (I - A)^{-1} \times Y \qquad (۱۱)$$

که در آن I ماتریس واحد، A ماتریس ضرایب فنی، Y بردار تقاضای نهایی و X بردار تولید کل است. رابطه فوق رابطه اصلی مدل داده ستانده است و ماتریس معکوس لئونتیف $(I - A)^{-1}$ (ماتریس ضرایب فزاینده تولید) نامیده می‌شود. ماتریس معکوس لئونتیف بیانگر نیازهای واسطه‌ای مستقیم و غیرمستقیم هر بخش از تولیدات سایر بخش‌های اقتصاد را نشان می‌دهد (میلر و بلر، ۲۰۰۹).

1. Miller & Blair

$(I - A)^{-1}$ رکن اصلی تحلیل‌های داده ستانده را تشکیل می‌دهد؛ زیرا این ماتریس اثر افزایش یک واحد تقاضای نهایی بخشی را بر روی تولیدات بخشی نشان می‌دهد. با چنین ماتریسی می‌توان وابستگی متقابل تکنولوژیکی نظام تولیدی را تعیین کرده و ستانده موردنیاز برای تأمین افزایش مصرف نهایی را که بخشی از تقاضای نهایی خالص است، مشخص کرد. به‌این‌ترتیب تعیین سطحی از ستانده که برای تراز سطوح مختلف تقاضای نهایی درخواست شده موردنیاز است و همچنین چگونگی تغییر سطوح ستانده برای تراز این تغییرات در تقاضای نهایی امکان‌پذیر خواهد بود.

مدل داده ستانده زیست‌محیطی

از تجزیه‌وتحلیل داده ستانده زیست‌محیطی بسط یافته (EEIO)[1] در حسابداری زیست‌محیطی به‌عنوان ابزاری که نشان‌دهنده ساختار تولید و مصرف در یک یا چند اقتصاد است، استفاده می‌شود. این روش تحلیلی یک روش ساده و قوی برای ارزیابی ارتباط بین فعالیت‌های اقتصادی و اثرات زیست‌محیطی و ارزیابی اثرات زیست‌محیطی مندرج در کالاها و خدمات که بین کشورها مبادله می‌شود را فراهم می‌کند. از الگوی EEIO می‌توان برای معرفی محرکه‌های اقتصادی اثرات زیست‌محیطی از جمله: انتشار آلاینده‌ها، تخریب یا برداشت از منابع طبیعی و از دست رفتن تنوع زیستی استفاده کرد. درواقع استفاده بیشتر از الگوی EEIO می‌تواند به محققان و سیاست‌گذاران برای اندازه‌گیری میزان اثربخشی سیاست‌های گسترش تقاضا بر انتشار آلاینده کمک کند و به‌طور بالقوه محرکه‌های نهایی تخریب محیط‌زیست را کاهش دهد.

در این بخش به توضیح مدل عمومی داده ستانده زیست‌محیطی که در مطالعه حاضر مورد استفاده قرار گرفته است، پرداخته می‌شود. در این مدل فرض می‌شود که فعالیت‌های تولیدی یک نوع آلاینده ایجاد می‌کنند. بر این اساس می‌توان در مدل عمومی داده ستانده زیست‌محیطی با لحاظ کردن آلاینده‌ها که با n فعالیت متقابل اقتصادی متناسب است، ماتریس تولید آلاینده‌ها یا ماتریس اثرات مستقیم آلایندگی را معرفی کرد که می‌توان آن را با ماتریس E نشان داد. E یک ماتریس (k×n) است که در آن k انواع آلاینده‌ها و n تعداد فعالیت‌های اقتصادی است. هر یک از عناصر این ماتریس بیانگر میزان آلایندگی نوع k است که توسط بخش j ام ایجاد شده است. حال اگر ماتریس ضرایب آلایندگی را با e نشان دهیم، در آن صورت هر یک از عناصر آن نشان‌دهنده میزان آلودگی نوع k است که برای تولید یک واحد تولید بخش jام ایجاد می‌شود و رابطه e و E به‌صورت زیر است. در این مطالعه صرفاً یک آلاینده CO_2 را در نظر می‌گیریم.

$$E_j = e_j \times X_j \qquad (۱۲)$$

همان‌طورکه گفته شد، در الگوی لئونتیف $X= (I-A)^{-1}\times Y$ است. با جایگزینی در معادله فوق داریم

$$E = e \times (I - A)^{-1} \times Y \qquad (۱۳)$$

1. Environmental Extended Input-Output

E سطح آلایندگی کل را نشان می‌دهد و تابعی از تقاضای نهایی است؛ به‌طوری‌که میزان آلودگی به تولید فعالیت‌های اقتصادی وابسته شده که به‌طور مستقیم و غیرمستقیم درصدد پاسخگویی به تقاضای نهایی است. این رابطه پیوند تقاضای نهایی تولید و ایجاد آلایندگی را نشان می‌دهد؛ درنتیجه می‌توان گفت که با افزایش تقاضای نهایی میزان انتشار مستقیم و غیرمستقیم آلاینده توسط تولیدکنندگان افزایش می‌یابد.

اکنون برای محاسبه میزان انتشار مستقیم و غیرمستقیم CO_2 هر بخش به ازای هر واحد تولید، از اطلاعات انتشارات دی‌اکسید کربن توسط بخش‌ها استفاده می‌شود. رابطه زیر انتشار مستقیم دی‌اکسید کربن توسط هر بخش به ازای هر واحد تولید را نشان می‌دهد.

$$e_j = \frac{E_j}{X_j} \qquad (۱۴)$$

E_j= میزان انتشار CO_2 توسط هر بخش، X_j= میزان ستانده هر بخش و e_j= میزان انتشار مستقیم آلاینده CO_2 است.

در ادامه ماتریس قطری از ضرایب مستقیم را ایجاد کرده و با استفاده از ماتریس معکوس لئونتیف اثر کل مستقیم و غیرمستقیم آلایندگی بخش‌ها را محاسبه کرده و آن را با M_j نشان می‌دهیم بنابراین اثر کل آلایندگی برابر است با:

$$M_j = \hat{e} \times (I - A)^{-1} \qquad (۱۵)$$

این بخش به معنای آن است که هر بخش به ازای افزایش تقاضای نهایی به میزان یک واحد، چه قدر آلودگی ایجاد می‌کند. در این تحقیق فرض می‌شود که فقط یک آلاینده (CO_2) توسط تولیدکنندگان ایجاد می‌شود که بر اساس واحدهای فیزیکی چون گرم، کیلو، تن و... بیان می‌شود و بار دیگر تولیدکنندگان و خانوار به‌عنوان عاملان انتشار گاز CO_2 در نظر گرفته می‌شوند (میلر و بلر[1]، ۲۰۰۹).

نرخ مالیات با توجه به هزینه خارجی که در ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۵ ذکر شده است، ۸۰ هزار ریال به ازای هر تن انتشار گاز دی‌اکسید کربن است.

برای به دست آوردن اثر مالیاتی باید تغییرات قیمت درنتیجه اعمال مالیات را بر هزینه تولید بخش‌ها لحاظ کنیم. هر ستون از ماتریس داده ستانده همراه با ارزش افزوده آن، هزینه‌های یک تولیدکننده را نشان می‌دهد. این اصل ازآنجا ناشی می‌شود که قیمت هر محصول را می‌توان از طریق قیمت داده (داده‌های واسطه و داده‌های اولیه) به کار رفته در تولید آن محصول به دست آورد. ابتدا نرخ مالیات را در میزان دی‌اکسید کربن منتشرشده در بخش‌های تولیدی ضرب کرده و سپس آن را به ارزش افزوده می‌افزاییم. تفاوت ارزش افزوده قبل از اعمال مالیات و بعد از اعمال مالیات را به‌صورت زیر به دست می‌آوریم.

P بردار قیمت و V بردار ارزش افزوده و ΔV تغییرات ارزش افزوده است.

1. Miller & Blair

$$P= \hat{A}P+V \quad (۱۶)$$

در این مرحله باید تغییرات قیمت ناشی از اعمال مالیات را محاسبه کنیم. تغییرات قیمت ناشی از اعمال مالیات به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\Delta P = (I -\hat{A}) \text{-}1\ \Delta V \quad (۱۷)$$

$$V_A^T = V_B^T + M_j \times T \quad (۱۸)$$

$$\Delta V = \frac{V_A^T - V_B^T}{V_B^T}$$

که در آن V_A^T ارزش افزوده بعد از اعمال مالیات است و V_B^T ارزش افزوده قبل از اعمال مالیات است. M_j میزان دی‌اکسید کربن منتشرشده در بخش‌های اقتصادی و T نرخ مالیات است.

تحلیل نتایج

۱. پایه های آماری جدول داده ستانده سال ۱۳۹۵

در این بخش قبل از ورود به بحث اصلی (معرفی شاخص‌های مورد استفاده در این تحقیق) به معرفی جدول داده ستانده سال ۱۳۹۵ که در این تحقیق استفاده می‌شود، پرداخته می‌شود.

الف. معرفی جدول داده ستانده سال ۱۳۹۵

استفاده از جداول سال گذشته به دلیل قدیمی بودن ضرایب فنی و تغییر شرایط اقتصادی، مناسب به نظر نمی‌رسد. در این مطالعه از آخرین جدول غیرآماری مربوط به سال ۱۳۹۵ که توسط مرکز آمار ایران تهیه شده است، استفاده می‌شود.

جدول داده ستانده سال ۱۳۹۵ به روش غیرآماری و با استفاده از ضرایب فنی جدول داده ستانده سال ۱۳۸۵ محاسبه شده است. در این جدول تعداد ۴۰ بخش یا فعالیت اقتصادی منتخب در نظر گرفته شده است که این فعالیت‌ها منطبق با طبقه‌بندی بین‌المللی و استاندارد فعالیت‌های اقتصادی (ISIC)[1] هستند. البته به دلیل اینکه صادرات ایران به دو گروه صادرات نفت و گاز و صادرات کالاهای غیرنفتی تقسیم می‌شود و فعالیت‌های خدماتی سهم بسیار ناچیزی در صادرات ایفا می‌کنند، بخش‌های خدماتی به شکل کلی‌تر در یکدیگر ادغام شده‌اند. از سوی دیگر در طبقه‌بندی صنایع کارگاهی نیز به دلیل گستردگی بیشتر تعداد فعالیت‌های اقتصادی از ویرایش سوم ISIC استفاده شده است.

حاشیه‌های جدول داده ستانده سال ۱۳۹۵ با استفاده از آخرین آمار و اطلاعات موجود به دست آمده است که دربرگیرنده دو گروه از اجزاء تقاضای نهایی و اجزای عرضه کل است و در مجموع بخش‌های اقتصادی جدول داده ستانده سال ۱۳۹۵ شامل بخش‌های ذیل است:

1. International Standard Industrial Classification of All Economic Activities

۱- زراعت ۲- دام‌پروری و شکار ۳- جنگل‌داری ۴- ماهی‌گیری ۵- نفت خام و گاز طبیعی ۶- معدن ۷- صنایع تولید مواد غذایی و آشامیدنی‌ها ۸- صنایع تولید سیگار، توتون و تنباکو ۹- صنایع تولید منسوجات ۱۰- صنایع تولید پوشاک ۱۱- صنایع تولید چرم و محصولات چرمی ۱۲- صنایع تولید چوب و محصولات ۱۳- ساخت مبلمان ۱۴- صنایع تولید کاغذ و محصولات کاغذی ۱۵- صنایع تولید مواد و محصولات شیمیایی ۱۶- صنایع تولید فرآورده‌های نفتی ۱۷- سایر فرآورده‌های نفتی و کوره کک ۱۸- صنایع تولید محصولات لاستیکی و پلاستیکی ۱۹- صنایع تولید محصولات معدنی غیرفلزی ۲۰- صنایع تولید فلزات اساسی۲۱- محصولات فلزی فابریکی به‌جز ماشین‌آلات ۲۲- صنایع تولید ماشین‌آلات و تجهیزات ۲۳- صنایع تولید ماشین‌آلات مولد و انتقال‌دهنده برق ۲۴- صنایع تولید وسایل نقلیه موتوری ۲۵- صنایع تولید رادیو، تلویزیون و وسایل ارتباطی ۲۶- صنایع تولید سایر تجهیزات و وسایل حمل‌ونقل ۲۷- سایر محصولات صنعتی ۲۸- برق ۲۹- گاز ۳۰- آب ۳۱- ساختمان ۳۲- حمل‌ونقل و انبارداری ۳۳- ارتباطات ۳۴- بازرگانی ۳۵- رستوران و هتل‌ها ۳۶- خدمات مالی ۳۷- خدمات بیمه ۳۸- خدمات مستغلات، کرایه و فعالیت‌های کسب‌وکار ۳۹- خدمات اجتماعی شخصی و خانگی ۴۰- خدمات عمومی

سایر بخش‌های جدول داده ستانده سال ۱۳۹۵ به‌صورت ذیل است:

ب. اجزاء تقاضای نهایی

در جدول داده ستانده سال ۱۳۹۵، تقاضای نهایی شامل هزینه‌های مصرفی خصوصی، هزینه‌های مصرفی دولتی، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، تغییر در موجودی انبار و صادرات است.

در زمینه مخارج مصرفی بخش خصوصی که شامل هزینه‌های مصرفی خانوار و هزینه‌های مؤسسات غیرانتفاعی در خدمت خانوارها می‌شود، از نتایج بررسی آماری بودجه خانوار مرکز آمار ایران و اداره آمار اقتصادی بانک مرکزی استفاده شده است.

در ارتباط با مخارج مصرفی دولت، آمار و اطلاعات مندرج در قانون بودجه ایران و اطلاعات جدول داده ستانده سال ۱۳۸۵ مورد بررسی و محاسبه شده است. تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و تغییر در موجودی انبار نیز پس از بررسی آمار حساب‌های ملی و نیز آمار مندرج در سالنامه آماری مرکز آمار ایران، محاسبه شده‌اند و بالاخره در مورد صادرات از دو گروه منبع آماری استفاده شده است؛ برای صادرات نفت و گاز، آمار صادرات حساب‌های ملی به‌طور مستقیم به کار گرفته شده است و در مورد صادرات کالاهای غیرنفتی نیز ارقام سالنامه آمار بازرگانی خارجی به‌عنوان منبع آماری مستقیم در نظر گرفته شده است.

ج. اجزاء عرضه کل

در این بخش از جدول داده ستانده، عرضه کل شامل هزینه واسطه، ارزش افزوده، واردات، خالص مالیات بر محصولات داخلی و خارجی است.

آمار مربوط به هزینه واسطه و ارزش افزوده فعالیت‌های مختلف اقتصادی، از حساب‌های ملی ایران استخراج گردیده است. البته به دلیل استفاده از ویرایش دوم ISIC در طبقه‌بندی فعالیت‌ها در حساب‌های

ملی، محاسبه متغیرهای مذکور برحسب طبقه‌بندی ویرایش سوم امری ضروری گردید. این کار بر مبنای سایر اطلاعات و آمار موجود همچون ارزش داده‌ها و ستانده‌های فعالیت‌های کارگاه‌های صنعتی، نتایج بررسی کارگاه‌های بزرگ صنعتی کشور و آمار حساب‌های ملی، ارزش افزوده و هزینه واسطه کارگاه‌های صنعتی مطابق با طبقه‌بندی منتخب در جدول محاسبه شده است.

در زمینه واردات از ارقام مندرج در سالنامه آمار بازرگانی خارجی در سال ۱۳۹۵ استفاده شده است. این ارقام پس از تعدیل بر مبنای نرخ ارز موزونی که در حساب‌های ملی ایران جهت محاسبه واردات به کار گرفته می‌شوند، تعدیل و برحسب بخش‌های مختلف اقتصادی طبقه‌بندی شده است.

خالص مالیات بر محصول و واردات را می‌توان به دو گروه خالص مالیات بر محصولات داخلی و خالص مالیات بر واردات تقسیم کرد. آمار و اطلاعات موردنیاز در زمینه خالص مالیات بر محصولات داخلی از طریق ارقام قطعی بودجه، صورت‌های مالی سازمان حمایت تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان و نیز حساب عملکرد شهرداری‌های کشور قابل استخراج است. در مورد خالص مالیات بر واردات نیز ارقام مربوط به حقوق گمرکی و سود بازرگانی از گمرک دریافت شده است و با طبقه‌بندی آن‌ها برحسب کدهای CPC [1] و ISIC، خالص مالیات بر واردات در هریک از بخش‌های اقتصادی محاسبه شده است.

ماهیت انرژی در اقتصاد، تأمین نیازهای مصرفی بخش خانوارها و نیز تأمین‌کننده انرژی به‌عنوان نهاده تولیدی برای بخش‌های اقتصادی است. درک این‌گونه ارتباطات در قالب یک مدل مشخص بر اساس روابط نهاده ستانده‌ای که در جداول داده ستانده متجلی می‌شود، امکان‌پذیر است. در یک جدول داده ستانده متعارف می‌توان روابط مذکور را در قالب تأمین نهاده (پیوند پسین) و تولید محصول (پیوند پیشین) ملاحظه کرده و مورد بررسی قرار داد. در این تحقیق به‌منظور بررسی جایگاه مالیات بر کربن در اقتصاد ایران، از جدول داده ستانده سال ۱۳۹۵ استفاده شده است و نتایج تحقیق به‌صورت زیر ارایه می‌شود.

جایگاه مالیات بر کربن در اقتصاد ایران

در جدول داده ستانده سال ۱۳۹۵، مالیات بر کربن شامل نفت خام و گاز طبیعی، فرآورده‌های نفتی و گاز و برق می‌شود.

با هم‌فزونی جدول چهل بخشی داده ستانده سال ۱۳۹۵ و تبدیل آن به شش بخش کشاورزی، انرژی، صنعت، آب، ساختمان و خدمات می‌توان جایگاه مالیات بر کربن را به شکل مشخصی در اقتصاد ایران بررسی نمود. بر این اساس در این بخش به بررسی ترکیب هزینه تولید بخش‌های اقتصادی، مصرف محصولات و تقاضای نهایی از انرژی پرداخته می‌شود.

ترکیب هزینه تولید بخش‌های اقتصادی ایران در سال ۱۳۹۵ در جدول (۱) به نمایش درآمده است. همان‌طورکه ملاحظه می‌شود، در بخش کشاورزی ۸۳ درصد از نهاده‌های تولید این بخش از خود بخش تأمین می‌شود و مالیات بر کربن نقش اندکی در تأمین نهاده‌های بخش کشاورزی دارد.

1. Central Product Classification

در مالیات بر کربن به ترتیب صنعت و خدمات در تأمین نهاده‌های تولید اهمیت به سزایی دارد. مشابه این وضعیت در سایر بخش‌های اقتصادی مشاهده می‌شود. همان‌طور که در جدول (۱) ملاحظه می‌شود، مالیات بر کربن به ترتیب ۰/۵۲ درصد در بخش کشاورزی، ۲۳/۹ درصد در مالیات بر کربن، ۲/۴ درصد در بخش صنعت، ۵/۴ درصد در بخش آب، ۱/۱ درصد در بخش ساختمان و ۸/۹ درصد در بخش خدمات ترکیب هزینه‌ای بخش‌های اقتصادی را تشکیل می‌دهند و درنتیجه مالیات بر کربن نقش اندکی در تأمین نهاده بخش‌های اقتصادی دارد.

در خصوص میزان مصرف فرآورده‌های این بخش در اقتصاد، نتایج بررسی در جدول (۲) ارائه شده است. همان‌طور که در جدول ملاحظه می‌شود فرآورده‌های این بخش عمدتاً در بخش خدمات و درون مالیات بر کربن مصرف می‌شود و در سایر بخش‌ها مصرف کمتری دارد.

جدول ۱. ترکیب هزینه تولید بخش‌های اقتصادی ایران در سال ۱۳۹۵ (درصد)

بخش / بخش	کشاورزی	انرژی	صنعت-انرژی	آب	ساختمان	خدمات
کشاورزی	۸۳/۵	۳/۴	۲۰/۸	۰/۰۱	۰	۷/۵
انرژی	۰/۵۲	۲۳/۹	۲/۴	۵/۴	۱/۱	۸/۹
صنعت-انرژی	۴/۸	۳۵/۴	۵۲/۸	۴۸/۴	۵۹/۱	۳۷/۷
آب	۱/۳	۰/۸۶	۰/۱۴	۰	۰	۰/۳۸
ساختمان	۰/۰۱	۶/۳	۰/۷	۶/۴	۰	۲/۴
خدمات	۹/۹۷	۳۰/۱۴	۲۳/۱۶	۳۹/۷۹	۳۹/۸	۴۳/۱۲
جمع کل	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۲. ترکیب مصرفی محصول بخش‌های اقتصادی ایران در سال ۱۳۹۵ (درصد)

بخش / بخش	کشاورزی	انرژی	صنعت- انرژی	آب	ساختمان	خدمات	جمع
کشاورزی	۴۶/۱	۰/۹۳	۴۲/۴	۰	۰	۱۰/۵۷	۱۰۰
انرژی	۱/۲	۲۵/۹	۱۹/۲	۰/۶۶	۳/۳	۴۹/۷۴	۱۰۰
صنعت-انرژی	۱/۲	۴/۴	۴۹/۵	۰/۶۸	۱۹/۹	۲۴/۳۲	۱۰۰
آب	۴۱/۸	۱۳	۱۵/۷	۰	۰	۲۹/۵۰	۱۰۰
ساختمان	۰/۱۶	۲۵/۹	۲۱/۳	۲/۹	۰	۴۹/۷۴	۱۰۰
خدمات	۳/۶	۵/۴	۳۱/۲	۰/۷۹	۱۹/۲	۳۹/۹۱	۱۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

ترکیب هزینه‌های مصرفی واسطه‌ای کل و نهایی در جدول داده ستانده سال ۱۳۹۵ نشان می‌دهد که مالیات بر کربن عمدتاً نقش مهمی در ترکیب هزینه‌های مصرفی نهایی دارد و یا به تعبیر دیگر، در تقاضای نهایی اقتصاد نقش عمده‌ای را ایفا می‌کند که این موضوع ناشی از صادرات بخش عمده‌ای از این فرآورده‌ها است.

همان‌طورکه در جدول (۳) ملاحظه می‌شود، حدود ۶۲ درصد از ترکیب مصارف نهایی در این بخش صادر می‌شود. ازاین‌رو مالیات بر کربن نقش واسطه‌ای کمتری را در اقتصاد بر عهده دارد.

جدول ۳. ترکیب تقاضای نهایی در اقتصاد ایران (درصد)

تقاضای نهایی / بخش	هزینه‌های مصرفی خصوصی	هزینه‌های مصرفی دولتی	تشکیل سرمایه	صادرات
کشاورزی	۱۸/۲	۰	۰/۱	۶/۲
انرژی	۶/۶	۰/۰۵	۰/۱	۶۲/۳
صنعت	۳۳/۸	۰/۰۵	۵۳/۲	۲۵
آب	۰/۵۹	۰	۰	۰
ساختمان	۰/۰۱	۰	۳۸/۴	۰
خدمات	۴۰/۸	۹۹/۹	۸/۲	۶/۵

منبع: محاسبات پژوهش

بررسی پیوندهای پسین و پیشین کلی مالیات بر کربن در اقتصاد ایران

بر اساس نتایج تحقیق که در جدول (۴) ملاحظه می‌شود، اندازه کمی پیوندهای پسین و پیشین کلی مالیات بر کربن در بخش انرژی، بیش از واحد بوده و درنتیجه نشان‌دهنده پیوند مناسب این بخش با اقتصاد ایران است. در این خصوص، در پیوند پسین چنانچه تقاضای نهایی در اثر مالیات بر کربن یک واحد افزایش یابد، سایر بخش‌های اقتصادی فعالانه در تأمین نیاز این بخش عمل نموده و از طرفی چنانچه یک واحد تقاضای نهایی در همه بخش‌های اقتصادی افزایش یابد، مالیات بر کربن نیز به این افزایش تقاضا پاسخ مناسبی خواهد داد.

با وجود پیوند مناسب مالیات بر کربن در بخش انرژی در اقتصاد ایران، این بخش در میان سایر بخش‌های اقتصادی در زمینه پیوندهای پسین و پیشین از جایگاه مناسبی برخوردار نیست. در این خصوص در پیوند پسین کلی بخش ساختمان از اهمیت خاصی برخوردار بوده و مالیات بر کربن پس از بخش صنعت و معدن و آب و کشاورزی و خدمات در رتبه ششم قرار گرفته است (نمودار ۱)، وجود تکنولوژی در سطح بالا در مالیات بر کربن و شکل‌گیری نامناسب منابع تأمین‌کننده نهاده‌های مالیات بر کربن (صنایع پایین‌دستی) را می‌توان از دلایل این ضعف ارتباطی برشمرد.

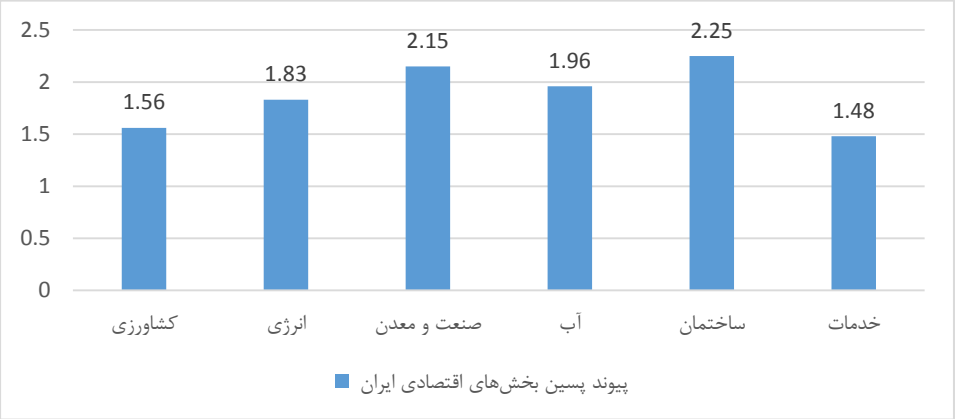
در زمینه پیوند پیشین نیز این وضعیت مشاهده می‌شود؛ به‌طوری‌که بخش انرژی در رتبه پنجم قرار دارد (نمودار ۲). بر اساس جدول داده ستانده سال ۱۳۹۵، مجموع تقاضای نهایی و واسطه مالیات بر کربن معادل ۳۶۲،۶۴۷،۹۸۵ میلیون ریال بوده که هشتاد و پنج درصد این رقم صرف تقاضای نهایی می‌شود؛ از

این رو صرفاً پانزده درصد این رقم در تقاضای واسطه به ایفای نقش می‌پردازد؛ بنابراین این نشان از ضعف این بخش در خصوص ارتباط پیشین با سایر بخش‌های اقتصادی است.

جدول ۴. اندازه کمی پیوند پسین و پیشین کلی در اقتصاد ایران

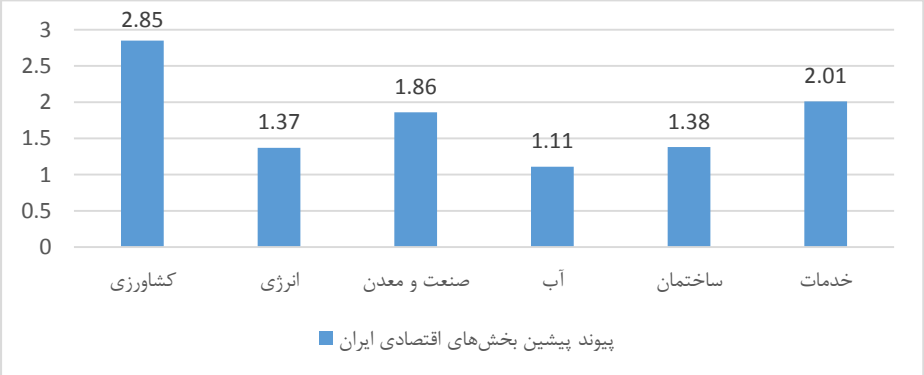
شرح	کشاورزی	انرژی	صنعت و معدن	آب	ساختمان	خدمات
پیوند پسین	۱/۵۶	۱/۸۳	۲/۱۵	۱/۹۶	۲/۲۵	۱/۴۸
پیوند پیشین	۲/۸۵	۱/۳۷	۱/۸۶	۱/۱۱	۱/۳۸	۲/۰۱

منبع: محاسبات پژوهش



نمودار ۱. پیوند پسین بخش‌های اقتصادی ایران

منبع: محاسبات پژوهش



نمودار ۲. پیوند پیشین بخش‌های اقتصادی ایران

منبع: محاسبات پژوهش

در ترکیب بخش انرژی، پیوند مستحکمی بین اجزای این بخش با سایر بخش‌های اقتصادی دیده می‌شود. مستحکم‌ترین ارتباط مربوط به بخش برق بوده و ضعیف‌ترین ارتباط مربوط به بخش نفت خام و گاز طبیعی است (جدول۵).

جدول ۵. شاخص‌های پیوندی پسین و پیشین کلی در میان بخش‌های اقتصادی ایران

کد	فعالیت اقتصادی	پیوند پسین	رتبه	پیوند پیشین	رتبه
۵	نفت خام و گاز طبیعی	۱/۰۵	۴۰	۱/۱۳	۳۲
۱۶	صنایع تولید فرآورده‌های نفتی	۱/۷۵	۲۶	۱/۷۶	۱۸
۱۷	سایر فرآورده‌های نفتی و کوره کک	۲/۱۶	۱۷	۱/۱۴	۳۰
۲۸	برق	۲/۳۲	۴	۱/۷۷	۱۷
۲۹	گاز	۱/۸۷	۲۴	۱/۰۵	۳۸
۱	زراعت	۱/۴	۳۵	۶/۰۷	۱
۲	دام‌پروری و شکار	۱/۵۷	۳۱	۲/۳۳	۹
۳	جنگلداری	۲/۱۴	۱۸	۱/۹۶	۱۳
۴	ماهیگیری	۱/۱۴	۳۸	۱/۰۴	۳۹
۶	معدن	۱/۵۸	۳۰	۱/۳۴	۲۴
۷	صنایع تولید مواد غذایی و آشامیدنی‌ها	۲/۳۳	۱۲	۲/۸۳	۶
۸	صنایع تولید سیگار، توتون و تنباکو	۱/۵۵	۳۲	۱	۴۰
۹	صنایع تولید منسوجات	۲/۲۷	۸	۳/۸۷	۳
۱۰	صنایع تولید پوشاک	۲/۳۷	۲	۱/۰۷	۳۶
۱۱	صنایع تولید چرم و محصولات چرمی	۲/۳۳	۳	۱/۵۹	۱۹
۱۲	صنایع تولید چوب و محصولات چوبی	۲/۲۱	۱۴	۱/۳۳	۲۵
۱۳	ساخت مبلمان	۲/۱۸	۱۶	۱/۰۸	۳۵
۱۴	صنایع تولید کاغذ و محصولات کاغذی	۲/۳۸	۱	۲/۷۸	۷
۱۵	صنایع تولید مواد و محصولات شیمیایی	۲/۰۵	۲۱	۳/۴۵	۴
۱۸	صنایع تولید محصولات لاستیکی و پلاستیکی	۲/۲۲	۱۳	۱/۵۲	۲۱
۱۹	صنایع تولید محصولات معدنی غیرفلزی	۱/۸۹	۲۳	۱/۵۸	۲۰
۲۰	صنایع تولید فلزات اساسی	۲/۱۳	۱۹	۲/۵۹	۸
۲۱	محصولات فلزی فابریکی به‌جز ماشین‌آلات	۲/۰۸	۲۰	۱/۸۲	۱۶
۲۲	صنایع تولید ماشین‌آلات و تجهیزات	۲/۲۹	۶	۱/۸۴	۱۴
۲۳	صنایع تولید ماشین‌آلات مولد و انتقال‌دهنده برق	۲/۰۲	۱۵	۲/۰۵	۱۰
۲۴	صنایع تولید وسایل نقلیه موتوری	۲/۳۱	۵	۱/۰۳	۲۶

کد	فعالیت اقتصادی	پیوند پسین	رتبه	پیوند پیشین	رتبه
۲۵	صنایع تولید رادیو، تلویزیون و وسایل ارتباطی	۲/۲۶	۹	۱/۱۳	۳۱
۲۶	صنایع تولید سایر تجهیزات و وسایل حمل‌ونقل	۲/۲۴	۱۱	۱/۱۵	۲۹
۲۷	سایر محصولات صنعتی	۲/۲۸	۷	۱/۸۳	۱۵
۳۰	آب	۱/۹۶	۲۲	۱/۱۱	۳۴
۳۱	ساختمان	۲/۲۵	۱۰	۱/۳۸	۲۳
۳۲	حمل‌ونقل و انبارداری	۱/۷۸	۲۵	۳/۴۳	۵
۳۳	ارتباطات	۱/۶۳	۲۸	۱/۱۸	۲۸
۳۴	بازرگانی	۱/۳۵	۳۶	۴/۷۷	۲
۳۵	رستوران‌ها و هتل‌ها	۱/۰۶	۲۹	۱/۱۹	۲۷
۳۶	خدمات مالی	۱/۰۷	۲۷	۱/۴۱	۲۲
۳۷	خدمات بیمه	۱/۲۵	۳۷	۱/۰۶	۳۷
۳۸	خدمات مستغلات کرایه و فعالیت‌های کسب‌وکار	۱/۰۹	۳۹	۱/۹۷	۱۲
۳۹	خدمات اجتماعی شخصی و خانگی	۱/۵۱	۳۳	۱/۹۸	۱۱
۴۰	خدمات عمومی	۱/۴۲	۳۴	۱/۱۲	۳۳

منبع: محاسبات پژوهش

مطابق جدول (۵)، اجزا بخش انرژی از جایگاه مناسبی در ارتباطات پسین و پیشین در میان چهل بخش اقتصادی برخوردار نمی‌باشند. در این خصوص بخش نفت خام و گاز طبیعی در زمینه پیوند پسین رتبه آخر را به خود اختصاص داده است. این ضعف عمدتاً ناشی از صنایع پایین‌دستی است که در حمایت از نیازهای این بخش گسترش نیافته‌اند، اما بخش برق جایگاه مناسبی در پیوند پسین در میان بخش‌های اقتصادی ایران دارد. گستردگی این بخش و لزوم تأمین نهاده آن منجر به ایجاد طیف وسیعی از صنایع گشته که در این زمینه کمک نمایند. در خصوص صنایع تولید و فرآورده‌های نفتی، وضعیتی مشابه نفت خام و گاز طبیعی مشاهده می‌شود.

در پیوند پیشین، برق و سایر فرآورده‌های نفتی و کوره کک در میان بیست بخش اول قرار گرفته‌اند، اما سایر بخش‌های انرژی در ردیف ده بخش آخر تقسیم‌بندی اقتصادی جدول داده ستانده سال ۱۳۹۵ قرار دارند. این موضوع مرتبط با حداقل بودن تقاضای واسطه در بخش اخیر در اقتصاد ایران است.

همان‌طورکه در جدول (۶) ملاحظه می‌شود، در خصوص تقاضای واسطه، بخش برق رتبه نخست را به خود اختصاص داده است و این بدین معنی است که عمده تولیدات در جهت تأمین نیازهای سایر بخش‌ها قرار می‌گیرد.

بخش سایر فرآورده‌های نفتی و کوره کک در رتبه بعدی قرار دارند. اما بیشترین تقاضای نهایی مربوط به بخش نفت خام و گاز طبیعی است، درنتیجه پیوند پیشین ضعیفی در کل اقتصاد ایران ایجاد نموده است. این موضوع درنتیجه حجم عمده صادرات نفت خام و گاز طبیعی است که اصطلاحاً خام‌فروشی نفت و گاز طبیعی صورت می‌گیرد و درنتیجه تبدیل به مصارف موردنیاز بخش‌های اقتصادی نمی‌گردد.

جدول ۶. تقاضای واسطه و نهایی اجزا مالیات بر کربن

شرح	نفت خام و گاز طبیعی	صنایع تولید فرآورده‌های نفتی	سایر فرآورده‌های نفتی و کوره کک	برق	گاز
تقاضای واسطه	۲	۳۷	۷۳	۷۸	۳۳
تقاضای نهایی	۹۸	۶۳	۲۷	۲۲	۶۷

منبع: محاسبات پژوهش

بررسی شاخص انتشار و حساسیت مالیات بر کربن در اقتصاد ایران

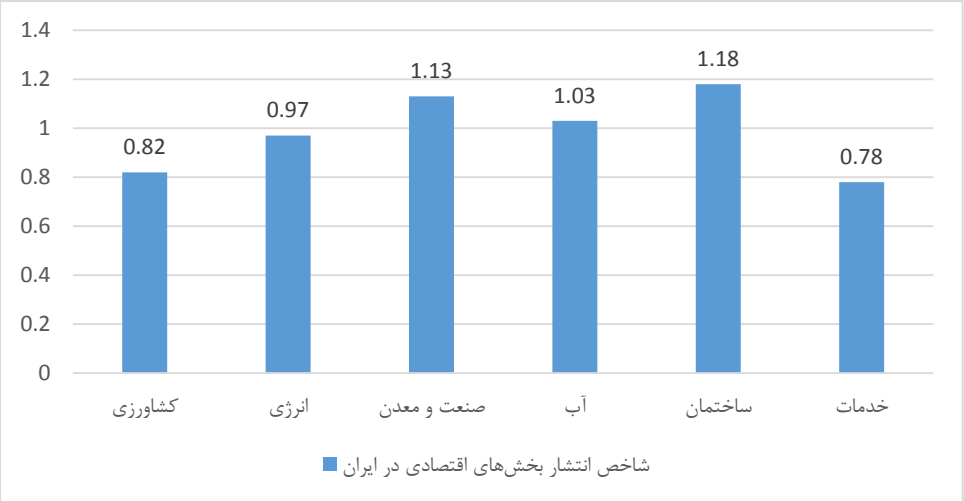
شاخص‌های انتشار و حساسیت در حقیقت شاخص‌های پیوندی پسین و پیشین کلی است که نسبت به متوسط کل اقتصاد سنجیده می‌شود. این شاخص‌ها به ترتیب قابلیت ایجاد تحرک اقتصادی و پاسخگویی به تقاضای نهایی کل بخش‌های اقتصاد توسط یک بخش اقتصادی را نشان می‌دهند؛ بدین معنی که میزان توانایی یک بخش اقتصادی در تحرک و توسعه کل اقتصاد را معرفی می‌نماید. براین اساس، چنانچه شاخص‌های انتشار و حساسیت یک بخش اقتصادی بیش از واحد باشد به منزله کلیدی بودن بخش مذکور تلقی می‌شود.

همان‌طورکه در جدول (۷) ملاحظه می‌شود، شاخص‌های انتشار و حساسیت در اثر مالیات بر کربن در بخش انرژی، کمتر از واحد بوده و درنتیجه توانایی لازم در ایجاد تحرک و پاسخگویی در افزایش تقاضای نهایی اقتصاد کشور را ندارد. در این خصوص بر اساس شاخص انتشار، بخش انرژی در رتبه چهارم ایجاد تحرک اقتصادی در اقتصاد ملی قرار دارد و در زمینه شاخص حساسیت ،این رتبه تنزل یافته و در رتبه پنجم قرار گرفته است (نمودارهای ۳ و ۴). با وجود وابستگی به درآمدهای نفتی و اساساً بخش انرژی، این بخش از قابلیت ایجاد تحرک و توسعه اقتصادی برخوردار است و نشان از ضعف در سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی در این بخش و توسعه بخش‌های مرتبط با آن است.

جدول ۷. اندازه کمی شاخص‌های انتشار و حساسیت

شرح	کشاورزی	انرژی	صنعت و معدن	آب	ساختمان	خدمات
انتشار	۰/۸۲	۰/۹۷	۱/۱۳	۱/۰۳	۱/۱۸	۰/۷۸
حساسیت	۱/۵۰	۰/۷۲	۰/۹۸	۰/۵۸	۰/۷۳	۱/۰۶

منبع: محاسبات پژوهش



نمودار ۳. شاخص انتشار بخش‌های اقتصادی در ایران

منبع: محاسبات پژوهش

نمودار ۴. شاخص حساسیت بخش‌های اقتصادی در ایران

منبع: محاسبات پژوهش

در ترکیب بخش انرژی، بخش برق و سایر فرآورده‌های نفتی و کوره کک قابلیت تحرک اقتصادی را دارند، اما در خصوص حساسیت در پاسخگویی به تقاضای کل اقتصاد، توانایی لازم در هیچ یک از اجزاء بخش انرژی مشاهده نمی‌شود (جدول ۸).

جدول ۸. شاخص انتشار و حساسیت در چهل بخش اقتصادی ایران

کد	فعالیت اقتصادی	انتشار	رتبه	حساسیت	رتبه
۵	نفت خام و گاز طبیعی	۰/۵۵۴	۴۰	۰/۵۹۸	۳۰
۱۶	صنایع تولید فرآورده‌های نفتی	۰/۹۲۲	۲۶	۰/۹۲۷	۱۸
۱۷	سایر فرآورده‌های نفتی و کوره کک	۱/۱۳۹	۱۷	۰/۵۹۴	۳۲
۲۸	برق	۱/۲۲۲	۳	۰/۹۲۹	۱۷
۲۹	گاز	۰/۹۸۷	۲۴	۰/۵۵۱	۳۸
۱	زراعت	۰/۷۳۷	۳۵	۳/۱۹۶	۱
۲	دام‌پروری و شکار	۰/۸۲۵	۳۱	۱/۲۲۵	۹
۳	جنگلداری	۱/۱۲۸	۱۸	۱/۰۳۴	۱۳
۴	ماهیگیری	۰/۶۰۱	۳۸	۰/۵۴۹	۳۹
۶	معدن	۰/۸۳	۳۰	۰/۷۰۵	۲۴
۷	صنایع تولید مواد غذایی و آشامیدنی‌ها	۱/۴۹۱	۱۳	۱/۱۶۷	۶
۸	صنایع تولید سیگار، توتون و تنباکو	۰/۸۱۳	۳۲	۰/۵۲۷	۴۰
۹	صنایع تولید منسوجات	۱/۱۹۲	۹	۲/۰۳۷	۳
۱۰	صنایع تولید پوشاک	۱/۲۴۵	۲	۰/۵۵۶	۳۷
۱۱	صنایع تولید چرم و محصولات چرمی	۱/۲۲۶	۴	۰/۸۳۸	۱۹
۱۲	صنایع تولید چوب و محصولات چوبی	۱/۱۵۹	۱۵	۰/۷	۲۵
۱۳	ساخت مبلمان	۱/۱۵	۱۶	۰/۵۶۸	۳۵
۱۴	صنایع تولید کاغذ و محصولات کاغذی	۱/۲۵۵	۱	۱/۴۶۲	۷
۱۵	صنایع تولید مواد و محصولات شیمیایی	۱/۰۸۱	۲۱	۱/۸۱۶	۴
۱۸	صنایع تولید محصولات لاستیکی و پلاستیکی	۱/۱۶۸	۱۲	۰/۷۹۹	۲۱
۱۹	صنایع تولید محصولات معدنی غیرفلزی	۰/۹۹۴	۲۳	۰/۸۲۹	۲۰
۲۰	صنایع تولید فلزات اساسی	۱/۱۲	۱۹	۱/۳۶۴	۸
۲۱	محصولات فلزی فابریکی به‌جز ماشین‌آلات	۱/۰۹۴	۲۰	۰/۹۵۷	۱۶
۲۲	صنایع تولید ماشین‌آلات و تجهیزات	۱/۱۹۶	۷	۰/۹۶۶	۱۴
۲۳	صنایع تولید ماشین‌آلات مولد و انتقال‌دهنده برق	۱/۱۶	۱۴	۱/۰۸	۱۰

منبع: محاسبات پژوهش

بررسی تأثیرگذاری و تأثیرپذیری مالیات بر کربن

همان‌طورکه در جدول (۹) ملاحظه می‌شود، با تغییر تقاضای نهایی در اثر مالیات بر کربن در بخش انرژی، عمده تولیدات در درون بخش انرژی ایجاد می‌شود و تمامی اجزای بخش انرژی یا به تعبیری همان اجزای مالیات بر کربن، فعالانه در تأمین نیازهای این بخش اقدام می‌نمایند که به مفهوم تأثیرپذیری بخش انرژی از مالیات بر کربن و درنتیجه تغییر تقاضای نهایی در اثر مالیات بر کربن است و این موضوع به علت بیش از واحد بودن اندازه کمی رابطه اقتصادی در درون تمامی اجزاء بخش انرژی است؛ اما در خصوص

تأثیرگذاری مالیات بر کربن و بالتبع بخش انرژی بر سایر بخش‌ها و درنتیجه رابطه با مالیات بر کربن و بالتبع بخش انرژی، شاهد عملکرد ضعیفی هستیم. در این زمینه رابطه سایر بخش‌های اقتصادی با اجزا بخش انرژی کمتر از واحد است.

بیشترین رابطه در درون بخش انرژی و هم‌چنین بیشترین رابطه سایر بخش‌های اقتصادی با اجزاء بخش انرژی مرتبط با بخش برق بوده است.

جدول ۹. تغییر تقاضای نهایی بخش انرژی و میزان پاسخگویی بخش انرژی و تأثیرگذاری بر سایر بخش‌های اقتصادی

شرح	نفت خام و گاز طبیعی	صنایع تولید فرآورده‌های نفتی	سایر فرآورده‌های نفتی و کوره کک	برق	گاز
رابطه در درون بخش انرژی (اجزای مالیات بر کربن)	۱/۰۰۲	۱/۱۰۲	۱/۲۰۲	۱/۳۳۹	۱/۱۲۹
رابطه سایر بخش‌های اقتصادی با بخش انرژی(اجزای مالیات بر کربن)	۰/۰۵۱	۰/۶۳۴	۰/۹۴	۰/۹۵۸	۰/۷۱۸

منبع: محاسبات پژوهش

اما چنانچه تقاضای نهایی سایر بخش‌های اقتصادی تغییر نماید، عمده تولیدات توسط خود این بخش‌ها صورت می‌پذیرد و این موضوع به جهت بیش از واحد بودن رابطه‌های درونی سایر بخش‌های اقتصادی است.

همان‌طورکه در جدول (۱۰) ملاحظه می‌شود، ارتباط بخش انرژی یا اجزای مالیات بر کربن با سایر بخش‌های اقتصادی و به تعبیری تأثیرپذیری بخش انرژی و اجزای آن ناچیز است. کوچک‌تر از واحد بودن اندازه رابطه‌های بخش انرژی با سایر بخش‌های اقتصادی نشان‌دهنده این امر است.

جدول ۱۰. تغییر تقاضای نهایی سایر بخش اقتصادی و میزان پاسخگویی اجزا سایر بخش‌های اقتصادی و تأثیرپذیر از اجزای مالیات بر کربن (یا بخش انرژی)

شرح	رابطه در درون سایر بخش‌های اقتصادی	رابطه بخش انرژی (یا اجزای مالیات کربن) با سایر بخش‌های اقتصادی
زراعت	۱/۳۸۹	۰/۰۰۴
دام‌پروری و شکار	۱/۵۵۹	۰/۰۰۳
جنگلداری	۲/۰۴۴	۰/۰۷۵
ماهیگیری	۱/۱۲۵	۰/۰۰۵
معدن	۱/۵۲۹	۰/۰۳۴

شرح	رابطه در درون سایر بخش‌های اقتصادی	رابطه بخش انرژی (یا اجزای مالیات کربن) با سایر بخش‌های اقتصادی
صنایع تولید مواد غذایی و آشامیدنی‌ها	۲/۱۸۱	۰/۰۰۹
صنایع تولید سیگار، توتون و تنباکو	۱/۵۱۵	۰/۰۰۴
صنایع تولید منسوجات	۲/۲۲۵	۰/۰۱۳
صنایع تولید پوشا	۲/۲۹۶	۰/۰۱۵
صنایع تولید چرم و محصولات چرمی	۲/۲۷۸	۰/۰۱۴
صنایع تولید چوب و محصولات چوبی	۲/۱۱۲	۰/۰۵۱
ساخت مبلمان	۲/۱۳۱	۰/۰۲۸
صنایع تولید کاغذ و محصولات کاغذی	۲/۲۸۷	۰/۰۴۰
صنایع تولید مواد و محصولات شیمیایی	۱/۹۰۰	۰/۰۳۳
صنایع تولید محصولات لاستیکی و پلاستیکی	۲/۱۱۹	۰/۰۳۱
صنایع تولید محصولات معدنی غیرفلزی	۱/۷۷۷	۰/۰۷۹
صنایع تولید فلزات اساسی	۲/۰۴۲	۰/۰۴۶
محصولات فلزی فابریکی به‌جز ماشین‌آلات	۱/۹۹۷	۰/۰۳۲
صنایع تولید ماشین‌آلات و تجهیزات	۲/۱۸۴	۰/۰۳۵
صنایع تولید ماشین‌آلات مولد و انتقال‌دهنده برق	۲/۰۸۶	۰/۰۳۳
صنایع تولید وسایل نقلیه موتوری	۲/۲۲۹	۰/۰۳۸
صنایع تولید رادیو، تلویزیون و وسایل ارتباطی	۲/۱۶۷	۰/۰۲۶
صنایع تولید سایر تجهیزات و وسایل حمل‌ونقل	۲/۱۸۵	۰/۰۴۱
سایر محصولات صنعتی	۲/۰۴۶	۰/۰۲۱
آب	۱/۸۵۷	۰/۰۴۹
ساختمان	۲/۱۷۰	۰/۰۴۶
حمل‌ونقل و انبارداری	۱/۶۶۶	۰/۰۷۷
ارتباطات	۱/۵۶۶	۰/۰۲۸
بازرگانی	۱/۲۷۰	۰/۰۳۲

شرح	رابطه در درون سایر بخش‌های اقتصادی	رابطه بخش انرژی (یا اجزای مالیات کربن) با سایر بخش‌های اقتصادی
رستوران و هتل‌ها	۱/۵۷۳	۰/۰۱۶
خدمات مالی	۱/۶۱۸	۰/۰۱۳
خدمات بیمه	۱/۲۱۱	۰/۰۰۵
خدمات مستغلات کرایه و فعالیت‌های کسب‌وکار	۱/۰۸۴	۰/۰۰۴
خدمات اجتماعی شخصی و خانگی	۱/۴۴۴	۰/۰۲۶
خدمات عمومی	۱/۳۹۸	۰/۰۱۶

منبع: محاسبات پژوهش

بحث و نتیجه‌گیری

همان‌طورکه ملاحظه شد در این تحقیق، نقش و جایگاه مالیات بر کربن بر اساس شاخص‌های پیوندی و با استفاده از روش نوین «استخراج فرضی» مورد بررسی قرار گرفت. در این تحقیق مالیات بر کربن شامل نفت خام، گاز طبیعی، صنایع تولید فرآورده‌های نفتی، سایر فرآورده‌های نفتی و کوره کک، برق و گاز است.

بر اساس نتایج حاصل از شاخص‌های پیوندی کلی، مالیات بر کربن در بخش انرژی، پیوند مناسبی با اقتصاد ایران دارد اما در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصادی از جایگاه مناسبی برخوردار نیست.

در خصوص ارتباطات پیشین، حجم عمده‌ای از تقاضای محصولات بخش انرژی در اثر مالیات کربن، صرف تقاضای نهایی شده و درنتیجه پیوند پیشین ضعیفی در ارتباط با کل اقتصاد دیده می‌شود.

در خصوص شاخص‌های انتشار و حساسیت که در شناسایی میزان توانمندی بخش اقتصادی در ایجاد تحرک اقتصادی و پاسخگویی به تقاضای نهایی کل اقتصاد استفاده می‌شود، در اثر مالیات بر کربن، بخش انرژی درمجموع از قابلیت ایجاد تحرک و توسعه اقتصادی در اقتصاد ملی برخوردار نیست. در ترکیب اجزای مالیات بر کربن یا همان اجزای بخش انرژی، بخش برق و سایر فرآورده‌های نفتی و کوره کک قابلیت تحرک اقتصادی دارند، اما در خصوص حساسیت در پاسخگویی به تقاضای کل اقتصاد، توانایی لازم در هیچ‌کدام از اجزاء مالیات بر کربن یا همان اجزای بخش انرژی مشاهده نمی‌شود.

تأثیرگذاری و تأثیرپذیری مالیات بر کربن در بخش انرژی در اقتصاد ایران، عملاً ناچیز بوده و بیشترین ارتباط مالیات بر کربن با بخش صنایع تولید محصولات معدنی غیرفلزی و کمترین ارتباط این بخش با بخش دام‌پروری و شکار است.

در دهه‌های اخیر رشد سریع فعالیت‌های صنعتی و شهرنشینی و افزایش مصرف انرژی، نقش مهمی را در اثرگذاری بر محیط زیست داخلی و تغییر آب‌وهوای جهانی ایفا کرده است. احتراق سوخت‌های فسیلی و مصرف فرآورده‌های نفتی و استفاده از تکنولوژی‌های فرسوده با کارایی پایین انرژی در بخش حمل‌ونقل

و فرآیندهای صنعتی و همچنین در نیروگاه‌های حرارتی، از عوامل عمده انتشار صورت گرفته در داخل محسوب می‌شوند. ازآنجاکه کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلاینده‌های اتمسفر، هدف مهم سیاست‌های انرژی و زیست‌محیطی جهان را تشکیل می‌دهند، بدین منظور پیشنهادهایی ارائه می‌شود تا بتوان دیدگاه وسیعی در مورد مقوله محتوای انتشار کربن و مفاهیم وابسته به آن کسب نمود و از آن در تصمیم‌گیری‌های کشور بهره برد:

۱. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که مالیات بر کربن در بخش انرژی دارای پیوند پسین ضعیفی با سایر بخش‌های اقتصادی است، لذا پیشنهاد می‌شود برای تأمین هر چه بیشتر نهاده‌های این بخش در داخل، سرمایه‌گذاری در بخش‌های تأمین‌کننده نهاده‌های انرژی صورت پذیرد.

۲. در اثر مالیات بر کربن، بخش انرژی دارای پیوند پیشین ضعیفی با سایر بخش‌های اقتصادی است، لذا پیشنهاد می‌گردد با شناسایی بخش‌های مصرف‌کننده محصولات بخش انرژی و سرمایه‌گذاری در این بخش‌ها به جای مصرف نهایی در مصارف واسطه به‌منظور تولید صورت پذیرد.

۳. همان‌طورکه نتایج تحقیق نشان می‌دهد، در اثر مالیات بر کربن، بخش انرژی، قابلیت تحرک و پاسخگویی به تقاضای نهایی کل بخش‌های اقتصادی را ندارد، لذا پیشنهاد می‌شود تا در سرمایه‌گذاری‌های آتی برای توسعه اقتصادی کشور موضوع ارتباط بخش انرژی با سایر بخش‌های اقتصادی مورد توجه قرار گیرد.

۴. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تأثیرگذاری و تأثیرپذیری در اثر مالیات بر کربن روی بخش انرژی در اقتصاد ایران ناچیز است، لذا پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی علت‌های این موضوع مورد بررسی قرار گیرد.

با توجه به مباحث بیان‌شده و با توجه به افزایش روزافزون انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشور و با توجه به روند فعالیت‌های توسعه‌ای، مدیریت بهینه منابع طبیعی و انرژی به‌ویژه در بخش‌های مذکور با تکیه بر اصول فنی و علمی ضروری به نظر می‌رسد. هم‌چنین پیشنهاد می‌شود با مدیریت درآمدهای حاصل از این مالیات‌ها، می‌توان هم برای خرید کالاهای با انرژی‌بری کمتر اما باکیفیت‌تر و هم به‌صورت یارانه کالایی و یا نقدی حمایت نمود.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد .
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند .
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد .
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

بزازان، فاطمه و کرباسی وایقان، شهلا. (۱۴۰۱). آثار قیمتی وضع مالیات بر دی اکسید کربن در مسیر توسعه پایدار. *تحلیل های اقتصادی توسعه ایران*، *۸*(۱)، ۱۹۸-۱۷۵.

بزازان، فاطمه و سماواتی، آیدا. (۱۳۹۹). آثار توزیعی مالیات بر دی اکسید کربن بر مخارج خانوارها در ایران–رویکرد داده ستانده زیست محیطی. *نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، *۷*(۱)، ۲۶۴-۲۳۹.

جباری، مرادخانی و غزال، فیروزه. (۱۳۹۶). بررسی اعمال مالیات سبز بر حامل‌های انرژی انتشار دهنده گاز دی‌اکسید کربن و منفعت مضاعف ناشی از آن در اقتصاد ایران. *اقتصاد و الگو سازی*، *۸*(۳۱)، ۱۲۵-۱۴۷.

جهانگرد، اسفندیار؛ بانویی، علی اصغر؛ برخورداری، سجاد؛ آماده، حمید، و دودابی نژاد، امیر. (۱۳۹۸). مقایسه آثار اقتصادی به کارگیری مالیات بر انتشار کربن و مالیات بر قیمت انرژی در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی قابل محاسبه. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، *۸*(۳۰)، ۹۲-۶۱.

خدابخشی، اکبر و روستایی، سعیده. (۱۴۰۱). مدل‌سازی آثار مالیات‌های غیرمستقیم بر رفاه دهک‌های درآمدی در ایران با کاربرد تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE). *مدلسازی اقتصادی*، *۱۶*(۵۹)، ۳۳-۵۰.

دهقان بنادکوکی، فرناز و نصراللهی، زهرا. (۱۳۹۹). اثر فعالیت‌های اقتصادی بر آلودگی در استان یزد: رویکرد داده ستانده منطقه‌ای. *اقتصاد شهری*، *۵*(۲)، ۱۳۴-۱۲۳.

دودابی نژاد، امیر؛ فریدزاد، علی؛ جهانگرد، اسفندیار؛ برخورداری، سجاد؛ بانوئی، علی اصغر و آماده، حمید. (۱۳۹۸). مزیت مضاعف با اعمال مالیات بر کربن در اقتصاد ایران: مدل تعادل عمومی قابل محاسبه. *پژوهش‌های سیاستگذاری و برنامه‌ریزی انرژی*، *۵*(۱۶)، ۳۱-۷.

ستوده نیا کرانی، سلمان؛ احمدی شادمهری، محمد طاهر؛ رزمی، محمدجواد و بهنامه، مهدی. (۱۳۹۹). بررسی اثر مالیات سبز بر مصرف انرژی و رفاه اجتماعی در ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE). *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۰(۴۰)، ۳۴-۱۵.

سید نژاد فهیم، سیدر ضا و اقدامی، اسماعیل. (۱۳۹۰). مالیات سبز در مسیر توسعه پایدار. *مجله اقتصادی*، *۱۱* (۳ و ۴)، ۱۰۰-۹۱.

شیخ پور، محبوبه؛ میرزایی، حمیدر ضا؛ نبی ئیان، صدیقه و زارع مهرجردی، محمد رضا. (۱۴۰۱). بررسی تأثیر مالیات کربن بر تولید و اشتغال و مقایسه آن با مالیات سوخت در بخش صنعت. *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*. انتشار آنلاین.

عباس زاده کرمجوان، سجاد، و عباس زاده، نصرت. (۱۳۹۹). ارزیابی اقتصادی سیاست مالیات کربن: کاربردی از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه. *پژوهش‌های سیاستگذاری و برنامه‌ریزی انرژی*، *۵*(۱۸)، ۳۷-۷.

مرکز آمار ایران. (۱۳۸۶). نتایج آمارگیری کارگاه‌های صنعتی۱تا ۹ نفر کارکن و ۱۰ نفر کارکن و بیشتر.
مرکز آمار ایران. جدول داده ستانده سال ۱۳۹۵.
مرکز پژوهش‌های مجلس. (۱۳۹۵). جدول داده- ستانده بهنگام شده.
موسسه مطالعات بین‌المللی انرژی. (۱۳۹۵). ترازنامه هیدروکربوری.
وزات نیرو. (۱۳۹۵). ترازنامه انرژی کشور.

References

Abbaszadeh, K. S; & Abbaszadeh, N. (2020). Economic assessment of carbon tax policy: applied computable general equilibrium model. *Journal of Energy Planning and Policy Research*, *6*(18), 7-37. (In Persian).

Bazazan, F; & Samavaty, A. (2020). Studying distribution effect of co2 taxation on Iranian household expenditure-input-output approach. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *7*(1), 239-264. (In Persian).

Bazzazan, F; & Karbasi Vayghan, S. (2022). Price Effects of Carbon Dioxide Tax on Development Path. *Iranian Economic Development Analyses*, *8*(1), 175-198. (In Persian).

Boulding, K. (1973). The economics of the coming spaceship earth. HE Daly Towards a steady state economy, San Francisco WH Freeman and Company.

Chang, N; & Han, C. (2020). Cost-push impact of taxing carbon in China: A price transmission perspective. *Journal of cleaner production*, *248*, 119194.

Chang, N; & Han, C. (2022). A hybrid instrument for China's post-2020 mitigation commitments: A sectoral coverage perspective. *Journal of Cleaner Production*, *332*, 130033.

Chen, Q; Zha, D; & Salman, M. (2022). The influence of carbon tax on CO2 rebound effect and welfare in Chinese households. *Energy Policy*, *168*, 113103.

De Bruin, K; & Yakut, A. M. (2019). The effects of an incremental increase in the Irish carbon tax towards 2030. ESRI Working Paper, No. 619.

Dehghan Benadkuki, F; & Nasrollahi, Z. (2020). The Effect of Industrial Activity Growth on Pollution in Yazd Province: a Regional Input-Output Approach. *Urban Economics*, *5*(2), 123-134. (In Persian).

Diluiso, F; Annicchiarico, B; Kalkuhl, M; & Minx, J. C. (2020). Climate actions and stranded assets: The role of financial regulation and monetary policy. CEIS Working Paper, No. 501.

Jahangard, E; Banooei, A. A; Faridzad, A; Barkhordari, S; Amadeh, H; & Doudabi Nezhad, A. (2019). The Double Dividend Hypothesis for Iran Economy: Modeling

Carbon Taxes with a CGE Model. *Journal of Energy Planning and Policy Research*, *5*(3), 7-31. (In Persian).

Ernst, A; Hinterlang, N; Mahle, A; & Stähler, N. (2022). Carbon pricing, border adjustment and climate clubs: An assessment with EMuSe. Deutsche Bundesbank Discussion Paper, No. 25/2022.

Garidzirai, R. (2020). Time series analysis of carbon dioxide emission, population, carbon tax and energy use in South Africa. *International Journal of Energy Economics and Policy*, *10*(5), 353-360.

Guo, J. E; Zhang, Z; & Meng, L. (2012). China's provincial CO2 emissions embodied in international and interprovincial trade. *Energy Policy*, *42*, 486-497.

Haghshenas, M; Moayedfar, R; Sharifi, A; & Farahmand, S. (2022). Economic-environmental consequences of reforming fossil fuel subsidies using RICE model in the MENA region countries by 2100 horizon. *Iranian Journal of Economic Studies*, *10*(2), 411-439.

Husaini, D. H; Puah, C. H; & Lean, H. H. (2019). Energy subsidy and oil price fluctuation, and price behavior in Malaysia: A time series analysis. *Energy*, *171*, 1000-1008.

Institute for International Energy Studies. (2015). hydrocarbon balance sheet. (In Persian).

Statistical Center of Iran. (2006), Industry Survey. (In Persian).

Statistical Center of Iran. Input-output table, 2015. (In Persian).

Jabbari, A; Moradkhani, N; & Ghazal, F. (2017). Investigating of Applying the Green Taxes on the Carbon Dioxide Emitter Energy Carriers and Its Double Dividend in Iran's Economy. *Journal of Economics and Modelling*, *8*(31), 125-147. (In Persian).

Jahangard, E; Banoe, A. A; Barkhordari, S; Amadeh, H; & doudabi nezhad, A. (2019). Comparison of Economic Effects of Carbon Taxes and Energy Taxes on Iran's Economy: A Computable General Equilibrium approach. *Iranian Energy Economics*, *8*(30), 61-92. (In Persian).

Kay, D; & Jolley, G. J. (2023). Using input–output models to estimate sectoral effects of carbon tax policy: Applications of the NGFS scenarios. *American Journal of Economics and Sociology*, *82*(3), 187-222.

Khodbakhshi, A; Roustaei, S. (2022). Modeling the effects of indirect taxes on the welfare of income deciles in Iran using computable general equilibrium (CGE). *Economic modeling*, *16*(59), 33-50. (In Persian).

Lin, B; & Jia, Z. (2018). The energy, environmental and economic impacts of carbon tax rate and taxation industry: A CGE based study in China. *Energy*, *159*, 558-568.

Liu, M; Chen, X; Zhang, M; Lv, X; Wang, H; Chen, Z; ... & Zhang, S. (2020). End-of-life passenger vehicles recycling decision system in China based on dynamic material flow analysis and life cycle assessment. *Waste Management*, *117*, 81-92.

Ma, N; Yin, G; Li, H; Sun, W; Wang, Z; Liu, G; & Xie, D. (2022). The optimal industrial carbon tax for China under carbon intensity constraints: A dynamic input–output optimization model. *Environmental Science and Pollution Research*, *29*(35), 53191-53211.

Islamic Parliament Research Center of the Islamic Republic of Iran. (2016). updated Input-output table. (In Persian).

Mardones, C; & Flores, B. (2017). Evaluation of a CO2 tax in Chile: Emissions reduction or design problems? *Latin American Research Review*, *52*(3), 334-343.

Miller, R. E; & Blair, P. D. (1985). *Input-output analysis: foundations and extensions*. Englewood Cliffs, New Jersey.

Miller, R. E; & Blair, P. D. (2009). *Input-output analysis: foundations and extensions*. Cambridge university press.

Ministry of Energy, Energy Balance of the country. (2015). (In Persian).

Nakano, S; & Washizu, A. (2022). A study on energy tax reform for carbon pricing using an input-output table for the analysis of a next-generation energy system. *Energies*, *15*(6), 2162.

O'Connor, R; & Henry, E. W. (1975). *Input-output Analysis and Its Applications*. Hafner.

Rocchi, P; Serrano, M; & Roca, J. (2014). The reform of the European energy tax directive: Exploring potential economic impacts in the EU27. *Energy Policy*, *75*, 341-353.

Seyyed Nejad Fahim, S; eghdami, E. (2011). Green tax in the path of sustainable development. *Economic journal*, *11*(3), 91-100. (In Persian).

Sheykhpour, M; Mirzaei, H. R; Nabieyan, S; & Zare Mehrjerdi, M. R. (2023). Investigating the effect of carbon tax on production and employment and comparing with fuel tax in the industry sector. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*. (In Persian).

Sotoodenia Karani, S; Ahmadi Shadmehri, M. T; Razmi, S. M; & FahimiFard, S. M. (2020). Studying the effect of green tax on Iran's energy consumption and social welfare using recursive dynamic computable general equilibrium (RDCGE) model. *Economic Growth and Development Research*, *10*(40), 34-15 .(In Persian).

Van Seventer, D. (2021). An economy-wide perspective on aspects of electricity supply in Myanmar. WIDER Working Paper, No. 2021/62.

Wang, Q; Hubacek, K; Feng, K; Wei, Y. M; & Liang, Q. M. (2016). Distributional effects of carbon taxation. *Applied energy*, *184*, 1123-1131.

Wattanakuljarus, A. (2021). Diverse effects of fossil fuel subsidy reform on industrial competitiveness in Thailand. *Eurasian Economic Review*, *11*(3), 489-517.

World Bank Group. (2016). The Cost of air Pollution: Strengthening the Economic Case for Action.

Xue, M. M; Liang, Q. M; & Wang, C. (2019). Price transmission mechanism and socio-economic effect of carbon pricing in Beijing: A two-region social accounting matrix analysis. *Journal of cleaner production*, *211*, 134-145.

Zhang, Y; Shi, X; Qian, X; Chen, S; & Nie, R. (2021). Macroeconomic effect of energy transition to carbon neutrality: evidence from China's coal capacity cut policy. *Energy Policy*, *155*, 112374.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can’t change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۱۰، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۱۵۰-۱۰۷

مقاله پژوهشی

اثر شوک‌های خارجی بر تورم در رژیم‌های ارزی اقتصاد ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی [۱]

رویا عاطفی منش [۲]، مرتضی تهامی پور [۳]، حسین صمصامی مزرعه آخوند [۴] و انوشیروان تقی‌پور [۵]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۵/۰۹

چکیده

این مقاله با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی اقتصاد باز به مقایسه اثر شوک‌های خارجی بر تورم در دو رژیم ارزی ثابت و شناور مدیریت‌شده در اقتصاد ایران طی دوره ۱۴۰۱ - ۱۳۶۸ پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد شوک ارزی در هر دو رژیم ارزی منجر به افزایش تورم شده است و تحت رژیم ارزی ثابت، تورم را به میزان کمتری افزایش داده است. بررسی اثرات شوک تحریم‌های بین‌المللی نیز نشان می‌دهد این شوک در رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده منجر به افزایش تورم شده است؛ درحالی‌که در رژیم ارزی ثابت به دلیل مداخله بانک مرکزی با هدف تثبیت نرخ ارز، اثرات شوک تا حد زیادی از بین رفته و حتی در لحظه شوک تورم کاهش یافته است. در این مطالعه همچنین اثر شوک پولی بر تورم تحت دو رژیم ارزی ثابت و شناور مدیریت‌شده، مقایسه شده است. نتایج نشان می‌دهد شوک پولی تحت هر دو رژیم ثابت و شناور مدیریت‌شده، منجر به افزایش تورم شده و این اثر در رژیم شناور مدیریت‌شده شدیدتر است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در رژیم ارزی ثابت مقام پولی توان بالاتری در کنترل نوسانات تورمی در اثر شوک‌های خارجی را دارد. البته باید توجه داشت که از الزامات انتخاب رژیم ارزی ثابت دسترسی بانک مرکزی به ذخایر ارزی مکفی است که این امر در شرایط تحریمی با محدودیت‌های جدی مواجه است.

واژگان کلیدی: تورم، رژیم ارزی ثابت، رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.
طبقه‌بندی موضوعی: *F31, F310, F41* .

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/ieda.2024.46980.1415

۲. دانشجوی دکتری، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. Email:roatefira@gmail.com
۳. استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. نویسنده مسئول. Email:mortezatahamipour@sbu.ac.ir
۴. استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. Email:h-samsami@sbu.ac.ir
۵. دکترای اقتصاد، معاون امور اقتصادی سازمان برنامه و بودجه کشور، تهران، ایران. Email:arya216@gmail.com

مقدمه[1]

نرخ ارز نقشی اساسی در شکل دادن به چشم‌انداز اقتصادی یک کشور ایفا می‌کند و نوسانات آن می‌تواند تأثیر قابل توجهی بر نرخ تورم داشته باشد. بااین‌حال، ماهیت این اثرات، بسته به رژیم ارزی موجود به‌طور قابل توجهی متفاوت است. در رژیم‌های ارزی میخکوب[2]، واحد پول یک کشور به یک ارز دیگر یا سبدی از ارزها متصل است و بانک‌های مرکزی فعالانه برای حفظ نرخ ثابت مداخله می‌کنند. در سوی دیگر طیف و در رژیم نرخ ارز شناور به نیروهای بازار اجازه داده می‌شود تا بر مبنای مکانیزم‌های عرضه و تقاضا نرخ ارز را تعیین نمایند. در این رژیم‌های ارزی، بانک‌های مرکزی به‌ندرت در بازار ارز دخالت می‌کنند و به نرخ‌های ارز فرصت بیشتری برای تعدیل می‌دهند. هر رژیم چالش‌ها و فرصت‌های منحصربه‌فرد خود را ارائه می‌دهد که منعکس‌کننده ماهیت پویای اقتصاد جهانی و استراتژی‌های به کار گرفته شده توسط بانک‌های مرکزی برای هدایت آن است.

انتخاب رژیم ارزی در قرن گذشته بین دو رژیم استاندارد طلا (رژیم ثابت) و رژیم شناور (پول اعتباری) قرار داشت. در آن زمان باور رایج این بود که رژیم ارز ثابت با پیروی از سیاست‌های پولی قابل پیش‌بینی، ثبات قیمت‌ها و یکپارچگی مالی را به دنبال خواهد داشت و گذار از نظام استاندارد طلا به رژیم شناور موجب عدم ثبات پولی و مالی در کشورها خواهد شد. البته رژیم شناور در بعضی کشورها در شرایط خاص مانند جنگ و بحران‌های مالی اجرا شد. تجربه استفاده از رژیم شناور بین جنگ جهانی اول و دوم نشان می‌دهد که این رژیم بی‌ثباتی ناشی از سفته‌بازی، فقر و تضعیف ارزش پول را به دنبال داشته است (نرکس[3]، ۱۹۴۴). این دیدگاه موجب خلق سیستم برتون وودز[4] در سال ۱۹۴۴ گردید و تصور می‌شد این سیستم ترکیبی از مزایای استاندارد طلا و رژیم ارزی شناور نظیر انعطاف‌پذیری و استقلال را خواهد داشت. البته کشورها به‌تدریج دریافتند که پیدا کردن نرخ‌های برابری که تراز پرداخت‌ها را در حالت تعادل قرار دهد، امر دشواری است. فریدمن[5] در پاسخ به باور رایج نرکس (۱۹۴۴) نکته جدیدی را در مورد رژیم ارزی شناور مطرح نمود. بر اساس نظر فریدمن، شناور بودن نرخ ارز امتیازاتی نظیر استقلال پولی، مصون بودن از شوک‌های واقعی و مشکلات کمتر در مکانیزم تعدیل را به همراه دارد (فریدمن، ۱۹۵۳). ماندل[6] با مطرح کردن بحث تحرک سرمایه، تحلیل فریدمن را بسط داد (ماندل، ۱۹۶۳). بر اساس این تحلیل همچنین نظریه فلمینگ[7]، انتخاب بین نظام ثابت و شناور نرخ ارز، به منشأ شوک‌های اسمی و حقیقی و درجه تحرک سرمایه بستگی دارد (فلمینگ، ۱۹۶۲)

---

۱. این مقاله برگرفته از پایان‌نامه با عنوان «بررسی تاثیر نرخ ارز بر نرخ تورم و رشد اقتصادی در ایران تحت رژیم‌های ارزی در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)» نویسندگان در دانشگاه شهید بهشتی است.

۲. رژیم‌های ارزی در یک تقسیم‌بندی کلی در سه گروه ثابت (میخکوب)، انعطاف‌پذیر (شناور) و رژیم‌های ارزی میانه طبقه‌بندی می‌شوند.

3. Nurkse
4. Bretton-Woods
5. Friedman
6. Mundell
7. Fleming

به‌طور تجربی کشورهایی که رژیم ارزی میخکوب را برمی‌گزینند، برای حفظ ثبات اقتصادی به یک لنگر اسمی (تورم یا نرخ ارز اسمی) نیاز دارند و در این اقتصادها توسعه نهادهای مالی و سیاسی ضرورت کمتری دارد؛ درحالی‌که کشورهایی که بیشتر در مواجهه با شوک‌های حقیقی قرار دارند، اغلب رژیم‌های شناور را انتخاب می‌کنند و در این کشورها نقش نهادهای مالی و سیاسی بسیار پررنگ می‌شود (ستسر[1]، ۲۰۰۷).

به‌کارگیری رژیم ارزی میخکوب در کشورهایی که نهادهای اقتصادی و سیاسی ضعیف دارند این امکان را فراهم می‌کند که از سیاست‌های پولی یک کشور باثبات (که پولشان را به آن میخکوب کرده‌اند) بهره‌مند شوند. البته باید مزایا تبعیت از سیاست‌های پولی یک کشور باثبات در مقابل هزینه‌های آن که همان نامتناسب بودن سیاست‌های پولی با نیازهای داخلی کشوری است که نرخ ارزش را میخکوب کرده، مورد سنجش قرار گیرد؛ اما به‌صورت کلی میخکوب کردن پول ملی به پول کشوری که تورم پایین‌تری دارد، فارغ از اینکه تورم ناشی از کسری بودجه دولت باشد و یا ناشی از تصمیمات بخش خصوصی در تعدیل قیمت‌ها و دستمزد، به مهار تورم کمک خواهد نمود؛ زیرا صرف اعلام سیاست میخکوب نرخ ارز به‌نوعی ملزم کردن دولت برای مقاومت در برابر اتخاذ سیاست‌های انبساطی شدید پولی است (آبسفیلد و راگاف[2]، ۱۹۹۵).

علاوه‌براین، نتایج مطالعه گاش و همکاران[3] (۲۰۰۲) نشان می‌دهد کشورهایی که از رژیم ارزی میخکوب تبعیت می‌کنند در مقایسه با کشورهایی که رژیم‌های ارزی میانه نظیر رژیم میخکوب خزنده یا شناور مدیریت‌شده دارند، نرخ‌های تورم پایین‌تری را تجربه می‌کنند. همچنین آن‌ها با طبقه‌بندی دقیق‌تری که از رژیم‌های ارزی کردند، به این نتیجه رسیدند که کشورهای با رژیم ارزی میخکوب سخت[4] پایین‌ترین نرخ تورم را داشته‌اند و سایر رژیم‌های ارزی میخکوب نیز در مقایسه با رژیم‌های ارزی انعطاف‌پذیرتر نرخ تورم پایین‌تری دارند (ستسر ۲۰۰۷).

در اقتصاد ایران تا پیش از پیروزی انقلاب اسلامی رژیم ارزی کشور رژیم ارزی میخکوب شدید (ثابت) بود. پس از پیروزی انقلاب اسلامی تا سال ۱۳۸۱ نیز رژیم ارزی کشور میخکوب بوده است. از سال ۱۳۸۱ و پس از اجرای سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز، رژیم ارزی کشور به شناور مدیریت‌شده تغییر کرد و به‌رغم ضرورت حمایت از قاعده آربیتراژ و رعایت ماده (۴۱) قانون برنامه چهارم توسعه و ماده (۸۱) قانون برنامه پنجم به دلیل ترس از شناوری، نرخ ارز به‌مراتب کمتر از میزان اختلاف تورم داخلی و خارجی تعدیل شد که این امر منجر به کاهش نسبت قیمت‌های خارجی به داخلی شد. لازم به ذکر است بررسی روند قیمت‌ها طی این دهه حاکی از رشد مداوم و فزاینده سطح عمومی قیمت‌هاست؛ به‌طوری‌که طی دهه ۱۳۸۰ اقتصاد ایران به‌طور متوسط با تورم حدود ۱۵ درصد مواجه بوده است. از ابتدای دهه ۱۳۹۰ با وجود اعلام رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده در قوانین بالادستی، اما به دلیل تشدید تحریم‌های بین‌المللی، کاهش صادرات

1. Setser
2. Obstfeld & Rogoff
3. Ghosh *et al.*
4. Hard Peg

نفت و محدودیت در نقل‌وانتقال درآمدهای ارزی به کشور و کاهش دسترسی بانک مرکزی به ارز کاغذی، شکاف نرخ ارز رسمی و غیررسمی رو به افزایش گذاشت و این امر دولت را ناگزیر به انتخاب رژیم چند نرخی ارز و اولویت‌بندی مصارف ارزی کشور نمود (عاطفی منش ۱۳۹۴).

در طی چهار دهه گذشته تاکنون، رژیم ارزی ایران تحولات متعددی را تجربه کرده است. این تحولات نشان‌دهنده حرکت مداوم بین سطوحی از شناوری و میخکوب شدن نرخ ارز بوده است و با وجود تغییرات اعلامی در رژیم ارزی، همواره سطحی از میخکوب سازی نرخ ارز وجود داشته است. این امر برگرفته از محدودیت‌های ساختاری و نگرش‌های مدیریت اقتصادی برای استفاده از نرخ ارز به‌عنوان ابزاری برای کنترل تورم در کشور است. در واقع این عوامل باعث شده است که رژیم ارزی در ایران به‌صورت مستمر از سطحی از شناور به سطحی از میخکوب تغییر کند. از دلایل اصلی این تحولات می‌توان نرخ بالای تورم و فشار افزایشی و مستمر بر نرخ ارز اسمی، استفاده از نرخ ارز به‌عنوان ابزاری برای حفظ ثبات اقتصادی و ترس از شناوری ارز را نام برد. این عوامل باعث شده‌اند که در بازه‌های زمانی مختلف، شوک‌های ناگهانی و اجتناب‌ناپذیر در نرخ ارز رسمی کشور رخ دهد که این شوک‌ها به کاهش منابع ارزی در اختیار مقام‌های پولی منجر شده‌اند.

این مقاله به دنبال بررسی آن است که با توجه به شرایط اقتصاد ایران که در معرض شوک‌های خارجی قرار دارد، کدام رژیم ارزی (ثابت و شناور مدیریت‌شده) حائز اثرات تورمی کمتری خواهد بود. به همین منظور اثر تغییرات شوک‌های خارجی بر تورم تحت رژیم‌های ارزی ثابت و شناور مدیریت‌شده در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی[1] (DSGE) بررسی و مقایسه خواهد شد. ساختار مقاله به این ترتیب است که ابتدا مبانی نظری ارتباط نرخ ارز با تورم بیان می‌شود و سپس در بخش دوم روند مطالعات پیشین در دو بخش مطالعات خارجی و داخلی مورد بررسی قرار می‌گیرد. بخش سوم روش‌شناسی تحقیق برحسب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی بر مبنای ویژگی‌های اقتصاد ایران معرفی می‌شود. در بخش چهارم جهت کالیبره کردن پارامترهای مدل برای اقتصاد ایران با هدف شبیه‌سازی اثر نرخ ارز، داده‌های سری زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۴۰۱ مورد استفاده قرار خواهد گرفت. در بخش آخر نتایج حاصله از نمودارهای واکنش آنی مورد ارزیابی و تحلیل قرار خواهد گرفت.

مبانی نظری ارتباط نرخ ارز با تورم

افزایش نرخ ارز از دو کانال مستقیم و غیرمستقیم بر قیمت‌های داخلی و تورم منتقل می‌شود. اثر مستقیم افزایش نرخ ارز بر سطح عمومی قیمت‌های داخلی از طریق گران‌شدن نهاده‌های وارداتی و به دنبال آن افزایش هزینه‌های تولید و نیز افزایش قیمت نهایی کالاهای وارداتی صورت می‌پذیرد. این در حالی است که اثر غیرمستقیم افزایش نرخ ارز بر سطح عمومی قیمت‌های داخلی از طریق افزایش تقاضا برای کالاهای داخلی به‌عنوان جانشین کالاهای وارداتی و افزایش صادرات رخ می‌دهد، به‌طوری‌که این عوامل ضمن افزایش

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium

قیمت کالاهای داخلی، تقاضا برای نیروی کار را بالا برده و منجر به افزایش دستمزدها خواهد شد. بدین ترتیب اثر غیرمستقیم افزایش نرخ ارز از کانال افزایش قیمت کالاهای داخلی و دستمزدها افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و تورم را به دنبال خواهد داشت.

رابطه بین نرخ ارز و تورم توسط دورنبوش[1] توضیح داده شده است. دورنبوش (۱۹۸۰) از رابطه بین نرخ ارز و قیمت‌های داخلی از حجم واردات، جایگزین واردات و کانال تولید داخلی صحبت کرده است. مطالعه‌ی دورنبوش بعدها توسط افرادی مثل آگنر و مونتیل[2] (۱۹۹۶)، بروکس و گلمن[3] (۱۹۹۸) تکمیل شد. آگنر و مونتیل (۱۹۹۶) به‌طورکلی چهار کانال انتقال اثر نرخ ارز بر قیمت را ذکر می‌کند که در مطالعات بعدی نیز کمابیش تکرار شده است:

۱. نرخ ارز در اقتصاد باز می‌تواند مستقیماً بر قیمت کالاهای جایگزین وارداتی و کالاهای قابل مبادله تأثیر بگذارد.
۲. نرخ ارز می‌تواند به‌طور غیرمستقیم قیمت کالاهای داخلی را از طریق قیمت نهاده‌های وارداتی افزایش دهد.
۳. نوسانات نرخ ارز و عدم قطعیت قیمت ارز می‌تواند بر قیمت‌گذاری داخلی تأثیر بگذارد و قیمت‌های داخلی و سرمایه‌گذاری را افزایش دهد.
۴. درنهایت نرخ ارز دستمزدها را از طریق افزایش قیمت کالاهای وارداتی افزایش داده و در فاز بعد به افزایش قیمت‌ها منجر می‌شود.

تیلور[4] (۲۰۰۰) عنوان می‌کند فارغ از منبع تغییرات نرخ ارز و زمان اثرگذاری آن، گذر نرخ ارز به وضعیت تورمی اقتصاد وابسته است. زمانی که یک اقتصاد تورم بالایی را تجربه می‌کند، کاهش ارزش پول ملی درجه عبور نرخ ارز را افزایش می‌دهد، درحالی‌که وقتی اقتصاد با تورم کمی مواجه باشد، کاهش ارزش پول ملی به میزان کمتری در تورم بازتاب خواهد داشت. همچنین فوربس و همکاران[5] (۲۰۱۸) عنوان کردند کردند منشأ ایجاد شوک‌های ارزی در میزان اثرگذاری بر تورم مهم است. آن‌ها نشان دادند تغییرات تقاضای کل و شوک‌های سیاست پولی داخلی از طریق اثر بر نرخ ارز، تورم را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

البته باید توجه داشت که اثر تغییرات نرخ ارز بر تورم تحت رژیم‌های ارزی مختلف می‌تواند متفاوت باشد. در رژیم ارزی میخکوب، بانک مرکزی با خریدوفروش ارز در بازار ارز دخالت می‌کند تا ثبات نرخ ارز را حفظ کند و برای دفاع از نرخ‌های ثابت از ذخایر ارزی خود استفاده می‌کند. این مداخلات می‌تواند بر عرضه پول تأثیر بگذارد. برای مثال اگر ارزش پولی ملی کاهش یافته باشد، بانک مرکزی اقدام به خرید ارز

1. Dornbusch
2. Agénor & Montiel
3. Brooks & Gelman
4. Taylor
5. Forbes *et al.*

مازاد می‌کند و به ازای آن پول داخلی به اقتصاد تزریق می‌نماید که این امر منجر به افزایش عرضه پول داخلی و افزایش قیمت‌ها خواهد شد.

این در حالی است که در رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده، نرخ ارز توسط نیروهای بازار تعیین می‌شود و بانک مرکزی فقط به‌منظور تأثیرگذاری دامنه نوسانات نرخ ارز در بازار مداخله می‌کند و به سطح ثابت نرخ ارز تعهدی ندارد. هنگام وقوع یک شوک ارزی در این رژیم، اجازه داده می‌شود تا نرخ ارز به‌طور آزادتر تنظیم شود؛ ازاین‌رو کاهش ارزش پول ملی می‌تواند منجر به افزایش فوری قیمت‌های کالاها و خدمات وارداتی شود. انعطاف در اجازه دادن به نرخ ارز برای تطابق با نیروهای بازار منجر به انتقال مستقیم شوک‌های ارزی به تورم وارداتی می‌شود و این فرایند می‌تواند منجر به افزایش کلی تورم در یک رژیم نرخ ارز شناور مدیریت‌شده شود.

پیشینه پژوهش

در رابطه با بررسی آثار شوک نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی تحت رژیم مختلف ارزی با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) مطالعات متعددی صورت گرفته است که در ادامه به مهم‌ترین آن‌ها اشاره خواهد شد.

۱. مطالعات خارجی

روتاسیتار[1] (۲۰۰۴) در مطالعه خود به بررسی تأثیر عوامل تعیین‌کننده تورم با تمرکز بر نقش رژیم‌های ارزی در کشور تانزانیا پرداخته است. رژیم ارزی این کشور به‌صورت تدریجی از یک رژیم کنترل نرخ ارز (تا سال ۱۹۵۸) به یک رژیم آزاد (از سال ۱۹۸۶) تغییر کرده است. وی با استفاده از داده‌های فصلی ۱۹۶۷ تا ۱۹۹۵ نشان می‌دهد تا اوایل دهه ۱۹۹۰ نرخ ارز بازار موازی در مقایسه با نرخ ارز رسمی، اثر قوی‌تری بر تورم داشته است. از اواخر دهه ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۵ سیاست‌های انقباضی مالی و پولی، اصلاحات ارزی و بهبود آهسته اما تدریجی در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ممکن است در کاهش تورم طی سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۹۳ نقش داشته باشند. وی نتیجه مطالعه وی نشان داد که نرخ‌های کنترل‌شده ارز در مهار تورم مؤثر بوده‌اند و در مقابل موجب انحراف و تخصیص ناکارآمد منابع به‌ویژه در زمان کسری بودجه دولت شده‌اند.

دوروکس و همکاران[2] (۲۰۰۵) به مقایسه قواعد مختلف سیاست پولی در اقتصادهای نوظهور آسیایی با استفاده از یک الگوی DSGE پرداخته‌اند. نتایج نشان داده است که چنانچه سرعت اثر انتقالی نرخ ارز بالا باشد، سیاست ثبات قیمت کالاهای غیرقابل‌مبادله بهترین سیاست است.

گالی و موناسلی[3] (۲۰۰۵) به بررسی سیاست پولی و نوسانات نرخ ارز در یک اقتصاد باز کوچک با استفاده از مدل چسبندگی قیمت کالوو و تابع رفاه مطلوبیت‌گرایان پرداخته‌اند. بدین منظور، از سه نوع

1. Rutasitara
2. Devereux *et al.*
3. Gali & Monacelli

قواعـد سیاسـت پـولی شـامل قواعـد تیلور تحت تورم داخلی و شاخص قیمت مصرف‌کننده و همچنین میخکوب کـردن نـرخ ارز ثابت استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داده است که هدف‌گذاری تورم داخلی به‌عنوان سیاسـت بهینه بوده و منجر به کاهش زیان رفاهی خانوارها می‌گردد.

برگر[1] (۲۰۰۶) در مقاله‌ای به بررسی انتخاب رژیم ارزی بهینه با استفاده از یک مدل DSGE در اقتصاد کوچک باز پرداخته است. بر اساس یافته‌های این مطالعه در شرایطی که عرضه پول در داخل یک کشور با نوسانات زیادی مواجه باشد، اتخاذ سیاست پولی در رژیم ثابت، منجر به افزایش رفاه نمی‌شود؛ درحالی‌که تغییر رژیم از شناور به ثابت افزایش مصرف را به همراه دارد. در شرایطی که نرخ ارز اثر کمی بر تقاضا داشته باشد، با تغییر رژیم شناور به ثابت (با فرض چسبندگی قیمت) رفاه افزایش خواهد یافت.

دی گراو و اشنبل[2] (۲۰۰۸) با استفاده از مدل داده‌های ترکیبی، رژیم ارزی ثابت، تورم و رشد در کشورهای اروپایی مرکزی و جنوب شرقی را در دو مقطع تورم بالا (۱۹۹۷-۱۹۹۴) و تورم پایین (۲۰۰۴-۱۹۹۸) مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد در دوره ۱۹۹۷-۱۹۹۴ تورم در کشورهای با رژیم ارزی میخکوب در مقایسه با رژیم‌های شناور، بر مبنای هر دو شاخص مصرف‌کننده و عمده‌فروشی پایین‌تر است. همچنین در هر دو مقطع زمانی، رژیم نرخ ارز ثابت اثر معناداری در پایین آوردن تورم و رشد حقیقی داشته است.

باتینی و همکاران[3] (۲۰۱۰) بـا استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به انتخاب رژیم ارزی مناسب بـرای اقتصـاد هند پرداخته‌اند. در این مطالعه قاعده تیلور با هدف‌گذاری تورم داخلی در دو رژیم ارزی شناور و شناور مدیریت‌شده با دو الگوی بدون شتاب مالی و با شتاب مالی مقایسه شده است. نتایج نشان می‌دهد که تحت قواعد هدف‌گذاری ارز و تورم داخلی، دارای زیان رفاهی بیشتری است. درحالی‌که قاعده ترکیبی با نرخ ارز زیـان رفـاهی کمتری دارد.

فاکیه[4] (۲۰۱۳) در مطالعه خود با عنوان تورم و سیاست‌های نرخ ارز در عربستان به بررسی انتخاب رژیم ارزی مناسب برای این کشور پرداخته است. وی نشان داد با توجه به اینکه عربستان از رژیم نرخ ارز ثابت تبعیت می‌کند، بحران مالی آمریکا بر تورم عربستان اثر منفی داشته و منجر به تعویق تصمیم کشورهای شورای همکاری خلیج فارس برای پذیرش ارز واحد شده است. ازاین‌رو با استفاده از روش OLS و داده‌های سری زمانی نشان داد رژیم ارزی ثابت برای عربستان مناسب نیست. همچنین برای شناسایی رژیم ارزی مناسب برای عربستان نباید فقط متغیر تورم را مدنظر قرار داد و باید به متغیرهای دیگر نظیر افزایش قیمت نفت، قیمت‌های صادرات و واردات و نرخ ارز نیز توجه نمود. علاوه بر این وی نتیجه گرفت که ایجاد اتحادیه پولی برای کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس مفید خواهد بود، اما برای ایجاد آن باید جنبه‌های دیگر اقتصاد عربستان و سایر کشورهای عضو را به‌طور دقیق مورد بررسی قرار داد.

1. Berger
2. De Grauwe & Schnabl
3. Batini *et al.*
4. Fakieh

الابری[1] (۲۰۱۴) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، رژیم ارزی مناسب برای یک اقتصاد نفتی، باز و کوچک را مورد بررسی قرار داده است. نتایج مطالعه حاکی از آن است اگرچه رژیم‌های ارزی شـــناور امکان پیش‌بینی شوک‌ها را فراهم می‌کند و با رفاه بالاتری همراه است، اما با توجه به جریان پولی و شرایط نهادهای مالی این کشورها، رژیم شناور برای کشورهای نفتی مناسب نیست. همچنین نتایج مطالعه نشان می‌دهد برای کشورهای نفتی میخکوب شدن به سبدی از ارزها مناسب‌تر از میخکوب شدن به یک ارز خاص است.

داویس و فوجیوار[2] (۲۰۱۵) به بررسی اعتبار و شناورسازی نـرخ ارز برای دو گروه کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته طی دوره زمانی ۱۹۹۸ الی ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. نتـایج مطالعه آن‌ها نشان داده است که برای یک اقتصاد بسته، هدف‌گذاری تـورم با رفـاه اجتمـاعی بیشتری همراه است، درحالی‌که برای اقتصاد باز و با حجم تجارت بالا، هدف‌گذاری نـرخ ارز مطلوب‌تر است. همچنین در کشورهایی که اعتبار بانک مرکزی پایین‌تر است، تمایـل بـه استفاده از رژیم ارزی میخکوب بیشتر است.

اولامید و همکاران[3] (۲۰۲۲) با استفاده از روش تخمین‌زننده میانگین گروهی به بررسی ارتباط بین بی‌ثباتی نرخ ارز، رشد اقتصادی و نرخ تورم در ۱۳ کشور عضو جامعه توسعه آفریقای جنوبی طی سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۰۸ پرداخته‌اند و نشان می‌دهند با افزایش بی‌ثباتی نرخ ارز و تشدید تورم، رشد اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه کاهش پیدا می‌کند.

سویک و ژو[4] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای تأثیر شوک‌های مالی را بر تورم در ۱۳۹ کشور طی دوره ۲۰۲۱-۱۹۷۰ بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داده است که تأثیر شوک‌های سیاست مالی بر تورم به فضای مالی، شرایط اقتصادی، نوع سیاست پولی، رژیم نرخ ارز و قوانین مالی در زمان شوک بستگی دارد. آن‌ها دریافتند که نرخ‌های ارز انعطاف‌پذیر و سیاست‌گذاری قاعده‌مند، انعطاف‌پذیری بیشتری در برابر شوک‌های تورمی ایجاد می‌کند.

جمیل و همکاران[5] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای نشان داده‌اند که در رژیم‌های ارزی میخکوب، توانایی سیاست‌گذاران در اجرای سیاست‌های پولی و مالی ممکن است به دلیل ضرورت ثبات و حفظ نرخ ارز محدود شود که این امر می‌تواند به عدم تعادل و محدودیت‌های خارجی منجر شود. این در حالی است که در رژیم‌های ارزی شناور، سیاست‌گذاران آزادی بیشتری برای دنبال کردن سیاست‌های پولی و مالی انبساطی دارند که این امر می‌تواند از طریق کاهش عدم اطمینان و تشویق سرمایه‌گذاری، از رشد اقتصادی حمایت کند.

نتایج اغلب مطالعات خارجی انجام‌شده حاکی از آن است که رژیم‌های ارزی ثابت با تورم کمتری همراه بوده‌اند. این در حالی است که در هیچ یک از مطالعات انجام‌شده، اقتصادی با شرایط اقتصاد ایران که

1. Al-Abri
2. Davis & Fujiwara
3. Olamide *et al.*
4. Cevik & Zhu
5. Jamil *et al.*

علاوه بر اینکه یک کشور کوچک نفتی است، در معرض شوک تحریم‌های خارجی قرار دارد را مورد بررسی قرار نداده‌اند.

۲. مطالعات داخلی

صیقلانی و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران به بررسی اثر تحریم بین‌المللی و افزایش نرخ ارز بر تورم و شکاف تولید پرداختند. نتیجه مطالعه آن‌ها نشان داد پارامتر تعیین‌کننده در شدت تغییرات تولید و تورم و درنهایت رکود تورمی، سهم کالاهای واسطه‌ای در مقایسه با کالاهای داخلی است و هرچه سهم کالای واسطه‌ای وارداتی از کل نهادهای واسطه‌ای بیشتر باشد، میزان کاهش تولید و افزایش تورم در پی شوک‌های خارجی بیشتر است.

خسروسرشکی و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی سیاست پولی بهینه رمزی و رژیم ارزی مناسب با آن برای ایران پرداختند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان داد بانک مرکزی از بین رژیم‌های ارزی و سیاست پولی، باید رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده و سیاست پولی هدف‌گذاری دوگانه تورم و تولید را انتخاب کند و رژیم ارزی ثابت اگرچه تابع زیان کمتری دارد اما به دلیل ناپایدار کردن اقتصاد قابلیت اجرایی ندارد.

رجایی و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه خود با عنوان بررسی تکانه‌های ارزی بر شکاف تولید و تورم در اقتصاد ایران با استفاده از مدل DSGE پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از این است که تولید کل و شکاف تولید در ابتدا واکنش مثبتی به تکانه نرخ ارز دارند و سپس این اثر کاهشی شده و بعد از بیست دوره از بین می‌رود. همچنین در کوتاه‌مدت، واکنش تورم و شکاف تورم نسبت به تکانه ارزی مثبت و شدید است، اما در بلندمدت شدت واکنش مثبت آن کاهش می‌یابد.

عباسی و همکاران (۱۳۹۹) تأثیر نوسانات نرخ ارز و مداخله بانک مرکزی در بازار ارز را با استفاده از مدل DSGE بررسی کرده‌اند. این مقاله تأثیر رفتار مقامات پولی در بازار ارز و انتظارات تورمی بر سایر متغیرهای اقتصادی را بررسی می‌کند. در این مقاله با مدل‌سازی فشار بازار ارز در تابع سیاست پولی بانک مرکزی بر اساس الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی ایران، رفتار سیاست‌گذار در مقابل شوک‌های نرخ ارز و درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌گیرد. در این مطالعه شوک نرخ ارز در دو مدل مختلف مورد مقایسه قرار می‌گیرد. در مدل اول، بانک مرکزی سیاست پولی خود را بر اساس فشار بازار ارز تنظیم می‌کند، درحالی‌که در مدل دوم، حساسیت در تابع واکنش سیاست پولی بانک مرکزی نسبت به نرخ ارز اسمی است. نتایج نشان می‌دهد که در مدل اول، شوک نرخ ارز نوسانات کمتری در تورم، تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری ایجاد می‌کند و تأثیرات شوک ارزی در مدت‌زمان کمتری بر متغیرهای مدل تخلیه می‌شود که این موضوع نشان از کارایی بیشتر وجود فشار بازار ارز در قاعده سیاستی بانک مرکزی است.

توکلیان و افضلی (۱۳۹۵) در مطالعه‌ای عملکرد برخی متغیرهای کلان اقتصادی را با توجه به رژیم‌های ارزی مختلف (ثابت، شناور مدیریت‌شده و شناور) و با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مورد مقایسه قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد تحت رژیم ارزی ثابت، تورم در مواجهه با شوک‌های نفتی و بهره‌وری، کمترین نوسان و در برابر شوک نرخ ارز، بیشترین مقدار نوسان را داراست. در رژیم ارزی ثابت

شوک ارزی منجر به کمترین نوسان در تورم و بیشترین نوسان در تولید می‌شود و در رژیم ارزی شناور، تورم بیشترین نوسان را دارد.

با توجه به آنکه بر مبنای نظریات اقتصادی و مطالعات تجربی، رژیم‌های ارزی ثابت با تورم کمتری همراه هستند، بنابراین در این مطالعه تلاش می‌شود با تقویت فروض واقعی در الگوسازی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نظیر لحاظ نمودن اثرات تحریم‌های خارجی نتایج به واقعیت نزدیک‌تر شود.

محمودزاده و صادقی (۱۳۹۵) با هدف مقایسه قواعد پولی جایگزین متناظر با نظام‌های مختلف ارزی برای اقتصاد ایران، واکنش متغیرهای اقتصادی تحت شوک‌های وارده در قواعد مختلف سیاست پولی را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد که تأثیر شوک‌های داخلی و خارجی بر متغیرهای اقتصاد کلان به‌طور معنی‌داری به کانال‌های قواعد پولی بستگی دارد؛ به‌طوری‌که هر یک از شوک‌ها تحت قاعده سیاستی تیلور با هدف نرخ ارز منجر به نوسانات بیشتر سرمایه‌گذاری و تولید کل در هر دو بخش قابل تجارت و غیرقابل تجارت خواهد شد، اما واکنش‌های تورم و نرخ ارز تحت این قاعده، متقاعدکننده‌تر است. درحالی‌که تحت قاعده هدف‌گذاری تورم، هرچند متغیرهای سرمایه‌گذاری، مصرف و تولید با نوسانات کمتری همراه است، اما واکنش‌های تورم و نرخ ارز واقعی تحت این قاعده شدیدتر است و در مجموع عملکرد قاعده تیلور با هدف نرخ ارز، در تثبیت نرخ ارز واقعی و تورم مورد تأیید قرار گرفت و درنهایت اتخاذ نظام ارزی میانه در گذار به سمت نظام ارزی شناور آزاد به مقامات پولی پیشنهاد شده است.

صلوی تبار و جلالی نائینی (۱۳۹۳) به بررسی کارایی نظام‌های مختلف ارزی بر اساس کاهش زیان بانک مرکزی در قالب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) با توجه به شرایط اقتصاد ایران پرداختند. نتایج نشان داد که بر اساس معیار زیان بانک مرکزی، کارایی الگویی که بازخورد قواعد سیاستی برای نرخ سود اسمی و نرخ تغییر برابری ارز را در یک اقتصاد باز کوچک در نظر می‌گیرد، نتیجه بهتری نسبت به الگوهای هدف‌گذاری تورمی یا نرخ ارز ثابت دارد.

بهرامی و قریشی (۱۳۹۰) با استفاده از الگوی DSGE برای ایران سیاست پولی را با توجه به هدف کنترل نرخ تورم یا کنترل نرخ ارز تحلیل نمودند. نتایج نشان داد که در صورت بروز شوک درآمد نفتی، سناریوی هدف‌گذاری تورم، نوسان کمتری در متغیرهای مصرف، تولید غیرنفتی، اشتغال، نرخ تورم و حجم پول ایجاد می‌کند. نوسانات متغیرهای مصرف، اشتغال و حجم پول در صورت بروز شوک تکنولوژی، در هر دو سناریو تقریباً یکسان است. درحالی‌که نوسانات کمتری در تورم و تولید غیرنفتی در سناریو هدف‌گذاری تورم مشاهده می‌شود.

تحقیق حاضر ضمن بسط مدل‌های استفاده‌شده در مطالعات پیشین، مدلی را که با واقعیت‌های اقتصادی ایران تطابق بیشتری داشته باشد را طراحی نموده است. در این مدل مکانیزم‌های انتقال اثر تحریم‌ها بر بودجه دولت و تجارت خارجی لحاظ شده است. همچنین با توجه به اینکه بخش دولتی در اقتصاد ایران غالب است و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای به‌عنوان جزء مؤثر در سرمایه‌گذاری کشور، نقش مهمی در تحریک تولید دارد، لذا تأثیر بودجه‌های عمرانی در مدل با توجه به ساختار اقتصادی کشور لحاظ شده است.

مدل‌سازی

در این مقاله مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در چارچوب یک اقتصاد باز کوچک با لحاظ تحریم‌های اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته است. به دلیل پیچیدگی‌های موجود در مسیر انتقال واکنش‌های مقام پولی به دنبال شوک‌های داخلی و خارجی بر متغیرهای اقتصادی، لازم است کل فضای اقتصاد کلان بر اساس تصمیمات بهینه عوامل اقتصادی مدل شده و آثار این شوک‌ها و واکنش‌ها به‌طور هم‌زمان مورد بررسی قرار گیرد. لذا در این مطالعه این مهم از طریق یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، اقتصاد نفتی باز و بر مبانی قواعد اقتصاد کینزین جدید برای اقتصاد ایران و با فرض وجود چسبندگی قیمت‌ها و دستمزد مدل می‌شود. این مدل شامل خانوار، بنگاه‌های تولیدکننده‌ی کالاهای نهایی در قالب بازار رقابت انحصاری و قیمت‌گذاری با لحاظ چسبندگی قیمت کالوو[1] (۱۹۸۳)، تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای، صادرکنندگان و واردکنندگان، دولت، بانک مرکزی و بخش خارجی خواهد بود. در این مقاله مدل‌سازی تعادل عمومی پویای تصادفی بر اساس چارچوب معادلات آدولفسون و همکاران[2] (۲۰۰۷) و گلین و کولیکو[3] (۲۰۰۹) صورت خواهد گرفت. ویژگی برجسته مدل این مقاله، گستردگی و جامعیت آن است؛ به‌نحوی‌که بخش خانوار در خصوص مصرف، میزان عرضه نیروی کار و تقاضای پول تصمیمات بهینه می‌گیرد. همچنین منحنی فیلیپس کینزین جدید برای تورم داخلی و وارداتی به‌صورت جداگانه مدل خواهد شد. ضمن آنکه به دلیل تسلط بخش مالی و استقلال پایین بانک مرکزی، قید بودجه دولت و ترازنامه بانک مرکزی تلفیق شده و سیاست پولی و ارزی از دو کانال دارایی‌های خارجی و حجم نقدینگی مدل‌سازی می‌شود.

لازم به ذکر است به دلیل ویژگی خاص اقتصاد ایران و وابستگی به درآمد نفت و نقش عمده‌ای که دولت و مخارج عمرانی و جاری در اقتصاد دارد، بخش نفت و مخارج دولت جایگاه ویژه‌ای در مدل دارد که به‌صورت معادلات مختلف در مدل لحاظ شده است.

در خصوص سیاست‌گذاری بخش پولی، ازآنجاکه در ایران نرخ بهره کنترل شده است، نرخ رشد نقدینگی جایگزین سیاست هدف‌گذاری نرخ بهره شده است. در این مدل سیاست پولی شامل دو ابزار دخالت در بازار ارز و تغییر نرخ رشد پول است و دو رژیم شناور مدیریت‌شده و ثابت مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۱. بخش خانوار

فرض آن است که اقتصاد از تعداد زیادی خانوار همگن با اندیس (i) تشکیل شده است. ارزش حال مطلوبیت خانوار در طول دوران زندگی به شکل زیر است:

1. Calvo
2. Adolfson *et al.*
3. Gelain & Kulikov

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t^i(.) \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، β عامل تنزیل زمانی است.

مطلوبیت خانوارها با مصرف کالاها (C_t^i) و نگهداری مانده‌های حقیقی پول (M_t^i) افزایش می‌یابد و با عرضه کار (L_t^i) کاهش پیدا می‌کند؛ زیرا که از زمان فراغت کاسته می‌شود. فرم تابع مطلوبیت به شرح زیر است:

$$U_t^i = \frac{\varepsilon_t^{\beta}}{1-\sigma_c}\left(C_t^i - hC_{t-1}\right)^{1-\sigma_c} - \frac{\varepsilon_t^{l}}{1+\sigma_l}\left(L_t^i\right)^{1+\sigma_l} + \frac{\varepsilon_t^{m}}{1-\sigma_M}\left(\frac{M_t^i}{P_t^C}\right)^{1-\sigma_M} \qquad (۲)$$

در معادله (۲)، کالاهای مصرفی (C_t^i) از ترکیب تعداد زیادی کالاهای مصرفی تولید داخل و وارداتی متفاوت تشکیل شده است.

تابع مطلوبیت فوق، عادات بیرونی (رفتار چشم و هم‌چشمی) مصرف‌کننده را نشان می‌دهد که این عادات به میانگین مصرف سرانه اقتصاد بستگی دارد. بدین ترتیب که هر خانوار نماینده در اقتصاد در زمان t، وقتی از مصرف مطلوبیت بیشتری به دست می‌آورد که میزان مصرفش از h درصد میانگین مصرف سرانه اقتصاد در دوره t-۱ بزرگ‌تر باشد که در آن h نشان‌دهنده آن است که مصرف‌کننده تا چه حد تمایل دارد مصرفش را نسبت به میانگین مصرف سرانه دوره گذشته تعدیل (هموار) نماید. h بیشتر نشان‌دهنده درجه وابستگی بالاتر به عادات مصرفی است.

در تابع مطلوبیت شماره (۲)، σ_c ضریب ریسک‌گریزی نسبی را بیان می‌کند که عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف را نشان می‌دهد. پارامتر σ_l بیانگر عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد واقعی و σ_M عکس کشش مانده حقیقی پول در گردش در دست اشخاص نسبت به نرخ بهره را نشان می‌دهد. همچنین ε_t^{β} ،ε_t^{l} و ε_t^{m} به ترتیب شوک رجحان مصرف‌کننده، عرضه نیروی کار و تقاضای پول است که از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول با میانگین صفر و واریانس مشخص است.

در معادله (۳) فرض می‌شود مصرف کل برحسب قیمت حقیقی، از ترکیب از کالاهای تولیدی داخلی (C_t^H) و وارداتی (C_t^F) تشکیل شده است که از طریق جمعگر دیگسیت – استیگلیتز[1] با هم ترکیب می‌شوند:

$$C_t = \left[(1-\alpha_c)^{\frac{1}{\eta_c}}\left(C_t^d\right)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}} + (\alpha_c)^{\frac{1}{\eta_c}}\left(C_t^F\right)^{\frac{\eta_c-1}{\eta_c}}\right]^{\frac{\eta_c}{\eta_c-1}} \qquad (۳)$$

که در آن $1-\alpha_c$ و α_c به ترتیب سهم کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی در سبد مصرفی خانوارها و (C_t^d) مصرف کالای داخلی، (C_t^m) مصرف کالای وارداتی و η_c کشش جانشینی بین کالاهای تولیدی داخلی

1. Dixit-Stiglitz

و وارداتی است. خانوارها در مرحله اول، در خصوص ترکیب بهینه کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی بر مبنای حداقل هزینه تصمیم‌گیری می‌کنند. بر این اساس تابع تقاضا برای کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی از سوی خانوارها به‌صورت زیر خواهد بود:

$$C_t^d = (1-\alpha_c)\,(\frac{P_t^d}{P_t^c})^{-\eta_c}\,C_t \qquad (۴)$$

$$C_t^m = (\alpha_c)\,(\frac{P_t^m}{P_t^c})^{-\eta_c}\,C_t \qquad (۵)$$

در این رابطه P_t^d و P_t^m به ترتیب شاخص قیمت کالای داخلی و شاخص قیمت کالای مصرفی وارداتی و P_t^C بیانگر شاخص قیمت مصرف‌کننده است. با جایگزینی روابط فوق در سبد مصرفی کالای مصرفی وارداتی و داخلی خانوار، رابطه بین شاخص کل قیمت مصرف‌کننده (P_t^C) با اجزای آن به شکل زیر به دست می‌آید:

$$P_t^C = [(1-\alpha_c)\left(P_t^d\right)^{1-\eta_c} + (\alpha_c)(P_t^m)^{1-\eta_c}]^{\frac{1}{1-\eta_c}} \qquad (۶)$$

در مرحله دوم، هدف خانوارها این است که تابع مطلوبیت مورد انتظار خود را نسبت به قید بودجه بین دوره‌ای حداکثر کنند. قید بودجه بین دوره‌ای خانوارها را برحسب قیمت‌های حقیقی را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

$$c_t^i + \frac{P_t^I}{P_t^c} I_t^i + \ d_t + b_t^i + m_t^i = \left(1 + r_{t-1}^d\right)\frac{b_{t-1}^i + \ d_{t-1}}{\pi_t^c} + + y_t^i + \frac{m_{t-1}^i}{\pi_t^c} - T_t^i \qquad (۷)$$

که در آن I_t^i میزان سرمایه‌گذاری، d_t^i میزان سپرده خانوارها در بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، b_t^i اوراق مشارکت، r_t^d نرخ بهره اسمی سپرده‌ها، T_t^i مالیات خانوارها، P_t^I شاخص قیمت سرمایه‌گذاری و π_t^c نرخ تورم شاخص کل قیمت مصرف‌کننده است.

ثروت خانوارها شامل پول نقد m_t^i، سپرده بانکی d_t و اوراق مشارکت b_t^i است.

y_t^i بیانگر درآمد خانوارها است و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_t^i = W_t^i L_t^i + R_t^k z_t^i K_{t-1}^i - \psi\left(z_t^i\right)K_{t-1}^i + div_t^i \qquad (۸)$$

درآمد کل خانوارها از محل دستمزد نیروی کار $(W_t^i L_t^i)$، اجاره سرمایه $(R_t^k z_t^i K_{t-1}^{i.n})$ منهای هزینه‌های مربوط به تغییرات در نرخ بهره‌برداری از ظرفیت سرمایه $(\psi\left(z_t^i\right)K_{t-1}^i)$[۱] و سودهای تقسیم‌شده

۱. هزینه بهره‌برداری از سرمایه بیانگر آن بخشی از سرمایه است که در جریان بهره‌برداری کنار می‌رود.

بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای (div_t^i) به دست می‌آید. در این رابطه، W_t^i دستمزد اسمی، R_t^k نرخ بازدهی حقیقی سرمایه و z_t^i نرخ کاربری (نرخ بهره‌برداری) سرمایه ($0 < z_t^i < 1$) و $\psi(z_t^i)$ هزینه بهره‌برداری از سرمایه[1] است.

خانوارها موجودی سرمایه را که در مالکیتشان است با نرخ R_t^k به بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای اجاره می‌دهند. خانوارها از دو طریق (افزایش سرمایه‌گذاری و تغییر در میزان بهره‌برداری از سرمایه) می‌توانند عایدی سرمایه را افزایش دهند. فرایند انباشت سرمایه به‌صورت زیر است:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + [1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)]I_t\varepsilon_t^I \qquad (۹)$$

که در آن δ نرخ استهلاک سرمایه‌گذاری، I_t سرمایه‌گذاری ناخالص بخش خصوصی و S(.) تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری است که تابعی مثبت از تغییرات در سرمایه‌گذاری است. همچنین ε_t^I بیانگر شوک مربوط به تابع هزینه سرمایه‌گذاری است که تغییرات برون‌زا در کارایی نهایی تبدیل کالای نهایی به سرمایه فیزیکی را نشان می‌دهد و از یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول به‌صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$log\,\varepsilon_t^I = \rho_I\, log\,\varepsilon_{t-1}^I + u_t^I \quad .u_t^I \sim N(0.\sigma_I^2) \qquad (۱۰)$$

با توجه به توضیحات فوق، مسئله خانوارها حداکثر کردن تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه است. در فرایند بهینه‌یابی، خانوارها میزان مصرف، سپرده‌گذاری، عرضه نیروی کار، موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری و میزان بهره‌برداری از سرمایه را به‌گونه‌ای انتخاب می‌کنند که تابع هدفشان نسبت به قید بودجه حداکثر شود:

$$Max\underset{t}{E}\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left[\begin{array}{c}\varepsilon_t^\beta\left\{\frac{1}{1-\delta_c}(c_t^i - hc_{t-1})^{1-\sigma_c} - \frac{{\varepsilon_t}^l}{1+\sigma_l}(L_t^i)^{1+\sigma_l} + \frac{\varepsilon_t^M}{1-\sigma_m}\left(m_t^{c,i}\right)^{1-\sigma_m}\right\} \\ +\lambda_t\left\{(1+r_{t-1}^d)\frac{d_{t-1}^i}{\pi_t^c} + \frac{m_{t-1}^{c,i}}{\pi_t^c} - T_t^i + \frac{W_t^i}{P_t^c}L_t^i\right. \\ \left. +R_t^k z_t^i k_{t-1}^i - \psi(z_t^i)k_{t-1}^i + Div_i - c_t^i - \gamma_t^{IC}I_t^i - d_t^i - m_t^{c,i}\right\} \\ +Q_t\left\{(1-\delta)k_{t-1}^i + \left[1 - S\left(\frac{I_t^i}{I_{t-1}^i}\right)\right]I_t^i\varepsilon_t^I - k_t^i\right\}\end{array}\right.$$

شرط مرتبه اول در فرایند بهینه یابی خانوار، میزان مصرف، عرضه نیروی کار، موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری، میزان بهره‌برداری از سرمایه و تقاضای پول به‌صورت زیر استخراج می‌شود:

۱. وجود متغیر کاربری سرمایه بدین معناست که همه سرمایه ممکن است مورد استفاده قرار نگیرد و هزینه استفاده از سرمایه بیانگر آن بخشی از سرمایه است که در جریان بهره‌برداری کنار می‌رود.

$$E_t \frac{\varepsilon_t^{\beta}(c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_c}}{\varepsilon_{t+1}^{\beta}(c_{t+1} - hc_t)^{-\sigma_c}} = \beta E_t\left(1 + r_t^d\right)\frac{1}{\pi_{t+1}^c} \quad (۱۱)$$

این معادله که به معادله اولر مصرف شناخته می‌شود، تخصیص بهینه مصرف بین دوره‌ای خانوارها را با توجه به نرخ تنزیل و نرخ سود نشان می‌دهد.

مانده حقیقی پول به‌صورت زیر نشان داده می‌شود که با مصرف رابطه مثبت دارد و کشش آن برابر $\frac{\sigma_c}{\sigma_m}$ است ولی با نرخ سود (بهره) سپرده‌ها رابطه منفی دارد:

$$\varepsilon_t^M (m_t^c)^{-\sigma_m} = (c_t - hc_{t-1})^{-\sigma_c} \times \frac{r_t^d}{1 + r_t^d} \quad (۱۲)$$

معادله اولر سرمایه‌گذاری که مسیر بهینه سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد به‌صورت زیر است:

$$\gamma_t^{IC} = q_t \varepsilon_t{}^I \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right)\frac{I_t}{I_{t-1}}\right] + \beta E_t q_{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \varepsilon_{t+1}^I S'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2 \quad (۱۳)$$

در خصوص تصمیم خانوارها برای عرضه نیروی کار و معادله تعیین دستمزد بر اساس مطالعه ارکگ و همکاران[1] (۲۰۰۰) و کریستیانو و همکاران[2] (۲۰۰۵)، فرض می‌شود هر خانوار یک عرضه‌کننده رقابت انحصاری خدمات نیروی کار متفاوت است که مورد نیاز تولیدکنندگان کالای واسطه‌ای است. خانوارها می‌توانند دستمزد خودشان را با توجه به جانشینی بین خدمات کار متفاوت که توسط پارامتر λ_t^w نشان داده می‌شود، تعیین کنند. احتمال اینکه یک خانوار نماینده بتواند دستمزد اسمی‌اش را به‌صورت بهینه تعدیل کند برابر است با θ_w -1. فرض می‌شود خانوارهایی که فرصت تعدیل دستمزدهای خود پیدا نمی‌کنند، دستمزدشان را نسبت به قیمت‌های گذشته بر اساس رابطه زیر شاخص‌بندی می‌کنند:

$$W_{t+1} = (\pi_t^C)^{\tau_w} W_t \quad (۱۴)$$

τ_w درجه شاخص‌بندی دستمزد است. شاخص کلی دستمزد به شکل زیر است:

$$W_t^{-(\frac{1}{\lambda_t^w})} = \theta_w [W_{t-1}(\pi_{t-1}^c)^{\tau_w}]^{-(\frac{1}{\lambda_t^w})} + (1 - \theta_w)(\bar{W}_t)^{-(\frac{1}{\lambda_t^w})} \quad (۱۵)$$

درنهایت تعدیل بهینه دستمزد حقیقی به‌صورت لگاریتم خطی شده به‌صورت زیر حاصل می‌شود:

1. Erceg *et al.*
2. Christiano *et al.*

$$\hat{w}_t = \frac{\beta}{1+\beta}E\hat{w}_{t+1} + \frac{1}{1+\beta}\hat{w}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}E\hat{\pi}^c_{t+1} - \frac{1+\beta.\tau_w}{1+\beta}\hat{\pi}^c_t + \frac{\tau_w}{1+\beta}\hat{\pi}^c_{t-1} - \frac{1}{1+\beta}.\frac{(1-\beta\theta_w)(1-\theta_w)}{(1+\frac{1+\bar{\lambda}^w}{\bar{\lambda}^w}\sigma_l)\theta_w}\left[\hat{w}_t - \sigma_l.\hat{l}_t - \frac{\sigma_c}{1-h}(\hat{c}_t - h\hat{c}_{t-1}) - \hat{\varepsilon}^l_t - \hat{\lambda}^w_t\right] \quad (۱۶)$$

لگاریتم خطی معادله نرخ تورم که از ترکیب قیمت تولیدات داخلی و وارداتی به دست می‌آید به شکل زیر خواهد بود:

$$\hat{\pi}^c_t = \alpha_c(\bar{\gamma}^{dc})^{1-\eta_c}\hat{\pi}^d_t + (1-\alpha_c)(\bar{\gamma}^{mc})^{1-\eta_c}\hat{\pi}^m_t \quad (۱۷)$$

$\hat{\pi}^m_t$ و $\hat{\pi}^d_t$ به ترتیب نشان‌دهنده تورم تولیدات داخلی و وارداتی است.

۲. بنگاه

در مدل ارائه‌شده، چهار دسته بنگاه وجود دارد. دسته اول بنگاه جمعگر نیروی کار است که رفتار آن در بخش قبل مورد بررسی قرار گرفت. گروه دوم بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای هستند که در بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند و نیروی کار همگن و سرمایه را از خانوار اجاره می‌کنند و محصولات خود را به بنگاه تولیدکننده کالای نهایی عرضه می‌کنند. گروه سوم بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی هستند که تولیدات واسطه‌ای را به کالای نهایی همگن تبدیل می‌کنند و در بازار رقابت کامل فعالیت می‌کنند. علاوه‌براین تعداد زیادی بنگاه واردکننده وجود دارد که با خرید کالاهای همگن از خارج، آن را به خانوارها می‌فروشند.

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، کالای واسطه‌ای و متمایز را بر اساس جمعگر دیکسیت- استیگلیز به شکل زیر ترکیب می‌کند:

$$y_t = \left[\int_0^1 y_t^{j\,1/1+\lambda^p_t}dj\right]^{1+\lambda^p_t} \quad (۱۸)$$

که در آن Y_t کل تولید، Y_t^j تولید بنگاه j ام و λ^p_t یک تکانه مارک-آپ قیمت مانا است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$log\,\lambda^p_t = \rho_p\,log\,\lambda^p_{t-1} + (1-\rho_p)\lambda^p + u^p_t \qquad u_t{}^p \sim N(0,\sigma^2_p) \quad (۱۹)$$

هدف بنگاه تولیدکننده آن است که میزان تقاضای کالای واسطه‌ای را به صورتی تعیین کند که سودش حداکثر یا هزینه‌اش حداقل شود. با حداقل سازی هزینه‌ها، تابع تقاضا به‌صورت زیر خواهد بود:

$$y_t^j = \left(\frac{P_t^j}{P_t^d}\right)^{-\frac{1+\lambda_t^p}{\lambda_t^p}} y_t, \qquad \forall j \in [0,1] \tag{۲۰}$$

رابطه بین شاخص قیمت کالای نهایی داخلی p_t^d و قیمت کالای واسطه‌ای p_t^j به شکل زیر است:

$$P_t^d = \left(\int_0^1 (P_t{}^j)^{-\frac{1}{\lambda_t^p}} dj\right)^{-\lambda_t^p} \tag{۲۱}$$

بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای

بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای با به‌کارگیری نیروی کار، سرمایه و سایر نهاده‌ها به تولید کالاهای واسطه‌ای می‌پردازند و در فرآیند تولید از اعتبارات بانکی استفاده می‌کنند. بدین ترتیب که بنگاه‌ها از واسطه‌گران مالی (بانک‌ها و مؤسسات اعتباری) با نرخ سود r_t^l وام می‌گیرند و آن را در فرایند تولید برای تأمین مالی سرمایه در گردش و نهاده‌های واسطه‌ای استفاده می‌کنند. لازم به ذکر است به دلیل مسلط بودن دولت در اقتصاد و نقش مهمی که بودجه‌های عمرانی در بهره‌وری بخش خصوصی دارد، تشکیل سرمایه دولتی در تابع تولید بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ی لحاظ می‌گردد. یکی از روش‌های نحوه لحاظ موجودی سرمایه دولتی در تابع تولید این است که تشکیل سرمایه بخش دولتی به‌عنوان عامل افزایش‌دهنده بهره‌وری عوامل تولید در اقتصاد محسوب شده و این سرمایه دولتی به‌عنوان عامل افزایش هزینه نهاده نیست[۱].

با توجه به توضیحات فوق، تابع تولید بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای به شکل کاب- داگلاس به شرح زیر است:

$$y_t^{no,j} = A_t(cr_t^j)^{\xi}\left[\left(zk_{t-1}^j\right)^{\alpha}\left(L_t^j\right)^{1-\alpha}\right]^{1-\xi}\left(K_{t-1}^G\right)^{\kappa} - \varphi^j \tag{۲۲}$$

که در آن L_t^j بیانگر نیروی کار مورد استفاده توسط بنگاه j و $\widetilde{K}_{t-1}^j$ موجودی سرمایه مؤثر خصوصی و به‌صورت $\widetilde{K}_{t-1}^j = z_t k_{t-1}^j$ تعریف می‌شود و K_{t-1}^G تشکیل سرمایه دولتی است و فرض می‌شود که برای تمام بنگاه‌ها در این بخش مشترک است. ξ بیانگر سهم اعتبارات بانکی در تولید، φ^j سهم هزینه ثابت در تولید و cr_t^j میزان اعتبارات بانکی است.

۱. در این روش از نحوه ورود سرمایه بخش دولتی در تابع تولید که رهیافت زیربنایی سرمایه دولتی نامیده می‌شود، سرمایه دولتی به عنوان عامل افزایش هزینه نهاده نیست. بسیاری ازمطالعات نظیر کاروالهو و والی (۲۰۱۱) و پیریس و ساکس گارد (۲۰۱۰) از این روش استفاده کرده‌اند.

از حل شرایط مرتبه اول حداقل سازی هزینه‌های بنگاه j ام با توجه مقدار معین تولید، روابط زیر حاصل می‌شود:

$$\frac{k_{t-1}^{j}}{L_t^j} = \frac{\alpha W_t}{(1-\alpha)P_t^d R_t^k} \quad (۲۳)$$

$$\frac{W_t}{P_t^d(1+r_t^l)} \times \frac{\xi}{(1-\xi)(1-\alpha)} = \frac{cr_t}{L_t} \quad (۲۴)$$

با توجه به اینکه هزینه نهایی بنگاه‌های داخلی برابر است با $MC_t^d = \frac{W_t}{MP_L}$، بنابراین هزینه نهایی بنگاه را برحسب قیمت‌های حقیقی می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$mc_t = \frac{W_t}{P_t^d \times (1-\xi)(1-\alpha)\frac{y_t^{no} + \varphi_t^j}{L_t}} \quad (۲۵)$$

مسئله دیگری که بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای با آن مواجه است، تعدیل قیمت‌ها است. در این مطالعه برای تعدیل قیمت‌ها از روش کالوو (۱۹۸۳) استفاده می‌کنیم؛ یعنی در هر دوره تنها $(1-\theta_p)$ درصد از آن‌ها قادر خواهند بود تا به‌طور بهینه قیمت محصول خود را تعدیل کنند، بقیه بنگاه‌ها $(\theta_p$ درصد) که نمی‌توانند در دوره جاری قیمت‌ها را به‌صورت بهینه تعیین کنند، بر اساس قیمت‌های گذشته با استفاده از فرمول زیر به‌صورت جزئی قیمت‌ها را شاخص‌بندی می‌کنند:

$$P_{t+1}^j = (\pi_t^d)^{\tau_p} P_t^j \quad (۲۶)$$

در هر دوره $t \geq 0$ ، هدف بنگاه‌های تولیدی داخلی آن است که ارزش حال جریان سود مورد انتظار دوره‌های آینده را با توجه به تابع تقاضا برای محصول که از سوی تولیدکنندگان نهایی انجام می‌شود، حداکثرکنند؛ یعنی:

$$\underset{p_t^j}{Max} E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_p)^k \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \left\{ \prod_{s=1}^{k} \left(\pi_{t+s-1}^d\right)^{\tau_p} \frac{P_t^j}{P_{t+k}^d} - mc_{t+k}^d \right\} y_{t+k}^j \quad (۲۷)$$

$$s.t$$

$$y_{t+k}^j = \left[\prod_{s=1}^{k} (\pi_{t+s-1}^d)^{\tau_p} \frac{P_t^j}{P_{t+k}^d} \right]^{-\frac{1+\lambda_{t+k}^p}{\lambda_{t+k}^p}} y_{t+k} \quad \forall k \quad \geq 0$$

از حل مسئله فوق و ترکیب آن با رابطه شاخص قیمت تولیدی داخل منجر به منحنی فیلیپس کینزین جدید می‌گردد که شکل لگاریتم خطی آن به‌صورت زیر است:

$$\hat{\pi}_t^d = \frac{\beta}{1+\beta.\tau_p} E_t \hat{\pi}_{t+1}^d + \frac{\tau_p}{1+\beta\tau_p}\hat{\pi}_{t-1}^d + \frac{1}{1+\beta\tau_p}.\frac{(1-\beta\theta_p)(1-\theta_p)}{\theta_p}\widehat{mc}_t + \hat{\lambda}_t^p \quad (۲۸)$$

بنگاه واردکننده

در بخش واردات تعداد زیادی بنگاه وجود دارد که کالاهای همگن را از بازارهای خارجی خریداری می‌کنند. هر بنگاه j کالاهای همگن را از بازارهای جهانی با قیمت $p_t^{*,j}$ خریداری نموده و آن‌ها را به کالاهای وارداتی نهایی تبدیل و سپس آن‌ها را در بازار داخلی به خانوارها و بنگاه‌ها می‌فروشند. واردکنندگان کالاهای متفاوت $c_t^{j,m}$ را با استفاده از جمعگر CES به کالای وارداتی نهایی (c_t^m) به شرح زیر تبدیل می‌کنند:

$$c_t^m = \left[\int_0^1 (c_t^{j,m})^{\frac{1}{1+\lambda_t^{m_c}}}\right]^{1+\lambda_t^{m_c}} \quad (۲۹)$$

مشابه آنچه در قسمت قبل در مورد بنگاه‌های داخلی بیان شد، بنگاه جمعگر ترکیب کالاها را به‌گونه‌ای انتخاب می‌کند که هزینه کالای وارداتی با توجه به مقدار معین مصرف (c_t^m) حداقل شود. از حل شرایط مرتبه اول، تابع تقاضایی که هرکدام از واردکننده j با آن مواجه می‌شود، به‌صورت زیر است:

$$c_t^{j,m} = \left(\frac{p_t^{j,m}}{p_t^m}\right)^{-\frac{1+\lambda_t^m}{\lambda_t^m}} c_t^m \quad (۳۰)$$

که در آن p_t^m شاخص کل قیمت کالاهای وارداتی، $P_t^{j,m}$ قیمت کالای وارداتی jام برحسب پول داخلی و برابر با $EX_t.P_t^{*m,j}$ است که در آن $P_t^{*m,j}$ قیمت کالای وارداتی برحسب دلار و EX_t نرخ ارز اسمی است. با جایگزینی (۳۰) در رابطه (۲۹) شاخص قیمت واردات به دست می‌آید؛ یعنی:

$$p_t^m = \left[\int_0^1 (p_t^{j,m})^{\frac{-1}{\lambda_t^m}} dj\right]^{-\lambda_t^m} \quad (۳۱)$$

که در آن λ_t^m شوک مارک آپ قیمت کالاهای وارداتی است و به‌صورت لگاریتم - خطی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{\lambda}_t^m = \rho_m \hat{\lambda}_{t-1}^m + u_t^m \quad , \quad u_t^m \sim N(0, \sigma_m^2 \quad (۳۲)$$

برای لحاظ کردن اثر انتقال ناقص نرخ ارز بر قیمت داخلی کالاهای وارداتی، فرض می‌شود که هرکدام از بنگاه‌های واردکننده، با چسبندگی قیمت‌ها روبرو هستند. برای مدل‌سازی تعدیل قیمت کالاهای وارداتی به تبعیت از مطالعات آدولفسون (۲۰۰۷) و موناسلی[1] (۲۰۰۵) از روش کالوو (۱۹۸۳) استفاده می‌شود. بدین‌صورت که در هر دوره، $(1-\theta_m)$ درصد از بنگاه‌های واردکننده، قادر خواهند بود که قیمت محصولاتشان را به‌صورت بهینه تعیین کنند و بقیه بنگاه‌ها (θ_m درصد) قیمت محصولاتشان را بر اساس فرمول شاخص‌بندی زیر تعدیل می‌کنند:

$$p_{t+1}^{j,m} = \left(\pi_t^{m_c}\right)^{\tau_m} p_t^{j,m} \qquad (۳۳)$$

در این رابطه $\pi_t^m = \frac{p_t^m}{p_{t-1}^m}$ نرخ تورم بر اساس شاخص قیمت واردات است و τ_m ضریب شاخص‌بندی قیمت واردات است که مقدار آن بین صفر و یک است.

بنگاه‌های واردکننده که امکان تعدیل قیمت را دارند، برای به دست آوردن قیمت بهینه ارزش حال جریان سود انتظاری آتی خود را حداکثر می‌کنند. فرض می‌شود هر بنگاه j قیمت $p_t^{j,m}$ را به‌گونه‌ای تعیین کند که ارزش حال جریان سود انتظاری آتی زیر حداکثر شود؛ یعنی:

$$\underset{p_t^{j,m}}{Max} E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_m)^k \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \left[\prod_{s=1}^{k} (\pi_{t+s-1}^m)^{\tau_m} \frac{p_t^{j,m}}{p_{t+k}^m} - mc_{t+k}^m\right]$$
$$c_{t+k}^{j,m} = \left[\prod_{s=1}^{k} (\pi_{t+s-1}^m)^{\tau_m} \frac{p_t^{j,m}}{p_{t+k}^m}\right]^{-\left(\frac{1+\lambda_{t+k}^m}{\lambda_{t+k}^m}\right)} \qquad (۳۴)$$

که در آن هزینه نهایی بنگاه‌های واردکننده برحسب قیمت‌های حقیقی برای هر $k \geq 0$ برابراست با:

$$mc_t^{mc} = rer_t.(1+\tau_t^{trf}+\omega ct_t^{xm})\frac{rer_t.(1+\tau_t^{trf}+\omega ct_t^{xm})}{\gamma_t^{mc}} \qquad (۳۵)$$

که در آن (ct_t^{xm}) هزینه مبادلات ناشی از اعمال تحریم‌های بین‌المللی است و (τ_t^{trf}) نرخ تعرفه گمرکی است که فرض می‌شود برون‌زا بوده و از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول به‌صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\hat{\tau}_t^{trf} = \rho_{trf}\hat{\tau}_{t-1}^{trf} + u_t^{trf} \quad , \quad u_t^{trf} \sim N(0, \sigma_{trf}^2) \qquad (۳۶)$$

شرایط مرتبه اول رابطه (۳۱)، عبارت حداکثر کردن پس از انجام عملیات جبری به‌صورت زیر است:

1. Monacelli

$$\begin{aligned} & \underset{t}{E}\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta_m)^k\,\lambda_{t+k}\frac{1}{\lambda_{t+k}^m}\left[\prod_{s=1}^{k}\frac{(\pi_{t+s-1}^m)^{\tau_p}}{\pi_{t+s}^m}\right]^{-\frac{1}{\lambda_{t+k}^m}}\frac{\bar{p}_t}{p_t^m}c_{t+k}^{m_c} \\ = \quad & \underset{t}{E}\sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta_m)^k\,\lambda_{t+k}\frac{1+\lambda_{t+k}^m}{\lambda_{t+k}^m}\left[\prod_{s=1}^{k}\frac{(\pi_{t+s-1}^m)^{\tau}}{\pi_{t+s}^m}\right]^{-\frac{1+\lambda_{t+k}^m}{\lambda_{t+k}^m}} mc_{t+k}^m c_{t+k}^m \end{aligned} \qquad (۳۷)$$

با توجه به اینکه در هر دوره تنها $(1-\theta_m)$ درصد از بنگاه‌های واردکننده موفق به تعدیل قیمت‌های خود می‌شوند و مابقی بنگاه‌ها (θ_m درصد) بر اساس قیمت دوره قبل قیمت‌های خود را شاخص‌بندی می‌کنند؛ لذا قاعده تغییرات شاخص قیمت واردات را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$(p_t^m)^{\frac{-1}{\lambda_t^m}} = \theta_m[(\pi_{t-1}^m)^{\tau_m}p_{t-1}^m]^{\frac{-1}{\lambda_t^m}} + (1-\theta_m)(\bar{p}_t^m)^{\frac{-1}{\lambda_t^m}} \qquad (۳۸)$$

شرایط مرتبه اول (حداکثر کردن) و ترکیب آن با قاعده تغییرات شاخص قیمت واردات (رابطه ۳۱)، نهایتاً رابطه پویایی‌های نرخ تورم وارداتی را به‌صورت لگاریتم- خطی، می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t^m = & \frac{\beta}{1+\beta\tau_m}\hat{\pi}_{t+1}^m + \frac{\tau_m}{1+\beta\tau_m}\hat{\pi}_{t-1}^m \\ & + \frac{1}{1+\beta\tau_m}.\frac{(1-\theta_m)(1-\beta\theta_m)}{\theta_m}\widehat{mc}_t^m + \hat{\lambda}_t^m \end{aligned} \qquad (۳۹)$$

رابطه نرخ ارز حقیقی

رابطه نرخ ارز حقیقی برحسب لگاریتم-خطی را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\widehat{rer}_t = \widehat{EX}_t + \hat{p}_t^* - \hat{p}_t^c \qquad (۴۰)$$

این رابطه برحسب نرخ تورم به‌صورت زیر قابل بیان است:

$$\widehat{rer}_t = \widehat{rer}_{t-1} + \hat{\delta}_t^{ex} + \hat{\pi}_t^* - \hat{\pi}_t^c \qquad (۴۱)$$

بخش صادرات

بنگاه‌های صادرکننده، کالاها را از بنگاه‌های تولیدی داخلی خریداری و آن را در بازارهای جهانی می‌فروشند. فرض می‌شود که تقاضا برای کالاهای صادراتی، مشابه تقاضا برای محصولات داخلی است. لذا تابع تقاضا برای صادرات ایران در بازارهای جهانی را که برحسب ارزش دلاری است، می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$X_t = \left(\frac{P_t^e}{P_t^*}\right)^{-\eta^*} C_t^* \qquad (۴۲)$$

که در آن η^* کشش جانشینی بین کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی (به عبارتی صادرات ایران به جهان) در بازارهای جهانی است، P_t^* شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) جهانی، P_t^x شاخص قیمت کالاهای صادراتی ایران در بازارهای جهانی (برحسب دلار) و C_t^* سطح کل مصرف جهان است. ازآنجایی‌که صادرات ایران سهم نسبتاً ناچیزی از کل مصرف دنیا را تشکیل می‌دهد، در معادله فوق می‌توان تولید کشور را جایگزین C_t^* کرد. علاوه‌براین، رشد نرخ ارز به‌عنوان یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر صادرات و هزینه مبادله ناشی از تحریم ct_t^{xm} نیز به معادله اضافه می‌شود. همچنین برای سادگی فرض می‌شود که شاخص قیمت صادرات برابر شاخص قیمت‌های جهانی باشد. لذا تابع صادرات برای کالاها و خدمات به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} x_t &= (ct_t^{xm})^{-\eta_*} y_t^{\alpha^x} \delta^{ex} \eta_t^{EX} \\ ct_t^{xm} &= (\rho_{xm}) ct_{t-1}^{xm} + u^{xm} \\ u_t^{xm} &\sim N(0, \sigma^2) \end{aligned} \qquad (۴۳)$$

۳. واسطه‌گران مالی (بانک‌ها)

فرض می‌شود که بخش مالی سپرده‌ها را از خانوارها دریافت نموده و آن را به‌صورت وام به بنگاه‌های اقتصادی و بخش دولتی تخصیص داده و بخشی از سپرده‌ها را به‌صورت ذخایر نگه می‌دارد. به‌علاوه بانک‌ها ممکن است برخی از منابع خود را از طریق استقراض از بانک مرکزی تأمین کنند.

$$D_t + DC_t^b = L_t{}^f + RR_t \qquad (۴۴)$$

D_t مانده سپرده‌های بانکی، DC_t^b مانده بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و L^f مانده وام به بنگاه‌های اقتصادی است که فرض می‌شود با میزان اعتبارات دریافتی بنگاه‌ها (cr_t) برابر باشد و RR_t جمع سپرده‌های قانونی و احتیاطی است. فرض می‌شود که میزان سپرده‌های قانونی درصدی از میزان کل سپرده‌ها است؛ یعنی:

$$RR_t = \alpha_r D_t \qquad (۴۵)$$

با جایگزینی معادله اخیر در معادله قبلی و تقسیم طرفین به شاخص قیمت رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$(1 - \alpha_r) d_t + dc_t^b = l_t{}^f \qquad (۴۶)$$

به تبعیت از مطالعات پیرز و ساکس گارد[1] (۲۰۱۰) و آگنر و مونتیل (۱۹۹۶) فرض می‌شود که نرخ (بهره) وام‌های اعطایی بانک‌ها به بنگاه‌ها برابر است با مارک آپ به‌علاوه نرخ سود سپرده‌های بانکی.

$$r_t{}^l = r_t{}^d + \mu + u_t^l \qquad (۴۷)$$

که در آن u_t^l شوک نرخ سود (بهره) وام‌های بانکی و به‌صورت $u_t^{ll} \sim N(0, \sigma_l^2)$ است.

۴. دولت و بانک مرکزی

به دلیل عدم استقلال بانک مرکزی در ایران، نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به‌صورت دو بخش مجزا مدل‌سازی نمود، بلکه باید هر دوی این دو بخش را در یک چارچوب در نظر گرفت. دولت سعی دارد تا هزینه‌های خود را به شکل مخارج جاری و عمرانی از طریق درآمدهای حاصل از دریافت مالیات از خانوارها، درآمد حاصل از فروش نفت و سایر درآمدها نظیر فروش اوراق مشارکت و واگذاری شرکت‌های دولتی متوازن سازد. در صورت توازن بودجه از طریق این منابع درآمد، خلق پولی اتفاق نخواهد افتاد و بانک مرکزی قادر به اعمال سیاست پولی بدون در نظر گرفتن محدودیت بودجه دولت خواهد بود؛ اما چنانچه با وجود این منابع درآمدی، کسری اتفاق افتد، دولت از طریق استقراض از بانک مرکزی که به معنی خلق پول است، اقدام به تأمین مالی کسری بودجه خود خواهد کرد.

قید بودجه دولت به قیمت حقیقی از طریق رابطه زیر بیان می‌شود:

$$g_t + \frac{(1 + r_{t-1}^d) b_{t-1}}{\pi_t^c} = \frac{\omega . EX_t . O_t}{P_t^c} + T_t + b_t + other_t + fa_t + \frac{GBD_t}{P_t^c} \qquad (۴۸)$$

که در آن g_t کل مخارج دولت، T_t درآمدهای مالیاتی، b_t اوراق مالی، o_t درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز، EX_t نرخ ارز اسمی، fa_t واگذاری شرکت‌های دولتی $other_t$ سایر درآمدها و GBD_t کسری بودجه دولت است.

مخارج دولت

مخارج دولت به‌صورت مخارج جاری (اعتبارات هزینه‌ای) c_t^g، مخارج عمرانی (تملک دارایی‌های سرمایه‌ای) I_t^g و پرداخت اصل و سود اوراق منتشرشده در دوره قبل (تملک دارایی‌های مالی) u_t^{fg} تعریف می‌شود:

$$g_t = c_t^g + I_t^g + u_t^{fg} \qquad (۴۹)$$

1. peiris & saxegaard

مخارج عمرانی دولت (به شکل لگاریتمی) از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول به‌صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$log\, I_t^g = \rho_{Ig}\, log\, I_{t-1}^g + (1-\rho_{Ig})\, \bar{log}\, I^g + v_o u_t^o + u_t^{Ig} \quad (۵۰)$$

که در آن $\bar{I}^g$ مخارج عمرانی دولت در شرایط تعادلی بلندمدت است.

ازآنجایی‌که سرمایه‌گذاری دولتی به‌تدریج در طول زمان شکل می‌گیرد، یعنی از زمان تخصیص منابع بودجه برای سرمایه‌گذاری تا زمان به ثمر نشستن آن به سرمایه‌گذاری زمان می‌برد، لذا سرمایه‌گذاری دولتی تابعی از میزان تخصیص منابع برای سرمایه‌گذاری منابع برای سرمایه‌گذاری (Ag) در طول دوره‌های گذشته است.

$$I_t^g = \varphi_0 A_t^g + \varphi_1 A_{t-1}^g + \varphi_2 A_{t-2}^g + \varphi_3 A_{t-3}^g \quad (۵۱)$$

از سوی دیگر میزان تخصیص منابع برای سرمایه‌گذاری از فرایند AR(1) زیر تبعیت می‌کند:

$$log\, A_t^g = \rho_{Ag}\, log\, A_{t-1}^g + v_0 \omega u_t^o + u_t^{Ag} \quad (۵۲)$$

به‌علاوه، ازآنجایی‌که معمولاً رفتار دولت در ایران به نحوی بوده است که با کاهش درآمدهای نفتی، میزان مخارج عمرانی کم شده و دولت کمتر از مخارج جاری خود کم می‌کند (و بالعکس)، لذا تکانه نفتی (u_t^o) دارای تأثیر مثبت بر روی مخارج عمرانی دولتی است.

در معادله فوق، u_t^{Ag} تکانه تخصیص منابع سرمایه‌گذاری دولتی است که مستقل از تکانه افزایش درآمدهای نفتی است و توسط تصمیم‌گیری‌های دولت مشخص می‌شود.

معادله فرایند انباشت موجودی سرمایه دولتی به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$k_t^g = (1-\delta_G) k_{t-1}^g + \varepsilon^g I_t^g \quad (۵۳)$$

که در آن k_t^g موجودی سرمایه دولتی، I_t^g سرمایه‌گذاری دولتی (مخارج عمرانی) در زمان t، δ_g نرخ استهلاک سرمایه دولتی و $\varepsilon^g \in [0,1]$ معیار کارایی سرمایه‌گذاری دولتی است. مخارج جاری دولت (اعتبارات هزینه‌ای) به شکل لگاریتمی از فرایند زیر تبعیت می‌کند که در آن تابعی از مخارج مصرفی دوره قبل، درآمد مالیاتی و درآمدهای نفتی است:

$$log\, c_t^g = \rho_{cg}\, log\, c_{t-1}^g + T + (1-v_0)\omega u_t^o + u_t^{cg}$$
$$u_t^{cg} \sim N(0, \sigma_{cg}^2) \quad (۵۴)$$

درآمدهای دولت

منابع مالی دولت برای تأمین مالی هزینه‌ها شامل درآمدهای نفتی، مالیات‌ها، اوراق مشارکت و واگذاری شرکت‌های دولتی و ... است. درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت به‌صورت برون‌زا بوده و فرض

می‌شود که از یک فرایند خود رگرسیون مرتبه اول تبعیت نموده و به شکل لگاریتم- خطی می‌توان آن را به شکل زیر در نظر گرفت:

$$\hat{o}_t = \rho_{\circ}\hat{o}_{t-1} + u_t^o, \qquad u_t^o \sim i.i.dN(0,\sigma_o^2) \tag{۵۵}$$

که در آن $\hat{o}_t$ انحراف لگاریتم درآمد ارزی صادرات نفت (برحسب دلار) در دوره t است.

کسری بودجه و روش‌های مختلف تأمین مالی آن

درصورتی‌که تأمین مخارج دولت از محل درآمدهای مالیاتی، نفت و واگذاری شرکت‌های دولتی تأمین نشود، دولت با کسری بودجه مواجه می‌شود. در صورت وجود کسری بودجه، دولت از طرق مختلف نظیر استقراض از بانک مرکزی (از طریق پولی کردن)، استقراض از بانک‌ها و انتشار اوراق مشارکت جدید تأمین مالی می‌کند.

فرض می‌شود که کسری بودجه دولت از طریق فرایند تصادفی به‌صورت زیر تعیین شود:

$$\begin{aligned} gbd_t &= u_t^{gbd} \\ u_t^{gbd} &\sim N(0,\sigma_{gbd}^2) \end{aligned} \tag{۵۶}$$

در صورت بروز کسری فرض می‌شود که دولت بخشی از آن را از طریق فروش اوراق مشارکت تأمین می‌کند. فرض می‌شود که فرایند انتشار اوراق مشارکت از طریق معادله زیر تبعیت کند:

$$b_t = \alpha^{gbd}.gbd_t + \frac{b_{t-1}}{\pi_t^c} \tag{۵۷}$$

آن بخش از کسری بودجه دولت که از طریق اوراق مشارکت تأمین نمی‌شود، به‌صورت بدهی دولت به بانک مرکزی تأمین اعتبار خواهد شد.

$$dc_t^g = (1-\alpha^{gbd}).gbd_t + \frac{dc_{t-1}^g}{\pi_t^c} \tag{۵۸}$$

بانک مرکزی

ترازنامه بانک مرکزی از سمت منابع به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$MB_t = DC_t^g + DC_t^b + EX_t^f.FR_t \tag{۵۹}$$

که در آن MB_t پایه پولی، DC_t^g خالص بدهی دولت به بانک مرکزی، DC_t^b بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی و FR_t خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به‌صورت دلاری و EX_t^f نرخ ارز اسمی است.

با تقسیم طرفین به شاخص قیمت‌ها رابطه اخیر برحسب قیمت‌های حقیقی به دست می‌آید:

$$mb_t = dc_t + dc_t^b + rer_t^f \times fr_t \quad (۶۰)$$

تغییر در خالص دارائی‌های خارجی بانک مرکزی (به‌صورت ارزی) از رابطه زیر تبعیت می‌کند که از قیمت نفت متأثر می‌شود:

$$fr_t - fr_{t-1}/\pi_t^* = \frac{(O_t + P_t^e.x_t - P_t^{*m}c_t^m)}{P_t^*} \quad (۶۱)$$

بنابراین، تغییر در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به خالص ارز ورودی به کشور بستگی دارد.

۵. سیاست‌گذاری پولی

فرض می‌شود که ابزار سیاست‌گذاری پولی در اختیار بانک مرکزی، نرخ رشد نقدینگی است. سیاست‌گذار نرخ رشد نقدینگی را به‌صورت کاملاً صلاحدیدی در جهت رسیدن به سه هدف خود، یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه، انحراف تورم از تورم هدف و نرخ ارز حقیقی تعیین می‌کند. در مورد انحراف تولید و نرخ ارز حقیقی از مقدار هدف آن، شکاف تولید و نرخ ارز حقیقی لحاظ می‌گردد؛ اما در مورد تورم شرایط کمی متفاوت است. در اقتصاد ایران هدف‌گذاری صریح تورم وجود ندارد؛ اما همیشه مقام پولی سطح آستانه‌ای از تورم را دارد که انحراف تورم از آن سطح آستانه، تعیین‌کننده نحوه سیاست‌گذاری پولی است؛ لذا نوعی هدف‌گذاری ضمنی تورم در اقتصاد ایران وجود دارد. با توجه به این نکات تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی (به شکل لگاریتم-خطی) به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{\theta}_t = \rho_\theta \hat{\theta}_{t-1} + \theta_\pi(\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t^T) + \theta_y \hat{y}_t + \theta_{rer} rer_t + \varepsilon_t^\theta \quad (۶۲)$$

$$\hat{\pi}_t^T = \rho_{\pi^T} \hat{\pi}_{t-1}^T + u_t^{\pi^T} \qquad u_t^{\pi^T} \sim N(0.\sigma_{\pi^T}^2) \quad (۶۳)$$

$$\varepsilon_t^\theta = \rho_\theta \varepsilon_{t-1}^\theta + u_t^\theta \qquad u_t^\theta \sim N(0.\sigma_\theta^2) \quad (۶۴)$$

که در آن $\hat{\theta}_t$ نرخ رشد اسمی نقدینگی و $\hat{\pi}_t$ ، $\hat{y}_t$ و rer_t به ترتیب انحراف نرخ تورم و لگاریتم تولید و نرخ ارز حقیقی از مقادیر وضعیت پایدارشان، θ_π، θ_y و θ_{EX} ضریب اهمیتی که سیاست‌گذار به ترتیب برای شکاف تورم، تولید و رشد نرخ ارز لحاظ می‌کند و $\hat{\pi}_t^T$ بیانگر انحراف تورم هدف ضمنی از مقادیر تعادلی آن است که فرض شده از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌کند. ε_t^θ تکانه سیاست‌گذاری پولی است که خود از یک فرایند تصادفی AR(1) تبعیت می‌کند.

تحت چارچوب فوق، امکان بررسی قواعد مختلف سیاست پولی تحت نظام‌های ارزی سه‌گانه به شرح زیر فراهم می‌آید:

۱. زمانی که $\theta_\pi \to \infty$ بانک مرکزی انحراف تورم از سطح هدف را در سیاست‌گذاری مدنظر قرار می‌دهد و چارچوب رژیم ارزی شناور حاکم است.

۲. زمانی که $\theta_\pi \to 0$ بانک مرکزی رژیم نرخ ارز ثابت را بکار بسته است.
۳. و در حالت بینابین، بانک مرکزی رژیم نرخ ارز شناور مدیریت‌شده را در دستور کار دارد.

ضریب فزاینده پولی

علاوه بر پایه پولی، ضریب فزاینده پولی (mm_t) نیز در تعیین حجم نقدینگی (M_{2t}) مؤثر است. طبق تعریف، رابطه بین ضریب فزاینده پولی و نقدینگی از طریق اتحاد زیر تعیین می‌شود:

$$M_{2t} = mm_t \times MB_t \qquad (۶۵)$$

در این مطالعه فرض شده است که ضریب فزاینده پولی یک متغیر برون‌زا بوده و تحت تأثیر یک تکانه تصادفی است و از یک فرایند تصادفی (به‌صورت لگاریتم خطی شده) تبعیت می‌کند:

$$\widehat{mm}_t = \rho_{mm}\widehat{mm}_{t-1} + u_t^{mm} \qquad u_t^{mm} \sim N(0, \sigma_{mm}^2) \qquad (۶۶)$$

۶. سیاست‌گذاری ارزی

برای تصریح قاعده سیاستی نرخ ارز که بر اساس آن بانک مرکزی نرخ ارز را مدیریت می‌کند، می‌توان به این صورت بیان نمود که بانک مرکزی تلاش می‌کند که برای حفظ رژیم نرخ ارز مدیریت شناور به دو هدف زیر برسد. اول، بانک مرکزی تلاش می‌کند تا رقابت‌پذیری را در اقتصاد حفظ کند. برای رسیدن به هدف، تفاوت بین تورم داخلی و خارجی را مورد ملاحظه قرار می‌دهد. برای مثال، وقتی که نرخ تورم داخلی نسبت به خارجی افزایش یابد، بانک مرکزی تلاش می‌کند تا ارزش ریال را در برابر ارزهای خارجی کاهش دهد، یعنی نرخ ارز افزایش می‌یابد. دوم، بانک مرکزی می‌خواهد ذخایر ارزی خود را در یک سطح معقولی نگه دارد. وقتی که ذخایر ارزی بانک افزایش می‌یابد، بانک مرکزی می‌تواند نرخ ارز را از طریق عرضه بیشتر ارز در بازار کاهش دهد. ولی در مواقعی که وضعیت ذخایر ارزی بانک مرکزی شرایط مناسب قرار نگیرد، قدرت مانور بانک برای عرضه بیشتر ارز کم شده و لذا نمی‌تواند نرخ ارز را نگه دارد.

با توجه به نکات فوق، قاعده سیاستی ارز را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\frac{\delta_t^{EX}}{\delta^{EX}} = \left(\frac{\delta_{t-1}^{EX}}{\delta^{EX}}\right)^{k_0} \left(\frac{\pi_t}{\pi_t^T}\right)^{k_1} \left(\frac{\frac{rer_t \times fr_t}{mb_t}}{\frac{rer \times rer}{mb}}\right)^{k_2} u_t^{\delta^{EX}} \qquad (۶۷)$$

که در آن δ_t^{EX} نرخ رشد نرخ اسمی ارز، π_t^c نرخ تورم بر مبنای شاخص CPI، π_t^T نرخ تورم مورد هدف، $\frac{rer_t \times fr_t}{mb_t}$ نسبت خالص ذخایر خارجی بانک مرکزی به پایه پولی و $u_t^{\delta^{EX}}$ جمله اختلال است که فرض می‌شود که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_{ER} است:

$$u_t^{\delta^{EX}} \sim N\left(0, \sigma_{\delta^{EX}}^2\right) \qquad (۶۸)$$

۷. بقیه دنیا

بقیه دنیا به‌صورت برون‌زا در نظر گرفته می‌شود؛ یعنی متغیرهای تورم خارجی و تولید خارجی به‌صورت برون‌زا در مدل لحاظ می‌شود. به تبعیت از مطالعه آدولفسون و همکاران (۲۰۰۷) و جوستیانو و پرستون[1] (۲۰۱۰)، بقیه دنیا را به‌صورت بردار خود رگرسیون (VAR) مدل‌سازی می‌شود.

فرض می‌شود که متغیرهای خارجی به‌صورت بردار $F^* = [\pi_t^*, y_t^*]$ بیان شود که در آن π_t^* نرخ تورم خارجی و به‌صورت $\pi_t^* = \frac{P_t^*}{P_{t-1}^*}$ تعریف می‌شود. جایی که P_t^* بیانگر شاخص قیمت مصرف‌کننده بقیه دنیا و y_t^* تولید ناخالص داخلی بقیه دنیا است. لذا می‌توان رابطه متغیرهای خارجی را به‌صورت زیر مدل‌سازی کرد:

$$F_t^* = AF_{t-1}^* + u_t^* \qquad (۶۹)$$

بردار u_t^* جزء اختلال سیستم معادلات بیان‌شده در رابطه فوق است که از فرایند زیر تبعیت می‌کند:

$$u_t^{\pi^*} \sim N(0, \sigma_{\pi^*}^2) \qquad (۷۰)$$

$$u_t^{y^*} \sim N(0, \sigma_{y^*}^2) \qquad (۷۱)$$

پارامترهای ماتریس A با استفاده از داده‌های بقیه دنیا برآورد و سپس وارد مدل DSGE می‌گردد.

۸. تعادل بازار

بازار کالای نهایی وقتی در تعادل است که تولید برابر تقاضای خانوارها برای مصرف و سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و صادرات منهای واردات باشد:

$$y_t^T = c_t + c^g{}_t + I_t^T + ex_t\left(\frac{P_t^e x_t + O_t}{P_t^c}\right) - \frac{P_t^{mc} c_t^m + P_t^{mc} I_t^m}{P_t^c} \qquad (۷۲)$$

که در آن $I_t^T = I_t + I_t^g$ برابر با مجموع سرمایه‌گذاری خصوصی و سرمایه‌گذاری دولتی است؛ لذا:

$$y_t^T = c_t + c^g{}_t + I_t + I_t^g + \frac{ex_t(P_t^e x_t + O_t)}{P_t^c} - \frac{P_t^{mc} c_t^m + P_t^{mc} I_t^m}{P_t^c} \qquad (۷۳)$$

$$y_t^T = c_t + c^g{}_t + I_t + I_t^g + rer_t \times \gamma_t^{e*} \times x_t + rer_t \times o_t - \gamma_t^{mc}(c_t^m + I_t^m) \qquad (۷۴)$$

1. Justiniano & Preston

نتایج تجربی مدل

۱. کالیبراسیون

کالیبراسیون یک تکنیک اقتصادسنجی است که از روش‌های تخمین [1] متفاوت است. این رهیافت شامل یک سری مراحل است که در پی ارائه جواب‌های مقداری برای پارامترهای الگو است. در این بخش برای کالیبره کردن مدل، از داده‌های فصلی اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۴۰۱-۱۳۶۸ استفاده کرده‌ایم. تمامی داده‌ها پس از تعدیل فصلی و با استفاده از فیلتر هدریک پرسکات روند زدایی شده‌اند. برخی از پارامترها از مقادیر وضعیت پایدار متغیرها استخراج می‌شوند و لذا نیازی به برآورد آنان وجود ندارد. از جمله این پارامترها می‌توان به نرخ استهلاک سرمایه اشاره کرد. پارامترهایی که بر اساس داده‌های اقتصاد ایران قابل کالیبره کردن هستند، در جدول شماره (۱) خلاصه شده‌اند.

همچنین تعدادی از پارامترهای مدل مانند ضرایب معادلات خودرگرسیونی با توسل به توصیه پلاسر [2] (۱۹۸۹) چنان انتخاب شده‌اند که حداکثر انطباق بین گشتاورهای پیش‌بینی‌شده‌ی مدل و گشتاورهای نمونه‌ی واقعی به دست آمده است.

جدول ۱. پارامترهای کالیبره شده مدل بر اساس داده‌های اقتصاد ایران

مقدار	تعریف پارامترها	نماد پارامتر در کدنویسی
۰/۵۶	نسبت مصرف به تولید	$(\frac{\overline{C}}{y})$
۰/۲۶	نسبت کل سرمایه‌گذاری (دولتی و غیردولتی) به تولید	$(\frac{\overline{I}}{y})$
۰/۱۶۵	نسبت مخارج مصرفی دولتی به تولید	$(\frac{\overline{C^g}}{y})$
۰/۱۰۶	نسبت صادرات نفتی به تولید	$\left(\frac{\overline{xo_T}}{y}\right)$
۰/۱۲۲	نسبت صادرات غیرنفتی به تولید	$\left(\frac{\overline{xno_T}}{y}\right)$
۰/۲۱۲	نسبت کل واردات به تولید	$\left(\frac{\overline{m_T}}{y}\right)$
۰/۷۳۴۸	نسبت سرمایه‌گذاری خصوصی به کل سرمایه‌گذاری	$(\frac{\overline{I}}{I_T})$
۰/۲۶۵۲	نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به کل سرمایه‌گذاری	$\left(\frac{\overline{I^g}}{\mathrm{I_T}}\right)$
۱/۰۷۵	نسبت صادرات نفتی به خالص دارائی‌های خارجی بانک مرکزی	$(\frac{\overline{o}}{\overline{fr}})$
۰/۴۱۵	نسبت صادرات غیرنفتی به خالص دارائی‌های خارجی بانک مرکزی	$(\frac{\overline{pe_{xx}}}{fr})$
۰/۵۰۷۷	نسبت کل واردات به خالص دارائی‌های خارجی بانک مرکزی	$(\frac{\overline{tm}}{\overline{fr}})$
۰/۹۸	نسبت بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به کل سپرده‌های بانکی	$(\frac{\overline{DC^b}}{\overline{D}})$

۱. تقریب‌های کوآدراتیک، تقریب با استفاده از گسسته‌سازی، تقریب‌های خطی‌سازی با لگاریتم، تقریب مرتبه دوم و پارامتری کردن انتظارات

2. Plosser

مقدار	تعریف پارامترها	نماد پارامتر در کدنویسی
۰/۷۳۷۹	نسبت مانده تسهیلات بانکی به بخش غیردولتی به کل سپرده‌های بانکی	$(\frac{\overline{l^f}}{\overline{D}})$
۰/۷۵۹۷	نسبت مخارج جاری دولت به کل مخارج	$(\frac{\overline{c^g}}{\overline{g}})$
۰/۱۶	نسبت مخارج عمرانی به کل مخارج	$(\frac{\overline{I^g}}{\overline{g}})$
۰/۰۸	نسبت تملک دارایی‌های مالی دولت به کل مخارج	$(\frac{\overline{f^g}}{\overline{g}})$
۰/۲۵۷	سهم درآمدهای نفتی در بودجه دولت	$(\frac{\overline{o}}{\overline{g}})$
۰/۳۲۷	سهم درآمدهای مالیاتی در بودجه دولت	$(\frac{\overline{T}}{\overline{g}})$
۰/۱۴۹	نسبت سایر درآمدهای دولت به کل مخارج دولت	$(\frac{\overline{OT}}{\overline{g}})$
۰/۲۰۱	نسبت خالص بدهی بخش دولتی به پایه پولی	$(\frac{\overline{DC^g}}{\overline{mb}})$
۰/۴۹۰۸	نسبت بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به پایه پولی	$(\frac{\overline{DC^b}}{\overline{mb}})$
۱/۱۱۷۸	نسبت خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به پایه پولی	$(\frac{\overline{fr}}{\overline{mb}})$
۰/۲۷۴۶	نسبت اسکناس و مسکوک در گردش به پایه پولی	$(\frac{\overline{mc}}{\overline{mb}})$
۵/۰۰۷	نسبت کل سپرده‌های بانکی به پایه پولی	$(\frac{\overline{D}}{\overline{mb}})$
۱/۱۵۹	نسبت ارزش افزوده بخش نفتی به کل تولید	$(\frac{\overline{yo}}{\overline{y}})$
۰/۰۱۳۹	نرخ استهلاک	δ
۱/۷	حساسیت مقام پولی به شکاف تورم	$\theta_\pi*$
۰/۵۲	حساسیت مقام پولی به شکاف تولید	θ_y
۰/۹۷	حساسیت مقام پولی به تغییرات نرخ ارز حقیقی	θ_{rer}
۱/۹	ضریب تغییرات نرخ ارز در تابع عکس‌العمل سیاست ارزی	k_1
۱/۶۳	ضریب نسبت ذخایر خارجی به پایه پولی در تابع عکس‌العمل سیاست ارزی	k_2

منبع: محاسبات محقق بر اساس داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره ۱۴۰۱-۱۳۶۸

* اندازه حساسیت مقام پولی نسبت به تورم در مدل رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده مقداری برابر ۱/۷- است درحالی‌که این حساسیت در مدل رژیم ارزی ثابت برابر صفر است.

۲. سنجش اعتبار مدل

به‌منظور ارزیابی الگو، توابع عکس‌العمل آنی متغیرها، برای مشاهده تأثیر شوک بر متغیر مورد نظر بررسی می‌شوند. مدل ارائه‌شده در این مقاله با استفاده از برنامه داینر[1] در محیط نرم‌افزار متلب

۱. برنامه‌ای است که به منظور حل و شبیه‌سازی مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پایدار در فضای نرم افزار MATLAB طراحی شده است.

کدنویسی و اجرا شده است. در ادامه به تحلیل نتایج ارائه‌شده توسط برنامه داینر که شامل خلاصه‌ای از گشتاورهای متغیرها و توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای کلان اقتصاد پرداخته خواهد شد.

۳. بررسی گشتاورها

با استفاده از پارامترهای برآورد شده و نسبت‌های محاسبه‌شده می‌توان اقدام به شبیه‌سازی سری زمانی متغیرها در مدل کرد که هرچه گشتاورهای این سری‌های شبیه‌سازی‌شده با گشتاورهای سری‌های زمانی متناظر در دنیای واقعی بیشتر به هم نزدیک باشد، نشان از موفقیت مدل ارائه‌شده در شبیه‌سازی دنیای واقعی دارد.

گشتاورهای مورد توجه اغلب عبارت‌اند از انحراف معیار متغیرهای اصلی نظیر، تورم، تولید، مصرف و اشتغال که معیاری برای نوسانات در یک اقتصاد است. نسبت انحراف معیار متغیرهای مورد توجه به انحراف معیار متغیری همچون تولید که مبنا قرار گرفته است، نوسانات نسبی را بیان می‌کند که به نوعی کشش نوسانات را بیان خواهد کرد. ضریب همبستگی بین سری‌های زمانی برخی از متغیرها هم‌حرکتی بین متغیرها را نشان می‌دهد.

در جدول شماره (۲) نتایج حاصل از مقایسه گشتاورهای مربوط به تورم، مصرف، اشتغال و تولید که از جمله متغیرهای مهم مدل هستند که نوسانات آن‌ها بیانگر نوسانات و ادوار تجاری یک کشور است، نشان داده شده است که بیانگر موفقیت نسبی مدل در شبیه‌سازی دنیای واقعی است. همچنین نوسانات نسبی گزارش‌شده برای متغیرهای مورد نظر، کشش انحرافات آن‌ها را نسبت به انحرافات تولید را نشان می‌دهد.

جدول ۲. مقایسه گشتاورهای حاصل از مدل با گشتاورهای داده‌های دنیای واقعی

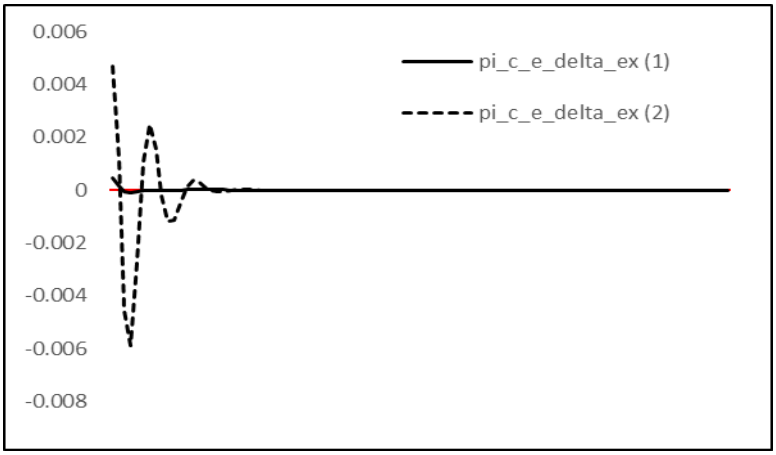
متغیرها	نوسانات (انحراف معیار)		نوسانات نسبی (نسبت انحراف معیار متغیر به انحراف معیار تولید)	
	مقدار مشاهده‌شده در داده‌های واقعی	مقدار کالیبره شده در مدل	مقدار مشاهده‌شده در داده‌های واقعی	مقدار کالیبره شده در مدل
تورم	0/018	۰/۰۳۱	۰/۶	۰/۷۳
مصرف	0/022	0/102	۰/۷۳	۲/۴
اشتغال	۰/۰۲۴	0/049	۰/۸	۱/۱۶
تولید	0/03	0/042	۱	۱

منبع: محاسبات محقق

نمونه مورد بررسی حاوی داده‌های فصلی از سال ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ است.

برای روند زدایی متغیرها از روش فیلتر هدریک پرسکات با احتساب $\lambda = ۶۷۷$ استفاده شده است.

۴. بررسی توابع عکس‌العمل آنی



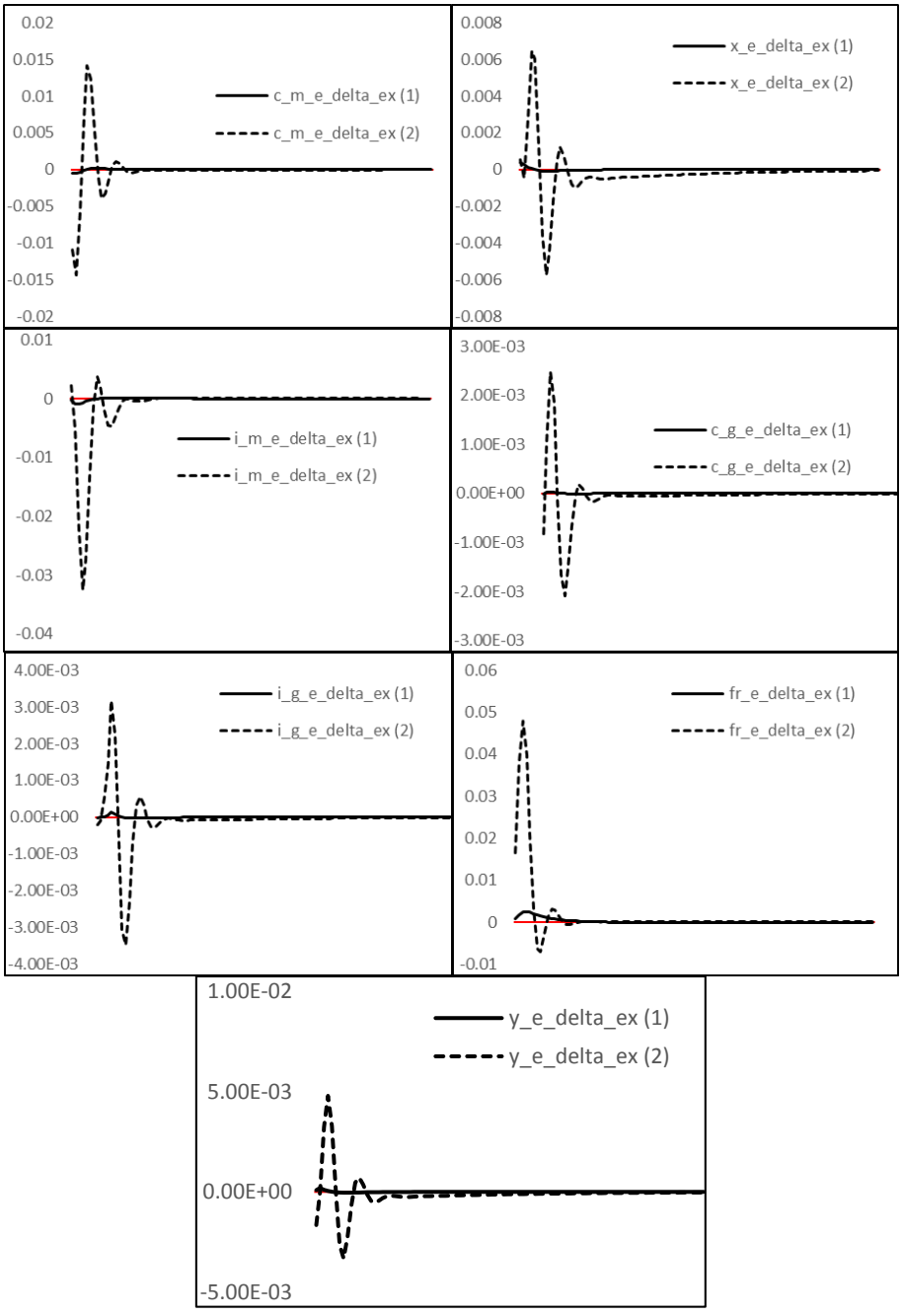
نمودار ۱. مقایسه اثر شوک ارز بر تورم در رژیم‌های ثابت و شناور مدیریت شده

در این قسمت آثار یک شوک نرخ رشد اسمی ارز در بازار به اندازه یک انحراف معیار (۰/۰۵ درصد) بر تورم نشان داده شده است. در نمودار شماره (۱) آثار این شوک بر تورم در رژیم‌های ارزی شناور مدیریت‌شده و ثابت نشان داده شده است. خط ممتد نتایج تابع واکنش در رژیم ارزی ثابت است و خط‌چین نتایج تابع واکنش مدل در رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده است. تمایز این مدل از طریق حساسیت مقام پولی نسبت به انحراف تورم از مقادیر هدف‌گذاری شده حاصل شده است؛ بدین شرح که در مدل (۱) رژیم ارزی ثابت برابر با صفر ($\theta_\pi = 0$)، درحالی‌که در رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده برابر با ۱/۷ است.

همان‌گونه که نمودار مقایسه‌ای نشان می‌دهد، اثر شوک نرخ رشد اسمی ارز بر تورم در هر دو رژیم ارزی مثبت بوده است. در رژیم ارزی ثابت، شوک ارزی در مقایسه با رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده، تورم را به میزان کمتری افزایش داده است که این امر مؤید نتایج مطالعات صورت گرفته مبنی بر اینکه رژیم‌های ارزی ثابت با تورم کمتری همراه هستند، است.

در نمودارهای تابع واکنش، خط ممتد مدل با شماره (۱) بیانگر نتایج در رژیم ارزی ثابت است و خط‌چین مدل شماره (۲) بیانگر نتایج در رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده است. در ادامه در نمودارهای مقایسه‌ای تلاش شده است واکنش متغیرهای صادرات (x)، مصرف وارداتی (c_m)، مصرف دولتی (c_g)، واردات نهاده‌ها (i_m)، ذخایر خارجی (fr)، بودجه عمرانی و یا سرمایه‌گذاری بخش دولتی (i_g) و تولید کل (y) نسبت به شوک نرخ ارز (e_delta_ex)، شوک تحریم‌های خارجی (e_san) و شوک پولی (e_liqu) گزارش شود.

الف. مقایسه اثر شوک ارزی بر متغیرهای اقتصادی



نمودار ۲. مقایسه اثر شوک ارز بر متغیرهای اقتصادی در رژیم‌های ثابت و شناور مدیریت‌شده

تجارت: در رژیم ارزی ثابت، وارد شدن شوک ارزی در ابتدا باعث می‌شود صادرات افزایش یابد و واردات با کاهش مواجه شود. البته اثر شوک ارزی بر واردات کالاهای مصرفی و نهاده‌ها یکسان نیست. شوک ارزی موجب می‌شود واردات نهاده‌ها با کاهش مواجه شود و به دلیل اولویت دولت در واردات کالاهای اساسی مصرفی نظیر گندم، برنج، روغن، گوشت و...، این کاهش تشدید می‌شود. لازم به ذکر است در سال‌های اخیر و با تشدید تحریم‌های بین‌المللی منابع ارزی کشور محدود شده است و اولویت‌بندی نیازهای ارزی کشور و تأمین ارز مورد نیاز برای واردات کالاهای اساسی مصرفی در دستور کار دولت قرار دارد؛ ازاین‌رو اختصاص سهم بیشتر منابع ارزی کشور به واردات کالاهای اساسی مصرفی، منجر به کاهش سهم واردات نهاده‌ها شده است. همان‌گونه که نمودار نشان می‌دهد، در اثر وارد شدن شوک ارزی و گران شدن کالاهای وارداتی، در ابتدا مصرف این کالاها کاهش پیدا کرده است، اما به دلیل ضرورت تأمین امنیت غذایی و سیاست دولت در حمایت از اقشار آسیب‌پذیر و تخصیص ارز ترجیحی برای واردات کالاهای اساسی، میزان واردات کالاهای مصرفی، به‌تدریج افزایش یافته است. این در حالی است که اثر مثبت شوک ارزی بر واردات نهاده‌ها که مشمول دریافت ارز ترجیحی نیستند، بیشتر است و همین امر موجب می‌شود تا اثر منفی شوک ارزی برای مدت‌زمان طولانی‌تری دوام داشته باشد.

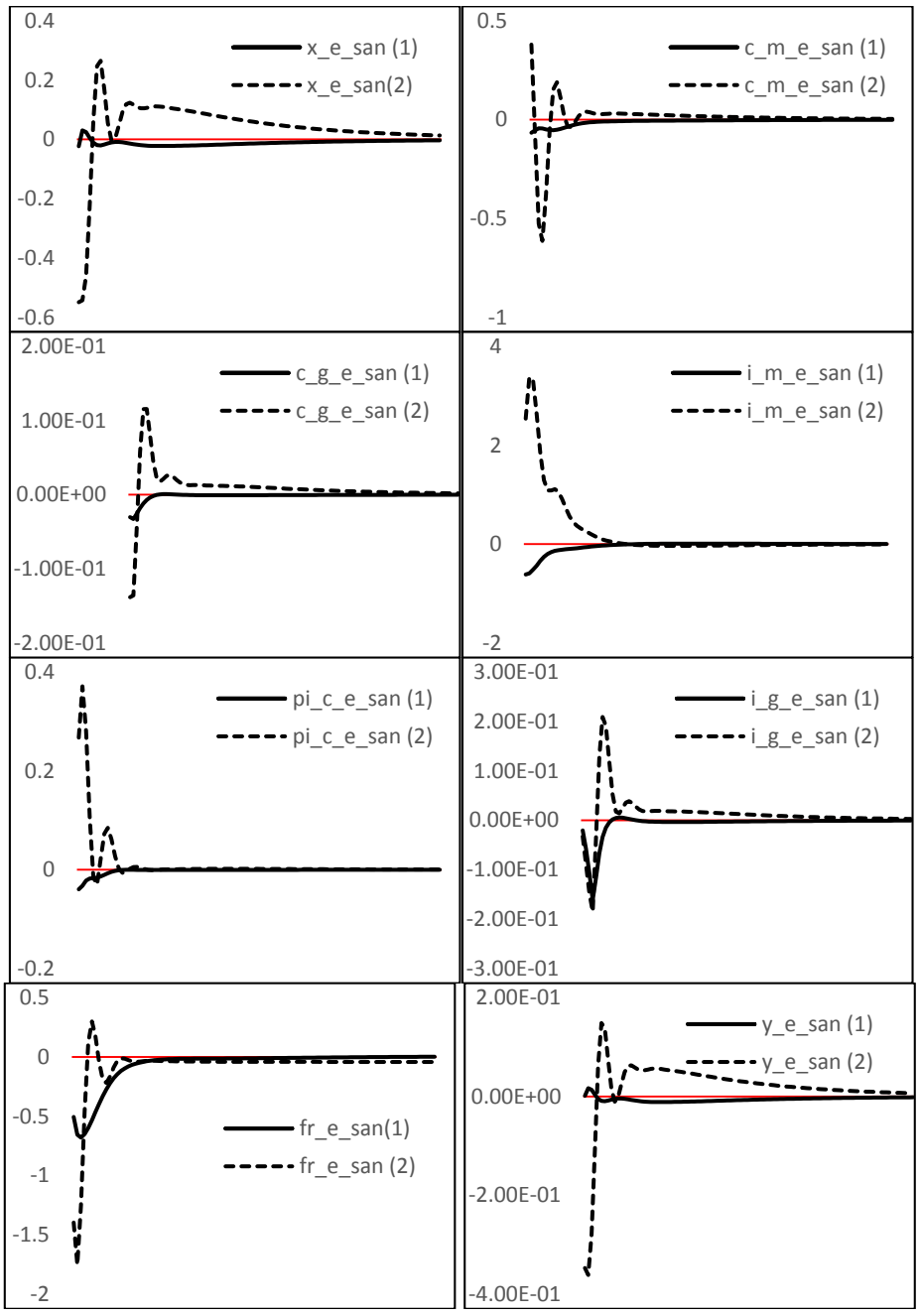
لازم به ذکر است در رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده، اثرات شوک ارزی در مقایسه با رژیم ارزی ثابت، با شدت بیشتری بر میزان واردات کالاهای مصرفی اثر می‌گذارد و منجر به کاهش بیشتر آن خواهد شد که دلیل آن این است که در رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده، بانک مرکزی درصدد ثبات نرخ ارز نیست و به نرخ ارز اجازه داده می‌شود تا آزادانه تنظیم شو ، ازاین‌رو اثر شوک ارزی به میزان بیشتری در قیمت کالاهای مصرفی وارداتی منعکس می‌شود و بدین ترتیب تقاضا برای کالاهای مصرفی وارداتی به میزان بیشتری کاهش می‌یابد. درحالی‌که در رژیم ارزی ثابت اثر شوک نرخ ارز بر نرخ ارز، توسط مقام پولی خنثی می‌شود و اثر شوک ارزی کمتر به قیمت کالاها منتقل خواهد شد و به‌تبع اثر کمتری بر تغییر واردات کالاهای مصرفی خواهد داشت.

عملکرد دولت: شوک ارزی بر عملکرد (مصارف) دولت دو اثر متناقض دارد؛ از یک سو با افزایش نرخ ارز و نرخ تبدیل درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت به ریال، درآمد ریالی دولت افزایش می‌یابد و از طرف دیگر هزینه‌های ارزی (یارانه ارز ترجیحی برای واردات کالاهای اساسی افزایش می‌یابد). همان‌گونه که نمودار نشان می‌دهد، برآیند این اثرات در لحظه شوک منفی و هزینه‌های ناشی از افزایش نرخ ارز بیش از منافع آن برای دولت بوده است. لازم به ذکر است اثر منفی شوک ارزی بر مصارف دولت، در رژیم شناور مدیریت‌شده در مقایسه با رژیم ثابت بیشتر بوده است؛ زیرا در رژیم ارزی ثابت، بانک مرکزی متعهد به حفظ نرخ ارز ثابت است و این تعهد به حفظ نرخ ارز ثابت، می‌تواند باعث کاهش انعطاف‌پذیری دولت در مدیریت مخارج مصرفی‌اش شود.

ذخایر خارجی: در لحظه شوک ارزی، ذخایر ارزی بانک مرکزی در اثر افزایش صادرات در هر دو رژیم ثابت و شناور مدیریت‌شده افزایش یافته است. این درحالی است که در رژیم ارزی ثابت، سرعت رشد ذخایر به‌تدریج کاهش می‌یابد که علت این امر آن است که در رژیم ارزی ثابت بانک مرکزی برای تثبیت نرخ ارز، از ذخایر خود استفاده می‌کند.

رشد اقتصادی: در رژیم شناور مدیریت‌شده اثر شوک مثبت نرخ ارز(کاهش ارزش پول ملی) در لحظه شوک بر رشد اقتصادی منفی است؛ درحالی‌که اثر شوک نرخ ارز بر رشد اقتصادی در رژیم ثابت مثبت است. در رژیم ارزی ثابت، تعهد بانک مرکزی به حفظ نرخ ارز اثرات منفی شوک‌های ارزی را کاهش می‌دهد و این امر اثر منجر به افزایش تولید خواهد شد.

ب. اثر شوک تحریم‌های خارجی



نمودار ۳. مقایسه اثر شوک تحریم‌های خارجی بر متغیرهای اقتصادی در رژیم‌های ثابت و شناور مدیریت‌شده

در اثر وارد شدن شوک تحریم‌های خارجی، به میزان یک انحراف معیار (۰٫۵ درصد) مصرف کل در رژیم ارزی ثابت در لحظه شوک، کاهش می‌یابد که این امر ناشی از کاهش مصرف کالاهای مصرفی وارداتی است. در رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده، شوک تحریم‌های خارجی موجب تشدید انتظارات تورمی می‌شود و میزان مصرف از طریق معادله اولر افزایش می‌یابد.

تجارت: در لحظه شوک تحریم‌های خارجی، صادرات در هر دو رژیم ارزی ثابت و شناور مدیریت‌شده کاهش می‌یابد. این در حالی است که اثر منفی شوک تحریم‌های خارجی در رژیم شناور مدیریت‌شده در مقایسه با رژیم ثابت بیشتر است.

شوک تحریم‌های بین‌المللی در رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده، منجر به افزایش تورم شده است؛ درحالی‌که در رژیم ارزی ثابت این اثر منفی (کاهش تورم) است که علت این رخداد آن است که در رژیم ارزی ثابت تعهد بانک مرکزی به حفظ نرخ ارز ثابت موجب می‌شود تا اثر شوک ناشی از تحریم‌های خارجی کمتر به قیمت‌ها، منتقل شود. درحالی‌که در رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده، نرخ ارز اسمی در اثر وارد شدن شوک، افزایش می‌یابد و افزایش نرخ ارز اسمی، افزایش تورم را به دنبال خواهد داشت.

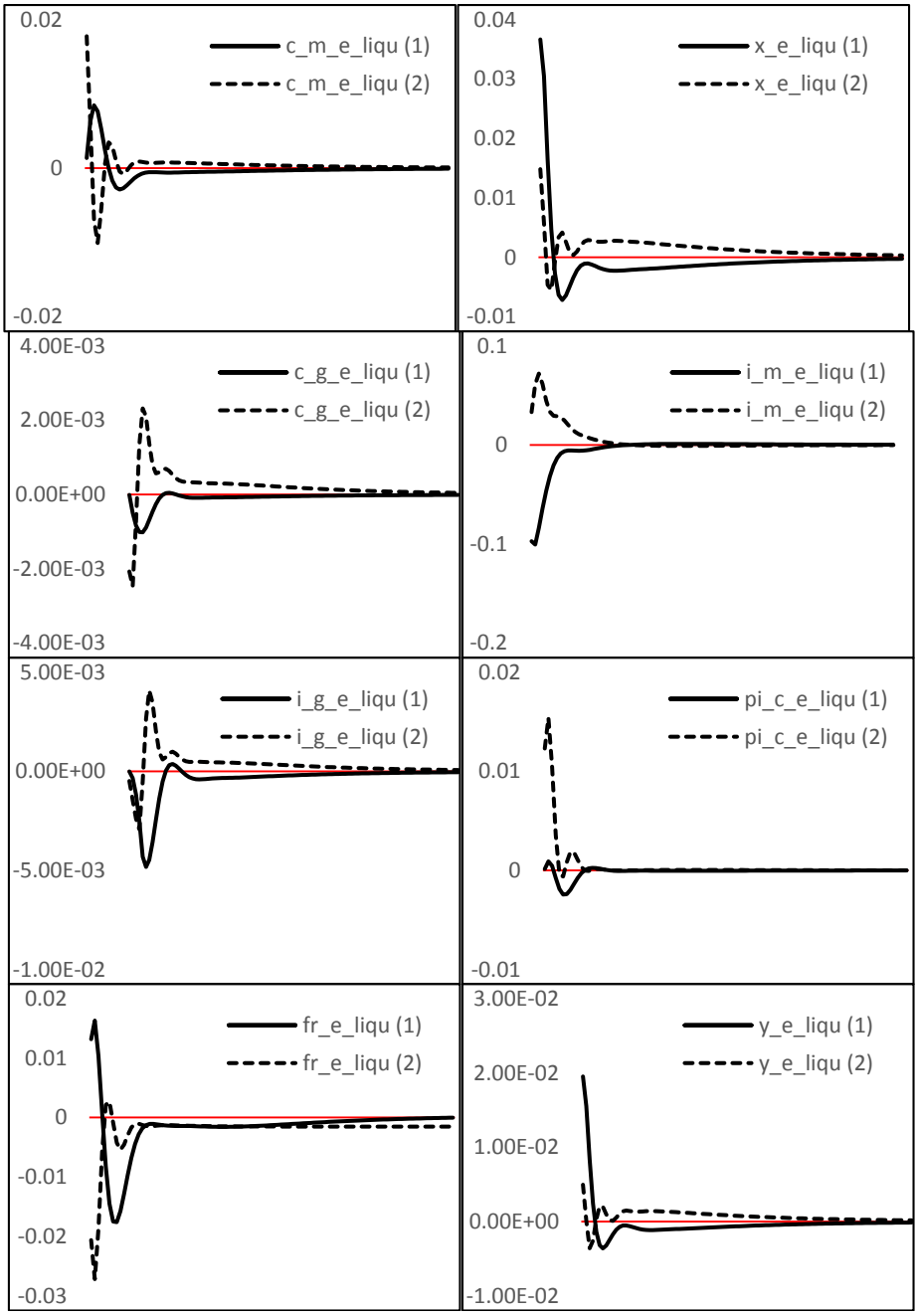
در اثر وارد شدن شوک خارجی، تولید در رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده کاهش یافته است؛ درحالی‌که در رژیم ارزی ثابت با تغییر قابل ملاحظه‌ای مواجه نشده است. علت این امر آن است که در رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده، تحریم‌ها روی صادرات به‌ویژه صادرات غیرنفتی اثر منفی داشته و منجر به کاهش تولید شده است.

ج. اثر شوک پولی

با ایجاد یک شوک در رشد اسمی پایه پولی به میزان یک انحراف معیار (۰/۰۵ درصد) تحت رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده و ثابت، تورم افزایش یافته است.

با ایجاد شرایط تورمی، به دلیل کاهش نرخ بهره حقیقی، میزان مصرف نیز از طریق معادله اولر افزایش می‌یابد؛ زیرا در فرایند بهینه‌یابی مصرف خانوارها، مطلوبیت نهایی پس‌انداز آن‌ها در برابر مصرف کاهش یافته و مصرف خود را افزایش می‌دهند که درنتیجه آن مصرف خصوصی در رژیم شناور مدیریت‌شده افزایش می‌یابد.

افزایش در عرضه پول منجر به کاهش قیمت آن یعنی نرخ بهره شده و به‌تبع آن نرخ تسهیلات کاهش خواهد یافت. ازاین‌رو تقاضا برای تسهیلات و تمایل برای سرمایه‌گذاری در تولید افزایش خواهد یافت و درنتیجه تولید بیشتر می‌شود. درنتیجه این شوک، تولید در هر دو رژیم شناور مدیریت‌شده و ثابت رشد داشته است.



نمودار ۴. مقایسه اثر شوک پولی بر متغیرهای اقتصادی در رژیم‌های ثابت و شناور مدیریت‌شده

بحث و و نتیجه‌گیری

این مقاله به مقایسه اثر شوک‌های خارجی بر تورم در دو رژیم ارزی ثابت و شناور مدیریت‌شده در اقتصاد ایران پرداخته است. این مطالعه با توجه به مطالعات داخلی و خارجی و بسط آن‌ها برای یک اقتصاد باز و نفتی و بر مبنای مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد ایران طراحی شد. سپس از طریق بهینه‌یابی و استخراج معادلات اصلی و لگاریتم-خطی کردن معادلات، مقادیر پارامترها بر اساس نتایج مطالعات مختلف برآورد و از طریق کالیبره برای شبیه‌سازی در مدل استفاده شد. در مرحله بعد نتایج توابع واکنش آنی متغیر تورم در پی شوک نرخ رشد اسمی ارز، تحریم‌های بین‌المللی و شوک پولی مورد تحلیل و بررسی قرار گرفت.

نتایج استخراج‌شده از تفسیر نمودارهای واکنش آنی نشان می‌دهد اثر شوک نرخ رشد اسمی ارز بر تورم در هر دو رژیم ارزی مثبت است. در رژیم ارزی ثابت، شوک ارزی در مقایسه با رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده، تورم را به میزان کمتری افزایش داده است که این امر نتایج مطالعات صورت‌گرفته مبنی بر تورم پایین‌تر در رژیم‌های ارزی ثابت را تأیید می‌کند. شوک تحریم‌های بین‌المللی، در رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده منجر به افزایش تورم شده است، درحالی‌که در رژیم ارزی ثابت این اثر منفی (کاهش تورم) است که علت این رخداد آن است که در رژیم ارزی ثابت تعهد بانک مرکزی به حفظ نرخ ارز ثابت موجب می‌شود تا اثر شوک ناشی از تحریم‌های خارجی کمتر به قیمت‌ها، منتقل شود. درحالی‌که در رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده، نرخ ارز اسمی در اثر وارد شدن شوک، افزایش می‌یابد و افزایش نرخ ارز اسمی، افزایش تورم را به دنبال خواهد داشت.

با توجه به ملاحظات فوق می‌توان گفت متغیر تورم در اقتصاد ایران، در برابر وارد شدن شوک‌های خارجی در رژیم ارزی ثابت، در مقایسه با رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده، عملکرد بهتری داشته است. البته باید توجه داشت که یکی از مهم‌ترین پیش‌نیازها برای استفاده از رژیم ارزی ثابت، دسترسی به ذخایر ارزی کافی است که با توجه به تحریم‌های بین‌المللی و کاهش صادرات نفت و محدودیت در نقل‌وانتقال درآمدهای ارزی به داخل کشور، در حال حاضر این امکان برای ایران فراهم نیست. شایان ذکر است اگرچه ایران از جمله کشورهایی است که رژیم نرخ ارز خود را در قوانین برنامه توسعه، شناور مدیریت‌شده اعلام کرده است، بااین‌حال روند تغییرات نرخ‌های ارز طی سال‌های گذشته نشان می‌دهد که همواره ترس از شناوری و گرایش به شیوه‌ای از میخکوب نرخ ارز وجود داشته و با وجود آنکه هدف‌گذاری تورم، استقلال بانک مرکزی و نهایتاً تعدیل نرخ ارز از مهم‌ترین الزامات رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده به‌حساب می‌آید، این موضوع طی سال‌های گذشته کمتر مورد توجه دولت واقع شده است. درنهایت با توجه الزام قانونی مقام پولی به اجرای رژیم ارزی شناور مدیریت‌شده، پیشنهاد می‌شود پیش‌نیازهای این رژیم ارزی شامل هدف‌گذاری تورم، استقلال بانک مرکزی و رعایت دامنه نوسان نرخ ارز را به‌منظور عملکرد مناسب‌تری در کنترل تورم مدنظر قرار دهد.

پیوست: معادلات خطی مدل

معادله اولر مصرف

$$\hat{c}_t = \frac{h}{1+h}\hat{c}_{t-1} + \frac{1}{1+h}E\hat{c}_{t+1} - \frac{1-h}{\sigma_c(1+h)}\left[\hat{r}_t^d - \hat{\pi}_{t+1}^c\right] + \hat{\varepsilon}_t^{\beta}$$

معادله تقاضای پول

$$\sigma_m.\hat{m}_t^c = \sigma_c\left[\hat{c}_t - h\hat{c}_{t-1}\right] - \frac{1}{\bar{r}^d}\hat{r}_t^d + \hat{\varepsilon}_t^M$$

معادله سرمایه‌گذاری

$$\hat{i}_t = \frac{1}{1+\beta}\hat{i}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}\underset{t}{E}\hat{i}_{t+1} + \frac{1}{\varphi(1+\beta)}\hat{q}_t + \hat{\varepsilon}_t^I$$

معادله تقاضای نیروی کار

$$\hat{l}_t = -\hat{w}_t + \hat{R}_t^k + \hat{k}_{t-1}$$

هزینه نهایی تولید داخلی

$$\hat{mc}_t = -\hat{a}_t + \xi\hat{r}_t^l + (1-\alpha)(1-\xi)\hat{w}_t + \alpha(1-\xi)\times\hat{R}_t^k - \kappa\hat{k}_{t-1}^G$$

منحنی فیلیپس داخلی

$$\hat{\pi}_t^d = \frac{\beta}{1+\beta.\tau_p}\underset{t}{E}\hat{\pi}_{t+1}^d + \frac{\tau_p}{1+\beta\tau_p}\hat{\pi}_{t-1}^d + \frac{1}{1+\beta\tau_p}.\frac{(1-\beta\theta_p)(1-\theta_p)}{\theta_p}\hat{mc}_t + \hat{\lambda}_t^p$$

منحنی فیلیپس واردات

$$\hat{\pi}_t^{m_c} = \frac{\beta}{1+\beta.\tau_{m_c}}\underset{t}{E}\hat{\pi}_{t+1}^{m_c} + \frac{\tau_{m_c}}{1+\beta\tau_{m_c}}\hat{\pi}_{t-1}^{m_c} + \frac{1}{1+\beta\tau_{m_c}}.\frac{(1-\beta\theta_{m_c})(1-\theta_{m_c})}{\theta_{m_c}}\hat{mc}_t^{m_c} + \hat{\lambda}_t^{m_c}$$

تابع تولید غیرنفتی

$$\frac{1}{1+\phi}\hat{y}_t^{no} = \hat{a}_t + \xi\hat{c}r_t + (1-\xi)\{\alpha\hat{k}_{t-1} + (1-\alpha)\hat{l}_t\} + \kappa\hat{k}_{t-1}^G + \eta^{im}\hat{i}_t^m$$

تابع عکس‌العمل سیاست پولی

$$\hat{\Theta}_t^{m_2} = \rho_\Theta \hat{\Theta}_{t-1}^{m_2} + \varpi_\pi (\hat{\pi}_t^c - \hat{\pi}_t^T) + \varpi_y \hat{y}_t + \varpi_{rer} \hat{rer}_t + \varepsilon_t^\Theta$$

$$\hat{\pi}_t^T = \rho_{\pi^T} \hat{\pi}_{t-1}^T + u_t^{\pi^T} \text{ ، } u_t^{\pi^T} \sim N(0, \sigma_{\pi^T}^2)$$

$$\varepsilon_t^\Theta = \rho_\Theta \varepsilon_{t-1}^\Theta + u_t^\Theta \text{ ، } u_t^\Theta \sim N(0, \sigma_\Theta^2)$$

توابع عکس‌العمل سیاست ارزی

$$\hat{\delta}_t^{EX} = k_\circ \hat{\delta}_{t-1}^{EX} + k_1 (\hat{\pi}_t^c - \hat{\pi}_t^T) + k_2 \left(\widehat{rer}_t + \widehat{fr}_t - \widehat{mb}_t \right) + \varepsilon_t^{\delta^{EX}}$$

$$\varepsilon_t^{\delta^{EX}} = \rho_{\delta^{EX}} \widehat{\varepsilon_{t-1}^{\delta^{EX}}} + u_t^{\delta^{EX}}$$

تسویه بازار

$$\hat{y}^T{}_t = \frac{\bar{c}}{\bar{y}_t^T} \hat{c}_t + \frac{\bar{c}^g}{\bar{y}_t^T} \hat{c}^g{}_t + \frac{\bar{i} + \bar{i}^g}{\bar{y}_t^T} (\hat{i}_t + \hat{i}_t^g) + \frac{\overline{rer} \times \bar{o}}{\bar{y}_t^T} (\hat{rer}_t + \hat{o}_t) + \frac{\overline{rer} \times \bar{x}}{\bar{y}_t^T} (\hat{rer}_t + \hat{x}^T{}_t)$$
$$- \frac{\bar{\gamma}^{mc} (\bar{i}^m + \bar{c}^m)}{\bar{y}_t^T} \times (\hat{\gamma}_t^{mc} + \hat{c}_t^m + \hat{i}_t^m)$$

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد .

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند .

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد .

تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

بهرامی، جاوید و قریشی، نیره سادات. (۱۳۹۰). تحلیل سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *مدل‌سازی اقتصادی*، ۵(۱)، ۲۲-۱.

توکلیان، حسین و افضلی ابرقویی، وجیهه. (۱۳۹۵). مقایسه عملکرد اقتصاد کلان و رژیم های مختلف ارزی با رویکرد (DSGE). *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۶ (۶۱)، ۱۲۵-۸۱.

خسروسرشکی، محمدجواد؛ نجارزاده، رضا و حیدری، حسن. (۱۴۰۱). سیاست پولی بهینهٔ رمزی و نظام ارزی در قالب الگوی DSGE متناسب با اقتصاد نفتی (مورد ایران). *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۱ (۴۲)، ۴۶-۹.

رجایی، حسینعلی؛ جلالی اسفند آبادی، سید عبدالحمید و زاینده رودی، محسن. (۱۳۹۹). بررسی تکانه‌های ارزی بر شکاف تولید و تورم در اقتصاد ایران با استفاده ازمدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE). *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، ۹ (۳۵)، ۲۹۲-۲۶۳.

صلوی تبار، شیرین و جلالی نائینی، احمدرضا. (۱۳۹۳). ارزیابی رژیم‌های مختلف ارزی در یک اقتصاد باز کوچک. *برنامه‌ریزی و بودجه*، ۱۹ (۲)، ۲۳-۳.

صیقلانی، شهبد؛ جلالی نایینی، سید احمد رضا و خیابانی، ناصر. (۱۴۰۱). تکانه خارجی، تغییرات نرخ ارز و نقش کالاهای واسطه ای در توضیح رکود تورمی در اقتصاد ایران. *فصلنامه برنامه ریزی و بودجه*، ۲۷ (۲)، ۵۰-۳.

عاطفی منش، رویا. (۱۳۹۴). نگاهی به طبقه‌بندی رژیم‌های نرخ ارز در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی و توصیه‌هایی برای رژیم ارزی ایران. *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، ۳ (۱۰)، ۳۲-۵.

عباسی، فرزانه؛ پدرام، مهدی و تقی پور، انوشیروان. (۱۳۹۹). مدل سازی فشار بازار ارز در سیاست پولی اقتصاد ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۸ (۹۶)، ۲۱۸-۱۶۳.

محمودزاده، محمود و صادقی، سمیه. (۱۳۹۵). انتخاب نظام ارزی بهینه برای اقتصاد ایران رویکرد: DSGE. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۲ (۱)، ۱۶۲-۱۳۲.

References

Abbasi, F. Pedram, M. & Taghipour, A. (2021). Modeling the foreign exchange market pressure in the monetary policy of the Iranian economy with a Dynamic Stochastic General Equilibrium approach. *Journal of Economic Research and Policies*, *28*(96), 163-218. (In Persian).

Adolfson, M; Laséen, S; Lindé, J; & Villani, M. (2007). Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through. *Journal of International Economics*, *72*(2), 481-511.

Agénor, P; & Montiel, P. (1996) Development Macroeconomics Princeton. Princeton University Press.

Al-Abri, A. S. (2014). Optimal exchange rate policy for a small oil-exporting country: A dynamic general equilibrium perspective. *Economic Modelling*, *36*, 88-98.

Atefimanesh, R. (2015). A Review of Exchange Rate Regimes Categories, Exchange Rate Regimes in OIC Member Countries & Suggestions for Iran's Exchange Regime . *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, *3*(10), 5-32. (In Persian).

Bahrami, J; & Qhoreyshi, N. (2011). Analyzing the monetary policy in Iran economy by using a dynamic stochastic general equilibrium model. *Economic Modeling*, *5*(1), 1-22 . (In Persian).

Batini, N; Gabriel, V. J; Levine, P; & Pearlman, J. (2010). A floating versus managed exchange rate regime in a DSGE model of India. NIPFP Working Paper.

Berger, W. (2006). The choice between fixed and flexible exchange rates: Which is best for a small open economy? *Journal of Policy Modeling*, *28*(4), 371-385.

Brooks, S. P; & Gelman, A. (1998). General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal of computational and graphical statistics*, *7*(4), 434-455.

Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, *12*(3), 383-398.

Carvalho, F; & Valli, M. (2011). Fiscal Policy in Brazil through the Lens of an Estimated DSGE Model. Central Bank of Brazil, Research Department, Working Papers Series, No 240.

Cevik, S; & Zhu, T. (2020). Trinity Strikes Back: Monetary Independence and Inflation in the Caribbean. *Journal of international development*, *32*(3), 375-388.

Christiano, L. J; Eichenbaum, M; & Evans, C. L. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of political Economy*, *113*(1), 1-45.

Davis, S; & Fujiwara, I. (2015). Pegging the exchange rate to gain monetary policy credibility. *Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper*, 224.

De Grauwe, P; & Schnabl, G. (2008). Exchange rate stability, inflation, and growth in (South) Eastern and Central Europe. *Review of Development Economics*, *12*(3), 530-549.

Devereux, M. B; Lane, P. R; & Xu, J. (2005). Exchange rates and monetary policy in emerging market economies. The Institute for International Integration Studies Discussion Paper Series 36.

Dornbusch, R. (1980). Open Economy Macroeconomics. New York, Basic Book Inc.

Erceg, C. J; Henderson, D. W; & Levin, A. T. (2000). Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. *Journal of monetary Economics*, *46*(2), 281-313.

Fakieh, R. (2013). Inflation and exchange rate policies in Saudi Arabia. *Research Institute for Business and Management, Manchester Metropolitan University*.

Fleming, J. M. (1962). Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates. *Staff Papers-International Monetary Fund*, 369-380.

Forbes, K; Hjortsoe, I; & Nenova, T. (2018). The shocks matter: improving our estimates of exchange rate pass-through. *Journal of international economics*, *114*, 255-275.

Friedman, M. (1953). The Case for Flexible Exchange Rates in Essays in Positive Economics. *Chicago, Il. Univ. of Chicago Press*, *157*, 203.

Gali, J; & Monacelli, T. (2005). *Optimal Monetary and Fiscal Policy in a Currency Union*. CEPR Discussion Papers, No. 5374.

Gelain, P; Kulikov, D. (2009). An estimated dynamic stochastic general equilibrium model for Estonia. Working Papers of Eesti Pank, No 5/2009.

Ghosh, A. R; Gulde, A. M; & Wolf, H. C. (2002). *Exchange rate regimes: choices and consequences* (Vol. 1). London, MIT Press.

Jamil, M. N; Rasheed, A; Maqbool, A; & Mukhtar, Z. (2023). Cross-cultural study the macro variables and its impact on exchange rate regimes. *Future Business Journal*, *9*(1), 9.

Justiniano, A; & Preston, B. (2010). Can structural small open-economy models account for the influence of foreign disturbances?. *Journal of International Economics*, *81*(1), 61-74.

Khosrosereshki, M; Najarzadeh, R; & Heydari, H. (2022). The Optimal Ramsey Monetary Policy in the Form of DSGE Model Appropriate to Oil-Exporting Country (The Case of Iran). *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *11*(42), 9-46. (In Persian).

Mahmodzadeh, M; & Sadeghi, S. (2017). Optimal Exchange Regim for Iranian Economy: DSGE Approach. *Journal of Economic Research*, *52*(1), 132-162. (In Persian).

Monacelli, T. (2005). Monetary policy in a low pass-through environment. *Journal of Money, Credit and Banking*, *37*(6), 1047-1066.

Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, *29*(4), 475-485.

Nurkse, R. (1944). *International currency experience: lessons of the interwar period* (Vol. 2). League of Nations.

Obstfeld, M; & Rogoff, K. (1995). Exchange rate dynamics redux. *Journal of political economy*, *103*(3), 624-660.

Olamide, E; Ogujiuba, K; & Maredza, A. (2022). Exchange rate volatility, inflation and economic growth in developing countries: Panel data approach for SADC. *Economies*, *10*(3), 67.

Peiris, S. J; & Saxegaard, M. (2010). An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Monetary Policy Analysis in Mozambique. *IMF staff papers*, *57*(1), 256-280.

Plosser, C. I. (1989). Understanding real business cycles. *Journal of Economic Perspectives*, *3*(3), 51-77.

Rajaee, H; Jalee Esfandabadi, S. A; & Zayanderoody, M. (2020). The effects of exchange rate shocks on output gap and inflation in Iran: a DSGE Approach. *Economic Strategy*, *9*(35), 263-292. (In Persian).

Rutasitara, L. (2004). Exchange Rate Regimes and Inflation in Tanzania. Department of Economics University of Dares Tanzania.

Salavitabar, S; & Jalali-Naini, A. (2014). The evaluation of different exchange rate regimes in a small open Economy. *Planning and Budgeting*, *19*(2), 3-23. (In Persian).

Seighalani, S; Jalali-Naini, S. A; & Khiabani, N. (2022). External Shocks, Exchange Rate Changes, and Intermediate Goods: Explanation of Stagflation in Iranian Economy. *Planning and Budgeting*, *27*(2), 3-50. (In Persian).

Setser, B. (2007). The case for exchange rate flexibility in oil-exporting economies, (No. PB07-8). Washington, DC: Peterson Institute for International Economics.

Tavakolian, H; & Afzali Abarquyi, V. (2016). Macroeconomic performance in different exchange rate regimes: An estimated DSGE approach. *Economics Research*, *16*(61), 81-125. (In Persian).

Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review*, *44*(7), 1389-1408.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can’t change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۱۰، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۱۷۶-۱۵۱

مقاله پژوهشی

بررسی اثر نامتقارن بدهی عمومی بر توسعه مالی در ایران[۱]

علی آذریون[۲]، مجید دشتبان فاروجی[۳] و عبداله خوشنودی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۴/۱۹

چکیده

بدهی عمومی، یک متغیر مرتبط با دولت است که موجب پیوند بین چندین دولت پی‌درپی می‌شود. هر دولت ممکن است در مورد اعمال سیاست‌های مالی در اقتصاد اعم از سطح یا ترکیب هزینه‌های عمومی، نظرات و اولویت‌های متفاوتی داشته باشد. هدف این مقاله بررسی اثر نامتقارن بدهی عمومی بر توسعه مالی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۲ تا ۱۴۰۰ است. برای این منظور، پس از انجام آزمون‌های مربوطه، با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) ملاحظه گردید که در بلندمدت رابطه منفی و معناداری بین تغییرات مثبت و منفی بدهی عمومی و شاخص توسعه مالی در ایران وجود دارد؛ درعین‌حال، ضریب تغییرات مثبت بدهی عمومی کوچک‌تر از ضریب تغییرات منفی آن است؛ این بدان معنی است که کاهش بدهی عمومی در مقایسه با افزایش آن، اثر بیشتری بر توسعه بخش مالی دارد. همچنین نتایج حکایت از تأثیر منفی و معنادار نرخ بهره بر شاخص توسعه مالی دارد.

واژگان کلیدی: توسعه مالی، دولت، اعتبارات بانکی، بدهی عمومی، مدل خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی.

طبقه‌بندی موضوعی: *O16، H63، E60، E62.*

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/ieda.2024.46282.1402

۲. کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه بجنورد، بجنورد، ایران. Email:aliazarioon1376@gmail.com

۳. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه بجنورد، بجنورد، ایران. نویسنده مسئول. Email:m.dashtban@ub.ac.ir

۴. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه بجنورد، بجنورد، ایران. Email:akhoshnoodi@ub.ac.ir

مقدمه[1]

طی چند دهه گذشته موضوع بدهی‌های عمومی و نقش آن در ثبات اقتصاد کلان، یکی از موضوعات مورد توجه اکثر اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است. با این وجود، در سال‌های اخیر پس از وقوع رکود در سال ۲۰۰۸، این موضوع تبدیل به یک چالش اقتصادی شده است. امروزه دخالت دولت در بخش‌های اقتصادی به‌منظور رفع نواقص بازار در راستای وظایف حاکمیتی و تصدی‌گری، امری انکارناپذیر است؛ بنابراین، نارسایی دولت نیز می‌تواند به مصداق نارسایی بازار باشد. به‌نحوی‌که با افزایش غیر بهینه اندازه دولت، منجر به کاهش نقش بخش خصوصی در اقتصاد می‌شود و این شرایط به مرور زمان، دلیل بر محدودیت در ظرفیت و پایه مالیاتی خواهد شد. از سوی دیگر همگام با افزایش غیر بهینه اندازه دولت، هزینه‌های جاری دولت نیز افزایش پیدا خواهد کرد و درنتیجه کاهش هزینه‌ها از انعطاف‌پذیری کمتری برخوردار هستند؛ بنابراین با توجه به این شرایط، هزینه‌هایی که از طریق اندازه غیر بهینه دولت ایجاد شده است، باعث غلبه بر درآمدهای جاری دولت خواهد شد و درنهایت، منجر به کسری تراز عملیاتی دولت می‌شود. علاوه‌براین موارد، اندازه بزرگ دولت موجب کاهش رقابت‌پذیری و رشد اقتصادی، کاهش کارایی فعالیت‌های بخش دولتی و همچنین افزایش فعالیت‌های رانت‌جویانه در جامعه خواهد شد. ازاین‌رو، با توجه به این شرایط، کسری بودجه حالت دائمی پیدا می‌کند. این شرایط در کشورهای دارای منابع طبیعی فراوان به‌ویژه ایران، از وضعیت شدیدتری برخوردار است؛ به‌نحوی‌که در اغلب این کشورها، وجود رانت اقتصادی ناشی از درآمدهای منابع طبیعی، حضور دولت را در بخش‌های اقتصادی افزایش داده و باعث توسعه غیرسازنده وظایف حاکمیتی و تصدی‌گری دولت شده است (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۵).

از سوی دیگر، بدهی عمومی داخلی می‌تواند منافع بسیاری را برای کشورها به‌همراه داشته باشد؛ به عنوان مثال بدهی عمومی می‌تواند نقش مهمی در رشد و جمع‌آوری بودجه برای پروژه‌های توسعه بلندمدت ایفا کند و همچنین از سیستم‌های مالی در واسطه‌گری اعتباری و از اقتصاد در دوره‌های بحران حمایت می‌کند. در مقابل، بدهی عمومی بیش از حد می‌تواند پیامدهای منفی طولانی‌مدتی داشته باشد. ازاین‌رو در دوره قبلی (یعنی دوره وقوع بحران مالی جهانی سال ۲۰۰۸) فرآیندهای مالی جهانی و بحران‌های اقتصادی، کسری دولت در سال‌های اخیر و نسبت بدهی‌ها در بسیاری از کشورها به‌شدت افزایش یافته است؛ به‌طوری‌که تهدید بالقوه‌ای برای ثبات مالی، به‌ویژه در زمان نرخ بهره پایین، محسوب می‌شود که اقتصاد ایران نیز هم از این قاعده مستثنا نیست. مطالعات تجربی که به‌طور گسترده مورد بررسی قرار گرفته است، نتایج نسبتاً متفاوتی را در سراسر دنیا و با پاسخ‌های متفاوتی در دوره بلندمدت و کوتاه‌مدت، درخصوص اثرات بدهی عمومی بر توسعه مالی و رشد اقتصادی دارد (جاندا و کراوتسوف[2]، ۲۰۱۷).

بدهی عمومی، یک متغیر مرتبط با دولت است که موجب پیوند بین چندین دولت پی‌درپی می‌شود. هر دولت ممکن است در مورد اعمال سیاست‌های مالی در اقتصاد اعم از سطح یا ترکیب هزینه‌های عمومی،

---

۱. این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد آقای علی آذریون است که با راهنمایی دکتر مجید دشتبان فاروجی و مشاوره دکتر عبداله خوشنودی انجام شده است.

2. Janda & Kravtsov

نظرات و اولویت‌های متفاوتی داشته باشد. اگر دولت فعلی از انتصاب خود در دوره بعدی اطمینان لازم نداشته باشد، ممکن است در زمان حاکمیت دولت خود، سطحی از کسری را انتخاب کند که از این طریق بتواند روی گزینه‌های مالی دولت‌های آتی تأثیر بگذارد. ازآنجایی‌که دولت فعلی قادر به کنترل هزینه‌های عمومی آینده نیست، لذا ممکن است ترجیح دهد که یک دلار از درآمد مالیاتی را با وام گرفتن از دولت آینده قرض بگیرد و این منطق تنها در صورتی اعمال می‌شود که گردش مالی و ناهمگونی ترجیحات سیاست‌های مالی در بین دولت‌های مختلف بالقوه وجود داشته باشد. برای مثال آلسینا و تابلینی[1] (۱۹۹۰) شرایطی را عنوان می‌کنند که در آن دو حزب، با ترجیحات برون‌زا، به‌طور تصادفی سمت‌های سیاسی را اشغال می‌کنند. با توجه به این شرایط، دولت اگر از انتصاب خود در دوره بعد مطمئن نباشد، بدهی خود را افزایش خواهد داد. از سوی دیگر، دولت فعلی برای افزایش هزینه‌ها در آن بخش از کالاهای عمومی ترجیح می‌دهد که دولت‌های آینده را مکلف به کاهش بدهی‌ها کند و همچنین موجب تحریف مسیر مالیات بر درآمد می‌شود. در نهایت این سازوکار منجر به افزایش بدهی‌های دولت خواهد شد (زمانی و مجیدی، ۱۴۰۰).

همچنین، باور عمومی بر این است که توسعه مالی و ثبات اقتصادی کشورها می‌تواند توسط بدهی عمومی از طریق کانال‌های متعددی تحت تأثیر قرار گیرد. از دیدگاه اقتصاد کلان، سیاست‌های مالی انقباضی می‌تواند تأثیر منفی بر عرضه پول و اعتبار داشته باشد، به‌طوری‌که ممکن است ظرفیت تولید، ظرفیت کسب‌وکارها و استقراض خانوارها از بانک‌ها را مختل کند و درنتیجه، منجر به کاهش حجم بدهی خصوصی شود (آندرس و همکاران[2]، ۲۰۱۶).

سیستم مالی به دلیل اینکه در تخصیص مؤثر و کارآمد منابع مالی ازجمله عوامل بسیار مهم هر کشوری محسوب می‌شود، لذا توسعه این بخش می‌تواند باعث افزایش ارزش افزوده و درآمد در یک کشور شود. درعین‌حال، زمانی که دولت به‌طور فزاینده از طریق بانک‌های داخلی برای تأمین مالی بودجه اقدام می‌کند، فضای تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌های خصوصی به دلیل افزایش تقاضا برای اعتبارات بخش دولتی محدود می‌شود. این عوامل منجر به افزایش احتمالی نرخ بهره برای بخش خصوصی به‌منظور تضمین وام از بانک‌ها می‌شود. همچنین می‌توان انتظار داشت که منجر به افزایش مالیات برای تأمین مالی بازپرداخت‌ها شود (بهال و همکاران[3]، ۲۰۱۸). هر دو شرایط مذکور می‌توانند بر توسعه مالی از نظر افزایش هزینه‌ها تأثیر منفی بگذارند به‌طوری‌که باعث کاهش سرمایه‌گذاری ازجمله سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی خواهد شد که درنتیجه این عوامل، ثبات سیستم مالی کشور تحت تأثیر قرار خواهد گرفت (چونگ‌یی و همکاران[4]، ۲۰۲۰).

در اقتصاد ایران با توجه به وابستگی شدید به درآمدهای نفتی و تأمین مالی مؤسسات از طریق این درآمدها، ازآنجایی‌که توانایی تأمین مالی از طریق دریافت مالیات‌ها در ایران وجود ندارد، لذا کسری بودجه

1. Alesina & Tabellini
2. Andrés *et al.*
3. Bahal *et al.*
4. Chung-Yee *et al.*

از طریق ایجاد بدهی جبران می‌شود؛ بنابراین تصمیمات دولت در مورد بازارهای مالی جهت تأمین مالی بودجه‌ای نقش به سزایی بر سیستم مالی کشور دارد و از سوی دیگر چون یکی از مؤلفه‌های رشد اقتصادی جوامع، توسعه سیستم مالی است، لذا تصمیمات دولت جهت ایجاد بدهی و استقراض عمومی، می‌تواند بر رشد اقتصادی کشور نیز تأثیرگذار باشد. بنابراین هدف مقاله حاضر این است که به بررسی اثرگذاری بدهی عمومی بر توسعه مالی کشور بپردازد؛ چراکه با تغییر در میزان بدهی عمومی، سیستم توسعه مالی تحت تأثیر قرار خواهد گرفت و به موجب آن رشد اقتصادی نیز دست‌خوش تغییر خواهد شد؛ از این حیث مطالعه حاضر دارای اهمیت بالایی است. بر این اساس، سؤال اصلی پژوهش حاضر این است که آیا رابطه بین توسعه مالی و بدهی عمومی در ایران به‌صورت نامتقارن است؟ با توجه به سؤال مطرح‌شده، فرضیه‌های اصلی پژوهش عبارت‌اند از: (۱) کاهش بدهی عمومی منجر به بهبود توسعه مالی می‌شود و (۲) افزایش بدهی عمومی منجر به وخامت توسعه مالی می‌شود.

به‌طورکلی، در خصوص تفاوت مطالعه حاضر با مطالعات پیشین می‌توان به چند نکته اشاره کرد: اول آنکه مطالعات اندکی در رابطه با اثر بدهی عمومی بر توسعه مالی در ایران انجام شده است. دوم از حیث غیرخطی بودن رابطه بین بدهی عمومی و توسعه مالی که در مطالعات گذشته این موضوع نادیده گرفته شده است؛ سوم از حیث بررسی دیدگاه‌های مختلف در رابطه با اثرات مثبت و منفی بدهی عمومی بر توسعه مالی که در مطالعات گذشته به این موضوع پرداخته نشده است و چهارم از حیث شاخص‌های توسعه مالی مورد استفاده که در اغلب پژوهش‌ها به‌صورت شاخص تکی توسعه مالی است و از شاخص ترکیبی توسعه مالی استفاده نشده است.

سازمان‌دهی مطالب بدین‌صورت است که بعد از مقدمه، در بخش دوم به مرور پیشینه موضوع پژوهش پرداخته می‌شود. بخش سوم به روش‌شناسی پژوهش می‌پردازد. در بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل یافته‌های تجربی اختصاص یافته است و درنهایت بخش پایانی مقاله، به ارائه نتیجه‌گیری کلی می‌پردازد.

مروری بر پیشینه موضوع پژوهش

۱. مبانی نظری

در رابطه با اثرگذاری بدهی عمومی بر توسعه مالی، استدلال‌ها و دیدگاه‌های مختلفی مطرح شده است که در ادامه به بررسی آن‌ها پرداخته می‌شود.

الف. دیدگاه‌های مختلف در رابطه با اثر بدهی عمومی بر توسعه مالی

سیستم مالی برای تخصیص مؤثر و کارآمد منابع مالی به‌منظور تبدیل یک کشور به کشوری با درآمد و ارزش افزوده بالا حیاتی است؛ بنابراین، توسعه مالی بیش از هر زمان دیگری در حمایت از تحقق تغییرات اقتصادی در یک محیط بسیار چالش‌برانگیز ضروری است. ادبیات روبه‌رشدی در مورد تعامل بین توسعه مالی و بدهی عمومی وجود دارد. از نظر تئوری، اندازه و ترکیب بدهی دولت اثرات مستقیم و غیرمستقیم مهمی بر بخش مالی دارد. با این حال، بسته به سطح توسعه اقتصادی و ماهیت بدهی دولت، جهت تأثیر مبهم است. توسعه بازارهای

مالی داخلی، بدهی عمومی داخلی را تسهیل می‌کند و ممکن است هزینه استقراض دولت را کاهش دهد. بااین‌حال، اثر بدهی عمومی بر سیستم مالی پیچیده‌تر است (فاتح ایلگون[1]، ۲۰۱۶).

یکی از مطالعات مهم و تأثیرگذار در رابطه با اثر بدهی عمومی بر توسعه مالی، مطالعه هاونر[2] (۲۰۰۹) است. هاونر طی مطالعات خود برای بررسی اثر بدهی عمومی بر توسعه مالی دیدگاه «بانک‌های تنبل» را ارائه می‌کند. بانک‌های تنبل اصطلاحی است که در آن بخش‌های بانکی در کشورهای درحال‌توسعه، با داشتن یک بدهی عمومی بزرگ، دارای پیشرفت کند در مقایسه با سایرین هستند؛ ازاین‌رو، با وقوع بحران‌های مالی در کشورهای درحال‌توسعه، اغلب بانک‌هایی که عمدتاً به بخش‌های دولتی وام می‌دهند، از شرایط موجود راضی هستند و تمایل به توسعه بازار بانکی نخواهند داشت.

دی بونیس و استاکچینی[3] (۲۰۱۰) در بررسی عوامل تعیین‌کننده مقدار وام‌های بانکی و نقش بدهی دولت نشان می‌دهند که بدهی دولت عمدتاً از طریق دو کانال اصلی، اندازه اعتبار را تحت تأثیر قرار می‌دهد. کانال اول، بدهی دولت منجر به کاهش حجم اعتبارات خصوصی می‌شود؛ چراکه بانک‌ها، سرمایه‌گذاری در اوراق قرضه دولتی را جذاب‌تر می‌دانند. کانال دوم، نسبت پایین اعتبارات خصوصی به تولید ناخالص داخلی ممکن است با وزن زیادی از دولت و شرکت‌های دولتی مرتبط در اقتصاد، مطابقت داشته باشد. به اعتقاد آن‌ها نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی اثر منفی بر سطح اعتبارات بانکی دارد.

همچنین، آلتای‌لگیل و آکای[4] (۲۰۱۳) نشان داده‌اند که یک رابطه منفی بین توسعه مالی و بدهی عمومی داخلی وجود دارد. بوردو و میسنر[5] (۲۰۰۶) در بررسی تأثیر بدهی خارجی بر بازارهای مالی دریافته‌اند که بدهی ارز خارجی در صورت سوء مدیریت خطرناک محسوب می‌شود، اما بدهی ارزی به‌تنهایی همیشه باعث بحران مالی نمی‌شود. درعین‌حال، آیادی و همکاران[6] (۲۰۱۵)، بوآ و همکاران[7] (۲۰۱۴)، عمران و فرازی[8] (۲۰۰۹) و کابالرو و کریشنامورتی[9] (۲۰۰۴) دریافته‌اند که شواهد تجربی برای تأثیر منفی استقراض دولت بر اعتبار خصوصی در کشورهای درحال‌توسعه، دلالت بر فرضیه «تراکم مالی»[10] دارد. همچنین هاونر (۲۰۰۹) پیشنهاد می‌کند که استقراض بخش عمومی از سیستم بانکی داخلی، سودآوری را افزایش می‌دهد، اما کارایی بانک‌ها را در کشورهای درحال‌توسعه کاهش می‌دهد؛ بنابراین بخش‌های بانکی که عموماً به بخش دولتی وام می‌دهند، به‌کندی رشد می‌کنند.

---

1. Fatih İlgün
2. Hauner
3. De Bonis & Stacchini
4. Altaylıgil & Akkay
5. Bordo & Meissner
6. Ayadi *et al.*
7. Bua *et al.*
8. Emran & Farazi
9. Caballero & Krishnamurthy
10. Financial Crowding

برخلاف دیدگاه‌های اقتصاددانان مذکور، کوتیوادزه[1] (۲۰۱۱) معتقد است که توسعه بخش مالی نقش کلیدی در توسعه بازار بدهی داخلی دارد. بازار بدهی داخلی، به‌خودی‌خود، بخشی جدایی‌ناپذیر از روند توسعه مالی است. نتایج مطالعه وی بیان می‌کند که سهم بدهی داخلی از کل بدهی به‌طور مثبت به سطح توسعه مالی بستگی دارد؛ یعنی سطح بالاتر توسعه مالی به کشورها این امکان را می‌دهد تا بدهی داخلی بیشتری صادر کنند. به‌طور مشابه اوندو[2] (۲۰۱۷) بیان می‌کند که اثر بدهی عمومی بر ثبات مالی به‌صورت مثبت و غیرخطی است که به تحول قیمت نفت بستگی دارد. در واقع، اگر قیمت نفت زیر یک حد مشخص برسد، بدهی عمومی می‌تواند اثر مثبت بر بدهی‌های معوق بخش بانکی داشته باشد. همچنین مونتس[3] (۲۰۱۳) و کومهوف و تانر[4] (۲۰۰۵) معتقدند که بدهی عمومی با تأمین امنیت، نقدینگی بالا و جریان ثابت سود، ثبات بخش مالی را افزایش می‌دهد که در نهایت منجر به افزایش گسترش و توسعه بخش مالی خواهد شد. علاوه‌براین، بر خلاف ادبیات نظری مورد انتظار، بدهی عمومی داخلی می‌تواند به‌طور مثبت بر توسعه مالی تأثیر بگذارد. هنگامی‌که این یافته‌ها در چارچوب تئوری ارزیابی شوند، می‌توان بیان کرد که رفتار بانک‌ها برای نگهداری اوراق قرضه دولتی منجر به اثر تراکم در فرآیند توسعه مالی نخواهد شد؛ بنابراین، این یافته‌ها را می‌توان به‌عنوان افزایش بدهی عمومی داخلی تعبیر کرد و ازاین‌رو تعمیق بازار اوراق قرضه ممکن است اثرات خارجی مثبتی در توسعه سایر بازارهای مالی داشته باشد (سکمن و همکاران[5]، ۲۰۲۰).

بر اساس تئوری‌های اقتصادی، بدهی عمومی می‌تواند بر بدهی خصوصی از طریق کانال‌های نقدینگی و ریسک تأثیر بگذارد. کانال نقدینگی از طریق قرار گرفتن بانک‌ها در معرض اوراق قرضه دولتی ریسک زیادی را تحمیل می‌کند. سرمایه‌گذاری بزرگ بانک‌های داخلی در دولت خودشان که به «سوگیری خانگی» نیز معروف است، پیوند بین بانک‌ها و دولت را تقویت می‌کند. اگرچه در چنین شرایطی امکان کاهش هزینه‌های استقراض و تأمین نقدینگی توسط بانک‌ها وجود دارد، اما می‌تواند انگیزه‌ای برای کشورها ایجاد کند تا تعدیل‌های مالی را تا زمانی که موجودی بدهی به سطوح بسیار بالایی برسد به تعویق بیندازند. از طرف دیگر، کشورهایی که تلاش می‌کنند تا سوگیری خانگی‌شان بالا باشد، نسبت به کشورهایی که سوگیری خانگی‌شان پایین است، در سطوح بالاتری از بدهی دچار معضلات بدهی می‌شوند. علاوه‌براین، قرار گرفتن بانک‌ها در معرض بدهی‌های دولتی به‌طور بالقوه باعث تقویت بازخورد منفی بین ضعف مالی عمومی و بی‌ثباتی مالی در یک کشور می‌شود. کانال دیگر، کانال انتقال ریسک است. این کانال به خطرات موجود در مواجه‌ی بانک‌های بزرگ دولتی ناشی از اوراق قرضه دولتی اشاره دارد که می‌تواند منجر به زیان‌های بزرگ در ترازنامه مالی بانک‌ها و به‌طور بالقوه باعث کمبود منابع مالی و نقدینگی شود، اشاره دارد (جاندا و کراوتسوف ۲۰۱۷). این وضعیت ممکن است انگیزه پیشگیرانه‌ای را برای بانک‌ها ایجاد کند تا بخش سرمایه در ترازنامه خود را کاهش دهند و درنتیجه موجب کاهش عرضه اعتبار به بنگاه‌های خصوصی و

1. Kutivadze
2. Ondo
3. Montes
4. Kumhof & Tanner
5. Sekmen *et al.*

خانوارها شود. جاندا و کراوتسوف (۲۰۱۷) نشان دادند که بخش مالی و بدهی‌های دولتی ارتباط نزدیکی با یکدیگر دارند. هنگامی‌که مشکلات و آسیب‌پذیری‌ها در بخش بانکی ایجاد می‌شوند (به‌عنوان مثال به شکل یک اهرم مالی بالا یا مشکلات مالی)، بازارها انتظار کمک‌های مالی دولت را دارند و این امر ممکن است به دلیل افزایش حق بیمه‌های ریسک دولتی، تأثیرات گذرا بر بانک‌هایی داشته باشد که در معرض خطر قرار دارند. در چنین شرایطی، معمولاً مرجع نظارت بانکی با اقدامات نظارتی سخت‌گیرانه‌تری وارد عمل می‌شود و به‌عنوان مثال افزایش حجم نقدینگی منجر به کاهش سرمایه یا اهرم بانک خواهد شد که درنتیجه اعتبارات بخش خصوصی را کاهش می‌دهد. اثر جهانی‌شدن و توسعه بازارهای مالی، انتقال بین‌المللی شوک‌های مالی را تشدید می‌کند. قدرت و سرعت این انتقال در چنین شرایطی می‌تواند در طول زمان متفاوت باشد و تا حد زیادی به میزان نقدشوندگی بازارهای مالی بستگی دارد.

ب. مدل نظری

بخش مالی نظیر مؤسسات مالی، اغلب بانک‌هایی هستند که با گردآوری پس‌انداز خانوارها، سرمایه‌گذاری موردنیاز بنگاه‌ها را تأمین مالی می‌کنند. با پیروی از مطالعه لاو و همکاران[1] (۲۰۱۹) فرض کنید که سرمایه‌گذاری در موجودی سرمایه فیزیکی واقعی (K) فقط از طریق بانک‌ها تأمین مالی می‌گردد. در شرایط رقابتی، بانک‌ها برای پس‌انداز خانوارها (بازار سپرده) و اعطای وام به سرمایه‌گذاری (بازار اعتباری) با یکدیگر رقابت می‌کنند. در رقابت برای سپرده‌ها، مجموع n بانک در بازار برای حداکثر کرد سود خود با یکدیگر رقابت می‌کنند و با تابع عرضه پس‌اندازی مواجه هستند که نسبت به نرخ بهره باکشش است (چونگ‌یی و همکاران، ۲۰۲۰). پس‌اندازهای جاری که برای سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی K توسط در اختیار بانک i است، عبارت‌اند از:

$$K_i = \varphi_i S_i \qquad (۱)$$

که در اینجا K_i مقدار کل منابع وام داده‌شده توسط بانک i برای سرمایه‌گذاری‌ها، S_i پس‌اندازهای جاری است که در بانک i سپرده‌گذاری شده است و φ_i معرف نسبتی از S_i است که قابلیت وام‌دهی دارد و $0 < \varphi_i \leq 1$. بدیهی است که $(1-\varphi_i)$ را می‌توان به منزله ذخیره قانونی در نظر گرفت که توسط مقام پولی بر بانک i تحمیل می‌شود و می‌تواند بر میزان مطلوب پس‌انداز که بانک i به سمت سرمایه‌گذاری‌ها هدایت می‌کند، تأثیر بگذارد.

حال فرض کنید که تابع تولید بانک‌ها از فرم کاب-داگلاس پیروی می‌کند. تابع تولید با بازده ثابت نسبت به مقیاس بانک i به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$Q_i = f(\varphi_i S_i) = A(\varphi_i S_i)^{\alpha} \qquad (۲)$$

1. Lau *et al.*

که در اینجا $0 < \alpha < 1$. معادله (۲) قابلیت جانشینی بین نهاده‌ها را در نظر می‌گیرد. شرط مرتبه اول عبارت است از:

$$MP_s = \frac{\partial Q_i}{\partial S_i} = \alpha\left[A(\varphi_i S_i)^{\alpha-1}\right] \quad (۳)$$

فرض کنید قیمت نسبی سرمایه برحسب مصرف، واحد است. اگر بازار کاملاً رقابتی و اطلاعات نامتقارن وجود نداشته باشد، بانک‌ها هیچ راهی برای تأثیرگذاری بر نرخ بهره در بازار اعتبار ندارند. این امر بدان معنی است که سود وام بانک‌ها به حجم پس‌انداز قابل وام و کل پس‌اندازهای وام داده‌شده بستگی دارد؛ بنابراین، سود وام بانک i در بازار رقابتی را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

$$\pi_i = r_L Q_i - r_D S_i \quad (۴)$$

که در اینجا r_D نرخ بهره پرداخت‌شده توسط بانک‌ها بر روی پس‌انداز خانوارها و r_L قیمت واقعی اجاره یا نرخ بهره است که بر سرمایه توسط بانک‌ها برای بنگاه‌های غیرمالی در بازار برای کسب سرمایه از بانک‌ها اعمال می‌شود. هدف بلندمدت حداکثرسازی سود وام‌دهی است و درنتیجه، شرط حداکثرسازی سود به‌صورت زیر معین می‌شود:

$$r_L.\frac{\partial Q_i}{\partial S_i} - r_D = 0 \Rightarrow r_L.\alpha\left[A(\varphi_i S_i)^{\alpha-1}\right] = r_D \quad (۵)$$

به‌عبارت‌دیگر، سود بانک‌ها در صورتی حداکثر می‌شود که $r_L.\partial Q_i / \partial S_i$ برابر با نرخ بهره پرداخت‌شده به پس‌اندازکنندگان برای سپرده‌گذاری پول خود در بانک‌ها (یعنی r_D) باشد. با این حال، مقدار منابع تخصیص‌یافته توسط بانک i به بازار، نه‌تنها در دسترس کسب‌وکارها است، بلکه ممکن است منابع اعتباری به بخش دولتی اختصاص یابد؛ بنابراین، معادله (۱) را می‌توان به‌صورت زیر نیز بیان کرد:

$$I_i + \phi_i.B = \varphi_i S_i \quad (۶)$$

که در اینجا، I_i معرف نسبت سرمایه وام داده‌شده برای سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها است، B بودجه دولت و $\phi_i.B$ نسبتی از بودجه است که دولت از بانک i وام گرفته است. فرض کنید که نرخ بهره در بازار اعتبار ثابت است و درنتیجه، هم بنگاه‌های خصوصی و هم بخش دولتی، هزینه یکسانی برای کسب سرمایه از بانک‌ها پرداخت می‌کنند. درآمد خالص جاری بانک i از اعطای وام به بنگاه‌ها و دولت کمتر از هزینه‌های استقراض از پس‌اندازکنندگان یا سود جاری حاصل از وام‌دهی بانک i است:

$$I_i + \phi_i.B = \varphi_i S_i \quad (۷)$$

در این معادله، $\phi_i.B$ بدهی عمومی است که توسط بانک i نگهداری می‌شود. با فرض اینکه $D_i = \phi_i.B$ معرف سطح بدهی عمومی در بانک i باشد، سود وام‌دهی بانک عبارت است از:

$$\pi_i = r_L.\left[A(I_i + D_i)^{\alpha}\right] - r_D S_i \quad (۸)$$

شرط حداکثرسازی سود با در نظر گرفتن بدهی عمومی عبارت است از:

$$r_L \cdot \frac{\partial \pi_i}{\partial S_i} - r_D = 0 \Rightarrow r_L . \alpha \left[A(I_i + D_i)^{\alpha - 1} \right] = r_D \qquad (۹)$$

معادلات (۸) و (۹) نشان می‌دهند که بدهی عمومی و همچنین پارامتر کشش برای سود و شرط حداکثرسازی سود بانک‌ها، عوامل مهم و تأثیرگذاری هستند.

مروری بر مطالعات تجربی پیشین

۱. مطالعات خارجی

هاونر (۲۰۰۸) به بررسی رابطه بین بدهی عمومی و توسعه مالی با استفاده از داده‌های ترکیبی طی سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۳ پرداخت. در این پژوهش، ابتدا به بررسی و مقایسه دیدگاه «دارایی ایمن» و دیدگاه «بانک‌های تنبل» می‌پردازد. نتایج حاکی از آن است که بخش‌های بانکداری در کشورهای درحال-توسعه که عمدتاً به بخش دولتی وام می‌دهند، روندی آهسته در فرآیند توسعه طی می‌کنند. از سوی دیگر، این امر می‌تواند بانک‌ها را سودآورتر، اما ناکارآمد کند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که در سطح کشور و سطح بانکی، اغلب از دیدگاه بانک‌های تنبل پیروی می‌شود. با این وجود، به نظر می‌رسد دیدگاه دارایی ایمن در سطوح متوسط بدهی عمومی نقش ندارد و یک تعامل منفی بین بدهی عمومی و سرکوب مالی وجود دارد.

کوتیوادزه (۲۰۱۱) به مطالعه و بررسی ارتباط میان بدهی و توسعه مالی طی سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۷ با استفاده از داده‌های ترکیبی و به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[1] پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که توسعه بخش مالی نقش کلیدی در توسعه بازار بدهی داخلی دارد، به‌طوری‌که سهم بدهی داخلی از کل بدهی به‌طور مثبت به سطح توسعه مالی بستگی دارد؛ یعنی سطح بالاتر توسعه مالی به کشورها این امکان را می‌دهد که بدهی داخلی بیشتری را صادر کنند. از سوی دیگر، نتایج بیان‌گر آن است که توسعه مالی و ثبات اقتصاد کلان با توسعه بازار بدهی داخلی و میزان بدهی داخلی به‌صورت سطحی همبستگی مثبتی دارد.

جاندا و کراوتسوف (۲۰۱۷) به بررسی اثرات بدهی عمومی بر توسعه مالی و بانکی در اروپای مرکزی و شرقی طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۵ به روش تحلیل روابط تجربی بین شاخص‌ها و نسبت‌های توسعه مالی و عملکرد بانکی پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر بدهی خصوصی، رشد بدهی عمومی در دوره میان‌مدت و کوتاه‌مدت است که می‌تواند در صورت افزایش، موجب کاهش اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی در کشورهای موردنظر شود. همچنین از دیگر نتایج آنان این بود که بدهی عمومی تنها در دوره کوتاه‌مدت بر کارایی بخش بانکی تأثیر دارد درحالی‌که این متغیر در دوره‌های زمانی بسیار کوتاه‌مدت، اثرات جزئی بر ثبات شاخص مالی دارد.

بنابد و گابسی[2] (۲۰۲۰) به بررسی بدهی عمومی داخلی و توسعه مالی در جنوب صحرای آفریقا با استفاده از داده‌های ترکیبی ۲۰ کشور کم‌درآمد طی سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. نتایج بررسی آنان

1. Generalized Method of Moments
2. Benayed & Gabsi

نشان داد که یک رابطه U معکوس بین بدهی عمومی داخلی و اعتبار بانکی به بخش خصوصی با آستانه حدود ۵۲ درصد تولید ناخالص داخلی وجود دارد.

چونگ‌یی و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی اثرات نامتقارن بدهی عمومی بر توسعه مالی در مالزی با استفاده از داده‌های سری زمانی برای دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۰ و به روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (*NARDL*)[1] پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که بین بدهی عمومی و توسعه مالی یک رابطه نامتقارن وجود دارد و هنگامی که سطح بدهی عمومی افزایش پیدا کند، مانع توسعه بخش‌های مالی خواهد شد. همچنین ازآنجایی‌که وام‌دهندگان داخلی از جمله تأمین‌کننده اصلی منابع برای ایجاد ساختار بدهی عمومی هستند، اگر دولت به استقراض از آن‌ها ادامه دهد، احتمالاً بخش خصوصی را از بین خواهد برد.

بویاکوب و بلاباس[2] (۲۰۲۲) به بررسی تحلیل تجربی رابطه بین بدهی‌های عمومی، ثبات سیستم مالی و رشد اقتصادی در کشورهای الجزایر در طول دوره ۲۰۲۱-۲۰۰۰ به روش خودرگرسیون برداری[3] (*VAR*) پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که رابطه بین بدهی عمومی و رشد اقتصادی مثبت است و در دوره کوتاه‌مدت در صورت افزایش بدهی، رشد اقتصادی نیز افزایش پیدا خواهد کرد؛ بنابراین، چرخه بدهی با چرخه اقتصادی مرتبط است. همچنین تأثیر ثبات سیستم مالی بر رشد اقتصادی قابل‌توجه است و باعث تسهیل مبادله کالا و خدمات در اقتصاد می‌شود.

۲. مطالعات داخلی

سلمانی و همکاران (۱۳۹۵) به مطالعه و بررسی نقش بدهی عمومی و رویکرد سیاستی دولت بر توسعه مالی در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۲ و با روش تحلیل هم‌انباشتگی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (*ARDL*) پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آنان حاکی از آن است که افزایش بدهی عمومی (سهم دولت از اعتبارات پرداختی بانک‌ها و مؤسسه‌های اعتباری غیربانکی)، بر شاخص توسعه مالی در ایران تأثیر منفی داشته است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که با وجود اینکه تمامی چهار دولت مورد مطالعه، در رابطه با توسعه بخش‌های مالی رویکردهای مثبتی ارائه کرده‌اند، اما این سیاست در دولت هشت‌ساله چهارم نسبت به سایر دوره‌ها بیشتر بوده است.

سلمانی و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی اثرات انواع بدهی‌های دولت بر بازار سهام ایران طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۴ به روش خودرگرسیون برداری ساختاری[4] (*SVAR*) پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنان نشان داد که اثرات بدهی‌های دولت بر بازار سهام اغلب به‌صورت غیرمستقیم و از طریق کانال متغیرهای اقتصادی است، به‌نحوی‌که افزایش نرخ ارز حقیقی، نسبت قیمت کالاهای غیرقابل تجارت به قابل تجارت و سطح عمومی قیمت‌ها تأثیر منفی و افزایش تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت بر قیمت حقیقی سهام دارد.

1. Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) Model
2. Bouyacoub & Belabbas
3. Vector Autoregression
4. Structural Vector Autoregression

متغیرهای ذکرشده نیز به‌طور معناداری از انواع بدهی‌های دولت تأثیر می‌پذیرند. در بین اقسام بدهی‌های دولت، تنها بدهی دولت به نهادهای غیرسپرده‌پذیر بر قیمت حقیقی سهام تأثیر مستقیم و معناداری دارد.

زمانی و مجیدی (۱۴۰۰) به مطالعه و بررسی تحلیل مقدار بهینه و شرایط آستانه‌ای بدهی‌های دولت در ایران طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۵ و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (*OLS*) پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان داد که رابطه بین بدهی‌های دولت و رشد اقتصادی در ایران به‌صورت U معکوس است؛ همچنین مقدار بهینه شاخص بدهی‌های دولت یعنی نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی در ایران، حدود ۵۴/۱۶ درصد و مقدار آستانه‌ای شاخص بدهی‌ها نیز حدود ۱۰۸/۳۲ درصد بوده است.

همان‌طورکه مشاهده می‌شود، اغلب مطالعات پیشین انجام‌شده در رابطه با ارتباط بین توسعه مالی و بدهی عمومی، اتفاق نظر کلی در رابطه با تأثیر مثبت یا منفی بدهی عمومی بر توسعه مالی ندارند؛ عده‌ای از محققان تأثیر مثبت و عده‌ای دیگر تأثیر منفی بدهی عمومی بر توسعه مالی را پیش‌بینی می‌کنند. بنابراین، مطالعه حاضر به دنبال بررسی رابطه بین توسعه مالی و بدهی عمومی در ایران و تحلیل نتایج با توجه به پیشینه پژوهش است. همچنین در اکثر مطالعات انجام‌شده، از شاخص تکی توسعه مالی به‌عنوان متغیر وابسته استفاده شده است؛ بنابراین هدف و نوآوری پژوهش حاضر این است که به ارزیابی مجدد رابطه توسعه مالی و بدهی عمومی با استفاده از یک شاخص ترکیبی توسعه مالی به‌عنوان متغیر وابسته بپردازد و نتایج را مورد تحلیل قرار دهد.

روش‌شناسی پژوهش

مدل مورداستفاده در این پژوهش برگرفته از مطالعه چونگ‌یی و همکاران (۲۰۲۰) است که فرم خطی این معادله به‌صورت زیر است:

$$FD_t = \alpha_0 + \alpha_1 Debt_t + \alpha_2 GDPR_t + \alpha_3 R_t + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

که در اینجا FD معرف شاخص ترکیبی توسعه مالی است؛ این شاخص ترکیبی، متشکل از دو شاخص یعنی نسبت مانده تسهیلات بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به بخش غیردولتی برحسب بخش‌های مختلف اقتصاد به تولید ناخالص داخلی و نسبت پول گسترده به تولید ناخالص داخلی است که به روش تجزیه به مؤلفه‌های اصلی[1] (*PCA*) ترکیب شده‌اند. همچنین *Debt* معرف بدهی عمومی، *GDPR* معرف تولید ناخالص داخلی واقعی، R معرف نرخ بهره واقعی است و ε_t معرف جزء خطا است.

در این مدل تجربی، توسعه مالی به‌صورت تابعی از سه متغیر بدهی عمومی، تولید ناخالص داخلی واقعی و نرخ بهره در نظر گرفته شده است. رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی، از زمان شومپیتر[2] (۱۹۱۱) و بعد آن مک‌کینون[3] (۱۹۷۳) و شاو[4] (۱۹۷۳) به‌طور گسترده مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج مطالعات

1. Principal Component Analysis
2. Schumpeter
3. McKinnon
4. Shaw

نشان می‌دهد که توسعه مالی، یکی از شرایط لازم برای دستیابی به رشد اقتصادی است. به‌علاوه، جهت علیت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی نیز موضوع مهمی محسوب می‌شود؛ در اینجا ممکن است این سؤال مطرح شود که آیا توسعه مالی باعث رشد اقتصادی می‌شود یا رشد اقتصادی به‌نوبه‌خود منجر به گسترش و توسعه بخش مالی خواهد شد؟ این جهت‌های احتمالی علیت بین توسعه مالی و رشد توسط پاتریک[1] (۱۹۶۶) به‌عنوان فرضیه تئوری عرضه و تقاضا مورد بررسی قرار گرفته است (کالدرون و لیو[2]، ۲۰۰۳).

فرضیه پیشرو در رابطه با تئوری عرضه، بیانگر رابطه علّی از توسعه مالی به رشد اقتصادی و به معنای این است که ایجاد مؤسسات و بازارهای مالی، عرضه خدمات مالی را افزایش داده و با تسهیل امور مالی و تخصیص وجوه مازاد به سرمایه‌گذاری، باعث افزایش تولید و رشد اقتصادی می‌شود. از سوی دیگر، فرضیه تئوری تقاضا، بیان‌گر رابطه‌ای علّی از رشد اقتصادی به توسعه مالی است. در اینجا منظور از تئوری تقاضا این است که افزایش تقاضا برای خدمات مالی ممکن است همراه با رشد اقتصاد واقعی باعث گسترش بخش مالی نیز بشود؛ یعنی بخش مالی به‌طور منفعلانه به رشد اقتصادی پاسخ می‌دهد (همان، ۲۰۰۳)؛ بنابراین می‌توان گفت گسترش خدمات مالی در مراحل ابتدایی روند پیشرفت اقتصادی، منجر به رشد اقتصادی در کشور می‌شود و در ادامه بعد از گذشت مراحل پیشرفت اقتصادی، تئوری افزایش تقاضا برای توسعه و گسترش خدمات مالی به دلیل رشد اقتصادی بیشتر، نهایتاً این امر موجب گسترش و توسعه بخش مالی در کشور خواهد شد (کبیر حسن و همکاران[3]، ۲۰۱۱).

نرخ بهره هم یکی از اجزای اساسی بازار مالی است و تغییر آن از طریق اثرگذاری بر ترجیحات پس‌اندازکنندگان و سرمایه‌گذاران، نقش مهمی در جذب پس‌انداز، دریافت تسهیلات و گسترش بازارهای مالی دارد. به‌همین دلیل، متغیر نرخ بهره هم در مدل لحاظ شده است. تا اوایل دهه ۱۹۷۰ عموماً فرض بر این بود که پس‌اندازها در اقتصاد با توجه به درآمد تحریک می‌شود و برای تشویق مخارج سرمایه‌گذاری، نیاز کمتری به افزایش نرخ بهره است. مک‌کینون (۱۹۷۳) و شاو (۱۹۷۳) معتقد بودند که به دلیل سرکوب مالی (نظام بانکی کنترل‌شده) در کشورهای درحال‌توسعه، دسترسی سرمایه‌گذاران به منابع و بازارهای خارجی محدود شده است و این موضوع باعث می‌شود که وجوه به‌صورت دارایی‌های پولی انباشته شده و درنهایت صرف خرید دارایی‌های فیزیکی شوند. در چنین شرایطی، افزایش در نرخ سپرده‌ها ممکن است منجر به افزایش سرمایه‌گذاری و پس‌انداز شود. شاو (۱۹۷۳) همچنین با در نظر گرفتن نقش سپرده‌ها به‌عنوان یک منبع مهم برای تأمین مالی وجوه برای واسطه‌های مالی، معتقد است که نرخ‌های بالای سپرده‌ها، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را تشویق خواهد کرد (ازوجی و فرهادی‌کیا، ۱۳۸۶).

بدهی دولت نیز یکی از متغیرهای مهم و اثرگذار بر توسعه بخش مالی است. ازآنجاکه دولت، ارتباطات مالی زیادی با بخش بانکی و سیستم مالی دارد و از طرف دیگر مجری سیاست‌های مالی و به تبع آن، پولی است، اندازه بدهی و نحوه ایجاد آن می‌تواند اثرات مهمی بر محدود شدن یا آزادی بخش مالی و درنهایت

1. Patrick
2. Calderón & Liu
3. Kabir Hassan *et al.*

بر گسترش آن داشته باشد. به دلیل مداخله بیش از حد دولت در نظام بانکی، از طریق وادار کردن آن‌ها به اعطای تسهیلات تکلیفی و غیربهینه و نیز به دلیل اینکه بخشی از بدهی دولت به بخش بانکی است، انتظار بر این است که افزایش میزان بدهی عمومی، به‌صورت مانعی برای توسعه بخش مالی عمل کند.

در این پژوهش، برآورد مدل موردنظر از مطالعه شین و همکاران[1] (۲۰۱۴) گرفته شده است. مطالعه آن‌ها مدل جدیدی موسوم به مدل خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی را مطرح می‌کند که در این روش، از تجزیه مؤلفه‌های مثبت و منفی متغیرهای مستقل از پیش تعیین‌شده استفاده می‌شود. این روش یک تکنیک جدید برای تشخیص روابط غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهای اقتصادی در بلندمدت و کوتاه-مدت است. از جمله مزیت‌های این روش این است که بدون توجه به اینکه متغیرهای مدل انباشته از مرتبه صفر (یعنی، $I(0)$)، انباشته از مرتبه یک (یعنی، $I(1)$) یا ترکیبی از دو حالت قبل باشد، می‌توان از آن استفاده کرد. همچنین، این روش پویایی کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند و با مشاهدات آماری اندک نیز قابل انجام است (احسانی و همکاران، ۱۴۰۲).

در این پژوهش، برای تعیین روابط غیرخطی و نامتقارن متغیرهای اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی برای برآورد مدل استفاده خواهد شد؛ بنابراین برای بررسی تأثیر نامتقارن بدهی عمومی بر توسعه مالی در ایران، رابطه بلندمدت نامتقارن بین متغیرها به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$FD_t = \alpha_0 + \alpha_1^{+} Debt_t^{+} + \alpha_1^{-} Debt_t^{-} + \alpha_2 X_t + \varepsilon_t \qquad (11)$$

که در اینجا علامت‌های مثبت و منفی بیان‌گر تغییرات مثبت و منفی و α_1^{+} و α_1^{-} ضرایب نامتقارن بلندمدت هستند؛ بنابراین، تصریح مدل *NARDL* در چارچوب فرم تصحیح خطا به‌صورت زیر است:

$$\Delta FD_t = \gamma_0 + \gamma_1 FD_{t-1} + \beta_1^{+} Debt_{t-1}^{+} + \beta_1^{-} Debt_{t-1}^{-} + \beta_2 X_{t-1} \qquad (12)$$
$$+ \sum_{i=1}^{p} \eta_i \Delta FD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} (\theta_i^{+} \Delta Debt_{t-i}^{+} + \theta_i^{-} \Delta Debt_{t-i}^{-}) + \sum_{i=0}^{r} \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

در این قسمت p، q و r به ترتیب بیان‌گر تعداد وقفه برای متغیرهای مستقل وابسته و برون‌زا هستند و ΔFD_t بیانگر تغییرات متغیر و η، ϕ، θ، β و γ ضرایب متغیرها می‌باشند.

هر رابطه بلندمدت در مدل *ARDL(p,q)* یک *ECM* کوتاه‌مدت دارد که دستیابی به آن تعادل را تضمین می‌کند. بر این اساس در مدل *NARDL(p,q)* نیز مدل تصحیح خطا به‌صورت زیر تنظیم می‌شود:

$$\Delta FD_t = \gamma_0 + \gamma_1 FD_{t-1} + \beta_1 Debt_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \eta_i \Delta FD_{t-i} + \qquad (13)$$
$$\sum_{i=0}^{q} \theta_i \Delta Debt_{t-i} + \sum_{i=0}^{r} \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

1. Shin *et al.*

حال اگر یکی از فرضیه‌های تقارن کوتاه‌مدت و بلندمدت رد شود، مدل به‌صورت زیر تبدیل خواهد شد:

$$\Delta FD_t = \gamma_0 + \gamma_1 FD_{t-1} + \beta_1 Debt_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \eta_i \Delta FD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} (\theta_i^+ \Delta Debt_{t-i}^+ + \theta_i^- \Delta Debt_{t-i}^-) + \sum_{i=0}^{r} \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\Delta FD_t = \gamma_0 + \gamma_1 FD_{t-1} + \beta_1^+ Debt_{t-1}^+ + \beta_1^- Debt_{t-1}^- + \beta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \eta_i \Delta FD_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \theta_i \Delta Debt_{t-i} + \sum_{i=0}^{r} \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

که در اینجا $Debt_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta Debt_j^+$ و $Debt_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta Debt_j^-$. درعین‌حال $\sum_{i=0}^{q} \theta_i^+$ و $\sum_{i=0}^{q} \theta_i^-$ به ترتیب بیانگر تعدیل کوتاه‌مدت شوک‌های مثبت و منفی هستند. همچنین $\xi_t = FD_t - \delta^+ Debt_t^+ - \delta^- Debt_t^-$ بیانگر جزء تصحیح خطای نامتقارن است و $\delta^+ = -\beta_1^+ / \gamma_1$ و $\delta^- = -\beta_1^- / \gamma_1$ پارامترهای بلندمدت نامتقارن مربوطه را نشان می‌دهند.

نتایج حاصل از برآورد مدل

۱. آمار توصیفی

آمار توصیفی مقاله حاضر در جدول (۱) ارائه شده است. مطابق با این جدول مقدار احتمال آماره جارک-برا (Jarque-Bera) در تمامی متغیرهای مدل به‌جز بدهی عمومی بزرگ‌تر از سطح احتمال ۵ درصد است، بنابراین می‌توان گفت این متغیرها، دارای توزیع داده نرمال هستند.

جدول ۱. جدول آمار توصیفی

متغیرها	میانگین	حداقل	حداکثر	میانه	انحراف معیار	احتمال آماره جارک-برا
توسعه مالی (FD)	۰/۲۳۴	۰/۱۱۵	۰/۳۷۱	۰/۲۲۳	۰/۰۷	۰/۴۷
بدهی عمومی (Debt)	۸/۹۰۱	۰/۰۳	۷۱/۸۵۴	۱/۸۲۴	۱۴/۸۳۲	۰/۰۰
تولید ناخالص داخلی واقعی (GDPR)	۱۳۶۸۴	۶۸۶۹	۲۳۳۳۶	۱۱۷۶۲	۵۱۲۶۳	۰/۰۷
نرخ بهره واقعی (R)	-۷/۲۱	-۳۵/۳۹	۸/۴	-۵/۲۹	۹/۹۳	۰/۰۸

منبع: یافته‌های پژوهش

۲. آزمون ریشه واحد

در این بخش مانایی کلیه متغیرهای مدل پژوهش با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته موردبررسی قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که در سطح معنی‌داری ۵ درصد، نرخ

بهره با عرض از مبدأ و روند در سطح مانا بوده (یعنی $I(0)$) و متغیر بدهی عمومی، شاخص ترکیبی توسعه مالی و تولید ناخالص داخلی واقعی در دو حالت با عرض از مبدأ و بدون روند و با عرض از مبدأ و روند در سطح نامانا بوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده است (یعنی $I(1)$ هستند). در آزمون زیوت-اندروز نیز، ازآنجایی‌که الگوی C نسبت به دو الگوی A و B کامل‌تر است، بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای شاخص توسعه مالی و تولید ناخالص داخلی واقعی با لحاظ یک شکست ساختاری پس از یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. به‌عبارت‌دیگر، این متغیرها انباشته‌شده از مرتبه یک (یعنی، $I(1)$) هستند؛ اما متغیر بدهی عمومی و نرخ بهره با لحاظ یک شکست ساختاری در سطح مانا (یعنی، $I(0)$) است. بنابراین، با توجه به نتایج آزمون مانایی و عدم وجود متغیری با درجه مانایی بالاتر از یک، استفاده از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی مجاز است. پس از تعیین مرتبه مانایی متغیرها، با توجه به یکی از معیارهای اطلاعاتی آکائیک[1]، شوارتز-بیزین[2] یا حنان-کوئین[3] تعداد جملات خودرگرسیون بهینه مشخص خواهد شد. به‌طورکلی با توجه به مطالعات اقتصادسنجی، ازآنجایی‌که تعداد مشاهدات در مطالعه حاضر محدود است (کمتر از ۱۰۰ مشاهده) درنتیجه معیار تعیین وقفه بهینه، معیار شوارتز-بیزین خواهد بود.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (با عرض از مبدأ و بدون روند)

متغیرها	آماره دیکی فولر	متغیرها	آماره دیکی فولر	مرتبه هم‌جمعی
توسعه مالی	-۰/۹۵	تفاضل مرتبه اول توسعه مالی	-۵/۹	$I(1)$
بدهی عمومی	-۲/۷۴	تفاضل مرتبه اول بدهی عمومی	-۷/۴۶	$I(1)$
تولید ناخالص داخلی واقعی	-۰/۰۶	تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص داخلی واقعی	-۵/۱۱	$I(1)$
نرخ بهره	-۱/۳۳	تفاضل مرتبه اول نرخ بهره	-۵/۴۴	$I(1)$
مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر با عرض از مبدأ و بدون روند			-۲/۹۳	

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (با عرض از مبدأ و روند)

متغیرها	آماره دیکی فولر	متغیرها	آماره دیکی فولر	مرتبه هم‌جمعی
توسعه مالی	-۲/۵۲	تفاضل مرتبه اول توسعه مالی	-۶/۴۷	$I(1)$
بدهی عمومی	-۲/۹۶	تفاضل مرتبه اول بدهی عمومی	-۵/۰۶	$I(1)$
تولید ناخالص داخلی واقعی	-۲/۴۹	تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص داخلی واقعی	-۵/۲۴	$I(1)$
نرخ بهره	-۳/۵۲	تفاضل مرتبه اول نرخ بهره	-	$I(0)$
مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر با عرض از مبدأ و روند			-۳/۵۱۳	

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Akaike Information Criterion (AIC)
2. Schwarz-Bayesian Information Criterion (SIC)
3. Hannan-Quinn Information Criterion (HIC)

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد زیوت-اندروز

متغیرها	الگوی A		الگوی B		الگوی C	
	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t
توسعه مالی	۱۳۹۰	-۳/۷	۱۳۸۹	-۳/۳۳	۱۳۹۰	-۳/۷
بدهی عمومی	۱۳۷۷	-۳/۰۸	۱۳۹۲	-۴/۰۷	۱۳۹۱	-۵/۶۲
تولید ناخالص داخلی واقعی	۱۳۸۱	-۳/۱۵	۱۳۶۶	-۳/۹۶	۱۳۸۱	-۳/۴۲
نرخ بهره	۱۳۷۴	-۴/۰۲	۱۳۹۳	-۳/۹۴	۱۳۹۲	-۵/۴۴
تفاضل مرتبه اول توسعه مالی	۱۳۶۶	-۴/۲۹	۱۳۷۱	-۷/۳	-	-۴/۴۷
تفاضل مرتبه اول بدهی عمومی	۱۳۹۱	-۷/۴۷	۱۳۹۱	-۷/۵۸	-	-
تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص داخلی واقعی	۱۳۹۱	-۵/۸	-	-۵/۵۷	۱۳۹۱	-۶/۹۸
تفاضل مرتبه اول نرخ بهره	۱۳۶۹	-۵/۴۳	۱۳۹۱	-۵/۴۶	-	-
مقادیر بحرانی در سطح ۵٪	-۴/۹۳		-۴/۴۲		-۵/۰۸	

منبع: یافته‌های پژوهش

۳. برآورد مدل

به‌منظور استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی و تخمین آن و آزمون‌های مربوطه، باید وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل اثبات شود. برای نشان دادن وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل از آزمون کرانه‌ای[1] پسران و همکاران (۲۰۰۱) استفاده می‌گردد. در آزمون کرانه‌ای پسران و همکاران (۲۰۰۱)، دو حد بحرانی در نظر گرفته می‌شود که اگر F محاسبه‌شده کمتر از مقدار حد پایین باشد (یعنی از سطح $I(0)$ کمتر باشد)، نشان‌دهنده عدم وجود هم‌انباشتگی در میان متغیرهای مدل است؛ اما در حالتی که F محاسبه‌شده بیشتر از حد بالایی باشد (یعنی از سطح $I(1)$ بیشتر باشد)، در این صورت می‌توان وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را اثبات کرد. درعین‌حال، اگر F محاسبه‌شده در بین دو حد بالا و پایین قرار بگیرد، می‌توان گفت که آزمون بی‌نتیجه است؛ مگر اینکه درجه هم‌انباشتگی را بدانیم. نتایج این آزمون در جدول (۵) آمده است.

جدول ۵. نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ای پسران و همکاران

متغیر وابسته	سطح اطمینان ۱۰ درصد	۵ درصد	۱ درصد	آماره F محاسباتی
توسعه مالی	کرانه پایین	۲/۲	۲/۵۶	۳/۲۹	۷/۰۷۲۳۱۳
	کرانه بالا	۳/۰۹	۳/۴۹	۴/۳۷	

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Bound Testing

با توجه به نتایج، آماره F محاسبه‌شده برای آزمون کرانه‌ای (F=۷/۰۷۲۳۱۳) است که بیشتر از مقدار کرانه بالا در سطح ۵ درصد است؛ بنابراین می‌توان بیان داشت که بین متغیرهای مدل رابطه بلندمدت وجود دارد.

جدول ۶. نتایج آزمون‌های تشخیصی فروض کلاسیک

آزمون خودهمبستگی پیاپی	$F-statistic$	۰/۶۰۱	$prob.F$	۰/۵۵۶
	$Obs*R-Squared$	۲/۲۸۲	$prob.Chi-Square$	۰/۳۱۹
آزمون ناهمسانی واریانس	$F-statistic$	۰/۹۷۸	$prob.F$	۰/۵۱۲
	$Obs*R-Squared$	۱۹/۲۱	$prob.Chi-Square$	۰/۴۴۳

منبع: یافته‌های پژوهش

قبل از برآورد مدل و تحلیل ضرایب، نیاز است تا به فروض کلاسیک پرداخته شود تا اعتبار نتایج به‌دست‌آمده مورد تأیید قرار بگیرد. نتایج بررسی در جدول (۶) نشان می‌دهد که واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی در مدل وجود ندارد. به‌عبارت‌دیگر، می‌توان گفت که آماره‌های مدل برآوردشده، فروض کلاسیک مربوط به جمله اخلال را تأمین می‌کند.

جدول ۷. نتایج آزمون والد برای بررسی تقارن یا عدم تقارن در بلندمدت و کوتاه‌مدت

بلندمدت			
آماره	t	F	χ^2
مقدار	-۲/۳۰	۵/۲۹	۵/۲۹
احتمال	۰/۰۲۶	۰/۰۲۶	۰/۰۲۱
کوتاه‌مدت			
آماره	t	F	χ^2
مقدار	۲/۰۶۶	۴/۲۷	۸/۵۵
احتمال	۰/۰۲۰۷	۰/۰۲۰۷	۰/۰۱۳۹

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج آزمون در جدول فوق، برای بررسی اثرات نامتقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت از آزمون والد استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت و کوتاه‌مدت رابطه بین توسعه مالی و بدهی عمومی به‌صورت نامتقارن است.

پس از اثبات وجود رابطه بلندمدت نامتقارن و رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرهای مدل، حال به برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت پرداخته می‌شود. جدول (۸) نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر بدهی عمومی و سایر متغیرهای مستقل بر توسعه مالی را نشان می‌دهد.

جدول ۸. نتایج برآورد مدل به روش *NARDL*

روابط بلندمدت				
متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t استیودنت	احتمال
FD(-1)	-۰/۵۱	۰/۱	-۵/۱۰	۰/۰۰
DEBT_POS(-1)	-۰/۰۰۶۰۷	۰/۰۰۱۹	-۳/۱۸	۰/۰۰
DEBT_NEG(-1)	-۰/۰۰۶۰۸	۰/۰۰۱۵	-۳/۹	۰/۰۰
GDPR(-1)	-۲/۱۷	۲/۵۲	-۰/۸۶	۰/۳۹
R(-1)	-۰/۰۱	۰/۰۰۳	-۳/۴۳	۰/۰۰
عرض از مبدأ	۰/۲۸	۰/۰۶	۴/۵۷	۰/۰۰
روابط کوتاه‌مدت				
متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t استیودنت	احتمال
D(DEBT_POS)	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۱	۰/۴۱	۰/۶۸
D(DEBT_POS(-1))	-۰/۰۰۸	۰/۰۰۲	-۳/۱۹	۰/۰۰
D(DEBT_POS(-2))	-۰/۰۱	۰/۰۰۳	-۳/۳	۰/۰۰
D(DEBT_POS(-3))	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۳	-۱/۵۸	۰/۱۲
D(DEBT_NEG)	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۷	۰/۸۶	۰/۳۹
D(DEBT_NEG(-1))	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۱	-۳/۵۱	۰/۰۰
D(DEBT_NEG(-2))	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۹	-۱/۸۹	۰/۰۷
D(GDPR)	-۲/۰۳	۴/۶۶	-۴/۳۵	۰/۰۰
D(GDPR(-1))	-۱/۳۴	۴/۱۴	-۰/۳۲	۰/۷۴
D(GDPR(-2))	-۱/۱۱	۳/۹	-۲/۸۴	۰/۰۰
D(R)	-۰/۰۰۵	۰/۰۰۳۳	-۱/۷	۰/۱
D(R(-1))	۰/۰۰۷	۰/۰۰۳۲	۲/۱۸	۰/۰۳
D(R(-2))	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۲۷	-۱/۳	۰/۲
D(R(-3))	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲۷	۱/۴۲	۰/۱۶
$prob(F-statistic)=۰/۰۰۰۰$		$F-statistic=۴۹/۹۲$		$R^۲=۰/۹۷$
اثرات بلندمدت				
متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t استیودنت	احتمال
δ^+	-۰/۰۱۱۸۳	۰/۰۰۳	-۳/۲۷	۰/۰۰
δ^-	-۰/۰۱۱۸۵	۰/۰۰۲	-۴/۰۰۴	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت تغییرات مثبت و منفی بدهی عمومی بر توسعه مالی (یعنی، δ^+ و δ^-) در جدول (۸)، نشان می‌دهد که هر دو ضریب بلندمدت نامتقارن، منفی و معنادار هستند؛ به‌نحوی‌که یک واحد افزایش در بدهی عمومی، توسعه مالی را به‌اندازه ۰/۰۱۱۸۳ واحد کاهش می‌دهد و یک واحد کاهش در بدهی عمومی، توسعه مالی را به‌اندازه ۰/۰۱۱۸۵ واحد افزایش خواهد داد؛ بنابراین، با افزایش بدهی عمومی شرایط به نحوی رقم خواهد خورد که منابع لازم به‌جای حرکت به سمت کانال‌های سرمایه‌گذاری، صرفاً در راستای تأمین مالی دولت و اعطای منابع مالی و تسهیلات به بخش‌های دولتی خواهد شد؛ این موضوع باعث می‌شود که منابع لازم برای اعطای تسهیلات به بخش خصوصی به‌اندازه کافی موجود نباشد که در این صورت، شرایط به سمت وخیم شدن توسعه مالی در کشور می‌شود. از سوی دیگر، در چنین شرایطی اغلب بانک‌ها به دلیل کاهش ریسک نکول وام‌ها، تمایلی به اعطای وام به بخش خصوصی نخواهند داشت که این موضوع نیز منجر به وخیم‌تر شدن توسعه مالی خواهد شد. در رابطه با اثر کاهش بدهی عمومی بر بهبود توسعه مالی می‌توان گفت که کاهش بدهی عمومی از طریق تأثیر بر سیستم بانکداری و اعطای تسهیلات به بخش خصوصی، شرایط به نفع بهبود توسعه مالی تغییر خواهد کرد. به‌عبارت‌دیگر، با کاهش بدهی عمومی، شرایط و منابع لازم جهت اعطای وام و تسهیلات به بخش خصوصی فراهم خواهد شد.

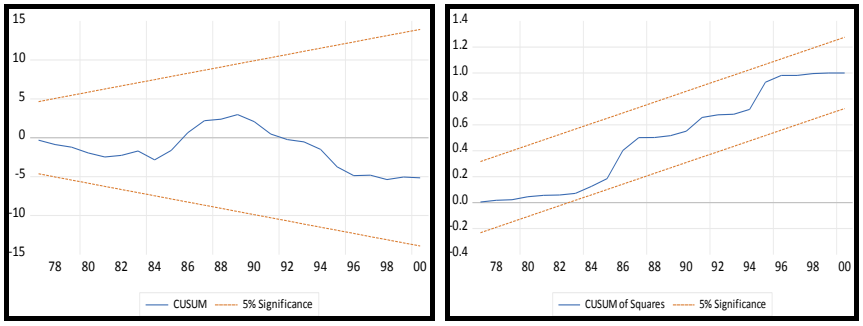
همچنین نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت بین نرخ بهره و شاخص توسعه مالی یک رابطه منفی و معنادار وجود دارد؛ به‌طوری‌که یک واحد افزایش در نرخ بهره، توسعه مالی را به‌اندازه ۰/۰۱ واحد کاهش می‌دهد. این نتایج عنوان می‌کند که در کشور ایران، برای افزایش و گسترش توسعه مالی، کاهش نرخ بهره امری ضروری است؛ چراکه با کاهش نرخ بهره، دریافت منابع برای متقاضیان بخش خصوصی امری آسان شده و به‌نوبه‌خود این شرایط، منجر به بهبود و گسترش توسعه مالی در اقتصاد خواهد شد. از سوی دیگر، نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت تولید ناخالص داخلی واقعی اثر معناداری بر شاخص توسعه مالی ندارد.

در کوتاه‌مدت، ضریب نتایج برآورد شده برای تغییرات مثبت بدهی عمومی، معنادار نیست؛ اما با یک وقفه و دو وقفه، ضریب برآوردی این تغییر مثبت، منفی و معنادار هستند؛ بدین معنی که در کوتاه‌مدت، یک واحد افزایش در بدهی عمومی با یک وقفه، توسعه مالی را به‌اندازه ۰/۰۰۸ واحد کاهش می‌دهد. درعین‌حال، ضریب تغییرات مثبت بدهی با سه وقفه، معنادار نیست. این نتیجه بیانگر این مدعا است که در کوتاه‌مدت، افزایش بدهی عمومی منجر به کاهش توسعه بخش مالی در کشور خواهد شد. به‌بیان‌دیگر می‌توان گفت دولت به دلیل پوشش هزینه‌های خود در دوره زمانی کوتاه‌مدت، اقدام به ایجاد بدهی می‌نماید که این بدهی در دوره کوتاه‌مدت به دلیل سیاست‌های نامناسب و عدم منابع برنامه‌ریزی‌شده برای جبران بدهی ایجادشده، منجر به کاهش توسعه مالی در کشور خواهد شد و همچنین در بلندمدت نیز، اثر منفی بر توسعه بخش مالی خواهد داشت. همچنین، در کوتاه‌مدت رابطه بین تولید ناخالص داخلی واقعی و شاخص توسعه مالی، منفی و معنادار است؛ به‌صورتی‌که یک واحد افزایش در تولید ناخالص داخلی واقعی، توسعه مالی را به‌اندازه ۲/۰۳ واحد کاهش می‌دهد. این نتیجه بیان می‌کند که در دوره کوتاه‌مدت افزایش تولید

ناخالص داخلی واقعی منجر به وخیم شدن توسعه مالی خواهد شد که این نتیجه را بدین‌گونه می‌توان تفسیر نمود که در بلندمدت، با توجه به طی کردن مراحل ابتدایی پیشرفت و رشد اقتصادی و با توجه به تئوری افزایش تقاضا برای دسترسی بیشتر افراد به خدمات و واسطه‌های مالی، نهایتاً به یک حد مشخصی رسیده و بعد از طی کردن این مرحله، افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی منجر به کاهش توسعه بخش مالی در کشور خواهد شد. همچنین، ضریب تولید ناخالص داخلی با یک وقفه، بی‌معنی اما با دو وقفه، منفی و معنادار است.

همچنین نتایج بیانگر این است که در کوتاه‌مدت رابطه بین نرخ بهره و شاخص توسعه مالی معنادار نیست؛ اما با یک وقفه مثبت و معنادار است. درعین‌حال، ضریب نرخ بهره با دو وقفه و سه وقفه، بی‌معنی هستند؛ این نتیجه نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، درصورتی‌که نرخ بهره یک واحد افزایش پیدا کند، توسعه مالی به اندازه ۰/۰۰۷ واحد افزایش پیدا خواهد کرد؛ بنابراین می‌توان گفت برای گسترش و توسعه بخش مالی در کشور، در کوتاه‌مدت افزایش نرخ بهره امری ضروری به نظر می‌رسد؛ چراکه با افرایش نرخ بهره، تمایل بانک‌ها و مؤسسات اعتباری برای اعطای منابع مالی افزایش پیدا کرده و درنهایت این موضوع، می‌تواند به گسترش و توسعه بخش مالی کمک نماید.

در ادامه به‌منظور اطمینان از پایداری ضرایب مدل رگرسیون برآورد شده و اطمینان از نتایج به‌دست‌آمده در این پژوهش، آزمون‌های مجموع تجمعی پسماند بازگشتی[1] (CUSUM) و مجموع تجمعی مجذورات پسماندهای بازگشتی[2] (CUSUMQ) انجام می‌شود. در این آزمون مقادیر آماره برآورد شده در بین دو مقدار بحرانی در سطح معناداری ۵ درصد رسم می‌گردد و درصورتی‌که از این دو حد خارج نگردد، می‌توان گفت ضرایب مدل برآورد شده رگرسیون پایدار خواهد بود. نتایج حاصل از این آزمون در شکل (۱) نشان داده شده است.



شکل ۱. آزمون پایداری CUSUM و CUSUMQ

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Cumulative Sum of Recursive Residuals
2. Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

ازآنجایی‌که نمودارهای مجموع پسماندهای تجمعی و مجذور پسماندهای تجمعی بین خطوط بحرانی ۵ درصد قرار دارند، لذا مدل برآوردی در بلندمدت پایدار است.

بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، اثر نامتقارن بدهی عمومی بر توسعه مالی طی دوره ۱۳۵۲ تا ۱۴۰۰ در ایران بررسی شده است. بنابراین، پس از انجام آزمون‌های تشخیصی موردنیاز به برآورد مدل با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی پرداخته شد. همچنین، با استفاده از آزمون والد، تقارن و عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی بدهی عمومی در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج حاصل از برآورد نشان داد که در بلندمدت رابطه منفی و معناداری بین تغییرات مثبت و منفی بدهی عمومی و شاخص توسعه مالی در ایران وجود دارد. از سوی دیگر، ضریب تغییرات مثبت بدهی عمومی کوچک‌تر از ضریب تغییرات منفی است. این نتیجه بدان معنی است که کاهش بدهی عمومی در مقایسه با افزایش آن، توسعه مالی را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهد. به‌عبارت‌دیگر، کاهش بدهی عمومی در ایران می‌تواند اثر قابل‌توجهی بر بهبود توسعه بخش مالی داشته باشد.

همچنین در بلندمدت، رابطه منفی و معناداری بین نرخ بهره و شاخص توسعه مالی در ایران وجود دارد؛ این نتیجه نشان می‌دهد که افزایش نرخ بهره در بلندمدت، تمایل بخش خصوصی برای دریافت منابع و اعتبارات لازم از بانک‌ها و مؤسسات مالی را کاهش داده و درنهایت باعث کاهش توسعه بخش مالی خواهد شد؛ بنابراین، با توجه به نتایج می‌توان گفت، در بلندمدت کاهش نرخ بهره از شرایط لازم برای توسعه بخش مالی در کشور ایران است.

مطابق با ادبیات نظری پژوهش حاضر، دیدگاه‌های متفاوتی در خصوص اثر بدهی عمومی بر توسعه مالی وجود دارد؛ عده‌ای از اقتصاددانان موافق با اثر مثبت بدهی عمومی بر توسعه مالی و عده‌ای دیگر موافق اثر منفی بدهی عمومی بر توسعه مالی هستند. نتایج پژوهش حاضر نشان داد که اثر بدهی عمومی بر توسعه مالی منفی و موافق با دیدگاه اقتصاددانانی همچون عمران و فرازی (۲۰۰۹)، آلتای‌لگیل و آکای (۲۰۱۳)، بوآ و همکاران (۲۰۱۴)، آیادی و همکاران (۲۰۱۵) و غیره است و درعین‌حال، مخالف دیدگاه اقتصاددانانی نظیر مونتس (۲۰۱۳)، اوندو (۲۰۱۷)، سکمن و همکاران (۲۰۲۰) و غیره است.

بنابراین با توجه به مطالب فوق می‌توان گفت، موضوع بدهی عمومی یکی از اساسی‌ترین موضوعات حال حاضر است. از سوی دیگر، با توجه به اینکه ایران در دوره‌های مختلف همواره با کسری بودجه و منابع مواجه بوده است، درنتیجه برای جبران کسری بودجه و پوشش سایر هزینه‌های دولتی، اقدام به ایجاد انواع بدهی عمومی می‌کند؛ در چنین شرایطی، با توجه به اینکه افزایش بدهی عمومی می‌تواند اثر منفی بر توسعه بخش مالی در کشور داشته باشد، درنتیجه توجه به ایجاد و نوع بدهی در کشور حائز اهمیت است. نتایج پژوهش حاضر نیز نشان می‌دهد که افزایش بدهی عمومی در اقتصاد ایران، اثر منفی بر توسعه و گسترش بخش مالی دارد؛ بنابراین، یکی از موضوعاتی که باید همواره مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی قرار بگیرد، بدهی عمومی و نحوه درست مدیریت آن است؛ چراکه در صورت سوء مدیریت آن اثرات مخربی

بر توسعه بخش مالی و اقتصاد کشور خواهد داشت؛ بنابراین ازآنجایی‌که کاهش بدهی عمومی، بهبود توسعه مالی را به همراه دارد، لذا پیشنهاد می‌شود که اگر دولتمردان خواهان افزایش واسطه‌ها و گسترش بازارهای مالی هستند، لازم است دولت مکلف شود که تأمین مالی از بانک‌ها و بانک مرکزی را کاهش دهد؛ زیرا دولت عموماً به دلیل عدم بازپرداخت بدهی‌های خود به بانک مرکزی و نظام بانکی، باعث قفل شدن بخش-های مختلف اقتصادی شده و با فشار آوردن بر نظام پولی و بانکی کشور، موجب کاهش ثبات اقتصادی و درنتیجه تورم مزمن می‌شود. علت این مسئله را می‌توان در عملیات فرابودجه‌ای دولت جستجو کرد که منجر به ناکارایی و عدم شفافیت در هزینه‌های دولت می‌شود؛ بدین‌صورت که با عدم کنترل کافی نظام بانکی بر تسهیلات پرداختی که عمدتاً به‌صورت تکلیفی از سوی دولت‌ها اعمال می‌شود و درنهایت انباشت مطالبات معوق، باعث تشدید کسری بودجه دولت و تورم می‌شود. بنابراین ضرورت دارد که سلطه مالی دولت از مجرای شبکه بانکی محدود شود.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد .
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند .
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد .
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

احسانی، زهرا؛ دشتبان فاروجی، مجید؛ خوشنودی، عبداله و دشتبان فاروجی، سحر. (۱۴۰۲). بررسی اثر نامتقارن سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج بهداشتی دولت بر سلامت جمعیت در ایران. *فصلنامه اقتصاد باثبات*، ۴(۲)، ۱۷۳-۱۴۶.

ازوجی، علاءالدین و فرهادی‌کیا، علیرضا. (۱۳۸۶). ارزیابی اثرات سیاست‌های آزادسازی مالی و تغییرات نرخ بهره بانکی بر توسعه بخش مالی در اقتصاد ایران (با استفاده از تکنیک VECM). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۷(۴)، ۱۴۰-۱۱۹.

زمانی، رضا و مجیدی، مسعود. (۱۴۰۰). تحلیل مقدار بهینه و شرایط آستانه‌ای بدهی‌های دولت در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۱(۴۳)، ۱۲۴-۱۰۳.

سلمانی، بهزاد؛ اصغرپور، حسین و جلیل‌پور، سالار. (۱۳۹۵). نقش بدهی عمومی و رویکرد سیاستی دولت بر توسعه مالی در ایران. *فصلنامه علمی-پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه*، ۲۱(۱)، ۱۰۴-۸۳.

سلمانی، یونس، یاوری، کاظم، اصغرپور، حسین و سحابی، بهرام. (۱۳۹۷). اثرات اقتصاد کلان انواع بدهی‌های دولت در ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۹(۳۲)، ۱۷۷-۱۲۹.

References

Alesina, A; & Tabellini, G. (1990). A positive theory of fiscal deficits and government debt. *The Review of Economic Studies*, *57*(3), 403-414.

Altaylıgil, Y. B; & Akkay, R. C. (2013). The effect of the domestic debt on the financial development: A case study for Turkey. *International Journal of Economics and Finance*, *5*(5), 64-74.

Andrés, J; Arce, O; & Thomas, C. (2016). When Fiscal Consolidation Meets Private Deleveraging. *Social Science Research Network*, Rochester, NY.

Ayadi, R; Arbak, E; Naceur, S. B; & De Groen, W. P. (2015). Determinants of financial development across the Mediterranean. *MEDPRO Technical Report No*. 29, 159-181.

Bahal, G; Raissi, M; & Tulin, V. (2018). Crowding-out or crowding-in? Public and private investment in India. *World Development*, *109*, 323-333.

Benayed, W; & Gabsi, F. B. (2020). Domestic public debt and financial development in Sub-Saharan Africa: Is there an inverted-U relationship. *Economics Bulletin*, *40*(1), 846-854.

Bordo, M. D; & Meissner, C. M. (2006). The role of foreign currency debt in financial crises: 1880–1913 versus 1972–1997. *Journal of Banking & Finance*, *30*(12), 3299-3329.

Bouyacoub, B; & Belabbas, I. (2022). Empirical analysis of the relationship between public debts, financial system stability and economic growth: the case of Algeria during the period 2000 – 2021. *Economy and Environment Review*, 5(2), 561-585.

Bua, G; Pradelli, J; & Presbitero, A. F. (2014). Domestic public debt in low-income countries and structure. *Review of Development Finance*, *4*(1), 1-19.

Caballero, R. J; & Krishnamurthy, A. (2004). Fiscal policy and financial depth. *NBER Working Paper Series*, No. 10532.

Calderón, C; & Liu, L. (2003). The direction of causality between financial development and economic growth. *Journal of development economics*, *72*(1), 321-334.

Chung-Yee, L; Ismail, N. W; & Ai-Lian, T. (2020). Is Public Debt Asymmetrically Link to Financial Development in Malaysia? *Asian Journal of Empirical Research*, *10*(3), 97-110.

De Bonis, R; & Stacchini, M. (2009). What determines the size of bank loans in industrialized countries? The role of government debt. *MoFiR working paper, Bank of Italy, Economics, Research and International Relations.*

Ehsani, Z; Dashtban Farouji, M; Khoshnoodi, A; & Dashtban Farouji, S. (2023). Investigating the asymmetric effect of foreign direct investment and government health expenditure on population health in Iran. *Stable Economy Journal*, *4*(2), 146-173. (In Persian).

Emran, M. S; & Farazi, S. (2009). Lazy banks? Government borrowing and private credit in developing countries. *Institute for International Economic Policy Paper Series*, No. 2009-9.

Ezoji, A; & Farhadikia, A. R. (2008). Evaluation of Financial Linearization Impact and Changing Interest Rate of Banking on Financial Sector Development in IRAN (Using VECM Technique). *The Economic Research*, *7*(4), 119-140. (In Persian).

Hauner, D. (2009). Public debt and financial development. *Journal of Development Economics*, *88*(1), 171-183.

İlgün, M. F. (2016). Financial Development and Domestic Public Debt in Emerging Economies: A Panel Cointegration Analysis. *Journal of Applied Economics and Business Research*, 6(4), 284-296.

Janda, K; & Kravtsov, O. (2017). Time-varying effects of public debt on the financial and banking development in the Central and Eastern Europe. *Munich Personal RePEc Archive*, 6 March, 2017, pp: 1-16.

Kabir Hassan, M; Sanchez, B; & Yu, J. S. (2011). Financial development and economic growth: New evidence from panel data. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *51*(1), 88-104.

Kumhof, M; & Tanner, E. (2008). Government Debt: A Key Role in Financial Intermediation. *IMF Working Paper*, WP/05/57.

Kutivadze, N. (2011). Public Debt and Financial Development. *Department of Economics, Management and Quantitative Methods at Università degli Studi di Milano. Working Paper n. 2011-13.*

Lau, S. Y; Tan, A. L; & Liew, C. Y. (2019). The asymmetric link between public debt and private investment in Malaysia. *Malaysian Journal of Economic Studies*, *56*(2), 327-342.

McKinnon, R.I. (1973). Money and Capital in Economic Development. *The Brookings Institution*, Washington, DC.

Montes, C. P. (2013). The impact of interbank and public debt markets on the competition for bank deposits. *The Spanish Review of Financial Economics*, *11*(2), 57-68.

Ondo, A. (2017). Public debt and financial stability: The case of economic community and monetary union of central Africa (EMCCA). *Journal of Economics and International Finance*, *9*(9), 89-94.

Patrick, H. T. (1966). Financial development and economic growth in underdeveloped countries. *Economic development and Cultural change*, *14*(2), 174-189.

Salmani, B; Asgharpour, H; & Jalilpour, S. (2016). The Effect of Government Policies and Public Debt on Financial Development in Iran. *Journal of Planning and Budgeting, 21*(1), 83-104. (In Persian).

Salmani, Y; Yavari, K; Sahabi, B; & Asgharpour, H. (2018). The Macroeconomic Effects of Government Debt in Iran. *Journal of* Economic Modeling Research, 9(32), 129-177. (In Persian).

Schumpeter, J.A. (1911). The Theory of Economic Development. *Harvard University Press*, Cambridge, MA.

Sekmen, T; Doğan, E; & Topuz, S. G. (2020). The Crowding Out Effect of Domestic Public Debt on Financial Development in Turkey. *Journal of Yasar University*, *15*(59), 544-559.

Shaw, E.S. (1973). Financial Deepening in Economic Development. *Oxford University Press*, London and New York.

Shin, Y; Yu, B; & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In: Sickles, R; Horrace, W. (eds) Festschrift in Honor of Peter Schmidt. Springer, New York, NY.

Zamani, R; & Majidi, M. (2021). Optimum and Threshold Rates of Government Debt in Iran. *Economic Growth and Development Research*, *11*(43), 124-103. (In Persian).

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۱۰، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۲۰۶-۱۷۷

مقاله پژوهشی

بهره‌وری کل عوامل تولید و تحلیل اثر ابزارهای مالی دولت[۱]

شهریار زروکی[۲]، یوسف عیسی‌زاده روشن[۳] و حمیده صمدی کوچکسرایی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۴/۱۸

چکیده

هدف این پژوهش تحلیل اثر نامتقارن ابزارهای سیاست مالی دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران است. برای این منظور نخست بهره‌وری کل عوامل تولید به روش مانده سولو در دوره ۱۳۹۹-۱۳۵۷ محاسبه و سپس جهت برآورد الگو از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی خطی و غیرخطی استفاده شد. یافته‌ها در بلندمدت نشان می‌دهد که اندازه دولت و بار مالیاتی با اثری معکوس و نامتقارن بر بهره‌وری همراه است؛ به‌نحوی‌که اثرگذاریِ معکوس افزایش‌ها در اندازه دولت بیش از سه برابر اثر معکوس کاهش‌ها در آن می‌باشد و اندازه اثرگذاری معکوس بار مالیاتی به هنگام کاهش‌ها دو برابرِ اثرگذاری معکوس آن به هنگام افزایش‌هاست. تورم نیز دارای اثر معکوس و نامتقارن بر بهره‌وری است؛ به‌نحوی‌که اثر مطلوب کاهش‌ها در تورم بر بهره‌وری بیش از اثر نامطلوب افزایش‌ها در آن است. درجه باز بودن تجاری اثر مستقیم و نامتقارن بر بهره‌وری دارد و اثر مطلوب افزایش‌ها در درجه باز بودن تجاری بیش از چهار برابر اثر نامطلوب کاهش‌ها در آن است. بر مبنای نتایج حاصله پیشنهاد می‌شود که سیاست‌گذاران ضمن اتخاذ سیاست‌های مناسب در راستای ارتقای سطح بهره‌وری کل عوامل تولید، به هنگام سیاست‌گذاری به نامتقارنی عوامل یادشده در اثرگذاری بر بهره‌وری کل عوامل تولید توجه نمایند.

واژگان کلیدی: بهره‌وری کل عوامل تولید، ابزارهای سیاست مالی دولت، رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی، ایران.

طبقه‌بندی موضوعی: *C22 ،H30 ،D24.*

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/ieda.2024.44992.1371

۲. دانشیار، گروه اقتصاد انرژی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. نویسنده مسئول. Email:sh.zaroki@umz.ac.ir

۳. دانشیار، گروه اقتصاد نظری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. Email:y.eisazadeh@umz.ac.ir

۴. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. Email:hamidehsamadi73@gmail.com

مقدمه[1]

با توجه به محدود بودن منابع در اقتصاد در برابر جمعیت روزافزون جهان و همچنین رقابت‌های تجاری که امروزه در عرصه بین‌المللی بین کشورها وجود دارد، موضوع بهره‌وری بسیار مورد توجه قرار گرفته است. کشورها در دنیای امروز برای رسیدن به رشد اقتصادی به دنبال راه‌هایی برای افزایش بهره‌وری هستند؛ کشورهای موفق صنعتی و درحال‌توسعه بخش قابل توجهی از رشد اقتصادی خود را از این طریق به دست آورده‌اند. بهره‌وری را به‌طور خلاصه می‌توان نسبت ستاده به نهاده تعریف نمود. بهره‌وری کل عوامل تولید معیاری است که استفاده درست و بهینه از عوامل تولید و همچنین میزان دستیابی به اهداف از پیش تعیین‌شده را نشان می‌دهد. این مفهوم زمانی اهمیت پیدا کرد که سازمان‌ها به این نکته پی بردند که رشد ستاده به دلیل محدودیت‌های موجود در استفاده از منابع، در بلندمدت از طریق رشد مداوم نهاده به دست نمی‌آید. به‌عبارت‌دیگر، هرچه بیشتر از منابع استفاده شود، تضمین رشد پایدار ستاده کمتر و کمتر می‌شود (جهانگرد و همکاران، ۱۳۹۱).

بر اساس آمار سازمان بهره‌وری آسیایی طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۴ متوسط رشد اقتصادی ایران ۶/۳ درصد بوده که سهم بهره‌وری در آن صفر بوده است؛ درحالی‌که در همین دوره اقتصاد چین به‌طور متوسط نرخ رشدی برابر با ۶/۸ درصد داشت و ۳۶ درصد آن از محل رشد بهره‌وری به دست آمده است. همچنین بر اساس آمار سازمان ملی بهره‌وری ایران رشد شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید طی سال‌های دهه نود منفی بوده است. این آمار نشان می‌دهد که ایران هنوز به اهمیت بهره‌وری در فرآیند رشد و توسعه پی نبرده است. در این راستا شناسایی عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید ضرورت دارد و با توجه به نقش پررنگ دولت در اقتصاد ایران، بررسی اینکه اقدامات دولت چه تأثیری بر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌گذارد می‌تواند مفید باشد. در حوزه تصمیمات دولت، سیاست‌های مالی از مهم‌ترین ابزارهای سیاستی در اثرگذاری بر اقتصاد محسوب می‌شود. سیاست مالی ابزاری است که دولت به وسیله آن تراز بودجه خود را از طریق تغییرات مخارج و درآمد تنظیم می‌کند تا بر شرایط اقتصادی گسترده‌تر اثر بگذارد. دولت می‌تواند در کوتاه‌مدت با تغییر سطح مخارج و درآمد مالیاتی، بر سطح فعالیت اقتصادی، که عموماً با تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود، تأثیر بگذارد. زمانی که دولت با کسری بودجه مواجه می‌شود گفته می‌شود که درگیر انبساط مالی است و فعالیت‌های اقتصادی را تحریک می‌کند و زمانی که دولت مازاد بودجه دارد، گفته می‌شود که درگیر انقباض مالی است که فعالیت اقتصادی را کند می‌کند. در سیاست مالی انبساطی افزایش هزینه‌های دولت، کاهش درآمد مالیاتی یا ترکیبی از این دو باعث تحریک فعالیت اقتصادی می‌شود. درحالی‌که در سیاست مالی انقباضی، با کاهش هزینه‌های دولت، افزایش درآمد مالیاتی یا ترکیبی از این دو انتظار می‌رود فعالیت اقتصادی کند شود (استوپاک[2]، ۲۰۱۹).

---

۱. این مقاله از پایان‌نامه نویسنده سوم در مقطع کارشناسی ارشد در دانشگاه مازندران استخراج شده است.

2. Stupak

بررسی مطالعات نظری و تجربی بیانگر آن است که اثرات سیاست‌های مالی با توجه به شرایط اقتصادی کلان می‌تواند متفاوت باشد و این اثرات را می‌توان در تجزیه‌وتحلیل سیاست‌های مالی غیرخطی تحت پوشش قرار داد. بر این اساس مطالعه حاضر در پی آن است تا نوع اثرگذاری ابزارهای سیاست مالی دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید را در اقتصاد ایران تبیین نماید. بر مبنای اهداف یاد شده پرسش اصلی آن است که آیا ابزارهای سیاست مالی دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران با اثری نامتقارن همراه است؟ برای این منظور از روش غیرخطی در پردازش داده‌ها استفاده شده است. اغلب الگوهای موجود در اقتصادسنجی، الگوی خطی است که در آن اندازه مطلق اثرگذاری متغیر توضیحی در روند افزایشی با روند کاهشی آن یکسان است. به‌عبارتی‌دیگر در یک برآورد خطی از تحلیل اثر ابزارهای سیاست مالی دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید چنین تفسیری مرسوم است که اگر به‌طور مثال با افزایش اندازه دولت، بهره‌وری کل عوامل تولید به اندازه ω واحد افزایش یابد؛ آنگاه به‌صورت هم‌زمان با کاهش اندازه دولت نیز بهره‌وری کل عوامل تولید به میزان ω واحد کاهش خواهد یافت. ولی آنچه در واقعیت رخ می‌دهد ممکن است این‌گونه نبوده و اثر افزایش اندازه دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید، متفاوت با اثر کاهش آن باشد. این موضوع نگارندگان مقاله را بر آن داشت تا با توجه به مطالعات صورت گرفته، ضمن برآورد بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران با استفاده از روش مانده سولو، اثر نامتقارن ابزارهای سیاست مالی دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید نیز تبیین شود. برای دستیابی به چنین پردازشی لازم است تا از الگوهای نامتقارن استفاده شود. بر این اساس با استفاده از مطالعه‌ی شین و همکاران[1] (۲۰۱۴) از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)[2] در تبیین و تشریح نامتقارنی استفاده شده است. لازم به توضیح است که در مطالعه‌ی حاضر در کنار تحلیل اثر نامتقارن ابزارهای سیاست مالی دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید، بر نامتقارنی اثر تورم و درجه باز بودن تجاری نیز تمرکز شده است.

در ادامه مقاله به این صورت سازمان‌دهی شده است که در بخش دوم ادبیات پژوهش ارائه می‌شود. بخش سوم به تصریح الگوی پژوهش، برآورد بهره‌وری کل عوامل تولید و توصیف داده‌ها اختصاص‌یافته است. برآورد متقارن و نامتقارن از الگوی پژوهش در بخش چهارم ارائه و به تفسیر نتایج پرداخته شده است. یافته‌های پژوهش و ارائه پیشنهاد نیز پایان بخش مطالعه حاضر است.

مبانی نظری

بهره‌وری چگونگی و میزان استفاده از عوامل تولید، در تولید یک محصول را نشان می‌دهد که در صورت استفاده بهینه از عوامل تولید، بهره‌وری آن‌ها افزایش می‌یابد (نایبی و همکاران، ۱۳۸۸). در چارچوب نظریات رشد اقتصادی، بهره‌وری کل عوامل به آن بخش از رشد گفته می‌شود که توسط تغییرات نیروی کار و سرمایه توضیح داده نمی‌شود که این مسئله به مانده سولو معروف شده است. بنابراین، برای شناخت اینکه

1. Shin *et al.*
2. Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

چه عواملی بر بهره‌وری کل عوامل مؤثر است باید از نظریات رشد استفاده کرد. به‌طورکلی، نظریات رشد به دو دسته رشد برون‌زا و رشد درون‌زا تقسیم می‌شوند. در نظریات رشد برون‌زا، پیشرفت فنی به‌صورت برون‌زا در نظر گرفته می‌شود. با توجه به اینکه الگوهای نئوکلاسیک در توضیح اساسی‌ترین واقعیت‌های رشد ناتوان بودند، الگوهای رشد درون‌زا مطرح شدند که عامل تکنولوژی را به‌صورت درون‌زا وارد الگوهای رشد کردند (شجری و همکاران، ۱۳۹۳). در ادامه به بررسی نظریات موجود درباره اثرات ابزارهای سیاست مالی، تورم و درجه باز بودن تجاری بر رشد اقتصادی خواهیم پرداخت و در انتهای این بخش نیز مبانی نظری مربوط به اثرات نامتقارن ابزارهای سیاست مالی دولت بیان خواهد شد.

در مورد تأثیر مالیات بر تولید و رشد اقتصادی مطالعات مختلفی انجام شده است. سولو[1] (۱۹۵۶) مطالعه‌ای در مورد ارتباط مالیات و رشد انجام داد. در مدل رشد کلاسیک جدید وی بررسی شد که مالیات‌ها تأثیری بر رشد در بلندمدت ندارند، زیرا رشد بهره‌وری در این مدل ثابت فرض شده و متأثر از سیاست‌های مالی نیست؛ درحالی‌که مالیات بر درآمد تأثیر منفی بر توزیع اقتصادی دارد. رومر[2] (۱۹۸۶) در اثبات خود به این نکته دقت کرد که مخارج دولت و سیاست‌های مالیات اثرات رشد بلندمدت دارند. نتایج مطالعه او نشان داد که وقتی مالیات‌ها به‌طور برون‌زا افزایش می‌یابد کسری بودجه، رشد مالیات بر درآمد بالا و نرخ پایدار رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (احمد و احمد[3]، ۲۰۱۸). سیاست‌های مالیاتی همچنین می‌تواند از طریق اثرگذاری بر انگیزه‌های افراد و شرکت‌ها، بر رشد تأثیر بگذارد. مالیات‌های تجاری می‌تواند بر تصمیمات شرکت‌ها در مورد میزان سرمایه‌گذاری در ابداعات ارتقادهنده بهره‌وری و نوع دارایی‌ها تأثیر بگذارد. مالیات بر نیروی کار می‌تواند بر سطح اشتغال و تصمیم‌گیری در مورد تحصیل و آموزش شغلی تأثیر بگذارد. مالیات بر درآمد سرمایه می‌تواند بر انگیزه‌های پس‌انداز تأثیر بگذارد. در دسترس بودن معافیت‌های مالیاتی و یارانه‌های ویژه برای کسانی که روابط سیاسی دارند (رانت‌خواری) می‌تواند انگیزه‌های شرکت در فعالیت‌های تولیدی را کاهش و درنتیجه رشد اقتصادی را کاهش دهد (غفاری و همکاران، ۱۳۹۴).

مسئله ارتباط بین مخارج دولت و رشد اقتصادی در نظریات اقتصادی مختلف مورد توافق قطعی اقتصاددانان نیست؛ در دیدگاه سنتی کینزی، افزایش مخارج دولت باعث افزایش در تولید می‌شود. مخارج دولت به‌عنوان یک نهاده در تابع تولید بخش خصوصی به شمار می‌آید و مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری‌های دولت در زیرساخت‌های اقتصادی می‌تواند رشد اقتصادی را تحریک کند، ولی نکته مهم این است که افزایش مخارج دولت می‌تواند اثرات دوگانه‌ای در رشد اقتصادی و تولید داشته باشد. بر اساس این دیدگاه، افزایش مخارج دولت می‌تواند بر اقتصاد اثر مثبت بگذارد، ولی اگر افزایش مخارج دولت از یک حد مشخص بیشتر شود، بخشی از این اثرات مثبت در اقتصاد خنثی می‌شود (چوی و دِوِروکس[4]، ۲۰۰۵). در دیدگاه کلاسیک‌ها و نئوکلاسیک‌ها افزایش مخارج عمومی منجر به جایگزینی کالاهای خصوصی با کالاهای عمومی می‌شود

1. Solow
2. Romer
3. Ahmad & Ahmad
4. Choi & Devereux

که این امر منجر به کاهش سرمایه‌گذاری‌های خصوصی حتی برای کالاها و خدمات کلیدی می‌شود. به‌طور غیرمستقیم، دولت به‌عنوان راهی برای تأمین مالی مخارج خود، بر بازار برای دریافت اعتبار فشار وارد می‌کند و درنتیجه نرخ بهره را بالا می‌برد. وقتی نرخ‌های بهره افزایش می‌یابد، نه تنها برای دولت، بلکه برای همه از جمله بخش خصوصی افزایش می‌یابد، که این امر تمایل دارد سرمایه‌گذاری خصوصی را سرکوب کند و در کل رشد اقتصادی را مختل کند. علاوه بر این، طبق نظر کلاسیک‌ها و نئوکلاسیک‌ها، دولت ممکن است هزینه‌های افزایش‌یافته خود را از طریق افزایش مالیات‌ها تأمین مالی کند، اقدامی که می‌تواند قیمت‌های بازار و تخصیص منابع را مخدوش کند و حتی ممکن است باعث فرار مالیاتی و اجتناب از مالیات شود که نتیجه نهایی آن تأثیر منفی بر رشد اقتصادی است (نیاش و اودیامبو[1]، ۲۰۱۹).

رشد اقتصادی نیازمند سرمایه‌های فیزیکی، اجتماعی و انسانی است. برای رشد انباشت سرمایه لازم است که در بخش‌های مختلف، سرمایه‌گذاری صورت بپذیرد. در سطوح بالای تورم، خانوارها و بنگاه‌ها بیشتر به دنبال حفظ ارزش پول خود هستند؛ به این منظور تقاضایشان برای خرید دارایی‌های بادوام (دارایی‌های غیرمولد) افزایش می‌یابد و لذا میزان سرمایه‌گذاری فیزیکی مولد در کل اقتصاد کاهش می‌یابد. تورم همچنین نرخ ارز واقعی را کاهش می‌دهد؛ این امر باعث می‌شود قدرت رقابتی کشور کاهش یافته و سبب کاهش صادرات و افزایش واردات می‌شود. در این شرایط معمولاً کالاهای ضروری و مصرفی بیشتر وارد می‌شوند که نه تنها کمکی به ارتقای بهره‌وری نمی‌کنند، بلکه باعث می‌شوند تولید کالاهای مشابه در داخل به صرفه نباشد و کارخانه‌ها با زیان مواجه شوند و در بلندمدت ممکن است دست از تولید بکشند. از طرف دیگر با کاهش صادرات، انگیزه بنگاه‌ها برای افزایش سرمایه‌گذاری در زمینه تحقیق و توسعه برای رقابت با کالاهای خارجی کاهش می‌یابد، با توجه به نقش مهمی که تحقیق و توسعه در رشد اقتصادی دارد درنتیجه تورم از این کانال نیز باعث کاهش بهره‌وری خواهد شد (مهرآرا و نوری، ۱۳۹۰).

در رابطه با درجه باز بودن تجاری و رشد می‌توان بیان کرد که رقابت از طریق تجارت باعث افزایش کارایی شرکت‌ها می‌شود؛ زیرا در این حالت شرکت‌ها علاوه بر رقبایی که در بازار داخلی دارند باید با شرکت‌های خارجی نیز رقابت کنند. از طرفی توسعه صادرات باعث می‌شود منابع از صنایع با بهره‌وری پایین به صنایعی که بهره‌وری بالاتر دارند منتقل شوند (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۹۰). عواملی همچون ارزآوری، ایجاد فضای رقابتی بین تولیدکنندگان، افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید، ورود تکنولوژی‌های جدید، افزایش سطح کیفیت محصولات، مقابله با کسری تراز پرداخت‌ها، استفاده بهینه از منابع و امکانات موجود، جذب سرمایه‌گذاری خارجی و گسترش بازار داخلی از جمله مزایای گسترش و توسعه صادرات هستند (کمیجانی و میرجلالی، ۱۳۸۰). در یک اقتصاد آزاد علاوه بر صادرات، واردات نیز از طریق ورود فناوری‌های خارجی به کشور می‌تواند بر تولید و بهره‌وری کل داخلی اثر بگذارد. این مسئله برای کشورهای درحال‌توسعه که توانایی جذب شرکت‌های چندملیتی را دارند اهمیت بیشتری می‌یابد (مبارک و محمدلو، ۱۳۸۷).

1. Nyash & Odhiambo

اثر نامتقارن ابزارهای مالی دولت: اثرات نامتقارن سیاست مالی به‌طور گسترده در ادبیات نظری و تجربی مورد مطالعه قرار گرفته است، ولی نتیجه‌گیری قطعی نیست. این مسئله ممکن است به روش، ماهیت شوک، طرح شناسایی و داده‌ها بستگی داشته باشد. به گفته هرکویتز و استراوزینسکی[1] (۲۰۰۴) سیاست مالی نامتقارن، روند نسبت اثرات سیاست مالی به تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد که در طول رکود افزایش می‌یابد و در طول دوره رونق کاهش می‌یابد. از نظر آن‌ها، زمانی که افزایش مخارج دولت در شرایط رکود با کاهش آن در دوره رونق مطابقت نداشته باشد، این به پایداری مالی آسیب وارد می‌کند. این امر منجر به افزایش کسری بودجه و بدهی عمومی می‌شود و باعث اثرات منفی بر عملکرد مطلوب اقتصادی می‌شود. در کشورهای درحال‌توسعه دو دلیل اصلی پاسخگوی این سؤال است که چرا دولت سیاست‌های مالی دوره‌ای غیر بهینه را که منجر به بی‌ثباتی اقتصاد کلان می‌شود دنبال می‌کند. اولین مورد، عدم دسترسی به بازار اعتبار بین‌المللی و عمق مالی داخلی است که کشورهای درحال‌توسعه را از دریافت وام در شرایط بد باز می‌دارد. دوم، عوامل سیاسی و نهادی است که منجر به نوسانات مالیاتی و افزایش مخارج آن‌ها در رونق می‌شود. بر اساس نظر برتولا و درازِن[2] (۱۹۹۳) پنج منبع محتمل عدم تقارن سیاست مالی عبارت‌اند از مرحله چرخه تجاری، نسبت تولید ناخالص داخلی به بدهی، نشانه شوک مالی، ماهیت شوک، یعنی مخارج در برابر درآمدها و میزان شوک مالی است (تیامیا و همکاران[3]، ۲۰۲۱).

به‌طورکلی ادبیات مختلف مطالعاتی، سه کانال مختلف را برای تشریح اثرات سیاست‌های مالی مطرح کرده‌اند. گروه نخست کانال اثرگذاری را سمت عرضه می‌دانند و به عواملی همچون ظرفیت و تکنولوژی تولید، محدود بودن منابع، چسبندگی دستمزدها، چسبندگی قیمت‌ها و شرایط اقتصاد قبل از اجرای سیاست، یعنی اینکه اقتصاد در رونق است یا رکود اشاره می‌کنند. گروه دوم کانال اثرگذاری را از سمت تقاضا بررسی کرده‌اند و به تبعیت از کینز روی ساختار سرمایه‌گذاری، ساختار پول و مصرف متمرکز شده‌اند و رفتار اقتصادی خانوارها در شرایط انقباض و انبساط مالی را منشأ عدم تقارن می‌دانند. گروه سوم مربوط به مطالعاتی است که نااطمینانی در فضای کسب‌وکار، ضعیف بودن حقوق مالکیت و وجود موانع و عواملی که باعث ایجاد تأخیر در تصمیم‌گیری فعالان اقتصادی می‌شود را دلیل اثرات نامتقارن تکانه‌های سیاست مالی می‌دانند (رئیسی گاوگانی و همکاران، ۱۳۹۷).

پیشینه پژوهش

کفایی و باقرزاده (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای با عنوان "اثر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان بر بهره‌وری کل عوامل تولید" به بررسی تأثیر تعدادی از متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان بر بهره‌وری کل عوامل تولید پرداخته‌اند. در این مطالعه از روش رگرسیون خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی در دوره زمانی ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۳ برای کشور ایران استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در بلندمدت متغیرهای درآمدهای ارزی حاصل از صادرات

1. Hercowitz & Strawczynski
2. Bertola & Drazen
3. Tiamiyu *et al.*

نفت و نرخ ارز حقیقی اثر مثبت و بی‌ثباتی اقتصادی، بی‌ثباتی مالی و سهم هزینه‌های مصرفی دولت از تولید (با دو وقفه در کوتاه‌مدت) دارای اثر منفی بر بهره‌وری کل عوامل تولید هستند.

شهبازی و علیزاده (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای با عنوان "تأثیر مخارج دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی ایران" به بررسی تأثیر مخارج جاری و عمرانی دولت بر بهره‌وری عوامل تولید بخش کشاورزی کشور پرداخته‌اند. در این مطالعه از روش آزمون کرانه‌ها و آزمون علیت گرنجر در دوره زمانی ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۹ برای کشور ایران استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که مخارج جاری دولت در بلندمدت دارای اثر منفی بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی کشور است و مخارج عمرانی دولت، ضریب مکانیزاسیون و صادرات بخش کشاورزی در بلندمدت، با اثر مثبت بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی همراه است.

رئیسی گاوگانی و همکاران (۱۳۹۷)، در مطالعه‌ای با عنوان "اثر نامتقارن تکانه‌های مالی بر اقتصاد ایران: الگوی DSGE با تقریب مرتبه دوم" به بررسی اثر غیرخطی سیاست‌های مالی (با تأکید بر مخارج دولت) بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته‌اند. در این مطالعه از مدل تعادل عمومی تصادفی پویا متناسب با اقتصاد ایران، طی دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۳ استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تکانه‌های مثبت و منفی مخارج دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی اثرات نامتقارن دارند و تکانه منفی مخارج دولت اثر کاهنده بزرگ‌تری نسبت به تکانه مثبت مخارج دولت که دارای اثر فزاینده است، دارد.

علوی باجگانی و همکاران (۱۳۹۸)، در مطالعه‌ای با عنوان "بررسی اثرات نامتقارن سیاست مالی بر رشد اقتصادی در ایران: رویکرد رگرسیون چندکی" به بررسی اثرات نامتقارن سیاست مالی بر رشد اقتصادی ایران پرداخته‌اند. در این مطالعه از روش رگرسیون چندکی[1] در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۷ با استفاده از داده‌های فصلی برای کشور ایران استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که مالیات، تجارت خارجی و سرمایه‌گذاری اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی داشته‌اند. در چندک‌های پایین رشد اقتصادی، تأثیر مخارج مصرفی دولت بر رشد مثبت و اثر متغیر کسری بودجه بر رشد اقتصادی منفی بوده است؛ اما در چندک‌های بالای نرخ‌های رشد، عکس این قضیه برقرار است. همچنین با استفاده از آزمون نیووی و پاول نشان داده شد که اثرات کسری بودجه و مصرف دولت بر رشد اقتصادی، نامتقارن است و برای سایر متغیرهای مورد بررسی اثرات متقارن تأیید شد.

زندآور و همکاران (۱۳۹۹)، در مطالعه‌ای با عنوان "تبیین آثار غیرخطی ابزارهای سیاست مالی (با تأکید بر درآمدهای مالیاتی) دولت بر رشد اقتصادی ایران در دوره‌های رونق و رکود" به بررسی آثار غیرخطی سیاست مالی دولت بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. در این مطالعه از مدل مارکوف سوییچینگ[2] در دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۴ برای کشور ایران استفاده شده است. نتایج حاصل از نسبت راست‌نمایی نشان داد

1. Quantile Regression
2. Markov-Switching Model

سیاست مالی در ایران از نظام چرخشی مارکوف تبعیت می‌کند و همچنین نتایج برای برخی از انواع مالیات‌ها نشانگر متفاوت بودن تأثیرگذاری در حالت وجود نفت بوده است. چنانچه دولت قصد اجرای سیاست مالی انبساطی از نوع افزایش مخارج را داشته باشد، بهتر است در رژیم رکودی این عمل صورت گیرد؛ زیرا در این شرایط، تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد؛ اما اگر سیاست مالی انبساطی، از نوع کاهش مالیات‌ها مدنظر باشد؛ باید بسته به نوع مالیات، سطح درآمدهای نفتی و نیز رژیم حاکم بر رشد اقتصادی انجام شود.

دین تان و کان[1] (۲۰۱۹) در مطالعه‌ای با عنوان "پویایی بین هزینه‌های دولت و رشد اقتصادی در چین: تجزیه‌وتحلیل رشد بهره‌وری"، به بررسی پویایی بین هزینه‌های دولت و رشد اقتصادی در چین از طریق تأثیرگذاری بر رشد بهره‌وری سرمایه انسانی پرداخته‌اند. در این مطالعه از مدل سوییچینگ مارکوف برای داده‌های سری زمانی سالانه در دوره زمانی ۱۹۵۲ تا ۲۰۱۴ برای کشور چین استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که مخارج دولت رشد بهره‌وری سرمایه انسانی را بهبود نمی‌بخشد.

بردکا و همکاران[2] (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای با عنوان "بهره‌وری کل عوامل و ادغام مالی: ریاضت چقدر مضر است؟" به بررسی تأثیر ادغام مالی بر بهره‌وری کل عوامل تولید پرداخته‌اند. در این مطالعه از روش خودرگرسیون برداری پنل و هم‌انباشتگی پنل[3] در دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۶ برای ۲۶ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه[4] استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که ادغام مالی دارای اثرات منفی کوتاه‌مدت و بلندمدت بر بهره‌وری کل عوامل تولید است و تأثیر کوتاه‌مدت به‌طور نامتناسب برای بهره‌وری کل عوامل تولید کشورهای با بدهی کم، خسارت‌آورتر است.

دای و همکاران[5] (۲۰۲۲) در مطالعه‌ای با عنوان "سرمایه تحقیق و توسعه مؤثر و بهره‌وری کل عوامل: شواهد با استفاده از مدل‌های داده پانل فضایی" به بررسی اثر سرمایه تحقیق و توسعه مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل یک شرکت پرداخته‌اند. در این مطالعه از مدل‌های داده پانل فضایی برای تخمین بازگشت سرمایه تحقیق و توسعه در چارچوب تابع تولید در دوره زمانی ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۷ برای شرکت‌های فناوری شانگهای استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که روابط مثبت و معنی‌داری بین هر عنصر سرمایه تحقیق و توسعه «مؤثر» و بهره‌وری کل عوامل وجود دارد.

با مروری بر مطالعات گزارش‌شده و همچنین سایر مطالعات مرتبط در این زمینه این نکته مشهود است که پژوهش‌های زیادی درباره تأثیر متغیرهای متفاوت اقتصادی بر بهره‌وری کل عوامل تولید انجام شده است. در این پژوهش ضمن تبیین تحلیل الگوی متقارن، برآورد و تحلیل نامتقارنی اثر ابزارهای سیاست مالی دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید نیز انجام شده است.

1. Dinh Thanh & Canh
2. Bardaka *et al.*
3. Panel Vector Autoregressive and Panel Cointegration Techniques
4. Organization for Economic Co-operation and Development
5. Dai *et al.*

ارائه مدل و روش برآورد آن

۱. ارائه الگوی پژوهش

هدف اصلی پژوهش حاضر تحلیل و بررسی نامتقارنی اثر ابزارهای سیاست مالی دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید است؛ ازاین‌رو تمرکز در تصریح الگوی پژوهش بر آن است تا اثر افزایش‌ها در ابزارهای سیاست مالی دولت (مالیات و مخارج دولت) از اثر کاهش‌ها در آن تفکیک گردد. در تصریح الگو از مطالعه شین و همکاران (۲۰۱۴) استفاده شده است. در مطالعه یادشده بحثِ عدم تقارن ضریب یک عامل اثرگذار بر متغیر وابسته در شرایط رونق و رکود مطرح شده است. شین و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از مطالعه پسران و همکاران[1] (۲۰۰۱) الگوی جدیدی را معرفی کرده‌اند که الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) نام‌گذاری شده است. در ادامه این الگو بر اساس متغیرهای پژوهش حاضر تبیین شده است. این متغیرها، شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP)، اندازه دولت برابر با نسبت کل مخارج دولت به تولید (GS)، بار مالیاتی برابر با نسبت کل مالیات به تولید ($TaxR_t$)، تورم (Inf) و درجه باز بودن تجاری برابر با نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ($Open$) هستند. مبنای الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)، رگرسیون نامتقارن در معادله (۱) است که در آن متغیر GS به‌صورت $GS_t = GS_0 + GS_t^+ + GS_t^-$، $TaxR$ به صورت $TaxR_t = TaxR_0 + TaxR_t^+ + TaxR_t^-$، تورم به صورت $Inf_t = Inf_0 + Inf_t^+ + Inf_t^-$ و درجه باز بودن تجاری به صورت $Open_t = Open_0 + Open_t^+ + Open_t^-$ تجزیه شده است. به نحوی که انباشت جزئی در تغییرات GS، $TaxR$، Inf و $Open$ به ترتیب به شکل روابط (۲)، (۳)، (۴) و (۵) است.

$$TFP_t = \alpha + \theta^+ GS_t^+ + \theta^- GS_t^- + \delta^+ TaxR_t^+ + \delta^- TaxR_t^- + \gamma^+ Inf_t^+ + \gamma^- Inf_t^- + \beta^+ Open_t^+ + \beta^- Open_t^- + \varepsilon_t \quad (۱)$$

$$\begin{cases} GS_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta GS_j^+ = \sum_{j=1}^{t} Max\left(\Delta GS_j^+, 0\right) \\ GS_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta GS_j^- = \sum_{j=1}^{t} Max\left(\Delta GS_j^-, 0\right) \end{cases} \quad (۲)$$

$$\begin{cases} TaxR_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta TaxR_j^+ = \sum_{j=1}^{t} Max\left(\Delta TaxR_j^+, 0\right) \\ TaxR_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta TaxR_j^- = \sum_{j=1}^{t} Max\left(\Delta TaxR_j^-, 0\right) \end{cases} \quad (۳)$$

1. Pesaran *et al.*

$$\begin{cases} Inf_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta Inf_j^+ = \sum_{j=1}^{t} Max\left(\Delta Inf_j^+, 0\right) \\ Inf_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta Inf_j^- = \sum_{j=1}^{t} Max\left(\Delta Inf_j^-, 0\right) \end{cases} \quad (۴)$$

$$\begin{cases} Open_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta Open_j^+ = \sum_{j=1}^{t} Max\left(\Delta Open_j^+, 0\right) \\ Open_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta Open_j^- = \sum_{j=1}^{t} Max\left(\Delta Open_j^-, 0\right) \end{cases} \quad (۵)$$

بر اساس رابطه فوق، الگوی نامتقارن $ARDL(p, q_1, q_2, r_1, r_2, s_1, s_2, v_1, v_2)$ به شکل رابطه (۶) طراحی می‌شود. در این رابطه ρ ضریب خودهمبستگی، θ، δ، γ و β به ترتیب ضریب نامتقارن وقفه‌های اندازه دولت، بار مالیاتی، تورم و درجه باز بودن اقتصاد است.

$$\begin{aligned} TFP_t = &\sum_{j=1}^{p} \rho_j TFP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \theta_j^+ GS_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{q_2} \theta_j^- GS_{t-j}^- \\ &+ \sum_{j=0}^{r_1} \delta_j^+ TaxR_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{r_2} \delta_j^- TaxR_{t-j}^- \\ &+ \sum_{j=0}^{s_1} \gamma_j{}^+ Inf_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{s_2} \gamma_j{}^- Inf_{t-j}^- \\ &+ \sum_{j=0}^{v_1} \beta_j{}^+ Open_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^{v_2} \beta_j{}^- Open_{t-j}^- + e_t \end{aligned} \quad (۶)$$

در ادامه مطابق با مطالعه شین و دیگران (۲۰۱۴) رابطه ایستایِ (۶) به رابطه پویایِ (۷) تعمیم داده شده است. در رابطه (۷) یک الگوی تصحیح خطا در وضعیت تقارن اثر متغیرهای توضیحی بر بهره‌وری کل عوامل تولید تصریح شده است:

$$\begin{aligned} \Delta TFP_t = &\rho TFP_{t-1} + \theta GS_{t-1} + \delta TaxR_{t-1} + \gamma Inf_{t-1} + \beta OPen_{t-1} \\ &+ \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta TFP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \theta_i \Delta GS_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \delta_i \Delta TaxR_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{v-1} \beta_i \Delta Open_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (۷)$$

که با لحاظ اثر نامتقارن متغیرها بر بهره‌وری کل عوامل تولید، به مانند روشی که در معادله (۱) تکرار شده است، رابطه (۸) تصریح می‌شود:

$$\Delta TFP_t = \rho TFP_{t-1} + \theta^+ GS^+_{t-1} + \theta^- GS^-_{t-1} + \delta^+ TaxR^+_{t-1} + \delta^- TaxR^-_{t-1} + \gamma^+ Inf^+_{t-1} + \gamma^- Inf^-_{t-1} + \beta^+ Open^+_{t-1} + \beta^- Open^-_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta TFP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \theta_i \Delta GS_{t-i} + \sum_{i=0}^{r-1} \delta_i \Delta TaxR_{t-i} + \sum_{i=0}^{s-1} \gamma_i \Delta Inf_{t-i} + \sum_{i=0}^{v-1} \beta_i \Delta Open_{t-i} + e_t \quad (۸)$$

که در آن به عدم تقارن بلندمدت توجه شده است. عدم تقارن بلندمدت به معنای $\theta^+ \neq \theta^-$ ، $\delta^+ \neq \delta^-$، $\gamma^+ \neq \gamma^-$ و $\beta^+ \neq \beta^-$ است. همچنین می‌توان رابطه (۸) را با فرض وجود عدم تقارن کوتاه‌مدت (یعنی $\theta_i^+ \neq \theta_i^-$، $\delta_i^+ \neq \delta_i^-$، $\gamma_i^+ \neq \gamma_i^-$ و $\beta_i^+ \neq \beta_i^-$)، به شکل رابطه (۹) تغییر داد:

$$\Delta TFP_t = \rho TFP_{t-1} + \theta^+ GS^+_{t-1} + \theta^- GS^-_{t-1} + \delta^+ TaxR^+_{t-1} + \delta^- TaxR^-_{t-1} + \gamma^+ Inf^+_{t-1} + \gamma^- Inf^-_{t-1} + \beta^+ Open^+_{t-1} + \beta^- Open^-_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \rho_i \Delta TFP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1-1} \theta_i^+ \Delta GS^+_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2-1} \theta_i^- \Delta GS^-_{t-i} + \sum_{i=0}^{r_1-1} \delta_i^+ \Delta TaxR^+_{t-i} + \sum_{i=0}^{r_2-1} \delta_i^- \Delta TaxR^-_{t-i} + \sum_{i=0}^{s_1-1} \gamma_i{}^+ \Delta Inf^+_{t-i} + \sum_{i=0}^{s_2-1} \gamma_i{}^- \Delta Inf^-_{t-i} + \sum_{i=0}^{v_1-1} \beta_i{}^+ \Delta Open^+_{t-i} + \sum_{i=0}^{v_2-1} \beta_i{}^- \Delta Open^-_{t-i} + e_t \quad (۹)$$

بر اساس الگوی فوق می‌توان اثر نامتقارن اندازه دولت، بار مالیاتی، تورم و درجه باز بودن اقتصاد بر بهره‌وری کل عوامل تولید را در اقتصاد ایران در وضعیت کوتاه‌مدت و بلندمدت آزمون نمود. لازم به توضیح است که داده‌های مربوط به متغیرهای پژوهش از بانک مرکزی ایران و مرکز آمار ایران استخراج و پردازش شده است.

۲. برآورد بهره‌وری کل عوامل تولید

برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی، جمعیت شاغل، موجودی سرمایه و کشش‌های تولیدی نیروی کار و سرمایه نیاز است. داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت سال پایه ۹۰، موجودی سرمایه خالص به قیمت‌های ثابت سال پایه ۹۰ و جمعیت فعال از سایت بانک مرکزی ایران جمع‌آوری شده است، سپس جمعیت شاغل با استفاده از داده‌های جمعیت فعال و نرخ بیکاری محاسبه شد. برای محاسبه شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید از روش مانده سولو

استفاده شده است؛ به این منظور در این پژوهش از یک تابع تولید فرم کاب داگلاس استفاده شده است. این تابع به‌صورت رابطه زیر است:

$$Y = AL^{\alpha}K^{\beta} \qquad (۱۰)$$

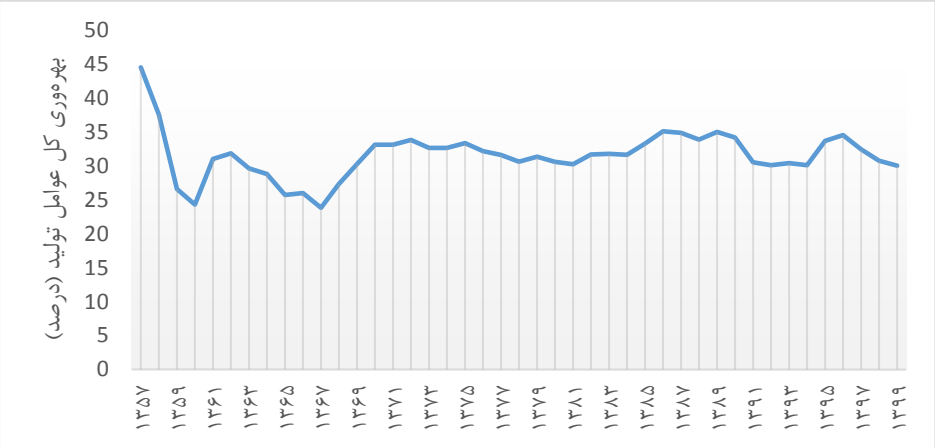
با فرض بازدهی ثابت به مقیاس تابع مذکور را بر L تقسیم کرده و لگاریتم طبیعی گرفته شد که به‌صورت رابطه زیر درآمد:

$$Ln\frac{Y}{L} = Ln\,A + \beta\,Ln\frac{K}{L} \Longrightarrow Ln\,y = Ln\,A + \beta\,Ln\,k \qquad (۱۱)$$

رابطه‌ی (۱۱) به روش الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی خطی برآورد شد پس از به دست آوردن مقدار برآوردی β (و محاسبه α از آن) برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید از فرمول زیر استفاده شد:

$$TFP = \frac{Y}{L^{\alpha}K^{\beta}} \qquad (۱۲)$$

TFP بیانگر بهره‌وری کل عوامل تولید، Y تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، L نیروی کار، K موجودی سرمایه خالص به قیمت ثابت، α کشش تولید ناخالص داخلی نسبت به نیروی کار و β کشش تولید ناخالص داخلی نسبت به سرمایه هستند. برای محاسبه‌ی بهره‌وری کل عوامل تولید لازم است که ابتدا رابطه‌ی رگرسیونی (۱۱) برآورد گردد. به این منظور از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. بر این مبنا بهره‌وری کل عوامل تولید ایران طی سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۹ برآورد و روند حرکتی آن به شرح نمودار (۱) است:



نمودار ۱. روند حرکتی بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طورکه در نمودار مشخص است، بهره‌وری کل عوامل تولید از سال ۱۳۵۷ تا پایان جنگ اگرچه با نوساناتی همراه بوده است، ولی در مجموع کاهشی چشمگیر را نشان می‌دهد و از ۴۴/۵ به ۲۳/۸۲ درصد کاهش می‌یابد. پس از جنگ و با شروع سازندگی، بهره‌وری کل عوامل تولید شروع به افزایش نموده و در سال ۱۳۷۲ رقم ۳۳/۸۲ درصد را ثبت می‌کند. در برنامه دوم توسعه مقوله بهره‌وری برای اولین بار در برنامه توسعه پنج ساله مطرح شد و دستگاه‌های اجرایی مکلف شدند بخشی از اعتبارات خود را برای افزایش بهره‌وری نظام اداری، بهبود سیستم‌ها، استفاده از تکنولوژی پیشرفته و افزایش مهارت مدیران اختصاص دهند، اما با وجود این برنامه‌ریزی‌ها شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید طی سال‌های ۷۴ تا ۷۸ روند کاهشی داشته است. در برنامه سوم توسعه تبصره مستقیمی در ارتباط با بهره‌وری وجود نداشت و افزایش خاصی نیز در روند نمودار مشاهده نمی‌شود. در برنامه چهارم به مسئله بهره‌وری توجه خاصی شده بود. بر اساس اهداف پیش‌بینی شده در این برنامه نرخ رشد اقتصادی سالانه معادل ۸ درصد نظر گرفته شده بود که ۵/۲ درصد آن می‌بایست از محل رشد بهره‌وری کل عوامل تولید باشد ولی با وجود هدف‌گذاری‌های تعیین‌شده، این میزان رشد بهره‌وری طی سال‌های مقررشده محقق نشد و تنها مقدار کمی افزایش در بهره‌وری کل عوامل تولید را شاهد بودیم. در سال ۹۱ بهره‌وری کل عوامل تولید باز هم با کاهش روبه‌رو بود که علت اصلی آن منفی شدن رشد اقتصادی و به تبع آن منفی شدن رشد بهره‌وری است که این امر درنتیجه تأثیر منفی تحریم‌های اقتصادی بر اقتصاد ایران در دولت دهم بوده است. در سال‌های ۹۴ تا ۹۶ با کاسته شدن از شدت تحریم‌ها بهره‌وری کل عوامل تولید کمی افزایش یافت و از سال ۹۶ به بعد مجدداً دچار روند نزولی گشت و درنهایت در سال ۹۹ رقم ۳۰/۰۱ درصد را به ثبت رساند.

داده‌ها و نتایج تجربی

۱. توصیف داده‌های پژوهش

در این بخش متغیرهای استفاده شده در الگو بر اساس اطلاعات موجود توصیف می شوند. دوره زمانی پژوهش حاضر (۱۳۹۹-۱۳۵۷) می باشد که جهت بررسی بهتر به هفت زیر دوره تقسیم می‌شود که شامل سال های پس از انقلاب و جنگ (۱۳۶۷-۱۳۵۷)، برنامه اول توسعه (۱۳۷۳-۱۳۶۸)، برنامه دوم توسعه (۱۳۷۸-۱۳۷۴)، برنامه سوم توسعه (۱۳۸۳-۱۳۷۹)، برنامه چهارم توسعه (۱۳۹۰-۱۳۸۴)، برنامه پنجم توسعه (۱۳۹۴-۱۳۹۰) و برنامه ششم توسعه (۱۳۹۹-۱۳۹۵) می باشد. در این بخش میانگین متغیر های مدل در هر زیر دوره محاسبه شده که به شرح جدول (۱) هستند.

جدول ۱. میانگین متغیرهای پژوهش در زیر دوره‌ها (درصد)

متغیرها	بعد از انقلاب تا پایان جنگ	برنامه توسعه					میانگین کل دوره
		اول	دوم	سوم	چهارم	پنجم	ششم	
بهره‌وری کل عوامل تولید	۲۹/۹	۳۱/۷	۳۲	۳۱/۱	۳۳/۹	۳۱/۴	۳۱/۹	۳۱/۵
اندازه دولت	۲۴/۴	۱۶/۲	۱۹/۴	۱۶/۷	۱۸/۳	۱۴/۲	۱۳/۲	۱۸/۵
بار مالیاتی	۵/۵۵	۴/۳	۵/۵۷	۴/۸۴	۵/۸	۵/۲۴	۵/۳۲	۵/۲۷
تورم	۱۸/۱	۲۱/۶	۲۵/۶	۱۴/۱	۱۴/۸	۲۰/۸	۲۴/۲	۱۹/۶
درجه باز بودن تجاری	۲۸/۴	۳۷/۶	۳۱/۷	۴۲/۱	۴۴/۷	۳۸/۰۹	۳۶/۰۸	۴۰/۰

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، بهره‌وری کل عوامل تولید بعد از انقلاب تاکنون رشد چشمگیری نداشته است و بیشترین مقدار آن در زیر دوره مربوط به برنامه چهارم توسعه و کمترین مقدار مربوط به زیر دوره سال‌های بعد از انقلاب تا پایان جنگ است. اندازه دولت در دوره‌های مورد بررسی دارای نوسان بوده و بیشترین مقدار آن مربوط به زیر دوره‌ی سال‌های بعد از انقلاب تا پایان جنگ است که به دلیل مخارجی است که شرایط ناشی از جنگ به دولت تحمیل کرد و کمترین مقدار آن مربوط به برنامه ششم توسعه است که می‌تواند ناشی از اجرای سیاست صرفه‌جویی در هزینه‌های عمومی دولت باشد. بار مالیاتی طی سال‌های مورد بررسی تقریباً روند یکنواختی داشته و میانگین آن در سال‌های اخیر ۵/۲۷ درصد بوده است که از میانگین اندازه دولت در سال‌های اخیر که رقم ۱۸/۵ درصد می‌باشد کمتر است و این موضوع نشانه خوبی برای توسعه کشور نیست. درجه باز بودن تجاری تا پایان برنامه چهارم توسعه دارای یک روند افزایشی بوده و سپس دچار یک روند کاهشی شده است که تحریم‌های شدید اعمال‌شده علیه ایران را می‌توان از علل این روند کاهشی دانست. نرخ تورم طی دوران پس از انقلاب تا پایان جنگ و برنامه‌های اول و دوم توسعه، افزایشی بوده و بعد از یک روند کاهشی در برنامه سوم، مجدداً در سال‌های بعد روند افزایشی داشته است. بیشترین مقدار میانگین نرخ تورم مربوط به برنامه دوم توسعه و کمترین مقدار آن مربوط به برنامه سوم توسعه است. در برنامه دوم توسعه به دلیل کاهش درآمدهای نفتی و ناتوانی در بازپرداخت بدهی‌های خارجی، سیاست‌های انبساطی پولی و مالی و سیاست‌های ارزی به‌خصوص کاهش ارزش پول، بالاترین نرخ تورم ثبت شد. طی برنامه سوم توسعه، سیاست‌گذاران با طراحی و اجرای برنامه‌های سیاستی برای کنترل تورم، موفق به کنترل روند صعودی این شاخص شدند. در ادامه جهت درک بهتر از داده‌های پژوهش، آمار توصیفی برای متغیرهای مذکور و همچنین برای افزایش‌ها و کاهش‌ها در چهار متغیر توضیحی گزارش شده است.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
بهره‌وری کل عوامل تولید	۳۱/۵	۳۱/۶	۴۴/۵	۲۳/۸	۳/۵۶	۰/۶۲	۶/۰۴
اندازه دولت	۱۸/۵	۱۸/۴	۳۳/۵	۱۰/۲	۴/۷۸	۰/۹۸	۴/۷۱
افزایش‌ها در اندازه دولت	۱۹/۴	۱۶/۶	۳۳/۳	۰	۹/۰۴	۰/۱۵	۱/۸۹
کاهش‌ها در اندازه دولت	-۲۴/۹	-۲۳/۷	-۰/۷۸	-۴۶/۹	۱۲/۵	۰/۰۵	۲/۲۷
بار مالیاتی	۵/۲۷	۵/۱۱	۸/۱۴	۳/۵۳	۱/۰۳	۰/۵۴	۲/۸۴
افزایش‌ها در بار مالیاتی	۹/۱۵	۱۰/۳	۱۶/۱	۰	۴/۶۷	-۰/۰۳	۱/۸۲
کاهش‌ها در بار مالیاتی	-۸/۹۱	-۸/۷۴	-۱/۲۲	-۱۷/۱	۴/۵۹	۰/۰۰۰۳	۱/۸۸
تورم	۱۹/۶	۱۸/۱	۴۹/۴	۶/۹۰	۹/۱۱	۱/۰۲	۴/۰۵
افزایش‌ها در تورم	۷۳/۷	۸۰/۲	۱۴۶/۷	۱/۴۰	۴۱/۰	-۰/۱۰	۱/۹۹
کاهش‌ها در تورم	-۶۳/۹	-۷۳/۹	۰	-۱۲۰/۳	۴۰/۳	۰/۱۵	۱/۶۸
درجه باز بودن تجاری	۴۰/۰	۳۶/۶	۴۹/۵	۱۵/۳	۷/۶۶	-۰/۵۵	۲/۹۷
افزایش‌ها در درجه باز بودن تجاری	۵۰/۹	۵۴/۹	۸۳/۰	۱/۱۱	۲۴/۰	-۰/۴۹	۱/۹۴
کاهش‌ها در درجه باز بودن تجاری	-۴۱/۸	-۴۷/۱	۰	-۸۱/۴	۲۰/۷	۰/۳۹	۲/۵۵

منبع: یافته‌های پژوهش

۲. آزمون مانایی

جهت بررسی مانایی متغیرها، آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون برای کلیه متغیرهای پژوهش انجام شده است. خلاصه نتایج آزمون ریشه واحد متغیرها بر اساس آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون در جدول (۳) گزارش شده است. نتایج هر دو آزمون در راستای هم است و نشان می‌دهد که برخی متغیرها در سطح و برخی دیگر در تفاضل مرتبه اول مانا هستند. بر اساس این نتایج می‌توان در برآورد الگو از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی بهره برد.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس-پرون

متغیر	آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته				آزمون فیلیپس-پرون			
	در سطح		در تفاضل مرتبه اول		در سطح		در تفاضل مرتبه اول	
	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال
TFP	-۵/۱۲	۰/۰۰۰	-	-	-۴/۶۲	۰/۰۰۰	-	-
GS	-۱/۷۳	۰/۴۰	-۶/۴۹	۰/۰۰۰	-۱/۶۵	۰/۴۴۸	-۶/۸۷	۰/۰۰۰
$TaxR$	-۳/۴۶	۰/۰۱۳	-	-	-۳/۳۴	۰/۰۱۸	-	-
Inf	-۴/۴۳	۰/۰۰۱	-	-	-۲/۸۹	۰/۰۵۴	-	-
$Open$	-۲/۱۵	۰/۲۲۶	-۵/۵۳	۰/۰۰۰	-۲/۴۳	۰/۱۳۹	-۵/۵۲	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

۳. برآورد الگوی پژوهش در قالب متقارن (خطی)

در این رهیافت، برآورد الگوی پویا یا ARDL در کوتاه‌مدت نیازمند تعیین وقفه بهینه است. با توجه به مشاهدات که کمتر از ۱۰۰است، وقفه بهینه سه با اتکاء به معیار شوارتز-بیزین تعیین و نتایج برآورد الگو در قالب متقارن در جدول (۴) گزارش شده است. نتایج برآورد در کوتاه‌مدت حاکی از آن است که اندازه دولت (نسبت کل مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی) در کوتاه‌مدت (بطور مرزی و در سطح اطمینان ۸۹ درصد) اثر معکوس بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. در بلندمدت نیز به مانند کوتاه‌مدت با اثرگذاری معکوس همراه است. بدین نحو که افزایش (کاهش) یک درصدی در اندازه دولت، بهره‌وری کل عوامل تولید را به میزان ۰/۱۲ درصد کاهش (افزایش) می‌دهد.

بار مالیاتی (نسبت کل مالیات به تولید ناخالص داخلی) در کوتاه‌مدت (مطابق با آزمون والد) و بلندمدت با اثری معکوس بر بهره‌وری کل عوامل تولید همراه است؛ به نحوی‌که در بلندمدت افزایش (کاهش) یک درصدی در بار مالیاتی، بهره‌وری کل عوامل تولید به میزان ۱/۹۴ درصد کاهش (افزایش) می‌یابد.

تورم چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت اثر معناداری بر بهره‌وری کل عوامل تولید ندارد. درجه باز بودن تجاری در کوتاه‌مدت و در بلندمدت اثر مستقیم بر روی بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. بدین تفسیر که در بلندمدت افزایش (کاهش) یک درصدی در درجه باز بودن اقصادی سبب افزایش (کاهش) ۰/۲۰ درصدی در بهره‌وری کل عوامل تولید می‌شود. ضریب جمله تصحیح خطا منفی بوده و قدرمطلق آن کمتر از واحد است و با توجه به آن، ۵۱ درصد انحرافات بهره‌وری کل عوامل تولید بعد از گذشت یک سال توسط متغیرهای الگو تصحیح می‌شود.

جدول ۴. نتایج برآورد الگوی پژوهش در قالب متقارن

	متغیر	ضریب	آماره t	احتمال	آزمون والد
کوتاه‌مدت	TFP_{-1}	۰/۷۰	۶/۰۱	۰/۰۰۰	
	TFP_{-2}	-۰/۲۲	-۴/۰۹	۰/۰۰۳	
	GS	-۰/۰۶	-۱/۶۳	۰/۱۱۳	
	$TaxR$	-۰/۵۹	-۳/۴۰	۰/۰۰۱	آماره F: ۱۰/۴۲ سطح احتمال: ۰/۰۰۳ برآیند اثر: ۱-
	$TaxR_{-1}$	۰/۵۶	۱/۷۲	۰/۰۹۵	
	$TaxR_{-2}$	-۰/۱۳	-۰/۷۳	۰/۴۶۶	
	$TaxR_{-3}$	-۰/۸۳	-۱۱/۳۴	۰/۰۰۰	
	Inf	-۰/۰۲	-۰/۸۷	۰/۳۹۰	

آزمون والد	احتمال	آماره t	ضریب	متغیر	
	۰/۰۰۰	۵/۱۲	۰/۱۰	$Open$	
	۰/۰۰۰	-۷/۹۳	-۰/۵۱	جمله تصحیح خطا	
	۰/۰۴۵	-۲/۰۹	-۰/۱۲	GS	بلندمدت
	۰/۰۰۰	-۸/۹۷	-۱/۹۴	$TaxR$	
	۰/۴۸۳	-۰/۷۱	-۰/۰۵	Inf	
	۰/۰۰۰	۹/۶۵	۰/۲۰	$Open$	

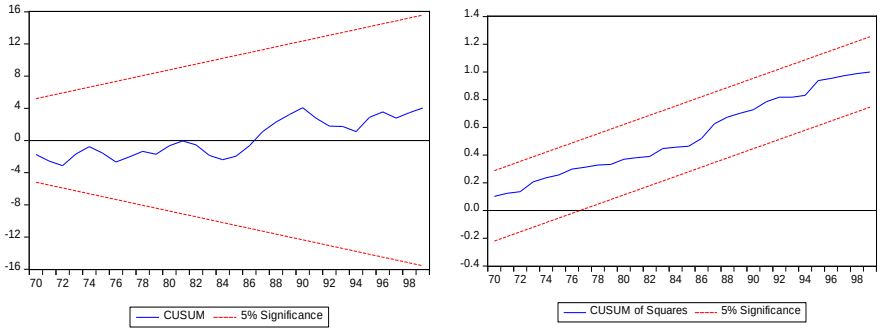
آزمون‌های تشخیصی		
خودهمبستگی سریالی	مقدار آماره	۰/۰۳
	سطح احتمال	۰/۹۶۲
ناهمسانی واریانس	مقدار آماره	۱/۳۶
	سطح احتمال	۰/۲۴۶
نرمالیتی	مقدار آماره	۰/۹۱
	سطح احتمال	۰/۶۳۱

آزمون کرانه‌ها			
سطح خطا	کرانه یک	کرانه دو	
۱ درصد	۳/۹۶	۵/۴۵	آماره آزمون ۸/۹۹
۵ درصد	۲/۸۹	۴	
۱۰ درصد	۲/۴۲	۳/۳۹	

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور بررسی وجود خودهمبستگی سریالی در جملات خطا از آزمون بروش-گادفری و به‌منظور بررسی ناهمسانی واریانس از آزمون بروش-پاگان-گادفری استفاده شده است. طبق نتایج جدول (۴) سطح احتمال آماره محاسباتی در هر دو آزمون از ده درصد بیشتر است و فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی و همسانی واریانس جملات خطا رد نمی‌شود و الگو مشکل خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس ندارد. پسماندها نیز بر اساس سطح احتمال آماره محاسباتی احتمال جارک-برا نرمال هستند. همچنین نتایج حاصل از آزمون کرانه‌ها نشان می‌دهد با توجه به اینکه آماره آزمون محاسبه‌شده (۸/۹۹) از مقادیر تمام کرانه‌ها بزرگ‌تر است فرض صفر مبنی بر عدم هم‌جمعی رد می‌شود و درنتیجه بین متغیرها

رابطه بلندمدت وجود دارد. در ادامه جهت اطمینان از پایدار بودن رگرسیون برآوردی و درست بودن نتایج به‌دست‌آمده، آزمون‌های ثبات ساختاریِ پسماند تجمعی (CUSUM)[1] و مجذور پسماند تجمعی (CUSUMQ)[2] انجام شد. در این آزمون‌ها مقادیر آماره برآورد شده در بین دو مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد رسم می‌گردد. این آزمون‌ها نشانگر ثبات در ضرایب برآوردی در طول دوره‌ی مورد بررسی است. اگر نمودار پسماند تجمعی و یا نمودار مجذور پسماند تجمعی، بین دو خط مقطع مستقیم قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری رد نمی‌شود. در غیر این صورت، فرضیه رقیب مبنی بر وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون‌های مذکور در نمودار (۲) منعکس شده است. بر اساس این نمودار می‌توان اظهار داشت که ضرایب برآوردی الگو دارای ثبات است و وجود شکست ساختاری تأیید نمی‌شود.



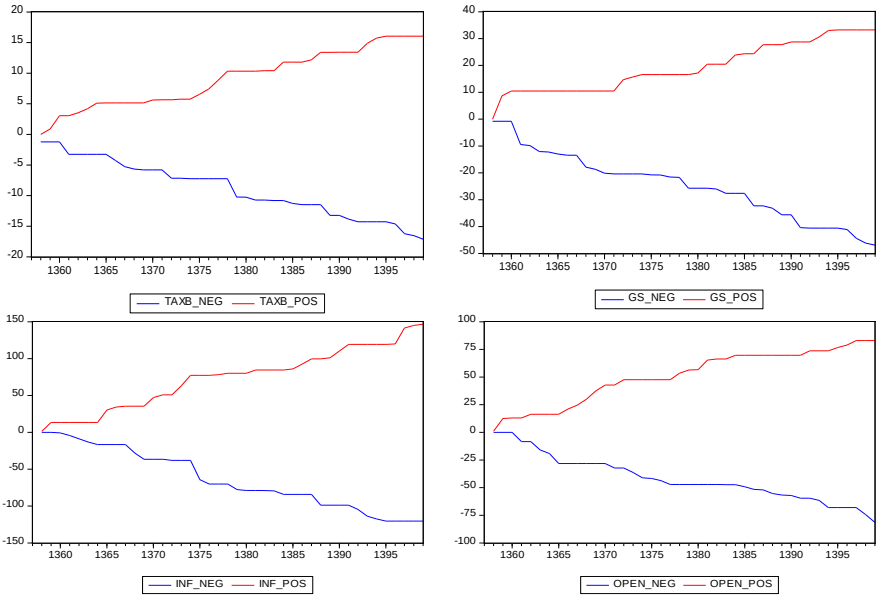
نمودار ۲. آزمون CUSUM و CUSUMQ در برآورد الگوی پژوهش در قالب متقارن

منبع: یافته‌های پژوهش

۴. برآورد الگوی پژوهش در قالب نامتقارن (غیرخطی)

برآورد الگو با پیش‌فرض رابطه خطی نشان داد که بار مالیاتی و اندازه دولت در بلندمدت اثر معکوس بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد و درجه باز بودن با اثری مستقیم همراه است. در ادامه با فرض وجود اثرات نامتقارن برآورد مجدد صورت می‌پذیرد. برای این منظور اندازه دولت به دو سری GS^+ (افزایش‌ها در اندازه دولت) و GS^- (کاهش‌ها در اندازه دولت) و بار مالیاتی به دو سری $TaxR^+$ (افزایش‌ها در بار مالیاتی)، $TaxR^-$ (کاهش‌ها در بار مالیاتی)، تورم به دو سری Inf^+ (افزایش‌ها در تورم) و Inf^- (کاهش‌ها در تورم) و درجه باز بودن تجاری به دو سری $Open^+$ (افزایش‌ها در بار مالیاتی) و $Open^-$ (کاهش‌ها در درجه باز بودن تجاری) تجزیه شده است. برای هریک از متغیرها، افزایش‌ها و کاهش‌ها حاصل انباشت تغییرات مثبت و منفی در اندازه دولت، بار مالیاتی، تورم و درجه باز بودن تجاری است که طی یک فرآیند شرطی محاسبه و در نمودار (۳) ترسیم شده است.

1. Cumulative Sum of Residuals (CUSUM)
2. Cumulative Sum of Squared Residuals (CUSUMSQ)



نمودار ۳. تجزیه اندازه دولت، بار مالیاتی، تورم و درجه باز بودن تجاری

منبع: یافته‌های پژوهش

مشابه با برآورد الگوی خطی، در برآورد الگوی غیرخطی نیز برای تخمین الگوی پویای کوتاه‌مدت جهت تعیین وقفه بهینه از معیار شوارتز-بیزین استفاده و نتایج بیانگر وقفه بهینه ۲ است. بر این اساس برآورد الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی انجام و در جدول (۵) گزارش شده است. مطابق جدول (۵) و در کوتاه‌مدت، بر مبنای آزمون والد افزایش‌ها در اندازه دولت با ضریب ۰/۷۷- اثر معکوس بر بهره‌وری کل عوامل دارد. کاهش‌ها در اندازه دولت نیز مطابق با آزمون والد با ضریب ۰/۲۲- به‌طور معکوس بر بهره‌وری کل عوامل اثرگذار است. با توجه به معناداری و هم‌جهت (معکوس) بودن اثر افزایش‌ها و کاهش‌ها در اندازه دولت بر بهره‌وری کل عوامل لازم است تا با هدف تبیین نامتقارنی اثر اندازه دولت، آزمون والد انجام شود. نتیجه آزمون والد نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر تساوی ضرایب کاهش‌ها و افزایش‌ها در اندازه دولت پذیرفته نمی‌شود و می‌توان نتیجه گرفت که اثرات تکانه‌های مثبت و منفی اندازه دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید در کوتاه‌مدت نامتقارن است.

بر مبنای آزمون والد افزایش‌ها در بار مالیاتی (با ضریب ۱/۳۹-) با اثر معکوس بر بهره‌وری کل عوامل در کوتاه‌مدت همراه است. مطابق با آزمون والد کاهش‌ها در بار مالیاتی نیز (با ضریب ۲/۴۸-) در کوتاه‌مدت به‌طور معکوس بر بهره‌وری کل عوامل اثرگذار است. نتیجه آزمون والد در بررسی نامتقارنی اثرات تکانه‌های مثبت و منفی بار مالیاتی در کوتاه‌مدت (به‌طور مرزی و در سطح اطمینان ۸۸ درصد) بیانگر عدم پذیرش فرضیه صفر مبنی بر تساوی ضرایب تکانه‌های مثبت و منفی در بار مالیاتی است و درنتیجه در کوتاه‌مدت اثر بار مالیاتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید، نامتقارن است.

برخلاف الگوی خطی در برآورد غیرخطی تورم با اثر معنادار همراه است. به‌نحوی‌که افزایش‌ها و کاهش‌ها در تورم در کوتاه‌مدت به ترتیب با ضرایب ۰/۰۹- و ۰/۱۲- اثر معکوس بر بهره‌وری کل عوامل دارد. آزمون والد در بررسی نامتقارنی اثرات تکانه‌های مثبت و منفی تورم در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر تساوی ضرایب تکانه‌های مثبت و منفی در تورم رد نمی‌شود. بنابراین اثر تورم بر بهره‌وری کل عوامل تولید در کوتاه‌مدت متقارن است.

نتایج آزمون والد برای برآیند اثرات افزایش‌ها در درجه باز بودن تجاری نشان می‌دهد که در مجموع افزایش‌ها و کاهش‌ها در درجه باز بودن تجاری به ترتیب با ضرایب ۰/۴۳ و ۰/۰۹ اثر مستقیم بر بهره‌وری کل عوامل تولید در کوتاه‌مدت دارد. آزمون والد در بررسی نامتقارنی اثر درجه باز بودن تجاری در کوتاه‌مدت دلالت بر عدم پذیرش فرضیه صفر مبنی بر تساوی ضرایب تکانه‌های مثبت و منفی در درجه باز بودن تجاری دارد. بنابراین در کوتاه‌مدت درجه باز بودن تجاری با اثری نامتقارن بر بهره‌وری کل عوامل تولید همراه است. ضریب جمله تصحیح خطا منفی بوده و قدر مطلق آن کمتر از واحد است. به‌نحوی‌که ۷۱ درصد انحرافات بهره‌وری کل عوامل تولید بعد از گذشت یک سال توسط متغیرهای توضیحی الگو تصحیح می‌شود.

جدول ۵. نتایج برآورد الگوی پژوهش در قالب نامتقارن

	متغیر	ضریب	آماره t	احتمال	آزمون والد	
	TFP_{-1}	۰/۲۸	۵/۹۹	۰/۰۰۰		
کوتاه‌مدت	GS^{+}	-۰/۵۱	-۳/۵۶	۰/۰۰۲	آماره F: ۵۴/۳۹ سطح احتمال: ۰/۰۰۰ برآیند اثر: ۰/۷۷-	آماره F: ۱۲/۱۲ سطح احتمال: ۰/۰۰۲ برآیند اثر: ۰/۵۴-
	GS_{-1}^{+}	۰/۳۸	۲/۰۱	۰/۰۵۹		
	GS_{-2}^{+}	-۰/۶۴	-۳/۴۷-	۰/۰۰۲		
	GS^{-}	-۰/۴۷	-۸/۳	۰/۰۰۰	آماره F: ۱۱/۳۹ سطح احتمال: ۰/۰۰۳ برآیند اثر: ۰/۲۲-	
	GS_{-1}^{-}	۰/۴۶	۲/۶۷	۰/۰۱۵		
	GS_{-2}^{-}	-۰/۲۲	-۱/۶۱	۰/۱۲۴		
	$TaxR^{+}$	-۲/۱۸	-۵/۹۴	۰/۰۰۰	آماره F: ۴۰/۷۵ سطح احتمال: ۰/۰۰۰ برآیند اثر: ۱/۳۹-	آماره F: ۲/۷۳ سطح احتمال: ۰/۱۱۵ برآیند اثر: ۱/۰۹
	$TaxR_{-1}^{+}$	۱/۶۴	۴/۰۴	۰/۰۰۰		
	$TaxR_{-2}^{+}$	-۰/۸۵	-۲/۹۱	۰/۰۰۹		
	$TaxR^{-}$	-۱/۶۵	-۴/۳	۰/۰۰۰	آماره F: ۲۷/۲۶ سطح احتمال: ۰/۰۰۰ برآیند اثر: ۲/۴۸-	
	$TaxR_{-1}^{-}$	۰/۶۱	۱/۵۵	۰/۱۳۶		
	$TaxR_{-2}^{-}$	-۱/۴۵	-۴/۱۳	۰/۰۰۰		
	Inf^{+}	-۰/۰۹	-۴/۴۸	۰/۰۰۰	آماره F: ۰/۴۷ سطح احتمال: ۰/۵۰۱ برآیند اثر: ۰/۰۲۹-	
	Inf^{-}	-۰/۱۲	-۴/۵۸	۰/۰۰۰		
	$Open^{+}$	۰/۴۰	۷/۹۸	۰/۰۰۰	آماره F: ۸۹/۱۱ سطح احتمال: ۰/۰۰۰ برآیند اثر: ۰/۴۳	آماره F: ۵۱/۱ سطح احتمال: ۰/۰۰۰ برآیند اثر: ۰/۳۴
	$Open_{-1}^{+}$	۰/۲۹	۳/۶۲	۰/۰۰۱		
	$Open_{-2}^{+}$	-۰/۲۶	-۳/۲	۰/۰۰۵		
	$Open^{-}$	-۰/۰۲	-۰/۴۵	۰/۶۵۲	آماره F: ۳ سطح احتمال: ۰/۱۰۰ برآیند اثر: ۰/۰۹	
	$Open_{-1}^{-}$	-۰/۲۹	-۳/۳	۰/۰۰۴		
	$Open_{-2}^{-}$	۰/۴۱	۶/۰۹	۰/۰۰۰		
	جمله تصحیح خطا	-۰/۷۱	-۱۳/۳۶	۰/۰۰۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

طبق جدول (۶) که نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیصی خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس و نرمالیتی جملات پسماند در آن گزارش شده است، سطح احتمال کلیه آماره‌های محاسباتی از ۱۰ درصد (سطح اطمینان ۹۰ درصد) بیشتر است. درنتیجه فرض صفر مبنی بر عدم وجود خود-همبستگی، همسانی واریانس و نرمال بودن جملات اخلال رد نمی‌شود و می‌توان از برقراری فروض کلاسیک اطمینان حاصل کرد. همچنین با توجه به نتیجه آزمون کرانه‌ها به دلیل اینکه آماره آزمون (۱۱/۹۰) از کرانه‌های فهرست شده بزرگ‌تر است. درنتیجه فرض صفر رد و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها پذیرفته می‌شود.

جدول ۶. آزمون‌های تشخیصی در برآورد الگوی پژوهش در قالب نامتقارن

آزمون‌های تشخیصی			
نرمالیتی	آماره آزمون		۱/۳۸
	سطح احتمال		۰/۵۰۰
ناهمسانی واریانس	آماره آزمون		۱/۳۹
	سطح احتمال		۰/۲۳۸
خودهمبستگی سریالی	آماره آزمون		۰/۱۴
	سطح احتمال		۰/۷۰۶
آزمون کرانه‌ها			
سطح خطا	کرانه یک	کرانه دو	
۱ درصد	۲/۶۲	۳/۷۷	آماره آزمون ۱۱/۹۰
۵ درصد	۲/۱۱	۳/۱۵	
۱۰ درصد	۱/۸۵	۲/۸۵	

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج بلندمدت در جدول (۷) گزارش شده است. مطابق با جدول (۷) می‌توان اظهار داشت اغلب نتایج الگوی غیرخطی در بلندمدت مشابه نتایج کوتاه‌مدت بوده و متفاوت از کوتاه‌مدت، نامتقارنی اثر تورم در بلندمدت تأیید می‌شود.

افزایش‌ها در اندازه دولت (تکانه‌های مثبت اندازه دولت) و کاهش‌ها در آن (تکانه‌های منفی اندازه دولت) به ترتیب با ضرایب ۱/۰۸- و ۰/۳۲- اثری معکوس بر بهره‌وری دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که نخست، افزایشی یک درصدی در اندازه دولت، بهره‌وری کل عوامل تولید را به میزان ۱/۰۸ درصد کاهش داده و کاهش یک درصدی در آن بهره‌وری را به میزان ۰/۳۲ درصد افزایش می‌دهد. دوم، قدر مطلق کشش بهره‌وری نسبت به تکانه مثبت اندازه دولت برابر با واحد است و این در حالی است که برای تکانه منفی این اندازه کمتر از واحد است. سوم، اثر اندازه دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید نامتقارن است. چهارم، اثر نامطلوبِ تکانه مثبتِ اندازه دولت بر بهره‌وری ۰/۷۶ درصد بیش از اثر مطلوبِ تکانه منفیِ اندازه دولت است. به بیانی دیگر می‌توان اظهار داشت که اثر نامطلوبِ تکانه مثبتِ اندازه دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید،

بیش از ۳ برابر اثر مطلوبِ تکانه منفیِ اندازه دولت است. استدلال نظری این نتیجه می‌تواند این‌گونه باشد که افزایش اندازه دولت می‌تواند سبب جایگزینی کالاهای عمومی با کالاهای بخش خصوصی شود، همچنین دولت ممکن است برای تأمین مالی مخارج خود دست به اقداماتی همچون افزایش مالیات و دریافت اعتبارات بزند که نتیجه آن‌ها افزایش قیمت‌های بازار و نرخ بهره است؛ این مسائل باعث کاهش سرمایه‌گذاری در بخش خصوصی می‌شود و از این طریق اثر منفی بر بهره‌وری کل عوامل تولید خواهد گذاشت. این نتیجه با مطالعه آروجو و همکاران[1] (۲۰۱۴) مطابقت دارد.

افزایش‌ها در بار مالیاتی (تکانه‌های مثبت بار مالیاتی) و کاهش‌ها در آن (تکانه‌های منفی بار مالیاتی) به ترتیب با ضرایب ۱/۹۶- و ۳/۴۹- اثری معکوس بر بهره‌وری دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که نخست، افزایشی یک درصدی در بار مالیاتی، بهره‌وری کل عوامل تولید را به میزان ۱/۹۶ درصد کاهش داده و کاهش یک درصدی در آن بهره‌وری را به میزان ۳/۴۹ درصد افزایش می‌دهد. دوم، قدر مطلق کشش بهره‌وری نسبت به تکانه مثبت و منفیِ بار مالیاتی بزرگ‌تر از واحد است. سوم، اثر بار مالیاتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید نامتقارن است. چهارم، اثر مطلوبِ تکانه منفیِ بار مالیاتی بر بهره‌وری ۱/۵۳ درصد بیش از اثر نامطلوبِ تکانه مثبتِ بار مالیاتی است. به بیانی دیگر می‌توان اظهار داشت که اثر مطلوبِ تکانه منفیِ بار مالیاتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید، بیش از ۱/۷ برابر اثر نامطلوبِ تکانه مثبتِ بار مالیاتی است. این نتیجه نیز مطابق با انتظارات نظری و مطابق رویکرد رومر است، زیرا که مالیات سنگین می‌تواند از طریق کاهش انگیزه‌ی نیروی کار بر رشد عرضه آن اثر بگذارد، همچنین موجب کاهش سرمایه‌گذاری در زمینه تحقیق و توسعه و وارد کردن فناوری‌های جدید در صنایعی که مشمول مالیات‌های سنگین هستند شود و منابع به صنایعی با بهره‌وری پایین‌تر که مالیات کمتری بر آنان وضع شده انتقال یابد و بدین ترتیب اثر منفی بر رشد بهره‌وری بگذارد.

در مقایسه ضرایب برآوردی برای تکانه‌های مثبت و منفی اندازه دولت و بار مالیاتی بر بهره‌وری عوامل تولید می‌توان اظهار داشت که اندازه اثرگذاری معکوسِ بار مالیاتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید به مراتب بیش از اندازه اثرگذاری معکوسِ اندازه دولت است و میزان این تفاوت در اثرگذاری این دو عامل بر بهره‌وری، به هنگام تکانه‌های منفی مشهودتر است. به نحوی که شکاف در اندازه اثرگذاریِ مطلوبِ تکانه‌های منفیِ بار مالیاتی تقریباً ۱۱ برابرِ اندازه اثرگذاریِ مطلوبِ تکانه‌های منفیِ اندازه دولت است. بر این اساس اگرچه تکانه‌های منفی در اندازه دولت و بار مالیاتی به بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید می‌انجامد؛ ولی میزان این اثرگذاری مطلوب به هنگام کاهش‌ها در بار مالیاتی به مراتب بیش از کاهش‌ها در اندازه دولت است.

افزایش‌ها در تورم (تکانه‌های مثبت تورم) و کاهش‌ها در آن (تکانه‌های منفی تورم) به ترتیب با ضرایب ۰/۱۳- و ۰/۱۷- اثری معکوس بر بهره‌وری دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که نخست، افزایشی یک درصدی در تورم، بهره‌وری کل عوامل تولید را به میزان ۰/۱۳ درصد کاهش داده و کاهش یک درصدی در آن بهره‌وری را به میزان ۰/۱۷ درصد افزایش می‌دهد. دوم، قدر مطلق کشش بهره‌وری نسبت به هر دو تکانه مثبت و منفیِ تورم کمتر از واحد است. سوم،

1. Araujo *et al.*

اثر تورم بر بهره‌وری کل عوامل تولید نامتقارن است. چهارم، اثر مطلوبِ تکانه منفیِ تورم بر بهره‌وری ۰/۰۴ درصد بیش از اثر نامطلوبِ تکانه مثبتِ تورم است. به بیانی دیگر می‌توان اظهار داشت که اثر مطلوبِ تکانه منفیِ تورم بر بهره‌وری کل عوامل تولید، بیش از ۱/۳ برابر اثر نامطلوبِ تکانه مثبتِ تورم است. رابطه معکوس تورم با بهره‌وری کل عوامل مطابق اکثر تحقیقات انجام‌شده در این زمینه است که بیانگر این موضوع بودند که تورم بالا از طریق کاهش سرمایه‌گذاری فیزیکی مولد و کاهش نرخ ارز واقعی و درنتیجه‌ی آن با کاهش صادرات و افزایش واردات اثر منفی بر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌گذارد. این نتیجه در راستای مطالعه آروجو و همکاران (۲۰۱۴) است و خلاف نتیجه مطالعه برامنت و همکاران[1] (۲۰۱۱) است.

افزایش‌ها در درجه باز بودن تجاری (تکانه‌های مثبت در درجه باز بودن تجاری) و کاهش‌ها در آن (تکانه‌های منفی در درجه باز بودن تجاری) به ترتیب با ضرایب ۰/۶۰ و ۰/۱۳ اثری مستقیم بر بهره‌وری دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که نخست، افزایشی یک درصدی در درجه باز بودن تجاری، بهره‌وری کل عوامل تولید را به میزان ۰/۶۰ درصد افزایش داده و کاهش یک درصدی در آن بهره‌وری را به میزان ۰/۱۳ درصد کاهش می‌دهد. دوم، کشش بهره‌وری نسبت به هر دو تکانه مثبت و منفی در درجه باز بودن تجاری کمتر از واحد است. سوم، اثر درجه باز بودن تجاری بر بهره‌وری کل عوامل تولید نامتقارن است. چهارم، اثر مطلوبِ تکانه مثبت در درجه باز بودن تجاری بر بهره‌وری ۰/۴۷ درصد بیش از اثر نامطلوبِ تکانه منفی در درجه باز بودن تجاری است؛ به بیانی دیگر می‌توان اظهار داشت که اثر مطلوبِ تکانه مثبت در درجه باز بودن تجاری بر بهره‌وری کل عوامل تولید، بیش از ۴ برابر اثر نامطلوبِ تکانه منفی در درجه باز بودن تجاری است. رابطه مستقیم درجه باز بودن تجاری و بهره‌وری کل عوامل تولید نیز مطابق با مبانی نظری است و علت آن حضور در بازارهای جهانی است که باعث افزایش رقابت بین تولیدکنندگان داخلی، افزایش کیفیت محصولات، توسعه صادرات، ورود تکنولوژی‌های جدید و جذب سرمایه‌گذاری خارجی می‌شود. این نتیجه با مطالعه اسدپور (۱۳۹۹) مطابقت دارد.

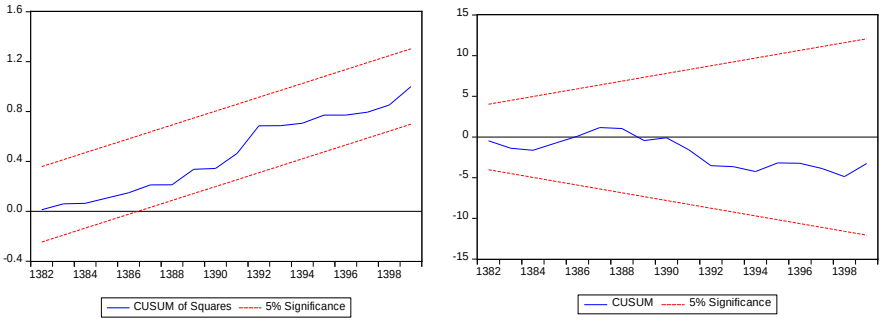
جدول ۷. ضرایب بلندمدت در برآورد الگوی پژوهش در قالب نامتقارن

متغیر	ضریب	آماره t	سطح احتمال	آزمون برابری ضرایب (نامتقارنی اثر)	
				مقدار محاسباتی آماره F	برآیند ضرایب برآوردی
GS^+	-۱/۰۸	-۷/۲۲	۰/۰۰۰	-۲۶/۸*	-۰/۷۶
GS^-	-۰/۳۲	-۳/۲۵	۰/۰۰۴		
$TaxR^+$	-۱/۹۶	-۴/۹۷	۰/۰۰۰	-۱۳/۹*	-۱/۵۳
$TaxR^-$	-۳/۴۹	-۶/۰۷	۰/۰۰۰		
Inf^+	-۰/۱۳	-۳/۹۲	۰/۰۰۱	۴/۸۹*	-۰/۰۴
Inf^-	-۰/۱۷	-۴/۵۴	۰/۰۰۰		
$Open^+$	۰/۶۰	۱۲/۸۷	۰/۰۰۰	۳۵/۸*	۰/۴۷
$Open^-$	۰/۱۳	۱/۸۵	۰/۰۷۹		

* بیانگر معناداری در سطح احتمال ۹۰ درصد است.
منبع: یافته‌های پژوهش

1. Berument *et al.*

نتایج آزمون شکست ساختاری برای این برآورد در نمودار (۴) ارائه شده است. بر اساس این نمودار می‌توان اظهار داشت که ضرایب برآوردی در الگوی نامتقارن در دوره مورد بررسی دارای ثبات ساختاری بوده و وجود شکست ساختاری تأیید نمی‌شود.



نمودار ۴. آزمون CUSUM و CUSUMQ در برآورد الگوی پژوهش در قالب نامتقارن

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر تلاش شده است تا وجود نامتقارنی در اثرگذاری ابزارهای سیاست مالی دولت و همچنین عواملی چون تورم و باز بودن تجاری بر بهره‌وری کل عوامل تولید مورد آزمون قرار گیرد. برای این منظور نخست بهره‌وری کل عوامل تولید با روش مانده سولو محاسبه شد. سپس با استفاده از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی و داده‌ها و اطلاعات در دوره زمانی ۹۹-۱۳۵۷ الگوی پژوهش در قالب نامتقارن برآورد شد. همچنین برای نشان دادن اثرگذاری متقارن ابزارهای سیاست مالی دولت بر بهره‌وری کل عوامل از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی خطی نیز استفاده شده است.

برآورد بهره‌وری کل عوامل تولید به روش مانده سولو حاکی از آن است که در سال‌های بعد از انقلاب تا پایان جنگ، بهره‌وری کل عوامل تولید به شدت کاهش یافت. بعد از جنگ با شروع سازندگی، بهره‌وری کل عوامل شروع به افزایش نموده و کمی بهبود یافت. علیرغم وجود برنامه‌ریزی‌هایی جهت ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید در برنامه‌های توسعه، اهداف این برنامه‌ها محقق نشد و تنها در سال‌های برنامه چهارم افزایش بهره‌وری حاصل شد که البته میزان آن بسیار کمتر از هدف پیش‌بینی شده بود. در سال‌های ابتدایی دهه نود درنتیجه تحریم‌های اقتصادی در دولت دهم، بهره‌وری کل عوامل کاهش یافت. در سال‌های ۹۴ تا ۹۶ کاهش شدت تحریم‌ها، موجب افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید شد و در سال‌های بعد مجدداً بهره‌وری دچار روند کاهشی شد و به رقم ۳۰/۰۱ درصد در سال ۱۳۹۹ رسید.

نتایج حاصل از توصیف داده‌ها در کل دوره و ۷ زیر دوره نشان می‌دهد که نخست، بهره‌وری کل عوامل تولید بعد از انقلاب تاکنون رشد مطلوبی نداشته است. بیشترین مقدار بهره‌وری کل عوامل تولید در برنامه چهارم توسعه و کمترین مقدار آن در سال‌های بعد از انقلاب و تا پایان جنگ است. دوم، اندازه دولت در

دوره‌های مورد بررسی با میانگین ۱۸/۵ درصد، دارای نوسان است. این در حالی است که بار مالیاتی با میانگین ۵/۲۷ درصد روندی تقریباً یکنواخت دارد. کمتر بودن میانگین بار مالیاتی نسبت به اندازه دولت بدان معناست که ضمن سهم کم مالیات از تأمین مالی دولت، وابستگی به درآمدهای نفتی بالاست و که این موضوع نشانه خوبی برای توسعه کشور نیست. سوم، نرخ تورم در تمامی زیر دوره‌ها به غیر از برنامه سوم روند افزایشی دارد و کشور همواره با معضل تورم بالا درگیر بوده است. چهارم، درجه باز بودن تجاری تا پایان برنامه چهارم توسعه دارای یک روند افزایشی بوده و سپس دچار یک روند کاهشی می‌شود که البته از تحریم‌های شدید را می‌توان به‌عنوان یک از دلایل آن ذکر کرد.

یافته‌های حاصل از برآورد الگو در بلندمدت نشان داد که:

- اندازه دولت با اثری معکوس و نامتقارن بر بهره‌وری کل عوامل تولید همراه است. به‌نحوی‌که اثر تکانه مثبت اندازه دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید با اثر تکانه منفی اندازه دولت متفاوت است و اثر نامطلوبی که افزایش‌ها در اندازه دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌گذارد، بیش از ۳ برابر اثر مطلوب کاهش‌ها در اندازه دولت است. قدر مطلق کشش بهره‌وری نسبت به تکانه مثبت اندازه دولت برابر با واحد و نسبت به تکانه منفی آن کم‌تر از واحد است. در مجموع اثر معکوس اندازه دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید مطابق با نتیجه مطالعه آروجو و همکاران (۲۰۱۴) است. همچنین در رابطه با نامتقارنی اثرات ابزارهای سیاست مالی، نامتقارن بودن اثر اندازه دولت با مطالعه یوسف و محد[1] (۲۰۲۱) سازگار است.
- بار مالیاتی با اثری معکوس و نامتقارن بر بهره‌وری کل عوامل تولید همراه است. اندازه اثرگذاری مطلوب کاهش‌ها در بار مالیاتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید، بیش از ۱/۷ برابر اثر نامطلوب افزایش‌ها در بار مالیاتی است و از منظر حساسیت، بهره‌وری کل عوامل تولید نسبت به تکانه‌های مثبت و منفی بار مالیاتی باکشش است. در رابطه با نامتقارنی اثرات ابزارهای سیاست مالی، نامتقارن بودن اثر بار مالیاتی در این مطالعه با مطالعه یوسف و محد (۲۰۲۱) سازگار نیست.
- مقایسه ضرایب برآوردی برای تکانه‌های مثبت و منفی اندازه دولت و بار مالیاتی نشان داد که با وجود اینکه تکانه‌های منفی در اندازه دولت و بار مالیاتی هر دو موجب بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید می‌شود، اما اثر مطلوب کاهش‌ها در بار مالیاتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید به مراتب بیش از اثر کاهش‌ها در اندازه دولت است.
- تورم در الگوی غیرخطی برخلاف الگوی خطی اثر معنادار، معکوس و البته نامتقارن بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد؛ به‌نحوی‌که اثر مطلوب کاهش‌ها در تورم بر بهره‌وری کل عوامل بیش از ۱/۳ برابر اثر نامطلوب افزایش‌ها در تورم است. از منظر کشش، قدر

1. Yusuf & Mohd

مطلق کشش بهره‌وری نسبت به هر دو تکانه مثبت و منفیِ تورم کمتر از واحد است. معکوس بودن رابطه تورم و بهره‌وری در راستای نتیجه مطالعات آروجو و همکاران (۲۰۱۴) و اسدپور (۱۳۹۹) بوده است.

- درجه باز بودن تجاری اثر مستقیم و نامتقارن بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. به‌نحوی‌که اثر مطلوب افزایش‌ها در درجه باز بودن تجاری بر بهره‌وری کل عوامل تولید، بیش از ۴ برابر اثر نامطلوب کاهش‌ها در درجه باز بودن تجاری است و البته کشش بهره‌وری نسبت به هر دو تکانه مثبت و منفی در درجه باز بودن تجاری کمتر از واحد است. اثر مستقیم باز بودن درجه تجاری بر بهره‌وری کل عوامل تولید نیز مطابق با مطالعه اسدپور (۱۳۹۹) است.

ازآنجایی‌که ارتقاء بهره‌وری کل عوامل تولید باعث افزایش رشد اقتصادی و پیشرفت کشور می‌شود، لازم است دولت سیاست‌هایی اتخاذ کند که به افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید منجر شود و هنگام سیاست‌گذاری به اثر نامتقارن اندازه دولت و بار مالیاتی کل بر بهره‌وری کل عوامل تولید توجه داشته باشد؛ لذا طبق نتایج به‌دست‌آمده کاهش بار مالیاتی و کاهش اندازه دولت می‌تواند موجب بهبود در بهره‌وری کل عوامل تولید شود. از طرفی با توجه به رابطه مستقیم درجه باز بودن تجاری بر بهره‌وری کل عوامل، تلاش در جهت بهبود این عامل از طریق پیگیری مذاکرات برای کاهش تحریم‌ها برای رشد بهره‌وری کل عوامل لازم است. همچنین کاهش تورم نیز عامل دیگری است که در راستای افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید می‌تواند مفید باشد. برای مطالعات آتی پیشنهاد می‌شود که اثرات سیاست‌های پولی بر بهره‌وری کل عوامل تولید مورد مطالعه قرار گیرد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد .
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند .
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد .
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

منابع

آذربایجانی، کریم؛ راکی، مولود و رنجبر، همایون. (۱۳۹۰). تأثیر متنوع سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی (رویکرد داده‌های تابلویی در کشورهای گروه دی هشت). *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، *۱*(۳)، ۲۰۱-۱۶۵.

اسدپور، احمدعلی. (۱۳۹۹). اثر باز بودن، رابطه مبادله و سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، *۱۰*(۴۰)، ۱۲۲-۱۰۹.

جهانگرد، اسفندیار؛ طائی، حسن و نادری، مژگان. (۱۳۹۱). تحلیل عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران (رویکرد بین‌بخشی). *پژوهشنامه بازرگانی*، *۱۶*(۶۳)، ۸۵-۵۱.

رئیسی گاوگانی، زهراسادات؛ محمدی، تیمور؛ غفاری، فرهاد و معمارنژاد، عباس. (۱۳۹۷). اثر نامتقارن تکانه‌های سیاست مالی بر اقتصاد ایران: الگوی DSGE با تقریب مرتبه دوم. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۳(۷۷)، ۷۲-۳۷.

زندآور، شادی؛ زندی، فاطمه؛ خضری، محمد و ربیعی، مهناز. (۱۳۹۹). تبیین آثار غیرخطی ابزارهای سیاست مالی (با تاکید بر درآمدهای مالیاتی) دولت بر رشد اقتصادی ایران در دوره‌های رونق و رکود. *مدلسازی اقتصادی*، *۱۴*(۳)، ۱۱۸-۹۹.

شجری، هوشنگ؛ استادی، حسین و شیخی، ثریا. (۱۳۹۳). تحلیل عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید: (مطالعه موردی صنایع تولید مواد شیمیایی اساسی ایران). فصلنامه *علوم اقتصادی*، *۸*(۲۷)، ۶۵-۸۸.

شهبازی، کیومرث و علیزاده، سارا. (۱۳۹۷). تاثیر مخارج دولت بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش کشاورزی ایران. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، *۱۰*(۲)، ۴۸-۳۳.

علوی باجگانی، سید علیرضا؛ پیکارجو، کامبیز؛ هژبر کیانی، کامبیز و ترابی، تقی. (۱۳۹۸). بررسی اثرات نامتقارن سیاست مالی بر رشد اقتصادی در ایران: رویکرد رگرسیون چندکی. *اقتصاد و الگوسازی*، *۱۰*(۴۰)، ۱۵۸-۱۳۹.

غفاری، وحید؛ کاکی، مرتضی؛ بیگی، توفیق و معتمدیان، نیلوفر. (۱۳۹۴، اسفند). *اثر درآمد مالیات بر رشد اقتصادی*. دومین کنفرانس بین المللی پژوهش در مهندسی، علوم و تکنولوژی.

کفایی، سید محمدعلی و باقرزاده، مهسا. (۱۳۹۵). تاثیر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان بر بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران. *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، *۲۴*(۷۹)، ۲۴۳-۲۱۵.

کمیجانی، اکبر و میرجلالی، سید حسین. (۱۳۸۰). سازوکار استراتژیک تجاری برای توسعه صادرات صنعتی ایران. *پژوهشنامه بازرگانی*، *۵*(۲۰)، ۶۲-۳۱.

مبارک، اصغر و محمدلو، نویده. (۱۳۸۷). اثر سیاست‌های تجاری و درآمدهای نفتی بر بهره‌وری کل عوامل کشورهای منتخب اوپک. *اقتصاد و تجارت نوین*، ۴(۱۳)، ۱۶۱-۱۴۱.

مهرآرا، محسن و نوری، مهدی. (۱۳۹۰). بررسی رابطه تورم و بهره‌وری: یک رویکرد نظری. *راهبرد یاس*، *۷*(۲۵)، ۹۷-۶۷.

نایبی، حمیدرضا؛ ابراهیمی، رضا و آزادگان، علی اصغر. (۱۳۸۸). اندازه گیری و تحلیل عوامل موثر بر ر شد بهره‌وری کل عوامل در اقت صاد ایران با ا ستفاده از روش باقیمانده‌ی سولو. *علوم اقت صادی*، ۹ (۳۷)، ۱۴۰-۱۲۱.

References

Ahmad, S., & Ahmad, N. (2018). Indirect taxes and economic growth: An empirical analysis of Pakistan. *Pakistan Journal of Applied Economics*, *28*(1), 65-81.

Alavi Bajgani, S. A., Peykarjo, K., Hojabr Kiani, K., & Torabi, T. (2019). Investigating the asymmetric effects of fiscal policy on economic growth in Iran: A quantile regression approach. *Quarterly Journal of Economics and Modelling*, *10*(40), 139-158. (In Persian).

Araujo, J. A., Feitosa, D. G., & Bittencourt, S. A. (2014). Latin America: Total factor productivity and its components. *Cepal Review*, *114*.

Asadpour, A. A. (2020). The Effect of trade openness, exchange relation and human capital on total productivity of production factors in Iran. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, *10*(40), 109-122. (In Persian).

Azarbaiejani, K., Raki, M., & Ranjbar, H. (2011). The impact of export diversification on total factor productivity and economic growth (Panel data method in D-8 countries. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, *1*(3), 165-201. (In Persian).

Bardaka, I., Bournakis, I., & Kaplanoglou, G. (2021). Total factor productivity (TFP) and fiscal consolidation: How harmful is austerity? *Economic Modelling*, *94*, 908-922.

Bertola G., & Drazen A. (1993). Trigger points and budget cuts: explaining the effects of fiscal austerity. *American Economic Review*, *83*(1), 11-26.

Berument, H., Dincer, N. N., & Mustafaoglu, Z. (2011). Total factor productivity and macroeconomic instability. *The Journal of International Trade & Economic Development*, *20*(5), 605-629.

Choi, W. G., & Devereux, M. B. (2006). Asymmetric effects of government spending: Does the level of real interest rates matter? *IMF Staff Papers*, *53*, 147-182.

Dai, L., Zhang, J., & Luo, S. (2022). Effective R&D capital and total factor productivity: Evidence using spatial panel data models. *Technological Forecasting and Social Change*, *183*, 121886.

Dinh Thanh, S., & Canh, N. P. (2019). Dynamics between government spending and economic growth in China: an analysis of productivity growth. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, *17*(2), 189-212.

Ghaffari, V., Kaki, M., Bigi, T., & Moatamedian, N. (2016). The impact of income tax on economic growth. *Second International Conference on Research in Engineering, Sciences, and Technology.* (In Persian).

Hercowitz, Z., & Strawczynski, M. (2004). Cyclical ratcheting in government spending: Evidence from the OECD. *Review of Economics and Statistics*, *86*(1), 353-361.

Jahangard, E., Taee, H., & Naderi, M. (2012). Analysis of total factor productivity in Iran: An intersectoral linkage approach. *Iranian Journal of Trade Studies*, *16*(63), 51-85. (In Persian).

Kafaei, S. M. A., & Baqerzadeh, M. (2016). The impact of key macroeconomic variables on TFP in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, *24*(79), 215-243. (In Persian).

Kamijani, A., & Mirjalali, S. H. (2001). Mechanism of strategic commercial policy for the development of Iran's industrial exports. *Business Research Journal*, *5*(20), 31-62. (In Persian).

Mehrara, M., & Nouri, M. (2011). Investigating the relationship between inflation and productivity: A theoretical approach. *Yas Strategy*, *7*(25), 67-97. (In Persian).

Mubarak, A., & Mohammadlou, N. (2008). The effect of trade policies and oil revenues on total factor productivity of selected OPEC countries. *New Economics and Business*, *4*(13), 141-161. (In Persian).

Nayebi, H. R., Ebrahimi, R., & Azadegan, A. A. (2009). Measurement and analysis of factors affecting the total factor productivity growth of Iran economy based on Solow's residual factor method. *Journal of Economics Sciences*, *9*(37), 121-140. (In Persian).

Nyasha, S., & Odhiambo, N. M. (2019). Government size and economic growth: A review of international literature. *Sage Open*, *9*(3), 1-12.

Pesaran, M. H., shin, Y. & smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, *16*(3), 289-326.

Raeisi Gavgani, Z., Mohammadi, T., Ghaffari, F., & Memarnejhad, A. (2018). The asymmetric effects of fiscal policy shocks on Iranian economy: DSGE Model with Second order Approximation. *Iranian Journal of Economic Research*, *23*(77), 37-72. (In Persian).

Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long run growth. *The Journal of Political Economy*, *94*(5), 1002-1037.

Shahbazi, K., Alizadeh, (2018). Impact of government expenditures on total factor productivity of agriculture sector in Iran. *Journal of Agricultural Economics Research*, *10*(2), 33-48. (In Persian).

Shajari, H., Estadi, H., & Sheikhi, S. (2014). Analysis of the factors affecting the productivity of the total production factors: (Case study of Iran's basic chemical production industries). *Financial Economy*, *8*(27), 65-88. (In Persian).

Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In: Sickles, R., Horrace, W. (Eds) *Festschrift in Honor of Peter Schmidt.* Springer (pp. 281-314). New York, NY.

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, *70*(1), 65-95.

Stupak, J. M. (2019). Fiscal policy: Economic effects. *Congressional Research Service.* https://crsreports.congress.gov

Tiamiyu, H. O., Oseni, I. O., Tella, S. A., & Babalola, D. A. (2021). Asymmetric effects of fiscal policy variables on economic performance in ecowas: Anglophone

case. *Journal of Global Economics, Management and Business Research, 13*(4), 116-124.

Yusuf, A., & Mohd, S. (2021). Asymmetric impact of fiscal policy variables on economic growth in Nigeria. *Journal of Sustainable Finance & Investment,* 1–22.

Zandavar, Sh., Zandi, F., Khezri, F., & Rabiei, M. (2020). Explaining the nonlinear effects of government fiscal policy instruments on Iran's economic Growth in times of prosperity and recession. *Economic Modeling, 14*(3), 99-118. (In Persian).

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۱۰، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۲۲۶-۲۰۷

مقاله پژوهشی

اثرات متقابل توسعه مالی با سرمایه انسانی و کیفیت نهادی بر تخریب محیط‌زیست: روش هم‌جمعی پانلی[۱]

زینب سالاری[۲] و مهدی شهرکی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۸/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۱۹

چکیده

با روند توسعه اقتصادی، توسعه مالی و تخریب محیط‌زیست افزایش‌یافته است؛ لذا برای حفاظت از محیط‌زیست، شناسایی عوامل مؤثر بر تخریب محیط‌زیست به‌خصوص تأثیر توسعه مالی و مکانیسم‌های تعدیل آن ضروری است که در این مطالعه تأثیر توسعه مالی، سرمایه انسانی و کیفیت نهادی بر ردپای اکولوژی در کشورهای عضو منا بررسی شد. علاوه بر این تأثیر توسعه مالی بر ردپای اکولوژی از طریق کانال سرمایه انسانی و کیفیت نهادی نیز بررسی شد. مطالعه توصیفی-تحلیلی حاضر در سطح بین‌المللی برای کشورهای عضو منا انجام شد. داده‌ها از نوع پانل‌دیتا برای سال‌های ۲۰۲۰-۲۰۰۰ بود که از پایگاه داده‌ای بانک جهانی استخراج شد. آزمون‌های ایم، پسران شین و لوین، لین و چو برای بررسی پایایی، آزمون‌های پدرونی و کائو برای بررسی هم‌جمعی و روش‌های حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS) برای برآورد مدل‌ها در نرم‌افزار Eviews10 استفاده شد. توسعه مالی و تولید ناخالص داخلی باعث افزایش، سرمایه انسانی و کیفیت نهادی باعث کاهش تخریب محیط‌زیست شدند. همچنین توسعه مالی تخریب محیط‌زیست را از طریق کانال سرمایه انسانی و کیفیت نهادی کاهش داد؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود دولت‌ها ضمن گسترش ظرفیت حکمرانی خوب، قوانین ناظر بر توسعه مالی کشورها را به نفع صنایع دوستدار طبیعت سوق دهند و سرمایه انسانی را به‌عنوان عامل مهم در کیفیت محیط‌زیست افزایش دهند.

واژگان کلیدی: توسعه مالی، کیفیت نهادی، سرمایه انسانی، تخریب محیط‌زیست، هم‌جمعی.
طبقه‌بندی موضوعی: *G21, O34, R11*

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/ieda.2024.45430.1381
۲. کارشناس ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و علوم‌انسانی، دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، چابهار، ایران. Email:ri97@gmail.comzeynabsala
۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و علوم‌انسانی، دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، چابهار، ایران. نویسنده مسئول. Email:shahraki@cmu.ac.ir

مقدمه[1]

توسعه اقتصادی منجر به اختلال در اکوسیستم طبیعی و ایجاد انواع آلودگی‌ها ازجمله آلودگی هوا، زمین و آب و درنهایت باعث تخریب محیط‌زیست می‌شود. تخریب محیط‌زیست در بیشتر بحث‌های تغییر اقلیم در میان رهبران جهانی مورد توجه قرار گرفته است. برای مقابله با تخریب محیط‌زیست و ناملایمات مرتبط با آن نیز از طریق تعهدات حفاظت از محیط‌زیست اقتصادهای جهان تحت معاهدات و کنوانسیون‌های مختلف آب‌وهوایی ازجمله پروتکل کیوتو[2]، هیئت بین‌دولتی تغییرات آب‌وهوایی و توافقنامه پاریس برگزارشده است (مرشد و همکاران[3]، ۲۰۲۱). در این پژوهش معیار مورد بررسی در تخریب محیط‌زیست، ردپای اکولوژی[4] (EFP) است. اصطلاح ردپای اکولوژی یک معیاری است که محاسبه می‌کند چه مقدار از منابع طبیعت باقی‌مانده است و چقدر از آن استفاده شده است. در تمام کشورهای سراسر جهان برای افزایش رفاه برای پایداری محیط‌زیست از ردپای اکولوژی حمایت می‌شود. مفهوم اساسی پشت این حسابداری اقتصادی، اندازه‌گیری تقاضا و عرضه طبیعت است (احمد و همکاران[5] ۲۰۲۲). همچنین می‌توان گفت که ردپای اکولوژیک تأثیر فعالیت‌های انسان بر طبیعت را بیان می‌کند. طبق مطالعات گذشته، ردپای اکولوژیک به طور گسترده به‌عنوان شاخص حیاتی تخریب و پایداری محیط‌زیست شناخته می‌شود (اعظم و همکاران، (۲۰۲۱)، دنیش و الوکیک[6]، (۲۰۲۰)). ردپای اکولوژی شامل تمام منابع مورداستفاده در فرایند تولید مانند ردپای کشاورزی، ردپای ساختمانی، ردپای کربن و ردپای جنگلی است.

یکی از عواملی که تأثیر بسیار زیادی بر کیفیت محیط‌زیست دارد، توسعه مالی است. توسعه مالی از طریق اثرگذاری بر تصمیمات تخصیص منابع، رشد بهره‌وری را تسریع نموده و درنهایت منجر به تعمیق سرمایه در اقتصاد می‌گردد. توسعه بخش مالی در کشورهای با درآمد بالا در درجه اول با افزایش سرعت رشد بهره‌وری منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌گردد، درحالی‌که توسعه بخش مالی در کشورهای با درآمد پایین، ابتدا منجر به‌شتاب گرفتن درجه انباشت سرمایه می‌شود (قیرات و ویل[7]، ۲۰۱۵). تمازیان و رائو[8] (۲۰۱۰) بیان کردند در فرایند توسعه مالی امکان دسترسی گسترده‌تر به تجهیز منابع مالی جهت تخصیص به پروژه‌های محیط‌زیستی، می‌تواند موردتوجه دولت‌ها قرار گیرد؛ چرا که غالب پروژه‌های حفاظت از محیط‌زیست در حیطه وظایف دولت‌ها است. همچنین بردسال و ویلر[9] (۱۹۹۳) نیز بیان کردند که توسعه مالی برای کشورهای درحال‌توسعه فرصت‌ها و

---

۱. مطالعه حاضر مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد در دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار است.

2. Kyoto Protocol
3. Murshed *et al.*
4. Ecological footprint
5. Ahmad *et al.*
6. Danish & Ulucak
7. Gheeraert & Weill
8. Tamazian & Rao
9. Birdsall & Wheeler

محرک‌هایی را برای استفاده از فناوری‌های نو فراهم می‌کند. این امر امکانات بهره‌گیری از فناوری‌های سازگار با محیط‌زیست و ایجاد صنایع کمتر آلوده‌کننده را فراهم می‌آورد.

توسعه بازارهای مالی با جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، کاهش هزینه‌های استقراض، افزایش کارایی بخش انرژی، فراهم‌کردن دسترسی بیشتر به آخرین تولیدات کارا، جایگزینی فناوری‌های پیشرفته هم سو با محیط‌زیست به‌جای فناوری‌هایی انرژی بر و افزایش توانایی دولت‌ها در انجام پروژه‌های محیط‌زیستی، موجب کاهش انتشار گازهای آلاینده محیط‌زیست می‌شود (نصیر و همکاران[1]، ۲۰۲۱). همچنین توسعه مالی موجب کاهش هزینه‌ها در فرایند برخورداری از سرمایه و افزایش قدرت تأمین مالی هم برای بخش دولتی، نگهبان اصلی محیط‌زیست، و هم بنگاه‌های خصوصی می‌شود که نتیجه این فرایند سرمایه‌گذاری در محیط‌زیست توسط دولت و به‌کارگیری این سرمایه‌ها در فعالیت‌های هم سو با محیط‌زیست به‌وسیله بنگاه‌های خصوصی است (احمد و همکاران، ۲۰۲۲).

باتوجه‌به مطالب بالا توسعه مالی ازیک‌طرف با افزایش سرمایه‌گذاری‌ها و تولید ملی در کشورها منجر به افزایش تخریب محیط‌زیست می‌شود و از طرف دیگر با تجمیع و تجهیز منابع سرمایه‌ای، امکان دسترسی بهتر به پروژه‌های هم سو با محیط‌زیست را فراهم می‌کند و با افزایش بهره‌وری، انگیزه بیشتری برای ایجاد و اجرای مقررات محیط‌زیستی فراهم می‌کند که نتیجه آن کاهش آلودگی‌های محیط‌زیستی است. ازاین‌رو بررسی اثر توسعه مالی بر روند تخریب محیط‌زیست و همچنین عوامل تعدیل‌کننده این اثر اهمیت می‌یابد.

سرمایه انسانی[2] عامل مهمی دیگری است که بر کیفیت محیط‌زیست تأثیرگذار است. افراد تحصیل‌کرده به‌طورکلی در استفاده از منابع طبیعی و خدمات مالی، بهتر از افراد غیرماهر و کم‌سواد هستند (حاتمی و شمس الدین[3]، ۲۰۱۶). سرمایه انسانی باعث ایجاد آگاهی در مورد چالش‌های محیط‌زیستی و اقدامات و رفتارهای طرفدار محیط‌زیست، ازجمله حفظ انرژی و بازیافت می‌شود (ژانگ و همکاران[4]، (۲۰۲۱)، احمد و همکاران، (۲۰۲۲)). اخیراً ظفر و همکاران[5] (۲۰۲۱) بیان کردند که سرمایه انسانی تحصیل‌کرده و ماهر کشورها را قادر می‌سازد از روش‌های اکتشاف منابع طبیعی پایدار استفاده کنند و ناامنی انرژی را کاهش دهند. سرمایه انسانی همچنین جوامع را تشویق می‌کند تا فناوری‌های سازگار با محیط‌زیست و انرژی کارآمد را اتخاذ کنند (احمد و همکاران، (۲۰۲۲) و ظفر و همکاران، (۲۰۲۱)) و می‌تواند منجر به درک بهتر پایداری محیطی شود (اورتیز و همکاران[6]، (۲۰۲۲)، شارما و همکاران[7]، (۲۰۲۰)). از سوی دیگر، جمعیت تحصیل‌کرده ممکن است در فعالیت‌های انرژی‌بر، مانند تجارت، تولید و استفاده از فناوری‌های آلاینده شرکت کنند (شارما و همکاران، ۲۰۲۰). علی‌رغم اثرات منفی اکولوژیکی

1. Nasir *et al.*
2. Human Capital
3. Hatemi & Shamsuddin
4. Zhang *et al.*
5. Zafar *et al.*
6. Ortiz *et al.*
7. Sharma *et al.*

توسعه مالی، توسعه سرمایه انسانی می‌تواند تخریب محیط‌زیست را کاهش دهد؛ بنابراین سنجش اثر غیرمستقیم توسعه مالی بر تخریب محیط‌زیست از طریق کانال سرمایه انسانی مفید خواهد بود.

کیفیت نهادی[1] یکی دیگر از عواملی است که می‌تواند به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر کیفیت اکولوژیکی تأثیر بگذارد. یک چارچوب نهادی قوی مدیریت مالیه عمومی را بهبود می‌بخشد، به اجرای قانون و نظم کمک می‌کند، با فساد مخالفت می‌کند و دخالت نظامی در سیاست را به حداقل می‌رساند (دنیش و الوکیک، ۲۰۲۰)؛ بنابراین نقش نهادی در پایداری زیست‌محیطی ارزشمند و ضروری است و از این باور حمایت می‌کند که کشورها می‌توانند هزینه رشد فزاینده را کاهش دهند و با بهبود کیفیت محیطی از درآمد بالایی برخوردار شوند (حسن و همکاران[2]، ۲۰۲۰). دستورالعمل‌های سازمانی محکم و قواعد قانونی سخت‌گیرانه می‌توانند سازمان‌ها را مجبور به کاهش انتشار کربن خود کنند (شهباز و همکاران[3]، ۲۰۲۱)؛ بنابراین کیفیت نهادی برای به‌حداقل‌رساندن تخریب اکولوژیکی و دستیابی به اهداف توسعه پایدار بسیار مهم است. سیاست‌های زیست‌محیطی کشورها توسط نهادهای کشورها مدیریت می‌شود و سیاست‌گذاری برای پایداری بخش مالی بدون نقش قوی نهادها غیرممکن است. ازاین‌رو، بررسی این که آیا کیفیت نهادی پیامدهای اکولوژیکی توسعه مالی را کاهش می‌دهد، ضروری است. به‌عنوان جایگزینی برای انتشار CO2، مطالعه حاضر از EF برای نشان‌دادن تخریب محیط‌زیست استفاده می‌کند. با درنظرگرفتن اهداف اقلیمی، تمرکز صرف بر انتشار CO2 ممکن است دید جامعی از تخریب واقعی اکولوژیک ارائه نکند.

مبانی نظری

محققان در حوزه آلودگی زیست‌محیطی، مطالعات متعددی را انجام داده‌اند تا عواملی که بر آلودگی زیست‌محیطی تأثیر می‌گذارند را بررسی کنند. آغاز این مطالعات به زمانی برمی‌گردد که آلودگی زیست‌محیطی به‌عنوان یک چالش اقتصادی و اجتماعی نمایان شد. باور برخی محققان این است که عواملی مانند رشد اقتصادی، مصرف انرژی، توسعه انسانی و رشد جمعیت نقش مهمی در گسترش آلودگی زیست‌محیطی ایفا می‌کنند. به‌خصوص رشد اقتصادی به‌عنوان یکی از عوامل اصلی در ایجاد تخریب زیست‌محیطی مطرح‌شده است (شهباز و همکاران، (۲۰۲۱)، ژانگ و همکاران، (۲۰۲۱)، احمد و همکاران، (۲۰۲۲)) زیرا به همراه افزایش استخراج منابع طبیعی، لجستیک و آلودگی زیست‌محیطی از طریق انتشار مواد آلاینده ناخواسته افزایش می‌یابد. بیشتر مطالعاتی که رابطه بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست را بررسی می‌کنند، بر مبنای فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس[4] است. این فرضیه در سال ۱۹۵۵ بیان شد که به شکل یک منحنی وارونه U است. این فرضیه بیان می‌کند با افزایش درآمد سرانه، آثار محیط‌زیستی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی ابتدا افزایش می‌یابد و به اوج خود می‌رسد، سپس کاهش می‌یابد به همین

1. Institutional quality
2. Hassan *et al.*
3. Shahbaz *et al.*
4. Kuznets

دلیل منحنی ایجادشده U شکلی میان درآمد سرانه و آلودگی زیست‌محیطی را منحنی زیست‌محیطی کوزنتس می‌نامند (مهدوی و امیربابایی، ۱۳۹۴).

توسعه مالی از دیگر عوامل مؤثر بر کیفیت محیط‌زیست است. توسعه مالی می‌تواند با جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرعت رشد اقتصاد را افزایش داده و درنتیجه کاهش آلودگی محیط‌زیست را ایجاد کند. همچنین توسعه مالی با ایجاد امکانات برای استفاده از فناوری‌های نو، صنایع کمتر آلاینده‌ای را فراهم می‌کند و منجر به بهبود محیط‌زیست جهانی می‌شود (خوشنویس و پژویان، ۱۳۹۵)؛ به‌طورکلی توسعه مالی می‌تواند تأثیر مثبتی بر کیفیت محیط‌زیست داشته باشد. اما در برخی موارد ممکن است رشد اقتصادی، منجر به آلودگی بیشتر محیط‌زیست شود. بااین‌حال، با تجهیز منابع مالی و استفاده کارآمدتر از منابع انرژی، رشد اقتصادی سریع‌تر و ایجاد آلودگی کمتر در محیط‌زیست میسر خواهد شد (مهدوی و امیربابایی، ۱۳۹۴).

دلایل متعددی در خصوص اثر توسعه مالی بر کیفیت محیط‌زیست قابل‌ذکر است، اما به‌طورکلی اهمیت توسعه مالی در مباحث مربوط به رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست را می‌توان این‌گونه بیان کرد. اول، توسعه مالی می‌تواند با جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سطوح بالاتر تحقیق و توسعه موجب رشد سریع‌تر اقتصاد و به‌تبع آن، آلودگی کمتر محیط‌زیست گردد (فرانکل و رومر[1]، ۱۹۹۹). دوم، توسعه مالی برای کشورهای درحال‌توسعه، فرصت‌ها و محرک‌هایی را برای استفاده از تکنولوژی‌های نو فراهم می‌کند. این امر امکانات بهره‌گیری از تکنولوژی‌های دوستدار محیط‌زیست و ایجاد صنایع کمتر آلاینده را فراهم می‌کند که نهایتاً محیط‌زیست جهانی را بهبود می‌بخشد. سوم، ممکن است در پی توسعه مالی، افزایش رشد اقتصادی منجر به آلودگی بیشتر محیط‌زیست گردد (جانسون[2]، ۱۹۹۶). توسعه مالی به دلیل تجهیز منابع مالی و ایجاد امکان دسترسی به تکنولوژی‌های کاراتر در حوزه مصرف انرژی، از طریق کاهش شدت مصرف انرژی و یا افزایش کارایی انرژی، مجدداً رشد اقتصادی سریع‌تر و توأم با آلودگی کمتر را به ارمغان می‌آورد و درنتیجه می‌توان گفت توسعه مالی با سرعتی که از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مصرف کاراترِ انرژی به رشد اقتصادی می‌دهد، از تخریب بیشتر محیط‌زیست ممانعت به عمل می‌آورد (مهدوی و امیربابایی، ۱۳۹۴).

به‌طورکلی از منظر نظری، دو نظر متمایز در مورد نقش توسعه مالی، به‌ویژه درارتباط‌با تخریب محیط‌زیست وجود دارد. نظریه اول بیان می‌کند که توسعه مالی ممکن است با تخصیص بودجه بیشتر به انرژی پاک و بسیج سرمایه موردنیاز برای سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های زیست‌محیطی پایدار و اطمینان از دوام درازمدت، به پایداری زیست‌محیطی کمک کند (تمازیان و و رائو، ۲۰۱۰)، شهباز و همکاران[3]، (۲۰۲۱)). توسعه مالی همچنین کشورها را قادر می‌سازد تا از فناوری‌های پیشرفته برای تولید سازگار با

1. Frankel & Romer
2. Jensen
3. Shahbaz *et al.*

محیط‌زیست و پاک استفاده کنند که به نوبه خود پایداری زیست‌محیطی منطقه‌ای و جهانی را بهبود می‌بخشد (احمد و همکاران، (۲۰۲۲)، دنیش و الوکیک (۲۰۲۰)). در مقابل نظریه دیگری وجود دارد که بیان می‌کند، توسعه مالی بالاتر ممکن است به زوال محیطی منجر شود. آچامپونگ[1] (۲۰۱۹) استدلال می‌کند که توسعه مالی دسترسی کسب‌وکارها و افراد را به اعتبارات ارزانی که آن‌ها را قادر می‌سازد کسب‌وکار جدیدی راه‌اندازی کنند یا تجارت موجود خود را گسترش دهند، آسان‌تر می‌کند. این امر مصرف انرژی را افزایش می‌دهد که بر کیفیت محیطی تأثیر منفی می‌گذارد (احمد و همکاران،۲۰۲۲).

پیشینه پژوهش

در مطالعات پیشین جهانگر و همکاران[2] (۲۰۲۲) برای ۷۳ کشور درحال‌توسعه طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶ و قمری و همکاران[3] (۲۰۲۲) برای ۲۱ کشور آسیایی در دوره ۱۹۸۰- ۲۰۱۸ نشان دادند که توسعه مالی تخریب محیط‌زیستی را کاهش می‌دهد. ابراهمیان کفشائی و سلاطین (۱۴۰۰) برای کشورهای با درآمد متوسط با استفاده از روش اثرات ثابت در دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۰، تقی‌نژاد و کریمی (۱۳۹۷) برای کشورهای عضو گروه دی ۸ و گروه جی ۷ با استفاده از روش پانل برای دورهٔ زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۳ نشان دادند رابطه‌ای معکوس میان توسعهٔ مالی و تخریب محیط‌زیست وجود دارد. خانی و هوشمند (۱۳۹۷) نشان دادند توسعه مالی و کیفیت نهادی اثر منفی روی آلودگی محیط‌زیست در کشورهای برگزیده صادرکننده نفت دارند.

مطالعاتی پیرامون کیفیت نهادی نظیر شائو و رزاق[4] (۲۰۲۲) برای کشورهای منتخب OECD از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۷ با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نشان دادند کیفیت نهادی و توسعه سرمایه انسانی تأثیر منفی بر تخریب محیط‌زیست دارد. ورسامه و همکاران[5] (۲۰۲۲) با داده‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۷ برای سومالی با روش ARDL و حسین و دوگان[6] (۲۰۲۱) برای کشورهای عضو بریکس با داده‌های ۱۹۹۲-۲۰۱۶ نشان دادند که کیفیت نهادی بر ردپای اکولوژیکی تأثیر منفی می‌گذارند و منجر به کاهش تخریب محیط‌زیست می‌شود. چاکار و همکاران[7] (۲۰۲۱) بر اساس داده‌های پانل ۲۱ کشور اتحادیه اروپا در دوره ۱۹۹۴-۲۰۱۸، اونیفاده و همکاران[8] (۲۰۲۱) برای اقتصادهای E7، شائو و رزاق (۲۰۲۲) برای کشورهای منتخب OECD، ژانگ و همکاران (۲۰۲۱) برای پاکستان با داده‌های سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۸ با استفاده از روش ARDL نیز نشان دادند که بهبود سرمایه انسانی منجر به کاهش تخریب

1. Acheampong
2. Jahanger *et al.*
3. Qamri *et al.*
4. Shao & Razzaq
5. Warsame *et al.*
6. Hussain & Dogan
7. Çakar *et al.*
8. Onifade *et al.*

محیط‌زیست می‌شود. با توجه به اهمیت توسعه مالی بر کیفیت محیط‌زیست و همچنین نقش نهادها و سرمایه انسانی بر مکانیسم این تأثیرگذاری، هدف این مطالعه بررسی تأثیر توسعه مالی، سرمایه انسانی و کیفیت نهادی بر تخریب محیط‌زیست در کشورهای خاورمیانه و آفریقای شمالی (MENA)[1] است که علاوه بر تأثیر مستقیم این عوامل، اثرات غیرمستقیم توسعه مالی از طریق کانال سرمایه انسانی و کیفیت نهادها نیز بررسی شد که متمایز با سایر مطالعات است.

روش‌شناسی پژوهش

روش این پژوهش از نوع توصیفی تحلیلی و کاربردی است. برای انجام این پژوهش ابتدا مطالعات و بررسی‌های اولیه به‌صورت کتابخانه‌ای و جستجوی اینترنتی در ارتباط با ادبیات موضوع و سابقه تحقیقاتی آن از منابع مختلف صورت گرفت و سپس بر اساس مطالعات گذشته مدل‌های مطالعه انتخاب و با روش‌های اقتصادسنجی برآورد شدند. جامعه آماری این پژوهش کشورهای منا و داده‌های ترکیبی (پانل دیتا) برای سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ بود. کشورهای منا جمع کشورهای خاورمیانه و کشورهای شمال شرقی آفریقا است که در این مطالعه کشورهای ایران، عراق، عربستان صعودی، کویت، ونزوئلا، قطر، لیبی، امارات متحده عربی، الجزایر، نیجریه، آنگولا و اکوادور به عنوان حجم نمونه انتخاب شدند.در این مطالعه از ردپای اکولوژی (EF)[2] به‌عنوان نماینده تخریب محیط‌زیست استفاده شد و داده‌ها از شبکه جهانی ردپا بدست آمد. علاوه بر این داده‌های توسعه مالی (FD)[3] و کیفیت نهادی (IQ)[4] از صندوق بین‌المللی پول[5] و داده‌های تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی از بانک جهانی[6] استخراج شدند. در این مطالعه از روش‌های اقتصادسنجی روش حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS)[7] برای برآورد مدل‌ها در نرم‌افزار ایویوز ۱۰ استفاده شد.

باتوجه‌به مطالعه احمد و همکاران (۲۰۲۲)، شهباز و همکاران[8] (۲۰۲۱) و نصیر و همکاران (۲۰۲۱) مدل زیر برای بررسی رابطه بین توسعه مالی، سرمایه انسانی و کیفیت نهادی بر تخریب محیط‌زیست انتخاب شد.

$$\ln EF_{it} = \beta_1 \ln FD_{it} + \beta_2 \ln GDP_{it} + \beta_3 \ln EC_{it} + \beta_4 \ln HC_{it} + \beta_5 \ln IQ_{it} + \tau_{it} \qquad (۱)$$

EF ردپای اکولوژیکی،FD توسعه مالی، GDP تولید ناخالص داخلی، EC مصرف انرژی، HC سرمایه انسانی و IQ نشان‌دهنده کیفیت نهادی است که میانگین شش متغیر (حق اعتراض و پاسخگویی، ثبات سیاسی بدون خشونت، اثربخشی دولت، کیفیت مقررات، حاکمیت قانون و کنترل فساد) مطرح‌شده توسط

1. Middle East and North Africa
2. EFConsTotGHA
3. Financial development
4. Institutional quality
5. International Monetary Funds(IMF)
6. world bank
7. Fully Modified Ordinary Least Squares
8. Shahbaz *et al.*

بانک جهانی است. t سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۲۰، i کشورهای عضو منا و τ_{it} اجزای خطا است. فرض می‌کنیم که سرمایه انسانی رابطه بین توسعه مالی و EF را تعدیل می‌کند. بنابراین مدل ارائه‌شده در معادله (۱) بسط داده‌شده است تا عبارت تعاملی (lnFD*lnHC) را برای سنجش تأثیر غیرمستقیم توسعه مالی بر EF از طریق کانال سرمایه انسانی در برگیرد به‌عبارت دیگر از حاصل‌ضرب توسعه مالی و سرمایه انسانی استفاده‌شده است تا اثر توسعه مالی از طریق کانال سرمایه انسانی بر تخریب محیط‌زیست مشخص گردد. برای بررسی اثر تقابلی و هم‌زمان متغیرها از حاصل‌ضرب آن‌ها استفاده می‌شود که مطالعات مختلفی نیز از روش حاصل‌ضرب استفاده کردند (احمد و همکاران (۲۰۲۲)، شهرکی و قادری (۱۴۰۰)).

$$\ln EF_{it} = \beta_1 \ln FD_{it} + \beta_2 \ln GDP_{it} + \beta_3 \ln EC_{it} + \beta_4 \ln HC_{it} + \beta_5 \ln IQ_{it} + \beta_6 (lnFD * lnHC)_{it} + \tau_{it} \quad (۲)$$

همچنین فرض می‌شود که کیفیت سازمانی رابطه بین FD و تخریب محیطی را تعدیل می‌کند؛ بنابراین اثر ترکیبی FD و IQ با افزودن عبارت تعامل (lnFD*lnIQ) در معادله زیر گسترش داده شد.

$$\ln EF_{it} = \beta_1 \ln FD_{it} + \beta_2 \ln GDP_{it} + \beta_3 \ln EC_{it} + \beta_4 \ln HC_{it} + \beta_5 \ln IQ_{it} + \beta_6 (lnFD * lnIQ)_{it} + \tau_{it} \quad (۳)$$

برای برآورد مدل موردمطالعه در این پژوهش، ابتدا آزمون‌های ریشه واحد مورد بررسی قرار گرفت. متغیرهای نامانا در مدل سبب می‌شود تا آزمون‌های کلاسیک F و t از اعتبار لازم برخوردار نباشند. در چنین حالتی رگرسیون برآوردشده، رگرسیون کاذبی بیش نخواهد بود. جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون لوین، لین و چو، ایم و پسران و شین استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه صفر وجود ریشه واحد و فرضیه مقابل عدم وجود ریشه واحد است.

در ادامه برای بررسی وجود هم انباشتگی از آزمون‌های پدرونی[1] و کائو[2] استفاده شد که پدرونی (۱۹۹۹ و ۲۰۰۴) و کائو (۱۹۹۹) چارچوب انگل-گرنجر[3] را با گنجاندن مدل‌های ترکیبی، گسترش دادند. پدرونی (۲۰۰۴) یک آزمون هم‌انباشتگی را معرفی کرد که ناهمگونی را در پویایی و واریانس جملات خطا تشخیص می‌دهد. این آزمون امکان تغییرات در مبدأ و شیب معادله هم‌انباشتگی را فراهم می‌کند. در این آزمون‌ها فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی است. درنهایت مدل‌ها به روش FMOLS برآورد شدند و آزمون علیت گرنجر نیز جهت بررسی علیت انجام شد.

حقایق آشکار شده

آمار توصیفی و آزمون ریشه واحد

آمار توصیفی متغیرهای اصلی مورداستفاده در مدل‌های مطالعه در جدول (۱) ارائه شده است.

1. Pedroni
2. Kao
3. Engle-Granger

جدول ۱. توصیف آماری متغیرها

نام متغیر	نام اختصاری	میانگین	حداقل	حداکثر
سرمایه انسانی	HC	۱۹/۴۸	-۰/۳۴	۱۱۲/۸۷
توسعه مالی	LFD	۱۴/۸۵	-۰/۷۹	۶۹/۸
تخریب محیط‌زیست	EF	۲۱/۲۲	-۰/۴۵	۱۲۵/۱۹
مصرف انرژی	EC	۲۰/۰۵	-۰/۳۳	۱۱۷/۲۸
حاصل‌ضرب توسعه مالی در سرمایه انسانی	FDHC	۲۰/۶۶	-۰/۲۹	۱۲۱/۵۹
حاصل‌ضرب توسعه مالی در کیفیت نهادی	FDIQ	۲۲/۱۴	-۰/۳۱	۱۳۳/۶۶
کیفیت نهادی	IQ	۲۰/۴۵	-۰/۴۳	۱۱۹/۸۵
تولید ناخالص داخلی	LGDP	۲۰/۰۳	-۰/۳۶	۱۱۶/۱۳

منبع: یافته‌های پژوهش

در این مطالعه از متغیرهای تولید ناخالص داخلی و توسعه مالی لگاریتم گرفته‌شده است و بقیه متغیرها از مقدار واقعی آن‌ها استفاده‌شده است. وجود ریشه واحد در متغیرها ممکن است منجر به رگرسیون‌های کاذب شود و ازاین‌رو نتایج به‌دست‌آمده گمراه‌کننده و اشتباه باشد. به همین علت در این مطالعه نیز قبل از انجام هرگونه تخمین و تجزیه‌وتحلیل‌های اقتصادسنجی، برای بررسی وجود ریشه واحد از دو آزمون ریشه واحد لوین لین و چوی[1] و ایم – پسران- شین[2] استفاده شد تا در صورت وجود ریشه واحد، از آزمون‌های هم‌جمعی استفاده و کاذب بودن رگرسیون بررسی شود. نتایج آزمون‌های ریشه واحد در جداول (۲) و (۳) ارائه شد.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد لوین لین و چو

	نام متغیر	آماره t	احتمال	نتیجه
Hc	سرمایه انسانی	-۴/۲۶	۰/۰۰۰	مانا
Lgdp	تولید ناخالص داخلی	-۵/۷۳	۰/۰۰۰	مانا
Lfdi	توسعه مالی	-۳/۰۲	۰/۰۰۰	مانا
Ef	تخریب محیط‌زیست	-۳/۵۸	۰/۰۰۲	مانا
Ec	مصرف انرژی	-۱/۸۶	۰/۰۳	مانا
Iq	کیفیت نهادی	-۱/۳۷	۰/۰۸	نامانا
D(IQ)	تفاضل مرتبه اول کیفیت نهادی	-۴/۹۳	۰/۰۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Lin & Chui
2. Im & Pesaran & Shin

نتایج جدول (۲) نشان داد همه متغیرها به جز متغیر کیفیت نهادی در سطح مانا شدند. همچنین متغیر کیفیت نهادی نیز در تفاضل مرتبه اول با این آزمون مانا شد.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین

	نام متغیر	آماره t	احتمال	نتیجه
Hc	سرمایه انسانی	-۱/۴۴	۰/۰۷	نامانا
D(HC)	تفاضل مرتبه اول سرمایه انسانی	-۳/۳۸	۰/۰۰۰۴	مانا
lgdp	تولید ناخالص داخلی	-۲/۱۶	۰/۰۱	مانا
lfdi	توسعه مالی	۰/۱۱	۰/۵۴	نامانا
d(lfdi)	توسعه مالی	-۶/۰۲	۰/۰۰۰	مانا
ef	تخریب محیط‌زیست	-۰/۸۱	۰/۲	نامانا
D(EF)	تفاضل مرتبه اول تخریب محیط‌زیست	-۷/۷۲	۰/۰۰۰	مانا
ec	مصرف انرژی	-۱/۰۸	۰/۱۳	نامانا
d(ec)	تفاضل مرتبه اول مصرف انرژی	-۷/۵	۰/۰۰۰	مانا
iq	کیفیت نهادی	-۰/۹۲	۰/۱۷	نامانا
D(IQ)	تفاضل مرتبه اول کیفیت نهادی	-۸/۴۴	۰/۰۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق جدول (۳) تنها متغیر تولید ناخالص داخلی در سطح مانا شده است و برای مانایی بقیه متغیرها تفاضل مرتبه اول گرفته شد که آن‌ها نیز مانا شدند.

آزمون‌های هم‌جمعی پدرونی و کائو

فرضیه صفر این آزمون عدم هم انباشتگی متغیرها است. باتوجه‌به فرضیه صفر آزمون پدرونی نتایج به‌صورت زیر است:

جدول ۴. نتایج آزمون پدرونی

	مقدار آماره	احتمال
Panel v-Statistic	-۱/۳۸	۰/۹۱
Panel rho-Statistic	۱/۸۴	۰/۹۶
Panel PP-Statistic	-۴/۴۰	۰/۰۰۰
Panel ADF-Statistic	-۲/۸۰	۰/۰۰۲
Group rho-Statistic	۲/۹۳	۰/۹۹
Group PP-Statistic	-۹/۴۷	۰/۰۰۰
Group ADF-Statistic	-۳/۷۵	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

مطابق با نتیجه جدول (۴) از ۷ آماره مورد بررسی ۴ آماره با احتمال ۵ درصد فرضیه صفر را رد کردند. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی در هر سه سطح معنی‌داری رد و وجود رابطه هم‌انباشتگی تائید شد.

با درنظرگرفتن فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی در آزمون کائو، نتایج این آزمون در جدول (۵) ارائه شد.

جدول ۵. نتایج آزمون کائو

	آماره T	احتمال	نتیجه
ADF	-۲/۷۹	۰/۰۰۲	رد می‌شود.

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه‌به نتایج به‌دست‌آمده از جدول (۵) می‌توان گفت احتمال بدست آمده در سطح یک درصد و پنج درصد معنادار است؛ درنتیجه فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی رد می‌شود. یا به عبارتی دیگر می‌توان گفت رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها وجود دارد.

نتایج تخمین مدل

باتوجه‌به وجود هم انباشتگی بین متغیرهای مدل و همچنین ماهیت داده‌های ترکیبی مطالعه از روش‌های FMOLS برای برآورد مدل‌ها استفاده شد. در این روش‌ها تمام متغیرهای مستقل به‌صورت طولانی‌مدت می‌توانند تأثیرات تعاملی بر روی متغیر وابسته داشته باشند. در این مطالعه تأثیر متغیرها بر معیار تخریب محیط‌زیست یعنی ردپای اکولوژی در سه مدل ارائه شده در بخش روش مطالعه، بررسی می‌شود.

جدول ۶. نتایج تخمین مدل (۱)

	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
lfd	۰۹ +e۱/۳۵	۰۸e+ ۳/۲۷	۴/۱۳	۰/۰۰۰
lgdp	۰۸e+ ۶/۲۹	۰۸ +e۱/۴۳	۴/۳۸	۰/۰۰۰
hc	۰۹e+ ۱/۲۴-	۰۸ e+۳/۵۸	-۳/۴۵	۰/۰۰۰۷
ec	۲۹۲۵۴۶۹	۳۹۰۵۴۵۷	۰/۷۴	۰/۴۵
iq	+۰۹e -۱/۳۴	۰۸ +e۳/۶۷	-۳/۶۵	۰/۰۰۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۶) نشان داد که همه متغیرهای مدل (۱) به جز مصرف انرژی در سطح یک درصد در روش FMOLS به لحاظ آماری معنی‌دار هستند. متغیرهای توسعه مالی و تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ردپای اکولوژی داشتند به‌عبارت‌دیگر افزایش تولید ناخالص داخلی و بهبود توسعه مالی منجر به افزایش تخریب محیط‌زیست می‌شود. اما متغیرهای کیفیت نهادی و سرمایه انسانی تأثیر منفی و معنی‌داری بر ردپای اکولوژی داشتند. برای بررسی اثر توسعه مالی از طریق کیفیت نهادی از حاصل‌ضرب توسعه مالی و کیفیت نهادی استفاده شد که نتایج برآورد مدل (۲) در جدول (۷) ارائه شد.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل (۲)

	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
LFD	۰۹e+۱/۳۶	۰۸e+۲/۸۴	۴/۷۸	۰/۰۰۰
LGDP	۰۸e+۵/۰۲	۰۸e+۱/۲۸	۳/۹۱	۰/۰۰۰۱
HC	۰۹e+-۱/۲۱	۰۸e+۳/۱۱	-۳/۸۸	۰/۰۰۰۱
EC	۸۹۸۲۵۶۹	۳۴۸۰۱۷۴	۲/۵۸	۰/۰۱
IQ	۰۹e+-۱/۹۴	۰۸e+۶/۲۵	-۳/۱۰	۰/۰۰۲
FDIQ	۰۹e+-۸/۰۰	۰۹e+۱/۳۰	-۶/۱۶	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۷) نشان داد که تأثیر همه متغیرها در سطح یک درصد به لحاظ آماری معنی‌دار بودند و توسعه مالی، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی‌دار و کیفیت نهادی و سرمایه انسانی تأثیر منفی بر ردپای اکولوژیک داشتند. حاصل‌ضرب توسعه مالی و کیفیت نهادی نیز تأثیر منفی و معنی‌دار بر ردپای اکولوژیک داشت به‌عبارت‌دیگر تأثیر مثبت توسعه مالی بر ردپای اکولوژی از طریق بهبود کیفیت نهادهای کاهش می‌یابد. برای بررسی اثر توسعه مالی از طریق سرمایه انسانی از حاصل‌ضرب توسعه مالی و سرمایه انسانی استفاده شد که نتایج برآورد مدل (۳) در جدول (۸) ارائه شد.

جدول ۸. نتایج تخمین مدل (۳)

	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
LFDI	۰۹E+۱/۲۹	۰۸E+۷/۷۹	۱/۶۵	۰/۰۹
LGDP	۰۸E+۶/۳۰	۰۸E+۱/۴۶	۴/۳۲	۰/۰۰۰
HC	۰۹E+-۱/۲۵	۰۸E+۳/۹۴	-۳/۱۷	۰/۰۰۱
EC	۲۹۷۹۵۴۹	۳۹۵۹۵۹۶	۰/۷۵	۰/۴۵
IQ	۰۸E+-۱/۳۴	۰۸E+۳/۷۷	-۳/۵۵	۰/۰۰۰۵
FDHc	۰۸E+-۶/۰۶	۰۸E+۷/۶۶	-۰/۰۷	۰/۰۹۳

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۸) نشان داد که توسعه انسانی در سطح ده درصد و تولید ناخالص داخلی در سطح یک درصد تأثیر مثبت بر ردپای اکولوژی داشتند و سرمایه انسانی و کیفیت نهادی در سطح یک درصد تأثیر منفی بر ردپای اکولوژی داشتند. متغیر حاصل‌ضرب توسعه مالی و سرمایه انسانی نیز در سطح یک درصد تأثیر منفی و معنی‌داری بر ردپای اکولوژیک داشت. به‌عبارت‌دیگر توسعه مالی می‌تواند از طریق کانال سرمایه انسانی ردپای اکولوژی را کاهش دهد و منجر به بهبود کیفیت محیط‌زیست شود.

یافته و تحلیل آن‌ها

در این مطالعه تأثیر توسعه مالی، سرمایه انسانی و کیفیت نهادی بر تخریب محیط‌زیست در ۱۲ کشور عضو منا از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۰ بررسی شد. علاوه بر این، اثر ترکیبی توسعه مالی با سرمایه انسانی و کیفیت نهادی نیز بر ردپای اکولوژی بررسی شد. یافته‌های این مطالعه نشان داد که توسعه مالی تأثیر مثبت بر ردپای اکولوژی دارد که منجر به افزایش تخریب محیط‌زیست می‌شود. این نتیجه با مطالعاتی همچون احمد و همکاران (۲۰۲۲)، جهانگر و همکاران (۲۰۲۲) و قمری و همکاران (۲۰۲۲) همسو است. توسعه مالی، فعالیت‌های اقتصادی را افزایش می‌دهد که به‌نوبه خود فشار محیطی را درنتیجه استفاده زیاد از انرژی سوخت فسیلی تحریک می‌کند. به عبارت دیگر، بخش‌ها و بازارهای مالی در اقتصادهای نوظهور منابع را به صنایع آلاینده اختصاص می‌دهند و در پروژه‌های ناپایدار زیست‌محیطی سرمایه‌گذاری می‌کنند. دلیل دیگر می‌تواند سیستم مالی ضعیف و مقررات سختگیرانه باشد که توانایی مؤسسات مالی را برای تأمین مالی پروژه‌های سازگار با محیط‌زیست در نوظهور مختل می‌کند. شهباز و همکاران (۲۰۲۱) نشان می‌دهد که FDI تخریب محیط‌زیست را افزایش می‌دهد و فرضیه بهشت آلودگی (PHH) را تائید می‌کند. فرضیه پناهگاه آلودگی به این معناست که کشورهای درحال‌توسعه به دلیل قوانین محیط‌زیستی ضعیف، مزیت نسبی در تولید کالاهای آلاینده دارند. بنابراین ورود سرمایه‌های خارجی به این کشورها و افزایش توسعه مالی که بیشتر در بخش‌های مرتبط با آلاینده‌ها صورت می‌گیرد، سبب افزایش آلودگی می‌شود.(ارمینن و منگاکی[1] ، ۲۰۱۹) توسعه مالی می‌تواند تأثیر مثبتی بر کیفیت محیط‌زیست داشته باشد. اما در برخی موارد ممکن است رشد اقتصادی، منجر به آلودگی بیشتر محیط‌زیست شود. با این‌حال، با تجهیز منابع مالی و استفاده کارآمدتر از منابع انرژی، رشد اقتصادی سریع‌تر و ایجاد آلودگی کمتر در محیط‌زیست میسر خواهد شد (مهدوی و امیربابایی، ۱۳۹۴).

نتایج نشان داد سرمایه انسانی باعث کاهش تخریب محیط‌زیست (بهبود کیفیت محیط‌زیستی) می‌شود که نتایج با یافته‌های احمد و همکاران (۲۰۲۲)، چاکار و همکاران (۲۰۲۱)، اونیفاده و همکاران (۲۰۲۱) و شائو و رزاق (۲۰۲۲) همسو است. مطالعات رو به رشدی وجود دارد که نشان می‌دهد فعالیت‌های انسانی عوامل حیاتی تخریب محیط‌زیست هستند. از آن جایی‌که سطح رفاه در کشورهای توسعه‌یافته بسیار

1. Arminen & Menegaki

بالاتر است، سرمایه‌گذاری در فناوری و سرمایه انسانی در این کشورها بالاتر است. با داشتن آموزش بهتر و استانداردهای زندگی بالاتر می‌توان کیفیت سرمایه انسانی بالاتری را ایجاد کرد. آموزش سرمایه انسانی و آگاهی از محیط‌زیست برای حفظ محیط‌زیست در عین داشتن رشد اقتصادی مهم است (گودیل و همکاران، (۲۰۲۱)، چاکار و همکاران،(۲۰۲۱)) با توسعه سرمایه انسانی، کشورها می‌توانند از تخریب محیط‌زیست جلوگیری کنند زیرا وجود سرمایه انسانی تحصیل‌کرده کیفیت محیطی را پرورش می‌دهد و به طور مثبت به حفظ منابع طبیعی، حفظ انرژی و استفاده بهینه از منابع کمک می‌کند.

نتایج کیفیت نهادی نشان داد که کیفیت نهادی باعث بهبود کیفیت محیط‌زیستی (کاهش تخریب محیط‌زیست) می‌شود که این نتیجه با مطالعاتی همچون احمد و همکاران (۲۰۲۲) شائو و رزاق (۲۰۲۲)، جهانگر و همکاران (۲۰۲۲) و حسین و دوگان (۲۰۲۱) همسو است نهادهای قوی راه را برای کاهش فساد هموار می‌کنند و مسیر را برای اجرای قوانین سخت‌گیرانه محیط‌زیستی هموار می‌کنند. کیفیت نهادی تفاوت عظیمی در کاهش تغییرات آب‌وهوایی و اثرات آن از طریق آمادگی اجتماعی، حاکمیتی و اقتصادی ایجاد می‌کند. بنابراین نهادهای سیاسی با کیفیت، قبل از اعمال گزینه‌های سازگاری، نیاز به اصلاحات و سیاست‌های سخت اجتماعی، حکومتی و اقتصادی دارند (احمد و همکاران، (۲۰۲۲)، اعظم و همکاران[1]، (۲۰۲۱)) و سان و همکاران[2] (۲۰۲۱) نیز با بررسی سیاست‌ها و مقررات و تأثیر آن بر تخریب محیط‌زیست این موضوع را تأیید کردند. مسائل محیط‌زیستی در کشورهای درحال‌توسعه با کیفیت ضعیف سیاسی-نهادی مرتبط است که با ایجاد سوگیری در انطباق و ادغام مقررات دولتی موجود، حفاظت از محیط‌زیست را تضعیف می‌کند. تقویت نهادهای دولتی برای اجرای قوانین محیط‌زیستی برای بهبود کیفیت محیط‌زیستی استدلال می‌شود (ورسامه و همکاران، ۲۰۲۲).

علاوه بر این رشد اقتصادی و مصرف انرژی تأثیر مثبتی بر تخریب محیط‌زیست (ردپای اکولوژی) دارد. ضریب مثبت تولید ناخالص داخلی (معیار رشد اقتصادی) به این معنی است که رشد تولید ناخالص داخلی با افزایش EF، پایداری محیط‌زیستی را مختل می‌کند. این نتایج نشان می‌دهد که فعالیت‌های اقتصادی در کشورهای منا سازگار با محیط‌زیست نیستند. این نتایج با مطالعات احمد و همکاران (۲۰۲۲)، اعظم و همکاران (۲۰۲۱)، دپرن و همکاران[3] (۲۰۲۲) همسو است. همچنین مصرف انرژی عامل دیگر افزایش تخریب محیط‌زیست در کشورهای منا است. تأثیر مخرب مصرف انرژی بر محیط‌زیست ازاین‌جهت قابل توجیه است که سهم انرژی مصرفی سوخت فسیلی در کل ترکیب انرژی بیش از ۷۵ درصد است که کیفیت محیط‌زیستی را بدتر می‌کند؛ ازاین‌رو، به دلیل سهم بالای سوخت‌های فسیلی در ترکیب انرژی، کیفیت محیط‌زیستی این کشورها بدتر می‌شود. این نتایج با مطالعاتی همچون احمد و همکاران (۲۰۲۲)، سولارین و همکاران[4] (۲۰۱۶)، سان و همکاران (۲۰۲۱) همسو است.

1. Azam *et al.*
2. Sun *et al.*
3. Depren *et al.*
4. Solarin *et al.*

جالب‌توجه است که ترکیب تعاملی توسعه مالی و سرمایه انسانی نشان داد که توسعه مالی کیفیت اکولوژیکی را از طریق کانال سرمایه انسانی افزایش می‌دهد. ضریب منفی عبارت تعاملی بیانگر این است که توسعه مالی وقتی با سرمایه انسانی ترکیب می‌شود، تخریب اکولوژیکی را کاهش می‌دهد. این نتیجه تأیید می‌کند که توسعه مالی پایداری محیط‌زیستی را از طریق کانال سرمایه انسانی ارتقا می‌دهد. به‌عبارت‌دیگر افزایش توسعه مالی می‌تواند کیفیت سرمایه انسانی را بهبود بخشد که می‌تواند نقش کاهشی در تخریب محیط‌زیست داشته باشد. گاندا[1] (۲۰۲۲) نیز در مطالعه خود نشان داد که ترکیب عامل سرمایه انسانی و توسعه انسانی به ترتیب، به طور قابل‌توجهی بر تخریب محیط‌زیست منفی است. تئوری سرمایه انسانی معتقد است که رفاه یک جامعه نه‌تنها تابعی از ذخایر سنتی سرمایه مالی، نیروی کار و منابع طبیعی است، بلکه تابعی از دانش و مهارت‌های افراد است. این نظریه پیش‌بینی می‌کند که افزایش دانش و مهارت، نتایج اقتصادی بهتری را برای افراد و جوامع به همراه خواهد داشت. به‌ویژه در جوامع مدرن، جایی که به طور گسترده بر این باور است که دانش و مهارت، امتیاز اقتصادی و اجتماعی بیشتری نسبت به گذشته دارد (اودرائوگو و همکاران[2]، ۲۰۲۲).

به طور مشابه تأثیر مشترک توسعه مالی و کیفیت نهادی که توسط عبارت تعاملی این دو متغیر اندازه‌گیری می‌شود، نشان داد که مؤسسات قوی کشورها را قادر می‌سازد تا قوانین سخت‌گیرانه مرتبط با مؤسسات مالی را اجرا کنند و راه را برای پروژه‌های سبز آسان کنند؛ بنابراین کیفیت نهادی اثرات مضر توسعه مالی را کاهش می‌دهد و کیفیت محیط‌زیست، زمانی که کیفیت نهادی با توسعه مالی تعامل می‌کند، بهبود می‌یابد. کیفیت نهادی می‌تواند به طور مستقیم و غیرمستقیم بر کیفیت اکولوژیکی تأثیر بگذارد. یک چارچوب نهادی قوی مدیریت مالیه عمومی را بهبود می‌بخشد، به اجرای قانون و نظم کمک می‌کند، با فساد مخالفت می‌کند و دخالت نظامی در سیاست را به حداقل می‌رساند.

براساس نتایج مطالعه پیشنهاد می‌شود؛ اول، کشورهای منا ساختار مالی موجود را بهبود بخشند؛ زیرا توسعه مالی تأثیر بسیار زیادی بر وخامت محیط‌زیست دارد. در این راستا کشورهای منا باید نوآوری و بهبود ابزارهای مالی را ترویج دهند که به کاهش مشکلات محیط‌زیستی کمک می‌کند درعین‌حال باید از انتقال وجوه مالی به بنگاه‌های آلاینده خودداری شود و از پروژه‌های دوستدار محیط‌زیست بیشتر حمایت شود. علاوه بر این مؤسسات مالی باید به طور مستمر قوانین و مقررات داخلی و خارجی را به‌روز کنند تا مشکلات محیط‌زیستی مرتبط با رشد اقتصادی را به حداقل برسانند. دوم، ازآنجایی‌که توسعه مالی کیفیت محیط‌زیست را از طریق کانال سرمایه انسانی بهبود می‌بخشد، بنابراین کشورهای منا باید منابع مالی را به بخش‌های آموزشی و بهداشتی به قید اولویت تخصیص دهند تا راهبردی برای تقویت سرمایه انسانی و کاهش تخریب محیط‌زیست شود. سوم، باتوجه‌به نقش مثبت کیفیت نهادی در کیفیت محیطی پیشنهاد می‌شود کشورهای منا ظرفیت حکمرانی دولت‌های خود را بهبود بخشند و به ایجاد نهادهای باکیفیت برای

1. Ganda *et al.*
2. Ouedraogo *et al*.

ساختار و تنظیم چارچوب‌های توسعه پایدار اهتمام ورزند. از جمله محدودیت‌های این پژوهش محدودیت داده برای بعضی از کشورهای عضو منا بود که مجبور به حذف آن‌ها شدیم.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.

منابع

ابراهمیان کفشائی، آذر و سلاطین، پروانه. (۱۴۰۰). تاثیر بازارهای مالی بر کیفیت محیط زیست. *پایداری، توسعه و محیط زیست*، ۲(۱)، ۸۵-۹۷.

تقی نژاد عمران، وحید و کریمی فیروزجایی، حمزه. (۱۳۹۷). توسعه مالی و عملکرد زیست محیطی، شواهدی از کشورهای عضو گروه دی۸ و گروه جی۷ مبتنی بر رهیافت داده‌های تلفیقی. *مطالعات راهبردی سیاستگذاری عمومی*، ۸(۲۹)، ۱۸۱-۲۰۴.

خانی، فاطمه و هوشمند، مریم. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر توسعه مالی بر آلودگی محیط زیست کشورهای برگزیده صادرکننده نفت با تأکید بر حکمرانی خوب. *اقتصاد پولی مالی*، ۲۵(۱۶)، ۱۳۳-۱۵۸.

خوشنویس، مریم و پژویان، جمشید. (۱۳۹۵). بررسی مقایسه‌ای اثر آلودگی زیست محیطی بر شاخص توسعه انسانی در کشورها با سطوح مختلف توسعه یافتگی. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۲ (۴۸)، ۶۱-۳۳.

شهرکی، مهدی و قادری، سیمین. (۱۴۰۰). اثرات متقابل حکمرانی خوب و مخارج سلامت عمومی بر وضعیت سلامت کودکان: رگرسیون کوانتایل برای کشورهای با درآمد متوسط به بالا. *مجله دانشکده بهداشت و انستیتو تحقیقات بهداشتی*، ۱۹ (۱)، ۵۳-۶۸.

مهدوی، ابوالقاسم و امیربابایی، سونای. (۱۳۹۴). بررسی اثر توسعه مالی بر کیفیت محیط زیست در ایران. *پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۵ (۴)، ۲۳-۱.

References

Acheampong, A. O. (2019). Modelling for insight: does financial development improve environmental quality? *Energy Economics*, *83*, 156-179.

Ahmad, M; Ahmed, Z; Yang, X; Hussain, N; & Sinha, A. (2022). Financial development and environmental degradation: do human capital and institutional quality make a difference? *Gondwana Research*, 105, 299-310.

Arminen, H; & Menegaki, A. N. (2019). Corruption, climate and the energy environment-growth nexus. *Energy Economics*, 80, 621-634.

Azam, M; Liu, L; & Ahmad, N. (2021). Impact of institutional quality on environment and energy consumption: evidence from developing world. Environment, *Development and Sustainability*, 23, 1646-1667.

Birdsall, N; & Wheeler, D. (1993). Trade policy and industrial pollution in Latin America: where are the pollution havens? *Journal of Environment and Development*, *2(1)*, 137-149.

Çakar, N. D; Gedikli, A; Erdoğan, S; & Yıldırım, D. Ç. (2021). Exploring the nexus between human capital and environmental degradation: The case of EU countries. *Journal of Environmental Management*, 295, 113057.

Danish, & Ulucak, R. (2020). The pathway toward pollution mitigation: does institutional quality make a difference? *Business Strategy and the Environment*, *29*(8), 3571-3583.

Depren, S. K; Kartal, M. T; Çelikdemir, N. Ç; & Depren, Ö. (2022). Energy consumption and environmental degradation nexus: A systematic review and meta-analysis of fossil fuel and renewable energy consumption. *Ecological Informatics*, 70, 101747.

Ebrahimian Kafshaie, A; & Salatin, P. (2021). The effect of financial markets on environmental quality. *Journal of Sustainability, Development & Environment*, *2*(1), 85-97. (In Persian).

Frankel, J; & Romer, D; (1999). Dose trade cause growth? *The American Economic Review*, *89*(3), 379-399.

Ganda, F. (2022). The nexus of financial development, natural resource rents, technological innovation, foreign direct investment, energy consumption, human capital, and trade on environmental degradation in the new BRICS economies. *Environmental Science and Pollution Research*, *29*(49), 74442-74457.

Gheeraert, L; & Weill, L. (2015). Does Islamic banking development favor macroeconomic efficiency? Evidence on the Islamic finance-growth nexus. *Economic modelling*, *47*, 32-39.

Hassan, S. T; Khan, S. U. D; Xia, E; & Fatima, H. (2020). Role of institutions in correcting environmental pollution: An empirical investigation. *Sustainable Cities and Society*, *53*, 101901.

Hatemi-J, A; & Shamsuddin, M. (2016). The causal interaction between financial development and human development in Bangladesh. *Applied Economics Letters*, *23*(14), 995-998.

Hussain, M; & Dogan, E. (2021). The role of institutional quality and environment-related technologies in environmental degradation for BRICS. *Journal of Cleaner Production*, 304, 127059.

Jahanger, A; Usman, M; & Balsalobre-Lorente, D. (2022). Linking institutional quality to environmental sustainability. *Sustainable Development*, *30*(6), 1749-1765.

Jensen, V. (1996). The pollution haven hypothesis and the industrial flight hypothesis: some perspectives on theory and empirics. *Cent Dev Environ Work Pap*, *19965*.

Khani, F; & Houshmand, M. (2017). Investigating the impact of financial development on environmental pollution in selected oil exporting countries with emphasis on good governance. *Financial Monetary Economics*, 25(16), 133-158. (in Persian).

Khoshnevis, M; Pajooyan, J. (2016). The study of the role of development on the impact of environmental pollution on the human development index. *QEER 12* (48), 33-61. (In Persian).

Mahdavi, A; & Amirbabai, S. (2014). Investigating the effect of financial development on the quality of the environment in Iran. *Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 15(4), 1-23. (In Persian).

Murshed, M; Ahmed, R; Kumpamool, C; Bassim, M; & Elheddad, M. (2021). The effects of regional trade integration and renewable energy transition on environmental quality: Evidence from South Asian neighbors. *Business Strategy and the Environment*, *30*(8), 4154-4170.

Nasir, M. A; Canh, N. P; & Lan Le, T. N. (2021). Environmental degradation & role of in ancialisation, economic development, in dustrialisation and trade liberalisation. *J. Environ. Manage*, 277, 111471.

Onifade, S. T; Gyamfi, B. A; Haouas, I; & Bekun, F. V. (2021). Re-examining the roles of economic globalization and natural resources consequences on environmental degradation in E7 economies: are human capital and urbanization essential components? *Resources Policy*, 74, 102435.

Ortiz, C; Alvarado, R; Méndez, P; & Flores-Chamba, J. (2022). Environmental impact of the shadow economy, globalisation, and human capital: Capturing spillovers effects using spatial panel data approach. *Journal of Environmental Management*, 308, 114663.

Ouedraogo, R; Mlachila, M; Sourouema, W.S. & Compaoré, A. (2022). The impact of conflict and political instability on banking crises in developing countries. *The World Economy*, *45*(6), 1937-1977.

Qamri, G. M; Sheng, B; Adeel-Farooq, R. M; & Alam, G. M. (2022). The criticality of FDI in Environmental Degradation through financial development and economic growth: Implications for promoting the green sector. *Resources Policy*, 78, 102765.

Shahbaz, M; Sharma, R; Sinha, A; & Jiao, Z. (2021). Analyzing nonlinear impact of economic growth drivers on CO2 emissions: Designing an SDG framework for India. *Energy Policy*, *148*, 111965.

Shahraki, M; & Ghaderi, S. (2021). The interaction effects of good governance and public health expenditure on children's health status: Quantile regression for upper-middle income countries. *Journal of School of Public Health and Institute of Public Health Research,* 19 (1), 53-68. (In Persian).

Shao, S; & Razzaq, A. (2022). Does composite fiscal decentralization reduce trade-adjusted resource consumption through institutional governance, human capital, and infrastructure development? *Resources Policy*, 79, 103034.

Sharma, R; Sinha, A; & Kautish, P; (2020). Examining the impacts of economic and demographic aspects on the ecological footprint in South and Southeast Asian countries. *Environ. Sci. Pollut. Res*, *27* (29), 36970–36982.

Solarin, S. A; Al-Mulali, U; Gan, G. G. G; & Shahbaz, M. (2018). The impact of biomass energy consumption on pollution: evidence from 80 developed and developing countries. *Environmental Science and Pollution Research*, *25*, 22641-22657.

Sun, L; Zhang, T; Liu, S; Wang, K; Rogers, T; Yao, L; & Zhao, P. (2021). Reducing energy consumption and pollution in the urban transportation sector: A review of policies and regulations in Beijing. *Journal of Cleaner Production*, 285, 125339.

Taghinejad I. V; & Karimi Firouzjaei, H. (2017). Financial development and environmental performance, evidence from G8 and G7 countries based on a pooled data approach. *Strategic Studies of Public Policy, 8*(29), 181-204. (In Persian).

Tamazian, A; & Rao, B. B. (2010). Do economic, financial and institutional developments matter for enironmental degradation? Evidence from transitional economies. *Energy Economics*, 32 (1), 137-145.

Warsame, A. A; Sheik-Ali, I. A; Mohamed, J; & Sarkodie, S. A. (2022). Renewables and institutional quality mitigate environmental degradation in Somalia. *Renewable Energy*, 194, 1184-1191.

Zafar, M.W; Sinha, A; Ahmed, Z; Qin, Q; & Zaidi, S.A.H; (2021). Effects of biomass energy consumption on environmental quality: the role of education and technology in Asia-Pacific Economic Cooperation countries. *Renew. Sust. Energ. Rev*, 142, 110868.

Zhang, L; Godil, D. I; Bibi, M; Khan, M. K; Sarwat, S; & Anser, M. K. (2021). Caring for the environment: How human capital, natural resources, and economic growth interact with environmental degradation in Pakistan? A dynamic ARDL approach. *Science of the Total Environment, 774*, 145553.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۱۰، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۲۵۰-۲۲۷

مقاله پژوهشی

اثرات مؤلفه‌های حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد با تأکید بر بی‌ثباتی سیاسی[۱]

معصومه حاجیلی دوجی[۲]، زهرا میلا علمی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۵/۰۹

چکیده

در دهه‌های اخیر، افزایش نابرابری درآمد، ناکارآمدی اقتصادی و فقدان عدالت اقتصادی، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه، نقش بسزایی را برای دولت‌ها در تعیین توزیع مناسب درآمدها ایفا کرده است. از اواسط دهه ۱۹۹۰، هم‌زمان با گسترش ادبیات نهادگرایان جدید، حکمرانی خوب به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های اساسی تأثیرگذار در توزیع عادلانه فرصت‌ها و درآمدها و توسعه کشورها مطرح شده است. در این راستا در مطالعه حاضر با تمرکز بر کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (منطقه منا)، به بررسی اثر مؤلفه‌های حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد در بازه زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۲۱ با استفاده از رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) پرداخته شد. نتایج برآورد الگو نشان داد که بی‌ثباتی سیاسی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های حکمرانی، نابرابری درآمد را در کشورهای منطقه منا افزایش می‌دهد. از جانب دیگر، گسترش آزادی‌های مدنی و افزایش شفافیت اقتصادی می‌تواند به کاهش نابرابری درآمد در این کشورها منجر شود. بررسی متغیرهای کلان نیز نشان می‌دهد که افزایش درآمد سرانه، فرصت‌های کاهش نابرابری را فراهم می‌کند، درحالی‌که افزایش اندازه دولت ممکن است با افزایش نابرابری درآمد همراه باشد؛ زیرا در کشورهای کمتر توسعه‌یافته -که اغلب کشورهای منا نیز در این دسته قرار دارند- افزایش اندازه دولت با افزایش مخارج جاری صورت می‌پذیرد. با وجود اثر برون‌رانی، افزایش مخارج نامولد دولت، کاهش سرمایه‌گذاری‌های مولد بخش خصوصی، کاهش رشد اقتصادی و افزایش نابرابری درآمدی را در پی دارد.

واژگان کلیدی: نابرابری درآمد، بی‌ثباتی سیاسی، گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی، کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا.

طبقه‌بندی موضوعی: *O14, D02, C23*.

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/ieda.2024.46408.1406

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
Email:hajilidavajimasoomeh@gmail.com

۳. استاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. نویسنده مسئول.
Email:z.elmi@umz.ac.ir

مقدمه[1]

یکی از مشکلات عمده کشورهای درحال‌توسعه و کمتر توسعه‌یافته، توزیع نابرابر درآمدها و نرخ‌های پایین رشد اقتصادی است که به شدت بر جنبه‌های مختلف رفاهی این کشورها اثرگذار بوده است. در اواسط قرن بیستم فرض می‌شد که با دستیابی به نرخ‌های بالای رشد اقتصادی، پیامدهای مثبت رشد به‌صورت خودکار به دهک‌های پایین درآمدی منتقل می‌شود. این در حالی است که تجارب بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه نشان می‌دهد که نرخ‌های بالاتر رشد اقتصادی -حتی در یک بازه بلندمدت- افزایش نابرابری درآمد را به همراه داشته است (شفیق و حق[2]، ۲۰۰۶).

در دهه‌های اخیر افزایش نابرابری درآمد، ناکارآمدی اقتصادی و نبود عدالت اقتصادی در جوامع مختلف، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه سبب پررنگ‌تر شدن نقش دولت‌ها در اجرای وظایف خود به‌منظور رسیدن به توزیع مناسب درآمدها شده است. از اواسط دهه ۱۹۹۰ هم‌زمان با گسترش ادبیات نهادگرایان جدید و توصیه نهادهای بین‌المللی، مؤلفه‌های حکمرانی خوب به‌عنوان یکی از عوامل مهم در توزیع مناسب فرصت‌ها و درآمدها و هم‌چنین راهبرد توسعه کشورها مطرح شده‌اند. این فلسفه اقتصادی جدید منجر به تغییر در جهت‌گیری سیاستی کشورها در زمینه الگوی توزیع درآمد شده است (ترانگ[3]، ۲۰۲۲).

به‌طورکلی پدیده نابرابری درآمد یکی از مشکلات بزرگ اقتصادی-اجتماعی است که به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم تحت تأثیر عملکرد حکمرانی قرار می‌گیرد. حکمرانی دربرگیرنده‌ی فرآیند انتخاب، بازنگری و جایگزینی دولت‌ها است. حکمرانی یک مفهوم پیچیده است و طیف وسیعی از مؤلفه‌های نهادی را شامل می‌شود، ازاین‌رو کمّی‌سازی آن با چالش‌های فراوانی همراه خواهد بود. شاخص‌های مختلفی از ابعاد حکمرانی توسط پژوهشگران، مؤسسات ملی و بین‌المللی معرفی شده است. شاخص‌های حکمرانی جهانی از جمله پرکاربردترین مؤلفه‌های حکمرانی خوب در پژوهش‌های اقتصادی به شمار می‌روند که توسط اقتصاددانان بانک جهانی در اواخر دهه ۱۹۹۰ ارائه شده‌اند. در این چارچوب ابعاد حکمرانی خوب در قالب شش مؤلفه‌ی: ۱- حق اظهارنظر و پاسخگویی، ۲- اثربخشی دولت‌ها، ۳- ثبات سیاسی، ۴- کنترل فساد، ۵- حاکمیت قانون و ۶- کیفیت مقررات تنظیمی سازمان‌دهی شده است (کافمن و همکاران[4]، ۲۰۱۴). هرکدام از این مؤلفه‌ها از مجاری مستقیم و غیرمستقیم بر سیستم توزیع درآمد، رفاه و کیفیت زندگی تأثیرگذار خواهند بود به‌نحوی‌که بهبود هرکدام از این مؤلفه‌ها می‌تواند به‌صورت مستقیم کیفیت زندگی و سطح رفاه شهروندان یک جامعه را ارتقا دهد. در کنار آن مؤلفه‌های حکمرانی با اثرات غیرمستقیمی که بر شاخص‌های کلان اقتصادی همانند نرخ رشد درآمد دارند، می‌توانند سبب تسریع این فرآیند شوند.

---

۱. این مقاله برگرفته از پایان نامه کارشناسی ارشد معصومه حاجیلی دوجی دانشگاه مازندران با عنوان "اثر حکمرانی بر نابرابری درآمد با تاکید بر بی‌ثباتی سیاسی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا" به راهنمایی دکتر زهرا میلا علمی است.

2. Shafique & Haq
3. Trung
4. Kaufmann *et al.*

در بین مؤلفه‌های حکمرانی، ثبات سیاسی یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌هایی است که می‌تواند بر روند توزیع فرصت‌ها و درآمدها تأثیرگذار باشد. این مقوله، در کشورهایی که از نهادها و سیستم حکمرانی ضعیف برخوردارند، از اهمیت بیشتری برخوردار است (ترانگ، ۲۰۲۲). در کنار آن هرچه نابرابری درآمدی در یک جامعه بیشتر باشد، ناآرامی‌ها و نارضایتی‌های اجتماعی نیز بیشتر شده و به‌تبع آن، بی‌ثباتی سیاسی نیز افزایش خواهد یافت. این بدان مفهوم است که بی‌ثباتی سیاسی ضمن تأثیرگذاری بر نابرابری درآمد، خود ممکن است از نابرابری درآمد تأثیر پذیرد (آلسینا و پروتی[1]، ۱۹۹۵). ازاین‌رو در مدل‌سازی بررسی اثرات بی‌ثباتی سیاسی بر نابرابری درآمد، مقوله درون‌زایی بی‌ثباتی سیاسی باید لحاظ شود. این در حالی است که این مسئله در مطالعات قبلی انجام‌شده در این حوزه مورد غفلت قرار گرفته است.

در این راستا کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (مِنا) همواره در معرض بی‌ثباتی، جنگ‌های داخلی، کودتا و انقلاب‌ها قرار داشته‌اند. بی‌ثباتی سیاسی، فساد، اقتصاد دولتی و حکومت‌های خودکامه از ویژگی‌های بارز کشورهای این منطقه است. وجود چنین ساختارهایی سبب شده تا در پژوهش حاضر به بررسی اثرات مؤلفه‌های حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد با تأکید بر بی‌ثباتی سیاسی در کشورهای منطقه مِنا با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[2] (SGMM) بپردازیم. مزیت استفاده از این روش آن است که در کنار لحاظ کردن درون‌زایی احتمالی ناشی از حضور مؤلفه بی‌ثباتی سیاسی در الگو، امکان بررسی روابط پویای بین متغیرهای الگو فراهم می‌گردد. ساختار مقاله حاضر در شش بخش تنظیم شده است. در بخش دوم مبانی نظری پژوهش تشریح می‌شود. در بخش سوم پیشینه پژوهش گزارش می‌شود. بخش چهارم به تصریح الگو و معرفی متغیرها اختصاص دارد. در بخش پنجم نتایج تجربی پژوهش گزارش می‌شود و در بخش ششم نتیجه‌گیری پژوهش ارائه می‌گردد.

مبانی نظری

در ادبیات اقتصاد و جامعه‌شناسی تعاریف مختلفی برای مفهوم "حکمرانی" مطرح شده است. بانک جهانی حکمرانی را به‌عنوان روشی تعریف کرده است که بر پایه آن، قدرت بر مدیریت اقتصادی و منابع اجتماعی یک کشور اعمال می‌شود. در یک تعریف دیگر بونینگر[3] (۱۹۹۱) حکمرانی را مترادف "دولت مطلوب جامعه" معرفی می‌کند (سرور لطیف[4]، ۱۹۹۱). لاندل-میلز[5] (۱۹۹۲) حکمرانی را به‌صورت نحوه حکومت کردن بر مردم و چگونگی تنظیم و اداره امور دولت تعریف است. به‌طورکلی این مسئله به نظام سیاسی یک جامعه و نحوه عملکرد آن در ارتباط با اداره بخش عمومی و اجرای قانون برمی‌گردد. ازاین‌رو مقوله حکمرانی علاوه بر ابعاد اقتصادی، یکسری ابعاد سیاسی را نیز در بر می‌گیرد. یکی از مهم‌ترین شروط

1. Alesina & Perotti
2. System generalized method of moments
3. Boeninger
4. Sarwar Lateef
5. Landell-Mills

دستیابی به رشد اقتصادی و توزیع عادلانه در جامعه آن است که دولت (یا حکومت) به جای خدمت به نفع بخش‌های خاص، به کل جامعه خدمت کند که در ادبیات اقتصاد نهادی از آن به‌عنوان "حکمرانی خوب" نام برده می‌شود.

در سال‌های اخیر مسئله حکمرانی خوب به‌ویژه در حوزه سیاست‌گذاری در زمینه توزیع درآمدها و فرصت‌ها، همواره مورد تأکید سازمان‌های بین‌المللی بوده است، به‌نحوی‌که نهادهای بین‌المللی همانند بانک جهانی بر نقش محوری حکمرانی خوب در توزیع مناسب فرصت‌ها و درآمدها تأکید بسیاری داشته‌اند. بر مبنای چارچوب مشخص‌شده توسط بانک جهانی، مؤلفه‌های حکمرانی خوب شامل شش مؤلفه‌ی: ۱- ثبات سیاسی و مقابله با خشونت، ۲- حق اظهارنظر و پاسخگویی، ۳- کارایی و اثربخشی دولت، ۴- کیفیت قوانین و مقررات، ۵- حاکمیت قانون و ۶- کنترل فساد هستند که هرکدام از این مؤلفه‌ها می‌تواند از کانال‌های مختلفی الگوی توزیع درآمد در جوامع مختلف را تحت تأثیر قرار دهد.

یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های مؤثر بر الگوی توزیع درآمد، شرایط سیاسی حاکم بر جامعه است. شاخص ثبات سیاسی نشان‌دهنده عدم وجود خشونت در جامعه است. در محاسبه این شاخص چندین معیار به کار می‌رود که مواردی همچون بی‌ثباتی دولت، احتمال سرنگونی آن از طریق ابزارهای غیر مدنی و خشن و اعمال دیگری مانند تروریسم، شورش‌های داخلی، کودتا و ترور را در برمی‌گیرد (سلاطین، ۱۳۸۷). به‌طورکلی بی‌ثباتی سیاسی ظرفیت دولت را برای ایجاد توزیع مجدد عادلانه درآمد تضعیف می‌کند. این فرضیه بر این استدلال استوار است که کاهش نابرابری و فقر معمولاً به توانایی تدوین و اجرای اقدامات توزیعی مؤثر همانند سیستم‌های مالیات بر درآمد پیشرفته و مکانیسم‌های مطلوب تأمین هزینه‌های عمومی بستگی دارد (راوالیون[1]، ۲۰۱۰). گسترش دامنه بازتوزیع درآمد که یک فرآیند پویا است، به افق تصمیم‌گیری مؤثر حکمرانان بستگی دارد. علاوه بر این امنیت جایگاه حکمرانان فعلی به چگونگی تدوین و اجرای سیاست‌ها و اقدامات بازتوزیعی عادلانه بستگی دارد. به‌عبارت‌دیگر، عدم قطعیت مرتبط با محیط سیاسی یک کشور، پنجره ظرفیت و توانایی مدیران فعلی را در گسترش دامنه بازتوزیع تدریجی درآمد محدود می‌کند. در این راستا، چندین محقق نشان می‌دهند که بی‌ثباتی سیاسی به‌طور مثبت با تحریف‌ها و ناکارآمدی‌های مالی مرتبط است که به‌طور قابل‌توجهی، توانایی توزیع مجدد عادلانه درآمد را در یک اقتصاد تضعیف می‌کند (پرسون و سونسون[2]، ۱۹۸۹؛ آلسینا و تابلینی[3]، ۱۹۹۰؛ کوکیرمن و همکاران[4]، ۱۹۹۲). علاوه بر این، بی‌ثباتی سیاسی، با به تأخیر انداختن سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی، ظرفیت کشور را در زمینه ایجاد پایه‌های مالیاتی قوی و رژیم‌های مالیاتی کارآمد محدود می‌کند و درنتیجه مانع از توزیع مجدد درآمد می‌شود (ترانگ، ۲۰۲۲). توجه به این نکته حائز اهمیت است که تدوین، اجرا و اثربخشی سیاست‌ها و اقدامات بازتوزیعی به تلاش دولت برای ایجاد توزیع مجدد عادلانه درآمد در یک جامعه بستگی

1. Ravallion
2. Persson & Svensson
3. Alesina & Tabellini
4. Cukierman *et al.*

دارد (راوالیون، ۲۰۱۰). به همین دلیل، توضیح و تبیین تفاوت‌های جهانی در توزیع مجدد درآمد، بر عوامل متعددی تکیه دارد که تلاش‌های بازتوزیعی دولت‌ها از جمله سطح نابرابری درآمد را شکل می‌دهند. در همین زمینه، الگوی توزیع مجدد رأی‌دهندگان میانه که توسط ملتزر و ریچارد[1] (۱۹۸۱) مطرح شد، استدلال می‌کند که نابرابری بیشتر در بازار منجر به تلاش فزاینده بازتوزیع دولت می‌شود. ایده اصلی این است که رأی‌دهندگان درآمد متوسط که نقشی کلیدی در انتخابات دموکراتیک ایفا می‌کنند، در پاسخ به افزایش نابرابری‌های درآمدی، خواستار توزیع مجدد بیشتر هستند که درنهایت منجر به فشارهای سیاسی بالاتر بر توزیع مجدد درآمد می‌شود (ملتزر و ریچارد، ۱۹۸۱؛ هول[2]، ۲۰۱۷؛ جنتی و همکاران[3]، ۲۰۲۰). این امر حاکی از نقش محوری نابرابری در شکل‌دهی به تلاش بازتوزیعی دولت و درنتیجه تنوع بین کشوری در توزیع مجدد درآمد است. هم‌چنین اجماع گسترده‌ای وجود دارد که بی‌ثباتی سیاسی ریشه در توزیع نابرابر درآمد بین افراد دارد (آلسینا و پروتی، ۱۹۹۶)[4]؛ بنابراین هرچه نابرابری درآمدی در یک جامعه بیشتر باشد، ناآرامی‌ها و نارضایتی‌های اجتماعی نیز بیشتر خواهد بود. چراکه گروه بزرگی از شهروندان کم‌درآمد با گروهی کوچک از افراد پردرآمد که می‌توانند به‌صورت غیرقانونی قدرت را در دست بگیرند مواجه خواهند شد. به همین دلیل، نارضایتی از وضع اقتصادی، اجتماعی و جرائم خشونتی افزایش یافته و به تبع آن، بی‌ثباتی سیاسی نیز افزایش خواهد یافت. این بدان مفهوم است که بی‌ثباتی سیاسی ضمن تأثیرگذاری بر نابرابری درآمد، ممکن است خود از نابرابری درآمد تأثیر پذیرد. ازاین‌رو در بررسی اثرات بی‌ثباتی سیاسی بر نابرابری درآمد، مقوله درون‌زایی بی‌ثباتی سیاسی (به مفهوم تأثیر پذیرفتن آن از نابرابری درآمد) باید لحاظ شود (آلسینا و پروتی، ۱۹۹۶).

مؤلفه‌ی پاسخگویی اغلب با مفهوم «مسئولیت[5]»، «پاسخگویی[6]»، «جریمه[7]»، «سرزنش[8]» یا تاوان و خسارت و دیگر واژه‌های هم‌خانواده به کار می‌رود. پاسخگویی از عمل مسئول ساختن افرادی مشخص، به‌منظور تضمین وظایف که طبق روش‌ها و معیارهای مورد توافق و به‌موقع انجام می‌گیرند، تعریف می‌شود. افراد فقیر می‌توانند با بالا بردن حق اظهار نظر و پاسخگویی در بحث‌های عمومی شرکت کنند و در مورد منافعشان اظهار نظر کنند که این موضوع منجر به سیاست‌های بیشتری برای کاهش نابرابری و به نفع فقرا خواهد شد؛ بنابراین انتظار می‌رود که بالا بردن حق اظهار نظر و پاسخگویی به بهبود حکمرانی و دموکراسی

1. Meltzer & Richard
2. Houle
3. Jantti *et al.*

۴. به‌طور خاص، یک مقاله تاثیرگذار توسط آلسینا و پروتی (۱۹۹۶) به‌طور تجربی ثابت می‌کند که نابرابری درآمد از طریق ایجاد نارضایتی اجتماعی تاثیر مثبتی بر شیوع بی‌ثباتی سیاسی-اجتماعی دارد.

5. Responsibility
6. Answerability
7. Liability
8. Blameworthiness

برای توسعه بهتر در شرایط و ضوابط توسعه پایدار، کاهش فقر و پیشرفت به سمت اهداف توسعه هزاره[1] منجر شود (اونیل و همکاران[2]، ۲۰۰۷).

در چارچوب حکمرانی خوب، اثربخشی و کارایی دربرگیرنده حفظ محیط زیست و استفاده پایدار از منابع طبیعی است؛ بنابراین در مقوله اثربخشی و کارایی دو بحث مطرح است: اول، حضور نهادها و فرآیندهای موردنیاز در جامعه و دوم، سازمان‌دهی آن‌ها به‌گونه‌ای که به تأمین نیازهای عمومی و استفاده بهینه از منابع (اعم از منابع انسانی و مادی) منجر شود. کارایی و اثربخشی دولت در برخی موارد می‌توانند به کاهش نابرابری درآمد کمک کنند، درحالی‌که در موارد دیگر ممکن است اثر معکوس داشته باشند. به‌طوری‌که اگر دولت به‌طور کارآمد در توسعه اقتصادی و اجتماعی دخالت کند، اقداماتی همچون ارتقاء زیرساخت‌ها، افزایش دسترسی به تحصیلات و خدمات بهداشتی و تنظیم سیاست‌های اجتماعی می‌توانند به تسهیل دسترسی به فرصت‌ها و کاهش نابرابری درآمد کمک کنند؛ اما اگر دولت به نحوی ناکارآمد باشد ناکارایی می‌توانند باعث شوند که منافع اقشار مختلف جامعه به ناحیه معینی تمرکز یابند و بنابراین نابرابری افزایش یابد. هم‌چنین کارایی دولت شایسته، وجود دستگاه اداری بهینه و کارآمد در کشورهاست. چنین دستگاهی پاسخگو و برطرف‌کننده‌ی نیازهای آحاد ملت، ترویج‌دهنده عدالت اجتماعی، تضمین‌کننده دست‌یابی همگان به خدمات باکیفیت و به تبع آن زمینه‌ساز کاهش نابرابری درآمد خواهد بود (محسنی، ۱۳۹۰).

مقوله‌ی کیفیت مقررات به گستره‌ای که در آن سیاست‌های دولت موجب افزایش یا کاهش فعالیت‌های بازار می‌شوند، اشاره می‌کند که برحسب دو شاخص فرعی استحکام مؤسسات و سازمان‌های مالی و وسعت بازار اندازه‌گیری می‌شود (جانکوف[3] و همکاران، ۲۰۰۲). قوانین و مقررات کارآمد و مطلوب، یکی از مهم‌ترین نهادهایی است که می‌تواند بر عملکرد اقتصادی جوامع تأثیر بگذارد و در حالت کلی انتظار بر آن است که کاهش دخالت دولت در این زمینه‌ها، اثر مطلوبی بر متغیرهای اقتصادی از جمله نابرابری درآمد داشته باشد. اگرچه بیشتر شواهد نشان می‌دهند که کاهش مقررات دست و پاگیر دولتی می‌تواند اثر منفی بر نابرابری درآمد داشته باشد، بااین‌حال برخی شواهد نیز حاکی از آن است که درصورتی‌که در اقتصاد موردنظر، زیرساخت‌های لازم و سیستم‌های نظارتی مستقل وجود نداشته باشد، کاهش مقررات دولتی، به‌ویژه مقررات بازار کار، می‌تواند افزایش نابرابری درآمد را در پی داشته باشد (چمبرز و اوریلی[4]، ۲۰۲۲).

دامنه اعتماد شهروندان به قوانین و همچنین میزان وفاداری آن‌ها به قوانین را حاکمیت قانون اندازه‌گیری می‌کند (سلاطین، ۱۳۸۷). حاکمیت قانون در جامعه‌ای ظاهر می‌شود که در آن «حقوق متقابل مردم و حکومت» و تعهد هر دو طرف به این حقوق رعایت شود (میدری و خیرخواهان، ۱۳۸۳). آنچه در بحث حاکمیت قانون مورد توجه است، تنظیم قوانین عام و اعمال بی‌طرفانه آن بر همگان به‌گونه‌ای برابر و درنتیجه فراهم شدن زمینه رقابت آزادانه و برابر است که این امر برابری را در جامعه افزایش می‌دهد. از

1. Millennium Development Goals
2. O'Neil *et al.*
3. Djankov *et al.*
4. Chambers & O'Reilly

سوی دیگر، حاکمیت قانون تأثیرات عمده‌ای بر سیاست‌گذاری‌های اقتصادی همچون سیاست‌های خصوصی‌سازی و سیاست پولی می‌گذارد. نکته دیگر این است که اصول حاکمیت قانون در مسائل مربوط به بودجه (نظارت، مصرف و تدوین) و به‌طورکلی مدیریت مالی شفاف دارای اهمیت است، به‌طوری‌که بسیاری از تحلیل‌گران بر این باورند که یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های مؤثر در توزیع مناسب فرصت‌ها و درآمدها، وجود حاکمیت قانون است (بارو[1]، ۲۰۰۰).

کنترل فساد به مفهوم جلوگیری از استفاده از قدرت و به‌کارگیری امکانات عمومی در جهت منافع شخصی است. زمانی فساد پدیدار می‌شود که انحراف در نظام سیاست‌گذاری و مقررات زمینه آن را فراهم آورده و نهادهای منع‌کننده آن نیز ضعیف عمل کنند. هرکجا که فساد رواج یابد، باعث آسیب رشد می‌شود و این موضوع تأثیر شدیدی بر فقر می‌گذارد. علاوه بر این، فقرا از خدمات اجتماعی (مانند بهداشت و آموزش) کم‌تری برخوردار می‌شوند. فساد، سرمایه‌گذاری زیربنایی را از پروژه‌های کمک به اقشار کم‌درآمد دور کرده و امکان استفاده از وسایل کارآفرینی در بنگاه‌هایی با مقیاس کوچک را برای رهایی از فقر از بین می‌برد (میدری و خیرخواهان، ۱۳۸۳). فساد از راه‌هایی از قبیل دسترسی نابرابر به آموزش، کاهش رشد، هدف‌گیری ناکارآمدتر طرح‌های اجتماعی، انحرافات سیاستی به نفع نابرابری در تملک دارایی، مالیات‌های تنازلی، افزایش مخاطرات سرمایه‌گذاری برای فقرا و کاهش هزینه‌های اجتماعی، نابرابری درآمد و فقر را افزایش می‌دهد (میدری و خیرخواهان، ۱۳۸۳).

همان‌طورکه عنوان شد، حکمرانی خوب یک مفهوم گسترده است و ابعاد مختلفی از ویژگی‌های نهادی یک جامعه را در برمی‌گیرد. در یک چارچوب کلی حکمرانی خوب دربردارنده‌ی سه گروه اصلی حکومت، جامعه مدنی و بخش خصوصی است و هدف از آن همیاری بین این گروه‌ها است و این همیاری (در صورت تحقق) درنهایت زمینه‌ساز توزیع مناسب و عادلانه فرصت‌ها و درآمدها در جامعه خواهد بود. این موضوع به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه در راستای نهادینه‌سازی و استقرار جامعه مدنی مدرن از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است.

پیشینه مطالعات تجربی

۱. مطالعات خارجی

بحث نابرابری و عوامل مؤثر بر آن، از دیرباز در میان محققین وجود داشته است، اما در این قسمت مروری مختصر بر مطالعاتی صورت می‌گیرد که در دهه اخیر در حوزه اثرگذاری مؤلفه‌های حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد صورت گرفته است.

هوانگ[2] (۲۰۱۳) در پژوهشی به بررسی رابطه بین فساد و نابرابری درآمد در کشورهای آسیایی برای دوره‌ی زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۰ با استفاده از روش علیت گرنجر پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد

1. Barro
2. Huang

که یک علیت یک‌طرفه از فساد به نابرابری درآمد در چین و فیلیپین وجود دارد. هم‌چنین یک رابطه‌ی علی یک‌طرفه از نابرابری درآمد به فساد در اندونزی، ژاپن، کره و تایلند وجود دارد.

هوانگ و هو[1] (۲۰۱۸) به بررسی تأثیر حکمرانی بر نابرابری درآمد در نمونه‌ای با ۱۰ کشور آسیایی در بازه‌ی زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ پرداخته‌اند. نمونه‌ی کشورهای این مطالعه در قالب ۳ دسته‌ی اقتصادهای پیشرفته، اقتصادهای نوظهور و اقتصادهای درحال‌توسعه طبقه‌بندی شدند. شاخص‌های حکمرانی در این مطالعه، کیفیت دموکراسی و کیفیت تکنولوژی بوده است. نتایج برآورد نشان داد که در نمونه‌ی اقتصادهای نوظهور و درحال‌توسعه، تأثیر این دو متغیر بر نابرابری درآمد، منفی و معنی‌دار است. این در حالی است که در اقتصادهای پیشرفته تنها کیفیت تکنولوژی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری درآمد داشته، اما کیفیت دموکراسی تأثیر معنی‌داری بر نابرابری درآمد نداشته است.

شهزادی و همکاران[2] (۲۰۱۹) تأثیر بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی، نابرابری درآمد و فقر را بررسی نمودند. نمونه این مطالعه شامل ۱۰۳ کشور در بازه‌ی زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۴ بوده و الگوی تحقیق با روش حداقل مربعات وزنی[3] (WLS) برآورد شده است. در این مطالعه، از جایگزین‌هایی همچون کودتای رسمی، غیررسمی و نظامی به‌عنوان شاخص بی‌ثباتی سیاسی استفاده شده است. طبق نتایج، بی‌ثباتی سیاسی (کودتای رسمی و غیررسمی) تأثیر مثبت بر فقر و نابرابری داشته است. البته تأثیر مستقیم کودتا بر فقر و نابرابری ناچیز و تأثیر غیرمستقیم آن از طریق کانال رشد اقتصادی قابل‌توجه بوده است. در یک جمع‌بندی، بی‌ثباتی سیاسی برای رشد اقتصادی مضر بوده و توزیع درآمد را بدتر کرده و فقر را افزایش داده است.

پولیکاردو و کارا[4] (۲۰۲۰) در تحقیقی به بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر احتمال دموکراتیزه شدن برای ۵۱ کشور درحال‌توسعه در بازه زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۹ پرداخته‌اند. در این پژوهش از یک متغیر وابسته دوتایی به‌عنوان پروکسی دموکراسی استفاده شده است. نتایج برآورد با استفاده از الگوی اثرات ثابت شرطی لاجیت نشان می‌دهد که یک رابطه‌ی U معکوس بین نابرابری درآمد و احتمال دموکراتیزه شدن وجود دارد.

اویلی[5] (۲۰۲۱) در پژوهشی، تأثیر نابرابری درآمد بر بی‌ثباتی سیاسی-اجتماعی را در ۴۷ کشور صحرای جنوب آفریقا در بازه‌ی زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۸ با استفاده از داده‌های ترکیبی و روش تخمین حداقل مربعات معمولی مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه از شاخص بی‌ثباتی سیاسی-اجتماعی مطالعه آلسینا و پروتی (۱۹۹۶) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که شاخص‌های نابرابری درآمد و دموکراسی تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص بی‌ثباتی سیاسی- اجتماعی دارند.

کوکیا[6] (۲۰۲۱) در پژوهشی به دنبال بررسی این مسئله بوده است که چگونه تغییرات نهادی که با مجموعه‌ای از شاخص‌های حاکمیتی سنجیده می‌شوند، می‌توانند فقر و نابرابری را در جامعه کاهش دهند.

1. Huang & Ho
2. Shehzadi *et al.*
3. Wighted Least Square
4. Policardo & Carrera
5. Oualy
6. Coccia

این مطالعه ۱۹۱ کشور را برای تبیین روابط بین متغیرهای نهادی و عوامل اجتماعی-اقتصادی با سطوح مختلف توسعه موردبررسی قرار می‌دهد. بر اساس نتایج، نهادهای حکمرانی خوب از کاهش فقر و نابرابری درآمد در جامعه حمایت می‌کنند. به‌طور خاص، نتایج نشان می‌دهند که نقش حیاتی حکمرانی خوب برای کاهش نابرابری و فقر در کشورهای دارای اقتصاد باثبات، بیشتر از اقتصادهای نوظهور و شکننده است؛ بنابراین، این مطالعه تأکید می‌کند که کشورها باید بر تغییر نهادی متمرکز شوند تا اثربخشی حکمرانی و حاکمیت قانون را بهبود بخشند و از این مسیر فقر و نابرابری را کم و از توسعه اقتصادی-اجتماعی بلندمدت ملت‌ها حمایت کنند.

فریرا فیلهو[1] (۲۰۲۲) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر رقابت سیاسی و شاخص‌های حکمرانی بر عملکرد اقتصادی و توزیع درآمد در کشورهای آمریکای لاتین و آسیای شرقی با استفاده از روش پانل دیتا در بازه‌ی زمانی ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۹ پرداخته است. طبق نتایج، بین متغیرهای مرتبط با حکمرانی خوب و عملکرد اقتصادی و توزیع درآمد رابطه‌ای مثبت وجود دارد. هم‌چنین حکمرانی خوب، ارتباط نزدیکی با رشد اقتصادی دارد. علاوه بر این، نبود رقابت سیاسی ممکن است منجر به سیاست‌هایی شود که مانع رشد اقتصادی شود و رقابت سیاسی می‌تواند از طریق اصلاحات اقتصادی بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت بگذارد.

ترانگ (۲۰۲۲) در پژوهشی به تفکیک اثر بی‌ثباتی سیاسی بر بازتوزیع درآمد با استفاده از نمونه بین کشوری شامل ۱۴۳ کشور طی دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ با استفاده از روش متغیرهای ابزاری پرداخته است. یافته‌ها نشان می‌دهد که کاهش بی‌ثباتی سیاسی به برابری بیشتر توزیع مجدد درآمدها کمک می‌کند و به‌طور بالقوه منجر به کاهش نابرابری درآمد می‌شود.

آلن و همکاران[2] (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای به بررسی نقش حکمرانی خوب در کاهش فقر و نابرابری پرداخته‌اند. در این مطالعه شواهد مختلفی از کشورهای مختلف جهان در زمینه نقش مؤلفه‌های حکمرانی خوب در کاهش فقر و نابرابری موردبررسی قرار گرفته است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که حکمرانی پاسخگو، شفاف و فراگیر نقش مثبتی در کاهش فقر و نابرابری درآمدی داشته است.

۲. مطالعات داخلی

مهربانی (۱۳۹۴) در پژوهش خود با استفاده از یک الگوی نظری و ارائه شواهدی از اقتصاد ایران، فرضیه اثرگذاری دموکراسی بر نابرابری درآمدی را موردبررسی قرار داده است. رویکرد تحلیلی این پژوهش، یک رهیافت نئوکلاسیکی بوده که در آن با استفاده از اثبات ریاضی، به تجزیه‌وتحلیل چنین فرضیه‌ای پرداخته است. شواهد به‌دست‌آمده از این پژوهش نشانگر آن است که در مورد کشور ایران می‌توان دموکراسی را عاملی تعیین‌کننده در توزیع یا باز توزیع درآمدها به شمار آورد.

خسروآبادی و همکاران (۱۳۹۵) با توجه به روند فزاینده نابرابری، نرخ بالای بیکاری و لزوم وجود رشد اقتصادی و عدالت اجتماعی به بررسی رابطه حکمرانی خوب با نابرابری درآمد در کشورهای منتخب جنوب

1. Ferreira Filho
2. Allen *et al.*

غرب آسیا و کشورهای عضو همکاری اقتصادی و توسعه در دوره زمانی ۱۲ ساله ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از برآورد شاخص‌های حکمرانی بر نابرابری نشان می‌دهد که شاخص حکمرانی خوب بر ضریب جینی به‌عنوان شاخص نابرابری تأثیر منفی دارد. همچنین شاخص کیفیت حکمرانی بر اساس میانگین موزون محاسبه‌شده با مدل گانی و دوکان[1] (۲۰۰۴) نشان از اثر منفی این شاخص بر نابرابری درآمد دارد.

مرادی و سلمانپور (۱۳۹۶) تأثیر حکمرانی خوب بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی را مورد مطالعه قرار داده‌اند. هدف، بررسی تأثیر حکمرانی خوب بر ضریب جینی در کشورهای منتخب طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۰ بوده است. بدین منظور با استفاده از رگرسیون داده‌های پانل با اثرات ثابت، از یک‌سو به بررسی تأثیر شاخص‌های حکمرانی خوب بر توزیع درآمد می‌پردازند و از سوی دیگر اثر درآمدهای مالیاتی دولت و مخارج مصرفی دولت به همراه نرخ تورم و نرخ بیکاری را به‌عنوان متغیرهای کنترلی بر شاخص توزیع درآمد مورد ارزیابی قرار می‌دهند. بر اساس نتایج، از بین شاخص‌های حکمرانی خوب، همه شاخص‌ها به غیر از شاخص کنترل فساد به همراه متغیرهای مخارج مصرفی دولت و سهم صادرات از تولید ناخالص داخلی، اثر منفی و معناداری بر ضریب جینی کشورهای مورد مطالعه دارند و افزایش در این متغیرها سبب برابری در توزیع درآمد می‌شود. شاخص کنترل فساد به همراه درآمدهای مالیاتی دولت و نرخ تورم و بیکاری، اثر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری توزیع درآمد این کشورها دارند.

با توجه به روند فزاینده‌ی نابرابری درآمد، نرخ بالای بیکاری، گسترش شهرنشینی، ناکارآمدی اقتصادی و نبود عدالت اقتصادی در جوامع مختلف به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه و پررنگ‌تر شدن نقش دولت در رسیدن به توزیع مناسب درآمد، زاینده‌رودی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی حکمرانی خوب بر توزیع درآمد با کاربرد داده‌های پانلی برای کشورهای منتخب جنوب غربی آسیا در دوره ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۳ پرداخته و دو مدل برای این منظور برآورد کرده‌اند. در مدل اول شاخص کیفیت حکمرانی خوب و در مدل دوم شاخص‌های ۶ گانه حکمرانی خوب مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که شاخص کیفیت حکمرانی و شاخص‌های ثبات سیاسی و اثربخشی دولت، اثر منفی بر کاهش نابرابری دارند. ازاین‌رو، اجرای مناسب این سیاست‌ها باعث بهبود وضعیت توزیع درآمد در کشورهای مورد مطالعه می‌شود.

حسینی و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر دموکراسی بر رابطه‌ی بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در ایران با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) در بازه‌ی زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۰ پرداخته‌اند. در این مطالعه فرضیه U معکوس کوزنتس (رابطه‌ی U شکل نابرابری درآمد و رشد اقتصادی) مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد اگرچه فرضیه‌ی کوزنتس در ایران رد نمی‌شود اما با در نظر گرفتن نقش نهادهای سیاسیِ دموکراسی، تأثیر منفیِ رشد اقتصادی بر نابرابری کمتر می‌شود. هم‌چنین ورود متغیر دموکراسی به مدل نشان‌دهنده‌ی اثر معکوس و معنادار رشد اقتصادی همراه با دموکراسی بر نابرابری درآمد است؛ به این معنی که نابرابری حالتِ خودمخرب دارد و تغییرات رژیم سیاسی (گسترش دموکراسی) منتج به نظام توزیع مجدد می‌شود.

1. Gani & Ducan

مرادی و همکاران (۱۴۰۰) در مقاله‌ای با عنوان تأثیر حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب درحال‌توسعه و توسعه‌یافته؛ با تأکید بر کنترل فساد اظهار می‌دارند که برای مقابله با مشکل نابرابری درآمد و برقراری توزیع عادلانه درآمد، لازم است عوامل مؤثر بر آن را شناسایی و سیاست‌های مناسب و کارا در راستای بهبود توزیع درآمد اتخاذ شود و در این ارتباط بر نقش ویژه دولت در جهت رسیدن به توزیع مناسب و عادلانه درآمد تأکید می‌کنند. نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون پانل کوانتایل پویا نشان می‌دهد که کنترل فساد و حاکمیت قانون در هر دو گروه کشورها در چارک‌های ۲۵، ۵۰ و ۷۵ به ترتیب اثر مثبت، منفی و معناداری بر نابرابری درآمد دارند.

ثبات سیاسی یکی از مؤلفه‌های حکمرانی خوب است که در مطالعات داخلی صورت گرفته در زمینه عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد کمتر مورد توجه قرار گرفته است، این در حالی است که در دهه اخیر مؤلفه ثبات سیاسی در ادبیات این حوزه بیشتر مورد توجه بوده است. علاوه بر این، کشورهای مورد بررسی در این پژوهش کشورهای عضو منطقه‌ی منا هستند که در دهه‌های اخیر موارد مختلفی از بی‌ثباتی سیاسی و جنگ‌های خارجی و داخلی را تجربه کرده‌اند؛ لذا توجه به این مؤلفه از اهمیت بسیار زیادی برخوردار است. نکته‌ی مهم دیگری که در مطالعات قبلی مورد غفلت قرار گرفته است، مسئله تأثیرپذیری ثبات سیاسی از الگوی توزیع درآمد است که در ادبیات نیز به آن اشاره شده است (پولیکاردو و کاررا، ۲۰۲۰؛ اویلی، ۲۰۲۱). این بدان مفهوم است که در بررسی اثر بی‌ثباتی سیاسی بر نابرابری درآمد، باید درون‌زایی ثبات (یا بی‌ثباتی) در الگوی پژوهش لحاظ شود، این در حالی است که این مسئله در مطالعات قبلی این حوزه مورد غفلت قرار گرفته است. مطالعه حاضر با بهره‌گیری از رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) علاوه بر لحاظ درون‌زایی برخی متغیرهای توضیحی (همانند بی‌ثباتی سیاسی)، امکان بررسی روابط پویای بین متغیرهای سیستم را فراهم می‌آورد. به‌طورکلی پژوهش حاضر هم از لحاظ موضوعی و نمونه مورد بررسی (در بین مطالعات داخلی) و هم از لحاظ روش‌شناسی اقتصادسنجی (در بین مطالعات داخلی و خارجی) از نوآوری برخوردار است.

تصریح الگو و معرفی متغیرها

به‌منظور بررسی تأثیر حکمرانی بر توزیع درآمد با تأکید بر بی‌ثباتی سیاسی لازم است تا در کنار بی‌ثباتی سیاسی سایر عوامل تأثیرگذار و تعیین‌کننده نابرابری درآمد در الگو تصریح شوند. از مهم‌ترین عواملی که در جوامع مختلف می‌توانند بر نابرابری درآمد تأثیرگذار باشند، عوامل نهادی هستند. در دهه‌های اخیر تأثیرگذاری عوامل حکمرانی و دشواری‌های محیط نهادی بر نابرابری درآمد به‌عنوان یک دیدگاه یکسان، مورد پذیرش سازمان‌های ملی و بین‌المللی سیاست‌گذاری قرار گرفته است. علاوه بر این، در مطالعات تجربی کوکیا (۲۰۲۱)، فریرا فیلهو (۲۰۲۲) و ترانگ (۲۰۲۲)، تأکید فراوانی روی این عوامل صورت پذیرفته و مجموعه‌ای از شاخص‌های حکمرانی در الگوی اقتصادسنجی این مطالعات لحاظ شده است. در کنار این عوامل، نابرابری درآمد به‌عنوان یک متغیر اقتصادی تحت تأثیر مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصاد کلان قرار می‌گیرد که در تصریح الگو باید مورد توجه قرار گیرند. در پژوهش حاضر با در نظر گرفتن ماهیت

موضوع و با تکیه بر ادبیات نظری و مطالعات تجربی پیشین، الگوی اقتصادسنجی پژوهش به‌صورت رابطه (۱) تصریح شده است:

$$II_{it} = \alpha + \gamma\, II_{i,t-1} + \sum_{P=1}^{P} \beta_P W_{it} + \sum_{q=1}^{q} \varphi_q \mathrm{R}_{it} + \sum_{m=1}^{m} \delta_m X_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

معادله فوق، فرم عمومی الگوی پژوهش را نمایندگی می‌کند که بر اساس ماهیت موضوع و متغیرها تصریح شده است. در این معادله:

II_{it}: معرف نابرابری درآمد در زمان t در کشور i است.

W_{it}: بردار متغیرهای درون‌زای احتمالی سیستم است.

R_{it}: معرف بردار متغیرهای حکمرانی است که به‌عنوان پروکسی عوامل و شرایط حکمرانی کشورهای نمونه پژوهش وارد الگو شده‌اند.

X_{it}: بردار متغیرهای کنترل است که در معادله‌ی نابرابری درآمد حضور دارند.

ε_{it}: معرف اجزای اخلال معادله رگرسیون است که ماهیت تصادفی دارند.

$\alpha, \beta_P, \varphi_q \; and \; \delta_m$: ضرایب متغیرهای توضیحی معادله رگرسیون می‌باشند که با روش مناسب برآورد می‌شوند.

ازآنجاکه هدف پژوهش حاضر بررسی رابطه بین حکمرانی و نابرابری درآمد در قالب یک سیستم پویا است، به‌منظور تشکیل پویایی در سیستم، وقفه مرتبه اول نابرابری درآمد به‌عنوان یک متغیر توضیحی در سمت راست معادله اضافه شده است.

در چنین سیستمی مقوله بی‌ثباتی سیاسی به دلایل مختلفی ممکن است به‌صورت درون‌زا ایجاد شود؛ ازاین‌رو برای حفظ پتانسیل بالقوه درون‌زایی بی‌ثباتی سیاسی و هم‌چنین دوری از تخمین‌زن‌های ناسازگار، بی‌ثباتی سیاسی (PS_{it}) به‌عنوان یک متغیر درون‌زا در الگو وارد شده است؛ بنابراین W_{it} در سیستم فوق، متغیر بی‌ثباتی سیاسی (PS_{it}) را نمایندگی می‌کند. علاوه بر این بردار متغیرهای حکمرانی سیستم به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\sum_{n} \varphi_n \mathrm{R}_{n,it} = \varphi_1 COC_{it} + \varphi_2 RQ_{it} + \varphi_3 ROL_{it} + \varphi_4 GE_{it} + \varphi_5 VA_{it} \qquad (۲)$$

که در رابطه‌ی فوق:

COC_{it}: شاخص کنترل فساد[1]، RQ_{it}: شاخص کیفیت تنظیم مقررات[2]، ROL_{it}: شاخص حاکمیت قانون[3]، GE_{it}: شاخص اثربخشی دولت[4] و VA_{it}: شاخص حق اظهار نظر و پاسخگویی[5] است.

1. Control of Corruption
2. Regulatory Quality
3. Rule of Law
4. Government Effectiveness
5. Voice and Accountability

درنهایت بردار متغیرهای کنترلی سیستم به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\sum_{P} \delta_P X_{P,it} = \delta_1 GDPPer_{it} + \delta_2 INF_{it} + \delta_3 GS_{it} + \delta_4 FDI_{it} \quad (۴)$$

که در رابطه فوق:

$GDPPer_{it}$: تولید ناخالص داخلی سرانه، INF_{it}: تورم (برحسب شاخص قیمت مصرف‌کننده)، GS_{it}: اندازه دولت (نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی) و FDI_{it}: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هستند.

داده‌های مورد نیاز برای متغیرهای موجود در الگو از سازمان‌ها و پایگاه‌های معتبر علمی چون مجموعه داده‌های نابرابری جهانی، پایگاه شاخص‌های حکمرانی جهانی و بانک جهانی در بازه زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۲۱ برای کشورهای عضو منطقه منا شامل: الجزایر، مصر، عراق، ایران، اسرائیل، اردن، کویت، لبنان، لیبی، مالت، مراکش، عمان، عربستان صعودی، امارات متحده عربی و بحرین جمع‌آوری شده است.

الگوی فوق، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM)، برای کشورهای منطقه منا در بازه‌ی زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۲۱ برآورد خواهد شد.

۱. داده‌ها و اطلاعات آماری

در پژوهش حاضر برای متغیر نابرابری درآمد (II) از شاخص سهم دهک دهم (ثروتمندترین) از درآمد ملی (Top %10) به‌عنوان پروکسی استفاده شده است این شاخص معرف آن است که سهم دهک درآمدی دهم از درآمد ملی به چه میزان است که افزایش این شاخص به معنی افزایش نابرابری درآمد در جامعه است. داده‌هایاین شاخص از پایگاه داده‌ای نابرابری جهانی[1] (WID) گردآوری شده است.

برای متغیر بی‌ثباتی سیاسی (PS)، از شاخص ثبات سیاسی استفاده شده است. این شاخص بر مبنای مطالعه کافمن و همکاران (۲۰۱۴) اندازه‌گیری شده که طی یک پروژه برای بانک جهانی تعریف شده است. اطلاعات این شاخص توسط نهادی با عنوان انجمنی برای حکمرانی جهانی جدید[2] (FNWG) منتشر می‌شود که به بانک جهانی است. این شاخص محدوده‌ای بین ۲/۵- تا ۲/۵+ دارد که کران پایین این محدوده بیانگر عملکرد ضعیف حکمرانی در ثبات سیاسی و احتمال وقوع بیشتر بی‌ثباتی‌های سیاسی است و کران بالای آن به مفهوم کنترل بیشتر حکمرانی بر وقایع سیاسی و احتمال کمتر وقوع بی‌ثباتی‌های سیاسی است. داده‌های مرتبط با مجموعه متغیرهای حکمرانی نیز از پایگاه شاخص‌های حکمرانی جهانی[3] (WGI) جمع-آوری شده‌اند. اندازه‌گیری شاخص‌های حکمرانی، یک برنامه تحقیقاتی بلندمدت از سوی بانک جهانی است که از سال ۱۹۹۶ آغاز شده است. این مرکز شاخص‌های مرتبط با کیفیت حکمرانی را برای ۲۰۰ کشور دنیا

1. World Inequality Database
2. Forum for a New World Governance
3. Worldwide Governance Indicators

با استفاده از اطلاعات ۴۰ پایگاه آماری اندازه‌گیری می‌کند. به زبان عملیاتی، شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی (VA)، انتشار آزاد اطلاعات و آزادی‌های مدنی که مصادیقی از وجود حق اظهارنظر و پاسخگویی هستند و سبب ترویج آگاهی‌های عمومی و شفافیت اقتصادی و اجتماعی می‌شوند را اندازه‌گیری می‌کند.

شاخص اثربخشی دولت (GE)، به توانایی در تدوین و اجرای سیاست‌های مناسب اشاره دارد که لازمه آن برخورداری از یک سیستم اداری کارآمد است. شاخص کیفیت مقررات تنظیمی (RQ)، توانایی دولت در تدوین و اجرای سیاست‌های تنظیم مقررات به‌منظور ترویج و توسعه بخش خصوصی را اندازه‌گیری می‌کند. شاخص حاکمیت قانون (ROL)، میزان تابعیت عوامل و افراد از قوانین جامعه، کیفیت حقوق مالکیت، کیفیت اجرای قراردادها و هم‌چنین احتمال وقوع جرم و جنایت را اندازه‌گیری می‌کند. شاخص کنترل فساد (COC)، عموماً فساد را به‌عنوان سوءاستفاده از مناصب دولتی به هدف تأمین منافع شخصی، تعریف می‌کند. تمامی این شاخص‌ها (شاخص‌های حکمرانی) در محدوده ۲/۵- تا ۲/۵+ اندازه‌گیری می‌شوند. کران پایین این محدوده معرف عملکرد ضعیف و کران بالای آن معرف عملکرد قوی حکمرانی در حیطه این شاخص-هاست. متغیرهای کنترل الگو نیز از پایگاه آماری بانک جهانی گردآوری شده‌اند.

تورم (INF) و اندازه دولت (GS) به درصد هستند که داده‌های آن از پایگاه بانک جهانی گردآوری شده است و نهایتاً تولید ناخالص داخلی سرانه (GDPPer) و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) به دلار امریکا و از پایگاه بانک جهانی گردآوری شده است.

برآورد مدل و ارائه نتایج

هدف مطالعه حاضر بررسی اثر حکمرانی بر نابرابری درآمد با تأکید بر بی‌ثباتی سیاسی در کشورهای منطقه منا است. در ارتباط با تصریح الگوی نابرابری درآمد دو مسئله قابل طرح است؛ مورد اول پویایی الگوهای توزیع درآمد است که در ادبیات نظری و مطالعات تجربی تأکید زیادی بر آن شده است. مورد دوم بحث درون‌زایی متغیر بی‌ثباتی سیاسی است که در چنین چارچوبی هم از نابرابری درآمد و هم از متغیرهای کلان اقتصادی تأثیرپذیر است. ازاین‌رو در تصریح و برآورد الگو باید از رویکردی استفاده شود که این مورد را پوشش دهد. برای این منظور در مطالعه حاضر از رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) استفاده شده است. این رویکرد، از جمله الگوهایی برای پویایی خطی داده‌های ترکیبی به شمار می‌رود که در چارچوب آن متغیرهای توضیحی می‌توانند درون‌زا و یا از پیش تعیین‌شده باشند. در حقیقت مزیت به‌کارگیری این رویکرد در مطالعه حاضر آن است که در کنار بررسی روابط پویای متغیرهای حکمرانی و اقتصاد کلان با نابرابری درآمد، امکان لحاظ درون‌زایی احتمالی متغیر بی‌ثباتی سیاسی را فراهم می‌آورد.

در ارتباط با متغیرهای توضیحی حاضر در الگو، مسئله‌ای که قابل طرح است احتمال هم‌خطی بالای بین متغیرهای حکمرانی است. وجود هم‌خطی شدید بین متغیرهای توضیحی الگو، باعث بالا رفتن واریانس ضرایب و به‌تبع آن بالا رفتن خطای استاندارد ضرایب برآوردی و کاهش احتمال معناداری ضرایب می‌گردد. برای این منظور قبل از تخمین الگو، با استفاده از ماتریس ضرایب همبستگی، شدت هم‌خطی مرتبه صفر بین متغیرهای توضیحی در الگو مورد ارزیابی قرار می‌گیرد که در جدول (۱) گزارش شده است.

اغلب متغیرهای اقتصادی با هم همبستگی دارند، بااین‌وجود، همبستگی در بین متغیرهای توضیحی تا حدود خاصی معمولاً مشکل‌ساز نبوده و تبعات نامطلوبی به دنبال ندارد؛ اما زمانی که شدت همبستگی بین دو متغیر توضیحی بسیار بالا باشد، هم‌خطی شدید بین آن دو متغیر را به دنبال خواهد داشت. هم‌خطی شدید معمولاً آثار نامطلوبی بر کارایی ضرایب و معناداری آن‌ها خواهد داشت. در اغلب اوقات زمانی که ضریب همبستگی بین دو متغیر بالاتر از ۰/۹۰ باشد، قاعدتاً آن دو متغیر هم‌خطی شدیدی با یکدیگر داشته و حضور هم‌زمان آن‌ها در الگو سبب بروز مشکلاتی در نتایج خواهد شد. بر اساس نتایج گزارش شده در جدول (۱) از بین ۱۰ متغیر توضیحی حاضر در الگو، سه متغیر کنترل فساد (COC_{it})، متغیر حاکمیت قانون (ROL_{it}) و متغیر اثربخشی دولت (GE_{it}) همبستگی بسیار بالایی با یکدیگر و دیگر متغیرهای حکمرانی دارند. به‌عنوان مثال بالاترین ضریب همبستگی در بین متغیرهای مستقل، ضریب همبستگی بین متغیر کنترل فساد (COC_{it}) و متغیر اثربخشی دولت (GE_{it}) و برابر ۰/۹۵ محاسبه شده است که بیانگر وجود یک هم‌خطی شدید بین این دو متغیر است. ازاین‌رو حضور هم‌زمان این دو متغیر در الگو باعث بروز هم‌خطی شدید و به‌تبع آن از بین رفتن کارایی ضرایب و احتمال رد معناداری آن‌ها خواهد شد. به‌منظور پرهیز از وقوع چنین مشکلی از حضور این متغیرها در الگو خودداری می‌شود.

جدول ۱. ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای توضیحی

	PS_{it}	COC_{it}	RQ_{it}	ROL_{it}	GE_{it}	VA_{it}	$GDP\ Per_{it}$	INF_{it}	GS_{it}	FD
PS_{it}	۱									
COC_{it}	۰/۷۵	۱								
RQ_{it}	۰/۶۷	۰/۸۹	۱							
ROL_{it}	۰/۷۷	۰/۹۳	۰/۹۳	۱						
GE_{it}	۰/۶۷	۰/۹۵	۰/۹۱	۰/۹۲	۱					
VA_{it}	۰/۲۹	۰/۴۵	۰/۵۷	۰/۵۳	۰/۵۴	۱				
$GDP\ Per_{it}$	۰/۵۴	۰/۷۲	۰/۶۶	۰/۶۹	۰/۷۱	۰/۳۴	۱			
INF_{it}	-۰/۲۰	-۰/۲۷	-۰/۲۹	-۰/۲۵	-۰/۲۹	-۰/۱۳	-۰/۲۲	۱		
GS_{it}	-۰/۱۸	-۰/۱۷	-۰/۲۱	-۰/۱۵	-۰/۲۲	-۰/۰۱	-۰/۰۰۳	-۰/۲۵	۱	
FDI_{it}	۰/۲۲	۰/۴۴	۰/۳۹	۰/۴۱	۰/۴۵	۰/۰۸	۰/۳۹	-۰/۰۵	-۰/۰۶	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

۱. آزمون ریشه واحد بر روی متغیرهای الگو

در چارچوب ادبیات اقتصادسنجی، مانایی متغیرهای الگو از اهمیت بالایی برخوردار است؛ چراکه ماهیت متغیرهای الگو از منظر ریشه واحد تا حدود زیادی تعیین‌کننده روش برآورد ضرایب الگو خواهد بود. همچنین، عدم اطمینان از مانا بودن متغیرهای الگو ممکن است سبب بروز پدیده رگرسیون کاذب گردد. ازاین‌رو به‌منظور بررسی وجود ریشه واحد متغیرها در داده‌های تابلویی، آزمون‌های مختلفی توسط محققین اقتصادسنجی طراحی شده است. یکی از آزمون‌های متداول مانایی متغیرها، آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC[1]) است. فرضیه‌ی H_0 این آزمون، وجود ریشه‌ی واحد در متغیر مورد بررسی و رد این فرضیه حاکی از مانایی متغیر است. نتایج آزمون مانایی متغیرها در جدول (۲) گزارش شده است. طبق نتایج، متغیرهای مورد مطالعه در سطح مانا هستند.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC) برای متغیرهای الگو

نام متغیر	مقدار آماره	Prob	وضعیت
II	-۱۱/۵۱	۰/۰۰۰۰	مانا
PS	- ۴/۱۷	۰/۰۰۰۰	مانا
VA	-۴/۰۵	۰/۰۰۰۰	مانا
RQ	-۳/۴۱	۰/۰۰۰۳	مانا
GDPPer	-۲/۰۶	۰/۰۱۹۵	مانا
INF	-۱۱/۲۷	۰/۰۰۰۰	مانا
FDI	-۵/۵۱	۰/۰۰۰۰	مانا
GS	-۳/۳۶	۰/۰۰۰۴	مانا

منبع: محاسبات تحقیق

۲. برآورد الگو با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM)

نتایج تخمین الگوی نهایی بر مبنای رویکرد آرلانو-باور[2] (۱۹۹۵) و استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) در جدول (۳) گزارش شده است. لازم به ذکر است که در این تخمین متغیر ثبات سیاسی به‌عنوان متغیر درون‌زا وارد الگو شده است. علاوه بر این، در این تخمین نوع خطاهای استاندارد از نوع گشتاورهای تعمیم‌یافته (SE Type= GMM) تعیین شده است.

در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) به‌منظور بررسی معناداری کل رگرسیون از آماره والد[3] استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آماره بیانگر بی‌معنا بودن کل (ضرایب) الگوی رگرسیونی است.

1. Levin-Lin-Chu
2. Arellano-Bover
3. Wald Statistic

درصورتی‌که مقدار این آماره از مقدار بحرانی متناظر آن در جدول توزیع کای-دو بیشتر باشد، فرضیه صفر این آماره رد می‌شود. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، رگرسیون در کل از لحاظ آماری معنادار است.

پس از برآورد الگو و تخمین ضرایب لازم است تا صحت نتایج با استفاده از آزمون‌های مناسب بررسی شود. به‌منظور بررسی اعتبار ابزارهایی که در برآورد مدل مورد استفاده قرار گرفته‌اند، از آزمون سارگان[1] استفاده می‌شود. این آزمون شدت تعامد ابزارهای به‌کاررفته در تحقیق را با جملات پسماند الگو مورد بررسی قرار می‌دهد. در حقیقت ابزارهایی از اعتبار لازم برخوردارند که متعامد با جملات پسماند باشند. فرضیه‌ی صفر آماره‌ی سارگان که از توزیع کای-دو با درجات آزادی متناظر با محدودیت‌های بیش از حد مشخص پیروی می‌کند، بیانگر متعامد بودن ابزارهای به‌کاررفته با جملات پسماند است. بر اساس مقدار آماره‌ی کای-دو و ارزش احتمال این آماره، فرضیه‌ی صفر این آزمون رد نشده و متعامد بودن ابزارهای برآوردی با جملات پسماند تأیید می‌شود. به بیان ساده‌تر نتایج این آزمون نشان می‌دهد که ابزارهای به‌کاررفته در تخمین از اعتبار لازم برخوردارند.

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی پژوهش (متغیر وابسته= نابرابری درآمد)

نام متغیر (نماد)	ضریب	آماره‌ی Z	Prob
وقفه نابرابری درآمد ($II_{i,t-1}$)	۰/۷۱	۱۶/۶۶	۰/۰۰۰
شاخص ثبات سیاسی (PS)	-۱/۱۳	-۳/۳۲	۰/۰۰۱
شاخص کیفیت مقررات تنظیمی (RQ)	۲/۲۲	۴/۹۷	۰/۰۰۰
شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی (VA)	-۲/۴۴	-۴/۹۹	۰/۰۰۰
تولید ناخالص داخلی سرانه (GDPPer)	-۰/۰۵۰	-۲/۲۶	۰/۰۲۴
تورم (INF)	۰/۰۱۰	۱/۳۳	۰/۱۸۳
اندازه دولت (GS)	۰/۰۶۲	۲/۷۵	۰/۰۰۶
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)	۰/۰۳۷	۱/۱۳	۰/۲۵۸
عرض از مبدأ (C)	۱۰/۷۳	۵/۳۱	۰/۰۰۰
	آماره‌های رگرسیون		
تعداد مشاهدات در برآورد = ۱۹۵		۱۳۰۶/۵۷Wald Stat=	
تعداد مقاطع= ۱۵		۰/۰۰۰۰Prob=	
	آزمون‌های تشخیصی		
آزمون سارگان	۰/۶۱۴۵Prob=	۱۵۵/۱۸۱۸Chi(161)=	

منبع: تخمین حاصل از پژوهش

در خصوص معناداری تکی ضرایب، نتایج نشان می‌دهد که به جز تورم و ضریب متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بقیه‌ی ضرایب متغیرها در سطح خطای ۵ درصد از لحاظ آماری معنادار هستند. وقفه‌ی نابرابری درآمد تأثیر مثبت و معناداری بر متغیر نابرابری درآمد دارد. به این مفهوم که بالا بودن سطح نابرابری در دوره‌ی گذشته باعث افزایش نابرابری درآمد در دوره جاری می‌شود. شاخص ثبات سیاسی تأثیر

1. Sargan Test

منفی و معناداری بر شاخص نابرابری درآمد دارد. ضریب شاخص ثبات سیاسی برابر ۱/۱۳- برآورد شده است؛ یعنی با افزایش یک واحدی مقدار جبری این شاخص -که به مفهوم کنترل بیشتر حکمرانی بر وقایع سیاسی و احتمال کمتر وقوع بی‌ثباتی‌های سیاسی است- شاخص نابرابری درآمد با فرض ثبات سایر متغیرها، به‌طور متوسط ۱/۱۳ واحد[1] (درصد) کاهش می‌یابد. به‌بیان‌دیگر، با افزایش یک واحدی شاخص ثبات سیاسی، سهم افراد ثروتمند از درآمد ملی، به اندازه‌ی ۱/۱۳ درصد کاهش می‌یابد. این نتیجه هم‌چنین با ادبیات نظری موضوع همخوانی دارد.

شاخص کیفیت مقررات تنظیمی تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد دارد. ضریب شاخص کیفیت مقررات تنظیمی برابر ۲/۲۲ برآورد شده است. این بدان مفهوم است که با افزایش یک واحدی شاخص کیفیت مقررات تنظیمی، شاخص نابرابری درآمد با فرض ثبات سایر متغیرها، به‌طور متوسط ۲/۲۲ واحد (درصد) افزایش می‌یابد. این نتیجه می‌تواند از جوانب مختلفی قابل بحث باشد. در حالت کلی و بر اساس دیدگاه بانک جهانی، از جمله مهم‌ترین عوامل اثرگذار در محاسبه شاخص کیفیت قوانین و مقررات، مواردی چون دخالت دولت در سیستم قیمت‌ها و تعیین دستمزد، کنترل قیمت‌ها و سیاست‌های حمایت‌گرایانه بیش از حد هستند. در کشورهای توسعه‌یافته، به علت وجود سیستم‌های نظارتی قوی و اتحادیه‌های کارگری مستحکم و سازمان‌یافته، قاعدتاً کاهش دخالت دولت‌ها در این زمینه‌ها (یعنی افزایش شاخص کیفیت مقررات تنظیمی) می‌تواند زمینه‌ساز کاهش نابرابری درآمد باشد. در مورد کشورهای منطقه منا که اغلب در دسته‌ی کشورهای درحال‌توسعه و کمتر توسعه‌یافته قرار دارند، به علت فقدان سیستم‌های نظارتی قوی، عدم ورود دولت در این زمینه‌ها -به‌ویژه در زمینه تعیین حداقل دستمزد که سهم اصلی درآمد دهک‌های پایین درآمدی را تشکیل می‌دهد- می‌تواند زمینه‌ساز افزایش نابرابری درآمد باشد. شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی تأثیر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد دارد. ضریب این شاخص برابر ۲/۴۴- برآورد شده است. به عبارتی، با افزایش یک واحدی شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی -که بیانگر افزایش پاسخگویی حکمرانی در قبال وظایف و هم‌چنین افزایش آزادی بیان در جامعه است- شاخص نابرابری درآمد با فرض ثبات سایر متغیرها، به‌طور متوسط ۲/۴۴ واحد (درصد) کاهش می‌یابد. این نتیجه با ادبیات نظری موضوع نیز همخوانی دارد.

شاخص تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد دارد. این بدان مفهوم است که با افزایش یک واحدی (یک هزار دلار) درآمد سرانه، نابرابری درآمد با فرض ثبات سایر متغیرها ۰/۰۵ واحد کاهش می‌یابد. علاوه بر این، این نتیجه با ادبیات نظری همخوانی دارد. شاخص اندازه دولت اثر مثبت و معناداری بر شاخص نابرابری درآمد دارد. ضریب این متغیر برابر ۰/۰۶۲ برآورد شده است. این نتیجه بیانگر آن است که با افزایش یک واحدی شاخص اندازه دولت، شاخص نابرابری درآمد به‌طور متوسط ۰/۰۶۲ واحد (درصد) افزایش می‌یابد. افزایش شاخص اندازه دولت به مفهوم افزایش سهم مخارج دولت از

۱. قابل ذکر است که واحد شاخص نابرابری درآمد بر حسب درصد است. و کاهش (افزایش) یک واحدی آن، به مفهوم کاهش (افزایش) یک درصدی سهم دهک دهم (ثروتمندترین افراد) از درآمد ملی است.

تولید ناخالص داخلی است. در کشورهای کمتر توسعه‌یافته -که اغلب کشورهای منا نیز در این دسته قرار دارند- این مهم معمولاً از ناحیه افزایش مخارج جاری (و نه مخارج عمرانی) صورت می‌پذیرد. این بدان مفهوم است که مخارج دولت در بخش‌های مولد صرف نمی‌شود. از طرف دیگر با وجود اثر برون‌رانی که مخارج دولت دارد، افزایش مخارج نامولد دولت، کاهش سرمایه‌گذاری‌های مولد بخش خصوصی را در پی دارد. در چنین شرایطی افزایش اندازه دولت از طریق از بین بردن فرصت‌های شغلی، زمینه افزایش نابرابری درآمد را فراهم می‌آورد. درنهایت شاخص تورم و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر معناداری بر نابرابری درآمد ندارد.

بحث و نتیجه‌گیری

ارتباط حکمرانی خوب با مقوله نابرابری درآمد از جمله مهم‌ترین موضوعات مطرح‌شده در حوزه اقتصاد بخش عمومی و توسعه در دو دهه اخیر بوده است. در همین راستا پژوهش حاضر به بررسی اثر حکمرانی بر نابرابری درآمد با تأکید بر بی‌ثباتی سیاسی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (منطقه منا) در بازه‌ی زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۲۱ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) پرداخته است. در این راستا و ازآنجایی‌که مؤلفه‌های حکمرانی اغلب همبستگی بالایی با یکدیگر دارند، ابتدا ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرهای توضیحی محاسبه شد. اطلاعات حاوی این ماتریس نشان داد که از بین شش مؤلفه‌ی حکمرانی، سه مؤلفه دارای همبستگی بسیار بالایی با همدیگر و همچنین دیگر متغیرهای توضیحی دارند. ازاین‌رو به‌منظور جلوگیری از بروز مسئله هم‌خطی و تبعات آن، آن مؤلفه‌هایی از حکمرانی در الگو وارد شد که همبستگی پایین‌تری با همدیگر و دیگر مؤلفه‌های حکمرانی داشتند. در ادامه به‌منظور بررسی مانایی متغیرهای حاضر در الگو، از آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC) استفاده شد. نتایج این آزمون نشان داد که تمامی متغیرهای حاضر در الگو در سطح مانا هستند. سپس الگوی تصریح‌شده با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (SGMM) برآورد و نتایج آن مورد ارزیابی قرار گرفت. آماره‌های تشخیصی رگرسیون نشان داد که کل الگوی رگرسیونی از لحاظ آماری معنادار است. در خصوص معناداری ضرایب نیز، اکثر ضرایب برآوردی از لحاظ آماری معنادار بوده و علامت آن‌ها با علامت نظری مورد انتظاری آن‌ها همخوانی داشت. هم‌چنین، نتایج آزمون سارگان نشان داد که ابزارهای به‌کاررفته در برازش الگو از اعتبار لازم برخوردارند.

در خصوص معناداری تکی ضرایب، نتایج نشان داد که شاخص ثبات سیاسی تأثیر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد دارد. به‌عبارت‌دیگر، افزایش شاخص ثبات سیاسی (کاهش بی‌ثباتی سیاسی) که به مفهوم عملکرد قوی‌تر حکمرانی در کنترل ثبات سیاسی است، می‌تواند نقش مؤثری در کاهش نابرابری درآمد در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا داشته باشد. این یافته با ادبیات نظری و هم‌چنین با نتایج اریما[1] (۲۰۰۴) برای کشورهای منتخب قاره آفریقا، جنمانا[2] (۲۰۱۸) برای کشور تایلند، شهزادی و همکاران (۲۰۱۹) برای

1. Arimah
2. Jenmana

۱۰۳ کشور منتخب، ترانگ (۲۰۲۲) برای ۱۴۳ کشور منتخب، مرادی و سلمانپور (۱۳۹۶) برای کشورهای سازمان همکاری اسلامی و زاینده‌رودی و همکاران (۱۳۹۵) برای کشورهای منتخب جنوب غربی آسیا همخوانی دارد.

از دیگر نتایج، شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی اثر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد دارد؛ به این مفهوم که گسترش آزادی‌های مدنی، هم‌چنین افزایش شفافیت در اقتصاد، می‌تواند زمینه کاهش نابرابری درآمد را در کشورهای منطقه منا فراهم آورد. این نتیجه با ادبیات نظری و همچنین با نتایج حاصل از مطالعات، کوکیا (۲۰۲۱) برای ۱۹۱ کشور منتخب، فریرا فیلهو (۲۰۲۲) برای کشورهای امریکای لاتین و آسیای شرقی و مرادی و سلمانپور (۱۳۹۶) همخوانی دارد. با افزایش شاخص کیفیت مقررات تنظیمی (که به مفهوم کاهش دخالت دولت در زمینه‌هایی همانند حداقل دستمزد، کنترل قیمت‌ها، سیاست‌های حمایت-گرایانه قیمتی و... است)، نابرابری درآمد در کشورهای منطقه منا افزایش می‌یابد. این یافته با مطالعه کالدرون و همکاران [1] (۲۰۰۴) همخوانی داشته ولی متفاوت از نتیجه مطالعه سلمانپور و مرادی (۱۳۹۶) است. تفاوت درنتیجه می‌تواند نتیجه تفاوت در نمونه، تفاوت در رویکرد، تفاوت در بازه زمانی و عوامل دیگر نشأت گیرد. در ارتباط با بردار متغیرهای اقتصاد کلان، متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیر منفی و معناداری بر نابرابری درآمد دارد، درحالی‌که متغیر اندازه دولت تأثیر مثبت و معناداری بر نابرابری درآمد دارند؛ اما تورم و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر معناداری بر نابرابری درآمد ندارند.

در خصوص محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌توان مواردی چون کامل نبودن داده‌های آماری برای تمامی کشورهای منطقه منا، به‌عنوان اصلی‌ترین محدودیت این تحقیق اشاره نمود. محدودیت دیگر این پژوهش پراکندگی منابع و پایگاه‌های آماری در زمینه جمع‌آوری اطلاعات مربوط به متغیرهای پژوهش بود.

به‌طورکلی رابطه بین حاکمیت و نابرابری درآمد موضوعی پیچیده و مورد بحث است. بااین‌حال، این‌که حکمرانی خوب با شفافیت، پاسخگویی و نهادهای مؤثر، می‌تواند نابرابری درآمد را کاهش دهد موضوع نسبتاً پذیرفته‌شده‌ای است؛ زیرا حکمرانی خوب می‌تواند رشد اقتصادی را ارتقاء دهد، فرصت‌های شغلی ایجاد کند و اطمینان حاصل کند که همه به خدمات و فرصت‌های اساسی دسترسی دارند. از سوی دیگر، حکمرانی ضعیف که با فساد، نهادهای ضعیف و عدم پاسخگویی مشخص می‌شود، می‌تواند نابرابری درآمدی را با حمایت از ثروتمندان و قدرتمندان به ضرر فقرا و حاشیه‌نشینان تشدید کند. بر پایه نتایج حاصل از این پژوهش می‌توان چند پیشنهاد سیاستی عنوان نمود:

با در نظر گرفتن رابطه‌ی منفی بین شاخص ثبات سیاسی و نابرابری درآمد می‌توان پیشنهاد نمود که توجه اکید به ثبات فضای سیاسی جامعه می‌تواند با کاهش میزان خشونت سیاسی، زمینه ثبات سیاسی را فراهم آورد. علاوه بر این، توصیه می‌شود تا با ریشه‌یابی علت تنش‌ها، سیاست‌هایی اتخاذ شود که زمینه کاهش تنش‌های قومی، منازعات داخلی و جنگ‌ها، تروریسم سیاسی و اغتشاش را فراهم آورد، کاهش این منازعات خود موجب کاهش بحران در جامعه و کاهش خطر سقوط دولت‌ها می‌شود. درنهایت مجموع این

1. Calderón *et al.*

موارد می‌تواند زمینه ایجاد شرایط مناسب برای سرمایه‌گذاری، رشد تولید، بهبود وضعیت اقتصادی، افزایش درآمد و کاهش نابرابری درآمد را فراهم آورد.

با توجه به ارتباط منفی بین شاخص شفافیت و پاسخگویی با شاخص نابرابری درآمد، با توجه به این‌که در این کشورها دامنه آزادی بیان و حق اظهار نظر و پاسخگویی مردم بسیار محدود است، می‌توان اظهار نمود که افزایش دامنه آزادی بیان و حق اظهار نظر، اعطای مجوز تشکیلات سیاسی و رسانه‌های جمعی خصوصی (همانند روزنامه‌ها، سایت‌ها و شبکه‌های تلویزیونی خصوصی) می‌تواند اتخاذ سیاست‌های اختلاف‌زا از سوی سیستم حکمرانی را کاهش دهد. علاوه بر این، این مهم از طریق افزایش شفافیت در جامعه می‌تواند زمینه تعهد بیشتر و پاسخگویی دولت در قبال سیاست‌های اتخاذشده را فراهم آورد. افزایش تعهد و پاسخگویی دولت خود باعث افزایش کارایی و اثربخشی سیاست‌های دولت در زمینه‌های مختلف از جمله بهبود الگوی توزیع درآمد شود.

بر اساس یافته‌های این تحقیق، اندازه دولت اثر مثبت بر نابرابری درآمدی در کشورهای منطقه منا دارد. در این جوامع، دستگاه‌های دولتی اغلب بیش از اندازه بزرگ هستند و بخش عمومی کنترل و انحصار منابع اقتصاد ملی را در اختیار دارد. نابرابری درآمد در این جوامع، اغلب نتیجه‌ی تفاوت درآمد بین بخش عمومی و بخش خصوصی است. تجربه موفق برخی کشورها (فرانسه، بریتانیا، لهستان و ژاپن) در زمینه خصوصی‌سازی شرکت‌های دولتی نشان می‌دهد که می‌توان از طریق اجرای دقیق فرآیند خصوصی‌سازی و واگذاری مالکیت سهام شرکت‌های بزرگ دولتی به بخش خصوصی از یک طرف زمینه تقویت بخش خصوصی را فراهم آورد و از طرف دیگر مخارج اضافی دولت را در بخش‌های نامولد کاهش داد. این سازوکار از یک طرف با تقویت بخش خصوصی می‌تواند زمینه توزیع بهتر درآمدها در جامعه را فراهم آورد و از طرف دیگر با افزایش درآمدهای دولت (از محل واگذاری یا فروش سهام شرکت‌ها)، منابع مازاد درآمدی را به‌منظور حمایت دهک‌های پایین درآمدی فراهم آورد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
مشارکت نویسندگان: تمامی نویسندگان در نگارش پژوهش مشارکت داشته‌اند.
تعارض منافع: در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی بین نویسندگان وجود ندارد.
تعهد کپی‌رایت: حق کپی‌رایت رعایت شده است.

منابع

حسینی، سیده محدثه؛ احمدی شادمهری، محمدطاهر و گرجی پور. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر دموکراسی بر رابطه رشد اقتصادی با نابرابری درآمدی در ایران. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، *۸*(۱)، ۱۶-۱.

زاینده‌رودی، محسن؛ خسروآبادی، محمد و شکیبایی، علیرضا. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر شاخص‌های حکمرانی خوب بر توزیع درآمد با به‌کارگیری پانل داده‌ها (مطالعه موردی: کشورهای منتخب جنوب غربی آسیا). *پژوهش‌های اقتصادی*، *۱۷*(۳)، ۵۲-۲۵.

سلاطین، پروانه. (۱۳۸۷). *تأثیر حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی در گروه کشورهای منتخب (OPEC,OECD)*، رساله دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات.

محسنی، فضیلت. (۱۳۹۰). تحلیل تأثیر شاخص‌های حکمرانی خوب بر شاخص توسعه انسانی: مطالعه موردی کشورهای جنوب شرقی (ASEAN)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.

مرادی، فاطمه؛ جعفری، محمد و فتاحی، شهرام. (۱۴۰۰). تأثیر حکمرانی خوب بر نابرابری درآمد در کشورهای منتخب درحال‌توسعه و توسعه‌یافته: با تأکید بر کنترل فساد. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، ۲۰(۳)، ۱۳۵-۱۱۰.

مرادی، مهدی و سلمانپور، مهدی. (۱۳۹۶). تأثیر حکمرانی خوب بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی. *جامعه‌شناسی نهادهای اجتماعی*، ۴(۱۰)، ۵۴-۳۳.

مهربانی، وحید. (۱۳۹۲). گسترش حق رأی، دموکراسی و نابرابری درآمدها: یک الگوی نظری و برخی شواهد از ایران. *پژوهش‌های اقتصادی*، *۱۵*(۳)، ۱۷۳-۱۵۱.

میدری، احمد و خیرخواهان، جعفر. (۱۳۸۶). *حکمرانی خوب، بنیان توسعه*؛ مرکز پژوهش های مجلس شورای اسلامی، چاپ اول.

References

Alesina, A; & Perotti, R. (1996). Income distribution, political instability, and investment. *European Economic Review*, *40*(6), 1203-1228.

Alesina, A; & Tabellini, G. (1990). A Positive Theory of Fiscal Deficits and Government Debt. *The Review of Economic Studies*, *57*(3), 403-414.

Allen, C; Breuer, A; Kercher, J; Balasubramanian, P; Leininger, J; & Gadgil, A. (2023). The Role of Good Governance in Reducing Poverty and Inequality 1: Evidence from a scoping review of interlinkages between SDGs 16, 10, and 1. *Governing the Interlinkages between the SDGs*, 30-50.

Arimah, B. (2004). Poverty reduction and human development in Africa. *Journal of Human Development*, *5*(3), 399-415.

Barro, R. J. (2000). Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*, 5(1), 5–32.

Calderón, C. A; Chong, A; & Valdés, R. (2004). Labor market regulations and income inequality: evidence for a panel of countries. *IDB working paper, Inter-American Development Bank, Washington, DC.*

Chambers, D; & O'Reilly, C. (2022). Regulation and income inequality in the United States. *European Journal of Political Economy*, *72*, 102101.

Coccia, M. (2021). How a Good Governance of Institutions Can Reduce Poverty and Inequality in Society?. In: Faghih, N; Samadi, A.H. (eds) *Legal-Economic Institutions, Entrepreneurship, and Management. Contributions to Management Science*. Springer, Cham; 65-94.

Cukierman, A; Edwards, S; & Tabellini, G. (1992). Seigniorage and Political Instability. *American Economic Review, 82(3)*, 537-555.

Djankov, S; La Porta. R, lpez-De-Silanes, F; & Shleifer, A. (2002). The Regulation of entry. *Quarterly Journal of Economics, 117 (1)*, 1-37.

Ferreira Filho, J. A. (2022). *The Impact of Political Competition and Governance on Economic Growth and Income Distribution*: Evidence for Latin American and East Asian Countries. *International Journal of Recent Scientific Research*, 5(6), 88-99.

Hoseini, M; Ahmadi Shadmehri, M. T; & Gorjipour, M. J. (2021). The Effect of Democracy on the Relationship between Economic Growth and Income Inequality in Iran. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 18*(1), 1-16. (In Persian).

Houle, C. (2017). Inequality, Ethnic Diversity, and Redistribution. *The Journal of Economic Inequality, 15*, 1-23.

Huang, C. J. & Ho, Y. H. (2018). The Impact of Governance on Income Inequality in Ten Asian Countries. *Journal of Reviews on Global Economics*, 7, 217-224.

Huang, C. J. (2013). Corruption and income inequality in Asian countries: bootstrap panel Granger causality test. *Romanian Journal of Economic Forecasting, 16*(4), 161-170.

Jantti, M; Pirttilä, J; & Rönkkö, R. (2020). The Determinants of Redistribution around the World. *Review of Income and Wealth*, *66*(1), 59-73.

Jenmana, T; Alvaredo, F; & Piketty, T. (2018). Income inequality, political instability, and the Thai democratic struggle. *The Paris School of Economics Masters in Analysis and Policy in Economics Working Paper*.

Kaufmann, D; Kraay, A; & Zoido, P. (1999). Governance matters. *World Bank Policy Research Working Paper, 2196.*

Landell-Mills, P. (1992). Governance, cultural change, and empowerment. *The Journal of Modern African Studies, 30(4)*, 543-567.

Mehrbani, V. (2015). Enfranchisement, Democracy and Income Inequality: A Theoretical Model and Evidence from Iran. *The Economic Research, 15*(3), 151-173. (In Persian).

Meltzer, A. H; & Richard, S. F. (1981). A Rational Theory of the Size of Government. *Journal of Political Economy*, *89*(5), 914-927.

Midari, A. & Khairkhahan, J. (2007). Good governance, the foundation of development. Islamic Council Research Center, first edition. (In Persian).

Mohseni, F. (2011). Analyzing the effect of good governance indicators on the human development index of: A case study of Southeast countries (ASEAN), Master's thesis, Isfahan University. (In Persian).

Moradi, F; Jafari, M; & Fatahi, S. (2023). The impact of good governance on income inequality in selected developing and developed countries with an emphasis on control of corruption. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 20*(3), 110-135. (In Persian).

Moradi, M; & Salmanpour, A. (2018). The effect of good governance on income distribution in a selected group of Organization of Islamic Countries (OIC). *Sociology of Social Institutions*, *4*(10), 33-59. (In Persian).

O'Neil, T; Foresti, M; & Hudson, A. (2007). Evaluation of citizens' voice and accountability: review of the literature and donor approaches. London, Department for International Development.

Oualy, J. M. R. (2021). Income inequality and socio-political instability in Sub-Saharan Africa. *Managing Global Transitions*, *19*(1), 49-72.

Persson, T; & Svensson, L. E. (1989). Why a stubborn conservative would run a deficit: Policy with time-inconsistent preferences. *The Quarterly Journal of Economics*, *104*(2), 325-345.

Policardo, L; & Sanchez Carrera, E. J. (2020). Can income inequality promote democratization? *Metroeconomica*, *71*(3), 510-532.

Ravallion, M. (2010). Do poorer countries have less capacity for redistribution? *Journal of Globalization and Development*, *1*(2).

Salatin, P. (2008). The effect of good governance on economic growth in the selected group of countries (OPEC, OECD), PhD thesis, Islamic Azad University. (In Persian).

Sarwar Lateef, K. (1991). Comment on "Governance and Development," by Boeninger. *The World Bank Economic Review*, 5(1), 295-298.

Shafique, S; Haq, R; & Arif, G. M. (2006). Governance and income inequality [with Comments]. *The Pakistan Development Review*, 751-760.

Shehzadi, I; Siddique, H. M. A; & Majeed, M. T. (2019). Impact of Political Instability on Economic Growth, Poverty and Income Inequality '. *Pakistan Business Review*, *20*(4), 825-38.

Trung, V. (2022). Unbundling the effect of political instability on income redistribution. *European Journal of Political Economy*, 75, 102189.

Zayanderoody M, khosroabadi M, shakibaeei A. (2017). The Effects of Good Governance Indicators on Income Distribution Using Panel Data (Case Study: Selected South-Western Asian Countries). *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 17(3), 25-52. (In Persian).

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۱۰، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۲۶۸-۲۵۱

مقاله پژوهشی

بررسی اثرات متقابل انرژی‌های تجدیدپذیر و انتشار کربن دی‌اکسید بر توسعه انسانی: رویکرد هم‌جمعی در روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی[۱]

فاطمه جداوی[۲]، سیمین قادری[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۱۹

چکیده

افزایش سطح انتشار کربن یکی از جدی‌ترین نگرانی‌های دهه اخیر در دنیا است و کشورهای مختلف سیاست‌ها و رویکردهای متفاوتی را برای کاهش شدت انتشار کربن دی‌اکسید اتخاذ می‌کنند؛ ازاین‌رو مطالعه حاضر به بررسی تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر و انتشار کربن دی‌اکسید و همچنین اثرات متقابل آن‌ها بر توسعه انسانی می‌پردازد. مطالعه حاضر از نوع توصیفی-تحلیلی و کاربردی است که با روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی برای سال‌های ۲۰۲۰-۲۰۰۰ برآورد شد. حجم نمونه ۱۶ کشور از کشورهایی با توسعه انسانی بالا ازجمله ایران بود. نتایج نشان داد انتشار کربن دی‌اکسید در هر چهار حالت شامل انتشار CO2، انتشار CO2از برق و گرما، انتشار CO2 از مصرف سوخت مایع و شدت انتشار کربن دی‌اکسید تأثیر منفی و انرژی‌های تجدیدپذیر، تولید ناخالص داخلی، توسعه مالی و خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبت بر شاخص توسعه انسانی در بلندمدت در کشورهایی با توسعه انسانی بالا داشتند؛ همچنین اثرات متقابل انتشار کربن دی‌اکسید و انرژی‌های تجدیدپذیر بر شاخص توسعه انسانی مثبت بود؛ بنابراین انرژی‌های تجدیدپذیر می‌توانند به‌عنوان یک ابزار برای کنترل و کاهش اثرات انتشار آلودگی‌های محیط زیست جهت افزایش توسعه انسانی مورد استفاده قرار گیرد؛ لذا پیشنهاد می‌شود سیاست‌های استفاده و توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر گسترش یابد و سرمایه‌گذاری‌های بیشتری در این بخش جذب شود؛ علاوه بر این، وضع قوانین تشویق مشارکت‌های دولتی و خصوصی و رفع موانع سرمایه‌گذاری می‌تواند به سرمایه‌گذاران کمک کند تا در فعالیت‌های انرژی‌های تجدیدپذیر مشارکت کنند.

واژگان کلیدی: انرژی تجدیدپذیر، انتشار کربن دی‌اکسید، شاخص توسعه انسانی، هم‌جمعی.
طبقه‌بندی موضوعی: *O13, I15,P28,Q53*.

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/ieda.2024.45979.1398

۲. کارشناس ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و علوم انسانی، دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، چابهار، ایران. Email:jedavifatemeh7@gmail.com

۳. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و علوم انسانی، دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، چابهار، ایران. نویسنده مسئول. Email:siminghaderi@yahoo.com

مقدمه

در دهه‌های اخیر، آلودگی به یکی از چالش‌های اصلی مدیریتی کشورها تبدیل شده است. از میان مصادیق آلودگی، آلودگی‌های ناشی از گازهای گلخانه‌ای با توجه به ماهیت شیوع آن، یکی از تهدیدهای جدی کشورها است (بهبودی و همکاران، ۱۳۹۹). مصرف انرژی و رشد اقتصادی ازجمله عوامل کلیدی است که بر انتشار کربن دی‌اکسید تأثیر می‌گذارد. مطالعات زیادی نشان داده‌اند که نرخ رشد مصرف انرژی در کشورها ارتباط نزدیکی با سطح رشد اقتصادی آن‌ها دارد (مهرآرا[1]، ۲۰۰۷). با بهبود استانداردهای زندگی و مکانیزه شدن تولید برای افزایش بهره‌وری نیروی کار، مصرف انرژی در مراحل اولیه رشد اقتصادی به سرعت افزایش می‌یابد. بااین‌حال، با آشکارتر شدن اثرات نامطلوب محیطی و افزایش آگاهی عمومی، روند افزایش مصرف انرژی به دلیل تغییر به سمت استفاده بهینه کاهش می‌یابد (بهبودی و همکاران، ۱۳۹۹).

مصرف انرژی یکی از مهم‌ترین عواملی است که زندگی را برای انسان آسان‌تر می‌کند و ثبات اجتماعی-اقتصادی هر کشوری به در دسترس بودن آن بستگی دارد (صدیق و همکاران[2]، ۲۰۲۲). امروزه استفاده از سوخت‌های فسیلی در بیشتر اقتصادها غالب است و ممکن است تصور شود که به رشد اقتصادی کمک می‌کند. بااین‌حال، استدلال شده است که این سهم ممکن است فقط کوتاه‌مدت باشد و استفاده بیش‌ازحد از سوخت فسیلی ممکن است در بلندمدت به رشد منفی کمک کند (ژائو و همکاران[3]، ۲۰۱۸). سوخت‌های فسیلی نیز ممکن است منجر به افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای مانند دی‌اکسید گوگرد شود (جین و کیم[4]، ۲۰۱۸).

انتشار روزافزون کربن و مشکلات گرمایش جهانی، برجستگی هدف قرار دادن گزینه انرژی تجدیدپذیر را ارتقا داده است که به‌عنوان جایگزینی مناسب برای سوخت‌های فسیلی با پتانسیل مقابله با ایمنی انرژی و تغییرات آب و هوایی شناخته شده است (صدیق و همکاران، ۲۰۲۲)؛ بنابراین انرژی تجدیدپذیر می‌تواند نقش مهمی در سیاست‌های انرژی، توسعه انسانی و زیست‌محیطی ایفا کند. درواقع انرژی‌های تجدیدپذیر یک‌راه حل مناسب برای دستیابی به توسعه پایدار تلقی می‌شود. با توجه به محدود بودن منابع انرژی فسیلی و مشکلات ناشی از انتشار گازهای گلخانه‌ای، توجه بیش‌ازپیش به انرژی‌های تجدیدپذیر ضرورت دارد، زیرا از این طریق می‌توان به اهداف توسعه پایدار دست یافت.

در سال ۲۰۲۱ مصرف انرژی تجدیدپذیر (شامل سوخت‌های زیستی بدون احتساب آب) ۲/۹ اگزاژول (EJ) افزایش یافت. نرخ رشد سالانه ۷/۹ درصدی کمتر از میانگین ۱۰ ساله تاریخی بود، اما افزایش مطلق انرژی تقریباً در سال‌های ۲۰۱۷، ۲۰۱۸ و ۲۰۱۹ و بزرگ‌ترین افزایش برای هر سوخت در سال ۲۰۲۰ بود. طبق این آمار در کشورهای جهان، چین با اختلاف، بیش‌ترین سهم را در رشد انرژی‌های تجدیدپذیر داشته

1. Mehrara
2. Sadiq *et al.*
3. Zhao *et al.*
4. Jin & Kim.

است. پس‌ازآن ایالات‌متحده، سپس ژاپن، بریتانیا، هند و آلمان هستند (بریتیش پترولیوم[1]، ۲۰۲۳). روند رو به رشد مصرف انرژی، کاهش منابع سوخت‌های فسیلی و نیز گرم شدن بیش‌ازاندازه کره زمین از علل عمده و مهم در گرایش کشورها به استفاده از انرژی‌های نو و تجدیدپذیر به‌عنوان جایگزینی برای سوخت‌های فسیلی محسوب می‌شود (عمری و بلید[2]، ۲۰۲۱).

شاخص توسعه انسانی (HDI)[3] به معیار مهمی برای تعیین پیشرفت ملی با تمرکز بر انسان و توانایی‌های آن‌ها است که جایگزین سایر شاخص‌های تولیدی است (ترن و همکاران[4]، ۲۰۱۹). شاخص توسعه انسانی سه بعد کلی طول عمر توأم با سلامتی، آموزش و استانداردهای زندگی دارد و بر اساس میانگین هندسی سه شاخص امید به زندگی (بعد سلامت)، آموزش (بعد اجتماعی) و درامد ناخالص ملی (بعد اقتصادی)، سالانه توسط بانک جهانی محاسبه و کشورها بر اساس آن رتبه‌بندی می‌شوند. مقدار این شاخص بین صفر و یک است که بزرگ‌تر بودن این شاخص بیانگر توسعه‌یافتگی نیروی انسانی یک کشور است (شهرکی و قادری، ۱۴۰۰). اگرچه مصرف انرژی به‌عنوان یک شاخص حیاتی بهره‌وری اقتصادی در نظر گرفته می‌شود که باعث رشد اقتصادی می‌شود، اما بهبود توسعه انسانی را تضمین نمی‌کند. افزایش فعالیت‌های اقتصادی منعکس‌کننده سطوح بالای مصرف انرژی و افزایش انتشار CO2 است (ادبایو و همکاران[5]، ۲۰۲۲؛ لی و چانگ[6]، ۲۰۰۸). درواقع، مصرف انرژی یک ورودی حیاتی است که به‌طور مستقیم اکثر فعالیت‌های اقتصادی را پشتیبانی می‌کند؛ بنابراین از یک‌جهت، مصرف انرژی برای رشد اقتصادی مفید است که به‌طور مستقیم به بهبود توسعه انسانی کمک می‌کند و از طرف دیگر منجر به انتشار آلودگی محیط زیست و پیشبرد تغییرات آب‌وهوایی می‌شود که تأثیر منفی بر توسعه انسانی دارد. لذا بررسی آثار مصرف انرژی بر توسعه انسانی بسیار ضروری است.

به‌طور کل مصرف انرژی که موجب رشد اقتصادی می‌شود با ایجاد آلودگی محیط زیست منجر به اثرات منفی بر سلامت انسان می‌شود که درنهایت چالشی برای افزایش توسعه انسانی در بلندمدت است. با توجه به اینکه در هر مرحله از فرآیند توسعه اقتصادی، کشورها مجبور به انتخاب بین اهداف متضاد هستند، این سؤالات مطرح است که آیا کشورها باید برای دستیابی به توسعه انسانی بالاتر، مصرف بیشتری از انرژی‌های تجدیدناپذیر داشته باشند و میزان آلودگی‌های آن‌ها را بپذیرند؟ و یا اینکه راهکارهایی برای تعدیل اثرات مصرف انرژی اندیشیده شود؛ لذا برای پاسخگویی به این سؤالات این مطالعه درصدد است تا تأثیر انرژی تجدیدپذیر و انتشار کربن دی‌اکسید و همچنین اثرات متقابل آن‌ها را بر تأثیر توسعه انسانی برآورد کند. برای این هدف، از چهار شاخص تخریب محیط زیست استفاده شد و ضمن برآورد تأثیر آن‌ها، اثرات متقابل آن‌ها با انرژی‌های تجدیدپذیر نیز بر شاخص توسعه انسانی بررسی شد. فرضیه‌های مطالعه به

1. British Petroleum
2. Omri & Belaïd
3. Human Development Index (HDI)
4. Tran *et al.*
5. Adebayo *et al.*
6. Lee & Chang

شرح زیر است: ۱) انرژی تجدیدپذیر تأثیر مثبت بر شاخص توسعه انسانی دارد. ۲) انتشار کربن دی‌اکسید تأثیر منفی بر شاخص توسعه انسانی دارد. ۳) اثرات متقابل انرژی‌های تجدیدپذیر و انتشار کربن دی‌اکسید بر توسعه انسانی مثبت است.

در این مطالعه ابتدا مبانی نظری مدل و مطالعات گذشته مورد بررسی قرار گرفت، سپس در قسمت روش مطالعه، مدل‌سازی مطالعه، متغیرها، روش‌ها و نحوه برآورد مدل‌ها بیان شد. بعد از آن یافته‌های مطالعه بیان و مورد بحث و تحلیل قرار گرفت و درنهایت نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها صورت گرفت.

مبانی نظری

شاخص توسعه انسانی به‌طور گسترده به‌عنوان معیار مهمی برای تعیین پیشرفت ملی با تمرکز بر انسان و توانایی‌های آن‌ها تبدیل شده است (ترن و همکاران، ۲۰۱۹)؛ اما برخی از منتقدان استدلال می‌کنند که HDI تمام جنبه‌های توسعه انسانی، مانند جنبه‌های زیست‌محیطی و جنبه‌های نابرابری جنسیتی را در برنمی‌گیرد (سانوسی[1]، ۲۰۰۸). مصرف انرژی یکی از عواملی است که بر هر سه بعد توسعه انسانی ازجمله سلامت، آموزش و استانداردهای زندگی تأثیر مستقیم دارد (رای و همکاران[2]، ۲۰۱۶) و ثبات اجتماعی-اقتصادی هر کشوری به در دسترس بودن آن بستگی دارد. انرژی برای تمام جنبه‌های زندگی انسان ضروری است. دسترسی به منابع انرژی بهتر به‌طور مستقیم بر چندین حوزه توسعه، ازجمله بخش‌های مراقبت‌های بهداشتی و آموزش‌وپرورش، از طریق بالا بردن وضعیت اقتصادی تأثیر می‌گذارد که پیشرفت‌های اجتماعی-اقتصادی را بهبود بخشیده و به ثبات اجتماعی-اقتصادی در اقتصادهای درحال‌توسعه منجر شده است (صدیق و همکاران، ۲۰۲۲).

فعالیت‌های اقتصادی مختلف به‌عنوان یکی از منابع اصلی انتشار کربن دی‌اکسید در نظر گرفته می‌شود که با تخریب اکولوژیکی، خطر بزرگی را برای بقای انسان در سرتاسر جهان به همراه دارد (ادبایو و همکاران، ۲۰۲۲). اکنون کشورها با چالش استفاده از مصرف انرژی برای دستیابی به رشد پایدار مواجه هستند که درصدد استفاده از منابع انرژی جایگزین هستند (عثمان و هامر[3]، ۲۰۲۱). انتشار روزافزون کربن دی‌اکسید و مشکلات گرمایش جهانی، گزینه انرژی‌های تجدیدپذیر را بیشتر مورد توجه قرار داده است و به‌عنوان جایگزینی مناسب برای سوخت‌های فسیلی برای مقابله با تغییرات آب‌وهوایی شناخته شده است (صدیق و همکاران، ۲۰۲۲). انرژی‌های تجدیدپذیر، به‌عنوان یکی از انواع انرژی، به دلیل تأثیرات خطرناک مرتبط با استفاده از انرژی سنتی، توجه روزافزونی را به خود جلب کرده است (آیدین[4]، ۲۰۱۹). استفاده از سوخت‌های فسیلی، پرمصرف‌ترین منبع انرژی جهان، همچنان عامل اصلی تغییر اقلیم و گرمایش جهانی محسوب

1. Sanusi
2. Ray *et al.*
3. Usman & Hammar
4. Aydin

می‌شود و اثرات منفی بر سلامت و رفاه انسان دارد؛ بنابراین انرژی‌های پاک (انرژی‌های تجدیدپذیر) می‌توانند نقش مهمی در رشد و توسعه انسانی ایفا کنند (وانگ و همکاران[1]، ۲۰۱۹). بیش از ۱۷۰ کشور درحال‌توسعه دارای منابع طبیعی هستند، اما سطوح پایین رشد و نوآوری، استفاده ناکارآمد از این منابع انرژی را افزایش داده است (ژانگ و همکاران[2]، ۲۰۲۱). در طول چند دهه گذشته، مقدار زیادی انرژی برای توسعه اقتصادی کشورهای درحال‌توسعه هدررفته است. نابرابری آموزشی و افزایش درآمد جهانی دلایل کلیدی برای به تأخیر انداختن رشد توسعه انسانی است (جهانگر و همکاران[3]، ۲۰۲۲). علاوه بر این، این کشورها دارای جمعیت عظیم و رو به رشدی هستند که فشار زیادی بر محیط زیست وارد می‌کنند (آزم و همکاران[4]، ۲۰۲۱: ۴).

کاهش کربن دی اکسید با تحقیقات و آموزش فناوری های انرژی پاک ارتباط دارد. طرفداران محیطزیست با ترویج انرژی های پاک به عنوان یک انرژی جایگزین جهان را برای سیک زندگی سالم تر تشویق می کنند (جهانگر و همکاران، ۲۰۲۲). مصرف انرژی یکی از مهم‌ترین عواملی است که زندگی را برای انسان آسان‌تر می‌کند و ثبات اجتماعی-اقتصادی هر کشوری به در دسترس بودن آن بستگی دارد. انتشار روزافزون کربن و مشکلات گرمایش جهانی، برجستگی هدف قرار دادن گزینه انرژی تجدیدپذیر را ارتقا داده است که به‌عنوان جایگزینی مناسب برای سوخت‌های فسیلی با پتانسیل مقابله با ایمنی انرژی و تغییرات آب‌وهوایی شناخته شده است. (صدیق و همکاران، ۲۰۲۱)؛ بنابراین، انرژی تجدیدپذیر می‌تواند نقش مهمی در سیاست‌های انرژی، توسعه انسانی و زیست‌محیطی ایفا کند که در حال حاضر بیش از ۱۰ درصد از تولید برق جهانی را تشکیل می‌دهند و انتظار می‌رود در سال ۲۰۵۰ به میزان ۲۵ درصد از قدرت جهانی افزایش یابد. انرژی تجدیدپذیر می‌تواند به بسیاری از کشورها کمک کند تا به سمت سیستم انرژی پایدارتر حرکت کنند. انباشت بدهی خارجی و جهانی‌شدن مالی می‌تواند منابع لازم را برای فرآیند انتقال انرژی فراهم کند و بر ابتکارات انرژی هسته‌ای، سطوح آلودگی و توسعه انسانی تأثیر بگذارد. بااین‌حال، استفاده ناکارآمد از بدهی، منابع موجود برای سرمایه‌گذاری‌های مولد را به دلیل هزینه‌های خدمات‌دهی کاهش می‌دهد و توسعه اقتصادی و انسانی را محدود می‌کند (صدیق و همکاران، ۲۰۲۲).

با توجه مبانی نظری، مورد انتظار است که انتشار کربن دی‌اکسید تأثیر منفی و انرژی‌های تجدیدپذیر تأثیر مثبت بر توسعه انسانی داشته باشند. از طرفی با توجه به جایگزینی انرژی‌های تجدیدپذیر با انرژی‌های تجدیدناپذیر و تأثیر مثبت انرژی‌های تجدیدپذیر بر توسعه انسانی مورد انتظار است که انرژی‌های تجدیدپذیر بتوانند آثار منفی انتشار کربن دی‌اکسید را بر توسعه انسانی کاهش دهند؛ به‌عبارت‌دیگر اثر متقابل انرژی‌های تجدیدپذیر و انتشار کربن دی‌اکسید بر توسعه انسانی مثبت شود؛ همچنین رشد تولید ناخالص داخلی، خالص سرمایه‌گذاری خارجی و اعتبارت بخش خصوصی می‌تواند تأثیر مثبت بر توسعه انسانی داشته باشد.

1. Wang *et al.*
2. Zhang *et al.*
3. Jahanger *et al.*
4. Azam *et al.*

پیشینه پژوهش

مطالعات در این زمینه بسیار غنی است که منتخبی از این مطالعات مرور می‌شود. محمدی و همکاران (۱۳۹۸) برای کشورهای منتخب حوزه منا نشان داده‌اند که بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و شاخص توسعه انسانی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین نرخ مرگ‌ومیر کودکان زیر ۵ سال و انتشار کربن دی‌اکسید رابطه منفی با شاخص توسعه انسانی دارد. عارفیان و همکاران (۱۳۹۹) برای کشورهای OECD نشان داده‌اند که رابطه مثبت و معناداری میان افزایش انتشار کربن دی‌اکسید و مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر وجود دارد. همچنین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، آزادی تجارت و توسعه مالی موجب کاهش انتشار گاز کربن دی‌اکسید و بهبود شرایط زیست‌محیطی می‌شود. درحالی‌که بهبودی و همکاران (۱۳۹۹) نشان داده‌اند که یک رابطه مثبت بین متغیرهایی همانند مصرف انرژی، رشد اقتصادی، آزادسازی تجاری، جمعیت شهرنشین و متغیر انتشار سرانه‌ی کربن دی‌اکسید در ایران وجود دارد. مسعودی و همکاران (۱۳۹۹) نشان داده‌اند که نوآوری‌های فنی و انرژی‌های تجدید ناپذیر و رشد اقتصادی اثر مثبتی بر انتشار CO2 دارد، اما اثر انرژی‌های تجدیدپذیر بر انتشار CO2 منفی و معنی‌دار است. پرهیزکار کهنه اوغاز و همکاران (۱۴۰۰) نیز نشان داده‌اند که رابطه معنی‌داری میان مصرف انرژی تجدیدپذیر با رشد اقتصادی و همچنین میان مصرف این انرژی با انتشار CO2 در کشورهای عضو اوپک وجود ندارد، اما مصرف انرژی تجدیدناپذیر با رشد اقتصادی و انتشار CO2 رابطه مثبت و معنی‌داری دارد و دلیل آن سهم اندک انرژی‌های تجدیدپذیر و سهم زیاد انرژی‌های تجدیدناپذیر در سبد مصرفی انرژی کشورهای اوپک است.

وانگ و همکاران (۲۰۱۹)، نتایج علیت یک‌طرفه از جهانی‌شدن و شاخص توسعه انسانی به سمت انتشار کربن را تأیید کرده‌اند. آلمیدا نیوز و همکاران[1] (۲۰۲۰) نیز در مطالعه‌ای نشان داده‌اند که مقررات زیست‌محیطی در کاهش انتشار CO2 در بلندمدت مؤثر است. علاوه بر این، سیاست‌های حمایت از منابع انرژی تجدیدپذیر، تمایل به کاهش انتشار CO2 در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارند. ساسماز و همکاران[2] (۲۰۲۰) نشان داده‌اند که انرژی‌های تجدیدپذیر بر توسعه انسانی تأثیر مثبت دارد. علاوه بر این، آزمون علیت، وجود یک رابطه علیت دوطرفه بین انرژی‌های تجدیدپذیر و توسعه انسانی را بیان کرد؛ همچنین هائو و همکاران[3] (۲۰۲۱) نیز رابطه معکوس بین انرژی تجدیدپذیر و انتشار کربن دی‌اکسید را تأیید کردند و نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که مالیات زیست‌محیطی، توسعه انسانی و استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر باعث کاهش انتشار CO2 می‌شود. عمری و بلید (۲۰۲۱) بیان کرده‌اند که انرژی‌های تجدیدپذیر، تأثیر انتشار CO2 سرانه بر توسعه انسانی و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد و بیث[4] (۲۰۲۱) برای کشورهای آ سه آن نشان داد که اثر رشد اقتصادی بر CO2 مثبت اما اثر شاخص توسعه انسانی بر CO2 بسیار ناچیز بود.

1. Almeida Neves *et al.*
2. Sasmaz
3. Hao *et al.*
4. Bieth

با توجه پیشینه بررسی‌شده، اگرچه در مطالعات، آثار انتشار کربن دی‌اکسید و انرژی‌های تجدیدپذیر بر توسعه انسانی و رشد اقتصادی به‌صورت جداگانه بررسی شده است، اما خلأ بررسی اثرات متقابل انرژی‌های تجدیدپذیر و انتشار کربن دی‌اکسید بر توسعه انسانی وجود دارد. به‌عبارت‌دیگر اینکه انرژی‌های تجدیدپذیر می‌توانند آثار منفی انتشار کربن دی‌اکسید را بر توسعه انسانی کاهش دهند، بررسی نشده است؛ همچنین در این مطالعه انتشار کربن دی‌اکسید به چهار صورت، انتشار کربن دی‌اکسید ناشی از مایعات، انتشار کربن دی‌اکسید ناشی از تولید برق، شدت انتشار کربن دی‌اکسید و انتشار کربن دی‌اکسید (به‌صورت کلی) تفکیک شده است و اثرات متقابل هرکدام از این متغیرها با شاخص انرژی‌های تجدیدپذیر بر توسعه انسانی در مدل‌های مختلف بررسی‌شده است که وجه تمایز با سایر مطالعات و نوآوری مطالعه حاضر است.

روش مطالعه

مطالعه حاضر از نوع توصیفی-تحلیلی و کاربردی و از حیث روش انجام، یک مطالعه همبستگی است که با روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[1] برآورد شد. حجم نمونه ۱۶ کشور از کشورهای دارای توسعه انسانی بالا شامل کشورهای ایران، مکزیک، برزیل، چین، پرو، اوکراین، آلبانی، بلغارستان، اکوادور، مصر، تونس، سورینام، ازبکستان، اردن، لبنان، ویتنام بود. این کشورها از کشورهای دارای توسعه انسانی بالا انتخاب شدند که طبق طبقه‌بندی بانک جهانی در یک سطح توسعه انسانی هستند و از طرف دیگر کشورهایی از این گروه انتخاب شدند که آمار انرژی‌های تجدیدپذیر برای آن‌ها موجود بود تا بتوان تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر و اثرات متقابل آن‌ها با انتشار کربن دی‌اکسید را بر توسعه انسانی سنجید. آمار و داده‌های موردنیاز مطالعه از نوع پانل است و برای سال‌های ۲۰۲۰-۲۰۰۰ از وب‌سایت بانک جهانی، سازمان ملل و صندوق بین‌المللی پول اســتخراج شدند. برآورد مدل تحقیق و آزمون‌های موردنیاز در نرم‌افزار Eviews 10 و Stata 16 انجام شد.

مدل مطالعه بر اساس مطالعات قبلی و مبانی نظری به‌خصوص مطالعات عمری و بلید (۲۰۲۱) و وانگ و همکاران (۲۰۱۹) انتخاب شد. عمری و بلید (۲۰۲۱) و وانگ و همکاران (۲۰۱۹) بیان کردند انتشار کربن دی‌اکسید یک عامل مهم مؤثر بر توسعه انسانی است. علاوه بر این، انرژی‌های تجدیدپذیر بر اساس مطالعات عمری و بلید (۲۰۲۱)، آلمیدا نیوز و همکاران (۲۰۲۰) و ساسماز و همکاران (۲۰۲۰) به‌عنوان یک متغیر تأثیرگذار بر توسعه انسانی و عامل تعدیل گازهای آلاینده در نظر گرفته شد. با توجه به اینکه هدف بررسی اثرات متقابل انرژی‌های تجدیدپذیر و انتشار کربن دی‌اکسید بر توسعه انسانی بود، حاصل‌ضرب این متغیرها نیز در مدل اضافه شد. ضریب حاصل‌ضرب این متغیرها بیانگر اثرات متقابل آن‌ها بر توسعه انسانی است و نشان می‌دهد که برآیند تأثیر این دو متغیر بر توسعه انسانی چگونه است؛ آیا انرژی‌های تجدیدپذیر می‌توانند آثار منفی انتشار کربن دی‌اکسید بر توسعه انسانی را کاهش دهند. برای بررسی اثر متقابل و هم‌زمان متغیرها

1. Autoregressive Distributed Lag

از حاصل‌ضرب آن‌ها استفاده می‌شود که مطالعات مختلفی نیز از روش حاصل‌ضرب استفاده کرده‌اند (احمد و همکاران[1]، ۲۰۲۱؛ شهرکی و قادری، ۲۰۲۱).

سایر عوامل مؤثر بر توسعه انسانی نیز به‌عنوان متغیرهای کنترلی در نظر گرفته شدند. مدل پایه به‌صورت زیر است:

$$HD_{it} = \propto_0 + \propto_1 Ren_{it} + \propto_2 CO_{it} + \propto_3 Ren_{it} * CO_{it} + \sum_{m=1}^{k} \delta_m Z'_{mit} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

که در آن HD شاخص توسعه انسانی، Ren مصرف انرژی تجدیدپذیر و CO انتشار کربن دی‌اکسید است که در این مطالعه از ۴ متغیر مختلف شامل انتشار CO2 (برحسب تن سرانه)، انتشار CO2 از برق و تولید گرما، انتشار CO2 از مصرف سوخت مایع و شدت انتشار CO2 (برحسب کیلوگرم به ازای هر کیلوگرم مصرف انرژی معادل نفت) استفاده شده است. Ren*CO بیانگر تعامل بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و شاخص‌های انتشار CO2 و Z' متغیرهای کنترلی است که شامل رشد تولید ناخالص داخلی (GDP) ، اعتبار خصوصی (PC)، کمک‌های خارجی و سرمایه‌گذاری خارجی (FAI) است. انرژی تجدیدپذیر به‌صورت انواع مختلف تولید می‌شود. انرژی تجدیدپذیر به‌صورت خورشیدی، بادی، گرمایی و سوختی در جهان تولید می‌شود. در این مطالعه از مجموع انرژی خورشیدی و بادی به‌عنوان مصرف انرژی تجدیدپذیر کشورهای با توسعه انسانی بالا استفاده شد. با جای‌گذاری متغیرهای کنترلی، مدل مطالعه به شرح زیر است که با روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برآورد شد.

$$HD_{it} = \propto_0 + \propto_1 HD_{it-1} + \propto_2 CO_{it} + \propto_3 Ren_{it} * CO_{it} + \alpha_4 GDP_{mit} + \alpha_5 PC_{mit} + \alpha_6 FAI_{mit} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

روش ARDL را می‌توان با متغیرهایی با مرتبه‌های مختلف از هم‌جمعی، صرف‌نظر از این‌که متغیرهای موردبررسی پایا در سطح و یا از مرتبه باشند، استفاده کرد. به‌عبارت‌دیگر از مزیت‌های این روش علاوه بر برآورد رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها، حساس نبودن این روش به پایایی و ناپایایی متغیرهاست (شهرکی و قادری[2]، ۲۰۲۱). همچنین با توجه به تأثیر متغیر وابسته از مقادیر گذشته خود و سایر متغیرهای مستقل مدل، روش ARDL مناسب است. برای بررسی رابطه بلندمدت ابتدا باید از وجود رابطه بلندمدت (هم‌جمعی) اطمینان حاصل کرد. برای این امر از آزمون F-Bound Test استفاده شد که توسط پسران و همکاران[3] (۲۰۰۱) معرفی شده است. در این آزمون فرض صفر عدم وجود رابطه بلندمدت و فرض مقابل وجود رابطه بلندمدت است. مقدار آماره F محاسبه‌شده با دو مقدار بحرانی به‌دست‌آمده توسط پسران و

1. Ahmad *et al.*
2. Shahraki & Ghaderi
3. Pesaran *et al.*

همکاران (۲۰۰۱) مقایسه می‌شود. مقدار پایین با فرض هم‌جمعی صفر I(0) و مقدار بالا با فرض هم‌جمعی مرتبه اول I(1) تمام متغیرهاست. اگر آماره مقدار F محاسباتی از کران بالای مقدار بحرانی بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و اگر مقدار آماره کمتر از کران پایین باشد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد و اگر آماره بین دو کران قرار گیرد، نتیجه غیرقطعی خواهد بود (شهرکی و قادری، ۱۴۰۰). همچنین برای بررسی هم‌جمعی از آزمون کائو نیز استفاده شد که در این آزمون نیز فرض صفر، عدم وجود رابطه بلندمدت و هم‌جمعی در مدل است.

یافته‌های پژوهش

نتایج توصیف آماری متغیرهای مدل در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. توصیف آماری متغیرها

متغیرها	نام اختصاری	میانگین	حداکثر	حداقل
رشد تولید ناخالص داخلی (سالانه ٪)	GDP	۳/۳۲	۴۳/۴۷	-۲/۳۹
شاخص توسعه انسانی	HD	۰/۷۲	۰/۸۲	۰/۵۸
انتشار کربن دی‌اکسید	CO	۴۱۹/۳۴	۹۸۹۹/۳۳	۰/۶۴
جریان خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	FAI	۵/۳۱	۵۶/۲۶	-۱۰/۲۵
انرژی تجدیدپذیر	Ren	۰/۳	۷/۷۹	-۰/۰۰۰۷
حاصل‌ضرب انرژی تجدیدپذیر و انتشار کربن دی‌اکسید	Ren*CO	۹۹۲۳۱/۵۳	۸۶۲۴۴۳۶	-۰/۰۰۳
اعتبار داخلی خصوصی	PC	۴۸/۳۲	۱۸۲/۴۳	-۴۴/۵۳
حاصل‌ضرب انرژی تجدیدپذیر و شدت انتشار کربن دی‌اکسید	Ren*CO1	۷۱/۸۶	۲۸۸۴/۵۴	-۰/۰۰۱
حاصل‌ضرب انرژی تجدیدپذیر و انتشار کربن دی‌اکسید ناشی از تولید برق و گرما	Ren*CO2	۱۶۹۶/۱۱	۵۵۴۷۷/۶۷	-۰/۰۱
حاصل‌ضرب انرژی تجدیدپذیر و انتشار کربن دی‌اکسید ناشی از مصرف سوخت مایع	Ren*CO3	۱۱۰۷/۳۹	۴۷۸۸۷/۲۳	-۰/۰۲
انتشار CO2 از تولید برق و گرما	C02	۳۸/۳۲	۷۲/۴۲	۱/۳۷
انتشار CO2 ناشی از مصرف سوخت مایع	CO3	۶۲/۳۳	۱۵۳/۱۹	۴/۷۹
شدتCO2	CO1	۲/۷۷	۵/۷۵	۱/۳۵

منبع: یافته‌های پژوهش

قبل از برآورد مدل، جهت اطمینان از صحت روش انتخابی و نتایج حاصله، ابتدا آزمون‌های ریشه واحد و پس‌ازآن آزمون‌های هم‌جمعی انجام شد. در این مطالعه برای بررسی ریشه واحد (نامانایی) از آزمون‌های لوین، لین و چو و آزمون ایم، پسران و شین استفاده شد که نتایج در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های ریشه واحد متغیرهای مدل

	آزمون لوین، لین و چو			آزمون ایم، پسران و شین		
متغیر	آماره T	احتمال	نتیجه	آماره T	احتمال	نتیجه
HD	-۷/۱۷	۰/۰۰۰	مانا	-۱/۹۱	۰/۰۲	مانا
CO	-۲/۵۲	۰/۰۰۵	مانا	۱/۸۵	۰/۹۶	نامانا
GDP	-۳/۷۱	۰/۰۰۱	مانا	۸۶/۷	۰/۰۰۰۱	مانا
FAI	-۱/۹۳	۰/۰۲	مانا	-۳/۵۲	۰/۰۰۰۲	مانا
D(Ren)	-۳/۲۲	۰/۰۰۰۶	مانا	-۴/۱۲	۰/۰۰۰	مانا
D(Ren*CO)	-۴/۰۸	۰/۰۰۰	مانا	-۵/۶۷	۰/۰۰۰	مانا
PC	-۲/۱۸	۰/۰۱	مانا	۰/۲۳	۰/۵۹	نامانا
D(Ren*CO3)	-۲/۰۷	۰/۰۱	مانا	-۳/۹۷	۰/۰۰۰	مانا
D(Ren*CO1)	-۲/۶۹	۰/۰۰۳	مانا	-۳/۶۲	۰/۰۰۰۱	مانا
D(Ren*CO2)	-۱/۹۶	۰/۰۲	مانا	-۲/۷۸	۰/۰۰۲	مانا
CO2	-۳/۰۶	۰/۰۰۱	مانا	-۱/۵۶	۰/۰۵	مانا
CO3	-۳/۳۸	۰/۰۰۰۴	مانا	-۱/۰۸	۰/۱۳	نامانا
CO1	-۲/۹۴	۰/۰۰۱	مانا	-۴/۷۷	۰/۰۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۲) نتایج آزمون ریشه واحد را برای تمامی متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش نشان می‌دهد. با استفاده از آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو تمامی متغیرهای مدل مانا هستند، اما با آزمون ایم، پسران و شین متغیرهای انتشار کربن دی‌اکسید، انتشار کربن دی‌اکسید حاصل از سوخت مایعات و اعتبارات بخش خصوصی داخلی در سطح متغیرها با احتمال ۵ درصد مانا نشدند؛ اما با یک‌بار تفاضل مانا شدند. برای انجام تخمین با استفاده از آزمون ARDL، باید همه متغیرها در سطح یا با یک وقفه مانا شوند که با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو می‌توان تخمین مدل را به روش ARDL انجام داد. با توجه به مانایی متغیرها در سطح و یا تفاضل مرتبه اول، برای اطمینان از عدم وجود رگرسیون کاذب و همچنین وجود روابط بلندمدت حقیقی، آزمون‌های هم‌جمعی پسران و همکاران و همچنین کائو انجام و نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های هم‌جمعی

نتایج آزمون‌های هم‌جمعی Bounds Test پسران و همکاران				
نوع آزمون	مقدار اماره	سطح معنی‌داری	کران بالا I(1)	کران پایین I(0)
F-Bounds Test	۱۶/۳۴	٪۱	۶/۲۳	۵/۳۱
		٪۵	۵/۶۷	۴/۲۳
T-Bounds Test	۱۳/۱۴	٪۱	۴/۶۸	۳/۶۸
		٪۵	۳/۴۸	۲/۲۵
نتایج آزمون هم‌جمعی کائو				
نوع آزمون	مقدار اماره	سطح معنی‌داری		
ADF	-۴/۷۳	۰/۰۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون‌های هم‌جمعی Bounds Test در جدول (۳) نشان داد که در سطح احتمال پنج درصد و یک درصد، مقدار هر دو آماره F-Bounds Test و T-Bounds Test از مقدار بحرانی کران بالا بزرگ‌تر بود؛ بنابراین فرضیه صفر این آزمون رد می‌شود و وجود هم‌جمعی در مدل تأیید می‌شود. همچنین نتایج آزمون کائو نیز نشان داد که با توجه به سطح معنی‌داری کمتر از پنج درصد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌جمعی رد می‌شود و وجود هم‌جمعی و رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. در این مطالعه برای بررسی اثرات متقابل انرژی‌های تجدیدپذیر و انتشار CO2 بر توسعه انسانی از ۴ مدل استفاده شد که در هر یک از مدل‌ها یکی از چهار متغیر انتشار کربن دی‌اکسید بررسی شد و مدل‌ها با روش ARDL برآورد شدند.

جدول ۴. اثرات متقابل انتشار کربن دی‌اکسید و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر توسعه انسانی

متغیر	مدل (۱): انتشار CO2	مدل (۲): انتشار CO2 از تولید برق و گرما	مدل (۳): شدت انتشار CO2	مدل (۴): انتشار کربن دی‌اکسید ناشی از مصرف سوخت مایع
HD	۰/۰۲ (۰/۷)	۰/۰۷ (۰/۴۳)	۰/۰۱ (۰/۰۱)	۰/۰۱ (۰/۰۸)
CO	-۰۰/۰۰۲ (۰/۰۰۱)			
CO1			-۰/۲۷ (۰/۰۰۰)	
CO2		-۰/۰۰۰۳ (۰/۸۱)		
CO3				-۰/۰۰۶ (۰/۱)
Ren*CO	-۰۶e۲/۱۵ (۰/۳۷)			
Ren*CO1			-۰۶e۲/۹۳ (۰/۸۵)	
Ren*CO2		-۰۵e۲/۵۰ (۰/۲۶)		
Ren*CO3				۰/۰۰۰۱ (۰/۰۴)
REN	-۰۶e۱/۸۱ (۰/۳۹)	۰/۱۱ (۰/۰۷)	۰/۰۱ (۰/۳۱)	۰/۰۹ (۰/۱۵)
PC	۰/۰۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۰۱ (۰/۹۳)	۰/۰۰۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۴ (۰/۱۴)
GDP	۰/۰۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۵ (۰/۰۰۹)	۰/۰۱ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱ (۰/۰۱)
FAI	۰/۰۱ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۶ (۰/۱۷)	۰/۰۰۳ (۰/۱۶)	-۰/۰۰۷ (۰/۱۸)

منبع: یافته‌های پژوهش، اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده احتمال هستند.

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که انتشار کربن دی‌اکسید یک رابطه معکوس با شاخص توسعه انسانی دارد که این رابطه برای هر چهار شاخص انتشار کربن در معادلات بالا صادق بود. این نتایج با مطالعات وانگ و همکاران (۲۰۱۹)، هائو و همکاران (۲۰۲۱) و عمری و بلید (۲۰۲۱) همسو است. انتشارCO2، از طریق کانال تغییرات اقلیمی، هزینه‌های اجتماعی دارد که رفاه اجتماعی را تا حد زیادی تحت تأثیر قرار می‌دهد. در میان مسائل اجتماعی عمده، انتشار CO2 با کاهش بهره‌وری کشاورزی ناامنی غذایی را تحریک می‌کند (احمد و همکاران، ۲۰۲۲؛ عثمان و هامر، ۲۰۲۱) و همچنین بر سلامت انسان تأثیر می‌گذارد (وانگ و همکاران، ۲۰۱۹). توسعه سرمایه انسانی می‌تواند بهره‌وری انرژی را بهبود بخشد و مصرف انرژی را در فرآیند تولید به حداقل برساند؛ درنتیجه انتشار CO2 مربوط به مصرف انرژی را می‌توان مهار کرد. به‌عبارت‌دیگر، توسعه سرمایه انسانی می‌تواند به مهار انتشار CO2 کمک کند و سطح کیفی انرژی را افزایش دهد (هائو و همکاران، ۲۰۲۱). سایر مطالعات نیز تأیید کرده‌اند که آموزش بهتر به انباشت سرمایه انسانی کمک می‌کند که می‌تواند در کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای برای کنترل گرمایش جهانی مؤثر باشد (جهانگر و همکاران، ۲۰۲۲). در بخش صنعت، اعتقاد بر این است که نیروی کار با سطوح بالای سرمایه انسانی، استفاده کارآمد از انرژی را برای اهداف تولید تضمین می‌کند (صدیق و همکاران، ۲۰۲۲).

نتایج به‌دست‌آمده برای انرژی تجدیدپذیر نشان می‌دهد که یک رابطه مثبت بین انرژی تجدیدپذیر و شاخص توسعه انسانی در رابطه بلندمدت وجود دارد. این نتایج با مطالعات ساسماز و همکاران (۲۰۲۰) و عمری و بلید (۲۰۲۱) همسو است. استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر باعث افزایش توسعه انسانی می‌شود؛ هنگامی‌که کشورها از انرژی‌های تجدیدپذیر مصرف می‌کنند، کیفیت زیست‌محیطی افزایش می‌یابد و اثرات اقتصادی مثبتی به همراه دارد. با توجه به این تأثیرات، مؤلفه‌های شاخص توسعه انسانی آموزش، درآمد و سلامت همگی بهتر می‌شوند. ساسماز و همکاران (۲۰۲۰) نشان داده‌اند انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند برای کاهش اثر انتشار CO2 بر توسعه انسانی در کشورهای با توسعه انسانی بالا مورداستفاده قرار گیرد؛ همچنین نتایج نشان داده‌اند که اثرات متقابل انرژی‌های تجدیدپذیر و انتشار کربن دی‌اکسید در هر چهار مدل بر توسعه انسانی مثبت است؛ به‌عبارت‌دیگر انرژی‌های تجدیدپذیر، اثرات منفی انتشار دی اکسید کربن بر شاخص توسعه انسانی را کاهش می‌دهند. این نتایج با مطالعات آلمیدا نیوز و همکاران (۲۰۲۰)، هائو و همکاران (۲۰۲۱) و عمری و بلید (۲۰۲۱) همسو است که انرژی‌های تجدیدپذیر سلامت و رفاه یک جامعه را با کاهش اثرات انتشار CO2 افزایش می‌دهد که به‌نوبه خود، امید به زندگی را افزایش داده و هزینه‌های سلامتی را کاهش می‌دهد. تقویت مصرف منابع تجدیدپذیر می‌تواند به‌طور قابل‌توجهی تأثیر منفی انتشار CO2 بر توسعه انسانی را کاهش دهد و از این دیدگاه حمایت می‌کند که انرژی‌های تجدیدپذیر منجر به کاهش آلودگی و پاک‌سازی هوا می‌شود. پیامدهای تقویت مصرف انرژی تجدیدپذیر، بهبود کیفیت محیطی و صرفه‌جویی در رشد اقتصادی است که می‌تواند برای ارتقای شاخص‌های اساسی توسعه انسانی (درآمد، بهداشت و آموزش) به کار گرفته شود. درنتیجه، برای دولت‌ها ضروری است که اقدامات کلی برای تقویت استقرار انرژی‌های تجدیدپذیر، مانند توسعه ظرفیت نهادی انسانی، ایجاد زیرساخت‌های تحقیق‌وتوسعه و ایجاد یک محیط سرمایه‌گذاری مطلوب را انجام دهند. علاوه بر این، تأمین مالی انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای با توسعه انسانی بالا چالش دیگری برای ادغام انرژی‌های تجدیدپذیر در ترکیب انرژی فعلی

(فسیلی) است (برونشوایلر[1]، ۲۰۱۰). در این اقتصادها، بخش بانکداری منبع تأمین مالی خارجی اصلی است و دسترسی به اعتبار بانکی یک مشکل جدی است (عمری و بلید، ۲۰۲۱). درنتیجه، پروژه‌های انرژی تجدیدپذیر جهت تأمین مالی در مضیقه هستند. تأمین مالی این پروژه‌ها با توسعه مؤسسات مالی ارتباط تنگاتنگی دارد. بر این اساس، دولت‌ها باید ظرفیت خود را در تأمین مالی این پروژه‌ها ارتقا دهند. یک گام مهم برای این امر، ارتقای کیفیت بازارهای مالی ملی برای افزایش توانایی تأمین مالی داخلی است (هائو و همکاران، ۲۰۲۱). با پرداختن به موانعی که با استقرار انرژی‌های تجدیدپذیر مواجه می‌شوند، می‌توان انتشار CO_2را کاهش داد و توسعه انسانی را به‌طور هم‌زمان افزایش داد.

تأثیرگذاری متغیرهای کنترلی در این چهار معادله نیز در بلندمدت نشان داد که متغیر تولید ناخالص داخلی در هر چهار مدل موردبررسی تأثیر مثبت بر توسعه انسانی دارد. همچنین بین متغیر اعتبار داخلی خصوصی و توسعه انسانی نیز یک همبستگی مثبت وجود دارد. متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در مدل‌های (۱) و (۳) نیز تأثیر مستقیم و معنی‌داری بر شاخص توسعه انسانی داشت.

بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر، انتشار کربن دی‌اکسید و اثرات متقابل آن‌ها بر توسعه انسانی برآورد و مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گرفت. نتایج نشان داد انرژی تجدیدپذیر در بلندمدت می‌تواند تأثیر مثبتی بر شاخص توسعه انسانی در کشورهایی با توسعه انسانی بالا بگذارد. از طرفی مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر (خورشیدی و بادی) می‌تواند منجر به کاهش اثر انتشار کربن دی‌اکسید بر توسعه انسانی در کشورهایی با توسعه انسانی بالا شود. همچنین در این مطالعه چهار شاخص از انتشار کربن دی‌اکسید شامل انتشار کربن دی‌اکسید، شدت انتشار کربن دی‌اکسید، انتشار کربن دی‌اکسید ناشی از تولید برق و گرما و انتشار کربن دی‌اکسید ناشی از مصرف سوخت مایع موردبررسی قرار گرفت که نتایج نشان داد که هرکدام از شاخص‌های انتشار کربن دی‌اکسید اثر معکوس بر متغیر شاخص توسعه انسانی می‌گذارد. همچنین بررسی متغیرهای کنترلی نشان داد که متغیرهای تولید ناخالص داخلی، توسعه مالی و خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبت بر شاخص توسعه انسانی داشتند؛ بنابراین انرژی‌های تجدیدپذیر می‌توانند ابزار مفیدی در کاهش اثرات انتشار CO_2 بر توسعه انسانی در اقتصادهایی با توسعه انسانی بالا باشد. به‌منظور محبوبیت بیشتر انرژی‌های تجدیدپذیر، باید سیاست‌هایی برای تضمین بازار این فناوری‌ها اعمال شود و قوانین تأمین‌کنندگان انرژی را ملزم کنند تا برای غلبه بر موانع موجود در بازار انرژی، مقداری انرژی تجدیدپذیر را در عرضه‌های خود بگنجانند. این اقدامات می‌تواند یک چارچوب سیاستی شود که از استفاده و توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر حمایت کند و سرمایه‌گذاری‌های بیشتری را در این بخش جذب می‌کند. علاوه بر این، تشویق مشارکت‌های دولتی و خصوصی و رفع موانع سرمایه‌گذاری می‌تواند به سرمایه‌گذاران خصوصی کمک کند تا در فعالیت‌های انرژی‌های تجدیدپذیر مشارکت کنند.

1. Brunnschweiler

قدردانی: بدین‌وسیله از همه‌کسانی که در انجام این مطالعه نقش داشته‌اند، سپاسگزاری می‌شود. این مطالعه حاصل پایان‌نامه کارشناسی ارشد مصوب دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار است.

تعارض منافع: در انجام مطالعه حاضر، نویسندگان هیچ‌گونه تعارض منافعی نداشته‌اند.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی وجود ندارد.

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.

منابع

بهبودی، داود؛ محمدزاده، پرویز و موســـوی، ســـها. (۱۳۹۹). بررســـی روابط متقابل بین انرژی تجدیدپذیر- توسعه پایدار- انتشار دی‌اکسید کربن در ایران: رویکرد خودرگرسیون برداری بیزین. *فصلنامه علوم و تکنولوژی محیط زیست*، ۲۲(۲)، ۴۰۷-۳۹۵.

پرهیزکار کهنه اوغاز، مرتضی؛ نیکوقدم، مسعود و خوشنودی، عبدالله. (۱۴۰۰). بررسی اثر مصرف انرژی تجدیدپذیر بر توسعه پایدار در کشورهای عضو اوپک. *اقتصاد و تجارت نوین*، *۱۶*(۱)، ۶۰-۲۹.

شهرکی، مهدی و قادری، سیمین. (۱۴۰۰). رابطه مخارج سلامت عمومی و کیفیت دموکراسی بر رفاه اجتماعی در کشورهای با شاخص توسعه انسانی بالا. *فصلنامه رفاه اجتماعی*، ۲۱(۸۲)، ۴۳-۹.

عارفیان، محمدرضا؛ فرجی دیزجی، سجاد و قاسمی، سحر. (۱۳۹۹). بررسی نقش انرژی تجدیدپذیر، انرژی تجدیدناپذیر و رشد اقتصادی بر انتشار کربن در کشورهایOECD. *اقتصاد و تجارت نوین*، *۱۵*(۳)، ۱۳۷-۱۰۹.

محمدی، وحید؛ مظفری شمسی، هاجر و اسعدی، فریدون. (۱۳۹۸). بررسی ارتباط متقابل رشد اقتصادی، مصرف انرژی و توسعه انسانی در کشورهای منتخب حوزه منا (MENA). *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، *۸*(۳۰)، ۱۸۴-۱۵۳.

مسعودی، نسیم؛ دهمرده، نظر و اسفندیاری، مرضیه. (۱۳۹۹). بررسی تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر و نوآوری‌های فنی و رشد اقتصادی بر انتشار دی‌اکسید کربن. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، *۱۰*(۴۰)، ۵۴-۳۵.

References

Adebayo, T. S; Oladipupo, S. D; Adeshola, I; & Rjoub, H. (2022). Wavelet analysis of impact of renewable energy consumption and technological innovation on CO2 emissions: evidence from Portugal. *Environmental Science and Pollution Research*, *29*(16), 23887-23904.

Ahmad, U. S; Usman, M; Hussain, S; Jahanger, A; & Abrar, M. (2022). Determinants of renewable energy sources in Pakistan: An overview. *Environmental Science and Pollution Research*, *29*(19), 29183-29201.

Almeida Neves, S; Marques, A. C; & Patrício, M. (2020). Determinants of CO2 emissions in European Union countries: does environmental regulation reduce environmental pollution? *Economic Analysis and Policy*, *68*, 114-125.

Arefian, M; Faraji Dizaji, S; & Ghasemi, S. (2020). Investigating the Role of Renewable and Non-Renewable Energy and Economic Growth on Carbon Emission in OECD Countries. *New Economy and Trade*, *15*(3), 109-137. (In Persian).

Aydin, M. (2019). The effect of biomass energy consumption on economic growth in BRICS countries: A country-specific panel data analysis. *Renewable energy*, *138*, 620-627.

Azam, A; Rafiq, M; Shafique, M; Yuan, J; & Salem, S. (2021). Human development index, ICT, and renewable energy-growth nexus for sustainable development: a novel PVAR analysis. *Front Energy*, *9*, 760758.

Behboudi, D; Mohammadzadeh, P; & Moosavi, S. (2020). Investigation of Interrelationship between Renewable Energy-Sustainable Development-Co2 Emmision in Iran: Bayesian VAR Approach. *Journal of Environmental Science and Technology*, *22*(2), 395-407. (In Persian).

Bieth, R. C. E. (2021). The influence of Gross Domestic Product and human development index on CO2 emissions. *Journal of Physics: Conference Series*, *1808*(1), 012034.

British Petroleum. (2023). Renewable Energy.

Brunnschweiler, C. N. (2010). Finance for renewable energy: an empirical analysis of developing and transition economies. *Environment and Development Economics*, *15*(3), 241-274.

Hao, L. N; Umar, M; Khan, Z; & Ali, W. (2021). Green growth and low carbon emission in G7 countries: how critical the network of environmental taxes, renewable energy and human capital is? *Science of the Total Environment*, *752*, 141853.

Jahanger, A; Usman, M; Murshed, M; Mahmood, H; & Balsalobre-Lorente, D. (2022). The linkages between natural resources, human capital, globalization, economic growth, financial development, and ecological footprint: The moderating role of technological innovations. *Resources Policy*, *76*, 102569.

Jin, T; & Kim, J. (2018). Coal consumption and economic growth: panel cointegration and causality evidence from OECD and non-OECD countries. *Sustainability*, *10*(3), 660.

Lee, C. C; & Chang, C. P. (2008). Energy consumption and economic growth in Asian economies: a more comprehensive analysis using panel data. *Resource and energy Economics*, *30*(1), 50-65.

Masoudi, N; Dahmardeh, N; & Esfandiyari, M. (2020). Impact of renewable energies, technical innovations and economic growth on Carbon Dioxide emissions. *Economic Growth and Development Research*, *10*(40), 54-35. (In Persian).

Mehrara, M. (2007). Energy consumption and economic growth: the case of oil exporting countries. *Energy policy*, *35*(5), 2939-2945.

Mohamadi, V; Mozafari shamsi, H; & Asadi, F. (2019). Investigating the Relationship between Economic Growth, Energy Consumption and Human Development in Selected MENA Countries. *Iranian Energy Economics*, *8*(30), 153-184. (In Persian).

Omri, A; & Belaïd, F. (2021). Does renewable energy modulate the negative effect of environmental issues on the socio-economic welfare?. *Journal of Environmental Management*, *278*(2), 111483.

Parhizkar Kohne Oghaz, M; Nikooghadam, M; & Khoshnoodi, A. (2021). Investigating the effect of renewable energy consumption on sustainable development in OPEC member countries. *New Economy and Trade, 16*(1), 29-60. (In Persian).

Pesaran, M. H; Shin, Y. and Smith, R; (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics, 16*, 289–326.

Ray, S; Ghosh, B; Bardhan, S; & Bhattacharyya, B. (2016). Studies on the impact of energy quality on human development index. *Renewable Energy*, *92*, 117-126.

Sadiq, M; Shinwari, R; Usman, M; Ozturk, I; & Maghyereh, A. I. (2022). Linking nuclear energy, human development and carbon emission in BRICS region: do external debt and financial globalization protect the environment? *Nuclear Engineering and Technology*, *54*(9), 3299-3309.

Sanusi, Y. A. (2008). Application of human development index to measurement of deprivations among urban households in Minna, Nigeria. *Habitat International*, *32*(3), 384-398.

Sasmaz, M. U; Sakar, E; Yayla, Y. E; & Akkucuk, U. (2020). The relationship between renewable energy and human development in OECD countries: A panel data analysis. *Sustainability*, *12*(18), 7450.

Shahraki, M; & Ghaderi, S. (2020). The Impact of Economic Growth and Environmental Quality on Health Expenditures in Iran; Aggregate in Autoregressive Distributed Lag Model. *Health Research Journal*, *5*(4), 224-234.

Shahraki, M; & Ghaderi, S. (2021). The Relationship between Environmental Performance Index, Economic Growth and Public Health Expenditures: Panel Cointegration Approach. *Health Management & Information Science*, *8*(1), 1-8.

Shahraki, M; Ghaderi, S. (2021). The Relationship between Public Health Expenditures and the Quality of Democracy on Social Welfare in Countries with High Human Development Index. *Social Welfare Quarterly*, *21*(82), 9-43. (In Persian).

Usman, M; & Hammar, N. (2021). Dynamic relationship between technological innovations, financial development, renewable energy, and ecological footprint: fresh insights based on the STIRPAT model for Asia Pacific Economic Cooperation countries. *Environmental Science and Pollution Research*, *28*(12), 15519-15536.

Van Tran, N; Van Tran, Q; Do, L. T. T; Dinh, L. H; & Do, H. T. T. (2019). Trade off between environment, energy consumption and human development: Do levels of economic development matter?. *Energy*, *173*, 483-493.

Wang, Z; Rasool, Y; Asghar, M. M; & Wang, B. (2019). Dynamic linkages among CO 2 emissions, human development, financial development, and globalization: empirical evidence based on PMG long-run panel estimation. *Environmental Science and Pollution Research*, *26*(36), 36248-36263.

Zhang, L; Li, Z; Kirikkaleli, D; Adebayo, T. S; Adeshola, I; & Akinsola, G. D. (2021). Modeling CO2 emissions in Malaysia: an application of Maki cointegration and

wavelet coherence tests. *Environmental Science and Pollution Research*, *28*(20), 26030-26044.

Zhao, H; Guo, S; & Zhao, H. (2018). Impacts of GDP, fossil fuel energy consumption, energy consumption intensity, and economic structure on SO2 emissions: A multi-variate panel data model analysis on selected Chinese provinces. *Sustainability*, *10*(3), 657.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۱۰، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۲۹۰-۲۶۹

مقاله پژوهشی

تأثیر ثبات مالی بر سیاست پولی در کشورهای درحال‌توسعه: کاربرد مدل غیرخطی[۱]

یزدان گودرزی فراهانی[۲]، زلیخا مرسلی ارزنق[۳] و ابراهیم عباسی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۱/۲۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۵/۰۹

چکیده

ثبات مالی به دلایل آنکه زیربنای تعامل بین درک ارزش و ریسک محسوب می‌شود، منجر به اثرگذاری متفاوت بر اهداف سیاست‌گذار بر متغیرهای اقتصادی می‌شود. توسعه مالی یکی از بخش‌های اثرگذاری ثبات مالی بر سیاست پولی است که از طریق مکانیسم قیمت بر بازار دارایی‌های مالی تأثیر می‌گذارد. هدف این مقاله بررسی تأثیر شاخص ثبات مالی بر سیاست پولی بر اساس مدل غیرخطی در کشورهای درحال‌توسعه است. در این مطالعه از مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) و اطلاعات آماری بازه زمانی ۲۰۲۳-۲۰۰۰ برای کشورهای درحال‌توسعه از جمله ایران استفاده شده است. به‌منظور بررسی تأثیر ثبات مالی بر سیاست پولی از مدل غیرخطی استفاده گردید. نتایج به دست آمده از این مطالعه بیانگر این است که متغیر نرخ تورم تأثیر مثبت بر سیاست پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته است، اما متغیرهای نرخ ارز، تولید و ثبات مالی تأثیر منفی بر سیاست پولی دارند. علاوه بر این مدل، در مدل غیرخطی برآورد شده مشاهده گردید که مقادیر مثبت و منفی ناشی از شوک ثبات مالی اثرات نامتقارنی بر سیاست پولی در کشورهای درحال‌توسعه داشته است.

واژگان کلیدی: ثبات مالی، سیاست پولی، نرخ ارز، نرخ تورم، مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL).

طبقه‌بندی موضوعی: *C58 ،E31 ،F31 ،E52 ، G10*.

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/ieda.2024.46906.1413

۲. استادیار، گروه اقتصاد اسلامی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه قم، قم، ایران. نویسنده مسئول. Email:y.gudarzi@qom.ac.ir

۳. گروه حسابداری و مدیریت، واحد کرج، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران. Email:zmorsali93@gmail.com

۴. استاد، گروه مدیریت مالی، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. Email:abbasiebrahim2000@alzahra.ac.ir

مقدمه

بازار مالی در جایگاه یکی از کانال‌های تأمین مالی و تخصیص منابع در اقتصاد، نقش مهمی در تعادل عمومی اقتصاد و انتقال شوک‌های اقتصادی در جامعه ایفا می‌کند. شرایط این بازارها به‌شدت بر بخش واقعی اقتصاد تأثیرگذار است و از سایر بخش‌ها نیز تأثیر می‌پذیرد. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است که از متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ ارز و پول تأثیر می‌گیرد. در واقع، پول در جایگاه متغیری سیاستی در سطح کلان و نیز در نقش بخشی از سبد دارایی فرد ممکن است بر شاخص سهام تأثیرگذار باشد. همین‌طور تغییر شاخص قیمت سهام نیز ممکن است با اثر بر مخارج مصرفی (از طریق اثر ثروت) و مخارج سرمایه‌گذاری (از طریق Q توبین) بر حجم فعالیت‌های اقتصادی و تثبیت قیمت‌ها اثرگذار باشد؛ بنابراین درک نحوه‌ی تأثیر سیاست پولی بر حوزه‌ی وسیع‌تری از اقتصاد، به‌طور ضروری مستلزم آگاهی از اثر اقدامات سیاستی بر بازارهای مالی مهم و چگونگی تغییر قیمت دارایی‌ها در این بازارها است که به‌نوبه‌ی خود بر رفتار خانوار، بنگاه و سایر تصمیم‌گیرندگان تأثیر می‌گذارد (رحیمیان و همکاران، ۱۴۰۰). در ایران با توجه به نوپا بودن بازار سرمایه و نیز بانک‌محور بودن نظام تأمین مالی، بررسی بیشتر در حوزه‌ی شاخص‌های بازارهای مالی و اثرات آن بر سازوکار انتقال سیاست پولی لازم است.

در اقتصاد ایران وضعیت شبکه بانکی دارای اشکالات و ضعف‌های اساسی در شاخص‌های مختلف سلامت و ثبات مالی است. مشکلات ترازنامه بانک‌ها، تنها متأثر از جریان سپرده‌گیری و وام‌دهی و مسائل مترتب بر آن مانند نرخ سود سپرده و مطالبات غیر جاری نیست؛ به‌عبارت‌دیگر در بخش نظارتی، مسئله ثبات مالی نباید صرفاً با تمرکز بر بخش جذب منابع (سپرده و استقراض از بانک مرکزی) و تخصیص منابع (وام‌دهی به بخش خصوصی و دولتی) دیده شود؛ بلکه ضروری است که عوامل شکل‌دهنده بی‌ثباتی مالی در طیف وسیعی از دارایی‌های بانک‌ها شامل حوزه‌های ارزی، سرمایه‌گذاری، بنگاه‌داری و املاک و مستغلات دیده شود و در اولین گام، با اعمال مقررات و سازوکارهای احتیاطی مختلف مانند الزامات سرمایه‌ای کافی و نسبت‌های اهرمی مشخص، اشتهای ریسک بانک‌ها را مهار و درونی‌سازی کرد تا با پرهیز از کژمنشی و کاهش مخاطرات اخلاقی، از تأمین مالی پروژه‌های پر ریسک و یا از قرار دادن دارایی‌های پرتفوی در معرض ریسک زیاد جلوگیری شود.

روند آمارهای چند سال اخیر اقتصاد ایران و آمارهای منتشرشده توسط بانک مرکزی بیان‌کننده این موضوع است که سیاست‌های پولی، به علت دستوری بودن نرخ سودهای بانکی و انتشار اوراق مشارکت و ایجاد رشد فزاینده بازدهی آن‌ها، بیش از آنکه بر بخش واقعی اقتصاد تأثیرگذار باشد، منجر به تشدید نوسانات اقتصادی شده و سبب افزایش تورم گردیده است. در چنین شرایطی چگونگی ارتباط مقامات پولی و مالی برای نیل به اهداف اقتصادی اهمیت ویژه‌ای دارد. مدل‌سازی اقتصادی به خوبی از عهده بیان و بسط این ارتباط برمی‌آید. روند آماری در دهه ۹۰ در اقتصاد ایران بیانگر این بود که بی‌ثباتی مالی در کشور وابستگی و همبستگی بالایی با سیاست پولی و بی‌انضباطی مالی دولت و همچنین سلطه‌ی مالی سیاست مالی به سیاست پولی داشته است.

پس از وقوع بحران‌های مالی در آمریکای لاتین، آسیای جنوب شرقی، روسیه و ترکیه از اواخر دهه‌ی گذشته‌ی میلادی به میزان وسیع و فزاینده‌ای در مجامع سیاست‌گذاری و ادبیات اقتصادی مطرح شده است. اتخاذ تدابیر پیشگیرانه برای مقابله با ریسک‌های سیستماتیک در بخش مالی و ایجاد استحکام در مؤسسات مالی برای کاهش هزینه‌ی بحران‌های مالی، عناصر اصلی بسته‌ی سیاستی ثبات مالی هستند. در دهه‌های اخیر بروز و گسترش بحران‌های مالی بر روی اقتصاد بسیاری از کشورها تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم گذاشته است (ستوده‌نیا و عابدی، ۱۳۹۲)؛ بنابراین ضروری است که به‌منظور مقابله با این بحران مجموعه سیاست‌های منسجمی در تمامی کشورهایی که به‌طور مستقیم یا غیرمستقیم تحت تأثیر قرار گرفته‌اند، اتخاذ شود؛ چراکه در غیر این صورت رکود اقتصادی بر دورنمای رشد اقتصادی جهان حاکم خواهد شد.

تأخیر در اجرای سیاست‌های لازم، صرفاً منجر به تشدید بحران و تسریع در انتقال آثار آن به سایر کشورها خواهد شد. اگرچه این کشورها برای رهایی از بحران نیازمند اجرای تعدیلات مالی هستند، اما شدت این تعدیل بستگی به شرایط خاص اقتصادی کشورها دارد. به‌هرحال این ضرورت وجود دارد که تسهیلاتی که بر روی ثبات مالی یک کشور و خروج از بحران‌های اقتصادی تأثیر دارند، شناسایی شوند. درنهایت نتایج در اختیار سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گیرد تا از این نتایج در اتخاذ سیاست‌های مناسب بهره بگیرند. سیستم‌های مالی نقش مهمی را در توسعه‌ی اقتصادی بازی می‌کنند. نقش سیستم‌های مالی، تخصیص منابع در طول زمان و بین سرمایه‌گذاری‌های مختلف است که این نقش را با قیمت‌گذاری یک‌بار بدون نرخ ریسک و بار دیگر با نرخ ریسک انجام می‌دهد. شکل صحیح سیستم مالی به اقتصاد اجازه می‌دهد که به سطح بالایی از رشد البته در صورت ثبات سایر شرایط اقتصاد کلان دست یابد.

سیاست‌های پولی، بر بخش حقیقی اقتصاد و به دنبال آن بر قیمت‌ها تأثیرگذار است و شرایط پولی اقتصاد نیز بر رفتار بازده سهام تأثیر خواهد گذاشت؛ ازاین‌رو بازار سهام در جایگاه بازار سرمایه نقش مهمی در انتقال سیاست پولی ایفا می‌کند. توسعه‌ی بازار سرمایه و نظام بانکی از طریق افزایش فرصت‌های سرمایه‌گذاری مولد، کاهش هزینه‌ی مبادلات، کاهش ریسک، تجهیز پس‌اندازها، افزایش شفافیت اطلاعات، تسهیل جریان تخصیص بهینه‌ی منابع و افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران، به رونق در تولید و رشد اقتصادی منجر می‌شود (ویلیامز[1]، ۲۰۱۲).

بارو و گوردون[2] (۱۹۸۳) و روگوف[3] (۱۹۸۵) نشان دادند که می‌بایست سیاست پولی به یک بانک مرکزی مستقل و به‌طور مناسب محافظه‌کار تخصیص یابد. بانک مرکزی مستقل بدین‌صورت که بانک مرکزی کنترل کاملی بر ابزارهای سیاست پولی را داراست و یک بانک مرکزی به‌طور مناسب محافظه‌کار بدین معنی که تولید هدف و تورم هدف به‌مراتب باید پایین‌تر از سطح بهینه‌ی اجتماعی خود قرار گیرند، به شکلی که پایدارسازی تورم تحت تأثیر اقدامات و رویکردهای مستقیم بانک مرکزی بوده و وزن سنگینی

1. Williams
2. Barro & Gordon
3. Rogoff

بر عهده‌ی بانک مرکزی باشد و وزن کم‌تری را به‌منظور پایدارسازی تولید نسبت به جامعه تخصیص دهد (چن و فلان[1]، ۲۰۲۳).

هدف ثبات مالی که عمدتاً با سیاست‌های احتیاطی برآورده می‌شود، ممکن است در مرحله به شدت یکپارچه توسعه مالی کافی نباشد. دو دلیل برای این وجود دارد؛ نخست، آزادی مالی زیربنای تعامل بین درک ارزش و ریسک است. ثانیاً، تحولات سمت عرضه، پتانسیل‌های رشد را افزایش داده است که منجر به تقویت اعتبار و رونق قیمت دارایی شده است؛ بنابراین، برای مهار مؤثر بی‌ثباتی‌های مالی، ما استدلال می‌کنیم که سیاست پولی باید به‌عنوان ابزاری برای پیشگیری از بحران وارد عمل شود (لاون و همکاران[2]، ۲۰۲۳).

مسئله اصلی مطالعه حاضر بررسی تأثیر ثبات مالی بر نرخ بهره به‌عنوان مهم‌ترین شاخص سیاست پولی در کشورهای درحال‌توسعه با استفاده از رویکرد غیرخطی است. با توجه به اینکه تغییرات در شاخص ثبات مالی در اقتصاد می‌تواند اثرگذاری نامتقارنی بر سیاست پولی داشته باشد، این مطالعه بر وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها تأکید دارد.

ساختار مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. پس از مقدمه در بخش دوم مقاله به ارائه مبانی نظری و سابقه پژوهش پرداخته شده و بخش سوم و چهارم نیز به ترتیب به الگوی پژوهش و ارائه نتایج اختصاص یافته است. درنهایت و در بخش پنجم جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی مستخرج از نتایج ارائه خواهد شد.

مبانی نظری و تجربی پژوهش

ثبات مالی یعنی سیستمی که دارای بازارهایی کارا و نهادهای کلیدی بدون مشکل خاص بوده و قیمت دارایی‌ها نوسان معناداری از سطح پایه خود پیدا نمی‌کند و برای اقتصادی که بخواهد به اهداف رشد پایدار و تورم پایین دست، یابد حیاتی است. سیستم مالی پایدار و باثبات همچنین مقاوم و انعطاف‌پذیر بوده و قادر است نوسانات در قیمت دارایی‌ها ناشی از شرایط پویای عرضه و تقاضای آن‌ها و به‌علاوه افزایش قابل توجه در عدم اطمینان را تحمل نماید. با توجه به تعاریف و مفاهیم ارائه‌شده برای امنیت مالی و ثبات مالی و نزدیکی این دو مفهوم، آن‌ها در یک معنای مشترک استفاده می‌شوند (فرزین‌وش و قربان شیران، ۱۳۹۱).

در سال‌های اخیر بازارهای مالی جهان همواره با نوسانات و نااطمینانی‌های چشمگیری مواجه بوده است؛ به‌گونه‌ای که نااطمینانی موجود در ارتباط با بازده دارایی‌های سرمایه‌گذاری‌شده، بسیاری از سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مالی را نگران کرده است. همان‌طورکه سرمایه‌گذاران بیان می‌کنند، نااطمینانی مهم‌ترین عامل در قیمت‌گذاری هر دارایی مالی است؛ به‌نحوی‌که بر کل اقتصاد تأثیر می‌گذارد. اهمیت بالقوه‌ی تأثیر تسهیلات مالی در ادبیات نظری مشخص است؛ اما تأثیر آن‌ها بر متغیرهای اقتصادی مهم

1. Chen & Phelan
2. Laeven *et al.*

مانند سطح عمومی قیمت‌ها، تولید ناخالص داخلی و نحوه‌ی اتخاذ سیاست پولی در قالب الگوهای کاربردی کمتر بررسی شده است (رحیمیان و همکاران، ۱۴۰۰).

در ابتدای قرن بیستم نظریه‌های گوناگونی در خصوص ارتباط بین کارکرد نظام مالی و اثرات آن بر متغیرهای اقتصادی در مباحث تئوریک و تجربی مطرح شده است؛ از آن جمله می‌توان به دیدگاه‌های نظریه‌پردازان اقتصادی همچون لوین و کینگ[1] (۱۹۹۳)، شاوو[2] (۱۹۷۳) و مک کینون[3] (۱۹۷۳) اشاره نمود که اعتقاد دارند نظام مالی باثبات و توسعه‌یافتگی مالی، سهم عمده‌ای در بهبود کارایی و کارکرد اقتصادی کشورها دارد و باعث رشد و شکوفایی اقتصادی می‌شود. بر پایه این رویکرد، توسعه مالی سبب توزیع بهینه منابع و امکانات، افزایش پس‌انداز، افت مخاطرات و تسهیل دادوستدها می‌شود؛ بنابراین نظام مالی همچون یک تسهیل‌کننده در اقتصاد رفتار نموده تا توزیع مطلوب و برابر منابع را ضمانت نماید و از این طریق عرصه‌ی پیدایش شرکت‌های کارآفرین را فراهم نموده و در نهایت موجبات ارتقای عملکرد اقتصادی را به وجود آورد (محمدی‌فرد و همکاران، ۱۴۰۲).

مک کینون و شاوو (۱۹۷۳) معتقدند که نظام مالی باثبات یکی از مقدمات و استراتژی‌های دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی است. همچنین آن‌ها بر مبنای پژوهش‌های شومپیتر، تئوری آزادسازی مالی را ارائه نمودند و در این تئوری آن‌ها اعلام نمودند که نبود قیود دولتی بر نظام بانکی، سبب رشد میزان و کیفیت سرمایه‌گذاری می‌گردد (آدریان و لیانگ[4]، ۲۰۱۶). به‌علاوه این پژوهشگران بر این باورند که رفع قیودی همانند نرخ ذخیره قانونی سخت‌گیرانه و زیاد، تعیین آستانه برای نرخ بهره و تسهیلات تکلیفی، توسعه و رشد اقتصادی را به سهولت میسر می‌سازد. علت این دیدگاه این است که زمانی که نرخ سود و بهره کمتر از تعادل باشد، رشد نرخ‌های سود و بهره به سمت تعادل، پس‌انداز مردم را در نهادهای مالی و بانک‌ها افزایش داده و درنهایت تخصیص منابع مالی سرمایه، کاراتر خواهد بود؛ چراکه نرخ سود و بهره بیشتر در اثر رهاسازی مالی، انگیزه مصرف‌کنندگان و خانوارها را برای افزایش پس‌انداز بالا برده و واسطه‌گری مالی را به دنبال می‌آورد، پس واگذاری تسهیلات به بخش خصوصی افزایش یافته و این مسئله سبب بالا رفتن میزان سرمایه‌گذاری و توسعه مطلوب کارکرد اقتصادی می‌گردد. همچنین نرخ‌های سود و بهره واقعی نیز منجر به توزیع کاراتر تسهیلات می‌شود که اثر دوچندان بر رشد دارد (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۹).

در مقابل نظریه‌هایی نیز وجود دارند که اعتقاد دارند در خصوص ارتباط بین کارکرد نظام مالی و اثرات آن بر متغیرهای اقتصادی مبالغه صورت گرفته است (استیگلتز[5]، ۲۰۰۰). در این مورد می‌توان به مطالعه دی گرگوری و گودتی[6] (۱۹۹۵) اشاره نمود که بیان داشتند ارتباط بین عملکرد نظام مالی و اقتصادی در کشورهای پیشرفته بسیار سست و شکننده بوده و در برخی از موارد بی‌معناست و همچنین آن‌ها نشان می‌دهند در زمانی

1. Levin & King
2. Shaw
3. Mckinnon
4. Adrian & Liang
5. Stiglitz
6. De-Gregorio & Guidotti

که کشورهای توسعه‌یافته و پیشرفته برای بار نخست به حد مشخصی از درآمد و رفاه می‌رسند، نهادها و مؤسسات مالی تنها در کارایی سرمایه‌گذاری مؤثر بوده و این مطلب سبب فاصله گرفتن آن‌ها از وظیفه تسهیل‌کنندگی خود در فعالیت‌های اقتصادی شده و درنهایت منجر به این امر می‌شود که بانک‌ها و واسطه‌گران مالی در کشورهای پیشرفته و توسعه‌یافته که خود دارای پتانسیل ورشکستگی هستند، با تکیه بر همراهی و عدم دست‌اندازی و محدودسازی دولت، ریسک‌های بیشتری را در عملکرد خود لحاظ نمایند که این خود احتمال ورشکستگی آن‌ها را افزایش می‌دهد و از طرفی ورشکستگی بانک‌ها سریعاً به نهادها و دیگر ارگان‌های مالی و غیرمالی انتقال یافته و کارکرد بخش حقیقی اقتصاد را متأثر می‌سازد. بحران مالی سال ۲۰۰۷ (تسهیلات و اعتبارات فاقد تضمین) گواه مناسبی برای بیان اهمیت ارتباط بین بازارهای مالی و تأثیرپذیری این بازارها از همدیگر است (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۸).

با توجه به گستردگی و ابعاد مختلف بازارهای مالی عوامل مختلفی در بازار مالی وجود دارند که هر یک می‌توانند به‌نوعی نشانگر ثبات مالی و تغییرات شاخص آن باشند؛ بنابراین برای سنجش و اندازه‌گیری شاخص ثبات مالی لازم است روند این عوامل و تغییرات آن‌ها مورد تحلیل و بررسی قرار گیرد و درنهایت با در نظر گرفتن مجموعه این عوامل شاخصی برای ثبات مالی ساخته شود؛ بنابراین شاخص ثبات مالی مجموعه‌ای از عوامل مختلف بازار مالی و پولی خواهد بود به‌طوری‌که منعکس‌کننده کاملی از تغییرات بازار باشد. با توجه به شرایط حاکم بر بازارهای مالی در کشورهای درحال‌توسعه و تسلط نسبی بخش بانکی بر بازار مالی در این کشورها، عوامل تعیین‌کننده ثبات بازار مالی در این کشورها به سه گروه عوامل عملیات بانکی بازار پول و نرخ بهره و بازار ارز قابل تقسیم است. البته عوامل دیگری نیز از جمله بازار سهام وجود دارد که با توجه به تأثیرگذاری کم این عوامل و ارتباط نزدیک آن با عوامل دیگر به‌خصوص بازار ارز اثرات این عوامل نیز در سه عامل مذکور منعکس می‌شود (فرزین‌وش و قربان شیران، ۱۳۹۱).

مطالعات صورت‌گرفته، روابط یک‌به‌یک مربوط به بی‌ثباتی مالی و سیاست پولی را مطالعه کرده‌اند؛ به‌نحوی‌که یا اثر متقابل سیاست پولی و بی‌ثباتی مالی یا سیاست پولی و بخش واقعی اقتصاد را بررسی کرده‌اند. در واقع، بررسی روابط و اثرگذاری‌های نااطمینانی‌های موجود در بخش حقیقی و اسمی به‌صورت هم‌زمان بر یکدیگر، مسئله‌ی بسیار مهمی برای تحلیل رفتار این بخش‌ها و انتقال اثر نااطمینانی بین آن‌ها است. شناخت صحیح این روابط در تصمیم‌گیری‌ها و سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی بسیار شایان توجه بوده و برای اتخاذ سیاست بهینه در زمان مناسب بسیار مهم است. نکته‌ای که باید بدان در زمینه تصریح مدل‌های غیرخطی توجه کرد این است که وقتی فرض خطی‌بودن را کنار گذاشته، انواع فراوانی از فرآیندهای غیرخطی بالقوه ظاهر خواهند شد. لذا تعیین مناسب‌ترین الگوی غیرخطی بسیار مهم خواهد بود. از همه مهم‌تر اینکه، استفاده از یک تصریح غیرخطی نادرست ممکن است مشکلات بیشتری را به بار آورد. ازآنجاکه انتخاب یک مدل غیرخطی مناسب کار بسیار مشکلی استف لذا نباید تعجب نمود که چرا این حوزه از اقتصادسنجی کماکان جزء حوزه‌های مهم تحقیقات اخیر به شمار می‌رود. گسترش به‌کارگیری مدل‌های غیرخطی باعث بهبود قابل توجهی در عرصه مدل‌سازی رفتار ارتباط بین ثبات مالی و سیاست پولی در حیطه اقتصاد کلان و به‌ویژه اقتصاد مالی شده است. اگرچه تخمین‌های خطی از پدیده‌های اقتصادی که

رفتار غیرخطی از خود نشان می‌دهند، برای مدل‌سازان دارای ارجحیت بیشتری است (آسان‌تر است)، اما در بسیاری از موارد تصریح خطی از چنین متغیرهایی ما را به نتایج غلطی سوق خواهد داد که این امر ضرورت استفاده از مدل‌های رگرسیونی غیرخطی را نشان می‌دهد.

السید و همکاران[1] (۲۰۲۳) به بررسی واکنش سیاست پولی به ثبات مالی در کشورهای GCC پرداخته‌اند. در این مطالعه از اطلاعات آماری ۲۰۰۶ تا ۲۰۲۰ و مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی غیرخطی استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سیاست پولی به انحراف تورم از مقدار هدف، شکاف تولید و انحراف نرخ ارز، واکنش معنی‌داری از خود نشان داده است. همچنین نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که سیاست پولی به شوک مثبت و منفی ثبات مالی، واکنش معنی‌داری از خود نشان داده است.

چن و فلان (۲۰۲۳) به بررسی ارتباط سیاست پولی و ثبات مالی پرداخته‌اند. در این مطالعه از یک مدل پویا در بازه‌ی زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۲۰ استفاده شده است. نتایج به دست آمده از این مطالعه بیانگر این است که در صورت وجود ثبات مالی، سیاست پولی منجر به افزایش در رفاه جامعه می‌شود.

هانگبجی و باسونگو[2] (۲۰۲۳) به بررسی ارتباط بین سیاست پولی و ثبات مالی در کشورهای غرب آفریقا پرداخته‌اند. در این مطالعه از یک مدل تغییر رژیم مارکوف در بازه‌ی زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۹ استفاده شده است. نتایج به دست آمده بیانگر این است که در دو رژیم نوسانات بالا و پایین اقتصاد اثر ثبات مالی بر سیاست پولی متفاوت است.

فلورو و ون رویه[3] (۲۰۱۷) به بررسی آثار آستانه‌های بی‌ثباتی مالی در نقش سیاست پولی در گروهی از اقتصادهای پیشرفته و نوظهور با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۳ پرداخته‌اند. برای این منظور، از مدل رگرسیون آستانه‌ای پنلی پویا عامل تعمیم‌یافته[4] برای برآورد مدل استفاده شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که در اقتصادهای پیشرفته، در پاسخ سیاست پولی به بی‌ثباتی ویژه بخش مالی، در زمان بی‌ثباتی بالای بازارهای مالی، سیاست‌های پولی را با شدت کمتری در پاسخ به بازار سهام و استرس بانکی اعمال می‌کنند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که به‌طورکلی آثار آستانه‌های استرس مالی در اقتصادهای نوظهور ضعیف است.

رحیمیان و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی نقش ثبات بازار مالی بر سازوکار انتقال سیاست پولی در ایران پرداخته‌اند. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است که از متغیرهای کلان اقتصادی از جمله اعتماد سرمایه‌گذاران، نرخ ارز و نرخ پول تأثیر می‌پذیرد. با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره‌ی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۷ و رهیافت MGARCH-VECH-VAR روابط پویای نااطمینانی میان متغیرها بررسی شده است. فرآیند انتقال سیاست پولی از بازار دارایی‌ها شروع می‌شود. به‌ویژه هنگامی‌که عدم قطعیت

1. Elsayed *et al.*
2. Houngbédji & Bassongui
3. Floro & Van Roye
4. Factor-augmented dynamic panel threshold regression

درباره‌ی دائمی بودن یا موقتی بودن سیاست‌ها وجود دارد، بازار دارایی‌ها بسیار سریع جواب می‌دهد؛ بنابراین قیمت دارایی‌ها و به دنبال آن ثبات بازار مالی نقش مهمی در سازوکار انتقال پولی ایفا می‌کند. سیاست‌هایی که منجر به افزایش نوسانات نرخ رشد ارز واقعی می‌شود، منجر به افزایش نااطمینانی اعتماد سرمایه‌گذاران و بی‌ثباتی بازار مالی خواهد شد و به دنبال آن نااطمینانی رشد پولی و بخش واقعی اقتصاد افزایش می‌یابد. با افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران، زمینه‌ی کاهش نرخ رشد پولی و همچنین افزایش مصرف از طریق اثر ثروت و افزایش نرخ رشد تولید فراهم می‌شود.

حسینی و همکاران (۱۴۰۰) به بررسی اثرات متقابل ثبات سیاست پولی و مالی در اقتصاد ایران با رهیافت MSVAR پرداخته‌اند. بدین منظور با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری مارکف-سوئیچینگ (MSVAR) در طول دوره‌ی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۶ اثرات متقابل سیاست‌های پولی و مالی موردبررسی قرار گرفته است. بی‌ثباتی متغیرهای درآمدهای مالیاتی، مخارج دولت، نرخ بهره و حجم نقدینگی با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که ثبات اندازه‌ی دولت در رژیم‌های صفر و یک تأثیر مثبت بر ثبات نرخ بهره دارد.

روش‌شناسی پژوهش

روش تجزیه‌وتحلیل اطلاعات در این مطالعه بر اساس مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL)[1] بوده است. لذا ابتدا به بررسی مانایی متغیرها، سپس آزمون هم انباشتگی، وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها و درنهایت برآورد مدل پرداخته می‌شود. نرم‌افزار آماری مورد استفاده در این پژوهش Eviews بود. منطبق بر مطالعه السید و همکاران (۲۰۲۳) متغیر وابسته در این مطالعه سیاست پولی (نرخ بهره) و متغیر مستقل شاخص ثبات مالی خواهد بود و علاوه بر این، سایر متغیرهای مستقل و کنترلی مورد استفاده شامل شکاف تورم، تولید و نرخ ارز هستند. قبل از ارائه مدل NARDL، رگرسیون بلندمدت نامتقارن بیان می‌گردد:

$$y_{it} = \beta^{+} x_{it}^{+} + \beta^{-} x_{it}^{-} + u_{it} \qquad (۱)$$

$$\Delta x_{it} = v_{it} \qquad (۲)$$

در اینجا y_{it} و x_{it} متغیرهای انباشته از مرتبه اول هستند و x_{it} به مقادیر مثبت و منفی تجزیه می‌شود که در اینجا x_{it}^{+} و x_{it}^{-} جمع جزئی تغییرات مثبت و منفی در x_{it} هستند:

$$x_{it}^{+} = \sum_{t=1}^{n} \Delta x_{it}^{+} = \sum_{t=1}^{n} \max(\Delta x_{it}. 0) \qquad (۳)$$

1. Nonlinear Autoregressive Distributed Lag

$$x_{it}^{-} = \sum_{t=1}^{n} \Delta x_{it}^{-} = \sum_{t=1}^{n} \min(\Delta x_{it}. 0) \quad (۴)$$

گرنجر و یون[1] (۲۰۰۲) مفهوم «هم‌انباشتگی پنهان» را مطرح کردند که در آن روابط هم‌انباشتی را می‌توان بین مؤلفه‌های مثبت و منفی متغیرهای اصلی تعریف کرد. شوردرت[2] (۲۰۰۳) این مفهوم را تعمیم می‌دهد و ترکیب خطی ثابت زیر را از اجزای جمع جزئی تعریف می‌کند (نادری و همکاران، ۱۳۹۲):

$$z_{it} = \beta_0^{+} y_{it}^{+} + \beta_0^{-} y_{it}^{-} + \beta_1^{+} x_{it}^{+} + \beta_1^{-} x_{it}^{-} \quad (۵)$$

درصورتی‌که z_{it} ثابت باشد، گفته می‌شود که y_{it} و x_{it} «به‌صورت نامتقارنی هم‌انباشته» هستند. شوردرت (۲۰۰۳) معادله (۵) را اصلاح می‌کند تا هم‌انباشتگی پنهان را تحلیل کند که در آن تنها هر جز از یک سری در معادله (۵) ظاهر می‌شود. با توجه به نکات مطرح‌شده به معرفی مدل NARDL پرداخته شده است (گودرزی و همکاران، ۱۳۹۹).

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \varphi_j y_{it-j} + \sum_{j=0}^{q} (\theta_j^{+\prime} x_{it-j}^{+} + \theta_j^{-\prime} x_{it-j}^{-}) + \varepsilon_{it} \quad (۶)$$

که در آن x_{it} یک بردار $k \times 1$ از چندین رگرسور تعریف شده است. φ_j پارامتر اتورگرسیو است، $\theta_j^{+\prime}$ و $\theta_j^{-\prime}$ پارامترهای وقفه‌ی توزیعی نامتقارن هستند و ε_{it} یک فرآیند تصادفی مستقل با توزیع یکسان با میانگین صفر و واریانس ثابت است. مطابق مطالعه‌ی پسران و همکاران[3] (۲۰۰۱) می‌توان معادله (۶) را در شکل تصحیح خطای آن به‌صورت زیر نوشت (عیدی و همکاران، ۱۳۹۹):

$$\Delta y_{it} = \rho y_{it-1} + \theta_j^{+\prime} x_{it-j}^{+} + \theta_j^{-\prime} x_{it-j}^{-} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{q} (\theta_j^{+\prime} x_{it-j}^{+} + \theta_j^{-\prime} x_{it-j}^{-}) + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

$$\Delta y_{it} = \rho \xi_{it-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{q} (\theta_j^{+\prime} x_{it-j}^{+} + \theta_j^{-\prime} x_{it-j}^{-}) + \varepsilon_{it} \quad (۸)$$

1. Granger & Yoon
2. Schorderet
3. Pesaran *et al.*

دو آزمون در مورد وجود یک رابطه‌ی بلندمدت نامتقارن (هم‌انباشتگی) بر اساس NARDL ECM وجود دارد، در معادله (۸) اگر $\rho = 0$ ، معادله رگرسیونی تنها متشکل از اختلاف‌های اولیه است و بر این دلالت می‌کند که هیچ رابطه‌ی بلندمدتی بین سطوح y_{it}، x_{it}^{+} وx_{it}^{-} وجود ندارد. توزیع مجانبی این آزمون‌های آماری ذیل فرضیه‌های صفر مربوطه غیراستاندارد است و اغلب بنا به ساختار وابستگی پیچیده بین x_t^{+} و x_t^{-}، استنتاج توزیع مجانبی دقیق آن‌ها دشوار است؛ به‌ویژه زمانی که میانگین‌های Δy_{it} و Δx_{it} غیر صفر هستند. با توجه به این دشواری‌ها استفاده از رویکرد کاربردی آزمون کرانه‌ای که پسران و همکاران (۲۰۰۱) مطرح کرده‌اند، پیشنهاد می‌شود.

در مورد مدل NARDL بنا به ساختار وابستگی موجود میان عناصر جمع جزئی x_{it}^{+} وx_{it}^{-} مقدار دقیق درجه انباشتگی (q) مشخص نیست. در ساده‌ترین مورد که رابطه‌ی بلندمدت بین y_{it}، x_{it}^{+} وx_{it}^{-} تعریف می‌شود، مقدار واقعی k بین ۱ و ۲ است. به‌طورکلی، انتظار بر این است که با استفاده از q=۱ آزمون کوچک‌تر از معمول و با q=۲ آزمون بزرگ‌تر از معمول باشد. استفاده از مقادیر بحرانی q=۱ به آزمونی محافظه‌کارتر (با مقدار بحرانی بالاتر) می‌انجامد، بنابراین به لحاظ عملی، نادیده گرفتن فرض صفر عدم رابطه‌ی بلندمدت با استفاده از این مقادیر بحرانی شاهدی مستحکم بر وجود رابطه‌ی بلندمدت است. اندازه‌ی نامناسب آزمون را به راحتی می‌توان با بوت استرپ[1] حل کرد. در مطالعه السید و همکاران (۲۰۲۲) در خصوص ارتباط ثبات مالی و سیاست پولی، مدل طراحی‌شده به‌صورت NARDL به‌صورت زیر بوده است:

$$r_{it} = \sum_{k=1}^{p} \varphi_k \Delta r_{it-k} + \sum_{k=0}^{q} (\vartheta_k^{+} x_{it-k}^{+} + \vartheta_k^{-} x_{it-k}^{-}) + v_{it} \qquad (۹)$$

به‌طوری‌که در معادله فوق r_{it} شاخص سیاست پولی، x بیانگر متغیرهای مستقل و ϑ_k^{+} و ϑ_k^{-} بیانگر اثرات نامتقارن متغیر مستقل (ثبات مالی) بر متغیر وابسته است. در صورت متفاوت و معنی‌دار بودن ضرایب ذکر شده، اثرات نامتقارن بین اجزا مثبت و منفی ثبات مالی با سیاست پولی وجود دارد. با تشریح متغیرهای مستقل در مدل، معادله برآورد شده به شرح زیر خواهد بود:

$$r_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 r_{it-1} + \alpha_2 \sum_{i=1}^{p} \pi_{it-i} + \alpha_3 y_{it} + \alpha_4 ex_{it} + \alpha_5 fsi_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۰)$$

به‌طوری‌که r_{it} نرخ بهره بیانگر شاخص سیاست پولی، r_{it-1} وقفه نرخ بهره، π_{it} نرخ تورم، y_{it} تولید ناخالص داخلی، ex_{it} نرخ ارز و fsi_{it} شاخص ثبات مالی است. علاوه بر این در بخش دوم بر اساس مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۱) معادله مربوط به مدل تصحیح خطا به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

1. Bootstrap

$$\Delta r_{it} = \rho\xi_{it-1} + \delta r_{it-1} + \vartheta_k^+ x_{it-k}^+ + \vartheta_k^- x_{it-k}^- + \sum_{k=1}^{p-1} \theta_k \Delta r_{it-k} + \sum_{k=0}^{q-1} (\vartheta_k^+ x_{it-k}^+ + \vartheta_k^- x_{it-k}^-) + \varepsilon_{it} \quad (۱۱)$$

که فرم تصریح‌شده معادله فوق به‌صورت زیر بیان شده است:

$$\Delta r_{it} = \rho\xi_{it-1} + \delta_r r_{it-1} + \rho_\pi \pi_{it-1} + \rho_y y_{it-1} + \rho_{exch} exch_{it-1} + \rho_{fsi}^+ fsi_{it-k}^+ + \rho_{fsi}^- fsi_{it-k}^- + \sum_{k=1}^{p-1} \theta_k \Delta r_{it-k} + \sum_{k=0}^{p-1} \beta_k \Delta\pi_{it-k} + \sum_{k=0}^{p-1} \varrho_k \Delta y_{it-k} + \sum_{k=0}^{p-1} \psi_k \Delta exch_{it-k} + \sum_{k=0}^{q-1} (\vartheta_k^+ \Delta fsi_{it-k}^+ + \vartheta_k^- \Delta fsi_{it-k}^-) + \varepsilon_{it} \quad (۱۲)$$

به‌طوری‌که Δ بیانگر تفاضل مرتبه اول، ε_t بیانگر جملات اخلال، fsi_{it}^+ و fsi_{it}^- به ترتیب بیانگر بخش مثبت و منفی شوک شاخص ثبات مالی هستند. در این مطالعه شاخص سیاست پولی بر اساس نرخ بهره اندازه‌گیری شده و متغیرهای مستقل نیز شامل نرخ تورم، نرخ ارز تولید و مقادیر مثبت و منفی شوک شاخص ثبات مالی هستند. شاخص ثبات مالی در این مطالعه بر اساس میانگین هندسی کفایت سرمایه، سودآوری، نقدینگی، ریسک نرخ بهره و ریسک ارز خارجی محاسبه شده است. جامعه آماری مطالعه حاضر شامل ۱۴ کشور درحال‌توسعه در بازه زمانی ۲۰۰۰ الی ۲۰۲۳ است[۱].

یافته‌های پژوهش

۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

به‌طورکلی، روش‌هایی را که به‌وسیله‌ی آن‌ها می‌توان اطلاعات جمع‌آوری‌شده را پردازش کرده و خلاصه نمود، آمار توصیفی می‌نامند. این نوع آمار صرفاً به توصیف جامعه یا نمونه می‌پردازد و هدف از آن محاسبه پارامترهای جامعه یا نمونه پژوهش است. جدول (۱) خلاصه‌ای از آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش را ارائه می‌دهد. آماره جارک-برا با درجه آزادی دو و توزیع کای-دو، فرضیه نرمال بودن توزیع را بررسی می‌کند. فرضیه صفر این آزمون دال بر نرمال بودن است؛ بنابراین اگر احتمال آن

۱. کشورهای مورد مطالعه شامل ایران، عراق، ترکیه، عمان، لبنان، عربستان، امارات، بحرین، مصر، الجزایر، اکوادور، مالزی، تایلند و ازبکستان هستند.

کمتر از ۰/۰۵ باشد، فرضیه صفر رد خواهد شد. در داده‌های مورد بررسی در این مقاله، اگرچه احتمال آماره جارک-برا برای همه‌ی متغیرها پایین‌تر از ۰/۰۵ درصد است (رد فرضیه نرمال بودن توزیع داده‌ها)، ولی با توجه به اینکه حجم نمونه‌ها در این پژوهش برای هر متغیر بیش از ۳۰ داده است، لذا طبق قضیه حد مرکزی، داده‌ها از توزیع نرمال برخوردار هستند. چولگی برابر با گشتاور سوم نرمال شده است. چولگی در حقیقت معیاری از وجود یا عدم تقارن توزیع است. برای یک توزیع کاملاً متقارن صفر و برای یک توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر بالاتر چولگی مثبت و برای توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر کوچک‌تر مقدار چولگی منفی است. داده‌های مورد مطالعه در این پژوهش، همگی چوله به راست هستند. کشیدگی برابر با گشتاور چهارم نرمال شده است، به‌عبارت‌دیگر معیاری از تیزی منحنی در نقطه ماکزیمم است.

جدول ۱. نتایج آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد استفاده در پژوهش

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره جارک-برا	احتمال
نرخ بهره	۳/۲۱	۰/۵۹	۳/۹۳	۲/۸۹	۱۰/۲۷	۰/۰۰۰
ثبات مالی	۴/۷۷	۱/۱۳	۰/۶۲	۲/۱۳	۱۳/۰۰	۰/۰۰۱
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۳/۲۶	۱/۳۱	-۰/۲۷	۲/۶۶	۲/۳۸	۰/۰۰۰
شاخص قیمت مصرف‌کننده	۶۵/۵۷	۱۵/۰۹	-۰/۱۶	۲/۲۴	۳/۸۴	۰/۰۰۰
لگاریتم نرخ ارز	۲/۰۷	۰/۳۸	-۰/۱۵	۲/۴۵	۹/۹۸	۰/۰۰۰

منبع: نتایج پژوهش

بر اساس نتایج به دست آمده در جدول (۱) مشاهده گردید که پراکندگی مشاهدات در حول میانگین بوده و توزیع تمامی متغیرهای مورد استفاده نرمال نبوده است.

۲. نتایج آزمون ریشه واحد و هم انباشتگی پانلی

یکی از مشکلات عمده در رگرسیون سری‌های زمانی پدیده رگرسیون ساختگی است؛ یعنی علی‌رغم ضریب تعیین بالا، رابطه معناداری بین متغیرها وجود ندارد. مسئله رگرسیون ساختگی می‌تواند برای مدل تلفیقی و پانلی نیز همانند مدل‌های سری زمانی مطرح گردد. لذا قبل از برآورد مدل، لازم است مانایی متغیرهای مورد استفاده در مدل بررسی شود. به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۲) ارائه شده است. فرضیه صفر این آزمون‌ها، بیانگر نامانایی متغیرها است.

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد پانلی (با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند)

متغیرها	طول وقفه	آماره آزمون LLC[1]	آماره آزمون IPS[2]
نرخ بهره	۰	-۱/۸۳* (۰/۵۶۴)	-۱/۲۷ (۰/۷۳۴)
ثبات مالی	۱	-۱/۴۵ (۰/۳۶۵)	-۱/۱۵ (۰/۳۴۲)
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	۰	-۱/۶۱ (۰/۶۵۷)	-۱/۶۹ (۰/۳۶۵)
نرخ تورم	۰	-۱۷/۲۵ (۰/۰۰۰)	-۱۵/۷۹ (۰/۰۰۰)
لگاریتم نرخ ارز	۱	-۱/۵۶ (۰/۳۱۷)	-۱/۳۴ (۰/۱۶۵)

منبع: نتایج پژوهش

*اعداد بالا ضرایب آماره آزمون‌های مربوط به متغیرها و اعداد داخل پرانتز احتمال آن‌ها است.

بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه‌شده و احتمال پذیرش آن‌ها نشان می‌دهد که متغیر نرخ تورم در سطح مانا بوده اما متغیرهای نرخ بهره، نرخ ارز، ثبات مالی و تولید در سطح نامانا بوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

در ادامه قبل از برآورد مدل، صحت وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای پژوهش با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی بررسی شده است. آزمون پدرونی[3] هفت آزمون هم‌انباشتگی را در دو گروه کلی پیشنهاد کرد که به عرض از مبدأ و ضرایب روند زمانی اجازه داده می‌شود که در بین واحدهای فردی متفاوت باشند.

جدول ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پنلی (با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند)

آماره‌ها	با روند زمانی	بدون روند زمانی
آماره v پنلی	(۰/۸۷)	(۰/۹۴)
آماره ρ پنلی	(۰/۹۲)	(۰/۸۷)
آماره PP پنلی	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
آماره ADF پنلی	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
آماره ρ گروهی	(۰/۸۹)	(۰/۷۹)
آماره PP گروهی	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)
آماره ADF گروهی	(۰/۰۰)	(۰/۰۰)

منبع: نتایج پژوهش

اعداد داخل پرانتز مقدار سطح معنی‌داری را نشان می‌دهد.

1. Levin, Lin & Chu (LLC)
2. Im, Pesaran & Shin (IPS)
3. Pedroni Test

همان‌طورکه اطلاعات جدول نشان می‌دهند، برای دو حالت مورد نظر، اکثر مقادیر سطح خطای گزارش‌شده برای آماره‌های پدرونی کمتر از ۵ درصد یا ۰/۰۵ هستند و فرضیه صفر رد می‌شود؛ بنابراین می‌توان بیان کرد که رابطه بلندمدت بین متغیرهای پژوهش وجود دارد.

۳. برآورد مدل NARDL

در ادامه جهت برآورد مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی به‌صورت غیرخطی ابتدا به بررسی آزمون برون‌زایی متغیرهای مستقل با استفاده از آماره هاسمن پرداخته شده است که نتایج در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون برون‌زایی متغیرهای تحقیق

نام متغیر	آماره آزمون	سطح معنی‌داری
لگاریتم نرخ ارز	۳/۱۷	۰/۰۰۱
لگاریتم تولید	۳/۵۶	۰/۰۱۲
نرخ تورم	۴/۲۱	۰/۰۰۲
ثبات مالی	۵/۷۸	۰/۰۰۰

منبع: نتایج پژوهش

با توجه به سطح معنی‌داری گزارش‌شده برای متغیرهای مستقل این مطالعه، مشاهده می‌شود که فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم اثرگذاری معنی‌دار متغیرها و درون‌زایی آن‌ها رد شده و این متغیرها برون‌زا هستند. پس از برآورد مدل خطی در ادامه به برآورد مدل NARDL پرداخته شده است. لازم به ذکر است که شوک‌های مثبت و منفی بر اساس فیلترهای میان‌گذر محاسبه شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد الگوی پژوهش در مدل غیرخطی

نام متغیر	الگوی کوتاه‌مدت متغیر وابسته: نرخ بهره ضریب (سطح معنی‌داری)	الگوی بلندمدت متغیر وابسته: نرخ بهره ضریب (سطح معنی‌داری)
وقفه متغیر وابسته	۰/۵۱ (۰/۰۲۴)	-
عرض از مبدأ	۲/۳۸ (۰/۰۴۲)	۲/۱۹ (۰/۰۳۷)
لگاریتم نرخ ارز	-۰/۵۹ (۰/۰۲۵)	-۰/۶۱ (۰/۰۴۱)
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	-۳۶۰ (۰/۰۰۱)	-۰/۴۷ (۰/۰۱۳)
نرخ تورم	۰/۲۶ (۰/۰۱۶)	۰/۳۱ (۰/۰۰۷)
ثبات مالی	-۰/۲۷ (۰/۰۱۱)	-۰/۳۶ (۰/۰۰۵)
شوک مثبت ثبات مالی	-۰/۱۹ (۰/۰۰۹)	-۰/۲۵ (۰/۰۲۲)
شوک منفی ثبات مالی	۰/۲۸ (۰/۰۱۷)	۰/۳۳ (۰/۰۱۱)
ضریب تعیین	۰/۶۹	۰/۵۷
آماره دوربین - واتسون	۱/۷۹	۱/۸۳
آماره F	۳۸/۴۹ (۰/۰۰۰)	۴۵/۱۶ (۰/۰۰۰)

منبع: نتایج پژوهش

در مدل برآورد شده متغیرهای تولید ناخالص داخلی و تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب تأثیر منفی و مثبت معنی‌داری بر شاخص سیاست پولی (نرخ بهره) در این گروه از کشورها دارند. متغیرهای نرخ ارز و ثبات مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی و معنی‌داری بر سیاست پولی در این گروه از کشورها دارند.

در مدل برآورد شده متغیر نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب تأثیری معادل ۰/۵۹- و ۰/۶۱- بر نرخ بهره داشته است که بیانگر این موضوع است که با ثبات سایر شرایط، افزایش یک درصدی در نرخ ارز، منجر به کاهش در نرخ بهره به میزان ۰/۵۹ و ۰/۶۱ درصد در این گروه از کشورها می‌شود.

در مدل برآورد شده تأثیر متغیر تولید در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر نرخ بهره به ترتیب معادل ۰/۳۶- و ۰/۴۷- است که بیانگر این موضوع است که با ثبات سایر شرایط، افزایش یک درصدی در تولید، منجر به کاهش در نرخ بهره به میزان ۰/۳۶ و ۰/۴۷ درصد می‌شود.

در مدل برآورد شده نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر نرخ بهره به ترتیب تأثیری معادل ۰/۲۶ و ۰/۳۱ داشته است که بیانگر این موضوع است که با ثبات سایر شرایط، افزایش یک درصدی در نرخ تورم، منجر به افزایش در نرخ بهره به میزان ۰/۲۶ و ۰/۳۱ درصد می‌شود.

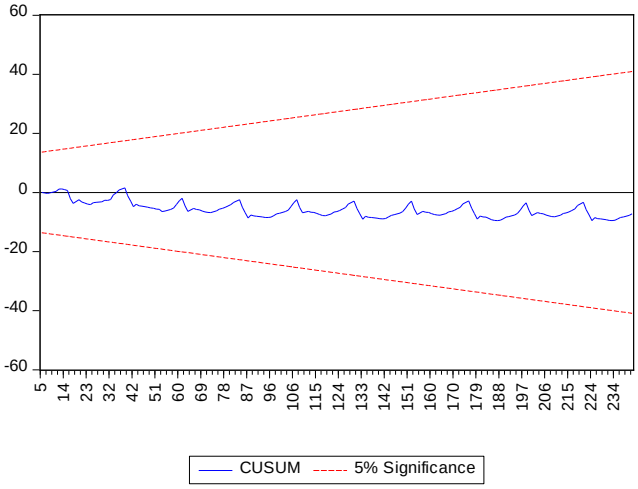
در مدل برآورد شده متغیر ثبات مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر نرخ بهره به ترتیب تأثیری معادل ۰/۲۷- و ۰/۳۶- داشته است که بیانگر این موضوع است که با ثبات سایر شرایط، افزایش یک درصدی در ثبات مالی منجر به کاهش در نرخ بهره به میزان ۰/۲۷ و ۰/۳۶ درصد می‌شود.

درنهایت در مدل برآورد شده شوک مثبت و منفی ثبات مالی در کوتاه‌مدت به ترتیب تأثیری معادل ۰/۱۹- و ۰/۲۸ بر نرخ بهره داشته است و تأثیر این شوک در بلندمدت به ترتیب برابر با ۰/۲۵- و ۰/۳۳ است که بیانگر عدم تقارن در تأثیر شوک مثبت و منفی ثبات مالی بر نرخ بهره به‌عنوان شاخص سیاست پولی در این گروه از کشورها است. بر اساس نتایج به دست آمده می‌توان بیان کرد که با بهبود در شاخص ثبات مالی، شاهد کاهش در نرخ بهره بوده و با بدتر شدن این شاخص و بی‌ثباتی در وضعیت متغیرهای مالی، اقتصاد شاهد افزایش در حجم پول بوده است.

در ادامه به‌منظور بررسی آزمون ثبات معمولاً به آزمون سازگاری تقریبی ضرایب رگرسیون در طول زمان پرداخته می‌شود. در این مطالعه از آزمون ثبات معرفی‌شده توسط براون و همکاران[1] (۱۹۷۵) استفاده می‌شود که مبتنی بر اجزاء باقیمانده عطفی است. در مدل‌های عطفی هم‌بستگی اجزاء اخلال در یک دوره صفر است و آزمون ثبات، مبتنی بر خلاصه انباشته اجزاء باقیمانده عطفی، CUSUM[2] و خلاصه انباشته مربع اجزاء باقیمانده عطفی، CUSUMSQ[3] است. ویژگی مهم این آزمون این است که می‌توان از آن حتی در شرایطی که نسبت به وقوع تغییرهای ساختاری نااطمینانی وجود دارد، استفاده شود. از سوی دیگر برای داده‌های سری زمانی نیز کاملاً مناسب است. فرضیه‌ی صفر در این آزمون، بیان می‌کند که بردار ضرایب در

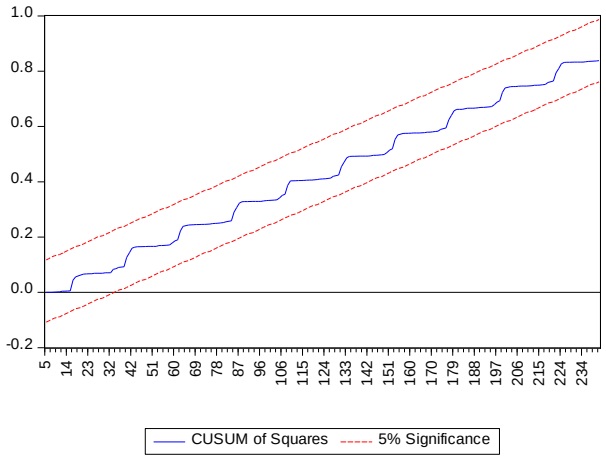
1. Brown
2. Cumulative sum of residual
3. Cumulative sum of squares of residual

هر دوره یکسان است و فرضیه‌ی دیگر، حالات دیگر را بیان می‌کند. اگر نمودار ارائه‌شده داخل فاصله اطمینان باشد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود شکست ساختاری را نمی‌توان رد کرد و اگر نمودار از فاصله اطمینان بیرون زده باشد (به عبارتی فاصله اطمینان را قطع کرده باشد) فرضیه صفر مبنی بر وجود شکست ساختاری رد و وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود (آماره CUSUM برای یافتن تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون و آماره CUSUM OF SQUARE زمانی که انحراف از پایداری ضرایب رگرسیون اتفاقی و ناگهانی است، مفید واقع می‌شود).



نمودار ۱. آزمون CUSUM

منبع: نتایج پژوهش



نمودار ۲. آزمون CUSUMSQ

منبع: نتایج پژوهش

نتایج به دست آمده از نمودارهای فوق بیانگر وجود ثبات و پایداری در ضرایب برآورد شده در مدل است. در ادامه به بررسی مشکل خودهمبستگی، واریانس ناهمسانی و توزیع نرمال در جملات اخلال مدل رگرسیون بر اساس آماره‌های آزمون براش گادفری، باراش پاگان و جارک- برا پرداخته شده است.

جدول ۶. آزمون‌های تشخیصی مدل رگرسیون برآورد شده در قالب روش NARDL

نام آزمون	آماره آزمون	سطح معنی‌داری
جارک - برا	۱/۲۳	۰/۱۵۳
براش گادفری (خودهمبستگی)	۱/۰۷	۰/۴۵۳
براش پاگان (واریانس ناهمسانی)	۱/۱۶	۰/۴۴۷

منبع: نتایج پژوهش

با توجه به اینکه سطح معنی‌داری گزارش‌شده در آزمون‌های فوق بیشتر از ۰/۰۵ است، بنابراین در سطح خطای ۵ درصدی فرضیه صفر به ترتیب مبنی بر توزیع نرمال جملات اخلال، عدم وجود خودهمبستگی و واریانس همسان بودن توزیع جملات اخلال رد نشده و مدل برآورد شده دارای مشکلی در جملات اخلال مدل رگرسیون نیست.

بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف این مقاله بررسی تأثیر شاخص ثبات مالی بر نرخ بهره بر اساس مدل غیرخطی در کشورهای درحال‌توسعه بوده است. در این مطالعه از مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) و اطلاعات آماری بازه زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۲۳ برای کشورهای درحال‌توسعه استفاده شد. سیاست‌گذاران یک مسیر بهینه را برای رشد پول در دوره‌های مختلف انتخاب می‌کنند. به‌تدریج و با مشخص شدن آثار سیاست‌های اتخاذشده توسط دولت و مقایسه مزایای رشد اقتصادی یا معایب رشد قیمت‌ها، سیاست‌گذاران اقدام به تعدیل و اصلاح سیاست‌های خود می‌نمایند؛ اما به‌منظور اثربخشی این سیاست‌ها لازم است تا این تغییرات تا حد امکان از دید افراد جامعه مخفی باقی بمانند. از طرف دیگر، افراد با بررسی روند رشد پول در گذشته، اقدام به پیش‌بینی رشد پول در آینده می‌کنند، چراکه بر این باورند که اهداف و ترجیحات سیاست‌گذاران تقریباً ثابت است و بدین ترتیب آن‌ها قادر به پیش‌بینی تغییرات احتمالی در اهداف و

ترجیحات سیاست‌گذاران نیستند. در این شرایط آن‌ها اگرچه دارای انتظارات عقلایی هستند، اما وجود اطلاعات ناقص باعث می‌شود تا در تصمیم‌گیری‌های خود دچار اشتباه شوند. بر اساس ادبیات نظری بیان‌شده و مطالعات تجربی، رابطه علّی از سمت بی‌ثباتی مالی بر سیاست پولی بوده است که در این مطالعه نیز این رابطه مدنظر بوده است. با افزایش تمرکز بر ثبات مالی، روش اجرای سیاست‌های پولی نیز به میزان فراوانی تغییر کرده است. پژوهش‌های انجام‌شده در اقتصاد پولی باعث پدیدار شدن تفکر جدید در خصوص چگونگی اثرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد و منجر به تکامل درک ما از سازوکارهای انتقال پولی شده است. اثربخشی سیاست پولی به معنای درجه‌ی تأثیر این سیاست بر بخش حقیقی اقتصاد، یعنی سرمایه‌گذاری، مصرف و به‌طورکلی سطح تولید و سطح عمومی قیمت‌ها است. این تأثیر از طریق فرآیندی ایجاد می‌شود که به آن سازوکار انتقال سیاست پولی می‌گویند و به‌طورکلی در چهار بخش عمده شامل کانال نرخ بهره، کانال نرخ ارز، کانال قیمت دارایی‌ها و کانال اعتباری طبقه‌بندی می‌شود. از میان کانال‌های انتقال سیاست پولی، کانال قیمت دارایی‌ها نقش مهمی را ایفا می‌کند. این مطالعه سعی در بررسی اثرگذاری بی‌ثباتی مالی بر سیاست پولی داشت. نتایج به دست آمده از این مطالعه بیانگر این بود که متغیرهای نرخ تورم و تولید تأثیر مثبت و معنی‌داری بر سیاست پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته است، اما متغیرهای نرخ ارز و ثبات مالی تأثیر منفی و معنی‌داری بر سیاست پولی دارند. علاوه بر این مدل بخش مدل غیرخطی برآورد شده مشاهده گردید که مقادیر مثبت و منفی ناشی از شوک ثبات مالی اثرات نامتقارنی بر سیاست پولی در کشورهای درحال‌توسعه داشته است.

نتایج به دست آمده از این مطالعه مطابق و هم‌راستا با مطالعات السید و همکاران (۲۰۲۳)، چن و فلان (۲۰۲۳) و رحیمیان و همکاران (۱۴۰۰) بوده است. با توجه به نتایج به دست آمده به‌منظور اثربخشی بیشتر ثبات مالی بر سیاست پولی پیشنهاد استقلال بانک مرکزی و عدم تحمیل نتایج سیاست‌های بودجه‌ای دولت‌ها بر سیاست‌های پولی بانک مرکزی، راه دیگری برای کارآمد نمودن سیاست‌های پولی در میان‌مدت و بلندمدت است.

برخلاف آنچه در گذشته انجام شده است، بایستی از انتشار بیشتر پول اجتناب نمود؛ چراکه در اقتصاد کشورهای درحال‌توسعه سیاست‌های تسهیل‌کننده‌ی پولی در شرایط بی‌ثباتی مالی به‌جای تحریک هم‌زمان بخش حقیقی و عرضه‌ی کل (کاهش شکاف تولید) و بازار دارایی‌ها، عموماً ظرفیت‌های سوداگری مالی و تورم را تهییج ساخته و اثرات حداقلی بر رشد اقتصادی خواهد داشت.

با توجه به تأثیر شاخص ثبات مالی بر سیاست پولی، توصیه می‌شود که اجرای سیاست‌های احتیاطی در بازارهای مالی و پولی متناسب با وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی صورت گیرد. همچنین اجرای

سیاست‌های نامتعارف در بازارها مانند خرید و عرضه اوراق می‌تواند از کانال انتظارات منجر به کاهش در بی‌ثباتی مالی در اقتصاد شود. درنهایت عدم تخطی سیاست‌گذاران از سیاست‌های اعلام‌شده مهم‌ترین عامل در کاهش بی‌ثباتی مالی خواهد بود.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد .

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند .

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد .
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است

منابع

حسینی، الهام؛ نادمی، یونس؛ آسایش، حمید و سجادی فر، سید حسین. (۱۴۰۰). اثرات متقابل بی‌ثباتی سیاست‌های پولی و مالی در اقتصاد ایران با رهیافت MSVAR. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۰(۳۷)، ۱۹۹-۱۶۰.

خلیلی عراقی، منصور؛ برخورداری دورباش، سجاد و گلوانی، امین. (۱۳۹۹). تبیین رابطه بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی با استفاده از شاخص ترکیبی فازی. *تحقیقات اقتصادی*، ۵۵(۳)، ۶۰۸-۵۸۵.

خلیلی عراقی، منصور؛ فرزین وش، اسداله و صدری، حامد. (۱۳۹۸). بررسی اثرات متغیر زمانی توسعه مالی بر رشد اقتصادی: مدل TVP-FAVAR. *پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۹(۳)، ۵۹-۳۱.

رحیمیان، فریناز؛ شریفی رنانی، حسین و قبادی، سارا. (۱۴۰۰). نقش ثبات بازار مالی بر سازوکار انتقال سیاست پولی در ایران: روش گارچ چند متغیره (MGARCH). *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۹(۳)، ۶۴-۳۷.

ستوده‌نیا، سلمان و عابدی، فریبا. (۱۳۹۲). تأثیر سیاست‌های پولی و مالی در تثبیت مالی ایران. *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۱(۳)، ۱۱۵-۱۰۳.

عیدی، محمود؛ هژبر کیانی، کامبیز؛ رجایی، یداله و رحیم زاده، اشکان. (۱۳۹۹). بررسی اثرات نامتقارن نرخ ارز بر تابع تقاضای پول ایران با وجود هزینه مذهبی خانوار: رویکرد NARDL. *اقتصاد مالی*، ۱۴(۳)، ۵۴-۲۷.

فرزین‌وش، اسدالله و قربان شیران، علی. (۱۳۹۱). تبیین و ساخت شاخص ثبات مالی و بررسی آن برای کشورهای درحال‌توسعه. *دوفصلنامهٔ علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۰(۲۲)، ۲۸-۳.

گودرزی فراهانی، یزدان؛ عادلی، امیدعلی و قربانی، عاطفه. (۱۳۹۹). تأثیر نااطمینانی سیاست‌های اقتصادی بر نوسانات نرخ ارز با استفاده از رویکرد مدل خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL). *مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۵(۴)، ۱۷۱-۱۴۷.

محمدی‌فرد، فاطمه السادات؛ مهرآرا، محسن و برخورداری، سجاد. (۱۴۰۲). بررسی اثرات بی‌ثباتی مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی با روش خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر در زمان (TVP-VAR). *اقتصاد باثبات*، ۴(۱)، ۴۷-۲۶.

نادری، اسماعیل؛ عبداللهی، پرستو؛ ابونوری، عباسعلی و گندلی علیخانی، نادیا. (۱۳۹۲). تجزیه‌وتحلیل عدم تقارن میان شاخص سهام و نرخ تورم به کمک رویکرد هم‌انباشتگی پنهان: (مطالعه موردی ایران). *فصلنامه علمی پژوهشی راهبرد اقتصادی*، ۲(۵)، ۴۵-۲۳.

References

Adrian, T; & Liang, N. (2016). Monetary policy, financial conditions, and financial stability. CEPR Discussion Paper No. DP11394.

Barro, R. J; & Gordon, D. B. (1983). Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, *12*(1), 101-121.

Brown, R. L; Durbin, J; & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 2(2), 149-192.

Chen, W; & Phelan, G. (2023). Should monetary policy target financial stability? *Review of Economic Dynamics*, *49*, 181-200.

De Gregorio, J; & Guidotti, P. E. (1995). Financial development and economic growth. *World Development*, *23*(3), 433-448.

Eidi, M; Hejbar Kiani, K; Rajaei, Y; & Rahimzadeh, A. (2019). Investigating the asymmetric effects of exchange rate on Iran's money demand function despite household religious expenditure: NARDL approach. *Financial Economics*, 14(3), 27-54. (In Persian).

Elsayed, A. H; Naifar, N; & Nasreen, S. (2023). Financial stability and monetary policy reaction: Evidence from the GCC countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *87*, 396-405.

Farzinvash, A; & Ghorbani Shiran, A. (2012). Creating Financial Stability Index and Survey in the Developing Countries. *The Journal of Economic Studies and Policies*, *0*(22), 3-28. (In Persian).

Floro, D; & Van Roye, B. (2017). Threshold effects of financial stress on monetary policy rules: A panel data analysis. *International Review of Economics & Finance*, *51*(3), 599-620.

Granger, C. W. J; & Yoon, G. (2002). Hidden cointegration. University of California, San Diego, Department of Econometrics. Working Paper 2002–02.

Gudarzi Farahani, Y; Adeli, O; & Ghorbani, A. (2020). The Impact of Economic Policy Uncertainty on Exchange Rate Fluctuations with using the Nonlinear Autoregressive distributed lags Model (NARDL). *Journal of Econometric Modelling*, *5*(4), 147-171. (In Persian).

Hosseini, E; Nadami, Y; Asayesh, H; & Sajjadifar, S. H. (2021). The mutual effects of monetary and financial policy instability in Iran's economy with the MSVAR approach. *Iranian Applied Economic Studies Quarterly*, *10*(37), 160-199. (In Persian).

Houngbédji, H. S; & Bassongui, N. (2023). Financial stability and monetary policy of the Central Bank of West African Countries: a Markov-Switching model. *Journal of Economic Studies*, *50*(3), 525-543.

Khalili Araghi, M; Farzinvash, A; & Sadri, H. (2019). The Impacts of Financial Development on Growth: TVP-FAVAR Model. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, *19*(3), 31-59. (In Persian).

Khalili Araqi, M; Barkhordari, S; & Galvani, A. (2019). Explaining the relationship between financial development and monetary policy efficiency using fuzzy composite index. *Economic Research*, *55*(3), 585-608. (In Persian).

Laeven, L; Maddaloni, A; & Mendicino, C. (2022). Monetary policy, macroprudential policy and financial stability. European Central Bank Working Paper Series 2647.

Mohammadifard, F; Mehrara, M; & Barkhordari, S. (2023). Investigating the effects of financial instability on macroeconomic variables with time-varying vector autoregression (TVP-VAR). *Stable Economy Journal*, *4*(1), 26-47. (In Persian).

Naderi, E; Abdolahi, P; Abounori, A; & Gandalialikhani, N. (2013). An Analysis of the Asymmetry between the Stock Index and the Inflation Rate Using the Hidden Co-Integration Approach: A Case Study in Iran. *Economic Strategy*, 2(5), 23-45. (In Persian).

Pesaran, M. H; Shin, Y; & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, *16*(3), 289-326.

Rahimian, F; Sharifi Renani, H; & Ghobadi, S. (2021). The role of financial market stability on the monetary policy transmission mechanism in Iran: Multivariate GARCH method (MGARCH). *Asset Management and Financing*, *9*(3), 37-64. (In Persian).

Rogoff, K. (1985). The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target. *The Quarterly Journal of Economics*, *100*(4), 1169-1189.

Schorderet, Y. (2003). Asymmetric Cointegration. University of Geneva, Mimeo.

Sotoudhnia, S; & Abedi, F. (2012). The effect of monetary and financial policies on Iran's financial stabilization. *Strategic and macro policies*, *1*(3), 103-115. (In Persian).

Stiglitz, J. (2000). Capital Market Liberalization, Economic Growth, and Instability. *World Development*, *28*(6), 1075-1086.

Williams, N. (2012). Monetary policy under financial uncertainty. *Journal of Monetary Economics, 59*(5), 449-465.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۱۰، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۵، بهار و تابستان ۱۴۰۳
صفحات ۳۱۰-۲۹۱

مقاله پژوهشی

نقش تجارت بین‌الملل بر توسعه شاخص سرمایه انسانی (مطالعه موردی: کشورهای OECD)[۱]

نادیا میرزابابازاده[۲]، سمانه نورانی آزاد[۳]، احمد لطفی[۴] و حسن اعمی بنده قرایی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۹/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۳۰

چکیده

در دنیای امروزی که در عصر گسترش تجارت بین‌الملل و جهانی‌شدن اقتصادی قرار دارد، سرمایه انسانی در فرایند رشد و توسعه اقتصادی اهمیت فراوان دارد؛ لذا ضرورت پرداختن به موضوع‌های مرتبط با سرمایه انسانی به‌ویژه از جنبه‌های اقتصادی، احساس می‌شود. ازاین‌رو در این مطالعه سعی بر این است تا اثرگذاری تجارت بین‌الملل بر سرمایه انسانی بررسی شود. طبق نظر طرفداران جهانی‌شدن، تجارت هم به‌طور مستقیم از طریق درآمد و هم به‌طور غیرمستقیم از طریق آمیختگی فرهنگی و افزایش تنوع کالاهای موجود، بر توسعه انسانی تأثیرگذار است. ازآنجاکه کشورهای OECD از سطح روابط تجاری بالایی برخوردارند و به‌ویژه نقش اساسی را در تکوین مناسبت‌های تجارت جهانی بازی می‌کنند، در این پژوهش به آن‌ها توجه شده است. برای تحقق این هدف یک الگوی اقتصادسنجی پنل پویا تصریح شده و با استفاده از داده‌های کشورهای OECD در دوره ۲۰۲۱ – ۱۹۹۰ و به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، به بررسی تأثیر تجارت بر سرمایه انسانی پرداخته شده است. نتایج حکایت از آن دارد که توسعه‌ی صادرات و واردات از طریق تجارت بین‌الملل آثار مثبت و معنی‌داری را بر شاخص سرمایه انسانی در کشورهای موردنظر داشته و درنتیجه ایجاد سرریزها و انتقال فناوری از طریق تجارت خارجی، نقش مهمی را در تکوین سرمایه انسانی ایفا می‌کنند. شاخص توسعه انسانی نیز با یک وقفه بر شاخص توسعه انسانی تأثیر مثبت و معناداری بر جای می‌گذارد.

واژگان کلیدی: تجارت، سرمایه انسانی، سرریز فناوری، جهانی‌شدن.

طبقه‌بندی موضوعی: *F13, F60, O15, I25* .

---

۱. کد doi مقاله: 10.22051/ieda.2024.45772.1391

۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران. نویسنده مسئول. Emial:nmirzababazadeh@pnu.ac.ir

۳. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران.Email:noraniazad@pnu.ac.ir

۴. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران. Email:lotfiahmad@pnu.ac.ir

۵. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران. Email:hasanaama@pnu.ac.ir

مقدمه

امروزه جهان به دهکده جهانی تبدیل شده است و کشورها در حال آزادسازی سیاست‌های تجاری خود برای رسیدن به حداکثر منافع حاصل از مزیت نسبی هستند. باز بودن تجارت و یا آزادسازی، امروزه به‌عنوان یکی از ابزارهای اصلی برای افزایش رشد اقتصادی در نظر گرفته شده است (جیدون و همکاران[1]، ۲۰۱۵). جهان به‌طور فزاینده‌ای به سوی تعامل کشورها با بازارهای بین‌المللی در حرکت است و تجارت در جهان امروز نه تنها اجتناب‌ناپذیر بلکه سودمند است. تجارت می‌تواند روند توسعه را تسهیل، ترویج و حفظ نماید و برای تک‌تک کشورها، تجارت به‌عنوان یک پیش‌نیاز برای رشد پایدار دیده می‌شود. این درواقع چارچوب اصلی استدلال نظریه کلاسیک از منافع حاصل از تجارت است. با تجارت و سرمایه‌گذاری بیشتر، کشورها قادر به دستیابی به رشد سریع‌تر، کاهش فقر، ایجاد مشاغل بیشتر و بهبود دانش، مهارت‌ها و بهره‌وری نیروی کار خود خواهند بود (حمید و امین[2]، ۲۰۱۳). از ابتدایی‌ترین نظریات تجارت، می‌توان نظریه مزیت مطلق آدام اسمیت و مزیت نسبی دیوید ریکاردو را نام برد. محور اصلی هر دوی این نظریات بر این پایه استوار است که کشورها باید به تولید کالاهایی بپردازند که در تولید آن‌ها دارای مزیت نسبی هستند. در اوایل قرن بیستم یکی از مطرح‌ترین نظریات تجارت بین‌الملل در باب فراوانی عوامل تولید و ارتباط آن با تجارت، با نام نظریه هکشر-اوهلین[3] مطرح شد که بسیاری از کمبودهای نظریات قبلی را جبران می‌کرد (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۰).

وجود نیروی کار متخصص دارای تحصیلات عالی، پرانگیزه و دارای نگرش مثبت به رشد و توسعه کشور موجب افزایش بهره‌وری نیروی کار و به تبع آن افزایش توان رقابتی بنگاه‌ها خواهد شد. عوامل تخصصی نظیر نیروی کار، پایه مزیت پایدار محسوب می‌شود؛ به‌عبارت‌دیگر، بنگاه‌ها بایستی با انجام سرمایه-گذاری‌های مداوم به ایجاد نیروی کار متخصص اقدام نمایند تا بتوانند وضعیت رقابتی خود را ارتقاء دهند (پورتر[4]، ۱۹۹۰). در اوایل دهه ۱۹۶۱، دنیسون و شولتز[5] برای اولین بار موضوع سرمایه انسانی را در ادبیات اقتصادی مطرح کردند و از آن به‌عنوان یکی از عوامل تولید در کنار سایر عوامل تولید نام بردند. سرمایه انسانی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل مزیت‌های رقابتی در سطح بین‌الملل معرفی شده و شرکت‌ها و کارخانه‌ها برای مدیریت و توسعه آن برنامه‌ریزی می‌کنند (رودول و تئو[6]، ۲۰۰۳). در اواسط دهه ۱۹۷۰ مفاهیم اجتماعی و انسانی جایگاه ویژه خود را در تعاریف توسعه پیدا کردند. در گزارش توسعه انسانی سال ۱۹۹۶ که به بحث رابطه رشد اقتصادی و توسعه انسانی می‌پردازد، آمده است "علیرغم رشد سریع اقتصادی در پانزده کشور طی سه دهه گذشته، ۱/۶ میلیارد نفر از مردم جهان فقیرتر شده و وضع زندگی‌شان بدتر

1. Jadoon *et al.*
2. Hamid & Amin
3. Heckscher-Ohlin
4. Porter
5. Denison & Schultz
6. Rodwell & Teo

از پانزده سال پیش شده است". پیام محوری گزارش توسعه انسانی ۱۹۹۶ بیان می‌دارد که هیچ پیوند خودکاری میان رشد اقتصادی و توسعه انسانی وجود ندارد؛ اما هنگامی‌که این پیوندها از طریق سیاست گذاری صحیح و تصمیم آگاهانه برقرار شد، این دو متقابلاً بر هم تأثیر می‌گذارند و رشد اقتصادی به نحو مؤثر و سریعی به بهبود توسعه انسانی کمک خواهد کرد.

موجودی سرمایه انسانی یک کشور یکی از عوامل مهم توضیح‌دهنده رشد بلندمدت است؛ ازاین‌رو اثر تجارت بین‌الملل روی انباشت سرمایه انسانی، رابطه دیگری را بین رشد اقتصادی و تجارت توضیح می‌دهد. همچنین توزیع درآمد در اقتصادهای کمتر توسعه‌یافته که درنتیجه تجارت اتفاق می‌افتد، یکی از عوامل مهمی است که انباشت سرمایه انسانی را متأثر می‌کند (اون[1]، ۱۹۹۹). افزایش تجارت علاوه بر تأثیر بر درآمد، می‌تواند تأثیرات مثبتی نیز بر دیگر شاخص‌های اقتصادی از جمله توسعه انسانی داشته باشد. شاخص توسعه انسانی (HDI)[2] (شاخص ترکیبی از نرخ باسوادی و آموزش، امید به زندگی و درآمد) نسبت به درآمد سرانه، مقیاس مناسب‌تری برای توضیح توسعه اقتصادی است (روزبهان، ۱۳۸۸). لذا ازآنجایی‌که تجارت و سرمایه انسانی در رشد و توسعه اقتصادی کشورها اهمیت خاص دارد و تاکنون مطالعات محدودی در این مورد انجام شده است، در این مقاله تلاش شده است که تأثیر تجارت بر سرمایه انسانی در کشورهای OECD[3] مورد بررسی قرار گیرد. ازآنجاکه کشورهای OECD از سطح روابط تجاری بالایی برخوردارند و به‌ویژه نقش اساسی را در تکوین مناسبت‌های تجارت جهانی بازی می‌کنند، در این پژوهش به آن‌ها توجه شده است. دراین‌باره، پاسخ به سؤال‌های پژوهش درباره‌ی کشف اثرگذاری تجارت بین‌الملل بر سرمایه انسانی در کشورهای توسعه‌یافته OECD می‌تواند درس‌هایی را برای کشورهای درحال‌توسعه به‌ویژه ایران به دنبال داشته باشد تا بتوانند روابط تجاری را توسعه دهند. لذا هدف مقاله حاضر بررسی تأثیر تجارت بر سرمایه انسانی است. در این مقاله با استفاده از داده‌های کشورهای OECD در دوره ۲۰۲۱-۱۹۹۰ با به‌کارگیری روش پنل پویا و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضلی (GMM)[4] به بررسی تأثیر تجارت بر توسعه انسانی پرداخته شده است. ادامه مقاله به شرح زیر سازمان‌دهی شده است: بخش دوم و سوم این مقاله به مرور ادبیات موضوع و پیشینه پژوهش اختصاص یافته است و پس از آن در بخش چهارم تصریح الگو، متغیرها و روش‌شناسی پژوهش بیان می‌شود. در بخش پنجم با استفاده از روش GMM اقدام به برآورد مدل تأثیر تجارت بر شاخص توسعه انسانی نموده‌ایم و درنهایت در بخش ششم جمع‌بندی و راهکارهای سیاستی ارائه شده است.

مبانی نظری

اهمیت سرمایه انسانی به‌عنوان یکی از منابع جدید تولید ثروت از دهه ۱۹۵۰ وارد مباحث اقتصادی شده است. آنچه در جریان توسعه صنعتی جوامع مشهود است، ارتقاء دانش بشر و توسعه سرمایه انسانی در

1. Owen
2. Human Development Index
3. Organization for Economic Cooperation and Development
4. Generalized Method of Moments

تولید کالاهای صنعتی است و تولید صنعتی بیشتر با اتکا بر دو منبع عمده سرمایه (سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی) صورت می‌گیرد. در اوایل دهه ۱۹۶۱ "شولتز" و "دنیسون" برای اولین بار موضوع سرمایه انسانی را در ادبیات اقتصادی مطرح کردند و از آن به‌عنوان یکی از عوامل تولید در کنار سایر عوامل تولید نام بردند. شولتز (۱۹۶۱) که به پدر نظریه سرمایه انسانی شهرت دارد، از آموزش به‌عنوان نوعی سرمایه-گذاری یاد کرد و این فرضیه را اثبات کرد که کلید توسعه اقتصادی خود انسان است و نه منابع مادی (دنیسون، ۱۹۶۲). سرمایه انسانی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل مزیت‌های رقابتی در سطح بین‌الملل معرفی شده است و شرکت‌ها و کارخانه‌ها برای مدیریت و توسعه آن برنامه‌ریزی می‌کنند (رودول و تئو، ۲۰۰۳). مفهوم توسعه انسانی در گزارش توسعه ۱۹۹۰ برنامه توسعه سازمان ملل متحد (UNDP)[1]، توسط آمارتیا سن[2] و محبوب الحق[3] به کارگرفته شد. از آن پس در گزارش‌های سالانه توسعه سازمان ملل متحد برای ارزیابی توسعه انسانی از شاخص HPI[4]، HDI و GDI[5] که متغیرهای سواد، سلامت، آموزش، طول عمر، جنسیت و درآمد را در بر می‌گیرد، استفاده شده است. در این شاخص‌ها نیروی انسانی به‌عنوان عامل توسعه در نظر گرفته شده است. در اثر این تحولات، رویکرد انسان‌محوری یا قابلیت انسانی که در دهه ۱۹۸۰ توسط آمارتیا سن مطرح شده بود، در دهه ۱۹۹۰ به‌عنوان رویکردی جدید در توسعه معرفی شد. در این رویکرد جایگاه انسان از عامل توسعه به فاعل توسعه ارتقا یافت. به‌گونه‌ای که نوع نگرش به انسان به‌عنوان عامل اقتصادی و ارزیابی رفتار وی به‌وسیله سطح مطلوبیت، منابع و درآمد دچار تغییر و تحول شد (سن، ۱۹۹۷). توسعه انسانی، شالوده اصلی خود را از رویکرد قابلیت‌های سن گرفته است که عبارت از توانایی یک فرد برای داشتن انتخاب‌های مختلف برای دستیابی به سطح رفاه متناظر است (سن، ۱۹۹۰).

در نظریه چرخه کالا، سرمایه انسانی در مرحله تولید کالا مهم و حیاتی است؛ بنابراین کشورهایی که به نیروی کار فنی و تحصیل‌کرده دسترسی دارند، نسبت به کشورهای درحال‌توسعه دارای مزیت رقابتی در تولید و صادرات کالاهای جدید هستند. بعد از رسیدن کالا به مرحله بلوغ و گسترش بازار کالا، بنگاه نوآور برای اینکه مزیت رقابتی را از دست ندهد، به کمک نیروی کار ماهر و تحصیل‌کرده (سرمایه انسانی) خود به خلق ایده‌ها و کالاهای جدید با فناوری‌های برتر روی می‌آورد (لوتز و گرین[6]، ۱۹۸۳). انباشت سرمایه انسانی حین کار از طریق یادگیری ضمن انجام کار یا با آموزش رسمی به دست می‌آید که به‌صورت رایگان نمی‌باشد. افراد زمانی برای سرمایه‌گذاری صرف می‌کنند، تلاش می‌کنند و هزینه پولی نظیر هزینه‌های آموزش مستقیم را از درآمد اولیه به‌منظور افزایش سرمایه انسانی پرداخت می‌کنند. یک مدل استاندارد که بینش عمومی به تصمیم‌گیری در مورد سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی فراهم می‌کند، مدل بن پوراث[7]

1. United Nations Development Programme
2. Amartya Sen
3. Mahboub Al-Haq
4. House Price Inflation
5. Gender Development Index
6. Lutz & Green
7. Ben Porath

است. این مدل پیش‌بینی می‌کند که میزان بهینه سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی به نرخ دستمزد هر واحد سرمایه انسانی، هزینه‌های آموزش و نرخ منسوخ شدن تکنولوژی بستگی دارد (دوملند[1]، ۲۰۰۷).

تحصیلات رسمی، آموزش در راستای کار، آموزش فنی‌وحرفه‌ای و دیگر اشکال آموزش رسمی می‌تواند به تقویت مهارت‌های انسانی کمک کند. سرمایه انسانی به دانش، مهارت، نگرش‌ها، تلاش‌های فیزیکی و مدیریتی اشاره دارد که برای اداره کردن سرمایه، فناوری، زمین و موارد دیگر که کالاها و خدمات را برای مصرف انسان تولید می‌کنند، مورد نیاز است. زمانی که یک فرد و یا جامعه هزینه جاری در آموزش‌وپرورش یا آموزش را افزایش می‌دهد، سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی افزایش می‌یابد و انتظار می‌رود که دانش و مهارت و درنتیجه درآمد آینده افزایش یابد؛ بنابراین سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی دارای یک اثر مداوم و مؤثر در همه بخش‌های مرتبط اقتصادی است. در مدل رشد هارود-دومار[2] علاوه بر سرمایه‌گذاری، دو عنصر کلیدی دیگر جهت رشد اقتصادی، رشد نیروی کار و پیشرفت‌های فناوری هستند. اگرچه مدل هارود-دومار به صراحت رشد نیروی کار را توصیف نمی‌کند، ولی نیروی کار که به‌ویژه در اقتصادهای درحال‌توسعه فراوان است، می‌تواند رشد اقتصادی را افزایش دهد (آجومو و همکاران[3]، ۲۰۱۳).

تجارت بین‌الملل مهم‌ترین عامل انتقال پیشرفت‌های فنی و دانش بین کشورهاست؛ همچنین دلایلی برای فرض وجود رابطه مثبت بین تجارت و رشد وجود دارد. برای این‌که یک کشور بتواند از انتقال دانش نهفته در تجارت منتفع شود، باید سطح مناسب از سرمایه انسانی داشته باشد. کشورهایی که در حال حاضر نهاده‌ها و سرمایه انسانی مناسب دارند، بهتر قادر به جذب جریان دانش و بهره‌مندی از تجارت هستند. سرمایه انسانی یک کشور منافع ناشی از تجارت را افزایش می‌دهد. لذا باید سیاست‌هایی در جهت افزایش انباشت سرمایه انسانی صورت گیرد (ایساکسون[4]، ۲۰۰۲). تجارت بین‌الملل رشد اقتصادی را از طریق تأثیر آن بر سرمایه‌گذاری به‌طور غیرمستقیم متأثر می‌کند. اگرچه تجارت کانال اصلی برای جریان افکار، دانش و تکنولوژی پیشرفته است، روشن نیست که تا چه حد کشور دریافت‌کننده می‌تواند از این جریان‌ها استفاده کند. پذیرش، سازگاری و تقلید به‌طور قطع به انباشت سرمایه انسانی در کشور دریافت‌کننده و همچنین به چگونگی توزیع اجزای مختلف سرمایه انسانی (آموزش شغلی در مقابل آموزش دانشگاهی) بستگی دارد؛ بنابراین سرمایه انسانی باید به اندازه کافی کارآمد باشد تا بتواند دانش و فناوری که از کشورهای دیگر وارد می‌شود را مورد استفاده قرار دهد. تأثیر سرمایه انسانی بر رشد به خوبی تعریف و پژوهش شده است و اجماع در میان محققان وجود دارد که سرمایه انسانی هر کشور در جهت مثبت به رشد اقتصادی آن کشور کمک می‌کند. سرمایه انسانی اشاره به مهارت‌ها و توانایی منابع انسانی کشور دارد که از طریق آموزش‌وپرورش و تجربه گسترش می‌یابد. تشکیل سرمایه انسانی اشاره به روند افزایش آموزش، مهارت‌ها و تجارب دارد که نقش مهمی در رشد اقتصادی بالاتر دارد. سرمایه‌گذاری در منابع انسانی یک کشور می‌تواند

1. Dömeland
2. Harrod & Domar
3. Adejumo *et al.*
4. Isaksson

به‌عنوان تشکیل سرمایه انسانی تعریف شود. به‌طورکلی برای رشد پایدار در یک کشور، منابع مولد، نوآوری در فناوری و انتقال فناوری جدید مورد نیاز است. منابع اصلی یک کشور شامل نیروی کار، سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی است. سرمایه انسانی با کمیت و کیفیت نیروی کار مرتبط است و کشورها با استفاده از سرمایه انسانی از نرخ رشد بالاتر بهره‌مند خواهند شد. کشورهایی که کیفیت و کمیت بهتر سرمایه انسانی را دارند، بیشتر می‌توانند از باز بودن تجاری بهره‌مند گردند و اقتصادهای بازتر مزایای بیشتر از باز بودن تجاری خواهند برد. اگر سرمایه انسانی کشور توانایی استفاده از تکنولوژی با توجه به باز بودن تجارت را نداشته باشد، تأثیر باز بودن تجاری محدود خواهد شد (جیدون و همکاران، ۲۰۱۵). عده‌ای از نظریه‌پردازان اقتصاد بین‌الملل با اعتقاد فوق‌العاده به نقش تجارت در رشد و توسعه اقتصادی، از آن به‌عنوان موتور رشد نام می‌برند. تجارت خارجی با بهبود تخصیص منابع، دستیابی به تکنولوژی، استفاده از صرفه‌های مقیاس و ایجاد محیط مناسب ابداعات بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. به دلیل ویژگی‌های خاص کالاهای صنعتی، فناوری و دانش فنی در تولید این کالاها نقش عمده‌ای را ایفا می‌کنند. به نظر می‌رسد کشورهایی که نیروی کار آن‌ها از سطح دانش فنی و آموزشی بالاتری برخوردار هستند، قادرند محصولات صنعتی بیشتری را تولید کنند. به‌بیان‌دیگر، ایجاد مهارت از طریق گسترش دامنه آموزش و تشکیل سرمایه انسانی در فرایند تولید، موجب افزایش صادرات و رشد اقتصادی خواهد شد (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۰).

برنامه توسعه سازمان ملل متحد (UNDP) در گزارش توسعه انسانی آسیا و اقیانوسیه سال ۲۰۰۶، چارچوبی مفهومی ارائه کرده است که تجارت را به توسعه انسانی مرتبط می‌کند. در این چارچوب تجارت به‌عنوان عاملی شناخته شده است که توانایی تغییر ساختار اقتصاد و همچنین نرخ رشد را دارد که این به نوبه خود بر اشتغال عوامل تولید، به‌ویژه دو عامل کار و سرمایه اثرگذار خواهد بود. البته حتی اگر به‌طور گسترده این باور وجود داشته باشد که آزادسازی تجاری و گسترش تجارت منجر به درآمد بالا و رشد اقتصادی می‌شود، این به مفهوم بهبود خودکار توسعه انسانی نیست، بلکه بستگی دارد که چگونه و تا چه حد عوامل موجود در این الگو و ویژگی‌های رشد اقتصادی بر ابعاد خاص توسعه انسانی مؤثر هستند. به‌عبارت‌دیگر، درآمد بالا زمانی می‌تواند نقش مهمی را ایفا کند که کیفیت زندگی افراد را بهبود بخشد. تجارت نباید به خودی خود یک هدف باشد، بلکه در کنار آن باید یک طیف گسترده‌ای از اهداف توسعه انسانی، به‌ویژه نقش آن در کمک به کاهش فقر و کاهش محرومیت انسانی در کشورهای کمتر توسعه‌یافته مورد توجه قرار گیرد (برنامه توسعه سازمان ملل متحد، ۲۰۰۶).

تأثیر مثبت تجارت بر شاخص توسعه انسانی این‌گونه مطرح می‌شود که تجارت با افزایش درآمد بر روی سطح زندگی افراد اثر گذاشته و آن را بالا می‌برد. رشد درآمد افزایش یافته، فرصت‌های آموزشی و مراقبت‌های بهداشتی و پزشکی بهتری را موجب شده و منجر به عرضه خدمات اجتماعی مطلوب‌تری از طرف دولت می‌شود. اثر تجارت بر روی توسعه انسانی را می‌توان به اثرات مستقیم و غیرمستقیم تقسیم کرد. اثرات مستقیم، همان افزایش درآمد ناشی از افزایش تجارت است که به نوبه خود می‌تواند به بهبودهای بعدی در توسعه انسانی منجر شود. اثرات غیرمستقیم از طریق گسترش تعاملات فرهنگی و گسترش تنوع کالاهای در دسترس مصرف‌کنندگان ایجاد می‌شود. تجارت انواع جدیدی از کالاها و خدمات را به بازارهای

داخلی کشور وارد می‌کند که شامل تجهیزات پزشکی و بهداشتی نیز می‌باشد. این عوامل سلامتی، تغذیه و طول عمر افراد یک کشور را افزایش داده و باعث بهبود شاخص توسعه انسانی آن کشور می‌شود (دیویس وکوین لیوان[1]، ۲۰۰۶). لذا دلایل متعددی مبنی بر وجود رابطه مثبت بین تجارت و توسعه انسانی وجود دارد؛ زیرا گسترش تجارت افزایش سطح زندگی و به تبع آن، تحصیلات بالاتر و سطح بهتر مراقبت‌های بهداشتی و خدمات اجتماعی را به همراه دارد. تجارت به‌طور مستقیم ضمن افزایش درآمد، تأثیر غیرمستقیمی نیز بر مقیاس‌های غیردرآمدی از طریق درآمد دارد. طبق نظر طرفداران جهانی‌شدن تجارت هم به‌طور مستقیم از طریق درآمد و هم به‌طور غیرمستقیم از طریق آمیختگی فرهنگی و افزایش تنوع کالاهای موجود بر توسعه انسانی تأثیرگذار است. تجارت، دانش و ایده را نیز ارتقاء می‌دهد؛ چراکه ارتباطات، تفاهم فرهنگی متقابل و آگاهی جهانی برای جریان تجارت بین کشورهای مختلف امری لازم است. تجارت علاوه بر افزایش کمیت کالاها، افزایش‌دهنده تنوع کالاهای مصرفی نیز است (پورمقیم، ۱۳۸۸).

پیشینه پژوهش

۱. مطالعات خارجی

لی و همکاران[2] (۲۰۱۹) در مقاله‌ای تأثیر آزادسازی تجارت را بر انباشت سرمایه انسانی بلندمدت افراد، از جمله حضور در مدرسه، توانایی‌های شناختی، عملکرد بازار کار و نتایج غیرشناختی مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰، آزادسازی سریع تجارت در چین بر تعدیل سرمایه انسانی تأثیر منفی می‌گذارد. اول، آزادسازی تجارت باعث کاهش پیشرفت تحصیلی جوانان می‌شود. دوم، درحالی‌که آزادسازی تجارت تأثیر کمی بر وضعیت اشتغال دارد، دستمزدها را به‌طور قابل‌توجهی ۱۴ سال پس از قرار گرفتن در معرض تجارت کاهش می‌دهد. سوم، آزادسازی تجارت بر پیامدهای غیرشناختی از جمله کاهش سطح رضایت عمومی و سطح بالاتر استرس روانی، نیز تأثیر می‌گذارد.

جیدون و همکاران (۲۰۱۵) در مقاله‌ای با تمرکز بر کشورهای آسیایی، تأثیر آزادسازی تجاری بر سرمایه انسانی و رشد اقتصادی را با استفاده از تجزیه‌وتحلیل داده‌های پانل مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه کشورهای آسیایی منتخب (هند، اندونزی، ژاپن، مالزی، پاکستان، سنگاپور، کره جنوبی و سریلانکا) به دو گروه کشورهای با درآمد پایین (هند، اندونزی، پاکستان و سریلانکا) و کشورهای با درآمد بالا (ژاپن، مالزی، سنگاپور و کره جنوبی) گروه‌بندی شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه از تجارت منجر به رشد برای دوره منتخب بهره‌مند شده‌اند. تأثیر باز بودن تجارت بر سرمایه انسانی برای هر دو گروه مثبت است، اما این تأثیر برای کشورهای توسعه‌یافته به دلیل سرمایه انسانی آموزش‌دیده قابل توجه است؛ بنابراین سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی نیاز مبرم برای کشورهای درحال‌توسعه برای بهره‌مندی بیشتر از اثرات مفید باز بودن تجاری است.

1. Davies & Quinlivan
2. Li *et al.*

حمید و امین (۲۰۱۳) تأثیر تجارت بر تحولات اجتماعی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی را بررسی کرده‌اند که توسط شاخص توسعه انسانی (HDI) اندازه‌گیری شده است. در این مطالعه از داده‌های پانل، طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۵ و همچنین داده‌های سالانه ۲۰۰۰ تا سال ۲۰۰۹ استفاده شده است. مقایسه کشورهای اسلامی بر اساس سه نوع طبقه‌بندی درآمدی بانک جهانی، یعنی درآمد بالا، درآمد متوسط و کم‌درآمد صورت گرفته است. نتایج نشان می‌دهد زمانی که درآمد جزء HDI باشد، تجارت اثر مثبت و معنادار بر HDI دارد، اما تجارت اثر کمتری بر HDI غیردرآمدی داشته است. این یافته نشان می‌دهد که تجارت بر توسعه انسانی تنها از کانال درآمد تأثیر می‌گذارد و آن را از طریق دیگر اجزا مانند طول عمر، سواد و پیشرفت تحصیلی متأثر نمی‌کند.

چن و گوپتا[1] (۲۰۰۶) در مقاله‌ای رابطه‌ی درجه‌ی باز بودن اقتصاد و رشد اقتصادی را در ۲۰ کشور آفریقایی طی دوره‌ی ۲۰۰۳-۱۹۹۰ با استفاده از روش داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس نتایج این مطالعه ارتباط میان رشد آموزش (که منجر به توسعه‌ی انسانی می‌شود) و باز بودن اقتصاد، منفی و معنادار بوده است. بر اساس نتایج این پژوهش چون کشورهای مورد بررسی از لحاظ استانداردهای آموزشی در سطح بسیار پایینی قرار داشته‌اند، لذا این سطح از سرمایه‌ی انسانی قادر به استفاده از دانش و فناوری‌های انتقال‌یافته از طریق گسترش تجارت نبوده است.

ایساکسون (۲۰۰۲) بیان می‌کند تجارت برای انتقال عوامل فزاینده رشد مانند پیشرفت‌های فناوری و دانش مهم است. امروزه مزایای تجارت بین‌المللی برای بسیاری از کشورها به دلیل کمبود سرمایه انسانی مورد نیاز برای جذب جریان دانش، افزایش یافته است. اگرچه تئوری‌ها ارتباط آماری قوی بین تجارت و رشد را پیش‌بینی کرده است، در مطالعه ایساکسون استحکام رابطه در رگرسیون‌های رشد کلان جای بحث دارد. همچنین تجزیه‌وتحلیل رگرسیون از این عقیده که سرمایه انسانی یک عامل مهم در تجارت و رشد است حمایت می‌کند.

اوون (۱۹۹۹) مشاهدات تجاری امریکا را با تئوری تجاری مزیت نسبی تطبیق می‌دهد و بررسی می‌کند چگونه اثر تجارت روی توزیع درآمد در هر کشور، روی انباشت سرمایه انسانی اثر می‌گذارد. شواهد تجربی نشان می‌دهد که تجارت بین‌الملل روی انباشت سرمایه انسانی در کشورهایی که در آن‌ها سرمایه انسانی عامل تولید نسبتاً کمیاب است اثر مثبت دارد، ولی در کشورهایی که سرمایه انسانی نسبتاً فراوان است این اثر کمتر و یا حتی منفی است.

لوین و راوت[2] (۱۹۹۷) رابطه مکملی بین صادرات و سرمایه انسانی در رشد اقتصادی کشورهای نیمه‌صنعتی را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد بین سیاست‌های تجاری و مخارج آموزش درجه بالای مکملی وجود دارد و حمایت تجربی جدید برای این فرضیه ارائه می‌کند که صادرات نه فقط با محدودیت ظرفیت واردات، بلکه از طریق افزایش بازده نسبت به مقیاس و تفاوت بهره‌وری بخشی به رشد

1. Chen & Gupta
2. Levin & Raut

اقتصادی کمک می‌کند. یافته‌های این پژوهش از توسعه سیاست‌هایی حمایت می‌کند که با ترویج سرمایه-گذاری در سرمایه انسانی و همچنین سرمایه‌گذاری در تولید صادرات‌گرا باعث تحریک رشد اقتصادی بلندمدت می‌شوند.

هوگس[1] (۱۹۸۶) به بررسی نقش هزینه‌های پژوهش و توسعه و نیروی کار ماهر بر ترکیب صادرات ۴۶ صنعت انگلیس می‌پردازد و نتیجه می‌گیرد سه عامل فناوری، ساختار صنعت و مهارت به‌عنوان عوامل تعیین‌کننده ترکیب صادرات انگلستان، دارای اثر مثبت بر صادرات هستند.

گاولین[2] (۱۹۸۳) به بررسی عوامل مؤثر بر ساختار تجارت خارجی سوئد پرداخته است. وی با در نظر گرفتن سرمایه فیزیکی، نیروی انسانی، تکنولوژی و سرمایه انسانی به‌عنوان عوامل تولید، به بررسی ساختار تجارت سوئد با سه دسته کشورهای صنعتی، کشورهای کمتر توسعه‌یافته و کشورهای سوسیالیستی پرداخته است. برخلاف مطالعات قبلی که عمدتاً با استفاده از تحلیل جدول داده ستانده صورت می‌گرفت، روش به‌کاررفته در این مطالعه تحلیل رگرسیون است؛ به‌عبارت‌دیگر مدل تصریح‌شده به شکلی است که میزان صادرات در یک تابع خطی تنها وابسته به مقادیر نهاده‌هاست. نتایج پژوهش نشان می‌دهد ازآنجاکه سوئد با وفور نسبی سرمایه انسانی مواجه است این کشور صادرکننده کالاهایی است که حجم زیادی از سرمایه انسانی را به کار گرفته باشد.

۲. مطالعات داخلی

میرباقری هیر و همکاران (۱۳۹۳)، به بررسی تأثیر تجارت بر توسعه انسانی در کشورهای منتخب عضو منا پرداخته‌اند. در این مطالعه با استفاده از داده‌های سالیانه کشورهای منتخب عضو منا در طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ و با به‌کارگیری داده‌های پانـل پویـا عوامل مؤثر بر توسعه انسـانی در این کشورها با تأکید بر حجم تجارت بررسی شده است. بدین‌منظور متغیر مربوط به تجارت به سه صورت واردات سرانه، صادرات سرانه و تجارت سرانه در مدل لحاظ شده و سه مدل جداگانه برآورد گردیده است. نتایج نشانگر این است که در تمامی مدل‌ها، تجارت تأثیر مثبـت و معنادار بر توسعه انسانی دارد.

احمدی و حضار مقدم (۱۳۹۲) در مقاله‌ای به بررسی اثر آزادسازی تجاری روی شاخص توسعه انسانی در کشورهای درحال‌توسعه پرداخته‌اند. در این پژوهش با تمرکز بر کشورهای درحال‌توسعه که ایران هم در این گروه است، این موضوع بررسی شده است که آیا گسترش حجم تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از ابزارهای مؤثر در ثبات و توسعه اقتصادی است یا خیر؟ داده‌های مورد استفاده در این بررسی از ۱۴۴ کشور درحال‌توسعه در دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۲ به دست آمده است. مدل رگرسیون مورد نظر نیز در قالب الگوی پانل دیتا استخراج گردیده است. از شاخص توسعه انسانی که هر سال توسط سازمان ملل متحد منتشر می‌گردد به‌عنوان معیاری برای نشان دادن سطح توسعه‌یافتگی کشورها و از نسبت

1. Hughes
2. Gavelin

مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری حجم تجارت استفاده شده است. نتایج حاصل‌شده، گویای تأثیر مثبت آزادسازی تجاری و افزایش حجم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر روی شاخص توسعه انسانی در ایران و سایر کشورهای درحال‌توسعه است.

مکیان و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی اثر رشد تجارت بر رشد توسعه انسانی در کشورهای منتخب آسیایی طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۷۵ پرداخته‌اند. بدین منظور، از الگوی داده‌های تابلویی و روش GMM سیستمی برای بررسی رابطه بین رشد تجارت و رشد شاخص توسعه انسانی استفاده شده است. نمونه مورد مطالعه شامل ۶۱ کشور بوده است. بر اساس برخی از نتایج رشد تجارت بر ارتقای شاخص توسعه انسانی و درنتیجه رفاه اجتماعی تأثیر مثبت و معنادار داشته است.

بررسی مطالعات انجام‌شده نشان می‌دهد که هیچ یک از مطالعات پیشین به‌طور مشخص اثر تجارت بر سرمایه انسانی را در کشورهای OECD مطالعه نکرده‌اند. حال‌آنکه در این مقاله ضمن اینکه مطالعه به‌طور مشخص برای اقتصادهای OECD انجام شده است، حجم تجارت و نه آزادسازی تجاری مورد توجه است. ازآنجاکه کشورهای OECD از سطح روابط تجاری بالایی برخوردارند و به‌ویژه نقش اساسی را در تکوین مناسبت‌های تجارت جهانی بازی می‌کنند، دراین‌باره پاسخ به سؤال‌های پژوهش درباره‌ی کشف اثرگذاری تجارت بین‌الملل بر سرمایه انسانی در کشورهای توسعه‌یافته OECD می‌تواند درس‌هایی را برای کشورهای درحال‌توسعه به‌ویژه ایران به دنبال داشته باشد تا بتوانند روابط تجاری را توسعه دهند.

روش‌شناسی پژوهش

ازآنجایی‌که پژوهش حاضر درصدد است به بررسی نقش تجارت بین‌الملل در توسعه شاخص سرمایه انسانی در کشورهای عضو همکاری‌های اقتصادی و توسعه (OECD) بپردازد، پس پژوهش حاضر از نظر هدف کاربردی است. از نظر روش جزء پژوهش‌های پس رویدادی و از نوع توصیفی و دسته تحلیل رگرسیون پنل پویا خطی است که به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضلی برآورد می‌شود. نمونه آماری پژوهش پیش رو، کشورهای OECD طی سال‌های ۲۰۲۱-۱۹۹۰ می‌باشند؛ علت انتخاب این نمونه آماری آن است که گروه کشورهای مذکور به دلیل اینکه از روابط تجاری بالایی برخوردارند، نتایج حاصل از مطالعه آن‌ها می‌توانند راهنما و راهگشایی برای توسعه روابط تجاری کشورهای درحال‌توسعه به‌ویژه ایران باشند. منبع گردآوری داده‌ها و اطلاعات لازم پایگاه اطلاعات و داده‌های آماری بانک جهانی[1] و برنامه توسعه سازمان ملل متحد[2] (UNDP) است که متغیرهای پژوهش با بهره‌گیری از این پایگاه‌های آماری استخراج و جهت برآورد استفاده شده‌اند.

1. https://databank.worldbank.org
2. https://data.undp.org

۱. معرفی مدل، ساختار الگو و داده‌ها

طبق مبانی نظری، تجارت دانش و ایده‌ها را ارتقاء می‌دهد و علاوه بر افزایش کمیت کالاها، افزایش‌دهنده تنوع کالاهای مصرفی نیز است. تجارت هم به‌طور مستقیم از طریق درآمد و هم به‌طور غیرمستقیم از طریق آمیختگی فرهنگی و افزایش تنوع کالاهای موجود بر توسعه انسانی تأثیرگذار است. بر این اساس طبق مبانی نظری و تجربی و با الهام و جمع‌بندی از مطالعات تجربی ارائه‌شده در بخش سوم مقاله، این مطالعه با استفاده از روش برآورد داده‌های پانل به پیروی از گوندوز و همکاران[1] (۲۰۰۹) و دیویس و کوئین لیوان (۲۰۰۶) مدل زیر را برآورد می‌کند:

$$HDI_{i,t} = \alpha + \beta_1 HDI_{i,t-1} + \beta_2 Trade_{i,t} + v_i + u_{i,t} \quad (۱)$$

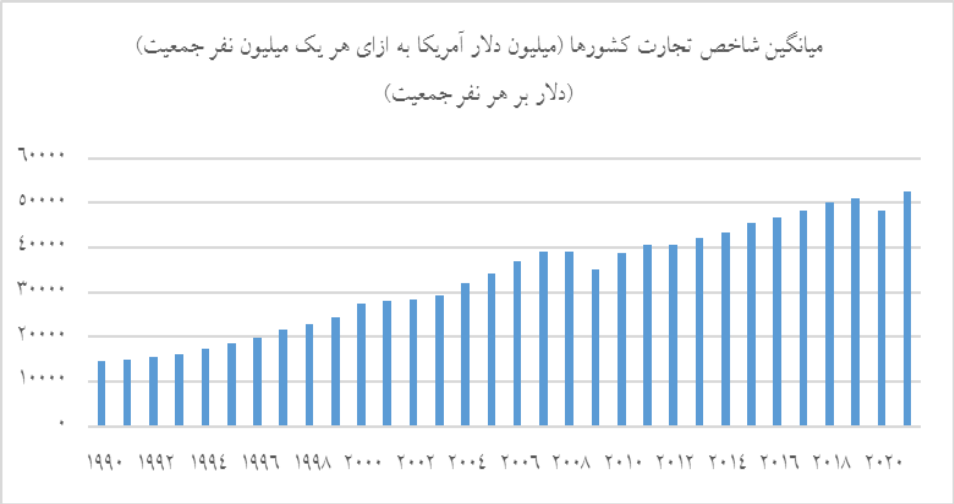
در این پژوهش با بهره‌گیری از تکنیک‌های اقتصادسنجی روش داده‌های تابلویی پویا، تأثیر تجارت بر سرمایه انسانی برای کشورهای OECD در بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۲۱ بررسی خواهد شد. در معادله (۱) اندیس i و t به ترتیب اشاره به کشور و زمان دارد. متغیر وابسته در این مدل شاخص سرمایه انسانی است که با یک وقفه به‌صورت متغیر مستقل در سمت راست معادله آورده می‌شود و به‌این‌ترتیب امکان برآورد مدل با استفاده از روش GMM را فراهم می‌کند. در این مدل $HDI_{i,t}$ شاخص توسعه انسانی کشور i در دوره t است که توسط برنامه‌های توسعه سازمان ملل (UNDP) ارائه می‌شود. $Trade_{i,t}$ شاخص حجم تجارت سرانه کشور i در دوره t است که به‌صورت معادله (۲) محاسبه شده است.

$$Trade_{i,t} = \ln\left(\frac{exports_{i,t} + imports_{i,t}}{population_{i,t}}\right) - \ln\left(\frac{exports_{i,t-1} + imports_{i,t-1}}{population_{i,t-1}}\right) \quad (۲)$$

در این شاخص $exports_{i,t}$ صادرات کشور i در دوره t، $imports_{i,t}$ واردات کشور i در دوره t و $population_{i,t}$ جمعیت کشور i در دوره t است. لازم به ذکر است که برای اندازه‌گیری سطح توسعه انسانی، از شاخص توسعه انسانی (HDI) ارائه‌شده توسط برنامه توسعه سازمان ملل متحد استفاده شده است. حجم تجارت نیز از شاخص مجموع صادرات و واردات سرانه طبق فرمول (۲) محاسبه شده است؛ البته صادرات سرانه و واردات سرانه به قیمت ثابت سال ۲۰۱۵ در این فرمول وارد شده است که داده‌های آن از بانک جهانی به دست آمده است.

نمودار (۱) داده‌های مربوط به شاخص تجارت کشورها نشان می‌دهد که میانگین این شاخص در فاصله سال‌های ۲۰۲۱-۱۹۹۰ تقریباً با یک شیب ثابت در حال تغییر بوده و از رقم ۱۴۵۸۵ در سال ۱۹۹۰ به رقم ۵۲۶۳۰ میلیون دلار آمریکا به ازای هر یک میلیون نفر جمعیت (دلار بر هر نفر جمعیت) در سال ۲۰۲۱ افزایش یافته است. میانگین نرخ رشد شاخص تجارت این کشورها نیز در دوره زمانی مذکور معادل ۴/۳۲ درصد بوده است.

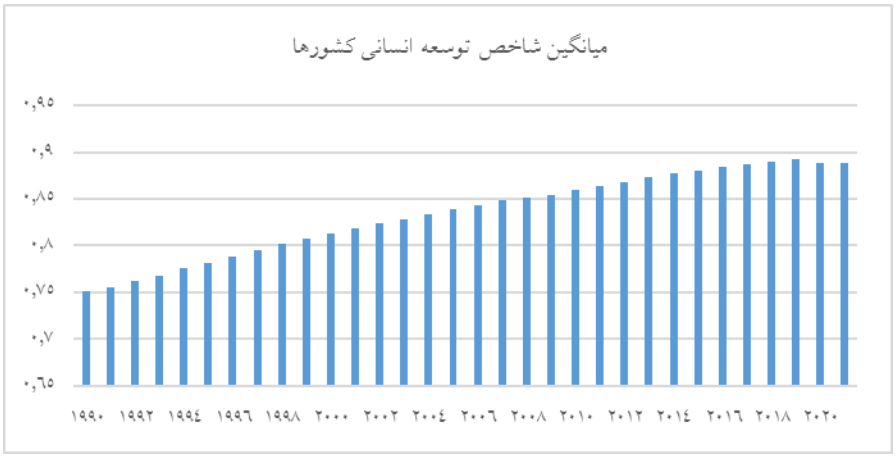
1. Gunduz *et al.*



نمودار ۱. میانگین شاخص تجارت کشورها

منبع: بانک جهانی و برنامه توسعه سازمان ملل متحد

آمار مربوط به شاخص توسعه انسانی کشورها نیز در فاصله سال‌های ۲۰۲۱-۱۹۹۰ گواه بر این است که میانگین این شاخص با یک شیب نسبتاً ثابت در حال افزایش بوده و از رقم ۰/۷۵۰ در سال ۱۹۹۰ به رقم ۰/۸۸۹ در سال ۲۰۲۱ رسیده است. رقم مذکور در سال ۱۹۹۰ کمترین مقدار میانگین این شاخص بوده و بیشترین آن با رقم ۰/۸۹۳ به سال ۲۰۱۸ اختصاص دارد (نمودار ۲).



نمودار ۲. میانگین شاخص توسعه انسانی کشورها

منبع: بانک جهانی و برنامه توسعه سازمان ملل متحد

۲. روش برآورد الگو

یکی از مشهورترین مدل‌های پویایی که اواخر دهه قرن بیستم توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرده تخمین‌زننده‌های پانلی پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضلی آرلانو و باند[1] (۱۹۹۱) یا گشتاورهای تعمیم‌یافته آرلانو- باور[2] (۱۹۹۵) و بلوندل- باند[3] (۱۹۹۸) است. در این مدل‌ها به دلیل وجود متغیر وابسته با وقفه به‌عنوان متغیر توضیحی در سمت راست معادله، مدل از یک‌سو با دو مشکل درون‌زایی متغیرهای توضیحی و وجود ساختار پویا مواجه است و از سوی دیگر، خودهمبستگی متغیر وابسته با وقفه و جزء خطا باعث تورش و ناسازگاری تخمین‌زننده‌های حداقل مربعات معمولی می‌شود. ازاین‌رو جهت برآورد مدل باید به روش حداقل مربعات دومرحله‌ای (2SLS)[4] و یا روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) متوسل شد که هشیائو[5] بیان می‌کند که در صورت استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای به دلیل بزرگ‌تر شدن واریانس برآوردگرها، معناداری ضرایب با مشکل مواجه شود، پس روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضلی آرلانو و باند رویکرد مناسب‌تری خواهد بود. در حقیقت، در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به‌منظور حذف تورش ناشی از وجود ارتباط بین متغیر وابسته با وقفه به‌عنوان متغیر توضیحی و جمله با اثرات ثابت، از معادلات تفاضل مرتبه‌ی اول گرفته می‌شود که با این کار، جمله‌ی اثرات ثابت از مدل حذف می‌شود؛ آنگاه برای چیره شدن بر مشکل درون‌زایی متغیرهای مستقل، از وقفه آن‌ها به‌عنوان ابزار استفاده می‌شود. به‌عبارت‌دیگر تخمین‌زن آرلانو و باند با تغییر رگرسورها به شکل تفاضل‌گیری از وقفه‌ی متغیرهای وابسته در سطح به‌عنوان ابزار استفاده نموده که روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضلی[6] می‌نامند (هانسن[7]، ۱۹۸۲). درحالی‌که آرلانو- باور و بلوندل- باند نشان دادند که وقفه متغیرها در سطح ابزار ضعیفی برای معادلات رگرسیونی تفاضلی هستند؛ لذا برآوردگر آرلانو- باند را با فرضی مبنی بر عدم خودهمبستگی تفاضل مرتبه اول متغیرهای ابزاری و اثرات ثابت تقویت نمودند و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[8] را پیشنهاد کردند که در این روش یک سیستم دو معادله‌ای شامل معادله اصلی و تبدیل ساخته می‌شود که رگرسیون در سطح را با رگرسیون تفاضلی ترکیب می‌کند و خطای استاندار در دو مرحله تخمین زده می‌شود تا تورش شدید به سمت پایین وجود نداشته باشد. در حقیقت، این روش با اضافه کردن ابزارهای بیشتری به مدل کارایی مدل را بهبود می‌بخشد (بالتاجی[9]، ۲۰۰۶). البته باید گفت که نتایج به‌دست‌آمده از این روش‌ها بر پایه درستی فروضی که بر آن بنا شده‌اند، معتبر خواهند بود. بدین منظور، عموماً از آماره‌های M_j، سارگان یا J هانسن استفاده می‌شود. شایان ذکر است که آماره‌ی M_j برای آزمون عدم وجود خودهمبستگی سریالی

1. Arellano & Bond
2. Arellano Bover
3. Blindell & Bond
4. Two Stage Least Square
5. Hsiao
6. Difference Generalized Method of Moment, DGMM
7. Hansen
8. System Generalized Method of Moment, SYS-GMM
9. Baltagi

در جملات خطا و آماره‌های سارگان یا J هانسن برای آزمون اعتبار ابزارها در مدل به‌کار می‌روند؛ در آزمون سارگان یا J هانسن فرضیه صفر مبنی بر کفایت متغیرهای ابزاری در الگوست و عدم پذیرش فرض صفر دلالت بر کافی نبودن متغیرهای ابزاری دارد. آزمون سارگان برای تخمین‌زننده GMM تفاضلی با فرض واریانس همسانی و عدم خودهمبستگی سریالی جملات خطا از یک ماتریس وزنی بهینه استفاده می‌کند و دارای توزیع χ^2 مجانبی است؛ از طرفی آزمون خودهمبستگی سریالی تخمین‌زن GMM زمانی سازگار است که خودهمبستگی مرتبه دوم وجود نداشته باشد. ازاین‌رو به استناد توضیحات قبلی با در نظر گرفتن تفاضل مرتبه اول متغیرها در مدل با وقفه توزیعی متغیر وابسته، ساختار الگوی پژوهش جهت برآورد مدل به فرم تبعی معادله (۳) حاصل می‌شود.

$$\begin{aligned}\Delta HDI_{i,t} &= \alpha + \beta_1 \Delta HDI_{i,t-1} + \beta_2 \Delta Trade_{i,t} \\ &\quad + \Delta\mu_{i,t} \\ \Delta HDI_i &= HDI_{i,t} - HDI_{i,t-1} \\ \Delta Trade_{i,t} &= Trade_{i,t} - Trade_{i,t-1} \\ \Delta\mu_{i,t} &= \mu_{i,t} - \mu_{i,t-1}\end{aligned} \quad (۳)$$

فرض می‌کنیم که اختلال در کشورها و در طول زمان متجانس و بین کشورها نامتجانس است.

$$cov(\mu_{i,t}, \mu_{j,v}) = \begin{cases}\sigma_i^2 & \forall\, i = j, t = v \\ o & otherwise\end{cases} \quad (۴)$$

در ادامه جهت برآورد مدل (۳) به دلیل وجود متغیر $HDI_{i,t-1}$ در سمت راست معادله و نظر به اینکه داده‌ها به‌صورت مقطعی و زمانی تعریف شده‌اند، از روش تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضلی DGMM و نوع آرلانو باند استفاده می‌شود.

برآورد مدل و تجزیه‌وتحلیل نتایج

یکی از مشکلات عمده در رگرسیون سری‌های زمانی پدیده رگرسیون ساختگی است؛ یعنی علی‌رغم ضریب تعیین بالا، رابطه معنی‌داری بین متغیرها وجود ندارد. مسئله رگرسیون ساختگی می‌تواند برای الگوی تلفیقی و پانلی نیز همانند الگوهای سری زمانی مطرح گردد. لذا قبل از برآورد الگو لازم است مانایی متغیرهای مورد استفاده در الگو و همچنین وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها بررسی شود. به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد پانلی نسل اول لوین، لین و چو (۲۰۰۲)، هاشم، پسران و شین (۲۰۰۳)، فیلیپس و پرون (۱۹۹۸) و آزمون دیکی فولر (۲۰۰۱) استفاده شده است و نتایج آزمون‌ها در جدول (۱) ارائه شده است. علاوه بر این، جهت بررسی صحت و اعتبار بیشتر برآورد مدل لازم است که وابستگی مقطعی بین متغیرها بررسی شود که در صورت تأیید این وابستگی آزمون‌های ایستایی نسل اول اعتبار لازم را نخواهد داشت و بایستی با بهره‌گیری از آزمون ایستایی نسل دوم دیکی فولر تعمیم‌یافته پسران نسبت به‌دقت و صحت مدل تصمیم‌گیری نمود.

جدول ۱. آزمون مانایی متغیرهای مدل (در حالت عرض از مبدأ و روند)

		LLC	P & SHIN	ADF	PP-FISHER	نتیجه
HDI	اماره آزمون سطح معنی‌داری	۱/۵۲ ۰/۹۳	۷/۱۸ ۰/۹۹	۵۵/۷۹ ۰/۹۸	۶۳/۸۵ ۰/۹۰	نامانا
DHDI	اماره آزمون سطح معنی‌داری	-۵/۹۰ ۰/۰۰	-۱۰/۷۰ ۰/۰۰	۲۸۰/۹۸ ۰/۰۰	۱۲۹۲/۷۰ ۰/۰۰	مانا
TRADE	اماره آزمون سطح معنی‌داری	-۱۵/۱۷ ۰/۰۰	-۱۶/۴۴ ۰/۰۰	۳۹۲/۴۷ ۰/۰۰	۱۱۷۷/۸۲ ۰/۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که متغیر شاخص توسعه انسانی مانا از درجه یک $I(1)$ و متغیر تجارت مانا از درجه صفر $I(0)$ است. علاوه بر این، آزمون وابستگی مقطعی بین متغیرها انجام شد که نتایج این آزمون نیز وابستگی مقطعی بین متغیرها را تأیید نمود؛ بنابراین برای جلوگیری از وجود رابطه کاذب بین متغیرها آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم‌یافته پسران نیز مورد بررسی قرار گرفت که نتایج این آزمون، همان نتایج آزمون ایستایی نسل اول را تأیید می‌کند. از طرفی، برای بررسی هم‌انباشتگی میان متغیرها لازم است آزمون هم‌انباشتگی پانل دیتا که نخستین بار توسط پدرونی در سال ۱۹۹۵ ارائه شده است مورد بررسی قرار گیرد؛ در این آزمون فرضیه صفر دلالت بر عدم هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل دارد. این روش رگرسیون هم‌انباشتگی جداگانه‌ای برای هر مقطع تخمین می‌زند و بعد از آن برای آزمون پایایی جملات اختلال از هفت آماره استفاده می‌کند که گروه اول، آماره‌های آزمون درون‌گروهی آماره پنل، آماره پنل P از نوع فیلیپس پرون، آماره پنل t از نوع فیلیپس پرون و آماره پنل از نوع دیکی فولر تعمیم‌یافته است و گروه دوم، آماره‌های آزمون بین گروهی شامل آماره‌های P فیلیپس‌پرون گروهی، آماره t فلیپس‌پرون گروهی و آماره گروهی است. در ادامه، نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی در جدول (۲) آمده است؛ نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که بر طبق همه آماره‌های موجود، هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو وجود دارد.

جدول ۲. نتایج آزمون هم انباشتگی پدرونی

نوع آماره	هم انباشتگی پانل درون‌گروهی		هم انباشتگی پانل بین گروهی	
	مقدار اماره	احتمال	مقدار آماره	احتمال
آماره V	۱۶/۷۷	۰/۰۰	-	-
آماره rho	-۱۳/۰۲	۰/۰۰	-۱۲/۶۶	۰/۰۰
آماره pp	-۱۷/۶۳	۰/۰۰	-۲۴/۸۹	۰/۰۰
آماره ADF	-۱۶/۵۳	۰/۰۰	-۱۹/۹۱	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از اطمینان از عدم وجود رابطه کاذب بین متغیرها، مدل معرفی‌شده در رابطه (۳) در قالب داده‌های تابلویی پویا و با استفاده از روش گشتاورها تعمیم‌یافته تفاضلی (DGMM) برآورد می‌شود که نتایج آن در جدول (۳) آمده است.

جدول ۳. نتایج برآورد الگو به روش GMM تفاضلی (متغیر وابسته HDI)

متغیرهای توضیحی	ضریب	احتمال
HDI(-1)	۰/۹۳	۰/۰۰
TRADE	۰/۰۹	۰/۰۰
J-statistic	۳۸/۵۳	۰/۴۹

منبع: یافته‌های پژوهش

مدل نهایی برآورد شده به‌منظور بررسی رابطه بین تجارت و شاخص توسعه‌ی انسانی به‌صورت زیر در نظر گرفته‌شده است:

$$HDI_{i,t} = \alpha + \beta_1 HDI_{i,t-1} + \beta_2 Trade_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (۵)$$

با توجه به نتایج برآورد در جدول (۳) تجارت بر شاخص سرمایه انسانی تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد که نتایج مشابه با مطالعه حامد و امین (۲۰۱۳)، جیدون و همکاران (۲۰۱۵) و اوون (۱۹۹۹) به دست آمده که نشان می‌دهد تجارت سرانه بر متغیر شاخص توسعه انسانی اثر مثبت و معنی‌دار دارد. با توجه به نتایج برآوردی، یک واحد افزایش در تجارت، ۰/۰۹ سرمایه انسانی را افزایش می‌دهد. همان‌طورکه در بخش‌های قبلی به تفصیل تبیین شد، بنا به دیدگاه‌های تئوریکی اثر تجارت بر روی توسعه انسانی را می‌توان به اثرات مستقیم و غیرمستقیم تقسیم کرد. اثرات مستقیم، همان افزایش درآمد ناشی از افزایش تجارت است که به نوبه خود می‌تواند به بهبودهای بعدی در توسعه انسانی منجر شود. اثرات غیرمستقیم از طریق گسترش تعاملات فرهنگی و گسترش تنوع کالاهای در دسترس مصرف‌کنندگان ایجاد می‌شود. تجارت انواع جدیدی از کالاها و خدمات را به بازارهای داخلی کشور وارد می‌کند که شامل تجهیزات پزشکی و بهداشتی نیز هست. این عوامل سلامتی، تغذیه و طول عمر افراد یک کشور را افزایش داده و باعث بهبود شاخص توسعه انسانی آن کشور می‌شود. لذا می‌توان اذعان نمود، در این کشورها تجارت با افزایش درآمد بر روی سطح زندگی افراد اثر گذاشته و آن را بالا می‌برد. همچنین رشد درآمد فرصت‌های آموزشی و مراقبت‌های بهداشتی و پزشکی بهتری را موجب شده و منجر به عرضه خدمات اجتماعی مطلوب‌تری از طرف دولت می‌شود. از طرفی تجارت، دانش و ایده را نیز ارتقاء می‌دهد و علاوه بر افزایش کمیت کالاها، افزایش‌دهنده تنوع کالاهای مصرفی نیز است که منجر به بهبود در شاخص توسعه انسانی خواهد شد.

مطابق نتیجه این برآورد، شاخص توسعه انسانی با یک وقفه نیز بر شاخص توسعه انسانی تأثیر مثبت و معناداری بر جای می‌گذارد که با نتایج دیویس و کوین لیوان (۲۰۰۶) سازگار است. در همین راستا یک واحد تغییر در شاخص توسعه انسانی دوره قبل، روی شاخص توسعه انسانی دوره جاری ۰/۹۳ می‌گذارد، یعنی شاخص توسعه انسانی دوره جاری به شدت وابسته به دوره قبل است. بر پایه ادبیات نظری سرمایه

انسانی از طریق خلق ایده‌های جدید، انتقال دانش نهفته در تجارت، کمک به جذب جریان دانش و تقلید فناوری، منجر به انباشت سرمایه انسانی در دوره‌های آتی خواهد شد.

همچنین مطابق جدول (۳)، بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها با استفاده از آزمون سارگان و مقدار احتمال این آماره بیانگر آن است که فرضیه صفر عدم خودهمبستگی ابزارها با اجزای اخلال را نمی‌توان رد کرد؛ بنابراین ابزارهای مورد استفاده برای تخمین مدل از اعتبار لازم برخوردارند. متغیرهای مستقل تأثیر مثبت و معناداری بر شاخص توسعه انسانی بر جای می‌گذارند. سطوح خطا زیر ۵ درصد هستند. همچنین آماره j-statistic برابر با ۰/۴۹ است که نشان می‌دهد مدل به درستی برآورد شده است. در ادامه پس از برآورد مدل لازم است جهت تأیید درستی نتایج به بررسی سازگاری برآوردگرهای GMM با استفاده از آزمون خودهمبستگی پرداخته شود. همان‌طورکه قبلاً بیان شد، با توجه به روش برآورد GMM، شرایط گشتاوری زمانی معتبر هستند که هیچ همبستگی سریالی در جملات اخلال وجود نداشته باشد که با توجه به روش آزمون خودهمبستگی مرتبه اول و دوم آرلانو و باند، باید ضریب رگرسیون مرتبه اول AR(1) معنادار باشد و ضریب رگرسیون مرتبه دوم AR(2) معنادار نباشد. مطابق با نتایج به‌دست‌آمده در جدول (۴)، ضریب رگرسیون AR(1) در سطح یک درصد با احتمال صفر معنادار است و ضریب رگرسیونی AR(2)با احتمال ۰/۸۹ مطابق با انتظارات و مؤید عدم رد فرضیه صفر است. لذا آزمون آرلانو و باند برای بررسی درجه خودهمبستگی جملات اختلال با توجه به آماره‌های M1 و M2 نشان می‌دهد که فرضیه صفر عدم خودهمبستگی مرتبه اول رد شده اما عدم خودهمبستگی مرتبه دوم رد نمی‌شود؛ بنابراین عدم وجود خودهمبستگی جملات پسماند در مدل مورد تأیید است. بر این اساس در این مدل تورش تصریح وجود ندارد.

جدول۴. نتایج بررسی سازگاری برآوردگرهای GMM با استفاده از آزمون AR(2)

	آماره M	احتمال
آزمون AR(1)	۵/۳۰	۰/۰۰
آزمون AR(2)	۰/۱۳	۰/۸۹

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه‌گیری

تجارت بین‌الملل کشورها را قادر به دستیابی به رشد سریع‌تر، کاهش فقر، ایجاد مشاغل بیشتر و بهبود دانش، مهارت‌ها و بهره‌وری نیروی کار خواهد نمود. از طرفی تجارت مهم‌ترین عامل انتقال پیشرفت‌های فنی و دانش بین کشورهاست. برای این‌که یک کشور بتواند از انتقال دانش نهفته در تجارت منتفع شود، باید سطح مناسب از سرمایه انسانی داشته باشد. لذا کشورهایی که در حال حاضر نهاده‌ها و سرمایه انسانی مناسب دارند، بهتر قادر به جذب جریان دانش و بهره‌مندی از تجارت هستند. تجارت به‌عنوان عاملی شناخته شده است که توانایی تغییر ساختار اقتصاد و همچنین نرخ رشد را دارا می‌باشد که به نوبه خود بر اشتغال عوامل تولید، به‌ویژه دو عامل کار و سرمایه اثرگذار خواهد بود. اثر تجارت بر روی توسعه انسانی را می‌توان

به اثرات مستقیم و غیرمستقیم تقسیم کرد. اثرات مستقیم، همان افزایش درآمد ناشی از افزایش تجارت است که به نوبه خود می‌تواند به بهبودهای بعدی در توسعه انسانی منجر شود. اثرات غیرمستقیم از طریق گسترش تعاملات فرهنگی و گسترش تنوع کالاهای در دسترس مصرف‌کنندگان ایجاد می‌شود. تجارت انواع جدیدی از کالاها و خدمات را به بازارهای داخلی کشور وارد می‌کند که شامل تجهیزات پزشکی و بهداشتی نیز می‌باشد. این عوامل سلامتی، تغذیه و طول عمر افراد یک کشور را افزایش داده و باعث بهبود شاخص توسعه انسانی آن کشور می‌شود. با توجه به اهمیت توسعه انسانی به‌عنوان نمادی از شاخص اندازه‌گیری رفاه، مطالعاتی در زمینه عوامل مؤثر بر آن در دنیا انجام شده است. در راستای این مطالعات، پژوهش حاضر کوشیده است تا رابطه تجارت و توسعه انسانی در کشورهای OECD را بررسی کند. برای این منظور داده‌های مربوط به این کشورها طی دوره ۲۰۲۱-۱۹۹۰ جمع‌آوری شده و با توجه به ماهیت مدل، مدل نهایی به‌صورت پانل پویا برآورد شده است.

یافته‌های تجربی این پژوهش نشان می‌دهد که شاخص تجارت با ضریب ۰/۰۹ بر شاخص توسعه انسانی تأثیر مثبت و معناداری بر جای می‌گذارد. افزایش تجارت باعث افزایش صادرات به کشورهای دیگر و درنتیجه تولید بیشتر و رشد اقتصادی بهتر می‌شود و همین مسئله باعث افزایش رفاه افراد می‌شود. نتیجه حاصل‌شده در این بخش با بررسی لی و همکاران (۲۰۱۹)، دیویس و کوین لیوان (۲۰۰۶)، مکیان و همکاران (۱۳۹۱) و میرباقری هیر و همکاران (۱۳۹۳) سازگار است. شاخص توسعه انسانی نیز یکی از شاخص‌های مشخص‌کننده سطح رفاه افراد است بنابراین رابطه مثبت بین متغیرها کاملاً با مبانی نظری مطابقت دارد. همچنین شاخص توسعه انسانی با یک وقفه با ضریب ۰/۹۳ بر شاخص توسعه انسانی تأثیر مثبت و معنادار دارد که این نتایج نیز با مطالعات حمید و امین (۲۰۱۳) سازگار است.

با استناد به یافته‌های پژوهش حاضر، پیشنهاد می‌شود که در اتخاذ استراتژی‌های تجاری و بازرگانی، توسعه سیاست‌هایی مورد حمایت باشد که با ترویج سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و همچنین سرمایه-گذاری در تولید صادرات‌گرا، باعث تحریک رشد اقتصادی بلندمدت می‌شوند. از طرفی زمینه لازم برای سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی فراهم شود؛ زیرا نیاز مبرم کشورهای درحال‌توسعه برای بهره‌مندی بیشتر از اثرات مفید باز بودن تجاری است و ضرورت دارد سیاست‌های تجاری و بازرگانی کشور نیز هم‌راستا با این هدف تنظیم گردد. همچنین لازم است در کنار گسترش تجارت بین‌الملل، طیف گسترده‌ای از اهداف توسعه انسانی، به‌ویژه نقش آن در کمک به کاهش فقر و کاهش محرومیت انسانی در کشورها مورد توجه قرار گیرد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد .
مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده سازی مقاله مشارکت داشته اند .
تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچگونه تعارض منافعی وجود ندارد .
تعهد کپی رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی رایت رعایت شده است.

Isaksson, A. (2002). The importance of human capital for the trade growth link. Statistics and Information Networks Branch of UNIDO. Working Paper No. 2.

Jadoon, T. K; Rashid, H. A; & Azeem, A. (2015). Trade liberalization, human capital and economic growth: Empirical evidence from selected Asian countries. *Pakistan Economic and Social Review, 53(1),* 113-132.

Levin, A; & Raut, L. K. (1997). Complementarities between exports and human capital in economic growth: Evidence from the semi-industrialized countries. *Economic Development and Cultural Change*, *46*(1), 155-174.

Li, J; Lu, Y; Song, H; & Xie, H. (2019). Long-term impact of trade liberalization on human capital formation. *Journal of Comparative Economics*, *47*(4), 946-961.

Lutz, J. M; & Green, R. T. (1983). The product life cycle and the export position of the United States. *Journal of International Business Studies*, *14*(3), 77-93.

Makiyan, S.N; Mostafavi, S.M.H; Hatami, R; & Dehghanpour, M.R. (2012). Analysis of the Impact of Trade Growth on Human Development Growth in Selected Asian Countries: A Panel Data Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 9*(1), 55-70. (In Persian).

Mehregan, N; Dehghanpur, M. R; & Dehmoobed, B. (2011). Factors that affect on hi-tech industries export. *Journal of Science and technology policy, 4*(2), 69-83. (In Persian).

Mirbagheri Hir, M.B; Rahimzadeh, F; & Safavi, S. R. (2014). Analyzing the Effects of Trade on Human Development in Selected MENA Countries. *Economic Growth and Development Research, 16*(4), 101-120. (In Persian).

Owen, A. L. (1999). International trade and the accumulation of human capital. *Southern Economic Journal, 66*(1), 61-81.

Pourmoghim, S. J. (2009). International trade, commercial theories and policies. Tehran; Nei publication, 14th edition. (In Persian).

Porter, E.M. (1990), the Competitive Advantage of National, Adeline Publishing Company Chicago. New York.

Rouzbahan, M. (2009). Basics of economic development. Tehran; Taban publications, 13th edition. (In Persian).

Rodwell, J; & Teo, S. (2003). The need to accumlate human capital across levels of export intensity: Activating resources that are increasingly difficult to mobilise. *Research and Practice in Human Resource Management, 11*(2), 17-31.

Sen, A. K. (1999). Development as Freedom. Oxford University Press. New York.

Sen, A. K. (1997). Human capital and human capability. *World Development, 25*(12), 1959-1961.

Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review, 51*(1), 1-17.

United Nations Development Programme. Regional Centre in Colombo. (2006). Trade on human terms: transforming trade for human development in Asia and the Pacific. Asia-Pacific Human Development Report 2006. Macmillan India.

COPYRIGHTS

©2024 Alzahra University, Tehran, Iran. This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can’t change them in any way or use them commercially.

Isaksson, A. (2002). The importance of human capital for the trade growth link. Statistics and Information Networks Branch of UNIDO. Working Paper No. 2.

Jadoon, T. K; Rashid, H. A; & Azeem, A. (2015). Trade liberalization, human capital and economic growth: Empirical evidence from selected Asian countries. *Pakistan Economic and Social Review, 53(1),* 113-132.

Levin, A; & Raut, L. K. (1997). Complementarities between exports and human capital in economic growth: Evidence from the semi-industrialized countries. *Economic Development and Cultural Change*, *46*(1), 155-174.

Li, J; Lu, Y; Song, H; & Xie, H. (2019). Long-term impact of trade liberalization on human capital formation. *Journal of Comparative Economics*, *47*(4), 946-961.

Lutz, J. M; & Green, R. T. (1983). The product life cycle and the export position of the United States. *Journal of International Business Studies*, *14*(3), 77-93.

Makiyan, S.N; Mostafavi, S.M.H; Hatami, R; & Dehghanpour, M.R. (2012). Analysis of the Impact of Trade Growth on Human Development Growth in Selected Asian Countries: A Panel Data Approach. *Quarterly Journal of Quantitative Economics, 9*(1), 55-70. (In Persian).

Mehregan, N; Dehghanpur, M. R; & Dehmoobed, B. (2011). Factors that affect on hi-tech industries export. *Journal of Science and technology policy, 4*(2), 69-83. (In Persian).

Mirbagheri Hir, M.B; Rahimzadeh, F; & Safavi, S. R. (2014). Analyzing the Effects of Trade on Human Development in Selected MENA Countries. *Economic Growth and Development Research, 16*(4), 101-120. (In Persian).

Owen, A. L. (1999). International trade and the accumulation of human capital. *Southern Economic Journal, 66*(1), 61-81.

Pourmoghim, S. J. (2009). International trade, commercial theories and policies. Tehran; Nei publication, 14th edition. (In Persian).

Porter, E.M. (1990), the Competitive Advantage of National, Adeline Publishing Company Chicago. New York.

Rouzbahan, M. (2009). Basics of economic development. Tehran; Taban publications, 13th edition. (In Persian).

Rodwell, J; & Teo, S. (2003). The need to accumlate human capital across levels of export intensity: Activating resources that are increasingly difficult to mobilise. *Research and Practice in Human Resource Management, 11*(2), 17-31.

Sen, A. K. (1999). Development as Freedom. Oxford University Press. New York.

Sen, A. K. (1997). Human capital and human capability. *World Development, 25*(12), 1959-1961.

Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review, 51*(1), 1-17.

United Nations Development Programme. Regional Centre in Colombo. (2006). Trade on human terms: transforming trade for human development in Asia and the Pacific. Asia-Pacific Human Development Report 2006. Macmillan India.

COPYRIGHTS

This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

چکیده انگلیسی مقالات

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 10, No. 25, Spring & Summer 2024

pp. 291-310

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

The Impact of International Trade on the Development of the Human Capital Index (Evidence from OECD Countries)[1]

Nadia Mirzababazadeh[2], Samaneh Norani azad[3], Ahmad Lotfi[4], Hasan Aamabandegharaee[5]

Received: 2023/12/05 Accepted: 2024/02/19

Abstract

The expansion of international trade and economic globalization has made human capital very important in the process of economic growth and development, making it necessary to examine issues related to human capital, especially from its economic aspects. This study investigates the impact of international trade on human capital. Proponents of globalization believe that trade affects human development directly through income and indirectly through cultural mixing and increasing the variety of available goods. This study examines OECD countries, which have a high level of trade relations and play a fundamental role in creating global trade opportunities. An econometric model has been specified to examine the impact of trade on human capital using data from OECD countries and the dynamic panel method and generalized moments method from 1990 to 2021. The results indicate that the development of export and import through international trade has a positive and significant impact on human capital in these countries. Creating spillovers and transferring technology through foreign trade play an important role in the development of human capital. Additionally, the lagged value of the human development index has a positive and significant effect on the human development index.

Overall, these studies highlight the complex relationships between fiscal policies, environmental initiatives, financial regulations, and their broader impacts on inflation, income inequality, human development, and economic stability. Addressing these challenges requires comprehensive and coordinated policy measures to foster sustainable development and equitable growth.

Keywords: Trade, Human capital, Technology spillover, Globalization.
JEL Classification: I25, O15, F60, F13.

1. doi: 10.22051/ieda.2024.45772.1391
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Payam Noor University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email:nmirzababazadeh@pnu.ac.ir
3. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Payam Noor University, Tehran, Iran. Email:noraniazad@pnu.ac.ir.
4. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Payam Noor University, Tehran, Iran. Email:lotfiahmad@pnu.ac.ir.
5. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Payam Noor University, Tehran, Iran. Email:hasanaama@pnu.ac.ir.

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 10, No. 25, Spring & Summer 2024
pp. 269-290

Research Paper

The Impact of Financial Stability on Monetary Policy in Developing Countries: Application of a Nonlinear Model[1]

Yazdan Gudarzi Farahani[2], Zoleikha Morsali Arzanagh[3], Ebrahim Abbasi[4]

Received: 2024/04/15 Accepted: 2024/07/30

Abstract

Financial stability, influenced by financial freedom and monetary policy, affects economic variables in developing countries. This study uses the Nonlinear Autoregressive Distributed Lags (NARDL) model with statistical data from 2000-2023 for developing countries, including Iran, to investigate the effect of financial stability on monetary policy. The results indicate that the variable of inflation rate had a positive effect on monetary policy in the short and long term, but the exchange rate, production, and financial stability have a negative effect on monetary policy. Additionally, the estimated nonlinear model showed that the positive and negative values caused by the financial stability shock had asymmetric effects on monetary policy in developing countries.

Keywords: Financial Stability, Monetary Policy, Exchange Rate, Inflation Rate, Nonlinear Autoregressive Distributed Lags (NARDL).
JEL Classification: G10, E52, F31, E31, C58.

1 . doi: 10.22051/ieda.2024.46906.1413
2. Assistant Professor, Department of Islamic Economics, Faculty of Economic and Administrative Sciences, Qom University, Qom, Iran. Email:y.gudarzi@qom.ac.ir.
3. Department of Accounting and Management, Islamic Azad University, Karaj Branch, Karaj, Iran. Emial:zmorsali93@gmail.com.
4. Professor, Department of Financial Management, Faculty of Social Sciences and Economic, Alzahra University, Tehran, Iran. Email:abbasiebrahim2000@alzahra.ac.ir.

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 10, No. 25, Spring & Summer 2024

pp. 251-268

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

The Investigating the Interactional Effects of Renewable Energy and Carbon Dioxide Emissions on Human Development: Cointegration in Autoregressive Distributed Lag[1]

Fatemeh Jedavi[2], Simin Ghaderi[3]

Received: 2023/12/25 Accepted: 2024/03/09

Abstract

The increase in carbon emissions is one of the most serious concerns globally in the last decade. Different countries adopt various policies and approaches to reduce the intensity of carbon dioxide emissions. Therefore, this study examines the impact of renewable energy and carbon dioxide emissions, as well as their mutual effects on human development. The study is descriptive-analytical and applied, estimated by the autoregression method with distribution breaks for the years 2000-2020. The sample size was 16 countries with high human development, including Iran.

The results showed that carbon dioxide emissions in all four modes, including CO2 emissions, CO2 emissions from electricity and heat, CO2 emissions from liquid fuel consumption, and the intensity of carbon dioxide emissions, have a negative impact on renewable energies, gross domestic product, financial development, and net foreign direct investment. However, they had a positive effect on the human development index in the long term in countries with high human development. Also, the mutual effects of carbon dioxide emissions and renewable energies on the human development index were positive, so renewable energies can be used as a tool to control and reduce the effects of environmental pollution emissions to increase human development. Therefore, it is suggested to expand the use and development policies of renewable energy and attract more investments in this sector. Additionally, establishing laws to encourage public and private partnerships and removing investment barriers can help investors participate in renewable energy activities.

Keywords: Renewable Energy, Carbon Dioxide Emission, Human Development Index, Cointegration.
JEL Classification: O13, I15, P28, Q53.

---

1 . doi: 10.22051/ieda.2024.45979.1398

2. M.Sc. Department of Economics, Faculty of Management and Human Science, Chabahar Maritime University, Chabahar, Iran. Email:jedavifatemeh7@gmail.com.

3. Assistant Professor, Department of Economic, Faculty of Management and Human Science, Chabahar Maritime University, Chabahar, Iran. Corresponding Author. Email:shahraki@cmu.ac.ir.

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 10, No. 25, Spring & Summer 2024

pp. 227-250

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

The Effects of Good Governance on Income Inequality with an Emphasis on Political Instability[1]

Masoomeh Hajili Davaji[2], Zahra Mila Elmi[3]

Received: 2024/02/08 Accepted: 2024/07/30

Abstract

In recent decades, increasing income inequality, economic inefficiency, and lack of economic justice, especially in developing countries, have played a significant role for governments in determining the appropriate distribution of incomes. Since the mid-1990s, along with the expansion of new institutionalism literature, good governance has been proposed as one of the essential components influencing the fair distribution of opportunities and incomes and the development of countries. In this study, focusing on the Middle East and North African countries (MENA region), we investigated the effect of good governance components on income inequality from 2008 to 2021 through the use of the Systemic Generalized Moments Method. The results of the estimation showed that political instability - one of the most important components of governance - increases income inequality in MENA countries. On the other hand, expanding civil liberties and increasing economic transparency can lead to the reduction of income inequality in these countries. The result of the estimation also shows that an increase in per capita income provides opportunities for reducing inequality, while an increase in the size of the government may be accompanied by an increase in income inequality. This is because in less developed countries - MENA countries included - the increase in government size is often done by increasing current expenses. Despite crowding out, an increase in unproductive government expenditures leads to decreasing productive investments in the private sector, a decrease in economic growth, and an increase in income inequality.

Keywords: Income Inequality, Political Instability, System Generalized Moments Method, Middle East and North African Countries.

JEL Classification: O14, D02, C23.

---

1. doi: 10.22051/ieda.2024.46408.1406

2. M.Sc. Department of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email:hajilidavajimasoomeh@gmail.com.

3. Professor, Department of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Corresponding Author. Email:z.elmi@umz.ac.ir.

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 10, No. 25, Spring & Summer 2024

pp. 207-226

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

The Interaction Effects of Financial Development with Human Capital and Institutional Quality on Environmental Degradation: Panel Cointegration Approach[1]

Salari Zainab[2], Mahdi Shahraki[3]

Received: 2023/10/30 Accepted: 2024/06/08

Abstract

With economic development, MENA member countries' environmental destruction and financial development have increased. Therefore, to protect the environment, it is necessary to identify the factors affecting environmental degradation, especially the impact of financial development and its adjustment mechanisms. In addition, the impact of financial development on the ecological footprint was also investigated through the channel of human capital and institutional quality. This descriptive-analytical study was conducted at the international level for MENA member countries. The data was panel data for 2000-2020, extracted from the World Bank database. Im, Sons, Shin and Levin, Lin and Chu tests were used to check reliability, Pedroni and Kao tests to check co-collinearity, and fully modified ordinary least squares (FMOLS) methods were used to estimate models in Eviews 10 software. The Financial development and GDP increased, and human capital and institutional quality decreased environmental degradation. Also, financial development reduces the destruction of the environment through the channel of human capital and institutional quality, so it is suggested that governments, while expanding the capacity of good governance, move the laws governing the financial development of countries in favour of nature-friendly industries and human capital as an important factor in quality Increase the environment.

Keywords: Financial Development, Institutional Quality, Human Capital, Environmental Degradation, Cointegration.
JEL Classification: G21, O34, R11.

---

1. doi: 10.22051/ieda.2024.45430.1381
2. M.Sc. Department of Economics, Faculty of Management and Human Science, Chabahar Maritime University, Chabahar, Iran. Email:zeynabsalari97@gmail.com.
3. Associate Professor, Department of Economic, Faculty of Management and Human Science, Chabahar Maritime University, Chabahar, Iran. Corresponding Author. Email:shahraki@cmu.ac.ir.

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 10, No. 25, Spring & Summer 2024

pp. 177-206

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

Total Factor Productivity and Analysis of the Effect of Government Fiscal Instruments[1]

Shahryar Zaroki[2], Yousef Eisazadeh Roshan[3], Hamideh Samadi Kochaksaraee[4]

Received: 2023/09/14 Accepted: 2024/07/08

Abstract

In this research, the asymmetric effects of the government's fiscal instruments on the total factor productivity in Iran has been analyzed. So, at first, the total factor productivity index is calculated using the Solow balance method. Then, in order to investigate and empirically analyze the effect of government fiscal instruments on the total factor productivity, the linear (symmetric) and non-linear (asymmetric) autoregressive distributed lag method has been used. The findings in a linear (symmetrical) model show that the government size and the tax burden have a negative effect on the productivity. The non-linear (asymmetric) estimate also shows the asymmetric and negative effect of government size and tax burden on the productivity. In such a way that the negative effect of increases in the government size on the productivity is more than three times the negative effect of decreases in the government size. The tax burden is also associated with an asymmetric effect and its negative effect size during reductions on productivity is almost twice as much as its negative effect during increases. Inflation in a linear form is not associated with a significant effect, but in a non-linear form, it has an inverse and asymmetric effect on the productivity. In such a way that the favorable effect of reductions in inflation on the total productivity is more than the unfavorable effect of increases in inflation. The degree of openness in both symmetric and asymmetric models has a direct effect with the productivity as expected, and according to the estimate, the asymmetry of the effect was also confirmed for this factor. In such a way that the favorable effect of increases in the degree of openness on the productivity is more than four times the unfavorable effect of decreases in the degree of openness. Based on the results, it is suggested that the policy makers should pay attention to the asymmetry of the aforementioned factors in influencing the productivity while adopting appropriate policies in order to improve the productivity of the production factors.

Keywords: Total Factor Productivity, Government Fiscal Instruments, NARDL, Iran.
JEL Classification: D24 ،H30 ،C22.

---

1. doi: 10.22051/ieda.2024.44992.1371
2. Associate Professor, Department of Energy Economics, Faculty of Economics and Administration Sciences, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Corresponding Author. Email:Sh.zaroki@umz.ac.ir.
3. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email:y.eisazadeh@umz.ac.ir.
4. M.Sc. Student, Department of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran. Email:hamidehsamadi73@gmail.com.

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 10, No. 25, Spring & Summer 2024

pp. 151-176

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

Investigating the Asymmetric Effect of Public Debt on Financial Development in Iran[1]

Ali Azarioon[2], Majid Dashtban Farouji[3], Abdollah Khoshnoodi[4]

Received: 2024/01/24 Accepted: 2024/07/09

Abstract

Public debt is a government-related variable that links several successive governments to each other. Each government may have different views and priorities regarding the application of fiscal policies in the economy, including the level or composition of public expenditures. This paper examines the asymmetric effect of public debt on financial development in Iran from 1973-2021. For this, after performing relevant tests and using the Nonlinear Auto Regressive Distributed Lag (NARDL) model, we found that there is a significant negative relationship between positive and negative changes in public debt and financial development in Iran in the long term. Also, the positive change coefficient of public debt is smaller than its negative change coefficient. This means that the reduction of public debt has a greater effect on the development of the financial sector compared to its increase. Additionally, the results showed that the effect of interest rates on financial development is negative and significant

Keywords: Financial Development, Government, Bank Credit, Public Debt, Nonlinear AutoRegressive Distributed Lag Model.
JEL Classification: O16, H63, E60, E62.

1 . doi: 10.22051/ieda.2024.46282.1402

2. M.Sc. Department of Economics, Bojnord University, Bojnord, Iran. Email:aliazarioon1376@gmail.com
3. Assistant Professor, Department of Economics, Bojnord University, Bojnord, Iran. Corresponding Author. Email:m.dashtban@ub.ac.ir.
4. Assistant Professor, Department of Economics, Bojnord University, Bojnord, Iran. Email:akhoshnoodi@ub.ac.ir.

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 10, No. 25, Spring & Summer 2024

pp. 107-150

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

Comparison of the Effect of External Shocks on Inflation in the Fixed and Managed Floating Exchange Rate Regimes in the Economy of Iran with the Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach[1]

Roya Atefimanesh[2], Morteza Tahamipour[3], Hossein Samsami Mazrae Akhond[4], Anooshirvan Taghipour[5]

Received: 2024/04/27 Accepted: 2024/07/30

Abstract

The purpose of this article is to identify the effects of external shocks, including currency shocks, sanctions, and monetary shocks, on inflation in two different currency regimes in Iran's economy from 1368 to 1401. Using the stochastic dynamic general equilibrium model with the new Keynesian approach, the effects of these shocks on inflation in managed fixed and floating currency regimes have been compared. The results show that currency shocks in both currency regimes lead to an increase in inflation, but in the fixed regime, this increase is less. Examining the results of the shock of international sanctions also shows that this shock increases inflation in the managed floating regime, but in the fixed regime, due to the intervention of the central bank, this effect is less. Finally, examining the effect of monetary shocks shows that under both fixed and managed floating regimes, it has led to an increase in inflation, and this effect is more intense in the managed floating regime. Therefore, it can be concluded that in the fixed currency regime, the monetary authority has a higher ability to control inflationary fluctuations due to external shocks. Of course, it should be noted that one of the requirements for choosing a fixed currency regime is the central bank's access to sufficient foreign exchange reserves, which faces serious limitations in the conditions of sanctions.

Keywords: Inflation, Fixed Exchange Rate Regime, Managed Floating Exchange Rate Regime, Dynamic Stochastic General Equilibrium Model.
JEL Classification: F31, F310, F41.

1 . doi: 10.22051/ieda.2024.46980.1415
2. Ph.D. Student, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email:roatefira@gmail.com.
3. Assistant Professor, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email:mortezatahamipour@sbu.ac.ir.
4. Assistant Professor, Faculty of Economics and Political Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email:H-samsami@sbu.ac.ir.
5. Economic Vice President of Program and Budget Organization, Tehran, Iran. Email:arya216@gmail.com.

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 10, No. 25, Spring & Summer 2024

pp. 73-106

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

Examining the Position of Carbon Tax on Economic Sectors in Iran's Economy Using Input-Output Method[1]

Shima Fadavi[2], Fatemeh Bazazanm[3]

Received: 2023/11/27 Accepted: 2024/03/05

Abstract

Today, most environmental issues and risks can be considered local, regional, national, and even global issues due to their dependence on macro-social issues such as the economy, culture, development, politics, and material and spiritual aspects of human life. Unfortunately, the world has witnessed significant environmental destruction in recent years. Examining the interaction and relationship between economic and environmental activities is essential. To achieve this goal, this study investigates the role and position of the carbon tax on economic sectors, especially the energy sector, based on the linkage indicators and the extended input-output method using input-output tables from 2015.

According to the results of the general linkage indices, the effect of the carbon tax on the energy sector shows that this sector has a suitable link with Iran's economy but does not have a suitable position compared to other economic sectors. Regarding forward links, it has shown a weak link with the whole economy, and its diffusion and sensitivity indicators as a whole have not had the ability to create movement and economic development in the national economy. The impact and effectiveness of the energy sector in Iran's economy have been practically insignificant.

Keywords: Carbon tax, Input-Output, Energy sector, Linked indicators.

JEL Classification: C67 ،O10 ،Q01.

---

1 . doi: 10.22051/ieda.2024.45721.1390

2. Ph.D. Student, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. Email:sh.fadavi@alzahra.ac.ir.

3. Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email:fbazzazan@alzahra.ac.ir.

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 10, No. 25, Spring & Summer 2024

pp. 51-72

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

Identifying the Environment of Internal and External Production Chains and their Relevance to the Issue of Raw Selling[1]

Evlin Ghazarian[2], Ali Asghar Banouei [3], Farshad Momeni[4]

Received: 2023/12/21 Accepted: 2024/03/03

Abstract

The issue of raw selling has been a concern for media, researchers, research institutions, and planners in Iran, lacking theoretical as well as empirical analysis. The main aim of this paper is to fill this gap from three angles: the environment of the internal production chain from input and output sides, external production chains in terms of DVA and VS, and their relevance to the issue of raw selling. For this purpose, we use the input-output model and symmetric product-by-product table for the year 1395. Our findings are threefold: first, concentrating only on the internal production chain and ignoring external production chains fails to reveal the relevance of raw selling; second, internal production chains of mining products are very weak, whereas corresponding external production chains are very strong; third, retail and wholesale service products, as well as transport services, appear to be dominant in both chains, suggesting not only the beginning of production chains in the Iranian economy but also confirming the theories of a rentier state and Dutch Disease.

Keywords: Internal production chains, External production chains, General equilibrium model, Supply chains, Demand chains, Domestic value-added in gross exports, Vertical specialization.

JEL Classification: F14.

---

1 . doi: 10.22051/ieda.2024.45945.1397

2. M.Sc. Student, Department of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Email:evlinghazarian@yahoo.com.

3. Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Corresponding Author. Email:banouei7@yahoo.com.

4. Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran. Email:farshad.momeni@gmail.com.

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 10, No. 25, Spring & Summer 2024

pp. 27-50

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

An Analysis of the Develo Investigating the Relationship between International Financial Reporting Standards and Income Inequality According to the Role of Financial Development: A Selection of Developing Countries in Asia[1]

Habib Ansari Samani[2], Sima Dalvandi[3]

Received: 2024/04/03 Accepted: 2024/07/30

Abstract

Income inequality remains a concern. Previous studies show that as a country's economy grows, incomes increase and income disparity decreases. However, there is evidence that income inequality worsens as countries develop. This study examines the relationship between International Financial Reporting Standards (IFRS) and income inequality with regard to the moderating role of financial development for a selection of Asian developing countries in the period 2000-2022 using Ordinary Least Squares and Generalized Least Squares methods.

The results show that financial development affects the relationship between IFRS and income inequality. Furthermore, there is a direct relationship between IFRS and income inequality. One of the reasons for the direct impact of IFRS on income inequality could be that the increased transparency of financial reporting as a result of using IFRS enables employees and regulatory organizations to negotiate with employers about employment-related issues such as job security, wages, and pensions. If these negotiations lead to benefits for employees, income inequality will decrease. The indirect effect of IFRS on income inequality through financial development may be because investment increases by improving the efficiency of financial markets and reducing the financial constraints of financial institutions.

Keywords: IFRS, Income Inequality, Financial Development.

JEL Classification: D63, G20, M41.

---

1 . doi: 10.22051/ieda.2024.46800.1408

2. Associate Professor, Department of Economics, Yazd University, Yazd, Iran. Corresponding Author. Email:h.samani@yazd.ac.ir.

3. M.Sc. Department of Accounting, Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran. Email:Sdalvandi11@gmail.com

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 10, No. 25, Spring & Summer 2024

pp. 1-26

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

The Impact of Social Capital on the Human Development Index in OPEC Member Countries[1]

Hamid Asayesh[2], Reza Shamsollahi[3], Shaghayegh Abbasali[4], Madi Kamali[5], Fataneh Niknam[6]

Received: 2023/11/25 Accepted: 2024/03/02

Abstract

Today, social capital can be considered as a suitable platform for exploiting human and physical capital. In fact, social capital shows the importance of the role of social structures and relationships between people on development variables of all dimensions. Therefore, the purpose of this research is to investigate the impact of social capital on human development indicators in OPEC member countries by using the econometric model of generalized moments during the period of 2007-2021. The research findings indicate that a one percent increase in social capital has led to a 0.05 percent increase in the human development index. Also, the variables of life expectancy, government size, and economic growth have led to an increase in human development during the investigated period. Therefore, it is recommended that in the OPEC oil exporting countries, instead of paying attention to the rentier activities that lead to the destruction of the economy, the governments should focus on the development of social capital.

Keywords: Social capital, Human development, OPEC.

JEL Classification: I22, P29.

1 . doi: 10.22051/ieda.2024.45704.1389

2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Human Sciences, Ayatollah Boroujerdi University, Boroujerd, Iran. Corresponding Author. Email:hamid.asayesh@abru.ac.ir.

3. M.Sc. Department of Economics, Faculty of Humanities, Ayatollah Boroujerdi University, Borujerd, Iran. Email: reza.shamsolahi@gmail.com.

4. M.Sc. Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. Email:sh.abasali76@gmail.com.

5. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Humanities, Qeshm Branch, Islamic Azad University, Qeshm, Iran. Email:Mahdikamali174@gmail.com.

6. M.Sc. Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Email:Iranftanhnyknam@gmail.com.

Content

Title	Authors	Page
The Impact of Social Capital on the Human Development Index in OPEC Member Countries	Hamid Asayesh Reza Shamsollahi Shaghayegh Abbasali Madi Kamali Fataneh Niknam	**1-26**
An Analysis of the Develo Investigating the Relationship between International Financial Reporting Standards and Income Inequality According to the Role of Financial Development: A Selection of Developing Countries in Asia	Habib Ansari Samani Sima Dalvandi	**27-50**
Identifying the Environment of Internal and External Production Chains and their Relevance to the Issue of Raw Selling	Evlin Ghazarian Ali Asghar Banouei Farshad Momeni	**51-72**
Examining the Position of Carbon Tax on Economic Sectors in Iran's Economy Using Input-Output Method	Shima Fadavi Fatemeh Bazazanm	**73-106**
Comparison of the Effect of External Shocks on Inflation in the Fixed and Managed Floating Exchange Rate Regimes in the Economy of Iran with the Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach	Roya Atefimanesh Morteza Tahamipour Hossein Samsami Mazrae Akhond Anooshirvan Taghipour	**106-150**
Investigating the Asymmetric Effect of Public Debt on Financial Development in Iran	Ali Azarioon Majid Dashtban Farouji Abdollah Khoshnoodi	**151-176**
Total Factor Productivity and Analysis of the Effect of Government Fiscal Instruments	Shahryar Zaroki Yousef Eisazadeh Roshan Hamideh Samadi Kochaksaraee	**177-206**
The Interaction Effects of Financial Development with Human Capital and Institutional Quality on Environmental Degradation: Panel Cointegration Approach	Salari Zainab Mahdi Shahraki	**207-226**
The Effects of Good Governance on Income Inequality with an Emphasis on Political Instability	Masoomeh Hajili Davaji Zahra Mila Elmi	**227-250**
The Investigating the Interactional Effects of Renewable Energy and Carbon Dioxide Emissions on Human Development: Cointegration in Autoregressive Distributed Lag	Fatemeh Jedavi Simin Ghaderi	**251-268**
The Impact of Financial Stability on Monetary Policy in Developing Countries: Application of a Nonlinear Model	Yazdan Gudarzi Farahani Zoleikha Morsali Arzanagh Ebrahim Abbasi	**269-290**
The Impact of International Trade on the Development of the Human Capital Index (Evidence from OECD Countries)	Nadia Mirzababazadeh Samaneh Norani azad Ahmad Lotfi Hasan Aamabandegharaee	**291-310**

Guide for Authors

1. The article should be provided in Farsi (Persian) and in Microsoft Word 2007 with maximum 20 A4 pages.
2. The article should be typed by the margins of 5.5 cm from top and bottom and 5.5 cm from the right and left with single spacing.
3. The main text of the article should be set in single-column with the B Nazanin font/size 11 pt (for Persian version) and with the Times New Roman font/size 10 pt (for English version).
4. The title of the article should be inserted with a Bold B Trafic font/ size 11 pt and the names of the authors of the article with a Bold B Nazanin font/size 11 pt.
5. The abstract should be prepared in Maximum of 200 words, with B Nazanin font/10 pt size (for Persian version), and Times New Roman font/ size pt11 (for English version).
6. Except for the abstracts, the headings of the article should be numbered consequently, in such a way that the headings and subheadings are specified under each heading, and numbering should be presented with the number, dash and point.
7. All pages of the article should be numbered in Persian.
8. All tables, figures and pictures are to be titled, numbered and referenced. Please refer to their numbers in the text. Avoid sending tables and charts as pictures. The captions of figures, pictures and tables are to be set with B Nazanin font/ size 11pt.
9. It is necessary to set all the information in the tables of the article in Farsi with the B Nazanin font/ size 11pt.
10. It is necessary to place a 0.7 cm tab in the beginning of all paragraphs of the article, except for the first paragraph below each heading.

Writing style and organizing article

Your submission should include the following sections:

1. The first page: Title page (Article identifier)

   The title page must include the title of the article in Farsi and English, the full name of the author (authors), the full name of the corresponding author in Persian (including the postal address, fixed telephone number, mobile phone, fax and e-mail address)

2. The second page

   The second page should contain the following cases:

   - The title of the article in Farsi, the full name of the authors, and citing the corresponding author in the footnote.
   - Abstract should include at least 100 and a maximum of 200 words. It should be brief and consist of the aim, methodology and main findings.
   - Keywords: at least 3 and maximum 5 words separated by comma (,).
   - JEL classification codes, which can be extracted from the following Internet site:http://www.aeaweb.org/jel/jel_class_system.Php

3. The other pages of the article should include precisely the headings of "Introduction", "Theoretical basics", "Research background", "Model and method of estimation", Data and empirical results", "Conclusions" and "References."

4. The final page of the article should include an abstract in English and an English translation of the keywords.

Referencing style

All references should be cited in- text and in the “References” section in the APA style. In this regard, we mention the main points that should be addressed by the author(s). We clarify the subject by giving some examples:

In-text:

For references with one author: (surname of the author, year: page)

- For references with more than two authors: (the last names of the first author and co-author, year: page)
- For references quoted from others: (quotes from ..., year, page)
- For Internet sources (surname of author or HTML filename, date or access date as day/ month/ year)
- In direct quotation, the page number should be given and the copied text should be inserted in "…".
- In Indirect quotation, there is no need to quote by "…".

1- 1. Some examples

- (Mohammadi, 2008)
- (Mohammadi and Ahmadi, 2008)
- More than three authors: (Mohammadi et al ,2008)
- Quotation of the third part: (Piaget, 1973; quoted from Mansour, 1997)

In the references list

- In the list of references, first, Persian references are set in Persian alphabetical order, then, English references are arranged in the English alphabet, respectively.
- Book: Surname and name of author / authors (Year of publication). Book title, Place of publication: Publisher, Edition.
- A book that has been published by "Organizations or Institutions": the name of the organization or institution. (Year of publication). Book title, Place of publication: Author. Edition.
- A chapter of a book or an article from a collection of articles written by various individuals but by published by a particular institution or person:

Name of the author / authors. (Year of publication). Title. Editor name, Proceedings Title, (number of pages in the chapter or article). Place of publication: Publisher.

- The book does not have a specific author: the title of the book. (Year of publication). Place of publication: Publisher. Edit or print order.

- Translated book: surname, author / Authors name. (Year of translation). Title of the book in Farsi. Translator / Translator's Name. Place of publication: Publisher.
- Thesis: The name of the Thesis Author. (Year). Thesis title. Thesis of the source. University.
- Article: Surname, author / writer's name. (Year). Title. Name of the publication. The owner of the license, year, period or number, the number of pages on which the article is inserted.
- Published articles in newspapers: surname, author's name. (Year, day of the month). Title. Newspaper name, page number.
- Translated article: Surname, author's name. (Year). Title. Translator's surname with the title of interpreter. The name of the publication where the translated article is written. Owner, year, period or number, page number.

2-1. Examples

2-1-1. Book with one author

- Karimi, Y. (2008). Social psychology, theories, concepts and applications. Tehran: Arasbaran Publications.
- Karimi, Yousef. (2003). Social Psychology: Theories, Concepts and Applications (11th Edition). Tehran: Arasbaran publications.
- Wainwright, William (2006). Reason and heart. Translated by Mohammad Hadi Shahab (2007). Qom: Publications of the Research Institute of Islamic Sciences.

2-1-2. Book with two author s

- Marshall, Catherine and Rassman, Gretchen B. (1995). Qualitative research method. Translated by Ali Parsaeean and Seyed Mohammad Arabi (1998). Tehran: Publications Office of Cultural Studies.

- Marshall, K. and Rashman, G. B. (1995). Qualitative research method. Translated by Ali Parsaeean and Seyed Mohammad Arabi (1998). Tehran: Publications Office of Cultural Studies.

2-1-3. Book with three authors

- Sarmad, Zohreh, Bazargan, Abbas and Hejazi, Elaheh. (1997). Research Methods in Behavioral Sciences. Tehran: Agah Publications.
- In Persian texts, there are fewer sources with more than three authors, but in English texts, sources with more than three authors are repeatedly observed. Experts say these references should be cited as the First Author, Second Author, the Third Author and "et al".

2-1-4. Article: Journals

- Asadollahi, Ghorbanali, Yaghoubi, Mohammad and Soleimani, Bahram. (1993). Examining the correlation between failing/passing rate and birth rank among the elementary school students in Isfahan during the academic year, 1987-1988. Psychological Research, Volume 2, Issue 1 & 2, pp. 26-32.

2-1-5. Article: Proceedings of Conferences

- Khamesan, Ahmad. (2007). the challenges of creating online PhD programs. Proceedings of the Conference on the contemplation on PhD courses in Iran (pp. 24-35). Institute for Research and Planning in Higher Education, Tehran, May 2007.

2-1-6. Article: Edited Books

- An edited book is a book written by one or several authors in each chapter, but the editor(s) as checker(s) the contents is (are) responsible for the entire book.
- Gibbs, Graham. (2003). Ten years on improving student learning theory and practice. Chris Rust (Editor): Proceedings of the 2002 10th International Symposium Improving Student Learning, (pp. 9-26). United Kingdom: Oxford Centre for Staff & Learning Development.

2-1-7. Article: Online (Online / internet-based)

- Dilmaghani, Mitra. (n.d.). Virtual Universities: Challenges and necessities. Paper presented at the e-learning conference of Iran. Retrieved on May 2, 2006.

2-1-8. Citation to internet sources

- Laporte RE, Marler E, AKazawa S, Sauer F. (1995). The death of biomedical journal. BMJ; 310: 1387 -90. Available from: http://www.bmj.com/bmjarchive. Accessed September 26, 1996.
- In the citation for Internet sources, the date of access to the source should also be included at the end.

2-1-9. Unpublished Resources: Theses and Research Reports

- Khamesan, Ahmad. (1995). A Comparative Study of self-perception in the Field of Development and Mental Health. Master's thesis of Educational Psychology, University of Tehran, not published.
- Khamassan, Ahmad, Ayati, Mohsen and Tafazoli, Abbas. (2001). Studying problems and how to spend leisure time at Birjand University' students. Report of the research project approved by Birjand University.

2-1-10. Referencing when there is no author.

Studies and Research Deputy for National Youth Organization. (2008). Youth, family and generation relationships. Tehran: Publications of the National Youth Organization.

2-1-11. Referencing to an author several works in a given year

- Karimi, Yousef. (2008 a). Social Psychology. Tehran: Roshd Publications.
- Karimi, Yousef. (2008 b). Personality psychology. Tehran: Agah Publications.

Suggested Axes for Conducting Research:

Agriculture development and rural development, rural cooperative

Development and Education, public and private education,

Development and population, microeconomic fertility,

Environment and Development

Finance and fiscal policy for development

Financial market, stock and capital market, money market, banking and development

Human capital, nutrition, health,

Inequality: urban and rural

Institutional economics and the economic development

Labor market, employment, unemployment, informal jobs, child labor

New development theory in Microeconomic development: behavioral economics

Poverty, Multidimensional poverty, poverty alleviation policy: Subsidy, Tax

Risk and insurance

Sustainable development

The dual economy

Trade and development

Urban and rural development, land use planning, spatial planning

Urbanization and urban – rural migration

In The Name of GOD

Biannually "Iranian Economic Development Analyses"
Volume 10, Issue 1, Spring & Summer 2024

License Holder: Alzahra University
Managing Director: F.Bazzazan
Editor in Chief: M.Pedram
Technical & Persian Editor: N.Mozaffaripour
English Editor: J.Dehnavi
Executive Expert: A.Amirykhah
Page Designer: M.HasanzadehAliabadi

Editorial Board

H.Asgharpurghurchi, Professor of Tabriz University
M. Pedram, Professor of Alzahra University
M. H.Pourkazemi, Associate Prof. of Shahid Beheshti University
Y. Dadgar, Professor of Shahid Beheshti University
H. Raghfar, Professor of Alzahra University
K. Raghfar, Professor AlZahra University
M.R.Farzanegan, Professor of Universität Marburg
A.Faridzad, Associate Professor of Allameh Tabataba'i University
M.H. Mousavi, Associate Professor of AlZahra University
F. Momeni, Professor of Allameh Tabataba'i University
M. Yusefi, Professor of Allameh Tabataba'i University

Address: Faculty of Social Science & Economics, Alzahra University, Vanak, Tehran, Iran.
Zip Code: 1993893973. **Phone:** +982188212578
Email: ieda@alzahra.ac.ir
Website: https://ieda.alzahra.ac.ir/

Biannually "Iranian Economic Development Analyses"

Volume 10, Issue 1, Spring & Summer 2024