دوفصلنامه

تحلیل های اقتصادی توسعه ایران

سال نهم، شماره ۱، بهار و تابستان ۱۴۰۲

به نام خدا

دوفصلنامه **تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران**

سال هشتم، شماره ۱ ، بهار و تابستان ۱۴۰۲

صاحب امتیاز و ناشر: دانشگاه الزهرا

مدیر مسئول: فاطمه بزازان

سردبیر: مهدی پدرام

ویراستار فنی و ادبی: زهرا عزیزی

ویراستار انگلیسی: جلال دهنوی

صفحه‌آرایی: مرضیه حسن‌زاده علی‌آبادی

کارشناس اجرایی: الناز 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
تحلیل پیرامون تأثیر متقابل توسعه پایدار و ثبات مالی باکیفیت در کشورهای منتخب درحال توسعه	لیلا ترکی محمد واعظ الناز شاه‌زیدی	۱-۲۶
اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت ریسک اقتصادی و مالی بر توزیع درآمد: رهیافت PANEL ARDL	رمضان حسین‌زاده هادی کشاورز	۲۷-۴۶
تأثیر شکنندگی دولت بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای OPEC	اکبر خدابخشی سید احسان حسینی دوست زهرا آسمانه	۴۷-۶۲
تاثیر متغیرهای سیاستی مالی بر شدت انرژی کشورهای منتخب در حال توسعه	مائده خدابخشی موسی خوشکلام خسروشاهی	۶۳-۸۰
رزیابی فرار مالیاتی در ایران بر اساس مدل بازی کالای عمومی: نمادی آغازین از توسعه خرد	یداله دادگر محمد رضا بیگدلی علی رضایی	۸۱-۱۰۶
تأثیر مدیریت سود، شدت موجودی و شدت سرمایه بر تهور مالیاتی در بازار سرمایه	عبدالرسول رحمانیان کوشککی فاطمه عسکری	۱۰۷-۱۲۲
بکارگیری روش‌های حذف فرضی و متعارف در سنجش ارزش‌افزوده در تجارت: نتایج یکسان یا متفاوت؟	افسانه شرکت علی‌اصغر بانوئی سمیه شاه‌حسینی فاطمه بزازان آذین کیانی راد	۱۲۳-۱۴۲
بررسی عوامل موثر بر ایمنی و افزایش تاب‌آوری محلی (مطالعه موردی: روستامحله مسگر آباد تهران	اکبر طالب پور زینب بخشی محمدحسین بوچانی	۱۴۳-۱۶۴
اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر کیفیت محیط‌زیست با تأکید بر فرضیه پناهگاه آلودگی در کشورهای عضو اوپک	فاطمه آریان‌فر زهرا میلا علمی یوسف عیسی‌زاده روشن	۱۶۵-۱۹۲
تمرکززدایی مالی و آموزش عالی از بعد اقتصادی و آموزشی	الهام فتح الهی محمد علیزاده	۱۹۳-۲۲۰
نقش تاب‌آوری اقتصادی در تعدیل آثار منفی نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران	حدیث جعفری عبدالمحمد کاشیان علیرضا عرفانی	۲۲۱-۲۴۶
اثرات نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در ایران: رهیافت تحلیل فضایی	مریم السادات میرهادی محمود محمودزاده صالح قویدل دوستکوئی مهدی فتح آبادی	۲۴۷-۲۶۸

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۹، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۲
صفحات ۲۶-۱

مقاله پژوهشی

تحلیل پیرامون تأثیر متقابل توسعه پایدار و ثبات مالی باکیفیت در کشورهای منتخب درحال توسعه [۱]

لیلا ترکی [۲]، محمد واعظ [۳] و الناز شاه‌زیدی [۴]

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۱۴ تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۲۱

چکیده

بر اساس تجربیات و تحلیل‌های نظری، امروزه توسعه پایدار به عنوان یک مفهوم مهم در ادبیات پیشرفت مطرح است. توسعه پایدار دارای سه حوزه اقتصادی، اجتماعی و زیست محیطی است. بر این اساس زمانی دست‌یابی به توسعه پایدار محقق خواهدشد،که پایداری اقتصادی همراه با پایش اجتماعی و زیست محیطی وجود داشته باشد. ثبات‌مالی به صورت مستقیم با تأثیر بر تأمین مالی توسعه پایدار، و به صورت غیرمستقیم با تأثیر بر یکی از ابعاد اصلی آن، یعنی توسعه اقتصادی، توسعه پایدار را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که دست‌یابی به توسعه پایدار بدون دست‌یابی به ثبات و توسعه مالی امکان پذیر نمی‌باشد.

از این‌رو در پژوهش حاضر ابتدا برای بررسی دقیق و همه جانبه، شاخص‌های ترکیبی جدیدی به نام توسعه پایدار و ثبات مالی باکیفیت ساخته می‌شود. پس از ساخت شاخص‌های ترکیبی، تأثیر متقابل توسعه پایدار و ثبات مالی باکیفیت در دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۰ در کشورهای ایران، ترکیه، ارمنستان، پاکستان و عراق با رویکرد حداقل مربعات معمولی تصحیح شده (FMOLS) و برآورد میانگین گروهی تلفیقی (PMG) در فضای داده‌های تابلویی بررسی می‌شود. نتایج پژوهش حاکی از آن است که ارتباط مستقیم و معناداری بین توسعه پایدار با ثبات مالی، سرمایه‌گذاری خصوصی و ثبات سیاسی در بلندمدت وجود دارد در حالی که ارتباط بین توسعه پایدار و سرمایه‌گذاری عمومی به صورت معکوس و معنادار می‌باشد. همچنین با بررسی علیت این نتیجه به دست آمد که در کوتاه‌مدت رابطه‌ی بین متغیرها دوطرفه نیست.

واژگان کلیدی: توسعه پایدار، ثبات مالی با کیفیت، شاخص توسعه انسانی، داده‌های پانل.
طبقه‌بندی موضوعی: *G10, E69, C83*.

---

۱. 10.22051/IEDA.2023.44613.1358
۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. (نویسنده مسئول). (l.torki@ase.ui.ac.ir).
۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. (m.vaez@ase.ui.ac.ir).
۴. کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران. (e.shahzeydi@ase.ui.ac.ir).

مقدمه

امروزه کشورها با چالش‌های بسیاری از جمله محرومیت‌های اجتماعی و مالی، افزایش نابرابری درآمدی، سیستم توزیع ناکارآمد، افزایش ضریب جینی و برخی از خروجی‌های مخرب رشد اقتصادی از جمله مشکلات حفاظت از محیط زیست روبه‌رو هستند. توسعه پایدار مفهومی است که جنبه‌های مختلفی از جمله راهبردهای تجارت و مسائل اقتصادی، امور مالی و مالیاتی (مالیات سبز) و حتی تصمیمات مربوط به شیوه زندگی مانند مصرف‌گرایی سبز را در بر می‌گیرد و از همین طریق می‌تواند به رویارویی با این چالش‌ها کمک کند. بنابراین بررسی توسعه یک کشورتنها بر اساس توسعه اقتصادی صحیح نیست و باید از مفهوم دقیق‌تر توسعه پایدار بهره جست. با این حال شکی نیست که رشد و توسعه اقتصادی لازمه‌ی توسعه پایدار می‌باشد. با بررسی شرایط کشورهای مختلف می‌توان دریافت که یکی از مؤلفه‌های اصلی در راه رسیدن به توسعه اقتصادی، حضور سیستم مالی باثبات و پویا می‌باشد. بنابراین چارچوب نهادی سیستم مالی و چگونگی عملکرد آن بدون شک از تعیین‌کننده‌های مهم توسعه هستند. مدل‌های نظری حاکی از آن است که توسعه و ثبات در بخش مالی تأثیر مثبتی بر توسعه و رفاه دارند (پروچیناک و واسیاک[1]، ۲۰۱۷).

بحران‌های مالی اخیر نشان می‌دهند که کشورها بیش از پیش به هم وابسته‌اند و مشکلاتی که در یک بخش اقتصاد به‌وجود می‌آید ممکن است بخش‌های دیگر را تحت تأثیر قرار داده و تأثیر آن فراتر از مرزها را دامن‌گیر کند. نمونه بارز بحران مالی در ایالات متحده آمریکا بود که نه تنها مانع رشد اقتصادی شد، بلکه برخی اقتصادهای آسیایی و اروپایی را نیز دامن‌گیر کرددر ۳۰ سال اخیر حدود ۷۰ بحران مالی برای کشورهای درحال توسعه رخ داده‌است که این بحران‌ها، آثار منفی و هزینه‌های زیادی بر توسعه‌ی این کشورها وارد نموده است. ثبات مالی به کاهش این آثار و هزینه‌ها کمک می‌کند (شایگانی وعبداللهی، ۱۳۹۰).

در نتیجه بحران‌های جهانی ناشی از بخش واقعی در دهه هفتاد میلادی، بسیاری از کشورهای در حال توسعه مطابق با رویکرد نئوکلاسیک، سیاست‌های اقتصادی خود را به سمت آزادسازی اقتصادی و متنوع‌سازی تغییر دادند. بنابراین، در سال‌های اخیر تعامل فزاینده‌ای بین بخش مالی و واقعی اقتصاد ایجاد شده‌است (ماتلوگن[2]،۲۰۱۴). اگرچه بیش‌تر سیاست‌گذاران در سراسر جهان متنوع‌سازی را برای کاهش ریسک مالی توصیه می‌کنند، اما تنوع ممکن است بی‌ثباتی مالی را تشدید کند و یا خطر سقوط بازار مالی را در هنگام بحران‌های مالی افزایش دهد (کیم و همکاران[3]،۲۰۲۰).

تجربیات کشورهای موفق توسعه‌یافته نشان می‌دهد که در دنیای پویای امروز دستیابی به توسعه بدون وجود یک سیستم مالی قوی، باثبات و باکیفیت وجود نخواهد داشت و ارتباط تنگاتنگی بین توسعه و بخش مالی وجود دارد. همان‌طور که اشاره شد، یکی از مباحث مهم و کلیدی در بررسی سیستم و توسعه

1. Prochniak & Wasiak
2. Mutlugün
3. Kim *et al.*

مالی یک کشور ثبات مالی است. امروزه هیچ کشور توسعه یافته‌ای وجود ندارد که دارای سیستم مالی ضعیف و بی‌ثبات باشد. درواقع ثبات مالی مکمل و شرط لازم برای توسعه مالی است. بدین جهت، بررسی ثبات مالی و ارتباط آن با توسعه پایدار برای سیاست‌گذاران و اقتصاددانان حائز اهمیت است و انتظار می‌رود که ارتباط مثبت و معناداری بین این دو متغیر برقرار باشد (آقایی و همکاران، ۱۳۹۷).

اما از سوی دیگر با مطالعه تعدادی از پژوهش‌های دیگر می‌توان دریافت که بر اساس اهداف توسعه پایدار و ابعاد مختلف آن، رفاه انسان علاوه بر این‌که به عرضه کالاها و خدمات و بخش اقتصادی برای تأمین مایحتاج زندگی بستگی دارد، به کیفیت محیطی که امکان یک زندگی سالم اجتماعی را فراهم می‌کند و به فرد احساس رضایت هم از بعد مادی و هم از بعد معنوی می‌دهد، وابسته است. فعالیت اقتصادی گسترده (که در نتیجه توسعه مالی و رشد اقتصادی ایجاد می‌شود) در نهایت به ظرفیت منابع طبیعی موجود بستگی دارد و به ناچار منجر به اختلال در محیط زیست می‌شود. به طور مثال استخراج منابع طبیعی تجدید ناپذیر، به طور مستقیم عرضه آینده این منابع را کاهش می‌دهد و ممکن است باعث افزایش هزینه‌های استخراج در نسل آینده شود و یا تغییرات زیست‌محیطی و آب و هوایی منجر به ایجاد چالش‌های جدی برای بشریت شده‌است. وجود این اختلال‌ها و چالش‌ها، خود ممکن است فعالیت‌های اقتصادی را در جهت معکوس تحت تأثیر قرار داده و به صورت یک تهدید جدی برای بعد اقتصادی توسعه ظاهر شود، یا با تأثیر بر کیفیت محیط زیست و بعد اجتماعی که رفاه مردم به طور مستقیم به آن وابسته است، دست‌یابی به توسعه پایدار را مختل کند. بر اساس این دست از شواهد انتظار می‌رود رابطه‌ی ثبات مالی و توسعه پایدار به صورت منفی باشد (ستی و همکاران[1]، ۲۰۲۰).

با توجه به وجود شواهد متضاد در خصوص چگونگی ارتباط بین توسعه پایدار و ثبات مالی، هدف از پژوهش حاضر تعیین دقیق و تحلیل ارتباط بین این دو متغیر و همچنین بررسی ابعاد مختلف توسعه پایدار در دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۰ در کشورهای ایران، ترکیه، ارمنستان، پاکستان و عراق با رویکرد حداقل مربعات معمولی تصحیح شده (FMOLS[2]) و برآورد میانگین گروهی تلفیقی (PMG[3]) در فضای داده‌های تابلویی می‌باشد. انتخاب این کشورها بر اساس در دسترس بودن داده‌ها و نزدیک‌تر بودن ساختار آن‌ها به ایران برای استفاده کاربردی از نتایج حاصله صورت گرفته‌است.

در این رابطه، این پژوهش به دنبال ارزیابی این مسأله است که ثبات مالی باکیفیت و توسعه پایدارتعدیل شده از طریق کانال‌های مختلف به صورت متقابل بر هم اثر می‌گذارد.

مروری بر مطالعات پیشین

سی‌زدوتکوا و همکاران[4] (۲۰۲۱) در پژوهشی با عنوان "درهم تنیدگی اخبار جهان با اهداف توسعه پایدار: یک ابزار نظارتی مؤثر" به بررسی رویکردی جدید برای تحلیل اهداف توسعه پایدار (SDGs) بر اساس اخبار در

1. Sethi *et al.*
2. Fully Modified OLS
3. Pooled Mean Group Estimation Approach
4. Czvetko *et al.*

جهان با استفاده از تحلیل شبکه‌ای خبر محور می‌پردازند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که اخبار جهان به طور قابل توجهی بر روی اهداف توسعه پایدار متمرکز نیستند، زیرا در بهترین حالت و در حساس‌ترین کشورها، تنها ۲٫۵٪ از اخبار مربوط به اهداف توسعه پایدار می‌باشند. در انتها آن‌ها توصیه می‌کنند که دولت‌ها در مورد وظایف، دستاوردها و چالش‌های مرتبط با اهداف توسعه پایدار به مردم اطلاع رسانی کنند، حضور بیش‌تر در اخبار می‌تواند یکی از محرک‌های مثبت برای درک بهتر مسائل و راه‌حل‌های پایدار باشد. از این رو ابزار نظارتی ارائه شده می‌تواند بازخورد مفیدی را به تصمیم گیرندگان ارائه دهد و به آن‌ها کمک کند تا نگرش‌های خود را بازبینی کنند.

ستی و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان "جهانی سازی، توسعه مالی و رشد اقتصادی: خطرات زیست محیطی ناشی از اقتصادهای نوظهور" تأثیرات جهانی سازی، توسعه اقتصادی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی بر پایداری محیط زیست در هند را در دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵ با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه توزیعی (ARDL) مورد بررسی قراردادند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که در کشور هند جهانی شدن، توسعه اقتصادی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی در بلندمدت با انتشار دی اکسید کربن ارتباط مثبت دارد و افزایش ادغام جهانی به صورت تجارت و گردش سرمایه ضمن تقویت اقتصاد تأثیر منفی بر پایداری محیط زیست در هند دارد. در نتیجه توصیه می‌کنند که این کشور در آینده در جهت جذب سرمایه‌های خارجی تنها باید بر آن‌هایی تمرکز کند که بر فناوری سبز متکی هستند.

ایجاز و همکاران[1] (۲۰۲۰) در پژوهشی با عنوان "پیوند رقابت بانکی، ثبات مالی و رشد اقتصادی" تاثیر رقابت بانکی و ثبات مالی بر رشد اقتصادی را در ۳۸ کشور اروپایی در دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۷ با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی و سیستم تعمیم‌یافته گشتاور (GMM) مورد بررسی قرار دادند. یافته-های آن‌ها نشان داد که ثبات بانکی به طور قابل توجهی به رشد اقتصادی در اروپا کمک می کند. رشد اقتصادی در دوره‌های بحرانی کاهش می‌یابد (هم بحران مالی جهانی و هم بحران بانکی محلی)، که اهمیت یک سیستم بانکی انعطاف‌پذیر را در دوره‌های بحران برجسته می‌کند. در آخر این پژوهش چارچوبی را برای بانک‌ها و تنظیم‌کننده‌ها فراهم می‌کند تا رشد اقتصادی را از طریق کانال ثبات بانکی تقویت کنند.

سوتیروپلو و همکاران[2] (۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان "توسعه مالی، ثبات مالی و رشد اقتصادی در اتحادیه اروپا: یک رویکرد داده پانل" تأثیر توسعه مالی و ثبات مالی را بر رشد اقتصادی در ۲۸ کشور عضو اتحادیه اروپا طی دوره ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۴ با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی پویا مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که آثار توسعه بازارهای مالی بر رشد اقتصادی متفاوت است مثلا اندازه بازارهای سهام تأثیر مثبت، در حالی که نقدینگی بازار بر رشد تأثیر منفی دارد. بنابراین توسعه مالی همیشه خوب نیست و ممکن است به رشد اقتصادی آسیب برساند. همچنین ثبات مالی و رشد اقتصادی نیز با هم رابطه معکوس دارند. در پایان به سیاست‌گذاران توصیه می‌کنند که حتی اگر توسعه مالی به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی در نظر گرفته شده باشد، بهتر است بیش‌تر بر بهبود عملکرد سیستم مالی و تقویت کیفیت دارایی‌ها به جای گسترش مالی تمرکز کنند.

1. Ijaz *et al.*
2. Sotiropoulou *et al.*

کاویا و شجین[1](۲۰۱۹) در پژوهشی با عنوان "توسعه اقتصادی، توسعه مالی و پیوند نابرابری درآمد" به بررسی ارتباط بین توسعه اقتصادی و توسعه مالی با نابرابری درآمد، با توجه به فرضیه کوزنتس[2]، فرضیه گرین وود[3] و جووانوویچ[4] و با استفاده از روش GMM می‌پردازند. این پژوهش برای ۸۵ کشور متشکل از ۲۸ کشور با درآمد بالا، ۴۱ کشور با درآمد متوسط و ۱۶ کشور کم درآمد طی دوره ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۴ صورت گرفت. یافته‌های آن‌ها نشان داد که نمی‌توان اظهار کرد که همیشه توسعه اقتصادی همراه با رشد مالی می‌تواند مشکل نابرابری درآمد را کاهش دهد. همچنین همه کشورهای پیشرفته یا بسیار پیشرفته با درآمد بالا نیز از مزایای توسعه مالی برخوردار نیستند.

زیلو و همکاران[5] (۲۰۱۸) در پژوهشی با عنوان "ثبات مالی در مقابل توسعه پایدار و تامین مالی آن" به بررسی ارتباط بین ثبات مالی و توسعه پایدار تامین مالی آن در ۲۹ کشور عضو OECD[6] در دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۵ با رویکرد مدل خودرگرسیون‌برداری (VAR) می‌پردازند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که بین ثبات مالی و توسعه پایدار و تامین مالی رابطه معناداری وجود دارد و این رابطه برای هر یک از سه رکن توسعه پایدار بررسی شده است. نتایج همچنین تأیید می‌کنند که نقش مالیات سبز و درآمد مالیاتی مربوط به محیط زیست برای تأمین مالی اهداف توسعه پایدار حیاتی شناخته شده است. در آخر توصیه می‌کنند که با توجه به این که انتخاب منابع و ابزارهای مالی بر اساس اهداف توسعه پایدار بر ثبات سیستم-های اقتصادی و کارایی هزینه‌های عمومی تأثیر دارد، سیاست‌گذاران باید این انتخاب را به صورت هوشمندانه و دقیق انجام دهند.

نسرین و انور[7] (۲۰۱۸)) در پژوهشی با عنوان " تأثیر ثبات مالی بر توسعه اقتصادی در جنوب آسیا: تجزیه و تحلیل داده های پانل" رابطه بین توسعه اقتصادی و ثبات مالی در پنج اقتصاد آسیای جنوبی، یعنی پاکستان، هند، بنگلادش، سریلانکا و نپال را در دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۲، با استفاده از تحلیل داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که بین توسعه اقتصادی و ثبات مالی رابطه مثبت و معنی‌داری برقرار است. بنابراین وجود بخش مالی سالم و پایدار برای توسعه اقتصادی در اقتصادهای آسیای جنوبی در درازمدت بسیار مهم است. در آخر توصیه می‌کنند که باید به طور فعال و کارآمدتر ثبات بازارهای مالی را ارتقاء داد تا بتوان روند توسعه را تسریع و شفاف‌تر کرد.

یونسی و نقلا[8](۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان "ثبات مالی، سیاست پولی و رشد اقتصادی: شواهد داده پانل از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه"، رابطه بین ثبات مالی، سیاست پولی و رشد اقتصادی در ۴۰ کشور توسعه یافته و در حال توسعه را با استفاده از داده های تابلویی سالانه در دوره ۱۹۹۳تا ۲۰۱۵

1. Kavya & Shijin
2. Kuznets hypothesis
3. Greenwood hypothesis
4. Jovanovic hypothesis
5. Ziolo *et al.*
6. Organisation for Economic Co-operation and Development
7. Nasreen & Anwar
8. Younsi & Nafla

مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که در کشورهای توسعه یافته سیاست‌هایی مثل باز بودن تجارت، باز بودن حساب سرمایه و سرمایه گذاری مستقیم خارجی تأثیرات مثبتی بر رشد اقتصادی دارند درحالی‌که در کشورهای درحال توسعه اثر این متغیرها مبهم است زیرا این کشورها بر ثبات بانکی متکی هستند درحالی که فاقد روش‌ها و تکنیک‌های دست‌یابی به آن می‌باشند. یافته‌های اصلی آن‌ها تأکید بر مکمل بودن و اهمیت متغیرهای واقعی، مالی، پولی و استحکام بانکی و همچنین تأثیرات مهم آن‌ها بر ثبات مالی و توسعه اقتصادی داشت.

پروچیناک و واسیاک (۲۰۱۷) در پژوهشی با عنوان " تأثیر سیستم مالی بر رشد اقتصادی در متن بحران جهانی: شواهد تجربی برای اتحادیه اروپا و کشورهای عضو OECD" تأثیر توسعه و ثبات بخش مالی بر رشد اقتصادی را برای ۲۸ کشور اتحادیه اروپا و ۳۴ اقتصاد عضو OECD در دوره زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۱۳ ، با روش GMM مورد بررسی قرار دادند. . یافته‌های آن‌ها نشان داد که بین توسعه بخش مالی و رشد اقتصادی رابطه غیرخطی وجود دارد و اندازه و عملکرد سیستم مالی تأثیر قابل توجهی در رشد اقتصادی دارد به گونه‌ای که وجود یک سیستم مالی بیش از حد بزرگ نه تنها منجر به رشد بیش‌تر اقتصادی نمی‌شود، بلکه ممکن است بر تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی نیز بگذارد.

ارسلان و همکاران[1]، (۲۰۱۶) در پژوهشی با عنوان "تأثیرات بلندمدت رفتار بانک بر ثبات مالی. رویکرد مدل‌سازی مبتنی بر عامل" به بررسی نقش باالقوه بانک‌ها در بی‌ثباتی مالی با استفاده از روش مدل‌سازی مبتنی بر عامل[2] و با الهام گرفتن از فرضیه بی‌ثباتی مالی مینسکی[3] می‌پردازند. آن‌ها شبیه‌سازی را برای ۱۰۰۰ دوره و برای ۵۰۰ بنگاه (i) و ۵۰ بانک (z) انجام دادند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که رفتار سودجویانه بانک‌ها برای کسب سود بیش‌تر یا افزایش سهم در بازار به وسیله راهبردهای قیمت‌گذاری منجر به بی‌ثباتی مالی می‌شود.

با توجه به مطالعات مذکور می‌توان گفت نوآوری این پژوهش شامل دو مورد است، مورد اول، باتوجه به بررسی مطالعات اقتصادی پیشین می‌توان دریافت که اکثر مطالعات برای سنجش پیشرفت و رفاه کشورها بر توسعه‌مالی و اقتصادی کشورها متمرکز بوده‌اند حال آنکه آنچه بیان‌گر توسعه و رفاه جامعه می‌باشد توسعه پایدار است و بخش اقتصادی تنها یکی از ابعاد توسعه پایدار است، به این معنا که عامل رشد اقتصادی برای توسعه لازم هست اما کافی نیست. به همین جهت این مطالعه به ایجاد ارتباط بین دو موضوع بسیار مهم یعنی توسعه پایدار و ثبات سیستم مالی می‌پردازد. مورد دوم اینکه در اکثر مطالعات پیشین از یک متغیر فردی کلاسیک برای بررسی توسعه پایدار و ثبات مالی[4] استفاده شده است. حال آنکه در این پژوهش

1. Arslan *et al.*
2. Agent Based Modeling
3. Minsky
۴. در بیش‌تر مطالعات از متغیر سطح بدهی دولت برای سنجش ثبات مالی، و از متغیر HDI برای سنجش توسعه استفاده شده‌است.

برای توسعه پایدار و ثبات مالی، به صورت جداگانه شاخص‌های ترکیبی با روش‌های متفاوت ساخته می‌شود تا بررسی انجام شده به صورت فراگیر و دقیق‌تر صورت پذیرد.

مدل پژوهش

پاگانو[1] (۱۹۹۳) و ترابلسی[2] (۲۰۰۲) با وارد کردن متغیر توسعه مالی در مدل رشد درون‌زا، به بررسی ارتباط واسطه‌های مالی و رشد اقتصادی با فرض وجود یک نوع کالا (Yt) و سرمایه (Kt) پرداختند.

$$Yt = f(Kt) \qquad (۱)$$

که در این رابطه منظور از Kt مجموع انباشت سرمایه‌ی فیزیکی و انسانی است. اگر از معادله‌ی فوق نسبت به زمان دیفرانسیل کل گرفته‌شود، معادله‌ی زیر تعریف می‌شود:

$$\frac{dY_t}{dt} = \frac{\partial f}{\partial K_t}\frac{dK_t}{dt} \qquad (۲)$$

سپس با تقسیم کردن طرفین بر Y_t معادله به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\frac{dy/dt}{Y_t} = \frac{(\partial f/\partial K_t)(dK_t/dt)}{Y_t} \qquad (۳)$$

در معادله (۳) جمله سمت چپ برابر با نرخ رشد تولید (g_y) و جمله سمت راست معادل نرخ رشد سرمایه (g_k) است. در این‌جا نرخ‌رشد معادل تولید نهایی سرمایه ($f'(K_t)$) است. به علاوه، نرخ سرمایه گذاری برابر است با:

$$\frac{(dK_t/dt)}{Y_t} = \frac{I_t}{Y_t} \qquad (۴)$$

فرض می‌شود اقتصاد بسته است و در حالت تعادل، مقدار پس‌انداز و سرمایه‌گذاری برابر است. فرض دیگر این است که بخشی از پس‌انداز ($1-\phi$) سرمایه گذاری نمی‌شود:

$$\phi S_t = I_t = \phi s Y_t \qquad (۵)$$

در معادله (۵-۳) منظور از s نرخ پس‌انداز است که برابر با S_t/Y_t است. حال با ادغام معادلات فوق خواهیم داشت:

$$g_y = \frac{(\partial f/\partial K_t)}{Y_t}(dK_t/dt) = \frac{(\partial f/\partial K_t)}{Y_t} I_t = \frac{(\partial f/\partial K_t)}{Y_t}\phi s Y_t \qquad (۶)$$

$$g_{y=} f'(K_t)\phi s \qquad (۷)$$

1. Pagano
2. Trablesi

طبق معادلات استخراج شده از مدل رشد درون‌زای AK، می‌توان مدل‌هایی را تعریف کرد که در آن‌ها متغیر توسعه‌مالی یکی از متغیرهای مستقل، و متغیر رشد اقتصادی یکی از متغیرهای وابسته باشد. از آنجایی که رشد اقتصادی یکی از جنبه‌های متغیر وابسته ما یعنی توسعه پایدار و ثبات و توسعه مالی متغیر مستقل هستند، می‌توان از آن استفاده نمود.

معرفی متغیرهای الگوی تحقیق

در این مطالعه به بررسی ارتباط بین توسعه پایدار و ثبات مالی با کیفیت[1] و بررسی ابعاد مختلف توسعه پایدار در کشورهای منتخب پرداخته می‌شود. برای این امر از چهار متغیر مستقل و یک متغیر وابسته (شاخص توسعه‌پایدار) استفاده‌شده‌است. مطالعه موردی کشورهای منتخب (ارمنستان، ایران، عراق، پاکستان، ترکیه) هستند، که در ادامه به بررسی هر یک از این متغیرها پرداخته خواهدشد.

جدول ۱. متغیرها و نمادهای مورد استفاده در مدل

متغیر	نماد متغیر لاتین در رگرسیون
شاخص توسعه پایدار	SDEV
شاخص ثبات مالی با کیفیت	AFSI
سرمایه‌گذاری عمومی (درصد از تولید ناخالص داخلی)	PUBINV
سرمایه‌گذاری خصوصی (درصد از تولید ناخالص داخلی)	PRINV
ثبات سیاسی	PST

مأخذ: محاسبات پژوهش

لازم به ذکر است که داده‌های مورد نیاز در مقاله جاری از مجموعه داده‌های ساختار مالی بانک جهانی، آمارهای مالی منتشر شده توسط صندوق بین‌المللی پول[2]، بانک مرکزی کشورهای منتخب، بانک اطلاعاتی شاخص‌های توسعه‌جهانی و مجموعه شاخص‌های حکمرانی[3] که توسط بانک جهانی منتشر می‌شود، استخراج شده‌اند که تمامی این منابع معتبر و دارای ارزش علمی می‌باشند.

ساخت شاخص ثبات مالی باکیفیت

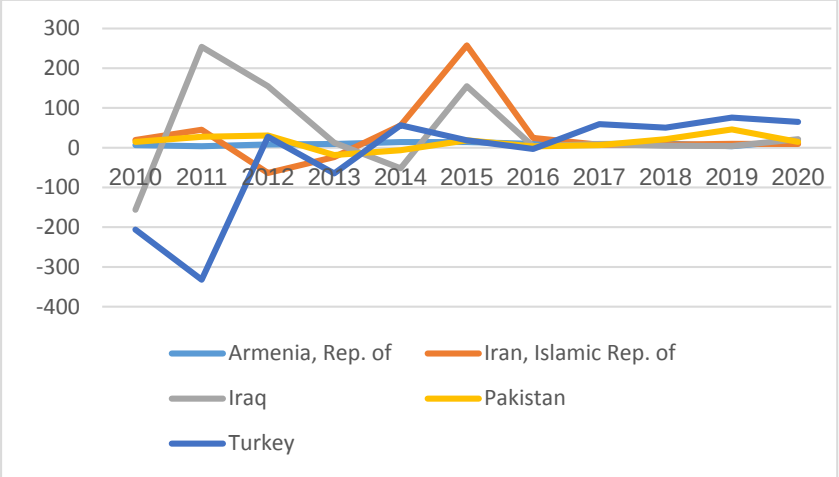
برخی از محققان از شاخص‌های ترکیبی برای ثبت پدیده‌های اقتصادی چند بعدی مانند ثبات مالی استفاده کرده‌اند که تعیین کمیت آن‌ها دشوار است، زیرا از تجمیع شاخص‌های اساسی مختلف به دست می‌آید. شاخص ثبات مالی باکیفیت از شاخص‌هایی تشکیل شده‌است که ابعاد مختلف ثبات مالی را منعکس می‌کند. به منظور تجمیع متغیرها در یک شاخص واحد، هر شاخص نرمال می‌شود تا امکان مقایسه بین متغیرها فراهم شود. چندین

۱. توسعه پایدار و ثبات مالی با کیفیت شاخص‌های ترکیبی ساخته شده از چندین متغیر فردی، برای بررسی همه‌جانبه‌تر به نسبت پژوهش‌های انجام شده قبلی می‌باشند.

2. IMF

3. The Worldwide Governance Indicators

روش نرمال سازی همراه با کاستی‌های آن‌ها مورد بحث قرار گرفته‌است. در مقاله‌ی جاری، از روش نرمال‌سازی تجربی به جهت سهولت در ساخت شاخص مربوطه استفاده شده‌است. ساخت شاخص نهایی توسط محاسبات پژوهشگر انجام گرفته است که در نمودار ۱، نتایج حاصل از ساخت این شاخص ارائه شده‌است:



نمودار ۱. ثبات مالی باکیفیت برای کشورهای منتخب در سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۲۰

منبع: خروجی نرم‌افزار اکسل

این شاخص یک معیار جامع از ثبات در سیستم مالی را نشان می‌دهد و شامل زیر شاخص‌هایی است که توسعه بخش مالی، آسیب پذیری و صحت مالی را نشان می‌دهد. این شاخص همچنین می‌تواند به عنوان یک ابزار هشدار اولیه برای سیاست گذاران استفاده شود زیرا تکنیک‌های مختلف شبیه سازی پویا را می‌توان برای پیش بینی ثبات در بخش بانکی مورد استفاده قرار داد. طبق نمودار، در قسمت‌هایی که ثبات مالی باکیفیت مقدار کم‌تری دارد، نشان دهنده بدتر شدن ثبات در سیستم مالی است. برای مثال در سال‌های ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۲ به دلیل شرایط پیش‌آمده ناشی از بحران سال ۲۰۰۸ و آشفتگی مالی، در کشوری مثل ترکیه سیر نزولی ثبات مالی نمایان است.

برای ساخت متغیر ثبات مالی با کیفیت، مطابق با تحلیل مبانی نظری و پژوهش‌های گذشته مانند ایلینگ و لو[1] (۲۰۰۳)، هانشل و مونین[2] (۲۰۰۵)، ون‌دن‌اند[3] (۲۰۰۶)، روآبا[4] (۲۰۰۷) و موریس[5] (۲۰۱۰) و آلبولسکو[6] (۲۰۱۱) و شناخت روش‌های گوناگون برای اندازه‌گیری این متغیر به ساخت یک شاخص ترکیبی برای ثبات مالی پرداخته می‌شود. برای ساخت این شاخص ترکیبی برای کشورهای منتخب، از چندین

1. Illing & Liu
2. Hanschel & Monnin
3. Van den End
4. Rouabah
5. Morris
6. Albulescu

شاخص فردی استفاده می‌شود. شاخص‌هایی که در دوره‌های بی‌ثباتی متفاوت رفتار می‌کنند و انتخاب این شاخص‌ها باید با توجه به کشورهای منتخب مورد تجزیه و تحلیل قرارگیرد. در این پژوهش روش ساخت شاخص ترکیبی و انتخاب ابعاد به پیروی از مطالعات صورت گرفته توسط آلبولسکو (۲۰۱۱) و نسرین و انور(۲۰۱۸) صورت می‌پذیرد. شاخص‌های انتخاب شده بازتاب دهنده‌ی ابعاد مختلف ثبات مالی شامل تمامی ویژگی‌های پولی، مالی و کلان اقتصاد می‌باشند. بر این اساس ابعاد ثبات مالی به سه دسته تقسیم می شوند: شاخص‌های توسعه مالی، شاخص‌های آسیب پذیری و شاخص‌های صداقت مالی. بازار مالی متشکل از بازار پول و سرمایه است. از این‌رو شاخص‌های توسعه مالی در جهت پیش‌بینی حرکت بازار برای کمک به تصمیمات سرمایه گذاری عمل می‌کنند و میزان پیشرفت سیستم مالی را نشان می دهند. شاخص-های آسیب‌پذیری مالی متغیرهای کلان اقتصادی و همچنین ساختار بودجه موسسات بانکی را پوشش می‌دهند و توانایی مقابله با بحران‌ها و بهبود یا تعدیل اثرات منفی شوک‌های مالی را توصیف می‌کنند. شاخص‌های صداقت و یا صحت مالی برای ارزیابی نقاط قوت و ضعف سیستم‌های مالی کشورهای مختلف استفاده می‌شوند و هدف اصلی آن‌ها کمک به ثبات و مدیریت اثربخش سیستم مالی است.

جدول۲. متغیرها و نمادهای مورد استفاده برای ساخت شاخص ثبات مالی باکیفیت

شاخص‌های فردی	نماد اختصاری	تاثیر مورد انتظار بر ثبات مالی
الف) شاخص‌های بازار مالی	fd	
اعتبار داخلی به تولید ناخالص داخلی (٪)	dc	+
ارزش بازارسهام به تولید ناخالص داخلی (٪)	smc	+
ب)شاخص‌هایآسیب‌پذیری مالی	fv	
نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی	pd	-
نرخ ارز واقعی موثر	reer	-
نسبت نقدینگی به ذخیره ارز خارجی	mfr	-
نسبت ذخایر بین المللی به واردات	irm	+
ج) شاخص‌های صحت مالی	fs	
نسبت دارایی نقد به کل دارایی	la	+
نسبت سرمایه بانک به دارایی	bca	+
بازگشت دارایی	brc	+

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شاخص‌های مذکور به صورت فردی هستند و سالانه در بانک جهانی داده‌ها، صندوق بین المللی پول و بانک مرکزی کشورهای منتخب در دسترس هستند ولی دارای دامنه و محدوده متفاوتی هستند. به همین جهت برای ساخت یک شاخص کل واحد باید ابتدا شاخص‌های مورد نظر بر اساس کشورهای مورد پژوهش انتخاب شوند، سپس همه آن‌ها در یک دامنه و مقیاس مشترک و مشابه قرار داده شوند. برای این منظور، در این پژوهش به پیروی از پژوهش‌های موریس (۲۰۱۰)، آلبولسکو(۲۰۱۱) و نسرین و انور(۲۰۱۸) از نرمال سازی آماری و اختصاص وزن یکسان به هر شاخص فردی استفاده می‌شود. تحت این روش، شاخص‌ها مقادیری بین ۰ و ۱ خواهند داشت. فرمولی که برای روند نرمال‌سازی استفاده می‌شود به صورت زیر است:

$$nI_{it} = \frac{I_{it} - \min(I_i)}{\max(I_i) - \min(I_i)} \quad (۸)$$

که در آن nI_{it} شاخص iام نرمال شده در زمان t و I_{it} مقدار شاخص iام در زمان t را نشان می‌دهد. همچنین $\max(I_i)$ و $\min(I_i)$ نشانگر بهترین و بدترین مقادیر مربوط به هر شاخص است.

پس از نرمال‌سازی، شاخص‌ها در هر یک از سه زیر بخش مربوط به خود طبق معادلات زیر ترکیب می‌شوند:

$$D_t = \frac{\sum_{i=1}^{n} D_{it}}{\mathrm{n}} \quad \text{شاخص توسعه مالی} \quad (۹)$$

$$V_t = \frac{\sum_{i=1}^{m} V_{it}}{\mathrm{m}} \quad \text{شاخص آسیب‌پذیری مالی} \quad (۱۰)$$

$$S_t = \frac{\sum_{i=1}^{q} S_{it}}{\mathrm{q}} \quad \text{شاخص صداقت مالی} \quad (۱۱)$$

سرانجام، شاخص ثبات مالی باکیفیت به شرح زیر ساخته می‌شود:

$$\mathrm{AFSI}_t = \frac{\mathrm{n}\, D_t + \mathrm{m}\, V_t + \mathrm{q}\, S_t}{\mathrm{n+m+q}} \quad (۱۲)$$

ساخت شاخص توسعه پایدار

آنالیز مولفه اصلی یا PCA[1] یک روش ریاضی است که توسط کارل پیرسون[2] در سال ۱۹۰۱ برای تبدیل مشاهدات از متغیرهای همبسته به متغیرهای مستقل که به آن‌ها اجزای اصلی (PC) گفته می‌شود، با استفاده از تحول متعامد توسعه داده شده است. اکنون از PCA به عنوان ابزاری در تجزیه و تحلیل داده های چند بعدی و ساخت مدل‌های پیچیده استفاده می‌شود. ایده اصلی PCA کاهش ابعاد مجموعه‌ای از داده‌های متشکل از تعداد زیادی متغیر به هم پیوسته است، به صورتی که تغییرات موجود در مجموعه داده‌ها را تا حد ممکن حفظ کند. بدین ترتیب یکی از کاربردهای اصلی PCA در عملیات کاهش ویژگی است به صورتی که می‌تواند مولفه‌های اصلی را شناسایی کند و کمک کند تا به جای بررسی تمامی ویژگی‌ها، آن‌هایی که ارزش بیش‌تری دارند، مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرند. در واقع PCA آن دسته از ویژگی‌ها را که ارزش بیش‌تری دارند برای محقق استخراج می‌کند.

یک شاخص مرکب با استفاده از روش PCA از طریق یک ماتریس همبستگی p×n ساخته می‌شود که p نشانگر تعداد شاخص‌ها و n نشانگر تعداد کشورها می‌باشد. انتخاب شاخص‌های p را می‌توان با توجه به استانداردهای تعیین شده تعریف کرد. در استفاده از روش PCA، ابتدا تمام مقادیر باید به صورت مثبت یا منفی باشند، سپس داده‌ها نرمال می‌شوند تا مقادیر ویژه و مقدار واریانس توضیح داده‌شده توسط هر PC محاسبه شود. تعداد مولفه‌های اصلی در تجزیه و تحلیل با مقدار تجمعی واریانس تعیین می‌شود که می تواند تا ۹۰٪ باشد. سپس، بارگذاری متغیرها با PC قابل محاسبه است. بارگذاری PC را می‌توان با استفاده از رابطه‌ی زیر محاسبه کرد:

1. Principal Component Analysis
2. Pearson

$$I\ kj = \sqrt{\lambda_k} e_{kj} \qquad (۱۳)$$

که در آن I kj بارگذاری PCها است، λ_k مقدار ویژه جزء k و e_{kj} بردار ویژه است.
سپس یک شاخص واحد را می توان به صورت زیر محاسبه کرد:

$$PCA\ i = \frac{\sum_{k=1}^{j} F_{ki}\sqrt{\lambda_k}}{\sum_{k=1}^{j}\sqrt{\lambda_k}} \ , i = 1,2,\ldots n \qquad (۱۴)$$

که در آن F_{ki} مختصات شرکت i در مؤلفه k است (و مؤلفه‌های j حفظ می‌شوند، j≤p)، و λ_k مقدار ویژه مؤلفه k است. در معادله (۹)، $\sqrt{\lambda_k}$ به عنوان فاکتور وزنی برای محاسبه مختصات ترکیب شده‌ی نهایی هر کشور استفاده می‌شود. این شاخص می‌تواند اطلاعاتی در مورد ارزش نسبی پایداری بین شرکت‌های مورد مطالعه ارائه دهد. هرچه این شاخص بالاتر باشد، پایداری شرکت‌ها بهتر است.

همانطور که در این بخش توضیح داده شد، داده‌های مربوط به توسعه پایدار و ثبات مالی از مجموعه داده‌های ساختار مالی بانک جهانی، آمارهای مالی منتشر شده توسط صندوق بین‌المللی پول[1] و بانک مرکزی کشورهای منتخب جمع آوری و در نهایت توسط محاسبه محقق شاخص‌سازی شده‌است. داده‌های مربوط به سرمایه‌گذاری خصوصی و سرمایه‌گذاری در بخش دولتی از بانک جهانی داده‌ها[2]، بانک اطلاعاتی شاخص‌های توسعه‌جهانی و داده‌های مربوط به شاخص ثبات‌سیاسی از مجموعه شاخص‌های حکمرانی[3] که توسط بانک جهانی منتشر می‌شود، استخراج شده‌اند.

برآورد الگو

پیش از برآورد الگو و تعیین روابط متقابل بین متغیرهای مدل، بایستی آزمون مانایی و یا هم‌انباشتگی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو(LLC) و آزمون ریشه واحد IPS از مهم ترین آزمون‌ها جهت بررسی مانایی متغیرها در داده‌های پانل می‌باشند.

آزمون ریشه واحد LLC[4] (بررسی مانایی)

مانایی یکی از پیش شرط‌های برآورد یک مدل رگرسیون مناسب و استفاده از روش خود توضیح با وقفه گسترده، با رویکردی به روش پسران و همکاران[5] (۲۰۰۱) و تحلیل اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای مستقل می‌باشد. لذا آزمون مانایی یا آزمون ریشه واحد به ترتیب برای متغیرهای مدل انجام می‌گردد. نتایج با استفاده از نرم افزار Eviews و آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو به قرار زیر است:

1. IMF
2. WDI
3. The Worldwide Governance Indicators
4. Levin, Lin & Chu
5. Pesaran *et al.*

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد LLC برای متغیرهای تحقیق

نام متغیر	مقدار آماره	مقدار احتمال	نتیجه
SDEV	-۰/۲۴	۰/۴۱	تایید نامانایی
AFSI	-۹/۹۷	۰/۰۰۰	تایید مانایی
PUBINV	-۳/۰۳	۰/۰۰۱	تایید مانایی
PRINV	-۲/۸۶	۰/۰۰۲	تایید مانایی
PST	-۳/۰۲	۰/۰۰۰	تایید مانایی

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ۴ . نتایج آزمون ریشه واحد LLC متغیر تحقیق بعد از دو بار تفاضل‌گیری

نام متغیر	مقدار آماره	مقدار احتمال	نتیجه
SDEV	-۵/۵۰	۰/۰۰	تایید مانایی

مأخذ: محاسبات پژوهش

با توجه به مقدار احتمال آزمون‌های ریشه واحد، تمامی متغیرها فوق به جز متغیر SDEV مانایی داده‌های پنلی را نشان می‌دهد. برای مانا نمودن داده‌های پنلی می‌توان از تفاضل مراتب بالاتر آن‌ها استفاده کرد. در بقیه متغیرها از تفاضل مرتبه اول استفاده شده است.

در این آزمون نتیجه گرفته می‌شود که فرض آماری داشتن ریشه واحد در تمام متغیرهای فوق رد می‌شود. بنابراین این متغیرها مانا (پایا) می‌باشند. بدین ترتیب نیازی به بررسی مانایی متغیرهای حاضر در مدل خودرگرسیون برداری نیست.

آزمون ریشه واحد IPS[1] (بررسی مانایی)

آماره محاسباتی IPS با مقادیر بحرانی توسط ایم و همکاران[2] (۲۰۰۳) ارائه شده‌است. نتایج با استفاده از نرم افزار Eviews و آزمون ریشه واحد IPS به قرار زیر است:

جدول ۵. نتایج آزمون ریشه واحد IPS برای متغیرهای تحقیق

نام متغیر	مقدار آماره	مقدار احتمال	نتیجه
SDEV	-۰/۷۵	۰/۲۲	تایید نامانایی
AFSI	-۴/۲۲	۰/۰۰۰	تایید مانایی
PUBINV	-۳/۹۴	۰/۰۰۱	تایید مانایی
PRINV	-۴/۱۶	۰/۰۰۲	تایید مانایی
PST	-۲/۴۷	۰/۰۰۰	تایید مانایی

مأخذ: محاسبات پژوهش

1. Im, Pesaran & Shin
2. Im *et al.*

در این آزمون با توجه به مقدار احتمال آزمون‌های ریشه واحد نتیجه گرفته می‌شود که فرضیه‌ی H0 مبنی بر داشتن ریشه واحد در بیش‌تر متغیرهای فوق رد می‌شود. بنابراین بیش‌تر متغیرها مانا (پایا) می باشند. بدین ترتیب نیازی به بررسی مانایی متغیرهای حاضر در مدل خودرگرسیون برداری نیست.

آزمون وابستگی مقاطع پسران (CD[1])

پسران (۲۰۰۴) به‌منظور بررسی وابستگی مقطعی در الگوهای خطی پانل آزمونی با کاربردهای وسیع طراحی نموده است. این آزمون برای داده‌های پانل متوازن و نامتوازن قابل اجرا بوده و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی است، همچنین برخلاف روش بروش-پاگان[2] (۱۹۸۰) برای ابعاد مقطعی (N) بزرگ و ابعاد زمانی (T) کوچک نیز نتایج قابل اعتمادی ارائه نموده و نسبت به وقوع یک یا چند شکست ساختاری در ضرایب شیب رگرسیون فردی مقاوم است (پسران، ۲۰۰۴). آماره این آزمون برای رگرسیون فردی زیر براساس میانگین وزنی ضرایب همبستگی بین هر جفت از جملات اخلال ارائه می‌شود:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + u_{it} \qquad ; i = 1,2,\dots,N; t = 1,2,\dots,T \qquad (۱۵)$$

که در آن، i نشان‌دهنده بعد مقطعی و t نشان‌دهنده بعد زمانی داده‌های پانل است. X_{it} نیز یک بردار $K \times 1$ بعدی از متغیرهای توضیحی است که در طول زمان تغییر می‌کنند. این متغیرهای توضیحی می توانند شامل وقفه‌های y_{it} به عنوان متغیرهای برون‌زا باشند. اجزای تصادفی u_{it} نیز ممکن است در بعد زمانی (t) یا در بعد مقطعی (i) با یکدیگر وابسته باشند(پسران،۲۰۰۴). با توجه به معادله فوق، برآورد ساده‌ای از میزان همبستگی بین جملات اخلال i-ام و j-ام در زمان t به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\rho_{ij} = \rho_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^{T} e_{it} e_{jt}}{\left(\sum_{t=1}^{T} e_{it}^2\right)^{1/2} \left(\sum_{t=1}^{T} e_{jt}^2\right)^{1/2}} \qquad (۱۶)$$

جملات اخلال e_{it} برآوردی از u_{it} است که به روش حداقل مربعات معمولی به دست آمده است:

$$e_{it} = y_{it} - \alpha'_i + \beta_i^{'} X_{it} \qquad (۱۷)$$

در این معادله، $\beta_i^{'}$ و α'_i برآوردهایی از β_i و α_i هستند که به روش OLS محاسبه شده است. متغیرهای توضیحی (X_{it}) برون‌زا اکید بوده و ماتریس $X'_i X_j$ مثبت معین است. بر این اساس، آماره CD پسران برای بررسی همبستگی یا استقلال مقطعی در داده‌های پانل متوازن به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \rho'_{ij}\right) \qquad (۱۸)$$

1. Pesaran Cross-Section Dependence
2. Breusch & Pagan

آماره فوق برای مقادیر ثابت T و N دارای میانگین صفر می‌باشد. برای هر i، جملات اخلال (u_{it}) فاقد خودهمبستگی پیاپی دارای میانگین صفر و واریانس بین صفر تا بینهایت (σ_i^2) است، بنابراین در فرضیه صفر آزمون مبنی بر نبود وابستگی مقطعی می‌باشد.

$$H_0: u_{it} = \sigma_i \varepsilon_{it} \qquad (۱۹)$$

که در آن، ε_{it} نوفه سفید بوده و حول صفر به طور متقارن توزیع شده است (پسران،۲۰۰۴) که در جدول زیر بیان شده است:

جدول ۶. نتایج آزمون وابستگی مقاطع پسران (CD)

نام متغیر	مقدار آماره آزمون	مقدار احتمال	نتیجه
SDEV	۲۴/۱۵	۰/۵۰	تأیید وجود وابستگی مقطعی
AFSI	۲۷/۶۳	۰/۵۳	تأیید وجود وابستگی مقطعی
PUBINV	۱/۹۹	۰/۰۸	تأیید وجود وابستگی مقطعی
PRINV	-۳/۸۷	۰/۳۸	تأیید وجود وابستگی مقطعی
PST	۲/۰۱	۰/۲۱	تأیید وجود وابستگی مقطعی

مأخذ: محاسبات پژوهش

چنانچه قدرمطلق آماره محاسباتی CD در سطح ۵ درصد از ۱,۹۶ بیشتر باشد فرضیه صفر آزمون رد شده و وجود وابستگی مقطعی در داده‌های مورد مطالعه احراز می‌گردد (پسران،۲۰۰۴)، که در جدول بالا این موضوع برای تمامی متغیرها صدق می‌کند.

آزمون ریشه واحد پسران با لحاظ وابستگی مقطعی (CIPS[1])

آزمون ریشه واحد ریشه واحد پسران و شین (IPS) در مواردی که وابستگی مقطعی بین کشورها وجود ندارد روشی مناسب برای آزمون فرضیه صفر نامانایی است، اما چنانچه وجود اریب وابستگی مقطعی برای متغیرهای پانلی تأیید شود، نتایج این آزمون قابل استناد نیست، از این‌رو پسران (۲۰۰۷،۲۰۰۶) آزمون ریشه واحدی برای داده‌های پانل معرفی نمود که در آن به مسئله وابستگی مقطعی توجه شده است، که آزمون ریشه واحد پسران با لحاظ وابستگی مقطعی می‌باشد. بر این اساس فرضیه صفر وجود ریشه واحد به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$\begin{aligned} H_0&: \beta_i = 0 \quad ,i = 1,2,\dots.N \\ H_1&: \beta_i < 0 \quad ,i = 1,2,\dots.N_1 \ \beta_i = 0 \end{aligned} \qquad (۲۰)$$

1. Panel Unit Root Tests with Cross-sectional Dependence

فرضیه مقابل آزمون این امکان را فراهم می‌سازد تا β_i در طول گروه‌های مقطعی تغییر کند، از این‌رو اگر آماره محاسباتی از مقدار بحرانی ارائه شده بیش‌تر باشد فرضیه‌ی مانایی برای متغیرهای پانلی پذیرفته خواهد شد.

جدول ۷ . نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای پژوهش

نام متغیر	CIPS مقدار آماره	نتیجه
SDEV	سطح ۱ درصد ۳/۸۸- سطح ۵ درصد ۳/۲۷- سطح ۱۰ درصد ۲/۹۸-	تأیید مانایی
AFSI	سطح ۱ درصد ۳/۷۶- سطح ۵ درصد ۳/۲۸- سطح ۱۰ درصد ۳/۱۷-	تأیید مانایی
PUBINV	سطح ۱ درصد ۵/۷۷- سطح ۵ درصد ۳/۳۸- سطح ۱۰ درصد ۲/۸۰-	تأیید مانایی
PRINV	سطح ۱ درصد ۳/۱۵- سطح ۵ درصد ۳/۱۰- سطح ۱۰ درصد ۲/۶۹-	تأیید مانایی
PST	سطح ۱ درصد ۳/۳۸- سطح ۵ درصد ۳/۰۲- سطح ۱۰ درصد ۲/۸۱-	تأیید مانایی

مأخذ: محاسبات پژوهش

چنانچه قدرمطلق آماره محاسباتی CIPS در سطح ۱ درصد از ۲,۵۸ بیش‌تر باشد فرضیه مانایی متغیرها پذیرفته می‌شود، و نیز قدرمطلق آماره محاسباتی CIPS در سطح ۵ درصد از ۱,۹۶ بیش‌تر باشد فرضیه مانایی متغیرها پذیرفته می‌شود، و نیز همچنین قدرمطلق آماره محاسباتی CIPS در سطح ۱۰ درصد از ۱,۶۴ بیش‌تر باشد فرضیه مانایی متغیرها پذیرفته می‌شود، که در جدول بالا این موضوع در سطح ۱ درصد، ۵ درصد، ۱۰ درصد برای تمامی متغیرها صدق می‌کند.

آزمون هم انباشتگی پانل پدرونی[1]

با توجه به ترکیب متغیرهای مانا و نامانا برای اطمینان از کاذب نبودن برآوردها از آزمون هم انباشتگی پدرونی استفاده می‌شود. به آماره‌های حاصل شده از روش درون‌گروهی، آماره‌های هم‌جمعی داده‌های ترکیبی گفته می‌شود. آماره‌های به دست آمده از روش بین گروهی را آماره‌های هم‌جمعی میانگین گروهی داده‌های ترکیبی می‌نامند. همان‌طورکه پدرونی (۱۹۹۹) بیان کرده است آزمون t برای نمونه‌های کوچک‌تر مناسب‌ترند و تمایل بیش‌تری به رد فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌جمعی دارند. اولین آماره هم‌انباشتگی

1. Pedroni

تلفیقی (آماره V تلفیقی) یک آزمون نسبت واریانس غیرپارامتریک[1] است. دومین و سومین نوع آماره‌های تلفیقی نیز به ترتیب آماره‌های rho و t تلفیقی شبیه آماره فیلیپس پرون (PP[2]) می‌باشند. چهارمین آماره ADF تلفیقی[3] است که مشابه آزمون ریشه واحد لوین و همکاران[4] است.

جدول ۸ . نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

نام متغیر	هم‌انباشتگی تلفیقی		هم‌انباشتگی تلفیقی گروهی	
	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	عرض از مبدأ و روند
آماره V– تلفیقی	-۱/۷۲	۵۳/۱۷	-	-
(مقدار احتمال)	(۰/۹۶)	(۰/۰۰)	-	-
آماره rho– تلفیقی	۱/۵۷	۲/۹۷	۲/۸۱	۲/۱۲
(مقدار احتمال)	(۰/۹۶)	(۰/۹۷)	(۰/۹۹)	(۰/۹۱)
آماره PP – تلفیقی	۰/۱۸	-۳/۲۶	۱/۵۲	-۷/۲۱
(مقدار احتمال)	(۰/۷۲)	(۰/۰۰)	(۰/۹۳)	(۰/۰۰)
آماره ADF– تلفیقی	۳/۲۷	-۴/۲۶	۵/۴۸	-۴/۳۱
(مقدار احتمال)	(۰/۹۹)	(۰/۰۰)	(۰/۹۹)	(۰/۰۰)

مأخذ: محاسبات پژوهش

نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که بر طبق آماره V تلفیقی و آماره rho تلفیقی و آماره PP تلفیقی و آماره ADF تلفیقی هم برای هم انباشتگی تلفیقی و هم برای هم انباشتگی تلفیقی گروهی، زمانی که فقط عرض از مبدأ پذیرفته شود، هم انباشتگی بین متغیرهای الگو وجود ندارد. به عبارت دیگر مدلی که برازش می‌کنیم باید دارای عرض از مبداء باشد که در این صورت هم انباشتگی وجود ندارد و وجود عرض از مبداء یعنی اثر متغیرهای ثابت فرض شده در برازش را وارد کنیم. مطابق با نتایج بدست آمده در جدول، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم رابطه هم انباشتگی میان متغیر رد می‌شود. بر این اساس میان متغیرها ارتباط بلندمدت وجود دارد لازم به ذکر است که آزمون هم انباشتگی تنها وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت را بیان می‌کند و میزان ارتباط و چگونگی علامت آن با انجام این آزمون قابل تعیین نیست به این ترتیب برای بررسی میزان و چگونگی این ارتباط باید از روش‌های برآورد روابط استفاده شود.

آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن فیشر

پس از تعیین نوع الگو و تعداد بردارهای هم انباشته گام بعدی گزارش بردار هم‌انباشته‌ای است که بتواند کشش‌های بلندمدت متغیرها را با توجه به نظریه های اقتصادی و علایم مورد انتظار متغیرها بیان

1. Non-parametric Variance Ratio test
2. Philips and Peron
3. Panel ADF statistic
4. Levin *et al.*

کند. تحلیل هم‌انباشتگی جوهانسن مستلزم تعیین طول وقفه بهینه در الگوی رگرسیون برداری است. به منظور تعیین وقفه های بهینه در برآورد الگو از معیار اطلاعات شوارز-بیزین استفاده شده است؛ زیرا برای داده‌های با حجم نمونه کم‌تر از ۱۰۰ دقیق‌ترین معیار اطلاعاتی است (نوفرستی، ۴۷:۱۳۸۷). وقفه بهینه الگوی خود رگرسیون برداری برابر با یک تعیین شده است. به‌منظور بررسی رفتار بلندمدت متغیرها، از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن استفاده می‌شود. برای یافتن تعداد بردارهای هم‌انباشته از دو آماره اثر[1] و حداکثر مقدار ویژه[2] استفاده می شود. که نتایج حاصل شده در جدول (۹) نشان داده شده است.

جدول ۹. نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون فیشر

	H_0 فرضیه	H_1 فرضیه	مقادیر ویژه	مقدار آماره آزمون	مقدار احتمال
آماره اثر	r=0	r=1	۰/۸۸	۱۴۱/۹۱	۰/۰۰۰
	r≤1	r=2	۰/۶۲	۵۵/۵۵	۰/۰۰۸
حداکثر مقادیر ویژه	r=0	r=1	۰/۸۳	۸۶/۴۴	۰/۰۰۰
	r≤1	r=2	۰/۶۰	۳۹/۱۵	۰/۰۰۱

مأخذ: محاسبات پژوهش

بر اساس مقدار آماره آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه در جدول، بین متغیرهای الگورابطه بلندمدت وجود دارد. رابطه بلندمدت نرمال شده بر اساس شاخص توسعه در الگو، در جدول ۱۰ آمده‌است:

جدول ۱۰. نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن فیشر

نام متغیر	آماره رابطه بلندمدت نرمال شده	انحراف معیار
SDEV	۱	
AFSI	۰/۱۶	۰/۰۱
PUBINV	-۰/۱۷	۰/۰۱۳
PRINV	۰/۴۸	۰/۰۳
PST	۰/۲۶	۰/۰۱

مأخذ: محاسبات پژوهش

همان‌طور که مشاهده شده است در جدول مقادیر انحراف معیار بیان شده است که مقادیر قابل قبول هستند. با توجه به جدول در بلندمدت، با افزایش یک واحد شاخص ثبات مالی با کیفیت، توسعه پایدار ۰,۱۶ واحد افزایش می‌یابد. با افزایش یک واحد شاخص سرمایه‌گذاری عمومی، توسعه پایدار ۰,۱۷ واحد کاهش می‌یابد. با افزایش یک واحد شاخص سرمایه‌گذاری خصوصی، توسعه پایدار ۰,۴۸ واحد افزایش می‌یابد. با افزایش یک واحد ثبات سیاسی، توسعه پایدار ۰,۲۶ واحد افزایش می‌یابد.

1. Trace Statistics
2. Maximum Eigenvalue

آزمون حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده (FMOLS)

روش FMOLS تخمین‌های قابل اطمینانی را برای نمونه‌های کوچک ارائه می‌کند. این روش برای بررسی وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها ارائه شده است. روش FMOLS دو تصحیح در روش OLS انجام داده است که عبارتند از:

۱- تصحیح تورش، ۲- تصحیح درون زایی

در واقع این روش امکان و شرایط لازم برای برآورد پارامترهای یک معادله هم انباشتگی را فراهم می‌آورد. لذا در صورت وجود رابطه بلندمدت و هم‌انباشتگی بین متغیرها مدل را می‌توان به روش FMOLS برآورد و ضرایب بلند مدت را به دست آورد که در جدول زیر بیان شده است:

جدول ۱۱. نتایج آزمون حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	t-آماره	سطح معنی داری
AFSI	۰/۰۸	۰/۰۰۲	۳/۵۳	۰/۰۰
PRINV	۰/۳۳	۰/۱۷	-۱/۹۲	۰/۰۱
PUBINV	-۰/۱	۰/۰۰۴	۲/۸۰	۰/۰۰۷
PST	۰/۳۳	۰/۰۱	۱/۸۳	۰/۰۱
شاخص‌های اطلاعاتی تخمین				
R-squared	۰/۷۱	Mean dependent var		۰/۰۰۰۹
Adjusted R-squared	۰/۹۵	S.D. dependent var		۰/۰۲
S.E. of regression	۰/۰۴	Sum squared resid		۰/۰۷
Long-run variance	۰,۰۰۰۰۹۷			

مأخذ: محاسبات پژوهش

نتایج تخمین مدل با استفاده از روش FMOLS ، در انطباق با داده‌ها و اطلاعات کشورها بدین گونه می‌باشد:

با توجه به نتایج و تعیین روابط میان متغیرهای تحقیق می‌توان نتیجه گرفت تمامی متغیرهای وارد شده در مدل در بلندمدت تأثیر معنادار بر شاخص توسعه پایدار دارند به‌طوری‌که متغیرهای ثبات مالی با کیفیت و سرمایه‌گذاری خصوصی و ثبات سیاسی رابطه معنادار و مثبت و مستقیم با توسعه پایدار دارند و متغیرهای سرمایه‌گذاری عمومی رابطه معنادار و منفی و معکوس با توسعه پایدار دارند.

مقدار آماره‌ی آزمون و احتمال آن برای متغیرهای مدل نشان دهنده معنی‌دار بودن متغیرهای مدل می‌باشد.

معروف‌ترین آماره نیکویی برازش، ضریب تعیین است که مقدار آن بین صفر و یک قرار دارد. اگر ضریب تعیین بزرگ و نزدیک به یک باشد، مدل داده ها را به خوبی برازش کرده است در حالی که اگر R_2پایین یعنی نزدیک به صفر باشد، مدل برازش خوبی از داده‌ها ارائه نداده است. در جدول فوق مقدار ضریب تعیین برابر ۰,۷۱ است که نشان می‌دهد مدل برازش قابل قبولی ارائه داده است.

ضمنا مقدار ضریب تعیین تعدیل شده برابر ۰,۹۵ می باشد، که بر اساس آن می‌توان گفت این مدل بیش از ۹۵ درصد تغییرات در متغیر وابسته را تبیین نموده است.

تخمین معادله

در این مطالعه، برای تخمین معادله از روش برآورد میانگین گروهی تلفیقی (PMG[1]) که توسط پسران و همکاران(۱۹۹۹) مطرح شده استفاده شده است. تخمین PMG یک روش میانی مفید بین دو روش حدی است. این دو روش حدی که غالباً برای تحلیل مدل‌های تابلویی پویا مورد استفاده قرار می‌گیرند، عبارتند از: برآوردگر میانگین گروهی (MG[2]) و برآوردگر اثرات ثابت پویا (DFE[3]) که در جدول زیر بیان شده است.

جدول ۱۲. نتایج برآورد مدل غیرخطی به روش میان گروهی، میان گروهی تلفیقی، اثرات ثابت پویا

$$SDEV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 AFSI_{it} + \alpha_2 PUBINV_{it} + \alpha_3 PRINV_{it} + \alpha_4 PST_{it} + V_{it}$$

متغیرها	مدل بلندمدت						هاسمن MG-PMG	
	PMG		MG		DFE			
	ضریب	ارزش احتمال	ضریب	ارزش احتمال	ضریب	ارزش احتمال	آماره آزمون χ^2	ارزش احتمال
AFSI	۰/۱۳	۰/۰۲	۰/۳۱	۰/۰۰۵	۰/۳۴	۰/۰۸	۱/۹۳	۰/۳۸
PRINV	۰/۱۶	۰/۰۰	۰/۵۳	۰/۳۵	-۰/۴۲	۰/۴۵		
PUBINV	-۰/۲۸	۰/۰۰	-۰/۱۳	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۰۰۱		
PST	۰/۱۳	۰/۰۱	۰/۵۰	۰/۶۵	۰/۱۷	۰/۰۶		
	مدل کوتاه‌مدت						نتیجه آزمون: مدلPMG تخمین کاراتری نسبت به مدلMG ارائه می‌کند.	
ضریب تصحیح خطا	-۰/۱۷	۰/۶۳	-۱/۳۲	۰/۴۴	-۰/۳۶	۰/۰۰۴		
Δ AFSI	۰/۳۶	۰/۰۴	۰/۲۲	۰/۸۵	۰/۳۵	۰/۰۰		
Δ PRINV	۰/۰۵	۰/۸۷	۳/۹۸	۰/۲۶	۰/۰۷	۰/۰۰۱		
Δ PUBINV	۰/۲۶	۰/۲۱	-۰/۸۹	۰/۲۶	۰/۲۵	۰/۰۲۸		
Δ PST	-۰/۲۵	۰/۵۰	-۴/۲۷	۰/۱۴	۰/۱۷	۰/۰۰۲		
عرض از مبدأ	-۰/۱۱	۰/۶۲	-۴/۹۱	۰/۶۳	-۰/۳۸	۰/۲۸		
۵=تعداد مقاطع	۵۵=تعداد مشاهدات		۱= تعداد وقفه		PMG Loglikelihood=154/51			

مأخذ: محاسبات پژوهش

1. Pooled Mean Group Estimation Approach
2. Mean Group Estimator
3. Dynamic Fixed Effect Estimator

در یک حد، برآوردگر DFE این فرض همگنی قوی را تحمیل می‌کند که همه ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت و واریانس خطاها در بین کشورها یکسان است. در حد دیگر، مدل MG ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت را برای هر کشور به صورت جداگانه برآورد می‌کند و توزیع برآوردهای کشورها معمولاً متوسط آن‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهد. در روش PMG حالت میانه‌ی این دو حالت حدی ضرایب کوتاه‌مدت و واریانس خطاها بین کشورها متفاوت است، اما ضرایب بلندمدت بین کشورها مشابه است. در نتیجه، برآوردگرهای PMG نسبت به روش MG، تخمین‌های کاراتری به دست می‌دهند. برای آزمون تفاوت بین برآوردهای این مدل از ضرایب بلندمدت، در مطالعات مختلف از آزمون هاسمن استفاده شده است. به طوری‌که با مقایسه‌ی روش‌های MG و PMG، با آزمون هاسمن نشان می‌دهد.

عدم رد فرضیه صفر به این مفهوم است که تخمین زننده میان گروهی تلفیقی کاراتر از روش میان گروهی است و برعکس. مشابه همین روش برای مقایسه بین روش میان گروهی و اثرات ثابت پویا نیز به کار می‌رود. آماره آزمون بالا، در هر حالت دارای توزیع x^2 می‌باشد. بر اساس نتایج آزمون هاسمن به منظور انتخاب مدل بهینه بین شیوه میان گروهی تلفیق PMG و میان گروهی MG ، با توجه به آنکه سطح معنی داری مربوط به آزمون هاسمن برای مقایسه مدل بزرگتر از ۰,۰۵ است، و فرضیه صفری که بیان می‌کند مدل میان گروهی تلفیقی PMG بهینه است، تأیید می‌شود. نتایج بدست آمده گویای این موضوع است که شاخص ثبات مالی با کیفیت با ضریب ۰/۱۳، سرمایه‌گذاری خصوصی با ضریب ۰/۱۶، سرمایه‌گذاری عمومی با ضریب ۰/۲۸- و ثبات سیاسی با ضریب ۰/۱۳، متغیر شاخص توسعه پایدار را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

افزون بر این، نتایج مدل تصحیح خطای کوتاه مدت نیز نشان می‌دهد، در هر دوره ۱۷ درصد از عدم تعادل شاخص توسعه پایدار تصحیح گردیده است.

آزمون علیّت

انگل و گرنجر[1] (۱۹۸۷) در مطالعه خود بر این نکته تاکید نمودند که وقتی مجموعه‌ای از متغیرهای سری زمانی (مثلاً X و Y) هم‌انباشته باشند، آنگاه همواره یک رابطه تصحیح خطای متناظر با آن وجود خواهد داشت که بیانگر وابستگی متغیر وابسته به سطح عدم تعادل در رابطه تعادلی بلندمدت و نیز تغییرات متغیرهای مستقل است. پس از تخمین مدل، برای اینکه میزان معناداری کل رگرسیون مشاهده شود از آزمون علیت گرنجر استفاده می‌گردد که نتیجه این آزمون در جدول زیر ارائه شده است.

1. Engle &Granger

جدول ۱۳. نتایج برآورد آزمون علیّت

فرضیه صفر	آماره F	احتمال	نتیجه
متغیر AFSI علت گرنجری SDEV نیست.	۰/۶۴	۰/۴۳	فرضیه رد نمی‌شود.
متغیر SDEV علت گرنجری AFSI نیست.	۲/۶۱	۰/۰۰۵	فرضیه رد می‌شود.
متغیر PRINV علت گرنجری SDEV نیست.	۰/۲۱	۰/۶۵	فرضیه رد نمی‌شود.
متغیر SDEV علت گرنجری PRINV نیست.	۰/۶۱	۰/۰۰۸	فرضیه رد می‌شود.
متغیر PRINV علت گرنجری SDEV نیست.	۰/۰۲	۰/۹۰	فرضیه رد نمی‌شود.
متغیر SDEV علت گرنجری PRINV نیست.	۰/۴۸	۰/۰۰	فرضیه رد می‌شود.
متغیر PUBINV علت گرنجری SDEV نیست.	۰/۰۰۹	۰/۹۲	فرضیه رد نمی‌شود.
متغیر SDEV علت گرنجری PUBINV نیست.	۱/۰۲	۰/۰۲	فرضیه رد می‌شود.
متغیر PRINV علت گرنجری AFSI نیست.	۱/۱۹	۰/۲۸	فرضیه رد نمی‌شود.
متغیر AFSI علت گرنجری PRINV نیست.	۰/۳۵	۰/۵۶	فرضیه رد نمی‌شود.
متغیر PST علت گرنجری AFSI نیست.	۰/۰۰۶	۰/۰۴	فرضیه رد می‌شود.
متغیر AFSI علت گرنجری PST نیست.	۰/۰۲	۰/۸۷	فرضیه رد نمی‌شود.
متغیر PUBINV علت گرنجری AFSI نیست.	۰/۰۰	۰/۹۹	فرضیه رد نمی‌شود.
متغیر AFSI علت گرنجری PUBINV نیست.	۲/۲۸	۰/۱۴	فرضیه رد نمی‌شود.
متغیر PST علت گرنجری PRINV نیست.	۰/۱۳	۰/۰۲	فرضیه رد می‌شود.
متغیر PRINV علت گرنجری PST نیست.	۰/۰۰۹	۰/۹۲	فرضیه رد نمی‌شود.
متغیر PUBINV علت گرنجری PRINV نیست.	۰/۲۳	۰/۶۳	فرضیه رد نمی‌شود.
متغیر PRINV علت گرنجری PUBINV نیست.	۷/۹۳	۰/۰۰۸	فرضیه رد می‌شود.
متغیر PUBINV علت گرنجری PST نیست.	۰/۴۴	۰/۵۱	فرضیه رد نمی‌شود.
متغیر PST علت گرنجری PUBINV نیست.	۵/۷۳	۰/۰۲	فرضیه رد می‌شود.

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول (۱۳) آزمون علّیت گرنجر برای متغیرها را نشان می‌دهد که به عنوان مثال یک رابطه علّی از سوی شاخص توسعه پایدار به سمت شاخص ثبات مالی با کیفیت، سرمایه‌گذاری عمومی، سرمایه‌گذاری خصوصی وجود دارد. همچنین یک رابطه علّی از سوی شاخص ثبات سیاسی به سمت شاخص ثبات مالی با کیفیت، سرمایه‌گذاری عمومی، سرمایه‌گذاری خصوصی وجود دارد. از سوی دیگر یک رابطه علّی از سوی سرمایه گذاری خصوصی به سمت سرمایه گذاری عمومی وجود دارد. اما آزمون گرنجر در مورد رابطه علّیت بین سرمایه‌گذاری عمومی و ثبات مالی با کیفیت رابطه ای را نشان نمی‌دهد. بنابراین با توجه به مطالب گفته شده و از آنجایی که آزمون علّیت گرنجر به بررسی روابط کوتاه‌مدت بین متغیرها می‌پردازد، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که در کوتاه‌مدت تغییرات از سوی شاخص توسعه پایدار بر شاخص ثبات مالی با کیفیت، سرمایه‌گذاری عمومی، سرمایه‌گذاری خصوصی اثر می‌گذارد، حال آنکه سرمایه‌گذاری عمومی در کوتاه‌مدت بر روی ثبات مالی با کیفیت تأثیری ندارد. در نتیجه هیچ‌گونه رابطه علّی دوطرفه بین متغیرها وجود نداشته و تنها یک رابطه علّی یک طرفه وجود دارد.

نتایج و پیشنهادهای پژوهش

پاسخ به فرضیه اول و دوم: شناسایی و استخراج شاخص‌های ترکیبی جدید برای اندازه‌گیری ثبات مالی و توسعه پایدار امکان‌پذیر است.

با توجه به این‌که در ساخت شاخص‌های ترکیبی جدید از چندین متغیر فردی مجزا برای اندازه‌گیری توسعه پایدار و ثبات مالی استفاده شد و نتایج قابل اتکا و مطابق با تحقیق‌های صورت گرفته پیشین بود، لذا توصیه می‌شود که برای ثبت پدیده‌های اقتصادی چند بعدی اقتصادی مانند ثبات مالی و توسعه پایدار به منظور بررسی همه جانبه‌تر و ارائه راهکارهای مناسب‌تر به سیاست‌گذاران برای اتخاذ سیاست‌های حیاتی، از شاخص‌های ترکیبی به جای شاخص‌های فردی استفاده شود.

پاسخ به فرضیه سوم: ثبات مالی باکیفیت و توسعه پایدار از طریق کانال‌های مختلف بر هم اثر می-گذارد.

از آن‌جا که بر اساس مبانی نظری تاثیر ثبات مالی بر توسعه پایدار از دو روش مستقیم و غیر مستقیم است و تجزیه تحلیل‌های سنجی نیز وجود ارتباط مثبت و و معنادار را تایید نمود، در قدم اول لازم است آگاهی‌سازی جامعه و سیاست‌گذاران درباره این مسئله که ثبات مالی تأثیرات مثبتی بر توسعه پایدار و رفاه جامعه دارد صورت پذیرد.

باتوجه به تاثیر مستقیم ثبات مالی بر تامین مالی توسعه پایدار، منابع مالی مورد نیاز برای تامین مالی نیاز به ترکیب مناسبی از منابع مختلف دولتی و خصوصی دارد بنابراین توصیه می‌شود که مقامات ملی نظارتی، منابع و ساختار سیستم مالی را به دقت تجزیه و تحلیل و در صورت لزوم آن را اصلاح کنند.

همچنین با در نظر گرفتن تاثیر غیرمستقیم ثبات مالی بر توسعه پایدار، سیاست‌هایی از قبیل استفاده از ابزارهای احتیاطی کلان برای کنترل ریسک‌های سیستماتیک و انجام اصلاحاتی مانند بهبود استانداردهای حسابداری مطابق با استانداردهای بین المللی، بهبود زیرساخت‌های فناوری و نوسازی سیستم‌های پرداخت می‌تواند به افزایش ثبات و توسعه در سیستم مالی و جلوگیری از بحران‌ها کمک کند.

پاسخ به فرضیه چهارم: توسعه یک مفهوم گسترده و چند جانبه است که شناسایی جوانب مختلف آن بسیار مفید است.

سیاست‌گذاران باید در تصمیم‌های خود علاوه بر بعد اقتصادی توسعه پایدار، ابعاد اجتماعی و زیست-محیطی را نیز لحاظ کنند. جامعه را می‌توان با سرمایه انسانی و افزایش توسعه مشارکتی کنترل کرد. بنابراین توصیه می‌شود که دولت‌ها و سیاست‌گذاران جهت ارتقا سرمایه انسانی و در نتیجه بهبود بعد اجتماعی، بودجه بیش‌تری را به آموزش و پرورش اختصاص دهند.

در بخش زیست‌محیطی قانون‌گذاران می‌توانند با اتخاذ سیاست‌ها و قوانینی جهت کاهش انتشارCO_2 و سایر گازهای مضر، جنگل‌زدایی، کاهش تخریب اراضی و همچنین بهبود کیفیت نهادی شامل برقراری استانداردهای سختگیرانه زیست‌محیطی به توسعه این بخش نزدیک‌تر شوند.

هم‌چنین با توجه به ورود متغیرهای کنترل و بررسی ارتباط آن‌ها با توسعه پایدار می‌توان توصیه‌های زیر را ارائه داد:

سیستم سیاسی یک کشور منعکس کننده افکار اقتصادی، اجتماعی و ارزش‌های هر کشور است از این رو هرگونه اختلال و بی‌ثباتی در این سیستم، می‌تواند موجب کند شدن حرکت طبیعی کشور به سمت توسعه و رفاه گردد. از این‌رو انجام اصلاحاتی در زمینه‌های مربوط به دموکراسی، حقوق بشر، شفافیت عملکرد دولت، پاسخ‌گویی و بهبود کیفیت نهادی به سیاست‌گذاران و دولت‌ها پیشنهاد می‌شود.

با توجه به این‌که افزایش فرصت‌های سرمایه‌گذاری منجر به دست‌یابی بخش واقعی اقتصاد به منابع بیش‌ترو در نتیجه حرکت به سمت رشد وتوسعه بخش اقتصادی می‌شود، بنابراین به دولت‌ها پیشنهاد می‌شود که با بررسی دقیق‌تر فرصت‌های سرمایه‌گذاری از پروژه‌های سرمایه‌گذاری ناکارآمد و غیرمولد پرهیز کنند.

محدودیت اصلی در این پژوهش دردسترس نبودن گسترده داده‌ها بوده است. بنابراین محققان در پژوهش‌های آتی در این زمینه می‌توانند برای ساخت شاخص‌های ترکیبی تعداد مشاهدات را گسترش داده و متغیرهای بیش‌تری را در ساخت شاخص‌ها مورد استفاده قرار دهند. هم‌چنین ورود و بررسی متغیرهای کنترل بیش‌تر، می‌تواند نتایج جامع‌تری از پژوهش ارائه دهد.

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 شده‌است.

منابع

آقایی، مجید؛ کوهبر، محمدامین و احمدی نژاد، حسین. (۱۳۹۷). ثبات مالی و عملکرد اقتصادی: مطالعه موردی کشورهای عضو اوپک. فصلنامه اقتصاد و الگوسازی، ۹(۲)، ۶۵- ۲۹.

شایگانی، بیتا و عبداللهی، مصعب. (۱۳۹۰). بررسی ثبات در بخش بانکی اقتصاد ایران. فصلنامه علمی- پژوهشی، جستارهای اقتصادی، ۸ (۱۶)، ۱۶۷-۱۴۷.

نوفرستی، محمد (۱۳۸۷). ریشه واحد و همجمعی. تهران: انتشارات رسا.

References

Aghaei, M., Kohbar, M. A. & Ahmadinejad, H. (2017). Financial stability and economic performance: a case study of OPEC member countries. Economics and Modeling, 9(2), 29-65. (In Persian).

Albulescu, C. (2011). Economic and financial integration of CEECs: the impact of financial instability. Czech Economic Review, 5(01), 27-45.

Arslan, I., Caverzasi, E., Gallegati, M., & Duman, A. (2016). Long term impacts of bank behavior on financial stability. An agent based modeling approach. Journal of Artificial Societies and Social Simulation, 19(1), 11-38.

Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. The Review of Economic Studies, 47(1), 239-253.

Czvetko, T., Honti, G., Sebestyen, V., & Abonyi, J. (2021). The intertwining of world news with Sustainable Development Goals: An effective monitoring tool. Heliyon, 7(2).

Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 251-276.

Hanschel, E., & Monnin, P. (2005). Measuring and forecasting stress in the banking sector: evidence from Switzerland. BIS papers, 22, 431-449.

Ijaz, S., Hassan, A., Tarazi, A., & Fraz, A. (2020). Linking bank competition, financial stability, and economic growth. Journal of Business Economics and Management, 21(1), 200-221.

Illing, M., & Liu, Y. (2006). Measuring financial stress in a developed country: An application to Canada. Journal of Financial Stability, 2(3), 243-265.

Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. Journal of econometrics, 115(1), 53-74.

Kavya, T. B., & Shijin, S. (2019). Economic development, financial development, and income inequality nexus. Borsa Istanbul Review, 20(1), 80-93.

Kim, H., Batten, J. A., & Ryu, D. (2020). Financial crisis, bank diversification, and financial stability: OECD countries. International Review of Economics & Finance, 65, 94-104.

Morris, V. C. (2010). Measuring and forecasting financial stability: The composition of an aggregate financial stability index for Jamaica. Bank of Jamaica, 6(2), 34-51.

Mutlugün, B. (2014). The relationship between financial development and economic growth for Turkey. Journal of Economic Policy Researches, 1(2), 85-115.

Nasreen, S., & Anwar, S. (2018). How financial stability affects economic development in south Asia: a panel data analysis. European Online Journal of Natural and Social Sciences, 7(1), pp-54.

Noferesti, M. (1999). Unit root and cointegration. Tehran: Rasa Publications. (In Persian).

Pagano, M. (1993). Financial markets and growth: An overview. European Economic Review, 37, 613-622.

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61, 653–670.

Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Available at SSRN 572504.

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.

Prochniak, M., & Wasiak, K. (2017). The impact of the financial system on economic growth in the context of the global crisis: empirical evidence for the EU and OECD countries. Empirica, 44, 295-337.

Rouabah, A. (2007). Mesure de la vuln´erabilit´e du secteur bancaire luxembourgeois. Luxembourg. Banque centrale du Luxembourg, Working Paper No. 24. 2007.

Sethi, P., Chakrabarti, D., & Bhattacharjee, S. (2020). Globalization, financial development and economic growth: Perils on the environmental sustainability of an emerging economy. Journal of Policy Modeling, 42(3), 520-535.

Shaygani, B., & Abdullahi, M. (2019). Analysis of stability in the banking sector of Iran's economy. Economic Studies, 8, 167-147. (In Persian).

Sotiropoulou, T., Giakoumatos, S. G., & Petropoulos, D. P. (2019). Financial development, financial stability and economic growth in European Union: a panel data approach. Advances in Management and Applied Economics, 9(3), 55-69.

Trabelsi, M. (2002). Finance and growth: empirical evidence from developing countries, 1960-1990. Cahier de recherche, (2002-13).

Van den End, J. W. (2006). Indicator and boundaries of financial stability (No. 097). Netherlands Central Bank, Research Department.

Younsi, M., & Nafla, A. (2017). Financial stability, monetary policy, and economic growth: Panel data evidence from developed and developing countries. Journal of the Knowledge Economy, 10, 238-260.

Ziolo, M., Ghoul, M. B. G. B., & Aydın, H. I. (2018). Financial stability vs. sustainable development and its financing. In Regaining Global Stability after the Financial Crisis (pp. 88-107). IGI Global.

COPYRIGHTS

©2022 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.

دو فصلنامه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران
دانشگاه الزهرا
دوره ۹، شماره ۳، شماره پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۲
صفحات ۴۶-۲۷

مقاله پژوهشی

اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت ریسک اقتصادی و مالی بر توزیع درآمد: رهیافت PANEL ARDL [۱]

رمضان حسین‌زاده [۲] و هادی کشاورز [۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۰/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۲۷

چکیده

عوامل متعددی بر توزیع درآمد یک جامعه اثرگذار هستند. یکی از این عوامل، ریسک‌های مختلف مانند ریسک اقتصادی و ریسک مالی است. از این رو هدف این مطالعه بررسی اثر ریسک‌های اقتصادی و مالی بر توزیع درآمد در کشورهای گروه دی هشت (D8) می‌باشد. برای تخمین مدل از روش پانل ARDL در دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۲۰ استفاده شده است. نتایج تخمین مدل نشان داده است که هر دو متغیر ریسک مالی و اقتصادی اثر منفی و معناداری بر ضریب جینی هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت داشته اند. این امر به معنای این است که با افزایش سطح ریسک و بی‌ثباتی در کشورها، توزیع درآمد در آنها بدتر شده و شکاف درآمدی بیشتری ایجاد می‌شود. همچنین متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه و شاخص باز بودن تجاری نیز اثر مثبت بر ضریب جینی کشورها داشته است. به عبارت دیگر، رشد تولید سرانه و باز شدن اقتصاد موجب ایجاد فرصت‌های درآمدی بیشتری برای ثروتمندان شده و شکاف درآمدی افزایش یافته است. متغیر مخارج دولت، اثر منفی و معنادار بر ضریب جینی داشته است. به این ترتیب می‌توان گفت که سیاست‌های مالی دولت در این کشورها، هم راستا با توزیع برابر درآمد بوده است.

واژگان کلیدی: ریسک اقتصادی، ریسک مالی، ضریب جینی، کشورهای گروه D8، پانل ARDL.
طبقه‌بندی موضوعی: *H53, O50, O15*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2023.42590.1343
۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. (نویسنده مسئول). (ra.hosseinzadeh@eco.usb.ac.ir).
۳. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده کسب و کار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران. (d.keshavarz@pgu.ac.ir).

مقدمه

یکی از معضلات کنونی در جوامع بشری وجود نابرابری‌ها به خصوص نابرابری درآمدی است. نابرابری درآمدی را می‌توان نشانه‌ی بی‌عدالتی اقتصادی و فرصت‌های نابرابر افراد یک جامعه دانست. بر اساس نظر اندیشمندان حوزه اجتماعی و اقتصادی، نابرابری درآمدی سبب ایجاد مشکلات مختلف اقتصادی و اجتماعی خواهد شد. امروزه افزایش نابرابری درآمد یکی از موانع اساسی برای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی در سراسر جهان مطرح شده است (حیدری و همکاران، ۱۴۰۰). پژوهش‌های انجام شده در کشورهای مختلف نشان داده است که نابرابری درآمد اثر منفی بر رشد اقتصادی یک کشور دارد. بر اساس اهمیت نابرابری درآمد در اثرگذاری بر متغیرهای اقتصادی و اجتماعی، بررسی و شناسایی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی و راهکارهای پیشگیری از آن همواره در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی و اجتماعی مورد توجه سیاستگذاران در کشورهای مختلف بوده است.

بررسی نظر اقتصاددانان درباره عوامل ایجاد نابرابری درآمدی در یک کشور نشان می‌دهد که آنها متغیرهای متعددی را در نابرابری درآمدی موثر می‌دانند. متغیرهایی مانند سطح درآمد سرانه کشورها، سیاست‌های مالی دولت، تورم، نرخ ارز، بیکاری، سیاست‌های تجاری، عمق مالی، میزان نقدینگی و سیاست-های پولی بانک مرکزی از جمله متغیرهای اقتصادی اثرگذار بر نابرابری از دیدگاه پژوهشگران هستند. برای مثال اسلاتجه و راج[1] (۱۹۹۸) نشان دادند که با افزایش سطح درآمد سرانه در کشورها میزان نابرابری کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر کشورهای با درآمد بالا نسبت به کشورهای کم درآمد دارای نابرابری درآمد کمتری هستند.

علاوه بر متغیرهای ذکر شده، در سال‌های اخیر پژوهش‌های مختلفی انجام شده است که در آنها به نقش ریسک‌ها و بی‌ثباتی‌ها، از جمله ریسک‌های اقتصادی و مالی، بر نابرابری درآمد تأکید شده است. بر اساس این دیدگاه محیط و فضای اقتصادی و مالی نقش مهمی در شکل دادن به نابرابری درآمد در کشورهای مختلف بازی می‌کنند (بک و همکاران[2]، ۲۰۰۷). وجود ریسک‌های اقتصادی و مالی در یک کشور می‌تواند به دو شکل مستقیم و غیرمستقیم روی نابرابری درآمد درآن کشور مؤثر باشد. ریسک‌های اقتصادی و مالی به صورت مستقیم از طریق ایجاد فرصت‌های نابرابر کسب درآمد برای افراد مختلف و به صورت غیرمستقیم از طریق اثرگذاری منفی بر تولید و رشد اقتصادی بر میزان نابرابری درآمدی در یک کشور اثرگذار باشد (لیو و سیکولار[3]، ۲۰۲۰).

بر اساس مطالب ذکر شده، بررسی اثر و میزان اثرگذاری هر یک از ریسک‌های اقتصادی و مالی بر نابرابری درآمدی می‌تواند زمینه مناسبی برای برنامه‌ریزی، تصمیم‌گیری و اتخاذ سیاست‌های مناسب در زمینه کاهش نابرابری‌ها در جامعه فراهم نماید و از این حیث مطالعه حاضر دارای اهمیت بالایی می‌باشد. نکته مهم دیگر در این خصوص این است که ممکن است ریسک‌ها دارای اثرات متفاوتی در کوتاه‌مدت و

1. Slottje & Raj
2. Beck *et al.*
3. Luo & Sicular

بلندمدت بر نابرابری درآمدی داشته باشند و تفکیک اثرگذاری و میزان اثرگذاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌تواند دارای اهمیت بالایی باشد. به همین دلیل، هدف این مطالعه بررسی اثر ریسک‌های اقتصادی و مالی بر توزیع درآمد در کشورهای عضو D8 با استفاده از مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی در داده‌های پانل است.

تفاوت این مطالعه با مطالعات پیشین از دو جنبه است. جنبه اول از حیث بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت ریسک‌های اقتصادی و مالی بر نابرابری درآمدی که در سایر مطالعات نادیده گرفته شده است. جنبه دیگر تفاوت نیز در نظر گرفتن کشورهای دی هشت می‌باشد. گروه دی هشت (D8) شامل هشت کشور اسلامی از جمله ایران، ترکیه، پاکستان، بنگلادش، اندونزی، مالزی، مصر و نیجریه است. اهداف اساسی تشکیل این گروه، بهبود موقعیت کشورهای عضو در اقتصاد جهانی، ایجاد فرصت‌های جدید در روابط تجاری و بهبود استانداردهای زندگی است. در اعلامیه‌ی این گروه، همکاری در زمینه‌های تجارت، صنعت، علوم و فناوری، توسعه روستایی و فقرزدایی، انرژی، محیط زیست و موارد متعدد دیگری را شامل می‌شود. یکی از اهداف تشکیل این گروه کاهش فقر و نابرابری بوده است.

ساختار پژوهش بدین‌صورت است که در قسمت دوم مبانی نظری و تجربی تحقیق ذکر می‌شود؛ قسمت سوم به بررسی روش تحقیق و داده‌های آماری خواهد پرداخت. در قسمت چهارم تحلیل نتایج و یافه های تحقیق ارایه شده است. در نهایت در قسمت پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادات تحقیق ارائه می‌شود.

مبانی نظری و تجربی تحقیق

در این بخش ابتدا به عوامل ایجاد کننده نابرابری پرداخته و پس از آن رابطه انواع ریسک‌ها و نابرابری بررسی می‌شود.

۱- بررسی نظریه‌های توزیع درآمد و ضریب جینی

یکی از پدیده‌های اجتماعی در دهه‌های اخیر در کشورهای مختلف دنیا، پدیده توزیع نابرابر درآمد بین افراد مختلف جامعه می‌باشد. این پدیده در طول دهه‌های مختلف به خصوص از دهه ۱۹۵۰ به بعد، توجه اندیشمندان اقتصادی را به خود جلب کرده است. قبل از این دهه بیشتر توجه اقتصاددانان به مسئله رشد اقتصدی بوده است و به مسئله توزیع درآمد اهمیت کمتری قایل بودند. البته کینز معتقد بود که در مرحله اول بایستی روی رشد اقتصادی متمرکز شد. زیرا قبل از افزایش تولید و استفاده افراد جامعه از فواید افزایش تولید، بایستی منابع موجود در درست عده‌ای خاص متمرکز شده و به سرمایه‌گذاری و تولید اختصاص یابد و سپس در مرحله بعد تمام افراد جامعه از این افزایش تولید منتفع شوند. (کفایی و درستکار، ۱۳۸۶).

کوزنتس از دیگر اندیشمندان اقتصادی است که بر روی توزیع درآمد و عوامل موثر بر آن مطالعات متعددی انجام داده است. وی نقش به‌سزایی در توسعه آمارهای توزیع درآمد داشته است. مطالعات وی در خصوص رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد منتج به ارایه منحنی کوزنتس شد. در این منحنی وی

یک رابطه U معکوس بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی را بیان کرده است. به عقیده وی نابرابری درآمدی در ابتدای دوره رشد اقتصادی بیشتر شده و در ادامه با ایجاد رشد اقتصادی بالاتر، نابرابری درآمدی کاهش می‌یابد (شاکری و مالکی، ۱۳۸۸).

پس از جنگ جهانی دوم و به دنبال رشد اقتصادی بالا، اقتصاددانان بار دیگر به دلایل ایجاد اختلاف در درآمد و توزیع نابرابر درآمدی در کشورهای مختلف پرداختند. به عبارت دیگر در انتهای دهه ۱۹۵۰ مطالعات زیادی در مورد دلیل تفاوت‌های درآمدی و عوامل ایجاد نابرابری درآمدی انجام شد و اقتصاددانان مختلف عوامل مختلفی را برای ایجاد نابرابری درآمدی در کشورهای مختلف توسعه یافته و در حال توسعه معرفی کردند. در این میان، فریدمن نقشی اساسی در توضیح عوامل مختلف در توزیع درآمد در کشورها داشته است. نظریه‌هایی مانند انتخاب فردی (فریدمن) میزان آموزش و سرمایه انسانی (بکر) از جمله نظریه های توزیع درآمد است که پس از دهه مذکور مطرح شدند.

۲- عوامل ایجاد کننده نابرابری

ادبیات گسترده‌ای در حوزه نابرابری و عوامل موثر بر آن وجود دارد و پژوهشگران حوزه‌های مختلف، عوامل متعددی را بر ایجاد نابرابری درآمد کشورها مدنظر قرار داده‌اند. بر اساس این دیدگاه‌ها، می‌توان عوامل اثرگذار بر نابرابری را در سه گروه کلی، عوامل اقتصادی، عوامل اجتماعی و سیاسی تقسیم‌بندی نمود.

برخی از پژوهشگران بر عوامل اقتصادی تمرکز داشتند. برای مثال برخی از مطالعات عوامل اقتصادی مانند اشتغال، تورم، رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باز بودن تجاری، توسعه مالی را بر نابرابری موثر می‌دانند. مطالعاتی مانند لی و لی[1] (۲۰۱۸)؛ رازا و همکاران[2] (۲۰۱۷)، دلیس و همکاران[3] (۲۰۱۴)، درهر و گاستون[4] (۲۰۰۸)، هلپمن و همکاران[5] (۲۰۱۰)، فانگ و همکاران[6] (۲۰۲۱)، گوزگور و رانجان[7] (۲۰۱۷)، لی و همکاران[8] (۲۰۲۰)، شارما و آبکاه[9] (۲۰۱۷)، نانزیری و وامالوا[10] (۲۰۲۱) و دی‌هان و همکاران[11] (۲۰۱۸) در کشورهای مختلف انجام شده است که هر یک از این مطالعات روی متغیرهای مختلفی تاکید و تمرکز داشته‌اند. در مطالعات داخلی نیز هاتفی مجومرد و همکاران (۱۳۹۸)، حیدری و حسن زاده (۱۳۹۵)، پیرائی و بلیغ (۱۳۹۲)، شاکری و جهانگرد (۱۳۹۱) و فطرس و معبودی (۱۳۸۷) نیز

1. Lee & Lee
2. Raza *et al.*
3. Delis *et al.*
4. Dreher & Gaston,
5. Helpman *et al.*
6. Fang *et al.*
7. Gozgor & Ranjan
8. Lee *et al.*
9. Sharma & Abekah
10. Nanziri & Wamalwa
11. De Haan *et al.*

به این عوامل اشاره می‌کنند. برای مثال هاتفی مجومرد و همکاران(۱۳۹۸) نشان دادند که رابطه‌ای علّی بین نابرابری درآمد با متغیرهای مصرف، تولید ناخالص داخلی سرانه، تجارت و آموزش در مقطع ابتدایی وجود دارد. همچنین در بلندمدت افزایش باسوادی، کاهش حجم پول، کاهش رشد اقتصادی، افزایش مصرف و کاهش توسعه‌ی مالی موجب افزایش نابرابری می‌شود.

گروه دیگر، بر روی عوامل اجتماعی و خصوصیات شخصی مانند جنس و سن افراد، امید به زندگی، نهادهای اجتماعی، سطح آموزش و بهداشت و ویژگی‌های جمعیتی تاکید داشتند. برای مثال، فورکری و استری[1] (۲۰۱۹)، افقه و همکاران (۱۳۹۴)، مرادی و همکاران (۱۴۰۰) و شاه‌آبادی و ساری‌گل(۱۳۹۴) از این گروه مطالعات هستند. به عنوان مثال افقه و همکاران (۱۳۹۴) نشان دادند که نابرابری آموزش با نابرابری درآمد ارتباط مستقیم داشته و سهم هزینه‌های آموزشی دولت با ضریب جینی درآمد، رابطه‌ی معکوس دارد.

در زمینه‌ی عوامل سیاسی می‌توان سیاست‌های دولت در توزیع منابع، آموزش و بهداشت، ویژگی‌های حکمرانی همانند فساد، حاکمیت قانون و سایر شاخص‌های حکمرانی اشاره کرد. ملکی[2](۲۰۲۲)، وو[3] (۲۰۲۲)، برگ و همکاران[4] (۲۰۱۸)، خداپرست داودی (۱۳۹۲) و ادیب‌پور و محمدی ویایی (۱۳۹۵) از جمله مطالعات داخلی و خارجی هستند که به اثرگذاری سیاست‌های دولت و حکمرانی و حاکمیت بر توزیع درآمد پرداختند.

۳- ریسک‌ها و نابرابری

نابرابری درآمد به دلیل ارتباط آن با یک سیستم اقتصادی، به طور گسترده در ادبیات نظری و تجربی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. مطالعات مختلف نشان داده است که کشورهای دارای شرایط نامطلوب داخلی، همانند بی‌ثباتی و ریسک سیاسی، کمبود سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی پایین، تورم مزمن و بالا، سطوح پایین سرمایه انسانی و سلامت عمومی، بی‌ثباتی کلان اقتصادی، نیروی کار غیرماهر و مؤسسات مالی ضعیف، سطح نابرابری بالاتری را تجربه می‌کنند. (کیفر و ناک[5] (۲۰۰۲)، بامول[6] (۲۰۰۷)، چانگویلایوان و کیم[7] (۲۰۱۶)، بریشا و همکاران[8] (۲۰۲۰)، آیه و همکاران[9] (۲۰۲۰)).

به طور کلی ریسک و بی‌ثباتی می‌تواند از کانال‌های مختلف بر نابرابری درآمدی در یک جامعه اثرگذار باشد. اولین کانال اثرگذاری ریسک و بی‌ثباتی بر توزیع درآمد از طریق مخارج و درآمدهای دولت (مالیات،

1. Furceri & Ostry
2. Melki
3. Vu
4. Berg *et al.*
5. Keefer & Knack
6. Baumol
7. Chongvilaivan & Kim
8. Berisha *et al.*
9. Aye *et al.*

هزینه آموزش، یارانه‌های موثر و ...) اتفاق می‌افتد. دستیابی به توزیع برابر درآمد به به ظرفیت و تلاش دولت برای اجرای سیاست‌ها و اقدامات بازتوزیعی مانند مالیات‌ها، یارانه‌ها و سیاست‌های مالی بستگی دارد. نکته مهم، توزیع مجدد مالی ابزاری کلیدی است که به کاهش نابرابری کمک می‌کند. هرچند تأثیر توزیع مجدد مالی بر نابرابری درآمد به طور قابل توجهی بین اقتصادهای جهان متفاوت است. بی‌ثباتی ظرفیت دولت را برای ایجاد توزیع مجدد درآمد تضعیف می‌کند. این فرضیه بر این استدلال استوار است که کاهش نابرابری و فقر معمولاً به توانایی تدوین و اجرای اقدامات توزیعی مؤثر سیستم‌های مالیات بر درآمد پیشرفته و هزینه‌های عمومی بستگی دارد (راوالیون[1]، ۲۰۱۰). بر این اساس در جوامعی که بی‌ثباتی شیوع بیشتری دارد، در مقایسه با کشورهای باثبات، برنامه‌ریزی مناسب مالی برای دولت که کلید ایجاد بازتوزیع تدریجی درآمد در جامعه هستند، دشوارتر است (بسلی و پرسون[2]، ۲۰۱۴)

از دیگر عوامل اثرگذار بر نابرابری از این دیدگاه، عدم اطمینان است که افق تصمیم‌گیری سیاستگذاران را مختل می‌کند. به طور مثال در کشورهایی همانند ایران که اقتصاد، وابسته به نفت است تغییر درآمدهای نفتی - به دلیل تحریم یا تغییر قیمت نفت- سیاستگذاری در زمینه توزیع درآمد را مشکل ساخته و یا ادامه سیاست پیشین را با هزینه‌هایی همانند تورم بالا یا رشد اقتصادی پایین مواجه می‌کند. این امر می‌تواند باعث توزیع نابرابر درآمد در کشور شود. به طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که در کشورهای با سطوح بالاتر بی‌ثباتی، به دلیل اتخاذ سیاست‌های کوته‌بینانه و غیربهینه، میزان توسعه‌نیافتگی پایین بوده و این کشورها با تورم بالا و همچنین فاصله طبقاتی و نابرابری‌های گسترده روبرو هستند (آزیمونتی[3]، ۲۰۱۱). چاترجی و تورنوفسکی[4] (۲۰۱۲) این نتیجه را تأیید کردند که بی‌ثباتی در مخارج دولت ممکن است نابرابری را در کوتاه‌مدت کاهش دهد ولی نابرابری را در بلندمدت افزایش دهد. علاوه بر این سارل[5] (۱۹۹۷) به صورت مقطعی ثابت کرد که بی‌ثباتی مخارج دولت تأثیر قابل توجهی بر نابرابری درآمد ندارد.

کانال دیگر اثرگذاری بی‌ثباتی و ریسک بر اقتصاد و به دنبال آن بر نابرابری درآمد از طریق کانال سرمایه‌گذاری و فرار سرمایه است. فقدان ثبات اقتصاد کلان با ایجاد فضایی از نااطمینانی و مخدوش نمودن اطلاعات صحیح از قیمت‌های نسبی، محاسبه بازدهی واقعی سرمایه‌گذاری را برای عوامل اقتصادی دشوار ساخته و بنابراین تخصیص ناکارآمد منابع را منجر شده و باعث تأتیر بر سرمایه‌گذاری داخلی، خارجی و فرار سرمایه شوند. در نتیجه تغییر این عوامل، رشد اقتصادی و نابرابری درآمد نیز تحت تأثیر قرار می گیرند (سلمانپور زنوز و همکاران، ۱۳۹۷). نوسانات نرخ ارز نیز یکی دیگر از عوامل بسیار مهم در سرمایه‌گذاری داخلی، جذب سرمایه‌گذاری خارجی و خروج سرمایه است که در نهایت می‌تواند موجب بی‌ثباتی در بازارهای مالی و اثرگذاری بر توزیع درآمد و نابرابری درآمدی شود (ملکی (۲۰۲۲)، سلمانپور زنوز و همکاران (۱۳۹۷)، زارع و همکاران (۱۴۰۰)، جلالی و همکاران (۱۳۹۶)).

1. Ravallion
2. Besley & Persson
3. Azzimonti
4. Chatterjee & Turnovsky
5. Sarel

در نهایت بی‌ثباتی اقتصاد کلان را از کانال دلاری شدن اقتصاد با نابرابری درآمد مرتبط نمود. در این مسیر، اقتصادهای بی‌ثبات که عموماً با تورم بالا همراه هستند، با شرایطی روبه رو می‌شوند که برخلاف تمایل مقامات پولی، افراد برای حفظ قدرت خرید درآمد پولی و دارایی‌های خود در برابر تأثیرات منفی نرخ بالای تورم، اقدام به جایگزینی پول خارجی با پول ملی می‌کنند که ساده‌ترین پیامد این اقدام، افزایش تقاضای پول‌های خارجی است که در نظام‌های ارزی شناور و شناور مدیریت شده، انتظار می‌رود. این رفتار افراد جامعه، با افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) همراه شود؛ بنابراین، بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر نرخ ارز از طریق کانال‌های فرار سرمایه و دلاری شدن، تأثیرگذار است (زروکی و همکاران ۱۴۰۰، ب).

۴- مطالعات پیشین

دیتّا و حیات[1] (۲۰۱۷) رابطه بین بی‌ثباتی اقتصاد کلان و نابرابری درآمد را با استفاده از داده‌های پانل ۲۲ کشور درحال توسعه طی دوره۱۹۹۲-۲۰۱۴ مورد آزمون قرار دادند. یافته‌های این مطالعه، نشان می‌دهد که بی‌ثباتی اقتصاد کلان به طور قابل توجهی، نابرابری در درآمد را افزایش می‌دهد و این رابطه، هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت، دوطرفه است. لی و لی[2] (۲۰۱۸)، تأثیر ریسک کشور را بر نابرابری درآمد برای ۱۱۰ کشور بررسی کردند؛ نتایج آنها نشان می‌دهد که ریسک‌های اقتصادی و سیاسی بالاتر، عموماً منجر به نابرابری بالاتر شده و کشورهای کم درآمد، نابرابری درآمد بیشتری دارند. چیو و لی[3] (۲۰۱۹)، اثرات غیرخطی توسعه‌ی مالی و ریسک‌های کشور را بر نابرابری درآمدی در ۵۹ کشور در دوره ۱۹۸۵-۲۰۱۵ بررسی کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داده است که بین نابرابری درآمد، توسعه‌ی مالی و ریسک‌های کشوری، ارتباط مثبت وجود دارد. لی و همکاران (۲۰۲۰) به بررسی تأثیر جهانی‌سازی بر نابرابری درآمد با تاکید بر ریسک‌های سیاسی، مالی و اقتصادی برای مجموعه از ۱۲۱ کشور از سال ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۴ پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد که جهانی شدن، توزیع درآمد را بدتر می‌کند؛ در حالی که ثبات اقتصادی و مالی می‌تواند اثر نامطلوب را کاهش دهد. علاوه بر این، کشورهای کم درآمد معمولاً نابرابری بالاتری دارند که ناشی از جهانی شدن است. لی و وانگ[4] (۲۰۲۱) به بررسی رابطه‌ی بین پیچیدگی اقتصادی، نابرابری درآمد، و ریسک کشور با استفاده از داده‌های تابلویی متوازن از ۴۳ کشور از سال ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۶ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که در دو گروه از کشورها، افزایش پیچیدگی اقتصادی تأثیری بر نابرابری درآمد در گروه A ندارد، در حالی که بهبود بهره‌وری، شکاف درآمدی را در گروه B کاهش می‌دهد. ریسک کشور و اجزای فرعی آن (یعنی ریسک اقتصادی، ریسک مالی و ریسک سیاسی) همگی بر نابرابری تأثیر می‌گذارند. وو و همکاران[5] (۲۰۲۲) به بررسی اثرات ریسک‌های کشور (اندازه‌گیری شده با ریسک‌های اقتصادی/مالی و سیاسی) و ریسک‌های ژئوپلیتیکی بر نابرابری درآمد در مجموعه داده‌های پانل ۱۹ اقتصاد بازار نوظهور از

1. Ditta & Hayat
2. Lee & Lee
3. Chiu & Lee
4. Lee & Wang
5. Wu *et al.*

سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۲۰ می‌پردازد و مشاهده می‌شود که ریسک اثر مثبت بر نابرابری درآمد دارد. زروکی و همکاران (۱۴۰۰، ب) به بررسی اثر نامتقارن بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر نابرابری درآمد در ایران برای دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۷ پرداختند. نتایج حاکی از آن است که در هر دو قالب متقارن و نامتقارن، بی‌ثباتی اقتصاد کلان، اثری مستقیم بر توزیع درآمد دارد؛ به نحوی که بر مبنای الگوی نامتقارن، افزایش‌ها در بی‌ثباتی اقتصاد کلان، نابرابری درآمد را افزایش (اثر نامطلوب)، و کاهش‌ها در آن، نابرابری را کاهش (اثر مطلوب) می‌دهد. از حیث اندازه اثر، کاهش در بی‌ثباتی اقتصاد کلان، بیش از افزایش‌ها در بی‌ثباتی، بر نابرابری درآمد اثرگذار است. علاوه بر این، در هر دو قالب متقارن و نامتقارن، افزایش در مالیات مستقیم و قیمت انرژی، نابرابری درآمد را کاهش و افزایش در مالیات غیرمستقیم، نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد.

روش تحقیق و داده های آماری

در این مطالعه به تبعیت از لی و لی[1] (۲۰۱۸) از مدل زیر برای بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت ریسک اقتصادی و مالی بر ضریب جینی (توزیع درآمد) استفاده می‌شود.

$$Ln\ Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ln\ ER_{it} + \beta_2 Ln\ FR_{it} + \beta_3 Ln\ PGDP_{it} + \beta_4 Ln\ TOP_{it} + \beta_5 Ln\ GE_{it} + u_{it} \quad (۱)$$

در این رابطه، $Ln\ Gini_{it}$ متغیر وابسته و لگاریتم طبیعی ضریب جینی در کشور i در زمان t می باشد. همچنین ER و FR به ترتیب شاخص ریسک اقتصادی و مالی است. PGDP نشان دهنده‌ی تولید سرانه، TOP ، شاخص باز بودن تجاری و GE نیز مخارج دولت هستند. کشورهای مورد مطالعه در این پژوهش، کشورهای گروه دی هشت (D8) شامل بنگلادش، ایران، اندونزی، مالزی، مصر، نیجریه، پاکستان و ترکیه می‌باشد. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق شامل تولید ناخالص داخلی سرانه ، مخارج دولتی، سرمایه‌گذاری، باز بودن تجاری و ضریب جینی از داده‌های بانک جهانی اخذ شده است. همچنین اطلاعات مربوط به ریسک‌های اقتصادی و مالی از داده‌های بین المللی راهنمای ریسک کشورها (ICGR[2]) استفاده شده است.

مؤلفه‌های ریسک سیاسی در این شاخص شامل ثبات دولت، شرایط اقتصادی اجتماعی، افق سرمایه‌گذاری، تنش داخلی، تنش خارجی، فساد، دخالت نظامی در امور سیاسی، تنش‌های مذهبی و قومی، نظم و قانون، پاسخگویی دموکراتیک و کیفیت بروکراسی است که توسط موسسه برای رتبه بندی کشورهای مختلف طراحی شده است. هدف از رتبه‌بندی ریسک سیاسی ارائه ابزاری برای ارزیابی ثبات سیاسی کشورهاست که قابلیت مقایسه با یکدیگر را داشته باشند توالی و امتیاز هر مؤلفه متفاوت از یکدیگر است. حداکثر شاخص ریسک سیاسی ۱۰۰ است و اگر کشوری امتیاز آن به عدد ۱۰۰ نزدیکتر باشد جز کشور با ریسک سیاسی پایین طبقه‌بندی می‌شود. به‌طورکلی، ریسک سیاسی از صفر تا ۴۹/۹ نشان‌دهنده ریسک

1. Lee & Lee
2. International Country Risk Guide (ICRG)

بسیار بالا است. محدوده ۵۰ تا ۵۹/۹ میزان ریسک بالا را نشان می‌دهد. محدوده ۶۰ تا ۶۹/۹ ریسک متوسط؛ ۷۰ تا ۷۹/۹ میزان کم ریسک؛ و مقدار ۸۰ و یا بیشتر از آن نشان‌دهنده ریسک بسیار پایین است.

مؤلفه‌های ریسک اقتصادی شامل، تولید ناخالص داخلی سرانه، رشد اقتصادی حقیقی، نرخ تورم، کسری بودجه به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی سرانه و کسری تراز تجاری به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی سرانه است. به‌طورکلی، اگر شاخص به‌دست‌آمده بین صفر تا ۲۴/۵ باشد، نشان‌دهنده سطح ریسک بسیار بالا در یک اقتصاد است. مقادیر این شاخص اگر در محدوده ۲۵ تا ۲۹/۹ باشد، نشان-دهنده ریسک بالاست. محدوده ۳۰ تا ۳۴/۹ نشان‌دهنده ریسک متوسط؛ ۳۵ تا ۳۹/۹ محدوده کم ریسک و محدوده ۴۰ و یا بیشتر نشان‌دهنده ریسک بسیار کم است.

رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی (گسترده) در داده‌های پانل (Panel ARDL) دارای ویژگی‌های مناسبی است که موجب شده در مطالعات جدید بیشتر مورد توجه پژوهشگران قرار گیرد. برای نمونه، این روش در مواردی که متغیرهای مورد استفاده در مدل در یک سطح ایستا نباشند. برای نمونه تعدادی در سطح مانا باشند و تعدادی با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شود، مورد استفاده قرار می‌گیرد.

رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های گستردهٔ پنلی دارای سه ساختار یا روش متفاوت برآورد روابط کوتاه مدت و بلندمدت است، که شامل روش میان گروهی(MG)، روش میان گروهی تلفیقی(PMG) و روش اثرات ثابت پویا (DFE) است. هر سه روش یادشده از برآوردگر حداکثر راستنمایی استفاده می‌کنند.

اولین ساختار رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده پنلی، روش میان‌گروهی (MG) است که توسط پسران و اسمیت (۱۹۹۵) ارائه شد. این روش ضرایب بلندمدت را با میانگین‌گیری از ضرایب بلندمدت برآوردشده برای هر مقطع عرضی (مثلاً برای هر کشور) به دست می‌آورد. این چارچوب برای هر مقطع (کشور یا استان) یک ضریب جداگانه برآورد کرده و سپس، پارامترها را با میانگین‌گیری غیروزنی از ضرایب برآوردشده برای هر مقطع بدون اعمال هیچگونه محدودیتی، اندازه‌گیری می‌کند. از این‌رو، ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت برآوردشده در روش میان گروهی ممکن است ناهمگن باشند. به بیان بهتر، در این روش، عرض ازمبدأ، ضرایب برآوردی و خطای معیار برای هرمقطع متفاوت است (منجذب و دهقانی، ۱۳۹۸).

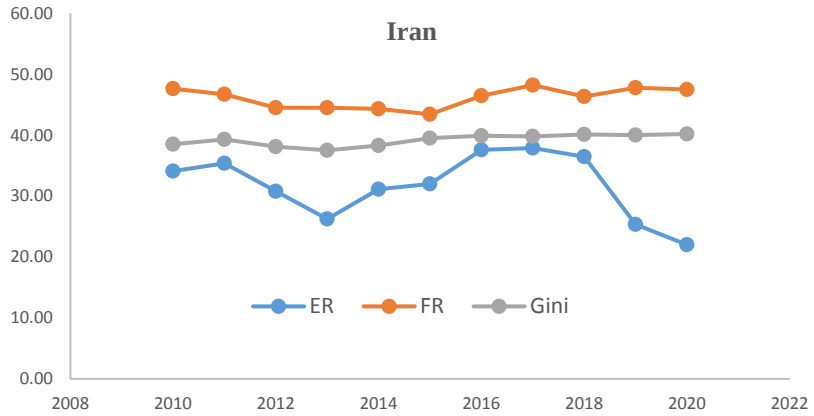
روش میان گروهی تلفیقی(PMG) توسط پسران و همکاران[1] (۱۹۹۹) توسعه داده شد. این روش ضرایب همگنی را برای تمام مقطع‌ها در بلندمدت برآورد می‌کند. در این روش ضرایب کوتاه‌مدت برآوردشده برای هر مقطع به منظور تعدیل به سمت تعادل بلندمدت، ناهمگن هستند. همچنین در روش میان گروهی تلفیقی، علامت ضریب تصحیح خطا باید منفی به‌دست آید و جملات پسماند مدل تصحیح خطا در این روش باید الزاماً خود ناهمبسته باشند. در روش اثرات ثابت پویا (DFE) مانند روش میان گروهی تلفیقی ضرایب همجمعی بلندمدت برآوردشده برای تمام مقاطع یکسان است. در مقابل، روش اثرات ثابت پویا برخلاف روش میان گروهی تلفیقی دارای سرعت تعدیل کمتری است و ضرایب کوتاه مدت آن همگن هستند. همچنین روش اثرات ثابت پویا دارای مشکل اریب همزمانی معادلات است. هر سه برآوردگر در فرایند تعدیل پویا، ناهمگنی و تعادل بلندمدت را در نظر می‌گیرند (پسران و همکاران، ۱۹۹۹).

1. Pesaran *et al.*

تحلیل نتایج و یافته‌های تحقیق

۱- تحلیل اجمالی داده‌ها

نمودار (۱) تغییرات شاخص ضریب جینی، ریسک مالی و ریسک اقتصادی را در دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۰ در کشور ایران نشان می‌دهد. بر اساس اطلاعات نمودار شاخص ریسک مالی به لحاظ عددی بزرگتر از ریسک اقتصادی می باشد. این امر نشان می‌دهد که درجه‌ی بی‌ثباتی‌های اقتصادی در کشور، بیشتر از درجه‌ی بی‌ثباتی‌های مالی است.



نمودار ۱. تغییرات شاخص‌های ریسک اقتصادی، مالی و ضریب جینی در کشور

مأخذ: شاخص توسعه جهانی و راهنمای بین المللی ریسک کشورها (ICRG & WDI)

از سوی دیگر شاخص ریسک اقتصادی دارای روند نوسانی‌تری نسبت به ریسک مالی است. این امر می‌تواند به دلیل تغییر سیاست‌های داخلی دولت در اثر تغییر دولت‌های مختلف در کشور باشد. همچنین بر اساس نموار می‌توان گفت که روند تغییرات ضریب جینی تقریباً با روند تغییرات ریسک مالی یکسان است و هر دو متغیر نوسانات کمتری نسبت به شاخص ریسک اقتصادی داشته‌اند.

جدول (۱) آمار توصیفی داده‌های ریسک اقتصادی و ریسک مالی را در کشورهای مورد مطالعه نشان می‌دهد. بر اساس اطلاعات جدول، مقدار حداکثر شاخص ریسک اقتصادی در ایران برابر ۴۱ و حداقل آن برابر ۲۱/۵ بوده است. میانگین شاخص ریسک اقتصادی در ایران نیز برابر ۳۱/۶۷ می‌باشد. این مقدار در محدود ریسک متوسط (محدوده ۳۰ تا ۳۴/۹) قرار دارد. ولی طبق نمودار در سال‌های ۲۰۱۹ میزان ریسک اقتصادی در محدوده ریسک بالا (۲۵/۳۳) و در سال ۲۰۲۰ در محدوده ریسک بسیار بالا (۲۱/۷) قرار دارد.

کشور مصر بیشترین میانگین بی‌ثباتی و ریسک را در بین کشورهای مورد بررسی داشته است. میانگین شاخص ریسک اقتصادی این کشور برابر ۲۹/۴۵ و در محدوده ریسک بالا (۲۵-۲۹/۹) قرار دارد. پس از آن کشور ایران با میانگین ۳۱/۶۷ بالاترین سطح ریسک اقتصادی را دارد. کمترین میانگین ریسک و بی‌ثباتی

اقتصادی نیز متعلق به کشور مالزی با میانگین ۴۰/۱۷ (سطح ریسک بسیار کم) می‌باشد. کشور اندونزی با میانگین شاخص ریسک اقتصادی ۳۶/۳۳ (سطح ریسک کم) رتبه دوم را از نظر ثبات اقتصادی دارد.

جدول ۱. توصیف آماری شاخص‌های ریسک مالی و اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه

کشور/شاخص	ریسک اقتصادی			ریسک مالی		
	حداکثر	حداقل	میانگین	حداکثر	حداقل	میانگین
بنگلادش	۳۵/۳۷	۳۳/۵	۳۴/۸۴	۴۴/۸۳	۳۵/۲۱	۴۲/۷۶
مصر	۳۶/۵	۲۷/۰۰	۲۹/۴۵	۴۲/۷۵	۲۹/۱۷	۳۸/۷۲
اندونزی	۳۸/۰۰	۳۴/۳۸	۳۶/۳۳	۴۱/۵	۳۰/۵	۴۰/۲۶
ایران	۴۱/۰۰	۲۱/۵	۳۱/۶۷	۴۸/۲۱	۳۶/۴۲	۴۵/۴۵
مالزی	۴۲/۵	۳۷/۳۳	۴۰/۱۷	۴۳/۵۸	۳۸/۵۸	۴۱/۱۹
نیجریه	۳۹/۳۳	۲۸/۵۸	۳۴/۴۲	۴۸/۱۳	۳۵/۶۷	۴۵/۱۴
پاکستان	۳۶/۶۷	۲۸/۷۱	۳۱/۸۳	۴۲/۰۴	۳۰/۵	۳۷/۲۸
ترکیه	۳۵/۹۲	۲۶/۷۹	۳۴/۲۵	۳۷/۵	۲۴/۰۰	۳۵/۰۵

مأخذ: محاسبات پژوهش

۲- نتایج تجربی مدل

در مدل‌های اقتصادسنجی دارای دوره زمانی، برای اینکه تخمین مدل غیرکاذب باشد، بایستی متغیرهای مورد استفاده در مدل رگرسیون پایا بوده یا ترکیب آنها پایا باشد. در صورتی که داده‌های مورد استفاده در یک تحقیق غیرپایا باشند، احتمال اینکه نتایج حاصل از تخمین مدل، غیرواقعی و کاذب باشد، وجود خواهد داشت. به عبارت دیگر، یکی از شرط‌های اولیه برای قابل اعتماد بودن نتایج تخمین شرط پایایی متغیرهای مورد استفاده در تحقیق است. برای بررسی پایا بودن داده ها، آزمون‌های متعددی معرفی شده است. گروه اول از آزمون‌ها موسوم به آزمون‌های ریشه واحد نسل اول است که فرض اساسی این آزمون‌ها بر عدم وابستگی بین مقاطع می‌باشد. گروه دوم از آزمون‌ها موسوم به آزمون‌های نسل دوم هستند که در صورت وابستگی بین مقاطع مختلف بایستی از آنها استفاده کرد. در صورتی که استقلال مقاطع تأیید شود می‌توان از آزمون‌های نسل اول ریشه واحد برای بررسی پایا بودن داده‌های مدل استفاده کرد. در غیر این صورت بایستی از آزمون‌های نسل دوم ریشه واحد مانند ADF تعمیم یافته برای مقاطع (CADF) برای بررسی پایایی داده‌ها استفاده نمود.

بر اساس مطالب بالا، نخستین مرحله در اقتصادسنجی داده‌های پانلی تشخیص استقلال مقطعی داده‌هاست. در این مطالعه از آزمون CD پسران استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر استقلال مقطعی بین مقاطع مختلف است.

جدول (۲) نتیجه آزمون وابستگی مقاطع را نشان می‌دهد. بر اساس اطلاعات جدول فرضیه صفرآزمون پذیرفته شده و استقلال مقاطع در داده‌های مورد استفاده مورد تایید قرار می‌گیرد.

جدول ۲. آزمون وابستگی مقطعی پسران

آماره	سطح احتمال	نتیجه
۰/۹۴	۰/۳۶	استقلال مقاطع

مأخذ: نتایج تحقیق

پس از تایید استقلال داده‌های مقطعی از یکدیگر می‌توان از آزمون‌های نسل اول ریشه واحد استفاده نمود. به همین علت در مرحله بعد از آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC) برای بررسی پایایی داده‌ها استفاده می‌شود. نتایج آزمون پایایی در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد (لوین، لین، چو)

متغیر	آماره	سطح احتمال	نتیجه
لگاریتم توزیع درآمد (Gini)	-۲/۸۲	۰/۰۰۲	پایا
لگاریتم ریسک اقتصادی (ER)	-۲/۳۴	۰/۰۰۹	پایا
لگاریتم ریسک مالی (FR)	-۴/۴۶	۰/۰۰	پایا
لگاریتم تولیدناخالص داخلی سرانه (PGDP)	-۲/۵۲	۰/۰۴	پایا
لگاریتم مخارج دولتی (GE)	-۲/۴	۰/۰۰۸	پایا
لگاریتم تشکیل سرمایه (K)	-۲/۳۴	۰/۰۰۹	پایا
لگاریتم باز بودن تجاری (TOP)	-۲/۳۱	۰/۰۰۴	پایا

مأخذ: نتایج تحقیق

همان‌طور که اطلاعات جدول نشان می‌دهد همه متغیرهای مورد استفاده در این مدل پایا هستند. بنابراین بدون نگرانی از بابت وجود رگرسیون کاذب می‌توان تخمین مدل را با داده های موردنظر انجام داد. پس از اطمینان از این نکته که هیچ کدام از متغیرهای تحقیق I(2) نیستند، مرحله بعد تشخیص روش مناسب از بین سه نوع تخمین‌زن می‌باشد. برای این کار از آزمون هاسمن استفاده می شود. نتایج آزمون هاسمن برای انتخاب مدل مناسب در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴. نتایج انتخاب مدل مناسب

آزمون هاسمن	انتخاب بین MG و PMG	انتخاب بین DFE و PMG
مقدار آماره کای مربع	۱/۱۵	۳/۷۴
سطح احتمال	۰/۶۳	۰/۴۲

مأخذ: نتایج تحقیق

مقدار آماره و سطح احتمال آن در جدول نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر کارا و سازگار بودن تخمین‌زن PMG نسبت به تخمین‌زن‌های MG و DFE است، مورد پذیرش قرار می‌گیرد. بنابراین مدل بایستی با استفاده از روش PMG تخمین زده شود. قبل از برآورد مدل باید تعداد وقفه‌های مناسب با

معیارهای اطلاعات مشخص گردد. در این مطالعه، وقفه بهینه بر اساس معیار شوارتز- بیزین (SBC) انتخاب شد و مدل بهینه به صورت PANEL ARDL(1,1,1,2,1,1) می‌باشد. نتایج تخمین مدل در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل

متغیر		نماد متغیر	ضریب	سطح معناداری
ضرایب کوتاه مدت	ریسک اقتصادی	ER	-۰/۱۹	۰/۰۰۰
	ریسک مالی	FR	-۰/۳۷	۰/۰۴
	تولیدناخالص سرانه	PGDP	۰/۵۵	۰/۳۲
	مخارج دولتی	GE	-۰/۱۱	۰/۴۱
	بازبودن تجاری	TOP	۰/۰۸	۰/۶۲
ضرایب بلندمدت	ریسک اقتصادی	ER	-۰/۳۲	۰/۰۰۰
	ریسک مالی	FR	-۰/۶۵	۰/۰۰۰
	تولیدناخالص سرانه	PGDP	۰/۷۳	۰/۰۰۱
	مخارج دولتی	GE	-۰/۲۱	۰/۰۰۳
	بازبودن تجاری	TOP	۰/۱	۰/۰۰۰
	جمله تصحیح خطا	ECT (-1)	-۰/۲۴	۰/۰۰۳

ماخذ: محاسبات پژوهش

بر اساس نتایج مدل، افزایش شاخص ریسک‌های مالی و اقتصادی (کاهش ریسک‌ها) هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت موجب کاهش ضریب جینی در کشورهای مورد مطالعه شده است. به بیان دیگر کاهش میزان ریسک‌های اقتصادی و مالی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت موجب کاهش نابرابری درآمدی در کشورهای مورد مطالعه شده است. مقایسه ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مربوط به این دو شاخص نشان می‌دهد که اثرات بلندمدت افزایش ریسک‌های اقتصادی و مالی از اثرات کوتاه‌مدت آنها بیشتر است. به عبارت دیگر اثرات ریسک‌های اقتصادی و مالی در بلندمدت موجب نابرابری بیشتر درآمدی در جامعه می‌شود. همچنین ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت مربوط به ریسک مالی بزرگتر از ریسک اقتصادی است. بنابراین می‌توان گفت اثرگذاری ریسک مالی بر توزیع درآمد بزرگتر از اثرگذاری ریسک اقتصادی بر توزیع درآمد است.

نتایج مدل همچنین نشان داده است که تولید ناخالص داخلی سرانه، در کوتاه‌مدت اثری بر نابرابری درآمد در کشورهای مورد مطالعه نداشته است. ولی در بلندمدت موجب افزایش ضریب جینی در کشورهای مورد مطالعه شده است. این نتیجه مطابق با فرضیه کوزنتس است که در آن، افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه در ابتدا (مراحل اولیه رشد اقتصادی)، توزیع درآمد را بدتر می‌کند، سپس به مرور زمان همراه با سیاست‌های مکمل در کنار افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، توزیع درآمد بهتر می‌شود.

اثرگذاری مخارج دولت در کوتاه‌مدت بر ضریب جینی منفی است ولی از لحاظ آماری معنادار نیست. همچنین ضریب بلندمدت این متغیر بر ضریب جینی منفی و معنادار به دست آمده است. این امر به معنای این است که با افزایش مخارج دولتی در کشورهای مورد مطالعه، نابرابری درآمدی در این کشورها کاهش یافته است.

در مورد اثرگذاری باز بودن تجاری بر توزیع درآمد، نظریه‌های مختلفی وجود دارد. برخی از اقتصاددانان نسبت به جهانی‌شدن اقتصاد و گسترش تجارت جهانی خوش‌بین هستند. بر اساس عقیده‌ی آنها، گسترش تجارت جهانی و باز شدن بیشتر اقتصاد یک کشور، موجب افزایش کارایی اقتصاد شده و تخصیص منابع نیز موثرتر خواهد بود. به عبارت دیگر، منابع از جهت‌گیری‌های کم ارزش، به مصارف سازنده‌تر هدایت شده و موجب تشدید رقابت در جامعه و ایجاد فرصت‌های شغلی بیشتر برای افراد جامعه می‌شود. این امر در نهایت موجب توزیع بهتر درآمد در جامعه خواهد شد. از طرفی مطابق دیدگاه بدبینانه و از نظر منتقدین، جهانی شدن و باز بودن تجاری موجب بدتر شدن توزیع درآمد در جامعه می‌گردد. زیرا موجب توزیع نابرابر سودها و زیان‌ها در جامعه می‌شود. این نابرابری و عدم توازن موجب قطب‌بندی مناطق ثروتمند و فقیر از یک طرف و گروه‌های ثروتمند و فقیر در داخل جوامع از طرف دیگر، می‌شود. به عبارت بهتر می‌توان گفت که جهانی شدن موجب افزایش امتیازات طبقه‌ی ممتاز می‌گردد؛ زیرا گروه‌های ثروتمند بخش عمده‌ی منافع ناشی از جهانی شدن را به خود اختصاص می‌دهند. بنابراین نتیجه‌ی به دست آمده در این مطالعه مطابق با نظریه‌ی بدبینان است که معتقدند، جهانی شدن و باز بودن تجاری موجب بدتر شدن توزیع درآمد و افزایش نابرابری درآمدی در جامعه می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی

نحوه توزیع درآمد در یک جامعه هم از لحاظ اقتصادی و هم از لحاظ اجتماعی بسیار حائز اهمیت است. به دلیل اهمیت بالای نابرابری درآمد در جامعه، مطالعات زیادی در ارتباط با عوامل اثرگذار بر توزیع درآمد صورت گرفته است و متغیرهای مختلفی شناسایی شده است که روی نابرابری درآمد اثرگذار هستند. در این مطالعه سعی بر این بوده است که اثرگذاری متغیرهایی مورد بررسی قرار گیرد که کمتر مورد توجه بوده است و از سوی دیگر انتظار بر این است که این متغیرها اثرگذاری بالایی بر نابرابری درآمد داشته باشند. از این‌رو، در این پژوهش با استفاده از داده‌های ۸ کشور عضو دی هشت (D8) در دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۰ به بررسی اثر متغیرهای مختلف از جمله ریسک اقتصادی و مالی و همچنین شاخص باز بودن تجاری، تولید ناخالص داخلی سرانه، هزینه‌های دولت، بر روی شاخص ضریب جینی پرداخته شده است. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات، به روش پانل ARDL می‌باشد.

نتایج تخمین مدل نشان داد که دو شاخص ریسک اقتصادی و مالی، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت اثر منفی و معنادار بر ضریب جینی دارند ولی شاخص‌های دیگر نظیر مخارج دولت، تولید سرانه و باز بودن تجاری در کوتاه‌مدت اثر معناداری بر توزیع درآمد در کشورهای مورد مطالعه نداشته‌اند. بنابراین پیشنهاد می‌شود تا سیاست‌گذاران توجه ویژه‌ای به کاهش ریسک‌های اقتصادی و مالی برای بهبود توزیع درآمد در کوتاه‌مدت داشته باشند. به عبارت دیگر در برنامه‌ریزی‌های کوتاه‌مدت برای بهبود توزیع درآمد در جامعه بایستی کاهش ریسک‌های اقتصادی و مالی در اولویت باشند. با افزایش نوسانات و بی‌ثباتی های اقتصادی و مالی در جامعه انتظار بر این است که توزیع درآمد بدتر شود و با ایجاد آرامش و ثبات در بازارهای مالی و وضعیت اقتصادی انتظار بر این است که توزیع درآمد بهبود یابد. از سوی دیگر نتایج تحقیق نشان

داده است که درجه و میزان اثرگذاری ریسک اقتصادی، بالاتر از ریسک مالی است. بنابراین می‌توان پیشنهاد نمود که دولت‌ها و سیاست‌گذاران اقتصادی و مالی در کشور بایستی توجه ویژه‌ای برای کاهش بی‌ثباتی و نوسانات در اقتصاد داشته باشند. انضباط مالی دولت، به کارگیری سیاست‌های ضدتورمی مانند قاعده پولی منظم توسط بانک مرکزی در کشورهای مورد مطالعه از جمله سیاست‌هایی است که می‌تواند موجب ریسک و بی‌ثباتی اقتصادی کمتر در جامعه شود و به بهبود توزیع درآمد در جامعه کمک کند. اثرگذاری مخارج دولت در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر ضریب جینی منفی است. ضریب بلندمدت این متغیر بر ضریب جینی منفی و معنادار به دست آمده است. این امر به معنای این است که با افزایش مخارج دولتی در کشورهای مورد مطالعه، نابرابری درآمدی در این کشورها کاهش یافته است. به عبارت دیگر مخارج دولتی موجب بهبود توزیع درآمد و و در راستای کاهش نابرابری درآمدی در این کشورها بوده است. بنابراین پیشنهاد می‌شود تا دولت‌ها ضمن توجه به افزایش مخارج خود در داخل کشور برای کاهش نابرابری‌ها، توجه ویژه‌ای نیز برای کارآمدسازی مخارج برای بهبود معیشت و افزایش سهم طبقات پایین درآمدی داشته باشند. همان طور که ذکر شد، در مورد اثرگذاری بازبودن تجاری بر توزیع درآمد، نظریه‌های مختلفی وجود دارد. نتایج این مطالعه نشان داد که در کوتاه‌مدت این شاخص اثر معناداری بر توزیع درآمد نداشته ولی در بلندمدت اثر مثبت و معنادار بر ضریب جینی داشته است. یعنی بازبودن تجاری موجب بدتر شدن توزیع درآمد و افزایش نابرابری درآمدی در کشورهای مورد بررسی شده است. این امر نشان می‌دهد که تنها گروه خاصی از افراد جامعه از مزایای حاصل از تجارت جهانی سود برده و گروه دیگر بهره‌ای از این باز بودن تجارت نداشته‌اند. این امرمی‌تواند دلایل مختلفی داشته باشد. رانت‌ها و انحصار در صادرات و واردات می‌تواند یکی از این دلایل باشد. وجود انحصار در صادرات و همچنین واردات کالاهای خاص برای افراد خاص، ایجاد محدودیت برای صادرات و واردات برخی دیگر از کالاها برای افراد دیگر می‌تواند موجب شود تا گروه اول منافع زیادی از تجارت و باز بودن تجاری ببرند و یک نابرابری درآمدی در جامعه ایجاد شود. بنابراین پیشنهاد می‌شود تا دولت برنامه‌ریزی مناسبی برای حذف رانت‌ها و انحصارات در حوزه صادرات و واردات انجام دهد تا همه گروه‌های از منافع ناشی از تجارت و بازبودن تجاری بهره‌مند گردند.

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 شده‌است.

منابع

ادیب پور، مهدی و محمدی ویایی، آزاده. (۱۳۹۵). اثر فساد اقتصادی بر نابرابری توزیع درآمد. *سیاست های راهبردی و کلان*، (۴)۱۴، ۱۶۸-۱۵۳.

افقه، سید مرتضی و غرافی، مائده. (۱۳۹۴). نابرابری آموزش بر توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴(۱۶)، ۱۷۹-۲۰۳.

پیرائی، خسرو و بلیغ، نفیسه. (۱۳۹۲). رابطه توسعه مالی و نابرابری درآمدی در ایران. *پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۵(۳)، ۱-۲۱.

جلالی، ام البنین؛ انصاری سامانی، حبیب و هاتفی مجومرد، مجید. (۱۳۹۶). اثر ریسک سیاسی بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی در ایران. *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار*، (۴)۱۷، ۱۷۴-۱۵۷.

حیدری، حسن و حسن زاده، اکبر. (۱۳۹۵). رابطه نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ایران. *رفاه اجتماعی*، ۱۶(۶۳)، ۱۲۵-۸۹.

حیدری، حسین؛ ابونوری، اسمعیل؛ جعفری صمیمی، احمد و نادمی، یونس. (۱۴۰۰). برآورد نابرابری درآمد و فقر شهری و روستایی استان هرمزگان در مقایسه با کل کشور. *فصلنامه علمی مدلسازی اقتصادی*، ۱۵(۵۳)، ۱-۲۴.

خداپرست داودی، آزاده. (۱۳۹۲). هزینه‌های دولت و کاهش فقر و نابرابری. *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۱(۴)، ۳۷-۵۰.

زارع، محمد حسن؛ انصاری سامانی، حبیب؛ نامداری، سیمین، محمودی، زهرا. (۱۴۰۰). تأثیر ریسک اقتصادی، سیاسی و مالی بر فرار سرمایه: رهیافت پنل پویا. *اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۶(۱)، ۶۰-۸۰.

زروکی، شهریار؛ عبدی سیّدکلایی، محمد و یوسفی بارفروشی، آرمان. (۱۴۰۰). تحلیل نقش بی‌ثباتی اقتصاد کلان بر نابرابری درآمد در ایران. *پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۲۱(۴)، ۳۷-۶۶.

زروکی، شهریار؛ یوسفی بارفروشی، آرمان و مهری‌کارنامی، یاسر. (۱۴۰۰). اثر شکاف نرخ ارز و نامتقارنیِ تورم و بیکاری بر نابرابری درآمد در ایران. *نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۲۴(۷)، ۱۱۷-۱۴۸.

شاکری، عباس و جهانگرد، اسفندیار. (۱۳۹۱). اثر غیرخطی تورم بر نابرابری درآمد در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۳(۴)، ۲۷-۵۳.

شاکری، عباس و مالکی، امین. (۱۳۸۸). تحول در اندیشه توزیع درآمد در قرن بیستم. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۹(۱۴)، ۵۷-۸۸.

شاه آبادی، ابوالفضل و ساری گل، سارا. (۱۳۹۴). تأثیر حقوق مالکیت فکری بر نابرابری درآمد در کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته منتخب. *فصلنامه علمی نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۲(۱)، ۶۳-۸۲.

فطرس، محمدحسن و معبودی، عیسی. (۱۳۸۷). رابطه بین نابرابری درآمد و نابرابری مخارج مصرفی. *رفاه اجتماعی*، ۴۰(۱۱)، ۳۴۱-۳۶۶.

کفایی، سیدمحمدعلی و درستکار، عزت الله. (۱۳۸۶). تاثیر آموزش رسمی بر توزیع درآمد در ایران. *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران*، ۹(۳۰)، ۵۳-۷۶.

مرادی، فاطمه؛ جعفری، محمد و فتاحی، شهرام. (۱۴۰۰). تأثیر شاخص فلاکت و کنترل فساد بر نابرابری درآمد؛ با رویکرد کوانتایل. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۰(۴۰)، ۲۴۱-۲۷۹.

منجذب، محمدرضا و دهقانی، لیلا. (۱۳۹۸). برآورد ظرفیت بیمه عمر در ایران با رویکرد پانل ARDL. *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، ۱۰ (۳۷)، ۳۹-۶۷.

هاتفی مجومرد، مجید؛ ظاهری عبده‌وند، عزیز و صادقی، علی. (۱۳۹۸). بررسی عوامل مؤثر در نابرابری درآمد در ایران با تأکید بر عمق مالی و آموزش. *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، ۱۲(۴۲)، ۶۹۵-۷۲۰.

References

Afghah, M., Gharafi, M., & Basirat, M. (2016). A study on the effect of education inequality on income distribution in Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 4(16), 179-203. (In Persian).

Aye, G. C., Gozgor, G., & Gupta, R. (2020). Dynamic and asymmetric response of inequality to income volatility: The case of the United Kingdom. *Social Indicators Research*, *147*, 747-762.

Azzimonti, M. (2011). Barriers to investment in polarized societies. *American Economic Review*, *101*(5), 2182-2204.

Baumol, W. J. (2007). On income distribution and growth. *Journal of Policy Modeling*, 29(4), 545–548.

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

Berg, A., Ostry, J. D., Tsangarides, C. G., & Yakhshilikov, Y. (2018). Redistribution, inequality, and growth: new evidence. *Journal of Economic Growth*, *23*, 259-305.

Berisha, E., Gupta, R., & Meszaros, J. (2020). The impact of macroeconomic factors on income inequality: Evidence from the BRICS. *Economic Modelling*, *91*, 559-567.

Berisha, E., Gupta, R., & Meszaros, J. (2020). The impact of macroeconomic factors on income inequality: Evidence from the BRICS. *Economic Modelling*, *91*, 559-567.

Besley, T., & Persson, T. (2014). Why do developing countries tax so little? *Journal of Economic Perspectives*, *28*(4), 99-120.

Bigsten, A., & Durevall, D. (2006). Openness and wage inequality in Kenya, 1964–2000. *World Development*, *34*(3), 465-480.

Chatterjee, S., & Turnovsky, S. J. (2012). Infrastructure and inequality. *European Economic Review*, *56*(8), 1730-1745.

Chiu, Y. B., & Lee, C. C. (2019). Financial development, income inequality, and country risk. *Journal of International Money and Finance*, *93*, 1-18.

Chongvilaivan, A., & Kim, J. (2016). Individual income inequality and its drivers in Indonesia: A Theil decomposition reassessment. *Social Indicators Research*, *126*, 79-98.

De Haan, J., Pleninger, R., & Sturm, J. E. (2018). Does the impact of financial liberalization on income inequality depend on financial development? Some new evidence. *Applied Economics Letters*, *25*(5), 313-316.

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

Demirguç-Kunt, A., & Levine, R. (2009). Finance and inequality: Theory and evidence. *Annu. Rev. Financ. Econ.*, *1*(1), 287-318.

Ditta, A., & Hayat, M. A. (2017). Macroeconomic instability and its role on income inequality in developing countries. *Pakistan Economic and Social Review*, *55*(2), 613-636.

Dreher, A., & Gaston, N. (2008). Has globalization increased inequality? *Review of International Economics*, *16*(3), 516-536.

Fang, J., Gozgor, G., Paramati, S. R., & Wu, W. (2021). The impact of tourism growth on income inequality: Evidence from developing and developed economies. *Tourism Economics*, *27*(8), 1669-1691.

Fotros, M. H., & Maaboudi, R. (2011). Relationship between income inequality and expenditure inequality. *Social Welfare*, *11*(40), 341-365. (in Persian).

Furceri, D., & Ostry, J. D. (2019). Robust determinants of income inequality. *Oxford Review of Economic Policy*, *35*(3), 490-517.

Gozgor, G., & Ranjan, P. (2017). Globalisation, inequality and redistribution: Theory and evidence. *The World Economy*, *40*(12), 2704-2751.

Hatefi Madjumerd, M., Zaheri Abdevand, A., & Sadeghi, A. (2020). Investigating the factors affecting income inequality in Iran with emphasis on financial depth and education. *Quarterly Journal of Monetary and Banking Research*, *12*(2), 695-720. (In Persian).

Heidari, H., & Hassanzadeh, A. (2017). Investigating the relationship between income inequality and economic growth in Iran. *Social Welfare*, *16*(63), 89-125. (In Persian).

Heidari, H., Aboonoori, E., Jafari Samimi, A., & Nademi, Y. (2021). Estimation of urban and rural poverty and inequality concerning Hormozgan Province compared with the country as a whole. *Economic Modelling*, *15*(53), 1-24. (In Persian).

Helpman, E., Itskhoki, O., & Redding, S. (2010). Inequality and unemployment in a global economy. *Econometrica*, *78*(4), 1239-1283.

Jalali, O., Ansari Samani, H., & Hatefi Madjumerd, M. (2017). The effect of political risk on foreign direct investment in Iran. *Economic Growth and Development Research*, *8*(29), 157-174. (In Persian).

Kafaei, M. A., & Ezzatolah, D. (2007). Formal education and income distribution. *Iranian Journal of Economic Research*, *9*(30), 53-76. (In Persian).

Keefer, P., & Knack, S. (2002). Polarization, politics and property rights: Links between inequality and growth. *Public Choice*, *111*, 127–154.

Khodaparast, M., & Davoodi, A. (2014). Public expenditures, poverty and inequality. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 1(4), 37-50. (In Persian).

Lee, C. C., & Lee, C. C. (2018). The impact of country risk on income inequality: A multilevel analysis. *Social Indicators Research*, *136*(1), 139-162.

Lee, C. C., & Wang, E. Z. (2021). Economic complexity and income inequality: Does country risk matter? *Social Indicators Research*, *154*(1), 35-60.

Lee, C. C., Lee, C. C., & Lien, D. (2020). Income inequality, globalization, and country risk: A cross-country analysis. *Technological and Economic Development of Economy*, *26*(2), 379-404.

Lee, K. K., & Vu, T. V. (2020). Economic complexity, human capital and income inequality: a cross-country analysis. *The Japanese Economic Review*, *71*, 695-718.

Luo, C., Li, S., & Sicular, T. (2020). The long-term evolution of national income inequality and rural poverty in China. *China Economic Review*, *62*, 101465.

Melki, M. (2022). Inequality and investment: The role of institutions. *Economic Modelling*, *108*, 105736.

Mohammadi Viaei, A. (2016). The effects of corruption on economic inequality income distribution. *Quarterly Journal of the Macro and Strategic Policies*, 4(14), 153-168. (In Persian).

Monjazeb, M. R., & Dehgani, L. (2019). Estimation of life insurance capacity in Iran a panel ARDL approach. *Journal of Economic Modeling Research*, 10 (37), 39-67. (In Persian).

Moradi, F., Jafari, M., & Fatahi, S. (2022). The impact of misery index and corruption control on income inequality (with the Quantile Approach). *Journal of Applied Economics Studies in Iran, 10*(40), 241-279. (In Persian).

Nanziri, L. E., & Wamalwa, P. S. (2021). Finance for SMEs and its effect on growth and inequality: evidence from South Africa. *Transnational Corporations Review*, *13*(4), 450-466.

Pesaran, M. H, Shin, Y. & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association, 94*(446), 621–634. (In Persian).

Piraei, K., & Baligh, N. (2013). The Relationship between financial developments and income inequality in Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 15* (3), 1-21. (In Persian).

Ravallion, M. (2010). Do poorer countries have less capacity for redistribution? *Journal of Globalization and Development, 1*(2), 00001022021948183711O5.

Raza, S. A., Shahbaz, M., & Paramati, S. R. (2017). Dynamics of military expenditure and income inequality in Pakistan. *Social Indicators Research*, *131*, 1035-1055.

Sarel, M. M. (1997). *How macroeconomic factors affect income distribution: The cross-country evidence*. International Monetary Fund.

Shahabadi, A., & Sarigol, S. (2015). The effect of intellectual property rights on income inequality in selected developed and developing countries. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics*, *2*(1), 63-82. (In Persian).

Shakeri, A., Jahangard, E., & Aghlami, S. (2012). The nonlinear effect of inflation on income inequality in Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development),* 13 (4), 27-53. (In Persian).

Shakeri, A., & Maleki, A. (2009). Income distribution evolution in twentieth century (Departure from functional to personal distribution theories). *Economics Research, 9*(35), 57-88. (In Persian).

Sharma, B., & Abekah, J. (2017). Foreign direct investment, foreign aid and incomes inequality: Empirical insights from African and South American countries. *Transnational Corporations Review*, *9*(1), 1-7.

Slottje, D. J., & Raj, B. (Eds.). (1998). *Income inequality, poverty, and economic welfare*. Springer Science & Business Media.

Vu, T. V. (2022). Unbundling the effect of political instability on income redistribution. *European Journal of Political Economy*, *75*, 102189.

Vu, T. V. (2022). Unbundling the effect of political instability on income redistribution. *European Journal of Political Economy*, *75*, 102189.

Wu, W., Wang, L., Erzurumlu, Y. O., Gozgor, G., & Yang, G. (2022). Effects of country and geopolitical risks on income inequality: evidence from emerging economies. *Emerging Markets Finance and Trade*, *58*(15), 4218-4230.

Zare, M. H., Ansari Samani, H., Simin, N., & Mahmoodi, Z. (2021). The effect of economic, political and financial risk on capital flight: dynamic panel approach. *New Economy and Trade, 16*(1), 95-127. (In Persian).

Zaroki, S., Abdi Seyyedkolaee, M., Yousefi Barfurushi, A. (2020). Analyzing the role of macroeconomic instability on income inequality in Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development), 21*(4), 37-66. (In Persian).

Zaroki, S., Yousefi Barfurushi, A., & Mehri Karnami, Y. (2020). The effect of black market premium and asymmetric inflation and unemployment on income inequality in Iran. *Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 7*(1), 117-148. (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 ۹، شماره ۳، شماره پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۲
صفحات ۶۲-۴۷

مقاله پژوهشی

تأثیر شکنندگی دولت بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای OPEC[۱]

اکبر خدابخشی[۲]، سید احسان حسینی دوست[۳] و زهرا آسمانه[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۹/۲۰

چکیده

مطالعه حاضر به بررسی تأثیر شکنندگی دولت ها بر میزان جذب سرمایه گذاری مستقیم خارجی کشورهای OPEC طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۶ می پردازد. آگاهی هر چه بیشتر نسبت به عوامل موثر بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی به منظور اتخاذ تصمیم‌های مناسب و برنامه‌ریزی جهت بهبود در دستیابی به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بسیار حائز اهمیت است. در این مطالعه به منظور بررسی تأثیر امنیت محیط سرمایه‌گذاری، تأثیر مؤلفه‌های شاخص دولت‌شکننده بر جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور از روش داده‌های تابلویی و نرم افزار STATA17 استفاده شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که شاخص شکنندگی کل FSI تأثیر منفی بر جذب سرمایه گذاری خارجی کشورهای مورد بررسی دارد. همچنین در بررسی تاثیر مؤلفه های مختلف شاخص شکنندگی دولت (اقتصادی، اجتماعی و سیاسی/ انسجام) تنها شاخص سیاسی و انسجام دارای تاثیر معنادار و منفی بر جریان ورودی سرمایه گذاری مستقیم خارجی می باشد و تاثیر مؤلفه‌های اقتصادی و اجتماعی بر جریان ورودی FDI در این پژوهش معنادار نمی‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی که در فضای سیاسی کشورهای مورد بررسی وجود دارد، جذب سرمایه‌گذاری خارجی را در کشورهای مورد بررسی کاهش داده است. به عبارت دیگر سرمایه‌گذاران خارجی نسبت به وضعیت اقتصادی و محیط اجتماعی کشور مقصد سرمایه‌گذاری حساس نیستند و در واقع امنیت محیط سرمایه‌گذاری در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مؤثر است.

واژگان کلیدی: شاخص دولت شکننده، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، OPEC.
طبقه‌بندی موضوعی: *H56, F21, E02*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2023.44851.1365
۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران. (نویسنده مسئول). (akbarkh2006@basu.ac.ir).
۳. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران. (hosseinidoust@basu.ac.ir).
۴. دانشجوی دکترای، گروه اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران. (asemaneh@eco.basu.ac.ir).

مقدمه

افزایش سرمایه‌گذاری و رسیدن به رشد اقتصادی بالاتر هدف اولیه همه نظام‌های اقتصادی است و تمامی تلاش‌ها در جهت رسیدن به نقطه مطلوب انجام می‌گیرد. سال‌هاست که اقتصاددانان به دنبال تعیین عواملی هستند که بر سرمایه‌گذاری و رشد تاثیر می‌گذارند و همچنین به دنبال این هستند که تفاوت عملکرد کشورها در جذب سرمایه‌گذاری و رشد را دریابند. در مدل‌های سنتی رشد، کشورها و حتی فناوری‌ها یکسان فرض می‌شدند. در این مدل‌ها علت اختلاف سرمایه‌گذاری و رشد بین کشورها در «نرخ پس انداز» و «نرخ رشد عوامل تولید» معرفی می‌شد. در ادامه اقتصاددانان به دنبال این بودند تا با کنترل مدل نسبت به عوامل دیگر همچون «سرمایه انسانی»، «میزان توسعه یافتگی بخش مالی» و «ماهیت کیفیت سیاست‌های اقتصاد کلان» در کشورهای مختلف، پسماند توضیح داده نشده را به حداقل برسانند. در این روش علی رغم در نظر گرفتن تفاوت کارکرد فناوری‌ها در کشورها و مناطق مختلف ولی باز هم پسماند توضیح داده نشده چشمگیر بود. در مرحله بعد اقتصاددانان به دنبال بررسی تاثیر عوامل غیراقتصادی بر سرمایه‌گذاری و رشد بودند. این موضوع به طور ویژه در مکتب نهادگرایان جدید و آثار اقتصاددانانی مانند داگلاس نورث که بحث «هزینه مبادله» را به ادبیات اقتصاد بازار افزود قابل مشاهده است (شریف‌آزاده و حسین‌زاده‌بحرینی،۱۳۸۲). در زمینه تعیین «عوامل غیر اقتصادی» بر جذب سرمایه‌گذاری مطالعات گسترده‌ای انجام شده است، در این مطالعات عواملی همچون ثبات سیاسی، فساد اداری، تروریسم سیاسی، خطر بی‌اعتنایی به قراردادها توسط دولت، خطر درگیری خارجی و... از جمله متغیرهایی بودند که به طور عمده از سال ۱۹۹۵ به عنوان عوامل غیراقتصادی وارد ادبیات سرمایه‌گذاری و رشد شدند و تاثیر آنها مورد بررسی قرارگرفت. هر یک از این متغیرها مفهوم وسیع‌تری تحت عنوان «امنیت سرمایه‌گذاری» را مدنظر قرار می‌دهند. از مهمترین عوامل اثرگذار بر فعالیت سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی، صرف‌نظر از کسب سود حاصل از سرمایه‌گذاری، ریسک و مخاطره است و با توجه به اینکه سرمایه‌گذاران در فضای نامناسب و پرمخاطره تمایل به فعالیت کمتری دارند، لذا ایجاد امنیت و وجود محیط نهادی باثبات در کشورها، برای جذب سرمایه‌گذاران خارجی امری ضروری است. افزایش امنیت اقتصادی و بهبود محیط نهادی با کاهش بدبینی و نااطمینانی به بازدهی مورد انتظار سرمایه‌گذاری‌ها، از یک طرف فرار سرمایه را کاهش می‌دهد و از سوی دیگر به افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی یاری می‌رساند (اسماعیل‌نیا و وصفی‌اسفستانی، ۱۳۹۵).

مطالعات انجام شده در زمینه ارتباط امنیت محیط سرمایه‌گذاری با میزان جذب سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با تاکید بر کیفیت نهادها، رابطه میان امنیت و سرمایه‌گذاری و رشد را اثبات کرده‌اند. لیکن امنیت مفهوم مشخص و قابل مشاهده‌ای نیست که بتوان آن را اندازه‌گیری کرد، به طوری‌که تنوع روش‌های برآورد مخاطره سرمایه‌گذاری موید این واقعیت است و برای برآورد آن لازم است از شاخص‌ها و جانشین‌های مناسب استفاده کرد. در این تحقیق نیز که به دنبال بررسی تأثیر کیفیت نهادی به عنوان شاخصی از امنیت و ثبات بر میزان جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است از شاخص دولت‌های شکننده به عنوان شاخص کیفیت نهادی استفاده شده است.

ادبیات پژوهش

کار، سرمایه و فناوری مهمترین عوامل تولید محسوب می‌شوند. چنانچه حجم پس‌انداز کافی نباشد، بخشی از نیازهای کشور از طریق منابع مالی خارجی تامین می‌شود که خود نیز به دو دسته: ۱- استفاده از وام‌های خارجی، خطوط اعتباری و یوزانس و ۲- سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری غیرمستقیم خارجی تقسیم می‌شود. سرمایه‌گذاری غیرمستقیم خارجی اغلب با ریسک برگشت ناگهانی و در نتیجه افزایش بحران‌های مالی روبروست و اغلب توصیه بر این است که کشورها ابتدا برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تلاش کنند (مهدوی عادلی و همکاران،۱۳۸۷).

بر اساس تعریف بانک جهانی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، داشتن حداقل ده درصد سهام با حق رای در یک فعالیت سودآور در خارج از کشور سرمایه‌گذار است که به صورت سرمایه‌گذاری جدید، سرمایه‌گذاری مجدد از محل درآمدها و هر گونه قرارداد میان شرکت مادر و بنگاه‌های خارجی مطابق با آنچه که در تراز پرداخت‌ها آمده است تعریف می شود (بانک جهانی[1] ، ۲۰۲۱).

آنکتاد[2] (۱۹۹۸) عوامل موثر بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی (FDI) را به سه دسته تقسیم بندی کرد: کرد:

دسته اول شامل چارچوب‌های سیاستی از جمله سیاست‌های تجاری مانند تعرفه‌ها و موانع غیرتعرفه‌ای، ثبات اقتصادی، سیاسی و اجتماعی و... است.

دسته دوم که با توجه به انگیزه شرکت‌های چند ملیتی به ۳ نوع تقسیم می‌شوند ازعوامل اقتصادی هستند که عبارتند از: ۱- در جستجوی بازار (اندازه بازار و درآمدسرانه، ساختاربازارها، ترجیحات مصرف-کننده ویژه هر کشور و...) ۲- در جستجوی منابع و دارایی (مواد اولیه، زیرساخت‌های فیزیکی مانند بندرها، راه‌ها، نیروی کار ماهر، تکنولوژی، ارتباطات راه دور و...) ۳- در جستجوی کارایی (هزینه منابع و دارایی‌های ذکر شده در بند ۲ تعدیل شده بر حسب بهره‌وری نیروی کار، هزینه دیگر نهاده‌ها مانند هزینه‌های حمل و نقل، هزینه سایر کالاهای واسطه‌ای و...).

دسته سوم شامل تسهیلات کسب و کار از جمله تشویق سرمایه‌گذاری، هزینه‌های بوروکراسی مانند فساداداری و...، خدمات پس از سرمایه‌گذاری، تسهیلات اجتماعی (کیفیت زندگی، مدارس دو زبانه)، انگیزه‌های سرمایه‌گذاری و... است (گرایی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۳).

در واقع دسته سوم به عوامل نهادی که اولین بار توسط لوکاس[3] (۱۹۹۰) مطرح شد اشاره دارد. بر اساس استدلال لوکاس، ریسک سرمایه‌گذاری در کشورهای فقیر نسبت به کشورهای ثروتمند به دلیل وجود برخی روابط غیراقتصادی مانند روابط استعماری، مخاطرات سیاسی، فساد اداری و رشوه، قوانین و مقررات بی‌ثبات بالاتر است و به همین دلیل بازده نهایی سرمایه در این کشورها در سطح بالاتری نسبت به کشورهای

1. World Bank
2. UNCTAD
3. Lucas

غنی قرار نمی‌گیرد (جانی،۱۳۹۷). اقتصاددانان نهادگرا از جمله عجم اوغلو و همکاران[1] (۲۰۰۱) و رودریک و همکاران[2] (۲۰۰۴) در تفسیر نظریه لوکاس تغییرات نهادی را عامل تعیین‌کننده مهمی در توسعه اقتصادی و رشد سرمایه‌گذاری در کشورها بیان می‌کنند. کمپوس و کینوشتی[3] (۲۰۰۳) و آلفارو و همکارن[4] (۲۰۰۵) نشان دادند کیفیت نهادها از جمله عوامل اصلی جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه هستند که به دلیل وجود نهادهای ناکارآمد قادر به جذب سرمایه نیستند (هیون[5]، ۲۰۰۶).

از جمله شاخص های نهادی که از سال ۲۰۰۶ توسط موسسه صلح هر ساله گزارش می‌شود شاخص-های دولت شکننده است. شکنندگی دولت به تهدیدهای امنیتی که بیشتر در فروپاشی‌های اقتصادی و سیاست‌های شکست خورده و منازعات دولت‌ها در لایه‌های اجتماعی کشورهای آسیا، آفریقا و آمریکای لاتین اشاره دارد و بعد از جنگ سرد مطرح شد (سولارز و اوهانلون[6]، ۱۹۹۷). شاخص دولت‌های شکننده[7] توسط بنیاد صلح به همراه مجله سیاست خارجی از سال ۲۰۰۵ منتشر می‌شود. طبق تعریف این بنیاد، دولت شکننده شاخص‌هایی دارد و شکنندگی دولت‌ها ممکن است به شیوه‌های گوناگون باشد. بر اساس تعریف بانک جهانی " شکنندگی دولت" اصطلاحی است که برای کشورهایی با چالش اساسی ظرفیت ضعیف نهادی، حاکمیت ضعیف و بی‌ثباتی سیاسی برای توسعه روبرو هستند، استفاده می‌شود (بانک جهانی ،۲۰۲۱). از دید هانتینگتون[8] عدم استقلال دولت از گروه بندی‌ها، تخصصی نشدن نهادها، ضعف جدی دولت در اعمال اقتدار، ناتوانی نخبگان در رفع تعارض‌ها و پیامدهای ناگوار ناشی از شکاف سنت و مدرنیته، بی‌توجهی به مصالح جامعه، عدم نهادینه شدن فرهنگ و باورهای مدنی، عدم انطباق‌پذیری دولت با تحولات، نیازها و پیچیدگی‌های جامعه، فساد، گسترش بی‌اعتمادی، عدم برقراری عدالت، فقر فرهنگی، فقر، شکاف طبقاتی شدید و برآورده نشدن انتظارات و ناکارآمدی دولت از مهمترین عواملی هستند که منجر به شکنندگی دولت می شوند (ناقلی و همکاران، ۱۳۹۷).

شاخص شکنندگی دولت‌ها بر مبنای ۱۲ زیرشاخص مورد سنجش قرار می‌گیرد. این ۱۲ زیرشاخص، خود در ۵ گروه انسجام ملی، اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و مداخلات خارجی جای می‌گیرند که مجموع آنها شاخص کل شکنندگی دولت را می‌سازند. هرکدام از این شاخص‌ها دارای یک طیف امتیاز از ۰ تا ۱۰ هستند و هرچه امتیازات به ۱۰ نزدیک‌تر باشد شکنندگی دولت بیشتر است. هر دولت که به صفر نزدیکتر باشد از وضعیت مطلوبتر و با ثبات‌تری در آن شاخص برخوردار است و هر کشوری که به ۱۰ نزدیکتر باشد در وضعیت هشدار قرار دارد و حاکی از بی‌ثباتی آن کشور در شاخص مدنظر است.

1. Acemoglu *et al.*
2. Rodrik *et al.*
3. Campos & Kinoshita
4. Alfaro *et al.*
5. Hyun
6. Solarz & Ohanlon
7. Fragile States Index
8. Huntington

شاخصهای اقتصادی: شامل افول اقتصادی و فقر، توسعه اقتصادی نامتوازن، مهاجرت نیروی انسانی و فرار مغزها.

- افول اقتصادی و فقر: این زیرشاخص، الگوهای سقوط اقتصادی متوالی در یک جامعه را با در نظر گرفتن معیارهایی چون درآمد سرانه، تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری، تورم، تولید، بدهی، سطوح فقر، ورشکستگی کسب و کار و نظایر آن اندازه‌گیری می‌کند.
- توسعه اقتصادی نامتوازن: این زیرشاخص، نابرابری‌های اقتصاد را بدون در نظر گرفتن عملکرد واقعی اقتصاد محاسبه می‌کند. این زیرشاخص نه تنها نابرابری واقعی بلکه احساس نابرابری را هم مدنظر قرار می‌دهد.
- مهاجرت نیروی انسانی و فرار مغزها: این زیرشاخص، تاثیر اقتصادی جابجایی انسان‌ها به دلایل سیاسی و اقتصادی و پیامدهای آن برای توسعه کشور را در نظر می‌گیرد.

شاخص‌های سیاسی: مشروعیت دولت، خدمات عمومی، حقوق بشر و حاکمیت قانون.

- مشروعیت دولت: این زیرشاخص، میزان نماینده و باز بودن دولت و رابطه آن با شهروندانش را در نظر می‌گیرد. این زیرشاخص سطح اعتماد شهروندان به نهادها و فرآیندهای دولتی و پیامدهای عدم اعتماد از طریق اعتراضات عمومی، نافرمانی‌های مدنی پایدار، افزایش شورش‌های مسلحانه و... را اندازه می‌گیرد.
- خدمات عمومی: این زیرشاخص نشان‌دهنده عملکرد بنیادین دولت در خدمت رسانی به مردم است. این خدمات از یک سو شامل خدمات ضروری مانند سلامتی، آموزش، آب، بهداشت، زیرساختهای حمل و نقل، برق، اتصالات اینترنت و... است از سوی دیگر دربرگیرنده توانایی دولت برای حمایت از شهروندان در مقابل تروریسم و خشونت می‌شود.
- حقوق بشر و حاکمیت قانون: این زیرشاخص بیانگر این است که یک دولت چقدر به شهروندانش آزادی و حقوق می‌دهد. این زیرشاخص میزان سوءاستفاده از حقوق قانونی، سیاسی و اجتماعی افراد، گروه‌ها و نهادها (محدود کردن مطبوعات، سیاسی کردن حکم‌های قضایی، استفاده داخلی از ابزار نظامی برای مقاصد سیاسی و سرکوب رقبای سیاسی) و همچنین خوشونت‌های سیاسی علیه شهروندان را اندازه‌گیری می‌کند.

شاخص‌های انسجام: شامل زیرشاخص‌های ساختار امنیتی، چنددستگی نخبگان، اعتراضات گروهی.

- ساختار امنیتی: این زیرشاخص تهدیدات امنیتی که متوجه دولت‌هاست را در نظر می‌گیرد. تهدیداتی مانند بمب گذاری‌ها، حملات، تلفات جانی ناشی از جنگ‌ها، جنبش‌ها، شورش‌ها، شرارت و کودتا. همچنین این زیرشاخص موضوعاتی مانند جرم‌های سازمان یافته، قتل و اعتماد شهروندان به امنیت داخلی را اندازه‌گیری می‌کند.
- چنددستگی نخبگان: این زیر شاخص، خط کشی‌های قومی، طبقاتی، قبیله‌ای، نژادی و دینی در نهادهای دولتی را در نظر می‌گیرد. همچنین این زیرشاخص، چالش بر سر قدرت، رقابت سیاسی، انتقال قدرت، اعتبار فرآیندهای انتخاباتی (در کشورهایی که انتخابات برگزار می‌شود) و مشروعیت طبقه حاکم (در کشورهای بدون انتخابات) را اندازه‌گیری می‌کند.

- اعتراضات گروهی: این زیرشاخص دربرگیرنده تقسیم بندی های بین گروه‌های مختلف جامعه است به ویژه تقسیم‌بندی مبتنی بر ویژگی های سیاسی یا اجتماعی و نقش آنها در دسترسی به خدمات و منابع و شمولیت در فرآیندهای سیاسی.

شاخص‌های اجتماعی و شاخص‌های متقاطع: شامل فشارهای جمعیتی، پناهجویان و مشمولان جابجایی اجباری درون مرزها، مداخلات خارجی.

- فشاری جمعیتی: این زیرشاخص، فشارهای ناشی از معیشت و محیط بر دولت را می‌سنجد. فشارهای مانند تقاضای جمعیت برای غذا، دسترسی به آب سالم و دیگر منابع مورد نیاز، خدمات پزشکی در زمان شیوع بیماری‌ها یا اپیدمی‌ها.
- پناهجویان و مشمولان جابجایی اجباری درون مرزها: این زیرشاخص، فشارهای ناشی از جابجایی اجباری گروه‌های بزرگ افراد در اثر عواملی مانند سیاسی، اجتماعی و زیست محیطی درون مرزهای یک کشور و همچنین پناهجویانی که وارد یک کشور می‌شوند را اندازه‌گیری می‌کند.
- مداخلات خارجی: این زیرشاخص، تاثیر کنشگران خارجی بر عملکرد امنیتی و اقتصادی دولت را در نظر می‌گیرد. مداخلات و روابط خارجی بر امنیت کشور و امور داخلی دولت، ارتش و گروه‌های هویتی تاثیرگذار است.

پیشینه تجربی

سبیر و همکاران[1] (۲۰۱۹) در بررسی رابطه کیفیت نهادها و سرمایه گذاری مستقیم خارجی در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه به این نتیجه دست یافتند که کیفیت نهادی تاثیر مثبتی بر جذب FDI در همه گروه کشورهای مورد بررسی دارد.

دیمیتروا و تریکی[2] (۲۰۱۸) در مطالعه خود به بررسی عوامل موثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با تاکید بر شکنندگی دولت برای ۷ کشور منطقه منا در دوره زمانی ۲۰۱۶-۲۰۰۶ پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان داد شاخص‌های سیاسی شکنندگی دولت مانع ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشورهای مورد بررسی شده است اما تاثیر شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در دوره مورد بررسی ناچیز بوده است که این امر ناشی از این واقعیت است که معمولاً سرمایه گذاران توسط ثبات و قدرت دولت جذب می شوند.

آساموا و همکاران[3] (۲۰۱۶) در مطالعه خود به بررسی تاثیر کیفیت محیط نهادی بر میزان جذب سرمایه‌گذاری خارجی در ۴۰ کشور جنوب صحرای آفریقا در دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۶ پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان داد نااطمینانی نرخ ارز به کاهش جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی منجر می‌شود و

1. Sabir *et al.*
2. Dimitrova & Triki
3. Asamoah *et al.*

کیفیت نهادی در حضور متغیرهای کنترل این جریان را افزایش می‌دهد. همچنین تعامل بین نااطمینانی اقتصاد کلان و کیفیت نهادی اثر منفی نوسانات نرخ ارز را کاهش می‌دهد.

ساین[1] (۲۰۱۵) با تاکید بر نقش فضای کسب و کار برای نشان دادن کیفیت محیط نهادی به بررسی تاثیر مولفه های شاخص کسب و کار بر جذب FDI می‌پردازد. وی با بررسی رابطه بین رتبه فضای کسب و کار و جذب FDI در هندوستان به این نتیجه می‌رسد که بهبود فضای کسب و کار تاثیر مثبت و معناداری بر جذب FDI دارد. همچنین بر اساس نتایج، رابطه دو متغیر مورد بررسی یک رابطه بلندمدت بوده و در کوتاه‌مدت رابطه‌ای بین دو متغیر وجود ندارد.

آسیدو و لین[2] (۲۰۱۱) به بررسی تاثیر دموکراسی بر سرمایه‌گذاری خارجی پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان داد در ۹۰ کشور مورد بررسی بسط دموکراسی موجب تقویت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می گردد و در ۲۲ کشور بسط دموکراسی تاثیر منفی بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی داشته است. همچنین آنان دریافتند که اثر دموکراسی به اندازه و نوع منابع طبیعی نیز بستگی دارد.

ورنیک و همکاران[3] (۲۰۰۹) تاثیر کیفیت نهادی بر جریان سرمایه‌گذاری خارجی برای ۶۴ کشور در حال‌گذار در دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۹۶ را مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه برای کیفیت متغیرهای نهادی از شاخص حکمرانی استفاده شد. نتایج مطالعه آنان نشان داد اندازه اقتصاد و حکمرانی خوب از عوامل مهم اثرگذار در جذب FDI هستند. همچنین اثر مثبت حکمرانی از اثر اندازه اقتصاد کشورها در جذب FDI بیشتر به دست آمد.

چان و جمایل[4] (۲۰۰۳) ارتباط میان سرمایه‌گذاری و ثبات اقتصادی منطقه منا را بررسی کردند. آنها امنیت و ثبات را با شاخص های ریسک سیاسی، ریسک اقتصادی، و ریسک مالی اندازه‌گیری نمودند. نتیجه مطالعه آنان نشان داد که بی‌ثباتی اثر قابل توجهی بر میزان جذب FDI داشته است.

حیدری هراتمه (۱۴۰۰) در بررسی تاثیر فساد به عنوان شاخص کیفیت نهادی بر جذب سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی برای ۴۲ کشور در دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۵، به این نتیجه دست یافت که فساد مانع رشد اقتصادی می‌شود و در یک اقتصاد باز با منحرف کردن جریان سرمایه‌گذاری بین‌المللی تاثیر می‌گذارد؛ بنابراین بازگشت سرمایه را کاهش داده، ریسک آن را افزایش می‌دهد و فعالیت‌های سرمایه‌گذاری را تضعیف می‌کند.

خطابی و همکاران (۱۳۹۶) در بررسی عوامل موثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای ۱۱ کشور منتخب منطقه منا در دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۲، به این نتیجه دست یافتند که حکمرانی تاثیر منفی و نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم و باز بودن تجاری تاثیر مثبت بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته است.

1. Singh
2. Asiedu & Lien
3. Wernick *et al.*
4. Chan & Gemayel

بر اساس نتایج گروه کشورهای حوزه منا باید تلاش‌هایی در زمینه بهبود سیستم حکمرانی، کاهش تورم، افزایش نرخ رشد اقتصادی، ثبات سیستم ارزی و افزایش باز بودن تجاری داشته باشند.

ناقلی و همکاران (۱۳۹۷) در مطالعه خود به بررسی تاثیر شکنندگی دولت بر صادرات ایران به کشورهای جنوب شرق آسیا به عنوان معیار کیفیت نهادها در دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۰ نشان دادند که اثر شکنندگی دولت بر صادرات منفی و معنادار می باشد. بر اساس نتایج، ارتقای قانونمندی و کارایی در حوزه‌های اجتماعی، سیاسی، اقتصادی و امنیتی اثر مثبت بر افزایش ظرفیت صادراتی کشورها داشته است.

حیدری و افشاری (۱۳۹۰) در بررسی عوامل اقتصادی و اجتماعی موثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۸۳ کشور منتخب جهان، عضو همکاری‌های اقتصادی و توسعه و منطقه منا در دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۶ به این نتیجه رسیدند که در مدل کشورهای منتخب جهان و کشورهای OECD، متغیر تولید ناخالص داخلی، شاخص حکمرانی و پایداری به لحاظ اماری در جذب FDI معنادار بوده در حالیکه در منطقه منا، شاخص آزادی اقتصادی، اندازه بازار و بازدهی سرمایه‌گذاری در جذب FDI معنادار بوده اند.

روش شناسی

مطالعه حاضر به بررسی تاثیر شکنندگی دولت ها بر میزان جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۱۰ کشور OPEC (آنگولا، امارات، الجزیره، اکوادور، ایران، عراق، کویت، نیجریه، قطر و عربستان) طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۶ که دارای داده‌های کامل‌تری بودند می‌پردازد. به منظور بررسی تاثیر مولفه‌های شاخص دولت‌شکننده بر جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این تحلیل از روش داده‌های تابلویی و نرم افزار STATA17 استفاده شده است.

در این مطالعه برای بررسی تاثیر شاخص‌های دولت‌شکننده بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی همانند مطالعات برگر و همکاران[1] (۲۰۱۶) و گوسامی و هایدر[2] (۲۰۱۴) از جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی که توسط آنکتاد بر حسب میلیون دلار گزارش می‌شود به عنوان متغیر وابسته استفاده می‌گردد.

انتخاب شاخص نهادی مناسب برای بررسی تاثیر عوامل نهادی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بسیار با اهمیت است. از جمله شاخص‌های نهادی که از سال ۲۰۰۶ توسط موسسه صلح هر ساله گزارش می‌شود، شاخص‌های دولت‌شکننده است. شاخص‌های دولت‌شکننده بر مبنای ۱۲ زیرشاخص مورد سنجش قرار می‌گیرد. این ۱۲ زیرشاخص، خود در ۵ گروه انسجام ملی، اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و مداخلات خارجی جای می‌گیرند که مجموع آنها شاخص کل را می‌سازند. هرکدام از این شاخص‌ها دارای یک طیف امتیاز از ۰ تا ۱۰ هستند. بر اساس رتبه‌بندی شاخص دولت‌شکننده، کشورهایی که در مجموع ۱۲ زیرشاخص حائز امتیاز ۰ تا ۳۰ می شوند در وضعیت پایدار، کشورهایی که حائز امتیاز ۳۰ تا ۶۰ می شوند در وضعیت باثبات، کشورهایی که امتیاز ۶۰ تا ۹۰ را کسب می کنند در وضعیت هشدار و کشورهایی که امتیاز ۹۰ تا

1. Burger *et al.*
2. Goswami & Haider

۱۲۰ را کسب می‌کنند در وضعیت خطر قرار دارند (موسسه صلح، ۲۰۲۲). در این مطالعه تقسیم بندی زیرشاخص ها با توجه به مطالعه دیمیتروا و تریکی (۲۰۱۸) در ۳ گروه اقتصادی، اجتماعی، سیاسی/ انسجام صورت می‌پذیرد.

متغیر کنترل در این مطالعه نیز بر اساس مطالعه دیمیتروا و تریکی (۲۰۱۸)، درآمدهای حاصل از منابع طبیعی کشورهای مورد بررسی در نظر گرفته شده است.

جدول ۱. اطلاعات مربوط به متغیرهای پژوهش

متغیر	تعریف	منبع
FDI	جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر حسب میلیون دلار	World Bank
Rent	درآمد حاصل از منابع طبیعی بر حسب میلیون دلار	World Bank
FSI	شاخص کل دولت شکننده (مجموع ۱۲ زیرشاخص)	fragilestatesindex
So	شاخص‌های اجتماعی دولت‌شکننده: شامل فشارهای جمعیتی، پناهجویان و مشمولان جابجایی اجباری درون مرزها و مداخلات خارجی.	fragilestatesindex
Eco	شاخص‌های اقتصادی دولت‌شکننده: شامل افول اقتصادی و فقر، توسعه اقتصادی نامتوازن، مهاجرت نیروی انسانی و فرار مغزها.	fragilestatesindex
P&C	شاخص‌های سیاسی دولت‌شکننده: مشروعیت دولت، خدمات عمومی، حقوق بشر و حاکمیت قانون. شاخص‌های انسجام دولت‌شکننده: شامل زیرشاخص‌های ساختار امنیتی، چند دستگی نخبگان، اعتراضات گروهی.	fragilestatesindex

با توجه به پنل بودن داده ها مدل زیر جهت بررسی تاثیر متغیرهای مورد مطالعه بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تعریف می شود:

$$FDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 Social_{it} + \beta_2 Economic_{it} + \beta_3 (Political / Cohesion)_{it} + e_{it}$$

یافته‌های پژوهش

به منظور تخمین مدل ابتدا باید به منظور جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب، مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو

نام متغیر نوع آزمون	FDI	Rent	So	Eco	P&C	FSI
Levin-Lin-Chu	-۲/۵۰۶۳ (۰/۰۰۶۱)	-۲/۷۲۷۵ (۰/۰۰۳۲)	-۲/۳۱۲ (۰/۰۱۰۴)	-۳/۱۸۵۹ (۰/۰۰۰۷)	-۱/۹۱۰۰ (۰/۰۲۸۱)	-۴/۹۶۸۹ (۰/۰۰۰۰)

منبع: محاسبات پژوهش به کمک نرم افزار Stata

نتایج به دست آمده از آزمون مانایی لوین، لین و چو نشان می‌دهد که همه متغیرهای مدل در سطح I(0) مانا هستند.

در برآورد مدل‌های پانل دیتا در صورتیکه متغیرهای مورد استفاده مانا باشند یا آزمون هم‌جمعی وجود بردار هم انباشتگی را در صورت مانا نبودن تأیید کند و با استفاده از لگاریتم یا تفاضل گیری متغیرهای نامانا، مانا شوند با دو حالت روبرو هستیم. در صورتیکه عرض از مبدأ برای کلیه مقاطع یکسان باشد با مدل داده های تلفیقی[1] و در صورتیکه عرض از مبدأ برای تمام مقاطع متفاوت باشد با مدل داده‌های ترکیبی[2] مواجه هستیم. برای انتخاب بین روش‌های رگرسیون تلفیقی و رگرسیون با اثرات ثابت از آزمون اف لیمر استفاده می‌شود. آماره این آزمون بصورت زیر است:

$$f = \frac{(R^2_{fe} - R^2_{pls})/(N-1)}{1-R^2_{fe}/(NT-K-N)}$$

در رابطه بالا، R^2_{fe} ضریب تعیین در روش اثرات ثابت، R^2_{pls} ضریب تعیین در روش حداقل مربعات تلفیقی، N تعداد مقاطع، K تعداد متغیرهای توضیحی و T طول دوره زمانی می‌باشد. اگر f محاسباتی از f بحرانی بزرگتر باشد، در این صورت روش اثرات ثابت انتخاب خواهد شد.

جدول ۳. نتایج آزمون F لیمر

مدل	آماره آزمون	p-value	نتیجه آزمون
(۱)	۹/۳۷	۰/۰۰۰	تایید مدل اثرات ثابت در مقابل مدل داده های ترکیبی
(۲)	۱۰/۱۳	۰/۰۰۰	تایید مدل اثرات ثابت در مقابل مدل داده های ترکیبی

منبع: محاسبات پژوهش به کمک نرم افزار Stata

همانطور که نتایج آزمون F لیمر در جدول ۳ نشان می دهد، اثرات ثابت در هر دو مدل مورد بررسی تایید می‌گردد؛ بنابراین تخمین مدل با روش داده‌های ترکیبی صورت می‌پذیرد.

در ادامه برای انتخاب بین روش ثابت و تصادفی از آزمون‌هاسمن[3] استفاده می شود:

$$H = [(\beta_{fe} - \beta_{re})[\mathrm{cov}_{fe} - \mathrm{cov}_{re})^{-1}(\beta_{fe} - \beta_{re})] \sim \chi^2_{K-1}$$

K تعداد متغیرهای توضیحی، β_{fe} و β_{re} به ترتیب بردار ضرایب درروش اثرات ثابت و تصادفی، cov_{fe} و cov_{re} به ترتیب ماتریس کوواریانس ضرایب درروش اثرات ثابت و تصادفی می‌باشند.

فرضیه صفر: روش اثرات تصادفی کاراتر است.

فرضیه مقابل: روش اثرات ثابت کاراتر است.

1. Pool Data
2. Panel Data
3. Hasman Test

همان‌طور که در رابطه بالا مشاهده می‌شود، نتایج آزمون‌هاسمن دارای توزیع مجانبی χ^2 است و تعداد درجات آزادی آن برابر با تعداد متغیرهای توضیحی مدل است. نتایج آزمون هاسمن در جدول ۴ نشان‌دهنده تایید اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی است.

جدول ۴. نتایج آزمون هاسمن

مدل	آماره آزمون	p-value	نتیجه آزمون
(۱)	۸/۸۵	۰/۰۰۲۹	تایید مدل اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی
(۲)	۱۹/۲۳	۰/۰۰۰۲	تایید مدل اثرات ثابت در مقابل اثرات تصادفی

منبع: محاسبات پژوهش به کمک نرم افزار Stata

آزمون خودهمبستگی سریالی برای سری زمانی طولانی (بیشتر از ۳۰-۲۰ سال) به کار برده می‌شود، لذا با توجه به دوره زمانی کوتاه مطالعه (۲۰۲۰-۲۰۰۶) در این مطالعه این آزمون بررسی نمی‌شود.

جدول ۵. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس والد

مدل	آماره آزمون	p-value	نتیجه آزمون
(۱)	۶۵۴۷/۷۸	۰/۰۰۰۰	تایید ناهمسانی واریانس در مقابل همسانی واریانس
(۲)	۲۸۴۳/۲۱	۰/۰۰۰۰	تایید ناهمسانی واریانس در مقابل همسانی واریانس

منبع: محاسبات پژوهش به کمک نرم افزار Stata

نتایج آزمون ناهمسانی واریانس والد در جدول ۵ حاکی از وجود ناهمسانی واریانس در دو مدل است، لذا می‌بایست مدل‌ها به روش GLS تخمین زده شوند.

جدول ۶. نتایج تخمین مدل با استفاده از روش GLS

متغیر	نتایج مدل ۱		نتایج مدل ۲	
	ضرایب برآوردی	آماره آزمون z	ضرایب برآوردی	آماره آزمون z
Rent	۰/۰۰۰۲۷۸۲	۶/۲۳ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۰۳۴۵۱	۴/۸۳ (۰/۰۰۰)
FSI	-۴/۱۶	-۲/۳۰ (۰/۰۲۱)	-	-
So	-	-	۷/۸۴	۰/۶۲ (۰/۵۳۶)
Eco	-	-	۸/۵۲	۰/۷۷ (۰/۴۴۲)
P&C	-	-	-۱/۷۳	-۱/۹۵ (۰/۰۵)

منبع: محاسبات پژوهش به کمک نرم افزار Stata

نتایج مدل ۱ در جدول ۶ نشان می‌دهد که شاخص شکنندگی کل FSI تاثیر منفی بر جذب سرمایه گذاری خارجی کشورهای مورد بررسی دارد. همچنین در بررسی تاثیر مولفه‌های مختلف شاخص شکنندگی دولت (اقتصادی، اجتماعی و سیاسی/ انسجام) که در مدل ۲ در جدول ۶ آورده شده است، نتایج حاکی از آن است که تنها شاخص سیاسی و انسجام دارای تاثیر معنادار و منفی بر جریان ورودی سرمایه-گذاری مستقیم خارجی است و تاثیر مولفه‌های اقتصادی و اجتماعی بر جریان ورودی FDI در این پژوهش معنادار نمی‌باشد. همچنین تاثیر درآمدهای نفتی کشورهای OPEC بر جذب جریان ورودی FDI در هر دو مدل مورد بررسی، مثبت و ناچیز به دست آمد.

بحث، نتیجه گیری و پیشنهادها

در این مطالعه تاثیر شکنندگی دولت بر میزان جذب سرمایه گذاری خارجی ۱۰ کشور OPEC در دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۰۶ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که شاخص شکنندگی کل FSI تاثیر منفی بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی کشورهای مورد بررسی دارد. همچنین در بررسی تاثیر مولفه‌های مختلف شاخص شکنندگی دولت (اقتصادی، اجتماعی و سیاسی/ انسجام) تنها شاخص سیاسی و انسجام دارای تاثیر معنادار و منفی بر جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است و تاثیر مولفه‌های اقتصادی و اجتماعی بر جریان ورودی FDI در این پژوهش معنادار نمی‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی که در فضای سیاسی کشورهای مورد بررسی وجود دارد موجب کاهش توان کشورها در جذب سرمایه‌گذاری خارجی می‌گردد، به عبارت دیگر سرمایه‌گذاران خارجی نسبت به وضعیت اقتصادی و محیط اجتماعی کشور مقصد سرمایه‌گذاری حساس نیستند و در واقع امنیت محیط سرمایه‌گذاری در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی موثر می‌باشد. همچنین تاثیر درآمدهای نفتی کشورهای OPEC بر جذب جریان ورودی FDI مثبت و ناچیز به دست آمد. این یافته‌ها با نتایج مطالعه گذشته که به بررسی تاثیر ثبات و امنیت کشور مقصد بر جذب سرمایه گذاری مستقیم خارجی با استفاده از شاخص‌هایی مانند فساد، حکمرانی، فضای کسب و کار، دموکراسی، شاخص شکنندگی دولت و... می‌پردازد، منطبق می‌باشد (سیبر و همکاران، ۲۰۱۹؛ دیمیتروا و تریکی، ۲۰۱۸؛ آساموا و همکاران، ۲۰۱۶؛ ساین، ۲۰۱۵؛ آسیدو و لین، ۲۰۱۱؛ ورنیک و همکاران، ۲۰۰۹؛ چان و جمایل، ۲۰۰۳؛ حیدری و هراتمه، ۱۴۰۰ و حیدری و افشاری، ۱۳۹۰).

اکثر سرمایه‌گذاران ترجیح می‌دهند در کشوری سرمایه‌گذاری کنند که بازگشت سرمایه آنان تضمین گردد و هیچ خطری سرمایه‌گذاری آنان را تهدید نکند، بنابراین نخستین و مهمترین گام جهت افزایش

جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای OPEC، برنامه‌ریزی پایدار و منسجمی جهت بهبود بسترهای لازم و ایجاد ثبات و امنیت در محیط سرمایه‌گذاری است و بدون تامین امنیت محیط سرمایه گذاری در کشور مقصد، هر گونه اصلاحات اقتصادی در جذب سرمایه‌گذاری خارجی کم اثر یا بی‌اثر خواهد بود.

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 شده‌است.

منابع

اسماعیل نیا، علی اصغر و وصفی اسفستانی، شهرام. (۱۳۹۵). تاثیر امنیت بر رشد اقتصادی در ایران و برخی کشورهای منتخب. *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی*، ۱۶(۶۱)، ۱۵۴-۱۲۷.

جانی، سیاوش. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر سطوح مختلف نهادی بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی در کشورهای حوزه سند چشم انداز. *فصلنامه مجلس و راهبرد*، ۲۵(۹۳)، ۳۳۴-۳۰۷.

حیدری هراتمه، مصطفی. (۱۴۰۰). بررسی تاثیر فساد بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی. *دو ماهنامه بررسی مسائل و سیاستهای اقتصادی*، ۲۱(۷ و ۸)، ۴۷-۲۷.

حیدری، پرویز و افشاری، زهرا. (۱۳۹۰). بررسی عوامل اقتصادی و اجتماعی موثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با تاکید بر حکمرانی خوب. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۲(۱)، ۱۷۰-۱۴۱.

خطابی، ساناز؛ کمیجانی، اکبر؛ محمدی، تیمور و معمارنژاد، عباس. (۱۳۹۶). عوامل موثر برجذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در منطقه منا. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۱۱(۳۷)، ۷۵-۶۳.

شریف آزاده، محمدرضا و حسین زاده بحرینی، محمدحسین. (۱۳۸۲). تاثیرپذیری سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران از شاخص‌های امنیت اقتصاد (۱۳۷۹-۱۳۵۸). *نامه مفید*، ۹(۳۸)، ۱۹۲-۱۵۹.

گرایی نژاد، غلامرضا؛ دقیقی اصلی، علیرضا و استاد رمضان، آذین سادات. (۱۳۹۳). تأثیر عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با تأکید بر متغیرهای نهادی و ساختاری. *فصنامه علوم اقتصادی*، ۸(۲۹)، ۱۵۰-۱۳۱.

مهدوی عادلی، محمدحسین؛ حسین زاده بحرینی، محمدحسین و جوادی، افسانه. (۱۳۸۷). تاثیر حکمرانی خوب بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای با درآمد متوسط. *مجله دانش و توسعه*، ۱۵(۲۴)، ۱۰۲-۸۵.

ناقلی، شکوفه؛ مداح، مجید و ابونوری، اسمعیل. (۱۳۹۷). تأثیر شکنندگی دولت بر صادرات ایران به کشورهای جنوب شرق آسیا با رویکرد اقتصادسنجی فضایی. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۱۲(۴۳)، ۷۷-۵۱.

هانتیگتون، ساموئل. (۱۳۷۵). *سامان سیاسی در جوامع دستخوش دگرگونی*. مترجم محسن ثلاثی، تهران: نشر علم.

References

Alfaro, L; Kalemli-Ozcan, S; & Volosovych, V. (2005). Capital flows in a globalized world: The role of policies and institutions. In *Capital controls and capital flows in emerging economies: Policies, practices, and consequences* (pp. 19-72). University of Chicago Press.

Asamoah, M. E; Adjasi, C. K; & Alhassan, A. L. (2016). Macroeconomic uncertainty, foreign direct investment and institutional quality: Evidence from Sub-Saharan Africa. Economic Systems, 40(4), 612-621.

Acemoglu, D; Johnson, S; & Robinson, J. A. (2001). The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. *American Economic Review*, *91*(5), 1369-1401.

Asiedu, E; & Lien, D. (2011). Democracy, foreign direct investment and natural resources. Journal of international economics, 84(1), 99-111.

Burger, M; Ianchovichina, E; & Rijkers, B. (2016). Risky business: Political instability and sectoral Greenfield foreign direct investment in the Arab world. *The World Bank Economic Review*, *30*(2), 306-331.

Campos, N. F; & Kinoshita, Y. (2003). *Why does FDI go where it goes? New evidence from the transition economies*. International Monetary Fund, No. 228.

Chan, K. K; & Gemayel, E. R. (2003). Macroeconomic instability and pattern of FDI in the MENA region. In ERF 10th annual conference, Marrakesh, Morocco (Vol. 1618).

Dimitrova, A; & Triki, D. (2018). Does state fragility matter for foreign direct investment? Evidence from Southern and Eastern Mediterranean countries. Management Decision, 56(8), 1787-1803.

Esmaeilnia, A.A; Vasfi Esfastani, Sh. (2016). The impact of security on economic growth in Iran and selected countries. *The Economic Research, 16*(61), 127-154. (In Persian)

Fragile States Index (2022). Available at: www.fundforpeace.org.

Goswami, G. G; & Haider, S. (2014). Does political risk deter FDI inflow? An analytical approach using panel data and factor analysis. *Journal of Economic Studies*, *41*(2), 233-252.

GeraeiNejad, Gh; DaghighiAsli, A; & OstadRamezan, A. S. (2013). The impact of factors affecting foreign direct investment. *Financial Economics, 8*(29), 131-150. (In Persian)

Huntington, S. (1996). Political order in changing societies. Translated by Salasi, M. Tehran: Elm Publication. (In Persian).

Heidari, P; Afshari, Z. (2001). The Impact of Economic and Social Factors on FDI with Emphasis on Good Governance. The Economic Research, 12(1), 141-170. (In Persian).

Heidari Haratmeh, M. (2021). The impact of corruption on investment and economic growth. *Economic Journal*, *21*(7, 8), 27-49. (In Persian).

Hyun, H. J. (2006). Quality of institutions and foreign direct investment in developing countries: Causality tests for cross-country panels. *Journal of Business Economics and Management, 7*(3), 103-110.

SharifAzadeh, M. R; & Bahraini, M. H. (2003). The impact of economic security indices on private investment in Iran (1981-2000). *The Journal of Economic Studies and Policies, 4*(38), 159-192. (In Persian)

Khatabi, S; Komijani, A; & Memarnejad, A. (2017). Factors affecting on FDI in MENA. *Economic Modelling, 37*(11), 63-75. (In Persian)

Mahdavi Adeli, M. H; Hosseinzadeh Bahreini, M. H; & Javadi, A. (2008). The effect of good governance on absorbing FDI in middle-income countries. *Journal of Knowledge and Development, 15*(24), 88-106. (In Persian)

Nagheli, Sh; Maddah, M; & Abounoori, E. (2018). The impact state fragility index on Iran′s export to ASEAN countries by spatial econometric. *Economic Modelling, 12*(43), 51-77. (In Persian).

UNCTAD. (1998). World Investment Report. New York: United Nation.

Rodrik, D; Subramanian, A; & Trebbi, F. (2004). Institutions rule: the primacy of institutions over geography and integration in economic development. *Journal of Economic Growth, 9*, 131-165.

Sabir, S; Rafique, A; & Abbas, K. (2019). Institutions and FDI: evidence from developed and developing countries. *Financial Innovation, 5*(1), 1-20.

Jani, S. (2017). Investigate the impact of different institutional levels on FDI in selected countries. *Majles & Rahbord, 25*(93), 307-334. (In Persian)

Singh, G. (2015). Relationship between doing business index and foreign direct investment. In *International Conference on Ease of Doing Business: Contemporary Issues, Challenges and Future Scope* (pp. 13-21).

Solarz, S. J; & O'Hanlon, M. E. (1997). Humanitarian intervention: When is force justified? *Washington Quarterly,* 20(4), 2-14.

Wernick, D. A; Haar, J; & Singh, S. (2009). Do governing institutions affect foreign direct investment inflows? New evidence from emerging economies. *International Journal of Economics and Business Research, 1*(3), 317-332.

World Bank (2021). Available at: www.worldbank.org.

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 ۹، شماره ۳، شماره پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۲
صفحات ۸۰-۶۳

مقاله پژوهشی

تاثیر متغیرهای سیاستی مالی بر شدت انرژی کشورهای منتخب در حال توسعه[۱]

مائده خدابخشی[۲] و موسی خوشکلام خسروشاهی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۰۲

چکیده

مصرف بهینه انرژی به عنوان یکی از نهاده‌های تولید، یکی از اهداف اصلی بسیاری از کشورهای دنیا (بویژه بعد از شوک اول نفتی ۱۹۷۳) بوده است. حساسیت راجع‌به مصرف بهینه انرژی در بخش‌های تولیدی در کشورهای توسعه‌یافته به مراتب بیشتر از کشورهای در حال توسعه است چراکه بسیاری از کشورهای در حال توسعه (بویژه کشورهای نفتی) در مقایسه با عمده کشورهای توسعه‌یافته، برخوردارتر از منابع اولیه انرژی هستند که همین امر منجر به کم حساسیتی این گروه از کشورها در مصرف بهینه انرژی می‌شود. شدت انرژی یکی از شاخص‌های نمایانگر مصرف بهینه انرژی محسوب می‌شود که متأثر از متغیرهای مختلفی بوده بطوریکه متغیرهای نمایانگر سیاست‌های مالی یکی از آنها است. از اینرو هدف مقاله حاضر مطالعه تأثیر متغیرهای سیاستهای مالی بر شدت انرژی کشورهای منتخب در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۰ با استفاده از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) است. برای دستیابی به هدف تحقیق، سه مدل برآورد شده است که علاوه بر متغیرهای کنترل، متغیرهای هزینه‌های دولت، یارانه‌های پرداختی و مالیات‌ها به عنوان سه متغیر (نمایانگر سیاست‌های مالی) در سه مدل جداگانه لحاظ شده‌اند. نتایج برآورد مدل‌ها نشان می‌دهند که تأثیر مالیات و هزینه‌های دولت بر شدت انرژی در کشورهای منتخب در حال توسعه منفی و معنی‌دار بوده اما تأثیر یارانه‌های پرداختی بر شدت انرژی گروه کشورهای مذکور، مثبت و معنی‌دار است.

واژگان کلیدی: سیاست‌های دولت، سیاست‌های مالی، شدت انرژی، مالیات و یارانه.

طبقه‌بندی موضوعی: *H71، Q40، Q43 و Q48*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/ieda.2023.45574.1385
۲. کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (maedkh76@gmail.com).
۳. گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (m.khosroshahi@alzahra.ac.ir).

مقدمه[1]

با تعمق در دیدگاه مکاتب مختلف اقتصادی قابل ملاحظه است که نیروی کار و سرمایه به‌عنوان نخستین عوامل تولید در تابع تولید نقش داشته‌اند و این وضعیت تا دهه ۱۹۷۰ ادامه داشت تا اینکه رخ دادن شوک‌های نفتی سال‌های ۱۹۷۳ و ۱۹۷۹، منجر به ظهور انرژی به عنوان عامل تولید در تابع تولید و در کنار سایر عوامل تولید شد (مهرآرا و زارعی، ۱۳۹۰). ادبیات اقتصادی حاکی از وجود ارتباط زیادی بین تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی است، زیرا انرژی نیروی محرکه بسیاری از فعالیت‌های تولیدی و خدماتی بوده و جایگاه ویژه‌ای در رشد اقتصادی دارد (استرن[2]، ۲۰۰۴).

وجود منابع فراوان انرژی در بسیاری از کشورهای جهان از جمله ایران، موجب تمرکز بیشتر این دسته از کشورها بر استفاده از انرژی جهت دست‌یابی به رشد شده است. عمده درآمد ارزی این کشورها از محل صادرات نفت بوده و به دلیل درآمدهای بادآورده نفتی ساختار اقتصادی ضعیفی دارند. انرژی در این کشورها یک کالای مصرفی بوده و بدلیل ساختار اقتصادی غیرمدرن، شدت انرژی[3] در آنها بالا است. در اکثر کشورهای جهان، کارایی انرژی[4] در رأس مباحث سیاست‌گذاری‌های اقتصادی قرار دارد و شدت انرژی یکی از شاخص‌هایی است که اغلب برای ارزیابی چگونگی مصرف انرژی و کارایی مصرف انرژی مورد استفاده قرار می‌گیرد. مؤسسات بین‌المللی گوناگون مانند آژانس بین‌المللی انرژی[5] و بخش امور اجتماعی و اقتصادی سازمان ملل متحد[6] این شاخص را یکی از شاخص‌های انرژی برای توسعه پایدار معرفی کرده‌اند.

در مقایسه وضعیت کشورهای در حال توسعه با کشورهای توسعه یافته به لحاظ شاخص شدت انرژی (نمودار ۱)، ملاحظه می‌شود که کشورهای اروپایی که اکثراً کشورهای توسعه یافته محسوب می شوند در وضعیت به مراتب مناسب‌تری نسبت به کشورهای آسیایی و کشورهای منتخب مورد توجه در مطالعه حاضر[7] هستند. ملاحظه می‌شود که بیشترین شدت انرژی بطور متوسط مربوط به کشورهای منتخب بوده اما کشورهای اروپایی بطور متوسط با ارقام شدت انرژی پایین‌تر از ۴ نسبت به بقیه مناطق در وضعیت مناسب‌تری قرار دارند. البته نکته قابل توجه نزولی بودن روند شدت انرژی در همه مناطق است که می‌تواند حاکی از توجه همه کشورها به بحث کارایی انرژی به درجه‌های مختلف تمرکز است.

---

۱. مقاله حاضر مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسنده نخست بوده که در دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی دانشگاه الزهرا اجرا شده است.

2. Stern

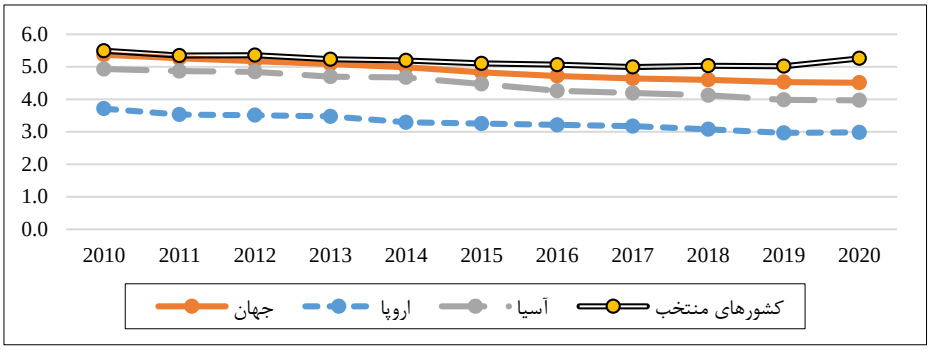
۳. انرژی مورد نیاز برای تولید مقدار معینی از کالاها و خدمات (برحسب واحد پول)

4. Energy Efficiency

5. International Energy Agency (IEA)

6. Economic and Social Council of the United Nations

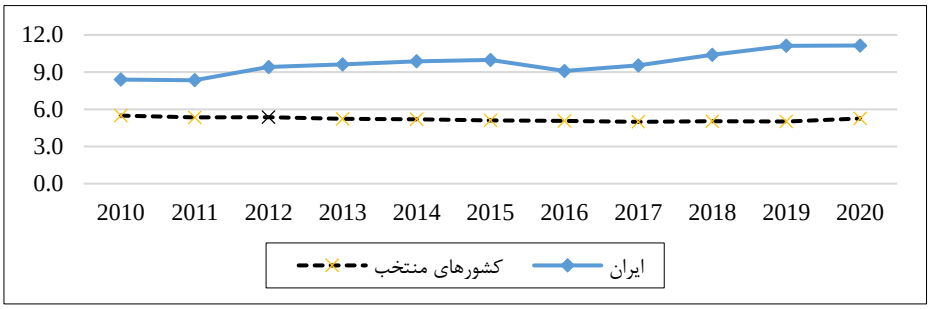
۷. ایران، السالوادور، بلاروس، گرجستان، مجارستان، لهستان، اوکراین، آفریقای جنوبی، دومینیکن، گواتمالا، نیکاراگوئه، مالزی و اردن (۱۳ کشور) – معیار انتخاب کشورها عبارت است از: (۱) وجود ایران در کشورهای منتخب مورد بررسی (۲) ایران طبق اعلام بانک جهانی، در فهرست کشورهای با درآمد متوسط و پایین قرار داشته و کشورهای منتخب هم از این فهرست هستند (۳) در دسترس بودن داده‌ها.



نمودار ۱. متوسط شدت انرژی در ۲۰۲۰-۲۰۱۰ (MJ/$2017 PPP GDP)

منبع: بانک جهانی

ایران به عنوان یکی از کشورهای منتخب مورد بررسی، از حیث مصرف انرژی وضعیت مناسبی نداشته و از کشورهای با شدت انرژی بالا محسوب می‌شود. بر اساس اطلاعات موجود، شدت انرژی در ایران نه تنها در مقایسه با کشورهای نفت خیز بسیار بالاتر است بلکه از برخی مناطق نظیر خاورمیانه نیز بیشتر می‌باشد. طبق آخرین آمار در دسترس از ترازنامه انرژی کشور در سال ۱۳۹۹، شدت مصرف نهایی انرژی کشور برابر با ۰/۴۲ (تن معادل نفت خام به هزار دلار) بوده در حالیکه در همین سال، شدت انرژی منطقه خاورمیانه و کشورهای عربستان، ژاپن و ترکیه به ترتیب برابر با ۰/۱۷، ۰/۱۶، ۰/۰۵ و ۰/۱۰ بوده است. نمودار (۲) نشان‌دهنده شدت انرژی ایران در قیاس با متوسط شدت انرژی کشورهای منتخب مورد مطالعه در مقاله حاضر است و ملاحظه می‌شود که شدت انرژی ایران در دوره مورد مطالعه نسبت به متوسط شدت انرژی کشورهای مورد مطالعه به مراتب بالاتر است.



نمودار۲. شدت انرژی ایران در قیاس با متوسط کشورهای منتخب (MJ/$2017 PPP GDP)

منبع: بانک جهانی

با عنایت به آنچه گفته شد، باید اشاره کرد که عوامل زیادی وجود دارند که بر شدت انرژی تأثیرگذار هستند که از جمله آنها سیاست‌های مختلف اقتصادی یک کشور است. با توجه به تنوع سیاست‌های

اقتصادی، در مطالعه حاضر تمرکز بر سیاست‌های مالی بوده و تلاش می‌شود تا تأثیر سیاست‌های مالی (و متغیرهای نمایانگر این نوع سیاست‌ها) بر شدت انرژی در کشورهای منتخب در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۰ مورد بررسی قرار گیرد. برای دستیابی به هدف مد نظر از داده‌های پانل کشورهای منتخب درحال‌توسعه و روش GMM استفاده شده است.

ساختار ادامه مقاله به این صورت است که در بخش دوم مروری بر ادبیات تحقیق شده است و سپس در بخش سوم، داده‌های مربوط مدل‌های تحقیق همراه با خود مدل‌ها معرفی شده‌اند. بخش چهارم مربوط به تبیین برخی حقایق آشکار شده بوده و در بخش پنجم، برآورد مدل انجام گرفته است. بخش ششم نیز مربوط به تحلیل و نتیجه‌گیری است.

ادبیات تحقیق

این بخش از مقاله مشتمل بر دو زیربخش شامل ادبیات نظری و ادبیات تجربی است.

۱. ادبیات نظری

تعمق در سیاست‌های اقتصادی به لحاظ نظری حاکی از تنوع آنها است که دولت‌ها می‌توانند در راستای بهبود وضعیت اقتصادی کشور برخی از آنها و یا همه آنها را بطور همزمان و یا غیرهمزمان بکار بگیرند. از جمله سیاست‌های اقتصادی می‌توان به سیاست‌های مالی، سیاست‌های پولی، سیاست‌های تجاری، سیاست‌های ارزی و ... اشاره کرد. با توجه به پویایی اقتصاد، لاجرم بکارگیری هر نوع سیاست اقتصادی می‌تواند بر طیف متنوعی از متغیرهای اقتصادی اثرگذار باشد که شدت انرژی نیز از این قائده مستثنی نیست. لذا اگر دولت‌ها از سیاست‌های مالی یا پولی یا تجاری یا ارزی یا ... برای پیشبرد اهداف خاصی که در ذهن دارند بهره ببرند، در کنار آن، این سیاست‌ها می‌توانند بر آن دسته از متغیرهای اقتصادی اثرگذار باشند که احتمالا این نوع اثرگذاری در تصور ابتدایی سیاست‌گذاران نبوده است چراکه تحولات پویای اقتصادی وقوع این رخداد را اجتناب ناپذیر می‌کند (جمشیدی[1]، ۲۰۰۸).

از بین سیاست‌های مختلف اقتصادی، سیاست‌های مالی که متولی آن دولت‌ها هستند یکی از انوع سیاست‌هایی است که اعمال آن قطعاً می‌تواند بر متغیرهای مختلفی از جمله شدت انرژی اثرگذار باشد. لذا در ادامه تلاش می‌شود تا ضمن توضیح مختصر از این نوع سیاست اقتصادی، نحوه اثرگذاری سیاست‌های مالی بر شدت انرژی به لحاظ نظری (با توجه به هدف تحقیق حاضر) تبیین شود. بدیهی است که برای این منظور از کانال متغیرهای سیاستی مالی در قالب کلی سیاست‌های مالی بهره برده می‌شود

سیاست مالی به‌عنوان عنصر فعال اقتصاد کلان، انقلابی است که کینز در علم اقتصاد به‌وجود آورد. قبل از وی کلاسیک‌ها اساساً به عدم لزوم دخالت دولت در اقتصاد معتقد بودند. سیاست‌های مالی اعمال شده توسط دولت، مانند افزایش یا کاهش مخارج عمومی، مالیات‌ها و یارانه‌ها، متناسب با شرایط اقتصادی (دوران رکود یا رونق) می‌تواند بر متغیرهای اقتصادی تأثیرات متفاوتی داشته

1. Jamshidi

باشد. سیاست‌های دولت برای افزایش کارایی انرژی در وسایل انرژی‌بر، وسایل نقلیه و ... و همچنین استفاده از الگوهای بهتر حمل و نقل، سرمایه‌گذاری در زیر ساخت‌ها، اعمال سیاست‌های مالیاتی مرتبط با مصرف انرژی و ... می‌توانند بر شدت انرژی کشورها مؤثر باشند (جمشیدی، ۲۰۰۸).

الف) مخارج دولت و شدت انرژی

در مورد تأثیر مخارج دولت بر تولید ناخالص داخلی دو دیدگاه وجود دارد. دیدگاه اول فرض می‌کند که با افزایش مخارج دولت، تولید ناخالص داخلی کاهش یافته و چون تولید ناخالص داخلی یکی از اجزای تشکیل دهنده شاخص شدت انرژی است، لذا مخارج دولت بر شدت انرژی تأثیر می‌گذارد. طرفداران این دیدگاه از تصمیم‌گیری متمرکز، فقدان انگیزه سود و عدم وجود رقابت در بخش دولتی، به‌عنوان علل عدم کارایی دولت و کاهش تولید ناخالص داخلی یاد می‌کنند و انتقال منابع از بخش خصوصی به بخش دولتی به منظور افزایش مخارج دولت را مانع انباشت سرمایه و گسترش تحقیقات و نوآوری در بخش خصوصی و به‌تبع آن در کل اقتصاد قلمداد می‌کنند و نتیجه می‌گیرند که افزایش مخارج دولت موجب کاهش تولید ناخالص داخلی شده و از این طریق شدت انرژی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (استرن، ۲۰۰۴).

دیدگاه دوم فرض می‌کند که افزایش نقش دولت در اقتصاد تأثیر مثبتی بر تولید ناخالص داخلی داشته و بدیهی است که افزایش تولید ناخالص داخلی نیز بر شدت انرژی اثرگذار است. یک دلیل برای این نظریه این است که دولت دارای نقش مهم در زمینه هماهنگ کردن منافع عمومی و خصوصی است که می‌تواند امکانات را برای رشد تولید ناخالص داخلی فراهم کند. در کشورهایی که وجود انحصارات از ویژگی‌های آنها بوده و فاقد بازارهای توسعه یافته هستند، دولت‌ها می‌توانند با شکل دادن به بازارهای محصول و عوامل تولید، ایجاد زیرساخت‌های مناسب اقتصادی، توسعه سرمایه انسانی و بهبود تکنولوژی، کارایی (از جمله کارایی انرژی) را افزایش داده و زمینه را برای فعالیت کارای بخش خصوصی فراهم کنند (استرن، ۲۰۰۴).

با عنایت به هر دو دیدگاه باید اشاره کرد که هرگونه تغییری در تولید ناخالص داخلی می‌تواند نشأت گرفته از تغییرات در مصرف انرژی باشد و اگر این امر واقع شود، تأثیر نهایی تغییر در مخارج دولت بر شدت انرژی مبهم شده و یافته‌های مدل‌های تجربی هستند که می‌توانند یاری رسان تحلیل‌ها باشند.

ب) مالیات و شدت انرژی

با عنایت به وجود طیف متنوعی از مالیات‌ها در قالب سیاست‌های مالیاتی، آنچه مد نظر مقاله حاضر است مربوط به مالیات بر سود فعالیت‌های تجاری و مالیات دریافتی دولت (منهای یارانه‌ها) است. بدیهی است که اگر مالیات‌ها افزایش یابند آنگاه طبق نظریه‌های اقتصادی کلان، مستقیماً شاهد افزایش هزینه‌های تولید و به تبع آن کاهش تولید و کاهش تقاضا خواهیم بود که چون تولید از اجزای تشکیل‌دهنده شاخص شدت انرژی است، لذا تأثیر مالیات بر شدت انرژی از این کانال امری قابل تحلیل است.

در عین حال باید اشاره کرد که با افزایش نرخ‌های مالیاتی و به تبع آن افزایش درآمدهای مالیاتی دولت و در نتیجه تخصیص این درآمدها به هزینه‌های عمرانی می‌توان شاهد تغییرات مثبت در روند تولید ناخالص داخلی بود که باز هم بر شدت انرژی مؤثر است. البته دولت‌ها می‌توانند با تدوین استانداردها و سیاست‌های تشویقی مانند ایجاد زیرساخت‌ها و تشویق استفاده از تکنولوژی با راندمان بالا سبب بهبود کارایی منابع (از جمله کارایی انرژی) و افزایش بهره‌وری شوند چراکه وجود تجهیزات با کارایی بالا سبب افزایش بهره‌وری منابع و کاهش مصرف انرژی می‌شود. لذا مالیات از طریق افزایش سرمایه‌گذاری‌های مولد با بکارگیری تکنولوژی با راندمان بالا (توسط دولت) و یا تشویق بخش خصوصی برای این امر، شدت انرژی را کاهش می‌دهد.

ج) یارانه و شدت انرژی

یارانه‌ها یکی از ابزارهای حمایتی دولت‌ها هستند که برای حمایت اقشار مختلف از جمله مصرف-کنندگان و تولیدکنندگان پرداخت می‌شوند. یارانه به‌عنوان کمک‌های دولت اولاً به مصرف‌کنندگان اجازه می‌دهد کالا و خدمات را در قیمت‌های پایین‌تر از قیمت بازار خریداری نمایند و ثانیاً درآمدهای تولیدکنندگان را در مقایسه با حالت بدون مداخله افزایش می‌دهد (یا هزینه تولید را کاهش می‌دهد). افزایش یارانه‌های پرداختی دولت به مصرف‌کنندگان می‌تواند موجب تحریک تقاضا و افزایش تولید ناخالص داخلی و لذا تغییر در شدت انرژی شود. افزایش پرداخت یارانه به تولیدکنندگان نیز می‌تواند منجر به افزایش انگیزه تولید فعالان اقتصادی شده و لذا با افزایش تولید ناخالص داخلی، شدت انرژی را تحت تأثیر قرار دهد. بدیهی است که اگر پرداخت یارانه‌ها بصورت هدفمند در راستای بهبود کارایی مصرف منابع از جمله انرژی باشد می‌تواند به کاهش مصرف انرژی و لذا کاهش شدت انرژی نیز منجر شود (OECD، ۲۰۰۶).

از اوایل دهه ۱۹۹۰ میلادی، اصلاح نظام پرداخت یارانه‌ها در دستور کار دولت‌ها قرار گرفت. اصلاح یارانه می‌تواند باعث افزایش پس‌انداز مالی و بالا رفتن کارایی و بهره‌وری در تولید شود. از نظر زیست محیطی باعث کاهش یارانه‌های مخرب شده و می‌تواند آثار خارجی منفی از قبیل آلودگی و اتلاف منابع را کاهش دهد. یکی از مهمترین اهداف این طرح حذف یارانه انواع حامل‌های انرژی بوده است (OECD، ۲۰۰۶).

۲. ادبیات تجربی

طیف متنوعی از مطالعات مرتبط با موضوع مطالعه حاضر چه در داخل کشور و چه در خارج از کشور انجام شده است اما هیچ کدام از آنها همه سیاست‌های مالی را مورد توجه قرار نداده‌اند، لذا از این نظر، مقاله حاضر دارای نوآوری است. در ادامه تلاش می‌شود تا برخی از مقالات و مطالعات پیشین مرتبط با مقاله حاضر تبیین شوند.

الف) مطالعات داخلی

اکبرنیا و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه خود به شناسایی عوامل جامعه‌شناختی مؤثر بر مصرف انرژی خانگی پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سیاست‌های انرژی و قانون‌گذاری، مدیریت اجرایی

دولت‌ها و نهادهای مرتبط با انرژی، مدیریت تولید و توزیع و مصرف انرژی در سطح اجتماع و در سطح خانوار بر مصرف انرژی خانگی تأثیرگذار هستند. فدائی و ویسی (۱۴۰۰) در مطالعه خود با استفاده از روش برآوردگر رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط (SURE) به بررسی عوامل مؤثر بر شدت انرژی کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر در ایران پرداخته‌اند و دو گروه صنایع انرژی‌بر و صنایع غیرانرژی‌بر را با هم مقایسه کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد، درحالی‌که قیمت انرژی اثر معکوس بر شدت انرژی در هر دو گروه صنایع دارد، اثرگذاری افزایش قیمت انرژی بر کاهش شدت انرژی در صنایع انرژی‌بر به‌مراتب بیشتر است.

زروکی و مقدسی (۱۴۰۱) در مطالعه خود اثر افزایش‌ها و کاهش‌ها در قیمت حقیقی انرژی بر کارایی انرژی در ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند. برای این منظور نخست شاخص قیمت حقیقی انرژی در سطح کل اقتصاد و سه بخشِ خانگی، تجاری و صنعت محاسبه شده و سپس با بکارگیری رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (نامتقارن) یک الگوی پایه بر مبنای کلِ اقتصاد و سه الگوی بخشی بر مبنای سه بخش مذکور برآورد شده است. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت، در سطح کلِ اقتصاد افزایش‌ها و کاهش‌ها در قیمت انرژی با اثری مستقیم بر کارایی انرژی همراه است. جباری (۱۴۰۲) در تحقیق خود به بررسی عوامل مؤثر بر شدت انرژی در ایران پرداخته است. روش این پژوهش به‌صورت مروری و کتابخانه‌ای بوده است. یافته‌ها حاکیست عوامل بسیاری از جمله عوامل اقتصادی، عوامل جمعیت شناختی، عوامل صنعتی، عوامل تجاری، وضعیت آب و هوا، اقتصاد دانش بنیان و شاخص‌های حمل ونقل بر شدت انرژی تأثیر بسزایی دارند و رابطه مستقیم و معناداری با یکدیگر دارند. بنابراین افزایش شدت انرژی در کشور در اثر تغییر ساختار فعالیت‌های اقتصادی و نیز کاهش بهره‌وری در بهره‌گیری از انرژی بوده است. همچنین بر اساس نتایج بدست آمده، یکی از عوامل بسیار تأثیرگذار بر شدت انرژی، قیمت انرژی است.

عیسی زاده روشن و همکاران (۱۴۰۲) در پژوهش خود به بررسی اثر تکانه‌های اسمی و حقیقی بر شدت مصرف انرژی در ایران پرداخته‌اند. برای این منظور از تکانه نقدینگی و مخارج دولت به‌عنوان تکانه‌های اسمی و از تکانه نرخ ارز حقیقی و بهره‌وری کل عوامل تولید به‌عنوان تکانه‌های حقیقی استفاده شده است. باتوجه به داده‌های سری زمانی ۱۳۹۹-۱۳۵۳، از طریق الگوی خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR)، مدل تحقیق برآورد گردیده است. نتایج نشان می‌دهد که اثر تکانه مخارج دولت و تکانه بهره‌وری کل عوامل تولید بر شدت انرژی منفی و پایدار و اثر تکانه نرخ ارز حقیقی و نقدینگی بر شدت مصرف انرژی مثبت و پایدار بوده است.

ب) مطالعات خارجی

آژگالیوا و همکاران[1] (۲۰۲۰) در مطالعه خود با استفاده از روش‌های تجربی و داده‌های بین کشوری از ۴۴ کشور در دوره ۲۰۱۶-۱۹۹۰، عوامل تعیین‌کننده شدت انرژی را مطالعه کرده‌اند و به تحلیل تجربی شدت انرژی و نقش ابزارهای سیاست پرداخته‌اند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که ابزارهای سیاستی سرمایه گذاری مستقیم دولت، اقدامات مالی/ مالیات و کمک‌های مالی و یارانه‌ها، در کاهش شدت انرژی

1. Azhgaliyeva *et al.*

مؤثر هستند. هیله و لمبرند[1] (۲۰۲۰) در مطالعه خود پیوند رشد- مصرف انرژی برای کره جنوبی را با در نظر گرفتن داده‌های مصرف در سطح استان برای کل مصرف انرژی و پنج حامل اصلی انرژی از سال ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۷ تجزیه و تحلیل کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که فعالیت‌های نوآورانه، بازبودن تجارت و افزایش هزینه‌های دولت، به‌طور فزاینده، شدت انرژی را کاهش داده است.

الطال و الترونه[2] (۲۰۲۱) در پژوهش خود اثربخشی دولت و ثبات سیاسی بر مصرف انرژی را در کشورهای منتخب منا طی دوره ۲۰۱۸-۲۰۰۳ بررسی کرده‌اند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که ثبات سیاسی و اثربخشی دولت بر مصرف انرژی کشورهای منطقه منا تأثیر مثبت دارد. موحدی و همکاران[3] (۲۰۲۲) در مطالعه خود به بررسی تأثیر مخارج دولت بر شدت انرژی در ده کشور برتر صادرکننده نفت خام اروپایی طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۵ پرداخته‌اند. نتایج، اثر غیرخطی مخارج دولت بر شدت انرژی با یک پارامتر آستانه را تأیید می‌کند. یافته‌ها نشان می‌دهد که تأثیر مخارج دولت بر شدت انرژی در مخارج کم دولت به‌طور قابل توجهی منفی و در مخارج بالای دولت مثبت است.

آلوارز و همکاران[4] (۲۰۲۳) در پژوهش خود به بررسی نقش سیاست‌های انرژی بر مصرف انرژی پایدار اتحادیه اروپا پرداخته‌اند. این تحقیق از مدل داده های تابلویی برای بررسی فرضیه‌های پژوهش استفاده کرده است. نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های مالیات بر انرژی، شدت انرژی را کاهش داده است.

۳. داده‌ها و معرفی مدل

با عنایت به هدف تحقیق و به منظور برآورد تأثیر متغیرهای سیاستی مالی بر شدت انرژی در کشورهای منتخب از تحلیل رگرسیونی چند متغیره استفاده شده است. فرم کلی مدل بصورت زیر است که در آن Y نشان‌دهنده متغیر وابسته، X ماتریس متغیرهای مستقل، τ_t اثرات ثابت زمانی، μ_i اثرات ثابت مقطعی و ε جمله پسماند است.

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

جهت برآورد مدل مفهومی پژوهشی، مدل پایه‌ای بصورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$EI_{it} = \alpha + \beta_1 EI_{it-1} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 EPr_{it} + \beta_4 Ex_{it} + \beta_5 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

در این رابطه، اندیس i نشان‌دهنده کشور iام و اندیس t نشان‌دهنده سال tام است. EI_{it} نشان‌دهنده شدت انرژی کشور iام در سال tام، EI_{it-1} شدت انرژی یک دوره قبل (متغیر وابسته با وقفه)، GDP_{it} تولید ناخالص داخلی سرانه کشور iام در سال tام، EPr_{it} شاخص قیمت انرژی (نسبت قیمت برق به شاخص قیمت

1. Hille & Lambernd
2. Al-Tal & Al-Tarawneh
3. Movahedi *et al.*
4. Alvarez *et al.*

مصرف‌کننده) کشور iام در سال tام و Ex_{it} نشان‌دهنده سهم صادرات از تولید ناخالص داخلی برای کشور i ام در سال t ام می‌باشند. Z_{it} نیز نشان‌دهنده متغیرهای سیاستی مالی کشور iام در سال tام است.

قابل ذکر است که شدت انرژی طبق تعریف عبارت از نسبت مصرف نهایی انرژی (مصرف انرژی اولیه) به تولید ناخالص داخلی است و نشان می‌دهد که هر کشوری به ازای هر دلار تولید ناخالص داخلی، چه مقدار انرژی نهایی (انرژی اولیه) مصرف کرده است (ترازنامه انرژی کشور، سال‌های مختلف). GDP_{it} تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۵ است. EPr_{it} شاخص قیمت انرژی است، اما چون شاخص جهانی برای قیمت انرژی وجود ندارد لذا اقدام به شاخص‌سازی شده است. برای شاخص‌سازی با توجه به ساختار کشورهای مورد مطالعه، از نسبت قیمت برق به شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده شده است. البته در مطالعات مربوط به کشورهای توسعه یافته بعضاً از شاخص قیمت نفت به تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود.

با توجه به ماهیت موضوع، جهت بررسی تأثیر متغیرهای سیاستی مالی بر شدت انرژی کشورهای منتخب، مدل‌های زیر برآورد می‌شوند:

$$EI_{it} = \alpha + \beta_1 EI_{it-1} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 EPr_{it} + \beta_4 Ex_{it} + \beta_5 Tax_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

$$EI_{it} = \alpha + \beta_1 EI_{it-1} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 EPr_{it} + \beta_4 Ex_{it} + \beta_5 GovC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۴)$$

$$EI_{it} = \alpha + \beta_1 EI_{it-1} + \beta_2 GDP_{it} + \beta_3 EPr_{it} + \beta_4 Ex_{it} + \beta_5 ESub_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

در این معادلات، Tax_{it} ، Gov_{it} و $ESub_{it}$ به‌ترتیب نشان‌دهنده مالیات (منهای یارانه) بر تولیدات کشور iام در سال tام، مخارج مصرف نهایی دولت کشور iام در سال tام و یارانه‌های انرژی برای کشور i ام در سال t ام است. متغیرهای کلیدی پژوهش شامل متغیرهای سیاستی مالی هستند که این متغیرها به پیروی از مطالعات فدائی و ویسی (۱۴۰۰)، زروکی و مقدسی (۱۴۰۱)، عیسی زاده، موتمنی و لک (۱۴۰۲)، آژگالیوا و همکاران (۲۰۲۰)، هیله و لمبرند (۲۰۲۰) و موحدی و همکاران (۲۰۲۲) انتخاب شده‌اند و مطابق سازوکار بیان شده در مبانی نظری، انتظار می‌رود که بر شدت انرژی اثرگذار باشند.

متغیر EI_{it-1} که به عنوان وقفه اول متغیر وابسته محسوب می‌شود، قابل انتظار است که تأثیر مثبت بر شدت انرژی داشته باشد چراکه متغیر با وقفه توضیح‌دهنده بخشی از تغییرات متغیر وابسته است. متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه به تبعیت مطالعات زروکی و مقدسی (۱۴۰۱) و هیله و لمبرند (۲۰۲۰) انتخاب شده است و انتظار می‌رود که تأثیر منفی بر شدت انرژی داشته باشد. متغیر شاخص قیمت انرژی به تبعیت از مطالعات زروکی و مقدسی (۱۴۰۱) و فدائی و ویسی (۱۴۰۰) انتخاب شده و انتظار بر تأثیر منفی آن بر شدت انرژی است. متغیر نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی به تبعیت از مطالعات جباری (۱۴۰۲) و هیله و لمبرند (۲۰۲۰) انتخاب شده‌اند و انتظار می‌رود که تأثیر مثبت بر شدت انرژی داشته باشد. متغیرهای مربوط به سیاست‌های مالی نیز به تبعیت از مطالعات عیسی زاده، موتمنی و لک (۱۴۰۲)، آژگالیوا و همکاران (۲۰۲۰)، موحدی و همکاران (۲۰۲۲) و آلوارز و همکاران (۲۰۲۳) انتخاب شده‌اند.

در مورد منبع آماری داده‌ها باید اشاره کرد که داده‌های مربوط به شدت انرژی، تولید ناخالص داخلی سرانه، نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی سرانه و همچنین داده‌های مربوط به متغیرهای سیاستی از WDI [1] اخذ شده‌اند. داده‌های مربوط به محاسبه شاخص قیمت انرژی (قیمت برق و شاخص قیمت مصرف‌کننده) نیز از WDI و برای ایران از مرکز آمار ایران و ترازنامه انرژی و وبگاه شرکت توانیر [2] استفاده شده است.

نمونه آماری پژوهش شامل ۱۳ کشور منتخب در حال توسعه است که بر اساس موجود و در دسترس بودن داده‌های مربوطه انتخاب شده‌اند. دوره زمانی مورد بررسی نیز ۲۰۲۰-۲۰۱۰ است. روش پژوهش هم مبتنی بر رویکرد داده‌های پانل و روش تخمین GMM است.

۴. حقایق آشکار شده

جدول (۱) نشان‌دهنده آمار مربوط به شدت انرژی کشورهای مورد بررسی همراه با متوسط جهان، اروپا و آسیا در سال ۲۰۲۰ است. ملاحظه می‌گردد که در بین کشورهای منتخب مورد مطالعه، شدت انرژی ایران با عدد ۱۱/۱۴ (MJ/$2017 PPP GDP) در جایگاه اول قرار دارد که نشان‌دهنده نامناسب‌ترین شکل استفاده از انرژی است. یعنی ایران در قیاس با کشورهای منتخب و در ازای هر واحد تولید ناخالص داخلی، از بیشترین مقدار مصرف انرژی برخوردار است. قابل اشاره است که متوسط شدت انرژی کشورهای منتخب از متوسط شدت انرژی در اروپا، آسیا و جهان کمتر است که دلیل آن مربوط به وجود صنایع انرژی‌بر و قیمت پایین انرژی در این کشورها است.

جدول ۱. شدت انرژی کشورهای منتخب و جهان در سال ۲۰۲۰ (MJ/$2017 PPP GDP)

کشور یا منطقه	شدت انرژی			
کشور / منطقه شدت انرژی	آفریقای جنوبی ۸/۰۶	السالوادور ۳/۲۷	دومینیکن ۲/۰۷	گرجستان ۳/۸۵
کشور / منطقه شدت انرژی	مجارستان ۳/۶۱	لهستان ۳/۵۰	گواتمالا ۴/۲۴	مالزی ۴/۲۵
کشور / منطقه شدت انرژی	بلاروس ۶/۰۱	اوکراین ۶/۹۹	ایران ۱۱/۱۴	اردن ۳/۸
کشور / منطقه شدت انرژی	نیکاراگوئه ۴/۶۰	جهان ۴/۵۱	آسیا ۳/۹۷	اروپا ۲/۹۸
متوسط شدت انرژی کشورهای منتخب	۵/۰۳			

منبع: یافته‌های تحقیق

1. World Development Indicators (WDI)
2. https://www.tavanir.org.ir/

جدول (۲) نشان‌دهنده خلاصه آماری از متغیر اصلی تحقیق یعنی شدت انرژی در بین کشورهای منتخب درحال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۰ است. ملاحظه می‌گردد که در این جدول آمار مربوط به متوسط، انحراف استاندارد، ماکزیمم و مینیمم شدت انرژی کشورهای منتخب در حال توسعه آورده شده‌اند. حداکثر شدت انرژی در بین کشورهای منتخب در حال توسعه طی دوره ۲۰۲۰-۲۰۱۰ متعلق به ایران با رقم ۱۱/۱۴ (MJ/$2017 PPP GDP) در سال ۲۰۲۰ بوده و حداقل شدت انرژی در بین کشورهای منتخب در حال توسعه طی دوره ۲۰۲۰-۲۰۱۰ متعلق به دومینیکن با رقم ۲/۰۷ (MJ/$2017 PPP GDP) در سال ۲۰۲۰ است.

جدول ۲. خلاصه آماری شدت انرژی کشورهای منتخب طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۲۰۱۰ (MJ/$2017 PPP GDP)

کشور / سال	ماکسیمم	مینیمم	متوسط	انحراف استاندارد
ایران	۲۰۲۰ (۱۱/۱۴)	۲۰۱۱ (۸/۳۵)	۹/۷۱	۰/۸۴
دومینیکن	۲۰۱۰ (۲/۵۷)	۲۰۱۸ (۲/۰۶)	۲/۲۷	۰/۱۹
بلاروس	۲۰۱۲ (۷/۲۴)	۲۰۱۹ (۵/۹۷)	۶/۴۳	۰/۴۳
اوکراین	۲۰۱۰ (۱۰/۲۶)	(۶/۹۵)	۸/۱۹	۰/۹۸
آفریقای جنوبی	۲۰۱۰ (۸/۸۳)	۲۰۱۵ (۷/۵۸)	۸/۰۸	۰/۳۶
السالوادور	۲۰۱۰ (۳/۹۱)	۲۰۱۷ (۳/۲۵)	۳/۴۶	۰/۲۱
گرجستان	۲۰۱۶ (۴/۲۰)	۲۰۱۰ (۳/۵۵)	۳/۹۱	۰/۲۰
مجارستان	۲۰۱۰ (۴/۵۴)	۲۰۱۹ (۳/۵۱)	۳/۹۴	۰/۳۰
لهستان	۲۰۱۰ (۴/۶۱)	۲۰۱۹ (۳/۴۲)	۳/۹۴	۰/۳۶
گواتمالا	۲۰۱۶ (۴/۳۷)	۲۰۱۱ (۴/۰۶)	۴/۱۸	۰/۰۹
مالزی	۲۰۱۳ (۵/۳۸)	۲۰۱۹ (۴/۲۵)	۴/۷۹	۰/۴۱
اردن	۲۰۱۷ (۴/۰۱)	۲۰۱۱ (۳/۵)	۳/۷۷	۰/۱۳
نیکاراگوئه	۲۰۱۰ (۴/۷۳)	۲۰۱۷ (۴/۳۶)	۴/۵۴	۰/۱۰
متوسط کشورهای منتخب	-	-	۵/۱۷	۰/۱۶

منبع: یافته‌های تحقیق

۵. برآورد مدل

با عنایت به اینکه وجود ریشه واحد در متغیرها می‌تواند منجر به شکل‌گیری رگرسیون کاذب شود به جهت اجتناب از این رخداد و پیش از براورد مدل بایستی ایستایی متغیرها بررسی شود (آرلانو و باند (۱۹۹۱))[1]. جدول (۳) نشان‌دهنده نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد متغیرهای موجود در مدل‌های تحقیق است. برای انجام آزمون ریشه واحد از آماره LLC[2] بهره گرفته شده است. همانطور که نتایج ارائه شده در جدول نشان می‌دهند، ارزش احتمال تمامی متغیرها در سطح اطمینان ۰/۹۵، پایین‌تر از ۰/۰۵ بوده و لذا همه متغیرها ایستا بوده و احتمال شکل‌گیری رگرسیون کاذب وجود ندارد.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد (LLC)

متغیر	با عرض از میدأ	با عرض از مبدأ و روند	وضعیت مانایی
EI	-۳,۷۷ (۰/۰۱)	-۳,۶۵ (۰/۰۲)	I(0)
GDP	۳,۴۰ (۰/۰۳)	-۵,۹۹ (۰/۰۰)	I(0)
EPr	-۸,۵۱ (۰/۰۰)	-۴,۳۸ (۰/۰۰)	I(0)
Ex	-۳,۵۳ (۰/۰۲)	-۳,۶۷ (۰/۰۰)	I(0)
GovC	-۳,۷۶ (۰/۰۱)	-۸,۷۱ (۰/۰۰)	I(0)
ESub	-۳,۲۶ (۰/۰۵)	-۵,۷۴ (۰/۰۰)	I(0)
Tax	-۴,۳۶ (۰/۰۰)	-۷,۲۸ (۰/۰۰)	I(0)

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۴) نشان‌دهنده نتایج مربوط به آزمون سارگان[3] و آزمون خودهمبستگی است. کاربرد آزمون سارگان در بررسی معتبر بودن متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل‌های سه‌گانه تحقیق بوده و آماره این آزمون دارای توزیع کای دو است. نتایج آزمون سارگان حاکی از آن است که فرضیه صفر مبنی بر معتبر بودن ابزارها را نمی‌توان رد کرد. بنابراین متغیرهای ابزاری به درستی و به دقت انتخاب شده‌اند. در مدل‌های GMM، به دلیل وجود وقفه اول متغیر وابسته در کنار بقیه متغیرهای مستقل، وجود همبستگی مرتبه اول طبیعی است اما باید وجود همبستگی مراتب بالاتر بررسی شود که برای این منظور از آزمون همبستگی

1. Arellano & Bond
2. Levin, Lin & Chu
3. Sargan Test

آرلانو - باند استفاده می‌شود که فرضیه صفر آن مبنی بر عدم وجود همبستگی مورد آزمون است. نتایج نشان می‌دهند که در هر سه مدل فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد بنابراین هر سه مدل فاقد همبستگی مراتب بالاتر از یک هستند.

جدول ۴. نتایج آزمون‌های سارگان و خودهمبستگی

آزمون سارگان		
مدل	آماره	احتمال
مدل اول	۹/۰۴	۰/۹۹
مدل دوم	۸/۶۷	۰/۹۸
مدل سوم	۹/۵۶	۰/۹۹
آزمون خودهمبستگی		
مدل	خودهمبستگی	آماره Z	احتمال
مدل اول	مرتبه اول	۲/۷۸	۰/۰۸
	مرتبه دوم	-۲/۰۹	۰/۳۶
مدل دوم	مرتبه اول	۲/۶۵	۰/۰۹
	مرتبه دوم	-۲/۱۶	۰/۳۹
مدل سوم	مرتبه اول	۲/۸۳	۰/۰۸
	مرتبه دوم	-۲/۲۳	۰/۴۳

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۵) نشان‌دهنده نتایج مربوط به برآورد مدل‌های تحقیق است. همانطور که نتایج نشان می‌دهند و قابل انتظار هم بود، بیشترین تأثیرپذیری شدت انرژی مربوط به وقفه شدت انرژی است، یعنی شدت انرژی دوره قبل بیشترین تأثیر را بر شدت انرژی دوره بعد دارد. دلیل اصلی آن هم مربوط به ثبات ساختار فعالیت‌های تولیدی به کارگیرنده نهاده انرژی در دوره زمانی کوتاه مدت است. ضریب متغیر EI(-1) در هر سه مدل رقم بالایی بوده و مؤید این نکته است. در مورد سایر متغیرها نیز ملاحظه می‌شود که تأثیر متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، شاخص قیمت انرژی، مالیات و هزینه‌های دولت بر شدت انرژی منفی و معنی‌دار بوده اما تأثیر متغیرهای نسبت صادرات به GDP و یارانه‌ها بر شدت انرژی مثبت و معنی‌دار است.

جدول۵. نتایج برآورد مدل‌های تحقیق

متغیرهای مستقل	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم
EI(-1)	۰/۹۵ (۰/۰۰)	۰/۹۳ (۰/۰۰)	۰/۹۵ (۰/۰۰)
GDP	-۰/۲۲ (۰,۰۲)	-۰/۲۱ (۰,۰۰۷)	-۰/۱۹ (۰/۰۲)
EPr	-۰/۱۶ (۰/۰۰)	-۰/۱۳ (۰/۰۰)	-۰/۱۷ (۰/۰۰)
Ex	۰/۰۳ (۰/۰۲)	۰/۰۲ (۰/۰۰)	۰/۰۲ (۰/۰۰)
Tax	-۰/۱۳ (۰/۰۳)	-	-
GovC	-	-۰/۴۳ (۰/۰۴)	-
ESub	-	-	۰/۰۲ (۰/۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر با توجه به اهمیت شدت مصرف انرژی در کشورهای در حال توسعه و نقش سیاست‌های مالی در شدت انرژی این گروه از کشورها، عبارت از بررسی تأثیر برخی از متغیرهای نمایانگر سیاست‌های مالی بر شدت انرژی در گروه منتخب از کشورهای در حال توسعه طی دوره ۲۰۲۰-۲۰۱۰ است. برای دستیابی به هدف تحقیق از روش پانل دیتا (GMM) استفاده شد.

با توجه به یافته‌های جدول (۵) و در مورد تولید ناخالص داخلی سرانه ملاحظه می‌گردد که ضریب این متغیر در هر سه مدل منفی و معنی‌دار است. افزایش در GDP به معنی تقاضای بیشتر برای نهاده‌های تولید بویژه انرژی است و لذا همراه با افزایش در مصرف انرژی است و چون نسبت مصرف انرژی به GDP نمایانگر شدت انرژی است، بنابراین شدت افزایش این دو متغیر می‌تواند تعیین‌کننده افزایش یا کاهش شدت انرژی باشد. با توجه به نتایج به دست آمده، قابل استنباط است که افزایش در مصرف انرژی به مراتب بیشتر از افزایش در GDP بوده و دلیل اصلی آن نیز در ساختار تولیدی کشورهای منتخب است که عمدتاً با تکنولوژی‌های قدیمی بوده و انرژی بر هستند. نتایج در مورد شاخص قیمت انرژی حاکی از تأثیر منفی و معنی‌دار آن بر شدت انرژی است. علامت منفی کاملاً قابل انتظار است چراکه افزایش در قیمت هر نهاده تولیدی از جمله انرژی منجر به کاهش تقاضا برای آن نهاده شده و در نتیجه کاهش شدت انرژی قابل انتظار است. البته بدیهی است که کاهش تقاضای انرژی می‌تواند منجر به کاهش GDP نیز بشود و از آن طریق منجر به افزایش شدت انرژی شود، اما به هر ترتیب مجموع این دو اثر مؤید تأثیر منفی افزایش شاخص قیمت انرژی بر شدت انرژی است. اینطور نیز می‌توان تحلیل کرد که افزایش قیمت انرژی سبب استفاده از تکنولوژی‌های تولیدی صرفه‌جویی کننده در انرژی شده و تولید هر واحد از کالاها و خدمات با مصرف انرژی

کمتری صورت می‌گیرد. همچنین افزایش شاخص قیمت انرژی موجب جایگزینی سایر نهاده‌ها با نهاده انرژی شده و بدین ترتیب کاهش شدت انرژی رخ می‌دهد.

سهم صادرات از GDP دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر شدت انرژی است. قابل استنباط است که چنانچه تولیدکنندگان کشورهای منتخب تمایل بیشتری به صادرات داشته باشند بایستی از کانال افزایش تقاضا برای نهاده‌های تولیدی از جمله انرژی این امر محقق شود و لذا افزایش تقاضا برای انرژی به معنی افزایش مصرف انرژی بوده و نتیجه این رخداد، افزایش شدت انرژی است. تحلیل دیگر آن است که روند تولید و حمل‌ونقل کالاهای صادراتی نیازمند استفاده از انرژی است. بنابراین افزایش صادرات موجب افزایش فعالیت‌های اقتصادی شده و تقاضا برای انرژی و به تبع آن شدت انرژی افزایش می‌یابد. در عین حال تأثیر مثبت صادرات بر شدت انرژی می‌تواند به این دلیل باشد که نهاده انرژی در کشورهای مورد مطالعه ارزان است و همین ارزان بودن منجر به ایجاد مزیت در کالاهای انرژی‌بر برای صادرات شده است و این نیز سبب ایجاد انگیزه در تولیدکنندگان برای جایگزینی نهاده انرژی به جای سایر نهاده‌ها در تولید کالاها شده و لذا افزایش شدت انرژی رخ می‌دهد.

از بین متغیرهای مرتبط با سیاست‌های مالی، تأثیر هر سه متغیر مالیات، یارانه و هزینه‌های دولت بر شدت انرژی معنی‌دار بوده اما تأثیر مالیات و هزینه‌های دولت منفی و تأثیر یارانه‌ها مثبت است. در مورد تأثیر مالیات بر شدت انرژی باید اشاره کرد که از یکسو افزایش مالیات‌ها می‌تواند منجر به افزایش هزینه‌های تولید شده و لذا کاهش تولید و کاهش تقاضا قابل رخداد است که به معنی کاهش مخرج شدت انرژی است. اما در سوی دیگر باید توجه داشت که کاهش تولید از کانال کاهش تقاضا برای نهاده‌های تولیدی از جمله انرژی قابل تحقق است که به معنی کاهش صورت در رابطه شدت انرژی است. بنابراین در مجموع نتایج جدول ۵ در مورد ضریب متغیر مالیات نشان‌دهنده غلبه تأثیر دوم بر اول بوده و ضریب این متغیر منفی است.

در تأیید اثرگذاری منفی مالیات بر شدت انرژی، بامول و اتس[1] (۱۹۸۸)، اتحادیه اروپا[2] (۲۰۰۹) و روبرتون و ویلیامز[3] (۲۰۱۶) معتقدند که تنظیم مالیات‌ها در جهت کاهش آلودگی از طریق بهبود تکنولوزی و اصلاح رفتار تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان سبب کاهش مصرف و شدت انرژی می‌شود. بدیهی است که تحلیل مشابهی در جهت عکس در مورد یارانه‌ها نیز می‌توان ارائه کرد که مؤید تأثیر مثبت و معنی‌دار یارانه‌ها بر شدت انرژی در کشورهای منتخب است. تحلیل مربوط به اثرگذاری مخارج دولت بر شدت انرژی نیز مشابه تحلیل قبلی است به این معنی که از یکسو افزایش مخارج دولت منجر به افزایش تقاضا و لذا افزایش تولید شده و در نتیجه مخرج رابطه شدت انرژی افزایش می‌یابد از سوی دیگر، افزایش تولید از کانال افزایش تقاضای نهاده‌های تولیدی از جمله انرژی محقق می‌شود که به معنی افزایش مصرف انرژی و افزایش صورت کسر شدت انرژی است اما نتایج جدول ۵ مؤید غلبه تأثیر اول بر دوم است.

1. Baumol & Oates
2. European Union
3. Roberton & Williams

با توجه به یافته‌های پژوهش حاضر و در مورد کشورهای منتخب در حال توسعه می‌توان توصیه کرد که یکی از راهکارهای کاهش شدت انرژی عبارت است از بکارگیری سیاست‌های مالی از سوی دولت از کانال افزایش نرخ‌های مالیاتی (بویژه برای فعالیت‌های تولیدی انرژی‌بر)، افزایش هزینه‌های دولت (بویژه سرمایه‌گذاری دولتی در زیرساخت‌ها) و کاهش یارانه‌های پرداختی باشد.

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 شده‌است.

منابع

جباری، نا صر. (۱۴۰۲). برر سی عوامل مؤثر بر شدت انرژی در ایران. سومین کنفرانس بین المللی تحقیقات پیشرفته در مدیریت و علوم.

زروکی، شهریار و مقدسی سدهی، اکرم. (۱۴۰۱). شاخص قیمت انرژی و تحلیل اثر غیرخطی آن بر کارایی انرژی در ایران با رویکرد بخشی. *اقتصاد باثبات*، ۳(۷)، ۱۰۹-۸۳.

فدائی، مهدی و ویسی، شهلا. (۱۴۰۰). شدت انرژی، ساختار مالکیت و تمرکز صنعتی در صنایع کارخانه‌ای ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۷(۶۹)، ۲۲۲-۱۹۷.

عیسی زاده رو شن، یو سف؛ مؤتمنی، مانی و لک، شیدا. (۱۴۰۲). اثر تکانه های ا سمی و حقیقی بر شدت مصرف انرژی: یک رهیافت ساختاری. *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۱۷(۳۴)، ۳۲-۷.

مهرآرا، محسن و زارعی، محمود. (۱۳۹۰). اثرات غیر خطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی مبتنی بر رویکرد حد آستانه‌ای. *پژوهش‌های رشد و توسعه‌ی اقتصادی*، ۵، ۳۳-۱.

References

Al-Tal, R. & Al-Tarawneh, A. (2021). The impact of government effectiveness and political stability on energy consumption in the selected MENA economies. *International Journal of Energy Economics and Policy*, *11*(2), 1-6.

Alvarez, M. T., Pineiro-Villaverde, G., & Soares, I. (2023). Renewables, taxes and competitive markets: the role of energy policies on the EU's sustainable energy consumption. *Environment, Development and Sustainability*, 1-22.

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.

Azhgaliyeva, D., Liu, Y., & Liddle, B. (2020). An empirical analysis of energy intensity and the role of policy instruments. *Energy Policy*, *145*, 111773.

European Union. (2009). the role of fiscal instruments in environmental policy. *Taxation Papers*, 19.

Fadaee, M., & Veisi, S. (2021). Energy intensity, ownership structure and industrial concentration in Iran's manufacturing industries. *Quarterly Energy Economics Review*, *17*(69), 197-222. (In Persian).

Hille, E., & Lambernd, B. (2020). The role of innovation in reducing South Korea's energy intensity: Regional-data evidence on various energy carriers. *Journal of Environmental Management*, *262*, 110293.

Eisazadeh Roshan, Y., Motameni, M., & Lak, S. (2022). The effect of nominal and real shocks on the energy intensity in Iran: A structural approach. *Macroeconomics Research Letter*, *17*(34), 7-32. (In Persian).

Jabari, N. (2023). Investigating factors affecting energy intensity in Iran. The third international conference on advanced research in management and science. (in Persian)

Jamshidi M. M. (2008). An analysis of residential energy intensity in Iran: a system dynamics approach. Sharif University of Technology, Faculty of Computer Engineering.

Mehrara, M. & Zarei, M. (2018). The non-linear effects of energy consumption on economic growth based on the threshold limit approach. *Economic Growth and Development Research*. 5, 1-33. (In Persian).

Movahedi, M., Shahbazi, K., & Farid, S. H. (2022). The effect of government expenditure on energy intensity: a panel smooth transition regression (PSTR) approach. *International Journal of Global Energy Issues*, *44*(4), 292-310.

OECD. (2006). Subsidy reform and sustainable development: economic, environmental and social aspects. ISBN Number: 9264025642.

Roberton, C. & Williams III, R. C. (2016). *Environmental Taxation* (No. w22303). National Bureau of Economic Research, 22303.

Stern, D. I. (2004). Energy and economic growth. Rensselaer working paper. No 410, 112-122.

Zaroki, S., & Moghadasi Sedehi, A. (2022). Energy price index and analysis of its non-linear effect on energy efficiency in Iran with a sector approach. *Stable Economy Journal*, *3*(2), 83-109. (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 ۹، شماره ۳، شماره پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۲
صفحات ۱۰۶-۸۱

مقاله پژوهشی

ارزیابی فرار مالیاتی در ایران بر اساس مدل بازی کالای عمومی: نمادی آغازین از توسعه خرد [۱]

یداله دادگر [۲]، محمد رضا بیگدلی [۳] و علی رضایی [۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۳۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۲۵

چکیده

اقتصاد رفتاری و توسعه خرد از رویکردهای جدید علم اقتصاد هستند که از دهه ۱۹۷۰ به بعد بروز پژوهشی داشته‌اند. هر دو یافته‌های جدیدی دارند که می‌تواند برای حل و فصل خلأ توسعه نیافتگی بکار روند. یکی از عناصر کلیدی توسعه نیافتگی در اقتصاد ایران، نداشتن سیستم مالیاتی استاندارد است. در ضمن یک نارسایی معنادار دستگاه مالیاتی در ایران، فرار مالیاتی است که در عمل نزدیک به ۵۰ درصد برآورد می‌شود. نبود دستگاه مالیاتی استاندارد در ایران یک علت اساسی نفت خام محوری تأمین هزینه‌های دولت نیز هست. با توجه به شرایط حاضر اقتصاد ایران و کاهش درآمدهای نفتی، تأمین مالی هزینه دولت از طریق مالیات بیش‌ازپیش اهمیت دارد. از این‌رو این مقاله با استفاده از رویکرد اقتصاد رفتاری، پدیده فرار مالیاتی در ایران را مورد بررسی قرار داده است. در این کار از روش اقتصاد آزمایشگاهی و مدل توبیت استفاده شده و شرکت‌کنندگان از طریق نرم‌افزار زی‌تری [۵] وارد فرایند بازی شده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که شهروندان ایرانی حاضرند برای حل مشکل فرار مالیاتی، از منافع شخصی خود بگذرند و به اثربخشی سیاست اصلاح مالیاتی کمک کنند. این یافته بر اساس رویکرد سنتی اقتصاد قابل تبیین نبوده چون بر انگیزه‌های غیر نفع شخصی طلبانه استوار است. در عین حال این یافته خود تولیدگر بالقوه پیام سیاستی مهمی برای بهبود سیاست‌های دولت نیز هست.

واژگان کلیدی: فرار مالیاتی در ایران، اقتصاد رفتاری و اقتصاد آزمایشگاهی، بازی کالای عمومی، توسعه خُرد.
طبقه‌بندی موضوعی: *O12, C92, H26*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2023.44772.1362
۲. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه بهشتی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (y_dadgar@sbu.ac.ir).
۳. هیات علمی پژوهشکده علوم شناختی، دانشگاه بهشتی، تهران، ایران. (bigdelimohammadreza@yahoo.com).
۴. کارشناس ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه بهشتی، تهران، ایران. (ugdrezaei@gmail.com).
5. Z-tree

مقدمه

مسئله اصلی بررسی این پژوهش تحلیل یک موضوع از توسعه خرد و در عین حال یک مشکل در اقتصاد بخش عمومی ایران در عرصه مالیات است. در نظریه‌های اقتصادی حفظ نهادهای اجتماعی و خدمات عمومی که مشمول نارسایی و یا شکست بازار هستند از وظایف حکومت‌ها است. بحث تأمین‌مالی خدمات یاد شده که تحت عنوان کلی کالاهای عمومی قرار دارند، از موضوعات کلیدی در قلمرو دولت است. از سال ۱۹۳۰ به بعد قلمرو دولت‌ها گسترده‌تر شده و آنها وظایف متفاوتی نسبت به گذشته در عرصه‌های گوناگون بر عهده گرفته‌اند. این امر در عین حال موجب رشد هزینه‌های بخش عمومی گشته که به‌طور ضمنی به معنای لزوم افزایش مالیات‌ها به‌عنوان منبع اصلی درآمد دولت‌ها برای تامین هزینه عمومی است. چون از منظر اقتصادی مهم‌ترین درآمد اقتصادی دولت مالیات است. استفاده از منابع طبیعی (مثل درآمد نفت خام) برای تأمین هزینه‌های عمومی، خلاف قاعده اقتصادی است. این موضوع در عین حال یک دشواری اساسی در توسعه نیافتگی اقتصاد ایران است. دولت با استفاده از درآمد بیشتر مالیاتی می‌تواند خدمات بهتری در جهت افزایش رفاه شهروندان ارائه دهد. به عنوان مثال وقتی دولت‌ها درکشورهای کره جنوبی، ژاپن، سوئد، فرانسه و آلمان بطور میانگین ۳۷ درصد تولید ناخالص را مالیات می‌گیرند، می‌توانند همین مقدار را برای بهبود رفاه شهروندان کشور خود هزینه کنند. نسبت مالیات از تولید ناخالص در کشورها، با فرض ثبات سایر شرایط، در عین حال نماد معناداری از توسعه یافتگی است. نسبت مالیات از تولید ناخالص درکشور ایران کمتر از ۸ درصد است، لذا دولت برای تامین کالاهای عمومی از منابع غیراقتصادی (مثل درآمد حاصل از فروش نفت خام) استفاده می‌کند. سهم مالیات‌ها از درآمد دولت در عین حال یکی از شاخص‌های کارآمدی بخش عمومی است به‌طوری که با افزایش سهم مالیات از درآمدهای دولت آثار نامطلوب اقتصادی کاهش می‌یابد. زیرا در این صورت هم منابع طبیعی هدر نمی‌رود و هم رفاه عمومی بالا می‌رود. در کشورهای توسعه‌یافته مالیات‌ها ۹۰ تا ۹۵ درصد از هزینه‌های بخش عمومی را پوشش می‌دهد اما در کشورهای کمترتوسعه یافته به دلیل ناکارایی سیستم مالیاتی، سهم این بخش از درآمدهای بخش عمومی به‌مراتب پایین‌تر است (دادگر ۱۳۹۷، دامن‌کشیده و اصغری ۱۳۹۸). از جمله موانع پیشرفت دولت‌ها جهت تحقق اهداف مالیاتی در کشورهای درحال‌توسعه بحث فرار مالیاتی است. فرار مالیاتی به ترتیباتی غیرقانونی اطلاق می‌گردد که موجب کاهش درآمد طبیعی دولت و در نهایت افزایش بدهی دولت می گردد.

بررسی این موضوع از منظر اقتصاد رفتاری ابعاد دیگری را نیز پوشش می‌دهد. اقتصاد رفتاری به‌عنوان یکی از رویکردهای اقتصاد متعارف به توضیح رفتار اقتصادی بر اساس یافته‌های روانشناسی می‌پردازد. بر اساس این رویکرد افراد علاوه بر منافع شخصی کوتاه‌مدت فردی، منافع اجتماعی را نیز در نظر می‌گیرند. بی‌توجهی به این یافته مهم در تعیین سیاست‌های اقتصادی بخش عمومی می‌تواند موجب انحراف برنامه‌های اقتصادی از اهداف تعیین‌شده گردد. از این‌رو توجه به این یافته و سایر یافته‌های رویکرد رفتاری دارای ظرفیتی عظیم در اصلاح ساختارها و کارکردهای بخش عمومی است (تیلر[1]، ۲۰۱۶؛ دادگر، ۱۴۰۱؛ اسکات[2]،

1. Thaler
2. Skott

۲۰۲۳). اقتصاد رفتاری وارد حوزه خرد شده و نوعی رویکرد سازگار با توسعه خرد به حساب می‌آید و از این نظر واقع‌نمایی بیشتری به همراه دارد.تبیین و بررسی فرار مالیاتی طبق رویکرد سنتی نئوکلاسیک، بر اساس فروضی صورت می‌گیرد که از دیدگاه اقتصاد رفتاری منطبق بر رفتار واقعی کارگزاران نیست. از جمله فروض رویکرد سنتی، توجه کارگزاران به مطوبیت انتظاری و انتظار عقلانی از نوع ابزاری است، که تنها انگیزه اثربخش کارگزاران اقتصادی را حداکثرسازی منافع شخصی می‌داند. البته عقلانیت می‌تواند هم ابزاری باشد و هم فراگیر،که درآن صورت هم به منافع شخصی است و هم به منافع اجتماعی توجه داشته باشد،که این فرض اقتصاد رفتاری از عقلانیت است. جالب توجه است که رویکرد رفتاری جهت اصلاح نظریه مطلوبیت انتظاری و تبیین دقیق‌تر رفتار اقتصادی، تئوری مطلوبیت غیرانتظاری را ارائه کرده است. اقتصاد رفتاری از تئوری مطلوبیت غیرانتظاری در بحث فرار مالیاتی جهت بررسی احتمالات رفتاری افراد استفاده می‌کند. به عنوان یک تفاوت بین مطلوبیت انتظاری (رویکرد سنتی) و غیرانتظاری (رویکرد رفتاری)، می‌توان اشاره کرد که بر اساس یافته‌های اقتصاد رفتاری، شهروندان این احتمال را که در معرض نظارت مالیاتی قرار گیرند، خیلی بیشتر از واقع می‌دانند. این واقعیت از نظر اقتصاد رفتاری بر میزان تمکین مالیاتی افراد تأثیر می‌گذارد. همچنین رویکرد رفتاری از نقطه‌نظری دیگر با استفاده از مدل‌های مبتنی بر تئوری تعاملات اجتماعی به بررسی فرار مالیاتی پرداخته است. تئوری تعاملات اجتماعی بر اهمیت هنجارهای اجتماعی و تأثیر رفتارهای متقابل افراد بر شکل‌گیری ترجیحات تأکید دارد، که این برعکس فرض‌های رفتاری رویکرد سنتی است. به عبارت دیگر بر خلاف رویکرد سنتی که ترجیحات افراد و مالیات‌دهندگان را فردی و ثابت می‌داند، بر اساس اقتصاد رفتاری، از یک سو ترجیحات مالیات‌دهندگان فقط فردی نیست و اجتماعی هم هست و از سوی دیگر ترجیحات ثابت نیست و تغییر می‌کند. طبق این رویکرد، تمکین مالیاتی به‌عنوان یک هنجار اجتماعی متأثر از نهادهای رسمی و غیررسمی است. این تمکین مالیاتی با توجه به نوعی اخلاق اجتماعی و ترجیح اجتماعی و همچنین با توجه به عواملی چون انصاف، باورها و عقاید و هویت اجتماعی شهروندان قابل تبیین است (کانمن،[1] ۲۰۱۱؛ امیری، ۱۳۹۶؛ دینووی[2] ۲۰۲۱).

بررسی مسئله فرار مالیاتی در ایران به‌خصوص در حال حاضر از اهمیت دوچندانی برخوردار است. علاوه بر سهم نامتناسب مالیات از بودجه در ایران در مقایسه با دیگر کشورها (چه توسعه‌یافته ها و چه در حال توسعه‌ها)، درآمدهای مالیاتی با هزینه‌های عمومی سازگار نبوده و دولت درآمد خود را از دیگر منابع (مثل فروش نفت خام) تأمین می‌کند. از طرفی وابستگی بودجه به درآمدهای نفتی نیز باعث افزایش اندازه دولت گشته است (دادگر و همکاران، ۱۳۹۲). طبق برآوردهای بانک مرکزی و مرکز آمار ایران نرخ فرار مالیاتی در عمل نزدیک ۵۰ درصد بوده و بیشتر از ۴۰٪ از فعالیت‌های اقتصادی نیز معافیت مالیاتی دارند. این در حالی است که این شاخص در کشورهای با مالیات استاندارد حداکثر ۵ درصد است. طبق گزارش سازمان امور مالیاتی در سال ۱۴۰۲، حدود ۹۰ درصد از صاحبان اصناف و مشاغل، کمتر از ۱۰ میلیون

1. Kahneman
2. Dinovi

تومان در سال مالیات می‌دهند، این در حالیست که یک کارمند معمولی که بطور متوسط ماهانه ۱۰ میلیون تومان حقوق دریافت می‌کند، سالانه پنج تا شش میلیون تومان مالیات می‌پردازد. همچنین مالیات بر درآمد حقوق‌بگیران حدود ۱۲ درصد کل درآمدهای مالیاتی بوده است. این در شرایطی است که با وجود اینکه سهم صاحبان مشاغل و اصناف از تولید ناخالص داخلی ۲۰ تا ۳۰ درصد است، در درآمدهای مالیاتی فقط پنج درصد سهم دارند. این مسئله در ضمن نشان‌دهنده عدم وجود عدالت مالیاتی در ایران است. قابل توجه است که تنها معافیت مالیاتی سود سالانه سپرده بانکی اشخاص حقوقی، باعث از دست رفتن ۴۰ هزار میلیارد تومان درآمد مالیاتی می‌شود.

ضعف عملکرد نظام مالیاتی در ایران باعث وابستگی بودجه به درآمدهای نفتی گردیده که این مسئله دارای عوارضی از جمله نوسانات قیمت نفت و انبساط و انقباض‌های اجباری سیاست مالی است که کارکرد دولت را به‌عنوان تثبیت‌کننده چرخه‌های کسب و کار تضعیف می‌کند. همچنین نفت خام محوری موجب بروز بیماری هلندی و دولت رانتی می‌شود و منابع و فعالیت‌های رقیب نفت خام از دور رقابت خارج می‌شوند. اینها در عین حال همگی در راستای عمیق‌تر شدن شکاف توسعه در ایران است. از طرفی تشدید تحریم‌های بین‌المللی و کاهش فروش نفت، موجب کاهش درآمدهای دولت و افزایش کسری بودجه شده است. این مسئله دست‌کم دارای تبعات تورمی است. چون دولت ایران برای کاهش بدهی، بیشتر از طریق استقراض از بانک مرکزی (چاپ پول بدون پشتوانه اقتصادی) عمل می‌کند که نقدینگی و پایه پولی را بالا برده موجب افزایش تورم می‌شود. طی سال‌های اخیر کارشناسان اقتصادی در ایران تأکید فراوانی بر قطع وابستگی بودجه به درآمدهای فروش نفت خام دارند. افزایش کارایی سیستم مالیاتی و بهینه‌سازی درآمدهای مالیاتی به‌عنوان یک منبع درآمد پایدار و با ثبات از جمله راه‌حل‌های این معضل است. لذا بررسی فرار مالیاتی به‌عنوان یکی از مشکلات سیستم مالیاتی ایران از اهمیت فراوانی برخوردار است. فرار مالیاتی در ایران از چند منبع اصلی سرچشمه می‌گیرد. بخشی از این مسئله مربوط به بسترهای نادرست قانونی است. منبع دیگر ساختارهای بوروکراتیک فسادزا است. بسترهای رفتاری و هنجاری کارگزاران اقتصادی نیز یکی دیگر از عوامل توضیح‌دهنده پدیده فرار مالیاتی در ایران است. نبود بخش خصوصی توسعه‌یافته و مستقل در ایران و سیطره بخش حکومتی خصوصی‌نما بر اقتصاد، پایین بودن بهره‌وری و نبود بانک اطلاعاتی قابل قبول برای وضع مالیات بر ترکیب درآمد و عدم اعتماد کافی مردم به دولت از دیگر دشواری‌ها و عوامل ناکارآمدی دستگاه مالیاتی ایران هستند.

همچنین می‌توان به مسئله فرار مالیاتی از منظر توسعه خرد پرداخت. رویکردهای خُرد اقتصادی به توسعه، بر مطالعات سطح فردی برای تبیین پیامدهای کلان مانند رشد و نابرابری تأکید دارند. به عنوان مثال، اثر بنیادین بنرجی و دافلو[1] (۲۰۱۱) با استفاده از آزمایش‌های تصادفی میدانی در کشورهای مختلف، به بررسی مداخلات خُرد اقتصادی می‌پردازد تا محدودیت‌های رفتاری توسعه را شناسایی کند. چنین تحلیل دقیقی بستر طراحی سیاست‌ها و نهادهایی جدید فراهم می‌آورد.

1. Banerjee & Duflo

توجه به ارتباط میان رفتارهای خُرد و پیامدهای کلان همچنین برای تمکین مالیاتی دارای نقش اساسی است. همان‌طور که این مقاله نشان می‌دهد از منظر اقتصاد رفتاری و توسعه خرد، فرار مالیاتی را می‌توان به این واقعیت ارتباط داد که چگونه هنجارهای اجتماعی و سوگیری‌های شناختی، رفتار مؤدیان مالیاتی را شکل می‌دهند (لاتمر و سینگال[1]، ۲۰۱۴). اتخاذ یک تصمیم کارساز اقتصادی، نیاز به اقدامات سیاستگذاری هدفمند مبتنی بر شواهد سطح خُرد را برجسته می‌کند. از این‌رو در این مقاله، فرار مالیاتی بر اساس دیدگاه اقتصاد رفتاری و با استفاده از مدل کالای عمومی، پرتوهایی از نظریه بازی‌ها و اقتصاد آزمایشگاهی و به‌طور خاص با کمک مدل فهر و گچر[2] بررسی گردیده است. فهر و گچر دو نمونه از اقتصاددانانی هستند که در این زمینه پژوهش‌های قابل توجهی انجام داده‌اند. در ادامه ضمن مرور ادبیات موضوع، مدل پژوهش و طراحی آزمایش و سپس تحلیل نتایج پردازش خواهد شد.

مروری بر ادبیات موضوع

پژوهش‌های مربوط به فرار مالیاتی با پژوهش نظری مایکل آلینگهام و آگنار ساندمو[3] (۱۹۷۲) آغاز گردید. این اثر را می‌توان به‌عنوان نخستین نظریه‌پردازی معتبر در زمینه فرار مالیاتی یاد کرد. ایده و نظریه مطرح‌شده توسط مطالعات تجربی و سیاست‌گذاری تعدیل و تکامل یافت و به مدل استاندارد فرار مالیاتی معروف شد. این نظریه تکامل یافته به‌اختصار تحت عنوان تحلیل "ای-اس[4]" نام‌گذاری گردید که مخفف نام دو صاحب‌نظر مالیاتی یعنی آلینگهام و ساندمو است. مدل ای-اس به‌صورت یک مدل استاندارد فرار مالیاتی در چهارچوب نظری ارائه شده است، ولی بسیاری از مدل‌های ارائه شده در این حوزه در اصل بسط و گسترش این مدل هستند. آلینگهام و ساندمو جهت حل معضل فرار مالیاتی به توصیه‌های سیاستی زیر می‌رسند: اول-افزایش جریمه و مجازات افراد حقیقی و حقوقی که مرتکب فرار مالیاتی شده‌اند. دوم-افزایش بودجه سازمان‌های مالیاتی در جهت بهبود کارایی و بهره‌وری و با هدف کشف و شناسایی هر چه بیشتر فراریان مالیاتی. جالب توجه است که مطالعات جدید فرار مالیاتی، به بررسی هزینه‌های روانی و اجتماعی‌ای می‌پردازند که فرد در صورت ارتکاب مجبور به پرداخت آن‌ها است. این هزینه‌ها از منظر اقتصاد رفتاری و توسعه خرد شامل هزینه‌هایی همچون ترس از کشف تخلف، و یا شرمساری پس از آن، اهمیت بالایی دارد. از منظر مطالعات رفتاری دارا بودن جایگاه اجتماعی منجر به افزایش مطلوبیت افراد گشته و تضعیف یا در خطر قرار گرفتن آن جایگاه، مطلوبیت منفی است. در این رابطه کاهش مطلوبیت از ناحیه کشف فرار مالیاتی دارای هزینه روانی بوده و بر تصمیم افراد در رابطه با فرار مالیاتی تأثیرگذار است. اشاره به یک نکته که از منظر مطالعات رفتاری و بر خلاف رویکرد سنتی، منزلت اجتماعی و انسانی نیز

1. Luttmer & Singhal
2. Fehr & Gachter
3. Allingham & Sandmo
4. A-S

علاوه بر منافع مادی و پولی اهمیت اساسی در تصمیم‌گیری دارد، کلیدی به نظر می‌رسد. در رویکرد سنتی فقط هزینه-فایده ساده پولی، مالی و اقتصادی مطرح است ولی در رویکردهای رفتاری و توسعه خرد، هم امور پولی، مالی و اقتصادی مطرح است و هم امور غیرآنها. این واقعیت در پیشبرد اهداف این مقاله نقش برجسته‌ای دارد، چون با فرض چنین رفتارهای امکان اصلاح سیاست‌های مالیاتی دولت در مبارزه با فرار مالیاتی فراهم می‌شود. گوردون[1] (۱۹۸۹) به عنوان نوعی آغازگر این نوع مطالعات فرار مالیاتی، برای اولین بار نقش هزینه‌های روانی ناشی از فرار مالیاتی را وارد مدل تصمیم‌گیری افراد کرد. این نوع پژوهش‌های مربوط به برجسته بودن منزلت اجتمایی و انسانی، در عین حال یک تفاوت ساختاری بین جوامع پیشرفته از یک سو و کمتر توسعه یافته از سوی دیگر را نشان می‌دهد. یعنی با وجودی که کشورهای توسعه نیافته هنوز درگیر دغدغه‌های حداقل رفاه، درآمد و شغل برای گذران زندگی هستند، پیشرفته‌ها از این موارد عبور کرده و دنبال بهبود در منزلت اجتماعی هستند.

از مسائل اصلی مورد بحث دیدگاه رفتاری نوع مدل مطلوبیتی است که کارگزار بر اساس آن به تصمیمات خود در حوزه فرار مالیاتی سمت و سو می‌دهد. همانطور که اشاره شد این نوع مدل" مطلوبیت غیرانتظاری" نامیده می‌شود. مدل‌های مطلوبیت غیر انتظاری فرضیات رویکرد سنتی (مطلوبیت انتظاری) در ارتباط با ترجیحات مؤدیان مالیاتی را مورد نقد قرار داده و با تعدیل و اصلاح آن فرضیات، مدعی تفسیر دقیق‌تری از شواهد فرار مالیاتی هستند. بر اساس مطلوبیت انتظاری (سنتی)، افراد، ریسک‌پذیر به حساب می‌آیند و بر اساس ریسک مورد نظر و احتمال انجام یک واقعه و توجه به آینده تصمیم می‌گیرند. همچنین فرض می‌شود همه مؤدیان مالیاتی رفتار عقلانی (از نوع ابزاری)، دارند و بر اساس هزینه-فایده ساده اقتصادی رفتار می‌کنند. همینطور فرض می‌شود که سازمان مالیاتی نیز به دقت رفتارها را می‌شناسد و همه با محاسبه دقیق، امور را پیش می‌برند. از این رو، فرار مالیاتی منجر به جریمه فرد خطاکار می‌گردد. در نتیجه می‌توان با توجه به تعداد مؤدیان، تعداد بازرسان و ... احتمال وقوع این رخداد را محاسبه و با توجه به آن به تصمیم‌گیری در ارتباط با فرار مالیاتی پرداخت. اما بر اساس مدل‌های مطلوبیت غیرانتظاری افراد در تصمیم خود در ارتباط با فرار مالیاتی به برداشت ذهنی خود از وقوع این رخدادها رجوع کرده که احتمال حسابرسی را بیش از واقع ارزیابی می‌کند. مهم‌تر اینکه این مسئله منجر به تمکین بیشتر مالیاتی می‌گردد. یعنی بر اساس مطلوبیت غیرانتظاری محاسبات افراد و گروهها، دقیق و مطابق با واقع و پیش‌بینی نبوده و برعکس نوعی تورش نسبت به واقعیت و محاسبات دقیق دارد. این در حالی است که در فرض سنتی، افراد عقلانی فکر می‌کنند و حسابگری دقیق صورت می‌دهند و از این رو مشکلی در مالیات ستانی مطرح نیست. اما در مدل‌های مطلوبیت غیرانتظاری و رفتاری، افراد تصور می‌کنند که سازمان مالیاتی به خوبی و به زودی عدم پرداخت مالیات را دنبال می‌کند و اگر آنها به موقع نپردازند، به نوعی قانون گریز به حساب آمده جایگاه اجتماعی منفی بدست می‌آورند. از این‌رو است که این برداشت بر رفتار آنها اثر گذاشته و تمکین مالیاتی می‌کنند.

بر اساس مطالعه آرکاند و گرزیوسی[2] (۲۰۰۵)، مطلوبیت انتظاری سنتی که مبتنی بر احتمالات عینی است، نمی‌تواند الگوی مشاهده شده تمکین بیش از حد را توضیح دهد. اما مطلوبیت غیرانتظاری با

1. Gordon
2. Arcand & Graziosi

در نظر گرفتن سوگیری‌های شناختی در درک احتمال، توضیح بهتری از رفتار واقعی مؤدیان در زمینه تمکین مالیاتی ارائه می‌دهد. با توجه به ارتباط فرارمالیاتی و رفتار سواری رایگان، بررسی ادبیات این موضوع در این قسمت نیز حائز اهمیت است. سواری رایگان یک محور کلیدی در اقتصاد بخش عمومی و کالای عمومی است که بر اساس آن افراد می‌توانند از خدمت و یا کالا و یا موقعیتی، منافع یا مطلوبیت کسب کنند بدون آنکه در هزینه‌های آن شریک باشند. مثلاً افراد می‌توانند در شرایط سواری رایگان، به راحتی مالیات نپردازند. زمانی به رفتار یک کارگزار عنوان سواری رایگان اطلاق می‌گردد که فرد در قبال کالا یا خدمتی که از بخش عمومی دریافت کرده؛ یا اصولا هزینه‌ای نپردازد و یا هزینه‌ای متناسب با آن خدمت و یا کالا نپردازد. با وجودی که در چارچوب اقتصاد سنتی، رفتار سواری رایگان نوعی رفتار عقلانی و درست به حساب می آید، بر اساس رویکرد رفتاری و مطالعات توسعه خرد، این رفتار پسندیده نیست و افراد و گروه‌ها بر عکس در تلاش هستند که از امتیاز سواری رایگان استفاده نکنند. بررسی رفتارهای واقعی افراد در برخورد با کالای عمومی و فرار مالیاتی، برخی از تفاوت‌های دیگر "نظریه فرض محور سنتی" از یکسو، و "نظریه واقعیت محور اقتصاد رفتاری" از سوی دیگر را آشکار می‌کند. مطالعه فهر و گچر که در این مقاله مورد بررسی قرار گرفته و در مورد ایران بکار رفته، نمونه ای معنادار در این ارتباط است.

فهر و گچر[1] (۲۰۰۰) در پژوهش های خود به بررسی واکنش های جدید افراد و تفاوت آن واکنش ها نسبت به رفتارهای فرضی در رویکرد سنتی پرداخته‌اند. یک مورد مربوط به رفتار شهروندان در مورد کالای عمومی و سواری رایگان است. از این‌رو آن‌ها در این رابطه نوعی بازی کالای عمومی را اجرا کرده‌اند. آنها با طراحی نوعی از بازی کالای عمومی در پی پاسخ‌گویی به فرضیاتی بوده‌اند که مربوط به برخورد افراد با "سواری رایگان" است. فرضیه اصلی مورد بررسی فهر و گچر، "وجود احساسات منفی در افراد در برخورد با سواری رایگان" است. با وجودی که در رویکرد سنتی رفتار سواری رایگان کاری عقلانی و مثبت تلقی شده و در راستای حداکثرسازی نفع شخصی کارگزاران است، اما در فرضیه رفتاری و در مطالعه فهر و گچر برعکس، این موضوعی منفی است و گویی نوعی خطای اجتماعی، اخلاقی و یا قانونی است. این فرض فهر و گچر بر اساس مطالعات رفتاری قابل انتظار است و در عین حال نشان‌گر هوشمندی فهر و گچر و صاحب نظران مشابه آنها نیز هست. طرح این فرض‌ها و فرضیه‌های جدید، نوعی جسارت علمی به حساب می آید که در مقابل فرض‌های محکم رویکرد سنتی قرار گرفته و خلاف آن را تاکید می‌کنند. احساس منفی در فرضیه فهر و گچر به‌گونه‌ای است که باعث افزایش تمایل افراد جهت مجازات سواری گیرندگان رایگان در عین هزینه‌دار بودن آن می‌گردد. یعنی یک یافته جدید اقتصاد رفتاری آن است که از منظر شهروندان، عمل سواری رایگان غیرقابل قبول است و لازم است با آن مبارزه شود. همچنین هزینه به‌کار رفته برای حل مشکل سواری رایگان توجیه عقلانی دارد و ارتکاب آن توجیه عقلانی ندارد. فهر و گچر (۲۰۰۲) در پی پاسخ به چرایی شکل‌گیری همکاری میان افراد در شرایطی که هیچ‌گونه رابطه ژنتیکی و مشابه آن ندارند می‌پردازند. آنها با استفاده از روش آزمایشگاهی به بررسی فرضیه مجازاتی هزینه‌بر از سوی شهروندان علیه

1. Fehr & Gachter

افراد و گروه‌هایی از دیگر شهروندان می‌نمایند که سواری رایگان انجام می‌دهند. این در حالی است که خود هزینه پردازان هیچ نفعی از این مبارزه نمی‌برند. البته مزایای عمل آنها به باقی افراد جامعه می‌رسد. این مشاهده در تضاد کامل با مفهوم انگیزه منحصر به فرد حداکثرسازی نفع شخصی است که در رویکرد سنتی مورد تاکید است (در قسمت بعد به چارچوب آزمایش، طراحی و اجرای اثر فهر و گچر پرداخته می‌شود). مطالعات جدید در این رابطه همچنین بر اثبات اهمیت هنجارهای اجتماعی و انگیزه‌های ذاتی شهروندان در تصمیمات تمکین مالیاتی تأکید دارند. بسلی و همکاران[1] (۲۰۲۳) مدلی را تدوین کردند که انگیزه‌های فردی و اجتماعی برای برخورد با فرار مالیاتی و تعامل آن‌ها را در بر می‌گیرد. آن‌ها با استفاده از مالیات سرانه در انگلستان به عنوان یک آزمایش طبیعی، شواهد تجربی سازگار با پیش‌بینی‌های مدل خود را دریافتند. طبق یافته‌های آنها شوک‌های منفی به انگیزه‌های درونی پرداخت مالیات می‌تواند از طریق تعامل با هنجارهای اجتماعی، اثرات پایداری بر تمکین مالیاتی داشته باشد. همچنین کاهیونواتی و همکاران[2] (۲۰۲۳) آزمایشی انجام داده‌اند تا اثر عوامل اقتصادی (بازرسی و جریمه) و عوامل روان‌شناختی (اعتماد و هنجارهای اجتماعی) را بر گزارش‌دهی مالیاتی بررسی کنند. آن‌ها در نتیجه به شواهدی از تأثیر اعتماد و هنجارهای اجتماعی بر تمکین مالیاتی دست یافتند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که عوامل روان‌شناختی نقش مهمی در تمکین مالیاتی دارند. این مطالعات و مشابه آنها نشان می‌دهد که عوامل روان‌شناختی در طراحی سیاست‌گذاری جهت تشویق برای دفاع از منافع جمعی بسیار با اهمیت هستند. در مطالعات داخلی، منظور (۱۴۰۱) به "تحلیل رفتار تمکین مؤدیان مالیاتی در ایران، تعاملات مؤدیان، مشاوران و مأموران مالیاتی با استفاده از نظریه بازی‌ها، پرداخته است. بر اساس نتایج این پژوهش عدم وجود شفافیت، نقص اطلاعات در تعاملات میان مؤدیان، ضعف در تدابیر قانونی مناسب برای مؤدیان و مشاوران مالیاتی، موجب عدم پرداخت مالیات از طرف مؤدیان و عدم حسابرسی مؤثر از طرف مأموران مالیاتی است. خلاصه ادبیات اقتصاد رفتاری و مطالعات توسعه اقتصادی در سطح خرد به نتایج کاملا متفاوتی نسبت به یافته های مدل های سنتی دست یافته‌اند. این یافته‌ها برای حل دشواری‌هایی گوناگون توسعه‌نیافتگی، چون فرار مالیاتی و مانند آن بسیار کارساز هستند. این مقاله در تلاش است که از طریق یک آزمایش رفتاری موضوع فرار مالیاتی در ایران را مورد مطالعه قرار دهد.

مدل پژوهش و طراحی آزمایش

اشاره شد که آزمایش طراحی شده در این مقاله بر اساس مدل فهر و گچر و برای بررسی فرار مالیاتی ایران به عنوان یک نارسایی در توسعه نیافتگی، تدوین گردیده است. این آزمایش با توجه به فرضیات بازی کالای عمومی در دو حالت با قابلیت مجازات و بدون قابلیت مجازات قانون شکنان بوده و توسط ۲ گروه ۱ و ۲ انجام می‌گیرد. نمونه آزمایش مجموعاً متشکل از ۵۲ شرکت‌کننده از دانشجویان اقتصاد دانشگاه بهشتی هستند.گروه ۱ شامل ۲۸ شرکت‌کننده، خود به ۲ زیرگروه تقسیم گردیده که به ترتیب شامل ۱۶ و ۱۲ نفر

1. Besley *et al.*
2. Cahyonowati *et al.*

هستند (زیرگروه ۱ و۲). در هر دوره افراد در هر زیرگروه به طور تصادفی به گروه‌های ۴ نفره تقسیم می‌گردند. هر زیرگروه در ۶ دوره پیاپی بازی کالای عمومی بدون قابلیت مجازات و ۶ دوره پیاپی بازی کالای عمومی با قابلیت مجازات شرکت می‌کند. ترکیب‌بندی گروه‌ها در طول ۱۲ دوره متغیر است و افراد به‌طور تصادفی در زیرگروه‌ها تقسیم می‌گردند به‌طوری که احتمال هم‌گروه شدن دوباره افراد بسیار کم یا هیچ است. تعداد شرکت‌کنندگان در گروه ۲، ۲۴ نفر بوده که به ۲ زیر گروه ۱۲ نفره تقسیم می‌گردند (زیرگروه ۳و ۴). گروه‌بندی و فرایندهای بازی کالای عمومی در گروه ۲، نیز مشابه با گروه ۱ بوده تنها با ای تفاوت که جهت خنثی‌سازی اثرات سرریز، در گروه ۲ (زیرگروه ۳و ۴) بازی ابتدا با حالت مجازات آغاز می‌گردد. جدول (۱) شکل آغازین گروه‌های دوگانه بازی را نشان می‌دهد.

جدول ۱. شکل آغازین گروههای دو گانه

گروه ۲ (۶ گروه ۴ نفره)	گروه ۱ (۷ گروه ۴ نفره)	
امکان مجازات	بدون امکان مجازات	۶ دوره اول
بدون امکان مجازات	امکان مجازات	۶ دوره دوم

منبع: یافته‌های پژوهش

در بسته راهنمای ارسالی برای شرکت‌کنندگان تشریح شده که در طول فرایند آزمایش بجای واحد پولی تومان از واحدی فرضی به نام دریک استفاده شده که معادل ۱۴۰ تومان است. دلیل انتخاب این واحد پول فرضی وجود سابقه ذهنی افراد در ارتباط با واحد تومان و با هدف خالص‌سازی انگیزه افراد از هرگونه پیش‌زمینه تجربی و یا سوگیری است. در ضمن به هر شرکت‌کننده ۱۴۳ دریک برای حضور در آزمایش پرداخت می‌گردد. همچنین با توجه به امکان کاهش زیاد درآمد مشارکت‌کننده، مبلغ ۲۵ دریک بابت پوشش ضرر به فرد اختصاص داده می‌شود. در پایان، تعداد دریک‌های کسب شده در طول آزمایش (شامل ۲۵ دریک اولیه) به اضافه ۱۴۳ دریک برای حضور در آزمایش، تبدیل به تومان شده و به صورت نقد به فرد پرداخت می‌گردد. فرایند بازی در گروه‌های ۴ نفره بدون مجازات به این‌صورت است: به هر فرد ۲۰ دریک جهت سرمایه‌گذاری در یک پروژه‌عمومی (که می‌توان از آن تعبیری به‌عنوان سهم هر فرد در پرداخت مالیات داشت) تعلق می‌گیرد. حال هر یک از افراد می‌توانند بخشی از پول خود را در پروژه سرمایه‌گذاری کرده و بخش دیگر را برای خود نگه‌دارند (به‌عبارتی فرار مالیاتی داشته باشند). بازده فرد در هر دوره برابر است با:

$$\pi_i^t = y - g_i + a\sum_{j=1}^{4} g_i \qquad t = 1,...,6 \qquad a = 0.4$$

جدول ۲ بازده هر فرد از دوره های مختلف را نشان می‌دهد.

جدول ۲. بازده فرد از بازی‌های مورد نظر

نماد	شرح
π_i^t	میزان عایدی فرد i در دوره t
y	میزان عایدی ابتدایی هر فرد (۲۰ دریک)
g_i	میزان مشارکت فرد i
a	بازده سرمایه‌گذاری عمومی

منبع: پژوهش حاضر

در شرایط وجود مجازات، بازی در دو مرحله انجام می‌شود. در مرحله اول ابتدا فرایند مشابه با حالت بدون مجازات طی می‌شود. در مرحله دوم به افراد گروه میزان مشارکت ۳ عضو دیگر به طور ناشناس ارائه شده و هر فرد می‌تواند دیگر اعضای گروه را جریمه کند، هر چند این عمل برای خود فرد مجازات‌کننده دارای هزینه است. هر جریمه برای خود فرد به اندازه یک واحد پولی هزینه دارد و از طرفی باعث می‌گردد درآمد مرحله اول فرد جریمه شده ۳ دریک کاهش یابد. هر فرد حداکثر می‌تواند ۱۰ جریمه علیه هر یک اعضا گروه خود اعمال کند. همچنین اگر مجموع کاهش درآمد فرد از ناحیه جریمه‌های دریافتی، بیشتر از درآمد مرحله اول فرد باشد، درآمد فرد تنها به میزان درآمد مرحله اول فرد کاهش می‌یابد.بنابراین بازده هر فرد پس از اعمال مجازات برابر است با:

$$\pi_i'^t = \begin{cases} \pi_i^t - 3*\sum_{j\neq i} p_i^j - \sum_{j\neq i} p_j^i & if \quad \pi_i^t > 3*\sum_{j\neq i} p_i^j \\ -\sum_{j\neq i} p_j^i & if \quad \pi_i^t > 3*\sum_{j\neq i} p_i^j \end{cases}$$

جدول ۳ بازده هر فرد در بازی های مربوطه را نشان می دهد.

جدول ۳. بازده هر فرد پس از اعمال مجازات

نماد	شرح
π_i^t	میزان عایدی فرد i در مرحله اول در دوره t
$\pi_i'^t$	میزان عایدی نهایی فرد i در دوره t
p_i^j	میزان جریمه‌ای که فرد j علیه فرد i اعمال کرده است
$\sum_{j\neq i} p_i^j$	مجموع جریمه‌های اعمالی علیه فرد i
$\sum_{j\neq i} p_j^i$	مجموع جریمه‌های اعمال شده توسط فرد i

منبع: پژوهش حاضر

نمونه آزمایش: با توجه به اینکه پرداخت مالیات یک رفتار عمومی اقتصادی است و تنها محدود به قشر خاصی نیست، افراد شرکت‌کننده در آزمایش به طور تصادفی از میان دانشجویان دانشکده اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی انتخاب و از طریق پیام‌رسان‌های اجتماعی از آن‌ها جهت شرکت در آزمایش دعوت به عمل آمد. به دلیل محدودیت‌های کرونایی در زمان اجرای آزمایش و عدم امکان گردهمایی دانش‌جویان در یک مکان واحد، آزمایش به طور آنلاین ولی با نظارت دقیق برگزار گردید. تعداد افراد شرکت‌کننده در آزمایش نیز با توجه به استفاده از آزمون‌های رتبه‌ای علامت‌دار ویلکاکسون و من-ویتنی و همچنین توان، خطای نوع اول و اندازه اثر مدنظر، ۵۲ نفر در نظر گرفته شد که با توجه به مبانی آماری ذیل جهت معنی‌داری آزمون‌ها از نظر علمی معتبر می باشد.

نحوه اجرای آزمایش: جهت انجام آزمایش بازی کالای عمومی در این پژوهش از نرم‌افزار زی‌تری[1] استفاده شده است. این بسته نرم‌افزاری توسط فیشباخر[2](۲۰۰۷)، از پیشگامان توسعه نرم‌افزارهای اقتصاد آزمایشگاهی طراحی گردید. ویژگی زی‌تری این است که به طور هم‌زمان هم‌محیطی برای ساخت و توسعه ابزارها و آزمون‌ها است و هم در آن تعدادی از آزمون‌های از پیش‌ساخته شده وجود دارند. در عین حال اجرای آزمایش بازی کالای عمومی در این تحقیق با استفاده از این بسته نرم‌افزاری با دشواری‌هایی همراه بود که یکی اجرای آزمایش در یک محیط مجازی با توجه به محدودیت‌های کرونایی و همچنین غیرحضوری بودن دانشگاه‌ها در زمان برگزاری آزمایش بود. مشکل دیگر نیز نحوه اجرای آزمایش به زبان فارسی با توجه به عدم پشتیبانی نرم‌افزار زی‌تری از آن بود. نرم افزار زی‌تری ضمن پشتیبانی از زبان های مختلف، شامل زبان فارسی نمی‌گردد. جهت رفع این مشکلات از نرم افزار زی‌تری-انلیشد[3] (داچ و همکاران[4]، ۲۰۲۰) استفاده گردید که علاوه بر پشتیبانی از زبان فارسی، امکان اجرای آزمایش به صورت آنلاین را فراهم می‌کند. این نرم‌افزار توسط گراسمن[5] (مدیر آزمایشگاه اقتصادی دانشگاه کلن) و همکارانش طراحی گردیده است. جهت استفاده از آن یک سرور اختصاصی تهیه و پکیج‌های مربوطه بر روی آن نصب گردید. فرایند اجرا در این دستگاه به این ترتیب بوده که مدیر سرور نقش زی‌تری را داشته و داده‌های خروجی آزمایش بر روی سرور ذخیره می‌گردند. افراد شرکت‌کننده در آزمایش نیز از طریق لینک‌هایی که به وسیله سرور تولید می‌گردد به صورت آنلاین وارد آزمایش می‌شوند. این لینک‌ها همان نقش افزونه زی‌لیف را ایفا می‌کنند. با توجه به نیاز تولید لینک جهت ورود به آزمایش، دامنه‌ای تحت عنوان www.sbulab.ir خریداری و بر روی کد سرور نصب گردید. لینک‌های تولیدی به وسیله سرور که برای شرکت‌کنندگان ارسال گردید، به صورت زیر هستند:

https://sbulab.ir/xxxxxxxx/xxxxxx

1. Z-tree
2. Fischbacher
3. Ztree-Unleashed
4. Duch *et al.*
5. Grossman

ارزیابی گزاره‌های مدل و تحلیل نتایج

بررسی گزاره‌ها

پس از انجام آزمایش‌ها در دو گروه (شامل ۵۲ نفر شرکت‌کننده) داده‌های حاصل از رفتار شرکت‌کنندگان تحلیل و تفاوت میان شرایط کنترل و شاهد یا آزمایش با استفاده از ابزارهای توصیفی و آماری بررسی و نتایج استنباط گردیده تحت عنوان گزاره بیان گردیده است. بر این اساس رفتار شرکت‌کنندگان از لحاظ میزان مشارکت در شرایط وجود و عدم وجود مجازات در طی دورهای مختلف با هم مقایسه شده است. علاوه بر این با استفاده از آزمون ویلکاکسون رتبه علامت‌دار[1] تغییر در میزان مشارکت در وضعیت‌های کنترل و آموزش مورد آزمون قرار گرفته است. آزمون ویلکاکسون رتبه علامت‌دار از آزمون‌های ناپارامتری است که توسط فرانک ویلکاکسون ارائه گردید. از این آزمون برای مقایسه دو نمونه مرتبط، نمونه‌های همسان و یا برای انجام یک آزمون تفاوت زوجی بر روی داده‌های حاصل از اندازه‌گیری‌های مکرر روی یک نمونه واحد با هدف ارزیابی وقوع تغییر در میانگین رتبه‌ها، استفاده می‌شود. به‌طور معمول از آزمون‌های ناپارامتری زمانی استفاده می‌گردد که داده‌های جامعه مورد بررسی از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند. جهت بررسی دقیق‌تر تأثیر رفتار سواری رایگان بر عکس‌العمل دیگر افراد از تحلیل رگرسیونی استفاده شده است. در این مدل میزان جریمه دریافتی افراد به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شد. میزان انحراف مثبت از میانگین مشارکت باقی اعضا گروه، قدر مطلق میزان انحراف منفی از میانگین مشارکت باقی اعضا گروه به‌عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده‌اند. متغیر قدر مطلق میزان انحراف منفی از میانگین مشارکت باقی اعضا گروه در حالتی که مشارکت فرد بیشتر از میانگین مشارکت باقی اعضا گروه باشد، برابر با صفر در نظر گرفته می‌شود. از تفسیر ضرایب این رگرسیون جهت بررسی چگونگی استفاده شرکت‌کنندگان در آزمایش از امکان اعمال مجازات، استفاده گردیده است. گزاره های مورد نظر به صورت چهار مورد زیر هستند:

گزاره ۱: امکان مجازات خطاکاران موجب افزایش مشارکت افراد در بازی کالای عمومی گردیده است. شواهد پشتیبان از گزاره ۱ در جدول ۴ ارائه گردیده است. در ستون دوم و سوم این جدول میانگین مشارکت افراد طی تمامی دوره‌ها به تفکیک امکان مجازات، گروه و همچنین به صورت دسته جمعی بیان شده است. طبق این بررسی افراد به صورت میانگین در حالت وجود امکان مجازات مشارکت بیشتری در بازی کالای عمومی داشته‌اند. در ستون چهارم و پنجم نیز میانگین مشارکت به تفکیک بیان گردیده که باز هم تایید کننده مطلب بالا است (اعدا داخل پرانتز بیانگر انحراف معیار است).

1. Wilcoxon signed-rank test

جدول ۳. میانگین مشارکت زیرگروه‌ها

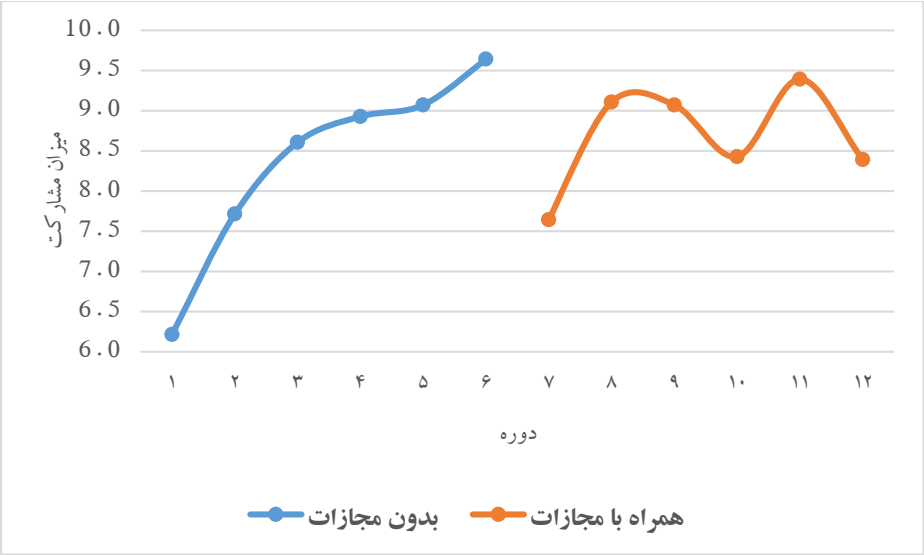
زیرگروه	میانگین مشارکت			
	تمامی دوره‌ها		دوره آخر	
	همراه با مجازات	بدون مجازات	همراه با مجازات	بدون مجازات
۱	۱۱/۱ (۳/۷)	۹/۲ (۴/۸)	۱۲/۶ (۲/۵)	۱۱/۳ (۴/۴)
۲	۶/۹ (۵/۵)	۷/۷ (۶/۱)	۵/۳ (۵/۴)	۸/۴ (۷/۲)
۳	۴/۴ (۳/۵)	۲/۶ (۲/۵)	۳/۷ (۲/۹)	۱/۶ (۱/۶)
۴	۶/۲ (۴/۹)	۳/۵ (۴/۲)	۶ (۴/۹)	۱/۹ (۴/۲)
کل	۷/۱ (۵/۱)	۵/۹ (۵/۴)	۶/۸ (۵/۳)	۶ (۶/۴)

منبع: یافته‌های پژوهش

جهت بررسی دقیق‌تر تأثیر امکان مجازات بر میزان مشارکت از آزمون ویلکاکسون استفاده شده است. نتیجه این آزمون نشان‌دهنده تغییر معنادار در میزان مشارکت افراد در حالت امکان مجازات نسبت به حالت بدون امکان مجازات است. فرض صفر این آزمون که بیانگر عدم تغییر مشارکت افراد در حالت امکان مجازات نسبت به حالت عدم امکان مجازات است رد می‌گردد. آزمون ویلکاکسون همچنین فرض رویکرد استاندارد مبنی بر بی‌تأثیر بودن امکان مجازات بر رفتار افراد در میزان مشارکت را رد می‌کند. با توجه به جدول ۴ می‌توان نتیجه گرفت که شهروندان ایرانی نسبت به برخورد قانونی جدی با تخلفات مالیاتی عکس‌العمل نشان داده و میزان مشارکت خود در پرداخت مالیات را افزایش می‌دهند. به عبارت دیگر در صورت توانایی در ارائه تصویری از وجود سیستمی ساختارمند در ارتباط با شناسایی میزان درآمد مشمول مالیات مودیان و همچنین امکان پیگیری قانونی در ارتباط با وصول آن، می‌توان انتظار داشت انگیزه‌های افراد در ارتباط با مشارکت در پرداخت مالیات افزایش یابد.

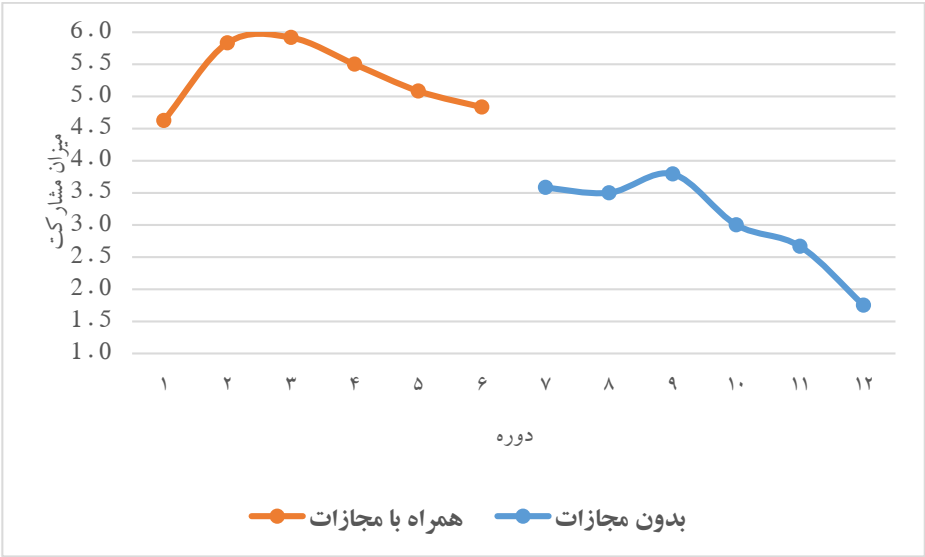
گزاره ۲: روند مشارکت افراد در حالت‌های آزمایش و کنترل، نشان‌دهنده الگوی یکسانی نیست. روند زمانی مشارکت افراد طی دورهای مختلف برای زیرگروه ۱ و ۲ (که ابتدا با حالت بدون امکان مجازات وارد بازی می‌گردند)، ۳ و ۴ (که ابتدا با حالت وجود امکان مجازات وارد بازی می‌گردند) و ترکیب تمام زیرگروه‌ها، در نمودارهای ۱، ۲ و ۳ نمایش داده شده است. طبق نمودار ۱ مشارکت افراد در حالت بدون امکان مجازات روند صعودی داشته اما در زیرگروه ۳ و ۴ وضعیت نزولی است. در ارتباط با حالت همراه با امکان مجازات نیز روند مشارکت هم در زیرگروه‌های ۱ و ۲ و هم در زیرگروه‌های ۳ و ۴ از الگوی خاصی تبعیت نمی‌کند. الگوی معنادار مشاهده شده مربوط به روند مشارکت در طی دوره ۱ تا ۱۲ در زیرگروه ۳ و ۴ است. همچنین در این ۲ زیرگروه مشارکت افراد بین دوره ۶ و ۷ (تغییر از حالت با امکان مجازات به حالت بدون امکان مجازات)

کاهش پیدا می‌کند. در ارتباط با حالت ترکیبی نیز الگوی مشاهده شده افزایش در میزان مشارکت در دوره هفتم نسبت به دوره ششم است که می‌توان آن را نتیجه تأثیر فراهم شدن امکان مجازات بر میزان مشارکت افراد دانست (نمودار ۱).



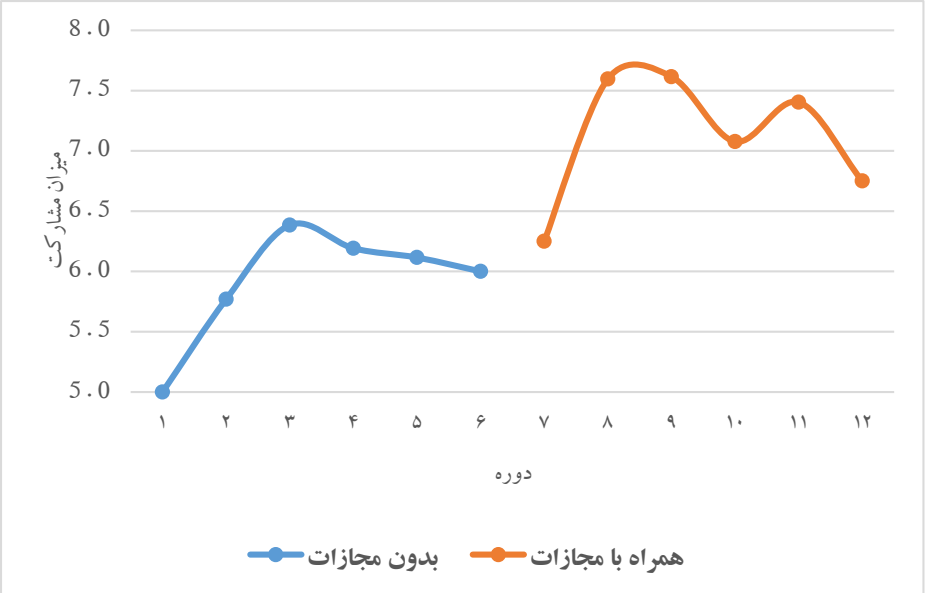
نمودار ۱. میانگین مشارکت زیرگروه ۱ و ۲

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۲. میانگین مشارکت زیرگروه ۳ و ۴

منبع: یافته‌های پژوهش

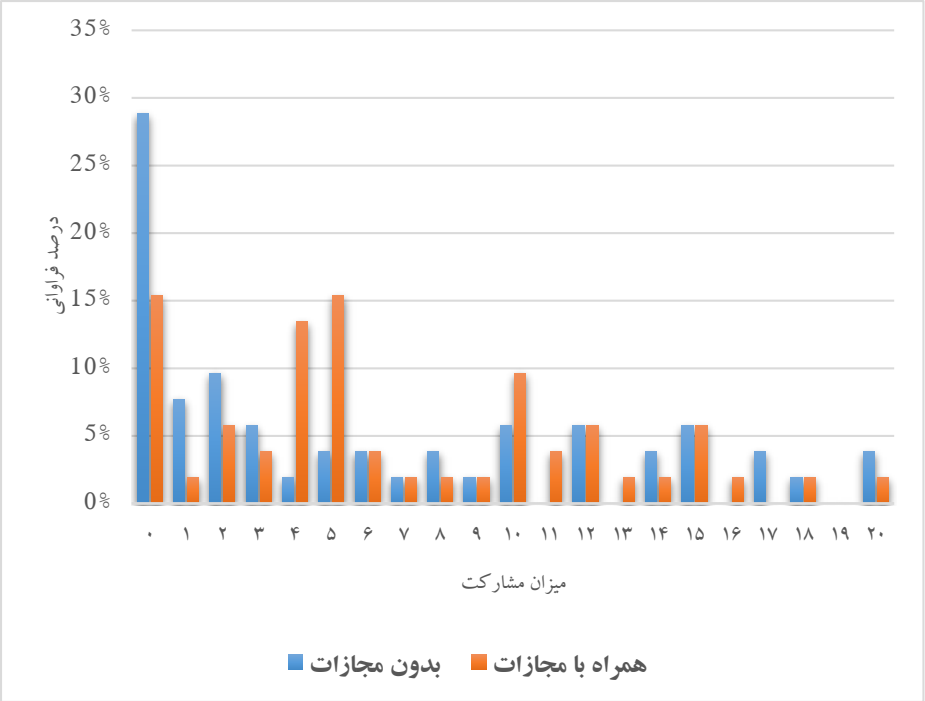


نمودار ۳. میانگین مشارکت ترکیبی زیرگروه‌ها

منبع: یافته‌های پژوهش

گزاره ۳: در شرایط عدم امکان مجازات خطاکار مالیاتی، رفتار افراد به سمت سواری رایگان متمایل می‌گردد. بخشی از شواهد تاییدکننده گزاره ۳ در جدول ۴ ارائه گردیده است. طبق جدول ۴ در حالت امکان مجازات مرتکب فرار مالیاتی، انحراف معیار مشارکت افراد در تمامی دوره‌ها به تفکیک زیرگروه و همچنین به صورت ترکیبی بالا است. جهت بررسی دقیق‌تر این گزاره توزیع مشارکت افراد در دوره نهایی به تفکیک وضعیت امکان و عدم امکان مجازات در نمودار ۴ ارائه گردیده است. همان‌طور که این نمودار نشان می‌دهد در حالت امکان مجازات رفتار افراد در ارتباط با میزان مشارکت در بین طیف زیادی از تصمیمات سازگار است. مثلا در حالت عدم وجود مجازات در دور نهایی ۲۹ درصد از افراد تصمیم به عدم مشارکت گرفته‌اند. این مسئله نشان‌دهنده شکل‌گیری رفتار سواری رایگان در حالت عدم امکان مجازات است.

بر اساس نمودار ۴ می‌توان نتیجه گرفت که در صورتی که شهروندان ایرانی تصور کنند فرار مالیاتی تخلف به حساب نیامده و هیچ پیگیرد قانونی در پی ندارد، هنجار غالب میان آنها فرار مالیاتی بوده و این هنجار در رفتار اکثریت آنان نشان داده می‌شود. شکل گیری این تصور در ذهن شهروندان ایرانی حتی با وجود تلاش‌های دستگاه مالیاتی در جهت حل مشکل فرار مالیاتی، می‌تواند اثری منفی در بهبود فرار مالیاتی و همچنین میزان درآمد مالیاتی دولت داشته باشد.

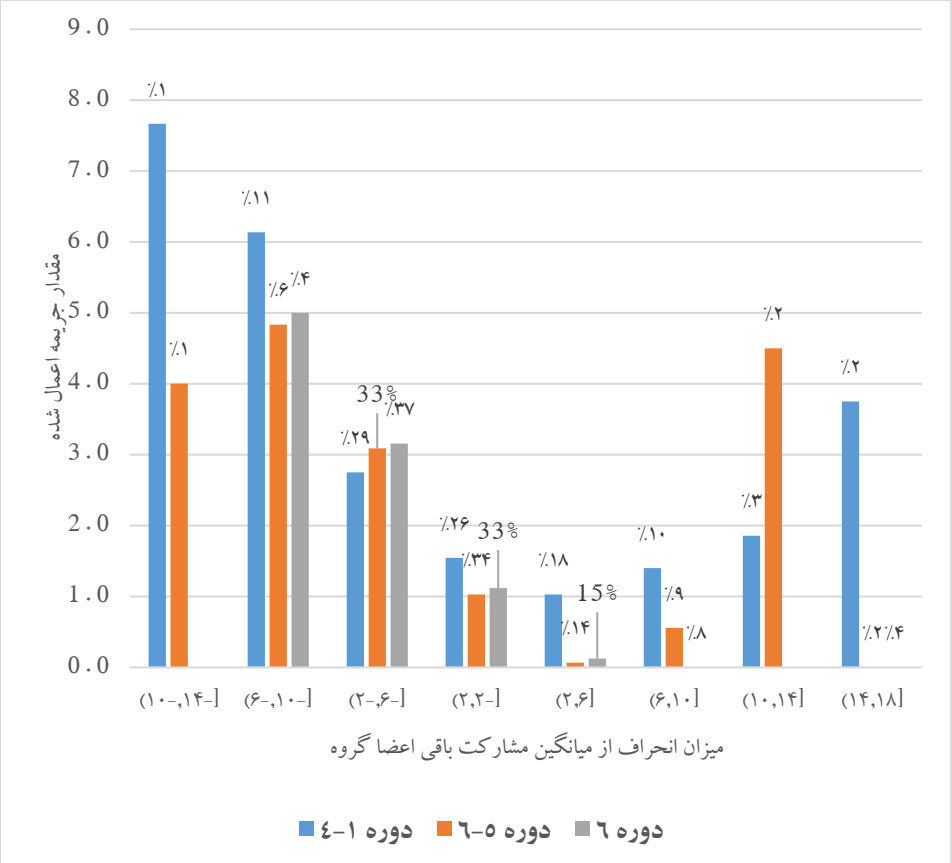


نمودار ۴. توزیع مشارکت در دوره آخر

منبع: یافته‌های پژوهش

گزاره ۴: در شرایط امکان مجازات هر چه افراد کمتر از میانگین مشارکت کرده باشند، به میزان بیشتری مجازات شده‌اند و افراد با مشارکت بیشتر از میانگین به میزان کمتری مجازات شده اند. شواهد مرتبط با گزاره ۴ در نمودار ۵ ارائه گردیده است. در این نمودار میزان جریمه اعمال شده علیه افراد بر اساس میزان انحراف آن‌ها از میانگین مشارکت ترسیم گردیده است. محور عمودی بیان‌گر میزان جریمه اعمال شده علیه فرد، محور افقی بازه انحراف از میانگین مشارکت و اعداد روی میله‌ها نشان‌دهنده فراوانی نسبی مشاهده مورد نظر است. به‌عنوان مثال در دوره ششم انحراف از میانگین مشارکت برای ۳۷ درصد از افراد در بازه (۲-,۶-] قرار گرفته و علیه آنها به طور متوسط ۳/۲ جریمه اعمال گردیده است. طبق نمودار ۵، هرچه افراد به میزان کمتری از میانگین، در بازی کالای عمومی مشارکت کرده باشند، از طرف هم‌گروهی‌های خود به میزان بیشتری مجازات شده اند. این رفتار تنبیهی در دوره‌های ۱ تا ۴ و ۵ تا ۶ به وضوح قابل مشاهده است. به عبارتی افراد در عین هزینه‌دار بودن اعمال جریمه و تنبیه دیگران تمایل دارند

افرادی را که به میزان کمتری مشارکت کرده‌اند تنبیه کنند. حتی در دوره ششم که افراد مطمئن هستند بازی به اتمام می‌رسد و جریمه آن‌ها تأثیری بر رفتار فرد خطاکار مالیاتی ندارد باز هم مشاهده می‌شود که از قابلیت مجازات استفاده کرده اند. این در حالی است که این نوع رفتار بر اساس رویکرد سنتی قابل تبیین نیست. چون با وجودی که فرد مطمئن است که مجازات خطاکار مالیاتی از سوی او باعث کاهش درآمد او می‌شود، اما اقدام می‌کند. این در واقع بر اساس رویکرد رفتاری و توجه فرد به بازده اجتماعی کارش و شدت علاقه به کاهش دادن نوعی فساد (در اینجا فرار مالیاتی)، قابل توجیه است و نه بر اساس رویکرد صرفاً نفع شخصی‌گرای سنتی (نمودار ۵).



نمودار ۵. میزان جریمه اعمال شده بر اساس مقدار انحراف از میانگین مشارکت گروه

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نمودار ۵ می‌توان به نتیجه مهم دیگری در ارتباط با برخورد شهروندان ایرانی با متخلفان مالیاتی رسید. طبق این نمودار شهروندان ایرانی در مواجهه با فرار مالیاتی (یا هر نوع فساد اجتماعی و اقتصادی مشابه) بی‌تفاوت نبوده و خواهان برخورد بخش عمومی با خطاکار هستند. حتی با وجود داشتن هزینه شخصی برای شهروندان، آنها حاضرند متخلفان مالیاتی جریمه شده و مورد پیگرد قانونی قرار بگیرند. گذشته از این میزان و روند از خودگذشتگی شهروندان ایرانی جهت برخورد با متخلفان جرائم مالیاتی به شکل محسوسی افزایشی است. این نیز نشان‌دهنده اهمیت بالای این مطالبه برای شهروندان ایرانی است. به طورکلی گذشت از نفع شخصی توسط شهروندان ایرانی جهت نیل به هدفی اجتماعی (مبارزه با نوعی فساد اقتصادی و اجتماعی) نشان از بلوغ بالای اجتماعی جامعه ایرانی دارد.

استفاده از مدل توبیت برای تحلیل فراگیرتر

جهت بررسی دقیق‌تر رفتار مشارکت کنندگان ایرانی در چارچوب توسعه خرد، حل یک مشکل توسعه نیافتگی (مثل فرار مالیاتی) و علاقه آنها به انجام هزینه برای مبارزه با مشکل مربوطه، از مدل رگرسیونی استفاده شده است. با توجه به اینکه متغیر مجازات شامل مقادیر منفی نمی‌گردد، مدل توبیت کاندیدای مناسبی جهت بررسی موضوع در این ارتباط است. در مدل توبیت اولیه جهت تبیین رفتار تنبیهی افراد از متغیرهای جدول ۵ استفاده گردید.

جدول ۴. متغیرهای مدل توبیت برآوردی

ردیف	نوع متغیر	نام متغیر	NAME
۱	وابسته	میزان مجازات دریافتی[۱]	Punish
۲	مستقل	میانگین مشارکت باقی اعضا گروه	Oth-Avg-Con
۳	مستقل	انحراف از میانگین مشارکت باقی اعضا گروه	Pos-Dev- Oth-Avg-Con
۴	مستقل	قدر مطلق انحراف از میانگین مشارکت باقی اعضا گروه	Abs-Neg-Dev- Oth-Avg-Con

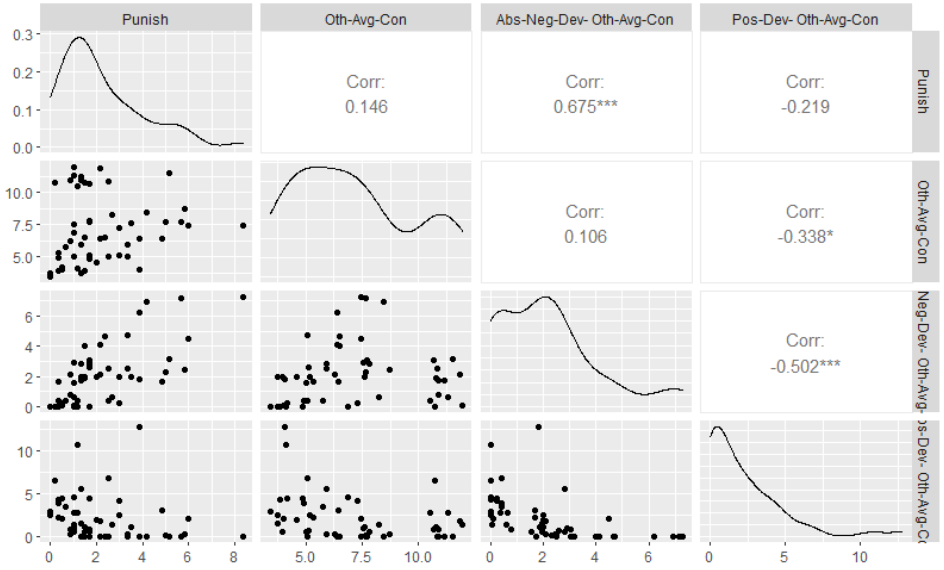
منبع: پژوهش حاضر

بنابراین بر اساس متغیرهای فوق مدل زیر برآورد گردید.

$$Punish = \alpha_1 + \alpha_2 + \beta_1(Oth - Avg - Con) + \beta_2(Pos - Dev - Oth - Avg - Con) + \beta_3(Abs - Neg - Dev - Oth - Avg - Con) + \varepsilon$$

که α_1: امید متغیر پنهان (μ)، α_2: $\log link$ انحراف معیار متغیر پنهان ($\log link\,(\sigma)$) می باشد. ابتدا همبستگی میان متغیرها بررسی می شود(نمودار ۶).

۱. میزان مجازاتی که باقی اعضا گروه علیه فرد به کار برده‌اند.



نمودار ۶. وضعیت همبستگی میان متغیرها

منبع: یافته‌های پژوهش

همانطور که ملاحظه می شود در نمودار ۶ متغیر انحراف منفی دارای بیشترین میزان همبستگی با متغیر مجازات است.نتایج حاصل از برآورد مدل در جدول ۶ نشان داده شده است. جدول ۶ نتایج بررسی تأثیر متغیرهای مستقل را بر متغیر میزان مجازات دریافتی در قالب الگوی توبیت نشان می‌دهد.

جدول ۵. ضرایب برآوردی مدل توبیت

نام متغیر	NAME	ضریب	آماره z	p-value
μ	α_1	-۰/۵۹۳۱	-۰/۷۸۹	۰/۴۲۹۹
$\log link\,(\sigma)$	α_2	۰/۲۷۱۴۶	۲/۵۶۵	۰/۰۱۰۳
میانگین مشارکت باقی اعضا گروه	Oth-Avg-Con	۰/۱۱۸۵۵	۱/۵۳۵	۰/۱۲۴۷
انحراف مثبت از میانگین مشارکت باقی اعضا گروه	Pos-Dev- Oth-Avg-Con	۰/۱۵۹۰۷	۱/۸۶۷	۰/۰۶۱۹
قدر مطلق انحراف منفی از میانگین مشارکت باقی اعضا گروه	Abs-Neg-Dev- Oth-Avg-Con	۰/۷۴۸۹۴	۶/۶۹۸	۰/۰۰۰۰
Log-likelihood		-۸۶/۰۶۸۶		
Log-likelihood آماره		۳۵/۹۳۳۷۷		
LRT (likelihood ratio chi-square test)		۰/۰۰۰۰		

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه در مدل توبیت آماره R^2 از روایی و پایایی مناسب برخوردار نیست جهت بررسی خوبی برازش در این مدل، از لگاریتم درستنمایی استفاده می‌شود. بر اساس اندازه احتمال برآورد شده، فرض صفر مبنی بر صفر بودن ارزش ضرایب تمامی متغیرهای مورد بررسی، رد می‌گردد. بنابراین می‌توان گفت حداقل یکی از متغیرها بر متغیر میزان مجازات دریافتی اثر معنی‌دار دارد. طبق ستون آخر جدول ۷ از میان متغیرهای مستقل ضریب متغیر قدر مطلق انحراف منفی از میانگین مشارکت باقی اعضا گروه از نظر آماری معنی‌دار بوده که منطبق بر نظریه ها و یافته‌های پیشین است. ضریب برآورد شده برای این متغیر برابر یا ۰/۷۴۸۹۴ بوده که نشان می‌دهد در صورت ثابت بودن بقیه عوامل یک واحد افزایش در قدر مطلق انحراف از میانگین مشارکت باقی اعضا گروه موجب افزایش ۰/۷۴۸۹۴ واحد در میزان جریمه دریافتی می‌گردد. از آنجا که هر جریمه دریافتی باعث کاهش ۳ در یک از درآمد فرد می‌گردد، می‌توان گفت هر واحد افزایش در قدر مطلق انحراف از میانگین مشارکت باقی اعضا گروه درآمد فرد را به میزان ۲/۲۴۶۸۲ دریک کاهش می‌دهد. هرچند ضریب برآوردی برای متغیر انحراف مثبت از میانگین مشارکت باقی اعضا گروه معنی‌دار نیست اما با مقایسه ضریب برآوردی با ضریب متغیر قدر مطلق انحراف منفی از میانگین مشارکت باقی اعضا گروه می‌توان بدین نتیجه رسید که افراد به انحراف منفی از میانگین مشارکت باقی اعضا گروه با شدت بیشتری واکنش نشان می‌دهند. چرا که در صورت افزایش یک واحدی در متغیر انحراف مثبت از میانگین، میزان مجازات دریافتی در صورت ثبات دیگر متغیرها تنها ۰/۱۵۹۰۷ واحد افزایش می‌یابد، اما همین میزان انحراف در جهت عکس، موجب افزایش ۰/۷۴۸۹۴ واحدی متغیر میزان مجازات دریافتی می‌گردد.نتایج بدست آمده از مدل توبیت نشان‌دهنده اثر بخشی و وجود یک هنجار اجتماعی کلیدی میان شهروندان ایرانی در ارتباط با متخلفان فرار مالیاتی است. چرا که از میان تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل، قدر مطلق انحراف منفی از میانگین مشارکت باقی اعضا گروه که به عبارتی نماینده رفتار فرار مالیاتی است، اثری معنادار بر میزان جریمه دریافتی فرد داشته است. به عبارتی دیگر شهروندان ایرانی در درجه نخست فردی را که مرتکب فرار مالیاتی گشته مجرم می‌دانند و در درجه دوم انتظار دارند از سوی بخش عمومی با او برخورد قانونی صورت گیرد. سرانجام خودشان حاضر هستند برای انجام این مبارزه و حل یک مشکل توسعه نیافتگی ، هزینه کنند و یا از منافع شخصی خود بگذرند.

مکانیسم اعمال مجازات: همان‌طور که نتایج این پژوهش نشان می دهد، شهروندان ایرانی حتی در دوره نهایی نیز از امکان اعمال مجازات استفاده می‌کنند، در حالی که اعمال مجازات در آن دوره هیچ نفعی برای آن‌ها نداشته و تنها باعث کاهش درآمد آن‌ها می‌گردد. این مسئله به هیچ وجه توسط رویکرد سنتی قابل تبیین نیست. چرا که در دوره‌های ماقبل آخر ممکن است افراد هر چند با علم به پایین بودن احتمال هم‌گروه شدن و در عین ناشناس بودن، از امکان اعمال مجازات جهت افزایش درآمد نهایی خود استفاده

کنند، اما این مسئله یقیناً برای دور نهایی صدق نمی‌کند. لذا این سؤال مطرح می‌گردد که اعمال مجازات در دوره نهایی طبق چه مکانیسمی قابل تبیین است. حدس فهر و گچر که در مطالعه آن‌ها مورد تصدیق قرار گرفته بحث "ایجاد احساسات منفی شدید در افراد هنگام مواجهه با سواری رایگان" است. جهت بررسی این مسئله افراد شرکت‌کننده در آزمایش در ۲ آزمون در برابر دو سناریو قرار داده شده و از آن‌ها خواسته شد نظر خود را در ارتباط با هر سناریو ابراز کنند (اعداد داخل کروشه بیانگر سناریو دوم است).

آزمون اول:"فرض کنید تصمیم گرفته‌اید به میزان ۱۶ [۵] واحد پولی در سرمایه‌گذاری عمومی (حل یک مشکل خرد توسعه نیافتگی) مشارکت کنید. انتخاب نفر دوم ۱۴[۳] ، نفر سوم ۱۸[۷] و نفر چهارم ۲ واحد پولی است. اگر به طور تصادفی نفر چهارم را ببینید لطفاً احساس خود نسبت به او را بیان کنید".

آزمون دوم:"فرض کنید اعضا گروه شما به ترتیب به میزان ۱۴ [۳] ، ۱۶[۵] و ۱۸ [۷] واحد پولی در سرمایه‌گذاری عمومی مشارکت کرده‌اند و شما تصمیم گرفته‌اید به میزان ۲ واحد پولی مشارکت کنید به طوری که باقی افراد نیز از تصمیم شما آگاه هستند. لطفاً انتظارتان از احساس دیگران نسبت به خود را بیان کنید". از افراد خواسته شد شدت ناراحتی خود در هر سناریو را با انتخاب عددی صحیح از بازه ۱ (کمترین) تا ۷ (بیشترین) ابراز کنند. یعنی درجه ناراحتی شما نسبت به رفتار سواری رایگان دیگران چگونه است. آشکار است که در رویکرد سنتی، چون عمل سواری رایگان عقلانی به حساب می‌آید نباید موجب نگرانی دیگران باشد (و این درجه صفر نگرانی است). خلاصه نتایج آزمون‌های فوق در جدول ۷ نشان داده شده است.

جدول ۶. نتایج نظرسنجی از شرکت‌کنندگان در آزمایش

آزمون / سناریو		میانگین	میانه	انحراف معیار
آزمون اول	سناریو ۱	۴/۶۲	۵/۰۰	۱/۸۹
	سناریو ۲	۱/۶۸	۲/۰۰	۱/۲۳
آزمون دوم	سناریو ۱	۶/۱۶	۶/۰۰	۰/۹۰
	سناریو ۲	۲/۰۸	۲/۰۰	۱/۴۲

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس جدول ۷ مشاهده رفتار سواری رایگان برخی شهروندان ایرانی موجب بروز احساسات منفی (ناراحتی) در دیگر شهروندان می‌گردد، به خصوص اگر این افراد خود مشارکت بالایی داشته باشند. همچنین در حالتی که باقی افراد مشارکت بالایی داشته باشند، فرد بروز دهنده رفتار سواری رایگان، به میزان بیشتری

انتظار ابراز احساسات منفی از سوی باقی افراد نسبت به خود دارد. از طرفی می‌توان مشاهده کرد حتی در حالتی که میزان مشارکت باقی افراد کم است، بروز رفتار سواری رایگان موجب احساسات منفی می‌گردد. موضوع دیگر کاهش بروز احساسات منفی در سناریو ۲ نسبت به سناریو ۱ در هر دو آزمون است. فرض صفر در ارتباط با عدم اختلاف معنی‌دار بین سناریو ۱ و ۲ در آزمون ها رد می‌گردد. این نتیجه نشان می‌دهد که افزایش انحراف منفی از مشارکت باقی اعضا موجب افزایش احساسات منفی می‌گردد. این یافته تایید کننده نتایج قبلی مبنی بر رابطه معنی‌دار و مثبت میان انحراف از مشارکت باقی افراد و میزان جریمه دریافتی است. به طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که رفتار سواری رایگان از سوی برخی شهروندان ایرانی موجب بروز احساسات منفی از سوی دیگر شهروندان گردیده است. این نتیجه نوعی تفاوت معنادار بین زیر ساخت مدل های سنتی نسبت به مدل های رفتاری در مورد کالای عمومی و بطور خاص سواری رایگان به عنوان یک بستر توسعه خرد مطرح است. از این رو شهروندان تمایل دارند با خطاکاران و فسادآوران مبارزه شود و حاضرند برای رسیدن به یک هنجار مطلوب اجتماعی در این رابطه از درآمد شخصی خود نیز هزینه کنند.

نتایج قابل ملاحظه

مسئله فرار مالیاتی به عنوان یک محور تحلیلی در توسعه خرد، در تعدادی از کشورها بخش مهمی از مطالعات تجربی و حتا فضای بوروکراتیک را به خود مشغول ساخته است. زیرا توان دولت‌ها در کاهش فرار مالیاتی محدودیت ها و پیامدهای مهمی دارد. دست‌کم یکی از این پیامدها تأثیر مستقیم فرار مالیاتی بر درآمدهای دولت و افزایش (یا کاهش) توان آن در ارائه خدمات دولتی و انجام استاندارد وظایف بخش عمومی است. دوم موفقیت دولت در این کار نشان از توجه به شکل‌گیری هنجارهای اجتماعی دارد. این مسئله از این جهت نیز حائز اهمیت است که در صورت اجرای عادلانه و شفاف فرایند مالیات‌ستانی و حل مشکل فرار مالیاتی، شهروندان از دیگر سیاست‌ها و قوانین دولتی به راحتی یا با مقاومت کمتری پیروی می کنند. سوم و مهمتر از این، اعتماد مردم به دولت بیشتر می‌شود که آن هم در راستای بهبود سرمایه اجتماعی است. چهارم موفقیت در حل فرار مالیاتی و اصلاح نظام مالیاتی قدمی جدی‌تر در حل توسعه نیافتگی است. پنجم با تبعیت مردم از هنجارهای اجتماعی، دولت توانایی و انعطاف‌پذیری بیشتری جهت پیش‌برد اهداف خود می‌یابد. بر عکس، اگر افراد جامعه شاهد سهل‌انگاری دولت نسبت به فرار مالیاتی گروه‌هایی از شهروندان (به دلیل ناکارآمدی بخش عمومی یا فساد در آن بخش) باشند، این امر می تواند

دیگر شهروندان را به بی توجهی به دیگر هنجارها تشویق کند. خلاصه از منظر اقتصاد رفتاری در صورت وجود دولت بهینه، نتایج بسیار ارزشمندی از رفتار شهروندان در برخورد با سیاست های بخش عمومی و توسعه و از جمله حل مشکل فرار مالیاتی حاصل می‌گردد.

نتایج این پژوهش نشان می دهد که نخست شهروندان ایرانی تمایل دارند به طور متوسط بیش از ۲۵ درصد از درآمد خود را صرف حل و فصل فرار مالیاتی‌کنند که میزان تأمل‌برانگیزی است. دوم در صورت جدی بودن مجازات خطاکاران فرار مالیاتی، از سوی بخش عمومی میزان مشارکت شهروندان به طور معناداری افزایش می‌یابد. سوم با وجود برخی محدودیت‌ها در تعمیم این نتیجه، اما به دلیل ماهیت پژوهشی و علمی این کار، می‌توان این‌گونه استنباط کردکه با فرض وجود یک دولت استاندارد و ثبات سایر شرایط، در صورتی که شهروندان ایرانی بدانند فرار مالیاتی پیگرد قانونی و مجازات دارد، به میزان وسیعی از این کار صرف نظر می‌کنند. چهارم نتیجه دیگر این مقاله آن است که در دوره‌هایی که امکان مجازات فراهم نبود، رفتار شهروندان ایرانی به سمت سواری رایگان میل میکرد. در این مورد می‌توان استنباط کرد که عدم پیگرد قانونی فرار مالیاتی موجب می شود که ایرانی ها این پدیده منفی را به‌عنوان یک هنجار پذیرفته شده در نظر گیرند.

پنجم در ارتباط با عکس‌العمل شهروندان ایرانی نسبت به بروز رفتار سواری رایگان ، آنها حاضرند برای حل این مشکل اقتصادی و اجتمایی، منفعت شخصی خود را به میزان بیشتری کاهش دهند. آنها همچنین نوعی حس منفی نسبت به رفتار سواری رایگان از خود نشان داده اند. در ضمن فرایند آزمایش در این مقاله به‌گونه‌ای تصادفی طراحی شده است. بنابراین اگر یک شرکت‌کننده قصد می داشت با پرداخت هزینه، رفتار یک فرد را نسبت به مشارکت بیشتر ترغیب کند، این امکان از او سلب می‌شد. چون احتمال هم‌گروه شدن با آن فرد بسیار پایین بود. از سوی دیگر هویت افراد تنها با یک کد مشخص می‌شد و این کد نیز در ابتدای هر دوره به طور تصادفی تعیین می‌شد. نکته پایانی این که این نتایج در شرایطی حاصل شده که دولت و بخش عمومی ایران ساختار بهینه و استانداردی نداشته است که در آن صورت اثر بخشی نتایج یاد شده بیشتر می‌شد. توجه بخش عمومی به توسعه خرد و یافته های اقتصاد رفتاری می تواند نخست کارایی سیاست های دولت را بالا ببرد .دوم با کمک آن دولت می تواند مبارزه کارسازتری با فساد اقتصادی داشته باشد. سوم دولت با اعتماد خیزی در مردم، می‌تواند سرمایه اجتماعی را بهبود بخشد (اینها را می توان در عین حال برخی پیامدهای سیاستی این مقاله دانست).

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 شده‌است.

منابع

امیری، میثم. (۱۳۹۶). اقتصاد رفتاری و فرار مالیاتی. *پژوهشنامه اقتصادی، ۶۴*، ۱۳۰-۹۵.

دادگر، یداله. (۱۳۹۷). *اقتصاد بخش عمومی*، چاپ چهارم، قم: دانشگاه مفید.

دادگر، یداله؛ نظری، روح‌اله و صیامی عراقی، ابراهیم. (۱۳۹۲). دولت و مالیات بهینه در اقتصاد بخش عمومی و کارکرد دولت و مالیات در ایران. *مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، ۲(۵)، ۲۷-۱.

دادگر، یدا له. (۱۴۰۱). *اقتصاد رفتاری گرایشی تکاملی در علم جامع‌الاطراف (با تأکید بر سیاست‌گزاری عمومی)*، تهران: نور علم.

دامن‌کشیده، مرجان و اصغری، احمد. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر فرار مالیاتی بر متغیرهای کلان اقتصادی و راهکارهای کاهش فرار مالیاتی در اقتصاد ایران. *مجله اقتصادی (وزارت اقتصاد)*، ۱۹(۱۱-۱۲)، ۹۷-۱۲۳.

منظور، داوود. (۱۴۰۱). تحلیل رفتار تمکین مؤدیان مالیاتی در ایران: رویکرد نظریه بازی‌ها. *پژوهشنامه مالیات*، ۳۰(۵۵)، ۱۵۰-۱۲۷.

References

Allingham, M. G., & Sandmo, A. (1972). Income tax evasion: A theoretical analysis. *Journal of Public Economics, 1*(3-4), 323-338.

Amiri, M. (2017). Behavioral economics and tax evasion. *Journal of Economic Research*, 17(64), 95-130

Arcand, J. L., & Graziosi, G. R. (2005). Tax compliance and rank dependent expected utility. *The Geneva Risk and Insurance Review, 30(1)*, 57-69.

Banerjee, A. V., & Duflo, E. (2011). *Poor economics: A radical rethinking of the way to fight global poverty*. Public Affairs publishing.

Besley, T., Jensen, A., & Persson, T. (2023). Norms, enforcement, and tax evasion. *Review of Economics and Statistics*, *105*(4), 998-1007.

Cahyonowati, N., Ratmono, D., & Juliarto, A. (2023). The role of social norms and trust in authority in tax compliance dilemmas. *Cogent Business & Management*, *10*(1), 217- 244.

Dadgar, Y. (2018). *Public Sector Economics.* 4th Edition, Qom: Mofid University Press. (In Persian).

Dadgar, Y. (2022). *Behavioral Economics: An Evolutionary Comprehensive Approach in Omniscience Science (with an Emphasis on Public Policy Making).* Tehran: Noor Elm Press. (In Persian).

Dadgar, Y., Nazari, R., & Sayami, E. (2013). Government, optimal taxation and the function of government and tax in Iran. *Applied Economic Studies in Iran*, 2(5), 1-27. (In Persian).

DamanKeshideh, M., & Asghari, A. (2019). Analyzing the impact of tax evasion on macroeconomic variables and strategies to reduce tax evasion in Iran's economy. *Economics Journal (Ministry of Economy)*, 19(3,4), 97-123. (In Persian).

Dinovi, B. (2021). *The 5 scientific laws of life and leadership*. Cranberry Press.

Duch, M. L., Grossmann, M. R., & Lauer, T. (2020). z-Tree unleashed: A novel client-integrating architecture. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, *28*, 100- 124.

Fehr, E., & Gachter, S. (2000). Cooperation and punishment in public goods experiments. *American Economic Review*, *90*(4), 980-994.

Fehr, E., & Gachter, S. (2002). Altruistic punishment in humans. *Nature*, *415*, 137-140.

Fischbacher, U. (2007). Z-Tree: Zurich toolbox for ready-made economic experiments. *Experimental Economics*, *10*(2), 171-178.

Gordon, J. P. (1989). Individual morality and reputation costs as deterrents to tax evasion. *European Economic Review*, *33*(4), 797-805.

Kahneman, D. (2011). *Thinking fast and slow*. Random house publishing.

Luttmer, E. F., & Singhal, M. (2014). Tax morale. *Journal of Economic Perspectives*, 28(4), 149-68.

Manzoor, D. (2022). Analyzing the behavior of tax compliancy in Iran: A game theoretical approach. *J Tax Res*, 30 (55), 127-150.

Skott, P. (2023). *Structuralist and behavioral macroeconomics*. Cambridge University Press.

Thaler, R. H. (2015). *Misbehaving: The making of behavioral economics*. WW Norton & Company.

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 ۹، شماره ۳، شماره پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۲
صفحات ۱۲۲-۱۰۷

مقاله پژوهشی

تأثیر مدیریت سود، شدت موجودی و شدت سرمایه بر تهور مالیاتی در بازار سرمایه[۱]

عبدالرسول رحمانیان کوشککی[۲] و فاطمه عسکری[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۳/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۲۸

چکیده

یکی از مهم‌ترین ارکان تأمین مالی و توسعه اقتصادی کشور مالیات است. از آنجایی که معمولاً شرکت‌ها مالیات را از عمده‌ترین عوامل خروج وجه نقد و تهدیدی برای ادامه فعالیت‌های خود می‌دانند، بنابراین این انگیزه وجود دارد که برای کاهش مالیات خود اقدام به راهبرد مالیاتی متهورانه کنند. تهور مالیاتی، سیاست و راهبردهای شرکت درجهت کاهش مالیات است. هدف پژوهش حاضر تأثیر مدیریت سود، شدت موجودی و شدت سرمایه بر تهور مالیاتی است. جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش از مدل‌های رگرسیونی استفاده خواهد شد. همچنین جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار ایویوز استفاده شده است. داده‌های مربوط به ۱۳۴ شرکت پذیرفته شده دربورس اوراق بهادارتهران درباره زمانی ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش حاضر نشان می‌دهد که بین مدیریت سود با تهور مالیاتی و شدت سرمایه با تهور مالیاتی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد ولی بین شدت موجودی و تهور مالیاتی رابطه معناداری وجود ندارد. در واقع نشان‌دهنده این امر است که با افزایش مدیریت سود، به همان اندازه تهور مالیاتی نیز افزایش خواهد یافت. همچنین، با افزایش شدت سرمایه‌گذاری در دارایی ثابت، تهور مالیاتی به همان اندازه افزایش می‌یابد.

واژگان کلیدی: مدیریت سود، شدت موجودی، شدت سرمایه، تهور مالیاتی.

طبقه‌بندی موضوعی: *G31, H26*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2023.44754.1361

۲. استادیار، گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (abr.rahmanian@pnu.ac.ir).

۳. کارشناسی ارشد، گروه حسابداری، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران. (fa.askari64@gmail.com).

مقدمه

از دیرباز تاکنون مالیات یکی از مهمترین و چالشی‌ترین نقاط رابطه حاکمان و مردم بوده است. در همین راستا مؤدیان مالیاتی سعی در کاهش مالیات پرداختی خود به انحا مختلف می‌نمایند. رفتارهای مؤدیان مالیاتی (که با استفاده از قانون و گاهی غیر قانونی) با نام‌های اجتناب مالیاتی، تهورمالیاتی و فرار مالیاتی معرفی می‌شوند. بنابراین با بررسی رفتارهای مؤدیان مالیاتی همواره می‌توان راهبردهای لازم را در جهت جلوگیری از تقلیل تبعات عدم پرداخت مالیات به کار برد. ضرورت شناخت اینگونه رفتارهای مالیاتی برای دولت بسیار حائز اهمیت است زیرا از یک سو تأمین مخارج دولت و از سوی دیگر در تنظیم امور اقتصادی جامعه نقش به سزایی ایفا می‌کند (جعفری صمیمی و حمزه‌ای، ۱۳۸۴). استراتژی مالیاتی به طور کلی کاهش آشکار مالیات تعریف می‌شود (حاجیها و همکاران، ۱۳۹۶). یکی از این رفتارهای چالش برانگیز مؤدیان مالیاتی، تهور مالیاتی است که درکشور ما بسیار کم به این موضوع توجه شده است. شرکت‌هایی که وضعیت مالیاتی آن‌ها از سوی ممیزان مالیاتی با ابهام روبه رو شود، متهورانه گفته می‌شود. طبق بررسی‌های لایتز؛ شرکت‌ها مالیات خود را طوری تنظیم کنند که از طرف ممیزان مالیاتی موردقبول واقع نشود (عدم تایید مالیات ابرازی). این تفاوت و نقطه تفکیک بین اجتناب و تهور مالیاتی است. همچنین آن‌ها می‌دانند تهور مالیاتی ممکن است آن‌ها را دردادگاه محکوم کند (حاجیها و همکاران، ۱۳۹۶). تفاوت تهور مالیاتی و فرار مالیاتی در استفاده از راهکارهای قانون می‌باشد، به این صورت که در تهور مالیاتی، از ابهامات قانونی استفاده می شود ولی در فرار مالیاتی، قانون رعایت نمی شود. اغلب شرکت‌ها مالیات را از عمده‌ترین عوامل خروج وجه نقد و تهدیدی برای تداوم فعالیت قلمداد می‌کنند (کمالی منفرد و علی احمدی، ۱۳۹۶). از این رو این انگیزه وجود دارد تا آن‌ها اقداماتی را در جهت راهبرد مالیاتی متهورانه انجام دهند (حاجیها و همکاران، ۱۳۹۶). تهور مالیاتی به دامنهٔ محدودتری از رفتارهای اجتناب مالیاتی اشاره دارد که به طور خاص متهورانه باشد. درواقع حمایت ضعیف‌تر قانونی از وضعیت مالیاتی شرکت، به طور منطقی نشان‌دهنده تهور مالیاتی آن شرکت است (اعتمادی و همکاران، ۱۳۹۵). سیاست‌های متهورانه مالیاتی اغلب مدیریت کاهشی سود مشمول مالیات ازطریق فعالیت‌ها و اقدامات برنامه‌ریزی مالیاتی است که می‌تواند قانونی یا غیر قانونی باشد (عبدلی و حق نیاز، ۱۳۹۴).

سیاست‌های متهورانه مالیاتی از اواخر سال ۱۹۹۰ تا اوایل سال ۲۰۰۰ به منظور تحریف در گزارشگری مالی شرکت‌ها به وجود آمده است که نتایج پژوهش‌های تجربی نیز این موضوع را اثبات می‌کند. بنابراین اهمیت و ضرورت شناسایی عوامل مؤثر بر تهور مالیاتی و رابطه آن ها در جهت شناسایی عوامل عدم پرداخت مالیات درجامعه دارای اهمیت بوده که در پژوهش حاضر به آن پرداخته خواهد شد. با توجه به اهمیت مالیات در پایداری و توسعه اقتصاد کشور و اینکه با پرداخت مالیات باعث رونق اقتصادی و پیشرفت هرچه بیشتر و به دنبال آن رونق تولید را افزایش می‌دهد و همچنین باعث افزایش درآمد مردم و نیز افزایش اشتغال‌زایی می‌شود. باتوجه به اینکه قسمتی از مالیات دریافتی توسط شرکت‌ها و صنایع تولیدی تأمین می‌شود، شناخت عوامل موثر بر تهور مالیاتی شرکت‌ها می‌تواند گامی مهم در جهت پرداخت صحیح مالیاتی برای ایجاد، توسعه و رونق اقتصاد کشور باشد. از این‌رو انتظار بر آن است پژوهش حاضر برای مدیران و

مالکان شرکت‌ها، حسابرسان، سرمایه‌گذاران و ذینفعان، محققین و دانشجویان علاقمند به اجرای تحقیقات مشابه دارای فایده باشد. باتوجه به اینکه تاکنون در کشور به تهور مالیاتی بسیار کم پرداخته شده و همچنین باتوجه به اینکه تاکنون هیچ مطالعه داخلی تأثیر مدیریت سود، شدت موجودی و شدت سرمایه بر تهور مالیاتی را بررسی نکرده است، از این جهت پژوهش حاضر از لحاظ موضوع و محتوا دارای نوآوری خواهد بود. باتوجه به مطالب مطرح شده، هدف این پژوهش پاسخ به این سوال است که آیا مدیریت سود، شدت موجودی و شدت سرمایه بر تهور مالیاتی شرکت ها تاثیرگذار است؟ در این مقاله در بخش اول و دوم مبانی نظری شامل مفاهیم و نظریات تئوری و تجربی در رابطه با متغیرهای تحقیق و همچنین پیشینه تحقیق شامل روش انجام تحقیق و نتایج تحقیقات انجام شده در این مورد بیان خواهد شد و پس از آن روش انجام تحقیق تبیین شده، همچنین فرضیه‌های تحقیق و مبانی اندازه‌گیری متغیرها، جامعه و نمونه آماری، روش گردآوری و تجزیه وتحلیل داده‌ها بیان خواهد شد. سپس مدل مورد استفاده برای آزمون فرضیه ها مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت.

با توجه به مطالب ارائه شده، فرضیه های پژوهش به صورت زیر ارائه می شود.

- فرضیه اول: بین مدیریت سود و تهور مالیاتی رابطه معناداری وجود دارد.
- فرضیه دوم: بین شدت موجودی و تهور مالیاتی رابطه معناداری وجود دارد.
- فرضیه سوم: بین شدت سرمایه و تهور مالیاتی رابطه معناداری وجود دارد.

پیشینیه موضوع

در کلیه جوامع، دولت‌ها جهت برآورده ساختن نیازها و خواسته‌های مردم از جمله ایجاد شغل، ایجاد امنیت، بهداشت و درمان، حمل ونقل و آموزش و پرورش، اقدام به گرفتن مالیات می‌کنند. در واقع مالیات، کمک عمومی به خزانه دولت براساس قانون است. شرکت‌ها و صنایع تولیدی که در حال فعالیت هستند، باید مبلغی از سود خود را جهت پرداخت مالیات به دولت‌ها اختصاص دهند. اغلب شرکت‌ها مالیات را از عمده‌ترین عوامل خروج وجه نقد و تهدیدی برای تداوم فعالیت قلمداد می‌کنند (کمالی منفرد و علی احمدی، ۱۳۹۶). به همین دلیل بسیاری از شرکت‌ها به دنبال راه‌هایی برای به حداقل رساندن هزینه‌های مالیاتی هستند، خواه به صورت قانونی یا غیر قانونی. شواهد بسیاری وجود دارد که نشان می‌دهد مدیران در تلاش هستند تا با دستکاری سود، مالیات را کاهش دهند. ازاین‌رو به طور طبیعی این انگیزه وجود دارد تا آن‌ها اقداماتی را در جهت راهبرد مالیاتی متهورانه انجام دهند (حاجیها و همکاران، ۱۳۹۶). تهور مالیاتی سیاستی است که شرکت تلاش می‌کند برای پرداخت مالیات کمتر، از سهم منصفانه خود، به دولت‌ها پرداخت نمایند. این مفهوم به استفاده از ابهامات قانونی برای کاهش مالیات پرداختی اشاره دارد. برای مثال یک شرکت ممکن است معامله خاصی را انجام دهد که قانون، به صورت شفاف در مورد آن نظری ندارد و یا به دلیل داشتن ویژگی‌های چندگانه تعیین مالیات قابل پرداخت با تفسیر قانون ممکن باشد. در این حالت شرکت تفسیر بهتر از حیث پرداخت مالیات کمتر را در اظهارنامه مالیاتی به کار می‌گیرد، اما همواره این احتمال وجود دارد که ممیز مالیاتی تفسیر دیگری داشته باشد (اعتمادی و همکاران، ۱۳۹۵). چنانچه برای

پیشگیری از فعالیت‌هایی که منجر به عدم پرداخت مالیات می‌شود، اقدامی صورت نگیرد، ممکن است افراد دیگر نیز به منظور افزایش توان مالی خود به این کار ترغیب شوند (خواجوی وکیامهر، ۱۳۹۴). ازاین‌رو ضروری است تا عوامل مؤثر بر تهور مالیاتی مورد بررسی قرار گیرد. تهور مالیاتی تحت تاثیر عوامل بسیاری از جمله مدیریت سود، شدت سرمایه و شدت موجودی است. یکی از عوامل مهم تاثیرگذار بر تهور مالیاتی، مدیریت سود می‌باشد. از نظر حسابداری سود به عنوان مازاد درآمدها نسبت به هزینه‌ها برای یک دوره حسابداری معین تعریف شده است و طبق اصول پذیرفته شده حسابداری شناسایی و اندازه‌گیری می‌شود. تحلیلگران مالی عموماً سود گزارش شده (سود حسابداری) را متفاوت از سود واقعی می‌دانند چرا که سود حسابداری می‌تواند به وسیله مدیران دستکاری شود که به این دستکاری مدیران، مدیریت سود گفته می‌شود (صدیقی، ۱۳۹۹). یکی دیگر از عوامل تاثیرگذار بر تهور مالیاتی شدت موجودی است. شدت موجودی اندازه‌گیری مقدار موجودی سرمایه‌گذاری شده توسط شرکت می‌باشد. شرکت‌ها با سرمایه‌گذاری در موجودی کالا باعث افزایش هزینه‌های ذخیره‌سازی و هزینه‌های نگهداری می‌شوند و در نتیجه کم کردن هزینه‌ها از سود و کاهش سود، مالیات نیز به تبع آن کاهش می‌یابد. علاوه بر موارد بالا در تهور مالیاتی شدت سرمایه نیز از عوامل اثر گذار می‌باشد (هدایت و فیتریا[1]، ۲۰۱۸). شدت سرمایه، سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت نامیده می‌شود. دارایی‌های ثابت که شامل تجهیزات، اموال، ماشین آلات، کارخانه‌ها و دارایی‌هایی که بیش از یک دوره مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد. سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت که هزینه استهلاک را افزایش می‌دهد و باعث کاهش سود و در نتیجه کاهش مالیات است. از آنجایی که درک تمایز بین فعالیت‌های مالیاتی برای دولت مردان و جامعه اهمیت ویژه‌ای دارد و به منظور درک صحیح رفتارهای مالیاتی و آگاهی کامل از ماهیت و ظاهر رفتارهای مالیاتی ضرورتی اتکاناپزیر است (فاریز و سوریپتو[2]، ۲۰۲۲). از آنجا که هزینه‌های مالیاتی یکی از مهمترین هزینه‌های شرکت‌ها را تشکیل می‌دهد و موجب خروج نقدینگی از شرکت‌ها شده و سود سهامداران را کاهش می‌دهد، هزینه مالیات و مالیات قابل پرداخت همواره مورد توجه مدیران اجرایی و هیات مدیره و همچنین سهامداران شرکت‌ها می‌باشد. لذا اتخاذ سیاست‌های مالیاتی ازجمله خط مشی‌هایی است که در ارزیابی عمل مدیران از سوی سهامداران و همچنین کل بازار سرمایه مورد توجه قرار می‌گیرد (عبدلی و همکاران، ۱۳۹۲).

بیرجندی و همکاران (۱۴۰۰) در پژوهشی با موضوع تاثیر مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی و تهور مالیاتی بر مسئولیت‌پذیری اجتماعی، که در آن تعداد ۱۰۸ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار در سال‌های ۹۴ تا ۹۹ بررسی کردند، نشان داده‌اند که رابطه معناداری بین مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی (شامل اندازه هیات مدیره و نوع حسابرسی) و مسئولیت‌پذیری اجتماعی وجود دارد. همچنین نتایج پژوهش نشان می‌دهد بین تهور مالیاتی و مسئولیت اجتماعی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.

کاشانی‌پور و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی تاثیر ارتباط سیاسی و برخی معیارهای مهم راهبری شرکتی از جمله استقلال هیئت مدیره و میزان مالکیت سهامداران نهادی بر تهور مالیاتی پرداخته‌اند

1. Hidayat & Fitria
2. Fariz & Suripto

و همچنین با بررسی تاثیر این معیارها بر رابطه بین ارتباط سیاسی و تهور مالیاتی به این نتیجه دست یافته‌اند که شرکت‌های دارای ارتباط سیاسی با دولت به دلیل برخورداری از مزایا و امتیازات دولتی، میزان تهور مالیاتی بیشتری دارند. همچنین با استفاده از سازوکارهای راهبری شرکتی مانند وجود اعضای هیئت مدیره مستقل و میزان مالکیت سهامداران نهادی می‌توان میزان تهور مالیاتی را کاهش داد و از تاثیر مثبت ارتباط سیاسی بر تهور مالیاتی کاست.

منصورفر و همکاران (۱۳۹۷) در بررسی خود در مورد رابطه بین مالیات جسورانه و اهرم مالی در شرکت‌های پذیرفته شده دربورس اوراق بهادار تهران به این نتایج دست یافتند که بین مالیات جسورانه و اهرم مالی رابطه معنادار و مثبت وجود دارد. همچنین نرخ موثر مالیاتی کل بر اهرم مالی تاثیر منفی و معنی‌داری دارد، اما سیاست متهورانه بر رابطه بین نرخ موثر مالیاتی کل و اهرم مالی تاثیر گذار نیست.

چیارینی و همکاران[1] (۲۰۲۲) در پژوهشی با عنوان تهور مالیاتی و شتاب‌دهنده مالی: تجزیه و تحلیل بخش شرکتی برای چرخه تجاری ایالات متحده، علاوه بر تأکید بر نقش فرار مالیاتی به عنوان یک مکانیسم تأمین مالی، نتیجه دوگانه‌ای را ارائه می‌دهند که پیامدهای غیر قابل چشم‌پوشی برای تحلیل چرخه تجاری ایجاد می‌کند. اول، مشروط به شوک ریسک، فرار مالیاتی اثرات شتاب دهنده مالی را تقویت می‌کند و نوسانات کلان اقتصادی را به میزان قابل توجهی تقویت می‌کند. دوم، پویایی فرار مالیاتی درون‌زا باعث تخصیص مجدد منابع از مصارف تولیدی به مصرف در چرخه تجاری می‌شود.

لی و همکاران[2] (۲۰۲۱) در پژوهشی با عنوان واکنش بازار سهام به مدیریت سود و شدت تحقیق و توسعه این‌گونه بیان نمودند که تحقیقات قبلی نشان می‌دهد که بازده سهام، زمانی که شرکت‌ها، پیش‌بینی‌های تحلیلگران را برآورده می‌کنند، مثبت است، اما زمانی که پیش‌بینی‌های تحلیلگران را برآورده نمی‌کنند، منفی است. مطالعات گذشته همچنین نشان می‌دهد که مدیران اغلب هزینه‌های تحقیق و توسعه را کاهش می‌دهند تا بتوانند پیش‌بینی اجماع را برآورده کنند. این مطالعه نشان می‌دهد که بازار سهام این رفتار را جریمه می‌کند و درصورتی‌که شکست پیش‌بینی مستلزم کاهش تحقیق و توسعه باشد، به پاداش بازار تخفیف می‌دهد. بااین‌حال، این فقط یک تخفیف جزئی است و شرکت‌ها همچنان در مدیریت هزینه‌های تحقیق و توسعه در کوتاه‌مدت بهتر هستند. این مطالعه همچنین نشان می‌دهد که کاهش در تحقیق و توسعه احتمالاً موقتی است، زیرا شرکت‌ها تمایل دارند هزینه‌های تحقیق و توسعه را در دوره‌های بعدی افزایش دهند.

درایف[3] (۲۰۲۱) در پژوهشی با عنوان مشوق‌های مدیریت سود و قیمت‌گذاری اقلام تعهدی اختیاری این‌گونه بیان نمود که هدف این تحقیق بررسی این امر است که آیا انگیزه‌های مدیریت سود بر قیمت‌گذاری تأثیر می‌گذارد یا خیر. همچنین، آیا فرصت رشد، اهرم مالی، جریان نقدی آزاد، تجارت داخلی و مشکلات مالی برای سرمایه‌گذاران مفید هستند یا خیر؟ نتایج مطالعات نشان داد که اقلام تعهدی اختیاری ارتباط مثبتی با بازده

1. Chiarini *et al.*
2. Li *et al.*
3. Draief

سهام دارد. این رابطه در شرکت‌های با رشد بالا و شرکت‌های اهرمی قوی‌تر است. شرکت‌های دارای بحران مالی انگیزه بیشتری برای مدیریت فرصت‌طلبانه سود برای پنهان کردن هرگونه مشکل مالی دارند. به همین ترتیب، یک رابطه منفی بین اقلام تعهدی اختیاری و بازده سهام در شرکت‌ها با جریان نقد آزاد بیش‌ازحد وجود دارد و این امر چشم‌انداز فرصت‌طلبانه مدیریت سود را آشکار می‌کند. بالاخره نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاران ارزش مثبت (منفی) را به اقلام تعهدی اختیاری در صورت خرید (فروش) داخلی اعطا می‌کنند.

تصریح مدل و برآورد

پژوهش حاضر از لحاظ هدف، پژوهشی کاربردی است. از نظر شیوه اجرا پژوهشی توصیفی- علی است، همچنین از نظر شیوه گردآوری داده‌ها از نوع تاریخی (پس رویدادی) است و نوع جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات کتابخانه‌ای می‌باشد. قلمرو مکانی پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال های ۱۳۹۱ تا ۱۴۰۰ می باشد. جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش پس از انتخاب شرکت‌های نمونه و جمع‌آوری آمار و اطلاعات مورد نیاز، از مدل‌های رگرسیونی استفاده خواهد شد. همچنین جهت تجزیه و تحلیل آمار و اطلاعات پس از پردازش توسط نرم‌افزار صفحه‌گسترده اکسل، نرم‌افزار ایویوز ۱۰ مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به محدودیت‌های ذکرشده تعداد ۱۳۴ شرکت بین سال‌های ۱۳۹۱ الی ۱۴۰۰ به‌عنوان نمونه آماری طبق جدول ۱ انتخاب‌شده است.

جدول ۱. نحوه انتخاب نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری در سال ۱۴۰۰		۵۴۶
کسر می‌شود: شرکت‌های غیرفعال	-۱۸۹	
کسر می‌شود: شرکت‌هایی که دارای توقف معاملاتی سهام هستند	-۳۱	
کسر می‌شود: شرکت‌هایی که تغییر دوره مالی داده‌اند	-۵۱	
کسر می‌شود: شرکت‌هایی که در بازه زمانی پژوهش وارد بورس شدند	-۹۲	
کسر می‌شود: شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک و هلدینگ‌ها	-۴۹	
نمونه نهایی پژوهش		۱۳۴

۱. تعاریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

متغیر وابسته پژوهش: تهور مالیاتی(Tax Aggressiveness)

تهور مالیاتی، سیاست و راهبردهای شرکت درجهت کاهش مالیات است. تهور در لغت به معنی جسارت و بی‌باکی است. استراتژی مالیات جسورانه به عنوان استفاده قانونی از نظام مالیاتی برای منافع شخصی، برای کاهش میزان مالیات قابل پرداخت به وسیله ابزارهای قانونی تعریف می‌شود. برای سنجش تهور مالیاتی به تبعت از پژوهش فاریز و سوریپتو (۲۰۲۲) از نرخ مؤثر مالیاتی به شرح زیر استفاده شده است:

نرخ مؤثر مالیات نقدی از تقسیم مالیات نقدی پرداختی بر سود قبل از کسر مالیات، ضرب در (منفی یک) محاسبه شده است (عرب صالحی و هاشمی، ۱۳۹۴).

متغیرهای مستقل پژوهش

متغیرهای مدیریت سود، شدت موجودی و شدت سرمایه متغیرهای مستقل پژوهش هستند که در ادامه شیوه محاسبه عملیاتی آنها آمده است:

مدیریت سود[1]

مدیریت سود در واقع دستکاری مدیران در سود شرکت با استفاده از مهارت و دانش خود در راستای کاهش سود و به تبع آن کاهش مالیات تعریف می‌شود. در پژوهش حاضر جهت سنجش مدیریت سود از مدیریت سود اقلام تعهدی به روش زیر استفاده خواهد شد:

کوتاری و همکاران[2] (۲۰۰۵) مدلی را طراحی کردند که همانند مدل تعدیل‌شده جونز است، ولی در آن از نرخ بازده دارایی‌ها نیز استفاده شده است. آن‌ها در مطالعات خود یافتند که این مدل نتایج قوی‌تری نسبت به مدل جونز دارد. مدل آن‌ها به‌صورت زیر است.

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \alpha_1\left(\frac{1}{A_{it-1}}\right) + \alpha_2\left(\frac{\Delta REV_{it}}{A_{it-1}}\right) + \alpha_3\left(\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}}\right) + \alpha_4 ROA_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

که در این مدل:

TA_{it}: جمع کل اقلام تعهدی شرکت i در سال t که از حاصل سود خالص منهای وجوه نقد عملیاتی به دست می‌آید.

A_{it-1}: جمع کل دارایی‌های شرکت i در سال t-1

ΔREV_{it}: تغییر درآمد شرکت i بین سال t-1 و t

PPE_{it}: میزان اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات شرکت i در سال t

ROA_{it-1}: نرخ بازده دارایی‌های در سال t-1

ε_{it}: همان جمله خطا است (جمله خطا نشان‌دهنده مدیریت سود اقلام تعهدی است).

شدت موجودی[3]

شدت موجودی میزان سرمایه گذاری در موجودی مواد و کالا تعریف می‌شود. برای سنجش شدت موجودی به تبعت از پژوهش فاریز و سوریپتو (۲۰۲۲) و هدایت و فیتریا (۲۰۱۸) از نسبت کل موجودی مواد و کالا به کل دارایی‌ها استفاده شده است.

1. Earning Management
2. Kothari *et al.*
3. Inventory intensity

شدت سرمایه[1]

شدت سرمایه توضیح می‌دهد که از دارایی‌های شرکت چقدر در دارایی‌های ثابت سرمایه‌گذاری شده است. بنابراین برای سنجش شدت سرمایه به تبعت از پژوهش فاریز و سوریپتو (۲۰۲۲) از نسبت کل دارایی های ثابت به کل دارایی ها استفاده شده است.

متغیرهای کنترلی پژوهش

بازده دارایی‌ها (ROA): سود خالص تقسیم بر کل دارایی‌ها.

اهرم مالی (LEV): کل بدهی‌ها تقسیم‌بر کل دارایی‌ها.

اندازه شرکت (SIZE): لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها.

عمر شرکت (AGE): لگاریتم طبیعی تاریخ تأسیس شرکت.

۲. تصریح مدل

در پژوهش حاضر به تبعیت از پژوهش فاریز و سوریپتو (۲۰۲۲) مدل زیر جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش ارائه شده است:

$$\text{Tax Aggressivenes}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Earning Management}_{i,t} + \beta_2 \text{Inventory intensity}_{i,t} + \beta_3 \text{Inventory Capital}_{i,t} + \beta_4 \text{ROA}_{i,t} + \beta_5 \text{LEV}_{i,t} + \beta_6 \text{SIZE}_{i,t} + \beta_7 \text{Age}_{i,t} + e_{i,t} \quad (1)$$

نتایج

۱. آماره توصیفی متغیرهای پژوهش

نتایج آمار توصیفی در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	میانگین	بیشترین	کمترین	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
تهور مالیاتی	-۰/۱۵	۰/۰۷۸	-۰/۵۸	۰/۱۵	-۰/۶۹	۲/۶۱
مدیریت سود	-۰/۰۰۲	۰/۶۸	-۰/۴۵	۰/۱۷	۱/۰۰	۶/۱۰
شدت موجودی	۰/۲۳	۰/۷۲	۰/۰۰۱	۰/۱۵	۰/۹۳	۳/۶۸
شدت سرمایه	۰/۲۵	۰/۷۷	۰/۰۱۲	۰/۱۸	۰/۸۷	۳/۰۸
بازده دارایی‌ها	۰/۱۳	۰/۶۸	-۰/۲۲	۰/۱۵	۰/۷۳	۳/۷۳
اهرم مالی	۰/۵۶	۱/۵۶	۰/۱۰	۰/۲۱	-۰/۰۱۸	۲/۶۱
اندازه شرکت	۱۴/۷۲	۲۰/۸۲	۱۰/۵۳	۱/۶۶	۰/۷۴	۳/۸۲
عمر شرکت	۳/۶۱	۴/۲۴	۲/۳۰	۰/۳۷	-۰/۶۵	۲/۶۲

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Inventory Capital

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال مقدار میانگین برای متغیر اهرم مالی برابر با (۰/۵۶) است که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. به‌طورکلی پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. مقدار این پارامتر برای اندازه شرکت برابر (۱/۶۶) و برای تهور مالیاتی، شدت موجودی و بازده دارایی هر سه (۰/۱۵) است که نشان می‌دهد این متغیرها به ترتیب دارای بیشترین و کمترین انحراف معیار هستند. کمینه و بیشینه نیز کمترین و بیشترین را در هر متغیر نشان می‌دهد.

۲. آزمون مانایی متغیرها

مطابق ادبیات اقتصادسنجی لازم است قبل از برآورد مدل، مانایی متغیرها بررسی گردد. استفاده از آزمون‌هایی نظیر دیکی- فولر و فیلیپس- پرون برای داده‌های پانل توصیه نمی‌شود زیرا قدرت اندکی در تشخیص مانایی دارند. برای حصول اطمینان به آزمون‌های مانایی قوی‌تر در مدل‌های پانل، پیشنهاد می‌شود که داده‌ها را تجمیع نموده و سپس مانایی بررسی گردد (افلاطونی، ۱۳۹۷). برای بررسی وجود ریشه واحد در داده‌های پانل، می‌توان از آزمون لوین، لین و چو استفاده کرد که نتایج آن به‌صورت جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۲. آزمون مانایی (لوین، لین و چو) متغیرهای پژوهش

نام متغیر	نماد	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
تهور مالیاتی	Tax Aggressivenes	-۶/۸۱۸۱۶	۰/۰۰۰۰	مانا است
مدیریت سود	Earning Management	-۹/۹۷۰۰۵	۰/۰۰۰۰	مانا است
شدت موجودی	Inventory intensity	-۱۲/۰۴۵۸	۰/۰۰۰۰	مانا است
شدت سرمایه	Inventory Capital	-۷/۷۱۶۰۹	۰/۰۰۰۰	مانا است
بازده دارایی‌ها	ROA	-۸/۰۵۸۸۸	۰/۰۰۰۰	مانا است
اهرم مالی	LEV	-۱۱/۴۷۱۰	۰/۰۰۰۰	مانا است
اندازه شرکت	SIZE	-۱۳/۳۸۱۵	۰/۰۰۰۰	مانا است
عمر شرکت	Age	-۸۷/۲۷۳۶	۰/۰۰۰۰	مانا است

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده در جدول ۳ مشاهده می‌شود که سطح معنی‌داری متغیرها در آزمون مانایی کمتر از ۵ درصد بوده و بیانگر مانا بودن متغیرها است.

۳. آزمون اف لیمر (چاو) و آزمون هاسمن

با توجه به نتایج به‌دست آمده از آزمون اف لیمر، سطح معناداری آزمون چاو برای مدل آزمون فرضیه پژوهش کمتر از ۵ درصد (۰/۰۰۰۰) و آماره آزمون ۶/۷۶۹ بوده که بیانگر پذیرش الگوی داده‌های تابلویی است که جهت حصول اطمینان نیاز به ارائه آزمون هاسمن می‌باشد. (افلاطونی، ۱۳۹۷). با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از آزمون هاسمن سطح معناداری آزمون در مدل پژوهش بیشتر از ۵ درصد (۰/۱۲۳۴) و آماره آزمون ۱۱/۳۶۶ بوده که بیانگر پذیرش اثرات تصادفی است.

۴. آزمون فرضیه‌های پژوهش

نتایج فرضیه های پژوهش در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴. نتیجه آزمون فرضیه های پژوهش

متغیرها	نماد	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	معناداری	VIF
مدیریت سود	Earning Management	۰/۰۴۴	۰/۰۱۰	۴/۰۸	۰/۰۰۰	۱/۱۶
شدت موجودی	Inventory intensity	-۰/۰۲۴	۰/۰۲۹	-۰/۸۲	۰/۴۰	۱/۲۲
شدت سرمایه	Inventory Capital	۰/۰۵۳	۰/۰۲۵	۲/۱۵	۰/۰۳۱	۱/۲۴
بازده دارایی‌ها	ROA	-۰/۰۴۲	۰/۰۲۷	-۱/۵۰	۰/۱۳	۲/۰۸
اهرم مالی	LEV	-۰/۰۱۰	۰/۰۲۱	-۰/۴۷	۰/۶۳	۱/۷۸
اندازه شرکت	SIZE	۰/۰۰۹	۰/۰۰۲	۳/۲۰	۰/۰۰۱	۱/۱۷
عمر شرکت	Age	۰/۰۰۳	۰/۰۲۴	۰/۱۴	۰/۸۸	۱/۰۳
عرض از مبدأ		-۰/۲۷	۰/۰۹۶	-۲/۸۷	۰/۰۰۴	-
ضریب تعیین			۰/۶۱			
دوربین واتسون			۲/۳۳			
آماره F			۲۳۹/۲۲۴۷			
سطح معناداری			۰/۰۰۰۰			

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که متغیر مدیریت سود با ضریب مثبت (۰/۰۴۴) و سطح معناداری زیر ۵ درصد (۰/۰۰۰۰) رابطه مستقیم با تهور مالیاتی دارد؛ از آنجا که مبنای تایید فرضیه‌ها در پژوهش حاضر سطح معناداری زیر ۵ درصد است، بنابراین فرضیه اول پژوهش در سطح خطای ۵ درصد رد نمی‌شود.

متغیر شدت موجودی با سطح معناداری بالای ۵ درصد (۰/۴۰) رابطه‌ای با تهور مالیاتی ندارد؛ بنابراین فرضیه دوم پژوهش در سطح خطای ۵ درصد پذیرفته نمی‌شود.

متغیر شدت سرمایه با ضریب مثبت (۰/۰۵۳) و سطح معناداری زیر ۵ درصد (۰/۰۳۱) رابطه مستقیم با تهور مالیاتی دارد؛ بنابراین فرضیه سوم پژوهش در سطح خطای ۵ درصد رد نمی‌شود.

متغیر کنترلی اندازه شرکت با سطح معناداری زیر ۵ درصد رابطه معناداری با متغیر وابسته پژوهش دارند. ضریب تعیین برابر با ۶۱ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد متغیرهای مستقل و کنترلی موجود در مدل توانسته‌اند ۶۱ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح دهند. همچنین مقدار دوربین واتسون برابر عدد ۲/۳۳ می‌باشد و از این رو که ما بین عدد ۱/۵۰ تا ۲/۵۰ می‌باشد، نشان می‌دهد که بین جملات اخلال مدل خودهمبستگی شدیدی وجود ندارد. آماره هم‌خطی زیر عدد ۵ می‌باشد که نشان می‌دهد همبستگی شدید بین متغیرهای پژوهش وجود ندارد. آماره آزمون(F) با سطح معناداری زیر ۵ درصد نشان می‌دهد که مدل پژوهش از برازش مناسبی برخوردار است.

خلاصه و نتیجه‌گیری

همان‌طور که بیان شد هدف اساسی پژوهش حاضر تأثیر مدیریت سود، شدت موجودی و شدت سرمایه بر تهور مالیاتی است. نتیجه فرضیه اول نشان داد که میزان ضریب برآورد شده مدیریت سود با ضریب مثبت و سطح معناداری زیر پنج درصد بر تهور مالیاتی به صورت مستقیم تاثیرگذار است. نتیجه مستقیم در واقع نشان‌دهنده این امر است که با افزایش مدیریت سود به همان اندازه تهور مالیاتی نیز افزایش خواهد یافت. در واقع این دو متغیر در یک راستا در حرکت می باشند و بالعکس با کاهش مدیریت سود تهور مالیاتی کاهش می‌یابد. چنانچه برای ممانعت از فعالیت‌هایی که منجر به عدم پرداخت مالیات می‌شود، اقدامی صورت نگیرد، ممکن است افراد دیگر نیز به منظور افزایش توان مالی خود به این کار ترغیب شوند. از آنجایی که مدیران شرکت‌ها پرداخت مالیات را در واقع مانعی جهت پیشرفت شرکت و هزینه اضافی قلمداد می‌کنند، از جمله اقداماتی که مدیران در راستای تهور مالیاتی و کاهش مالیات انجام می‌دهند، مدیریت سود کسب شده توسط عملیات جاری شرکت است که به آن مالیات تعلق خواهد گرفت و مدیران به نوعی با کمتر نشان دادن سود یا بالاتر نشان دادن بدهی‌های شرکت سعی در نپرداختن مالیات دارند. در واقع نتایج بیانگر آن است که هر چه مدیران تمایل بیشتری به مدیریت سود داشته باشند، تهور مالیاتی نیز افزایش می یابد. نتایج فرضیه حاضر با نتایج پژوهش فاریز و سوریپتو (۲۰۲۲) همسو است.

نتیجه فرضیه دوم نشان داد که متغیر شدت موجودی با سطح معناداری بالای ۵ درصد رابطه‌ای با تهور مالیاتی ندارد. سیاست مالیاتی متهورانه تلاش شرکت برای به حداقل رساندن بار مالیاتی است که باید از طریق قانونی، غیرقانونی یا هر دو پرداخت شود. شرکت‌ها مالیات را به عنوان یک بار اضافی در نظر می‌گیرند؛ باری که می تواند سود شرکت را کاهش دهد. لذا پیش‌بینی می‌شود اقداماتی را انجام دهند که بار مالیاتی شرکت را کاهش دهد. اقداماتی با هدف کاهش درآمد مشمول مالیات از طریق برنامه‌ریزی مالیاتی و استفاده از روش‌های طبقه‌بندی شده یا غیر طبقه بندی شده به عنوان فرار مالیاتی صورت می‌پذیرد. اگرچه همه اقدامات انجام شده قوانین را نقض نمی‌کند، روش‌های زیادی توسط شرکت‌ها استفاده می‌شود که سبب می‌گردد شرکت‌ها از نظر مالیاتی تهاجمی تلقی گردند. موجودی، بخشی از دارایی‌های

جاری شرکت است که برای پاسخگویی به تقاضای عملیات شرکت در بلندمدت استفاده می‌شود. شرکت‌هایی که بر موجودی انبارها سرمایه‌گذاری کرده‌اند در واقع باعث تشکیل هزینه‌های نگهداری و ذخیره‌سازی برای این موجودی ها شده که منجر به افزایش مخارج شرکت خواهد شد؛ به طوری که این عمل در نهایت باعث کاهش سود شرکت می‌گردد. شرکت‌هایی با سطح بالای شدت موجودی نسبت به سطح بار مالیاتی دریافتی تهاجمی‌تر خواهند بود. شرکت‌هایی با این روند می‌توانند بازدهی هزینه‌ای بیشتری در جهت کاهش سود شرکت داشته باشند. سود در دوره جاری را می‌توان با اضافه کردن موجودی‌ها پوشش داد اما هزینه‌های اضافی ناشی از افزایش در موجودی‌ها باید از بهای تمام شده موجودی‌ها حذف شود و در دوره‌ای که این هزینه‌ها متحمل شده‌اند به عنوان هزینه شناسایی شوند. در واقع بدین صورت شدت موجودی می‌تواند بر تهور مالیاتی تاثیرگذار باشد. نتایج فرضیه حاضر با نتایج پژوهش فاریز و سوریپتو (۲۰۲۲) همسو نیست.

نتیجه فرضیه سوم نشان داد که متغیر شدت سرمایه با ضریب مثبت و سطح معناداری زیر ۵ درصد رابطه مستقیم با تهور مالیاتی دارد. شدت سرمایه نسبتی است که نشان می‌دهد چقدر ثروت شرکت در دارایی‌های ثابت سرمایه‌گذاری می‌شود. دارایی‌های ثابت شامل ساختمان‌ها، کارخانه‌ها، تجهیزات، ماشین‌آلات و اموال است دارایی های ثابت دارایی‌های مشهودی هستند که برای استفاده در تولید یا عرضه کالا یا خدمات، برای اجاره به اشخاص دیگر، یا برای مقاصد اداری نگهداری می شوند و انتظار می‌رود برای بیش از یک دوره استفاده شود. نسبت شدت سرمایه می‌تواند کارایی استفاده از دارایی‌ها برای تولید و فروش را نشان دهد. سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت یکی از دارایی‌هایی است که شرکت برای تولید و کسب درآمد از آن استفاده می‌کند، اما از طرفی سرمایه‌گذاری شرکت در دارایی‌های ثابت موجب بالا رفتن هزینه استهلاک می‌شود، بنابراین دارایی‌های ثابت شرکت از این طریق به شرکت‌ها اجازه می‌دهد با توجه به هزینه استهلاکی که هر ساله از دارایی‌های ثابت کسر می‌شود، مالیات‌های خود را کاهش دهند. زیرا هزینه استهلاک دارایی‌های ثابت به طور مستقیم کاهش سود شرکت که مبنای محاسبه مالیات شرکت است را در پی خواهد داشت. با توجه به نتایج حاصل از آزمون فرضیه پژوهش نیز مشاهده شد که شدت موجودی به صورت مستقیم بر تهور مالیاتی تاثیرگذار است. در واقع با افزایش شدت سرمایه‌گذاری در دارایی ثابت، تهور مالیاتی به همان اندازه افزایش می‌یابد. نتایج فرضیه حاضر با نتایج پژوهش فاریز و سوریپتو (۲۰۲۲) همسو است.

از آنجایی‌که دارایی‌های ثابت قابلیت وثیقه‌گذاری دارند بنابراین شرکت‌ها تمایل بیشتری به سرمایه-گذاری در دارایی‌های ثابت داشته و مزیت دیگر آن نوعی فرار مالیاتی و کاهش سود اعلام شده شرکت است و سازمان‌های ذیربط با توجه به رشد دارایی‌های ثابت یک شرکت نسبت به دوره‌های قبل می‌توانند امر سیاست متهورانه مالیاتی را کاهش دهند و این امر را به عنوان زنگ خطری به جهت فرارهای مالیاتی قلمداد نمایند. از آنجایی که مالیات در جوامع پیشرفته از اهمیت بالایی برخوردار است و درآمد کلانی برای دولت به همراه دارد، بنابراین می‌توان بسیاری از مشکلات کشور را به وسیله آن سروسامان بخشید. پیشنهاد می‌گردد شرکت‌ها با مدیریت سود، درگیر فرار از مالیات نشده و همچنین سازمان‌های ذیربط این امر را در نظر گرفته که شرکت‌ها به وسیله مدیریت سود، درگیر سیاست‌های مالیاتی متهورانه می‌باشند.

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 شده‌است.

منابع

افلاطونی، عباس. (۱۳۹۷). *اقتصادسنجی در پژوهش‌های مالی و حسابداری با نرم‌افزار EViews*، تهران: انتشارات ترمه.

اعتمادی، حسین؛ سپاسی، سحر و ساری، محمدعلی. (۱۳۹۵). چارچوب مفهومی طرح ریزی مالیات شرکتی. *پژوهش حسابداری*، ۶(۱)، ۶۱-۸۰.

بیرجندی، حمید؛ فتحی، زهرا؛ تراوش، محمد باقر و شاپور جانی، م صطفی. (۱۴۰۰). تاثیر مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی و تهور مالیاتی بر مسئولیت پذیری اجتماعی. *سومین کنفرانس بین المللی مدیریت، حسابداری، بانکداری و اقتصاد در افق ایران*.

جعفری صمیمی، احمد و حمزه‌ای، علی اکبر. (۱۳۸۴). برر سی عوامل مؤثر بر فرار مالیاتی: مطالعه موردی صنف طلا فروشان استان مازندران. *پژوهش ها و سیاست های اقتصادی*، ۳۴، ۳-۲۰.

حاجیها، زهره؛ قنواتی، الهام و بحرینی، مریم. (۱۳۹۶). بررسی ارتباط محدودیت مالی و راهبرد مالیاتی متهورانه. *پژوهشنامه مالیات*، ۲۵ (۳۵)، ۱۰۷-۱۲۶.

خواجوی، شکراله و کیامهر، محمد. (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین کیفیت حسابرسی و اجتناب مالیاتی در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوه شنامه مالیات*، ۲۳(۲۶)، ۸۷-۱۰۸.

صدیقی، روح الله. (۱۳۹۹). کیفیت حسابرس، مدیریت سود واجتناب مالیاتی. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۱۲ (۴۶)، ۱۶۹-۱۸۶.

عبدلی، محمدر ضا و حق نیاز، ح سن. (۱۳۹۴). ارزیابی تأثیر شفافیت شرکتی بر سیا ست متهورانه مالیاتی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه مالیات*، ۲۳(۲۶)، ۱۶۵-۱۷۵.

عبدلی، محمدرضا؛ بخشی، حسین و حسینی، سید احمد. (۱۳۹۲). بررسی رابطه گزارشگری متهورانه مالی واندازه شرکت‌ها با سیا ست‌های متهورانه مالیاتی. *پژوه شنامه مالیات*، ۲۱ (۱۹)، ۱۵۷-۱۷۰

عرب صالحی، مهدی و هاشمی، مجید. (۱۳۹۴). تأثیر اطمینان بیش‌ازحد مدیریتی بر اجتناب مالیاتی. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۲۲(۱)، ۸۵-۱۰۴.

کاشانی پور، محمد؛ فرجی، امید و برجی، پریسا. (۱۳۹۸). ارتباط سیاسی، راهبری شرکتی و تهور مالیاتی. *دانش حسابداری*، ۱۰(۴)، ۱۴۳-۱۷۵.

کمالی منفرد، شیما و علی احمدی، سعید. (۱۳۹۶). تأثیر توانایی مدیریت بر اجتناب مالیاتی و ارزش شرکت با استفاده از روش تحلیل پوششی داده‌ها. *دانش حسابداری*، ۸(۱)، ۱۳۵-۱۵۴.

منصورفر، غلامرضا؛ غیور، فرزاد و عباسی مولان، بهزاد. (۱۳۹۷). رابطه بین مالیات جسورانه و اهرم مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامه مالیات*، ۲۶(۳۷)، ۱۷۳-۱۹۷.

References

Abdoli, M. R., & Haghneyaz, H. (2015). Evaluation of the corporate transparency effect on tax aggressiveness in the companies listed in Tehran Stock Exchange. *Tax Research*, 23(26), 165-175. (In Persian).

Abdoli, M., Bakhshi, H., & Hosseini S. A. (2013). A study of relationship between aggressive financial reporting and size of corporations on aggressive tax policies. *Tax Research*, 21 (19), 157-170. (In Persian).

Aflatoni, A. (2017). *Econometrics in financial and accounting research with EViews software*. Tehran*:* Termeh Publications. (In Persian).

Arabsalehi, M., & Hashemi, M. (2015). The effect of managerial overconfidence on tax avoidance. *Accounting and Auditing Review*, *22*(1), 85-104. (In Persian).

Birjandi, H., Fathi, Z., Taravsh, M. B., & Shapour Jani, M. (2021). The impact of corporate governance mechanisms and tax evasion on social responsibility, *the third international conference on management, accounting, banking and economics in the horizon of Iran*. (in Persian).

Chiarini, B., Ferrara, M., & Marzano, E. (2022). Tax evasion and financial accelerator: A corporate sector analysis for the US business cycle. *Economic Modelling*, *108*, 105780.

Draief, S. (2021). Earnings management incentives and the pricing of discretionary accruals. *International Journal of Business and Management*, *14*(7), 1-77.

Etemadi, H., Sepasi, S., & Sari, M.A. (2016). A conceptual framework for corporate tax planning. *Journal of Accounting Research*, 6(1), 61-80. (In Persian).

Fariz, A., & Suripto. (2022). Effect of earning management, inventory intensity and capital intensity on tax aggressiveness. *3rd International Seminar on Accounting Society "The Review and Outlook of The Economy after Covid 19 Pandemic*".

Hajiha, Z., Ghanavati, E., & Bahreini, M. (2017). The examine of the relationship between financial constraints and aggressive tax strategy. *Tax Research*, 25(35), 107-126. (In Persian).

Hidayat, A. T., & Fitria, E. F. (2018). Pengaruh capital intensity, inventory intensity, profitabilitas dan leverage terhadap agresivitas pajak. *Eksis: Jurnal Riset Ekonomi Dan Bisnis*, *13*(2), 157-168.

Jafari Samimi, A., & Hamzai, A. A. (2005). Investigating the factors affecting tax evasion: a case study of gold merchant’s guild in Mazandaran province. *Economic Research and Policies*, 34, 20-3. (In Persian).

Kamali Monfared, S., & Ali Ahmadi, S. (2017). Effects of managerial ability on tax avoidance and market value, using data envelopment analysis method. *Journal of Accounting Knowledge*, *8*(1), 135-154. (In Persian).

Kashanipour, M., Faraji, O., & Borji, P. (2020). Political connection, corporate governance and tax aggressiveness. *Journal of Accounting Knowledge*, *10*(4), 143-175. (In Persian).

Khajavi, S., & Kiamehr, M. (2016). Modeling tax avoidance by accounting information: evidence from Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Knowledge*, 7(25), 79-100. (In Persian).

Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, *39*(1), 163-197.

Li, Z., Lytvynenko, I. P., & Philippoff, K. S. (2021). Stock market reactions to R&D cuts used to manage earnings. *International Review of Financial Analysis*, *77*, 101794.

Mansoorfar, Gh., Ghayor, F., & Abbasi Molan, B. (2018). The relationship between bold taxation and financial leverage in companies listed on the Tehran Stock Exchange, *Tax Research*, 26(37), 173-197. (In Persian).

Seddighi, R. (2020). Auditor quality, earning management and tax avoidance. *Accounting and Auditing Research*, *12*(46), 169-186. (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 ۹، شماره ۳، شماره پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۲
صفحات ۱۴۲-۱۲۳

مقاله پژوهشی

بکارگیری روش‌های حذف فرضی و متعارف در سنجش ارزش‌افزوده در تجارت: نتایج یکسان یا متفاوت؟[۱]

افسانه شرکت[۲]، علی‌اصغر بانوئی[۳]، سمیه شاه‌حسینی[۴]، فاطمه بزازان[۵] و آذین کیانی راد[۶]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۱/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۵/۲۵

چکیده

دو روش حذف فرضی و متعارف مبنای سنجش ارزش‌افزوده در تجارت قرار می‌گیرد. اولی سه مرحله کلی دارد که در آن برابری واحد جمع سهم ارزش‌افزوده داخلی (DVA) و سهم تخصص‌گرایی عمودی (VS) نسبت به صادرات ناخالص را در سطح کلان اقتصادی تضمین می‌کند، ولی در سطح فعالیت‌های اقتصادی ناتوان است. حال آن‌که دومی هر دو را تضمین می‌کند. بعلاوه درحالی‌که روش اول مورد توجه پژوهشگران در ایران قرار گرفته، روش دوم مغفول مانده است. براین اساس مقاله حاضر در صدد پر کردن این خلاء در قالب پرسش محوری زیر است: آیا بکارگیری دو روش یاد شده در سنجش ارزش‌افزوده در تجارت، نتایج یکسان یا متفاوت بدست می‌دهد؟ الگوی داده-ستانده در کنار آخرین جدول آماری تعدیل شده سال ۱۳۹۵، مبنای محاسبه قرار می‌گیرد. یافته‌های کلی نشان می‌دهند که نخست نتایج کلان در هر دو روش یکسان است. دوم، نتایج دو روش در سطح فعالیت‌ها متفاوت بوده بطوری‌که در روش حذف فرضی سرجمع سهم DVA و VS در سطح فعالیت بزرگ‌تر و یا کوچک‌تر از واحد است و بدین ترتیب مشکلات تفسیر نتایج و تحلیل سیاستی را دامن می‌زند، حال آن‌که سهم مذکور در روش متعارف برابر با واحد است و در نتیجه تفسیر نتایج و تحلیل سیاستی از عملکرد فعالیت‌ها را امکان‌پذیر می‌نماید.

واژگان کلیدی: ارزش‌افزوده در تجارت، روش حذف فرضی، روش متعارف، تخصص‌گرایی عمودی، جدول داده-ستانده.

طبقه‌بندی موضوعی: *C67, F14, C46*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2023.45164.1376
۲. دانشجوی دکترا، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (afi.sherkat@yahoo.com).
۳. استاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. (banouei7@yahoo.com).
۴. دانشیار، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. (s.shahhosseini@atu.ac.ir).
۵. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (fbazzazan@alzahra.ac.ir).
۶. کارشناس ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران. (azinkianirad@yahoo.com).

مقدمه

امروزه مسئله بیش‌برآوردی ارزش‌افزوده در صادرات ناخالص براساس آمارهای تجارت گمرک توجه طیف وسیعی از پژوهشگران، نهادهای آماری و پژوهشی در جهان را به خود معطوف کرده است[۱]. برای تبیین این مسئله دو دلیل مشخص برجسته می‌گردد. نخستین دلیل نظام‌های حسابداری کلان و بخشی موجود است که در آن‌ها فرض می‌شود صادرات همانند سایر مصارف نهاده‌های داخلی جامعه معادل خود ارزش‌افزوده خلق می‌کند (جانسون[۲]، ۲۰۱۴). فرض مذکور ریشه در نظریه‌های سنتی تجارت بین‌الملل به شکل «تجارت در کالاها» دارد و کانون توجه آن نیز پیوند بین عوامل تولید با کالاهای نهایی در کنار نادیده گرفتن نقش و اهمیت کالاهای واسطه‌ای است (بانک جهانی[۳]،۲۰۲۰ ؛ ژانگ و سو[۴]، ۲۰۲۱). دومین دلیل افزایش سهم کالاهای واسطه‌ای نسبت به سهم کالاهای نهایی صادراتی در قرن ۲۱ام و به تبع آن ظهور نظریه‌های جدید تجارت بین‌الملل به شکل «تجارت در مراحل[۵]» با تأکید بر پیوند بین عوامل تولید، کالاهای واسطه‌ای و کالاهای نهایی است[۶].

کالاهای واسطه‌ای در خلق ارزش‌افزوده دو کارکرد مشخص دارد که آن‌ها را از کالاهای نهایی متمایز می‌کند: نخست ارزش اضافی در هر مرحله از زنجیره ارزش در هر مکان جغرافیایی با مبادلات واسطه‌ای که به دفعات در فرایند تولید کالاهای نهایی از مرزهای جغرافیایی کشور عبور می‌کند، اتفاق می‌افتد. دومین کارکرد نقش آن در تبیین محیط بیرونی زنجیره‌های تولید برحسب صادرات و واردات ارزش‌افزوده است. در راستای دو کارکرد فوق، پژوهشگران دو روش را مبنای سنجش ارزش‌افزوده در تجارت قرار می‌دهند. گروهی روش حذف فرضی را پیشنهاد می‌کنند[۷] و گروه دیگر مستقل از گروه اول روش متعارف را مبنای تحلیل قرار می‌دهند[۸]. به لحاظ روش‌شناسی اولی حاوی سه مرحله است: ارزش‌افزوده قبل از صادرات ناخالص،

---

۱. در این مقاله به‌جای بکارگیری واژه «صادرات متعارف» از صادرات ناخالص استفاده می‌شود و حاوی صادرات کالاها و خدمات نهایی و صادرات کالاها و خدمات واسطه‌ای است. برای اطلاع بیشتر زوایای این موضوع به:
World Bank (2020), Miller & Blair (2022), Patunru & Athukorala (2021), Arto *et.al*. (2019)

2. Johnson
3. World Bank
4. Zhang & Su
5. Trade in Task

۶. برای اطلاع بیشتر این مباحث به:
Los (2017), Grossman & Rossi-Hansberg (2008), Baldwin & Lopez-Gonzalez (2015), Baldwin & Robert-Nicout (2014), World Bank (2020).

۷. ابتدا Koopman *et al.* (2014) روش حسابداری ریاضی پیچیده تجزیه ارزش‌افزوده در صادرات و واردات را پیشنهاد می‌کند. سپس Los etal.(2016) و Los (2017) روش مذکور را به شکل روش ساده و کاربردی در قالب روش حذف فرضی ارائه می‌کند. پس از آن توسط سایر پژوهشگران از جمله Banacloche *et al.* (2020) و Miroudote & ye (2021) مورد استفاده قرار گرفته است.

۸. برای اطلاع بیشتر این روش به منابع زیر مراجعه نمایید:
Patunru & Athukorata (2021), Zhong & Su (2021)

ارزش‌افزوده بعد از صادرات ناخالص و ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص که از تفاضل بین قبل از حذف و بعد از حذف صادرات ناخالص بدست می‌آید. برای محاسبه تخصص‌گرایی عمودی و یا ارزش‌افزوده خارجی از رابطه متعارف نیازهای مستقیم و غیرمستقیم واردات واسطه‌ای در تأمین صادرات ناخالص استفاده می‌شود. این روش در سال‌های اخیر مورد توجه پژوهشگران در ایران نیز قرار گرفته است (مهاجری و بانوئی[1]، ۲۰۲۱؛ بانوئی و فهیمی، ۱۴۰۰؛ بانوئی و همکاران، ۱۴۰۱). حال آن‌که دومی یک روش متعارف در سنجش ارزش‌افزوده در تجارت است و حاوی سه مؤلفه کلی است که آن را از روش اولی متمایز می‌کند. نخست، فاقد فرایند پیچیده محاسباتی و به آسانی قابل تفسیر است. دوم، به لحاظ روش شناسی می‌تواند ابهامات روش حذف فرضی را برطرف نماید. سوم، هرچند در روش حذف فرضی سهم واردات و سهم صادرات ارزش‌افزوده به کل صادرات ناخالص را برابر با واحد تضمین می‌کند، ولی چنین قاعده‌ای را در سطح فعالیت‌های مختلف اقتصادی بدست نمی‌دهد، حال آن‌که انتظار می‌رود روش متعارف هر دو قاعده را تأمین نماید. بدین ترتیب بستر تحلیلی عملکرد اقتصادی در سطح کلان و فعالیت‌های اقتصادی را که ارتباط مستقیمی با ساختار هر بخش در کل اقتصاد دارد هم برای تحلیل‌گر و هم برای سیاست‌گذار فراهم می‌کند.

بررسی فضای پژوهشی خارج و داخل حاکی از آن است که این مسئله مورد توجه پژوهشگران اقتصاد داده- ستانده قرار نگرفته است. بنابراین کانون توجه مقاله حاضر واکاوی زوایای مختلف این مسئله حول پرسش محوری زیر است: آیا به کارگیری روش‌های حذف فرضی و متعارف در سنجش ارزش‌افزوده در تجارت نتایج یکسان و یا متفاوت بدست می‌دهند؟

در راستای پرسش مذکور، مطالب فصل حاضر در چهار بخش کلی زیر سازماندهی می‌گردد. روش پژوهش با تأکید بر روش حذف فرضی و روش متعارف در سنجش ارزش‌افزوده در تجارت در بخش اول ارائه می‌گردد. در بخش دوم به پایه‌های آماری و نحوه تعدیل آن‌ها پرداخته می‌شود. نتایج حاصله و تحلیل‌های آن با توجه به پرسش محوری مقاله مطالب بخش سوم را تشکیل می‌دهند. نتیجه‌گیری و چند پیشنهاد کلی برای پژوهش‌های آتی پایان بخش مقاله خواهد بود.

روش پژوهش

در راستای مسئله و پرسش محوری مقاله، پژوهشگران دو روش را در سنجش ارزش‌افزوده در تجارت پیشنهاد می‌کنند که عبارت‌اند از: الف- روش حذف فرضی و ب-روش متعارف. در ادامه زوایای فنی، کارکرد، محاسن و نارسایی‌های هر یک از آن‌ها به اجمال مورد بررسی می‌گیرد.

1. Mohajeri & Banouei

روش حذف فرضی در سنجش ارزش‌افزوده در تجارت

نقطه شروع به کارگیری روش‌های حذف فرضی و متعارف استفاده از جدول داده-ستانده متقارن داخلی است[1]. برخلاف جداول متعارف، این نوع جداول دو نوع رابطه تراز تولیدی را بدست می‌دهند. نوع اول رابطه تراز تولیدی داخلی است که در رابطه زیر بیان می‌گردد.

$$g = Ds + f_d s + f_x \qquad (۱)$$

به طوری که $D = [d_{ij}]$ ماتریس مبادلات واسطه‌ای بین فعالیت داخلی و s یک بردار سطری واحد و جمع‌کننده سطرهای ماتریس D و F_d است. F_d و f_x به ترتیب ماتریس تقاضای نهایی به ابعاد فعالیت در رده‌های تقاضای نهایی داخلی و f_x نیز بردار صادرات ناخالص حاوی صادرات واسطه‌ای و نهایی را بیان می‌کنند. رابطه (۱) مشخص می‌کند که از کل ارزش ستانده فعالیت (g) بخشی مصرف تقاضای واسطه‌ای می‌شود و بخش دیگر جذب تقاضای نهایی داخلی و صادرات ناخالص می‌گردد. نوع دوم رابطه تراز واردات است که در رابطه زیر نشان داده می‌شود.

$$m = Ms + F_m s \qquad (۲)$$

به طوری که $M = [m_{ij}]$ ماتریس مبادلات واردات واسطه‌ای بین فعالیت و F_m نیز ماتریس واردات نهایی (مصرفی و سرمایه‌ای) به ابعاد فعالیت در رده‌های تقاضای نهایی داخلی را آشکار می‌کنند. رابطه (۲) نحوه مصرف کل واردات یک کشور را از سایر کشورهای جهان نشان می‌دهد. قسمتی از آن به عنوان واردات واسطه‌ای در فرایند تولید فعالیت‌ها (Ms) استفاده می‌شود و الباقی توسط نهادهای داخلی جامعه مصرف و یا سرمایه‌گذاری می‌گردد (بانوئی و همکاران ۱۴۰۱).

روابط (۱) و (۲) مبنای سنجش تخصص‌گرایی عمودی[2] و یا معادل آن ارزش‌افزوده خارجی[3] و ارزش-افزوده داخلی در صادرات ناخالص[4] قرار می‌گیرند (هاملز و همکاران[5]، ۲۰۰۱؛ پاتورو و آتوکورولا[6]، ۲۰۲۱؛ چن و همکاران[7]، ۲۰۱۲).

---

۱. نهادهای رسمی تدوین‌کننده جداول در ایران مانند بانک مرکزی و مرکز آمار ایران به دلایل مختلف تاکنون موفق به محاسبه این نوع جداول نشدند و به‌جای آن جدول متعارف واردات رقابتی را تدوین می‌کنند، که فقط تأمین‌کننده پایه‌های آماری نظریه‌های سنتی تجارت بین‌الملل است ولی به دلایل مختلف نمی‌توانند نظریه‌های جدید تجارت بین‌الملل را تأمین نمایند. بررسی جنبه-های مختلف این موضوع به تفصیل در مقالات بانوئی و فهیمی (۱۴۰۰) و بانوئی و همکاران (۱۴۰۱) بحث شده است.

2. Vertical Specialization
3. Foreign Value-Added
4. Domestic Value-Added in Gross Export
5. Hummels *et al.*
6. Patunru & Athukorola
7. Chen *et al.*

برای این منظور، ابتدا براساس روابط مذکور، ماتریس ضرایب مستقیم داخلی $a_{ij}^{D} = d_{ij}[\hat{g}_j]^{-1}$ و ماتریس ضرایب مستقیم واردات واسطه‌ای $a_{ij}^{M} = m_{ij}[\hat{g}_j]^{-1}$ محاسبه می‌گردند. حال اگر فرض شود که واردات کالاهای نهایی و سرمایه‌ای برابر با صفر باشند، یعنی $F_m = 0$ (دیازنباخر و همکاران[1]، ۲۰۰۵)، آن‌گاه نیازهای مستقیم و غیرمستقیم واردات واسطه‌ای با فرض ثبات A^D و A^M در کوتاه‌مدت در تأمین تقاضای نهایی داخلی و صادرات ناخالص به صورت زیر بدست می‌آیند.

$$g = A^D g + F_d + f_x \quad (۳)$$

$$m = A^M g \quad (۴)$$

$$g - A^D g = F_d + f_x \quad (۵)$$

$$g = (I - A^D)^{-1}[F_d + f_x] \quad (۶)$$

با جایگزینی رابطه (۶) در رابطه (۴) رابطه جدیدی بدست می‌آید که نیازهای مستقیم و غیرمستقیم واردات واسطه‌ای را در تأمین F_d و f_x نشان می‌دهد.

$$m = A^M(I - A^D)^{-1}[F_d + f_x] \quad (۷)$$

رابطه فوق حاوی دو متغیر برونزای F_d و f_x است. بنابراین با ضرب آن دو رابطه زیر بدست می‌آیند.

$$m_d = A^M(I - A^D)^{-1}F_d \quad (۷\text{-}۱)$$

$$m_x(VS_x) = A^M(I - A^D)^{-1}f_x \quad (۷\text{-}۲)$$

رابطه (۷-۱) مشخص می‌کند که نیازهای مستقیم و غیرمستقیم واردات واسطه‌ای در تأمین تقاضای نهایی داخلی چه میزان است. حال آن‌که رابطه (۷-۲) نیازهای مستقیم و غیرمستقیم واردات واسطه‌ای را در تأمین صادرات ناخالص مورد سنجش قرار می‌دهد. رابطه (۷-۲) توسط هاملز و همکاران در سال ۲۰۰۱ میلادی به صورت زیر اصلاح شده است. رابطه (۸) سهم و یا ادغام (مشارکت) یک کشور را از سایر کشورها آشکار می‌کند.

$$\frac{VS_x}{TG_x} = \frac{\acute{s}A^M(I - A^D)^{-1}f_x}{TG_x} \quad (۸)$$

این مقاله یکی از تأثیرگذارترین مقالات قرن ۲۱ام در حوزه تجارت بین‌الملل بشمار می‌رود. نخست آن‌که هرچند رابطه مذکور در میانه دهه ۱۹۸۰ میلادی توسط اقتصاددانان توسعه مانند چنری و

1. Dietzenbacher *et al.*

همکاران[1] (۱۹۸۶) در سنجش محتوای واردات در صادرات مورد توجه قرار گرفته است، با این حال کانون توجه آن‌ها بر تحلیل‌هایی مانند تراز پرداخت‌ها بوده است و بدین ترتیب تعمیم آن به مسئله تخصص‌گرایی عمودی، واردات ارزش‌افزوده و یا ارزش‌افزوده خارجی و دلالت‌های آن‌ها بر رشد و منابع تجارت مورد غفلت قرار گرفته است. دوم مقاله مذکور نه فقط بستر محاسبه ارزش‌افزوده در صادرات ناخالص و یا صادرات ارزش‌افزوده را توسط طیف بسیاری از پژوهشگران فراهم نمود، بلکه برابری واحد بین سهم ارزش‌افزوده داخلی و سهم ارزش‌افزوده خارجی نسبت به صادرات ناخالص در سطح کلان را نیز دامن زده است[2]. سمت چپ رابطه (۸) سهم تخصص‌گرایی عمودی و یا سهم ارزش‌افزوده خارجی (واردات ارزش‌افزوده) و سمت راست آن نیازهای مستقیم و غیرمستقیم واردات واسطه‌ای را در تأمین صادرات ناخالص به کل صادرات نشان می‌دهد. s نیز یک بردار سطری واحد و جمع‌کننده سطر جمع ستونی ماتریس است.

برای محاسبه ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص همانند سنجش ارزش‌افزوده خارجی (رابطه ۲-۷ و اصلاح‌شده آن در رابطه ۸)، مجدداً از رابطه (۶) استفاده می‌شود. برای این منظور ابتدا، ضرایب مستقیم ارزش‌افزوده یعنی $w = \frac{W}{g} \rightarrow W = \widehat{w}g$ محاسبه می‌گردد. سپس با جایگزینی آن در رابطه (۶) رابطه جدید زیر بدست می‌آید.

$$GDP(W) = \widehat{w}(I - A^D)^{-1}[F_d + f_x] \qquad (۹)$$

در رابطه (۹) علامت ^ ماتریس قطری و $\widehat{w}(I - A^D)^{-1}$ به ماتریس ضرایب فزاینده ارزش‌افزوده معروف است و در واقع گام اول روش حذفی قبل از حذف بشمار می‌رود. رابطه مذکور بیان می‌کند که مقدار ارزش‌افزوده خلق شده در سمت راست رابطه در کجا مصرف می‌شود. بخشی از آن را نهادهای داخلی جامعه مصرف می‌کنند،

$$GDP(F_d) = \widehat{w}(I - A^D)^{-1}F_d \qquad (۹\text{-}۱)$$

و بخشی دیگر مقدار ارزش‌افزوده داخلی ناشی از صادرات ناخالص است.

$$GDP(f_x) = \widehat{w}(I - A^D)^{-1}f_x \qquad (۹\text{-}۲)$$

بنابراین از منظر حسابداری،

$$GDP(w) = GDP(F_d) + GDP(f_x) \qquad (۱۰)$$

رابطه (۹-۱) مشخص می‌کند که نهادهای داخلی جامعه معادل مصرف خود ارزش‌افزوده داخلی خلق می‌کنند، مسئله‌ای که حداقل با چالش جدی طرفداران نظریه‌های نوین تجارت بین‌الملل مواجه نشده است.

---

1. Chenery *et al.*

۲. برای اطلاعات بیشتر زوایای مختلف این موضوعات به مقالات زیر مراجعه کنید:

Chenery *et al.* (1986), Koopman *et al.* (2014), Los *et al.* (2016), Chen *et al.* (2012), Patunru & Athukorala (2021), Banacloche *et al.* (2020).

اما، این منطق را نمی‌توان در مورد رابطه (۹-۲) بکار برد. علت اصلی آن است که هرچند صادرات ناخالص در داخل تولید می‌شود ولی مصرف آن مستقل از واسطه‌ای و یا نهایی خارج از مرزهای جغرافیایی یک کشور صورت می‌گیرد و بدین‌ترتیب نمی‌تواند همانند مصرف نهادهای داخلی معادل خود ارزش‌افزوده داخلی خلق نماید[1]. بنابراین، رابطه (۹-۱) در کنار حذف صادرات ناخالص ($f_x = 0$)، در رابطه (۲) مبنای محاسبه GDP قرار می‌گیرد و گام دوم روش حذف فرضی بشمار می‌رود. در گام سوم ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص از تفاضل بین گام اول (قبل از حذف صادرات ناخالص) و گام دوم بعد از حذف صادرات ناخالص در رابطه زیر بدست می‌آید.

$$DVA_x = GDP(W) - GDP(F_d) \qquad (۱۱)$$

یکی از خصوصیات کلیدی رابطه (۱۱) و رابطه (۸) آن است که سهم هریک از آن‌ها به کل صادرات ناخالص در سطح کلان اقتصادی بایستی برابر با واحد باشد. یعنی:

$$\frac{DVA_x}{TG_x} + \frac{VS_x}{TG_x} = 1 \qquad (۱۲)$$

$$\frac{DVA_x}{ei} + \frac{VS_x}{ei} \geq\leq 1 \qquad \text{بطوری‌که} TG_x = \sum ei \qquad (۱۳)$$

و بنابراین، رابطه معکوس بین آن‌ها وجود دارد. اما، این قاعده را نمی‌توان در مورد رابطه (۱۳) که سهم DVA و VS هر فعالیت را نسبت به صادرات آن فعالیت نشان می‌دهد، بکار برد. بنابراین سرجمع سهم آن‌ها برای فعالیت‌ها ممکن است بزرگ‌تر از واحد و یا کوچک‌تر از واحد باشد.

رابطه (۱۲) حداقل دو نارسایی دارد. نخست آن‌که مشخص نمی‌کند که مراد از روش حذف کدامیک از شقوق مختلف روش‌های حذف فرضی موجود است. در این مورد میلر و لهر[2] (۲۰۰۱) حداقل ۱۲ شق روش حذف فرضی را شناسایی می‌کنند و مراد از حذف فقط حذف مبادلات واسطه‌ای با حفظ اندازه تقاضای

---

۱. به لحاظ روش‌شناسی در چارچوب الگوی داده-ستانده ملی فرض می‌شود که صادرات ناخالص (حاوی کالاهای واسطه‌ای و نهایی) برونزا است. فرض مذکور در الگوی داده-ستانده بین کشوری اصلاح می‌گردد، بطوریکه کالاهای صادرات واسطه‌ای تابع تولید درونزا در نظر گرفته می‌شود و فقط صادرات کالاهای نهایی که ارتباط مستقیم با بازار نهایی (مصرف نهایی) دارد برونزا درنظر گرفته می‌شود. با درونزا در نظر گرفتن صادرات کالاهای واسطه‌ای نه فقط بستر انواع تجزیه ارزش‌افزوده در صادرات فراهم می‌گردد، بلکه همچنین زمینه مسئله حساب مضاعف و سنجش آن را در تجارت بین‌الملل فراهم می‌کندررسی جنبه‌های نظری و تحلیلی این ابعاد خارج از حوصله مقاله حاضر است و نیاز به تلاش جداگانه‌ای دارد. برای اطلاعات بیشتر این موضوعات به Miroudit and ye (2021) و Zhong, *et.al.* (2021) مراجعه نمایید.

2. Miller & Lahr

نهایی و اندازه ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصادی است. این درحالی است که روش حذف فرضی کل صادرات ناخالص مشتمل بر واسطه‌ای و نهایی را حذف می‌کند. دوم آن‌که در این روش فقط قاعده واحد بودن سهم ارزش‌افزوده در صادرات ناخالص و سهم ارزش‌افزوده واردات به کل صادرات ناخالص را در سطح کلان بدست می‌دهد و فعالیت‌های اقتصادی که نقش بسزایی در کارکرد محیط بیرونی زنجیره‌های تولید دارند، خارج از این قاعده قرار می‌گیرند. بدین ترتیب پیوند آن بین ارزش‌افزوده داخلی با نفر-شغل و یا صادرات اشتغال در سطح فعالیت‌های مختلف اقتصادی را عملاً غیرممکن می‌سازد.

روش متعارف در سنجش ارزش‌افزوده در تجارت

به لحاظ روش‌شناسی بکارگیری این روش دو مؤلفه کلی دارد که آن‌را از روش حذف فرضی متمایز می‌کند. نخست، کانون توجه خود را بر قاعده نسبت‌های ساختارهای نهاده به کل نهاده در چارچوب جدول متقارن داخلی قرار می‌دهد که سرجمع این نسبت‌ها در کل اقتصاد و هریک از فعالیت‌های آن بایستی برابر با واحد باشد. با توجه به تعاریف بخش پیشین، رابطه تراز نسبت‌ها به صورت زیر بیان می‌گردد:

$$\sum_i a_{ij}^D + \sum_i a_{ij}^M + V_j = 1 \qquad (۱۴)$$

یعنی سرجمع‌های نسبت‌های نهاده‌های داخلی، واردات واسطه‌ای و ارزش‌افزوده در سطح کلان و فعالیت‌های اقتصادی برابر با واحد است.

دوم، برخلاف روش حذف فرضی که در آن تخصص‌گرایی عمودی (ارزش‌افزوده خارجی) و همچنین ارزش‌افزوده در صادرات ناخالص در سطح کلان به صورت ارقام مطلق محاسبه می‌گردد و پس از آن با وزن صادرات ناخالص به نسبت تبدیل می‌شود، مبنای تحلیل روش متعارف از ضرایب شروع و در نهایت به ارقام مطلق پایان می‌یابد که در قالب روابط زیر نشان داده می‌شوند.

$$\overline{mx}(\overline{VS}_x) = A^m(I - A^D)^{-1} \qquad (۱۵)$$

$$\overline{GDP}(f_x) = \widehat{W}(I - A^D)^{-1} \qquad (۱۶)$$

روابط (۱۵) و (۱۶) متناظر روابط (۷-۲) و (۹-۲) در روش حذف فرضی هستند با این تفاوت که روابط مذکور اثرات مستقیم و غیرمستقیم افزایش یک واحد از صادرات ناخالص را بر افزایش واردات واسطه‌ای (ارزش‌افزوده خارجی و ارزش‌افزوده داخلی) نشان می‌دهند. عبارت‌های $A^M(I - A^D)^{-1}$ و $\widehat{W}(I - A^D)^{-1}$ به ترتیب ماتریس‌های ضرایب فزاینده واردات و ارزش‌افزوده را بیان می‌کند. همچنین برخلاف روش حذف فرضی، روابط (۱۵) و (۱۶) هم در سطح کلان و هم در سطح فعالیت‌های اقتصادی قابل تعمیم است. علاوه بر آن یکی از خواص روابط (۱۵) و (۱۶) آن است که همانند رابطه (۱۴) جمع آن‌ها در سطح کلان و فعالیت‌ها بایستی برابر با واحد باشد. یعنی:

$$\overline{mx}(\overline{VS_x}) + \overline{GDP}(f_x) = 1 \qquad (۱۷)$$

رابطه (۱۷) نه فقط همانند روش حذف فرضی در رابطه (۱۲) برابری واحد ضرایب فزاینده ارزش‌افزوده ناشی از صادرات و ضرایب فزاینده ارزش‌افزوده خارجی در سطح کلان اقتصادی را تضمین می‌کند، بلکه همچنین قاعده مذکور در سطح فعالیت‌های مختلف اقتصادی نیز قابل تعمیم است. حال اگر ضرایب فزاینده رابطه فوق را به ترتیب در بردار صادرات ناخالص و بردار واردات ضرب نماییم، حاصل آن مقدار مطلق ارزش‌افزوده در صادرات ناخالص و مقدار مطلق ارزش‌افزوده خارجی خواهد بود که از روابط زیر بدست می‌آیند:

$$fvam_i = \overline{mx}_i \times m_i \qquad (۱۸)$$

$$dvax_i = GDP\ (fx_i) \times e_i \qquad \text{بطوریکه} \quad \sum_i e_i = TG_E \qquad (۱۹)$$

در روابط بالا m_i و e_i به ترتیب بردارهای واردات و صادرات فعالیت iام و $fvam_i$ و $dvax_i$ بیانگر مقدار ارزش‌افزوده خارجی و ارزش‌افزوده داخلی در فعالیت iام است. انتظار می‌رود که با استفاده از روابط (۱۷) و (۱۸) و برمبنای رابطه (۱۲) در روش حذف فرضی، سهم ارزش‌افزوده خارجی و سهم ارزش‌افزوده داخلی را می‌توان به صورت زیر محاسبه نمود:

$$\sum_i fvam_i \Big/ \sum_i e_i + \sum_i dvax_i \Big/ \sum_i e_i = 1 \qquad (۲۰)$$

پایه‌های آماری و نحوه تعدیل آن‌ها

به‌منظور کاربست هر دو روش، از جدول نوع اول متقارن متعارف همانند جدول متقارن سال ۱۳۹۵ بانک مرکزی استفاده می‌شود (بانک مرکزی ایران، ۱۳۹۹). مراد از جدول نوع اول متقارن آن است که این نوع جداول بر مبنای جداول عرضه و مصرف مستقل از نقش واردات محاسبه می‌گردد. اما جدول مذکور را نمی‌توان مبنای محاسبه دو روش قرار داد و بنابراین لازم است که واردات تفکیک گردد. برای تفکیک واردات از روش متعارف و متداول تناسب واردات یا تشابه واردات استفاده شده است (بانوئی و همکاران، ۱۴۰۱ و ۱۴۰۲). علت بکارگیری روش مذکور آن است که نهادهای رسمی تدوین‌کنندگان جدول مانند بانک مرکزی و مرکز آمار ایران تاکنون موفق به محاسبه این نوع جداول نشده‌اند. در بکارگیری روش مذکور برای هر تحلیل‌گر لازم است که فروض مربوط به روش مذکور را مورد توجه قرار دهد. نخست آن‌که سهم واردات واسطه‌ای مستقل از این‌که در فرایند تولید داخلی و یا در فرایند صادرات استفاده می‌شود، یکسان است. دوم، واردات فقط منشأ ارزش‌افزوده خارجی دارد. بکارگیری چنین فروضی برای اقتصادهایی نظیر چین و یا مکزیک که دو نوع سیاست متفاوت (سیاست مختص به فعالیت‌های پردازش صادرات و سیاست-های فعالیت‌های غیرپردازش صادرات) را دنبال می‌کنند به دور از واقعیت است، ولی اقتصاد ایران همانند کشورهای در حال توسعه که فاقد فعالیت‌های خاص پردازش صادرات است می‌تواند فرض منطقی باشد.

نتایج حاصله و تحلیل‌های آن

در راستای مسئله، هدف و به ویژه پرسش پژوهش، نتایج حاصل از دو روش حذف فرضی و متعارف در سطح کلان و فعالیت‌های اقتصادی محاسبه و به ترتیب در جداول (۱) و (۲) سازماندهی شده‌اند.

با نگاه دقیق به ارقام جدول (۱) مشاهده می‌گردد که: یک- سهم ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص (DVA) و سهم تخصص‌گرایی عمودی (VS) که معادل ارزش‌افزوده خارجی است در هر دو روش در سطح کلان اقتصادی برابر واحد است. بنابراین، کاربست هر دو روش جواب یکسانی را بدست می‌دهد و رابطه معکوس بین آن دو وجود دارد. دو- سهم DVA و VS نسبت به کل صادرات ناخالص به ترتیب ۰/۹۵ و ۰/۰۵ واحد است، یعنی در اقتصاد ایران در سال ۱۳۹۵ به ازای فرضاً هر ۱۰۰ تومان صادرات ناخالص ۹۵ تومان سهم ارزش‌افزوده داخلی و ۵ تومان سهم واردات است. این یافته‌ها (با کاربست روش حذف فرضی) نه فقط همسو با پژوهش‌های انجام یافته در سال‌های اخیر اقتصاد ایران است، بلکه مشارکت و ادغام ناچیز اقتصاد ایران با اقتصاد جهان، وجود فرایند آغازین تولید در ساختار، وجود الگوی تجاری نامتقارن و از همه مهم‌تر خام‌فروشی اقتصاد ایران را نمایان می‌سازد (مهاجری و بانوئی، ۲۰۲۱؛ بانوئی و همکاران، ۱۴۰۱ و ۱۴۰۲). سه- از آنجا که جدول ملی مبنای محاسبه قرار گرفته است به دلایل مختلف لغزش بیش‌برآوردی DVA و کم‌برآوردی VS را دامن می‌زند. یکی از دلایل کلیدی برونزا بودن صادرات ناخالص است. با تفکیک صادرات به صادرات کالاهای نهایی به عنوان متغیر برونزا و صادرات کالاهای واسطه‌ای به‌عنوان متغیر درونزا در قالب پایه‌های آماری جهانی انتظار می‌رود که مسئله بیش‌برآوردی و کم‌برآوردی تا حدودی برطرف گردد.

جدول ۱. نتایج دو روش حذف فرضی و متعارف در سطح کلان

	DVA	VS	مجموع
روش حذف فرضی	۰/۹۵۳۸۲۳	۰/۰۴۶۱۷۷۳	۱/۰۰۰۰۰
روش متعارف	۰/۹۵۳۸۲۳	۰/۰۴۶۱۷۷۳	۱/۰۰۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

به‌عنوان نمونه نجارزاده و همکاران (۱۳۹۹) با استفاده از پایه‌های آماری آنکتاد-ایورا (UNTUD-EORA) در بازه زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۰ برای ۱۸۹ کشور سهم DVA برای اقتصاد ایران را به ترتیب ۰/۹۰ و ۰/۹۱ واحد برآورد می‌کنند. چنانچه ارقام مذکور را برمبنای $VS = 1 - DVA$ محاسبه نمائیم، VS اقتصاد ایران به ترتیب ۰/۱۰ و ۰/۰۹ واحد خواهد بود. علاوه بر آن جانسون و نوگورا[1] (۲۰۱۲) با استفاده از پایه‌های آماری پروژه تحلیل تجارت جهانی (GTAP7.1) سال ۲۰۰۴، سهم DVA را برای ۹۴ کشور جهان محاسبه می‌کنند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که ایران با سهم DVA، ۰/۹۴ واحد در صدر و با سهم VS، ۰/۰۶ واحد در قعر کشورهای جهان قرار دارد. اگر نتایج کلان مقاله حاضر در کنار مقالات مشابه که جدول ملی را مبنای سنجش DVA و VS قرار داده‌اند را با نتایج مقالات نجارزاده و همکاران (۱۳۹۹)، جانسون

1. Johnson & Noguera

و نوگورا (۲۰۱۲) که از پایه‌های آماری جهانی استفاده کرده‌اند مقایسه کنیم، مسئله بیش‌برآوردی و کم-برآوردی سهم VS نمایان می‌گردد. علت اصلی آن است که صادرات ناخالص در الگوی داده-ستانده ملی متغیر برونزا است، حال آن‌که در الگوی داده-ستانده بین‌المللی ضمن تفکیک صادرات ناخالص به دو جزء صادرات کالاهای نهایی و صادرات کالاهای واسطه‌ای در کنار مبادلات واسطه‌ای داخلی عناصر درونزا منظور می‌گردند. با درونزا در نظر گرفتن صادرات واسطه‌ای حداقل سه کارکرد کلی آشکار می‌گردد: نخست زنجیره‌های تولید به شکل زنجیره‌های تولید جهانی (GVC) اهمیت می‌یابد. دوم حساب مضاعف ارزش-افزوده در صادرات آشکار می‌گردد و سوم تجزیه انواع ارزش‌افزوده در صادرات ناخالص را فراهم می‌کند[1].

جدول ۱. مقایسه دو روش حذف فرضی و متعارف در سطح فعالیت‌های اقتصادی

	فعالیت	روش حذف فرضی			روش متعارف		
		DVA (۱)	VS (۲)	مجموع (۳)	DVA (۴)	VS (۵)	مجموع (۶)
۱	کاشت محصولات (زراعت و باغداری)	۱/۰۱	۰/۱۰	۱/۱۱	۰/۹۵	۰/۰۵	۱/۰۰
۲	پرورش حیوانات	۱/۱۱	۰/۰۳	۱/۱۵	۰/۹۱	۰/۰۹	۱/۰۰
۳	جنگل‌داری و بریدن درختان	۱/۱۱	۰/۰۲	۱/۱۲	۰/۹۷	۰/۰۳	۱/۰۰
۴	ماهیگیری و آبزی پروری	۰/۹۳	۰/۰۳	۰/۹۶	۰/۹۴	۰/۰۶	۱/۰۰
۵	استخراج نفت خام و گاز طبیعی	۱/۰۵	۰/۰۰	۱/۰۵	۰/۹۸	۰/۰۲	۱/۰۰
۶	استخراج زغال سنگ و زغال قهوه ای	۲/۴۵	۰/۵۵	۳/۰۰	۰/۹۸	۰/۰۲	۱/۰۰
۷	استخراج کانه های فلزی	۱/۲۵	۰/۰۱	۱/۲۶	۰/۹۶	۰/۰۴	۱/۰۰
۸	استخراج سایر معادن	۱/۲۳	۰/۱۵	۱/۳۸	۰/۹۶	۰/۰۴	۱/۰۰
۹	فرآوری و نگهداری گوشت، ماهی، میوه و سبزیجات	۰/۴۱	۰/۰۳	۰/۴۵	۰/۹۰	۰/۱۰	۱/۰۰
۱۰	تولید روغن‌ها و چربی‌های گیاهی و حیوانی	۰/۵۶	۰/۷۱	۱/۲۷	۰/۶۲	۰/۳۸	۱/۰۰
۱۱	تولید فراورده‌های لبنی، آسیاب غلات و نشاسته	۰/۵۵	۰/۰۱	۰/۵۶	۰/۹۲	۰/۰۸	۱/۰۰
۱۲	تولید سایر فرآورده‌های غذایی و غذای آماده حیوانات	۰/۲۰	۰/۰۹	۰/۲۹	۰/۸۵	۰/۱۵	۱/۰۰
۱۳	تولید انواع آشامیدنی‌ها	۰/۳۶	۰/۰۵	۰/۴۲	۰/۸۵	۰/۱۵	۱/۰۰

۱. با ظهور انواع پایه‌های آماری جهانی مانند GTAP، UNCTAD-EORA، WIOT، ICIO در کنار حمایت نهادهای بین‌المللی مانند WB، WTO، EU، UNCTAD، IMF و سازمان ملل متحد، تجزیه ارزش‌افزوده در صادرات ناخالص، زنجیره‌های تولید و GVC در ارتباط با مشارکت آن‌ها در زنجیره‌های ارزش جهانی مورد توجه طیف وسیعی از تحلیل‌گران قرار گرفته است. بررسی زوایای مختلف این موضوع خارج از حوصله مقاله حاضر بوده و نیاز به تلاش جداگانه‌ای دارد. برای اطلاعات بیشتر رجوع شود به: بانک جهانی (۲۰۲۰)، سازمان ملل متحد (۲۰۱۸)، پاتنرو و اتوکورالا (۲۰۲۱)، میرودات و یی (۲۰۲۰)، زی و همکاران (۲۰۲۱)، ژانگ و سو (۲۰۲۱) و ناجن گست و استررا (۲۰۱۶).

	فعالیت	روش حذف فرضی			روش متعارف		
		DVA (۱)	VS (۲)	مجموع (۳)	DVA (۴)	VS (۵)	مجموع (۶)
۱۴	تولید فرآورده‌های توتون و تنباکو (سیگار)	۰/۶۲	۰/۰۱	۰/۶۲	۰/۹۱	۰/۰۹	۱/۰۰
۱۵	تولید منسوجات	۰/۹۵	۰/۶۸	۱/۶۳	۰/۸۵	۰/۱۵	۱/۰۰
۱۶	تولید قالی و قالیچه	۰/۴۸	۰/۰۱	۰/۴۹	۰/۸۲	۰/۱۸	۱/۰۰
۱۷	تولید پوشاک	۰/۷۳	۰/۲۰	۰/۹۴	۰/۸۸	۰/۱۲	۱/۰۰
۱۸	تولیدچرم و فرآورده‌های وابسته بجز کفش	۱/۰۶	۰/۰۴	۱/۰۹	۰/۹۱	۰/۰۹	۱/۰۰
۱۹	تولید کفش و پاپوش	۰/۶۷	۰/۱۰	۰/۷۸	۰/۹۱	۰/۰۹	۱/۰۰
۲۰	تولید چوب و فراورده‌های چوب و چوب پنبه، به جز مبلمان؛ تولید کالاها ازحصیر و مواد حصیربافی	۱/۸۹	۰/۵۹	۲/۴۸	۰/۹۱	۰/۰۹	۱/۰۰
۲۱	تولیدکاغذ و فرآورده های کاغذی	۱/۸۳	۱/۶۳	۳/۴۶	۰/۸۴	۰/۱۶	۱/۰۰
۲۲	چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده	۲/۲۳	۱/۳۲	۳/۵۵	۰/۸۵	۰/۱۵	۱/۰۰
۲۳	تولید فراورده‌های نفتی (پالایشگاه ها)	۰/۹۸	۰/۰۵	۱/۰۳	۰/۹۸	۰/۰۲	۱/۰۰
24	تولید سایر فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت (غیر پالایشگاه‌ها)	۰/۴۴	۰/۱۰	۰/۵۳	۰/۸۷	۰/۱۳	۱/۰۰
25	تولید مواد شیمیایی و فرآورده‌های شیمیایی	۰/۵۰	۰/۰۶	۰/۵۶	۰/۹۴	۰/۰۶	۱/۰۰
26	تولید داروها و فرآورده‌های دارویی شیمیایی و گیاهی	۰/۶۳	۰/۲۱	۰/۸۴	۰/۸۷	۰/۱۳	۱/۰۰
27	تولید فرآورده‌های لاستیکی و پلاستیکی	۰/۴۰	۰/۱۳	۰/۵۴	۰/۸۳	۰/۱۷	۱/۰۰
28	تولید شیشه و محصولات شیشه‌ای	۰/۷۱	۰/۰۴	۰/۷۵	۰/۹۲	۰/۰۸	۱/۰۰
29	تولید محصولات کانی غیرفلزی طبقه-بندی نشده در جای دیگر	۰/۵۸	۰/۰۱	۰/۵۹	۰/۹۱	۰/۰۹	۱/۰۰
30	تولید آهن و فولاد پایه	۰/۴۲	۰/۱۱	۰/۵۲	۰/۸۹	۰/۱۱	۱/۰۰
31	تولید محصولات اساسی مس و آلومنیوم	۰/۶۴	۰/۱۱	۰/۷۴	۰/۹۳	۰/۰۷	۱/۰۰
32	تولید سایر فلزات اساسی و ریخته‌گری	۰/۵۴	۰/۱۱	۰/۶۴	۰/۸۳	۰/۱۷	۱/۰۰
33	تولید محصولات فلزی ساخته شده، به جز ماشین‌آلات و تجهیزات	۰/۷۹	۰/۱۸	۰/۹۷	۰/۸۶	۰/۱۴	۱/۰۰
34	تولید محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری	۰/۶۴	۱/۵۶	۲/۱۹	۰/۷۹	۰/۲۱	۱/۰۰
35	تولید تجهیزات برقی	۰/۵۲	۰/۳۵	۰/۸۶	۰/۷۹	۰/۲۱	۱/۰۰
36	تولید ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه-بندی نشده در جای دیگر	۰/۵۸	۰/۶۴	۱/۲۲	۰/۸۵	۰/۱۵	۱/۰۰
37	تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر	۰/۶۳	۰/۴۲	۱/۰۴	۰/۷۶	۰/۲۴	۱/۰۰
38	تولید سایر تجهیزات حمل و نقل	۱/۵۵	۰/۴۸	۲/۰۲	۰/۸۵	۰/۱۵	۱/۰۰
39	تولید مبلمان	۰/۶۸	۰/۰۴	۰/۷۱	۰/۸۹	۰/۱۱	۱/۰۰

	فعالیت	روش حذف فرضی			روش متعارف		
		DVA (۱)	VS (۲)	مجموع (۳)	DVA (۴)	VS (۵)	مجموع (۶)
40	تولید سایر مصنوعات	۰/۷۳	۰/۴۸	۱/۲۱	۰/۸۴	۰/۱۶	۱/۰۰
41	تعمیر و نصب ماشین‌آلات و تجهیزات	۳/۴۵	۰/۲۹	۳/۷۴	۰/۸۶	۰/۱۴	۱/۰۰
42	تولید، انتقال و توزیع برق	۱/۳۷	۰/۰۴	۱/۴۱	۰/۹۴	۰/۰۶	۱/۰۰
43	تولید گاز؛ توزیع سوخت‌های گازی از طریق شاه لوله	۱/۳۶	۰/۰۵	۱/۴۱	۰/۹۶	۰/۰۴	۱/۰۰
44	جمع‌آوری، تصفیه و تأمین آب	۲/۷۴	۰/۰۵	۲/۷۹	۰/۸۸	۰/۱۲	۱/۰۰
45	فاضلاب، فعالیت‌های جمع‌آوری، تصفیه و دفع پسماند	۳۳۵۴/۴	۰/۸۸	۳۳۵۵/۲	۰/۹۵	۰/۰۵	۱/۰۰
46	ساختمان خصوصی	۰/۸۹	۰/۰۴	۰/۹۴	۰/۸۸	۰/۱۲	۱/۰۰
47	ساختمان دولتی	۴/۱۹	۰/۰۴	۴/۲۴	۰/۸۷	۰/۱۳	۱/۰۰
48	فروش، نگهداری و تعمیر وسایل نقلیه موتوری و موتور سیکلت	۲/۰۲	۰/۱۲	۲/۱۳	۰/۹۷	۰/۰۳	۱/۰۰
49	عمده‌فروشی و خرده‌فروشی	۱/۲۸	۰/۰۰	۱/۲۹	۰/۹۸	۰/۰۲	۱/۰۰
50	حمل و نقل ریلی مسافر	۰/۳۵	۰/۰۲	۰/۳۸	۰/۸۷	۰/۱۳	۱/۰۰
51	حمل و نقل ریلی بار	۰/۹۹	۰/۰۱	۱/۰۰	۰/۹۲	۰/۰۸	۱/۰۰
52	حمل و نقل جاده‌ای مسافر	۵/۹۳	۰/۰۸	۶/۰۱	۰/۹۵	۰/۰۵	۱/۰۰
53	حمل و نقل جاده‌ای بار	۱/۰۰	۰/۰۱	۱/۰۱	۰/۹۵	۰/۰۵	۱/۰۰
54	حمل و نقل از طریق خطوط لوله	۲/۷۵	۰/۰۰	۲/۷۵	۰/۹۴	۰/۰۶	۱/۰۰
55	حمل و نقل آبی	۰/۷۱	۰/۲۱	۰/۹۱	۰/۹۳	۰/۰۷	۱/۰۰
56	حمل و نقل هوایی	۰/۶۶	۰/۰۶	۰/۷۲	۰/۹۱	۰/۰۹	۱/۰۰
57	انبارداری و ذخیره‌سازی	۱/۴۹	۰/۱۲	۱/۶۱	۰/۹۷	۰/۰۳	۱/۰۰
58	فعالیت‌های پشتیبانی حمل و نقل	۱/۳۹	۰/۱۲	۱/۵۱	۰/۹۷	۰/۰۳	۱/۰۰
59	فعالیت‌های پست و پیک	۱۸/۹۴	۰/۱۶	۱۹/۱۰	۰/۹۷	۰/۰۳	۱/۰۰
60	فعالیت‌های خدماتی مربوط به تأمین جا	۰/۹۰	۰/۲۲	۱/۱۲	۰/۹۶	۰/۰۴	۱/۰۰
61	فعالیت‌های خدماتی مربوط به غذا و آشامیدنی	۰/۵۴	۰/۰۶	۰/۶۱	۰/۸۹	۰/۱۱	۱/۰۰
62	مخابرات	۲/۶۵	۰/۰۶	۲/۷۱	۰/۹۳	۰/۰۷	۱/۰۰
63	سایر فعالیت‌های اطلاعات و ارتباطات	۲/۶۱	۰/۲۴	۲/۸۵	۰/۹۵	۰/۰۵	۱/۰۰
64	فعالیت‌های خدمات مالی، بجز تأمین وجوه بیمه و بازنشستگی	۱۱/۴۶	۰/۴۸	۱۱/۹۴	۰/۹۵	۰/۰۵	۱/۰۰
65	بیمه، بیمه اتکایی و تامین وجوه بازنشستگی بجز تأمین اجتماعی اجباری	۱/۰۱	۰/۰۵	۱/۰۶	۰/۹۳	۰/۰۷	۱/۰۰
66	فعالیت‌های جنبی خدمات مالی و فعالیت‌های بیمه	۱۱/۳۸	۰/۴۸	۱۱/۸۶	۰/۹۶	۰/۰۴	۱/۰۰
67	خدمات واحدهای مسکونی شخصی	۰/۰۰!	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰
68	خدمات واحدهای مسکونی اجاری	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۹۹	۰/۰۱	۱/۰۰
69	خدمات واحدهای غیرمسکونی	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۹۶	۰/۰۴	۱/۰۰
70	خدمات دلالان املاک و مستغلات	۳۰۴/۱۸	۰/۱۵	۳۰۴/۳۴	۰/۹۷	۰/۰۳	۱/۰۰

	فعالیت	روش حذف فرضی			روش متعارف		
		DVA (۱)	VS (۲)	مجموع (۳)	DVA (۴)	VS (۵)	مجموع (۶)
71	تحقیق و توسعه علمی	۱/۱۷	۰/۱۹	۱/۳۵	۰/۹۶	۰/۰۴	۱/۰۰
72	فعالیت‌های حقوقی و مهندسی	۱/۴۱	۰/۰۷	۱/۴۸	۰/۹۶	۰/۰۴	۱/۰۰
73	فعالیت دامپزشکی	۵/۷۵	۰/۰۰	۵/۷۵	۰/۹۵	۰/۰۵	۱/۰۰
74	فعالیت اجاره‌داری	۴/۱۱	۰/۶۹	۴/۸۰	۰/۹۷	۰/۰۳	۱/۰۰
75	سایر فعالیت‌های پشتیبانی	۱/۵۳	۰/۲۶	۱/۷۹	۰/۷۱	۰/۲۹	۱/۰۰
76	اداره امور عمومی	۰/۹۲	۰/۰۱	۰/۹۲	۰/۹۵	۰/۰۵	۱/۰۰
77	خدمات شهری	۰/۸۱	۰/۰۰	۰/۸۲	۰/۹۷	۰/۰۳	۱/۰۰
78	دفاع و امنیت	۰/۷۷	۰/۰۱	۰/۷۷	۰/۸۳	۰/۱۷	۱/۰۰
79	فعالیت‌های تأمین اجتماعی اجباری	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۹۸	۰/۰۲	۱/۰۰
80	آموزش زیر دیپلم دولتی	۱/۰۰	۰/۰۵	۱/۰۵	۰/۹۸	۰/۰۲	۱/۰۰
81	آموزش زیر دیپلم خصوصی	۱/۵۴	۰/۰۶	۱/۶۰	۰/۹۲	۰/۰۸	۱/۰۰
82	آموزش عالی دولتی	۰/۷۵	۰/۰۲	۰/۷۷	۰/۹۲	۰/۰۸	۱/۰۰
83	آموزش عالی خصوصی	۱/۱۴	۰/۰۶	۱/۱۹	۰/۹۶	۰/۰۴	۱/۰۰
84	سایر آموزش‌ها	۶/۴۲	۰/۰۸	۶/۵۰	۰/۹۶	۰/۰۴	۱/۰۰
85	بهداشت عمومی	۴/۷۰	۰/۰۸	۴/۷۸	۰/۹۳	۰/۰۷	۱/۰۰
86	بهداشت خصوصی	۴/۶۶	۰/۰۷	۴/۷۳	۰/۹۴	۰/۰۶	۱/۰۰
87	مددکاری اجتماعی	۱/۵۶	۰/۰۸	۱/۶۴	۰/۹۴	۰/۰۶	۱/۰۰
88	فعالیت‌های سرگرمی، فرهنگی، تفریحی و ورزشی	۰/۸۷	۰/۰۵	۰/۹۲	۰/۹۵	۰/۰۵	۱/۰۰
89	سایر فعالیت‌هایخدماتی و شخصی خانگی	۱/۴۶	۰/۰۷	۱/۵۴	۰/۹۳	۰/۰۷	۱/۰۰

منبع: ارقام برمبنای جدول تفصیلی سال ۱۳۹۵ و با استفاده از روابط (۱۳) و (۱۶) محاسبه شده‌اند.

خواستگاه اصلی الگوی داده-ستانده از یک طرف تجزیه و تحلیل فعالیت‌های مختلف اقتصادی و از طرف دیگر سازگاری و هماهنگی این فعالیت‌ها با وضعیت کلان اقتصادی است. تحت این وضعیت انتظار می‌رود که قاعده برابری واحد سهم ارزش‌افزوده داخلی (DVA) و سهم ارزش‌افزوده خارجی در سطح کلان اقتصادی برای فعالیت‌های مختلف اقتصادی نیز مصداق داشته باشد. با توجه به پرسش محوری مقاله سهم DVA و VS در هر دو روش حذف فرضی و متعارف برای ۸۹ فعالیت محاسبه و نتایج حاصله در جدول (۲) نشان داده شده است. با بررسی ارقام جدول مذکور مشاهده می‌شود که:

یک، سرجمع سهم DVA و VS هر فعالیت نسبت به صادرات ناخالص خود در روش حذف فرضی برابر با واحد نیست و برای اکثر فعالیت‌ها بزرگ‌تر از واحد (۶۹ فعالیت از ۸۹ فعالیت) و این سهم برای ۲۰ فعالیت کمتر از واحد است. به‌عنوان نمونه سهم DVA برای فعالیت «کاشت محصولات (زراعت و باغداری)» برابر با ۱/۰۱ واحد است، یعنی فعالیت مذکور به ازای ارزش هر ۱۰۰ تومان صادرات ناخالص، سهم DVA آن ۱۰۱ واحد است. حال آن‌که فعالیت مذکور به ازای ارزش همان میزان صادرات ناخالص نیاز واردات آن ۱۰ تومان است. عکس آن در مورد فعالیت «تولید مواد شیمیایی و فراورده‌های شیمیایی» مشاهده می‌گردد

که سرجمع سهم آن‌ها کمتر از واحد و برابر با ۰/۵۶ واحد است. بطوریکه سهم DVA فعالیت مذکور برابر با ۰/۵۰ واحد را نشان می‌دهد. یعنی این فعالیت به ازای ارزش هر ۱۰۰ تومان صادرات ناخالص، سهم ارزش‌افزوده داخلی ۵۰ تومان و سهم VS آن ۶ تومان است. نتایج حاصله تقریباً همسو با مشاهدات جانسون و نوگورا (۲۰۱۲) و جانسون (۲۰۱۴) است که در آن ضمن تجمیع فعالیت‌ها به سه گروه کلی فعالیت «کشاورزی و منابع طبیعی»، «صنعت» و «خدمات» برای ۹۴ کشور جهان مشاهده می‌کنند که سهم DVA برای کشاورزی و منابع طبیعی و خدمات در اکثر کشورها بزرگ‌تر از واحد و برای صنعت بطور قابل ملاحظه‌ای کوچک‌تر از واحد است. حال اگر مشاهدات فوق را مبنای ارزیابی ۸۹ فعالیت در مقاله حاضر قرار دهیم، مشاهده می‌شود سهم DVA از ۸ فعالیت کشاورزی و منابع طبیعی، ۷ فعالیت بزرگ‌تر از واحد و فقط فعالیت «ماهیگیری و آبزی‌پروری» کوچک‌تر از واحد است. گروه خدمات حاوی 48 فعالیت است. از 48 فعالیت سهم DVA، ۳۰ فعالیت بزرگ‌تر از واحد و ۱۸ فعالیت کوچک‌تر از واحد را نشان می‌دهد. اما فعالیت‌های گروه خدمات تصویر متفاوتی را نشان می‌دهد. یافته‌ها حاکی از آن است که از ۳۰ فعالیت صنعت فقط سهم DVA، ۵ صنعت بزرگ‌تر از واحد و سهم DVA، ۲۵ صنعت کوچک‌تر از واحد است. بنابراین نتایج مقاله حاضر تقریبا همسو با نتایج مقالات فوق‌الذکر است. این مشاهدات دو پرسش را دامن می‌زند. نخست آیا نتایج فوق قابل تفسیر هستند؟ و دوم آیا نتایج می‌توانند فعالیت‌های بالادستی و پایین‌دستی را در ساختار منابع محور اقتصاد ایران برجسته نمایند؟

در پاسخ به سؤال اول چرا سهم DVA فعالیت خدمات نسبت به صنعت که به ظاهر سهم ناچیزی در مبادلات تجاری نسبت به صنعت دارند، بایستی بیشتر از ارقام متناظر صنعت باشد. یک دلیل آن است که خدمات در فرایند تولید صنعت استفاده می‌شود و به صورت غیرمستقیم برای صنعت ارزش‌افزوده خلق می‌کنند که در سهم DVA صنعت پوشش داده نمی‌شود (جانسون، ۲۰۱۴). در پاسخ به پرسش دوم نتایج روش حذف فرضی نمی‌تواند تصویر روشنی از فعالیت‌های بالادستی و پایین‌دستی بدست دهد. علت آن است که با توجه به نتایج سهم DVA خدمات به‌مراتب بیشتر از سهم ارقام متناظر DVA فعالیت‌های کشاورزی و منابع طبیعی مانند معادن است.

دو، در مقایسه با نتایج و مشاهدات روش حذف فرضی، کاربست روش متعارف نه فقط تصویر روشن‌تری از عملکرد فعالیت‌ها را در ساختار اقتصاد ایران و نسبت آن به سطح کلان بدست می‌دهد، بلکه همچنین قابلیت تبیین شفاف‌تری از کارکرد فعالیت‌های بالادستی و پایین‌دستی در اقتصاد منابع‌محور همچون ایران را برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان فراهم می‌کند.

سه، برعکس نتایج روش حذف فرضی، سرجمع سهم DVA و VS در جدول (۲) برای همه فعالیت‌ها در روش متعارف برابر با واحد است و بدین ترتیب برخلاف روش حذف فرضی کاملاً با ارقام کلان اقتصادی سازگاری و هماهنگی دارد. به عنوان نمونه سهم DVA و VS فعالیت «کاشت محصول زراعت و باغداری»

به ترتیب برابر با ۰/۹۵ و ۰/۰۵ واحد است، یعنی فعالیت مذکور به ازای ۱۰۰ تومان صادرات ناخالص خود، ۹۵ تومان ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص و ۵ تومان سهم ارزش‌افزوده خارجی دارد.

چهار، اگر سهم DVA، ۰/۹۵ در سطح کلان را معیار ارزیابی عملکرد ۸۹ فعالیت قرار دهیم، مشاهده می‌شود که عملکرد در چهار زیر فعالیت‌های معادن شامل «استخراج نفت خام و گاز طبیعی»، «استخراج زغال سنگ و زغال قهوه‌ای»، «استخراج کانی‌های فلزی» و «استخراج سایر معادن» به ترتیب با ۰/۹۸، ۰/۹۸ ۰/۹۶ و ۰/۹۶ بالاتر از رقم متناظر کلان اقتصادی قرار می‌گیرد، بدین معنا که ماهیت صادرات فعالیت‌های مذکور به صورت مواد خام و جهت پردازش بیشتر در سایر کشورهای جهان ارزش‌افزوده خلق می‌کنند[1]. نتایج همچنین نشان می‌دهند که در مقایسه با ۸۹ فعالیت، درجه ادغام (درجه مشارکت) این فعالیت با اقتصاد جهانی بسیار ناچیز است. گروه فعالیت صنعت دارای ۳۰ زیرفعالیت است. از ۳۰ زیرفعالیت فقط زیرفعالیت «تولید فراورده‌های نفتی (پالایشگاه‌ها)» با سهم DVA، ۰/۹۸ بالاتر از رقم متناظر کلان قرار می‌گیرد و سایر زیرفعالیت‌های صنعت وضعیت بهتری در پردازش صادرات ناخالص و ادغام نسبتاً بیشتری با اقتصاد جهانی دارد. فعالیت خدمات شامل ۵۰ زیر فعالیت است. سهم DVA بیشتر از ۵۰ درصد این زیرفعالیت‌ها بزرگ‌تر از رقم متناظر ملی است. در این مورد نتایج نشان می‌دهد که زیرفعالیت‌های خدمات توزیعی مانند «عمده‌فروشی و خرده‌فروشی»، «فعالیت‌های پشتیبانی حمل و نقل» و «خدمات آموزشی» بالاترین سهم DVA و کمترین سهم VS را دارند. همانطور که قبلاً اشاره گردید این نوع فعالیت‌ها بطور مستقیم در مبادلات تجاری نقشی ندارند، بلکه بطور غیرمستقیم در فعالیت‌هایی ارزش‌افزوده خلق می‌کنند که نقش مستقیم در مبادلات تجاری دارند.

نتیجه‌گیری و چند پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی

این مقاله دو روش حذف فرضی و متعارف را کانون سنجش سهم ارزش‌افزوده داخلی در صادرات ناخالص (DVA) و سهم تخصص‌گرایی عمودی (VS) و یا سهم ارزش‌افزوده خارجی حول پرسش محوری زیر قرار داده است: آیا بکارگیری دو روش حذف فرضی و متعارف در سنجش ارزش‌افزوده در تجارت نتایج یکسان یا متفاوت بدست می‌دهند؟ برای این منظور از جدول آماری تعدیل شده سال ۱۳۹۵ استفاده شده است. یافته‌ها حاکی از آن است که در سطح کلان سهم DVA معادل ۰/۹۵ واحد و سهم VS معادل ۰/۰۵ واحد در هر دو روش یکسان است که به خوبی رابطه عکس بین آن دو را نمایان می‌کند. اما، خواستگاه

۱. توجه داشته باشیم که در الگوی داده-ستانده ملی، صادرات ناخالص برونزاست و بنابراین نمی‌توانند ارزش‌افزوده خلق شده ناشی از صادرات کالاهای نهایی و ارزش‌افزوده خلق شده ناشی از صادرات واسطه‌ای را در سایر کشورها از هم تفکیک نماید. تبیین این مسئله در صورتی امکانپذیر است که از جدول جهانی استفاده گردد.

اصلی و بنیادی الگوی داده-ستانده تبیین کارکرد ساختار اقتصاد در ارتباط با شناسایی وضعیت فعالیت‌های مختلف اقتصادی است. در راستای تحقق این امر سهم DVA و VS در هر دو روش حذف فرضی و متعارف برای ۸۹ فعالیت نیز محاسبه شده است. نتایج حاصله از دو روش تصویر متفاوتی از وضعیت کارکرد فعالیت-های مختلف اقتصادی بدست می‌دهد. نخست سرجمع سهم DVA و VS در روش حذف فرضی بزرگ‌تر یا کوچک‌تر از واحد است. این مسئله مشکلاتی را نه فقط در تفسیر نتایج، بلکه همچنین تحلیل سیاستی از کارکرد فعالیت‌ها و ساختار اقتصاد را دامن می‌زند. نتایج روش متعارف تصویر شفاف‌تری از کارکرد فعالیت‌ها در ارتباط با تجارت بدست می‌دهد. نخست آن‌که فرایند محاسبه ساده‌تر است، دوم آن‌که سازگاری و هماهنگی با نتایج کلان دارد و سوم، سنخیت بیشتری با ساختار اقتصاد ایران دارد. نتایج و مشاهدات این مقاله حداقل دو نارسایی دارد. نخست بیش‌برآوردی سهم DVA و کم‌براوردی سهم VS در سطح کلان و بخش‌های مختلف اقتصادی است. این مقاله مشخص نمی‌کند که سهم صادرات کالاهای نهایی و صادرات کالاهای واسطه‌ای چه نقشی در بیش‌برآوردی و کم‌برآوردی دارند. پیشنهاد می‌شود با بکارگیری پایه‌های آماری جدول جهانی این مسئله برجسته گردد. دوم، رویکرد ایستا مبنای تحلیل مقاله قرار گرفته است و در نتیجه تحلیل تغییرات ساختاری فعالیت‌ها در ساختار اقتصاد ناتوان است.

پیشنهاد می‌گردد از رویکرد ایستای مقایسه‌ای مبتنی بر جداول سری زمانی استفاده گردد که می-تواند تصویر شفاف‌تری از تغییرات هر فعالیت را در ساختار اقتصاد ایران در بازه زمانی مشخص بدست دهد.

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 شده‌است.

منابع

بانوئی، علی اصغر؛ شرکت، افسانه؛ بزازان، فاطمه؛ شاه‌حسینی، سمیه و کیانی راد، آذین. (۱۴۰۲). مقایسه خطاهای آماری جداول نوع دوم و سوم و نسبت آن‌ها با ارزش‌افزوده در صادرات. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی* (آماده چاپ).

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 برون رفت در سنجش صادرات و واردات ارزش افزوده. *اقتصاد و تجارت نوین. (۲)۱۷، ۳۶-۳.*

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

بانک مرکزی ایران. (۱۳۹۹). جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۵ اقتصاد ایران. اداره حساب‌های اقتصادی.

نجارزاده، رضا؛ عاقلی، لطفعلی؛ درگاهی، حسن و بیابانی خامنه، کاظم. (۱۳۹۹). اندازه‌گیری شاخص‌های وضعیت اقتصاد ایران در زنجیره‌های جهانی ارزش و مقایسه با کشورهای منتخب. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. (۲۸)۹۴، ۱۲۹-۱۰۱.

References

Arto, I; Dietzenbacher, E; & Rueda-Cantuche, J. M. (2019). Measuring bilateral trade in terms of value added. Publications Office of the European Union.

Baldwin, R; & Lopez-Gonzalez, J. (2015). Supply-chain trade: A portrait of global patterns and several testable hypotheses. *The World Economy*, 38(11), 1682-1721.

Baldwin, R; & Robert-Nicoud, F. (2014). Trade-in-goods and trade-in-tasks: An integrating framework. *Journal of International Economics*, 92(1), 51-62.

Banacloche, S; Cadarso, M. Á; & Monsalve, F. (2020). Implications of measuring value added in exports with a regional input-output table. A case of study in South America. *Structural Change and Economic Dynamics*, 52, 130-140.

Banouei, A. A; Sherkat, A; Bazzazan, F; Shah Hosseini, S; Kiani Rad, A; (2023). Full comparision statisticals errors of the second and third table's types of and their relationship to value-added in gross exports. *Journal of Economic Research*. (Article in Press) (In Persian).

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 (Tahghighat-E- Eghtesadi)*, 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 Trade*, 17(2), 3-36. (In Persian).

Chen, X; Cheng, L. K; Fung, K. C; Lau, L. J; Sung, Y. W; Zhu, K; ... & Duan, Y. (2012). Domestic value added and employment generated by Chinese exports: A quantitative estimation. *China Economic Review*, 23(4), 850-864.

Chenery, H. B; Robinson, S; Syrquin, M; & Feder, S. (1986). *Industrialization and growth*. New York: Oxford University Press.

Dietzenbacher, E; Albino, V; & Kuhtz, S. (2005, June). The fallacy of using US-type input-output tables. In *International Conference in Input-output Technique* (Vol. 15).

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.

Johnson, R. C. (2014). Five facts about value-added exports and implications for macroeconomics and trade research. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 119-42.

Johnson, R. C; & Noguera, G. (2012). Accounting for intermediates: Production sharing and trade in value added. *Journal of International Economics*, 86(2), 224-236.

Koopman, R; Wang, Z; & Wei, S. J. (2014). Tracing value-added and double counting in gross exports. *American Economic Review*, 104(2), 459-94.

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

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), 1958-66.

Mahajan, S; Beutel, J; Guerrero, S; Inomata, S; Larsen, S; Moyer, B; & Alfieri, A. (2018). Handbook on supply, use and input-output tables with extensions and applications.

Miller, R. E; & Blair, P. D. (2022). *Input-output analysis: foundations and extensions*. Cambridge university press.

Miller, R. E; & Lahr, M. L. (2001). A taxonomy of extractions. *Contributions to Economic Analysis*, 249, 407-441.

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

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.

Najarzadeh R; Dargahi, H; Agheli, L; & Biabany Khameneh, K. (2020). Measuring Iran's economy status indicators in global value chains and comparison with selected countries. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 28 (94), 101-129 (in Persian).

Patunru, A. A; & Athukorala, P. C. (2021). Measuring trade in value added: how valid is the proportionality assumption? *Economic Systems Research*, *35*(2), 292-300.

World Bank. (2020). *World development report 2020: Trading for development in the age of global value chains*. The World Bank.

Zhong, S; & Su, B. (2021). Investigating ASEAN's Participation in Global Value Chains: Production Fragmentation and Regional Integration. *Asian Development Review*, *38*(02), 159-188.

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 ۹، شماره ۳، شماره پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۲
صفحات ۱۶۴-۱۴۳

مقاله پژوهشی

بررسی عوامل موثر بر ایمنی و افزایش تاب‌آوری محلی (مطالعه موردی: روستامحله مسگر آباد تهران)[۱]

اکبر طالب پور[۲]، زینب بخشی[۳] و محمدحسین بوچانی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۲۵

چکیده

روستامحله پدیده شهری نوینی است که از تبدیل ناهمگون روستاهای پیرامون شهرها به مناطق شهری به وجود آمده و نابسامانی‌های زیادی در اطراف شهرهای کشور به وجود آورده‌اند، بدون شک شناخت مشکلات و مسایل این پدیده نیازمند تعریف این مفهوم و توجه به ابعاد مختلف آن است، چنین محلاتی دارای وضعیت نابسامان کالبدی بوده و از ضریب ایمنی بسیارپایینی برخوردارند و به‌نظر می‌رسد در شرایط طبیعی بطور اعم و در شرایط وقوع حوادث غیرمترقبه بطور اخص، با بحران‌های جدی مواجه شده و از تاب‌آوری چندانی برخوردار نباشند. روستامحله مسگرآباد، از روستاهای بخش مرکزی شهر تهران با سابقه طولانی ۳۰۰ ساله در سالیان اخیر به خاطر نزدیکی به شهر در منطقه ۱۵ شهر تهران ادغام شده‌است، به نظر می‌رسد این ادغام تاب‌آوری محله را کاهش داده و حتی مشکلات محله بیش‌ازپیش افزایش یافته‌است. از همین‌رو پژوهش حاضر با استفاده از نظریه‌های جامعه‌شناسی شهری همچون؛ لوسینی ، پلارک ، شاو ، کاترال ، فورگت و هاروی به بررسی عوامل موثر بر ایمنی و افزایش تاب‌آوری محلی در این محله پرداخته‌است،حجم نمونه پژوهش ۲۵۰ خانوار از خانوارهای ساکن محله بودند که با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی سیستماتیک انتخاب شدند و مورد مصاحبه قرار گرفتند. یافته‌های تحقیق از طریق نرم افزار SPSS مورد تجزیه و تحلیل قرارگرفت، نتایج تحلیل رگرسیون چندگانه تحقیق نشان داد؛ متغیرهای مستقل؛ حس تعلق محله‌ای،تاب‌آوری اجتماعی، تاب‌آوری اقتصادی، تاب‌آوری نهادی و تاب‌آوری کالبدی به ترتیب بیشترین تأثیر را بر روی متغیر وابسته ایمنی و تاب‌آوری محلی داشته‌اند.

واژگان کلیدی: تاب‌آوری اجتماعی، روستا محله، شهر تهران، تعلق محله‌ای، مسگرآباد.
طبقه‌بندی موضوعی: *Z13,R11,R14*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2023.45225.1377
۲. دانشیار، گروه علوم اجتماعی، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (a.talebpour@alzahra.ac.ir).
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد، رشته توسعه محلی- شهری، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. (zb406297@gmail.com).
۴. مدرس، گروه شهرسازی، واحد تهران جنوب، دانشگاه آزاد اسلامی، دکترای تخصصی برنامه ریزی شهری از دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. (boochani10@yahoo.com).

مقدمه [1]

واژه تاب‌آوری را اولین بار استنلی هولینگ [2] در سال ۱۹۳۷ در مطالعات زیست‌شناسی استفاده‌کرد. او تاب‌آوری را توانایی یک سیستم تحت استرس قرار گرفته، برای بهبود و بازگشت به حالت اصل خود تعریف کرده‌است. به عبارت دیگر، میزان اختلالی که هر سیستم می‌تواند جذب کند و در همان حالت ماندگار بماند، با گذشت زمان در دهه ی (۱۹۹۰تا ۲۰۱۰) مفهوم تاب‌آوری توانست به علوم دیگر مانند: فیزیک، مطالعات روانشناختی، مطالعات اجتماعی و اقتصادی وارد شود. کراوس [3] ظرفیت کلی و توانایی یک جامعه برای تحمل تنش، زنده ماندن، انطباق و جستن از یک بحران یا فاجعه و به سرعت حرکت کردن و رد شدن از آن (تنش) را در تعریف تاب‌آوری ارایه‌کرده‌است (کراوس،۲۰۲۰).

تاب‌آوری در زمینه شهرسازی و برنامه‌ریزی شهری اولین‌بار در اجلاس هیوگو [4] در سال ۲۰۰۵ میلادی مطرح شد. چارچوب طرح هیوگو در سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۵ میلادی به تصویب استراتژی بین المللی کاهش بحران سازمان ملل متحد رسید. هدف اصلی از تصویب این لایحه برنامه‌ریزی برای مقابله با مخاطرات و کاهش بحران، در راستای تمرکز روی ایجاد تاب‌آوری در جوامع بوده‌است، تاب‌آوری شهری در حوادث بدین مفهوم است که، جامعه محلی قادر به ایستادگی در برابر حوادث شدید طبیعی بدون صدمه دیدن از تلفات مخرب و خسارات، یا از دست دادن قدرت تولید یا کیفیت زندگی باشد و کمک زیادی از خارج جامعه دریافت نکند (آئینی ۲۹؛۱۳۸۶). شهر تاب آور، شبکه‌ای پایدار از سیستم‌های کالبدی، نهادی و جوامع انسانی است که در گذر حوادث قادر به حفاظت از خود است (لو و استی [5]، ۲۰۱۳؛۲۰۱).

حوادثی که به عنوان مخاطرات طبیعی(سیل ، زلزله وغیره)، حوادث انسانی (جرم، جنایت، ساخت و سازهای غیر قانونی مسکن و بهره‌برداری بیش از اندازه از منابع طبیعی) و بیماری‌های مسری مانند: کرونا و آنفولانزا از آنها یاد می‌شود، موجب وارد آمدن خسارات مالی و جانی به انسان و محیط زندگی آنها می‌شوند. از این رو، امروزه در سطح جهان، تغییرات چشمگیری در نگرش به مخاطرات طبیعی دیده می‌شود، به طوری که دیدگاه ها و نظریه های غالب، از تمرکز صرف برکاهش آسیب‌پذیری به افزایش تاب‌آوری در مقابل حوادث تغییر پیدا کرده‌است. به همین دلیل تاب‌آوری به عنوان راهی جهت تقویت جوامع با استفاده از ظرفیت آنها به عنوان توانایی یک سیستم در بازیابی و یا انطباق با یک شوک به صورتی که باعث کاهش عوامل مخرب بر روی سیستم شود را ضروری می‌نماید. در واقع هدف از این رویکرد، تاب آورکردن شهرها و روستاها با تقویت توانایی این جوامع به منظور مقابله با خطرات ناشی از تهدیدهای طبیعی و غیر طبیعی است. واژه تاب‌آوری نخستین بار در همایش هیوگو در سال ۲۰۰۵ مطرح شد. کلمه تاب‌آوری به توانایی یک سیستم برای بازگشت به شرایط عادی پس از وقوع رویدادی که وضعیت آن را مختل می‌کند، هم دلالت

---

۱. این مقاله برگرفته از پایان نامه ای به سفارش مرکز مطالعات و برنامه ریزی شهر تهران می باشد.

2. Holling
3. Krause
4. Hyogu
5. Lu & Stee

می‌کند. بسیاری از محققان، تاب‌آوری را یکی از مهم‌ترین موضوعات برای رسیدن به پایداری شهری معرفی می‌کنند. بالا بردن تاب‌آوری در مقابل تغییرات و بحران‌های محیطی و کاهش خطر پذیری در بین اجتماعات محلی این امکان را فراهم می‌کند، تا این اجتماعات در مقابل تهدیدهای ناشی از مخاطرات محیطی پا برجا بمانند و حوادث بعدی نتواند باعث مختل شدن زندگی مردم شود. چنین تعریف گسترده‌ای در زمینه‌های متنوعی، مانند اکولوژی، روانشناسی، اقتصاد، علوم اجتماعی و مهندسی کاربرد دارد. در کشور ایران یکی از اشکال توسعه فضای شهری الحاق روستاهای پیرامونی در شهرهای بزرگ هست. الحاق روستاهای پیرامونی در شهرهای بزرگ که به علت پدیده "خزش شهری" ایجاد می‌شود، در غیاب برنامه‌های متناسب شهری به صورتی عمدتا خودجوش، زمینه‌ساز الحاق و ادغام بسیاری از سکونتگاه‌های روستایی در کانون‌های شهری شده‌است. این اصطلاح اولین بار توسط ویلیام‌وایت[1] در سال ۱۹۵۸ مورد استفاده قرارگرفت. بر این اساس، روستاهای پیرامونی در فرآیند الحاق به صورت کانون‌های جمعیت‌پذیر در آمده‌اند، اما این افزایش جمعیت در این مکان‌ها نه به سبب رشد طبیعی، بلکه به علت گسترش بی‌رویه محدوده شهرها به سمت روستاهای پیرامونی بوده‌است. (افراخته و حجی پور،۱۶۲:۱۳۹۲). محدوده‌های شهری که در گذشته پیشینه روستایی داشته‌اند، بخش‌هایی از شهر با هسته روستایی هستند، که بر اثر گسترش شهر و افزایش جمعیت شهرنشین به عرصه کنونی شهرها افزوده شده‌اند. این مکان‌ها از نظر شکل و کالبد ظاهری همانند روستا هستند، ولی از نظر تعاملات اجتماعی و اقتصادی به شهرها شباهت دارند. پدیده گسترش شهرها به سمت روستاهای پیرامونی باعث به وجود آمدن پیامدهای مثبت و منفی زیادی در این مکان ها شده است. از جمله پیامدهای منفی گسترش فیزیکی شهرها و روستاها به سوی یکدیگر، می‌توان به افزایش جمعیت به واسطه ورود مهاجران روستایی و شهری و به دنبال آن پیدایش حاشیه‌نشینی اشاره کرد (فیروزنیا و همکاران،۷۹:۱۳۹۰). یکی از پدیده‌هایی که در مطالعات شهری در ایران مورد غفلت قرارگرفته و مطالعات خاصی در مورد آن نشده‌است مفهوم روستامحله بوده‌است که متاسفانه به دلیل عدم توجه به این مفهوم در بین متخصصین مطالعات روستایی و شهری مورد توجه زیادی واقع نشده‌است، روستامحله، محله‌ای است که در طی مراحل پیشرفت ناموزون خود از روستا به شهر تبدیل شده‌است اما این تبدیل با چنان مشکلاتی همراه بوده‌است که چنین محلاتی همواره در دوران گذار روستا-شهر بوده‌اند به نحوی که این محلات نه روستا و نه شهر محسوب می‌شوند، در حالی که هم دارای مشکلات روستایی و هم دارای مشکلات شهری می‌باشند و تبدیل به کلاف سردرگمی در مطالعات شهری و روستایی کشور شده‌اند. از همین رو و با توجه به دانش اندک موجود در این زمینه مطالعه حاضر در صدد شناسایی عوامل مؤثر بر افزایش ایمنی و تاب‌آوری محلی در یکی از روستامحله ها به نام مسگرآباد در اطراف شهر تهران بوده‌است. روستامحله مسگر آباد از قدیمی‌ترین روستاهای تهران در جنوبی‌ترین نقطه شرق تهران واقع شده‌است، اهالی این محله اغلب از کردهای کرمانشاه می‌باشند،که احتمالاً توسط آقا محمدخان قاجار از کرمانشاه به تهران تبعید شده‌اند (ایسکانیوز۲۰۲۱). با توجه به اینکه مسگرآباد جزء مناطق مناسب جهت کشاورزی و دامداری بود، به بهترین محل برای مهاجرین

1. William White

کشاورز تبدیل شد (مهرابی۱۳۹۹۸). ساکنان قدیمی این منطقه خودشان را کلهر می‌نامند و هنوز هم کسانی هستند که به زبان کلهری صحبت می‌کنند. این محله به خاطر ادغام با شهر تهران از آذر ماه ۱۳۹۳ دچار فزونی جمعیت شده‌است (خبرگزاری میزان،۱۳۹۵)، این محله با توجه به افزایش جمعیت مهاجر نیازمند توجه به ایمنی و افزایش تاب‌آوری محلی در مقابله با حوادث طبیعی و انسانی است، تا بتوانیم با افزایش تاب‌آوری محلی باعث کاهش آسیب‌پذیری در برابر حوادث شدید شده و با بهره‌مندی از ابعاد (تاب‌آوری اجتماعی، اقتصادی، نهادی، کالبدی - زیرساختی) در کنار یکدیگر و به صورت موازی به ایمنی و افزایش تاب‌آوری محلی که هدف اصلی این مقاله است دست پیداکنیم، در میان مولفه‌های مربوط به افزایش تاب‌آوری محلی، اولین مولفه تاب‌آوری، تاب‌آوری اجتماعی می‌باشد. که عبارت است از بهره‌گیری گروه های اجتماعی از ظرفیت خود برای بازیافتن و برگشت‌پذیری در مقابل سوانح طبیعی که افراد اجتماع بتوانند با افزایش آگاهی و دانش خود و حس همکاری، مشارکت و ایجاد احساس تعلق خاطر به محل زندگی خود در زمان بروز حوادث به بهترین نحوعمل کرده و به شرایط مطلوب برگشت‌پذیری و انطباق با شرایط جدید دست یابند ، همچنین با ایجاد تغییرات اجتماعی و کالبدی با مشارکت و همکاری در کنار یکدیگر قبل از بروز حوادث به ایمنی و افزایش تاب‌آوری محلی در محله کمک کرده و تاب‌آوری در مقابله با حوادث را افزایش دهند. زیرا در بیشتر موارد خسارت‌های اجتماعی بحران‌ها نسبت به خسارات اقتصادی آنها گسترده‌تر می‌باشد، همیلتون معتقد است مخاطرات و بلایای ایجاد شده توسط انسان به عنوان سیستم‌های جنایتکارانه می‌تواند باعث ایجاد مشکلات شده و به زیرساخت ها و ساختمان‌ها آسیب زده و باعث عدم احساس آسایش و امنیت گردد، بنابراین در نظر گرفتن مکان‌های سالم، امن در برنامه‌ریزی‌ها از اصول بسیار مهم به شمار می‌رود تا محلات را به مکان‌هایی قابل زندگی و سرزنده تبدیل نماید که مانع از ایجاد جرم می‌شوند. این امر از اهمیت بسیار زیادی برخوردار است تا بتوانیم با برنامه‌ریزی مناسب و همه جانبه از بروز نا آرامی در زمان وقوع بلایای طبیعی جلوگیری کنیم، بنابراین این محله نیاز به تغییر ساختار شکلی - فضایی، اجتماعی و کارکردی دارد، تا با ارتقای کیفیت زندگی و افزایش ایمنی و ایجاد توسعه پایدار بتواند برخورداری ساکنان خود را از طریق بهبود زیر ساخت‌ها و گسترش خدمات مطلوب در این محله ایجاد کند. این امر محقق نمی‌شود جز با بهره مندی از سرمایه های اجتماعی موجود در محله و توجه به ارتقای فرهنگ مشارکت و همکاری ساکنان با نهادهای محلی و دولتی و افزایش حس تعلق محله ای در راستای دستیابی به ایمنی و افزایش تاب‌آوری محلی در مقابله با حوادث طبیعی و انسانی، تا بتوانیم به افزایش تاب‌آوری محلی در ابعاد اجتماعی، اقتصادی، نهادی و کالبدی وکاهش آسیب پذیری در برابر حوادث شدید طبیعی و غیر طبیعی شویم. هدف اصلی مقاله پیش رو، شناسایی عوامل موثر بر ایمنی و افزایش تاب‌آوری محلی در مسگرآباد، و در ادامه شناسایی ابعاد موثر تاب‌آوری اجتماعی، اقتصادی، نهادی وکالبدی (زیرساختی) در افزایش ایمنی و تاب‌آوری محلی مسگرآباد و همچنین بررسی وضعیت تاب‌آوری و تاثیر روابط اجتماعی ساکنان مسگرآباد و میزان تعلق خاطر افراد نسبت به محل زندگی خود با بهره گرفتن از سرمایه‌های اجتماعی محلی در این محله بود. در ادامه نقشه محله مسگر آباد آورده شده‌است تا مخاطبین نسبت به وضعیت قرارگیری این محله آگاهی و اشراف کلی داشته باشند.

نقشه ۱. حدود محله مسگرآباد

منبع: مپ دیتا (۲۰۲۲)

پیشینه پژوهش

در این زمینه به طور کلی مطالعات بسیاری در سطح جهانی و داخلی انجام شده‌است که اغلب به تاب‌آوری شهری و روستایی توجه کرده‌اند. در اینجا به مواردی از این مطالعات و نتایج آن‌ها اشاره می‌شود.

ساسان‌پور و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه خود به ارزیابی ابعاد تاب‌آوری شهری در برابر مخاطرات طبیعی در منطقه ۱۲ تهران پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد مولفه پایداری زیست محیطی مربوط به بعد اکولوژی تاب‌آوری شهری در رتبه اول اهمیت و مولفه قابلیت تطبیق سیستم مرتبط به بعد نهادی (سازمانی) به عنوان کم‌اهمیت‌ترین مولفه تعیین شده‌است. بنابراین با توجه به کلیه ابعاد و مولفه‌ها، مطلوبیت تاب‌آوری شهری در منطقه ۱۲ کلانشهر تهران در برابر مخاطرات طبیعی خیلی ضعیف‌است. شیخ بیگلو و اکبریان رونیزی (۱۳۹۷) در تحقیقی با عنوان خزش شهری، الحاق روستا به شهر و تحلیل اثرات و پیامدها از دیدگاه ساکنان (مطالعه موردی: روستاهای الحاقی به کلان شهر شیراز)، به بررسی آثار و پیامدهای اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و کالبدی الحاق سکونتگاه‌های روستایی به کلان‌شهر شیراز از دیدگاه ساکنان پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد آثار منفی الحاق روستاهای مورد مطالعه به شهر شیراز در ابعاد اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی به طور نسبی بیش از آثار مثبت آن‌است. ایزدی نجف آبادی و همکاران (۱۳۹۹) در تحقیقی با عنوان تحلیل عوامل مؤثر بر افزایش تاب‌آوری اجتماعی شهرها (مطالعهٔ موردی: شهر نجف آباد)، با هدف تحلیل رابطه بین شاخص های اجتماعی و عوامل موثر بر افزایش تاب‌آوری، به سنجش و مقایسه زیر معیارهای اجتماعی تاب‌آوری در شهر نجف‌آباد پرداختند. طبق نتایج بدست آمده از تحقیق، تاثیرگذارترین شاخص در ارتقای سطح تاب‌آوری اجتماعی در برابر مخاطرات طبیعی شهرنجف‌آباد، شاخص سرمایه اجتماعی است. زبردست و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی تحت عنوان

تبیین ارتباط فرم شهری با تاب‌آوری در برابر سوانح در سطح محلات کلان شهر تهران به این نتیجه رسیدند که؛ فرم شهری به عنوان ساختار شهر بر فروپاشی و یا پایایی سیستم شهری در برابر سوانح می‌تواند تاثیر گذار باشد، همچنین نتایج حاکی از آن بود که مولفه‌های فرم شهری بر عوامل مختلف تاب‌آوری تاثیر متفاوت گذاشته‌است. در مجموع ارتباط مستقیم مولفه‌های دسترسی به حمل‌ونقل عمومی و دسترسی به مراکز تجاری و میزان فضای باز و سبز با تاب‌آوری و ابعاد آن، نشان از تاثیر مولفه‌های فرم شهری بر افزایش یا کاهش تاب‌آوری در برابر سوانح دارد.

در تحقیقات خارجی حسینی و همکاران[1] (۲۰۱۵) در مقاله‌ای با عنوان مروری بر تعاریف و معیارهای سیستم تاب‌آور، به مرور مقالات تحقیقاتی مرتبط با تعریف و کمی سازی انعطاف پذیری در رشته‌های مختلف با تمرکز بر سیستم‌های مهندسی پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد، که هیچ بینش منحصر به‌فردی در مورد چگونگی تعریف تاب‌آوری وجود ندارد. با این‌حال بسیاری از آنها بر توانایی سیستم برای "جذب" و انطباق با رویدادهای مخرب تمرکز می‌کنند و "بازیابی" به عنوان بخش مهم تاب‌آوری در نظر گرفته می‌شود. معیارهای تاب‌آوری عمومی، تاب‌آوری را با مقایسه عملکرد یک سیستم قبل و بعد از اختلال ارزیابی می‌کنند. برخی از این معیارها ماهیت ثابتی دارند. در حالی که برخی دیگر ماهیتی وابسته به زمان در عملکرد سیستم دارند.

آرویانسیا و همکاران[2] (۲۰۱۹) مقاله‌ای با عنوان مدیریت دانش و آمادگی در برابر بلایای طبیعی در شرق اندونزی، ارایه‌کرده‌اند. حجم نمونه در این نظرسنجی ۲۰۰ نفر و روش نمونه‌گیری هدفمند بود. نمونه‌ها از بین افرادی که طی شش ماه، دو زلزله را تجربه کرده بودند، انتخاب شد. طبق نتایج نظرسنجی دوم پس از زلزله سال (۲۰۱۹)، ۵۱ درصد از طریق شبیه‌سازی فاجعه و ۳۵ درصد توسط سازمان‌های مردم‌نهاد اطلاعات مربوط به زلزله را دریافت کرده‌اند و می‌دانستند که در زمان فاجعه باید چه اقداماتی را برای کاهش آسیب‌پذیری در مقابل حوادث انجام دهند.

چارچوب نظری

تاب‌آوری: مفهوم تاب‌آوری[3] ریشه در واژه‌ی لاتین (Resalire) به اشکال گوناگونی تعریف شده و حلقه‌های مفهومی متعددی از آن شکل گرفته‌است. واژه تاب‌آوری در فرهنگ آکسفورد به معنای توانایی مردم یا چیزها به این منظور که بعد از حوادث ناگوار مانند شوک، آسیب و... به سرعت به احساس بهتری دست یابند و نیز به معنای توانایی مواد به منظور بازگشت به حالت اولیه بعد از خم شدن، کشش و یا فشرده شدن معنا شده‌است (لایره و همکاران[4]،۲۰۱۹).

1. Hosseini *et. al.*
2. Arviansyah *et al.*
3. Resilience
4. .Leire *et al.*

تاب‌آوری اجتماعی: توجه به جنبه‌های اجتماعی در تاب‌آوری، باید به همان اندازه‌ی توجه به زیرساخت‌های کالبدی و فیزیکی در مدیریت حوادث مورد اهمیت قرارگیرد (لوسینی[1]،۲۰۱۳؛۲۵۵). زمانی که بیکاری و بی‌خانمانی و آموزش ناکافی و جنایت در یک جامعه پدیدار شود، دیگر نمی‌توان برای مسائلی از قبیل پیشگیری از بلایا اهمیت زیادی قائل‌شد (کاتر و همکاران[2]، ۲۰۰۸؛۶۰۱). مفهوم تاب‌آوری گام‌به‌گام تکامل یافت و از مفهوم اولیه اکولوژیکی به سمت مفهوم اجتماعی- اکولوژیکی سوق پیداکرد و بعد از آن مفهوم اجتماعی به خود گرفت (کک و ساکداپلارک[3]،۲۰۱۳؛۹). تاب‌آوری اجتماعی شامل شرایطی است که تحت آن افراد و گروه‌های اجتماعی در حال تلاش برای انطباق با تغییرات محیطی هستند. قابلیت تاب‌آوری اجتماعی، توان یک اجتماع برای برگشت به تعادل یا پاسخ مثبت به حوادث است (کک و ساکداپلارک،۲۰۱۳؛۱۳). تاب‌آوری اجتماعی به ظرفیت‌های افراد، سازمان‌ها و یا جوامع برای تحمل، جذب و انطباق در برابر تهدیدات اجتماعی از هر نوع توجه می‌کند (همان منبع). سازمان‌های غیردولتی می‌توانند نقش اساسی در ارائه خدمات دست اول در کاهش اثرات و آسیب‌پذیری در برابر بحران‌ها ایفا کنند؛ جوامعی که می‌توانند با ارتباطات اجتماعی قوی آسیب‌پذیری خود را در مقابل حوادث کاهش دهند و به سرعت به حالت تعادل قبل از حوادث برگردند، جوامع‌ای با تاب‌آوری بالا هستند (پارک و همکاران[4]،۲۰۲۱).

تاب‌آوری اقتصادی: بعد از بحران مالی سال ۲۰۰۸ در حوزه اقتصاد به مفهوم تاب‌آوری اقتصادی و مقابله با مخاطرات برای جلوگیری از ایجاد آن بیشتر توجه شد و محور اصلی مباحث مجامع بین المللی اقتصادی در اتحادیه اروپا قرار گرفت. تاب‌آوری اقتصادی به عنوان یکی از ویژگی‌های توسعه‌یافتگی در مباحث مطرح شد که نبود آن باعث از بین رفتن دست آوردهای توسعه در صورت بروز مخاطره می‌شود (غیاثوند و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۵-۶۹). واکنش و سازگاری ذاتی افراد و جوامع در برابر مخاطرات به طوری‌که آن‌ها را قادر به کاهش خسارات و زیان‌های بالقوه ناشی از مخاطرات سازد، به عنوان تاب‌آوری در اقتصاد، می نامند (رز[5]، ۲۰۰۴: ۳۰۷). به دلیل ضریب بالای اثرگذاری بحران های اقتصادی بر افزایش آسیب‌های اجتماعی در روند رو به رشد این آسیب‌ها است که تاب‌آوری اقتصادی به عنوان توانایی جامعه برای سازگاری اجتماعی و اقتصادی که در معرض مخاطرات طبیعی قرار دارد تعریف می‌شود. در حوزه ادبیات تاب‌آوری اقتصادی، تحقیق و پژوهش های بسیاری انجام گرفته است. در این تحقیقات به دو مولفه تاب‌آوری اقتصادی اشاره شده است:

۱- توانایی و ظرفیت یک جامعه برای بازگشت به شرایط اقتصادی قبلی خود، بعد از حادثه.

۲- استفاده جوامع از ظرفیت خود برای کاهش مخاطرات و حوادث آینده (هالگیت[6]، ۲۰۱۴).

1. lucini
2. Cutter *et al.*
3. Keck & Sakdapolrak
4. Park *et al.*
2. Rose
6. Hallegatte

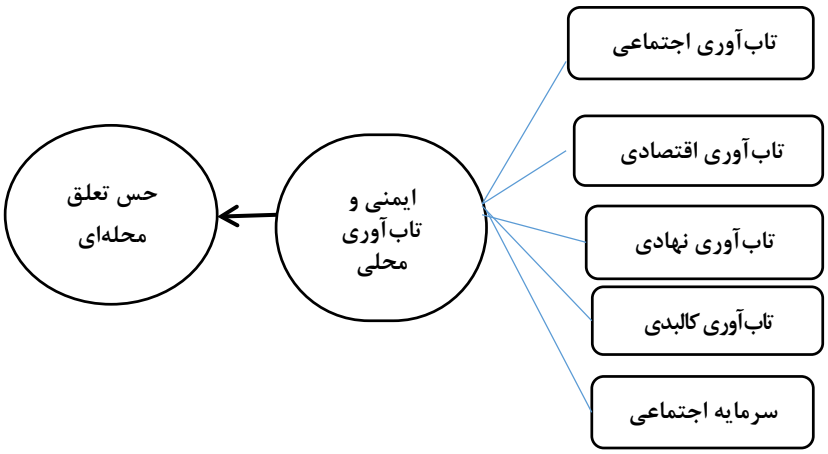
تاب‌آوری نهادی: سند چارچوب اقدامات سندای برای کاهش خطر حوادث، در شهر سندای ژاپن در سال ۲۰۱۵ در زمان برگزاری سومین دوره کنفرانس جهانی سازمان ملل به تصویب رسید. در این سند تاکید بر تجربیات حاصل از اجلاس هیوگو، مدیریت کارآمد کاهش خطر پذیری حوادث کمک مؤثری به تاب‌آوری شهری نموده و کشورهایی که در راستای چارچوب اقدامات سازمان ملل متحد در رابطه با تاب‌آوری شهر همکاری داشته اند و ظرفیت های خود را در مدیریت حوادث ارتقائ داده اند. این سند با توجه به الگوهای متفاوت مدیریت شهر در کشورهای مختلف، اجزای تشکیل دهنده ساختار تاب‌آوری نهادی را بیان نمی‌کند، اما این ساختار را شامل سه حوزه؛ رهبری، هماهنگی و بهینه سازی کاری می‌داند، به این ترتیب اگر مدیریت کاهش حوادث را شامل رهبری و هماهنگی در کنار نظارت و پایش بدانیم، اقدامات تاب‌آوری نهادی قابل دستیابی است. بنابراین مدیریت شهری، تاب‌آوری شهری از جنبه نهادی را در گرو تقویت مدیریت حوادث می‌داند. این چارچوب بر جنبه نهادی تاکید نموده و آن را وظیفه دولت‌ها می‌داند.

تاب‌آوری کالبدی: تاب‌آوری کالبدی یکی از مهم‌ترین و موثرترین ابعاد تاب‌آوری در کاهش آسیب‌پذیری مناطق شهری و روستایی است. که شامل بازیابی پس از سانحه، پناهگاه‌ها، واحدهای مسکونی و شریان‌های اصلی مانند خطوط لوله، جاده‌ها، شبکه حمل و نقل می‌شود. از شاخص های بعد کالبدی- محیطی می توان به کاربری زمین، نوع مسکن، جنس مصالح ساختمانی، مقاومت و کیفیت بنا ها، قدمت بناها، نوع مالکیت، ارتفاع ساختمان ها، فضای سبز و فضای باز اطراف ساختمان محل سکونت، تراکم ساختمانی محیط ساخته‌شده و دسترسی به خدمات، ویژگی های جغرافیایی محیط زندگی، اشاره می شود. دیوید هاروی می گوید: فرآیندهای اجتماعی و اشکال فضایی به طور جدایی ناپذیری در هم آمیخته و به هم مربوطند و آن دو مکمل یکدیگر در برنامه‌ریزی شهری و طراحی محیط زیست هستند. باید در هر دو بعد به طور هم زمان مسائل را حل کرد (هاروی، ۲۱،۱۹۷۳).

همانگونه که در سطور فوق توضیح داده‌شد در تحقیق حاضر به منظور تبیین موضوع مورد مطالعه و در راستای ایجاد مبنایی برای تحلیل و بررسی عوامل مؤثر بر ایمنی و تاب‌آوری محلی از نظریه‌های جامعه‌شناسان شهری همچون؛ لوسینی[1]، پلارک[2]، شاو[3]، کاتر[4]، فورگت و هاروی استفاده گردید و در نهایت مدل تحلیلی زیر بعنوان مبنای تحلیل و تبیین عوامل مؤثر بر متغیروابسته تحقیق پذیرفته‌شد. بر این اساس همانگونه که در مدل تحقیق نشان داده‌شده‌است با استفاده از تئوری‌های مرتبط به منظور سنجش تاب‌آوری از چهار مولفه اصلی: تاب‌آوری اجتماعی، اقتصادی، نهادی و کالبدی، بهره گرفته‌شده‌است. این مولفه‌ها به عنوان متغیرهای مستقل تحقیق در نظر گرفته شده‌اند که هر کدام می‌توانند بر روی ایمنی و افزایش تاب‌آوری محلی به عنوان متغیر وابسته تحقیق تاثیرگذار باشند. به شکلی که با افزایش هر کدام از مولفه‌ها متغیر ایمنی و تاب‌آوری محلی افزایش می‌یابد و با کاهش هر کدام از این مولفه‌ها تاب‌آوری محلی کاهش می‌یابد. بر اساس نظریه‌هایی که توضیح داده‌شد در دستیابی به تاب‌آوری اجتماعی، سرمایه اجتماعی در ایجاد و حفظ این تاب‌آوری نقش کلیدی دارد. سرمایه اجتماعی خود شامل ابعاد مشارکت اجتماعی، انسجام اجتماعی و اعتماد اجتماعی است، افزایش هرکدام از این ابعاد می‌تواند باعث افزایش سرمایه اجتماعی شده و باعث ارتقای تاب‌آوری اجتماعی

1. Lucini
2. Polark
3. Shaw
4. Cutter

و در نهایت به افزایش ایمنی و تاب‌آوری محلی منجر شود. یکی دیگر از متغیرهای مستقل در تحقیق حاضر، متغیر حس تعلق محله‌ای است، که تاثیر آن بر متغیر ایمنی و تاب‌آوری محلی مورد سنجش و اندازه‌گیری قرار گرفته‌است.



نمودار ۱. مدل مفهومی

منبع: یافته های محققین

روش پژوهش

روش پژوهش حاضر استفاده از پیمایش بود که برای این منظور با تک‌تک افراد پاسخگو مصاحبه انجام شد، حجم نمونه تحقیق با استفاده از فرمول کوکران از جامعه آماری ۷۲۲ خانوار ساکن در محله مسگرآباد طبق سرشماری مرکز آمار در سال ۱۳۹۵ به تعداد ۲۵۰ خانوار ساکن محله بدست‌آمد. در تحقیق حاضر، بر اساس نتایج به دست آمده از تحلیل پرسشنامه‌ها، پایایی با مقدار آلفای کرونباخ ۰,۸۶۴ تایید شد. بنابراین با توجه به نتیجه بدست آمده، در مجموع روایی و پایایی پرسشنامه در سطح بالایی قرار داشته و قابل اعتماد برای پژوهش حاضر است. تجزیه و تحلیل داده‌های جمع‌آوری شده با استفاده از نرم افزار SPSS به صورت آماره‌های توصیفی و رسم نمودار و آماره‌های استنباطی تحقیق از طریق آزمون همبستگی پیرسون و آزمون رگرسیون بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل تحقیق صورت‌گرفت.

تعاریف نظری و عملیاتی متغیرهای مستقل و متغیر وابسته تحقیق

متغیرهای تحقیق عبارت از: حس تعلق محله‌ای، تاب‌آوری اجتماعی، تاب‌آوری اقتصادی، تاب‌آوری نهادی- مدیریتی و تاب‌آوری کالبدی بودند که در ادامه هر کدام ابتدا بطور جداگانه تعریف شده‌اند و سپس تعریف عملیاتی این متغیرها (نحوه سنجش آنها) آورده شده‌است؛

حس تعلق محله‌ای: تعلق مکانی شامل علقه‌های مثبت تجربه شده‌ای است که، طی زمان و گاه به صورت ناخودآگاه و براساس پیوندهای رفتاری، احساس و شناختی که بین اشخاص و یا گروه ها و محیط اجتماعی کالبدی آنها شکل گرفته‌است می‌باشد. این گونه علقه‌ها چارچوب هویتی فرد و جامعه را به وجود می‌آورد. رز (۲۰۰۴) معتقدند که اقامت طولانی و مالکیت منزل مسکونی در محلات به واقع تشابه افراد را به یکدیگر بیشتر می‌کند هرچقدر تداوم سکونت ساکنان در یک محله بیشتر باشد، احساس تعلق افراد ساکن در محله بیشتر می‌شود. این متغیر از طریق گویه‌های زیر عملیاتی شده‌است؛

- از زندگی کردن در این محله لذت می برم.
- محله خود را دوست دارم.
- زندگی در این محله را به دوستان و اقوام خودم پیشنهاد می‌کنم.
- با افتخار خودم را مسگرآبادی می دانم.
- این محله بخشی از هویت شهری من است.

تاب‌آوری اجتماعی: تاب‌آوری اجتماعی از تفاوت ظرفیت اجتماعی در بین جوامع بدست می‌آید، به عبارت دیگر ظرفیت گروه‌های اجتماعی و جوامع در بازیابی در پاسخ مثبت دادن به سوانح است (اسلامی و همکاران۱۳۹۷؛۱۱۲). در تعریفی دیگر از علوم‌اجتماعی: تاب‌آوری اجتماعی توانایی جوامع برای انطباق با تنش‌ها و آشفتگی‌ها، انجام فعالیت‌های بازیابی برای کاهش از هم گسیختگی اجتماعی، ظرفیت بازگشت پذیری با استفاده از منابع برای بالا بردن ایمنی ساکنان، میزان ظرفیت یک سیستم یا بخشی از آن برای جذب حوادث مخاطره‌انگیز و بازخوانی سریع آن یا توانایی مقاومت در برابر یک رویداد شدید بدون متحمل شدن خسارات ویرانگر، آسیب، کاهش بهره‌وری یا کیفیت زندگی بدون کمک زیادی از خارج از جامعه است (میلیتی[1]،۱۹۹۹). این متغیر از طریق گویه‌های زیر عملیاتی شده‌است؛

- امید به آینده در صورت وقوع حوادث چقدر است.
- اعتماد مردم به مدیران و دهیاری و شوراها در محله چقدر است.
- میزان اعتماد مردم محله به همسایگان خود چقدر است.
- مردم برای حل مشکلات و کاهش آسیب پذیری مشارکت کافی دارند.

تاب‌آوری اقتصادی: در اقتصاد، تاب‌آوری به عنوان واکنش و سازگاری ذاتی افراد و جوامع در برابر مخاطرات است به طوری که آنها را قادر به کاهش هزینه خسارت و زیان های بالقوه ناشی از مخاطرات و همچنین برگشت به بازسازی تخریب‌ها را به لحاظ مالی ممکن سازد (رز، ۲۰۰۴). در علوم اقتصادی تاب‌آوری اقتصادی، واکنش و سازگاری ذاتی جوامع در برابر مخاطرات به طوری که آن‌ها را قادر به کاهش خسارت‌های ناشی از مخاطرات سازد، تعریف شده‌است. این متغیر از طریق گویه‌های زیر عملیاتی شده‌است؛

- مردم برای جبران خسارت های احتمالی پس انداز کافی دارند.
- دولت و مسئولان از بخش خصوصی حمایت می‌کنند.

1. Mileti

- به کمک های مالی اقوام و آشنایان برای جبران خسارت های ناشی از حوادث در مواقع لزوم دسترسی دارم.
- شرایط شغلی و درآمدی مناسب و معقولی دارم.

تاب‌آوری نهادی: تاب‌آوری نهادی که حاوی ویژگی های مرتبط با تقلیل خطر، برنامه ریزی و تجربه سوانح قبل است (اردلان و همکاران۱۳۹۹). در اینجا تاب‌آوری به وسیله ظرفیت جوامع برای کاهش خطر و اشتغال افراد محلی در تقلیل خطر در ابعاد پیوندهای سازمانی و بهبود حفاظت از سیستم های اجتماعی در یک جامعه تحت تاثیر قرار می گیرد (نوریس و همکاران[1]،۲۰۰۸). این متغیر از طریق گویه‌های زیر عملیاتی شده‌است:

- دهیاری و شورای محلی جهت مقابله با حوادث دانش لازم را دارند.
- دستورالعمل‌های قانونی در جهت پیشگیری از حوادث رعایت می‌شوند.
- مردم در تصمیم گیریها و برنامه‌ریزی‌ها مربوط به اداره امور محله توسط نهادها وسازمان‌ها مشارکت داده می‌شوند.
- نهادهای خدماتی مانند: آتش‌نشانی، بیمارستان، سازمانهای برق، آب، گاز آمادگی لازم برای مقابله با بحران در صورت وقوع را دارند.
- گروه‌های داوطلب در محله برای کمک مالی و انسانی به آسیب‌دیدگان پس از وقوع حوادث وجود دارد.

تاب‌آوری کالبدی: تاب‌آوری کالبدی- محیطی که اساسا، شامل ارزیابی واکنش جامعه و ظرفیت بازیابی بعد از سانحه می‌شود (ابدالی و همکاران ۱۳۹۸؛ ۲۱)، همچنین این شاخص، ارزیابی کلی از مقدار اموال خصوصی که ممکن است در برابر خسارت دائمی و زیان‌های اقتصادی احتمالی به شکل ویژه‌ای آسیب‌پذیر باشند در اختیار قرار می‌دهد (رز[2]، ۲۰۰۴). این متغیر از طریق گویه‌های زیر عملیاتی شده است:

- دسترسی به مراکز نظامی- امنیتی.
- دسترسی به مراکز درمانی (بیمارستان، اورژانس، داروخانه).
- دسترسی به مراکز آموزشی (مدارس، مهد کودک، دانشگاه).
- امکان دسترسی و استفاده از محل های اسکان موقت بعد از وقوع حوادث.
- دسترسی به شبکه معابر اصلی یا دوری از معابر تنگ و باریک.
- دسترسی به آتش نشانی، پارک، مسیر تخلیه (مثل مسیرهای منتهی به فضاهای باز و بدون ساخت) و وسایل حمل و نقل عمومی در صورت نیاز.
- مقاوم بودن ساختمان های مسکونی در مقابل حوادث زلزله و غیره

1. Norris *et al.*
2. Rose

یافته های پژوهش

یافته‌های تحقیق در دو بخش یافته‌های توصیفی و یافته های استنباطی آورده‌شده‌است که در ادامه بیان می‌شوند.

الف. یافته های توصیفی

بررسی یافته‌های تحقیق در مورد جنسیت پاسخگویان نشان دادند؛ ۶۱ درصد پاسخگویان یعنی ۱۵۱ نفر مرد و ۳۹ درصد آنان یعنی ۹۹ نفر از پاسخگویان زن بودند. میانگین سنی پاسخگویان ۳۸ سال بود، از نظر میزان تحصیلات ۳۸ درصد پاسخگویان با بیشترین فراوانی تحصیلات زیردیپلم تحصیلات داشتند، ۳۵ درصد تحصیلات دیپلم و تنها ۱۲ درصد دارای تحصیلات لیسانس و بالاتر بودند، همچنین حدود ۵ درصد نیز بی سواد بودند. از نظر وضعیت تاهل پاسخگویان نتایج حاکی از این بود که ۲۳ درصد افراد مجرد، ۶۸ درصد متاهل و ۷ درصد از پاسخگویان نیز همسرشان فوت شده‌بود، تعداد ۲ درصد پاسخگویان نیز مطلقه بودند. از نقطه نظر مدت سکونت در محله نتایج نشان داد ۲۷ درصد پاسخگویان بالای چهل‌ویک سال در محله ساکن بودند، تنها ده درصد از پاسخگویان زیر ۵ سال سابقه سکونت در محله داشتند و بقیه پاسخگویان بین ده تا پانزده سال بود که ساکن محله شده‌بودند. از منظر نوع مالکیت ملک ۸۳ درصد پاسخگویان صاحب خانه خود بودند و تنها ۱۷ درصد در ملک استیجاری در محله مسگرآباد زندگی می‌کردند. شغل سرپرست خانوار پاسخگویان به این شکل بود که بیشترین فراوانی در بین شغل سرپرستان خانوار شغل آزاد با ۴۸ درصد فراوانی و کمترین فراوانی با ۷ درصد مربوط به افراد نیروی نظامی و انتظامی بود، ۱۷ درصد سرپرستان خانوار بازنشسته، ۱۵ درصد سرپرستان خانوار بیکار بودند و ۱۳ درصد پاسخگویان دارای شغل کارمندی بودند. از نقطه نظر میزان درآمد خانوار میانگین درآمد پاسخگویان هفت میلیون و هفتصد و پنجاه هزار تومان بود. بر اساس یافته های میانگین درآمد خانوارها، ۲۴ درصد پاسخگویان دارای درآمد بین ۱۰ تا ۱۲میلیون، ۱۳ درصد بین ۸ تا ۱۰ میلیون درآمد داشتند، ۲۵ درصد بین ۶ تا ۸ میلیون درآمد داشتند، ۲۳درصد بین ۵ تا ۶ میلیون درآمد داشتند، ۱۱ درصد بین سه تا پنج میلیون درآمد داشتند، همچنین ۷ درصد پاسخگویان دارای درآمد زیر ۳ میلیون تومان بودند.

سنجش میانگین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته تحقیق؛ میانگین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته تحقیق در قالب جدول شماره یک و در ادامه مورد سنجش قرار گرفته است.

جدول ۱. میزان متغیرهای تحقیق

متغیرهای مستقل و وابسته تحقیق	میزان متغیر
تاب‌آوری و ایمنی محلی	۲/۴۰۴
تعلق محله ای	۲/۸۱۰
تاب‌آوری اجتماعی	۲/۸۸۴
تاب‌آوری اقتصادی	۱/۴۷۲
تاب‌آوری کالبدی	۲
تاب‌آوری نهادی	۲/۷۵۰
سرمایه اجتماعی	۳/۱۲۱

منبع: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول فوق میزان تاب‌آوری و ایمنی محلی ساکنین روستا محله مسگر آباد ۲/۴۰۴ می‌باشد که پایین تر از حد متوسط می‌باشد و لازم است متولیان امر نسبت به افزایش این مؤلفه در این محله اقدام نمایند، بر اساس نتایج این جدول میزان تاب‌آوری اجتماعی ۲/۸۸۴ بود که این متغیر نیز پایین‌تر از حد متوسط قرار داشت. همچنین میزان تاب‌آوری اقتصادی ۱/۴۷۲ بود که این متغیر بسیار پایین تر از حد متوسط قرار داشت و لازم است نسبت به توانمندسازی اقتصادی ساکنین توجه جدی شود. میزان تاب‌آوری کالبدی ۲ بود که این متغیر نیز پایین تر از حد متوسط قرار داشت و لازم است نسبت به بهبود وضعیت کالبدی اقدامات لازم انجام گیرد. همچنین میزان تاب‌آوری نهادی ۲/۷۵۰ بود که این متغیر نیز پایین تر از حد متوسط قرار داشت و باید مدیریت شهری و محلی در این راستا پیشگام و پاسخگو باشد، میزان تعلق محله‌ای ساکنین ۲/۸۱۰ بود که این متغیر هرچند پایین‌تر از حد متوسط بود اما در آستانه‌ای قرار داشت که می‌توان با انجام برنامه‌هایی نسبت به افزایش آن اقدام نمود. میزان سرمایه اجتماعی پاسخگویان با حدود ۳/۱۲۱ بالاترین میانگین سنجش بود که هم بالاتر از حدمتوسط قرار داشت و هم می‌تواند بعنوان یک معیار مهم در برنامه‌ریزی‌های مدیریت‌شهری برای این محله مهم و مؤثر تلقی گردد.

ب. یافته‌های استنباطی

به منظور سنجش میزان تأثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته تحقیق آزمون تحلیل رگرسیون چندمتغیره انجام شد که در ادامه در قالب جدول شماره۲ و توضیحات مربوطه آورده‌شده‌است.

جدول ۲. آزمون رگرسیون، ضرایب و بتای استاندارد متغیرهای مستقل تحقیق

متغیر	ضرایب رگرسیون	خطای استاندارد	ضرایب بتا استاندارد شده	مقدار t	معناداری
تعلق محله ای	۰/۱۹۷	۰/۰۱۴	۰/۴۲۰	۱۴/۲۳۷	۰/۰۰۰
تاب‌آوری اجتماعی	۰/۳۰۰	۰/۰۳۲	۰/۳۱۵	۹/۴۳۲	۰/۰۰۰
تاب‌آوری اقتصادی	۰/۱۸۶	۰/۰۲۲	۰/۲۷۳	۸/۳۷۳	۰/۰۰۰
تاب‌آوری کالبدی	۰/۱۰۶	۰/۰۳۰	۰/۱۰۹	۳/۵۸۶	۰/۰۰۰
تاب‌آوری نهادی	۰/۱۶۹	۰/۰۲۲	۰/۲۳۵	۷/۷۰۳	۰/۰۰۰
تحلیل رگرسیون		r	r^2	adjusted r^2	reg
		۰/۹۰۲	۰/۸۱۴	۰/۸۱۱	۰/۲۷۴

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به معنادار بودن رابطه بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته در سطح معناداری بسیار بالا (P=0.00) به بررسی روابط بین متغیر وابسته با متغیرهای مستقل پرداخته شده‌است با عنایت به نتایج جدول بالا ضریب تبین بیش از ۸۰ درصد می‌باشد که نشان‌دهنده این است که مدل توانسته سهم زیادی از تغییرات متغیر وابسته را نشان دهد و بعبارت بهتر تقریبا ۸۱ درصد از واریانس یا تغییرات ایمنی و تاب‌آوری محلی توسط متغیرهای مستقل تحقیق تبیین شده‌است و حدود ۱۹ درصد بعنوان واریانس پسماند باقی مانده‌است، همچنین میزان نزدیکی بین ضریب تعیین و ضریب تعدیل شده نشانگر آن است که متغیرهای به کار رفته در مدل به خوبی توانسته‌اند برازش مناسبی ارائه دهند. بررسی میزان تأثیر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته‌تحقیق که بر اساس ضرایب بتای استاندارد انجام شده‌است نشان می‌دهد متغیرهای؛ حس تعلق محله‌ای با ضریب ۴۲۰. ، تاب‌آوری اجتماعی با (ضریب ۳۱۵.)، تاب‌آوری اقتصادی با (ضریب ۲۷۳.)، تاب‌آوری نهادی با (ضریب ۲۳۵.) و تاب‌آوری کالبدی با (ضریب ۱۰۹.) به ترتیب بر روی متغیر ایمنی و تاب‌آوری تأثیر داشته‌اند، با توجه به سطوح معناداری تمام متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته تاثیر دارند و هیچکدام از معادله رگرسیونی خارج نمی‌شوند و بنابراین تمامی فرضیات تحقیق در سطح آلفای ۹۵ درصد مورد تأیید قرار گرفته‌اند.

بحث و نتیجه گیری

امروزه در مباحث شهری ایران با بحث نوینی تحت عنوان روستامحله مواجه هستیم و بدون شک شناخت مشکلات و مسایل این پدیده نیازمند تعریف این مفهوم و توجه به ابعاد مختلف آن است. یکی از محورهای بسیار مهم در مورد روستامحله‌ها نبود تاب‌آوری از منظرهای اجتماعی، اقتصادی، کالبدی و ... است که این محلات را در شرایط طبیعی بطور اعم و در شرایط وقوع حوادث غیرمترقبه بطور اخص با بحران‌های جدی مواجه می‌سازد. محلاتی از این دست در گستره‌شهری بسیاری از شهرهای کشور رشد و گسترش یافته‌اند و مدیریت شهری ناگزیر از توجه به چنین محلاتی است. روستامحله مسگرآباد، از روستاهای بخش مرکزی شهر تهران از گذشته‌های دور بوده و سابقه طولانی ۳۰۰ ساله دارد این روستامحله به خاطر نزدیکی به شهر و ادغام در شهر تهران در سال‌های ۱۳۹۳ تا سال ۱۳۹۷ دچار فزونی جمعیت شده است اما این افزایش جمعیت نه به سبب رشد طبیعی، بلکه به علت تصمیم‌سازی‌های اداری- دولتی و گسترش بی‌رویه محدوده شهر بوده است که منجر به تولد نارس این روستامحله گردیده است، مواردی همچون؛ افزایش روزافزون جمعیت، رشد مشاغل رسمی و دولتی ، وجود کارگاه‌ها و واحدهای تجاری و تولیدی - صنعتی، این موضوع را با اهمیت می‌سازد که این روستامحله نیاز به افزایش ایمنی و تاب‌آوری

محلی در ابعاد مختلف اجتماعی، اقتصادی، نهادی و تاب‌آوری کالبدی در برابر حوادث و مخاطرات طبیعی و غیر طبیعی دارد، تا بتوان با ارتقای کیفیت زندگی، آسیب پذیری ساکنان روستامحله مسگرآباد را در مقابل این مخاطرات قبل و بعد از وقوع بحران ها و بلایای طبیعی کاهش دهد. در این راستا، پژوهش حاضر با هدف شناسایی عوامل موثر بر ایمنی و افزایش تاب‌آوری محلی در روستامحله مسگرآباد صورت گرفت و میزان تاثیر متغیرهای تاب‌آوری اجتماعی، تاب‌آوری اقتصادی، تاب‌آوری نهادی و تاب‌آوری کالبدی و همچنین فاکتور حس تعلق محله ای بر متغیر ایمنی و افزایش تاب‌آوری محلی مورد سنجش و اندازه گیری قرار گرفت. نتایج تحقیق نشان دادند؛ میزان تاب‌آوری و ایمنی محلی ساکنین روستا محله مسگر آباد پایین تر از حد متوسط بود و لازم است متولیان امر نسبت به افزایش این مؤلفه اقدام لازم انجام دهند، میزان تاب‌آوری اجتماعی نیز پایین تر از حد متوسط قرار داشت، همچنین میزان تاب‌آوری اقتصادی هم بسیار پایین تر از حد متوسط قرار داشت و لازم است نسبت به توانمندسازی اقتصادی ساکنین توجه جدی شود، تاب‌آوری نهادی و تاب‌آوری کالبدی محله هم در وضعیت مطلوب قرار نداشتف فلذا باید مدیریت شهری و محلی در این راستا پیشگام و پاسخگو باشد. با عنایت به این امر که میزان تعلق محله‌ای ساکنین پایین‌تر از حد متوسط بود اما به نظر می‌رسد میزان تعلق محله‌ای در آستانه‌ای قرار دارد که می‌توان با انجام برنامه‌هایی نسبت به افزایش آن اقدام نمود. نکته بسیار بارز نتایج تحقیق حاضر میزان سرمایه اجتماعی پاسخگویان بود که در واقع بالاترین میزان میانگین‌های سنجش شده‌بود که هم بالاتر از حدمتوسط قرار داشت و هم در برنامه‌ریزی‌های مدیریت‌شهری برای این محله بسیار مهم و مؤثر تلقی می‌شود. بر اساس تحلیل رگرسیون چندگانه چهارمولفه؛ تاب‌آوری اجتماعی، تاب‌آوری اقتصادی، تاب‌آوری نهادی و تاب‌آوری کالبدی تاثیر مثبتی بر ایمنی و افزایش تاب‌آوری محلی داشته‌اند، بنابراین نتایج تحقیق نشان‌دهنده تایید فرضیه‌های پژوهش است. بر اساس تحلیل رگرسیونی انجام گرفته متغیر حس تعلق محله‌ای بیشترین تاثیر را بر ایمنی و تاب‌آوری محلی داشته است. پس از آن متغیرهای؛ تاب‌آوری اجتماعی، تاب‌آوری اقتصادی، تاب‌آوری نهادی و تاب‌آوری کالبدی به ترتیب بیشترین تاثیر را بر روی متغیر ایمنی و تاب‌آوری محلی در مسگر آباد داشتند. در زمینه هم‌خوانی و ناهم‌خوانی نتایج تحقیق حاضر با نتایج تحقیقات پیشین می‌توان گفت یافته‌های پژوهش حاضرعمدتاً با نتایج پژوهش‌های پیشین که با هدف توانمندسازی اجتماعی و ارتقای مشارکت امدادی شهروندان، در جهت توسعه ظرفیت اجتماعی و ارتقای سرمایه‌اجتماعی برای دست یابی به تاب‌آوری محلی از جمله پژوهش طالب‌پور (۱۳۹۱) در ساوه در زمینه تأثیر سرمایه‌اجتماعی بر افزایش تاب‌آوری هم راستا بوده است، به نحوی که در پژوهش حاضر نیز مثل پژوهش مذکور بر تاثیرگذاری سرمایه‌اجتماعی به عنوان یکی از شاخص‌های تاب‌آوری اجتماعی تاکید شده‌است، به طوری که هر چه

وضعیت شاخص‌های سرمایه‌اجتماعی مناسب‌تر باشد تاثیر مثبتی بر تاب‌آوری اجتماعی داشته و در نهایت به ایمنی و افزایش تاب‌آوری محلی در مقابل حوادث طبیعی کمک می‌کند. همچنین نتایج بدست آمده از پژوهش حاضر با یافته‌های پژوهش زبردست و همکاران (۱۳۹۹) با عنوان تبیین ارتباط فرم شهری با تاب‌آوری در برابر سوانح در سطح محلات کلان‌شهر تهران و همچنین با نتایج مطالعات منوریان و همکاران (۱۳۹۷) هم‌راستا بوده‌است، به نحوی که در تحقیق حاضر نیز تأثیر تاب‌آوری اجتماعی و تاب‌آوری کالبدی بر تاب‌آوری محلی مورد تأیید قرار گرفت. علاوه بر این نتایج پژوهش حاضر با نتایج تحقیقی کویکلی و همکاران[1] (۲۰۱۸) با عنوان بیان یک دستور کار تاب‌آوری اجتماعی- اکولوژیکی برای طراحی شهری، هم‌راستا بوده است و لازم است در زمینه این موضوع که تهیه یک دستور کار تاب‌آوری در طراحی شهری برای هر سیستم اجتماعی- محیطی به صورت یکپارچه ضروری است و باعث تقویت پایداری شهری و انطباق و پاسخگویی بهتر با تغییرات می‌شود در این محله توجه جدی مبذول شود. علاوه بر موارد فوق یافته های پژوهش حاضر با پژوهشی که در اندونزی با عنوان مدیریت دانش و آمادگی در برابر بلایای طبیعی در شرق اندونزی، در سال ۲۰۱۸ و۲۰۱۹ صورت گرفت، در زمینه تاثیرگذاری دانش و آمادگی در برابر بلایا مانند برگزاری جلسات اجتماعی و ایجاد مشارکت‌های اجتماعی و عمل به دستورالعمل‌های منتشر شده توسط آژانس ملی مدیریت بلایا نسبت به افزایش تاب‌آوری در محله قبل از وقوع حوادث و در زمان وقوع هم راستا بوده‌است و بنابراین لازم است جلسات‌آموزشی مختلفی به منظور افزایش دانش ساکنین محله برگزار شود.

با عنایت به جمیع جهات و با توجه به نتایج تحقیق حاضر به منظور افزایش ضریب ایمنی محله‌ای و افزایش تاب‌آوری محلی در روستامحله مسگرآباد موارد زیر پیشنهاد می‌شوند:

الف. مشارکت دادن مردم در تصمیم‌گیری‌ها و برنامه‌ریزی ها مربوط به اداره امور محله توسط نهادها و سازمان‌ها و توجه به نیازهای محلی؛ نتایج مطالعات و یافته‌های تحقیقات گوناگون ثابت نموده‌اند؛ تصمیم‌گیری و تصمیم‌سازی محلی بدون توجه به اولویت‌های ساکنین راه به جایی نمی‌برند، بنابراین لازم است هرگونه سرمایه‌گذاری در این زمینه با مشارکت فعالانه ساکنین محله انجام شود، بدیهی است اقداماتی از این‌دست در افزایش توان محلی و افزایش ضریب تاب‌آوری محلی نقش به‌سزایی خواهد داشت و بعنوان سوپاپ اطمینان در مواقع وقوع بحران‌های مختلف عمل خواهد نمود.

1. Quigley *et al.*

ب. ارائه حمایت ها و تسهیلات از طرف بخش عمومی و بخش خصوصی به مردم به منظور بهسازی و نوسازی محله مسگر آباد؛ در این راستا لازم است با هدف سودآوری و افزایش ارزش ساخت‌وساز در محله مشوق هایی در زمینه نوسازی، تراکم تشویقی، تخفیفات نوسازی، مرمت بافت کالبدی محله و... مورد توجه جدی مدیریت محله واقع شود، در این زمینه پیشنهاد می شود دفتر تسهیلگری محلی به منظور ایجاد رغبت در بین ساکنین ایجاد شده و از طریق تسهیلگران آگاه‌سازی ساکنین انجام شود.

ج. افزایش حس تعلق محله‌ای ازطریق ایجاد دسترسی به امکانات و نیازهای اساسی در محله؛ با عنایت به میزان حس تعلق مکانی در بین پاسخگویان واضح و مبرهن است که با افزایش امکانات محله احساس تعلق به مکان نیز می‌تواند افزایش یابد و لازم است متولیان امر در این زمینه نیز اهتمام ورزند، یکی از پیشنهادات اساسی در این زمینه می‌تواند به حفظ و حراست از مکان‌خاطره‌ها مرتبط باشد و مدیریت محله می تواند از این مفهوم در افزایش حس تعلق مکانی استفاده نماید. مفهوم مکان‌خاطره را اولین بار پی‌یر نورا[1] مطرح نمود از این منظر مکان‌های خاطره جایی هستند که خاطره‌ها در آن شکل می‌گیرند و افراد بطور عینی و ذهنی نسبت به این مکان‌ها احساس تعلق پیدا می‌کنند، در روستا محله‌مسگرآباد می‌توان از این معنا و مفهوم در راستای جلوگیری از فراموشی محله توسط قدیمی‌ترها و همچنین ایجاد دلبستگی به مکان در بین جوانان و افراد تازه‌وارد به محله استفاده‌نمود.

د. توانمندسازی افراد ساکن در محله از طریق برگزاری کلاس ها و جلسات آموزشی به منظور کاهش آسیب‌های احتمالی در زمان وقوع حوادث یکی دیگر از مواردی است که لازم است به جد مورد توجه قرار گیرد؛ چرا که نتایج مطالعات مختلف نشان می‌دهد توانمندسازی افراد از طریق آموزش نقش به سزایی در کاهش مشکلات پس از بحران دارد و می‌تواند بخشی از مشکلات مدیریت بخش‌عمومی شهری را از یک سو، و مدیریت محلی محله را از سوی دیگر حل‌وفصل نماید. بدیهی است توانمندسازی ساکنین از منظر های مختلف در قالب برگزاری کلاس های آموزشی در جهت بهبود عملکرد مناسب در زمان وقوع حوادث و کاهش آسیب‌پذیری و بازگشت به وضعیت مطلوب قبل از حادثه به نحوی که جامعه دچار آسیب‌پذیری بیشتری در مقابل حوادث نشود، نیازمند عزم و توجه جدی از سوی متولیان دخیل در امر مدیریت محله و نهادهای بالادستی می‌باشد.

1. Pierre Nora

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 شده‌است.

منابع

ابدالی، یعقوب؛ پور احمد، احمد؛ امینی، میلاد و خندان، اسحاق. (۱۳۹۸). بررسی و مقایسه تاب‌آوری اجتماعات از پیش ایجاد شده و اجتماعات برنامه ریزی شده به منظور کاهش اثرات سوانح طبیعی(زلزله) مطالعه موردی: شهر نورآباد و مسکن مهر شهر نورآباد. *فصلنامه علمی- پژوهشی اطلاعات جغرافیایی*، ۲۸(۱۱۰)، ۱۴۷-۱۶۱.

اردلان، داریوش؛ داود پور، زهره و زیاری، کرامت اله. (۱۳۹۹). تحلیل ساختار تاب‌آوری نهادی برای گذار از مدیریت بحران به مدیریت شهری تاب‌آور در برابر زلزله (مطالعه موردی شهر قزوین). *فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات شهری*، ۳۶ (۳)، ۸۵-۶۹.

ا سلامی، عارفه و ابراهیمی دهکردی، امین. (۱۳۹۷). سنجش میزان تاب‌آوری اجتماعی در محلات غیررسمی (محله مورد بررسی : امت آباد آمل). *نشریه اختصاصی معماری و شهرسازی ایران*، ۱(۱)، ۹-۱.

افراخته، حسن و حجی پور، محمد. (۱۳۹۲).خزش شهری و پیامدهای آن در توسعه پایدار روستایی (مورد: روستاهای پیرامونی شهر بیرجند). *فصلنامه بین المللی انجمن جغرافیای ایران*، *۱۱*(۳۹)، ۱۸۵-۱۵۸.

ایزدی نجف‌آبادی، راضیه؛ خادم‌الحسینی، احمد؛ صابری، حمید و اذانی، مهری. (۱۳۹۹). تحلیل عوامل مؤثر بر افزایش تاب‌آوری اجتماعی شهرها (مطالعهٔ موردی: شهر نجف آباد). *فصلنامه جغرافیای اجتماعی شهری*، *۷*(۲)، ۱۱۲-۷۷.

ایسکانیوز. (۲۰۲۱، ۱۵ژانویه). مسگر آباد محله جدید شهر تهران شد.

آئینی، محمد. (۱۳۸۶). *موضوعات اقتصادی، مالی و مدیریتی در بهسازی بافت‌های فرسوده شهری*. تهران: مرکز تحقیقات ساختمان و مسکن.

زبردست، اسفندیار؛ عزیزی، محمد مهدی و باقرنژاد، الناز. (۱۳۹۹). تبیین ارتباط فرم شهری با تاب‌آوری در برابر سوانح در سطح محلات کلان شهر تهران. *نشریه مسکن و محیط روستا*، ۱۷۰، ۱۵-۹۹.

ساسان‌پور، فرزانه؛ آهنگری، نوید و حاجی‌نژاد، صادق. (۱۳۹۶). ارزیابی تاب‌آوری منطقه ۱۲ کلانشهر تهران در برابر مخاطرات طبیعی، *نشریه تحلیل فضایی مخاطرات محیطی*، ۴(۳)، ۸۵ - ۹۸ .

شیخ بیگلو، رعنا و اکبریان رونیزی، سعیدرضا. (۱۳۹۷). خزش شهری، الحاق روستا به شهر و تحلیل اثرات و پیامدها از دیدگاه ساکنان (مطالعه موردی: روستاهای الحاقی به کلان شهر شیراز). *فصلنامه پژوهش‌های جغرافیایی انسانی*، ۵۰(۳)، ۶۰۸-۵۹۱.

طالب‌پور، اکبر. (۱۳۹۱). ساماندهی ا سکان غیرر سمی ساوه. دومین همایش آ سیب های اجتماعی شهری شهرداری تهران.

غیاثوند، ابوالفضل؛ صداقت پر ست، الدار؛ غلامر ضا، سمیرا و ثنایی اقدم، محسن. (۱۳۹۲). درباره سیا ست‌های کلی اقتصاد مقاومتی: مروری بر ادبیات جهانی درباره تاب‌آوری ملی. گزارش مرکز پژوهش های مجلس شورای اسلامی، شماره مسلسل ۱۳۵۸۲.

فیروزنیا، قدیر؛ کاظمی، موسی؛ طاهری، سید مهدی و صادقی، اعظم. (۱۳۹۰). تاثیر ادغام روستا در شهر: نمونه موردی: (روستاهای ادغامی در شهر کاشان). *فصلنامه جغرافیا و توسعه*، ۹(۲۵)، ۹۶-۷۹.

منوریان، عباس؛ امیری، مجتبی و مهری کلی، سیمین. (۱۳۹۷). شناسایی مولفه‌های اثرگذار بر افزایش میزان تاب‌آوری اجتماعی محلات آ سیب‌پذیر و دارای بافت فر سوده در مواجهه با حوادث طبیعی (شهر موردی: تهران). *فصلنامه مطالعات مدیریت شهری*، ۳۴(۱۰)، ۶-۱۳.

مهرابی، مژگان. (تیر ۱۳۹۸). مسگر آباد پشت دیوار توسعه، همشهری آنلاین.

هاروی، دیوید. (۱۹۷۳). *عدالت اجتماعی و شهر*. ترجمه: فرخ حسامیان، محمدرضا حائری و بهروز منادی‌زاده، تهران: انتشارات شرکت پردازش و برنامه‌ریزی شهری.

References

Abdali, Y; Pourahmad, A; Amini, M; & Khandan, I. (2019). Investigating and comparing the resilience of pre-created and planned communities to reduce the impacts of natural disasters (earthquake) (Case study: Nourabad County and Maskan-e Mehr of Nourabad City). Scientific-Research Quarterly of Geographical Data (SEPEHR), 28(110), 147-161. (In Persian).

Afrakhteh, H. H; & Hajipour, M. (2013). Urban sprawl and its consequences in Sustainable Rural Development (Case Study: Birjand surrounding villages). *International Journal of Geographic Society*, *39*, 158-185. (In Persian).

Afrakhteh, H; (2012). Urban sprawl and its consequences in sustainable rural development (Case: Peripheral villages of Birjand city), *International Quarterly Journal of the Iranian Geographical Society*, 11(39).PP158-185. (Text in Persian).

Ardalan, D; Davoudpour, Z; & Ziari, K. (2020). Analysis of Institutional resilience structure for transition from crisis management to urban management resilience against earthquake (Case study: Qazvin city). Motaleate Shahri, 9(36), 69-84. (In Persian).

Arviansyah, R; & Nurmala, L. (2019). Studies related to knowledge management and preparedness for natural disasters. A field survey in East Lombok Indonesia.

Ayini, M. (2007). *Economic, financial and managerial issues in the improvement of worn-out urban structures.* Tehran: Building and Housing Research Center. (In Persian).

Cutter, S. L; Barnes, L; Berry, M; Burton, C; Evans, E; Tate, E; & Webb, J. (2008). A placebased model for understanding community resilience to natural disasters. *Global Environmental Change, 18*, 598–606.

Eslami, A; & Ebrahimi Dehkordi, A. (2017). Measuring the level of social resilience in informal neighborhoods (Investigated neighborhood: Ummabad Amol). *Iran's Special Journal of Architecture and Urban Planning*, 1(1), 1-9. (In Persian).

Firoznia, Q; Kazemi, M; Taheri, S.M; & Sadeghi, A. (2011). The effect of village Integration in the city: a case study: (Integrated villages in Kashan city). *Geography and Development*, *9*(25), 79-96. (In Persian).

Ghiathvand, A; Sedaghatparast, E; Gholamreza, S; & Sanai Aghdam, M. (2012). About the general policies of the resistance economy: A review of the global literature on national resilience. Report of the Majles Research Center, 13582. (In Persian).

Hallegatte, S. (2014). Economic resilience: definition and measurement. *World Bank Policy Research Working Paper*, (6852).

Holling, C. S. (1973). Resilience and stability of ecological systems. *Annual Review of Ecology and Systematics*, *4*(1), 1-23.

Hosseini, S; Barker, K; & Ramirez-Marquez, J. E. (2015). A review of definitions and measures of system resilience. *Reliability Engineering & System Safety*, *145*, 47-61.

Izadi Najaf Abadi, R; Khademolhoseiny, A; Saberi, H; & Azani, M. (2020). Analysis of factors affecting the increase of social resilience of cities (Case study: Najafabad city). *Journal of Urban Social Geography*, *7*(2), 97-112. (In Persian).

Keck, M; & Sakdapolrak, P. (2013). What is social resilience? Lessons learned and ways forward. *Erdkunde*, 5-19.

Krause, K. D. (2020). The Impact of Resilience on Health: Lessons Learned and Future Directions. *Behavioral Medicine*, *46*(3-4), 375-378.

Leire, L; Patricia, M; Raquel, G; & Josune, H. (2019). Defining the roadmap towards city resilience. *Technological Forecasting and Social Change*, *146*, 281-296.

Lu, P; & Stea, D. (2013). Understanding the notion of resilience in spatial planning: A case study of Rotterdam, The Netherlands. *Cities*, *35*, 200-212.

Lucini, B. (2013). *Disaster resilience from a sociological perspective: Exploring three Italian earthquakes as models for disaster resilience planning*. Springer Science & Business.

Mehrabi, M. (2018). MesgarAbad behind the development wall, Hamshahrinews online. (In Persian).

Mileti, D. (1999). *Disasters by design: A reassessment of natural hazards in the United States*. Joseph Henry Press, Washington.

Monavvarian, A; Amiry, M; & Mehrikoli, S. (2018). Identification of effective components on increasing the survival rate of vulnerable and elderly weaved municipalities in the event of natural disasters (Case Study: Tehran). *Urban Management Studies*, *10*(34), 13-26. (In Persian).

Norris, F. H; Stevens, S. P; Pfefferbaum, B; Wyche, K. F; & Pfefferbaum, R. L. (2008). Community resilience as a metaphor, theory, set of capacities, and strategy for disaster readiness. *American journal of community psychology*, *41*, 127-150.

Park, E. R; Luberto, C. M; Chad-Friedman, E; Traeger, L; Hall, D. L; Perez, G. K; & Lechner, S. C. (2021). A comprehensive resiliency framework: Theoretical model, treatment, and evaluation. *Global Advances in Health and Medicine*, *10*, 21649561211000306.

Quigley, M; Blair, N; & Davison, K. (2018). Articulating a social-ecological resilience agenda for urban design. *Journal of Urban Design*, *23*(4), 581-602.

Rose, A. (2004). Defining and measuring economic resilience to disasters. *Disaster Prevention and Management: An International Journal*, *13*(4), 307-314.

Sasanpour, F; Ahangari, N; & Hajinejad, S. (2017). Evaluation of the urban resilience against natural hazards in 12 region of Tehran Metropolis. *Journal of Spatial Analysis Environmental Hazards*, 4 (3), 85-98. (In Persian).

Shaykh-Baygloo, R; & Akbarian Ronizi, S. R. (2018). Urban sprawl, annexation of village to city, and analysis of effects and outcomes from the viewpoints of residents (case study: villages annexed to Shiraz metropolis). *Human Geography Research*, *50*(3), 591-608. (In Persian).

Talebpour, A. (2011). Organizing the informal settlement of Saveh. The second conference on Urban social problems of Tehran Municipality. (In Persian).

Zebardast, E. Azizi, M. M; Baghernejhad, E. (2020). Analyzing Relationship between Urban Form and Disaster Resilience at Tehran Metropolis Neighborhoods. *Journal of Housing and Rural Environment*, *39*(170), 15-28. (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 ۹، شماره ۳، شماره پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۲
صفحات ۱۹۲-۱۶۵

مقاله پژوهشی

اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر کیفیت محیط‌زیست با تأکید بر فرضیه پناهگاه آلودگی در کشورهای عضو اوپک [۱]

فاطمه آریان‌فر [۲]، زهرا میلا علمی [۳] و یوسف عیسی‌زاده روشن [۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۱/۲۷

چکیده

امروزه دانش و فناوری با زندگی بشر عجین شده است و انتظار براین است که پیشرفت تکنولوژی و میزان نقش‌آفرینی آن در زندگی روزمره بشر، موجب کاهش آلودگی شود. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) به عنوان یکی از عوامل محرک رشد اقتصادی، باعث تخریب محیط‌زیست در اکثر کشورهای میزبان شده است (فرضیه پناهگاه آلودگی). با توجه به اهمیت کیفیت محیط‌زیست و درهم‌آمیختگی زندگی بشر با فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)، این مطالعه جهت بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات و FDI بر انتشار دی‌اکسید کربن (CO2) به عنوان شاخصی برای کیفیت محیط‌زیست در کشورهای عضو اوپک طی دوره ۲۰۱۹ - ۲۰۰۸ با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته انجام گرفته است. نتایج برآورد بیانگر وجود رابطه U بین فناوری اطلاعات و ارتباطات و انتشار دی‌اکسید کربن است. هم‌چنین تاییدی بر فرضیه آلودگی زیست محیطی سرمایه‌گذاری خارجی برای کشورهای میزبان است. با توجه به شکل‌گیری دهکده جهانی، انتظار براین است که دولت‌ها به عنوان حامی سلامت جامعه، با اعمال قوانین مدافع تولید پاک و نظارت دقیق برآن، سرمایه‌گذاری خارجی را به سمت استفاده از انرژی پاک و دوستدار محیط زیست هدایت کنند.

واژگان کلیدی: فناوری اطلاعات و ارتباطات، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، انتشار CO2، اوپک، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته.

طبقه‌بندی موضوعی: *C23, O32, Q43, Q51*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2023.42848.1347
۲. کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران، ساری، ایران. (fatemeh.s.arianfar@gmail.com).
۳. استاد، دانشگاه مازندران، ساری، ایران. (نویسنده مسئول). (z.elmi@umz.ac.ir).
۴. استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشگاه مازندران، ساری، ایران. (y.eisazadeh@umz.ac.ir).

مقدمه[1]

عصر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) از اوایل دهه ۱۹۹۰ آغاز شد و به تدریج زندگی بشر را دستخوش تغییرات اساسی قرار داد. فناوری اطلاعات و ارتباطات به عنوان ابزاری جدید با امکان تغییر در آینده با تأثیرگذاری بر فعالیت‌های اقتصادی مانند تجارت و سرمایه‌گذاری خارجی، نزدیک‌تر کردن فرهنگ‌ها و جوامع، و حذف مرزهای جغرافیایی ظاهر شد (احمد و لی،[2] ۲۰۲۱). اگرچه تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات به پیشرفت اقتصادی کشور محدود نمی‌شود، اما انقلاب فناوری و توسعه زیرساخت‌های عظیم در بخش اطلاعات و فناوری می‌تواند بر پایداری زیست محیطی از نظر استفاده، هزینه و اثرات جایگزینی تأثیر بگذارد. در درجه اول، توسعه زیرساخت‌ها در فناوری اطلاعات و ارتباطات، ماشین‌ها و انواع تجهیزات مختلف را در بر می‌گیرد، که مصرف انرژی را در طول عملکرد خود تشویق می‌کند و منجر به افزایش انتشار CO2 می‌شود (چن و همکاران[3]، ۲۰۱۹). نصب، توزیع و تولید و توسعه ICT مواد زائد و سمومی را منتشر می‌کند که تخریب محیط‌زیست را افزایش می‌دهد (پارک و همکاران[4]، ۲۰۱۸).

امروزه یکی از تهدیدهای مهم جهان تغییرات آب و هوایی اقلیم است. افزایش دمای کره زمین، تغییر در الگوهای بارش، از بین رفتن یخ دریا و کوچک شدن یخچال‌های طبیعی، تهدید قریب الوقوعی را برای جهان به تصویر می‌کشد. بر اساس گزارش سازگاری و تاب‌آوری با تغییرات اقلیمی بانک جهانی[5] در سال ۲۰۱۹، تغییرات آب و هوایی یا به عبارتی تغییرات اقلیم۳۲۰ میلیارد دلار ضرر به دنیا وارد کرد که بیشترین خسارت آن برای کشورهای با درآمد پایین و متوسط ثبت گردید. این گزارش هم‌چنین پیش بینی می‌کند که تغییرات اقلیمی بیش از ۱۰۰ میلیون نفر را تا سال ۲۰۳۰ به فقر سوق خواهد داد. علاوه بر این، تغییرات آب و هوایی باعث خواهد شد که بیش از ۱۴۳ میلیون نفر تا سال ۲۰۵۰ مهاجر آب و هوا شوند. در نهایت، این گزارش بر نیاز به کاهش انتشار کربن در جهان به عنوان عامل مهم این تغییرات اقلیمی تأکید دارد. با این حال، انتشار دی اکسید کربن در سطح جهان در حال افزایش است. به عنوان مثال، با توجه به بانک داده‌های شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) انتشار CO2 جهانی از ۹,۵ میلیون تن متریک در سال ۱۹۶۰ به ۳۴ میلیون متریک تن در سال ۲۰۱۸ افزایش یافت.

فناوری اطلاعات و ارتباطات، یکی از عوامل مهم در متحول نمودن حیات انسان طی دهه‌های اخیر بوده است و تقریباً نمی‌توان بخشی از زندگی امروز بشر (به صورت مستقیم یا غیرمستقیم) را یافت که از قابلیت‌های این فناوری بهره‌مند نشده باشد. بخش قابل توجهی از رشد و توسعه اقتصادی کشورها بـه ویژه کشورهای توسعه‌یافته طی دهه اخیر در سایه استفاده مطلوب از قابلیت‌های این فناوری و فرصت‌های ایجاد

---

۱. این مقاله بر گرفته از پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه مازندران با عنوان " نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات بر کیفیت محیط زیست کشورهای عضو اوپک" به راهنمایی دکتر زهرا میلا علمی است.

2. Ahmed & Le
3. Chen *et al.*
4. Park *et al.*
5. http://documents1.worldbank.org

شده از آن حاصل شده است (پروین شعار گنگچین، ۱۳۹۳). فناوری اطلاعات و ارتباطات در محیط اجتماعی و کسب و کار امروزی ضروری است. کاهش سریع هزینه ICT سرمایه‌گذاری عظیم بر روی ICT را تسهیل کرده، بازسازی اقتصادی را القا کرده و بخشی از زندگی روزمره ما شده است. فناوری اطلاعات و ارتباطات توانسته رشد اقتصادی، آموزش، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی، حکمرانی خوب، تجارت و مصرف انرژی را تسهیل کند. علیرغم این تسهیلات، اثرات زیست‌محیطی ICT در مطالعات مورد توجه دانشگاهیان و سیاست‌گذاران شتاب بیشتری یافته است (آپیا اوتو و همکاران[1]،۲۰۲۲).

طبق مطالعه هیگون و همکاران[2]، (۲۰۱۷) فناوری اطلاعات و ارتباطات می‌تواند سه اثر اصلی بر محیط زیست داشته باشد. (الف) اثر جایگزینی[3]، (ب) اثر استفاده[4]، و (ج) اثر هزینه[5]. اثر جایگزینی استدلال می‌کند که ICT ها کیفیت محیطی را بهبود می‌بخشد. بنابراین، فناوری اطلاعات و ارتباطات، ایمیل‌ها، کتاب‌های الکترونیکی، سیستم‌های حمل و نقل هوشمند، سیستم‌های اقتصادی اشتراک‌گذاری (ماشین‌های مشترک، دوچرخه و پاوربانک)، دوربین‌های کنترل ترافیک، شهرهای هوشمند، دولت الکترونیک، تجارت الکترونیک، آموزش آنلاین را هدایت کرده‌اند، در نتیجه مصرف انرژی و انتشار CO2 را کاهش می‌دهند. برعکس، فناوری اطلاعات و ارتباطات از طریق اثر استفاده و اثر هزینه، محیط را آلوده می‌کنند. مصرف انرژی از طریق تولید، پردازش، توزیع و تثبیت ابزارهای فناوری اطلاعات و ارتباطات افزایش می‌یابد که به معنای افزایش انتشار CO2 است. هم‌چنین، مصرف سریع فناوری اطلاعات و ارتباطات، قیمت کالاها و خدمات را کاهش می‌دهد و در نتیجه تقاضای محصول، مصرف انرژی و انتشار CO2 را افزایش می‌دهد. با توجه به این نظریه‌های متضاد در مورد تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر کیفیت محیطی، ادبیات انتشارات فناوری اطلاعات و ارتباطات نیز یافته‌های ناهمگنی را ایجاد کرده است. به عنوان مثال، برخی از محققان معتقدند که فناوری اطلاعات و ارتباطات، کیفیت محیطی را بهبود می‌بخشد، در حالی که برخی دیگر اظهار می‌دارند که فناوری اطلاعات و ارتباطات، محیط‌زیست را تخریب می‌کند. این یافته‌های متناقض می‌تواند نشان دهد که تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر انتشار CO2 می‌تواند به کیفیت ICT بستگی دارد.

به‌طور خلاصه، بهره‌گیری از قابلیت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات در عرصه‌های مختلف بدون شک تبعات قابل توجهی (مثبت یا منفی) در حوزه محیط‌زیست نیز از خود به جای گذاشته و می‌گذارد و این موضوع با توجه به نقش و اهمیت محیط‌زیست، به ویژه طی دهه‌های اخیر می‌تواند به صورت خاص مورد توجه قرار گیرد. بنابراین، به نظر می‌رسد مطالعه و بررسی تبعات به کارگیری فناوری اطلاعات و ارتباطات بر محیط‌زیست در کشورهای مختلف با سطوح توسعه‌یافتگی متفاوت، می‌تواند دستاوردهای جدیدی را به ویژه برای سیاست‌گذاران به همراه داشته باشد.

1. Appiah-Otoo *et al.*
2. Higón *et al*.
3. Substitution Effect
4. Use Effect
5. Cost Effect

از دیگر عوامل مهم مؤثر بر آلودگی محیط‌زیست، سرمایه‌گذاری خارجی است. با شتاب جهانی شدن اقتصاد، جریان سرمایه بین‌المللی، به‌ویژه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی(FDI) بیشتر شده است. اما نحوه اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر کیفیت زیست‌محیطی به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه مبهم است.

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان یکی از مهمترین فعالیت‌های اقتصاد بین‌المللی، نقش حیاتی در توسعه اقتصادی و زیست محیطی ایفا کرده است که همواره موضوع داغ مطالعات قبلی بوده است. افزایش ورودی FDI ممکن است با تغییرات آب و هوایی جهانی مرتبط باشد. از این‌رو، برخی از مطالعات پیشین به بررسی تأثیرات ورودی FDI بر انتشار کربن توجه کرده‌اند. با این حال، بسیاری از مطالعات موجود، ارتباط متناقضی بین جریان ورودی FDI و آلودگی محیط‌زیست را ادعا کرده‌اند. از یک طرف، همانطور که فرضیه پناهگاه آلودگی نشان می‌دهد، جریان‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ممکن است تخریب محیط‌زیست را تشدید کند. این فرضیه بیان می‌کند که شرکت‌ها در صنایع فشرده آلاینده به احتمال زیاد در کشورها یا مناطقی با استانداردهای زیست‌محیطی نسبتاً پایین مستقر هستند که ممکن است منجر به سطوح بیش از حد یا کمتر از حد مطلوب آلودگی شود. چندین مطالعه شواهدی را برای حمایت از اثر پناهگاه آلودگی ارائه می‌کنند و دریافتند که جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باعث تشدید انتشار کربن می‌شود (کول[1]، ۲۰۰۴ ؛کول و همکاران[2]، ۲۰۱۱؛ رحمان و همکاران[3]، ۲۰۱۹). استرن[4](۲۰۰۰) معتقد است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به علت اثرگذاری بر رشد اقتصادی می‌تواند بر کیفیت زیست‌محیطی اثر بگذارد. آنها با تأکید بر فرضیه زیست محیطی کوزنتس که بیانگر رابطه U معکوس بین رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی است، استدلال می‌کنند کشورهای در حال توسعه که هنوز در نیمه چپ این منحنی قرار دارند، با افزایش میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی که به رشد اقتصادی آنها کمک می‌کند، وضعیت زیست محیطی خود را بدتر می‌کنند. برخی دیگر از محققان به استناد فرضیه پناهگاه آلودگی نتیجه می‌گیرند که ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشورهای در حال توسعه منجر به افزایش آلودگی و تخریب محیط‌زیست می‌شود. زیرا کشورهای توسعه‌یافته، به ویژه آنها که در صنایع آلاینده فعالیت دارند، عمدتاً تمایل دارند این نوع از صنایع را به کشورهایی گسیل دارند که استانداردهای زیست محیطی ضعیف‌تری در آنها برقرار است. نتیجه این نوع سرمایه‌گذاری افزایش آلودگی زیست محیطی در کشور میزبان است (به نقل از فهیمی فرد، ۱۳۹۹).

از سوی دیگر، جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند با انتقال فناوری‌های نوآورانه، ارتقای توسعه مالی و بهبود مدیریت به کشورهای میزبان خود کمک کند (نایر-ریچرت و واینهولد[5]، ۲۰۰۱؛ بوز و

1. Cole
2. Cole *et al.*
3. Rahman *et al.*
4. Stern
5. Nair-Reichert & Weinhold

کوهلی[1]، ۲۰۱۸). در واقع به شرکت‌ها اجازه می‌دهد محصولات و فناوری‌های سازگار با محیط‌زیست را اتخاذ کنند، در نتیجه به کاهش انتشار کربن و افزایش کیفیت محیطی کمک کنند (زنگ و ایستین[2]،۲۰۱۲). علاوه بر این، مطالعاتی نیز نشان می‌دهند که یک رابطه غیرخطی بین ورودی FDI و انتشار کربن وجود دارد (شهباز و همکاران[3]، ۲۰۱۵؛ الشوبیری و الهداد[4]، ۲۰۱۹). جریان ورودی FDI ممکن است در ابتدا انتشار کربن را افزایش دهد، اما پس از یک نقطه آستانه، افزایش ورودی FDI باعث کاهش انتشار کربن خواهد شد.

بنابراین با توجه به دیدگاه‌های متفاوت درخصوص تأثیر ICT و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر عملکرد زیست محیطی کشورهای در حال توسعه، در این مطالعه ضمن آزمون فرضیه U معکوس بین ICT و انتشار آلودگی، به فرضیه پناهگاه آلودگی در کشورهای منتخب اوپک (براساس حداکثر داده) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته پرداخته می‌شود. برای این منظور در بخش دوم مطالعه، ادبیات موضوع و پیشینه تحقیقات مرتبط با موضوع تحقیق ارائه می‌گردد. در بخش سوم ضمن ارائه الگوی تحقیق، توصیف داده‌ها ارائه می‌شود. سپس نتایج تخمین الگو به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تفسیر می‌گردد. پایان بخش این مقاله جمع‌بندی و ارائه پیشنهاد است.

ادبیات نظری تحقیق

دی‌اکسیدکربن رایج‌ترین گاز گلخانه‌ای است و حدود ۷۶ درصد از گازهای گلخانه‌ای را تشکیل می‌دهد. بزرگ‌ترین گاز گلخانه‌ای بعدی متان است و پس از آن اکسیدهای نیتروژن و گازهای فلوئوردار آزاد شده توسط فرآیندهای صنعتی قرار دارند. بیشتر دی‌اکسیدکربن (۹۰ درصد)، از سوزاندن سوخت‌های فسیلی، یعنی زغال سنگ، نفت و گاز طبیعی به دست می‌آید. نیروگاه‌های زغال سنگ و گاز طبیعی برق تولید می‌کنند. محصولات مبتنی بر نفت مانند بنزین، سوخت دیزل و سوخت هوانوردی بیشترین انرژی مورد استفاده در حمل و نقل را تأمین می‌کنند. صنعت هم‌چنین از سوخت فسیلی برای تولید برق و گرمای مورد نیاز فرآیندهای صنعتی استفاده می‌کند. ساختمان‌های مسکونی و تجاری از برق برای تهویه مطبوع و روشنایی و از نفت و گاز طبیعی برای گرمایش استفاده می‌کنند. تغییرات کاربری زمین و تخریب جنگل‌ها برای پاکسازی زمین برای محصولات کشاورزی و حیوانات، منبع دیگری از دی‌اکسیدکربن است. درختان و سایر مواد گیاهی دی‌اکسید کربن را به عنوان بخشی از فتوسنتز جذب می‌کنند و به‌طور طبیعی دی‌اکسیدکربن را از جو حذف می‌کنند. هنگامی که جنگل‌ها نابود می‌شوند، باید دی‌اکسیدکربن بیشتری در جو باقی بماند یا توسط اقیانوس‌ها جذب شود.

1. Bose & Kohli
2. Zeng & Eastin
3. Shahbaz *et al.*
4. Alshubiri & Elheddad

از شروع قرن جدید، رابطه بین عوامل اقتصادی و عوامل غیراقتصادی با انتشار دی اکسیدکربن به طور چشمگیری مورد تجزیه و تحلیل تجربی قرار گرفته است. از دیدگاه عوامل اقتصادی، عوامل موثر بر انتشار CO2 عبارتند از رشد اقتصادی، توسعه مالی، جهانی شدن، سرمایه‌گذاری خارجی و غیره. از دیدگاه عوامل غیراقتصادی، عواملی که بر انتشار CO2 تأثیر می‌گذارند عبارتند از انرژی، گردشگری، فناوری اطلاعات و ارتباطات و غیره (چی و منگ[1]، ۲۰۲۳).

فناوری اطلاعات و ارتباطات یکی از عوامل مهم غیراقتصادی موثر بر محیط‌زیست است. تأثیر ICT بر محیط زیست بحث برانگیز است. زوال محیط ناشی از ICT عمدتاً در سه جنبه منعکس شده است. اول، کاربرد ICT مانند تلفن‌های همراه، مراکز داده و شبکه‌های هوشمند، نیاز به انرژی زیادی دارد. دوم، تولید زباله‌های الکترونیکی است و سوم، ICT می‌تواند بهره‌وری عوامل اقتصادی را افزایش دهد، رشد اقتصادی را ترویج کند، انرژی زیادی مصرف کند و به این ترتیب محیط‌زیست را تخریب کند. هرچند برخی از محققان بر این باورند که ICT ممکن است محیط زیست را بهبود ببخشد، مانند معرفی فناوری صرفه‌جویی در انرژی و کاهش انتشار، و شبکه‌های سبز (لنرفورس و همکاران[2]، ۲۰۱۵؛ دنیش[3]، ۲۰۱۹).

ادبیات موجود در مورد اثرات زیست محیطی ICT از یافته‌های ترکیبی تشکیل شده است. اکثر این مطالعات رابطه مستقیم بین ICT و CO2 را بررسی می‌کنند. یافته‌ها به منطقه و سطح درآمد کشورها بستگی دارد. تخمین‌ها نشان می‌دهد که رابطه می‌تواند به طور یکنواخت افزایشی، یکنواخت کاهشی یا غیرخطی باشد (آووم و همکاران[4]، ۲۰۲۰؛ گودیل و همکاران[5]، ۲۰۲۰؛ فیصل و همکاران ،[6]۲۰۲۰).

فناوری اطلاعات و ارتباطات اثرات مستقیم و غیرمستقیم بر محیط‌زیست دارد. اثرات زیست‌محیطی مستقیم ICT شامل منابع مورد استفاده و انتشارات ناشی از تولید، استفاده و دفع سخت افزار ICT است. اثرات غیرمستقیم محیطی فناوری اطلاعات و ارتباطات، تغییرات ناشی از فناوری اطلاعات و ارتباطات در الگوهای مصرف و تولید، هم‌چنین در حوزه‌هایی غیر از فناوری اطلاعات و ارتباطات و پیامدهای زیست‌محیطی این تغییرات است (پوری و هیلتی[7]، ۲۰۱۸؛ هیلتی و ایبیشر[8]، ۲۰۱۵). مطالعاتی که اثرات غیرمستقیم را ارزیابی می‌کنند اغلب به این نتیجه می‌رسند کهICT از منظر زیست محیطی مطلوب هستند (مانند کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای (GHG) و در مجموع به وضوح بزرگتر از اثرات مستقیم آن هستند (بیزر و هیلتی[9]، ۲۰۱۸؛ پاملین و سومولانی[10]،۲۰۰۷).

1. Chi & Meng
2. Lennerfors *et al.*
3. Danish
4. Avom *et al.*
5. Godil *et al.*
6. Faisal *et al.*
7. Pouri & Hilty
8. Hilty & Aebischer
9. Bieser & Hilty
10. Pamlin & Szomolányi

افزایش تقاضای انرژی دستگاه‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) توجه محققان و سیاست‌گذاران را به خود جلب کرده است. با توجه به اینکه دستگاه‌های ICT تقریباً در تمام بخش‌های اقتصاد استفاده می‌شوند، هر تلاشی برای کاهش تغییرات آب و هوایی باید ردپای کربن بخش ICT را در نظر بگیرد.

انتشار از بخش ICT اثرات مستقیم و انتشار از بخش‌های دیگر با استفاده از ICT اثرات غیرمستقیم هستند. اثرات غیرمستقیم فناوری اطلاعات و ارتباطات، الگوهای تولید و مصرف را در حوزه‌هایی غیر از فناوری اطلاعات و ارتباطات تغییر می‌دهد و پیامدهای زیست‌محیطی ناشی از آن را نشان می‌دهد (همان منبع).

اثرات مستقیم ICT بر محیط‌زیست و هم‌چنین اثرات غیرمستقیم از طریق تعامل با انرژی‌های تجدیدپذیر، نوآوری، تجارت و توسعه‌مالی توسط هالدار و ستی[1]، (۲۰۲۲) برای ۱۶ کشور نوظهور از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۸ بررسی شد. طبق این مطالعه، افزایش استفاده از اینترنت، مصرف انرژی تجدیدپذیر و تجارت، انتشار CO2 را کاهش می‌دهد، در حالی که افزایش مصرف انرژی تجدید ناپذیر، انتشار CO2 را افزایش می‌دهد. تعامل بین نوآوری و استفاده از اینترنت به طور مشترک انتشار CO2 را کاهش می‌دهد. به طور مشابه، انرژی‌های تجدیدپذیر، نوآوری، تجارت و توسعه مالی انتشار CO2 ناشی از افزایش استفاده از موبایل را کاهش می‌دهند. فرضیه EKC برای استفاده از اینترنت و موبایل وجود دارد.

سرمایه‌گذاری خارجی یکی از عوامل اقتصادی مهم موثر بر زیست بوم کشورهای مقصد سرمایه‌گذاری باشد. طبق شهباز و همکاران،[2] (۲۰۱۸) جهانی شدن باعث کاهش انتشار کربن برای کشورهای توسعه‌یافته و افزایش انتشار کربن برای کشورهای نوظهور خواهد شد. این امر ممکن است مربوط به کاربرد فناوری سبز باشد. طبق نتایج این بررسی اکثر کشورها سعی می‌کنند صنعتی شدن خود را با جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و با تکیه بر تجارت خارجی، مصرف منابع انرژی سنتی به حد افراطی برای ترویج رشد سریع اقتصادی انجام دهند. این اقدامات به ناچار کیفیت زیست محیطی کل کشور را تحت تاثیر قرار داده و منجر به تخریب محیط‌زیست می‌شود. تاثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر انتشار کربن در کشورهای توسعه‌یافته یا کشورهای در حال‌توسعه مشابه تحقیقات در مورد تأثیر ICT بر انتشار کربن است.

از نظر تئوری، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) بر محیط‌زیست می‌تواند دو اثر احتمالی داشته باشد. این اثر می‌تواند منفی باشد، به این معنا که افزایش جریان ورودی FDI می‌تواند منجر به افزایش انتشار گازهای گلخانه ای شود. این مطابق با پناهگاه آلودگی[3] (PHH) است که استدلال می‌کند که تولید "کثیف" می‌تواند همراه با سرمایه خارجی به ویژه در کشورهای در حال توسعه باشد. دو دلیل اصلی در رابطه با PHH وجود دارد. اول، رقابت شدید بین کشورهای در حال توسعه برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ممکن است منجر به کاهش استانداردهای زیست‌محیطی برای شرکت‌های خارجی شود، بنابراین شرکت‌های کشورهای توسعه‌یافته را تشویق

1. Haldar & Sethi
2. Shahbaz *et al.*
3 .Pollution Haven Hypothesis (PHH)

می‌کند تا تولیدات خود را با آلودگی شدید به کشورهای در حال توسعه منتقل کنند (گلوب و همکاران[1]،۲۰۱۱). دوم، افزایش هزینه‌های کاهش آلودگی در بخش‌های خاص در کشورهای توسعه‌یافته، فعالیت‌های افزایش آلودگی را در کشورهای توسعه‌یافته پرهزینه می‌کند (اسکلند و هریسون[2]، ۲۰۰۳). به عنوان مثال، اسکلند و هریسون به مواردی اشاره می‌کنند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی آمریکا به سمت صنایعی که با هزینه‌های کاهش آلودگی بالایی در داخل مواجه هستند، منحرف شده است.

برخلاف نظریه پناهگاه آلودگی، تأثیر FDI بر محیط زیست می‌تواند مثبت باشد. به این ترتیب، افزایش FDI منجر به کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای می‌شود. که در تئوری، به عنوان فرضیه هاله آلودگی شناخته می‌شود. اثر هاله با این فرض است که شرکت‌های خارجی از نظر انرژی کارآمدتر هستند و در مقایسه با شرکت‌های داخلی از فرآیندهای تولید پاک‌تری استفاده می‌کنند. حتی اگر FDI از تمیزترین فناوری استفاده نکند، احتمال استفاده از ف

ناوری پاک‌تر از فناوری‌های موجود توسط شرکت‌های داخلی در کشورهای در حال توسعه بیشتر است. علاوه بر این، از طریق سرریزهای فناوری، این احتمال وجود دارد که شرکت‌های خارجی فناوری‌های سبز خود را به شرکت‌های محلی منتقل کنند و در نتیجه منجر به کاهش کلی در انتشار گازهای گلخانه‌ای شوند. از طریق FDI ، این امکان وجود دارد که فناوری‌ها و شیوه‌های دوستدار محیط‌زیست یا سبز به کشورهای در حال توسعه منتقل شوند (گلوب و همکاران، ۲۰۱۱). از نظر تجربی، این فرضیه در بسیاری از مطالعات پشتیبانی شده است. به عنوان مثال اسکلند و هریسون، (۲۰۰۳) دریافتند که سرمایه‌گذاری خارجی ایالات‌متحده در کشورهای در حال توسعه از نظر انرژی کارآمدتر است و در مقایسه با همتایان محلی خود به طور قابل توجهی از انرژی پاک استفاده می‌کند.

مروری بر ادبیات پژوهش از دیدگاه تجربی

پژوهش‌های داخلی

سعدی‌پور، (۱۳۹۰) در پایان‌نامه خود، اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر میزان انتشار CO2 را برای ۲۶ کشور در حال‌توسعه و ۲۶ کشور منتخب OECD با استفاده از مدل منحنی زیست محیطی کوزنتس و روش داده‌های تابلویی و طی دوره زمانی ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۸ بررسی کرده است. براساس نتایج این تحقیق، تولید ناخالص داخلی سرانه و تعداد خطوط تلفن ثابت در هر دو گروه از کشورها اثر مثبت و معناداری بر انتشار CO2 داشته است، اما اثر درجه باز بودن اقتصاد بر انتشار CO2 در کشورهای OECD منفی ولی در کشورهای در حال توسعه مثبت و معنی‌دار است.

فلاحی و همکاران، (۱۳۹۱) به بررسی اثرات تکنولوژی ارتباطات و اطلاعات برکیفیت محیط‌زیست ایران با استفاده از روش هم انباشتگی ARDL در دوره زمانی ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۸ پرداخته‌اند. نتایج به دست

1. Golub *et al.*
2. Eskeland & Harrison

آمده نشان‌دهنده تأثیر مثبت خطوط تلفن ثابت و همراه و هم‌چنین مخارج دولت در حوزه ICT برکیفیت محیط زیست است، در حالی که با افزایش کاربران اینترنت، کیفیت محیط زیست کاهش می‌یابد.

علوی‌پور و همکاران، (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای به بررسی آماری استفاده کشورها از فناوری اینترنت در موارد مختلف پرداختند و سپس با روش تجزیه و تحلیل نقاط قوت و ضعف، فرصت‌ها، تهدیدها، آثار این فناوری بر توسعه‌ی پایدار محیط‌زیست را بررسی کردند. نتایج نشان داد که این آثار هم به صورت مثبت و هم به صورت منفی وجود دارند. به عنوان مثال امکان پایش محیط‌زیست، ایجاد سیستم‌های شبکه‌ای هوشمند، امکان دانلود دیجیتال جهت کاهش کالای فیزیکی سنتی و تغییرات سبک زندگی (مصرف‌گرایی سبز) از آثار مثبت است و مصرف بالای انرژی تجهیزات هاستینگ فناوری ارتباطات و اطلاعات مراکز داده، پسماندهای الکترونیک، انتشار امواج مضر از آثار منفی استفاده از فاوا در روند توسعه‌ی پایدار است. به طور کلی استفاده درست از فناوری اطلاعات و ارتباطات باعث ارتقای ظرفیت مدیریت و برنامه‌ریزی محیط زیست، مدیریت بحران‌های طبیعی، افزایش بهره‌وری انرژی در مقیاس جهانی و ظهور « اقتصادسبز» به عنوان یک موتور جدید رشد اقتصاد در سراسر جهان می‌شود.

مرادحاصل و مزینی، (۱۳۹۲) به بررسی اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر کیفیت محیط‌زیست به تفکیک در دو گروه از کشورهای توسعه‌یافته و در حال‌توسعه (از جمله ایران) برای دوره زمانی ۲۰۰۵ - ۱۹۹۰ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداختند. نتایج حکایت از آن دارد که هم‌زمان با افزایش شدت آلودگی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی، فناوری اطلاعات و ارتباطات توانسته در کشورهای توسعه یافته روند فزاینده انباشت آلودگی را تعدیل نماید و از این مجرا کیفیت محیط‌زیست بهبود یابد. اما این موضوع در کشورهای در حال‌توسعه چندان محسوس نیست. به نظر می‌رسد، تفاوت موجود میان کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه در زمینه نهادینه شدن استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات در این رابطه نقش به‌سزایی ایفا می‌نماید.

قاسمی‌نژاد، (۱۳۹۵) در پایان‌نامه خود اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر انتشار دی‌اکسیدکربن را در کشورهای منتخب (نمونه‌ای متشکل از ۳۰ کشور در حال‌توسعه و ۱۹ کشور توسعه‌یافته) در فاصله سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ با استفاده از مدل IPAT[1] بررسی کرده است. نتایج مطالعه حاکی از یک رابطه بلندمدت بین انتشار دی‌اکسیدکربن و متغیرهای مستقل بوده و اینکه اثر فناوری اطلاعات بر انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای توسعه‌یافته منفی و در حال‌توسعه مثبت است.

بایرامی اصل تکانلو، (۱۳۹۶) در پایان‌نامه خود به مقایسه تاثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر آلودگی محیط‌زیست در کشورهای D8 و G7 با استفاده از داده‌های پانل و با بهره‌گیری از منحنی زیست‌محیطی کوزنتس طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۵ پرداخته است. طبق نتایج بدست آمده رشد اقتصادی و گسترش فناوری اطلاعات و ارتباطات در کشورهای گروه G7 باعث کاهش آلودگی و در کشورهای گروه D8 باعث افزایش آلودگی می‌شود.

1. That relates environmental impact (I), population (P), affluence (A), and technology (T).

جعفری پرویزخانلو و همکاران، (۱۴۰۰) به بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات و رشد اقتصادی بر انتشار دی اکسید کربن در کشورهای حوزه خلیج فارس در طول دوره زمانی ۲۰۱۵ -۲۰۰۰ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداختند. بر اساس نتایج، فناوری اطلاعات و ارتباطات تاثیر مستقیم و مجذور آن تاثیر منفی بر انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای حوزه خلیج فارس داشته است.

در مطالعه مشایخی و همکاران، (۱۴۰۰) تاثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر بهره‌وری سبز در ایران با استفاده از آزمون همجمعی جوهانسون- جوسیلوس در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۹ مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌ها نشان‌دهنده تاثیر مثبت شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات و تاثیر منفی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر شاخص بهره‌وری سبز در ایران بوده است. هم‌چنین الگوی تصحیح خطای برداری نشان‌دهنده کندی روند تعدیل از عدم تعادل به سمت تعادل است.

هاشمی‌دیزج و همکاران، (۱۴۰۱) تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در انرژی‌های تجدیدپذیر و ناپذیر را بر تخریب محیط زیست با بررسی فرضیه پناهگاه آلودگی در کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی در طی سال‌های ۱۹۹۰-۲۰۱۹ بررسی نمودند. به این منظور از آزمون ARDL PMG برای بدست آوردن روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای پژوهش و همچنین آزمون علیت گرنجر برای بررسی رابطه علیت بین متغیرها استفاده نمودند. بر اساس نتایج این مطالعه، افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بخش انرژی‌های تجدیدناپذیر و رشد اقتصادی همراه با میزان تحصیلات و اندازه جمعیت، از فرضیه پناهگاه آلودگی حمایت می‌کند اما سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بخش انرژی‌های تجدیدپذیر در کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی فرضیه هاله آلودگی را رد می‌کند.

پژوهش‌های خارجی

مطالعه‌ای با عنوان منحنی کوزنتس زیست محیطی اصلاح شده برای ارزیابی توسعه پایدار توسط کوستانتینی و مارتینی[1]، (۲۰۰۶) با استفاده از داده‌های تابلویی برای طیف گسترده‌ای از کشورها (از جمله کشورهای توسعه یافته و درحال‌توسعه) انجام گردید. در این مطالعه اثر تعداد خطوط اینترنت، تلفن ثابت و همراه به ازای هر ۱۰۰۰ نفر را بر انتشار آلاینده‌های مختلف مورد بررسی قرار داده‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که شاخص‌های ICT تأثیر مثبت بر انتشار آلاینده‌های مختلف از جمله CO2 داشته است.

در پژوهشی یی و توماس[2]، (۲۰۰۷) به بررسی کلیه تحقیقات انجام شده در دسترس (شامل مقاله، پروژه تحقیقاتی، پایان نامه و ...) در زمینه اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات و کسب و کار الکترونیکی بر محیط‌زیست پرداختند. آنها بر اساس تحقیقات خود نتیجه گرفتند که با توجه به مطالعات انجام شده، کماکان قضاوت درست در خصوص اثر استفاده از فاوا بر پایداری محیط‌زیست امکان‌پذیر نیست و این مسئله نیازمند مطالعات و روش‌های جدیدی است.

1. Costantini & Martini
2. Yi & Thomas

لی و آنگر،[1] (۲۰۱۲) برای دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ در مطالعه‌ای به بررسی فناوری اطلاعات و ارتباطات، رشد اقتصادی، و سطوح انتشار کربن درکره جنوبی پرداختند. روابط تعادلی بلندمدت با استفاده از تکنیک‌های هم انباشتگی و علیت گرنجر با مدل‌های تصحیح خطای برداری بررسی گردید. نتایج بررسی نشان می‌دهد فناوری اطلاعات و ارتباطات اثرات مثبت قابل توجهی بر رشد اقتصادی و اثر حاشیه‌ای بر انتشار کربن نشان می‌دهد. انتشار کربن رابطه معکوس با رشد اقتصادی دارد و رشد اقتصادی تأثیر قابل توجهی بر انتشار کربن در کره جنوبی ندارد.

روابط بین فناوری ارتباطات و اطلاعات، انتشار دی‌اکسیدکربن و رشد اقتصادی از سال ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۹ برای ۹ عضو از کشورهای جنوب شرقی آسیا با استفاده از روش‌های تخمین رگرسیون هم‌انباشته توسط لی و برهماسن[2] (۲۰۱۴) بررسی گردید. نتایج آزمون نشان می‌دهد که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین این متغیرها وجود دارد. در میان این روابط، ICT اثرات مثبت قابل توجهی را بر رشد اقتصادی و انتشار CO2 نشان می‌دهد.

رابطه بین فناوری اطلاعات و ارتباطات و پایداری محیطی توسط هیگون و همکاران[3] (۲۰۱۷) مورد مطالعه قرار گرفت. او از داده‌های تابلویی متشکل از ۱۴۲ کشور (شامل۱۱۶ کشور در حال توسعه و ۲۶ کشور توسعه یافته)، در دوره ۱۹۹۵-۲۰۱۰ استفاده نمود. نتایج مطالعه تجربی تایید می‌کند که رابطه بین ICTو انتشار CO2 یک رابطه U شکل معکوس است. علاوه بر این، در حالی که برای نمونه کشورهای در حال توسعه، نقطه عطف ICT بسیار بالاتر از مقدار میانگین است، عکس این موضوع برای نمونه کشورهای توسعه یافته صادق است. این نتیجه نشان می‌دهد انتشار CO2 در بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته، با بهبود بیشتر سطح توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات کاهش می‌یابد.

مطالعه‌ای تحت عنوان "بررسی تاثیرات زیست محیطی سرمایه گذاری مستقیم خارجی" توسط کیلیچارسلان و دامرول[4] (۲۰۱۷) انجام شد. این مطالعه رابطه بین سرمایه گذاری مستقیم خارجی و آلودگی را با استفاده از آزمون هم انباشتگی جوهانسن و مدل تصحیح خطای برداری در ترکیه برای دوره ۱۹۷۴-۲۰۱۳ بررسی می‌کند. نتیجه گیری اصلی از مطالعه این است که سرمایه گذاری مستقیم خارجی به طور مثبت بر انتشار دی اکسید کربن در دراز مدت تأثیر می‌گذارد. نتایج حاکی از اعتبار فرضیه پناهگاه آلودگی در ترکیه است.

در پژوهشی رابطه بینICT، رشد اقتصادی، توسعه مالی و کیفیت محیطی در اقتصادهای نوظهور توسط خان و همکاران[5] (۲۰۱۸) بررسی گردید. نتایج حاصل حاکی از آن است که ICT به طور قابل توجهی بر انتشار CO2 تأثیر می‌گذارند، اثر تعدیل کننده فناوری اطلاعات و ارتباطات و توسعه مالی، سطح انتشار CO2را تحریک می‌کند و رشد اقتصادی به انتشار CO2 کمک می‌کند. با این حال، تعامل بین ICT و GDPسطح آلودگی را کاهش می‌دهد.

1. Lee & Unger
2. Lee & Brahmasrene
3. Higón *et al.*
4. Kılıçarslan & Dumrul
5. Khan *et al.*

آسونگو و همکاران[1]، (۲۰۱۸) توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات برای پایداری زیست‌محیطی در جنوب صحرای آفریقا را مورد مطالعه قرار دادند. این مطالعه بررسی می‌کند که چگونه افزایش نفوذ ICT در جنوب صحرای آفریقا می‌تواند با کاهش انتشار CO2 به پایداری محیط‌زیست کمک کند. شواهد تجربی برآورد مدل با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و براساس داده‌های ۴۴ کشور در دوره ۲۰۰۰-۲۰۱۲ بدست آمده است. ICT با ضریب نفوذ اینترنت و نفوذ تلفن همراه اندازه‌گیری گردید، در حالی که از انتشار CO2 سرانه و انتشار CO2 ناشی از مصرف سوخت مایع به‌عنوان نماینده‌ای برای تخریب محیط‌زیست استفاده نمودند. طبق نتایج، افزایش ICT اثر مثبتی بر انتشار سرانه CO2 دارد در حالی که افزایش نفوذ تلفن همراه به تنهایی اثری منفی بر انتشار CO2 ناشی از مصرف سوخت مایع دارد.

خان و همکاران[2]، (۲۰۲۰) تأثیر ICT را بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن برای ۹۱ کشور در بازه زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۷ با استفاده از روش داده‌های تابلویی بررسی نمودند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که ICTانتشار CO2 را کاهش می‌دهد. با این حال، مطالعه تطبیقی کشورهای توسعه‌یافته و در حال‌توسعه نشان می‌دهد که ICT پایداری زیست محیطی را در کشورهای توسعه‌یافته تشویق می‌کند در حالی که نتایج معکوس برای کشورهای در حال‌توسعه یافت می‌شود. علاوه بر این، وجود منحنی کوزنتس زیست محیطی برای نمونه کامل و هم‌چنین برای کشورهای توسعه‌یافته و در حال‌توسعه تایید شده است.

هوانگ و همکاران[3]، (۲۰۲۱) تأثیرات ورودی FDI بر انتشار کربن را با استفاده از داده‌های تابلویی برای اقتصادهای G20 از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۸ بررسی کردند. نتایج نشان داد که جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به طور مثبت با انتشار کربن مرتبط است، و همچنین توسعه اقتصادی و کیفیت نظارتی به طور منفی به تأثیرات ورودی FDI بر انتشار کربن کمک می‌کند. این مطالعه نشان می‌دهد که اگرچه جریان ورودی FDI تمایل به افزایش انتشار دی اکسید کربن دارد، اما احتمال کاهش انتشار کربن در کشورهایی با سطوح بالاتر توسعه اقتصادی و کیفیت نظارتی بیشتر وجود است.

مطالعه تأثیر سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر انتشار دی اکسید کربن در شرق آسیا بر اساس داده‌های پانل ۲۰۱۱-۲۰۲۰ توسط وانگ و هونگ[4]، (۲۰۲۲) بررسی شد. اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) و رشد اقتصادی بر انتشار دی اکسید کربن این کشورها با استفاده از مدل ARDL برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، افزایش سرانه تولید ناخالص داخلی (GDP) و افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی انتشار دی‌اکسید کربن را افزایش می‌دهند. افزایش باز بودن تجارت در دوره فعلی باعث افزایش انتشار CO2 می‌شود. در بلندمدت، سرانه تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، و باز بودن تجارت تاثیر قابل‌توجهی بر انتشار CO2 ندارند.

1. Asongu *et al.*
2. Khan *et al.*
3. Huang *et al.*
4. Wang & Hung

ارائه مدل و روش برآورد

در این بخش از پژوهش، جهت بررسی نقش فناوری اطلاعات و ارتباطات بر کیفیت محیط‌زیست کشورهای اوپک در بازه‌ی زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۹ (با استفاده از حداکثر داده‌های موجود) مدل و متغیرهای آن معرفی می‌شود. این مدل (رابطه ۱) برگرفته از مبانی نظری و مطالعات پیشین مانند مطالعه وانگ و هونگ، (۲۰۲۲) و هیگون و همکاران، (۲۰۱۷) است.

$$CO2_{it} = \alpha i + \beta_0 ICT_{it} + \beta_1 ICT^2{}_{it} + \beta_2 GDP + \beta_3 FDI + \beta_4 IM + \varepsilon_{it} \qquad (۱)$$

که در آن:

$CO2_{it}$: انتشار دی اکسید کربن سرانه (متریک تن)[1] متغیر وابسته و برگرفته از بانک جهانی است. یک متریک تن برابر ۱۰۰۰ کیلوگرم است.

ICT_{it} : شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات (ساخت شاخص ترکیبی فناوری اطلاعات و ارتباطات از طریق روش مولفه اصلی[2]: خطوط تلفن ثابت به ازای ۱۰۰ نفر[3]، اشتراک تلفن همراه به ازای ۱۰۰ نفر[4]، کاربران اینترنت به ازای هر ۱۰۰ نفر[5]، مشترکان پهنای باند اینترنت ثابت به ازای هر ۱۰۰ نفر[6]. این شاخص ترکیبی در این مطالعه محاسبه شده است.

$ICT^2{}_{it}$: مجذور شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات که جهت بررسی رابطه غیرخطی فناوری اطلاعات و ارتباطات بر انتشار دی‌اکسید کربن (شاخصی برای تخریب محیط زیست) وارد مدل شد. بر اساس مطالعه هیگون و همکاران، (۲۰۱۷) انتظار بر این است که یک رابطه U وارون بین این دو متغیر وجود داشته باشد.

GDP_{it}: تولید ناخالص داخلی سرانه، (برابری قدرت خرید، به ۱۰۰۰دلار) برگرفته از داده‌های بانک جهانی. انتظار براین است طبق مطالعه سیکدر و همکاران[7]، (۲۰۲۲) یک رابطه مستقیم بین این دو متغیر وجود داشته باشد. در واقع رشد اقتصادی با ایجاد آلودگی و تشدید تخریب محیط‌زیست همراه باشد.

FDI_{it}: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، جریان خالص ورودی (به میلیارد دلار)[8] برگرفته از داده‌های بانک جهانی. انتظار براین است برای کشورهای عضو اوپک، رابطه مستقیم میان این متغیر و انتشار کربن وجود داشته باشد. بر اساس مطالعه شهباز و همکاران (۲۰۱۸) اکثر کشورها سعی می‌کنند صنعتی شدن خود را با جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و با تکیه بر تجارت خارجی، مصرف منابع انرژی سنتی به

1. CO2 Emission (Metric Tons Per Capita)
2. Principal Component Analysis
3. Fixed telephone subscriptions (per 100 people)
4. Mobile cellular subscriptions (per 100 people)
5. Internet users (%)
6. Fixed broadband subscriptions (per 100 people)
7. Sikder *et al.*
8. Foreign direct investment, net inflows (BoP, current US$)

حد افراطی برای ترویج رشد سریع اقتصادی انجام دهند. این اقدامات به ناچار کیفیت زیست محیطی کل کشور را تحت تاثیر قرار داده و منجر به تخریب محیط‌زیست می‌شود.

IM_{it}: واردات کالا و خدمات (درصدی از GDP)[1] برگرفته از داده‌های بانک جهانی. با توجه به مطالعه محمد و همکاران[2]، (۲۰۲۰) انتظار بر آن است که واردات باعث افزایش انتشار کربن در کشورهای کم درآمد و کاهش انتشار کربن در کشورهای با درآمد متوسط و بالا شود.

کشورهای اوپک مورد بررسی بر اساس حداکثر داده موجود، الجزایر، آنگولا، کنگو، گینه استوایی، گابن، ایران، عراق، کویت، لیبی، نیجریه، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، ونزوئلا است. این بررسی برای دوره ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۹ و به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته گسترش یافته توسط آرلانو و باند انجام گرفته است.

قبل از برآورد الگو و ارائه آزمون‌های مرتبط با آن، یک توصیف داده‌ای برای واکاوی بهتر متغیرها صورت می‌گیرد.

توصیف داده‌ای متغیرها

جهت توصیف آماری و داده‌ای، جداول ۱ و ۲ ارائه گردید. بر اساس جدول ۱، متوسط انتشار دی‌اکسید کربن سرانه و سالانه برای کشورهای مورد مطالعه ۷/۹۵۶ متریک تن بوده است. برای کشورهای لیبی، کویت، عربستان سعودی و امارات متحده عربی ارقامی بالاتر از میانگین در پانل ثبت شده است. متوسط انتشار برای ایران ۷/۵۵ متریک تن بوده است. کمترین و بیشترین میانگین مقادیر مربوط به کشورهای نیجریه و کویت بوده است. بنابراین می‌توان گفت نیجریه از نظر آلایندگی در کشورهای مورد بررسی کمترین و کویت بیشترین نقش‌آفرینی را داشته است.

متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه سالانه در کشورهای مورد بررسی ۲۶ هزار دلار بوده است. متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای گینه استوایی، کویت، عربستان سعودی و امارات متحده عربی بالاتر از متوسط گروه بوده است. بر اساس داده‌های استخراج شده از بانک جهانی، متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه سالانه برای ایران در دوره مورد مطالعه، ۱۶/۶۷ هزار دلار بوده است. در این دوره، کنگو کمترین متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه و کشور امارات متحده عربی بیشترین میزان آن را داشته است.

متوسط شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات در کشورهای مورد بررسی ۷۶/۸۹۹ (به ازای هر ۱۰۰ نفر) بوده است. این عدد در کشورهای گابن، ایران، کویت، لیبی، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، ونزوئلا بالاتر از متوسط بوده است. متوسط شاخصICT ایران معادل ۸۴/۸۳ (به ازای هر ۱۰۰ نفر) بوده است. کمترین و بیشترین میزان این شاخص مربوط به کشورهای گینه استوایی و امارات متحده عربی بوده است.

متوسط سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای کشورهای مورد بررسی ۲/۸۷۷ میلیارد دلار بوده است. کشورهای نیجریه، ایران، عربستان سعودی و امارات متحده عربی بیشتر از متوسط بوده است. متوسط

1. Imports of goods and services (% of GDP)
2. Muhammad *et al.*

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای ایران در دوره مورد مطالعه ۳/۰۸ میلیارد دلار بوده است. کمترین و بیشترین میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مربوط به کشورهای عراق و امارات متحده عربی بوده است.

متوسط واردات کالاها و خدمات در کشورهای مورد بررسی ۳۵/۴۸ درصد بوده است. این عدد در کشورهای کنگو، کویت، گینه‌استوایی، امارات متحده عربی بالاتر از متوسط بوده است. متوسط واردات کالاها و خدمات در ایران معادل ۲۱/۸۱ درصد بوده است. کمترین و بیشترین میزان این شاخص مربوط به کشورهای نیجریه و امارات متحده عربی بوده است.

جدول ۱. توصیف آماری متغیرهای الگو

	CO2 (سرانه و به متریک تن)	GDP (سرانه و به هزار دلار)	ICT (شاخص ترکیبی محاسبه شده)	ICT^2	FDI (به میلیارد دلار)	IM (درصدی از GDP)
میانگین (Mean)	۷/۹۵۶	۲۶/۰۰۵	۷۶/۸۹۹	۷۵۳۴/۲۵۱	۲/۸۷۷	۳۵/۴۸۲
میانه (Median)	۴/۹۸۶	۱۵/۶۰۷	۶۷/۸۹۸	۴۶۱۰/۱۳۸	۱/۵۸۵	۳۱/۳۵۶
بیشترین	۲۸/۵۵۴	۹۰/۱۸۲	۱۸۲/۸۲۳	۳۳۴۲۴/۴۳	۳۹/۴۵۵	۸۵/۷۷۸
کمترین	۰/۴۹۸	۳/۸۳۹	۱۱/۶۹۰	۱۳۶/۶۶۷	-۱۰/۱۷۶	۱۰/۶۶۶
انحراف معیار	۷/۴۹۱	۲۲/۸۰۱	۴۰/۳۸۹	۷۴۳۷/۸۷۵	۶/۰۸۶	۱۵/۷۵۰
چولگی	۱/۰۹۴	۱/۱۲۵	۰/۶۲۲	۱/۴۳۶	۳/۰۴۶	۱/۱۰۱
کشیدگی	۳/۰۱۵	۲/۹۹۲	۲/۵۷۳	۴/۶۳۸	۱۷/۷۸۵	۳/۷۸۱
Jarque-Bera	۳۱/۱۶۷	۳۱/۲۶۳	۱۱/۱۸۸	۷۰/۶۵۶	۱۶۶۲/۲۰۶	۳۴/۳۹۷
Probability	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

- شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات

با توجه به اهمیت ICT و محاسبه‌ی شاخص ترکیبی آن که در این مطالعه محاسبه شده است و نوآوری مطالعه حاضر نسبت به سایر مطالعات انجام شده در ایران به شمار می‌آید، در این قسمت شاخص مورد محاسبه به طور اجمالی بررسی می‌گردد.

جهت محاسبه و سنجش کشورها بر اساس شاخص ترکیبی فناوری اطلاعات و ارتباطات، ابتدا آمار و اطلاعات لازم از بانک جهانی و اتحادیه بین المللی مخابرات (ITU)[1] جمع‌آوری گردید و سپس با توجه به محدودیت‌ها و تنگناهای موجود در فرایند کار، پس از گردآوری و پردازش اطلاعات و داده‌های مورد نیاز، سطوح مختلف شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات در کشورهای عضو اوپک محاسبه گردید. در ساخت شاخص ICT از رویکردی مشابه با مطالعه لی و برهماسرن،[2] (۲۰۱۴) استفاده شد. یکی از ضعف‌های مطالعات گذشته در داخل کشور که در این مطالعه به آن توجه شده این است که فناوری را با یک بعد واحد مانند استفاده از اینترنت که قابل تعمیم نیست برآورد کرده

1. International Telecommunication Union
2. Lee & Brahmasrene

اند. این مطالعه به جای محدود کردن، از معیارهای متنوع و جدید فناوری اطلاعات و ارتباطات استفاده می‌کند. شاخص ترکیبی ICT مورد استفاده در این مطالعه از هر دو مرحله توسعه ترکیب شده است: (۱) آمادگی ICT و (۲) استفاده و شدت ICT. شاخص‌های سنجش آمادگی ICT در این مطالعه شامل مشترکین تلفن ثابت به ازای هر ۱۰۰ نفر، اشتراک تلفن همراه به ازای هر ۱۰۰ نفر و رایانه شخصی است. شاخص‌های سنجش استفاده و شدت ICT شامل کاربران اینترنت به ازای هر ۱۰۰ نفر و مشترکین اینترنت پهن باند ثابت به ازای هر ۱۰۰ نفر است. برای ساختن این شاخص، از تحلیل مؤلفه اصلی(PCA)[1] استفاده شده است. چهار متغیر فوق الذکر با استفاده از PCA به جای استفاده جداگانه، در یک شاخص ترکیب می‌شوند. این یک رویکرد مفید برای درک تأثیر کل فناوری اطلاعات و ارتباطات در منطقه مورد نظر و پیشنهاد برخی سیاست‌ها تعیین کننده است. در واقع محاسبه این شاخص ترکیبی به جای استفاده تکی از هر از یک مؤلفه های مورد استفاده ICT از نوآوری این مطالعه است.

براساس میانگین شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات در جدول ۲، کشور امارات متحده عربی در بهترین وضعیت و کشور گینه استوایی در بدترین وضعیت قرار دارند. ایران با در نظر گرفتن میانگین، رتبه‌ی ششم و از نظر انحراف معیار رتبه‌ی چهارم را داراست. هم‌چنین با نگاهی به این جدول که گزارشی از شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات در ابتدا و انتهای دوره بررسی است می‌توان اظهار نمود که تمامی کشورهای مورد بررسی صادرکننده نفت در طی این سال‌ها توانستند براساس این شاخص، بهبود وضعیت را تجربه کنند. داده‌های مربوط به ایران نشان می‌دهد که در طی این سال‌ها با رشد شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات همراه بوده است.

جدول ۲. شاخص ICT در کشورهای صادرکننده نفت(اوپک) طی بازه‌ی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹

نام کشور	میانگین	انحراف معیار	سال ۲۰۰۰	سال ۲۰۱۹
الجزایر	۵۲/۲۷۷	۳۳/۱۲۵	۲/۴۰۲	۹۵/۷۴۷
آنگولا	۲۱/۱۳۲	۱۵/۹۵۱	۰/۲۷۹	۴۲/۹۵۴
کنگو	۳۳/۰۲۵	۲۲/۸۴۱	۱/۴۰۹	۴۷/۲۸۶
گینه استوایی	۱۹/۴۶۸	۱۳/۹۵۱	۰/۸۵	۲۳/۶۷۸
گابن	۶۱/۱۷۵	۳۷/۶۲۰	۶/۸۲۱	۱۰۶/۸۷۰
ایران	۵۸/۱۸۷	۳۹/۹۴۴	۶/۳۲۷	۱۳۵/۶۶۵
عراق	۳۸/۷۰۶	۳۰/۱۴۶	۱	۹۱/۹۳۱
کویت	۹۷/۶۴۲	۴۸/۸۳۴	۲۳/۷۸۶	۱۵۲/۷۴۸
لیبی	۵۲/۰۶۸	۳۷/۶۹۷	۴/۴۲۴	۳۸/۷۵۰
نیجریه	۳۱/۳۳۲	۲۳/۵۸۷	۰/۲۰۷	۶۶/۵۸۲
عربستان سعودی	۹۱/۶۰۳	۴۹/۵۹۱	۹/۶۹	۱۳۳/۱۱۸
امارات متحده عربی	۱۲۱/۷۲	۴۶/۴۹۷	۴۸/۳۹۶	۱۸۵/۱۹۱
ونزوئلا	۶۲/۷۰۸	۳۰/۷۸۳	۱۷/۱۵۷	۴۴/۵۶۵

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Principal Component Analysis

- بررسی سایر متغیرها در کشورهای منتخب اوپک

میانگین انتشار دی‌اکسیدکربن در کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) در دوره مورد بررسی در جدول ۳ ارائه گردید. طبق این جدول، کویت با عدد ۲۵/۷۹ متریک تن بالاترین میانگین انتشار دی اکسید کربن را دارد. میزان انتشار CO2 توسط کویت ۳/۴۴ برابر میانگین پانل است. امارات متحده عربی با عدد۲۲/۴۷ متریک تن (۳ برابر میانگین کل پانل) در رتبه دوم انتشار دی اکسید کربن قرار می گیرد. کشور عربستان سعودی در جایگاه سوم، دو برابر میانگین پانل انتشار CO2 دارد. نیجریه از نظر میانگین انتشار دی اکسید کربن با عدد ۰/۶۳ متریک تن در پایین‌ترین رتبه قرار می‌گیرد. طبق این جدول، کشورهای ایران، الجزایر، آنگولا، کنگو، گابن، نیجریه، گینه‌استوایی و ونزوئلا از نظر میانگین انتشار دی اکسید کربن در محدوده مشابه و پایین‌تر از کشورهای لیبی، امارات، کویت و عربستان سعودی قرار دارند.

جدول۳ هم‌چنین، نشان‌دهنده‌ی متوسط سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (جریان ورودی) در کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) در بازه‌ی زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹ است. براساس این جدول، عربستان سعودی با میانگین ۱۱/۳۸ میلیارد دلار بالاترین میانگین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را در بین کشورهای عضو اوپک دارا می‌باشد. امارات متحده عربی با میانگین۸/۱۱ میلیارد دلار در رتبه دوم و نیجریه در جایگاه سوم قرار دارند. عراق از نظر میانگین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با عدد ۱/۲۹- میلیارد دلار در پایین‌ترین رتبه قرار می‌گیرد. به عبارتی خروج سرمایه خارجی صورت گرفته‌است. ایران و ونزوئلا به ترتیب با عدد ۲/۷۰ و۲/۱۰ میلیارد دلار در رتبه چهارم و پنجم میانگین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی قرار می‌گیرند.

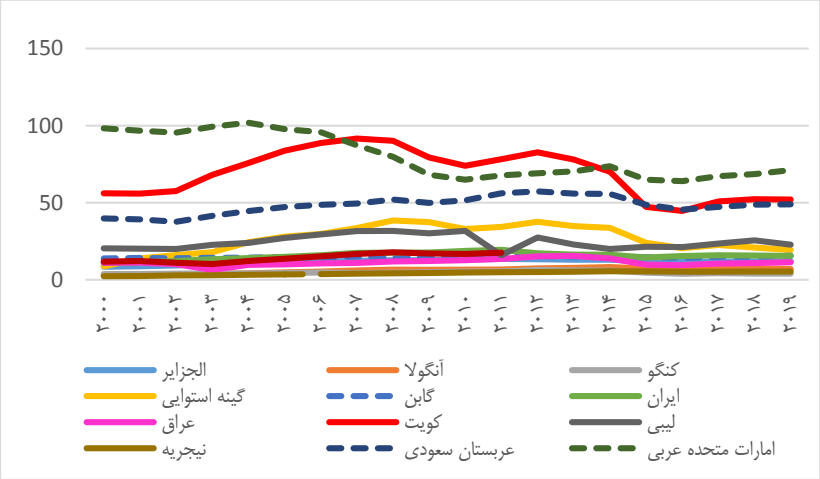
جدول۳. میانگین انتشار CO2، متوسط درآمد سرانه و میانگین سرمایه‌گذاری خارجی در بازه ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹

نام کشور	میانگین CO2 بر حسب متریک تن	میانگین GDP سرانه به هزار دلار	میانگین سرمایه‌گذاری خارجی به میلیارد دلار
الجزایر	۳/۲۶۱۲	۱۱/۶۶۳	۱/۴۳۹
آنگولا	۰/۹۲۷	۶/۰۰۶	-۰/۳۵۴
کنگو	۱/۱۵۵	۴/۶۱۰	۱/۵۰۲
گینه استوایی	۷/۸۹۵	۲۶/۴۱۶	۰/۶۸۲
گابن	۳/۶۲۴	۱۴/۷۲۳	۰/۶۳۰
ایران	۶/۹۵۰	۱۵/۴۹۳	۲/۷۰۶
عراق	۳/۶۵۶	۱۱/۳۳۴	-۱/۲۹۱
کویت	۲۵/۷۹۰	۶۸/۸۵۸	۰/۵۹۸
لیبی	۸/۵۶۴	۲۴/۴۶۸	۰/۸۹۱
نیجریه	۰/۶۳۴	۴/۲۶۲	۴/۲۴۵
عربستان سعودی	۱۴/۹۸۳	۴۸/۲۹۲	۱۱/۳۸۲

نام کشور	میانگین CO_2 بر حسب متریک تن	میانگین GDP سرانه به هزار دلار	میانگین سرمایه‌گذاری خارجی به میلیارد دلار
امارات متحده عربی	۲۲/۴۷۰	۸۰/۰۸۴	۸/۱۱۲
ونزوئلا	۵/۳۸۶	۱۱/۶۶۳	۲/۱۰۹
میانگین پانل	**۷/۹۵۶**	**۲۶/۰۰۵**	**۲/۸۷۷**
رتبه ایران	**ششم**	**ششم**	**چهارم**

منبع: یافته‌های پژوهش

بررسی روند تولید ناخالص داخلی سرانه (برابری قدرت خرید) در دوره زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۹ برای کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) در نمودار ۱ نشان می‌دهد که کشورهای امارات متحده عربی، کویت و عربستان سعودی همواره رتبه اول تا سوم را داشته‌اند هر چند که روند بی‌ثبات و غیرمنظمی را تجربه کرده‌اند. زیرا، ساختار اقتصاد این کشورها همانند سایر کشورهای عضو اوپک به قیمت نفت و درآمد حاصل از صادرات نفت بستگی دارد.



نمودار۱. بررسی روند تولید ناخالص داخلی سرانه به هزار دلار در کشورهای اوپک

منبع: یافته‌های پژوهش

یافته‌ها و نتایج تجربی

در داده‌های تابلویی، فرض براین است که داده‌های مورد استفاده استقلال مقطعی دارند. پیش فرضی که می‌تواند برقرار نباشد. در این صورت نسل اول آزمون‌های ریشه واحد (مانند لوین، لین و چو، و ایم، پسران و شین) ازاعتبار لازم برخوردار نیستند. بنابراین در داده‌های تابلویی، ابتدا لازم است وابستگی یا استقلال مقطعی آزمون شود. آزمون‌های متفاوتی وجود دارد که در این مطالعه از آزمون وابستگی مقطعی

بریوش- پاگان[1] (۱۹۸۰) با آماره آزمون ضریب فزاینده لاگرانژ[2] استفاده شده است. با توجه به نتایج آزمون وابستگی مقطعی مندرج در جدول (۴)، فرضیه صفر مبنی بر عدم‌وجود وابستگی مقطعی رد و فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود. یعنی متغیرهای مطالعه دارای وابستگی مقطعی هستند. بنابراین برای آزمون مانایی متغیرها می‌باید از آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) استفاده شود.

جدول ۴. آزمون وابستگی مقطعی بریوش-پاگان (۱۹۸۰)

متغیر	آماره	احتمال
دی اکسید کربن	۲۱۶/۴۲	۰/۰۰۰۰
شاخص ICT	۴۸۸/۲۱	۰/۰۰۰۰
سرمایه گذاری خارجی	۱۷۴/۶۷	۰/۰۰۰۰
تولید ناخالص سرانه	۲۴۷/۳۵	۰/۰۰۰۰
واردات	۱۵۲/۴۹	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول (۵)، متغیرهای سرمایه گذاری خارجی و واردات نامانا و سایر متغیرها مانا هستند. برای اطمینان از عدم مواجهه با رگرسیون جعلی باید هم‌انباشتگی متغیرها بررسی شود. در آزمون هم‌انباشتگی فرضیه صفر بیانگر عدم‌وجود هم‌انباشتگی و فرضیه مقابل مبتنی بر وجود هم‌انباشتگی است.

جدول ۵. آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷)

متغیر	آماره (با روند قطعی)	احتمال
دی‌اکسید کربن	-۳/۳۶	<۰/۰۵
شاخص ICT	-۵/۲۰	<۰/۰۱
سرمایه گذاری خارجی	-۲/۷۶	>۰/۱۰
تولید ناخالص سرانه	-۴/۱۰	<۰/۰۱
واردات	-۱/۹۰	>۰/۱۰

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Breusch-Pagan
2. Lagrange Multiplier (LM) test statistic

با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های هم‌انباشتگی در جدول (۶)، آزمون‌های هم‌انباشتگی پدرونی[1] (۱۹۹۹) و کائو[2] (۱۹۹۹) نشان می‌دهند میان متغیرها رابطه هم‌انباشتگی وجود دارد. بنابراین نتیجه گرفته می‌شود میان متغیرهای الگو هم‌انباشتگی و رابطه بلندمدت وجود دارد. بدین ترتیب احتمال برآورد با مشکل رگرسیون جعلی وجود نخواهد داشت.

جدول ۶. آزمون هم‌انباشتگی میان متغیرها

آزمون هم‌انباشتگی		آماره	احتمال
آزمون پدرونی	Panel ADF	-۲/۳۵۲	۰/۰۰۹۳
	Group ADF	-۵/۲۴۷	۰/۰۰۰۰
آزمون کائو (بر اساس انگل-گرنجر)		-۳/۳۶۴	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از برآورد الگوی مورد مطالعه برای کشورهای مورد بررسی در دوره ۲۰۱۸ - ۲۰۰۴ با روش گشتاورهای تعمیم یافته در جدول (۷) ارائه شده است. آزمون‌های سارگان، آزمون آرلانو - باند و آزمون والد به‌ترتیب برای بررسی اعتبار ابزارها، همبستگی پسماند مرتبه دوم ((AR(2)) و معنی‌داری کلی برآورد، درستی نتایج الگوی برآورد شده را تأیید می‌کنند.

متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و واردات کالاها و خدمات رابطه مثبت معنی‌دار با انتشار دی اکسید کربن دارند و متغیر شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات رابطه مثبت و مجذور آن رابطه‌ی منفی معنی‌دار با انتشار دی اکسید کربن دارد. به عبارتی ارتباط ICT با انتشار CO2 به صورت U وارونه است. بنابراین در کشورهای عضو اوپک وجود یک رابطه غیرخطی بین فناوری اطلاعات و ارتباطات و انتشار دی اکسید کربن را نمی‌توان رد کرد. وجود رابطه غیرخطی به شکل U وارون میان CO2 سرانه (برحسب متریک تن) و فناوری اطلاعات و ارتباطات بدین مفهوم است که در ابتدا افزایش ICT موجب افزایش انتشار دی اکسید کربن سرانه می‌شود، اما پس از رسیدن به سطح آستانه توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات (عدد ۱۰۳/۹۳ که از مشتق متغیر وابسته نسبت به ICT محاسبه گردید)، CO2 سرانه شروع به کاهش می‌کند. این نتیجه با نتایج مطالعات هیگون و همکاران ، (۲۰۱۷) و احمد و لی، (۲۰۲۱) همسو است. طبق مقدار آستانه به‌دست آمده و جدول ۱ ارائه شده، کشورهای امارت، کویت، ایران، عربستان و گابن از این مقدار عبور کرده‌اند. بنابراین انتظار براین است که گسترش ICT به کاهش انتشارگاز دی‌اکسید کربن کمک کند.

1. Pedroni
2. Kao

جدول ۷. نتایج برآورد الگوی مطالعه با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

متغیر	ضرایب	آماره	احتمال
CO2(-1)	۰/۵۶۴۰۰۹	۵/۶۱۳۹۵۸	۰/۰۰۰۱
ICT	۰/۰۵۴۲۵۳	۳/۲۳۴۳۴۳	۰/۰۰۷۲
(ICT)2	-۰/۰۰۰۲۶۱	-۳/۵۶۱۶۴۸	۰/۰۰۳۹
GDP	۰/۰۳۴۲۱۱	۵/۹۳۸۴۴۶	۰/۰۰۰۱
FDI	۰/۰۵۷۶۲۷	۴/۲۳۳۳۱۹	۰/۰۰۱۲
IM	۰/۰۲۹۰۱۴	۵/۷۱۶۲۸۳	۰/۰۰۰۱
آماره سارگان		۴/۸۶۵۵۷۵	۰/۶۷۶۳۶۴
آزمون آرلانو - باند ((AR(2))		۱/۴۸۹۷۱۷	۰/۱۳۶۳
آزمون والد (کای دو)		۳۰/۶۰۰۳۱	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

ضریب مثبت و معنی‌دار تولید ناخالص داخلی سرانه نشان‌دهنده افزایش انتشار دی اکسید کربن سرانه به ازای افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه است. در واقع آلودگی به ازای افزایش درآمد روند صعودی داشته است. اندازه این ضریب نشان می‌دهد اگر سرانه تولید ناخالص داخلی به طور متوسط ۱۰۰۰ دلار افزایش یابد، انتظار می‌رود انتشار دی اکسید کربن به اندازه ۰/۰۳۴ متریک تن (هر ۱ متریک تن ۱۰۰۰ کیلوگرم می‌باشد) افزایش می‌یابد. این نتیجه با نتایج ویلی و همکاران،[1] (۲۰۲۲) و سیکدر و همکاران، (۲۰۲۲) همسو است. هم‌چنین این نتیجه هم‌راستا با توصیف داده‌ای نیز می‌باشد. طبق تحلیل انجام شده کشورهای امارات، کویت و عربستان که در جایگاه یک تا سه درآمد سرانه هستند بالاترین انتشار آلودگی در میان کشورهای مورد بررسی را هم داشته‌اند.

از دیگر نتایج برآورد، اثر مثبت و معنی‌دار واردات کالا و خدمات بر CO2 سرانه بوده است. ضریب این متغیر نشان می‌دهد با یک واحد افزایش در سهم واردات کالا و خدمات از GDP، انتشار دی اکسید کربن سرانه در کشورهای مورد بررسی ۰/۰۲۹ متریک تن افزایش می‌یابد. به طور کلی سرمایه‌گذاری در تکنولوژی‌های جدید چه از طریق جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و چه از طریق واردات کالاهای سرمایه‌ای، موجب کاهش شدت انرژی و تسریع تخریب محیط‌زیست می‌شود. این نتیجه با مطالعات محمد و همکاران، (۲۰۲۰)، پای و همکاران،[2] (۲۰۱۸) و دیویس و کالدیرا[3]، (۲۰۱۰) و هو و همکاران[4]، (۲۰۲۰) همسو است.

1. Weili *et al.*
2. Pié *et al.*
3. Davis & Caldeira
4. Hu *et al.*

طبق مطالعات اخیر افزایش تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، انتقال واحدهای تولیدی با آلایندگی بالا از کشورهای توسعه‌یافته به کشورهای درحال‌توسعه، باعث می‌شود کشورهای توسعه‌یافته به کاهش انتشار به قیمت افزایش آلودگی در کشورهای در حال توسعه دست یابند. طبق نتایج برآورد اگر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یک میلیارد دلار افزایش یابد، انتشار دی‌اکسیدکربن در حدود۰,۰۵۷ متریک تن افزایش خواهد یافت که تاکیدی بر نظریه پناهگاه آلودگی و تشدید تخریب محیط‌زیست در کشورهای مورد نظر است. این نتیجه با مطالعه شهباز و همکاران، (۲۰۱۸) همسو است.

بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته رابطه U معکوس شاخص فناوری اطلاعات و ارتباطات با انتشار گاز دی اکسید کربن به عنوان شاخص میزان آلودگی زیست محیطی با تاکید بر فرضیه پناهگاه آلودگی برای کشورهای منتخب عضو اوپک در برای دوره زمانی ۲۰۱۹- ۲۰۰۸ مورد آزمون قرار گرفت. قبل از ورود به برآورد مدل و آزمون‌های مرتبط با آن، ابتدا یک توصیف داده‌ای صورت گرفت. بر اساس این توصیف داده‌ای، کشورهای امارات متحده عربی، کویت و عربستان سعودی از نظر میانگین دوره بررسی بالاتر از سایر کشورها بودند اما ایران با توجه به سرعت گسترش فناوری، در سال ۲۰۱۹ بعد از امارات متحده عربی، کویت در جایگاه سوم قرار گرفت. در ارتباط با انتشار گاز دی‌اکسید کربن کویت، امارات و عربستان در جایگاه اول تا سوم بودند. میانگین درآمد سرانه کشورهای امارات، کویت، عربستان و گینه بالای میانگین کل پانل بوده‌است. در ارتباط با سرمایه‌گذاری خارجی، ایران بعد از کشورهای عربستان، امارات و نیجریه در رتبه چهارم قرار دارد.

جهت برآورد الگوی تحقیق برگرفته از مبانی نظری و مطالعات پیشین، در ابتدا وابستگی مقطعی داده‌ها با آزمون وابستگی مقطعی بریوش-پاگان (۱۹۸۰) مورد بررسی قرار گرفت و مشاهده شد متغیرها دارای وابستگی مقطعی هستند. جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) استفاده گردید. با توجه به نتایج این آزمون و وجود متغیرهای مانا و نامانا، هم‌انباشتگی میان متغیرها با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی پدرونی (۱۹۹۹) و کائو (۱۹۹۹) برای اجتناب از رگرسیون جعلی مورد بررسی قرار گرفت. بعد از تأیید هم‌انباشتگی متغیرها، الگوی مطالعه با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برآورد گردید. بر اساس نتایج حاصل، در کشورهای عضو اوپک وجود یک رابطه غیرخطی بین فناوری اطلاعات و ارتباطات و انتشار دی اکسید کربن را نمی توان رد کرد. وجود رابطه غیرخطی به شکل U وارون میان CO2سرانه (برحسب متریک تن) و فناوری اطلاعات و ارتباطات بدین مفهوم است که در ابتدا افزایش ICT موجب افزایش انتشار دی اکسید کربن سرانه می‌شود، اما پس از رسیدن به سطح آستانه توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات سبب کاهش CO2 سرانه می‌شود. از آن‌جا که کشورهای امارات، کویت، ایران، عربستان و گابن از مقدار آستانه عبور کرده‌اند انتظار براین است که گسترش ICT به کاهش انتشارگاز دی‌اکسید کربن کمک کند.

تولید ناخالص داخلی سرانه با انتشار دی اکسید کربن سرانه رابطه مثبت و معنی‌دار داشته است. این نتیجه هم‌راستا با تحلیل داده‌ای بوده‌است که براساس آن، کشورهای امارات، کویت و عربستان که در جایگاه یک تا سه درآمد سرانه هستند بالاترین انتشار آلودگی در میان کشورهای مورد بررسی را هم داشته‌اند.

رابطه مثبت و معنی‌دار سرمایه‌گذاری خارجی با انتشار آلودگی تأییدی بر فرضیه پناهگاه آلودگی در کشورهای مورد بررسی بوده است. این رابطه مثبت، نقش دولت‌ها را به عنوان حافظ سلامت مردم پر رنگ‌تر می‌کند. بنابراین توصیه می‌شود که دولت‌ها نظارت قوی بر ورود سرمایه خارجی داشته باشند و با وضع قوانین ضمن جلوگیری از سرمایه‌گذاری‌های خارجی غیراستاندارد یا کم کیفیت با آلودگی بالا به سمت صنایع پاک هدایت کنند و سرمایه‌گذاران خارجی را مجبور به استفاده از فناوری‌هایی نمایند که آلودگی کمتری ایجاد می‌کنند. هم‌چنین، توصیه می‌شود دولت‌ها از طریق مالیات بر آلودگی ایجاد شده و استفاده از درآمد آن در بهسازی محیط‌زیست، در کاهش اثرات مخرب عوامل انتشار آلاینده جوی اقدام کنند.

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 شده‌است.

منابع

بایرامی اصـــل تکانلو، میثم. (۱۳۹۶). مقایســـه تاثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر آلودگی محیط زیست در کشورهای D8 وG8 . پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.

پروین شـــعار گنگچین، فرخنده. (۱۳۹۳). بررســـی اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر کیفیت محیط‌زیست کشورهای عضو منا. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه ارومیه.

جعفری پرویزخانلو، کرم؛ پایتختی ا سکویی، سید علی و ازلی، رباب. (۱۴۰۰). برر سی تاثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات و رشد اقتصادی بر آلودگی محیط‌زیست: مطالعه موردی کشورهای حوزه خلیج فارس. *دوفصلنامهٔ علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی. ۸(۱)*، ۱۱۱-۱۳۸.

سعدی پور، آرش. (۱۳۹۰). برر سی اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) بر میزان انت شار CO2 مطالعه بین کشوری. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز.

علوی‌پور، فاطمه ســادات؛ احســانی، امیر هوشــنگ؛ ثالثی، مرضــیه و چهرآذر، فائزه. (۱۳۹۲). تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات در توسعه پایدار محیط‌زیست. *فصلنامه علمی آموزش محیط زیست و توسعه پایدار، ۲(۵)*، ۵۳-۷۲.

فلاحی، فیروز؛ ســجودی، ســکینه و ممی‌پور، ســیاب. (۱۳۹۱). بررســی تاثیر تکنولوژی اطلاعات و ارتباطات(ICT) بر کیفیت محیط‌زیست ایران. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران. ۱(۲)*، ۱۴۹-۱۷۱.

فهیمی فرد، ســیدمحمد. (۱۳۹۹). بررســی فرضــیه‌های زیســت‌محیطی کوزنتس (EKC) ، پناهگاه آلودگی (PHH) و اثرات بازگشــتی نوآوری (REH) در کشــورهای گروهD8 ، رهیافت مدل FMOLS . *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*. ۹(۳۶)، ۱۵۲-۱۰۳.

قا سمی نژاد، محمد. (۱۳۹۵). اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات(ICT) بر انت شار دی‌اک سیدکربن در کشورهای منتخب. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.

مرادحاصـــل، نیلوفر و مزینی، امیرحســـین. (۱۳۹۲). ارزیابی اثر فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات بر محیط‌زیست. *پژوهش های محیط‌زیست*. ۴(۷)، ۱۰۳-۱۱۴.

مشـــایخی، هژبر کیانی؛ خلیلی، فرزانه و عســـگری، فرید. (۱۴۰۰). بررســـی تاثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات و سرمایه‌گذاری م ستقیم خارجی بر بهره‌وری سبز در ایران. *ف صلنامه علوم و تکنولوژی محیط زیست، ۲۳(۱)*، ۲۵۳-۲۶۶.

هاشـــمی دیزج، عبدالرحیم؛ فتوره‌چی، زهرا و نجفی، حامد. (۱۴۰۱). بررســـی تأثیر ســـرمایه‌گذاری م ستقیم خارجی در انرژی‌های تجدیدپذیر ناپذیر بر تخریبات محیط زی ست در ک شورهای ع ضو سازمان همکارهای اقتصادی (OECD). *جغرافیا و مطالعات محیطی، ۱۱(۴۴)*، ۸۰-۹۶.

References

Ahmed, Z; & Le, H. P. (2021). Linking information communication technology, trade globalization index, and CO2 emissions: evidence from advanced panel techniques. *Environmental Science and Pollution Research, 28*, 8770-8781.

Alavipoor, F. S; Ehsani, A. H; Salesi, M; & Chehrazar, F. (2013). Impact of ICT on Environmental sustainable development. *Environmental Education and Sustainable Development, 2(5),* 53-72. (In Persian).

Alshubiri, F; & Elheddad, M. (2019). Foreign finance, economic growth and CO2 emissions nexus in OECD countries. *Ijccsm, 12(2), 161-181*.

Appiah-Otoo, I; Acheampong, A. O; Song, N; & Chen, X. (2022). The impact of information and communication technology (ICT) on carbon dioxide emissions: Evidence from heterogeneous ICT countries. *Energy & Environment*, 0958305X221118877.

Asongu, S. A; Le Roux, S; & Biekpe, N. (2018). Enhancing ICT for environmental sustainability in sub-Saharan Africa. *Technological Forecasting and Social Change, 127*, 209-216.

Avom, D; Nkengfack, H; Fotio, H. K; & Totouom, A. (2020). ICT and environmental quality in Sub-Saharan Africa: Effects and transmission channels. *Technological Forecasting and Social Change, 155*, 120028.

Bayrami, M; Arbab, H; & Salem, A. (2017). Comparison of the Impact of ICT on Environmental Pollution in D8 and G7 Countries. Master's thesis. Allameh Tabataba'i University. (In Persian).

Bieser, J. C; & Hilty, L. M. (2018). Assessing indirect environmental effects of information and communication technology (ICT): A systematic literature review. *Sustainability, 10(8),* 2662.

Bose, S; & Kohli, B. (2018). Study of FDI trends and patterns in BRICS economies during the period 1990-2015. *Emerging Economy Stud. 4(1),* 78–101.

Breusch, T. S; & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, *47*(1), 239-253.

Chen, X; Gong, X; Li, D; & Zhang, J. (2019). Can information and communication technology reduce CO2 emission? A quantile regression analysis. *Environmental Science and Pollution Research*, *26*, 32977-32992.

Chi, F; & Meng, Z. (2023). The effects of ICT and FDI on CO2 emissions in China. *Environmental Science and Pollution Research, 30*(2), 3133-3145.

Cole, M. A. (2004). Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: Examining the linkages. *Ecol. Econ. 48(1),* 71–81.

Cole, M. A; Elliott, R. J. R; & Zhang, J. (2011). Growth, foreign direct investment, and the environment: Evidence from Chinese cities. *J. Reginal Sci. 51(1),* 121–138.

Costantini, V; & Martini, C. (2006). A modified environmental Kuznets curve for sustainable development assessment using panel data. *International Journal of Global Environmental Issues*, *10*(1-2), 84-122.

Danish. (2019). Effects of information and communication technology and real income on CO2 emissions: The experience of countries along Belt and Road. *Telematics and Informatics, 45, 101300.*

Davis, S. J; & Caldeira, K. (2010). Consumption-based accounting of CO2 emissions. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *107*(12), 5687-5692.

Eskeland, G. S; & Harrison, A. E. (2003). Moving to greener pastures? Multinationals and the pollution haven hypothesis. *Journal of Development Economics, 70*(1), 1-23.

Fahimifard, S. M. (2020). Studying the EKC, HHP and REH Hypothesizes in D8 Countries: FMLOS Approach. *Iranian Energy Economics*, 36(4), 103-152. (In Persian).

Faisal, F; Tursoy, T; & Pervaiz, R. (2020). Does ICT lessen CO2 emissions for fast-emerging economies? An application of the heterogeneous panel estimations. *Environmental Science and Pollution Research, 27(10),* 10778-10789.

Fallahi, F; Sojudi, S; & Mamipours, S. (2012). The impact of information and communication technology (ICT) on the environmental quality in Iran. *Iranian Energy Economics, 1*(2), 149-171. (In Persian).

Ghasemi nejad, M; Jahangard, E; & Sharif, M. (2016). Impact of information and communication technology (ICT) on CO2 emissions in selected countries. Master's thesis, Allameh Tabataba'i University. (In Persian).

Godil, D. I; Sharif, A; Agha, H; & Jermsittiparsert, K. (2020). The dynamic nonlinear influence of ICT, financial development, and institutional quality on CO2 emission in Pakistan: new insights from QARDL approach. *Environmental Science and Pollution Research, 27(19),* 24190-24200.

Golub, S. S; Kauffmann, C; & Yeres, P. (2011). Defining and measuring green FDI. *Organization for Economic Development and Cooperation Working paper, 102.*

Haldar, A; & Sethi, N. (2022). Environmental effects of information and communication technology-exploring the roles of renewable energy, innovation, trade and financial development. *Renewable and Sustainable Energy Reviews, 153,* 111754.

Hashemi dizaj, A; Faturechi, Z; & Najafi, H. (2022). Investigating the impact of foreign direct investment on renewable energy on environmental disasters in OECD countries. *Journal of Geography and Environmental Studies*, *11*(44), 80-96. (In Persian).

Higón, D. A; Gholami, R; & Shirazi, F. (2017). ICT and environmental sustainability: A global perspective. *Telematics and Informatics, 34(4),* 85-95.

Hilty, L. M; & Aebischer, B. (2015). ICT for sustainability: an emerging research field. *ICT Innovations for Sustainability*, 3-36.

Hu, G; Can, M; Paramati, S. R; Doğan, B; & Fang, J. (2020). The effect of import product diversification on carbon emissions: New evidence for sustainable economic policies. *Economic Analysis and Policy, 65,* 198-210.

Huang, Y; Chen, F; Wei, H; Xiang, J; Xu, Z; & Akram, R. (2022). The impacts of FDI inflows on carbon emissions: Economic development and regulatory quality as moderators. *Frontiers in Energy Research*, *9*, 820596.

Jafariparvizkhanlou, K; Paytkhati Oskoei, S. A; & Azali, R. (2021). Investigating the impact of ICT and economic growth on environmental pollution: Case study of Persian Gulf countries. *The Journal of Economic Studies and Policies*, *8*(1), 111-138. (In Persian).

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics, 90*(1), 1-44.

Khan, F. N; Sana, A; & Arif, U. (2020). Information and communication technology (ICT) and environmental sustainability: A panel data analysis. *Environmental Science and Pollution Research, 27(29),* 36718-36731.

Khan, N; Baloch, M. A; Saud, S; & Fatima, T. (2018). The effect of ICT on CO2 emissions in emerging economies: does the level of income matters? *Environmental Science and Pollution Research, 25(23),* 22850-22860.

Kılıçarslan, Z; & Dumrul, Y. (2017). Foreign direct investments and CO2 emissions relationship: the case of Turkey. *Business and Economics Research Journal*, *8*(4), 647-660.

Lee, J. W; & Brahmasrene, T. (2014). ICT, CO2 emissions and economic growth: evidence from a panel of ASEAN. *Global Economic Review, 43(2),* 93-109.

Lee, J. W; & Unger, B. (2012). Information and communications technology, economic growth, and carbon emission levels: The case of South Korea. *Journal of Distribution Science, 10(6),* 7-15.

Lennerfors, T. T; Fors, P; & van Rooijen, J. (2015). ICT and environmental sustainability in a changing society: The view of ecological World Systems Theory. *Information Technology & People, 28(4), 758-774.*

Mashayekhi, B; Hojhabr Kiani, K; Khalili, F; & Asgari, F. (2021). The effect of information and communication technology and foreign direct investment on green productivity in Iran. *Journal of Environmental Science and Technology, 23*(1), 253-266. (In Persian).

Moradhasel, N; & Mazene, A. (2014). A comparison of planning units based on the integration of vegetation type with land type and elevation classes for selection of new protected ares. *Environmental Researches*, *4*(7), 103-114. (In Persian).

Muhammad, S; Long, X; Salman, M; & Dauda, L. (2020). Effect of urbanization and international trade on CO2 emissions across 65 belt and road initiative countries. *Energy*, *196*, 117102.

Nair-Reichert, U; and Weinhold, D. (2001). Causality tests for cross-country panels: A new look at FDI and economic growth in developing countries. *Oxford Bull. Econ. Stat. 63 (2),* 153–171.

Pamlin, D; & Szomolányi, K. (2007). Saving the climate@ the speed of light. First roadmap for reduced CO2 emissions in the EU and beyond. *World Wildlife Fund and European Telecommunications Network Operators' Association.*

Park, Y; Meng, F; & Baloch, M. A. (2018). The effect of ICT, financial development, growth, and trade openness on CO 2 emissions: an empirical analysis. *Environmental Science and Pollution Research*, *25*, 30708-30719.

Parvin shoar Gangachin, F; Hekmati Farid, S; & Zonouzi, J. (2015). The effect of information and communication technology (ICT) on environmental quality in MENA Countries. Master's thesis. Urmia University. (In Persian).

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61*(S1), 653-670.

Pié, L; Fabregat-Aibar, L; & Saez, M. (2018). The influence of imports and exports on the evolution of greenhouse gas emissions: the case for the European Union. *Energies*, *11*(7), 1644.

Pouri, M. J; & Hilty, L. M. (2018). ICT-enabled sharing economy and environmental sustainability—a resource-oriented approach. *In Advances and New Trends in Environmental Informatics (pp. 53-65),* Springer, Cham.

Rahman, Z. U; Chongbo, W; & Ahmad, M. (2019). An (a) symmetric analysis of the pollution haven hypothesis in the context of Pakistan: A non-linear approach. *Carbon Manag, 10 (3),* 227–239.

Saadi Poor, A; Damankeshideh, M; & Shojayi, M. (2012). The analysis of impact of information and communication technology on CO2 emission; Across- country study. Master's thesis. Islamic Azad University. (In Persian).

Shahbaz, M; Nasreen, S; Abbas, F; & Anis, O. (2015). Does foreign direct investment impede environmental quality in high-, middle-, and lowincome countries? *Energ. Econ, 51,* 275–287.

Shahbaz, M; Shahzad, S. J. H; & Mahalik, M. K. (2018). Is globalization detrimental to CO2 emissions in Japan? New threshold analysis. *Environmental Modeling & Assessment, 23(5),* 557-568.

Sikder, M; Wang, C; Yao, X; Huai, X; Wu, L; KwameYeboah, F; & Dou, X. (2022). The integrated impact of GDP growth, industrialization, energy use, and urbanization on CO2 emissions in developing countries: Evidence from the panel ARDL approach. *Science of the Total Environment,* 155795.

Stern, D. I. (2000). A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the US macroeconomy. *Energy economics*, *22*(2), 267-283.

Wang, Y; & Huang, Y. (2022). Impact of foreign direct investment on the carbon dioxide emissions of East Asian Countries based on a panel ARDL method. *Frontiers in Environmental Science, 10,* 937837.

Weili, L; Khan, H; & Han, L. (2022). The impact of information and communication technology, financial development, and energy consumption on carbon dioxide emission: evidence from the Belt and Road countries. *Environmental Science and Pollution Research, 29(19),* 1-16.

Yi, L. & Thomas, H. R. (2007). A review of research on the environmental impact of e-business and ICT. *Environment International, 33 (6),* 841-849.

Zeng, K; & Eastin, J. (2012). Do developing countries invest up? The environmental effects of foreign direct investment from less-developed countries. *World Development, 40 (11),* 2221–2233.

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 ۹، شماره ۳، شماره پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۲
صفحات ۲۲۰-۱۹۳

مقاله پژوهشی

تمرکززدایی مالی و آموزش عالی از بعد اقتصادی و آموزشی[۱]

الهام فتح الهی[۲] و محمد علیزاده[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۱/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۱۹

چکیده

تقاضای فزاینده برای آموزش عالی از اواسط دهه ۱۹۹۰ باعث گسترش و تنوع سیستم آموزش عالی شده‌است. اقتصاد بازار مستلزم توجه بیشتر بر کیفیت آموزش است که تا حد زیادی با میزان بودجه برای هر دانشجو مرتبط است. آموزش نه تنها بهره‌وری کل عوامل و رشد اقتصادی را تحریک می‌کند، بلکه به مقابله با برخی از چالش‌های اصلی اجتماعی و زیست‌محیطی کمک می‌کند. فراتر از رشد اقتصادی، آموزش، امکان تولید کالاها و خدمات بیشتر و جدید با مصرف کمتر منابع تجدیدناپذیر را فراهم می‌کند و اثرات خارجی منفی مرتبط با تولید را کاهش می‌دهد. ارائه یکنواخت و یک طرفه آموزش تحت نظارت سیستم متمرکز، ممکن است باعث عدم رقابت و استفاده ناکارآمد از منابع عمومی‌شود. در همین راستا، این تحقیق بدنبال بررسی رابطه بین تمرکززدایی مالی و بهبود عملکرد آموزش عالی در استان‌های ایران می‌باشد. جهت بدست آوردن رابطه، از روش برآورد داده‌های پانلی برای دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۸ استفاده شده‌است. نتایج نشان داد که اثر تمرکززدایی درآمدی بر تعداد فارغ التحصیلان دانشگاهی مثبت و معنی‌دار است. به عبارت دیگر تمرکززدایی درآمدی سبب افزایش تعداد خروجی دانشجویان و افزایش سطح کیفی دانشگاه‌ها می‌شود. همچنین اثر تمرکززدایی درآمدی بر سرانه آموزشی منفی و معنی‌دار است. بدین معنی که افزایش تمرکززدایی درآمدی سبب کاهش سرانه آموزشی دانشجویان شده، که این امر کاهش کیفیت آموزش در دانشگاه‌ها را در پی دارد، اما رابطه تمرکززدایی هزینه‌ای در هر دو الگوی تخمینی معنی‌دار نیست.

واژگان کلیدی: تمرکززدایی مالی، سرانه آموزش عالی، بهبود عملکرد آموزش، پانل دیتا.
طبقه‌بندی موضوعی: *H75، H71، H40، H52، I21*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2023.44935.1368
۲. دانش آموخته دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران. (نویسنده مسئول). (elham.fatholahi@yahoo.com).
۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران. (alizadeh.m@lu.ac.ir).

مقدمه

پیشرفت منابع انسانی، آموزش و کسب مهارت‌ها، کلیدی برای کشورهای جهان در حفظ رقابت‌پذیری و توسعه در زمینه‌های سیاسی، اقتصادی و اجتماعی است (کائکومکونگ و جاییبوریسودهی[1]، ۲۰۲۱). آموزش، تحقیق، توسعه و نوآوری نقش بسزایی در رشد اقتصادی دارد. مدل‌های رشد درون‌زای پیشنهاد شده توسط نویسندگانی مانند رومر[2] (۱۹۹۰)، آگیون و هویت[3] (۱۹۹۲) و گروسمن و هلپمن[4] (۱۹۹۴)، به به برجسته کردن وظیفه آموزش و تحقیق به عنوان یک ابزار و عامل اساسی برای رشد اقتصادی میان‌مدت و بلندمدت کمک کرده‌اند. با این حال، آموزش نه تنها بهره‌وری کل عوامل و رشد اقتصادی را تحریک می‌کند، بلکه به مقابله با برخی از چالش‌های اصلی اجتماعی و زیست محیطی کمک می‌نماید. فراتر از رشد اقتصادی، آموزش امکان تولید کالاها و خدمات بیشتر و جدید با مصرف کمتر منابع تجدیدناپذیر را فراهم می‌کند و اثرات خارجی منفی مرتبط با تولید را کاهش می‌دهد (بلانکو و همکاران[5]، ۲۰۲۰). تقاضای فزاینده برای آموزش عالی از اواسط دهه ۱۹۹۰ باعث گسترش و تنوع سیستم آموزش عالی شده‌است. اقتصاد بازار مستلزم توجه بیشتر بر کیفیت آموزش است که تا حد زیادی با میزان بودجه برای هر دانشجو مرتبط است. آموزش عالی هنوز به تقاضاهای بازار کار پاسخگو نیست و نگرانی در مورد کیفیت آموزش وجود دارد. کیفیت آموزشی یک مفهوم چند بعدی است که شامل ابعاد کارکردها و فعالیت‌های محیط‌های آموزشی، معلمان و کادر آموزشی، دانش‌آموزان و امکانات و تجهیزات آموزشی است. لذا می‌توان بیان کرد که کیفیت آموزش به معنای انجام تغییرات آموزشی لازم در دانشجویان به صورت مطلوب و موفقیت‌آمیز است (راف[6]، ۲۰۱۲). با این حال، هم دسترسی به آموزش عالی و هم کیفیت آن هزینه زیادی دارد. اجرای اقدامات کاهش‌دهنده هزینه‌ها و جلوگیری از گسترش امکانات و نوآوری‌های آموزشی در مواجهه با افزایش تقاضا، کیفیت ارائه آموزشی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (آیوک و کوما[7]، ۲۰۱۹).

تمرکززدایی نشان دهنده حرکت دولت به سمت کاهش بخش عمومی، خصوصی‌سازی موسسات و تشویق سازمان‌های خصوصی به ارائه خدماتی هستند که قبلاً توسط برخی سازمان‌های دولتی ارائه می‌شد. در نهایت، تأثیر تمرکززدایی بر تأمین مالی آموزش عالی، تشویق توسعه آموزش عالی خصوصی و خصوصی‌سازی آموزش عالی دولتی است. با توجه به روندهای جهانی آموزش عالی، دانشگاه‌ها اقداماتی را در زمینه هزینه‌ها و درآمدها انجام داده‌اند. تصمیمات مربوط به هزینه اغلب سوالاتی را در مورد این‌که آیا آن‌ها بر کیفیت آموزش تأثیر می‌گذارند ایجاد می‌کنند و تصمیمات درآمدی اغلب به معنای نتیجه پیش‌بینی نشده برای خانواده‌ها، یعنی خانواده‌های دانشجویان است (ایوانووا و همکاران[8]، ۲۰۱۹). تمرکززدایی مالی

1. Kaewkumkong & Jaiborisudhi
2. Romer
3. Aghion & Howitt
4. Grossman & Helpman
5. Blanco *et al.*
6. Habibulah *et al.*
7. Ayuk & Koma
8. Ivanova *et al.*

نقش اساسی در بالا بردن یا افزایش رشد اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه دارد. برنامه‌ریزی مالی در دو دهه گذشته مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گرفته است. این صرفاً رویکردی است که از طریق آن، همه اجزاء اقتصاد می‌توانند رشد اقتصادی را تولید یا توزیع کنند. انتقال مالی، راهی است که از طریق آن مؤسسه‌ها و بخش‌های مختلف می‌توانند به طور سیستماتیک کار کنند. رویه تمرکززدایی تلاش می‌کند تا بر شرایطی تأکید کند که افراد بومی در اقتصادهای رو به رشد، در حال تلاش برای برتری و استقلال بیشتر باشند. منطقه‌بندی مالی یک روش یا تکنیک فعال است که ممکن است در تصمیم‌گیری در مورد مسائل بزهکارانه مانند، بی‌ثباتی سیاسی، فقر و نابرابری منطقه‌ای همکاری داشته باشد. تمرکززدایی به افزایش گستردگی و تعالی خدمات اجتماعی، به عنوان مثال بهداشت، آموزش و زیرساخت و غیره کمک می‌کند و پیامدهای مهمی در حوزه‌های اجتماعی مانند افزایش کیفیت، کارایی و تنوع آموزش دارد (نارمین و همکاران[1]، ۲۰۲۱).

لذا از یک طرف انتظار می‌رود دولت‌های منتخب محلی، با اختیارات مالی و اداری در توسعه، برنامه‌ریزی و ارائه خدمات عمومی، بسیار بهتر و کارآمدتر از دولت مرکزی عمل کنند، که این امر ممکن است به حل مسائلی مانند نابرابری منطقه‌ای، کاهش فقر و بی‌ثباتی سیاسی کمک کند و از طرف دیگر لزوم توجه به تمرکززدایی مالی در آموزش بدین علت که دولت‌های محلی می‌توانند اطلاعات بهتری در مورد نیازهای دانشجویان و محیط‌های آموزشی در اختیار داشته باشند که ممکن است مشوق‌های دولتی تحت یک سیستم غیرمتمرکز برای بهبود نتایج آموزشی افزایش یابد و کشور از مزایای اقتصادی و اجتماعی آن بهره‌مند شود و با بیان این نکته که تمرکززدایی مالی از کشوری به کشور دیگر به‌دلیل تفاوت در تاریخ، فرهنگ، سیستم‌های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی متفاوت است، بنابراین بررسی این موضوع در ایران نیز ضروری به‌نظر می‌رسد. همچنین با توجه به این‌که تحقیقات انجام شده در داخل، موضوع تمرکززدایی در آموزش را تنها از منظر تفویض اختیار و روش مدیریتی و بصورت کیفی-توصیفی، کار میدانی و مصاحبه از صاحب نظران در این زمینه مورد بررسی قرار داده‌اند، لذا هدف تحقیق حاضر بررسی اثر تمرکززدایی مالی بر بهبود عملکرد آموزش عالی در ایران بصورت تجزیه و تحلیل کمی است که نسبت به سایر مطالعات انجام شده، هم در زمینه نوع متغیرها و هم از نظر مدل در خصوص تمرکززدایی در آموزش، متفاوت است. متغیر وابسته این تحقیق کیفیت آموزش در اقتصاد را نشان می‌دهد که از دو شاخص مهم کیفیت آموزشی هم از بعد منابع و هم از بعد نتیجه و خروجی آموزشی استفاده شده‌است. همچنین در این پژوهش با استفاده از روش تخمینی داده‌های پانلی، روابط و ارتباط بین متغیرهای مورد مطالعه برآورد می‌شود. در این راستا مقاله حاضر مشتمل بر پنج بخش است. در بخش اول به بیان مبانی نظری پژوهش حاضر پرداخته می‌شود. بخش دوم شامل مروری بر پیشینه تحقیق و مطالعات انجام‌شده قبلی است. در بخش سوم به تصریح مدل، بررسی روند متغیرها و ابزار گردآوری اطلاعات پرداخته شده‌است. در بخش چهارم به برآورد مدل و ارائه نتایج، اختصاص یافته است و در نهایت در بخش پنجم، جمع‌آوری و پیشنهادات ارائه شده‌است.

1. Narmeen *et al.*

مروری بر مبانی نظری

آموزش عالی به عنوان موتور توسعه و رشد به دلیل مزایای آن برای افزایش تحقیقات، دانش و نوآوری تکنولوژیکی در کشور در نظر گرفته می‌شود. نظریه‌های اقتصادی (نظریه سرمایه انسانی و نظریه جدید رشد) آموزش را به عنوان یک عامل تعیین‌کننده اساسی توسعه اقتصادی در سطح ملی و منطقه تعریف می‌کنند. در میان سطوح تحصیلی، بر آموزش عالی بعنوان پاسخ به تحولات تکنولوژیکی و ارائه مهارت‌های مناسب برای رقابت در اقتصاد جهانی جدید، توجه و تمرکز ویژه ای شده‌است. دانشگاه‌ها به علت افزایش فشار عمومی برای کمک به توسعه محلی در بیشتر کشورها تحت نظارت هستند. به عبارت دیگر، انتظار می‌رود که آموزش عالی کلیدی باشد که بیشترین سطح رشد اقتصادی را داراست و برای توضیح تفاوت‌های اقتصادی بین مناطق بهترین گزینه باشد (آگاسیستی و برتولتی[1]، ۲۰۲۲). هزینه‌های تحصیل یک سرمایه‌گذاری بلندمدت محسوب می‌شود که می‌تواند سطح بالایی از بهره‌وری نیروی کار را به همراه داشته باشد که به نوبه خود تاثیر مثبت بر رشد تولید ناخالص داخلی (GDP) را دارد. نه فقط توسعه فیزیکی، بلکه بهبود و ارتقای سطح آموزش مزایای غیرمستقیم عظیمی برای بالابردن سطح جامعه به ارمغان می‌آورد که این امر باعث بهبود جنبه‌های مختلف دیگر مانند سلامتی، تغذیه ، بهداشت و همچنین نظم و انضباط جامعه می‌شود. بنابراین، هزینه‌های مربوط به آموزش عوامل خارجی اقتصادی را ایجاد می‌کند که می‌تواند روند توسعه کشور را تسریع کند (سانده[2]، ۲۰۱۷). اکثر کشورهای جهان اهمیت ارتقا آموزش را به عنوان ابزاری برای افزایش بهره‌وری و سرمایه‌گذاری بالا در بخش آموزش مورد تشخیص قرار داده اند (پیومینی و ویجتونگا[3]، ۲۰۲۰).

دانشگاه‌ها دریافته‌اند که بقای بلندمدت آن‌ها به میزان کیفیت خدماتشان بستگی دارد و کیفیت، یک دانشگاه را از بقیه متمایز می‌کند. خدمات آموزشی اغلب نامشهود هستند و اندازه‌گیری آن دشوار است، زیرا نتایج در تغییر دانش، ویژگی‌ها و رفتار افراد منعکس می‌شود. تعاریف زیادی در ادبیات برای توصیف مفهوم کیفیت خدمات وجود دارد. در واقع، بسیاری از توصیفات کیفیت از این تز سرچشمه می‌گیرند که کیفیت میزان برآورده شدن انتظارات مشتری است. می‌توان چند بعد را برای کیفیت تعریف کرد که از امکانات فیزیکی، تجهیزات، خدمات پشتیبانی و درجه ای که دانش، مهارت‌های آموخته شده و خدمات به طور دقیق، قابل اعتماد و به موقع و بدون خطا ارائه می‌شود، نام برد (تسینیدویو و همکاران[4]، ۲۰۱۰). سرمایه‌گذاری در آموزش عالی فقط یک قدم به منظور بهبود بهره‌وری و توزیع بهتر درآمد نیست. بلکه مهم تر از آن پرورش شهروندانی مستقل است که قادر خواهند بود به منظور بالاتر رفتن سطح زندگی هوشمندانه تر تصمیم‌گیری کنند. همچنین تحصیلات عالی کلید مشاغل پردرآمدتر است. سرمایه‌گذاری ناکافی در

1. Agasisti & Bertoletti
2. Sunde
3. Piyumini & Wijethunga
4. Tsinidou *et al.*

آموزش باعث بی‌سوادی افراد جامعه شده و علت اصلی رشد آهسته و عقب‌ماندگی اقتصاد کشورهای در حال توسعه و توسعه نیافته است. آموزش نه تنها بازده اقتصادی را افزایش می‌دهد، بلکه تأثیر قابل توجهی نیز بر فقر، توزیع درآمد، سلامت، باروری، مرگ و میر، افزایش جمعیت و کیفیت کلی زندگی بشر دارد (کانتی غرا[1]، ۲۰۲۰).

دانشگاه به عنوان اصلی‌ترین سازمان توسعه منابع انسانی متخصص، نقش بسزایی در دستیابی به توسعه پایدار در عصر جهانی شدن دارد. بنابراین ضرورت بررسی توسعه کمی و کیفی فرصت‌های آموزشی در دانشگاه بدیهی است. کیفیت نظام دانشگاهی از دیدگاه‌های مختلف مورد توجه قرار گرفته است. در دستیابی به اهداف آموزش عالی از جمله تربیت و تأمین نیروی انسانی ماهر مورد نیاز، انتقال و جذب فناوری و توسعه روابط متقابل مؤسسات آموزش عالی با سایر بخش‌های علمی و صنعتی و غیره، توجه به شاخص‌های کیفی جامع‌تر برای بهبود، اجتناب ناپذیر است. به عبارت دیگر، اگر دانشگاه قصد دارد در عصر جهانی‌شدن عملکرد خوبی داشته باشد، توجه بیشتر به عواملی مانند محتوای برنامه درسی، شایستگی‌های استاد، روش‌های تدریس، ارزشیابی، منابع علمی و فضای فیزیکی دانشگاه‌ها ضروری است (دمیرچیلی و تجری[2]، ۲۰۱۱). به منظور بهبود کیفیت و دسترسی به آموزش، دولت نه تنها به تخصیص منابع مالی بیشتر نیاز دارد بلکه باید قوانین مناسب و چارچوب‌های مدیریت مالی را وضع نماید (ایمانا[3]، ۲۰۱۷). یکی از اقدامات برای توسعه و افزایش پتانسیل منابع انسانی ناشی از جهانی شدن، انتقال اختیارات آموزش به ادارات محلی است. تمرکززدایی یک پدیده جهانی است و یکی از مهم‌ترین این موارد، تمرکززدایی در آموزش و پرورش است. مهم‌ترین جنبه تمرکززدایی آموزشی، واگذاری اختیار هزینه، نیروی انسانی و محتوای آموزشی از دولت مرکزی به سطح دولت محلی است.

نظام آموزشی ایران دارای مشخصات متمرکز است. بدین معنی که در این نظام آموزشی، برنامه‌های درسی بدون توجه به تفاوت‌های فردی و شناختی دانش‌آموزان، تفاوت‌های اقلیمی، اجتماعی، منطقه‌ای و محیط آموزشی طراحی و تولید می‌شود. بنابراین اغلب در پاسخ به مشکلات این نظام، به‌دنبال احیای نظام غیرمتمرکز است. وقوع این پدیده، یعنی عدم تمرکز در ساختار نظام آموزشی در مؤلفه‌های گوناگونی نظیر تصمیم‌گیری، ساختار اداری، مالی و غیره صورت می‌پذیرد (واعظی و هرفته، ۱۳۹۶). آموزش فرایند بسیار پیچیده‌ای است که نمی‌توان آن را از یک مرکز واحد، مدیریت کرد. با مدیریت مرکزی، مشکلات آموزش نه تنها حل نمی‌شود، بلکه پیچیده‌تر نیز خواهد شد. با توجه به مزایای مدیریت محلی، واضح است که انتقال سیستم مدیریت آموزش به افراد محلی مزایای قابل توجهی را به سیستم آموزش اضافه می‌کند که باعث افزایش کیفیت آموزشی می‌شود. به‌همین دلیل، بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه سیستم‌های مدیریت آموزش خود را بومی‌کرده‌اند. این بدان معنی است که عدم تمرکز آموزش می‌تواند به

1. Kanti Ghara
2. Damirchili & Tajari
3. Imana

دلایلی مانند افزایش کیفیت، کارایی و سرعت در خدمات آموزشی و ارائه مشارکت عمومی مفید باشد (تارهان و گانیلی[1]، ۲۰۲۰). ارائه یکنواخت و یک طرفه آموزش تحت نظارت سیستم متمرکز، باعث عدم رقابت و استفاده ناکارآمد از منابع عمومی می‌شود. تمرکززدایی، سوء استفاده‌های انحصاری را با افزایش رقابت بین ارائه‌دهندگان خدمات، حذف می‌کند یا کاهش می‌دهد. از طریق رقابت، دولت‌های محلی تحت فشار قرار می‌گیرند تا مدارسی با کیفیت بالا ارائه دهند که شامل منابع و خدمات آموزشی متنوع برای رفع نیازها و ترجیحات دانش‌آموزان باشد (جئونگ و همکاران[2]، ۲۰۱۷). در خصوص آموزش انتظار می‌رود تمرکززدایی مالی باعث شود که مقامات محلی نسبت به کیفیت کارکنان آموزشی، نوع آموزش ارائه شده و امکانات آموزشی مورد نیاز واکنش نشان دهند. در میان تمام کارکردهای دولت، آموزش یکی از مواردی است که احتمالاً جامعه محلی در آن دخالت می‌کند. شواهد بین کشوری به طور کلی نشان می‌دهد که میزان خودمختاری (معمولاً مالی) که به دولت‌های محلی داده می‌شود، تأثیر مثبت قابل توجهی بر هزینه‌های انجام شده برای آموزش و یا عملکرد تحصیلی محیط‌های آموزشی دارد (لتلییر و اورمانو[3]، ۲۰۱۸).

انتظار می‌رود تمرکززدایی از آموزش به پله ای برای بهبود نتایج آموزشی تبدیل شود. در ادبیات تمرکززدایی، دو دیدگاه در مورد ارتباط بین تمرکززدایی از آموزش و نتایج آموزشی وجود دارد. طرفداران دیدگاه اول، مانند هردیا-اورتیز[4] (۲۰۰۷) برای تأثیر مثبت تمرکززدایی آموزش استدلال و شواهد ارائه می‌کنند. به عنوان مثال، در اندونزی، سیماتیوپانگ[5] (۲۰۰۹) نشان داد که به طور متوسط، اکثر نتایج آموزش به طور قابل توجهی پس از تمرکززدایی به سمت بهتر شدن تغییر کرده است. علاوه بر این، مشخص شد که دولت‌های محلی بهتر به نیازهای خود برای خدمات آموزشی پاسخ می‌دهند. با این حال، طرفداران دیدگاه دوم، مطالعاتی را ارائه می‌کنند که نشان می‌دهد تمرکززدایی تأثیر منفی بر نتایج آموزشی دارد (موتاکین و همکاران[6]، ۲۰۱۶). بحث در مورد تمرکززدایی مالی و تأثیر آن بر مخارج عمومی جدید نیست، اما تاکنون اتفاق نظری در مورد میزان و جهت تأثیر تمرکززدایی مالی بر مخارج وجود ندارد. تأثیر تمرکززدایی مالی بر مخارج عمومی بسته به توزیع مخارج در سطوح مختلف دولت متفاوت است. رقابت محلی در ارائه کالاهای عمومی محلی/منطقه‌ای (مانند آموزش) می‌تواند منجر به هزینه‌های بالاتر شود (کازونگو و موبالا[7]، ۲۰۱۳) تمرکززدایی اصطلاحی است که زمانی استفاده می‌شود که مسئولیت/قدرت به جوامع محلی و محیط‌های آموزشی منتقل شود. سپس آن‌ها می‌توانند در مورد بسیاری از جنبه‌های سیاستی تصمیم‌گیری کنند. در سیستم‌های متمرکز، یک نهاد مرکزی ممکن است امور مالی، پرسنل و منابع را

1. Turhan & Guneyli
2. Jeong *et al.*
3. Letelier & Ormeno
4. Heredia-Ortiz
5. Simatupang
6. Muttaqin *et al.*
7. Kazungu & Mabula

کنترل کند و همچنین سیاست، برنامه درسی و ارزیابی را مدیریت کند. بسیاری از محققان پیشنهاد می‌کنند که در سیستم‌های غیرمتمرکز، می‌توان از منابع به نحو احسن استفاده کرد. این به نوبه خود می‌تواند منجر به بهبود عملکرد یادگیرنده، رضایت بیشتر والدین و مسئولیت‌پذیری قوی تر با مشارکت و حمایت جامعه شود. (آندرونیسیانو و ریستئا[1]، ۲۰۱۴).

حامیان سیستم‌های غیرمتمرکز استدلال می‌کنند که به دلیل اطلاعات بهتر در مورد نیازهای محلی، می‌توانند کیفیت را بهبود بخشند و تقاضای محلی را برآورده سازند. چنین سیستم‌هایی همچنین می‌توانند کنترل، مشارکت و انتخاب دموکراتیک بیشتری را برای خانواده‌ها فراهم کنند. سایر محققان اشاره می‌کنند که افزایش رقابت بین محلات می‌تواند منجر به کارایی بیشتر شود (بوسمیر[2]، ۲۰۱۲). شواهد محدودی وجود دارد که نشان می‌دهد تمرکززدایی به تنهایی کیفیت آموزش را افزایش می‌دهد. با این حال، هر چه این فرآیند بر مسائل کیفیت تمرکز بیشتری داشته باشد و اقدامات تمرکززدایی نزدیکتر به محیط آموزش/جامعه باشد، احتمال این‌که تمرکززدایی، همراه با سایر ورودی‌های مورد نیاز، به افزایش کیفیت آموزش کمک کند، بیشتر می‌شود. همچنین به نظر می‌رسد سیستم‌های غیرمتمرکزتر، فرصت بیشتری برای توسعه اشکال نوآورانه آموزش فراگیر ایجاد می‌کنند. این سیستم‌ها، یادگیری انعطاف‌پذیرتری دارند و مدیریت محیط‌های آموزشی را پشتیبانی و تقویت می‌کنند. انتقال مسئولیت و اختیارات خدمات آموزشی به دولت‌های محلی یا استانی به این دلیل است که فاصله بین والدین و سیاست‌گذار یا سیاست‌گذار و محیط‌های آموزشی را کوتاه می‌کند، ممکن است منجر به افزایش پاسخگویی و کارایی شود. این امر همچنین ممکن است تقاضای والدین را برای کیفیت بیشتر تقویت کند و یا ظرفیت مدیران را برای اجرای برنامه‌ها بهبود بخشد (ویدمن و دی پیترو-ژوراند[3]، ۲۰۱۱).

در سیستم‌های غیرمتمرکزتر، غالباً فرض بر این است که زمین بازی مساوی نیست و مناطق فقیرتر با محدودیت‌های قابل توجهی روبرو هستند. این محدودیت‌ها آن‌ها را از ارائه خدمات به همان شیوه همتایان ثروتمندتر خود باز می دارد و در نتیجه الگوهای موجود نابرابری در ارائه کالاها و خدمات و ثروت را حفظ می‌کند (رودریگز-پوز و ازکورا[4]، ۲۰۱۰). ایسلند به عنوان یک استراتژی برای فرصت‌های برابر در مناطق مختلف، صندوق همسان‌سازی مقامات محلی را تأسیس کرده است. این منابع را بین شهرداری‌های ایسلند بازتوزیع می‌کند. این صندوق در برابر کردن توانایی‌های شهرداری‌ها برای افزایش درآمد و تامین هزینه‌ها نقش دارد. بیش از ۱۰ درصد از درآمدهای مقامات محلی از صندوق همسان‌سازی تأمین می‌شود. این موارد به شکل تخصیص‌های ویژه، کمک‌های یکسان‌سازی و مشارکت‌هایی مانند انتقال هزینه‌های خدمات برای فراگیران است. ارائه داده‌های دقیق یک چالش در سیستم‌های غیرمتمرکز است. اطلاعات واضح، قابل مقایسه و مرتبط در مورد عملکرد تحصیلی و مالی محیط‌های آموزشی در مورد اقداماتی مانند هزینه‌ها، استفاده از

1. Androniceanu & Ristea
2. Busemeyer
3. Weidman & DePietro-Jurand
4. Rodríguez-Pose & Ezcurra

منابع و نتایج آموزشی ضروری است. با توجه به ارتباط بین پیشینه اقتصادی-اجتماعی و دستاوردها، دانستن تأثیر سیاست‌های اعمال شده مهم است. این امر بینشی را در مورد پیامدهای احتمالی انواع مختلف تمرکززدایی بر نتایج آموزشی دانشجویان و چگونگی بهینه‌سازی آن‌ها ارائه می‌کند (وست و همکاران[1]، ۲۰۱۰).

تمرکززدایی به یک پدیده جهانی تبدیل شده‌است که در بیش از ۸۰ درصد کشورهای جهان، هم در کشورهای توسعه‌یافته و هم در کشورهای در حال توسعه رخ داده است. دلایل اجرای تمرکززدایی متنوع است، از فشارهای اقتصادی بین المللی گرفته تا تقاضاهای داخلی برای افزایش مشارکت شهروندان. شعار نزدیک‌تر به مردم را می‌توان به سه مزیت تحلیلی اساسی که دولت‌های محلی نسبت به دولت مرکزی دارند تجزیه کرد: (الف) اطلاعات برتر در مورد شرایط و نیازهای محلی، (ب) مشارکت بیشتر شهروندان در تصمیم‌گیری و تولید محلی خدمات و (ج) پاسخگویی بیشتر مقامات دولتی به رای دهندگان. بنابراین تصمیم‌گیری دولت‌های محلی با عدم نیاز به پاسخگویی به مجموعه متنوع تری از نیازها و خواسته‌ها تسهیل می‌شود. بنابراین منطقاً نتیجه می‌شود که تمرکززدایی باید خدمات عمومی را بهبود بخشد. ارزیابی اصلاحات به روش‌های کاملاً متفاوتی انجام می‌شود و بر نتایج بسیار متفاوتی از ارائه خدمات، فساد و ثبات کلان اقتصادی تمرکز دارد. تمرکززدایی مورد حمایت برای بهبود تأمین بهداشت و آموزش در کشورهای در حال توسعه است. این محبوبیت تعجب آور نیست. از میان بسیاری از استدلال‌ها به نفع تمرکززدایی، مهم‌ترین آن‌ها این است که واگذاری قدرت و منابع به دولت‌های محلی می‌تواند مسئولیت‌پذیری کارمندان عمومی و در نتیجه پاسخگویی خدمات عمومی به نیازهای شهروندان را افزایش دهد. در حالی که انگیزه‌های تمرکززدایی بدون شک در کشورهای مختلف متفاوت بوده است، بهبود عرضه کالاهای عمومی حداقل هدف ضمنی اکثر اصلاحات و معمولاً یک هدف صریح بوده است (چانا و فاگوت[2]، ۲۰۱۶).

پیشینه پژوهش

موتاکین و همکاران (۲۰۱۶)، در مطالعه خود با عنوان تأثیر تمرکززدایی بر پیشرفت تحصیلی در اندونزی به بررسی تأثیر تمرکززدایی بخش آموزش و تأثیر عوامل شهری و سایر متغیرهای توضیحی بر پیشرفت تحصیلی در اندونزی با استفاده از داده‌های پانلی برای سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۱ پرداختند. نتایج تحقیق آنان نشان داد که پس از تمرکززدایی، مدت تحصیل اندکی افزایش یافت، اما پیشرفت در طول تحصیل کند شد. تنوع پیشرفت تحصیلی بین استان‌ها اندکی کاهش یافت، اما تنوع بین شهرداری‌ها افزایش یافت.

احمد[3] (۲۰۱۶)، اثرات تمرکززدایی مالی بر بخش آموزش را برای ۶۲ کشور منتخب در دوره ۱۹۷۲ تا ۲۰۱۰ با روش پانل بررسی کرد. نتایج نشان داد که منابع مختلف تمرکززدایی مالی تأثیر متفاوتی بر هزینه‌ها و کیفیت آموزش دارند و به احتمال زیاد دولت‌های زیرمجموعه بودجه اختصاص داده شده به

1. West *et al.*
2. Channa & Faguet
3. Ahmad

آموزش را افزایش می‌دهند. بنابراین تمرکززدایی مالی یک ابزار مهم سیاستی برای دستیابی به اهداف اجتماعی است.

چانا و فاگوت (۲۰۱۶)، توانایی تمرکززدایی برای افزایش کارایی فنی در ارائه بهداشت و آموزش در کشورهای در حال توسعه را بصورت مروری و کیفی بررسی کردند. بسیاری از نظرسنجی‌ها نشان داد که شواهد تجربی تأثیرات تمرکززدایی بر ارائه خدمات، ضعیف، ناقص و اغلب متناقض است. شواهد با کیفیت بالاتر نشان می‌دهد که تمرکززدایی کارایی فنی را در انواع خدمات عمومی، از نمرات آزمون دانش آموزان تا میزان مرگ و میر نوزادان، افزایش می‌دهد.

سوئجوتو و همکاران [1] (۲۰۱۷)، در تحقیق خود به تجزیه و تحلیل اثر تمرکززدایی مالی بر نابرابری آموزش بین ۳۸ ناحیه یا شهرهای شرق استان جاوا با استفاده از تجزیه و تحلیل داده‌های پانلی برای سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۴ پرداختند. نتایج نشان داد که تمرکززدایی مالی بر نابرابری آموزش تأثیر منفی و معناداری دارد.

روسلو-ویلالونگا [2] (۲۰۱۷)، در تحقیقی به تحلیل واگذاری مسئولیت‌ها در آموزش عالی به سطوح دولتی و اثر آن بر کیفیت آموزش عالی با استفاده از داده‌های پانلی طی سال‌های ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۱ پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد که کیفیت آموزش در یک رژیم غیرمتمرکز در مقایسه با یک برنامه متمرکز ممکن است بالاتر باشد. زیرا ارائه غیرمتمرکز به همه دانشجویان با عملکرد تحصیلی بالا امکان دسترسی به آموزش عالی را می‌دهد و در صورتی که هزینه‌های عمومی در آموزش عالی توسط دولت‌های منطقه‌ای بیش‌تر از یک دولت مرکزی بود، نتیجه قبلی تقویت می‌شد.

لتلییر و اورمانو (۲۰۱۸)، رابطه تمرکززدایی مالی و آموزش در شیلی را با استفاده از داده‌های پانل طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۳ مورد بررسی قرار دادند. این مطالعه نشان داد که واحدهای دارای خودمختاری بیشتر، هنگام اداره مدارس عملکرد بهتری داشته اند.

متاسیگزیا [3] (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای به بررسی اصلاحات عدم تمرکز مالی اجرا شده در دولت محلی در تانزانیا با تمرکز ویژه بر ارائه خدمات آموزش ابتدایی براساس داده‌های جمع‌آوری شده از طریق مصاحبه و بررسی و تحلیل اسنادی پرداخت. سپس داده‌های جمع‌آوری‌شده بر اساس مضامین و زیرمضمون‌های پژوهشی مرتبط طبقه‌بندی شدند تا امکان بحث منسجم درباره یافته‌های تحقیق فراهم شود. مشاهده شد که علیرغم اصلاحات تمرکززدایی مالی، هنوز بهبود قابل توجهی در ارائه خدمات کمی و کیفی آموزش ابتدایی مشاهده نشده‌است. این مطالعه همچنین نشان داد که عمل تمرکززدایی مالی مانند انتقال مالی بین دولتی (کمک مالی) و منابع درآمد دولت محلی کافی نیست لذا توان مالی محلی ضعیف، منجر به خدمات ضعیف آموزش ابتدایی شده‌است.

کامشوارا و همکاران [4] (۲۰۲۰)، ارتباط تمرکززدایی سیستم‌های آموزشی و پیشرفت دانش‌آموزان را مورد ارزیابی تجربی قرار داد. برای این منظور از داده‌های برنامه بین‌المللی ارزیابی دانش‌آموزان [5] برای انجام

1. Soejoto *et al.*
2. Rossello-villalonga
3. Mtasigazya
4. Kameshwara *et al.*
5. Programme for International Student Assessment

تجزیه و تحلیل چند سطحی برای هر کشور شرکت کننده، استفاده کرد. مدل‌های رهگیری تصادفی نشان داد که تمرکززدایی تأثیر قابل توجهی بر پیشرفت دانش‌آموزان نداشت.

ژاکمین و لفور [1] (۲۰۲۱)، به طور تجربی تأثیر تمرکززدایی مالی را بر عملکرد سیستم‌های آموزش عالی کشورهای اروپایی برای سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۴ ارزیابی کردند. نتایج با استفاده از یک رویکرد پانل پویا نشان داد که سهم بالاتری از هزینه‌های دولتی که از سطوح غیرمتمرکز دولت‌ها تامین می‌شود، منجر به بهبود عملکرد مؤسسات آموزش عالی می‌شود. بنابراین یک سیستم آموزش عالی غیرمتمرکزتر، توانایی جذب و حفظ دانش پژوهان برتر را افزایش می‌دهد.

کائکومکونگ و جایبوریسادی (۲۰۲۱)، سیاست‌های تمرکززدایی آموزشی در تایلند و کره جنوبی را مورد ارزیابی و مقایسه قرار دادند. روش مطالعه شامل تجزیه و تحلیل مستند، کار میدانی و مصاحبه بود که نتایج آن در قالب تحلیل توصیفی ارائه شده‌است. یافته‌ها نشان داد که سیاست‌های تمرکززدایی آموزشی این دو کشور شباهت‌های زیادی در سطح کلان دارد و هر دو کشور قوانین و مقرراتی را برای پیشبرد سیاست‌های تمرکززدایی آموزشی خود وضع کرده‌اند.

خیلجی و همکاران [2] (۲۰۲۲)، در پژوهشی به بررسی کیفی اثرات تمرکززدایی آموزشی از دیدگاه مدیران و معلمان آموزش و پرورش پرداختند. داده‌های جمع آوری شده با استفاده از تحلیل موضوعی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. این مطالعه به این نتیجه رسید که تمرکززدایی باید از طریق یک فرآیند قانونی مناسب براساس برنامه‌ریزی صحیح انجام شود.

سامتی و همکاران (۱۳۸۶)، در پژوهشی با به کارگیری ابزارهای مرسوم اقتصاد خرد و در چارچوب حداکثرسازی مطلوبیت مصرف‌کننده میانی، به بررسی مزیت‌های تمرکززدایی و تشکیل حکومت‌های محلی پرداختند. در چارچوب این رهیافت، وضعیت تدارک کالای عمومی محلی توسط دولت مرکزی و محلی مورد مقایسه قرار گرفت. نتایج الگوی بسط یافته از دیدگاه نظری نشان داد که افزایش تمرکززدایی می تواند افزایش کارایی را نیز به همراه داشته باشد.

خندقی مقصود و دهقانی (۱۳۸۹)، در پژوهشی با عنوان تاملی بر تمرکزگرایی، تمرکززدایی و بازگشت مجدد به تمرکزگرایی و بررسی دلالت‌های آن‌ها برای نظام برنامه درسی ایران: منظری جدید، به‌صورت تجزیه و تحلیل کیفی و توصیفی به تبیین تمرکزگرایی و تمرکززدایی، به‌ویژه در عرصه آموزش و پرورش و نظام برنامه درسی و علل عمده انحراف از هدف اصلی تمرکززدایی، اشاره کردند و در پی آن استدلال شد که فهم ویژگی‌های درست هر دو نظام و در نتیجه، مواجهه سنجیده و درست با آن‌ها می‌تواند به روند اصلاح برنامه درسی یاری رساند.

حقیقی (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای به نقش تمرکززدایی و تفویض اختیار در ساختار آموزش و پرورش با استفاده از روش کیفی و انجام مصاحبه با مدیران و کارشناسان ارشد آموزش و پرورش پرداخت. نتایج تحلیل‌های صورت گرفته بر ضرورت انجام تمرکز زدایی تاکید داشته‌اند. اما اعتقاد مدیران ارشد بر این بود

1. Jacqmin & Lefebvre
2. Khilji *et al.*

که چون آموزش و پرورش تابع نظام سیاسی و حقوقی کشور است و قانون اساسی کشور نیز بر تمرکز تاکید دارد، از این‌رو تمرکززدایی، کاری بعید و مشکل است، ولی انجام تفویض اختیار امکان پذیر است. درصورتی‌که صاحب‌نظران بر انجام سریع تمرکززدایی در سطوح آموزش و پرورش تاکید داشتند.

انصاری (۱۳۹۳)، در مقاله‌ای با عنوان تمرکززدایی از بودجه‌ریزی در راستای استقرار مدیریت مدرسه محور، بصورت کیفی به معرفی و تشریح مبانی نظری سیاست یاد شده پرداخت. نتایج نشان داد که تمرکززدایی از مهم‌ترین راهبردهای مطرح شده برای بهبود سطح کارایی نظام‌های آموزشی است که می‌تواند سبب دگرگون شدن فعالیت‌های پشتیبانی و امور مالی شود.

نقیبی و تنهایی دیلمقانی (۱۳۹۵)، در تحقیقی اثر تمرکززدایی مالی را روی بهبود شرایط شاخص توسعه انسانی ایران، با بهره‌گیری از رهیافت خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۷۱ مورد بررسی دادند. نتایج تخمین مدل نشان داد که بخش‌های تمرکززدایی مالی (شامل تمرکززدایی سهم هزینه، تمرکززدایی سهم درآمد و قدرت خودگردانی) بر شاخص توسعه انسانی تأثیر معنی‌دار دارند.

واعظی و عباسی هرفته (۱۳۹۶)، با انجام مصاحبه به شناسایی عوامل تاثیرگذار در اجرای سیاست اصلاحات آموزشی و ارائه الگوی تمرکززدایی در فرایند خط مشی آموزشی پرداختند. بر مبنای آن الگوی مناسب جهت تمرکززدایی که سازگار با شرایط کشور است، ارائه شد.

خداوردی سامانی و همکاران (۱۴۰۰)، در تحقیقی اثر تمرکززدایی مالی بر کارایی ارائه خدمات آموزشی را با بهره‌گیری از روش اقتصادسنجی فضایی برای سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۷ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که تأثیر تمرکززدایی مخارج بر کارایی خدمات آموزشی مثبت و معنی‌دار است. تأثیر درآمد سرانه و نسبت شهرنشینی بر کارایی خدمات آموزشی مثبت و معنادار و تأثیر ضریب جینی منفی و معنی‌دار است.

کریمی و همکاران (۱۴۰۲)، در تحقیقی با عنوان الگوی پارادایمی تمرکززدایی از نظام آموزش و پرورش ایران به بررسی تعیین شرایط علّی، زمینه‌ای و مداخله‌گر مؤثر در تعیین سطوح تمرکز و عدم تمرکز در نظام آموزش و پرورش ایران، براساس تجارب زیسته و مطالعات صاحب‌نظران و مدیران عالی و میانی آموزش و پرورش از سال ۱۳۵۷ تاکنون پرداختند. پژوهش آنان از نوع کیفی با استفاده از رویکرد داده‌بنیاد اجرا شد. نتایج نشان داد تمام صاحب‌نظران و مدیران در ضرورت تمرکززدایی از این نظام توافق دارند.

از این‌رو با توجه به اهمیت تمرکززدایی در آموزش و با بیان این نکته که اثربخشی تمرکززدایی آموزشی در این زمینه در ایران حل نشده و در هر کشور، دارای اثرات متفاوتی است و به این دلیل که برنامه‌های آموزشی در هر کشوری بسیار متنوع و منحصر به فرد هستند و به وضوح نمی‌توان موضع ثابتی در مورد تمرکززدایی در بین تجزیه و تحلیل تجربی یافت، بنابراین این تحقیق بدنبال بررسی این مسئله اساسی است که آیا تمرکززدایی مالی در بخش آموزش عالی موجب بهبود عملکرد سیستم آموزشی در دانشگاه‌های ایران خواهد شد.

تبیین و تخمین مدل

در این تحقیق اثر تمرکززدایی مالی بر کیفیت آموزش عالی در استان‌های ایران برای سال‌های ۱۳۸۵تا ۱۳۹۸مورد مطالعه قرار می‌گیرد. برای این منظور از داده‌های پانل برای ۳۰ استان کشور استفاده شده‌است

که این امکان را می‌دهد ویژگی‌های آموزشی مشاهده نشده دولت‌های محلی را تنظیم کرد و کمک می‌کند تا رابطه بین تمرکززدایی آموزش، منابع دانشگاه و خروجی دانشجویان را درک کرد. لذا در این راستا داده‌های تحقیق از حساب‌های منطقه‌ای و سالنامه آماری مرکز آمار ایران گردآوری شد. بدلیل جداسازی استان البرز از سال ۹۰ به بعد، آمار مربوط به این استان با استان تهران محاسبه شده‌است. جهت تجزیه و تحلیل رابطه تمرکززدایی مالی و کیفیت آموزش عالی، مقادیر مربوط به هزینه‌های آموزش عالی برای هر دانشجو بعنوان معیاری برای تعیین سطح منابع دانشگاهی و میزان فارغ‌التحصیلان دانشگاه، نتیجه و خروجی دانشجویان را تعیین می‌کند. سپس برای بررسی تجربی، مدل نظری که برگرفته از مدل پیشنهادی جئونگ و همکاران (۲۰۱۷) می‌باشد و در آن منابع و نتایج دانشجویان به‌عنوان تابعی از تمرکززدایی مالی، تعداد دانشجویان، تعداد اساتید دانشگاه و ویژگی‌های اجتماعی و اقتصادی منطقه است، در نظر گرفته‌شده و بصورت رابطه (۱) تعریف می‌شود:

$$Y_{it} = f(FD_{it}, lhstu_{it}, lup_{it}, lGDP_{it}, leap_{it}) \qquad (۱)$$

در این رابطه، i نشان‌دهنده مقاطع، t دوره زمانی، Y شامل منابع دانشگاه و نتایج دانشجویان است که سنجش آن‌ها بعنوان کیفیت تحصیل در دانشگاه می‌باشد. منابع دانشگاه شامل Lheex لگاریتم مخارج سرانه هر دانشجو که از تقسیم مخارج آموزش عالی (مخارج آموزشی سال‌های تحصیل در دانشگاه) بر تعداد دانشجویان بدست می‌آید و توسط شاخص قیمت مصرف‌کننده، واقعی شده‌است. نتایج دانشجویان نیز توسط متغیر lugrad که لگاریتم تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاه می‌باشد، نشان داده می‌شود. FD تمرکززدایی مالی که شامل تمرکززدایی درآمدی و هزینه‌ای است. تمرکززدایی هزینه‌ای (FD_e) از تقسیم مخارج هر استان بر مخارج دولت مرکزی و تمرکززدایی درآمدی (FD_i) از تقسیم درآمدهای هر استان بر درآمد کل کشور بدست می‌آید. متغیرهای کنترلی نیز شامل Lhstu لگاریتم تعداد دانشجویان، Lup لگاریتم تعداد اساتید دانشگاه، Leap جمعیت فعال اقتصادی و LGDP لگاریتم سرانه تولید ناخالص داخلی بدون نفت هر استان است که توسط شاخص قیمت مصرف کننده واقعی شده‌است. لازم به ذکر است که سرانه تولید ناخالص داخلی از تقسیم تولید ناخالص داخلی بر جمعیت هر استان به‌دست می‌آید و بعنوان یکی از اصلی‌ترین شاخص‌های مقایسه سطح استاندارد زندگی و توان مالی افراد محسوب می‌شود. این متغیرها نه تنها برای تنظیم ناهمگونی جمعیتی در نظر گرفته شده‌اند ، بلکه برای تفکیک اثرات اجتماعی-اقتصادی بر منابع دانشگاه و نتایج دانشجویان از تمرکززدایی آموزش عالی، بکار برده شده‌اند. بر همین اساس در این تحقیق چهار الگوی زیر تخمین زده می‌شود.

الگوی اول $Lugrad_{it} = f(FD_{i,it}, lhstu_{it}, lup_{it}, lGDP_{it}, leap_{it}, lheex_{it})$

الگوی دوم $Lugrad_{it} = f(FD_{e,it}, lhstu_{it}, lup_{it}, lGDP_{it}, leap_{it}, lheex_{it})$

الگوی سوم $Lheex_{it} = f(FD_{i,it}, lhstu_{it}, lup_{it}, lGDP_{it}, leap_{it})$

الگوی چهارم $Lheex_{it} = f(FD_{e,it}, lhstu_{it}, lup_{it}, lGDP_{it}, leap_{it})$

در این تحقیق در الگوی اول و دوم لگاریتم تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاه (lugrad) و در الگوی سوم و چهارم لگاریتم مخارج سرانه هر دانشجو (Lheex) به‌عنوان متغیرهای وابسته و باقی متغیرهای ذکر شده در همین بخش به‌عنوان متغیرهای مستقل در نظر گرفته می‌شوند. در همین راستا تحلیل پانلی با بررسی آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد بررسی شروع می‌شود. سپس آزمون هم‌انباشتگی انجام خواهد شد. اگر این آزمون حاکی از وجود رابطه هم‌انباشتگی باشد، به برآورد مدل با استفاده از روش تخمین داده‌های پانلی پرداخته می‌شود. ابتدا آماره‌های توصیفی همه متغیرهای پژوهش (متغیر وابسته و مستقل) در جدول ۱ آورده شده‌است. بر پایه داده‌های آماری به محاسبه شاخص‌های مرکزی(میانگین و میانه، چولگی و کشیدگی) و پراکندگی (انحراف معیار) و کمینه و بیشینه برای توصیف متغیرها پرداخته شده‌است. مقدار چولگی مشاهده شده برای متغیرهای مورد بررسی برابر در بازه (۲، ۲-) قرار دارد. یعنی از لحاظ چولگی و کجی (تقارن توزیع) متغیرها انحراف قابل توجهی از توزیع نرمال ندارند و توزیع آن‌ها نیز متقارن و نزدیک به نرمال است. بجز دو متغیر جمعیت فعال اقتصادی و لگاریتم تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاه، سایر متغیرها دارای چولگی به راست هستند. مقدار کشیدگی (انباشته شدن داده‌ها در مرکزتوزیع) متغیرها برای توزیع نرمال ۳ است که ۳ متغیر مورد بررسی دارای کشیدگی کمتر از نرمال است و دیگر متغیرها دارای کشیدگی بیش‌تر از کشیدگی توزیع نرمال هستند. همچنین با توجه به این که حجم نمونه این تحقیق برای هر متغیر ۴۲۰ داده است، از این رو طبق قضیه حد مرکزی، متغیرها از توزیع نرمال برخوردارند.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	تعداد	انحراف معیار	میانه	میانگین	کمترین	بیشترین	ضریب چولگی	ضریب کشیدگی
FDi	۴۲۰	۰۵۴/۰	۰/۰۱۸	۰/۰۳۳	۰/۰۰۵	۰/۳۳۹	۳۸۴/۰	۲۶۵/۲
FDe	۴۲۰	۰۱۸/۰	۰/۰۲۸	۰/۰۳۳	۰۰۷/۰	۱۱۰/۰	۳۰۹/۰	۴/۷۶۳
Lheex	۴۲۰	۳۴۷/۰	-۰/۸۵۱	-۰/۷۹۵	۴۸۱/-۱	۰۰۸/-۰	۲۴۳/۰	۱/۸۸۷
Leap	۴۲۰	۰۴۳/۰	۱/۵۸۴	۱/۴۱۷	۱۹۶/۱	۶۹۱/۱	۴۸۴/-۰	۳/۹۲۳
Lup	۴۲۰	۳۹۴/۰	۳/۴۲۵	۳/۴۶۲	۴۰۸/۲	۷۵۹/۴	۵۸۱/۰	۳/۲۰۹
Lhstu	۴۲۰	۳۳۱/۰	۴/۹۲۰	۴/۹۶۲	۱۶۷/۴	۰۲۳/۶	۷۰۶/۰	۳/۷۵۸
LGDP	۴۲۰	۰/۳۸۴	-۰/۱۱۵	-۰/۱۱۴	-۱/۰۱۷	۱/۱۷۷	۰/۲۶۵	۲/۶۵۸
Lugrad	۴۲۰	۳۶۹/۰	۴/۱۳۹	۴/۱۵۶	۰۵۰/۳	۳۲۶/۵	۳۰۷/-۰	۳/۶۶۵

ماخذ: محاسبات پژوهش

در جدول ۲ نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران[1] (۲۰۰۴) برای متغیرهای مربوطه گزارش شده‌است. فرضیه صفر در این آزمون، عدم وابستگی مقطعی در متغیرهای مورد آزمون است. بر مبنای نتایج بدست آمده فرضیه صفر رد شده و کلیه متغیرهای تحقیق دارای وابستگی مقطعی هستند.

1. Pesaran

همبستگی/ وابستگی مقطعی مربوط به تأثیر شوک‌ها در یک مقطع بر مقطع دیگر است. می‌توان آن را از طریق چندین آزمون مانند بروش- پاگان[1] (۱۹۸۰)، پسران (۲۰۰۴) و آزمون CD پسران[2] (۲۰۰۴) بررسی کرد. زمانی که N ثابت و $T\to\infty$ باشد، مناسب‌ترین روش، آزمون بروش-پاگان (۱۹۸۰) است. با این حال، زمانی که N به سمت بی‌نهایت تمایل دارد، این آزمون را نمی‌توان اعمال کرد. پسران (۲۰۰۴) آزمون زیر را پیشنهاد کرد که برای حالتی‌که T و N به سمت بی‌نهایت میل کنند، قابل استفاده است و همچنین براساس ضریب همبستگی زوجی $\hat{\rho}ij$ است.

$$CD_{scaled\ LM} = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)}\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}(T\hat{\rho}^2-1)\to N(0,1)} \qquad (۲)$$

و در نهایت برای N>T، پسران (۲۰۰۴) آزمون متفاوت دیگری بصورت زیر پیشنهاد کرد:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}} \qquad (۳)$$

در این آزمون چنانچه آماره CD محاسباتی در سطح معناداری معین از مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد[3] بیشتر باشد، فرضیه صفر رد می‌شود و در نتیجه وجود وابستگی مقطعی تأیید خواهد شد.

جدول ۲. نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران

نام متغیر	آماره آزمون پسران	ارزش احتمال
FDi	۰۰/۷۱	۰/۰۰۰
FDe	۱۰/۱۰	۰/۰۳۱
Lheex	۳۰/۷۳	۰/۰۰۰
Leap	۳۳/۲۶	۰/۰۰۰
Lup	۶۴/۷۴	۰/۰۰۰
Lhstu	۳۵/۵۶	۰/۰۰۰
LGDP	۰۷/۷۵	۰/۰۰۰
Lugrad	۳۶/۶۹	۰/۰۰۰

ماخذ: محاسبات پژوهش

همبستگی مقطعی یا به‌عبارت دیگر وابستگی مقطعی به این معنی است که باقیمانده مقاطع یا پانل‌ها (به‌عنوان مثال کشورها در داده‌های پانل) به‌طور قابل توجهی همبستگی دارند. هنگامی‌که باقیمانده‌ها در سراسر مقاطع همبستگی دارند، دو نسل از آزمون‌های ریشه واحد را می‌توان بسته به این‌که آیا آن‌ها برای همبستگی بین باقیمانده واحدهای پانل اجازه می‌دهند یا نه، متمایز می‌شوند (هورلین و میگنون[4]، ۲۰۰۷).

1. Breusch-Pagan
2. Pesaran CD test
۳. مقادیر بحرانی در سطوح معنی داری ۱، ۵، و ۱۰ درصد به ترتیب برابر ۱/۶۴، ۱/۹۶ و ۲/۵۷ است.
4. Hurlin & Mignon

آزمون‌هایی که همبستگی مقطعی را صفر فرض می‌کنند، ریشه واحد پانل نسل اول و آن‌هایی که همبستگی مقطعی را صفر فرض نمی‌کنند، آزمون‌های ریشه واحد نسل دوم هستند. آزمون‌های نسل اول اجازه نمی‌دهند که مقاطع متقاطع وابسته باشند در حالی که آزمون‌های نسل دوم این کار را انجام می‌دهند. در این تحقیق از آزمون ریشه واحد نسل دوم به نام پسران (۲۰۰۷) استفاده شده‌است. آزمون پسران (۲۰۰۷) نسخه تقویت شده آزمون ایم، پسران و شین است و به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$CIPS(N,T) = N^{-1}\sum_{i=1}^{N} t_i(N.T) \qquad (۴)$$

در رابطه (۴)، t_i آماره آزمون ریشه واحد ADF تعمیم یافته به‌صورت مقطعی، برای هر مقطع انفرادی بصورت پانل است. در صورت بزرگ‌تر بودن مقدار آماره در این رابطه از مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط پسران (۲۰۰۷)، نامانا بودن متغیر رد و فرضیه مانایی پذیرفته می‌شود.[1] مانایی یا عدم تأثیرپذیری میانگین، واریانس و کواریانس متغیرها از عامل زمان، با وجود وابستگی مقطعی موضوعی است که بررسی آن در مدل‌های پانلی ضروری است. با تأیید وابستگی مقطعی در داده‌های تابلویی، استفاده از رهیافت‌های مرسوم ریشه واحد تابلویی مانند آزمون‌های لوین، لین و چو (LCC) و ایم، پسران و شین (IPS) سبب افزایش احتمال وقوع ریشه واحد کاذب می‌گردد. هرچند که می‌توان با استفاده از روش میانگین‌زدایی، مشکل همبستگی مقطعی را برطرف کرده و این آزمون‌ها را بکار گرفت، اما راهکار بهتر استفاده از آزمون‌های ریشه واحد تابلویی نسل دوم، مانند آزمون ریشه واحد CIPS پسران (۲۰۰۷) است. نتایج این آزمون در جدول۳ نشان داده شده‌است. بجز متغیرهای تمرکززدایی درآمدی و لگاریتم جمعیت فعال که با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند، باقی متغیرها بدون روند در سطح مانا هستند. همچنین با در نظر گرفتن روند، بجز متغیر لگاریتم تولید سرانه حقیقی که با یکبار تفاضل گیری مانا شد، باقی متغیرها در سطح مانا می‌باشند.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷)

متغیر	آزمون با عرض از مبدا		آزمون با عرض از مبدا و روند	
وقفه	صفر	یک	صفر	یک
FDi	-۲/۰۱	-۳/۹۶	-۲/۷۳	-
FDe	-۲/۱۹	-	-۲/۸۲	-
Lheex	-۲/۳۸	-	-۲/۶۳	
Leap	-۲/۰۵	-۳/۷۷	-۲/۷۴	-
Lup	-۲/۹۳	-	-۴/۱۶	-
Lhstu	-۲/۷۴۹	-	-۴/۰۱۱	-
LGDP	-۲/۵۸	-	-۲/۳۰	-۳/۳۲
Lugrad	-۳/۷۹	-	-۴/۱۷	-

ماخذ: محاسبات پژوهش

۱. مقادیر بحرانی آزمون CIPS پسران بدون روند در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب۲/۳۴-، ۲/۱۷- و ۲/۰۷- و مقادیر بحرانی این آزمون با روند در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب ۲/۵۹-، ۲/۶۹- و ۲/۸۸- می‌باشد.

تخمین مدل در حالت نامانابودن متغیرها باعث ایجاد رگرسیون کاذب در مدل می‌شود. برای جلوگیری از رگرسیون کاذب و رفع این مشکل، می‌توان از آزمون هم انباشتگی استفاده کرد. لذا گام بعدی پس از انجام تست‌های ریشه واحد، بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها است. بدین معنی که آیا متغیرهای مدل در بلندمدت با هم حرکت می‌کنند یا خیر. در این تحقیق آزمون هم‌انباشتگی وسترلاند[1](۲۰۰۷) اعمال می‌شود که اجازه می‌دهد مقاطع متقاطع، وابسته باشند. جهت کاهش احتمال وقوع نتایج کاذب هم‌انباشتگی بدلیل وجود وابستگی مقطعی، می‌توان داده‌ها را میانگین‌زدایی نموده و پس از رفع مشکل وابستگی مقطعی به اجرای آزمون هم انباشتگی وسترلاند پرداخت. این آزمون چهار آماره آزمون مبتنی بر تصحیح خطا را پیشنهاد می‌کند. دو مورد از آن‌ها میانگین گروهی و دو مورد دیگر تخمین میانگین تلفیقی است. در هر دو نوع این آزمون‌ها، فرضیه صفر نشان دهنده‌ی عدم وجود هم انباشتگی می‌باشد. مدل زیر توسط وسترلاند (۲۰۰۷) پیشنهاد شده‌است:

$$\Delta y_{it} = \acute{\delta}_i d_t + \alpha_i y_{i,t-1} + \acute{\lambda}_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \propto_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + u_{it} \qquad (۵)$$

که α_i ضریب تصحیح خطا است. وسترلاند (۲۰۰۷) آزمایش می‌کند که آیا ضریب تصحیح خطا صفر است یا خیر. به‌عنوان مثال، اگر این ضریب برابر صفر باشد، نشان‌دهنده عدم همبستگی نیست، اما اگر مقدار تصحیح خطا کمتر از صفر باشد، به‌معنی وجود همبستگی می‌باشد. در جدول ۴ نتایج این آزمون نشان داده شده‌است. فرضیه صفر این آزمون عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی می‌باشد که با توجه به ارزش احتمال هریک از الگوهای مدل، فرضیه صفر این آزمون رد و وجود رابطه بلندمدت هم‌انباشتگی میان متغیرهای مورد بحث هر الگو تائید می‌شود.

جدول ۴. نتایج آزمون هم انباشتگی وسترلاند (۲۰۰۷) (داده‌های میانگین زدایی شده)

فرضیه H_0: عدم وجود رابطه هم انباشتگی		
	آماره	ارزش احتمال
نسبت واریانس (VR) الگوی اول	۷۱/۱	۴۴۰/۰
نسبت واریانس (VR) الگوی دوم	۴۴/۱	۷۵۰/۰
نسبت واریانس (VR) الگوی سوم	۲۹/۳	۱۰/۰۰
نسبت واریانس (VR) الگوی چهارم	۷۴/۳	۰/۰۰۰

ماخذ: محاسبات پژوهش

1. Westerlund

سپس باید همگنی یا ناهمگنی مقاطع، مورد بررسی قرار گیرد. در این آزمون، که به آزمون اثرات مقطعی معروف است و بوسیله آماره F بیان می‌شود، فرضیه صفر بیانگر همگن‌بودن مقاطع مورد بررسی و رد فرضیه صفر به معنای استفاده از روش پانل دیتا در مقابل روش حداقل مربعات تجمیع شده می‌باشد. نتایج آزمون لیمر در جدول ۵ برای مدل تحقیق نشان داده شده‌است. با توجه به این‌که مقدار احتمال این آزمون برای هریک از الگوهای تحقیق در ناحیه بحرانی در سطح خطای ۵ درصد قرار می‌گیرد، بنابراین، فرضیه صفر رد می‌شود. لذا از مدل پانل جهت تخمین الگوهای رگرسیونی استفاده شده‌است.

جدول ۵. نتایج آزمون F لیمر

مدل	آماره F
الگوی اول	۱۷ /۳ (۰/۰۰۰)
الگوی دوم	۲۳ (۰/۰۰۰)/۳
الگوی سوم	۹۶ (۰/۰۰۰)/۲۵
الگوی چهارم	۲۵/۲۶ (۰/۰۰۰)

ماخذ: محاسبات پژوهش- اعداد داخل پرانتز مربوط به آماره prob می باشد.

در مرحله بعد و بدلیل رد فرضیه صفر آزمون F لیمر، با استفاده از آزمون هاسمن بررسی می‌شود که برای تخمین داده‌های تابلویی باید از روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی استفاده کرد. براساس این آزمون، رد فرضیه صفر بیانگر استفاده از روش اثرات ثابت بوده و عدم رد آن استفاده از روش اثرات تصادفی را تائید می‌کند. با توجه به نتایج جدول ۶ می‌توان گفت که آماره آزمون هاسمن بیانگر رد فرضیه صفر و در نتیجه استفاده از روش اثرات ثابت می باشد.

جدول۶. آزمون هاسمن

مدل	آماره کای دو
الگوی اول	۱۵/۲۰(۰/۰۰۰)
الگوی دوم	۱۸/۸۲(۰/۰۰۰)
الگوی سوم	۲۹/۶۴ (۰/۰۰۰)
الگوی چهارم	۲۹/۶۲ (۰/۰۰۰)

ماخذ: محاسبات پژوهش. اعداد داخل پرانتز مربوط به آماره prob می باشد.

اکنون با توجه به وجود رابطه هم‌انباشتگی در هریک از الگوهای تحقیق، براساس رهیافت داده‌های پانلی با اثرات ثابت روابط بین متغیرهای الگوهای مدل برآورد می‌گردد که نتایج آن‌ها در جداول شماره ۷ و ۸ ارائه شده‌است. جدول ۷ رابطه تمرکززدایی مالی و دستیابی به تحصیلات را با بررسی تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاهی نشان می‌دهد. نتایج این برآورد، تأثیر مثبت و معنی‌دار تمرکززدایی درآمدی بر تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاه بعنوان شاخصی برای نتایج دانشجویان را نشان می‌دهد. تمرکززدایی هزینه‌ای تاثیری مثبت بر نتایج تحصیلی در دانشگاه‌ها دارد اما از نظر آماری معنی دار نیست. تاثیر سرانه هزینه‌های آموزشی هر دانشجو بر تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاهی مثبت و معنی‌دار می‌باشد. بعبارت دیگر سطح سرانه آموزشی هر دانشجو در ایران، کیفیت آموزش در دانشگاه‌ها را نشان می‌دهد.

کشوری که سرانه آموزش عالی بیشتری دارد می‌تواند امکانات آموزشی بهتری برای دانشجویان و شرایط شغلی مناسبی برای معلمان و اساتید دانشگاه فراهم کند. از طرفی تاثیر درآمد سرانه بر تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاه، منفی و معنی‌دار می‌باشد. با توجه به اعداد درآمد سرانه و سرانه آموزش عالی در دیگر کشورها و ایران می‌توان گفت که میزان بودجه تخصیصی به آموزش عالی کشورها بستگی به میزان درآمد سرانه و تولید ناخالص داخلی هر کشور دارد. کشورهایی که از درآمد سرانه‌ی بیشتری برخوردارند، مبالغ بیشتری را برای هزینه‌کردن در آموزش عالی کشورشان اختصاص می‌دهند و برعکس با کاهش درآمد سرانه یک کشور، میزان سرانه آموزشی در این بخش نیز کاهش پیدا می‌کند. در بیان علت منفی‌بودن این تاثیر می‌توان گفت که در ایران به‌دلیل کاهش درآمدهای ارزی و تولید ناخالص ملی و در پی آن کاهش درآمد سرانه، میزان سرانه آموزش عالی نیز کاهش پیدا کرده‌است که این کاهش خود را در افت کیفیت خدمات آموزشی دانشگاه‌ها نشان داده است و از سویی باعث کاهش امکانات، خدمات و شرایط شغلی اساتید گردیده است. بنابراین می‌توان گفت افزایش کیفیت آموزش عالی بستگی به افزایش سرانه‌ی آموزش عالی دارد که با نتیجه تحقیق کازونگو و مابولا[1] (۲۰۱۳) که رابطه‌ی منفی درآمد سرانه و سرانه آموزشی را تائید کرد، همسو اما با نتیجه تحقیق احمد (۲۰۱۶) که به رابطه‌ای مثبت بین درآمد سرانه و سرانه آموزشی دست یافت، در تضاد است.

اثر تعداد اساتید دانشگاه بر تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاهی نیز مثبت و معنی‌دار است. بعبارت دیگر، برای خدمت به دانشجویان بیشتر با به‌کارگیری اساتید بیشتر، منابع دانشگاه نیز افزایش یافته است، لذا این امر سبب تاثیر مثبت افزایش تعداد اساتید بر تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاهی شده‌است. از طرف دیگر بدلیل افزایش جمعیت فعال اقتصادی و پایین‌بودن مشارکت این افراد در بازار کار و افزایش نرخ بیکاری که

1. Kazungu & Mabula

نشان‌دهنده‌ی وجود مشکلات ساختاری در بازارکار است، سهم مشارکت جمعیت فعال در تامین هزینه‌های سرانه آموزش عالی کاهش یافته و سبب تاثیر منفی و بی‌معنی بر تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاه می‌شود.

جدول ۷. برآورد رابطه بین متغیرهای الگوی اول و دوم متغیر وابسته Lgrad

متغیر	ضریب	
FDi	۲/۰۲۰ (۰/۰۵۵)	-
FDe	-	۰/۶۲۷ (۰/۳۱۵)
Lhstu	۰/۹۰۱ (۰/۰۰۰)	۰/۸۹۵ (۰/۰۰۰)
Lup	۰/۰۹۷ (۰/۰۰۱)	۰/۰۹۸ (۰/۰۰۰)
Lheex	۰/۳۸۹ (۰/۰۰۰)	۰/۳۸۳ (۰/۰۰۰)
LGDP	−۰/۰۷۶ (۰/۰۶۰)	−۰/۰۶۹ (۰/۰۸۷)
Leap	−۰/۰۶۰ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۶۰ (۰/۷۶۰)
c	−۰/۳۳ (۰/۴۷۶)	−۰/۲۵۱ (۰/۵۸۳)
	R^2=0/93 420=تعداد مشاهدات F-statistic=141/05 (0/000)	R^2=0/93 420=تعداد مشاهدات F-statistic=139/63 (0/000)

ماخذ: محاسبات پژوهش- اعداد داخل پرانتز مربوط به آماره prob است.

در ادامه به بررسی رابطه بین تمرکززدایی مالی و منابع دانشگاه یعنی مخارج سرانه آموزشی هر دانشجو پرداخته می‌شود. نتایج این برآورد در جدول زیر نشان داده شده‌است. همانطور که در جدول ۸ مشاهده می‌شود رابطه تمرکززدایی درآمدی بر سرانه آموزش عالی منفی و معنی‌دار است. بدین معنی که تمرکززدایی درآمدی سبب کاهش سرانه دانشجویی می‌شود؛ در نتیجه نمی‌توان خدمات بیشتری با توجه به سطح سرانه آموزش عالی ارائه کرد و هزینه‌های سرانه آموزش عالی را عادلانه‌تر و باکفایت‌تر به دانشگاه‌ها اختصاص داد و این امر کاهش کیفیت آموزش در دانشگاه‌ها را در پی خواهد داشت. همچنین رابطه تمرکززدایی هزینه‌ای بر منابع دانشگاه بعنوان معیاری جهت نشان دادن کیفیت آموزش عالی منفی است و از نظر آماری معنی دار نیست. رابطه تعداد استاد و سرانه آموزش عالی نیز منفی و معنی‌دار است که نشان می‌دهد سرانه آموزشی دانشجویان با افزایش تعداد معلمان کاهش می‌یابد و به معنای پایین آمدن سطح کیفیت آموزش عالی می‌باشد. با توجه به عدم پیش‌بینی برخی از هزینه‌های آموزش عالی همچون پرداخت مطالبات حق‌التدریسان دانشگاه، آموزش استخدامی‌های دانشگاه، مطالبات معوق سال‌های گذشته و عدم برآورد نیاز واقعی نیروی انسانی در سال آینده، بیش‌برآوردی منابع و کم‌برآوردی هزینه‌های بخش آموزش

عالی و از همه مهم‌تر ثابت ماندن بهای تمام‌شده برخی از برنامه‌ها و فعالیت‌های دانشگاهی، می‌توان گفت که بخش آموزش عالی با کسری بسیار شدید بودجه روبرو است.

در چنین شرایطی یکی از راه‌های اتخاذ شده برای جبران کسری بودجه در این بخش، کاهش سهم اعتبار برنامه‌های کیفیت‌بخشی این وزارتخانه است، که این امر خود با توجه به کاهش بسیار شدید اعتبار برنامه مرتبط با کیفیت و عدالت آموزشی، خطر جدی برای تشدید نابرابری آموزش، از بین رفتن عدالت آموزشی و ادامه روند کاهشی کیفیت آموزش عالی است. منابع نظام آموزش عالی به منابع انسانی، مالی و فیزیکی (تجهیزات و فضاهای آموزشی) قابل تقسیم‌اند. محوری‌ترین منابع در اختیار سیستم آموزش عالی، منابع انسانی است که با تغییر نگرش، آموزش مداوم، ارتقا و بهبود انگیزه آنان و با تخصیص اعتبارات به‌موقع و کافی می‌توان کارآیی درونی و بیرونی نظام آموزشی را تا حد قابل توجهی افزایش داد. اما کسری مزمن بودجه در بخش آموزش عالی، بخش مدیریتی منابع انسانی نظام آموزش عالی کشور را ناتوان ساخته است. این عدم تعادل بودجه‌ای در آموزش عالی باعث حفظ حداقل حقوق اساتید، کاهش شدیدتر اعتبارات کیفیت‌بخشی و کاهش اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای شده‌است و این امر در نهایت کاهش کارایی و اثربخشی، پایین آمدن سطح کیفیت، تحقیق و نوآوری بخش آموزش عالی را رقم زده است، لذا سبب رابطه منفی بین تعداد اساتید و مخارج سرانه آموزش عالی کشور شده‌است.

جدول ۸. نتایج برآورد رابطه بین متغیرهای الگوی سوم و چهارم متغیر وابسته Leex

متغیر	ضریب	
FDi	-۲/۰۶۷ (۰/۰۹۶)	-
FDe	-	-۰/۴۰۲ (۰/۵۸۶)
Lhstu	-۰/۶۳۴ (۰/۰۰۰)	-۰/۶۳۱ (۰/۰۰۰)
Lup	-۰/۱۳۵ (۰/۰۰۰)	-۰/۱۳۷ (۰/۰۰۰)
LGDP	-۰/۸۶۷ (۰/۰۰۰)	-۰/۸۶۴ (۰/۰۰۰)
Leap	-۰/۱۴۸ (۰/۵۲۵)	-۰/۱۵۲ (۰/۵۱۴)
c	۲/۷۵ (۰/۰۰۰)	۲/۶۸ (۰/۰۰۰)
$89/R^2=0$ 420=تعداد مشاهدات F-statistic=593/27 (0/000)		$89/R^2=0$ 420=تعداد مشاهدات F-statistic=588/97 (0/000)

ماخذ: محاسبات پژوهش- اعداد داخل پرانتز مربوط به آماره prob می‌باشد.

بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به اهمیت تمرکززدایی مالی (درآمدی و هزینه‌ای) در آموزش، این تحقیق بدنبال بررسی این مسئله اساسی می‌باشد که آیا تمرکززدایی مالی موجب بهبود عملکرد سیستم آموزشی در دانشگاه‌های استان‌های ایران خواهد شد یا خیر. برای بررسی این مسئله ابتدا با توجه به‌وجود وابستگی مقطعی در داده‌های تحقیق، از آزمون ریشه واحد پسران (۲۰۰۷) استفاده شد و مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت. سپس با توجه به‌وجود رابطه هم‌انباشتگی، بردار هم‌انباشتگی بلندمدت تمرکززدایی مالی بر منابع دانشگاه (سرانه مخارج آموزشی) و نتایج دانشجویان (تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاهی) براساس رهیافت داده‌های پانلی برای ۳۰ استان کشور تخمین زده شد. جدول ۷ رابطه تمرکززدایی مالی و دستیابی به تحصیلات را با بررسی تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاهی نشان می‌دهد. نتایج برآوردها تأثیر مثبت و معنی‌دار تمرکززدایی درآمدی را بر تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاهی بعنوان شاخصی برای نتایج دانشجویان نشان می‌دهد. در ادامه به بررسی رابطه بین تمرکززدایی مالی و منابع دانشگاهی پرداخته شد. نتایج این برآورد در جدول ۸ نشان داده شده‌است. همانطور که در جدول ۸ مشاهده می‌شود رابطه تمرکززدایی درآمدی و هزینه‌ای بر سرانه آموزش عالی منفی و از نظر آماری به ترتیب معنی‌دار و بی معنی می‌باشد. بعبارتی تمرکززدایی درآمدی سبب کاهش سرانه دانشجویی در ایران و کاهش کیفیت آموزش در دانشگاه‌ها می‌شود که با نتیجه تحقیق کازونگو و مابولا (۲۰۱۳) و ژاکمین و لفور (۲۰۲۱) مبنی بر مثبت بودن تاثیر تمرکززدایی مالی بر سرانه آموزشی، در تضاد است.

کاهش شدید مخارج دولت ایران در آموزش عالی، نتیجه اجرای سیاست‌های خصوصی‌سازی و کاهش اندازه دولت است. مهم‌ترین پیامد کاهش مخارج دولت در آموزش عالی، تنزل کیفیت آموزش جامعه است که نتیجه آن، تبعیض و نابرابری شدید آموزشی و فرصت‌های نابرابر رشد است. در ایران، مانند بسیاری از کشورهای درحال‌توسعه، هزینه‌های آموزش عالی توسط دولت تأمین می‌شود. بنابراین، هرگاه دولت در تنگناهای مالی بوده است، منابع مالی کافی برای گسترش آموزش عالی در دسترس نبوده است و مشکل اصلی از تخصیص نامناسب بودجه دولت ناشی می‌گردد. روشن است که به لحاظ جامعه شناختی، خصوصی سازی آموزش عالی، در هر سطحی، موجب ایجاد شکاف بین قشرهای توانمند و ناتوان گردیده و نظام قشربندی اجتماعی را، حداقل در بخش آموزش عالی آشکار می‌سازد. همچنین یک نظام متمرکز در زمینه بودجه آموزش عالی کشور، امکان استفاده از کارآیی مدیران را در بکارگیری بودجه و ایجاد رقابت کاهش می‌دهد. کاهش تمرکز و توجه به محیط‌های آموزشی دانشگاه‌ها و اقتضائات و توزیع عادلانه بودجه برمبنای

نیازهای واقعی آن‌ها، از پیش‌شرط‌های اصلی بودجه‌ریزی مبتنی بر عملکرد و از توصیه‌های سیاستی در حوزه آموزش عالی است. اولین پیامد کاهش اعتبارات در بخش آموزش، حذف پروژه‌های عمرانی و محیط‌های آموزشی جدید از فهرست سازمان نوسازی و تجهیز فضاهای آموزشی کشور است. این عمل و عدم ساخت محیط‌های تازه باعث افزایش طرحهای عمرانی نیمه تمام، طولانی شدن زمان ساخت پروژه‌ها و کاهش بهره‌وری و عمر مفید آن‌ها، افزایش تراکم کلاس‌ها، نبود فضاهای آموزشی متناسب با نیازها و روش‌های جدید آموزشی، فرسودگی ساختمان ها، استفاده از فضاهای آموزشی غیراستاندارد، کاهش سرانه فضاهای آموزشی و غیره خواهد شد. مهمترین پیامد بحران مالی آموزش یا کسری ساختاری در بودجه آن، عدم تحقق یا انجام مأموریت‌ها و اهداف اصلی نظام آموزش است که می‌توان به کاهش حجم و کیفیت فعالیت‌های پرورشی و فوق برنامه، کاهش فعالیت‌های پژوهشی، کاهش فعالیت‌های کیفی آموزشی و در نتیجه افت تحصیلی دانشجویان، کاهش و عدم انجام برنامه‌ها و فعالیت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات (دانشجویان، نیروی انسانی، اساتید، محتوی برنامه‌های درسی و غیره)، کاهش کارآیی و اثربخشی نظام آموزشی، کمبود سرانه واحدهای آموزشی، عدم دستیابی دانشجویان به مهارتهای فردی و اجتماعی مورد نیاز در زندگی و غیره اشاره کرد.

اجرای سیاست تمرکززدایی در کشورهای درحال توسعه در صورتی می‌تواند پیامدهای مثبت در پی داشته باشد که زیرساخت‌های مناسب و ظرفیت کافی در سطح محلی وجود داشته باشد. نبود مهارت‌های مدیریتی، نحوه اجرا و ناکافی بودن مهارت‌های فنی در سطح محلی برای انجام وظایف محول شده، ازجمله عواملی است که مانع اجرای درست و اثرگذار سیاست تمرکززدایی در این کشورها از جمله ایران می‌شود. در مجموع با توجه به تحقیق حاضر می‌توان نتیجه گرفت که تمرکززدایی درآمدی اثر مثبت و معنی‌داری بر کیفیت آموزش عالی از منظر نتایج آموزشی دانشجویان دارد و اگر مشکلات ذکر شده در بخش آموزش عالی در ایران مرتفع شود و تغییر روش ارائه خدمات آموزشی از آن جمله ارائه خدمات آموزشی متکی بر فناوری جدید، استفاده و به کارگیری شیوه‌های متنوع و منعطف در ارائه خدمات آموزشی (آموزش از راه دور و غیره)، تمرکززدایی تدریجی و متعادل و واگذاری نسبتی از اختیارات سیاست گذاری، طراحی و برنامه ریزی به دستگاه‌های پایین تر، ایجاد توازن و عدالت در توزیع اعتبارات، تعیین صلاحیت‌های عمومی، حرفه ای و تخصصی استادان با توجه به شرایط فعلی علم و فناوری و غیره اجرا شود و همچنین منابع مالی کافی جهت رفع کسری‌های بوجود آمده در این بخش تامین شود، می‌توان این امید را داشت که ایجاد تمرکززدایی مالی در آموزش عالی سبب افزایش منابع دانشگاه‌ها شود؛ به‌عبارت دیگر با

اعمال موارد ذکر شده، امید است تمرکززدایی مالی ارتقای کیفیت آموزش عالی از منظر هزینه‌های آموزشی این بخش را نیز در پی داشته باشد. همانطور که این مطالعه نشان می‌دهد هزینه‌های آموزشی یکی از تعیین‌کننده‌های کیفیت آموزش در استان‌های ایران هستند و از نقطه‌نظر سیاست، افزایش مکرر هزینه‌های آموزشی و سرمایه‌گذاری در سیستم دانشگاهی می‌تواند دانشگاه را به خوبی با منابع اولیه تامین، کسری‌های موجود را رفع و کارکنان آموزشی را آموزش دیده کند و در نهایت نتایج یادگیری را بهبود بخشد. مشکل جدی آموزش در ایران کمبود کارکنان آموزش دیده، کمبود هزینه‌های آموزشی و پایین بودن سهم درآمد سرانه در آموزش است. همچنین این مطالعه نشان می‌دهد که باتوجه به این‌که برخی از مناطق و استان‌های ایران از امکانات لازم برخوردار نیستند و محروم محسوب می‌شوند، دولت باید برنامه‌ها و سیاست‌های مختلفی را برای ارتقای توسعه اقتصادی-اجتماعی از جمله افزایش درآمد شهروندان در این مناطق و بنابراین افزایش قدرت خرید و توان افراد در تامین هزینه‌های آموزشی لازم در نظر گیرد. همچنین با توجه به این‌که در راستای اعمال سیاست‌های تمرکززدایی مالی امکان دارد برخی استان‌های محروم کشور در یک دوره گذار متضرر شوند، پیشنهاد می‌شود دولت صندوق تثبیت سیاست‌های تمرکززدایی را ایجاد و از ایجاد و تحمیل تبعات منفی این سیاست در برخی استان‌های محروم جلوگیری نماید. علاوه بر این، اصلاح نظام مالیاتی در کشور می‌تواند منجر به موفقیت سیاست‌های تمرکززدایی درآمدی در استان‌های کشور شود. این برنامه‌ها را می‌توان با دقت و کارآمدی بیشتری اجرا کرد و در عین حال از عدالت و انصاف برای دستیابی به اهداف آموزشی ملی اطمینان حاصل کرد. از طرف دیگر آموزش در ایران با کسری بودجه بسیار شدید روبرو است. مردم و اقتصاد دریافته اند که هزینه‌های انجام شده ی دولت در بخش آموزش، به عنوان هزینه‌های سرمایه‌ای است که منافع بلندمدتی برای اقتصاد و افراد خواهد داشت. لذا پیشنهاد می‌شود که برای برون رفت از این مشکل، دخالت دولت در تامین هزینه‌های لازم برای بهبود وضعیت آموزش و ایجاد انگیزه و تمایل افراد را برای ثبت نام در مراحل مختلف آموزشی افزایش دهد و سبب رفع کسری‌های مزمن در این بخش شوند و در راستای گذر از سیاست تمرکزگرایی به تمرکززدایی، الزامات و نهادهای قانونی و ساختاری درجهت اصلاح نظام مالی و مخارجی را مهیا سازد. لذا باید تلاش بر این باشد که کیفی‌سازی به معنای واقعی اتفاق افتد و از گسترش بدون هدف دانشگاه‌ها جلوگیری شود. بنابراین ضرورت دارد با شفاف‌سازی و اطلاع‌رسانی این نکات در استان‌ها، اعتماد به مجموعه برنامه‌های در حال اجرا نهادینه و تقویت شود تا رؤسای مراکز و دانشگاه‌ها بتوانند آن‌ها را برای مسئولان استانی نیز تبیین کنند.

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 شده‌است.

منابع

انصاری، عبدالله. (۱۳۹۳). تمرکززدایی از بودجه ریزی در راستای استقرار مدیریت مدرسه محور. *رشد مدیریت مدرسه*، ۱۰۱(۸)، ۲۲-۱۸.

حقیقی، مسعود. (۱۳۹۱). نقش تمرکززدایی و تفویض اختیار در ساختار آموزش و پرورش. *فصلنامه علمی-پژوهشی تحقیقات مدیریت آموزشی*، ۳(۳)، ۷۴-۵۷.

خداوردی سامانی، مریم؛ علیزاده، محمد و فطرس، محمد حسن. (۱۴۰۰). بررسی تاثیر تمرکززدایی مالی بر کارایی ارائه خدمات آموزشی در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۸۵: رهیافت اقتصادسنجی فضایی. *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی*، ۲۱(۲)، ۱۷۷-۱۴۷.

خندقی مقصود، امین و دهقانی، مرضیه. (۱۳۸۹). تاملی بر تمرکزگرایی، تمرکززدایی و بازگشت مجدد به تمرکزگرایی و بررسی دلالت‌های آن‌ها برای نظام برنامه درسی ایران: منظری جدید. *مطالعات تربیتی و روان شناسی*، ۱۱(۲)، ۱۸۴-۱۶۵.

سامتی، مرتضی؛ رنانی، محسن و معلمی، مژگان. (۱۳۸۶). تمرکززدایی و منافع تشکیل دولت‌های محلی. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۴۲(۷۸)، ۱۲۳-۱۵۱.

کریمی، محمد صادق؛ هویدا، رضا و سیادت، سید علی. (۱۴۰۲). الگوی پارادایمی تمرکززدایی از نظام آموزش و پرورش ایران. *مدیریت و برنامه ریزی در نظام‌های آموزشی*، ۱۶(۱)، ۱۵۰-۱۲۵.

نقیبی، محمد و تنهایی دیلمقانی، مجید. (۱۳۹۵). اثرات تمرکززدایی مالی بر شاخص توسعه انسانی در ایران. *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۱۱(۳۸)، ۱۶۹-۱۴۹.

واعظی، سید کمال و عباسی هرفته، بهزاد. (۱۳۹۶). ارایه الگوی تمرکززدایی در فرایند خط مشی گذاری نظام آموزشی ایران. *فصلنامه راهبرد اجتماعی فرهنگی*، ۷(۲۶)، ۸۵-۶۷.

References

Agasisti, T; & Bertoletti, A. (2022). Higher education and economic growth: A longitudinal study of European regions 2000–2017. *Socio-Economic Planning Sciences, 81*, 100940.

Aghion, P; & Howitt, P. (1992). A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, 60(2), 323-351.

Ahmad, I. (2016). Assessing the effects of fiscal decentralization on the education sector: A cross-country analysis. *The Lahore Journal of Economics, 21*(2), 53–96.

Androniceanu, A; & Ristea, B. (2014). Decision making process in the decentralized educational system. *Procedia – Social and Behavioral Sciences, 149*, 37–42.

Ansari, A. (2014). Decentralization of budgeting in order to establish school-oriented management. *School Management Development, 101*(8), 18-22. (In Persian).

Ayuk, P. T; & Koma, S. B. (2019). Funding, access and quality conundrum in South African higher education. *African Journal of Public Affairs, 11* (1), 176-195.

Blanco, F; Delgado, F. J; & Presno, M. J. (2020). Fiscal decentralization policies in the EU: a comparative analysis through a club convergence analysis. *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice, 22*(3), 226-249.

Breusch, T.S; & Pagan, A.R. (1980). The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies, 47*(1), 239–253.

Busemeyer, M. (2012). Two decades of decentralization in education governance: Lessons learned and future outlook for local stakeholders. In Presentation delivered at the OECD Conference 'Effective local governance in education', in Warsaw.

Channa, A; & Faguet, J. P. (2016). Decentralization of health and education in developing countries: a quality-adjusted review of the empirical literature. *The World Bank Research Observer, 31*(2), 199-241.

Damirchili, F; & Tajari, M. (2011). Explaining internal factors effective on educational quality improvement based on views of students from Zanjan Azad Universities. *Procedia-Social and Behavioral Sciences, 30*, 363–366.

Grossman, G. M; & Helpman, E. (1994). Endogenous innovation in the theory of growth. *Journal of Economic Perspectives, 8*(1), 23-42.

Haghighi, M. (2012). The role of decentralization and delegation of authority in the structure of education. *Educational Management Research, 3*(3), 57-74. (In Persian).

Heredia-Ortiz, E. (2007). The impact of education decentralization on education output: A crosscountry study. *Economics Dissertations Paper*, 21, George State University.

Hurlin, C; & Mignon, V. (2007). Second Generation Panel Unit Root Tests. *Humanities and Social Sciences/Economics and Finance*, 1-24.

Im, K. S; Pesaran, M. H; & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics, 115*(1), 53–74.

Imana, D. K. (2017). The determinants of public education expenditures: an empirical analysis of changing patterns and growth of public expenditure on education in Kenya. *Journal of Public Administration and Governance, 7*(4), 1-23.

Ivanova, N; Kuznetsova, T; & Khoma, I. (2019). Modern trends in higher education funding. *Modern Science*, 3, 44-54.

Jacqmin, J; & Lefebvre, M. (2021). Fiscal decentralization and the performance of higher education institutions: the case of Europe. *Empirica, 48*(3), 743-758.

Jeong, D. W; Lee, H. J; & Cho, S. K. (2017). Education decentralization, school resources, and student outcomes in Korea. *International Journal of Educational Development, 53*, 12–27.

Kaewkumkong, A; & Jaiborisudhi, W. (2021). Educational decentralization policies in Thailand and South Korea, A comparative study. *Kasetsart Journal of Social Sciences,42*(1), 165–170.

Kameshwara, K. K; Sandoval-Hernandez, A; Shields, R; & Dhanda, K. R. (2020). A false promise? Decentralization in education systems across the globe. *International Journal of Educational Research, 104*, 101669.

Kanti Ghara, T. (2020). Expenditure Pattern in Higher Education in India - AISHE Data Analysis. *Journal of Humanities and Social Science, 25*(5), 42-50.

Karimi, M. S; Howida, R; & Siadat, S. A. (2023). Paradigmatic model of decentralization of Iran's education system. *Management and Planning in Education Systems, 16* (1), 125-150. (In Persian).

Kazungu, K; & Mabula, C. (2013). The Impact of fiscal decentralization on provision of quality education and education spending in Tanzania. *African Journal of Economic Review, 1*(2), 60-79.

Kazungu, K; & Mabula, C. (2013). The impact of fiscal decentralization on provision of quality education and education spending in Tanzania. *African Journal of Economic Review, 1*(2), 60-79.

Khandaghi Maqsood, A; & Dehghani, M. (2010). Reflection on centralization, decentralization and return to centralization and their implications for the curriculum system of Iran: A new perspective. *Educational and Psychological Studies, 11*(2), 165-184. (in Persian).

Khilji, G; Jogezai, N. A; Bibi, N; & Baloch, F. A. (2022). Understanding the effects of educational decentralization through the perspectives of education managers and teachers. *International Journal of Educational Management, 36*(7), 1206-1220.

Khodavardi Samani, M; Alizadeh, M; & Fotros, M. H. (2021). Investigating the impact of financial decentralization on the efficiency of providing educational services in the provinces of Iran during 2006-2018: Spatial econometric approach. *Econometric Modeling Quarterly, 21*(2), 177 -147. (In Persian).

Letelier, S L; & Ormeño C, H. (2018). Education and fiscal decentralization. The case of municipal education in Chile. *Environment and Planning C: Politics and Space*, *36*(8), 1499-1521.

Levin, A; Lin, C. F; & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finitesample properties. *Journal of Econometrics, 108*(1), 1–24.

Mtasigazya, P. (2019). The efficacy of tendering process on outsourced revenue collection in local governments in Tanzania: experience from selected local governments councils: PEOPLE. *International Journal of Social Sciences*, *4*(3), 1712–1729.

Muttaqin, T; van Duijn, M; Heyse, L; & Wittek, R. (2016). The impact of decentralization on educational attainment in Indonesia. *Decentralization and Governance in Indonesia*, 79-103.

Naqeibi, M; & Tanhaei Deilmaghani, M. (2016). Effects of financial decentralization on human development index in Iran. *Financial Economics, 11*(38), 149-169. (In Persian).

Narmeen, N; Altaf, S; & Usman, S. (2021). Fiscal decentralization and quality of education in Pakistan. *Journal of Contemporary Macroeconomic Issues, 2*(1), 58-66.

Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *CESifo*. Working Paper, 1229, 1-46.

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, *22*(2), 265-312.

Piyumini, T. B; & Wijethunga, A. W. G. C. N. (2020). Effect of investors' psychology on capital market investment: An application of the theory of planned behavior. *Journal of Management Matters, 7*(1), 1-10.

Rodríguez-Pose, A; & Ezcurra, R. (2010). Does decentralization matter for regional disparities? A cross-country analysis. *Journal of Economic Geography*, *10*(5), 619-644.

Romer, P. M. (1990). Human capital and growth: Theory and evidence. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 32(1), 251-286.

Sameti, M; Renani, M; & Moalemi, M. (2007). Decentralization and the benefits of forming local governments. *Journal of Economic Research, 42*(78), 123-151. (In Persian).

Simatupang, R. R. (2009). Evaluation of decentralization outcomes in Indonesia: Analysis of health and education sectors. Economics Dissertations.

Soejoto, A; Fitrayati, D. A; Ghofur, M; & Rachmawati, L. (2017). Does fiscal decentralization affect education inequality? In Proceedings of the 2nd International Conference on Economic Education and Entrepreneurship, ISBN: 978-989-758-308-7: 30-35.

Sunde, T. (2017). Education expenditure and economic growth in Mauritius: An application of the bounds testing approach. *European Scientific Journal, 13*(22), 1857-7881.

Tsinidou, M; Gerogiannis, V; & Fitsilis, P. (2010). Evaluation of the factors that determine quality in higher education: an empirical study. *Quality Assurance in Education, 18*(3), 227-244.

Turhan, S; & Guneyli, A. (2020). Content analysis of scientific studies on decentralization in education and educational administration. *Revista Argentina de Clínica Psicológica, 29*(5), 332.

Vaezi, S. K; & Abbasi Herfteh, B. (2017). Presenting the model of decentralization in the policy making process of Iran's educational system. *Social and Cultural Strategy, 7*(26), 85-67. (In Persian).

Weidman, J. C; & DePietro-Jurand, R. (2011). EQUIP2 state-of-the-art knowledge in education. *Decentralization. A Guide to Project Design Based on a Comprehensive Literature and Project Review*.

West, A; Allmendinger, J; Nikolai, R; & Barham, E. (2010). Decentralisation and educational achievement in Germany and the UK. *Environment and Planning C: Government and Policy, 28*(3), 450-468.

Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 69* (6), 709–748.

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 ۹، شماره ۳، شماره پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۲
صفحات ۲۴۶-۲۲۱

مقاله پژوهشی

نقش تاب‌آوری اقتصادی در تعدیل آثار منفی نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران[۱]

حدیث جعفری[۲]، عبدالمحمد کاشیان[۳] و علیرضا عرفانی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۲/۱۲ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۱۹

چکیده

اقتصاد ایران به دلیل وابستگی به درآمدهای نفتی، تأثیر زیادی از نوسانات بازار جهانی نفت می‌پذیرد و این تأثیر عمدتاً در جهت منفی و کاهش رشد اقتصادی کشور بوده است. در واقع ریسک قیمت جهانی نفت، به طور مداوم بر رشد اقتصادی ایران اثر منفی داشته است. یکی از روش‌های کاهش این اثر منفی، افزایش تاب‌آوری اقتصادی و مقاوم‌سازی آن در برابر شوک‌های خارجی است. سؤالی که پژوهش حاضر به آن پاسخ می‌دهد این است افزایش تاب‌آوری اقتصادی تا چه میزان از آثار منفی نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی می‌کاهد؟ برای پاسخ به این سؤال از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است و داده‌های اقتصادی مورد نیاز طی سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۶۹ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. برای سنجش تاب‌آوری اقتصادی از شاخص بریگوگلیو و روش وزن دهی PCA و برای سنجش نوسانات بازار نفت از پسماندهای روش گارچ تک‌متغیره استفاده شده است. نتایج به دست آمده از برآورد مدل ضمن تأیید رابطه منفی میان نوسانات بازار نفت و رشد اقتصادی ایران، نشان می‌دهد که در بلندمدت با افزایش هر واحد از سطح تاب‌آوری اقتصادی (طبق شاخص بریگوگلیو)، از تأثیر منفی نوسانات قیمت نفت بر میزان رشد اقتصادی، ۱ درصد کاسته می‌شود که مقدار قابل‌توجهی است. بر این اساس تاب‌آوری اقتصادی با افزایش سطح مقاومت اقتصادی کشور می‌تواند نقش مهمی در کاهش آثار منفی ریسک‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی داشته باشد.

واژگان کلیدی: اقتصاد مقاومتی، تاب‌آوری اقتصادی، رشد اقتصادی، ریسک قیمت نفت.

طبقه‌بندی موضوعی: *O47*، *O43* و *Q01*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2023.43990.1375
۲. کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، ایران. (jafarihadis28@gmail.com).
۳. استادیار، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، ایران. (نویسنده مسئول). (a.m.kashian@profs.semnan.ac.ir).
۴. استاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، ایران. (aerfani@semnan.ac.ir).

مقدمه

نوسانات قیمت جهانی نفت از جمله متغیرهایی است که بر اقتصاد تمامی کشورهای دنیا تأثیرگذار است و همه کشورهای دنیا در سطوح مختلف اقتصاد خود از آن تأثیر می‌پذیرند. کشورهایی که وابسته به درآمدهای نفتی هستند در مواقع افت قیمت و کشورهایی که وابسته به مصرف آن هستند در مواقع صعود قیمت، تغییرات نگران‌کننده‌ای را در نرخ رشد اقتصادی خود تجربه می‌کنند (ارشادی یامچی، ۱۳۹۵). بااین‌حال اغلب اوقات نوسانات قیمت نفت اثر منفی بر روی رشد اقتصادی داشته است و همین موضوع سیاست‌گذاران را بر آن داشته که به دنبال راه‌حل‌هایی برای کاهش اثر منفی نوسانات قیمت نفت باشند. عوامل متعددی وجود دارند که می‌توانند اثر منفی تکانه‌های نفتی بر روی رشد اقتصادی را تعدیل کند که یکی از مهم‌ترین عامل‌ها، تاب‌آوری اقتصاد است. زمانی یک سیستم اجتماعی تاب‌آور است که بتواند مخاطرات موقت یا دائم را جذب کرده و خود را با شرایطِ به سرعت در حال تغییر انطباق دهد، بدون اینکه کارکرد خود را از دست بدهد. ناگفته پیداست که علل تأکید بر اهمیت تاب‌آوری، نه تنها به پیشرفت سایر جوامع در این باب، بلکه به ماهیت و ضرورت پرداختن به تاب‌آوری به سبب وجود مخاطراتی است که کشور با آنها روبه‌روست. آنچه در این پژوهش بدان پرداخته می‌شود، نقش تاب‌آوری اقتصادی در تعدیل آثار منفی نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران است.

مخاطرات ناشی از نوسانات منابع حاصل از صادرات نفت و تحریم‌های بین‌المللی بر اقتصاد ایران هشداردهنده آن است که تاب‌آوری اقتصاد ملی در برابر اختلال‌های خارجی بسیار مهم و تحقق رشد شتابان و پایدار هدف‌گذاری شده در سند چشم‌انداز ۲۰ساله کشور در دنیای به‌شدت در حال تلاطم و تغییر، مستلزم ارتقای سطح تاب‌آوری اقتصاد ملی است. در شرایط عادی، ممکن است اقتصاد کشورهای مختلف، از نظر متغیرهای کلان اقتصادی همچون نرخ رشد، نرخ تورم، نرخ بیکاری و... در وضعیت مطلوبی قرار داشته باشند، لیکن هم‌زمان در مواجهه با شوک‌ها و نوسانات بیرونی و غیرقابل‌کنترل همچون تحولات اقلیمی، تحولات زیست محیطی یا نوسانات ناشی از مشکلات ساختار اقتصادی جهانی دچار شکنندگی بالایی بوده و اصطلاحاً آسیب‌پذیرتر باشند. امروزه اتخاذ سیاست‌هایی که تاب‌آوری اقتصاد کشورها را افزایش داده و همچنین از میزان آسیب‌پذیری آنها بکاهد، به یک ضرورت تبدیل شده است. این موضوع به‌ویژه در خصوص انواع حامل‌های انرژی که عمدتاً تغییرات قیمتی آنها خارج از کنترل بوده و کشورهای واردکننده و صادرکننده را تحت تأثیر قرار می‌دهد از اهمیت دو چندان برخوردار است. در این راستا، تجارب کشورهای صنعتی واردکننده نفت، نشان می‌دهد این کشورها توانسته‌اند با به‌کارگیری مجموعه‌ای از سیاست‌ها مانند متنوع‌سازی سبد انرژی، افزایش کارایی، جایگزینی سایر نهادها مانند کار و سرمایه به جای انرژی، مدیریت مصرف و ایجاد ذخایر استراتژیک، میزان وابستگی خود به منابع فسیلی و آسیب‌پذیری اقتصاد خود در برابر شوک‌های ناشی از نوسانات قیمت نفت را کاهش دهند، لیکن چنین اقداماتی در کشورهای صادرکننده نفت به‌ندرت مشاهده شده است (ابونوری و لاجوردی، ۱۳۹۵).

در این مطالعه تلاش شده تاب‌آوری اقتصادی ایران با استفاده از شاخص بریگوگلیو[1] ارزیابی شود و همچنین ریسک قیمت نفت در بازارهای جهانی از روش‌های خانواده گارچ محاسبه شوند. در ادامه با تکیه

1. Briguglio

بر این داده‌ها به این سؤال پاسخ داده شود که آیا تاب‌آوری اقتصادی در تعدیل آثار منفی نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران اثر دارد؟ در صورتی که پاسخ مثبت باشد، میزان اثر چه حد هست؟ برای رسیدن به اهداف پژوهش، مقاله ساختار ذیل را دنبال می‌کند: در ابتدا مبانی نظری پژوهش و پیشینه آن مورد بررسی قرار می‌گیرد، در ادامه روش پژوهش بیان می‌شود، یافته‌های پژوهش که حاصل تجزیه و تحلیل داده‌ها است بیان می‌شود و نهایتاً جمع‌بندی مقاله ارائه می‌گردد.

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

در این بخش به بررسی مفهوم تاب‌آوری اقتصادی، دلایل تأثیر نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورها و مکانیسم‌های اثرگذاری تاب‌آوری اقتصادی بر تعدیل اثر منفی نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی، تأکید می‌شود.

مفهوم تاب‌آوری اقتصادی

در علوم مختلف نظیر روان‌شناسی، فیزیک، مهندسی، مدیریت و اقتصاد تعاریف متفاوتی از تاب‌آوری ارائه شده است. در لغت‌نامه وبستر[1] تاب‌آوری به معنی: توانایی برای بازیابی بعد از وقوع فاجعه یا تغییر تعریف شده است. تاب‌آوری در مهندسی سازه‌ها به مفهوم بازگشت سریع پس از تنش، تحمل تنش بیشتر، کاهش در اثر مقدار معینی از تنش آورده شده است. تاب‌آوری در روان‌شناسی یعنی: تمایل افراد، جهت حل‌وفصل مشکلات و استرس‌ها، توان فرد جهت مقابله با مشکلات و استرس‌ها و یا توان فرد جهت جلوگیری از بروز مشکلات و استرس‌ها می‌باشد. یک سیستم اجتماعی تاب‌آور است که بتواند شوک‌های موقت یا دائم را جذب کرده و خود با شرایط به سرعت در خال تغییر وفق دهد، یا تاب‌آوری می‌تواند کارکرد سیستم در هنگام آشفتگی باشد (ابونوری و لاجوردی، ۱۳۹۵). اما تاب‌آوری در علم اقتصاد بدین صورت تعریف شده است: قابلیت و توانایی اقتصاد منطقه‌ای در برابر شوک برون‌زا است، به‌گونه‌ای که از حالت تعادل قبلی خارج نشود و یا نسبت به تعادل قبلی حداقل نوسان را داشته باشد (بریگویگلو و همکاران[2]، ۲۰۰۸).

امروزه، سیستم‌های اقتصادی به جهت گسترش روزافزون تعاملات با خارج از سیستم بـا مخاطرات و شوک‌های خارجی متعددی مواجه می‌شوند که امکان پیش‌بینی اثرات مخـرب و پیامدهای آنها بسیار کم است. میزان اثرپذیری کشورها از این قبیل شوک‌ها، بسـتگی بـه درجه آسیب‌پذیری اقتصادی آنها دارد که ناشی از ویژگی‌های ذاتی و دائمی آنها اسـت. در این راستا هرچه یک اقتصاد تاب‌آورتر باشد، توانـایی بیشـتری در تجهیـز منـابع خـود در جهت مقابله با اثرات شوک‌های خارجی خواهد داشت. در واقع تاب‌آوری اقتصادی، بر خـلاف ماهیـت ذاتـی آسیب‌پذیری، نشات گرفتـه از نحوه اتخاذ سیاست‌های کلان اقتصادی بوده و ماهیتی اکتسابی دارد. بنابراین، لزوم توجه بـه تاب‌آوری اقتصادی مورد تأکید قرار می‌گیرد (وثوقی

1. Webster
2. Briguglio *et al.*

نیک، ۱۳۹۷). همچنین، تاب‌آوری اقتصادی به صورت توانایی سیاستی یک اقتصاد برای مقاومت و بازیابی از اثرات شوک تعریف شده است.

شاخص تاب‌آوری

برای برآورد تاب‌آوری شاخص‌های مختلفی همانند: شاخص‌های بریگوگلیو و همکاران (۲۰۰۸)، شاخص گروه تحقیقاتی سنتیننتال[1]، شاخص آژانس توسعه بین‌الملل و شاخص آنگیون و باتس[2] وجود دارد. برای محاسبه شاخص تاب‌آوری در این پژوهش با توجه به پیشینه تحقیقات موضوع و دردسترس‌بودن پارامترهای موجود در محاسبه شاخص و سهولت در محاسبه از نظر زمانی و همچنین مقبولیت شاخص از نظر علمی، از بین شاخص‌های گوناگون، شاخص تاب‌آوری اقتصادی بریگوگلیو را برمی‌گزینیم. بریگوگلیـوو همکـاران (۲۰۰۸) در مطالعه خود برای محاسبه ابعاد شاخص تاب‌آوری، از شاخص‌های ثبات اقتصاد کلان، کارایی بازارهای اقتصاد خرد، حکمرانی خوب، توسعه اجتماعی و شاخص زیست محیطی استفاده کردند. بریگوگلیو معتقد است که هرچه این پنج جنبه قوی‌تر باشند، کشور، تاب‌آوری اقتصادی بالاتری دارد و هرچه ضعیف‌تر باشند، اقتصاد کشور آسیب‌پذیرتر است (مهدیار اسماعیلی و همکاران، ۱۳۹۸).

جدول ۱. زیرشاخص‌های اصلی و فرعی شاخص تاب‌آوری اقتصادی

شاخص ثبات کلان	مجموع نرخ تورم و بیکاری نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی
کارایی بازار	اندازه دولت آزادی تجارت بین‌الملل
حکمرانی	شاخص حکمرانی خوب
توسعه اجتماعی	شاخص توسعه انسانی
شاخص زیست محیطی	میزان انتشار دی‌اکسید کربن

منبع: برگوگلیو و همکاران، ۲۰۰۸

رشد اقتصادی و مدل‌های رشد

یکی از مهمترین اهداف درسیاست‌گذاری اقتصادی یک کشور، تحقق رشد اقتصادی است. اقتصاددانان تلاش زیادی بر تبیین عوامل موثر بر رشد اقتصادی کرده‌اند و از این‌رو ادبیات نظری قابل توجهی در این زمینه پدید آمده است. از جمله مهمترین مفاهیم در این خصوص، مدل‌های رشد اقتصادی است که یک چارچوب نظری برای درک علل و عوامل موثر بر رشد اقتصادی ارائه می‌کنند. این مدل‌ها به اقتصاددانان و

1. Centennial
2. Angeon & Bates

سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا تصمیمات آگاهانه‌ای برای ارتقای توسعه اقتصادی پایدار بگیرند. از جمله مهمترین مدل‌های رشد اقتصادی که به طور گسترده مورد استفاده قرار می‌گیرد، مدل سولو-سوان است که به نام اقتصاددانان رابرت سولو[1] و ترور سوان[2] نامگذاری شده است. این مدل بر نقش انباشت سرمایه، پیشرفت فناوری و رشد جمعیت در تحریک رشد اقتصادی تمرکز دارد. این نشان می‌دهد که در بلندمدت، افزایش سرمایه و پیشرفت‌های فناوری، محرک‌های اصلی رشد اقتصادی هستند، در حالی که کاهش بازده سرمایه و رشد جمعیت به‌عنوان عوامل محدودکننده عمل می‌کنند (سولو، ۱۹۵۶؛ سوان ۱۹۵۶).

یکی دیگر از مدل‌های برجسته رشد، نظریه رشد درون‌زا است که بر نقش نوآوری، سرمایه انسانی و انباشت دانش در پیشبرد رشد اقتصادی تاکید دارد. این نظریه که توسط اقتصاددانانی مانند پل رومر[3] و رابرت لوکاس[4] ارائه شده است، نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه، آموزش و پیشرفت‌های فناوری می‌تواند با افزایش بهره‌وری و تقویت نوآوری به رشد اقتصادی پایدار منجر شود (رومر، ۱۹۹۴).

علاوه بر این، مدل‌های رشد دیگری نیز وجود دارند که بر جنبه‌های خاصی از رشد اقتصادی تمرکز می‌کنند، مانند مدل رشد نئوکلاسیک، که عواملی مانند نرخ پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را در بر می‌گیرد و نظریه رشد جدید، که رابطه بین ایجاد دانش، پیشرفت فناوری و رشد اقتصادی را مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد. توجه به این نکته مهم است که این مدل‌ها ساده‌سازی اقتصادهای پیچیده دنیای واقعی هستند و باید به عنوان ابزاری برای تجزیه و تحلیل به جای پیش‌بینی قطعی رشد استفاده شوند. رشد اقتصادی تحت تأثیر عوامل متعددی از جمله کیفیت نهادی، ثبات سیاسی، سیاست‌های تجاری و عوامل اجتماعی است که ممکن است در کشورها و مناطق متفاوت باشد.

نوسانات قیمت نفت و رشد اقتصادی

مطالعات تجربی نشان می‌دهند که وفور منابع طبیعی بر روی رشد اقتصادی اثر منفی دارد که اصطلاحاً آن را نفرین منابع نامیده‌اند (مراد بیگی و هوک لاو[5]، ۲۰۱۶). اکتشافات منابع جدید یا تغییرات ناگهانی در قیمت نهاده‌ها، منجر به تغییرات در ثروت منابع طبیعی می‌شود. منحنی عرضه برای منابع دارای شیب زیاد و درنتیجه کم‌کشش است، لذا درآمدهای حاصل از این منابع دارای نوسانات زیادی هستند، این موضوع در نهایت منجر به چرخه‌های رونق و کساد می‌شود. توضیحی که برای پدیده نفرین منابع وجود دارد این است که قیمت‌های متغیر کالا، منجر به آسیب‌پذیری کشورهای دارای موهبت منابع طبیعی می‌شود (ابونوری و لاجوردی، ۱۳۹۵). علاوه بر این دلایل نظری زیادی وجود دارد که اثبات می‌کند، شوک‌های نفتی بر روی متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد اقتصادی تأثیرگذار هستند. برای مثال شوک قیمت نفت به دلیل

1. Robert Solow
2. Trevor Swan
3. Paul Romer
4. Robert Lucas
5. Moradbeigi & Hook Law

بازتوزیع درآمد بین کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت تقاضای کل را تغییر خواهد داد. از طرفی افزایش قیمت نفت احتمالاً عرضه کل را کاهش می‌دهد. افزایش قیمت نفت در بیشتر مواقع منجر به تورم و کاهش میزان سرمایه‌گذاری در کشورهای صنعتی می‌شود. سابقه افزایش قیمت نفت درگذشته، همواره نشان‌دهنده این است که: افزایش رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت، از کاهش رشد اقتصادی کشورهای واردکننده نفت کمتر بوده است. به‌عبارت‌دیگر همواره در کشورهای صادرکننده نفت، اثر منفی نوسانات قیمت نفت بر روی رشد اقتصادی بر اثر مثبتش غلبه می‌کند (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۷).

اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت از نظر تأمین منابع درآمدی بودجه دولت و رشد اقتصادی و... وابسته به نفت است و طی پنج دهه اخیر، بازار جهانی نفت نوسانات زیادی را تجربه کرده است. همچنین وابستگی کشورهای صادرکننده نفت به این منبع درآمدی منجر شده تا اقتصاد این کشورها اثرات زیادی را از نوسانات قیمت نفت بپذیرد؛ بنابراین اقتصاددانان معتقدند که متکی بودن به اقتصاد تک‌محصولی در کشورهای صادرکننده نفت به عنوان سیاستی متزلزل به شمار می‌رود. در کشورهای عمده صادرکننده نفت واکنش رشد اقتصادی نسبت به نوسانات قیمت نفت نامتقارن است، به‌عبارت‌دیگر اثر مخرب شوک‌های منفی نفت بر تولید و رشد اقتصادی از اثرات سازنده نوسانات قیمت نفت بیشتر است. (ادیبی و التجائی، ۱۳۹۴)

از طرفی در کشورهایی که دولت نقش اصلی را در اقتصاد ایفا می‌کند و علاوه بر این دارای منابع زیرزمینی نیز هست، به دلیل اندازه بزرگ دولت، ساختارهای اجتماعی - اقتصادی ضعیف‌تر یا شکننده‌تری دارند؛ بنابراین حضور گسترده دولت در اقتصاد ایران منجر به این می‌شود که با وجود وفور منابع نفتی، در هنگام وقوع نوسانات نفتی، رشد اقتصادی کمتری نسبت به کشورهایی که منابع نفتی کمتری دارند داشته باشد. (ارشادی یامچی، ۱۳۹۵)

نقش تاب‌آوری در کاهش آثار منفی نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی

اگرچه اقتصادهای با وفور منابع نفتی نوسانات بیشتری را در نرخ رشد خود تجربه می‌کنند، اما نقش تعدیلی تاب‌آوری اقتصادی بر روی ارتباط میان نوسانات قیمت نفت و نوسانات رشد اقتصادی تأثیرگذار خواهد بود. به عبارتی یک اقتصاد تاب‌آورتر می‌تواند بخشی از اثر منفی نوسانات قیمت نفت بر روی نوسانات رشد اقتصادی را تعدیل کند (ابونوری و لاجوردی، ۱۳۹۵). همان‌طور که گفته شد تاب‌آوری اقتصادی یعنی توانایی سیاستی یک اقتصاد برای مقاومت و بازیابی از اثرات شوک؛ بنابراین تاب‌آوری اقتصادی می‌تواند تا حدودی آثار منفی نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی که به عنوان شوک منفی تلقی می‌شود را تعدیل کند.

هدف اصلی از انجام این پژوهش بررسی نقش تاب‌آوری اقتصادی در تعدیل آثار منفی نوسانات قیمت نفت بر روی رشد اقتصادی است؛ بنابراین در این قسمت از پژوهش به ارائه مدلی می‌پردازیم که در آن تاب‌آوری اقتصادی با رشد اقتصادی مرتبط باشد. تاب‌آوری اقتصادی استفاده شده در این پژوهش بر مبنای شاخص بریگوگلیو می‌باشد. به‌طورکلی هرچه در اقتصاد کلان نرخ بیکاری و تورم پایین‌تر و نسبت بدهی خارجی و کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی کمتر باشد، اقتصاد از ثبات و استحکام بیشتری در مقابل شوک‌های

خارجی برخوردار بوده و لذا تاب‌آورتر است. هرچه اندازه دولت کوچک‌تر، مخارج مصرفی مربوط به دولت، یارانه‌ها و مالکیت دولتی کمتر و آزادی تجارت بین‌المللی بیشتر باشد، بازارهای اقتصاد خرد از کارایی و اثربخشی بیشتری برخوردار هستند و تاب‌آورتر نیز هستند. هرچه استقلال قضایی، بی‌طرفی دادگاه‌ها، حمایت از حقوق مالکیت معنوی و... بیشتر باشد، ساختار قانونی و امنیت حقوق مالکیت در کشور بهبود پیدا می‌کند و هرچه ثبات سیاسی، حاکمیت قانون، کنترل فساد و... بیشتر باشد نظام تدبیر از شایستگی بیشتری برخوردار بوده و در مقابل بحران تاب‌آورتر عمل می‌کند. هرچه میانگین سال‌های تحصیل و امید به زندگی در بدو تولد بیشتر باشد، وضع بهداشت و آموزش بهتر می‌شود و اقتصاد ازنظر اجتماعی توسعه پیدا می‌کند، توسعه اجتماعی تاب‌آوری اقتصادی را افزایش می‌دهد. درنهایت افزایش تاب‌آوری اقتصادی موجب می‌شود که رشد اقتصادی که در نتیجه نوسانات قیمت نفت کاهش پیدا کرده بود، افزایش یابد.

پیشینه تحقیق

مهران‌فر و خاوری نژاد (۱۳۹۳)، بر اساس شاخص بریگوگلیو و همکاران (۲۰۰۶) برای بازه زمانی ۲۰۰۳-۲۰۱۲ و برای حدود ۹۰ کشور تاب‌آوری را محاسبه کرده و نتایج حاصل بیانگر نزول رتبه ایران از رتبه ۳۳ در سال ۲۰۰۸ به رتبه ۷۲ در سال ۲۰۱۲ بوده است.

تشکینی و سوری (۱۳۹۳)، مهم‌ترین آسیب‌های اقتصادی جمهوری اسلامی ایران در فرایند اقتصاد مقاومتی را تک‌محصولی بودن، واردات، بهره‌وری پایین، وابستگی دولت به صادرات نفت و گاز، عدم توازن بخش خصوصی و سهم دولتمردان اقتصاد و غیره می‌دانند. نتایج مطالعات نشان داد که عمده چالش‌ها درونی هستند پس برجسته‌کردن تحریم‌ها به عنوان آسیب جدی اقتصاد ملی نمی‌تواند برداشت صحیحی باشد.

در پژوهش غیاثوند و رمضانیان (۱۳۹۴)، شاخص تاب‌آوری با استفاده از مطالعات بریگوگلیو و بورمن[1] تعریف و اندازه‌گیری شده است. نتایج بیانگر آن است که تاب‌آوری اقتصاد ایران طی دوره مورد بررسی تا سال ۱۳۸۳ روند افزایشی داشته؛ ولی از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ روند نزولی داشته است. پایین بودن تاب‌آوری اقتصاد ایران نشانگر آن است که در صورت بروز شوک خارجی از یک سو آسیب بالایی به اقتصاد کشور وارد شده و از سوی دیگر سرعت بازیابی و بازگشت اقتصاد به شرایط عادی پایین است. وجود شوک‌های برون‌زای اقتصادی موجب می‌شود تا کشورهایی که درجه آسیب‌پذیری آنان بالاست، اثرپذیری بیشتری از شوک‌ها داشته باشند. در مقابل، کشورهای برخوردار از سطح بالای تاب‌آوری در مواجهه با شوک‌های برون‌زای اقتصادی، قادر به ترمیم و بازسازی اقتصاد خود هستند؛ بنابراین آسیب‌پذیری و تاب‌آوری کشورها عامل تعیین کننده عملکرد اقتصادی کشورها خواهد بود

سلیمانی (۱۳۹۴)، با اتخاذ روش‌های توصیفی-تحلیلی اسنادی-کتابخانه‌ای و همچنین با استفاده از روش نظریه داده‌بنیاد و کدگذاری ۴۰ مورد از سیاست‌های کلی نظام، مدل مفهومی (تاب‌آوری و مقاوم‌سازی اجتماعی-اقتصادی بر اساس اندیشه مقام معظم رهبری) استخراج کرده است به‌نحوی‌که این مدل مفهومی

1. Borman

به دست آمده شامل هفت بعدِ توسعه و پیشرفت اقتصادی، زیرساخت‌های فیزیکی و اطلاعاتی-ارتباطاتی، مباحث جمعیتی، مسائل امور فرهنگی/اجتماعی، مباحث اجرایی-تقنینی، توسعه و تحول آموزش، علم و فناوری، منابع طبیعی، زیست محیطی اکولوژیکی، ۲۰۴ مؤلفه می‌باشد.

ادیبی و التجائی (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت در بازه زمانی ۱۹۸۶-۲۰۱۴ بر رشد اقتصادی می‌پردازند. تکانه‌های مثبت و منفی قیمت نفت از صافی هندریکس- پرسکات استخراج شده و با استفاده از مدل داده‌های پانل، رابطه تکانه‌های قیمتی ورشد اقتصادی بررسی گردید. نتایج نشان داد که تکانه‌های منفی قیمت، تأثیر منفی خود را بر رشد اقتصادی می‌گذارند اما تکانه‌های مثبت، تأثیر مثبتی بر روند رشد اقتصادی نخواهند داشت که همان مفهوم عدم تقارن تأثیر قیمت نفت بر رشد اقتصادی است.

ابونوری و لاجوردی (۱۳۹۵)، در پژوهشی تحت عنوان برآورد شاخص تاب‌آوری اقتصادی در ایران و ارائه راهکارهای بهبود، شاخص تاب‌آوری در کشور ایران برای دوره زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۱ برآورد می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که شاخص تاب‌آوری در سال ۱۳۹۱ دارای کمترین و در سال ۱۳۷۹ دارای بیشترین مقدار خود بوده است، پایین بودن شاخص تاب‌آوری اقتصادی، نشان‌دهنده آسیب‌پذیری اقتصاد در برابر شوک‌های خارجی است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شاخص تاب‌آوری اقتصادی با نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، ارتباط مستقیمی دارد.

ابونوری و لاجوردی (۱۳۹۶)، در پژوهشی تحت عنوان واکنش تاب‌آوری اقتصادی در برابر تکانه‌های نفتی و بی‌ثباتی رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک، نقش تعدیل‌کننده تاب‌آوری اقتصادی در کاهش ارتباط مثبت میان تکانه‌های نفتی و بی‌ثباتی رشد اقتصادی را مورد ارزیابی قرار می‌دهند. با استفاده از داده‌های آماری کشورهای عضو اوپک طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۵، وجود ارتباط مثبت بین نوسانات تکانه‌های نفتی و بی‌ثباتی رشد اقتصادی تأیید می‌شود و خالص تاب‌آوری اقتصادی بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی تأثیر منفی دارد. برحسب شواهد موجود، خالص تاب‌آوری اقتصادی تأثیرشان شوک‌های نفتی را میرا می‌سازد.

دادرس مقدم و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی به بررسی عوامل مؤثر بر تاب‌آوری اقتصادی در مناطق آزاد تجاری ایران می‌پردازد. از دیدگاه توسعه اقتصاد ملی و منطقه‌ای؛ مناطق آزاد باعث افزایش مبادلات تجاری و جذب برخی تخصص‌های فنی و سرمایه‌ای مورد نیاز و در نهایت پویایی اقتصاد می‌شود. از طرفی تاب‌آوری که پایه و اساس آن مقاوم‌سازی اقتصاد در برابر تکانه‌های داخلی و خارجی است و یکی از اهداف آن که افزایش توان صادراتی بر اساس بندهای ۱۰ و ۱۲ سیاست‌های اقتصاد مقاومتی کشور می‌باشد، ارتباط نزدیک و تنگاتنگی با مناطق آزاد و بین‌المللی شدن آن دارد، لذا این پژوهش به دنبال ارتباط این دو مقوله با یکدیگر است.

عزیزی و همکاران (۱۴۰۰) اثر شوک‌های وارده بر اقتصاد ایران و واکنش تاب‌آوری اقتصادی نسبت به این شوک‌ها را مورد بررسی قرار دادند نتایج تحقیق نشان داد که در بلندمدت شوک‌های نرخ بهره باعث می‌شود که اقتصاد به سطحی پایین‌تر از سطح تعادلی قبلی برسد و دیگر شوک‌ها باعث می‌شود اقتصاد به سطحی بالاتر از سطح تعادلی قبل از شوک برسد.

در مطالعات خارجی نیز تحقیقاتی صورت گرفته است. رز[1] (۲۰۰۶) از نظر رز تاب‌آوری اقتصادی در سه سطح کلان (کل اقتصاد و تعامل بازارها و تمامی افراد)، سطح میانی (صنایع و بازارهای منفرد) و سطح خرد (اشخاص فعالیت‌های اقتصادی) مطرح است. تاب‌آوری در دودسته تاب‌آوری ذاتی و تطبیقی آمده است. وی تاب‌آوری را به تاب‌آوری ایستا و تاب‌آوری پویا دسته‌بندی می‌کند. رز و کراسمن[2] (۲۰۱۳) تاب‌آوری ایستا را به حفظ کارکرد در هنگام تکانه با استفاده از منابع بر جای مانده بعد از تکانه یا شوک می‌دانند در حالی که تاب اوری پویا را کارایی استفاده از منابع برای بهبود و بازیابی بعد از تکانه والبته با تأکید بر ظرفیت بازسازی تعریف می‌کند.

بورمن و همکاران[3] (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای به شناسایی عواملی می‌پردازند که به کمک آنها بتوان تاب‌آوری اقتصادی کشورهای مورد بررسی را افزایش داد، تا بتوانند اثرات شوکهای خارجی را جذب و نسبت به آنها واکنش بهتری داشته باشند؛ لذا از نظر بورمن و همکاران، تاب‌آوری یک کشور تابع دولت و حکومت به طور کلی، قدرت نهاده‌ها به خصوص نهادهای سیاست‌گذار در زمینه مالی و اقتصادی کشور، سلامت بخش بانکداری و به شکل گسترده‌تر بخش مالی، ساختار اقتصاد شامل مواردی مثل تنوع و وابستگی صادراتی، ارتباط با بازارهای مالی جهانی و عوامل مشابه دیگر، فضای تصمیم‌گیری در هر زمان، به خصوص سیاست‌های پولی، مالی و ذخایر است.

زمان و واسیلی[4] (۲۰۱۴)، این دو محقق پس از ارائه تعریف از تاب‌آوری و آسیب‌پذیری، برمبنای مطالعه بریگوگلیو (۲۰۰۶) با محاسبه شاخص نسبت تاب‌آوری به آسیب‌پذیری، کشورها به چهار دسته با تاب‌آوری اقتصادی خیلی بالا، متوسط، ضعیف وخیلی ضعیف، تقسیم‌بندی کرده است. بیان می‌کنند که برخی از متخصصان این نظر را دارند که چون شاخص رقابت پذیری اقتصادی بسیاری از شاخص‌های تاب‌آوری اقتصادی و آسیب‌پذیری را دارد نیازی به این دو شاخص نیست. در مقابل برخی دیگر این نظر را دارند که هر شاخص دارای اهمیت و ارتباط مخصوص به خود است که نیاز به تجزیه و تحلیل جداگانه دارد.

روهان و همکاران[5] (۲۰۱۵)، رابطه بین سیاستگزاری و حوادثی که منجر به نوسانات شدید رشد (مثبت و منفی) می‌شوند را با استفاده از روش‌های رگرسیون کوانتایل در مورد خصوصیاتی مانند اندازه، مرحله توسعه و باز بودن تجارت و سیاست‌های اقتصاد کلان بررسی می‌کند. یافته‌ها برای بسیاری از کشورهای عبور OECD نشان می‌دهد: اول کشورهای با نظارت بانکی قوی‌تر و توسعه بازار سرمایه، کیفیت بهتر حکومتداری، بالاترین سطح خارجی ذخایر و چند ویژگی بازار کار مانند مزایای بیکاری بالاتر و صرف هزینه بیشتر در سیاست‌های بازار کار فعال، شوک‌های رشد منفی کمتری تجربه کرده اند. دوم، استفاده

1. Rose
2. Rose & Krausman
3. Boorman *et al.*
4. Zaman & Vasile
5. Rohn *et al.*

بیشتر از ابزارهای کلان اقتصادی به طور کلی با کمترین تکانه‌های مثبت ودر نتیجه میانگین کمتری از رشد همراه بوده است

ژیوی و همکاران[1] (۲۰۱۹)، به بررسی تاب‌آوری اقتصادی با استفاده از دو بعد مقاومت پذیری و بازیابی بازیابی کارکرد برای ۴۹ شهر از کشور چین طی سالهای ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶پرداختند. نتایج حاصل شده نشان داد که بخش صنعت تاثیر بسزایی درافزایش تاب‌آوری اقتصادی دارد همچنین این مطالعه نشان داد که شهرهای صنعتی برای تقویت مقاومت‌پذیری در برابر شوک‌ها و نیز میزان بازیابی هر چه سریع‌تر کارکرد خود نیازمند کسب فناوری‌های جدید و به روز هستند.

روش تحقیق

در این بخش به معرفی داده‌ها و روش استفاده شده برای پژوهش اشاره می‌شود

داده‌های پژوهش

متغیرهای وابسته:

متغیر وابسته در این تحقیق نرخ رشد اقتصادی است. رشد اقتصادی (EG) را می‌توان با محاسبه درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی، به دست آورد که تولید ناخالص داخلی در واقع ارزش پولی همه کالاها و خدمات نهایی تولید شده در داخل مرزهای جغرافیایی یک کشور در طول یک سال است. نرخ رشد اقتصادی، سلامت اقتصادی یک کشور را به صورت مقایسه‌ای در طول زمان می‌سنجد. داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی در طی سال‌های۱۳۶۹ تا ۱۳۹۹ از سایت بانک مرکزی استخراج شده است.

فرمول ۱

$$EG = GDP_1 - GDP_0 / GDP_1$$

متغیرهای مستقل:

در این پژوهش، متغیرهای مستقل نوسانات قیمت نفت و حاصل‌ضرب نوسانات قیمت نفت در تاب‌آوری اقتصادی است که ضریب آن نسبت به ضرایب دیگر حائز اهمیت می‌باشد. برای محاسبه تاب‌آوری اقتصادی از شاخص‌های استفاده شده در مدل بریگوگلیو و همکاران (۲۰۰۸) استفاده می‌کنیم، با این تفاوت که در وزن‌دهی متغیرها از روش PCA[2] استفاده خواهد شد. به‌طورکلی برای محاسبه هریک از شاخص‌های ترکیبی سه‌گام وجود دارد:

۱. هم جهت کردن متغیرها: برای هم جهت کردن متغیرهایی که با تاب‌آوری رابطه منفی دارند، آن متغیرها را معکوس می‌کنیم.

1. Zhiwei *et al.*
2. Principal Components Analysis

۲. نرمال‌سازی متغیرها: ازآنجایی‌که هر یک از متغیرها دارای واحدهای اندازه‌گیری گوناگونی هستند، نمی‌توان مقادیر متغیرها را باهم مقایسه کرد. بدین منظور برای ایجاد یکپارچگی بین متغیرها، از طریق فرایند نرمال‌سازی متغیرها به مجموعه جدیدی تبدیل می‌شوند که در آن همه متغیرها مقادیری بین صفر ویک اختیار می‌کنند و در نهایت واحدهای اندازه‌گیری یکسانی خواهند داشت که می‌توان همه مقادیر با یکدیگر مقایسه کرد.

فرمول ۲

$$Z_i = x_i - x_{min} / x_{max} - x_{min}$$

که در آن Z_i مقدار نرمال شده، x_i مقدار هریک از متغیرها، x_{min} و x_{max} به ترتیب کوچک‌ترین و بزرگ‌ترین مقدار در بین مجموعه x هستند.

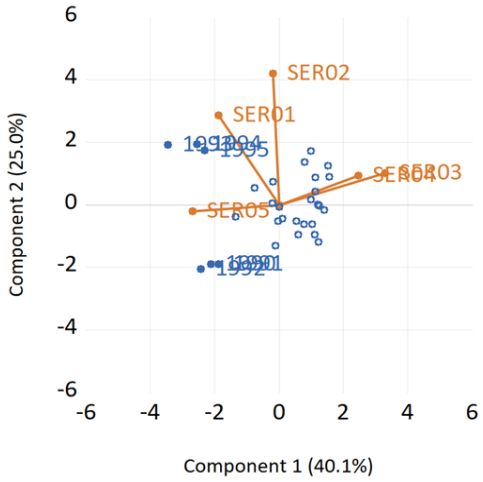
۳. وزن‌دهی: در این پژوهش برای وزن‌دهی به متغیرها از روش PCA استفاده می‌کنیم، بر اساس این روش بسته به اهمیت هر متغیر وزن بیشتری به متغیر داده می‌شود. مقدار شاخص تاب‌آوری بین صفر و یک می‌باشد که هرچه به صفر نزدیک‌تر باشد تاب‌آوری کمتر و هرچه مقدار آن به یک نزدیک‌تر باشد، تاب‌آوری بیشتر خواهد بود (دادرس مقدم و همکاران، ۱۳۹۹).

جدول۲. نتایج حاصل ازروش تحلیل مولفه اساسی (PCA)

Number	Value	Difference	Proportion	Cumulative Value	Cumulative Proportion
۱	۲/۰۰۵۷۸۱	۰/۷۵۷۹۹۵	۰/۴۰۱۲	۲/۰۰۵۷۸۱	۰/۴۰۱۲
۲	۱/۲۴۷۷۸۶	۰/۳۹۶۶۹۷	۰/۲۴۹۶	۳/۲۵۳۵۶۶	۰/۶۵۰۷
۳	۰/۸۵۱۰۸۹	۰/۱۷۱۰۶۴	۰/۱۷۰۲	۴/۱۰۴۶۵۶	۰/۸۲۰۹
۴	۰/۶۸۰۰۲۵	۰/۴۶۴۷۰۶	۰/۱۳۶۰	۴/۷۸۴۶۸۱	۰/۹۵۶۹
۵	۰/۲۱۵۳۱۹	---	۰/۰۴۳۱	۵/۰۰۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول ۲ وزن متعلق به هریک از مولفه‌های کارایی بازار، حکمرانی شایسته، ثبات اقتصاد کلان، زیست محیطی و توسعه اجتماعی به ترتیب از راست به چپ عبارت است از: ۰/۴۰۱۲ و ۰/۲۴۹۶ و ۰/۱۷۰۲ و ۰/۱۳۶ و ۰/۰۴۳۱؛ بنابراین نتایج حاصل از انجام روش PCA نشان می‌دهد که مؤلفه اول یا به عبارتی اصلی‌ترین مؤلفه، همان مؤلفه کارایی بازار می‌باشد که میزان اثرگذاری آن بر روی شاخص تاب‌آوری اقتصادی ۴۰٪ است و دومین مؤلفه حکمرانی شایسته می‌باشد که میزان اثرگذاری آن بر روی شاخص تاب‌آوری اقتصادی ۲۵٪ می‌باشد.



نمودار ۱. خروجی روش PCA

منبع : یافته های پژوهش

همچنین برای شاخص نوسانات قیمت نفت نیز از پسماندهای روش گارچ استفاده خواهد شد.

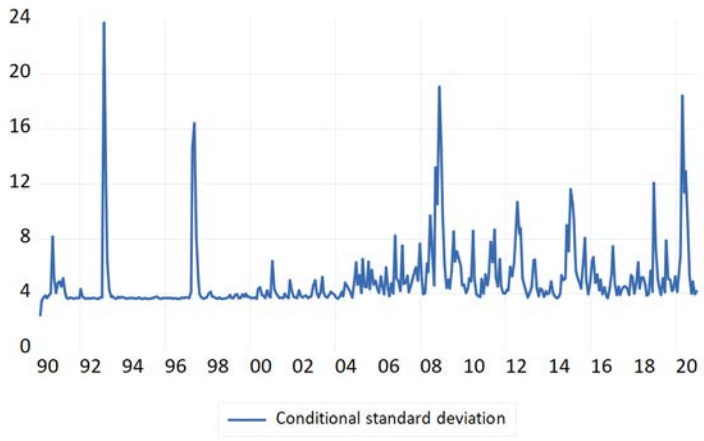
متغیرهای تعدیل‌کننده یا کنترل:

به‌طورکلی متغیرهای تعدیل‌کننده، متغیرهای کمی یا کیفی هستند که جهت یا میزان رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته را تحت تأثیر قرار می‌دهند. متغیرهای زیادی نرخ رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند؛ اما در این پژوهش نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی (سیاست مالی) و حجم نقدینگی (سیاست پولی)، به عنوان متغیرهای تعدیل‌کننده مورد استفاده قرار می‌گیرند.

به منظور محاسبه نوسانات قیمت نفت از پسماندهای گارچ یک متغیره استفاده شده است. این روش نشان دهنده اثر اهرمی پارامترهاست بدین معنا که بازده منفی، بی‌ثباتی در آینده را بیشتر از همان مقدار بازده مثبت، افزایش می‌دهد. نتایج حاصل از اجرای گارچ در نرم افزار Eviewsبه شرح زیر می باشد:

$$P_t = 10/43992 + 0/204738\ P_{t-1} + 0/518142\ u_{t-1}$$

بدین معنا که قیمت‌های نفت در دوره قبل یک واحد افزایش یابند، قیمت نفت در دوره جاری به میزان ۰/۲۰۴۷۳۸واحد افزایش پیدا خواهد کرد، همچنین اگر جملات خطا در دوره گذشته یک واحد افزایش پیدا کنند، قیمت نفت در دوه جاری به میزان ۰/۵۱۸۱۴۲ واحد افزایش پیدا خواهد کرد. در نهایت با محاسبه پسماندهای مدل بالا به نوسانات قیمت نفت (Voil) دست خواهیم یافت.



نمودار۲. پسماندهای مدل گارچ تک متغیره به عنوان نوسانات قیمت نفت

منبع: یافته‌های پژوهش

تصریح روش

برای بررسی نقش تاب‌آوری اقتصادی در تعدیل آثار منفی نوسانات قیمت نفت بر روی رشد اقتصادی از روش ARDL استفاده می‌کنیم که به شرح زیر می‌باشد:

ARDL (q ,p_1 ,p_2 ,p_3 ,p_4)

تعداد وقفه‌های متغیر وابسته :q

تعداد وقفه برای متغیرهای مستقل p_1, p_2

تعداد وقفه‌ها برای متغیرهای تعدیل‌کننده :p_3,p_4

یکی از مزیت‌های روش ARDL این است که: بدون توجه به اینکه متغیرهای توضیحی مدل انباشته از مرتبه صفر هستند یا یک، امکان بررسی روابط همگرایی بین متغیرها وجود دارد و می‌توان آن را محاسبه کرد. (یوسفی، ۱۳۷۹)

با توجه به متغیرهایی که در این پژوهش مورد استفاده قرار می‌گیرد، رابطه زیر به عنوان تصریح مدل در نظر گرفته می‌شود:

فرمول ۳

$$EG_t = \alpha + \sum_{j=1}^{q} yj\ EG_{t-j} + \sum_{j=1}^{p1} \beta\ VOIL_{t-j} + \sum_{j=1}^{p2} \beta\ (ER.X)_{t-j} + \sum_{j=1}^{p3} \beta\ FI_{t-j} + \sum_{j=1}^{p4} \beta\ liq_{t-j}$$

در این مدل متغیر وابسته، رشد اقتصادی (EG) می‌باشد، همچنین متغیرهای مستقل عبارت‌اند از: نوسانات قیمت نفت (VOIL) حاصل‌ضرب تاب آوری اقتصادی در نوسانات قیمت نفت (ER.X). به‌علاوه از نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی (FI) به همراه حجم نقدینگی (liq) به عنوان متغیرهای کنترل استفاده می‌کنیم.

آزمون‌های مدل

- **آزمون مانایی**

به‌طورکلی در مواقعی از این آزمون استفاده می‌کنیم که بخواهیم از ایجاد رگرسیون‌های کاذب جلوگیری کنیم. برای‌آنکه رگرسیون‌های کاذب وجود نداشته باشند متغیرها باید مانا باشند. مانا بدین معناست که توزیع احتمال تک‌تک مشاهدات به صورت نرمال باشد حتی مشاهداتی که چند دوره با هم فاصله دارند باید دارای توزیع احتمال مشترک یکسان باشند.

- **آزمون‌های فروض کلاسیک**

از جمله شروط اصلی برای تأیید روش ARDL به دست آمده، این است که فروض کلاسیک برای آن روش برقرار باشد. فروض کلاسیک که باید در مورد این روش بررسی شوند عبارت‌اند از: صفر بودن میانگین جمله خطا، همسانی واریانس، عدم وجود همبستگی بین جملات خطا، عدم وجود همبستگی بین جملات خطا و متغیرهای مستقل، نرمال بودن توزیع جملات خطا. در فروض کلاسیک فرض مطلوب در واقع همان فرض H_0 است. اگر آماره‌ای که محاسبه کردیم، در ناحیه پذیرش فرض H_0 قرار بگیرد، آنگاه فرض کلاسیک مورد تأیید خواهد بود (وولدریج [1]، ۲۰۰۸)

- **وقفه‌های بهینه**

یکی از نکات مهم که باید در روش ARDL رعایت شود، تعیین تعداد وقفه‌های بهینه است. آماره حنان - کوئین در ارتباط با داده‌های فصلی و بازه زمانی بیش از ۱۲۰ مشاهده نتایج بهتری را گزارش می‌دهد. آماره شوارتز - بیزین نیز جهت تعیین تعداد وقفه‌های بهینه در روش VEC با هر تعداد نمونه در داده‌های فصلی قابل اعتمادتر است.

- **سایر آزمون‌ها**

در این پژوهش به منظور بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت از آماره F استفاده می‌کنیم که نخستین بار توسط پسران و همکاران [2] (۲۰۰۱) ارائه شد. اگر مقدار آماره محاسبه شده بیشتر از کران بالا باشد، بدین معناست که رابطه بلندمدت وجود دارد، اگر کمتر از کران پایین باشد بدین معناست که رابطه

1 . Wooldrige
2 . Pesaran *et al.*

بلندمدت وجود ندارد و اگر آماره محاسبه شده مقداری بین کران بالا و پایین باشد نمی‌توانیم به نتیجه مشخصی برسیم (تشکینی، ۱۳۸۴). در صورتی که رابطه بلندمدت وجود داشته باشد، باید بررسی کنیم که در هر دوره چه میزان از شکاف بین مدل کوتاه‌مدت و بلندمدت تصحیح می‌شود. بدین منظور از روش تصحیح خطا (ECM) استفاده می‌کنیم (پهلوانی و همکاران، ۱۳۸۶). بر اساس این روش اگر مقدار ضریب تصحیح خطا بین ۰. ۱- باشد همگرایی نمایی وجود دارد، اگر مقداری بین ۱-و ۲- باشد همگرایی سینوسی وجود دارد، اگر مقدار محاسبه شده کوچک‌تر از ۲- باشد واگرایی سینوسی وجود دارد، هم چنین اگر مقدار محاسبه شده بزرگ‌تر از ۰ باشد واگرایی نمایی وجود دارد. (تشکینی،۱۳۸۴).

یافته‌های پژوهش

این بخش به بررسی آمار توصیفی، نتایج آزمون‌ها و یافته‌های پژوهش اختصاص دارد.

آمار توصیفی

بر اساس داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، جدول آمار توصیفی به شرح ذیل می‌باشد:

جدول۳. آمارهای توصیفی

شاخص آماری / متغیر	Maximum	Minimum	Mean	Median	Std.dev.	Observation
Eg	۱۳/۵۹۴۹۳	-۳/۷۴۷۱۷۱	۳/۳۶۲۷۹۸	۲/۷۵۸۵۰۵	۴/۳۲۷۸۸۱	۳۱
Er	۰/۶۳۹۸۷۱	۰/۲۲۶۱۵۱	۰/۴۶۵۲۲۹	۰/۴۶۷۶۰۲	۰/۱۰۱۵۰۸	۳۱
Voil	۹۵/۹۹۵۳۹	۱۳/۴۴۱۹۶	۳۰/۳۳۴۳۱	۲۴/۴۹۷۴۴	۲۰/۶۱۳۴۲	۳۱
Er x	۴۵/۷۱۵۸۳	۳/۵۲۲۳۸۰	۳۰/۳۳۴۳۱	۱۲/۲۸۴۰۸	۲۰/۶۱۳۴۲	۳۱
Fi	۱۶/۰۶۲۳۱	۹/۴۷۷۰۹۷	۱۲/۷۰۹۹۵	۱۲/۸۲۰۱۳	۱/۸۷۶۹۱۱	۳۱
Liq	۱۷/۳۶۴۰۳	۱۰/۰۴۱۹۲	۱۳/۶۹۳۸۴	۱۳/۷۳۳۲۴	۲/۱۹۶۲۷۴	۳۱

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌کنید با توجه به ۳۱ مشاهده موجود مربوط به متغیر وابسته، میانگین رشد اقتصادی کشور ۳/۳۶۲۷۹۸ می‌باشد. میانه آن برابر ۲/۷۵۸۵۰۵ است بدین معنی که نیمی از مشاهدات از این عدد بیشتر و نیمی دیگر از این مقدار کمتر می‌باشد. انحراف معیار آن برابر با ۴/۳۲۷۸۸۱ است و همچنین بیشترین میزان رشد اقتصادی در بین ۳۱ مشاهده برابر با ۱۳/۵۹۴۹۳ است که مربوط به سال ۱۳۶۹ می‌باشد و کمترین میزان آن برابر با ۳/۷۴۷۱۷۱- است که مربوط به سال ۱۳۹۱ می‌باشد.

مهم‌ترین متغیر مستقل در مدل Er x (حاصل‌ضرب تاب‌آوری اقتصادی در نوسانات قیمت نفت) می‌باشد که بر اساس ۳۱ مشاهدهٔ موجود، میانگین آن برابر ۳۰/۳۳۴۳۱ می‌باشد. میانه آن برابر ۱۲/۲۸۴۰۸ است. یعنی نیمی از داده‌های موجود در متغیر مستقل از این عدد بزرگ‌تر و نیمی دیگر از این عدد کوچک‌تر می‌باشد. انحراف معیار آن برابر ۲۰/۶۱۳۴۲ است و همچنین بیشترین میزان آن از بین ۳۱ مشاهده موجود

مربوط به متغیر مستقل *۴۵/۷۱۵۸۳ /ست* که مربوط به سال ۱۳۹۹ می‌باشد و کمترین میزان آن برابر با ۳/۵۲۲۳۸۰ است که مربوط به سال ۱۳۷۱ می‌باشد.

همچنین میانگین، میانه، انحراف معیار و هم چنین بیشترین و کمترین داده‌های موجود مربوط به هریک از متغیرهای کنترل در جدول ۳ آورده شده است.

آزمون مانایی

برای‌آنکه در برآورد مدل از رگرسیون کاذب جلوگیری کنیم، در ابتدا باید مانایی داده‌ها و متغیرهای مورد نظر را بررسی کنیم. بدین منظور از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته[1] ADF استفاده می‌کنیم که در انتخاب وقفه بهینه آن از آزمون شوارتز تعدیل یافته استفاده شده است. ابتدا مانایی متغیرها در سطح را بررسی می‌کنیم، در صورتی که داده‌های مورد نظر در سطح نامانا بودند، از متغیرهای نامانا یک‌بار تفاضل‌گیری کرده سپس مجدداً مانایی آن‌ها را مورد بررسی قرار می‌دهیم. نتایج و آمارهای حاصل از این آزمون که با سطح خطای ۵ درصد و سطح اطمینان ۹۵ درصد برآورد شده به شرح زیر می‌باشد.

جدول ۴. نتایج به دست آمده از آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مدل

متغیر	مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره	احتمال	نتیجه
Eg	-۲/۹۶۳۹۷۲	-۲,۴۱۰۰۴۵	۰,۱۴۸۵	نامانا
Er	-۲/۹۶۳۹۷۲	-۲/۱۷۵۳۱۳	۰/۲۱۸۸	نامانا
Voil	-۲/۹۶۳۹۷۲	-۴/۷۳۷۰۷۲	۰/۰۰۰۷	مانا
Er x	-۲/۹۷۱۸۵۳	-۱/۸۹۵۲۱۹	۰/۳۲۹۶	نامانا
Fi	-۲/۹۶۳۹۷۲	-۲/۱۵۴۷۸۶	۰/۲۲۶۰	نامانا
Liq	-۲/۹۶۳۹۷۲	۰/۰۴۴۶۲۶	۰/۹۵۵۶	نامانا

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج به دست آمده از جدول نشان می‌دهد که همه متغیرها به جز Voil (نوسانات قیمت نفت)، در سطح نامانا هستند بدین معنا که قدرمطلق آماره‌های موجود از قدرمطلق مقادیر بحرانی کوچک‌تر می‌باشد در نتیجه در حوزه پذیرش H_0 (متغیر نامانا‌ست) قرار می‌گیرند. به همین خاطر آزمون ریشه واحد را با یکبار تفاضل‌گیری، برای متغیرهایی که در سطح نامانا بودند انجام می‌دهیم. نتایج به دست آمده از این آزمون بدین صورت می‌باشد:

1. Augmented Dickey - Fuller

جدول۵. نتایج به دست آمده از آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم یافته در تفاضل مرتبه اول

متغیر	آماره	مقادیر بحرانی ۵ درصد	احتمال	نتیجه
EG	-۶/۳۱۵۶۵۵	-۲/۹۶۷۷۶۷	۰/۰۰۰۰	مانا
LIQ	-۳/۷۵۰۵۶۶	-۲/۹۶۷۷۶۷	۰/۰۰۸۴	مانا
FI	-۵/۸۵۲۲۲۵	-۲/۹۶۷۷۶۷	۰/۰۰۰۰	مانا
ER	-۴/۹۰۹۴۱۵	-۲/۹۶۷۷۶۷	۰/۰۰۰۴	مانا
ERX	-۷/۸۴۷۶۳	-۲/۹۶۷۷۶۷	۰/۰۰۰۰	مانا

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌کنید متغیرهایی که در سطح مانا نبودند با یکبار تفاضل‌گیری مانا شدند؛ لذا با توجه به اینکه مدل ارائه شده ترکیبی از متغیرهای I(0),I(1) می‌باشد، می‌توانیم از روش ARDL استفاده کنیم بدون آنکه با مشکل خاصی مواجه شویم.

آزمون F کرانه‌ها

بعد از تخمین معادله کوتاه‌مدت باید آزمونی را انجام بدهیم که به بررسی وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بپردازد (تشکینی ۱۳۸۴). یکی از مهم‌ترین آزمون‌ها که برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت به کار می‌رود آزمون F کرانه‌ها می‌باشد. این آزمون نخستین بار توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه شد. نتایج به دست آمده بدین صورت می‌باشد.

جدول ۶. نتایج آزمون سنجش وجود رابطه بلندمدت (آزمون F کرانه‌ها)

F- Bounds Test				
Test Statistic	value	significance	I(0)	I(1)
F-statistic	۱۱/۰۶۲۴۷	٪۱۰	۲/۰۸	۳
		٪۵	۲/۳۹	۳/۳۸
		۲/۵ ٪	۲/۷	۳/۷۳
		٪۱	۳/۰۶	۴/۱۵

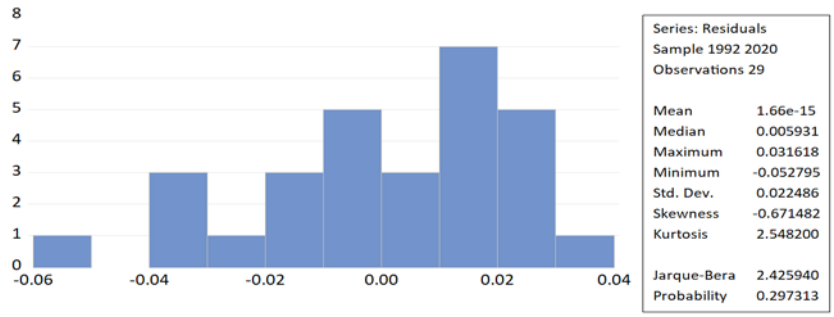
منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول۶ مقدار آماره F محاسباتی برابر است با۱۱/۰۶۲۴۷ ازآنجایی‌که این مقدار از کران بالا ((I(1)) در سطح ۱ درصد بزرگ‌تر است لذا می‌توان وجود رابطه بلندمدت را با سطح اطمینان ۹۹درصد تأیید کرد.

فروض کلاسیک

فرض اول: صفر بودن میانگین جمله خطا

در ابتدا باید صفر بودن میانگین جمله خطا (نرمال بودن) را بررسی کنیم، بدین منظور از آزمون نرمالیتی بر اساس هیستوگرام [1] در نرم‌افزار Eviews استفاده می‌کنیم. نتایج حاصل از این آزمون به شرح زیر می‌باشد.



نمودار ۳. نتایج حاصل از آزمون نرمال بودن توزیع پسماندها

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به شکل بالا مقدار آماره Jarque – Bera برابر است با ۲/۴۲۵۹۴۰، هم چنین Probability آن بالاتر از ۰/۰۵ است؛ لذا آماره محاسباتی در ناحیه بحرانی قرار می‌گیرد و فرض H_0 یعنی نرمال بودن رد نمی‌شود. در نتیجه فرض اول کلاسیک که صفر بودن میانگین جمله خطا است تأیید می‌شود.

فرض دوم: ثابت‌بودن واریانس جمله خطا (همسانی واریانس)

در گام بعد باید از ثابت‌بودن واریانس اطمینان حاصل کنیم، بدین منظور از آزمون ناهمسانی واریانس [2] استفاده می‌کنیم. ازآنجایی‌که داده‌های ما از نوع سری زمانی هستند، در آزمون همسانی واریانس، روش آرچ [3] را انتخاب می‌کنیم. نتایج حاصل از این آزمون به شرح زیر می‌باشد.

جدول ۷. نتایج حاصل شده از آزمون واریانس ناهمسانی

Heteroskedasticity test: ARCH			
F - statistic	۱/۴۸۹۸۰۲	Prob. F(1,26)	۰/۲۳۳۲
Obs *R-squared	۱/۵۱۷۴۵۲	Prob. Chi-Square(1)	۰/۲۱۸۰

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Histogram – Normality test
2. Heteroskedasticity test
3 . Arch

با توجه به اینکه Prob به دست آمده بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است می‌توان گفت که آماره‌های محاسباتی در ناحیه پذیرش فرض H_0(همسانی واریانس) قرار دارند؛ بنابراین فرض دوم کلاسیک مورد تأیید قرار می‌گیرد.

فرض سوم: عدم وجود خودهمبستگی

یکی دیگر از فروض کلاسیک این است که بین هیچ یک از جملات خطا خودهمبستگی وجود نداشته باشد. اگر جملات خطا با یکدیگر خودهمبستگی داشته باشند، ضرایبی که تخمین زده‌ایم بدون تورش ولی در عین حال ناکارا خواهند بود. به‌منظور بررسی وجود یا عدم وجود خودهمبستگی از آزمون LM[1]، استفاده می‌کنیم. نتایجی که از انجام این آزمون به دست آمده بدین صورت می‌باشد.

جدول ۸. نتایج به دست آمده از آزمون عدم وجود خودهمبستگی

Serial Correlation LM test			
F-statistic	۲/۳۶۴۹۳۵	Prob.F(2,18)	۰/۱۲۲۵
Obs*R-squared	۶/۰۳۴۶۲۵	Prob. Chi-Square(2)	۰/۰۴۸۹

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌کنید مقدار Prob به دست آمده در جدول بزرگ‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد؛ بنابراین آماره‌های محاسبه شده در ناحیه پذیرش H_0 (عدم وجود خودهمبستگی) قرار می‌گیرند. فرض سوم کلاسیک هم تأیید می‌شود.

تخمین مدل بلندمدت

نتایج حاصل از تخمین بلندمدت به صورت زیر است.

جدول ۹. نتایج حاصل از تخمین مدل بلندمدت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
ER X	۰/۰۱۰۳۷۹	۰/۰۰۴۱۳۵	۲/۵۰۹۹۸۶	۰/۰۲
VOIL	-۰/۰۰۵۳۶۶	۰/۰۰۱۹۶۴	-۲/۷۳۲۰۴۰	۰/۰۱
GOV	۰/۲۲۸۰۶۹	۰/۰۷۳۶۷۳	۳/۰۹۵۷۱۱	۰/۰۰
LEX	-۰/۰۵۱۵۱۷	۰/۰۱۳۵۷۳	-۳/۷۹۵۵۳۹	۰/۰۰
LIQ	۰/۰۱۵۱۲۹	۰/۰۰۶۰۷۲	۲/۴۹۱۷۰۸	۰/۰۲
C	۰/۲۰۰۶۹۸	۰/۰۹۱۹۲۰	۲/۱۸۳۴۰۶	۰/۰۴

منبع: یافته‌های پژوهش

1 . Serial Correlation LM test

نتایج حاصل از تخمین بلندمدت نشان می‌دهد که ضریب متغیر ER X (حاصل‌ضرب تاب‌آوری اقتصادی در نوسانات قیمت نفت) برابر است با ۰/۰۱ و از لحاظ آماری معنادار است. بدین معنی که اگر به میزان یک واحد متغیر ER X افزایش پیدا کند، رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۱ واحد افزایش پیدا می‌کند. ضریب متغیر VOIL (نوسانات قیمت نفت) برابر با ۰/۰۰۵- و از لحاظ آماری معنادار است؛ بنابراین می‌توان گفت در صورتی که متغیر VOIL یک واحد افزایش یابد، به دنبال آن رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۰۵ واحد کاهش پیدا می‌کند. ضریب به دست آمده برای متغیر GOV معادل ۰/۲۳ و از لحاظ آماری کاملاً معنادار است. بدین معنی که در صورت افزایش متغیر GOV به میزان یک واحد، رشد اقتصادی به میزان ۰/۲۳ واحد افزایش پیدا می‌کند. ضریب متغیر LEX (نوسانات نرخ ارز) برابر است با ۰/۰۵- و از لحاظ آماری نیز معنادار است. یعنی اگر متغیر LEX یک واحد افزایش یابد، رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۵ واحد کاهش پیدا می‌کند. متغیر دیگری که در مدل تخمینی به‌کاررفته LIQ (حجم نقدینگی) است. ضریب این متغیر در بلندمدت ۰/۰۱ می‌باشد و از لحاظ آماری کاملاً معنادار است؛ بنابراین می‌توانیم بگوییم، در صورتی که متغیر LIQ یک واحد افزایش یابد، رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۱ افزایش پیدا می‌کند. در نهایت عرض از مبدأ برابر ۰/۲ و از لحاظ آماری کاملاً معنادار است.

مدل تصحیح خطا (ECM)

حال که با استفاده از آزمون F کرانه‌ها به این نتیجه رسیدیم که رابطه بلندمدت وجود دارد، می‌توانیم با استفاده از مدل تصحیح خطا شکاف بین دو مدل بلندمدت و کوتاه‌مدت، همچنین ضرایب کوتاه مدت و اینکه در هر دوره چه میزان از این شکاف تصحیح می‌شود را بررسی کنیم. ضریب Ec_{t-1} در مدل تصحیح خطا نشان‌دهندهٔ روابط همگرایی یا واگرایی بین مدل کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد. اگر مقدار ضریب تصحیح خطا بین صفر و ۱- باشد، آنگاه همگرایی نمایی وجود دارد، اگر مقدار این ضریب کوچک‌تر از ۲- باشد واگرایی سینوسی وجود دارد و در صورتی که مقدار این ضریب از صفر بزرگ‌تر باشد واگرایی نمایی وجود دارد. نتایج حاصل بدین صورت می‌باشد.

جدول۱۰. نتایج حاصل از تخمین معادله تصحیح خطا (ECM)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
D(LIQ)	-۰/۱۴۳۹۲۵	۰/۰۶۹۵۲۹	-۲/۰۶۹۹۹۰	۰/۰۵۱۶
D(LIQ(-1))	۰/۳۶۶۶۵۱	۰/۰۷۸۳۹۳	۴/۶۷۷۰۸۱	۰/۰۰۰۱
CointEq(-1)	-۰/۹۵۶۲۲۴	۰/۰۹۵۳۰۴	-۱۰/۰۳۳۳۷	۰/۰۰۰۰

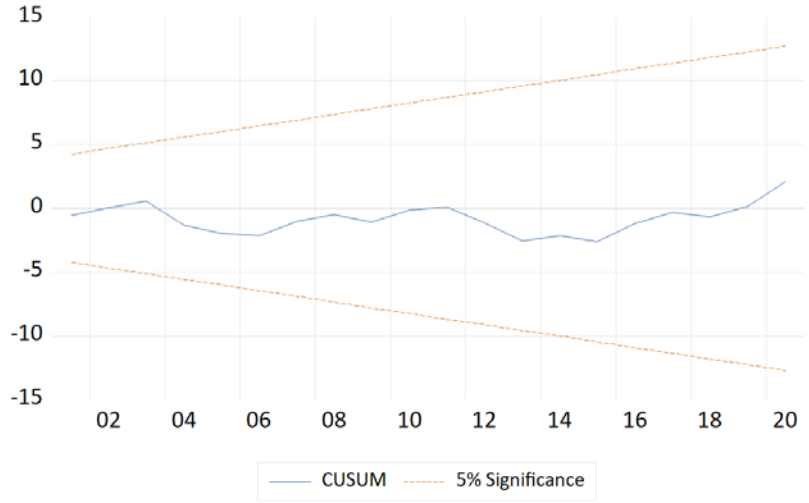
منبع: یافته‌های پژوهش

به‌طورکلی ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که چند درصد خطای تعادل دوره قبل در دوره جاری اصلاح می‌شود. با توجه به جدول ضریب تصحیح خطای به دست آمده معادل ۰/۹۵۶۲۲۴- می‌باشد و از

لحاظ آماری نیز معنادار است. یعنی در هر دوره ۹۵درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به مدل بلندمدت خود نزدیک می‌شود. با توجه که مقدار ضریب به دست آمده بین ۱- و ۰ می‌باشد روابط بین دو مدل کوتاه‌مدت و بلندمدت از نوع همگرایی نمایی می‌باشد.

آزمون شکست ساختاری CUSUM

بر اساس آزمون Cusum test اگر آماره برآورد شده در حدفاصل بین دو مرز باشد، می‌توان گفت پارامترها باثبات هستند و هیچ‌گونه شکست ساختاری وجود ندارد. نتایج حاصل از این آزمون به شکل زیر می‌باشد.



نمودار ۴. نتایج آزمون شکست ساختاری

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به شکل بالا آماره برآورد شده در حدفاصل بین دو مرز قرار دارد، بنابراین می‌توانیم به این جمع‌بندی برسیم که پارامترها از ثبات لازم برخوردار هستند.

بحث، نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف از پژوهش حاضر، بررسی نقش تاب‌آوری اقتصادی در تعدیل آثار منفی نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران است. در این پژوهش به‌منظور اندازه‌گیری تاب‌آوری اقتصادی از شاخص تاب‌آوری بریگوگلیو استفاده کردیم. شاخص تاب‌آوری بریگوگلیو شامل ۵ مؤلفه ثبات اقتصاد کلان، کارایی بازارهای اقتصاد خرد، حکمرانی خوب، توسعه اجتماعی و محیط زیست تشکیل شده است که هرکدام از این مؤلفه‌ها

دارای چندین زیرشاخص هستند. از آنجایی که هر کدام از این مولفه ها دارای واحد متقاوتی می‌باشند برای آنکه بتوانیم آنها را بایکدیگر مقایسه کنیم، باید به نرمال سازی داده‌های جمع آوری شده بپردازیم بدین منظور از روش min-max استفاده کردیم. در نهایت به منظور وزن دهی به هریک از مولفه ها از روش PCA استفاده کردیم.

سپس داده‌های مربوط به رشد اقتصادی و نوسان قیمت نفت در طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۹ را جمع‌آوری کردیم. پس از آن با استفاده از روش ARDL نقش تاب‌آوری اقتصادی در تعدیل آثار منفی نوسانات قیمت نفت بر روی رشد اقتصادی را بررسی کردیم. سپس تمامی آزمون‌های مربوط به فروض کلاسیک و نیز آزمون‌های مورد نیاز برای اثبات وجود رابطه بلندمدت انجام گرفتند که در نهایت تمامی آزمون‌ها مورد تأیید قرار گرفتند. ضریب حاصل در بلندمدت برابر با ۰/۰۱ و از لحاظ آماری کاملاً معنادار بود. این نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت با افزایش هر واحد تاب‌آوری اقتصادی، رشد اقتصادی که در نتیجهٔ نوسانات قیمت نفت کاهش پیدا کرده بود به میزان ۰/۰۱ واحد افزایش پیدا خواهد کرد.

۱. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان داد که بین تاب‌آوری اقتصادی و رشد اقتصادی رابطه بلندمدت وجود دارد. این رابطه مستقیم است، یعنی با افزایش هر واحد تاب‌آوری اقتصادی، رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۱ واحد افزایش پیدا خواهد کرد.
۲. ازآنجایی‌که اقتصاد کشور ایران وابسته به درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت است، این امر منجر به آسیب‌پذیربودن اقتصاد کشور ایران شده است.

نتایج پژوهش دلالت بر آن دارد که افزایش سطح تاب‌آوری اقتصادی ایران از اثرات منفی نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی می‌کاهد، در نتیجه به هر میزان که تاب‌آوری اقتصادی کشور افزایش یابد، می‌تواند تعدیل در آثار منفی نوسانات قیمت نفت را به همراه داشته باشد. این موضوع از آن جهت دارای اهمیت است که هم پیشینه پژوهش و هم نتایج به دست آمده در این مطالعه، بر رابطه منفی میان نوسانات قیمت نفت و رشد اقتصادی تاکید دارد و با توجه به وابستگی ایران به درآمدهای نفتی این موضوع تبدیل به یک تهدید برای اقتصاد ایران شده است. با بهره‌گیری از نتایج به دست آمده از پژوهش می‌توان مدعی شد افزایش تاب‌آوری اقتصادی می‌تواند تا حد زیادی از این اثر منفی بکاهد.

با یک نگاه جزئی‌تر به موضوع تاب‌آوری و بر اساس مبانی نظری که در بخش دوم مقاله مورد تاکید قرار گرفت، ثبات اقتصاد کلان، کارایی بازارهای اقتصاد خرد، حکمرانی خوب، توسعه اجتماعی و محیط زیست مهمترین عناصر ایجاد تاب‌آوری اقتصادی هستند که در نتیجه بهبود هر یک از این شاخص‌ها، تاب‌آوری اقتصادی افزایش یافته و بر اساس یافته‌های پژوهش، اثرات منفی نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی تعدیل می‌گردد. در نتیجه تاکید بر بهبود ثبات اقتصاد کلان از طریق کاهش نرخ تورم، کسری بودجه و بیکاری، افزایش کارایی بازار از طریق کوچک کردن دولت و افزایش آزادی‌های اقتصادی، بهبود شاخص‌های حکمرانی، توسعه اجتماعی و محیط زیست نقش موثری در بهبود تاب‌آوری اقتصادی و تعدیل اثرات منفی نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی دارد.

با توجه به نتایج به دست آمده از پژوهش حاضر، پیشنهادات سیاستی ذیل که برگرفته از نتایج پژوهش است، می‌تواند مفید فایده باشد:

۱. با توجه به نتایج به دست آمده از پژوهش، یکی از عوامل موثر بر تعدیل اثرات منفی نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی، تاب‌آوری اقتصادی است. لذا تاکید بر بهبود سطح تاب‌آوری اقتصادی، علاوه بر همه آثار که بر اقتصادمی‌گذارد، اثرات منفی نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی را در جهت مثبت تعدیل می‌کند.

۲. تحلیل نتایج به دست آمده از روش PCA در ساخت شاخص تاب‌آوری نشان از آن دارد که دو عامل کارایی بازار و حکمرانی، بیشترین اثر را در شاخص تاب آوری اقتصادی دارد. لذا در صورتی که سیاست اصلی کشور در جهت افزایش سطح تاب‌آوری اقتصادی باشد، تاکید بر کارایی بازار از طریق کاهش مداخلات دولت و افزایش آزادی‌های اقتصادی و همچنین بهبود مولفه‌های حکمرانی، اولویت‌های اصلی این مهم می‌باشند.

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 شده‌است.

منابع

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن؛ غنیمی‌فرد، حجت‌اله و کشاورزیان، مریم. (۱۳۸۷). اثرات نامتقارن قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای OECD. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۳(۸۳)، ۱-۱۶.

ابونوری، اسمعیل و لاجوردی، حسن. (۱۳۹۵). برآورد شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی به روش پارامتریکی، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۳(۳)، ۲۵-۴۴.

ابونوری، اسمعیل و لاجوردی، حسن. (۱۳۹۶). واکنش تاب‌آوری اقتصادی در برابر تکانه‌های نفتی و بی ثباتی رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۵(۸۱)، ۷-۳۱.

ابونوری، اسمعیل و لاجوردی، حسن. (۱۳۹۵). برآورد شاخص ترکیبی آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی ایران. *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، ۷(۲۸)، ۱-۲۹.

ادیبی، ساره و التجائی، ابراهیم. (۱۳۹۴). آثار نامتقارن تکانه‌های قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای عمده صادرکننده نفت با لحاظ نقش صندوق‌های ثروت ملی. دومین کنفرانس انجمن علمی انرژی ایران، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی.

ار شادی یامچی، علیر ضا. (۱۳۹۵). تأثیر درآمدهای نفتی بر تاب‌آوری اقت صادی (مطالعه ک شورهای منتخب). پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.

مهدیارا سماعیلی، محمدر ضا؛ صالحی کمرودی، محسن و شاکری بستان آباد، ر ضا. (۱۳۹۸). ارزیابی و تحلیل شاخص های تاب آوری اقتصادی برای کشورهای تک محصولی. *جستارهای اقتصادی*، ۱۶(۳۲)، ۲۱۱-۲۳۷.

پهلوانی، مصیب؛ دهمره، نظر و حسینی، سید مهدی. (۱۳۸۶). تخمین توابع تقاضای صادرات و واردات در اقتصاد ایران با استفاده از روش همگرایی ARDL. *نشریه اقتصاد مقداری*، ۳ (۴)، ۱۲۰-۱۰۱.

تشکینی، احمد و سوری، امیر رضا. (۱۳۹۳). *تحلیلی بر شاخص‌های کلان اقتصادی در ایران (با رویکرد اقتصاد مقاومتی)*. تهران: انتشارات نور علم.

تشکینی، احمد. (۱۳۸۴). *اقتصاد سنجی کاربردی به روش Microfit*. چاپ اول، تهران: ناشر موسسه فرهنگی هنری دیباگران.

دادرس مقدم، امیر؛ کریم، محمدح سین و رهنما، علی. (۱۳۹۹). عوامل موثر بر تاب آوری اقت صادی در مناطق آزاد تجاری ایران. *سیاست های راهبردی و کلان*، ۸(۳۰))، ۲۶۴-۲۸۹.

سلیمانی، یا سر. (۱۳۹۴). تحلیل مقایسه‌ای مدل‌های مفهومی تاب‌آوری اقتصادی در عر صه اجتماع و ارائه یک مدل مفهومی بر اساس اندیشه‌های مقام معظم رهبری. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه امام صادق علیه سلام.

عزیزی، علیر ضا؛ زارع، ها شم و مقیمی ا سفندآبادی، حسن. (۱۴۰۰). واکنش تاب‌آوری اقتصادی در برابر شوک‌های اقتصادی درایران، *فصلنامه اقتصاد بانکداری اسلامی*، ۱۰(۳۶)، ۲۲۷-۲۴۵.

غیاثوند، ابوالف ضل و رم ضانیان، الهه. (۱۳۹۴). ارزیابی میزان تاب‌آوری اقت صادی ایران طی سالهای ۱۳۹۲-۱۳۷۵. *فصلنامه مطالعات راهبردی بسیج*، ۱۸(۶۸)، ۹۱-۱۰۹.

مهران‌فر، مهدی و خاوری‌نژاد، ابوالفضل. (۱۳۹۳). تبیین و اندازه گیری شاخص‌های اقتصاد مقاومتی. اولین کنفرانس اقتصاد ایران، تهران: موسسه عالی آموزش و پژوهش در مدیریت وبرنامه ریزی.

وثوقی نیک، عفیفه. (۱۳۹۷). تاثیرآسیب پذیری و تاب‌آوری اقتصادی بر نوسانات تولید ناخالص داخلی سرانه (مطالعه بین کشوری). *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۸(۷۰)، ۲۶۵-۲۹۱.

وولدریج، ج. (۲۰۰۸). *اقتصاد سنجی مقدماتی: یک روش جدید*. ترجمه دکتر علیرضا عرفانی (۱۳۸۷)، سمنان: انتشارات دانشگاه سمنان.

یوسفی، داریوش. (۱۳۷۹). بررسی و برآورد تابع تقاضای واردات کل ایران به وسیله تکنیک همگرایی. پایان نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

References

Abounoori, E; & Lajordi, H. (2015). Estimated the index of economic vulnerability and resilience using parametric method. *Quarterly Journal of Applied Economic Theory*, 3(3), 25. (in Persian)

Abounoori, E; & Lajordi, H. (2015). Estimating composite vulnerability and resilience index of Iranian econom. *Quarterly Journal of Economics and Modeling*, 7(28), 1-29. (in Persian)

Abounoori, E; & Lajordi, H. (2016). Impact of oil shocks and instability of economic growth on economic resilience in OPEC countries. *Economic Research and Policy Quarterly*, 25(81), 7-31. (in Persian)

Abrishami, H; Mehrara, M; Ghanimifard, H.A; & Keshavarzian, M.. (2008). The Impact Of Oil Prices On Economic Growth: A Non-Linear Specification. *Knowledge And Development*, 15(22), 11-27. (in Persian)

Adibi, S; & Al-Tajaei, I. (2014). Asymmetric effects of oil price impulses on the economic growth of major oil exporting countries considering the role of national wealth funds. The Second Conference of the Iranian Energy Scientific Association, Institute of Humanities and Cultural Studies. (in Persian)

Azizi, A; Zare, H; & Moghimi Esfandabadi, H. (2021). The response of economic resilience to economic shocks in Iran. *mieaoi*; 10 (36), 227-245. (in Persian)

Boorman, J; Fajgenbaum, J; Ferhani, H; Bhaskaran, M; Arnold, D; & Kohli, H. A. (2013). The Centennial resilience index: Measuring countries' resilience to shock. *Global Journal of Emerging Market Economies, 5*(2), 57-98.

Briguglio, L; Cordina, G; Farrugia, N; & Vella, S. (2008). Economic vulnerability and resilience: concepts and measurements. In *Measuring Vulnerability in Developing Countries* (pp. 47-65). Routledge.

Dadrasmoghadam, A; Karim, M. H; & Rahnama, A. (2020). Factors Affecting Economic Resilience in Free Trade Zones. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, *8*(30), 264-289. (in Persian).

Ershadi Yamchi, A. (2015). The impact of oil revenues on economic resilience (Astudy of selected countries). Master's Thesis. Tehran: Allameh Tabatabai University. (in Persian)

Mahdiyar Ismaili, M. R; Salehi, K. M; & Shakeri, B. R. (2020).The study and analysis of economic resilience indexes for the single-commodity economies. *Journal Of Economic Essays, 16*(32), 211-237. (in Persian).

Ghiathund, A; & Varmazanian, E. (2014). Evaluation of Iran's economic resilience during the years 1392-1375. *Basij Strategic Studies Quarterly*, 18(68), 91-109. (in Persian)

Mehran Far, M; & Khavarinejad, A. (2013). Explanation and measurement of resistance economy indicators. The First Conference of Iranian Economy, Ghali Institute of Education and Research in Management and Planning. (in Persian)

Moradbeigi, M; & Hook Law, S. H. (2016). Growth volatility and resource curse: does financial development dampen the oil shocks? *Resources Policy*, *48*, 97-103.

Pahlavani, M; Dahmereh, N; & Hosseini, S. M. (2006). Estimation of export and import demand functions in Iranian economy using the ARDL convergence method. *Ekhtaz-e-Khatheti magazine*, 3 (4), 101-120. (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.

Rohn, O; Sánchez, A. C; Hermansen, M; & Rasmussen, M. (2015). Economic resilience: A new set of vulnerability indicators for OECD countries. OECD Economics Department Working Paper, No. 1249.

Romer, P. M. (1994). The origins of endogenous growth. *Journal of Economic Perspectives*, *8*(1), 3-22.

Rose, A. (2006). Economic resilience to natural and man-made disasters: Multidisciplinary origins and contextual dimensions. *Environmental Hazards*, *7*(4), 383-398.

Rose, A; & Krausmann, E. (2013). An economic framework for the development of a resilience index for business recovery. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, *5*, 73-83.

Soleimani, Y. (2014). Comparative analysis of conceptual models of economic resilience in the social arena and presentation of a conceptual model based on the thoughts of the supreme leader. Master's Thesis. Tehran: Imam Sadiq University. (in Persian)

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, *70*(1), 65-94.

Swan, T. W. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic Record. 32* (2), 334–361.

Teshkini, A. (2004). *Applied econometrics by Microfit method*. Tehran: publisher of Dibagran, Art Cultural Institute. (in Persian)

Teshkini, A; & Suri, A. R. (2013). *An analysis of macroeconomic indicators in Iran (with a resistance economy approach).* Tehran: Noor Alam Publications. (in Persian)

Vathoughi Nik, A. (2017). The impact of vulnerability and economic resilience on volatilities of GDP per capita: A cross country study. *Economic Research Quarterly*, 18(70), 265-291. (in Persian)

Wooldridge, J. (2008). *Introductory econometrics: a new method.* Translated by Dr. Alireza Erfani (1387). Publications of Semnan University. (in Persian)

Yousefi, D. (2000). Investigation and estimation of Iran's total import demand function using the convergence technique. Master's Thesis, Faculty of Economic and Political Sciences, Shahid Beheshti University. (in Persian)

Zaman, G; & Vasile, V. (2014). Conceptual framework of economic resilience and vulnerability at national and regional levels. *Romanian Journal of Economics*, *39*(2), 48.

Zhiwei, Du, Zhang, Hongou, Yuyao, Ye, Jin, Lixia & Xu, Qian. (2019). Urban shrinkage and growth: Measurement and determinants of economic resilience in the Pearl River Delta. *Journal of Geographical Sciences*. 29. 1331-1345.

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 ۹، شماره ۳، شماره پیاپی ۲۳، بهار و تابستان ۱۴۰۲
صفحات ۲۶۸-۲۴۷

مقاله پژوهشی

اثرات نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در ایران: رهیافت تحلیل فضایی[۱]

مریم السادات میرهادی[۲]، محمود محمودزاده[۳]، صالح قویدل دوستکوئی[۴] و مهدی فتح آبادی[۵]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۷/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۹/۲۶

چکیده

هدف این مقاله ارزیابی اثرات نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در استان‌های کشور در چهارچوب الگوی پانل فضایی ایستا و پویا در ۳۱ استان طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ است. یافته‌ها نشان داد اثر نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در استان‌های ایران مثبت است که این نتیجه با پژوهش‌های انجام یافته در این زمینه سازگار است. افزون بر این، درآمد سرانه اثر منفی بر قیمت مسکن دارد و این موضوع بیانگر عدم‌جانشینی هزینه خوراکی و غیرخوراکی در سبد هزینه خانوار و نیاز به نقدینگی زیاد جهت تأمین مسکن است. این یافته نیز با نتایج برخی پژوهش‌ها همسو است. ارزیابی اثرات سرریز قیمت مسکن در استان‌های ایران، با بهره‌مندی از مدل‌های پانل فضایی ایستا و پویا، نشان داد تغییر قیمت مسکن با وقفه در یک استان بر قیمت مسکن در استان‌های همسایه تأثیر دارد. این نتیجه قابلیت تسری شوک مسکن را در سطح کشور تایید می‌کند. همچنین شواهد نشان داد اثر بلندمدت سرریز نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن ناپایدار و در مقابل در کوتاه‌مدت این اثر مثبت است. بنابراین اثر کل نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت است و ثبات در بازار ارز به بهبود شرایط بازار مسکن کمک خواهد کرد.

واژگان کلیدی: نرخ ارز حقیقی، قیمت مسکن، تحلیل فضایی، ایران.

طبقه‌بندی موضوعی: *N65 ،C33 ،R31 ،F31*.

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2023.45142.1374

۲. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. (m.mirhadi133069@gmail.com).

۳. دانشیار، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. (نویسنده مسئول). (mahmod.ma@yahoo.com).

۴. دانشیار، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. (Salleh-mogh@yahoo.com).

۵. استادیار، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. (Mehdi_fa88@yahoo.com).

مقدمه

امروزه تقاضای مسکن نه تنها در جهت نیاز سکونتی افراد بوده بلکه به جهت انگیزه سوداگرانه نیز می‌باشد. در هر کشوری، بخش مسکن یکی از نیروهای محرک رشد اقتصادی است که پیوندهای پسین و پیشین قوی با سایر بخش‌های اقتصادی دارد. بنابراین تحولات بخش مسکن بر سایر بازارها و بخش‌های اقتصادی اثرگذار است (قلی‌زاده و کمیاب، ۱۳۹۴). تغییرات قیمت مسکن، علاوه بر اینکه بیانگر تحولات این بازار می‌باشد، بر مخارج خانوار و هم‌چنین سطح رفاه آنها اثر می‌گذارد. عوامل کلیدی موثر بر قیمت مسکن شامل نرخ ارز، نرخ تسهیلات، درآمد و مخارج خانوار، بازده سایر دارایی‌های افراد، هزینه تولید مسکن، سیاست‌های پولی و مالی دولت و نرخ پس‌انداز می‌باشد (یاماکا و همکاران[1]،۲۰۲۲).

ارز به عنوان وسیله مبادله در تجارت بین الملل، از جمله عوامل اثرگذار بر قیمت مسکن (به عنوان کالای غیرمبادله‌ای) است. ارز به واسطه تغییر در قیمت نسبی کالا و خدمات، نهاده‌های تولیدی وارداتی و تغییر قیمت سایر دارایی‌ها می‌تواند بر بازار مسکن و به صورت مشخص بر قیمت مسکن تاثیر بگذارد (بهمنی اسکویی و پائو وو[2]، ۲۰۱۸) . قیمت مسکن در سال‌های اخیر با شتاب عجیبی افزایش یافته و تهیه مسکن برای بیشتر افراد دشوار گردیده که در کلان شهرها این مساله شدیدتر است. نسبت متوسط قیمت مسکن به متوسط درآمد افراد به عنوان شاخص دسترسی به مسکن در ایران ۲۹/۸ است (البته به شرطی که تمام درآمد خانوار پس‌انداز شود)؛ یعنی حدود ۳۰ سال زمان نیاز است تا یک فرد بتواند یک واحد مسکن ۷۵ متری خریداری کند. این شاخص در ترکیه ۸/۵، در قطر ۶ ، در امارات ۵/۱ و در عربستان ۲/۷ سال است. ایران در بین ۱۰۶ کشوری که اطلاعات آنها موجود است، از جنبه نامطلوب بودن این شاخص جزء ۱۰ کشور نخست قرار دارد (پایگاه آماری نامبیو[3] ، ۲۰۲۰). سهم هزینه مسکن خانوار در ایران از ۳۲/۶ درصد در سال ۱۳۹۰ به ۴۲/۸ درصد در سال ۱۳۹۹ رسیده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۹)؛ درحالی که این سهم در کشورهایی که در حل مشکلات مسکن موفق بوده‌اند کمتر از ۱۵ درصد است (اکبری و همکاران، ۱۳۹۶).

بررسی رفتار تاریخی قیمت مسکن در ایران نشان می‌دهد بخش مسکن دوره‌های رونق و رکود متعددی را تجربه کرده که با شوک‌های نفتی، تحریم، انتظارات تورمی و تغییرات متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان نظیر درآمد سرانه، رشد اقتصادی و سایر متغیرها مرتبط بوده است. بر این اساس با توجه به بالا بودن سهم هزینه مسکن در سبد هزینه خانوار و شاخص دسترسی به مسکن در ایران، وجود بی‌ثباتی در قیمت مسکن و به تبع آن بازار مسکن، تصمیم‌گیری برای خانوارها توأم با نااطمینانی خواهد بود. بنابراین تحلیل وضعیت بازار و متغیرهای تاثیرگذار بر آن می تواند برنامه‌ریزان امور را در تحلیل و پیش‌بینی وضعیت آینده، کمک و متناسب با آن راه حل‌های درستی را ارائه نمایند. بنابراین هدف مقاله ارزیابی عوامل موثر بر قیمت مسکن بخصوص نرخ ارز حقیقی در استان‌های ایران می‌باشد؛ زیرا ناهمگن بودن بازار مسکن، ضرورت نگرش منطقه‌ای را ایجاب می‌نماید. بدین منظور از داده‌های سالانه بانک مرکزی و مرکز آمار ایران در دوره زمانی

1. Yamaka *et al.*
2. Bahmani oskooee & pao wu
3. Numbeo

۱۳۹۹-۱۳۹۰ استفاده خواهد شد تا اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در ایران بصورت استانی برآورد شود و نتایج کاربردی مطالعه جهت برنامه‌ریزی منطقه‌ای ارائه شود. براین اساس سوال اصلی تحقیق این است که نرخ ارز حقیقی چه اثری بر قیمت مسکن در استان‌های ایران دارد؟ آیا در کوتاه‌مدت و بلندمدت این اثرات متفاوت هستند؟ و اینکه هنگام وقوع شوک‌های قیمت مسکن، آیا سرریزهای منطقه‌ای وجود دارد؟

ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم ادبیات نظری مرور شده و به دنبال آن در بخش سوم، روش تحقیق و حقایق آشکار شده ارائه شده است. بخش چهارم به نتایج تجربی اختصاص دارد. بخش پایانی مقاله به بحث و جمع‌بندی می‌پردازد.

مروری بر ادبیات موضوع

مسکن از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی است که از ابعاد مختلف اجتماعی، فرهنگی، محیط‌زیستی و اقتصادی، قابلیت اثرگذاری بر جامعه را دارد. این بخش در سطح کلان اقتصادی توانایی جذب نقدینگی، هدایت سرمایه به بخش‌های مولد، اشتغال‌زایی و زمینه‌های رشد و توسعه اقتصادی را فراهم می‌کند؛ در سطح خرد نیز می‌تواند متضمن نیاز مصرفی- سرمایه‌ای افراد در جامعه باشد. هنگام ارزیابی عوامل موثر بر قیمت مسکن، باید به متغیرهایی توجه نمود که بر رفتار تقاضاکنندگان و عرضه‌کنندگان تاثیر می‌گذارند. تقاضای مسکن از دو جنبه قابل بررسی است؛ نخست، به عنوان یک دارایی در جهت سرمایه‌گذاری تابعی از قیمت مسکن، قیمت دارایی جانشین، هزینه تولید، افزایش نرخ پس‌انداز، نرخ تسهیلات و بازدهی سرمایه‌گذاری در این بخش و سایر بازارها است (پوتربا و سامرز[1]، ۱۹۸۷). دوم، به عنوان یک کالای مصرفی مسکن تابعی از قیمت، درآمد خانوار، هزینه خدمات سرمایه و ترجیحات مصرف‌کننده است (اصلانی و اسداالهی، ۱۳۹۴). در سوی دیگر، عواملی مانند قیمت دوره جاری مسکن، نرخ بهره‌کوتاه‌مدت به عنوان هزینه سرمایه‌گذاری، قیمت زمین، قیمت نهاده‌های تولید مسکن و تعداد واحدهای مسکن دوره قبل بر عرضه مسکن تاثیر می‌گذارند (مایر و سومرویل[2]، ۱۹۹۶). براین اساس، باتوجه به دو سمت بازار، مهمترین عوامل کلیدی موثر بر قیمت مسکن شامل درآمد خانوار، هزینه سرمایه و هزینه ساخت مسکن هستند (یاماکا و همکاران، ۲۰۲۲).

بازار مسکن یک عامل حیاتی برای ارزیابی وضعیت کلی اقتصادی است (راتکلیف[3]، ۲۰۱۰). قیمت مسکن نه تنها بیانگر مقرون به صرفه بودن فضاهای زندگی است، بلکه به طور قابل توجهی بر بخش‌های مختلف اقتصادی و رفاه افراد اثر می‌گذارد (آتالای و ادواردز[4]، ۲۰۲۲). بنابراین آگاهی از عوامل موثر بر قیمت مسکن برای سیاستگذاران، سرمایه‌گذاران و مالکان مسکن حائز اهمیت است. اخیراً، بازار مسکن ایران

1. Poterba & Summers
2. Mayer & Somerville.
3. Ratcliffe
4. Atalay & Edwards

به دلیل عوامل مختلف اقتصاد کلان از جمله نرخ ارز و نرخ تورم و درآمد سرانه به طور قابل توجهی دچار نوسان شده است. با توجه به تقسیم‌بندی کالاها به مبادله‌ای و غیرمبادله‌ای، مسکن کالایی غیرمبادله‌ای است که می‌تواند از نرخ ارز تاثیر بپذیرد. تحولات ارزی در هر جامعه‌ای متاثر از متغیرهای کلیدی اقتصاد و تغییرات قیمت نسبی کالا و خدمات در قالب نظریه برابری قدرت خرید از شوک‌های انتظاری و انگیزه‌های سفته‌بازی است. ارز و تغییرات نرخ ارز از کانال تغییر در ترازپرداخت‌های خارجی، قیمت نسبی کالا و خدمات و هزینه نهاده‌های وارداتی تولیدی، قابلیت تغییر قدرت بازی تولیدکنندگان را در سطح رقابتی به واسطه تولید دارد (کاندیل[1]، ۲۰۰۰). در بازار مسکن، نرخ ارز از سمت عرضه باعث تغییر هزینه تولید و از سمت تقاضا با اثرگذاری بر قدرت خرید مصرف‌کنندگان و بازدهی انتظاری متفاوت در این دارایی باعث نوسانات بسیار زیاد بازار مسکن از طریق تغییر قیمت مسکن می‌شود (بهمنی اسکویی و پائو وو، ۲۰۱۸). حال این پرسش مطرح می‌شود تغییرات نرخ ارز بر قیمت مسکن به عنوان کالای غیرمبادله‌ای چگونه اثر می‌گذارد. براساس قانون قیمت واحد فقط قیمت کالای همگن و مبادله‌ای می‌تواند با توجه به عدم موانع تجاری و غیرتجاری یکسان باشد، پس چگونه قیمت مسکن درمناطق مختلف کشور تغییر می‌کند؟ براساس قانون تجارت امکان جابجایی سرمایه و نیروی کار در کشور وجود دارد. بنابراین انتظار تعدیل قیمت عوامل قیمت تولید منطقی است. تغییرات میزان عرضه و تقاضای مسکن در مناطق گوناگون باعث تغییر هزینه ساخت مسکن شده و آن را به سمت همگرایی رهنمون می‌سازد (کیم[2]،۲۰۱۱). انتقال اثرات تغییر قیمت مسکن در یک منطقه به سایر مناطق، متاثر از مهاجرت به دلیل بهره‌مندی از اختلاف قیمتی مسکن، تبدیل دارایی افراد جهت منتفع شدن از بازدهی بیشتر، آربیتراژ فضایی و جابجایی عرضه و تقاضای مسکن بدنبال افزایش مطلوبیت ناشی از مصرف مسکن است (مین[3]، ۱۹۹۹). موضوع تاثیر نوسانات نرخ ارز بر اقتصاد هم‌چنان از محورهای اصلی میان مطالعات است. کار نظری آبسفلد و روگوف[4] (۱۹۹۵) نشان داد نوسانات نرخ ارز به صورت مستقیم و غیرمستقیم بر خانوارها و شرکت‌ها در یک اقتصاد اثرگذار است. اثرات مستقیم بدین صورت است که خانوارها به دلیل دشواری در انعطاف‌پذیری مصرف و همچنین نوسانات در مصرف اوقات فراغت، از تغییرات نرخ ارز استقبال نخواهند کرد. از سوی دیگر، اثر غیرمستقیم به این شکل است که شرکت‌ها برای پوشش ریسک نرخ ارز، قیمت‌های بالاتری را تعیین خواهند کرد که می‌تواند پیامدهای بدی بر سطح عمومی قیمت‌ها داشته باشد. به طور کلی این اجماع وجود دارد که نوسانات نرخ ارز از طریق ایجاد نااطمینانی در کسب و کار، کاهش رقابت، کاهش بهره‌وری و سود و در نتیجه افزایش قیمت‌های داخلی سبب کاهش رشد اقتصادی خواهد شد (آیشن‌گرین[5]، ۲۰۰۸). این موضوع در ادامه به وضوح بر

1. Kandil
2. Kim
3. Meen
4. Obstfeld & Rogoff
5. Eichengreen

سرمایه‌گذاری، رفاه و سایر متغیرهای کلان اقتصادی اثر خواهد گذاشت که بازار مسکن هم از این قاعده مستثنی نیست.

برخی مقالات سعی کرده‌اند اثر تغییرات نرخ ارز را بر قیمت مسکن ارزیابی نمایند. یاماکا و همکاران (۲۰۲۲) نشان دادند بین نرخ ارز و قیمت مسکن در دوران رونق و رکود رابطه علّی برقرار است که این رابطه علّی در دوران رونق قوی‌تر از دوران رکود است. سامر و اوزورهان[1] (۲۰۲۰) دریافتند نرخ ارز بر نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری املاک و مستغلات در ترکیه اثرگذار است ولی بر شاخص قیمت مسکن اثرنداشته است. اوجک و همکاران[2](۲۰۱۹) به این نتیجه رسیدند نرخ ارز بر قیمت مسکن در کشور غنا اثر ندارد. بهمنی اسکوئی و پائو وو (۲۰۱۸) دریافتند که در کشورهای عضو OECD، در بعضی از کشورها تغییرات قیمت مسکن موجب تغییر نرخ ارز و در بقیه کشورها تغییرات نرخ ارز باعث نوسانات قیمت مسکن شده است. لاری و همکاران [3] (۲۰۱۷) به توضیح تغییرات قیمت مسکن در هند پرداختند و بی ثباتی و نوسان پول رایج این کشور که متاثر از نوسانات ارزی بود را دلیل تغییرات قیمت مسکن در هند بیان کردند. گومز-گونزالس و همکاران[4] (۲۰۱۶) به بررسی انتقال حباب از بازار ارز به بازار مسکن و بالعکس پرداختند که این انتقال مورد تأیید بوده است. یاچن و شوای[5] (۲۰۱۳) با آنالیز رابطه بین ارز اسمی چین و قیمت مسکن به این نتیجه دست یافتند که این رابطه مثبت بوده است. منکونن و همکاران[6] (۲۰۱۲) با استفاده از الگوی مختلط وقفه و خطای فضایی تاثیر اثرات همسایگی یر قیمت مسکن در ۱۰۰ منطقه هنگ کنگ را بررسی و دریافتند که دو سوم تغییرات قیمت مسکن در این مناطق از پویایی‌های فضایی بر گرفته شده است. پاین[7] (۲۰۱۲) به بررسی رابطه بلندمدت قیمت مسکن منطقه‌ای در آمریکا پرداخته و در این تحقیق آثار موجی و همگرایی بلندمدت مربوط به پویایی قیمت مسکن منطقه‌ای مورد بررسی قرار گرفته است و این مساله تایید شده است. کاترکیلیدس و تراچناس[8] (۲۰۱۲) درمطالعه‌ای به بررسی پویایی قیمت مسکن در کشور یونان پرداختند که نتایج مطالعه بر وجود تفاوت معنادار در پاسخ به تغییرات مثبت و منفی متغیرهای توضیحی در دو افق زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت تاکید داشت. ریدل[9] (۲۰۱۱) سرایت حباب بازار ارز بر سایر بازار دارایی‌ها را در مطالعه خود تأیید نمود. مین [10](۲۰۰۸) در مطالعه خود تسری قیمت بین مناطق را در بریتانیا بررسی و به این نتیجه رسید که تغییرات قیمت مسکن در هر منطقه تحت تاثیر سه دسته عوامل کلان اقتصادی، عوامل خاص هر منطقه و ارتباطات قیمتی بین مناطق است.

1 . Sumer & Özorhon
2 . Ogeck *et al.*
3. Larry *et al.*
4. Gomez-Gonzalez *et al.*
5. Ya-chen & Shuai
6. Monkkonen *et al.*
7. Payne
8. Katrakilidis & Tranchanas
9. Riddel
10. Meen

امجدی و همکاران (۱۴۰۱) تأثیر نرخ ارز، نا اطمینانی نرخ ارز و پاندومی کووید ۱۹ بر قیمت مسکن (تهران) را بررسی و دریافتند که اثر نرخ ارز، شاخص نااطمینانی نرخ ارز بر قیمت مسکن مثبت و معنادار است. عباسی و همکاران (۱۴۰۰) در مقاله‌ای اثرات تکانه‌های تحریم اقتصادی بر بخش ساختمان را بررسی کردند و دریافتند که نرخ ارز بیشترین اثر را برتغییرات بخش ساختمان دارد . هاتفی و مهرآرا (۱۳۹۸) در مقاله‌ای با عنوان مهاجرت حباب میان بازار ارز و بازار مسکن با استفاده از روش ارائه شده توسط گومز-گونزالس و همکاران (۲۰۱۶) دریافتند در شرایط محدودیت‌های ارزی احتمال ایجاد حباب ارز و مهاجرت آن به بازار مسکن وجود دارد. ایزدخواستی و همکاران (۱۳۹۸) درمطالعه‌ای به این نتیجه رسیدند که اهرم زمین، قیمت دارایی‌های جایگزین مسکن نظیر ارز، نرخ تورم، اشتغال و نرخ ازدواج بر شاخص دسترسی به مسکن مؤثر هستند. حسن‌گودرزی و آرمان مهر (۱۳۹۷) به تحلیل بازار مسکن و پیش‌بینی قیمت آن تا سال ۱۴۰۵ پرداختند و دریافتند قیمت مسکن از تقاضای سرمایه‌ای آن تبعیت می‌کند و به صورت نمایی افزایش می‌یابد. اکبرنژاد و عیوضی (۱۳۹۵) نشان دادند در کوتاه‌مدت شوک‌های مثبت تولید ناخالص داخلی، شاخص کل بورس، شاخص انبوه‌سازی املاک تأثیر منفی و شوک‌های قیمتی بازار طلا، نرخ تورم تأثیر مثبت بر شاخص قیمت مسکن دارد و در بلندمدت شوک‌های مثبت تولید ناخالص داخلی و شاخص کل بورس تأثیر منفی و شوک‌های قیمت ارز، نرخ تورم و شاخص انبوه‌سازی مسکن تأثیر مثبت بر شاخص قیمت مسکن دارد. پریور و حسنی (۱۳۹۵) با ارزیابی پویایی‌های رابطه بازار ارز، بازار سهام و بازار مسکن در ایران متوجه شدند که بازار دارایی‌های مختلف مستقل نیستند و نوسان در یک بازار علاوه بر اثرگذاری بر خود آن بازار به دیگر بازارها انتقال می‌یابد. خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۲) در چارچوب الگوی وقفه فضایی دریافتند که اثر غیرمستقیم انتشار فضایی قیمت مسکن از اثر مستقیم بیشتر است. درودیان و همکاران (۱۳۸۹) به بررسی ارتباط درونی قیمت‌ها در بازار مسکن و انتقال نوسانات قیمت پرداختند و یافته‌ها مبین آن است که ضریب فضایی مثبت است.

بررسی ادبیات موجود نشان می‌دهد عوامل کلان اقتصادی مانند نرخ بهره، نرخ ارز، نرخ تورم و درآمد سرانه به طور قابل‌توجهی بر بازار مسکن اثر می‌گذارند (تریپاسی[1]، ۲۰۱۹). به عنوان مثال، نرخ‌های بهره پایین، استقراض پول برای خرید خانه را مقرون به صرفه‌تر می‌کند و در نتیجه تقاضا و قیمت مسکن را افزایش می‌دهد. در این میان، نرخ تورم باعث افزایش هزینه‌های مسکن می‌شود، زیرا قدرت خرید درآمد خانوار را کاهش می‌دهد. در اقتصاد ایران یکی از عوامل مهم اثرگذار بر قیمت مسکن، نرخ ارز است. تغییرات نرخ ارز از هر دو سمت بازار یعنی عرضه و تقاضا بر قیمت مسکن اثر می‌گذارد. درک جامع اثرات این عوامل کلان اقتصادی و اهمیت نسبی آنها در تبیین تغییرات قیمت مسکن، امکان ارزیابی ریسک‌ها و فرصت‌های آنها را فراهم می‌کند.

1. Tripathi

جدول ۱. متغیرهای اثرگذار بر قیمت مسکن؛ یافته‌های سایر پژوهش‌ها

نویسنده	متغیرهای موثر بر قیمت مسکن
یاماکا و همکاران (۲۰۲۲)	درآمد خانوار، هزینه سرمایه و هزینه ساخت مسکن
تریپاسی (۲۰۱۹)	نرخ بهره، نرخ ارز، نرخ تورم و درآمد سرانه
بهمنی اسکویی و پائو وو (۲۰۱۸)	هزینه تولید، قدرت خرید، بازدهع انتظاری
لاری و همکاران (۲۰۱۷)	نوسانات ارزی
گومز و همکاران (۲۰۱۶)	حباب‌های ارزی
ریدل (۲۰۱۱)	سرریز نوسانات ارزی
امجدی و همکاران (۱۴۰۱)	نااطمینانی نرخ ارز
عباسی و همکاران (۱۴۰۰)	تکانه‌های ارزی
هاتفی و مهرآرا (۱۳۹۸)	انتقال سرریز حباب ارزی
پریور و حسنی (۱۳۹۵)	بازارهای موازی
خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۹۲)	سرریزهای فضایی

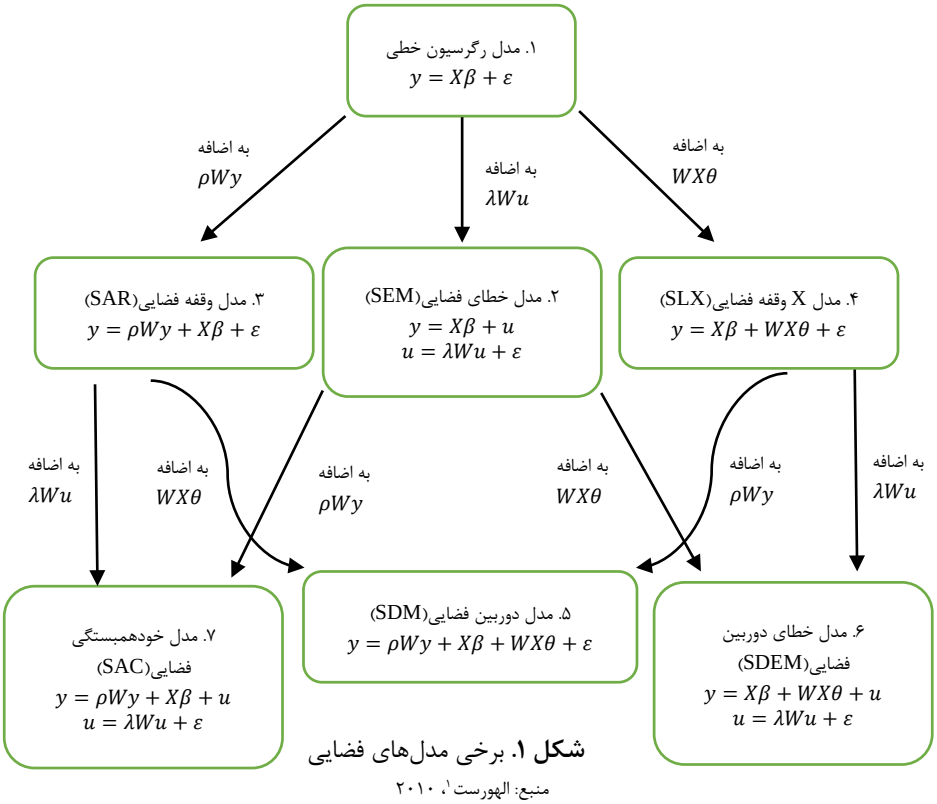
منبع: خلاصه مطالعات تجربی

این مقاله از دو نظر متمایز از سایر پژوهش‌ها است؛ نخست اینکه از نرخ ارز حقیقی در استان‌های کشور استفاده می‌کند، سایر مطالعات از این متغیر در مقیاس کشوری انجام استفاده کرده‌اند و تفاوت‌های استانی پوشش داده نشده است. تفاوت دوم این است که رفتار سرریزهای فضایی قیمت مسکن وابسته به زمان است؛ بنابراین در این مقاله رفتار سرریزها در کوتاه‌مدت و بلندمدت ارزیابی شده است.

روش پژوهش و داده‌ها

مدل‌های فضایی با وارد نمودن متغیرهای مشاهده شده در مکان‌های دیگر در مدل رگرسیونی، اثرات فضایی را اندازه‌گیری می‌کنند. این مدل‌ها اشکال مختلفی دارند، که عمدتاً براساس میانگین‌گیری مقادیر در مکان‌های مجاور از طریق یک متغیر آن را متغیر باوقفه فضایی می‌نامند، از یکدیگر تفکیک می‌شوند. وقفه فضایی را می‌توان برای متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی و یا برای جملات خطا اعمال کرد، که با این کار می‌توان وابستگی مقطعی و پانل‌های فضایی ایستا و پویا را تصریح نمود. مدل‌های نظری معمولاً وجود سرریزهای فضایی را شناسایی می‌کنند که با افزایش فاصله بین مقاطع، اثرات سرریزها کاهش می‌یابد. از نظر تجربی، مدل‌های داده‌های پانل فضایی ابزاری مناسب برای اندازه‌گیری اثرات سرریزهای فضایی می‌باشند. با توجه به تنوع تصریح و تفسیرهای ریاضی مدل‌های فضایی، هفت مدل فضایی وجود دارد. مدل

پایه، مدل رگرسیون خطی استاندارد (SLM) است که با روش حداقل مربعات معمولی(OLS) برآورد می‌گردد. با اینکه این یک مدل غیرفضایی است، اما به عنوان معیاری برای مقایسه با مدل‌های فضایی استفاده می‌شود. برای شروع، مدل خطای فضایی (SEM) تصریح می‌شود؛ زیرا تفسیر ضرایب این مدل شبیه تفسیر مدل SLM است. در ادامه مدل‌های تاخیر فضایی (SAR) و مدل خودهمبستگی فضایی (SAC) بیان می‌شوند که از بسیاری جهات این دو مدل شبیه هم هستند. سپس دو مدل رگرسیونی با وقفه‌های فضایی در متغیرهای مستقل یعنی مدل X وقفه فضایی (SLX) و مدل خطای دوربین فضایی (SDEM) تشریح می‌گردد که هر دو مدل دارای وابستگی فضایی برون‌زا هستند. در نهایت مدل دوربین فضایی(SDM) بحث می‌شود که وابستگی‌های فضایی برون‌زا و درون‌زا را شامل می‌شود. تفسیر ضرایب مدل رگرسیون خطی استاندارد غیرفضایی (مدل ۱) ساده است و می‌تواند به عنوان معیاری برای مقایسه با مدل‌های فضایی استفاده شود. شناسایی باقیمانده‌های مدل SLM برای درک ماهیت الگوی فضایی داده‌ها و در نتیجه تصریح نادرست احتمالی مدل مفید است.



شکل ۱. برخی مدل‌های فضایی

منبع: الهورست[1]، ۲۰۱۰

1. Elhorst

در مدل(۱)، y بردار متغیر وابسته، X ماتریس متغیرهای توضیحی، β پارامترهای مدل و ε جمله خطا بوده که به صورت نرمال توزیع شده‌اند. مدل خطای فضایی (مدل ۲) همانند مدل رگرسیون خطی (مدل ۱) است، با این تفاوت که جمله خطای آن به صورت $u = \lambda Wu + \varepsilon$ است؛ که در آن λ بیانگر همبستگی فضایی میان خطاها (مشروط بر W) و W ماتریس وزنی است که ساختار فضایی اثرات همسایه‌ها را بین باقیمانده‌ها نشان می‌دهد. مقدار انتظاری متغیر وابسته در هر دو مدل SLM و SEM مشابه است. مدل(۳) بیانگر مدل وقفه فضایی(SAR) است که با اضافه نمودن جمله ρWy به سمت راست مدل رگرسیون خطی بدست می‌آید. در این مدل ρ ضریب متغیر درونزا Wy است متغیری که تابعی از مقادیر همسایه متغیر وابسته را نشان می‌دهد. حال اگر جمله خطای مدل SAR به صورت $u = \lambda Wu + \varepsilon$ باشد، این مدل تبدیل به مدل خودهمبستگی فضایی(SAC) می‌شود(مدل ۷). در مدل SAC دو ماتریس وزنی وجود دارد که هم می‌توانند مشابه و هم متفاوت باشند. در اینجا نیز مقدار انتظاری و هم‌چنین تفسیر ضرایب دو مدل SAR و SAC مشابه یکدیگر هستند. با توجه به درون‌زا بودن ساختار فضایی این دو مدل، تفسیر ضرایب β پیچیده‌تر از مدل‌های SLM یا SEM است، زیرا اکنون باید سرریزهای فضایی احتمالی در مدل شناسایی و محاسبه شوند. فرم کاهش یافته مدل SAR به قرار زیر است؛

$$y = (I - \rho W)^{-1}(X\beta + \varepsilon) \qquad (۱)$$

مقدار انتظاری فرم کاهش یافته به صورت $E(y|X) = (I - \rho W)^{-1}.X\beta$ خواهد بود. ماتریس $(I - \rho W)^{-1}$ بجز قطر اصلی دارای عناصر غیرصفراست، که این مشتقات جزئی متقاطع غیرصفر دلالت بر وجود سرریزهای فضایی دارند. مدل SAR می‌تواند «سرریز جهانی» را تولید کند که نشان می‌دهد تغییرات متغیر مستقل در هر مکانی از دامنه مطالعه بر مقدار متغیر وابسته تمامی مکان‌ها اثر می‌گذارد، که این‌ها اثرات کل بلندمدت مدل‌های SAR و SAC هستند. لیسیج و پیس[1](۲۰۰۹) از طریق یک فرآیند میانگین‌گیری اثرات کل را به اثرات مستقیم و غیرمستقیم بلندمدت تفکیک نمودند. اثرات مستقیم بلندمدت به وسیله میانگین جملات قطر اصلی ماتریس مشتقات جزئی اندازه‌گیری می‌شود. اثرات غیرمستقیم بلندمدت نیز به صورت میانگین سایر عناصر در هر سطر (یا ستون) محاسبه می‌گردد. اثرات غیرمستقیم میانگین اثرات سرریز در تمامی مناطق مورد مطالعه است. به عبارت دیگر، اثرات مستقیم نشان‌دهنده میانگین تغییر انتظاری همه مشاهدات متغیر وابسته در یک منطقه خاص به دلیل افزایش یک واحدی یک متغیر توضیحی مشخص در همان منطقه است، در حالی که اثرات غیرمستقیم بیانگر اثرات سرریز تغییر در متغیر مستقل یک منطقه بر متغیر وابسته در مناطق دیگر می‌باشد. اگر به مدل وقفه فضایی(SAR) جمله $WX\theta$ اضافه شود، مدل دوربین فضایی(SDM) حاصل می‌شود. فرم کاهش یافته این مدل به شکل زیر خواهد بود؛

$$y = (I - \rho W)^{-1}(X\beta + WX\theta + \varepsilon) \qquad (۲)$$

1. LeSage & Pace

لازم به ذکر است در مدل SDM (مدل ۵) عناصر خارج از قطر اصلی به دلیل پارامتر برونزا β_k و پارامتر وقفه فضایی درونزا ρ غیرصفر هستند (مانند مدل‌های SAR و SAC)؛ با این تفاوت که در مدل SDM پارامتر وقفه فضایی برونزا θ_k اضافه شده است (مانند مدل‌های SDEM و SLX). در مدل دوربین فضایی(SDM)، نتایج اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل علاوه بر پارامتر ρ به دو پارامتر β_k و θ_k نیز بستگی دارد؛ که این دو پارامتر در مدل‌های SAR و SAC در محاسبه این اثرات نقشی نداشتند (الهورست، ۲۰۱۰). علاوه بر این، در مدل دوربین فضایی اثر غیرمستقیم را می‌توان به دو جزء «اثرات محلی» ناشی از ضریب θ_1 و «اثرات جهانی» ناشی از ماتریس معکوس که شامل ρ است، تفکیک نمود. اثرات محلی به دلیل اینکه فقط تاثیر آنی بر همسایه‌ها می‌گذارند، محلی خوانده می‌شوند(براساس ماتریس وزنی مجاورت مرتبه نخست)؛ در حالی که اثرات جهانی از طریق ماتریس W بر تمام مناطق تأثیر می‌گذارد (الهورست، ۲۰۱۰).

جدول ۲. اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل بلندمدت و کوتاه‌مدت مدل‌های فضایی

	مدل‌ها	اثرات کوتاه‌مدت		اثرات بلندمدت	
		مستقیم	غیرمستقیم	مستقیم	غیرمستقیم
ایستا	خطای فضایی (SEM)	-	-	β_k	-
	وقفه فضایی (SAR)	-	-	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I)]^{\bar{d}}$	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I)]^{\overline{nd}}$
	خودهمبستگی فضایی(SAC)	-	-	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I)]^{\bar{d}}$	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I)]^{\overline{nd}}$
	دوربین فضایی (SDM)	-	-	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{\bar{d}}$	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{n\bar{d}}$
پویا	وقفه فضایی (SAR)	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I)]^{\bar{d}}$	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I)]^{\overline{nd}}$	$[((1-\tau)I-(\rho+\psi)W)^{-1}\times(\beta_k I)]^{\bar{d}}$	$[((1-\tau)I-(\rho+\psi)W)^{-1}\times(\beta_k I)]^{n\bar{d}}$
	دوربین فضایی (SDM)	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{\bar{d}}$	$[(I-\rho W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{n\bar{d}}$	$[((1-\tau)I-(\rho+\psi)W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{\bar{d}}$	$[((1-\tau)I-(\rho+\psi)W)^{-1}\times(\beta_k I+W\theta_k)]^{n\bar{d}}$

نماد $\bar{\boldsymbol{d}}$ عملگری است که میانگین عناصر قطر اصلی را محاسبه می‌کند. نماد $\overline{\boldsymbol{nd}}$ عملگری است که میانگین جمع سطری عناصر غیرقطر اصلی را اندازه‌گیری می‌کند.

منبع: الهورست، ۲۰۱۴

مدل‌های بحث شده در بالا همه ایستا هستند، این در حالی است که مدل‌های بالا را به شکل پویا نیز برآورد نمود. برای نمونه، مدل وقفه فضایی(SAR) در حالت پویا به شکل زیر است؛

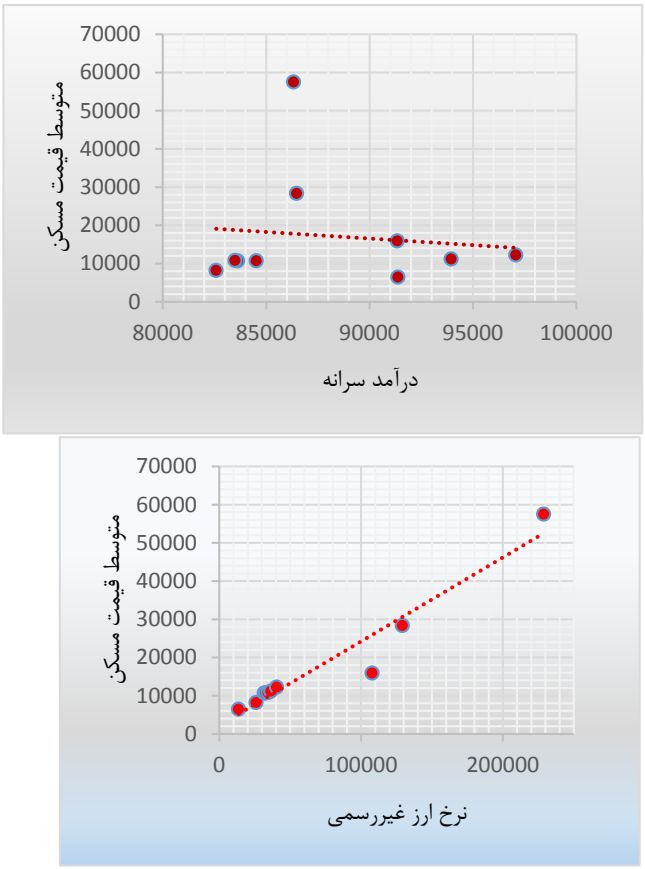
$$y_{it} = \tau y_{i,t-1} + \psi W y_{i,t-1} + \rho W y_{it} + X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

که در آن $y_{i,t-1}$ متغیر وابسته باوقفه زمانی و $Wy_{i,t-1}$ متغیر وابسته باوقفه زمانی فضایی می‌باشند. سایر مدل‌های ایستا نیز با اضافه شدن این دو جمله در سمت راست، به مدل‌های پویا تبدیل می‌شوند. تمامی اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل بلندمدت در مدل‌های ایستا، برای مدل‌های پویا هم برآورد می‌شوند. تفاوت مدل‌های ایستا و پویا در این است که در مدل‌های پویا می‌توان اثرات مستقیم، غیرمستقیم و کل کوتاه‌مدت نیز برآورد می‌گردند[1]. خلاصه اثرات مدل‌های ایستا و پویا در جدول(۲) ارایه شده است.

داده‌ها

هدف اصلی این مقاله برآورد اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت نرخ ارز واقعی بر قیمت مسکن در استان‌های ایران در دوره ۱۳۹۹-۱۳۹۰ است. متغیر نرخ ارز واقعی با استفاده از نرخ اسمی دلار، شاخص قیمت مصرف‌کننده استان‌های ایران و شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا اندازه‌گیری شده است. هم‌چنین برای محاسبه درآمد سرانه از نسبت تولید ناخالص داخلی استان به قیمت ثابت ۱۳۹۰ به جمعیت استان استفاده شده است. داده‌های تولید ناخالص داخلی، جمعیت و شاخص قیمتی مصرف‌کننده استان از بانک داده‌های وزارت امور اقتصادی و دارایی استخراج شده است. شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا از بانک جهانی و متوسط قیمت مسکن از مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است. با آغاز طرح مسکن مهر در سال ۱۳۸۶ انتظار بر آن بود که این حجم از عرضه مسکن پاسخگوی تقاضای مسکن کشور باشد و به این ترتیب قیمت مسکن و سهم آن در سبد هزینه خانوار کاهش یابد، که چنین اتفاقی رخ نداد زیرا تقاضای مصرفی مسکن در کنار تقاضای سرمایه‌ای آن که افراد به جهت حفظ قدرت خرید، نوع بازدهی این بازار و عدم اطمینان نسبت به آینده دارند از عرضه مسکن فزونی گرفته و روند افزایش قیمت تا سال ۱۳۹۶با شیب کند وجود داشته است. بعد از سال ۱۳۹۷ شیب به یکباره زیاد می شود که می توان آن را به خروج ایالات متحده آمریکا از برنامه اقدام جامع و به تبع آن رشد انتظارات تورمی و تغییرات فاحش نرخ ارز مرتبط دانست. با افزایش قیمت ناگهانی مسکن در سال ۱۳۹۷ این متغیر روند افزایشی قبلی خود را با شیب تندتری ادامه داد. روند نرخ ارز اسمی و واقعی در کشور همیشه به گونه‌ای بوده است که دولتها سعی کرده‌اند که نرخ ارز اسمی را ثابت و نرخ واقعی آن روند کاهشی داشته باشد. البته این سیاست گاهی همانند سالهای ۱۳۷۴ و ۱۳۸۰ به یکسان سازی نرخ ارز تبدیل یافته است. تلاش دولت با ورود دلارهای ناشی از فروش نفت به کشور، منابع ارزی فراوان و عدم شرایط تحریمی در بعضی از سالها جهت ثبات ارز، به ثمر نشسته است.

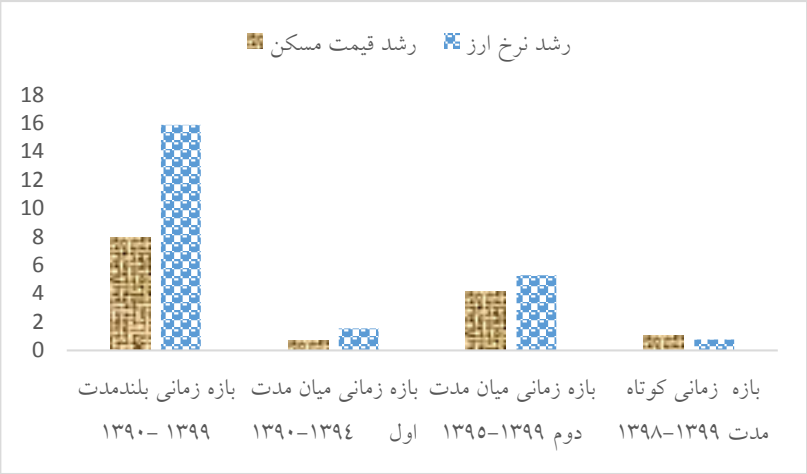
۱. برای جزئیات بیشتر رجوع شود الهورست، ۲۰۱۴.



نمودار ۱. نرخ ارز غیررسمی، درآمد سرانه و متوسط قیمت یک مترمربع مسکن در مناطق شهری، ۱۳۹۹-۱۳۹۰ ریال

منبع: مرکز آمار ایران و محاسبات پژوهش

سمت چپ نمودار (۱) بیانگر همبستگی مثبت بین نرخ ارز و قیمت مسکن و سمت راست نشان‌دهنده همبستگی منفی بین درآمد سرانه و قیمت مسکن در دهه ۱۳۹۰ است و نمودار (۲) مقایسه نسبت رشد قیمت مسکن به رشد نرخ ارز نشان می‌دهد. در کوتاه‌مدت این نسبت بزرگتر از یک، در میان‌مدت و بلندمدت کوچکتر از یک است. در کوتاه‌مدت به واسطه تقاضای سوداگری و نااطمینانی نسبت به آینده رشد قیمت مسکن بالاتر است ولی در میان مدت (بازه ی زمانی ۵ساله) و بلندمدت (بازه ی زمانی ۱۰ساله) این روند تعدیل می‌شود. در این دو بازه زمانی همواره نرخ رشد ارز از قیمت مسکن بیشتر بوده که این مساله ناشی از کاهش قدرت خرید مردم به نسبت افزایش قیمت مسکن و وجود بازارهای متعدد جهت سرمایه‌گذاری در شرایط نااطمینانی نسبت به آینده با میزان نقدینگی پایین‌تر بوده است.



نمودار ۲. نرخ رشد قیمت مسکن و رشد نرخ ارز در بازه‌های زمانی متفاوت، ۱۳۹۹-۱۳۹۰

منبع: نتایج پژوهش

نتایج تجربی

هدف این مقاله ارزیابی اثر نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در استان‌های ایران در دوره ۹۹-۱۳۹۰ است. بدین منظور در بخش نخست مدل‌های پانل ایستا و پویای اثرات نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن برآورد می‌گردد. در بخش دوم ابتدا مدل‌های پانل فضایی ایستا و پویا اثرات نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن برآورد شده و سپس اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت اندازه‌گیری شده است.

جدول۳. اثرات نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در مدل‌های پانل ایستا و پویا

متغیرها	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
عرض از مبداء	۳/۳	۹/۹	۰/۳۹	۴/۶
	(۱/۴)	(۱/۲)	(۰/۳۶)	(۰/۰۹)
قیمت مسکن باوقفه	۰/۵۸	-	۰/۶۵	-
	(۰/۰۷)		(۰/۰۶)	
نرخ ارز حقیقی	۰/۱۷	۰/۱۹	۰/۲۵	۰/۴۱
	(۰/۰۵)	(۰/۰۵)	(۰/۰۲)	(۰/۰۰۸)
درآمد سرانه حقیقی	-۰/۲۳	-۰/۴۹	-	-
	(۰/۱)	(۰/۱۱)		
ضریب تعیین	۰/۹۵	۰/۹۳	۰/۹۵	۰/۹۳
آماره F لیمر	۴/۹۵***	۲۷/۴***	۴/۵***	۲۶/۵***
آماره هاسمن	۱۴۷/۵***	۱۰/۹***	۱۳۳/۹***	۶/۸***
روش تخمین	اثرات ثابت	اثرات ثابت	اثرات ثابت	اثرات ثابت
تعداد مشاهدات	۲۷۹	۳۱۰	۲۷۹	۳۱۰

تمامی متغیرها به شکل لگاریتم می‌باشند؛ *** معنادار در سطح ۱؛ اعداد داخل پرانتز خطای استاندارد هستند.

منبع: نتایج پژوهش

در جدول (۳) اثرات نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در استان‌های ایران به دو شکل ایستا و پویا برآورد شده است. آماره‌های F لیمر و هاسمن نشان دادند روش اثرات ثابت مدل مناسب است. نتایج نشان می‌دهد نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن اثر مثبت دارد. کشش قیمت مسکن نسبت به نرخ ارز حقیقی بین ۰/۱۷ تا ۰/۴۱ است. علاوه بر این قیمت مسکن در دوره گذشته نیز اثر مثبت بر قیمت مسکن دوره جاری دارد که ضریب آن بین ۰/۵۸ و ۰/۶۵ می‌باشد.

در بخش بعدی اثر نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در قالب مدل‌های فضایی برآورد می‌شود. باتوجه به اینکه امکان سرریز نرخ ارز بین استان‌ها وجود ندارد و تنها انتظار داریم قیمت مسکن یک استان بر قیمت مسکن استان‌های دیگر اثرگذار باشد، بنابراین در میان مدل‌های فضایی که در شکل (۱) معرفی شد، فقط مدل‌های خطای فضایی (SEM)، وقفه فضایی (SAR) و خودهمبستگی فضایی (SAC) در حالت ایستا و پویا برآورد و تفسیر خواهند شد. لازم به ذکر است اثرات پویا تنها در قالب مدل وقفه فضایی (SAR) امکان‌پذیر است[1](مدل ۷). نتایج برآورد مدل‌های فضایی ایستا و پویا در جدول (۴) ارائه شده است. برآورد تمامی مدل‌ها با استفاده از ماتریس وزنی استاندارد (W) نرمال‌شده برآورد شده که براساس ماتریس مجاورت می‌باشند. تخمین‌ها با استفاده از برآوردگر حداکثر درستنمایی به دست آمده‌اند. نتایج نشان می‌دهد نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در استان‌های ایران اثر مثبت دارد، که بیانگر آن است افزایش نرخ ارز حقیقی سبب افزایش قیمت مسکن در استان‌های ایران شده است. ضریب برآوردی قیمت مسکن فضایی (ρ) بجز در مدل وقفه فضایی (SAR) ایستا که منفی بوده، در دو مدل دیگر مثبت می‌باشد که نشان می‌دهد متوسط سطح قیمت مسکن در یک استان تأثیر مثبت بر قیمت مسکن استان‌های همجوار دارد. هم‌چنین اثرات سرریز فضایی (λ) بیان می‌دارد چنانچه شوکی در یک استان رخ دهد، این شوک اثر مثبت بر استان‌های همسایه دارد. در مدل وقفه فضایی (SAC) پویا اثرات قیمت مسکن باوقفه نیز برآورد شده است. ضریب برآوردی قیمت مسکن باوقفه(τ) مثبت است اما خطای استاندارد بالایی دارد که بیان می‌دارد نمی‌توان چندان به ضریب آن اتکا کرد. در مقابل ضریب برآوردی قیمت مسکن باوقفه فضایی(ψ) مثبت می‌باشد و بیان می‌کند اگر قیمت مسکن دوره قبل یک استان اثر مثبت بر قیمت مسکن دوره جاری استان‌های همجوار دارد.

در جدول (۵) اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در استان‌های ایران ارائه شده است. با توجه به نتایج، اثر مستقیم (اثر محلی) نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در استان‌های ایران در بلندمدت مثبت است. در مقابل اثرات غیرمستقیم (اثرات سرریز فضایی) نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در مدل خودهمبستگی فضایی (SAC) ایستا منفی و در مدل وقفه فضایی (SAR) ایستا و پویا اثر مثبت دارد، با این تفاوت که خطای استاندارد اثرات سرریز بلندمدت در مدل پویا بسیار زیاد است که نمی‌توان به آن اتکا نمود. با این حال اثر کل نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت است که در مدل‌های ایستا خطاهای استاندارد به مراتب کمتر هستند. این یافته‌ها نشان می‌دهد اثر مثبت نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن

۱. برای جزییات بیشتر رجوع شود الهورست، ۲۰۱۴.

در بلندمدت به صورت محلی (اثرات مستقیم) تایید می‌شود، در حالی که اثرات سرریز آن پایدار نیست. به عبارت دیگر، انتظار بر این است تغییرات نرخ ارز حقیقی در داخل استان‌های ایران بر قیمت مسکن اثر بگذارد، اما تغییرات نرخ ارز حقیقی یک استان در بلندمدت چندان بر قیمت مسکن سایر استان‌ها اثرگذار نخواهند بود.

جدول ۴. اثرات نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در مدل‌های پانل فضایی ایستا و پویا

متغیرها	خطای فضایی (SEM)	وقفه فضایی (SAC)	خودهمبستگی فضایی (SAR)	وقفه فضایی پویا (SAC)
عرض از مبداء	۵/۲۲ (۱/۳)	-	۱/۵۵ (۱/۱۸)	-
قیمت مسکن باوقفه(τ)	-	-	-	۰/۰۳ (۰/۰۶)
نرخ ارز حقیقی	۰/۳۸ (۰/۰۶)	۰/۷۳ (۰/۰۹)	۰/۱۴ (۰/۰۵)	۰/۱۴ (۰/۰۶)
درآمد سرانه حقیقی	-۰/۰۵ (۰/۱۲)	۰/۱ (۰/۱۵)	-۰/۱۲ (۰/۱)	۰/۰۴ (۰/۱۷)
قیمت مسکن باوقفه فضایی(ψ)	-	-	-	۰/۳۵ (۰/۱)
قیمت مسکن فضایی(ρ)	-	-۰/۷۹ (۰/۱۲)	۰/۵۲ (۰/۰۵)	۰/۴۸ (۰/۰۶)
اثرات سرریز فضایی(λ)	۰/۵۳ (۰/۰۶)	۰/۸۵ (۰/۰۴)	-	-
ضریب تعیین	۰/۴۸	۰/۴۶	۰/۴۸	۰/۵۵
Log likelihood	-۸۲/۴	-۱/۶۷	-۸۰/۸	-۱۳/۷۸
σ_ε^2	۰/۰۷ (۰/۰۰۶)	۰/۰۵ (۰/۰۰۴)	۰/۰۶ (۰/۰۰۶)	۰/۰۷ (۰/۰۰۵)
روش برآورد	اثرات تصادفی	اثرات ثابت	اثرات تصادفی	اثرات ثابت
تعداد مشاهدات	۳۱۰	۳۱۰	۳۱۰	۲۷۹

تمامی متغیرها به شکل لگاریتم می‌باشند؛ اعداد داخل پرانتز خطای استاندارد هستند

منبع: نتایج پژوهش

در مجموع، با توجه به نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت، افزایش نرخ ارز حقیقی اثر مثبت بر قیمت مسکن در بلندمدت و کوتاه‌مدت دارد. همچنین افزایش نرخ ارز حقیقی در استان‌های همجوار، اثرات (سرریز) ناپایدار بر قیمت مسکن دارد. مطلوبیت خانوارها تابعی از کالاهایی است که افراد در طول زندگی آنها را مصرف می‌نمایند. مخارج خانوار شامل هزینه‌های خوراکی، دخانی و غیرخوراکی است. هزینه‌های خوراکی به دلیل اهمیت آن برای ادامه زندگی، قابلیت جانشینی قابل ملاحظه با گروه دیگر را ندارند. در دهه ۱۳۹۰ هزینه‌های خوراکی و غیرخوراکی روند صعودی داشته‌اند. در این میان، با افزایش درآمد سرانه هرچند هزینه‌های هر دو گروه افزایش یافته، اما به علت جانشینی ضعیف میان آنها و همچنین نیاز به نقدینگی بالا در بخش مسکن به عنوان یک کالای مصرفی-سرمایه‌ای، تقاضای موثر مسکن کاهش می‌یابد.

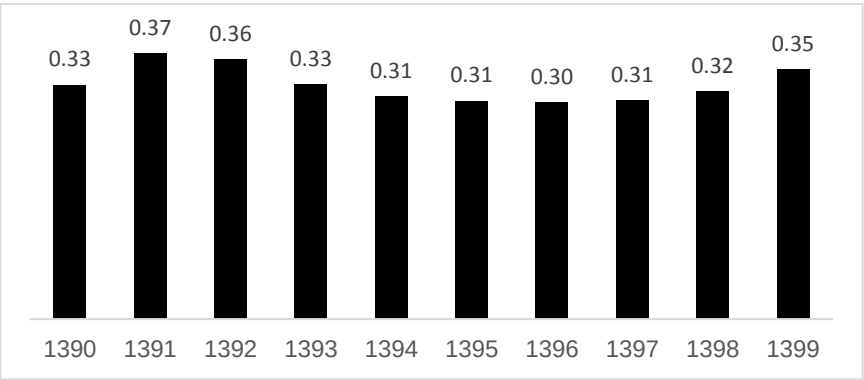
جدول ۵. اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در مدل‌های فضایی ایستا و پویا

متغیرها	اثرات بلندمدت مدل‌های ایستا					
	خودهمبستگی فضایی(SAC)			وقفه فضایی (SAR)		
	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل
نرخ ارز حقیقی	۰/۸۳	-۰/۴۲	۰/۴۱	۰/۱۵	۰/۱۴	۰/۲۹
	(۰/۱۳)	(۰/۰۹)	(۰/۰۴)	(۰/۰۵)	(۰/۰۵)	(۰/۱)
درآمد سرانه حقیقی	۰/۱۱	-۰/۰۶	۰/۰۵	-۰/۱۳	-۰/۱۲	-۰/۲۵
	(۰/۱۷)	(۰/۰۹)	(۰/۰۸)	(۰/۱۱)	(۰/۱۱)	(۰/۲۲)
	اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل‌های پویا					
	اثرات کوتاه‌مدت وقفه فضایی (SAR)			اثرات بلندمدت وقفه فضایی (SAR)		
	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل	اثر مستقیم	اثر سرریز	اثر کل
نرخ ارز حقیقی	۰/۱۶	۰/۱۳	۰/۲۹	۰/۲۳	۱/۱۲	۱/۳۵
	(۰/۰۷)	(۰/۰۶)	(۰/۱۳)	(۰/۲)	(۴/۱)	(۴/۳)
درآمد سرانه حقیقی	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۱	۰/۰۹	۰/۸	۰/۸۹
	(۰/۱۸)	(۰/۱۶)	(۰/۳۴)	(۰/۳)	(۵/۱)	(۵/۴)

اعداد داخل پرانتز خطای استاندارد هستند

منبع: نتایج پژوهش

به عبارت دیگر، با کاهش درآمد سرانه واقعی، کاهش هزینه غیرخوراکی بیش از هزینه خوراکی خواهد بود. به دلیل نیاز زیاد به پس‌انداز کلان برای خرید مسکن، تقاضای موثر کاهش و به دنبال آن، عرضه مسکن نیز به دلیل فشار هزینه مواد اولیه (کمبود عرضه) کاهش می‌یابد. برآیند این رخدادها، افزایش قیمت مسکن است. بنابراین با وجود کاهش درآمد واقعی خانوار در دهه ۱۳۹۰، قیمت مسکن افزایش یافته است.

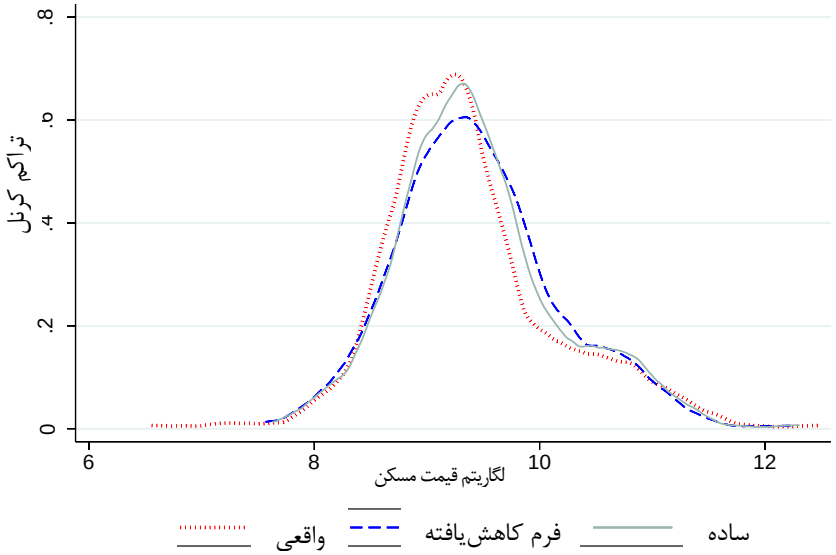


نمودار ۳. نسبت هزینه‌های خوراکی به غیرخوراکی

منبع: یافته های پژوهش

در نمودار (۴) تراکم کرنل متغیر قیمت مسکن واقعی و برآوردی در دو فرم ساده و کاهش‌یافته براساس مدل وقفه فضایی پویا نمایش داده شده است. در واقع این مقادیر بسط داده‌های پانل از مقادیر

برآوردی هستند که دامنه آنها از مقدار برآوردشده ساده غیربهینه تا مقدار برآوردشده اطلاعات کامل حداقل میانگین مجذور خطا (MSE) بهینه را در بر می‌گیرد (کلیجیان و پروشا[1]، ۲۰۰۷).



نمودار۴. تراکم کرنل قیمت مسکن واقعی و براوردشده فرم ساده و کاهش‌یافته در ۳۱ استان ایران

منبع: نتایج پژوهش

همانطور که مشاهده می‌شود برآمدگی قیمت مسکن واقعی و مقدار برآورده فرم ساده چندان تفاوتی ندارند، اما فرم کاهش‌یافته کمی از این دو پایین‌تر است و اینکه مُد با یک تراکم احتمال بالا حوالی ۹/۵ واقع شده است. این عدد لگاریتم قیمت مسکن است که مقدار غیرلگاریتمی آن بیانگر متوسط قیمت مسکن متری ۱/۵ میلیون تومان می‌باشد. این مسطح شدن توزیع در فرم کاهش‌یافته نشان می‌دهد قیمت مسکن در استان‌های ایران در طول زمان افزایش یافته است. البته اگر خیلی دقیق بخواهیم بررسی کنیم شاید بتوان گفت مُد توزیع‌های برآوردشده فرم ساده و کاهش یافته در مقایسه با مقدار واقعی کمی به سمت راست حرکت کرده است که این هم بیانگر افزایش قیمت مسکن استان‌های ایران در طول دوره مطالعه می‌باشد.

بحث و نتیجه‌گیری

شوک‌های متغیرهای بنیادی اقتصاد، انتظارات و تقاضای سفته‌بازی از عوامل اثرگذار بر نرخ ارز می‌باشند. با تغییر نرخ ارز جهت‌گیری‌های جدید در تخصیص منابع به واسطه تغییر قیمت نسبی کالا و خدمات در اقتصاد بوجود می‌آید. مسکن به عنوان یک کالای مصرفی – سرمایه‌ای ، نیاز به نقدینگی بسیار زیاد دارد؛ بنابراین انتظار می‌رود نوسانات ارز به واسطه قانون برابری قدرت خرید و قرار گرفتن مسکن در سبد دارایی و مصرفی خانوار بر بازار مسکن و بصورت مشخص قیمت مسکن اثر گذار باشد.

1 . Kelejian & Prucha

مطابق با نظریه تحرک عوامل تولید، مسکن مانند نیروی کار و سرمایه، امکان اثرگذاری نرخ ارز به واسطه تحرکات عوامل تولیدی مسکن میسر می‌شود. از جانب دیگر با توجه به اینکه سبد دارایی افراد به جهت میزان بازدهی و ریسک‌پذیری متفاوت افراد، دارای تنوع است و مسکن از مهم‌ترین دارایی‌ها به شمار می‌رود، بر این اساس مطالعه حاضر بر آن شد که به بررسی اثر نرخ ارز بر قیمت مسکن در استان‌های ایران بپردازد. در این راستا از داده‌های مربوط به ۳۱ استان ایران طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ در چارچوب الگوی پانل فضایی ایستا و پویا استفاده شد. در بخش نخست نتایج تجربی، اثر نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در استان‌های ایران براساس مدل‌های پانل ساده در دو شکل ایستا و پویا برآورد شد. یافته‌ها نشان داد اثر نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در استان‌های ایران مثبت بوده است. این نتیجه منطبق با نتایج یاماکا و همکاران (۲۰۲۲)، بهمنی اسکویی و پائو وو (۲۰۱۸)، لاری و همکاران (۲۰۱۷)، یاچن و شوای (۲۰۱۳)، امجدی و همکاران (۱۴۰۱) و اکبرنژاد و عیوضی (۱۳۹۵) است. درآمد سرانه واقعی نیز یکی از متغیرهای تاثیر گذار بر قیمت مسکن است، این نتیجه با یافته بهمنی اسکویی و پائو وو (۲۰۱۸) همسو است. اثرگذاری درآمد سرانه بر قیمت مسکن منفی است و این موضوع بیانگر عدم‌جانشینی هزینه خوراکی و غیرخوراکی در سبد هزینه خانوار و نیاز به نقدینگی زیاد جهت تامین مسکن است.

در بخش دوم نتایج تجربی به منظور ارزیابی اثرات سرریز قیمت مسکن در استان‌های ایران از مدل‌های پانل فضایی ایستا و پویا استفاده شد. یافته‌ها نشان داد افزایش نرخ ارز حقیقی سبب افزایش قیمت مسکن در استان‌های ایران شده است که همان نتیجه مدل‌های پانل ساده بود. هم‌چنین ضریب برآوردی قیمت مسکن فضایی بجز در مدل وقفه فضایی ایستا نشان داد تغییر قیمت مسکن در یک استان اثر مثبت بر قیمت مسکن در استان‌های همجوار دارد که با نتایج مقاله مین (۲۰۰۸) و درودیان و همکاران (۱۳۸۹) سازگار است. علاوه بر این مثبت بودن ضریب اثر سرریز فضایی بیان داشت اگر شوکی در یک استان رخ دهد قابلیت تسری به سایر استان‌های همسایه را دارد. در مدل وقفه فضایی پویا اثر قیمت مسکن با وقفه مثبت ولی به علت خطای استاندارد بالا قابل اتکا نیست. در مقابل اثر فضایی قیمت مسکن با وقفه مثبت و معنادار بود، بدین مفهوم که افزایش قیمت مسکن یک استان در دوره قبل سبب افزایش قیمت مسکن در دوره جاری در استان‌های همجوار می‌شود که این یافته منطبق با نتیجه طالبلو و همکاران (۱۳۹۵) است. در بخش پایانی نتایج تجربی، اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در قالب مدل‌های فضایی ایستا و پویا ارزیابی گردید. نتایج نشان می‌دهد اثر کل نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن مثبت است ولی با تفکیک اثر کل به اثر مستقیم و سرریز مشخص شد که اثر بلندمدت سرریز نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن ناپایدار و در مقابل در کوتاه‌مدت این اثر مثبت است. هم‌چنین اثر مستقیم ضریب برآوردی درآمد سرانه حقیقی در مدل ایستا ناپایدار، در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت و اثر سرریز آن در حالت ایستا منفی، در کوتاه‌مدت مثبت و قابل اتکا و در بلند مدت دارای خطای استاندارد بالا است. با توجه به نتایج می‌توان دریافت در مدل‌های پانل ایستا و پویا، نرخ ارز حقیقی، درآمد سرانه حقیقی و قیمت مسکن باوقفه بر قیمت مسکن اثرگذار هستند؛ به طوری که اثر کل نرخ ارز حقیقی بر قیمت مسکن در کوتاه‌مدت و بلندمدت مثبت که در بلندمدت خطای استاندارد بالا دارد. براساس یافته‌های این مقاله برای سیاست‌گذاری در بخش مسکن پیشنهاد می‌شود اتخاذ سیاست‌هایی جهت ثبات در بازار ارز بخصوص از طریق کنترل تورم ضروری است. هم‌چنین رابطه فضایی قیمت مسکن در میان استان‌ها خاطر نشان می‌کند نگرش منطقه‌ای نسبت به قیمت مسکن ضرورت دارد.

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 شده‌است.

منابع

اصلانی، پروانه و اسداللهی، آویده. (۱۳۹۴). ارزیابی اثرگذاری کانال‌های تحریمی اقتصادی بر قیمت مسکن ایران. *فصلنامه اقتصاد مسکن*، ۵۲، ۱۳۴-۱۰۷.

اکبرنژاد، زکیه و عیوضی، حمید. (۱۳۹۵). تحلیل تاثیر شوک های قیمتی بازارهای رقیب بازار مسکن بر متغیر قیمت مسکن. *فصلنامه اقتصاد مسکن، ۵۷*، ۱۰۰-۷۷.

اکبری، نعمت اله؛ مبینی دهکردی، مصطفی؛ کمالیان، علیرضا و قاراخانی، سلمان. (۱۳۹۶). بررسی و تحلیل اثر سیاست‌های مالیاتی بر رشد شهرنشینی در اقتصاد ایران. *اقتصاد شهری*، ۲(۱)، ۳۶-۱۹.

امجدی، محمدحسین؛ شکیبایی، علی‌رضا و جلایی، سید عبدالمجید. (۱۴۰۱). تاثیر نرخ ارز، نااطمینانی نرخ ارز و پاندمی کووید بر قیمت مسکن: مطالعه موردی شهر تهران. *پژوهش های اقتصادی ایران*، ۲۷ (۹۲)، ۲۴۱-۲۱۳.

ایزدخواستی، حجت؛ عرب‌مازار، عباس و احمدی، خلیل. (۱۳۹۸). تحلیل عوامل کلان اقتصادی موثر بر شاخص توان پذیری مسکن در مناطق شهری ایران: با تاکید بر نقش دولت. *فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۸(۲۹)، ۴۱-۷۱.

پریور، اورانوس و حسنی، محبوبه. (۱۳۹۵). ارزیابی پویایی‌های رابطه بازار ارز، بازار سهام و بازار مسکن در ایران با استفاده از یک مدل گارچ چند متغیره. *پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار*، ۸(۱۴)، ۲۹-۱۷.

حسن گودرزی، سپیده و آرمان مهر، محمد رضا. (۱۳۹۷). تحلیل بازار مسکن و پیش‌بینی قیمت آن تا سال ۱۴۰۵: مطالعه موردی شهر تهران. *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۲(۵) ، ۱۰۱-۷۹.

خلیلی عراقی، سید منصور؛ کمیجانی، اکبر؛ مهرآرا، محسن و عظیمی، سیدرضا. (۱۳۹۲). اثر انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در ایران با استفاده از مدل وقفه فضایی و داده‌های ترکیبی. *فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی*، ۲۱(۶۷) ، ۴۸-۲۵.

متوسلی، محمود، محمدی، شاپور، و درودیان، حسین. (۱۳۸۹). تحلیل تسری نوسانات قیمت مسکن بین مناطق مختلف شهر تهران با استفاده از الگوی خود رگرسیون فضایی تلفیقی و الگوی تصحیحی خطای برداری. *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی*، ۱، ۱۳۱-۱۱۳.

طالبلو، رضا؛ محمدی، تیمور و پیردایه، هادی. (۱۳۹۵). تحلیل انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در استان‌های ایران، رهیافت اقتصاد سنجی فضایی. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۷(۶۶)، ۹۵-۵۵.

عباسی، مریم؛ موسوی، سید نعمت االه و امینی‌فرد ، عباس. (۱۴۰۰). بررسی آثار تکانه‌های ناشی از تحریم‌های اقتصادی بر بخش ساختمان در ایران (رویکرد مدل خود رگرسیون برداری ساختاری). *مدل‌سازی اقتصاد سنجی*، ۶(۱)، ۷۷-۹۸.

قلی‌زاده، علی‌اکبر، ابراهیمی، محسن و کمیاب، بهناز. (۱۳۹۴). استراتژی تخصیص بهینه دارایی‌ها در حضور بازار مسکن. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۶(۲۱)، ۱۵۱-۱۱۹.

مرکز آمار ایران. (۱۳۹۹)، داده‌ها و اطلاعات آماری، طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار.

هاتفی مجومرد، مجید و مهرآرا، محســـن. (۱۳۹۸). مهاجرت حباب میان بازار ارز و بازار مســـکن. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۲۰(۷۷)، ۱۰۲-۶۷.

References

Abbasi, M; Mousavi, S. N; & AminiFard, A. (2021). Investigating the impact of economic sanctions shock on the construction sector in Iran (SVAR Approach). *Journal of Econometric Modelling*, *6*(1), 77-98. (in Persian).

Akbari, N; Mobini Dehkordi, M; Kamalian, A; & Gharakhani, S. (2018). An analysis of the effects of tax policies on urbanization growth in Iran. *Urban Economics*, *2*(1), 19-36. (in Persian).

Akbarnejad, Z; & Ayouzi, H. (2016). Analysis of the effect of price shocks on the housing price variable of competing housing markets. *Journal Housing Economics*, 57, 77-100. (in Persian).

Amjadi, M. H; Shakibaei, A. R; & Jalaee, S. A. (2022). The impact of exchange rate uncertainty and covid-19 pandemic on house prices in Tehran. *Iranian Journal of Economic Research*, *27*(92), 213-241. (in Persian).

Aslani, P. & Asadollahi, A. (2015). Evaluating the effect of economic sanctions channels on housing prices in Iran. *Journal Housing Economy, 52,* 107-134. (in Persian).

Atalay, K; & Edwards, R. (2022). House prices, housing wealth and financial well-being. *Journal of Urban Economics*, *129*, 103438.

Bahmani-Oskooee, M; & Wu, T. P. (2018). Housing prices and real effective exchange rates in 18 OECD countries: a bootstrap multivariate panel Granger causality. *Economic Analysis and Policy*, *60*, 119-126.

Eichengreen, B. (2008). The real exchange rate and economic growth. *Social and Economic Studies*,56(4), 7-20.

Elhorst, J. P. (2010). Dynamic panels with endogenous interaction effects when T is small. *Regional Science and Urban Economics*, *40*(5), 272-282.

Elhorst, J. P. (2014). Handbook of Regional Science. (M. M. Fischer and P. Nijkamp, Eds.), Handbook of Regional Science, Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg.

Gholizadeh, A; Ebrahimi, M; & Kamyab, B. (2015). Allocation Strategy under housing market. *Journal of Economic Modeling Research*, 6(21), 119-151. (in Persian).

Gomez-Gonzalez, J. E; Gamboa-Arbeláez, J; Hirs-Garzón, J; & Pinchao-Rosero, A. (2018). When bubble meets bubble: Contagion in OECD countries. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, *56*, 546-566.

HasanGoodarzi, S; & Armanmehr, M. (2019). Market analysis and forecasting of housing prices in Tehran. *Journal of Iranian Economic Issues*, *5*(2), 79-103. (in Persian).

Hatefi Madjumerd, M; & Mehrara, M. (2020). Bubble Migration between the foreign exchange market and the housing market. *Economics Research*, *20*(77), 67-102. (in Persian).

Izadkhasti, H; Arabmazar, A; & Ahmadi, K. (2019). Analysis the effects of macroeconomic factors on the housing accessibility index in urban areas of Iran:

emphasizing the role of government. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, *8*(29), 41-71. (in Persian).

Kandil, M. (2000). The asymmetric effects of exchange rate fluctuations: Theory and evidence from developing countries. IMF Working Paper, (Washington: International Monetary Fund), 1-31.

Katrakilidis, C; & Trachanas, E. (2012). What drives housing price dynamics in Greece: New evidence from asymmetric ARDL cointegration. *Economic Modelling*, *29*(4), 1064-1069.

Kelejian, H. H; & Prucha, I. R. (2007). The relative efficiencies of various predictors in spatial econometric models containing spatial lags. *Regional Science and Urban Economics*, *37*(3), 363-374.

Khalili Eraghi, S. M; Komijani, A; Mehrara, M; & Azimi, S. (2013). Spatial diffusion effect of housing price changes in Iran using spatial lag model and composite data. *Economic Research and Policy*, 21(67), 25-48. (in Persian).

Kim, Y. S. (2011). Housing price convergence in Korea: Do purchase price and Jeonse price have in common?. *Korea and the World Economy*, *12*(1), 211-238.

Larry, A; Slaydon, J. & Natarajan, A. (2017). Currency volatility and trade factors driving housing prices in India. *Journal of Finance and Accountancy*, 26, 1-10.

LeSage, J; & Pace, R. K. (2009). *Introduction to spatial econometrics*. Chapman and Hall/CRC.

Mayer, C. J; & Somerville, C. T. (1996). Regional housing supply and credit constraints. *New England Economic Review*, 39, 39-51.

Meen, G. (1999). Regional house prices and the ripple effect: a new interpretation. *Housing Studies*, *14*(6), 733-753.

Meen, G. (2002) *Housing, random walks, complexity and the macroeconomy*. In: O'Sullivan, T. and Gibb, K. (eds.) Housing economics and public policy. Real estate issues. Wiley-Blackwell, Oxford, 90-109.

Monkkonen, P; Wong, K; & Begley, J. (2012). Economic restructuring, urban growth, and short-term trading: The spatial dynamics of the Hong Kong housing market, 1992–2008. *Regional Science and Urban Economics*, *42*(3), 396-406.

Motavasseli, M; Mohammadi, S; & Doroudeyan, H. (2010). Diffusion of house price dynamics in Tehran: using spatial autoregressive and vector error-correction models. *QJER*, 10 (1), 113-131. (in Persian).

Numbeo. (2021). Cost of Living Index by Country, https://www.numbeo.com/cost-of-living/rankings_by_country.jsp.

Obstfeld, M; & Rogoff, K. (1995). The mirage of fixed exchange rates. *Journal of Economic Perspectives*, *9*(4), 73-96.

Ogeck, J. K. A; Okyere, F; & Amoah, E. K. (2019). Effects of exchange rate volatility on real estate prices in developing economies, a case of Ghana. *Advances in Social Sciences Research Journal*, *6*(11), 268-287.

Payne, J. E. (2012). The long-run relationship among regional housing prices: An empirical analysis of the US. *Journal of Regional Analysis & Policy*, *42*(1), 28-35.

Poterba, J. M; & Summers, L. H. (1987). Finite lifetimes and the effects of budget deficits on national saving. *Journal of Monetary Economics*, *20*(2), 369-391.

Parivar, O; & Hassani, M. (2017). evaluation of the dynamic relationship between foreign exchange market, stock market and the housing market in Iran using a

multivariate GARCH model. *Economics and Business Research, 8*(14), 17-29. (in Persian).

Ratcliffe, A. (2010). *Housing wealth or economic climate: Why do house prices matter for well-being?* Centre for Market and Public Organisation, University of Bristol.

Riddel, M. (2011). Are housing bubbles contagious? A case study of Las Vegas and Los Angeles home prices. *Land Economics*, *87*(1), 126-144.

Sumer, L; & Özorhon, B. (2020). The exchange rate effect on housing price index and REIT index return rates. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, *12*(22), 249-266.

Taleblou, R; Mohammadi, T; & Pirdayeh, H. (2017). Analysis of spatial diffusion of housing price changes in iranian provinces; spatial econometrics approach. *Economics Research*, *17*(66), 55-95. (in Persian).

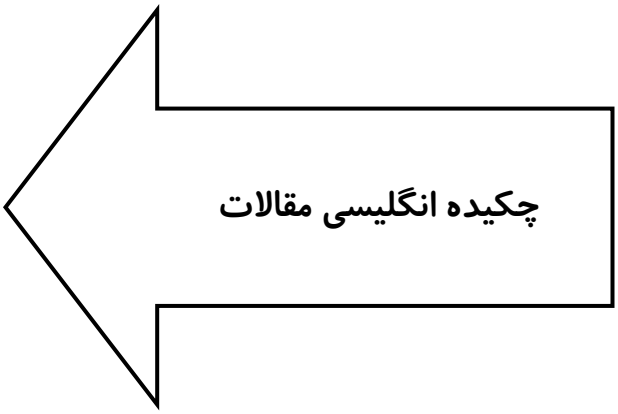
Tripathi, S. (2019). Macroeconomic determinants of housing prices: a cross country level analysis. MPRA paper, No 98089.

Ya-Chen, L; & Shuai, Z. (2012). Econometric analysis on the relationship between RMB exchange rate and real estate price by VAR model. In *Second International Conference on Science and Social Research*, 428-430.

Yamaka, W; Liu, J; Li, M; Maneejuk, P; & Dinh, H. Q. (2022). Analyzing the Causality and Dependence between Exchange Rate and Real Estate Prices in Boom-and-Bust Markets: Quantile Causality and DCC Copula GARCH Approaches. *Axioms*, *11*(3), 113.

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. 9, No. 23, Spring & Summer 2023

pp. 247-268

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

The Effects of Real Exchange Rate on Housing Prices in Iran: A Spatial Analysis Approach[1]

Maryamalsadat Mirhadi[2], Mahmod Mahmodzade[3], Salleh Ghavidel[4], Mehdi Fathabadi[5]

Received: 2023/03/01 Accepted: 2023/08/16

Abstract

This article assesses the effects of the real exchange rate on housing prices in 31 provinces of Iran by using the static and dynamic spatial panel model framework. This is over the period 2011 to 2020. The findings indicate a positive effect of the real exchange rate on housing prices in Iran provinces, which is consistent with research conducted in this area. In addition, per capita income negatively affects housing prices. This indicates the non-substitutability of food and non-food expenses in the household expenditure basket and the need for significant liquidity to afford housing. This finding is in line with other studies. Evaluating the spillover effects of housing prices in Iran provinces using static and dynamic spatial panel models demonstrates that a change in housing prices in one province affects housing prices in neighboring provinces. This result confirms housing shocks' ability to spread at the national level. Furthermore, evidence shows that the long-term spillover effect of the real exchange rate on housing prices is unstable, while in the short term, this effect is positive Therefore, the overall effect of the real exchange rate on housing prices is positive in both the short and long term, and stability in the foreign exchange market will contribute to improving housing market conditions.

Keywords: Real Exchange Rate, Housing Price, Spatial Analy, Iran.

JEL Classification: F31, R31, C33, N65.

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2023.45142.1374
2. Ph.D. Student, Department of Economic, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. (m.mirhadi133069@gmail.com).
3. Associate Professor, Department of Economic, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. (Corresponding Author). (mahmod.ma@yahoo.com).
4. Associate Professor, Department of Economic, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. (Salleh-mogh@yahoo.com).
5. Assistant Professor, Department of Economic, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. (Mehdi_fa88@yahoo.com).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 9, No. 23, Spring & Summer 2023

pp. 221-246

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

The Role of Economic Resilience in Adjusting the Negative Effects of Oil Price Fluctuations on The Economic Growth of Iran[1]

Hadis Jafari[2], AbdolMohammad Kashian[3], Alireza Erfani[4]

Received: 2023/05/02 Accepted: 2023/09/10

Abstract

Iran's economy is greatly affected by global oil market fluctuations. Due to its dependence on oil revenues, economic growth is negatively affected. One way to reduce this negative effect is to increase economic resilience. The current research answers, to what extent does improving economic resilience reduce oil price fluctuations' negative effects on economic growth? To answer this question, the ARDL method has been applied and the required economic data during 1990-2020 have been analyzed. To measure economic resilience, the Briguglio index was used. The residuals of the univariate Garch model were used to measure oil market fluctuations. The results while confirming the negative relationship between oil market fluctuations and Iran's economic growth, show that in the longterm, with the increase of each unit of the level of economic resilience (according to the Briguglio index) , the oil price fluctuations on the economic growth rate are reduced by 1 percent, which is a significant amount. Based on this, economic resilience by increasing the level of economic resistance can play a significant role in reducing the negative effects of economic risks on economic growth.

Keywords: Resistance Economy, Economic Resilience, Economic Growth, Oil Price Risk.

JEL Classification: O47.

---

1. DOI: 10.22051/IEDA.2023.43990.1375

2. M.Sc. Department of Economics, Semnan University, Semnan, Iran. (jafarihadis28@gmail.com).

3. Assistant Professor, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran. (Corresponding Author). (a.m.kashian@profs.semnan.ac.ir).

4. Professor, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran. (aerfani@semnan.ac.ir).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 9, No. 23, Spring & Summer 2023

pp. 193-220

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

Financial Decentralization and Higher Education From an Economic and Educational Perspective[1]

Elham Fatholahi[2], Mohammad Alizadeh[3]

Received: 2023/05/09 Accepted: 2023/09/10

Abstract

The growing demand for higher education since the mid-1990s has led to the expansion and diversification of the higher education system. The market economy requires more attention to education quality, which is largely related to the amount of budget for each student. Education not only stimulates total factor productivity and economic growth, but also tackles some major social and environmental challenges. Beyond economic growth, education enables the production of more and new goods and services with less consumption of non-renewable resources and reduces production externalities. The uniform and one-sided provision of education under the centralized system may cause lack of competition and inefficient use of public resources. In this regard, this research examines the relationship between financial decentralization and improving higher education performance in Iran's provinces. To estimate the relationship, the panel data estimation method for 2006 to 2019 has been used. The results showed that income decentralization has a positive and significant effect on university graduates. In other words, income decentralization raises the number of graduated students and increases university quality. Also, income decentralization affects educational per capita negatively and meaningful. This means that increasing income decentralization has reduced the per capita education of students, which in turn reduces the quality of education in universities. Anyway, the cost-decentralization relationship is not meaningful in both estimates models.

Keywords: Fiscal Decentralization, Per Capita Higher Education, Improving Education Performance, Panel Data.

JEL Classification: H75, H71, H40, H52, I21.

---

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2023.44935.1368

2. Ph.D. Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Lorestan University, Khorramabad, Iran. (Corresponding Author). (elham.fatholahi@yahoo.com).

3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, Lorestan University, Khorramabad, Iran. (alizadeh.m@lu.ac.ir).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 9, No. 23, Spring & Summer 2023

pp. 165-192

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

The Effect of Information and Communication Technology on Environmental Quality with an Emphasis on the Pollution Haven Hypothesis in OPEC[1]

Fatemeh Arianfar[2], Zahra (Mila) Elmi[3], Usef EisazadehRosan[4]

Received: 2023/02/07 Accepted: 2023/04/16

Abstract

Nowadays, knowledge and technology are tangled in human life. It is expected that technology advancement and its role in daily human life will reduce pollution. Foreign direct investment (FDI), as one of the driving factors of economic growth, has destroyed the environment in most host countries (pollution haven hypothesis). Considering the importance of environmental quality and the intertwining of human life with information and communication technology (ICT), this study aims to investigate the impact of ICT and FDI on the emission of carbon dioxide (CO2) as an indicator of the quality of the environment in the OPEC member countries during the period of 2008-2019. The estimation results with the Generalized Moments Method show a U relationship between information and communication technology and carbon dioxide emissions. Furthermore, it confirms the hypothesis that foreign investment pollutes host countries' environment. With regard to the formation of the global village, it is expected that governments, as supporters of society's health, will direct foreign investment towards the use of clean and environmentally friendly energy by applying laws protecting clean production and closely monitoring it.

Keywords: Information and Communication Technology(ICT), Foreign Direct Investment (FDI), CO2 Emissions, OPEC, Generalized Moments Method.

JEL Classification: C23, O32, Q43, Q51.

---

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2023.42848.1347

2. M.Sc. Student, Department of Economics, Mazandaran University, Sari, Iran. (mail:samiraarianfar@gmail.com).

3. Professor, Department of Economics, Mazandaran University, Sari, Iran. (Corresponding Author). (z.elmi@umz.ac.ir).

4. Asistant Professor, Department of Economics Science, Mazandaran University, Sari, Iran. (eisazadeh@umz.ac.ir).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 9, No. 23, Spring & Summer 2023

pp. 143-164

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

Investigating Factors Affecting Safety and Increasing Local Resilience (Case Study: Mesgar Abad Village Neighborhood, District 15 of Tehran Municipality)[1]

Akbar Talebpour[2], Zeinab Bakhshi[3], Mohammad Hosein Bouchani[4]

Received: 2023/05/06 Accepted: 2023/09/16

Abstract

Rural neighborhoods are an urban phenomenon that arises from the heterogeneous transformation of villages around cities into urban areas. It has created many disturbances around the country's cities. Understanding the problems and issues of this phenomenon requires defining this concept and paying attention to its various dimensions. However, such localities have physically disordered conditions and a very low safety factor. It seems that they face serious crises under natural conditions in general and unexpected events in particular, and lack resilience. Mesgarabad rural neighborhood, one of the villages in the central part of the city with a long history, has been merged in the 15th district of Tehran in recent years. This is due to its proximity to the city. It seems that this merger has reduced the neighborhood's resilience and even the problems have increased. Therefore, the current research using urban sociology theories such as Lucini, Polark, Shaw, Cutteral, Forgate and Harvey investigated the factors affecting safety and increasing local resilience in this neighborhood. The sample size of the study was 250 households from the households living in the neighborhood, which were selected using systematic random sampling and interviewed. The findings were analyzed through SPSS software, and the results showed; Independent variables: sense of neighborhood belonging, social resilience, economic resilience, institutional resilience and physical resilience have had the greatest impact on the dependent variables of safety and local resilience, respectively.

Keywords: Social Resilience, Village Neighborhood, Tehran City, Neighborhood Affiliation, Mesgar Abad.

JEL Classification: Z13, R11, R14.

---

1. DOI: 10.22051/IEDA.2023.45225.1377
2. Associate Professor, Department of Sociology, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (a.talebpour@alzahra.ac.ir).
3. M.Sc. Student, Department of Local-Urban Development, AlZahra University, Tehran, Iran. (zb406297@gmail.com).
4. Lecturer, Department of Urban Planning, South Tehran Branch, Islamic Azad University, Ph.D. of Urban Planning from Shahid Beheshti University, (boochani10@yahoo.com).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 9, No. 23, Spring & Summer 2023

pp. 123-142

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

Application of Hypothetical Extraction and Conventional Method in Measuring Value-added in Trede: Equivalence or Different Result?[1]

Afsaneh Sherkat[2], Aliasghar Banouei[3], Somayeh Shahhosseini[4], Fatemmeh Bazzazan[5], Azin Kianirad[6]

Received: 2023/04/05 Accepted: 2023/08/16

Abstract

Two methods, the hypothetical extraction method and the conventional method, are used for measuring value added to trade. The former has three general steps in which the sum of the domestic value added (DVA) share and the vertical specialization (VS) share of gross exports is equal at the macroeconomic level, but not at the activity level. The latter, however, not only guarantees at the macro level but can also be extended to economic activities. Moreover, while the former has attracted researchers' attention, the latter has been neglected. This article fills this gap following the main question: Does the application of these two methods in measuring value added in trade have the same or different results? The latest input-output table for 2016 is used for this purpose. The overall results show that, at the macro level, the two methods are the same. Secondly, the results of the two methods show a different picture at the activity level, so that in the hypothetical extraction method the sum of DVA and VS at the activity level is greater or smaller than one, which makes the interpretation of the results and policy analysis difficult, whereas the conventional method provides a unique ratio, which makes the interpretation of the results and policy analysis possible at the activity level.

Keywords: Value-Added in Trade, Hypothetical Extraction, Conventional Method, Vertical Specialization, Input-Output Table.

JEL Classification: C67, F14, C46.

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2023.45164.1376
2. Ph.D. Student, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (afi.sherkat@yahoo.com).
3. Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. (s.shahhosseini@atu.ac.ir).
4. Associate Professor, Department of Business Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. (s.shahhosseini@atu.ac.ir).
5. Professor, Department of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. (fbazzazan@alzahra.ac.ir).
6. M.Sc. Department of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. (azinkianirad@yahoo.com).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 9, No. 23, Spring & Summer 2023

pp. 107-122

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

Tax Evasion and the Effects of Profit Management, Inventory Intensity and Capital Intensity in the Capital Market[1]

Abdolrasoul Rahmanian Koushkaki[2], Fatima Askari[3]

Received: 2023/06/20 Accepted: 2023/09/19

Abstract

One of the most significant pillars of financing and economic development of a country is tax. Due to the fact that companies typically view tax as a major cash outflow and a threat to their survival, there is a strong incentive to use a bold tax strategy to reduce their tax burden. The aim of this research is to examine the effect of profit management, inventory intensity and capital intensity on tax evasion. The current research is applied research in its purpose. It is descriptive-causal research in terms of execution method, and data collection method. It is a post-event type. Regression models will be used to test research hypotheses. In addition, Eviews software was used to analyze the data. The data related to 134 companies admitted to the Tehran Stock Exchange between 2012 and 2021 were examined. The research results show that profit management has a positive and significant relationship with tax evasion. There is no significant relationship between inventory intensity and tax evasion. Finally, the results show that capital intensity and tax evasion are significantly related. Companies are not involved in tax evasion through profit management, and the relevant organizations have considered that companies are involved in daring tax policies through profit management.

Keywords: Profit Management, Inventory Intensity, Capital Intensity, Tax Avoidance.

JEL Classification: G31, H26.

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2023.44754.1361

2. Assistant Professor, Department of Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (abr.rahmanian@pnu.ac.ir).

3. MSc, Department of Accounting, Payame Noor University, Tehran, Iran. (fa.askari64@gmail.com).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 9, No. 23, Spring & Summer 2023

pp. 81-106

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

Analyzing the Tax Evasion in Iran Based on the Public Good Game Model: A Symbolic Micro Development[1]

Yadollah Dadgar[2], Mohamadreza Bigdeli[3], Ali Rezaei[4]

Received: 2023/05/21 Accepted: 2023/09/16

Abstract

Behavioral economics and micro development emerged from the 1970s, as new sub disciplines in economics. Their findings can help to resolve underdevelopment hardships in different countries including Iran. Meanwhile, a key underdevelopment factor in the Iranian economy is the lack of a standardized tax system. In addition, a primary shortcoming of the taxing system in question, is its huge tax evasion (which is actually estimated to be near 50%). Using a behavioral economic approach and experimental method (based on a public good game), this article examines tax evasion in Iran. The results indicate that Iranian citizens are ready to give up their self-interest to resolve a socioeconomic problem including tax evasion in their country. This finding is a symbol of micro development as well. Also, and potentially speaking, the findings of this article could have practical policy implications for the Iranian government.

Keywords: Tax Evasion in Iran, Behavioral and Experimental Economics, Public Good Game, Micro Development.

JEL Classification: O12, C92, H26.

---

1. DOI: 10.22051/IEDA.2023.44772.1362

2. Professor, Department of Economics, Beheshti University, Tehran, Iran. (Corresponding Author). (y_dadgar@sbu.ac.ir).

3. Institute in Cognitive and Brain Science, Beheshti University, Faculty of Cognitive Science, Tehran, Iran. (bigdelimohammadreza@yahoo.com).

4. M.Sc. Department of Economics, Beheshti University, Tehran, Iran. (ugdrezaei@gmail.com).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 9, No. 23, Spring & Summer 2023

pp. 63-80

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

The Effect of Fiscal Policy Variables on Energy Intensity of Selected Developing Countries[1]

Maede Khodabakhshi[۲], Musa Khoshkalam Khosroshahi[۳]

Received: 2023/04/09 Accepted: 2023/08/24

Abstract

Optimum use of energy as one of the production inputs has been one of the main goals of many countries in the world (especially after the first oil shock of 1973). The sensitivity about the optimal energy consumption in the production sectors in developed countries is much higher than in developing countries, because many developing countries (especially oil countries) have better primary energy resources compared to most developed countries, which leads to the lack of sensitivity of this group of countries in optimal energy consumption. Energy intensity is one of the indicators of optimal energy consumption, which is affected by various variables, such that the variables representing fiscal policies are one of them. Therefore, the purpose of this paper is to study the impact of fiscal policy variables on the energy intensity of selected developing countries during the period of 2010-2019 using the generalized moments model (GMM). To achieve the goal of the research, three models have been estimated that, in addition to the control variables, government spending variables, paid subsidies and taxes are included as three variables (representing fiscal policies) in three separate models. The estimation results of the models show that the impact of taxes and government expenses on energy intensity in the selected developing countries is negative and significant, but the impact of subsidies paid on the energy intensity of the mentioned group of countries is positive and significant.

Keywords: Government Policies, Fiscal Policies, Energy Intensity, Tax, Subsidy.
JEL Classification: H71, Q40, Q43, Q48.

---

1. DOI: 10.22051/ieda.2023.45574.1385
2. M.Sc. Department of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. (maedkh76@gmail.com).
3. Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran. Corresponding Author. (m.khosroshahi@alzahra.ac.ir).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 9, No. 23, Spring & Summer 2023

pp. 47-62

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

The Effect of Fragile States on Foreign Direct Investment in OPEC Countries[1]

Akbar Khodabakhshi[2], Seyed Ehsan Hosseinidoust[3], Zahra Asemaneh[4]

Received: 2023/04/29 Accepted: 2023/08/24

Abstract

The current study examines the impact of fragile states index on foreign direct investment in OPEC countries during 2006 to 2020. In order to investigate the impact of the components of the fragile states index on the inflow of foreign direct investment, the panel data method and STATA17 software have been used in this analysis. The results of the study show that the total FSI fragility index has a negative effect on the attraction of foreign direct investment in the studied countries. Also, in examining the effect of various components of the fragile states index (economic, social and political/cohesion), only the political and cohesion index has a significant and negative effect on the inflow of foreign direct investment, and the effect of economic and social components on the inflow of FDI is not significant. In other words, foreign investors are not sensitive to the economic situation and social environment of the investment destination country, and in fact, the security of the investment environment is effective in attracting foreign direct investment.

Keywords: Fragile States Index, Foreign Direct Investment, OPEC.

JEL Classification: H56, F21, E02.

---

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2023.44851.1365

2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University of Hamedan, Hamedan, Iran. (Corresponding Author). (akbarkh2006@basu.ac.ir).

3. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University of Hamedan, Hamedan, Iran. (hosseinidoust@basu.ac.ir).

4. Ph.D. Students, Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University of Hamedan, Hamedan, Iran. (z.asemaneh@eco.basu.ac.ir).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 9, No. 23, Spring & Summer 2023

pp. 27-46

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

Long-term and Short-term Effects of Economic and Financial Risk on Income Distribution: PANEL ARDL Approach[1]

Ramezan Hosseinzadeh[2], Hadi Keshavarz[3]

Received: 2023/01/14 Accepted: 2023/03/18

Abstract

Several factors affect income distribution in a society. One of these factors is risks such as economic and financial risk. Therefore, this study investigates the effect of economic and financial risks on income distribution in D8 countries. In order to estimate the model, the PANEL ARDL method is used during 2010-2020. The model estimation results have shown that both financial and economic risks have a negative and significant effect on the Gini coefficient in the short and in the long term. This means that with the increase in risk and instability in countries, the distribution of income worsens and a wider income gap is created. Also, the variables of GDP per capita and trade openness index also had a positive effect on the Gini coefficient of countries. In other words, the growth of per capita GDP and the openness of the economy have created more income opportunities for the rich groups. The income gap has increased. Government expenditure had a negative and significant effect on the Gini coefficient. In this way, it can be said that the financial policies of the governments in these countries are in line with equal income distribution.

Keywords: Economic Risk, Financial Risk, Gini Coefficient, PANEL ARDL, D8 Countries.

JEL Classification: H53, O50, O15.

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2023.42590.1343

2. Assistant Professor, Department of Economic, Sistan and Baluchestan University, Zahedan, Iran. (Corresponding Author). (ra.hosseinzadeh@eco.usb.ac.ir).

3. Assistant Professor, Department of Economic, Faculty of Business and Economics, Persian Gulf University, Busheher, Iran. (hd.keshavarz@pgu.ac.ir).

IEDA
Department of Economics Alzahra University

Journal of Iranian Economic Development Analyses
Alzahra University
Vol. 9, No. 23, Spring & Summer 2023

pp. 1-26

ALZAHRA UNIVERSITY

Research Paper

Mutual Impact of Sustainable Development and Quality Financial Stability in the Selected Developing Countries[1]

Leila Torki[2], Mohammad Vaez[3], Elnaz Shahzeydi[4]

Received: 2023/05/04 Accepted: 2023/09/12

Abstract

Based on experiences and theoretical analysis, sustainability development is considered an important concept in the progress literature. Sustainable development has three components: economic, social and environmental. Based on this, sustainable development will be realized when there is economic stability along with social and environmental monitoring. Financial stability influences sustainable development directly by affecting sustainable development financing, and indirectly by affecting one of its main dimensions, namely economic development. Therefore, it can be concluded that sustainable development is impossible without stability and financial development.

As a result, in this study, the first step is to create a new composite indicator called sustainable development and high-quality financial stability for detailed and comprehensive analysis. After constructing composite indicators, the mutual impact of sustainable development and high-quality financial stability in the period of 2010-2020 in the countries of Iran, Turkey, Armenia, Pakistan and Iraq with the corrected ordinary least squares (FMOLS) approach and the combined group average estimate. (PMG) is checked in the tabular data space.

The results of the research indicate that there is a direct and significant relationship between sustainable development and financial stability, private investment and political stability in the long term, while the relationship between sustainable development and public investment is inverse and significant. Also, by examining causality, it was concluded that in the short term, the relationship between the variables is not bidirectional.

Keywords: S Adaptable Sustainable Development, Quality Financial Stability, Panel Data, Human Development Index.
JEL Classification: G10, E69, C83.

---

1 . DOI: 10.22051/IEDA.2023.44613.1358
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Isfahan University, Isfahan, Iran. (Corresponding Author). (l.torki@ase.ui.ac.ir).
3. Associate Professor Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Isfahan University, Isfahan, Iran. (Iranm.vaez@ase.ui.ac.ir).
4. M.Sc. Department of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, Isfahan University, Isfahan, Iran. (e.shahzeydi@ase.ui.ac.ir).

Content

Title	Authors	Page
Mutual Impact of Sustainable Development and Quality Financial Stability in the Selected Developing Countries	Leila Torki Mohammad Vaez Elnaz Shahzeydi	**1-26**
Long-term and Short-term Effects of Economic and Financial Risk on Income Distribution: PANEL ARDL Approach	Ramezan Hosseinzadeh Hadi Keshavarz	**27-46**
The Effect of Fragile States on Foreign Direct Investment in OPEC Countries	Akbar Khodabakhshi Seyed Ehsan Hosseinidoust Zahra Asemaneh	**47-62**
The Effect of Fiscal Policy Variables on Energy Intensity of Selected Developing Countries	Maede Khodabakhshi Musa Khoshkalam Khosroshahi	**63-80**
Analyzing the Tax Evasion in Iran Based on the Public Good Game Model: A Symbolic Micro Development	Yadollah Dadgar Mohamadreza Bigdeli Ali Rezaei	**81-106**
Tax Evasion and the Effects of Profit Management, Inventory Intensity and Capital Intensity in the Capital Market	Abdolrasoul Rahmanian Koushkaki Fatima Askari	**107-122**
Application of Hypothetical Extraction and Conventional Method in Measuring Value-added in Trede: Equivalence or Different Result?	Afsaneh Sherkat Aliasghar Banouei Somayeh Shahhosseini Fatemmeh Bazzazan Azin Kianirad	**123-142**
Investigating Factors Affecting Safety and Increasing Local Resilience (Case Study: Mesgar Abad Village Neighborhood, District 15 of Tehran Municipality)	Akbar Talebpour Zeinab Bakhshi Mohammad Hosein Bouchani	**143-164**
The Effect of Information and Communication Technology on Environmental Quality with an Emphasis on the Pollution Haven Hypothesis in OPEC	Fatemeh Arianfar Zahra (Mila) Elmi Usef EisazadehRosan	**165-192**
Financial Decentralization and Higher Education From an Economic and Educational Perspective	Elham Fatholahi Mohammad Alizadeh	**193-220**
The Role of Economic Resilience in Adjusting the Negative Effects of Oil Price Fluctuations on The Economic Growth of Iran	Hadis Jafari AbdolMohammad Kashian Alireza Erfani	**221-246**
The Effects of Real Exchange Rate on Housing Prices in Iran: A Spatial Analysis Approach	Maryamalsadat Mirhadi Mahmod Mahmodzade Salleh Ghavidel Mehdi Fathabadi	**247-268**

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 8, Issue 2, Autumn & Winter 2023

License Holder: Alzahra University
Managing Director: F.Bazzazan
Editor in Chief: M.Pedram
Technical & Persian Editor: Z.Azizi
English Editor: J.Dehnavi
Executive Expert: E.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 9, Issue 1, Spring & Summer 2023