به نام‌خدا

دوفصلنامهٔ
سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی
سال هفتم، شمارهٔ اول، بهار و تابستان ۱۳۹۸ (پیاپی ۱۹)

صاحب امتیاز: **دانشگاه الزهرا**(س)
مدیر مسئول: **شمس‌الله شیرین‌بخش**
سردبیر: **فاطمه بزازان**

کارشناس اجرایی: **اعظم امیری‌خواه**
ویراستار علمی: **زهرا عزیزی**
ویراستار ادبی: **سید محمدحسن مصطفوی**
ویراستار انگلیسی: **لطفعلی عاقلی**

اعضای هیأت تحریریه
حسین اصغرپور قورچی، استاد دانشگاه تبریز
علی‌اصغر بانویی، استاد دانشگاه علامه طباطبایی
فاطمه بزازان، دانشیار دانشگاه الزهرا(س)
مهدی پدرام، استاد دانشگاه الزهرا(س)
محمدحسین پورکاظمی، دانشیار دانشگاه شهید بهشتی
اسدالله فرزین‌وش، استاد دانشگاه تهران
زهرامیلا علمی، استاد دانشگاه مازندران
محمد قلی یوسفی، استاد دانشگاه علامه طباطبایی

صفحه‌آرایی، چاپ و صحافی: **انتشارات فرگاهی** / ۰۲۱-۲۶۱۱۵۵۷۴

نشانی: تهران، میدان شیخ بهایی شمالی، دانشگاه الزهرا(س)، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دفتر نشریات
کدپستی: ۱۹۹۳۸۹۳۹۷۳، تلفن و نمابر: ۸۸۲۱۲۵۷۸
تارنما: http://edp.alzahra.ac.ir/
رایانامه: edp@alzahra.ac.ir
ترتیب انتشار: فصلنامه
بهاء: ۳۰۰۰۰ ریال
شاپا: ۲۳۸۳-۲۱۱۸ / شاپا الکترونیکی: ۲۵۳۸۱۵۸X

این نشریه به موجب نامه شماره ۳/۳/۲۳۹۱۶۵ مورخ ۱۳۹۱/۱۲/۲۰ از وزارت علوم، تحقیقات و فناوری مجوز انتشار دارد.

تمامی حقوق برای دانشگاه الزهرا(س) **محفوظ است.**

راهنمای نگارش مقالات

۱. مقاله به زبان فارسی و در نرم افزار مایکروسافت ورد ۲۰۰۳ یا ۲۰۰۷ و حداکثر در ۲۰ صفحه تدوین شود.
۲. حروفچینی مقاله با رعایت حاشیه ۲/۵ سانتیمتر از بالا و پایین و ۲ سانتیمتر از راست و چپ و با فاصله خطوط ۱ سانتیمتر انجام شود.
۳. متن اصلی مقاله به‌صورت تک ستونی با قلم (فونت) B Nazanin و در اندازه ۱۲pt و با قلم انگلیسیTimes New Roman در اندازه ۱۱pt تنظیم شود.
۴. عنوان مقاله با قلم B Nazanin ضخیم با اندازه ۱۲pt و اسامی نویسندگان مقاله با قلم B Nazanin ضخیم با اندازه ۱۱pt تهیه شود.
۵. چکیده فارسی مقاله حداکثر در۲۵۰ کلمه و با قلم B Nazanin و اندازه ۱۱pt 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.

مثال:

۱.
۱-۱.
۱-۲.
۱-۲-۱.

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. عنوان نمودارها، عکس‌ها و جداول با قلم (فونت) B Nazanin و با اندازه ۱۱pt تنظیم شود.
۹. ضروری است تا تمام اطلاعات جداول مقاله به زبان فارسی و با فونت قلم (فونت) B Nazanin و با اندازه ۱۱pt تنظیم شود.
۱۰. لازم است در ابتدای تمام پاراگراف‌های مقاله، به استثنای پاراگراف نخست زیر هر تیتر، یک Tab ۰/۵ سانتی‌متری قرار داده شود.

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 ۲۵۰ کلمه که در عین اختصار حاوی هدف، روش کار و نتایج اصلی باشد.

- واژگان کلیدی: حداقل ۳ و حداکثر ۵ کلمه که با کاما (،) از هم جدا شده باشد.
- طبقه‌بندی JEL 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.

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.

۱. در داخل متن

- برای منابعی که یک یا دو نویسنده دارد: (نام خانوادگی نویسنده/نویسندگان، سال: صفحه)
- برای منابعی که بیش از دو نویسنده دارد: (نام خانوادگی نویسنده اول و همکاران، سال: صفحه)
- برای منابعی که از نوشته دیگران نقل قول شده است: (نقل از. . . . . ، سال، صفحه)
- برای منابع اینترنتی (نام خانوادگی نویسنده یا نام فایل HTML، 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)
- بیش از سه نویسنده: (محمدی و همکاران، ۱۳۸۷)
- نقل قول دست سوم: (پیاژه،۱۹۷۳؛ به نقل از منصور، ۱۳۷۶)

۲. در فهرست منابع

- 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.
- 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

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.

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

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

بررسی تأثیر توسعه شهرنشینی بر مصرف انرژی و پایداری محیط‌زیست (مطالعه تطبیقی: کشورهای منتخب نفتی و غیر نفتی) ۹-۳۵
هیمن خسروی، عبدالرسول قاسمی و توفیق قادری اقدم

اثر نفوذ رانتی در تعمیق تأثیر ناکارآیی نهادی بر پدیده نفرین منابع؛ رهیافت SFA ۳۷-۶۲
حمید ناظمان، تیمور محمدی و علیرضا رعنائی

بررسی اثربخشی سیاست‌های قیمتی اصلاح الگوی مصرف انرژی در بین استان‌های کشور: رهیافت داده‌های پانلی پویا ۶۳-۸۶
داود حمیدی رزی، رضا رنج‌پور و محمدعلی متفکر آزاد

سنجش رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰ ۸۷-۱۰۶
سحر زارع جونقانی و مهدی کرمی

رابطه بین جدول داده-ستانده چند منطقه‌ای و اقتصاد فضا در نظریه جدید جغرافیای اقتصادی (NEG) ۱۰۷-۱۳۲
علی‌اصغر بانوئی، افسانه شرکت و بهاره فهیمی

عوامل مؤثر بر تقاضای گردشگری در کشورهای خاورمیانه: رویکرد اقتصادسنجی فضایی داده‌های تلفیقی ۱۳۳-۱۴۹
اسماعیل صفرزاده و تامینا اصغری

طراحی یک سامانه هشداردهی زودهنگام بحران مالی در ایران با معرفی شاخصی جدید ۱۵۱-۱۷۹
صالح طاهری بازخانه، محمدعلی احسانی، محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی و اسدالله فرزین‌وش

آزادی اقتصادی و رشد، مقایسه کشورهای منطقه خاورمیانه و اتحادیه اروپا ۱۸۱-۲۰۷
حبیب انصاری سامانی و نوید علیزاده اوجقاز

به‌کارگیری روش اصلاح‌شده FLQ-RAS در محاسبه جدول داده- ستانده استان فارس ۲۰۹-۲۳۳
فرشته فارسی و زهرا افشاری

تحلیل فضایی اثر بهداشت و سلامت نیروی کار بر رشد اقتصادی در ایران (۹۵-۱۳۹۰) ۲۳۵-۲۶۰
نرگس قاسمیان و حسین راغفر

تعیین‌کننده‌های جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای منطقه منا (۲۰۱۵-۱۹۸۰) ۲۶۱-۲۸۲
سعید کیانپور و محمد پیری

عوامل تعیین‌کننده مخارج دفاعی در ایران ۲۸۳-۲۹۸
نرگس مرادخانی، محمد تائبی و مصطفی دین‌محمدی

چکیدهٔ مقالات به انگلیسی

دوفصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)
سال هفتم، شمارهٔ اول، بهار و تابستان ۱۳۹۸ (پیاپی ۱۹)

مقالهٔ پژوهشی

بررسی تأثیر توسعه شهرنشینی بر مصرف انرژی و پایداری محیط‌زیست
(مطالعه تطبیقی: کشورهای منتخب نفتی و غیر نفتی)[۱]

هیمن خسروی[۲]، عبدالرسول قاسمی[۳] و توفیق قادری اقدم[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۱۶
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۱/۲۰

چکیده

این مقاله، در پی سنجش و مقایسه اثرات رشد شهرنشینی بر مصرف انرژی و انتشار دی اکسیدکربن براساس سه نظریه: تغییر محیط زیست به فضای شهری، تراکم شهری و نظریه نوسازی بوم شناختی میان دو گروه از کشورهای منتخب ـ نفتی و غیر نفتی ـ است. به همین منظور، از مدل پانل متوازن برای ۲۰ کشور و دوره زمانی ۲۰۱۱ـ۱۹۹۵ استفاده می‌شود. نتایج مقاله، حاکی از آن است که اثر رشد شهرنشینی بر مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن در هر دو گروه از کشورهای منتخب، مثبت و معنی دار بوده و برای گروه کشورهای صادر کننده نفت، بیشتر است. این اثر، بر انتشار دی‌اکسید کربن برای کشورهای صادرکننده نفت ۰/۲۷ و گروه دیگر ۰/۱۲ بوده و بر مصرف

---

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/edp.2019.24909
۲. دانش آموخته کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی (نویسنده مسئول) ؛ himankhosravi91@gmail.com
۳. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی؛ ghasemi.a@hotmail.com
۴. دانش آموخته کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی؛ tofighghaderiaghdam@yahoo.com

انرژی نیز برای کشورهای صادرکننده نفت ۱/۶۵ و گروه دیگر ۰/۶۷ است. متفاوت بودن ضریب اثرگذاری رشد شهرنشینی بر انتشار دی‌اکسیدکربن میان دو گروه مورد بررسی، مؤید نظریه نوسازی بوم شناختی می باشد.

واژگان کلیدی: شهرنشینی، مصرف انرژی، انتشار دی‌اکسیدکربن
طبقه‌بندی JEL: R19, R19, Q56, Q53, O13

۱. مقدمه

در طول دهه‌های اخیر، پیامدهای شهرنشینی، بویژه اثرات آن بر محیط زیست و شتاب بخشیدن به روند کاهش منابع و ذخایر تجدید ناپذیر و همچنین تأثیر آن بر الگوی مصرف به طور عام و الگوی مصرف انرژی و انتشار آلاینده‌ها به طور خاص، از جمله موارد تحقیقاتی اقتصاددانان بوده است. با افزایش جمعیت شهری از ۱/۵۲ میلیارد نفر در سال ۱۹۷۵ به ۳/۲۹ میلیارد نفر در سال ۲۰۰۷، جهان شهرنشینی سریعی را تجربه کرده‌است (برنامه توسعه ملل متحد،۱۳۹۰) و طبق آخرین آمار به ۳/۹۰۰ میلیارد نفر در سال ۲۰۱۴ رسیده است. چنین رشد بی سابقه‌ای، به زیرساخت‌های شهری اضافی نیاز دارد. این عامل، سبب مصرف بیشتر منابع و اعمال فشار بیشتر بر روی اکوسیستم خواهد شد؛ بنابراین، به دلیل اثرگذاری رشد شهرنشینی بر میزان مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن در کشورهای درحال توسعه، این مهم از جانب دولتمردان به طور قابل ملاحظه ای، مورد توجه قرار گفته است (عیسی‌زاده و مهرانفر، ۱۳۸۹).

فرایند شهرنشینی در کشورهای صنعتی و توسعه یافته، همگام با روند تحولات تاریخی و هماهنگ با توسعه بخش صنعت بوده است. عدم وجود این نوع هماهنگی و رشد سریع‌تر شهرنشینی در کشورهای در حال توسعه، سبب شده است تا توسعه اقتصادی سالم و پویا شکل نگیرد. شهرنشینی شتابان، پیامدهای گوناگونی دارد که در نهایت، مجموعه‌ای از بحران‌های اقتصادی، اجتماعی، کالبدی و زیست محیطی را به وجود می آورد. تجربه کشورهای در حال توسعه، نشان می‌دهد پدیده شهرنشینی حاصل تأخیر در روند صنعتی شدن بوده است. گسترش شهرنشینی و افزایش آسیب‌های زیست محیطی که طی دهه‌های اخیر به صورت فزاینده در تقابل با یکدیگر قرار گرفته‌اند، نگرانی جامعه جهانی را برانگیخته، و تخریب محیط زیست و مشکلات تجمع جمعیت در شهرها، کیفیت زندگی در شهرها و توسعه پایدار را با مشکل مواجه کرده است. در مناطق توسعه یافته، شهرها خاستگاه قدرت سیاسی و صنعتی، آموزش و نوآوری‌های علمی و تخصصی، منبع اصلی تولید، اخبار و اطلاعات، تأمین کننده اصلی خدمات و تسهیلات اوقات فراغت هستند. در مناطق توسعه نیافته و در حال گذار، شبکه شهرها آنچنان توسعه نیافته اند که نقشی یگانه کننده، ایفا کنند. به این علت، در برابر مزیت‌های که

کلان شهرها به صورت صرفه‌های ناشی از تجمیع عرضه می کنند، مشکلاتی به صورت ناتوانی در پاسخگویی به نیازهای اساسی شهروندان نیز ایجاد می شود؛ که از زمره این مشکلات، آلودگی‌ها و آسیب‌های زیست محیطی است که طی دهه‌های اخیر، روند فزاینده‌ای داشته است (فطرس و همکاران، ۱۳۹۰).

امروزه، موضوع حفاظت از محیط زیست و جلوگیری از تخریب آن، به عنوان یکی از مهمترین چالش‌های جامعه جهانی مطرح شده و به همین دلیل نیز در سالهای گذشته، نشست ها و کنفرانس‌های متعددی برگزار و به دنبال آن، کنوانسیون‌های منطقه‌ای و بین‌المللی زیادی نیز برای جلوگیری از تخریب محیط زیست در سطح جهان منعقد شده، و همچنین به دنبال این تحولات، شاخص‌های زیست محیطی متعددی نیز برای نظارت بر فرایندهای تخریب محیط زیست از سوی سازمان ملل متحد و دانشگاه مطرح شده است؛ که یکی از مهمترین این شاخص ها که در حال حاضر به صورت گسترده ملاک مقایسه کشور ها بوده و در خصوص حفاظت از محیط زیست به صورت دو سالانه منتشر می شود، شاخص پایداری محیط زیست[1] و شاخص عملکرد محیط زیست[2] که توسط دانشگاه ییل و کلمبیا منتشر می شود. (آژانس بین المللی انرژی[3]، ۲۰۰۹).

در سال ۲۰۰۶، شهرها حدود دو- سوم انرژی مصرفی دنیا را مصرف می‌کردند و ۷۰ درصد از انتشار دی اکسیدکربن را نیز موجب می‌شدند و این در حالی است که فقط نیمی از جمعیت دنیا در شهرها زندگی می‌کنند و علاوه بر این، پیش بینی شده است که جمعیت شهری تا سال ۲۰۵۰ نزدیک به دو برابر شود (همان).

در طول دهه گذشته، یک وضعیت بی‌سابقه از گرم شدن جهانی را شاهد بودیم. در بسیاری از علوم بحث می‌شود که افزایش انتشار دی اکسیدکربن به عنوان یکی از گازهای گلخانه‌ای، به طور معنی‌داری موجب افزایش دمای جهانی و ناپایداری آب و هوایی می‌گردد. در دهه‌های اخیر تشکیل سازمان‌های بین‌المللی و برگزاری نشست‌ها و کنفرانس‌های مختلف برای بررسی مسائل زیست محیطی، نشانگر اهمیت این موضوع در میان مجامع و کشورهای مختلف دنیا می‌باشد.

ایران در سال‌های گذشته، شاهد توسعه سریع شهرها و افزایش چشمگیر جمعیت شهری بوده است. جمعیت شهری ایران که در نخستین سرشماری انجام شده در کشور (سال ۱۳۳۵) حدود ۳۱ درصد بوده و در سال ۱۳۹۳ به ۷۳ درصد جمعیت کشور افزایش یافته است و علاوه بر متأثر شدن از پدیده‌های شهرنشینی شتابان، به دلیل برخورداری از منابع فراوان انرژی، رشد فزاینده‌ای در مصرف انرژی- بویژه سوخت‌های فسیلی- تجربه کرده است که این دو عامل به

1. Environmental Sustainable Index
2. Environmental Performance Index
3. International Energy Agency

همراه پایین بودن سطح تکنولوژی دوستدار محیط زیست، کشور را با مسائل زیست محیطی روبه رو کرده است (منصوریان، ۱۳۹۵).

با توجه به رشد سریع و نامتوازن شهرنشینی در کشور و همچنین پایین بودن سطح تکنولوژی، بررسی اثرات رشد شهرنشینی بر میزان مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن، از اهمیت بالایی برخوردار است. هدف از مطالعه حاضر، آن است که این ارتباط را با توجه به نظریاتی که در این زمینه وجود دارد، بررسی کنیم و به این سؤال پاسخ دهیم که توسعه شهرنشینی چه تأثیری بر مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن در کشورهای منتخب نفتی و غیر نفتی دارد و کدامیک از نظریات: الف) تغیر محیط زیست به فضای شهری، ب) تراکم شهری و نظریه نوسازی بوم شناختی را تأیید می‌کند.

۲. مبانی نظری تحقیق

۲-۱. شهرنشینی و مصرف انرژی

در این تحقیق، به عوامل مؤثر بر افزایش مصرف انرژی توجه می‌شود. عوامل تأثیرگذار بر مصرف انرژی، عواملی هستند که به افزایش تقاضا برای انرژی منجر می‌شود. مصرف انرژی به شکل‌های مختلفی وجود دارد، که از جمله مصرف اولیه، مصرف واسطه و مصرف نهایی را می‌توان نام برد. در مصرف اولیه و واسطه، انواع مختلفی از حامل‌های انرژی را می‌توان به تقاضای صنایع و کارخانجات اختصاص داد. همچنین مصرف نهایی، انواع مختلفی از حامل‌های انرژی، یعنی همان تقاضا برای این نوع از حامل‌ها توسط خانوارها برای انجام فعالیت‌های مختلف روزمره می‌باشد. پس در کل، می‌توان تقاضا برای انرژی را به تقاضای صنایع، کارخانجات تولیدی-خدماتی، خانوارها و دیگر نهادهای موجود در جامعه اختصاص داد. با این وجود، خود انرژی را می‌توان به انواع مختلفی از حامل‌ها تفکیک کرد.

به طور کلی، ترکیب انرژی مانند انرژی‌های فسیلی مانند نفت، زغال‌سنگ، پرویان، گاز طبیعی، و انرژی‌های پاک مانند انرژی خورشیدی، بادی، هیدرولیک و سایر انرژی‌های جایگزین می‌باشد. رشد جمعیت را می‌توان یکی از عوامل تأثیرگذار بر افزایش تقاضای حامل‌های مختلف انرژی، توسط بخش‌های مختلف اقتصادی موجود در یک جامعه، تلقی کرد.

افزایش سریع جمعیت در چند دهه اخیر، توجه بسیاری از دولتمردان جوامع مختلف را به این پدیده و مشکلات ناشی از آن جلب کرده است. به عقیده برخی از صاحب‌نظران، کاهش نرخ رشد زاد و ولد و در نتیجه، سالخوردگی جمعیت (بویژه در کشورهای اروپایی)، یک بحران برای اقتصاد کشورها تلقی می‌شود، ولی از دیدگاه اندیشمندان محیط زیست، ممکن است در حقیقت خبر نوید دهنده‌ای باشد؛ زیرا کاهش فشار جمعیت در راستای مدیریت تقاضای جهانی روبه رشد انرژی، تولید انرژی و پیامدهای زیست محیطی، به عنوان چالش‌های کلیدی قرن حاضر،

برجسته خواهد شد. در آموزه‌های اقتصادی، توسعه اقتصادی به صورت اجتناب ناپذیر به توسعه مصرف منابع و ذخایر انرژی وابسته است و همراه با توسعه اقتصادی، اثر شهرنشینی نیز به عنوان یکی از موضوعات مطرح در مباحث دموگرافیکی[1]، روی مصرف انرژی و محیط زیست، قابل تامل است (ایرلیچ و همکاران[2]، ۲۰۰۴).

۲-۲. شهرنشینی و اثرات زیست محیطی

در ادبیات اقتصاد محیط زیست، جمعیت نیز یکی دیگر از عوامل آلوده‌کننده محیط زیست به شمار می‌رود؛ زیرا با افزایش جمعیت، تقاضا برای زمین‌های کشاورزی، منابع انرژی، منابع آبی - و... افزایش یافته و این امر از بین رفتن جنگل‌ها و مراتع، کاهش حاصلخیزی زمین‌های کشاورزی و آلودگی محیط زیست را در پی دارد. نتایج تحقیقات، نشان می‌دهد که عامل انسانی و رشد جمعیت، از عوامل مهم افزایش آلودگی زیست محیطی به شمار می‌رود (صادقی و سعادت، ۱۳۸۳).

در مورد رابطه بین جمعیت شهرنشین و آلودگی محیط زیست نیز دو دیدگاه متفاوت وجود دارد. دیدگاه اول، این است که تأثیر افزایش جمعیت شهری بر آلودگی محیط زیست، مثبت است؛ زیرا با افزایش شهرنشینی، استفاده از زیر ساخت‌ها، حمل و نقل و انرژی افزایش می‌یابد و همچنین انتقال از کشاورزی به صنع، باعث افزایش آلودگی محیط زیست می‌گردد. دیدگاه دوم، تأکید می‌کند که فرهنگ شهرنشینی باعث باعث بهینه شدن مصرف انرژی در شهرها نسبت به روستاها شده و آلودگی کاهش می‌یابد. بنابراین، رابطه بین رشد جمعیت شهری با آلودگی محیط زیست می‌تواند مثبت یا منفی باشد (عالم و همکاران[3]، ۲۰۰۷).

یورک و همکاران[4] (۲۰۰۳) استدلال می‌کنند که اثرات زیست محیطی ممکن است از رابطه کوزنتس نسبت به پدیده شهرنشینی و توسعه اقتصادی پیروی کند؛ زیرا شهرنشینی با خود، جنبه‌های کلیدی نوسازی به همراه داشته و ممکن است به بهبود در کارآیی و مدیریت بیانجامد. از سوی دیگر فوستر[5] (۱۹۹۹) معتقد است که شهرنشینی یک عامل کلیدی است که به انهدام و تخریب محیط زیست و جامعه منتهی می‌شود. در حقیقت کارهای تجربی، نتایج متفاوتی از تأثیر شهرنشینی روی محیط زیست نشان داده است، به طوری که مارتینز زارزوسو و همکاران[6] (۲۰۰۷) تبیین می‌کنند که رابطه این دو موضوع، پیچیده است و بستگی به شهرنشینی و نوع اثرات زیست محیطی دارد.

---

1. Demographic
2. Ehrlich *et al.*
3. Alam *et al.*
4. York *et al.*
5. Foster
6. Martinez-Zarzoso *et al.*

۲-۳. مصرف انرژی و اثرات زیست محیطی

مقدار کالا و خدمات مورد استفاده توسط یک شهروند، به مقدار انرژی مصرف شده (مستقیم یا غیر مستقیم) توسط وی بستگی دارد. به عبارت دیگر، دسترسی و استفاده از انرژی برای یک زندگی با استاندارد بالا، ضروری است. از آنجا که انجام هر فعالیت اقتصادی مستلزم مصرف انرژی است، لذا از یک طرف، انرژی به منزله عامل محرک توسعه اقتصادی، اجتماعی و بهبود کیفیت زندگی انسان تلقی می‌شود و از سوی دیگر، موجب تولید آلاینده‌های زیست محیطی می‌گردد، بویژه اگر مصرف انرژی با ناکارآمدی نیز همراه باشد، فرایند تولید آلاینده‌ها تشدید می‌شود. مصرف بی رویه انرژی، بالاخص سوخت‌های فسیلی، باعث افزایش آلودگی محیط زیست شده است؛ به طوری که از عوامل مهم آلودگی هوا می توان به انتشار گاز دی اکسید کربن (یکی از مهم‌ترین انواع گازهای گلخانه ای)[1]، اشاره کرد که خود، نتیجه مصرف سوخت‌های فسیلی در بخشهای تولیدی، تجاری، خدماتی و خانگی می‌باشد (عالم و همکاران، ۲۰۰۷).

از نظر تاریخی، افزایش مصرف انرژی، اغلب موجب افزایش انتشار آلاینده‌ها به محیط زیست شده است. شیم[2] (۲۰۰۶)، ارتباط بین مصرف انرژی و تخریب محیط زیست را به این صورت بیان می‌کند: هر چند پس از انقلاب صنعتی بویژه در دهه‌های اخیر با استفاده بیشتر از انرژی، متوسط بهره وری عوامل تولید افزایش یافت، لیکن استفاده از انرژی از طریق تأثیرات آلوده‌کننده خود، باعث تخریب محیط زیست گردید؛ زیرا بخش عمده گازهای گلخانه‌ای منتشر شده در جهان به صورت گاز دی اکسید کربن، و ناشی از استفاده از سوخت‌های فسیلی است. از این رو بخش انرژی، بیشترین سهم را در مسائل تغییر شرایط محیط زیست دارد و لذا، سیاست انرژی و سیاست محیط زیست، ارتباط تنگاتنگی با هم دارند (شیم، ۲۰۰۶).

۲-۴. شهرنشینی، مصرف انرژی و اثرات زیست محیطی

اگرچه شهرنشینی اغلب در شکل نوسازی اقتصادی مورد بحث قرار می‌گیرد، این پدیده یک شاخص جمعیتی است که تراکم شهری را افزایش داده و چارچوب بشری را دگرگون ساخته، و در نتیجه، الگوی مصرف انرژی خانوار را تحت تأثیر قرار داده است.

با این حال، حوزه‌ای که در آن، اثرات رشد شهرنشینی بر مصرف انرژی در سطح ملی و انتشار CO_2، به طور کامل مورد بحث و بررسی واقع می‌شود، به وضوح در یک نظریه واحد توضیح داده نشده است. در عوض، برخی از اثرات احتمالی شهرنشینی بر روی محیط زیست در

---

۱. به مجموعه‌ای از گازها که مقداری از انرژی خورشیدی را در جو زمین نگه‌می‌دارند و باعث گرم‌شدن جو می‌شوند، گازهای گلخانه‌ای می‌گویند. انواع این گازها عبارتند از: بخار آب (H_2O)، دی‌اکسید نیتروژن (NO_2)، دی‌اکسیدکربن (CO_2)، متان (CH_4)، ازن (OZOON) و انواع کلروفلروکربن‌ها (CFC_S).

2. Shim

حد جزئی و به طور جداگانه در سه تئوری مرتبط به هم، در زیر مورد کاوش قرار گرفته است (بارنس و همکاران[1]، ۲۰۰۵):

الف) نظریه نوسازی بوم‌شناسی

ب) نظریه تحول محیط زیست به شهر

ج) نظریه تراکم شهری

در نظریه اول، بر اثرات در سطح ملی تمرکز شده، در حالی که در دو نظریه دیگر، بر اثرات در سطح شهر اشاره می‌شود. در اینجا لازم است که توضیحات تفصیلی راجع به هر یک از نظریه‌ها داده شود.

۱-۴-۲. نظریه نوسازی بوم شناسی (زیست محیطی، اکولوژیکی)

این نظریه، در اوایل دهه ۱۹۸۰ میلادی در گروه کوچکی از کشورهای اروپای غربی، بویژه آلمان، هلند و انگلستان توسعه یافته است. دانشمندان علوم اجتماعی همچون مارتین ژانیک[2] از آلمان، آرتور پی. جی. مول[3] از هلند و جوزف مورفی[4] از بریتانیا، سهم قابل توجهی در تدوین این نظریه داشته‌اند. هدف نظریه نوسازی بوم شناختی، تجزیه و تحلیل چگونگی مقابله جوامع صنعتی با بحران‌های زیست محیطی است. هدف کلی مطالعات انجام شده در راستای نظریه سنتی نوسازی زیست محیطی، بر تعدیلات زیست محیطی (موجود و برنامه ریزی شده) در اثر فعالیت‌های اجتماعی، طرح‌های نهادی-اجتماعی و همچنین گفتمان‌های سیاسی برای حفاظت از پایگاه معیشتی جوامع، متمرکز است.

بنابراین، نظریه نوسازی بوم شناختی، نه تنها بر نوسازی اقتصادی، بلکه بر دگرگونی‌های اجتماعی- نهادی نیز تأکید دارد. در این نظریه، شهرنشینی یک فرایند تحول اجتماعی است. محققان استدلال می‌کنند که مشکلات زیست محیطی، ممکن است از مراحل پایین توسعه تا مراحل میانی توسعه، افزایش یابند. با این، حال‌نوسازی بیشتر، می‌تواند چنین مشکلاتی را به حداقل برساند. به عنوان مثال، جوامعی که به سوی تحقق بخشیدن به اهمیت پایداری محیط زیست سوق پیدا می‌کنند، به دنبال از بین بردن اثرات مخرب زیست محیطی ناشی از رشد اقتصادی، در اثر نوآوری‌های تکنولوژی، تراکم شهری و تغییر جهت به سمت صنایع مبتنی بر دانش و خدمات هستند (کرنشاو و جنکینز[5]، ۱۹۹۶؛ گلدستون و مورفی[6]، ۱۹۹۷؛ مول و اسپرگارن[7]، ۲۰۰۰).

---

1. Barnes *et al.*
2. Martine Jcanik
3. Arthur P.J. Mole
4. Jozef Morfi
5. Crenshaw & Jenkins
6. Gouldson & Murphy
7. Mol & Spaargaren

با توجه به اینکه در این تحقیق، مطالعه صورت گرفته برای دو گروه از کشورهای در حال توسعه می‌باشد، این نظریه در این دسته از کشورها بر این موضوع تأکید دارد که هر چه از کشورها به سمت درجه توسعه یافتگی سوق پیدا می‌کنند، مشکلات ناشی از عوامل زیست محیطی در اثر صنعتی شدن آن کشورها نیز افزایش می‌یابد؛ که این رخداد، به عواملی نظیر فضای تکنولوژیکی در آن کشورها بر می‌گردد.

۲-۴-۲. نظریه تغییر محیط زیست به فضای شهری

ابزار قدرتمندی جهت پاسخگویی به آن، این پرسش است که "چالش‌های زیست محیطی‌ای که شهرها تحت تأثیر آنها قرار می‌گیرند، کدامند؟" این نظریه به طور عمده، انواع مسائل زیست محیطی- شهری و تکامل آنها را مورد بحث و بررسی قرار می‌دهد (مک‌گرانان و همکاران[1]، ۲۰۰۱؛ مک‌گرانان و سونگسور[2]، ۱۹۹۴) ادعا می‌کنند که فشارهای محیط زیست-شهری منجر به پراکندگی و تأخیر بیشتر در تنظیم منابع می‌شوند. در نتیجه، مسائل زیست محیطی-شهری در مراحل مختلف توسعه اقتصادی متفاوتند (مک‌گرانان و همکاران، ۲۰۰۱).

مراحل پایینی توسعه، بیشتر اوقات با مشکلات زیست محیطی مربوط به فقر (کمبود عرضه آب سالم و بهداشت نامناسب) مواجه است. با این حال، با افزایش سطوح درآمدی، این مشکلات به تدریج فروکش می‌کنند. افزایش ثروت در شهرها، بیشتر با افزایش در فعالیت‌های تولیدی، که به ایجاد آلودگی‌های صنعتی قابل توجهی همانند آلودگی آب‌و هوا منجر می‌شود، همراه است. چنین مشکلاتی در شهرهای ثروتمند به علت بهبود در مقررات زیست محیطی، پیشرفت تکنولوژی و تغییرات ساختاری در اقتصاد، کاهش می‌یابد. الگوهای مصرفی و شیوه‌های زندگی در شهرهای ثروتمند در مقایسه با شهرهای با درآمدپایین‌تر، بیشتر به سمت استفاده از منابع تمایل دارند، و بنابراین شهرهای ثروتمند، بیشتر با مسائل زیست محیطی مربوط به مصرف مواجه هستند. به عبارت دیگر، در شهرهایی که به ثروتمند شدن می‌گرایند، تقاضا برای زیر ساخت‌های شهری، حمل و نقل و مصرف منابع شخصی افزایش می‌یابد. در نتیجه، مسائل مربوط به مصرف، همچون مصرف انرژی و انتشار CO_2 ناشی از آن، دارای اهمیت می‌شوند (بای و ایمورا[3]، ۲۰۰۰).

۳-۴-۲. نظریه تراکم شهری

این نظریه، مزایای زیست محیطی ناشی از تراکم شهری را مورد بحث و بررسی قرار می‌دهد، با این استدلال که تراکم بالای شهری موجب بهره‌برداری از صرفه‌های مقیاس برای

1. McGranahan *et al.*
2. McGranahan & Songsore
3. Bai & Imura

زیرساخت‌های عمومی شهری- به عنوان مثال، حمل و نقل عمومی، مدارس و عرضه آب- شده، وابستگی به ماشین، مسیرهای طولانی حمل و نقل و اتلاف‌های ناشی از توزیع برق را کاهش می‌دهد و درنهایت، به کاهش مصرف انرژی و کاهش انتشار CO_2 ناشی از مصرف انرژی منجر می‌شود (برتون[1] ۲۰۰۰؛ کاپلو و کامایینی[2] ۲۰۰۰؛ جنکس و همکاران[3]، ۱۹۹۶؛ نیومن و کن ورثی[4]، ۱۹۸۹).

با این حال، برخی از منتقدان بر این باورند که زیان‌های ناشی از افزایش تراکم شهری به احتمال زیاد به علت تراکم ترافیک، ازدحام بیش از حد و آلودگی هوا، از منافع ناشی از آن بیشتر است (برنی[5]، ۲۰۰۱؛ رادلین و فالک[6]، ۱۹۹۹). در مقابل، این امکان نیز وجود دارد که استفاده از انرژی و تولید گازهای گلخانه‌ای افزایش یابد. در اصل، بدون پشتیبانی از زیرساخت‌های مناسب شهری، تراکم بالای شهری می‌تواند مسائل و مشکلات زیست محیطی قابل توجهی به بار آورد (بورگس[7]، ۲۰۰۰).

با توجه به سه نظریه تشریح شده در بالا، هدف، تطبیق این نظریات با یافته‌های این تحقیق می‌باشد. به عبارت دیگر، می‌خواهیم بر این موضوع متمرکز شویم که آیا یافته‌های این تحقیق، سه نظریه مطرح را تأیید می‌کند یا خیر؟

ما در این تحقیق، از متغیر میزان شهرنشینی استفاده می‌کنیم که این نسبت، از تقسیم تعداد جمعیت شهری به کل جمعیت ضرب‌در عدد ۱۰۰ به‌دست می‌آید که فرمول محاسبه آن، به صورت زیر می‌باشد.

$$\text{Urbanization Rate} = \frac{\text{urbanization people}}{\text{total people}} \times 100$$

۳. پیشینه تحقیق

رابطه بین شهرنشینی و شکل‌های گوناگون از فشار زیست محیطی شامل مصرف انرژی و انتشار CO_2 در چند دهه اخیر، به طور گسترده‌ای مورد بررسی واقع شده است. در این قسمت، خلاصه‌ای از مطالعات صورت گرفته در زمینه رابطه بین شهرنشینی، مصرف انرژی و انتشار آلاینده‌ها در خارج و داخل کشور، مطرح می‌گردد.

سجاد و همکاران[8] (۲۰۱۰) در مقاله‌ای تحت عنوان "مطالعه مقدماتی شهرنشینی، مصرف سوخت‌های فسیلی و انتشار CO_2 در شهر کراچی پاکستان "با استفاده از روش تحلیلی-

1. Burton
2. Capello & Camagni
3. Jenks *et al.*
4. Newman & Kenworthy
5. Breheny
6. Rudlin & Falk
7. Burgess
8. Sajjad *et al.*

توصیفی برای دوره ۱۹۴۷ تا ۲۰۰۸، به تجزیه و تحلیل نقش بحرانی عواملی از قبیل شهرنشینی سریع، صنعتی سازی، رشد جمعیت و رشد وسائط نقلیه بر مصرف سوختهای فسیلی در شهر کراچی پرداختند. با توجه به نتایج به دست آمده، یک همبستگی بالایی بین اطلاعات حاصل از جمعیت، رشد جمعیت، وسائل حمل ونقل، واحدها و مناطق صنعتی این شهر مشاهده شده است. طبق مشاهدات، هر دو عامل جمعیت شهری و مناطق شهری، دارای رشدی تقریباً معادل ۱۵۰ درصد بوده است. همچنین در طول سالهای ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۸، درصد رشد وسائط نقلیه نسبت به رشد جمعیت به دو برابر رسیده است. در طول سالهای ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۷، مصرف نفت و بنزین، گاز طبیعی و زغال سنگ، به ترتیب تا سطح ۲۱۹، ۳۶۵ و ۲۸۷ درصد، افزایش یافته اند. به دنبال این جریان، انتشار CO_2 از مقدار ۳۹ میلیون تن متریک در سال ۱۹۸۰، به ۱۵۱ میلیون تن متریک در سال ۲۰۰۷، افزایش یافته است. از جمله نتایج مهمی که در این تحقیق به دست آمده، شناسایی عواملی میباشد که به کاهش مصرف انرژی و انتشار CO_2، منجر شده است، که این دسته از عوامل عبارتند از:

۱- توسعه سیستم حمل و نقل مناسب و کارای شهری؛
۲- ساخت و استقرار سیستم واگن برقی زیر زمینی شبیه دیگر کشورهای جهان؛
۳- استفاده از سوختهای جایگزین همچون انرژی خورشیدی، بادی و بیوماس.

با اعمال این سیاستها میتوان به کاهش حداقل ۴۰ درصد مصرف سوختهای فسیلی و انتشار گاز دی اکسید کربن، کمک کرد. این هدف، جهت حفظ سرمایه ملی این کشور مفید واقع خواهد شد.

پومانی و کانکو[1] (۲۰۱۰) در مقالهای تحت عنوان "آیا شهرنشینی منتج به مصرف انرژی کمتر و انتشار پایینتر CO_2 میشود"، به بررسی اثر شهرنشینی بر میزان مصرف انرژی و میزان انتشار CO_2، برای ۹۹ کشور تقسیم شده به سه گروه درآمدی با درآمد پایین (۲۳)، با درآمد متوسط (۴۳) و درآمد بالا (۳۳)، با استفاده از مدل STIRPAT، و دادههای پانل متوازن، برای دوره ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۵،پرداختند. نتایج حاصل از تخمین مدلها نشان میدهد که اثر شهرنشینی بر مصرف انرژی و انتشار CO_2 در این سه گروه کشورها، دارای نتایج متفاوتی است. در زیر این نتایج تفسیر شدهاند.

در گروه کشورهای با درآمد پایین، اثر شهرنشینی بر مصرف انرژی، به طور شگفت انگیزی، منفی بوده ولی برای دو گروه دیگر، این اثر مثبت میباشد. همچنین اثر شهرنشینی بر انتشار برای هر سه گروه با علامت مثبت ظاهر شده است، ولی مقدار این اثر در گروه کشورهای با درآمد متوسط در مقایسه با دو گروه دیگر، دارای بیشترین مقدار میباشد. علامت منفی بهدست آمده در رابطه بین رشد شهرنشینی و مصرف انرژی در گروه کشورهای با درآمد پایین را

1. Poumanyvong & Kaneko

می‌توان به موضوع صرفه‌های اقتصادی در زیر ساخت‌های عمومی و همچنین بهبود در دستیابی به شکل‌های جدیدی از مصرف انرژی، نسبت داد.

به علاوه، دلیل اینکه در این گروه از کشورها (درآمد پایین)، رابطه شهرنشینی با مصرف انرژی منفی بوده ولی رابطه بین شهرنشینی و انتشار مثبت می‌باشد، به این موضوع برمی‌گردد که در این دسته از کشورها استفاده از سوخت‌های سنتی مانند بیوماس در حال تغییر به سمت استفاده از سوخت‌های فسیلی مانند زغال سنگ، نفت و گاز، می‌باشد. نتیجه مهم دیگری که در این تحقیق به‌دست آمده است، آن است که اثر شهرنشینی بر مصرف انرژی در گروه کشورهای با درآمد بالا، بیش از کشورهای با درآمد متوسط بوده ولی اثر رشد شهرنشینی بر میزان انتشار در گروه کشورهای با درآمد بالا، کمتر از آن در مقایسه با گروه کشورهای با درآمد پایین است. این می‌تواند به دلیل تغییر ساختار در مصرف انرژی باشد؛ زیرا گروه کشورهای با درآمد بالا در حال کاهش سهم خود در استفاده از سوخت‌های فسیلی نظیر نفت و زغال سنگ، در مقایسه با دیگر گروه‌های درآمدی، می‌باشند. به عنوان مثال این گروه، مصرف خود از سوخت‌های فسیلی را، از ۷۱ درصد در سال ۱۹۷۵ به ۵۶ درصد در سال ۲۰۰۵ کاهش داده اند.

لیو[1] (۲۰۰۹)، در مقاله‌ای تحت عنوان "کشف رابطه‌ی بین شهرنشینی و مصرف انرژی درکشور چین"، با استفاده از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)[2] و الگوی تجزیه عامل (FDM)[3] برای دوره ۲۰۰۸-۱۹۷۸ میلادی انجام داده، نتایج وجود رابطه‌ای بلندمدت بین مصرف انرژی، جمعیت، تولید ناخالص داخلی و شهرنشینی را نشان می‌داد. همچنین، با استفاده از الگوی تصحیح خطا، یک علیت گرانجر یک سویه از شهرنشینی به کل مصرف انرژی، هم در کوتاه‌مدت و هم، در بلندمدت وجود دارد. به طور خلاصه این مطالعه،که آن را از دیگر مطالعات متمایز می‌کند، به بررسی رابطه بین میزان رشد جمعیت و انتشار گاز SO_2، متمرکز شده است. نتایج به دست آمده حاکی از وجود یک رابطه U معکوس بین اندازه جمعیت و انتشار گاز دی اکسید سولفور می‌باشد. فراتر از یک سطح آستانه‌ای با اندازه جمعیتی کوچک، کشش برآورد شده با وجود سطوح جمعیتی بالاتر، افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر، برای گاز دی‌اکسید سولفور، دیگر عوامل دموگرافیکی، از نظر تأثیرگذاری چندان دارای اهمیت نمی‌باشند.

مارتینز زارزسو[4] (۲۰۰۷) در مقاله‌ای تحت عنوان "اثر شهرنشینی بر انتشار CO_2: شواهدی از کشورهای در حال توسعه"، به بررسی اثر شهرنشینی بر روی انتشار CO_2 برای ۸۸ کشور منتخب در گروه کشورهای در حال توسعه برای دوره ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۵ با استفاده از روش پانل

1. Liu
2. Auto Regressiv Distributed Lags Model
3. Factor Decomposition Model
4. Martine-Zarzoso

دیتا و با پیروی از مدل تجربی برآورد شده توسط دتز و روسا[1] (۱۹۹۷) یک مدل خطی به صورت الگوی اثرات تصادفی (استوکاستیک) با رگرسیون بر روی جمعیت، منابع و تکنولوژی، پرداختند.کشورهای موجود در این تحقیق در سه گروه درآمدی مطابق با اطلاعاتی از شاخص توسعه جهانی سال ۲۰۰۷ طبقه بندی شده‌اند؛ به این صورت که اقتصادهای با سطح درآمد پایین، آن دسته از کشورها می‌باشند که درآمد ناخالص ملی سرانه آنها در سال ۲۰۰۵ معادل ۸۷۵ دلار و پایین‌تر از این مقدار بوده است و تعداد این کشورها برابر ۵ کشور می‌باشد. اقتصادهای با سطح درآمد پایین‌تر از متوسط در سال ۲۰۰۵، دارای درآمد ناخالص ملی سرانه‌ای معادل با ۸۷۶ تا ۳۴۶۶ دلار برای ۵۸ کشور و همچنین برای اقتصادهای با سطح درآمد بالاتر از متوسط این مقدار بین ۳۴۶۶ و ۱۰۷۲۵ در سال ۲۰۰۵، برای ۴۰ کشور، بوده است. دستاورد مهم این مقاله، آن است که داده‌های پانل برای سه گروه از کشورها به صورت کشورهای باسطح درآمد پایین، پایین‌تر از متوسط و بالاتر از متوسط، تقسیم بندی شده است. نتایج حاصل از تخمین، نشان دهنده این است که کشش شهرنشینی- انتشار برای کشورهای با سطح درآمد بالاتر از متوسط، منفی، و معنی‌دار و برای کشورهای با سطح درآمد پایین و پایین‌تر از متوسط، مثبت و معنی دار می‌باشد. با در نظر گرفتن متغیر جمعیت، کشش جمعیت-انتشار برای کشورهای با سطح درآمد پایین و پایین‌تر از متوسط، بیشتر از این مقدار برای کشورهای با سطح درآمد بالاتر از متوسط است. همچنین با در نظر گرفتن متغیر تولید ناخالص سرانه داخلی، با یک درصد افزایش در تولید ناخالص سرانه داخلی، به ترتیب، برای کشورهای با سطح درآمد بالاتر از متوسط و درآمد پایین افزایش ۱,۱۷ و ۱,۸۸ درصدی در انتشار CO_2 صورت گرفته است. و رابطه منفی شدت انرژی با انتشار در بین گروه‌ها متفاوت است؛ یعنی در گروه با درآمد پایین در مقایسه با گروه با درآمد بالاتر از متوسط، این میزان پایین‌تر بوده است.

به طور خلاصه، اثر زیست محیطی ناشی از متغیرهای جمعیت، شهرنشینی و منابع (اثر مقیاس) احتمالاً برای کشورهای با درآمد پایین، بالاتر بوده است. بنابراین، نتایج نشان می‌دهد که الگوها برای کشورهای با سطوح درآمد پایین، پایین‌تر از متوسط و بقیه کشورها، دارای اختلاف می‌باشد.

فن و همکاران[2] (۲۰۰۶) در مقاله‌ای تحت عنوان "تحلیل اثر عوامل انتشار co_2 با استفاده از مدل[3] STIRPAT"اثر متغیرهای جمعیت، منابع و تکنواوژی را بر روی کل انتشار co_2 برای کشورهایی- از جمله چین- با سطوح مختلف درآمدی، با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات جزئی[4] برای دوره ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۵ مورد بررسی قرار دادند. نتایج رگرسیون حداقل مربعات

1. Dietz & Rosa
2. Fan *et al.*
3. Stochastic Impact by Regression on Population, Affluence and Technology (STIRPAT)
4. Partial least Squares regression

جزئی، از مدل STIRPAT، به طور کامل توضیح می‌دهد که اثر جمعیت، اقتصاد و تکنولوژی بر انتشار در کشورهای با سطوح مختلف توسعه، متفاوت می‌باشد.

کول و نیومایر[1] (۲۰۰۴)، در تحقیقی با عنوان"بررسی اثر عوامل دموگرافیکی بر آلودگی هوا"، ارتباط تجربی بین اندازه جمعیت و دیگر عوامل جمعیتی را مورد کاوش قرار دادند. نتایج گزارش شده توسط آنها حاکی از یک رابطه نامشخص بین فاکتورهای اندازه جمعیت و انتشار دو نوع آلاینده زیست محیطی شامل CO_2 و SO_2 در بین گروه کشورهای تقسیم شده به کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته، می‌باشد.

در این تحقیق، با تلفیق داده‌های سری زمانی و مقطعی به شکل داده‌های ترکیبی و همچنین مقایسه‌ای از مطالعات انجام شده با مطالعه حاضر، این نتیجه به دست آمده است که یافته‌های تحقیق از نظر عقیده توماس مالتوس، هنگامی که مطالعه بر روی آلاینده‌هایی به شکل انتشار CO_2، صورت می‌گیرد، حمایت می‌کند. به عبارت دیگر، کشش بین اندازه جمعیت و انتشار CO_2، برای تخمین کل، تقریباً برابر با یک می‌باشد؛ که این تأییدی بر مطالعات دتز و روسا (۱۹۹۷) و یورک و همکاران (۲۰۰۳) می‌باشد.

در این مطالعه، بیشتر نتایج به‌دست آمده، به نفع کشورهای در حال توسعه می‌باشد؛ زیرا به طور معمول چنین کشورهای دارای رشد بالایی از جمعیت، روند رو به رشدی به سوی شکل گیری پدیده شهرنشینی، کوچکی اندازه خانوارها و ورود نسبت بزرگی از جمعیت جوان از لحاظ اقتصادی به گروه سنی فعال جامعه، می‌باشد. این در حالی است که میزان انتشار گاز CO_2،در این کشورها نسبت به کشورهای توسعه یافته، کمتر می‌باشد (به طور متوسط ۲,۵ برابر کمتر).

با توجه به این نتیجه، با افزایش شتابان جمعیت در کشورهای در حال توسعه، ایجاد تغییر در ساختار دموگرافیکی و افزایش در استفاده از منابع، انتظار آن است که این شکاف از بین برود. علاوه بر مطالعات انجام شده در این تحقیق برای انتشار گاز CO_2، همچنین مطالعه‌ای بر روی گاز دی اکسید سولفور SO_2،صورت گرفته است. در رابطه با این نوع از گاز افزایش جمعیت دارای اثر مثبت بر روی انتشار آن می‌باشد که این اثر در کشورهای در حال توسعه به دلیل برخورداری از نرخ بالای از رشد جمعیت و همچنین بالا بودن سطوح جمعیتی موجود، مشهودتر است.

سلاطین و محمدی (۱۳۹۵)، در مقاله خود تحت عنوان "تأثیر شهرنشینی بر مصرف انرژی در کشورهای منتخب"، به بررسی ارتباط تئوریک و میزان تأثیرگذاری شهرنشینی بر میزان مصرف انرژی در گروه کشورهای منتخب صادرکننده نفت، با برآورد مدل به روش اثرات ثابت و گشتاور تعمیم یافته در دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. با توجه به یافته‌های مقاله، دلیل اصلی افزایش مصرف انرژی به دنبال بروز پدیده شهرنشینی، تغییر الگوی مصرفی مردم، افزایش

1. Cole & Neumayer

تقاضای کالاها و خدمات و در نتیجه، افزایش مقیاس تولید و همچنین افزایش مصرف انرژی در بخش حمل و نقل می‌باشد.

فطرس و قربان سرشت (۱۳۹۱)، در مطالعه خود تحت عنوان "مقایسه تطبیقی اثرات رشد شهرنشینی بر مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسیدکربن"، به بررسی این اثرات بین دو گروه کشور منتخب از منطقه منا (کشورهای دارای صادرات نفتی و عدم صادرات نفتی) با استفاده از مدل اثرات استوکاستیک با رگرسیون بر روی جمعیت، منابع و تکنولوژی (STIRPAT) و مجموعه‌ای از داده‌های پانل متوازن ۱۸ کشور و دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۷ می‌پردازند. یافته‌ها نشان می‌دهد که اثرات رشد شهرنشینی بر میزان مصرف انرژی و میزان انتشار دی‌اکسیدکربن، در بین دو گروه مورد مطالعه، متفاوت می‌باشد. به عبارت دیگر، اثر رشد شهرنشینی بر میزان مصرف انرژی و میزان انتشار دی‌اکسیدکربن برای کشورهای صادرکننده نفت در مقایسه با کشورهای غیر صادرکننده نفت متفاوت می‌باشد. رابطه مثبت بین میزان شهرنشینی و انتشار، مؤید نظریه نوسازی اکولوژیکی و همچنین رابطه مثبت بین میزان شهرنشنی و میزان مصرف انرژی، مؤید نظریه تغییر محیط زیست به فضای شهری، در این دو گروه از کشورها می‌باشد.

عیسی زاده و مهرانفر (۱۳۸۹)، در مقاله‌ای تحت عنوان "تأثیر مهاجرت داخلی بر الگوی مصرف انرژی در اقتصاد ایران"، ارتباط میان مصرف کل انرژی و سطح شهرنشینی در ایران را برای دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۰، با استفاده از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده بررسی کردند. نتایج به‌دست آمده، حاکی از ارتباط مثبت و قوی میان شهرنشینی و مصرف کل انرژی، در بلندمدت است. همچنین آزمون علیت گرانجری در خصوص مسیر ارتباط بین شهرنشینی و مصرف انرژی، یک رابطه یک طرفه از شهرنشینی به مصرف انرژی را مشخص کرده و نشان می‌دهد که شهرنشینی علیت گرانجر مصرف انرژی می‌باشد. همچنین برآورد الگوی تصحیح خطا نشان داد که حدود۶۷ درصد انحرافات (عدم تعادل) متغیر مصرف کل انرژی از مقادیر بلندمدت خود پس از گذشت یک دوره از بین رفته است.

فطرس و معبودی (۱۳۸۹)، در مقاله‌ای تحت عنوان "رابطه علی مصرف انرژی، جمعیت شهرنشین و آلودگی محیط زیست درایران"، رابطه علی بین مصرف انرژی، شهرنشینی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست را در ایران برای دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۵، با استفاده از رویکرد اقتصاد سنجی یامادو-تودا، بررسی کردند. نتایج حاصل از تحقیق آنها نشان می‌دهد که رابطه علی از مصرف انرژی، شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی به نشر دی‌اکسیدکربن وجود دارد. همچنین، رابطه علی از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی و اثر جمعیت شهرنشین به تولید ناخالص داخلی وجود دارد. براساس روابط علی فوق، با استفاده از روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط، ارتباط بین نشر دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی، جمعیت شهرنشین و تولید ناخالص داخلی بررسی شد. نتایج برآورد، نشان داد که فرضیه کوهانی شکل در مورد آلودگی زیست محیطی و تولید ناخالص داخلی در ایران درست است. کشش نشر دی اکسید کربن نسبت به

جمعیت شهرنشین، مثبت و کوچک‌تر از واحد است. همچنین کشش نشر دی‌اکسیدکربن نسبت به مصرف انرژی، مثبت و بزرگتر از واحد می‌باشد.

یاوری و احمد زاده (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "بررسی رابطه مصرف انرژی و ساختار جمعیت"، با در نظر گرفتن نظریه سیکل زندگی مصرف، عامل جمعیت را به صورت اندازه و ساختار سنی جمعیت روی مصرف انرژی درمیان کشورهای آسیای جنوب غربی، با استفاده از داده‌های تابلویی، مورد ارزیابی و کاوش قرار دادند. نتایج حاصل از برآورد مدل آنها، حاکی از این است که متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، اندازه جمعیت و نسبت جامعه شهری (شهرنشینی)، در سطح معنی داری بالایی، دارای اثرگذاری مثبت روی مصرف انرژی هستند. افزون بر این، اثرگذاری متغیر گروه‌های سنی جمعیت روی مصرف انرژی، معنی‌دار می‌باشد.

شرزه‌ای و حقانی (۱۳۸۸)، درمقاله‌ای تحت عنوان "بررسی رابطه علی میان انتشار کربن و درآمد ملی، با تأکید بر نقش مصرف انرژی"، رابطه میان درآمد ملی، مصرف انرژی و انتشار کربن در ایران را برای دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۳، با به کارگیری آزمون‌های مختلف علیت گرانجر و روش تصحیح خطای برداری بررسی کردند. نتایج آزمون علیت گرانجری، وجود رابطه علیت از انتشار آلودگی به درآمد ملی و برعکس در ایران را تأیید نمی‌کند. نتایج حاصل از تجزیه واریانس نیز بیانگر عدم رابطه علیت میان انتشار کربن و درآمد ملی است. همچنین نتایج نشان می‌دهند که رابطه علیت یک طرفه از مصرف انرژی به انتشار کربن وجود دارد؛ پس می توان بیان کرد که افزایش مصرف انرژی ناشی از سوخت‌های فسیلی درایران، انتشار کربن را افزایش داده است.

در این تحقیق، کشورها را به صورت دوگروه با صادرات نفتی و غیر نفتی، تقسیم می‌کنیم که با این کار درک بهتری از تأثیر شهرنشینی بر مصرف انرژی و پایداری محیط زیست با توجه به سطح برخورداری از درآمدها و منابع نفتی که می تواند نحوه تأثیرگذاری را تغیر دهد، به ما می دهد، به طوری که انتظار داریم در کشورهای نفتی، این تأثیر بزرگتر از کشورهای غیر نفتی باشد؛ چون کشورهای با کمبود منابع، الگوی مصرف انرژی بهتری دارند و بیشتر به سمت انرژی های جایگزین سوخت‌های فسیلی می‌روند.

۴. معرفی الگو

می‌توان بک مدل مبنا معرفی کرد که بعداً الگوهای معروف پانل دیتا از آن به عنوان شاخه‌های فرعی به دست می‌آیند. اگر در قالب مدل‌های تک معادله‌ای کارکنیم، فقط یک متغیر وابسته y داریم، و در اینجا چون از ترکیب داده‌های سری‌زمانی و مقطعی استفاده می‌کنیم، آن را با اندیس t و i نشان می‌دهیم (y_{it})؛ که در مدل مرسوم به طور سنتی k تا متغیر مستقل داریم که هر یک را با x_{it} نشان می‌دهیم:

$$y_{it} = \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \cdots + \beta_k x_{kit} + \alpha_1 z_{1i} + \cdots + \alpha_m z_{mi} + \Sigma_{it}$$

برای هر مقطع می‌توان متغیرهایی را در نظر گرفت که خصوصیات خاص آن مقطع را منعکس می‌کند؛ یعنی هر کشور متغیرهایی را دارد که مخصوص به آن کشور است. این متغیرها را اگر با z نشان دهیم، فقط باید اندیس i داشته باشد، زیرا این خصوصیات طی t سال مشاهده سری زمانی، ثابت باقی مانده است و Σ_{it} نیز همان جملات خطای مرسوم است.

$$y_{it} = \vec{x}'_{it}\overrightarrow{\beta} + \vec{z}'_i\vec{\alpha} + \Sigma_{it} \quad (۲)$$

به طور کلی بسته به فروض استاندارد کلاسیک، سه مدل از الگوی مبنا بیرون می‌آید:

۴-۱. مدل تلفیقی[1]

اگر $\vec{z}'_i\vec{\alpha}$ را نه تنها برای کل زمان‌ها، بلکه بین مقاطع یکسان و مشترک باشد، به گونه‌ای که بتوان آن را در مجموع با اسکالر به شکل α نشان داد $(\overrightarrow{z'_i\vec{\alpha}} = \alpha)$ آنگاه داریم:

$$y_{it} = \alpha + \vec{x}'_{it}\overrightarrow{\beta} + \Sigma_{it} \quad (۳)$$

گویی که مقاطع خصوصیات شخصی مختص به خود نداشته باشند.

۴-۲. مدل اثرات ثابت[2]

حال اگر عناصر بردار $\vec{z}'_i$ اولاً، غیرقابل مشاهده، و ثانیاً، همبسته با x_{it} باشند مثل رشد درآمد نفتی یا سرمایه انسانی که قابل مشاهده به وسیله ارقامی هستند و در بطن x_{it} حضور دارند، اما این درآمد نفتی، یک سیستم (نظام) اداری خاص و یا یک فرهنگ خاصی را ایجاد کرده که غیر قابل مشاهده است و در بطن $\vec{z}'_i$ است که با عناصر x_{it} و $\vec{z}'_i$ همبستگی دارند.

در این مدل، چون نقش zها باقیمانده و در قالب یک عرض از مبدأ مشترک یک کاسه نشده است و چون zها طی زمان ثابت هستند، لذا این مدل اثرات ثابت نام دارد.

۴-۳. مدل اثرات تصادفی[3]

حال اگر عناصر داخل $\vec{z}_i$ اولاً، غیر قابل مشاهده، و ثانیاً، با عناصر $\vec{x}_{it}$ ناهمبسته باشند، در این صورت، مدل اثرات تصادفی می‌باشد. حال چگونه مدل را بازنویسی کنیم که با رگرس y روی x، این خودهمبستگی نمایان شده و به تخمین BLUE برسیم.

برای این منظور $E(\vec{z}'_i\vec{\alpha})$ را در نظر می‌گیریم که با یک‌بار اضافه و کم کردن و ساده نمودن آن، به مدل زیر می‌رسیم:

$$y_{it} = \alpha + \vec{x}'_{it}\overrightarrow{\beta} + (\Sigma_{it} + u_i) \quad (۴)$$

---

1. Pooled model
2. Fixed effects model
3. Random effect model

و چون u_i یک کمیت تصادفی است که خصوصیات هر مقطع i را نشان می‌دهد که در طول زمان تغییری نمی‌کند (ثابت است)، لذا این مدل را، مدل اثرات تصادفی می‌نامند.

۵. تحلیل تجربی

در این پژوهش، متغیرهای توضیحی که در این تحقیق به کار گرفته‌ایم شامل متغیر شهرنشینی و همچنین متغیرهای وابسته شامل میزان مصرف انرژی و میزان انتشار دی‌اکسیدکربن می‌باشد. این اطلاعات را از سایت‌های معتبر سازمان شاخص توسعه جهانی و سازمان اطلاعات انرژی جمع‌آوری کرده‌ایم. در این تحقیق، رشد شهرنشینی، اشاره به درصد جمعیت شهرنشین از کل جمعیت دارد. نحوه محاسبه آن از حاصل تقسیم کل جمعیت شهرنشین به کل جمعیت کشور ضرب‌در عدد ۱۰۰، به‌دست می‌آید. در این تحقیق از متغیر رشد شهرنشینی استفاده کرده‌ایم. کشورهای مورد مطالعه شامل کشورهای منتخب نفتی (ایران، عراق، عربستان سعودی، الجزایر، بحرین، آنگولا، امارات، ونزوئلا، یمن و لیبی)، و غیر نفتی (مالزی، ترکیه، تونس، آفریقای جنوبی، پاکستان، چین، هند، لبنان و مراکش)، در فاصله بین سال های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۱ می‌باشد (جدول شماره ۱).

جدول ۱. کشورهای مورد مطالعه

ردیف	کشورهای نفتی	کشورهای غیر نفتی
۱	ایران	چین
۲	عراق	هند
۳	عربستان سعودی	مالزی
۴	لیبی	اندونزی
۵	یمن	ترکیه
۶	امارت متحده عربی	تونس
۷	ونزوئلا	افریقای جنوبی
۸	آنگولا	مراکش

اطلاعات مربوط به کشورهای مورد بررسی در این تحقیق، درباره متغیرها، از سایت سازمان اطلاعات انرژی استخراج شده است.

۵-۱. روش حداقل مربعات معمولی(OLS)[1]

با استفاده از این روش، یافتن روابط بین متغیرهای رشد شهرنشینی، میزان کل مصرف انرژی سرانه و میزان انتشار دی اکسید کربن سرانه را دنبال می‌کنیم.

1. Ordinary Least Square

فروض کلاسیک: اگر آزمون‌های آماری بعد از انجام OLS بر نقض یکی از فروض کلاسیک صحه بگذارند، دیگر مجاز به استفاده از روش ols برای برآورد مقادیر آن مدل نیستیم. در این صورت، می‌باید مدل را تغییر دهیم و یا در روش برآورد به طور سنتی در داده‌های مقطعی[1]، انتظار واریانس ناهمسانی[2] و در داده‌های سری زمانی[3]، انتظار خودهمبستگی[4] را داریم.

آزمون معناداری (اثرات گروهی): با انجام این آزمون، می‌توان تشخیص داد که آیا مدل ما رگرسیون تلفیقی[5] است و یا یک مدل اثرات گروهی است؟ برای بررسی آزمون معنی داری بودن اثرات گروهی، از آماره زیر استفاده می‌شود:

$$F(n-1, nt-n-k) = \frac{(R^2_{LSDV} - R^2_{POOLED})/(n-1)}{(1-R^2_{LSDV})/(nt-n-k)}$$

این آماره، داری توزیع F، می‌باشد که به F لیمر مشهور است. آزمون F لیمر، آزمونی است که ما را قادر می‌سازد تا از بین روش پولینگ دیتا و پانل دیتا، یکی را انتخاب کنیم که فرضیات آن، به صورت زیر است:

H_0: پذیرش استفاده از روش پولینگ دیتا

H_1: پذیرش استفاده از روش پانل دیتا

در رابطه بالا، R^2_{LSDv} مشخص کننده مدل محدود نشده (الگوی متغیرهای دامی[6]) و علامت R^2_{pooled} نشان دهنده مدل تلفیقی یا محدود شده به یک عرض از مبدأ برای کلیه مقاطع است. kتعداد متغیرهای توضیحی (رگرسورهای) موجود در مدل، n تعداد مقاطع، N=nt تعداد کل مشاهدات است و t دوره زمانی مورد نظر می‌باشد.

جدول ۲. آزمون F لیمر برای کشورهای نفتی

	F(9,158) جدول	F(9,158) محاسباتی	Prob
سرانه مصرف انرژی (وابسته)	۱/۹۴	۷۸/۶۲	۰/۰۰۰
سرانه انتشار دی‌اکسید کربن (وابسته)	۱/۹۴	۶/۴۳	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

چون در هر دو حالت، F محاسباتی از F جدول بزرگتر است و prob هم کوچکتر از ۰/۰۵ است، پس فرضیه صفر مبنی بر استفاده از روش پولینگ دیتا، رد می‌شود.

1. Cross-Section Data
2. Heteroscedasticity
3. Time Series Data
4. Autocorrelation
5. Pooled Regression
6. Dummy Variable

جدول ۳. نتایج آزمون F لیمر برای کشورهای غیرنفتی

	F(9,158) جدول	F(9,158) محاسباتی	prob
سرانه‌مصرف انرژی (وابسته)	۱/۹۴	۴۴/۰۶	۰/۰۰۰
سرانه‌انتشار دی‌اکسیدکربن (وابسته)	۱/۹۴	۳۵/۳۰	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای گروه کشورهای غیر نفتی هم فرضیه مقابل مبنی بر استفاده از روش پنل دیتا، پذیرفته می‌شود.

۲-۵. آزمون هاسمن

پس از اینکه به این نتیجه رسیدیم که نباید از داده‌های تلفیقی و یا پولینگ دیتا استفاده کنیم، از دیگر سو، مدل اثرات ثابت و تصادفی به دلیل تفاوت‌هایی که دارند، ناگزیر به انتخاب یکی از این دو هستیم. آزمون هاسمن، این مشکل را رفع خواهد کرد. این آزمون، دارای آماره خی- دو بوده که از فرمول زیر محاسبه می‌شود.

$$H = \hat{q}'[var(\hat{q})]^{-1}\hat{q}$$
$$\hat{q} = \hat{\beta}_{FE} + \hat{\beta}_{RE}, var(\hat{q}) = var(\hat{\beta}_{RE} - var(\hat{\beta}_{FE})$$

که در آن، $\hat{\beta}_{RE}$ و $\hat{\beta}_{FE}$ به ترتیب، بردار ضرایب معادلات اثرات تصادفی و ثابت می باشند و $var(\hat{\beta}_{RE})$ و$var(\hat{\beta}_{FE})$ نیز به ترتیب، ماتریس واریانس-کوواریانس معادله‌های اثرات تصادفی و اثرات ثابت را نشان می‌دهند. فرضیه صفر در آزمون هاسمن، مطرح می‌کند که در تخمین معادلات، می‌باید اثرات تصادفی را در نظر گرفت و فرضیه مقابل بر اثرات ثابت در تخمین الگو، تأکید دارد.

جدول ۴. نتایج آزمون هاسمن برای کشورهای نفتی

	خی- دو جدول	خی- دو محاسباتی	Prob
سرانه مصرف انرژی (وابسته)	۰/۲۱۰۷۲۰	۱۲۴/۵۸	۰/۰۰۰
سرانه انتشار دی‌اکسید کربن (وابسته)	۰/۲۱۰۷۲۰	۰/۱۹۷۱۳۹	۰/۹۰۶۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در حالت EC وابسته، چون خی- دو محاسباتی از جدول بیشتر است، پس فرض صفر مبنی بر مناسب بودن اثرات تصادفی، رد می‌شود و فرضیه مقابل یعنی اثرات ثابت، پذیرفته می‌شود. ولی در حالتی که EM متغیر وابسته باشد، چون خی- دو محاسباتی از خی- دو جدول، کمتر است، پس فرض صفر یعنی اثراث ثابت، پذیرفته می‌شود.

جدول ۵. نتایج آزمون هاسمن برای کشورهای غیرنفتی

	خی-دو جدول	خی-دو محاسباتی	Prob
سرانه مصرف انرژی(وابسته)	۰/۲۱۰۷۲۰	۱۵/۶۸	۰/۰۰۰۴
سرانه انتشار دی‌اکسید کربن (وابسته)	۰/۲۱۰۷۲۰	۶/۲۸	۰/۰۴۳۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در هر دو حالت، فرضیه صفر یعنی مناسب بودن اثرات تصادفی، رد می‌شود و فرضیه مقابل یعنی اثرات ثابت، پذیرفته می‌شود.

۳-۵.آزمون مانایی[1] (ریشه واحد[2]) در داده های پانلی

در روش‌های برآورد متعارف کلاسیک، چنین فرض می‌شود که میانگین و واریانس متغیرها ثابت است و مستقل از زمان، تعریف می‌شوند؛ اما به کارگیری آزمون‌های ریشه واحد، نشان داده است که این مفروضات برای تعداد زیادی از سری‌های زمانی اقتصاد کلان، صادق نیست. بنابراین، آن دسته از متغیرهایی که میانگین و واریانس آنها در طول زمان تغییر می‌کند، با عنوان متغیرهای نامانا یا ریشه واحد یاد می‌شود. به علاوه، انقلاب ریشه واحد همچنین نشان داده است که استفاده از روش‌های برآورد کلاسیک مانند روش حداقل مربعات معمولی جهت تخمین روابط بین متغیرهای دارای ریشه واحد، نتایج گمراه کننده‌ای به دست می‌دهد. از این مشکل، به عنوان رگرسیون جعلی یاد می‌شود.

برای بررسی مانایی در داده‌های پانلی، آزمون‌های مختلفی پیشنهاد شده است که می‌توان به آزمون‌های مشهور ایم، پسران و شین[3]؛ لوین و چو[4]؛ بریتانگ[5]، و فیشر ADF و فیشرPP اشاره کرد. با توجه به اینکه هر یک از آزمون‌های فوق، هنگام ترکیب داده‌ها، دارای مزایا و معایب خاص خود بوده، بنابراین می باید از بین این آزمون‌ها، آزمون مورد نظر، مطابق با نیاز تحقیق مورد نظر، انتخاب شود.

برای آزمون های نامبرده، فرض صفر و مقابل، به صورت زیر است:

H_0: وجود ریشه واحد

H_1: عدم وجود ریشه واحد

1. Stationary Test
2. Unit Root
3. Im, Pesaran & Shin
4. Levin, Lin & Chow
5. Breitung

جدول ۶. نتایج آزمون ریشه واحد برای کشورهای نفتی

متغیر	LLC	IPS	ADF-Fisher	pp-Fisher
نرخ شهرنشینی	۴/۵۷ (۱/۰۰۰۰)	۲/۹۲ (۰/۹۹۸۳)	۵۴/۶۰ (۰/۰۰۰۰)	۲۹۵/۴۳ (۰/۰۰۰۰)
سرانه مصرف انرژی	-۲/۷۰ (۰/۰۰۳۴)	-۲/۱۹ (۰/۰۱۴۱)	۳۶/۱۷ (۰/۰۱۴۷)	۳۱/۲۳ (۰/۰۴۲۲)
سرانه انتشار دی‌اکسید کربن	-۴/۲۵ (۰/۰۰۰۰)	-۳/۷۶ (۰/۰۰۰۱)	۴۷/۷۲ (۰/۰۰۰۵)	۳۸/۱۲ (۰/۰۰۸۵)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه برای متغیرهای سرانه مصرف انرژی و سرانه انتشار دی‌اکسیدکربن، به استناد تمامی آزمون‌ها prob کمتر از (۰/۰۵) بوده، فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد، رد شده و متغیر، مانا است؛ ولی متغیر نرخ شهرنشینی به استناد دو آزمون LLC و IPS، نامانا و دارای ریشه واحد است؛ چون فرض صفر را نمی‌توان رد کرد، ولی به استناد دو آزمون ADF-Fisher و pp-Fisher دارای ریشه واحد نبوده و مانا است. بنابراین، می‌توانیم نتیجه بگیریم که تمام سری ها مانا است و ریشه واحد ندارد.

جدول ۷. آزمون ریشه واحد برای کشورهای غیرنفتی

متغیر	LLC	IPS	ADF-Fisher	pp-Fisher
نرخ شهرنشینی	-۳/۶۳ (۰/۰۰۰۱)	-۱/۷۶ (۰/۰۳۹۲)	۳۱ (۰/۰۴۵۱)	۲۹/۴۵ (۰/۰۴۹۲)
سرانه مصرف انرژی	-۱/۵۷ (۰/۰۴۷۹)	-۱/۸۳ (۰/۰۳۳۱)	۳۰/۳۳ (۰/۰۴۴۶)	۳۱/۰۵ (۰/۰۴۴۵)
سرانه انتشار دی اکسید کربن	-۲/۴۸ (۰/۰۰۶۵)	-۳/۰۷ (۰/۰۰۱۱)	۴۴/۷۳ (۰/۰۰۱۲)	۲۴/۸۶ (۰/۲۰۶۷)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه برای متغیرهای نرخ شهرنشینی و سرانه مصرف انرژی، به استناد تمامی آزمون‌ها prob کمتر از (۰/۰۵) است، پس فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد، رد شده و متغیر مانا است. و برای متغیر سرانه انتشار دی‌اکسیدکربن بجز آزمون PP-Fisher که نشان می‌دهد متغیر داری ریشه واحد و نامانا است، در سه آزمون دیگر، فرض صفر رد می‌شود و متغیر دارای ریشه واحد نبوده و مانا است. پس همانند کشورهای نفتی، می‌توانیم نتیجه بگیرم که سری زمانی مانا است و ریشه واحد ندارد.

۴-۵. برآورد مدل

جدول ۸. نتایج برآورد مدل برای کشورهای نفتی

	U	EC	EM	C	R^2	DW
سرانه مصرف انرژی (وابسته)	(۰/۰۰۰۰) ۱/۶۵		(۰/۰۰۰۰) ۰/۲۵	(۰/۰۰۰۰) ۲/۸۳	۰/۹۹	۱/۶۹
سرانه انتشار دی اکسیدکربن (وابسته)	(۰/۰۰۷۹) ۰/۲۷	(۰/۰۰۰) ۰/۷۶		(۰/۰۰۰۰) ۲/۸۶	۰/۸۸	۱/۶۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بنابر نتایج برآورد، برای کشورهای نفتی چون prob ضرایب EC، U و EM کمتر از ۰/۰۵ است، پس کلیه ضرایب معنی دار هستند. ضریب بالای R^2 نشان می‌دهد که مدل از قدرت توضیح دهی بالایی برخوردار است. و چون ضریب آزمون دوربین- واتسون بالای ۱/۵ است، پس می‌توان نتیجه گرفت که بین جملات خطا، خودهمبستگی وجود ندارد. رابطه مثبت بین شهرنشینی و مصرف انرژی، نظریه تحول محیط زیست به شهر را تأکید می‌کند و رابطه مثبت بین شهرنشینی و انتشار نظریه نوسازی اکولوژیکی (بوم‌شناسی) را تأکید می‌کند.

جدول ۹. برآورد مدل کشورهای غیر نفتی

	U	EC	EM	C	R^2	DW
سرانه مصرف انرژی (وابسته)	(۰/۰۰۰۰) ۰/۶۷		(۰/۰۰۰۰) ۰/۶۶	(۰/۰۲۵۱) ۰/۲۷	۰/۹۹	۱/۷۰
سرانه انتشار دی- اکسید کربن (وابسته)	(۰/۰۰۳۲) ۰/۱۲	(۰/۰۰۰) ۰/۹۵		(۰/۰۰۰۰) ۲/۹۱	۰/۹۹	۱/۷۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بنابر نتایج برآورد، برای کشورهای غیرنفتی چون prob ضرایب EC، U و EM کمتر از ۰/۰۵ است، پس کلیه ضرایب معنی دار هستند. ضریب بالای R^2 نشان می‌دهد که مدل، از قدرت توضیح دهی بالایی برخوردار است. و چون ضریب آزمون دوربین- واتسون بالای ۱/۵ است، پس می‌توان نتیجه گرفت که بین جملات خطا، خودهمبستگی وجود ندارد.

برای کشورهای غیر نفتی، کلیه ضرایب به‌دست آمده، مثبت و معنی دار و در مقایسه با کشورهای نفتی، ضرایب کوچک‌تر هستند. رابطه مثبت بین شهرنشینی و مصرف انرژی، مؤید نظریه تحول محیط زیست به شهر، و رابطه مثبت بین شهرنشینی و انتشار مؤید نظریه نوسازی اکولوژیکی (بوم‌شناسی) را تأکید می‌کند.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این تحقیق، اثر رشد شهرنشینی بر میزان مصرف انرژی و میزان انتشار دی‌اکسیدکربن برای دو گروه از کشورها منتخب نفتی و غیر نفتی،رمورد کاوش و بررسی قرار گرفت.

در کشورهای نفتی، تفسیر رابطه شهرنشینی و انتشار، بدین صورت است که در این گروه از کشورها، کارآیی انرژی، فناوری نوین در صرفه‌جویی انرژی و آگاهی از حمایت‌های زیست-محیطی، هنوز در سطح متوسط و یا حتی پایین بوده، به همین دلیل، با رخ دادن شهر نشینی بیشتر، انتظار افزایش در انتشار آلاینده‌ها را خواهیم داشت.

در کشورهای نفتی، تفسیر رابطه شهرنشینی و مصرف انرژی را می‌توان به فرهنگ مصرفی ارزان و در دسترس بودن انرژی (به دلیل پایین بودن مالیات استفاده از انرژی در این گروه از کشورها)، پایین بودن کارآیی انرژی در بخش شهری مانند عایق ساختمان با کیفیت پایین، وجود خودروهای فرسوده در بخش حمل و نقل و ... نسبت داد.

وقتی متغیر سرانه انتشار دی‌اکسیدکربن، متغیر وابسته است، ضریب نرخ شهرنشینی نسبت به انتشار در کشورهای غیرنفتی برابر با (۰/۱۲) می‌باشد. تفسیر این نتیجه، احتمالاً به این موضوع برمی‌گردد که در این گروه از کشورها در مقایسه با کشورهای توسعه یافته، به دلیل پایین بودن سطح درآمد و اقدامات جدید در صنعتی سازی و مدرن سازی اقتصادی و دیگر دلایل، این ضریب با علامت مثبت ظاهر شده است.

وقتی متغیر سرانه مصرف انرژی، متغیر وابسته است، ضریب نرخ شهرنشینی نسبت به مصرف انرژی در کشورهای غیرنفتی (۰/۶۷) به دست آمده است که این نتیجه را می‌توان به پایین بودن آگاهی و دانش جمعیت در مورد الگوهای مصرفی و همچنین پایین بودن سطح تکنولوژی این دسته از کشورها در مقایسه با کشورهای با درآمد بالا، نسبت داد.

با توجه به نتیجه برآورد که در جدول بالا ارائه شده است، اثر رشد شهرنشینی بر میزان مصرف انرژی در بین دو گروه مورد مطالعه از نظر مقداری متفاوت بوده، که این ضریب برای کشورهای نفتی ۱/۶۵ و برای کشورهای غیر نفتی ۰/۶۷ به دست آمده است. مقدار بالای این ضرایب را می‌توان به پایین بودن آگاهی و دانش جمعیت در مورد الگوهای مصرفی و همچنین پایین بودن سطح تکنولوژی این دسته از کشورها در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته، نسبت داد.

این روابط مثبت، در مطالعات انجام گرفته توسط جونز[1] (۱۹۹۱) پاریخ و شوکلا[2] (۱۹۹۵) و یورک[3] (۲۰۰۷) تأیید شده است. یافته‌های این محققان، نظریه مبنی بر تحول محیط زیست به شهر را تأیید می‌کند. به عبارت دیگر، میزان بالای ضرایب را می‌توان این گونه تفسیر کرد که مصرف این کشورها از سوخت‌های نامناسب به سوخت‌های مدرن، در حال تعدیل است.

1. Jones
2. Parikh & Shukla
3. York

همچنین اثر رشد شهرنشینی بر میزان انتشار بین دو گروه مورد مطالعه از نظر میزان اثرگذاری (کشورهای نفتی۰/۲۷ و غیر نفتی ۰/۱۲) متفاوت است؛ تفسیر این نتایج، آن است که در این دو گروه از کشورها، کارآیی انرژی، فناوری نوین در صرفه جویی انرژی و آگاهی از حمایت‌های زیست محیطی، هنوز در سطح متوسط و یا حتی پایین بوده است؛ و به همین دلیل، با رخ دادن شهرنشینی بیشتر، انتظار افزایش در انتشار آلاینده‌ها را باید داشت.

این نتیجه، با یافته‌های افرادی چون مارتینز زارزسو و همکاران[1] (۲۰۰۷) و شی[2] (۲۰۰۳) که یک رابطه معکوسی بین رشد شهرنشینی و نرخ قطع درختان جنگلی یافتند، سازگار می‌باشد. یافته‌های این محققان، نظریه مبنی بر نوسازی اکولوژیکی (بوم شناسی)، را تأیید می‌کند. به عبارت دیگر، با حرکت کشورها به سمت صنعتی سازی و یا نوسازی بیشتر، مشکلات زیست محیطی ناشی از فرایند شهرنشینی، افزایش می‌یابد؛ که این، به عواملی نظیر اختلاف در سطح تکنولوژی و تغییر ساختار در مصرف انرژی در آن کشورها بر می‌گردد. در نهایت، با مدرن سازی بیشتر، مشکلات زیست محیطی ناشی از فرایند شهرنشینی کاهش خواهد یافت.

حال به فرضیه تحقیق مبنی بر *توسعه شهرنشینی، تأثیر مثبت و معنی داری بر انتشار دی‌اکسیدکربن دارد و توسعه شهرنشینی، تأثیر مثبت و معنی داری بر مصرف انرژی دارد*، به صورت زیر پاسخ داده می شود:

رابطه بین شهرنشینی و مصرف انرژی، مثبت و معنی دار است و رابطه بین شهرنشینی و انتشار دی‌اکسیدکربن، مثبت و معنی دار است.

همان‌طور که در بالا گفته شد، رابطه بین دو متغیر شهرنشینی و مصرف انرژی برای هر دو گروه کشورهای نفتی و غیر نفتی، مثبت و معنی دار است و برای کشورهای غیرنفتی، کوچکتر است.

بنا بر نتایج برآورد برای هر دو گروه کشورهای نفتی و غیر نفتی، رابطه بین دو متغیر شهرنشینی و انتشار، مثبت و معنی دار است و برای کشورهای غیر نفتی، کوچکتر است.پیشنهادات به شرح زیر است:

الف) با توجه به تأثیر مثبت و معنی‌دار متغیر شهرنشینی بر انتشار آلاینده‌ها و به منظور کاهش آثار زیست‌محیطی این آلاینده‌ها، توجه به آمایش سرزمین باید سرلوحه سیاست‌های توسعه منطقه‌ای قرار گیرد.

ب) با توجه به تأثیر مثبت و معنی‌دار متغیر شهرنشینی بر مصرف انرژی و نیز توجه به تجربه کشورهای موفق در این زمینه، توسعه حمل و نقل شهری با تأکید بر مترو و قطار شهری و ...، توصیه می‌شود.

---

1. Martinez-Zarzoso *et al.*
2. Shi

ج) با توجه به آثار منفی توسعه شهرنشینی بر محیط زیست، توجه به توسعه متوازن منطقه‌ای و جلوگیری از مهاجرت به کلان‌شهرها و تشدید مسائل زیست‌محیطی آنها، باید مورد توجه سیاستگذاران و برنامه‌ریزان قرار گیرد.

د) توجه به استفاده از خودروهای کم‌مصرف و با استانداردهای زیست‌محیطی بالاتر بویژه در کلان‌شهرها با تکیه بر سیاست‌های تشویقی و تنبیهی، باید مورد توجه مدیران شهری قرار گیرد.

منابع

- برنامه توسعه ملل متحد. (۱۳۹۰). مبارزه با تغییرات آب و هوایی (گزارش توسعه انسانی۲۰۰۸). ترجمه فطرس و براتی، همدان: انتشارات دانشگاه بوعلی سینا.
- سلاطین، پروانه و محمدی، سمانه. (۱۳۹۵). تأثیر شهرنشینی بر مصرف انرژی در گروه کشورهای منتخب. *فصلنامه مطالعات مدیریت شهری*، شماره ۲۶: ۸۰-۷۱.
- شرزه ای، غلامعلی و حقانی، مجید. (۱۳۸۸). بررسی رابطه علی میان انتشار کربن و درآمد ملی، با تأکید بر نقش مصرف انرژی. *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۷: ۹۰-۷۵ .
- صادقی، حسین و سعادت، رحمان. (۱۳۸۳). رشد جمعیت، رشد اقتصادی و اثرات زیست محیطی در ایران (یک تحلیل علی). *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۴: ۱۶۶-۱۶۵.
- عیسی زاده، سعید و مهرانفر، جهانبخش. (۱۳۸۹). تأثیر مهاجرت داخلی بر الگوی مصرف انرژی در اقتصاد ایران. *راهبرد یاس*، شماره ۲۲: ۲۳۷-۲۱۸.
- فطرس، محمد حسن و قربان سرشت، مرتضی. (۱۳۹۱). اثر رشد شهرنشینی بر مصرف انرژی و انتشار دی اکسیدکربن: مقایسه سه نظریه. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۳۵: ۱۶۸.
- فطرس، محمدحسن و معبودی، رضا. (۱۳۸۹). رابطه علی مصرف انرژی، جمعیت شهرنشین و آلودگی محیط زیست در ایران: ۱۳۸۵-۱۳۵۰. *مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۲۷: ۱-۱۷.
- فطرس، محمدحسن؛ فردوسی، مهدی و مهرپیما، حسین. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر شدت انرژی و گسترش شهرنشینی بر تخریب محیط زیست در ایران (تحلیل هم‌جمعی). *محیط‌شناسی*، شماره ۶۰: ۲۲-۱۳.
- منصوریان،حسین. (۱۳۹۵). پویش جمعیتی و الگوهای پوشش زمین در منطقه کلان شهری تهران. *فصلنامه پژوهش‌های جغرافیای شهری*، ۴(۴): ۶۳۳- ۶۱۳.
- یاوری، کاظم و احمدزاده، خالد. (۱۳۸۹). بررسی رابطه مصرف انرژی و ساختارجمعی (مطالعه موردی: کشورهای آسیای جنوب غربی). *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۲۵: ۶۲-۳۳.

- Alam, S., Fatima, A., & Butt, M. S. (2007). Sustainable development in Pakistan in the context of energy consumption demand and environmental degradation. *Journal of Asian Economics*, *18*(5), 825-837.
- Bai, X., & Imura, H. (2000). A comparative study of urban environment in East Asia: stage model of urban environmental evolution. *International Review for Environmental Strategies*, *1*(1), 135-158.

- Barnes, D. F., Krutilla, K., & Hyde, W. F. (2005). *The urban household energy transition: social and environmental impacts in the developing world*. Routledge.
- Breheny, M. (2001). Densities and sustainable cities: the UK experience. *Cities for the new millennium*, 39-51.
- Burgess, R. (2000) The compact city debate: a global perspective. In: Jenks, M. Burgess, R. (Eds.), Compact Cities: Sustainable Urban Forms for Developing Countries. New York: Spon Press, 9-24.
- Burton, E. (2000). The compact city: just or just compact? A preliminary analysis. *Urban Studies*, *37*(11), 1969-2006.
- Capello, R., & Camagni, R. (2000). Beyond optimal city size: an evaluation of alternative urban growth patterns. *Urban Studies*, *37*(9), 1479-1496.
- Cole, M. A., & Neumayer, E. (2004). Examining the impact of demographic factors on air pollution. *Population and Environment*, *26*(1), 5-21.
- Crenshaw, E. M., & Jenkins, J. C. (1996). Social structure and global climate change: Sociological propositions concerning the greenhouse effect. *Sociological Focus*, *29*(4), 341-358.
- Dietz, T., & Rosa, E. A. (1997). Effects of population and affluence on CO2 emissions. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *94*(1), 175-179.
- Ehrlich, P. R., Ehrlich, P. R., & Ehrlich, A. H. (2004). *One with Nineveh: Politics, consumption, and the human future*. Island Press.
- Fan, Y., Liu, L. C., Wu, G., & Wei, Y. M. (2006). Analyzing impact factors of CO2 emissions using the STIRPAT model. *Environmental Impact Assessment Review*, 26(4), 377-395.
- Foster, J. B. (1999). Marx's theory of metabolic rift: Classical foundations for environmental sociology. *American Journal of Sociology*, 105(2), 366-405.
- Fotros, M. H. & Ghorban Sarsht, M. (2012). The effect of urbanization growth on energy consumption and CO_2 emission: Comparison of three theories. *Quarterly Energy Economics Review*, 35, 168 (In Persian).
- Fotros, M. H. & Maaboudi, R. (2010). The causal relationship of energy consumption, urban population and environmental pollution in Iran. *Quarterly Energy Economics Review*, 27, 1-17 (In Persian).
- Fotros, M. H., Ferdousi, M., & Mehrpeyma, H. (2011). An examination of energy intensity and urbanization effect on environmental degradation in Iran (A Cointegration Analysis). *Journal of Environmental Studies*, 60, 13-22 (In Persian).
- Gouldson, A., & Murphy, J. (1997). Ecological modernisation: economic restructuring and the environment. *The Political Quarterly,* 68 (5), 74-86.
- International Energy Agency (IEA). (2009). CO_2 Emissions from Fuel Combustion 2009 CD-ROM. IEA, Paris.
- Isazadeh, S., & Mehranfar, J. (2010). The effect of internal migration on the energy consumption pattern in Iran's economic. *Journal of Yass Strategy*, 22, 228-232 (In Persian).
- Jenks, M., Burton, E., & Williams, K. (1996). Compact cities and sustainability: an introduction. *The Compact City: A Sustainable Urban Form*, 11-12.
- Jones, D. W. (1991). How urbanization affects energy-use in developing countries. *Energy Policy*, *19*(7), 621-630.
- Liu, Y. (2009). Exploring the relationship between urbanization and energy consumption in China using ARDL (autoregressive distributed lag) and FDM (factor decomposition model). *Energy*, *34*(11), 1846-1854.
- Martínez-Zarzoso, I. (2007). The impact of urbanization on co_2 emissions: evidence from developing countries. CCMP (Climate Change Modeling and Policy).
- Martínez-Zarzoso, I., Bengochea-Morancho, A., & Morales-Lage, R. (2007). The impact of population on CO2 emissions: Evidence from European countries. *Environmental & Resource Economics*, 38, 497-512.

- McGranahan G., Jacobi, P., Songsore J., Surjadi, C., & Kjellen, M. (2001). *The citizens at risk: from urban sanitation to sustainable cities*. Routledge.
- McGranahan, G., & Songsore, J. (1994). Wealth, health, and the urban household: weighing environmental burdens in Jakarta. *Environment: Science and Policy for Sustainable Development*, *36*(6), 4-45.
- Mol, A. P., & Spaargaren, G. (2000). Ecological modernisation theory in debate: a review. *Environmental Politics*, *9*(1), 17-49.
- Newman, P. G., & Kenworthy, J. R. (1989). *Cities and automobile dependence: An international sourcebook*. Gower Technical, Aldershot.
- Parikh, J., & Shukla, V. (1995). Urbanization, energy use and greenhouse effects in economic development: Results from a cross-national study of developing countries. *Global Environmental Change*, *5*(2), 87-103.
- Poumanyvong, P., & Kaneko, S. (2010). Does urbanization lead to less energy use and lower CO2 emissions? A cross-country analysis. *Ecological Economics*, *70*(2), 434-444.
- Rudlin, D., & Falk, N.f (Eds.). (1999). *Building the 21st century home: the sustainable urban* neighbourhood. Butterworth-Heinemann.
- Sadeghi, H. & Saeadat, R. (2004). Population growth, economic growth and environmental impact in Iran (A causal analysis). *Journal of Economic Research*, 64, 165-166 (In Persian).
- Sajjad, S. H., Blond, N., Clappier, A., Raza, A., Shirazi, S. A., & Shakrullah, K. (2010). The preliminary study of urbanization, fossil fuels consumptions and CO 2 emission in Karachi. *African Journal of Biotechnology*, *9*(13), 1941-1948.
- Salatin, P. & Mohammadi, S. (2016). The effect of urbanism on energy consumption in selected countries. *Quarterly Urban Management Studies*, 26, 71-80 (In Persian).
- Sharzehei, G., & Haghani, M. (2009). Causality between CO_2 gas emission and national income with emphasis on energy consumption in Iran. *Journal of Economic Research*, 87, 75-90 (In Persian).
- Shi, A. (2003). The impact of population pressure on global carbon dioxide emissions, 1975–1996: evidence from pooled cross-country data. *Ecological Economics*, *44*(1), 29-42.
- Shim, J. H. (2006). *The reform of energy subsidies for the enhancement of marine sustainability: An empirical analysis of energy subsidies worldwide and an in-depth case study of South Korea's energy subsidy policies* (Doctoral dissertation, University of Delaware).
- United Nations Development Program. (2011). *Fighting climate change (Human Development Report 2008)*. Translate by Fotros and Barati. Hamedan: Bu-Ali Sina University Press (In Persian).
- Yavari, K. & Ahmadzadeh, K. (2010). Relationship survey energy consumption and collective structure. *Quarterly Energy Economics Review*, 25, 33-62 (In Persian).
- York, R. (2007). Demographic trends and energy consumption in European Union Nations, 1960–2025. *Social Science Research*, *36*(3), 855-872.
- York, R., Rosa, E. A., & Dietz, T. (2003). A rift in modernity? Assessing the anthropogenic sources of global climate change with the STIRPAT model. *International Journal of Sociology and Social Policy*, 23(10), 31-51.

دوفصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)
سال هفتم، شمارهٔ اول، بهار و تابستان ۱۳۹۸ (پیاپی ۱۹)

مقالهٔ پژوهشی

اثر نفوذ رانتی در تعمیق تأثیر ناکارآیی نهادی بر پدیده نفرین منابع؛ رهیافت SFA[1*]

حمید ناظمان[2]، تیمور محمدی[3] و علیرضا رعنائی[4]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۲۹
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۲/۲۳

چکیده

در این مقاله، به دنبال بررسی ارتباط نهادها با پدیده نفرین منابع در کشورهای منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا با محوریت نقش نفوذ رانتی در تعمیق اثر ناکارآیی نهادی بر نفرین منابع بوده‌ایم. برای تبیین و بررسی پدیده نفرین منابع، رویکردهای متفاوتی وجود دارد، به‌گونه‌ای که ادبیات تحقیق در مورد این موضوع، بسیار گسترده و وسیع است. در این میان، رویکرد تحلیل نهادی از مزیت جامع بودن و ایجاد امکان قیاس تطبیقی میان نمونه‌های مورد مطالعه برخوردار است، و به همین سبب در این مقاله، از این رویکرد بهره برده‌ایم. روش‌شناسی کمّی پژوهش مبتنی بر رهیافت تحلیل مرزی تصادفی (SFA) است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که علاوه بر نقش نهادها در ظهور نفرین منابع در این کشورها، درصد زیادی از ناکارآیی نیز به واسطه تداوم

---

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/EDP.2019.20376.1153

* این مقاله، از پایان نامه کارشناسی ارشد، استخراج شده است.

۲. دانشیار گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی (ره)؛ dr_nazeman@yahoo.com
۳. دانشیار گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی (ره)؛ atmahmadi@gmail.com
۴. کارشناس ارشد اقتصاد انرژی، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی (ره) (نویسنده مسئول)؛ a.raanaei@gmail.com

ضعف نهادی ناشی از نفوذ رانتی بوده است، لـذا ایـن کشـورها بـرای افـزایش کارآیی و رهایی از نفرین منابع، نیازمند اصلاحات نهادی می‌باشند.

واژگان کلیدی: پدیده نفرین منابع، ناکارآیی نهادی، رهیافت تحلیـل مـرزی تصادفی، نفوذ رانتی
طبقه‌بندی JEL: Q43, Q0, O13, P48, C10

۱. مقدمه

انتظار معمول بر این است که وفور منابع طبیعی موجب تسریع و تسهیل پیمودن مسیر توسـعه و پیشرفت اقتصادی می‌شود. اما اکثر کشـورهایی کـه دارای درآمـدهای عظـیم منـابع طبیعـی هستند، نه تنها نتوانسته‌اند از این درآمدها در راستای توسعه و بهبود وضـعیت اقتصـادی بهـره ببرند، بلکه این درآمدها مانعی برای توسـعه و رشـد اقتصـادی آنـان نیـز بـوده اسـت (کیـنن[1]، ۲۰۱۴). این واقعیت متناقض که به تعبیر کارل[2] (۱۹۹۷) تناقض فراوانـی[3] نـام دارد، در ادبیـات اقتصادی با نام نفرین منابع[4] شناخته می‌شود.

پژوهش‌های بسیار زیادی در مورد تبیین چرایی ظهور نفرین منابع انجام شده است. با ایـن وجود، پژوهش‌های اخیر به سمت چارچوب تحلیل نهادی همگرا شده‌انـد (بـدیپ و همکـاران[5]، ۲۰۱۷). مطابق با این چارچوب تحلیلی، از آنجایی که تمام فعالیت‌های اقتصادی در شـبکه‌ای از نهادهای اجتماعی، رسوم، باورها و نگرش‌ها حک شده‌است، منابع طبیعی نیز اهمیـت اقتصـادی خود را از روابط اجتماعی و سیاسی برخوردار از بهره‌برداری‌شان بـه‌دسـت مـی‌آورنـد. بنـابراین، سرنوشت کشورهای صادرکننده منابع طبیعی باید باتوجه به بسـتر نهـادی ایـن کشـورها درک شود (کارل، ۱۹۹۷). به عبارت دیگر، کارآیی درآمدهای منابع طبیعـی بـرای هرکشـور در یـک نسبت عمیق با کیفیت نهادها مشخص می‌شود. درنتیجه، کیفیت نهادهای حاکم بر یک کشـور، نفرین یا موهبت بودن درآمدهای منابع طبیعی را تعیین می‌کند.

اگرچه به لحاظ چارچوب نظری و مباحث کیفی و تحلیلـی، پـژوهش‌هـای پیرامـون نفـرین منابع به سمت چارچوب تحلیل نهادی درحال همگرا شدن هستند، امـا اسـتیجنس[6] (۲۰۰۶) و برمبور[7] (۲۰۰۸) معتقد هستند تفاسیر متفاوت و بعضاً متناقض از نتایج تخمین به دست آمـده در الگوهای سنجی مربوط به نفرین منابع، مانع از یک اتفاق نظر گسترده در این زمینه شده است.

---

1. Keenan
2. Karl
3. Paradox of plenty
4. Resource Curse
5. Badeeb *et al.*
6. Stijns
7. Brambor

مناقشه اصلی بر سر این است که در چارچوب منطق کمّی اقتصادسنجی، چگونه می‌توان وجود یا عدم وجود نفرین منابع را تشخیص داد؟ اعتنای صرف به تخمین یک ضریب ممکن است، بنا به شرایط نهادی مختلفی که در تحقیق از آن غفلت شده است، مسیر پژوهش را منحرف کند، و همین انحراف موجب اختلاف‌نظر وسیعی در ادبیات کمّی مربوط به نفرین منابع شده است. علاوه‌بر نارسایی‌های روش‌شناختی فوق، ادبیات تحقیق در این حوزه اکثراً به ارتباط میان نهادها با نفرین منابع بسنده کرده و کمتر به این موضوع پرداخته‌اند که اثر این ارتباط دو طرفه در اقتصاد کشورها به چه شکلی ظهور می‌کند؟ مطابق با نتایج پژوهش‌های اخیر[۱] پیرامون علل نهادی نفرین منابع، از روش تحلیل مرزی تصادفی- برای رهایی از پراکندگی و تناقض‌های موجود در رویکردهای کمّی به نفرین منابع- استفاده کرده‌ایم. برخلاف مدل‌های مرسومی که برای تحلیل نهادها استفاده می‌شود و صرفاً بر اساس تخمین ضریب یک یا چند متغیر در مورد نهادها قضاوت می‌شود، در تحلیل مرزی تصادفی، می‌توان شبکه گسترده‌ای از نهادها را تحلیل کرد. علاوه‌بر اینکه در رهیافت تحلیل مرزی تصادفی می‌توان نقش نهادها را در ناکارآیی کشورها سنجید، می‌توان اثر و ارتباطی که وفور منابع طبیعی و ضعف نهادی در تشدید این ناکارآیی دارند را نیز اندازه گرفت.

کشورهای مورد بررسی در این پژوهش، منتخبی از کشورهای منطقه منا[۲] متشکل از ایران، مصر، بحرین، عراق، تونس، موریتانی و عربستان سعودی هستند. در سی سال گذشته کشورهای زیادی از جمله کشورهای اروپای شرقی، آمریکای لاتین و آسیایی، پیشرفت‌های اقتصادی قابل توجهی را به دست آورده‌اند، اما کشورهای موسوم به منا، رشد اقتصادی و پیشرفت نداشته‌اند. کشورهای منا طبق آمار ۲۰۱۲ دارای جمعیتی ۴۲۰ میلیون نفری هستند که سرزمین‌شان، دارای اهمیت استراتژیک و ژئوپولیتیکی است. علاوه‌بر استراتژیک بودن این منطقه که پژوهش‌های زیادی در مورد آن صورت گرفته است، انتخاب این منطقه برای پژوهش، دلایل دیگری نیز دارد، از جمله: حضور و موقعیت ایران در این منطقه، شباهت‌های نهادی و ناکارآمدی اقتصادی این کشورها و از همه مهمتر، درآمدهای منابع طبیعی این کشورها که بسیار مستعد رفتارهای رانتی و دولت‌های استثماری هستند (مک‌ادم و کریستوپولوس[۳]، ۲۰۱۵، و نبلی[۴]، ۲۰۰۷). یکی از مشخصه‌های کشورهای منا در دسترس نبودن آمارهای مختلف اقتصادی و نهادی آنها است. با در نظر گرفتن این محدودیت و همچنین تعداد متغیرهای مدل، برای به‌کارگیری کشورهای بیشتری از منطقه منا، ناچار باید متغیرهایی که داده‌های آن مفقود بود را حذف می‌کردیم. راه‌حل دیگر به‌کارگیری کشورهای منتخبی بود که داده‌های آماری برای آنها وجود داشت، و با توجه به الگوی به کار گرفته شده در پژوهش

---

۱. برای مثال بنگرید به: کریستوپولوس و مک‌ادم (۲۰۱۵)، همچنین ما، شی و چو (۲۰۱۶).

2. Midlle East and North Africa

3. McAdam & Christopoulos

4. Nabli

حاضر، راهکار دوم را برگزیدیم. در بخش دوم این مقاله، به بررسی مبانی نظری و پیشینه تحقیق می‌پردازیم. در بخش سوم مدل و روش تحقیق، بررسی می‌شود و در نهایت در بخش چهارم، نتایج تخمین و در بخش پنجم، نتیجه‌گیری انجام می‌شود.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

مطالعات گسترده‌ای پیرامون چرایی ظهور نفرین منابع صورت گرفته است. یک گروه از این مطالعات، مربوط به نظریه بیماری هلندی است. مطابق با این نظریه، متغیرهای کلان اقتصادی- مزیت نسبی، صادرات و بهره‌وری کل عوامل تولید، نرخ ارز مؤثر، کالاهای قابل صادرات و غیرقابل صادرات- در ظهور نفرین منابع نقش دارند. مقاله ساکس و وارنر[1] (۱۹۹۷) تحلیل نفرین منابع را براساس بیماری هلندی انجام داده و مدعی شده‌اند که وفور منابع طبیعی فی‌نفسه منجر به ظهور نفرین منابع می‌شود. آنها نشان دادند که میان وفور منابع طبیعی و رشد اقتصادی، یک رابطه عکس معنی‌دار و مستحکم به لحاظ آماری وجود دارد. هرچند ساکس و وارنر، مسائلی همچون نهادها، فساد و رانت‌جویی را نیز مدنظر داشتند؛ اما تأثیر این موارد را غیرمستقیم می‌دانستند و اثر اصلی را در وجود وفور منابع طبیعی می‌دیدند.

دسته دیگری از مطالعات انجام شده شامل نظریه‌هایی است که بر بحث رانت‌جویی تأکید می‌کنند. البته مفهوم رانت‌جویی در رویکرد تحلیل نهادی نیز موضوعیت دارد، اما در این گروه، به ارتباط رانت‌جویی با نهادها اشاره نمی‌شود، لذا این طیف خود گروهی جدا از مجموع نظریاتی هستند که نفرین منابع را براساس نهادها تحلیل می کنند (بالاند و فرانکوئیس[2]، ۲۰۰۰؛ تورویک[3]، ۲۰۰۱).

مؤمنی و صمدیان (۱۳۹۲) نیز نشان داده‌اند که چارچوب نهادی حاکم در یک کشور و تعامل بین چارچوب نهادی و رانت حاصل از منابع نفتی است که نفرین یا موهبت بودن درآمدهای نفتی را مشخص می‌کنند. از طرف دیگر، رانت‌های موجود در منابع طبیعی بر توزیع درآمد نیز اثر می‌گذارند (رحمانی و گلستانی، ۱۳۸۸).

طیف دیگری از نظریه‌ها که تمرکز اصلی این پژوهش بر این دسته خواهد بود، گروهی هستند که نفرین منابع را براساس کیفیت و نقش نهادهای یک کشور بررسی می‌کنند (برای مثال بنگرید به: مهلوم و همکاران[4]، ۲۰۰۶؛ کوتینر[5]، ۲۰۰۹) شاید خلاصه‌ترین تحلیل نسبت به این گروه را کاستا و سانتوس[6] (۲۰۱۳) ارائه کرده باشند که: «*نفرین منابع یک پدیده نهادی و اقتصادی است*».

---

1. Sachs & Warner
2. Baland & Francois
3. Torvik
4. Mehlum *et al.*
5. Couttenier
6. Costa & Santos

گروه دیگری نیز وجود دارند که براساس مدل‌های حمایت، نفرین منابع را تبیین می‌کنند. در این گروه، محوریت تحلیل با حضور و قدرت سیاست‌مدارانی است که می‌توانند براساس اختیار خود، رانت‌ها و فرصت‌ها را میان فرصت‌طلبان رانت‌جو و یا کارآفرینان تولیدکننده تقسیم کنند. البته این تحلیل نیز می‌تواند ذیل رویکرد تحلیل نهادی قرار گیرد، چرا که خود تحلیل جزئی از بحث کیفیت نهادی است. اما مقالاتی وجود دارد که تمرکز خود را صرفاً بر مدل‌های حمایت سیاست‌مداران گذاشته‌اند (اندرسن و اسلاکسن[1]، ۲۰۱۰؛ اولسون و هیبز[2]، ۲۰۰۳؛ کاسلی و کانینگهامی[3]، ۲۰۰۹؛ راس[4]۱۹۹۹، ۲۰۰۱). این گروه، خود ذیل یک نگاه وسیع‌تر مربوط به اقتصاد سیاسی قرار می‌گیرند که ظهور پدیده نفرین منابع را براساس پیامدهای سیاسی تحلیل می‌کنند. همچنین معیدفر و همکاران (۱۳۹۰) اثرات منفی درآمدهای منابع طبیعی بر ثبات سیاسی، کنترل فساد سیاسی، حاکمیت قانون و دموکراسی را نشان داده‌اند.

دسته دیگری از نظریات هستند که بر ضعف نسبی سرمایه انسانی در مقایسه با سرمایه فیزیکی در کشورهای دارای منابع طبیعی تأکید، و نقش سرمایه انسانی را در ظهور این پدیده بررسی می‌کنند (برای مثال بنگرید به: گیلفاسون[5]، ۲۰۰۱؛ بوز[6]، ۲۰۱۱؛ استیجنس،۲۰۰۶؛ براوو ارتگا و گرگوریو[7]، ۲۰۰۷؛ شائو و یانگ،[8] ۲۰۱۴) که البته این طیف نیز در رویکرد تحلیل نهادی قرار می‌گیرد. همچنین نادری و زبیری (۱۳۹۶) نیز نشان داده‌اند که مقدم بر ارتقای سرمایه انسانی، باید وابستگی به درآمدهای نفتی کاهش یابد.

در سال‌های اخیر، توجه به نهاد و نقش آن در توسعه کشورها افزایش یافته است. از میان تحلیل‌های موجود، آن دسته از تحقیقاتی که به بررسی نفرین منابع مبتنی بر نهادهای کشورها می‌پردازند، دارای عمق و جامعیت بیشتری است (رابینسون و همکاران، ۲۰۰۶؛ تورس و همکاران[9]، ۲۰۱۳؛ فرانکل[10]، ۲۰۱۲؛ برانشوایلر[11]، ۲۰۰۸). زیرا به‌جای صرف تحلیل‌های سطحی و ناشی از پیامدهای عینی این پدیده، به ریشه‌های و علل ظهور آن نیز توجه دارد. عللی که با شناسایی و رفع آن از طریق پروسه تغییرات نهادی در یک مقیاس وسیع نه تنها مشکل پدیده منابع را رفع می‌کند، بلکه تحقق جامعه‌ای با نهادهای فراگیر[12] را ممکن خواهد کرد. نهادهایی که کشور را نه تنها در عرصه اقتصاد که در عرصه سیاست، فرهنگ و هنجارهای

1. Andersen & Aslaksen
2. Olsson & Hibbs
3. Caselli & Cuninnghamy
4. Ross
5. Gylfason
6. Boos
7. Bravo-Ortega & De Gregorio
8. Shao & Yang
9. Torres *et al*.
10. Frankel
11. Brunnschweiler
12. Elusive Institution

اجتماعی رونق خواهد بخشید. علاوه‌براین، تحلیل نهادی یک رویکرد سیستمی و شبکه‌ای گسترده است که در آن می‌توان مزایای سایر رویکردهای را نیز در نظر گرفت.

با تحلیل نهادی، می‌توان این پرسش را مطرح نمود که چرا کشوری مانند نروژ علی‌رغم داشتن درآمدهای منابع طبیعی، دچار نفرین منابع نشده است؛ اما کشورهای خاورمیانه به این پدیده دچار شده‌اند. پس رویکرد تحلیل نهادی، این مزیت را دارد که علاوه بر ریشه‌یابی علل ظهور نفرین منابع، این پرسش را به‌صورت تطبیقی به کشورهای دارای منابع طبیعی نیز تعمیم می‌دهد، درحالی‌که تا پیش از رویکرد تحلیل نهادی، چنین امکانی وجود نداشت. با توجه به مزایای رویکرد تحلیل نهادی، در این تحقیق، رویکرد تحلیل نهادی برای تبیین پدیده نفرین منابع را استفاده کرده‌ایم.

اگرچه چارچوب تحلیلی مورد استفاده در پژوهش حاضر، تحلیل نهادی است، اما رویکرد دیگری در بررسی نفرین منابع وجود دارد که علاوه بر نشان دادن اهمیت پژوهش حاضر و توجیه استفاده از رهیافت تحلیل مرزی تصادفی، در تفسیر نتایج پژوهش نیز مورد استفاده قرار می‌گیرد. این رویکرد به بررسی اثرات متناقض، متضاد و دوگانه درآمدهای منابع طبیعی بر نهادها می‌پردازد. توجه به این رویکرد، موجب می‌شود علت عدم اتفاق نظر در ادبیات پژوهشی نفرین منابع نیز تبیین شود. این رویکرد، نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی و نهادهای ناکارآمد، وضعیتی را به وجود می‌آورند که مطابق با آن، در بعضی شرایط ممکن است مطابق با وضعیت این نهادها، درآمدهای نفتی موجب بهبود وضعیت اقتصادی شده، درصورتی که در شرایط دیگر، موجب بدتر شدن وضعیت اقتصادی می‌شود.

نادری و زبیری (۱۳۹۶) نشان داده‌اند که درآمدهای منابع طبیعی از طرفی باعث می‌شود بودجه‌های آموزشی افزایش یافته و از طرف دیگر، موجب تشدید دولت رانتی می‌شود و در نتیجه، تمرکز را به سمت فعالیت‌های نامولد می‌برد.

کاتوزیان (۱۳۹۵) نیز با تمرکز بر تاریخ ایران، اثبات کرده است که درآمدهای نفتی، هم موجب ارتقای کالاهای عمومی و عمرانی و هم، موجب تحکیم نهادهای رانتی شده است.

معیدفر و همکاران (۱۳۹۰) اثرات دوگانه درآمدهای نفتی و رانتی را در اغتشاش جامعه و اقتدارگرایی حکومت نشان داده‌اند.

این وضعیت دوگانه را مهرآرا و همکاران (۱۳۸۹) در رشد اقتصادی بررسی کرده‌اند. تحلیل نهادی، این وضعیت دوگانه را در ذات نهادها و مشخصه سیالیت و پویایی‌اش جستجو می‌کند. دستاورد مهم رویکرد فوق، این است که نهادها را باید در یک شبکه پیوسته درنظر گرفت و در روش‌شناسی کمّی نیز با توجه به وجود این اثرات دوگانه، باید به برایند آنها که ظهور پدیده نفرین منابع است، توجه داشت.

منظور از نهاد در پژوهش حاضر، به پیروی از نهادگرایان جدید، قاعده بازی است. قواعد پذیرفته شده در اجتماع که موجب شکل‌گیری و سازمان‌دهی روابط انسانی در جامعه می‌شود.

نهادها در سطوح مختلفی از عادات فکری تا نهادهایی مانند قانون و دولت را شامل می‌شود. با هدف به کارگیری نهادها در تحقیقات مختلف اقتصادی، تحقیقات گسترده‌ای پیرامون اندازه‌گیری و ارزیابی نهادها انجام شده است که امکان استفاده از نهادها را در مدل‌های سنجی و اقتصادی را فراهم کرده‌اند. این سنجه‌ها که در واقع کمّی شدن نهادها هستند را متغیرهای نهادی می‌نامند.

در جدول ۱ به مقایسه تبیین‌های مختلف نفرین منابع و ضعف‌های آنان در نسبت با رویکرد تحلیل نهادی پرداخته‌ایم.

جدول ۱. مقایسه تبیین‌های مختلف نفرین منابع

رویکرد	دیدگاه	گستره	پژوهشگران
بیماری هلندی	تبیین نفرین منابع بر اساس متغیرهای کلان اقتصادی	محدود به اقتصاد کلان کشورها	ساکس وارنر (۱۹۹۵)
رانت‌جویی	رانت‌های برآمده از منابع طبیعی انگیزه‌ای برای رانت جویان به وجود می‌آورد و مانع از تخصیص صحیح درآمدهای منابع طبیعی می‌شود.	عدم توجه به ساختار اقتصادی که رانت جویی در آن جریان دارد.	بالاند و فرانکوئیس (۲۰۰۰)؛ مومنی و صمدیان (۱۳۹۲)؛ رحمانی و گلستانی (۱۳۸۸)
مدل‌های حمایت	تخصیص رانت‌ها بر اساس روابط سازمانی و سلسله‌مراتب سیاسی	تمرکز بر دانش علوم سیاسی و نظریه گروه ذی‌نفعان و عدم توجه به روابط نهادی	اندرسن و اسلاکسن (۲۰۱۰)؛ اولسون (۲۰۰۳)؛ کاسلی و کانینگهامی (۲۰۰۷)؛ معیدفر و همکاران (۱۳۹۰)
سرمایه انسانی	نفرین منابع به دلیل ضعف سرمایه انسانی ظاهر می‌شود.	تحلیل جزئی و تک متغیری	گیلفاسون (۲۰۰۰ و ۲۰۰۱)؛ بوز (۲۰۱۱)؛ استیجنس (۲۰۰۶)، نادری و زبیری (۱۳۹۶)
تحلیل نهادی	کیفیت نهادهای حاکم، نفرین با موهبت بودن منابع را تعیین می‌کند.	علت‌یابی ریشه‌ای، ایجاد امکان قیاس تطبیقی بین کشورها	مهلوم و همکاران (۲۰۰۶)؛ کوتینر (۲۰۰۹). کاستا و سانتوس (۲۰۱۳)
اثرات دوگانه	درآمدهای نفتی و نهادهای ناکارآمد متناسب با شرایط خاص می‌توانند مفید و یا مضر باشند.	ممکن است مانعی برای درک نقش اصلی نهادها در ناکارایی کشورها شود.	نادری و زبیری (۱۳۹۶)؛ کاتوزیان (۱۳۹۵)؛ مهرآرا و همکاران (۱۳۸۹)؛ معیدفر و همکاران (۱۳۹۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

۳. مدل و روش تحقیق

برای استفاده از روش‌های کمّی در تحلیل نهادی نفرین منابع، علاوه بـر اسـتفاده از متغیرهـای مجازی برای نهادها، باید شاخص و معیاری برای اندازه‌گیری نفرین منابع تعریف کرد. در تبیین معادله رگرسیون، نفرین منابع را چگونه و براساس چه شاخصی می‌توان نشـان داد؟ آیـا صـرف تخمین ضریب نهادی و اندازه گرفتن تأثیر آن بر متغیر وابسته که معمولاً تولید ناخالص داخلـی است، پدیده نفرین منابع سنجیده می‌شود؟ همانطور که استیجنس (۲۰۰۵) معتقد است ارتباط نهادها با وفور منابع طبیعی یکی از پیچیدگی‌هایی است که رگرسیون‌های معمول نمـی‌توانـدآن را به خوبی توضیح دهد.

برای برطرف کردن این نقص، در این پژوهش از رهیافـت تحلیـل مـرزی تصـادفی اسـتفاده کرده‌ایم؛ زیرا این روش علاوه‌بر اینکه اجازه می‌دهـد از شـاخص‌هـای نهـادی متنـوعی اسـتفاده کنیم، این امکان را فراهم می‌آورد که از مفهوم ناکارآیی به عنوان معیـاری بـرای ظهـور نفـرین منابع بهره بگیریم. و در نتیجه، ارتباط این مفهوم را با شاخص‌های نهادی مختلف ارزیابی کنیم.

علاوه‌براین، در پژوهش‌هایی که قرار است از تحلیل نهادی استفاده شود، باید از نفوذ رانتـی به عنوان شاخصی برای وفور منابع طبیعی استفاده کرد (اسمیت[1]، ۲۰۱۵). نفوذ رانتی این‌گونـه تعریف می‌شود:

$$\text{نفوذ رانتی} = \frac{\text{درآمد منابع طبیعی سرانه}}{\text{تولید ناخالص داخلی سرانه}}$$

در تحلیل مرزی تصادفی با استفاده از تابع ترانسلوگ[2] ارتباط تبعی میـان داده و سـتانده در نظر گرفته می‌شود. با این قید که در قسمت جملات اخلال، علاوه بر تعریف معمول از جمـلات اخلال، جزء دیگری نیز در نظر گرفته می‌شود که همان متغیرهایی هستند که مسبب ناکـارآیی به‌شمار می‌روند، در این صورت، اگر کشوری کمتر از حد کارا تولید ناخالص داخلی داشته باشد، قسمتی از آن به دلیل وجود جملات اخلال مسبب ناکارآیی و بخش دیگر این تفاوت در میـزان تولید کارا و تولید واقعی مربوط به جملات اخلال معمولی مـی‌باشـد. بـا تعریـف نسـبتی میـان واریانس این جملات اخلال مسبب ناکارآیی و جملات اخلال معمولی، می‌توان آزمونی را انجـام داد دال بر اینکه این متغیرهای مسبب ناکارآیی به لحاظ معنی‌داری در چه وضعیتی قرار دارنـد (امسلر و همکاران[3]، ۲۰۱۶).

کشوری را به لحاظ فنی کارا می‌گوییم که بتواند حداکثر تولید ممکن را بـر اسـاس ترکیـب نهاده‌ها و تکنولوژی فارغ از قیمت و تقاضای بازار انجام دهد. در غیر این صورت، این کشـور بـه لحاظ فنی ناکارا خواهد بود. ناکارآیی را می‌توان بر اساس فاصله هر مشاهده از مرز انـدازه‌گیـری

1. Smith
2. Translog
3. Amsler *et al.*

کرد. این ناکارآیی، تابعی از عوامل ناشناخته‌ای است که می‌توان بنا بر فرض‌های آماری، آن را تابعی از متغیرهای دلخواه درنظر گرفت و در آخر، با تخمین نسبتی از واریانس این متغیرها به واریانس کل، صحت فرض را آزمون کرد. بدین ترتیب، اگر ناکارآیی را تابعی از عوامل نهادی بدانیم و تخمین واریانس نیز به یک نزدیک‌تر باشد، می‌توان گفت ناکارآیی مقیاس و سنجه‌ای مناسب برای اندازه‌گیری پدیده نفرین منابع خواهد بود.

ایگنر و همکاران[1] (۱۹۷۷)، میوزن و فان دن بروک[2] (۱۹۷۷) در ارائه روش تحلیل مرزی تصادفی برای تخمین حداکثر تولید بالقوه و عوامل کارآیی، پیش‌قدم شدند، این روش توسط اشمیت و سیکلز[3] (۱۹۸۴) در حوزه داده‌های پانل گسترش داده شد، گرین[4] (۲۰۰۵) و مک‌کوئین[5] (۲۰۱۳) یک شرح کامل از این روش ارائه کرده‌اند.

تابع تولید زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_{it} = f(K_{it}, L_{it}, H_{it})e^{v_{it}}e^{-u_{it}} \qquad i: 1,2,\dots,7 \qquad t = 1980,\dots,2011 \qquad (۱)$$
$$u_{it} \sim N^{+}(\mu_{it}, \sigma_u^2)\ , \quad v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$$

که در آن:

Y_{it} : تولید ناخالص داخلی؛

K_{it}: سرمایه فیزیکی؛

L_{it}: نیروی کار؛

H_{it}: سرمایه انسانی؛

v_{it}: جمله اخلال تصادفی؛

u_{it}: جمله اخلال تصادفی نامنفی برای اندازه گیری عدم کارآیی؛

t: سال‌های مورد نظر از ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۱؛

i: کشورهای منتخب منا: ایران، مصر، بحرین، تونس، موریتانی، عراق و عربستان سعودی.

به دلیل ضعف تجربی تابع کاب- داگلاس، از تبدیل آن به تابع ترانسلوگ استفاده می‌کنیم (چرینکو[6]، ۲۰۰۸؛ کلامب و همکاران[7]، ۲۰۰۷).

با یک تبدیل ترانسلوگ از تابع تولید فوق، تابع ذیل به دست می‌آید:

$$y_{it} = \alpha_{0i} + \sum_j \alpha_j x_{jit} + \frac{1}{2}\sum_j \sum_m \alpha_{jm} x_{jit} x_{mit} + \sum_j \alpha_{jt} x_{jit} t + \alpha_t + \frac{1}{2}\alpha_{tt} t^2 + v_{it} - u_{it} \qquad (۲)$$
$$y_{it} = ln(Y), \{j \neq m\} \in [k, l, h]\ such\ that\ j = k,\ x_{jit} = ln(K_{it}) = k_{it}$$

---

1. Aigner *et al.*
2. Meeusen & van den Broeck
3. Schmidt & Sickles
4. Greene
5. McQuinn
6. Chirinko
7. Klump *et al.*

متغیر t روند زمان و پیشرفت فنی را نشان می‌دهد. تابع ترانسلوگ به‌شدت فرم انعطاف‌پذیری دارد که تابع کاب- داگلاس را نیز شامل می‌شود؛ با این تفاوت که کشش جانشینی عوامل را ثابت، و نیز تغییرات تکنولوژی را خنثی در نظر نمی‌گیرد (پیشرفت فنی در هر سه عوامل تولید ضرب می‌شوند). جمله اخلال u_{it} دارای میانگینی غیرصفر است، که این میانگین را بردار Z_{it} نشان می‌دهد:

$$\mu_{it}= Z_{it}\beta \qquad (۳)$$

$$u_{it} = \beta_0 + \beta_I Institutions_{it} + \beta_\gamma \gamma + \omega_{it} \qquad (٤)$$

فرضیه مساله این است که کیفیت نهادها موجب ناکارآیی شده است، لذا این عامل را در جملات اخلال وارد می‌کنیم. لازم به ذکر است در معادله (۴) متغیر $Institutions_{it}$ نشان‌دهنده شاخص‌های نهادی و γ معرف ضرایب تعامل این شاخص‌ها می‌باشد. اهمیت ضرایب تعامل در این است که در آن، نفوذ رانتی در تعامل با هریک از عوامل نهادی قرار گرفته و اثر آن، بر ناکارآیی تخمین زده می‌شود. بدین ترتیب، می‌توان تأثیر هر یک از عوامل نهادی را یک بار با نفوذ رانتی و بار دیگر بدون تعاملی که با نفوذ رانتی دارند بر ناکارآیی و نفرین منابع ارزیابی و مقایسه کرد. همان‌طور که در مقدمه نیز گفته شد، از مزایای روش تحلیل مرزی تصادفی، این است که می‌توان شبکه گسترده‌ای از نهادها را در مدل به کار گرفت. پیرو این ویژگی، در پژوهش حاضر از مجموعه شاخص‌های نهادی متنوعی بهره برده‌ایم تا با ارزیابی و امکان مقایسه میان تخمین‌ها، نتیجه‌گیری از اطمینان بیشتری برخوردار باشد.

متغیر سرمایه انسانی، یک متغیر خاص است. مطابق با نظریه‌های جدید در اقتصاد کلان که سرمایه انسانی در تابع تولید وارد می‌شود، ما نیز آن را وارد تابع تولید کرده‌ایم. از طرف دیگر، سرمایه انسانی ماهیت نهادی نیز می‌تواند داشته باشد (گریفیث و همکاران[1]، ۲۰۰۴) لذا در معادله (۴) نیز آورده شده است. بنابراین تغییر در سرمایه انسانی، نه‌تنها موجب انتقال تابع تولید شده (به دلیل گنجانده شدن در تابع تولید) بلکه موجب انتقال معادله ناکارآیی اقتصادی نیز می‌شود (به دلیل گنجانده شدن در معادله (۴)).

پس از تخمین معادله (۱) و (۴)، گام بعدی ارزیابی واریانس جملات اخلال است. نسبت واریانس جملات اخلال مسبب عدم‌کارآیی بر مجموع واریانس جملات اخلال (معادله ۵) معیاری برای سنجش معنی‌داری متغیرهای ناکارا بوده، و این نسبت اگر به یک نزدیک‌تر باشد، نشان‌دهنده میزان اثرگذاری بیشتر عوامل اخلال جزء ناکارا است. و سهم جملات اخلال معمولی ناچیز می باشد، که در پژوهش حاضر، معنای آن را دارد که ضعف نهادی، بیشترین سهم از ناکارآیی کشورهای منتخب را باعث شده، و اگر نزدیک به صفر باشد، نشان‌دهنده این است که متغیرهای نهادی سهم اندکی در ناکارآیی مدل داشته‌اند و فرضیه پژوهش نتوانسته

1. Griffith *et al*.

است متغیرها را به طور صحیح شناسایی کند. درواقع برآورد γ نشان دهنده‌ی این واقعیت است که شکاف میان تولید تحقق یافته با مرز بالقوه‌ی تولید، تا چه اندازه ناشی از ناکارایی نهادی است. در نهایت برآورد کارایی فنی در (۶) شاخصی برای اندازه‌گیری این شکاف است، مقدار برآورد کارایی فنی معیاری برای نشان دادن نفرین منابع است. لازم به ذکر است با توجه به فرضیه‌ی پژوهش که تأثیر ناکارایی نهادی را در ظهور نفرین منابع مورد آزمون قرار داده است، برآورد کارایی فنی در کنار مقدار γ باهم می‌تواند معیاری برای ارزیابی و قضاوت در مورد نفرین منابع و نقش ناکارایی نهادی در آن، باشد.

$$\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 \quad ، \quad \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} = \gamma \qquad (۵)$$

$$TE_{it} = \exp(-u_{it}) \qquad (۶)$$

قبل از تخمین مدل، به توصیف داده‌ها می‌پردازیم.

۱-۳. توصیف داده‌ها

داده‌ها را از پایگاه‌های آماری مختلفی جمع‌آوری کرده‌ایم: پروژه داده‌های حقوق انسانی CIRI، بانک اطلاعاتی پولیتی۴[1]، بانک جهانی، و جدول جهانی پن[2]. همان‌طور که گفته شد، تابع اصلی مدل، تابع تولید است. لذا متغیرهای اصلی مدل، تولید ناخالص داخلی، نیروی کار، سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی هستند. تولید ناخالص داخلی را به سال پایه ۲۰۰۵ در نظر گرفته‌ایم. سرمایه فیزیکی نیز از جدول جهانی پن استخراج شده است[3]. منظور از نیروی کار، تعداد شاغلان بوده و در نهایت، موجودی سرمایه انسانی برگرفته از بارو و لی[4](۲۰۱۳)، که به صورت میانگین سال‌های تحصیل افراد ۲۵ سال و به بالاتر حساب شده است. در نمودار ۱ نهاده‌های تولید و تولید ناخالص داخلی ایران را با میانگین منطقه منا مقایسه کرده‌ایم.

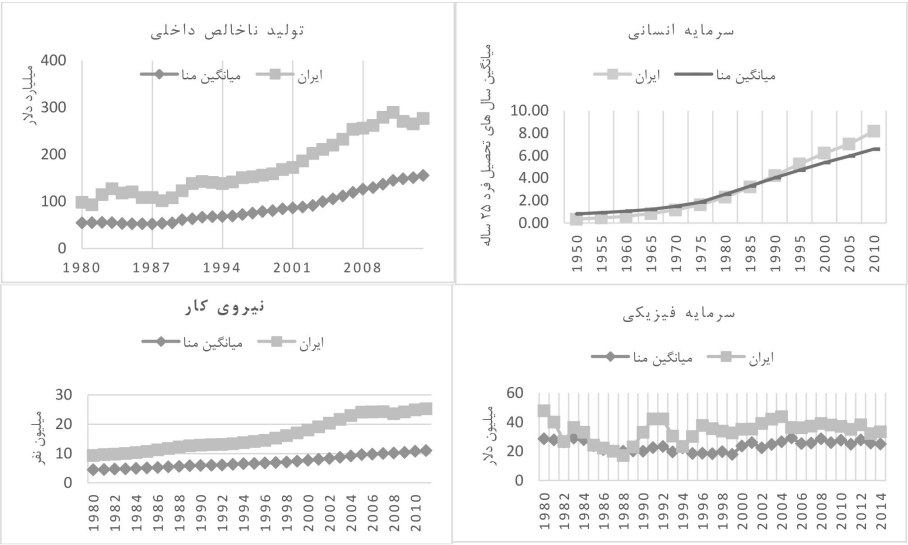
همان‌طور که از نمودارها مشخص است، نهاده‌های تولید و تولید ناخالص داخلی ایران از میانگین کشورهای منتخب منا بالاتر است. در مورد متغیرهای نهادی از شاخص‌های نهادی مختلف و متفاوتی استفاده کرده‌ایم تا نتایج تخمین‌ها قابل اعتنا باشند. به پیروی از مکادم و کریستوپولوس (۲۰۱۵) متغیرهای نهادی را در حالات مختلف وارد مدل کرده‌ایم تا اثر نفوذ رانتی در تشدید و تعمیق اثر ناکارآیی نهادی بهتر مشخص شود.

پژوهش‌های مختلفی در مورد اندازه‌گیری و شاخص‌سازی نهادی انجام گرفته است. در پژوهش حاضر، از برجسته‌ترین این تحقیقات در انتخاب متغیرهای نهادی بهره برده‌ایم.

---

1. Polity IV
2. PennWorld Tables
۳. به سال پایه ۲۰۰۵ و به میلیون دلار حساب شده است.
4. Barro & Lee

متغیرهای نهادی‌ای که از آنها در معادله (۴) بهره برده‌ایم، عبارتند از: ۱. شاخص نهاد سیاسی برگرفته از تحقیق مارشال و همکاران[1] (۲۰۱۰)؛ ۲. شاخص اقتصادی (درجه باز بودن تجاری[2]، سرمایه‌گذاری خارجی، نفوذ رانتی، سرمایه انسانی)؛[3] شاخص حقوق سلامت جسمانی، حقوق اختیار و آزادی، و فمینیسم[3] (حقوق سیاسی، اقتصادی و اجتماعی زنان) هر سه برگرفته از تحقیق سینگرنلی و ریچاردز[4] (۲۰۱۰)؛ ۴. شش متغیر نهادی (ثبات سیاسی، حق اظهارنظر و پاسخگویی، کنترل فساد، اثربخشی دولت، حاکمیت قانون و کیفیت قانون) برگرفته از تحقیق کافمن و همکاران[5] (۲۰۱۱). میانگین داده‌های نهادی کشورهای منا در مقایسه با ایران، در جدول شماره ۲ آمده است. تعریف عملیاتی هر یک از این متغیرها در پیوست (جدول شماره ۳) ارائه شده است.



نمودار ۱. مقایسه نهاده های تولید و تولید ناخالص داخلی ایران با میانگین منطقه منا

منبع: بانک جهانی[6]

---

1. Marshal *et al.*

۲. مجموع صادرات و واردات تقسیم بر تولید ناخالص داخلی

۳. یکی از مهم‌ترین شاخص‌های توسعه، مسئله‌ی حقوق زنان است که این مسئله خود را در اصلاحات نهادی و شاخص‌های نهادی نیز نشان داده است. برای مثال بنگرید به:

Boserup *et al*. (2013), Bagley *et al*. (2018), Markle (2013)

4. Cingranelli & Richards

5. Kaufman *et al.*

۶. مقادیر تولید ناخالص داخلی بر اساس پول داخلی کشورها به دلار رسمی سال ۲۰۰۰ تبدیل شده است.

جدول ۲. مقایسه میانگین داده های نهادی ایران با کشورهای منتخب منا

متغیرها	کشورها	میانگین
حق اظهار نظر و پاسخگویی	کشورهای منتخب منا	-۱/۰۹
	ایران	-۱/۳۵
ثبات سیاسی	کشورهای منتخب منا	-۱/۰۲
	ایران	-۰/۴۴
اثربخشی دولت	کشورهای منتخب منا	-۰/۵۳
	ایران	-۰/۲۷
کنترل فساد	کشورهای منتخب منا	-۰/۲۵
	ایران	-۰/۶۲
حاکمیت قانون	کشورهای منتخب منا	-۰/۲۶
	ایران	-۰/۸۲
کیفیت قانون	کشورهای منتخب منا	-۰/۳۹
	ایران	-۰/۵۹
نهاد سیاسی	کشورهای منتخب منا	-۷
	ایران	-۴
فمینیسم	کشورهای منتخب منا	۰/۸۴
	ایران	۰/۲۲
درجه باز بودن تجاری	کشورهای منتخب منا	۰/۵۴
	ایران	۰/۳۴
سلامت جسمانی	کشورهای منتخب منا	۳/۳۴
	ایران	۱/۰۳
آزادی و اختیار	کشورهای منتخب منا	۳/۵۸
	ایران	۱/۶۴

منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌ای که از تحلیل داده‌ها به دست می‌آید، بسیار جالب توجه است. ایران اگرچه در نهاده‌های تولید و تولید ناخالص داخلی، بالاتر از میانگین منا قرار دارد اما کیفیت نهادهایش در اغلب موارد پایین‌تر از میانگین منا است. بدین ترتیب، اگر فرضیه نقش نهادها در کارآمدی درآمدهای نفتی صحیح باشد، ایران بیشترین آسیب را در میان کشورهای منا از ساختار نهادی دریافت کرده است.

۴. نتایج تخمین

برای اینکه بتوانیم اثرات نهادی اقتصادی، اجتماعی-فرهنگی و سیاسی را به‌طور جداگانه بررسی کنیم و نتایج آنها را با یکدیگر مقایسه کنیم، در ابتدا آنها را به صورت مجزا تخمین می‌زنیم، پس از آن چند شاخص منتخب را وارد کرده و کارآیی فنی این کشورها را نیز محاسبه می‌کنیم.

گفتنی است برای آنکه بتوانیم اثر «نفوذ رانتی» را در تعمیق ناکارآیی نهادی بر ظهور نفرین منابع نشان دهیم، از نفوذ رانتی به عنوان ضریب تعامل در نسبت با متغیرهای نهادی بهره جسته و تخمین‌ها را در دو حالت حضور و عدم حضور ضریب تعامل، بررسی و مقایسه کرده‌ایم. در این پژوهش، بر اساس تخمین‌زن‌های حداکثر درست نمایی و مطابق با روش باتسه و کوئلی[1] (۱۹۹۵)، می‌توانیم معادلات فوق را تخمین بزنیم. نتایج تخمین در پیوست به‌صورت مجزا و کامل[2] ارائه شده است.[3]

۱-۴. تفسیر نتایج

۱-۱-۴. کشش‌ها

تقریباً تخمین همه پارامترهای معادله ناکارآیی، معنی‌دار هستند. با در نظر گرفتن کشش عوامل در تخمین‌های مختلف، به این نتیجه می‌رسیم که پایین بودن کشش سرمایه فیزیکی یا ناشی از پایین بودن شدت سرمایه در تولید است یا اینکه اساساً موجودی سرمایه بهره‌ور نیست (جدول ۴ و ۵). البته کشش تولیدی نیروی کار، نسبتاً در وضعیت بهتری نسبت به کشش سرمایه فیزیکی و انسانی داشته است. برآورد مقدار γ نشان می‌دهد که بخش اعظم شکاف میان تولید بالقوه و بالفعل، ناشی از ناکارآیی نهادی است.به بیان دقیق‌تر پارامتر γ میزان سهم ناکارایی نهادی در ظهور «نفرین منابع» را نشان می‌دهد. علاوه‌براین تخمین کارایی فنی که دلالت بر فاصله وضعیت فعلی با مرز بالقوه‌ی تولید دارد، معیاری برای اندازه‌گیری «نفرین منابع» است.

دو نکته بسیار مهم را باید در تفسیر نتایج تخمین در نظر داشت: نخست، اینکه حضور نفوذ رانتی در ضریب تعامل هر یک از متغیرهای نهادی، به بدتر شدن ناکارآیی منجر شده است و دوم، آنکه نتایج مختلف و گاه معکوس ضریب متغیرها را باید با توجه به رویکرد اثرات دوگانه درآمدهای منابع طبیعی که در پیشینه تحقیق از آن صحبت شد، در نظر گرفت.

---

1. Battese & Coelli

۲. جدول شماره ۴ تخمین های مربوط به متغیرهای نهادی. جدول شماره ۵: تخمین‌های مربوط به شاخص فمینیسم. جدول۶. تخمین‌های مربوط به شاخص‌های سیاسی، حقوق سلامت جسمانی، آزادی و اختیار. جدول شماره ۷، تخمین های مربوط به شاخص کافمن. جدول شماره ۸: تخمین های مربوط به متغیرهای اصلی

۳. با توجه به هدف پژوهش مبنی بر، بررسی ارتباط نهادها با نفرین منابع و اثر تعمیقی نفوذ رانتی بر این ارتباط، لازم است که تحلیل کلی از تمامی تخمین‌ها نسبت به این هدف و مفهوم کارآیی ارائه شود. به همین دلیل، جداول تخمین در پیوست ارائه شده‌اند؛ زیرا در صورت ارائه جداول در متن مقاله و تفسیر یک به یک آنان، هدف پژوهش برآورده نمی‌شود. به همین دلیل، تخمین‌ها را ذیل عنوان متغیرهایی که کارآیی را کاهش یا افزایش داده‌اند، آورده‌ایم.

۴-۱-۲. نرخ پیشرفت فنی

علی‌رغم اینکه تخمین‌ها را با توجه به دسته‌بندی‌های متفاوتی از متغیرهای نهادی انجام داده‌ایم، اما یکی از نتایج جالب و قطعی تخمین‌ها این است که نرخ پیشرفت فنی در حضور این شاخص‌های مختلف نهادی، همواره منفی بوده است. این یافته پژوهش، بسیار مهم بوده و نیاز به پژوهش‌های بیشتری است تا علت منفی بودن این نرخ مشخص شود.

۴-۱-۳. معادله ناکارآیی و ضعف نهادی

معادله ناکارآیی که نتایج تخمین آن در پیوست ارائه، و در معادله (۴) نشان داده‌شده است، میزان فاصله از مرز فنی را بیان می‌کند که این فاصله، تابعی از عوامل نهادی است. بنابراین، یک ضریب منفی از متغیرهای این معادله، نشان‌دهنده این امر است که متغیر نهادی موردنظر، ما را به رسیدن به مرز کارآیی کمک نموده و از ظهور پدیده نفرین منابع جلوگیری کرده و بالعکس، ضریب مثبت، نشان‌دهنده این امر است که متغیر نهادی موردنظر باعث افزایش ناکارآیی و دور شدن از مرز کارآیی و درنتیجه، موجب ظهور پدیده نفرین منابع می‌شود. در بخش‌های پیش‌رو متغیرها را مرور می‌کنیم.

۴-۱-۳-۱.متغیرهایی که موجب افزایش ناکارآیی و ظهور پدیده نفرین منابع شده‌اند

در میان شاخص‌های اقتصادی، سرمایه انسانی در هر دو حالت حضور و عدم حضور ضریب تعامل (درنظر گرفتن نفوذ رانتی)، موجب افزایش ناکارآیی شده است. این نتیجه مهم، تأییدی بر وضعیت نابسامان سرمایه انسانی است که البته در کشش‌های مربوط به آن نیز از وضعیت متزلزل‌تری نسبت به نیروی کار و سرمایه فیزیکی، برخوردار بوده است.

حقوق سیاسی زنان در حالت بدون ضریب تعامل، موجب افزایش قابل‌توجهی در ناکارآیی شده است؛ درحالی‌که باوجود ضریب تعامل، از شدت آن کاسته شده است. این کاهش اثرگذاری را می‌توان با توجه به حضور نسبتاً فعال زنان در فضای سیاسی تبیین کرد. از آنجایی‌که درآمدهای منابع طبیعی، موجب شکل‌گیری انتظارات در طیف‌های مختلف سیاسی می‌شود، اگر احزاب مربوط به فعالیت سیاسی زنان از قدرت چانه‌زنی مناسبی برخوردار باشند، می‌توانند از محل این درآمدها، برای احیای حقوق سیاسی خود بهره‌مند شوند. نکته قابل تامل این است که بهبود این حقوق به بهبود وضعیت نهادی منجر نمی‌شود، زیرا این بهبودی، نتیجه اصلاحات نهادی و ساختاری نیست؛ بلکه ناشی از همان اثر دوگانه است که در پیشینه تحقیق توضیح داده شده است (عجم‌اوغلو، ۲۰۱۲).

شاخص حقوق اقتصادی زنان که بدون حضور ضریب تعامل نفوذ رانتی از معناداری برخوردار نبوده است، با حضور این ضریب، تعامل معنادار شده و اثر مثبتی بر افزایش ناکارآیی داشته است. نتیجه چنین تخمینی، این است که با وجود درآمدهای منابع طبیعی، تبعیض‌های

موجود برای حقوق اقتصادی زنان افزایش‌یافته است. این مدعا مؤید ادبیات تحقیق مربوط به اثر دوگانه است که باوجود بهبود حقوق سیاسی زنان، در سوی دیگر، حقوق اقتصادی موجب افزایش ناکارآیی شده است.

علاوه‌براین، شاخص حقوق سلامت جسمانی که بدون حضور ضریب تعامل معنی‌دار نبوده است، با حضور این ضریب موجب افزایش ناکارآیی می‌شود، که این تخمین تأیید کننده اثرگذاری نفوذ رانتی بر تداوم ناکارآیی نهادها می‌باشد. شاخص نهاد سیاسی بدون حضور ضریب تعامل، اثر مثبتی برافزایش ناکارآیی داشته است؛ هرچند این اثر، ناچیز است، و در حضور ضریب تعامل، اما این اثر معنی‌دار نیست و نمی‌توان در مورد آن قضاوتی انجام داد.

از میان متغیرهای مربوط به شاخص کافمن نیز حق اظهارنظر و پاسخگویی در حالت عدم حضور ضریب تعامل، موجب افزایش ناکارآیی شده است. که این مساله به‌شدت به ساختار مالیاتی مربوط می‌شود، چراکه دولت از محل درآمدهای منابع طبیعی، تأمین مالی می‌شود و خود را بی‌نیاز از درآمدهای مالیاتی می‌داند و لذا خود را موظف به شنیدن اظهارات شهروندی و پاسخ به آنان نمی‌داند (مهدوی، ۱۹۷۰؛ لوچیانی[1]، ۱۹۹۷؛ واندویل[2]، ۱۹۹۸؛ اصفهانی و همکاران، ۲۰۰۹؛ فرزانگان، ۲۰۱۳؛ فان‌درپلوئگ[3]، ۲۰۱۰؛ راس، ۲۰۰۱).

اثربخشی دولت در هر دو حالت حضور و عدم حضور ضریب تعامل، موجب افزایش ناکارآیی می‌شود. که البته با حضور ضریب تعامل، این اثر کمی کاسته می‌شود. دلیل این کاهش درشدت افزایش ناکارآیی، نشان‌دهنده این واقعیت است که درآمدهای منابع، این امکان را به دولت می‌دهد تا بتواند از این ثروت خدادادی در جهت جبران و پوشش دادن به ضعف‌های ساختاری بهره‌مند شود.

حاکمیت قانون نیز در حالت عدم حضور ضریب تعامل، موجب افزایش ناکارآیی شده است. درنهایت، با ادغام شاخص‌های اصلی، مشاهده می‌شود که درجه باز بودن تجاری، نفوذ رانتی، شاخص سیاسی و حقوق سیاسی زنان، همگی به‌طور مثبت و معناداری ناکارآیی را افزایش می‌دهند.

۲-۳-۱-۴. متغیرهای موجب کاهش ناکارآیی و نفرین منابع

متغیرهای مربوط به شاخص اقتصادی که موجب کاهش ناکارآیی شده‌اند، شامل درجه باز بودن و نفوذ رانتی می‌شوند. اهمیت درجه باز بودن برای کشورهای منا قابل توجیه است؛ چراکه دریچه‌های ارتباطات و تعاملات تجاری بین‌المللی، فی‌نفسه می‌تواند به کارآیی آنان کمک کند؛ اما ناگفته پیدا است که این اثر مثبت، وقتی در بستر نهادهای ضعیف شکل بگیرد، اثر عکس

1. Luciani
2. Vandewalle
3. Van der Ploeg

داشته و همان‌طور که در سطور پیشین ذکر شد، اثر مثبتی در افزایش ناکارآیی خواهد داشت. این اثر دوگانه، بار دیگر نتایج پژوهش‌های مربوط به اثرات دوگانه نفرین منابع را تأیید می‌کند.

در مورد نفوذ رانتی نیز مشاهده می‌شود که فی‌نفسه این پدیده موجب افزایش کارآیی می‌شود؛ اما بستر نهادی که این اثر در آن شکل می‌گیرد، درنهایت، منجر به افزایش ناکارآیی می‌شود. به عبارت دیگر، همان‌طور که کاتوزیان (۱۳۹۵) نشان داده است، درآمدهای نفتی در بهبود بخشیدن به زیرساخت‌ها و ساخت کالاهای عمومی، نقش بسیار مثبتی داشته است، اما همین درآمدهای نفتی را زمانی که در چارچوب ساختارها و نهادها درنظر می‌گیریم، به فساد و ناکارآیی منجر شده است. این نتیجه، تأیید کننده فرضیه این پژوهش است که نهادها موجب تبدیل درآمدهای منابع طبیعی از موهبت به نفرین می‌شوند.

شاخص حقوق اختیار و آزادی نیز در حضور ضریب تعامل، موجب کاهش ناکارآیی شده است. در میان متغیرهای مربوط به شاخص کافمن نیز ثبات سیاسی موجب افزایش کارآیی می‌شود که این نتیجه، با نتیجه فرزانگان (۲۰۱۴)، و مک ادم و کریستوپولوس (۲۰۱۵) سازگاری دارد. کیفیت قانون در هر دو حالت حضور و عدم حضور ضریب تعامل، موجب کاهش ناکارآیی شده است. در مورد حاکمیت قانون در حضور ضریب تعامل نیز ناکارآیی کاهش‌یافته است. کنترل فساد اما در حالت عدم حضور ضریب تعامل، موجب کاهش ناکارآیی با شدت زیادی شده است. با حضور ضریب تعامل، این اثر گذاری در کاهش ناکارآیی فروکش می‌کند که نشان‌دهنده اثر منفی درآمدهای منابع طبیعی در کنترل فساد می‌باشد. درنهایت نیز سرمایه انسانی در حالت ادغام شاخص‌ها، ناکارآیی را کاهش می‌دهد که این امر با توجه به پتانسیل و استعدادهای موجود در این کشورها چنانکه فرزانگان (۲۰۱۳) نیز آن را بیان کرده، در بلندمدت تا حدودی قابل توجیه است، علاوه بر این، مک ادم و کریستوپولوس (۲۰۱۵) با تخمین اثرات میانگین سنی کشورهای منا، این دیدگاه را تأیید کرده‌اند که سرمایه انسانی این منطقه، پتانسیل مناسبی برای افزایش کارآیی دارد.

۴-۱-۴. ضریب تعامل نفوذ رانتی با عوامل نهادی

متغیرهای تعامل (نفوذ رانتی با عوامل نهادی) در شاخص‌های اقتصادی، نشان‌دهنده این امر هستند که سرمایه انسانی که خود موجب افزایش ناکارآیی می‌شود، در تعامل با نفوذ رانتی، به افزایش ناکارآیی با شدت بیشتری منجر شده است. در عوض، در مورد درجه باز بودن تجاری، نتیجه عکس است، درجه باز بودن تجاری به‌خودی‌خود، منجر به کاهش ناکارآیی می‌شود و هنگامی‌که با تعامل نفوذ رانتی قرار بگیرد، می‌تواند با شدت بیشتری ناکارآیی را کاهش دهد، چراکه درآمدهای منابع طبیعی خود، نتیجه صادرات بیشتر و تعاملات بهتری ازنظر روابط بین‌المللی تجاری است.

در مورد شاخص فمینیسم نیز اثر غیرمستقیم نفوذ رانتی، منجر به کاهش اثرگذاری مثبت حقوق سیاسی زنان در ناکارآیی از سویی و افزایش ناکارآیی تحت تأثیر حقوق اقتصادی زنان از سوی دیگر، می‌شود، درحالی‌که حقوق سیاسی زنان، خود در تعامل با نفوذ رانتی اثر مثبتی بر ناکارآیی دارد.

نتیجه آنکه نفوذ رانتی یک اثر سه‌گانه دارد:۱. به‌طور غیرمستقیم منجر به فروکش کردن اثر مثبت حقوق سیاسی زنان در ناکارآیی می‌شود؛ ۲. به‌طور غیرمستقیم منجر به اثرگذاری مثبت حقوق اقتصادی زنان در ناکارآیی می‌شود؛ ۳. در تعامل با حقوق سیاسی زنان به‌طور مستقیم منجر به افزایش ناکارآیی می‌شود؛ که مورد سوم، مربوط به اثرگذاری منفی نهادها در استفاده از درآمدهای منابع طبیعی است؛ مورد نخست نیز اشاره به مطالبات و قدرت چانه‌زنی زنان برای احیای حقوق دارد.

در مورد شاخص‌های حقوق سلامت جسمانی، آزادی و اختیار و سیاسی نیز نتایج قابل‌توجهی به‌دست‌آمده است، به‌طور مثال، در مورد شاخص حقوق آزادی و اختیار، مشخص است که در حالت عدم وجود درآمدهای منابع طبیعی، این شاخص منجر به کاهش ناکارآیی می‌شود، حتی زمانی که اثر غیرمستقیم نفوذ رانتی وارد می‌گردد، این شاخص، کماکان اثر منفی بر ناکارآیی دارد، اما در اثر مستقیم نفوذ رانتی، نمایان است که شاخص حقوق اختیار و آزادی در تعامل با نفوذ رانتی، ناکارآیی را به‌شدت افزایش می‌دهد، در مورد شاخص سیاسی نیز در تعامل با نفوذ رانت، ناکارآیی را با شدت بیشتری فزونی می‌بخشد، شاخص حقوق سلامت جسمانی نیز در اثر غیرمستقیم نفوذ رانتی ناکارآیی را افزایش می‌دهد. برایند این نتایج چنین است که رابطه میان نهادها با درآمدهای منابع طبیعی، یک رابطه کاملاً دوطرفه است، و همان‌طور که ضعف نهادی منجر به نفرین شدن منابع می‌شود، درآمدهای منابع طبیعی، خود نیز موجب تشدید ضعف نهادی می‌شوند.

از میان متغیرهای شاخص کافمن نیز ثبات سیاسی منجر به کاهش ناکارآیی شده است، اما همان‌طور که در بیان تخمین‌ها نشان می‌دهد، وقتی این ثبات در تعامل با نفوذ رانتی قرار بگیرد، می‌تواند به افزایش شدید ناکارآیی منجر شود، این نتیجه با نتایج مطالعه عجم اوغلو[1] (۲۰۱۲) مطابقت دارد که درآمدهای منابع طبیعی، اثری دوگانه برای ثبات سیاسی دارد؛ از طرفی، باعث تثبیت هرچه بیشتر حکومت‌های خودکامه می‌شود و از طرف دیگر، می‌تواند باعث فروپاشی آنها شود، به‌بیان‌دیگر، درآمدهای منابع طبیعی برای ثبات سیاسی مانند شمشیر دو لبه عمل می‌کند. متغیر اثربخشی دولت نیز در حالت بدون ضریب تعامل، به‌شدت ناکارآیی را افزایش می‌دهد. اثر غیرمستقیم نفوذ رانتی، این است که از شدت این اثرگذاری، کاسته می‌شود، اما نتیجه قابل‌توجه این است که اثربخشی دولت وقتی در تعامل با نفوذ رانتی

1. Acemoglu

قرار می‌گیرد، موجب کاهش ناکارآیی می‌شود، که البته این کاهش ناکارآیی به دلیل کارا بودن نهادها نیست، بلکه به دلیل پتانسیل درآمدهای منابع طبیعی است که فرصت پوشش دادن ضعف‌های نهادی را به دولت می‌دهد، و این وضعیت، بار دیگر پژوهش‌های مربوط به اثرات دوگانه را نشان می‌دهد. متغیر کیفیت قانون نیز فی‌نفسه ناکارآیی را کاهش می‌دهد، اما وقتی نفوذ رانتی وارد مدل می‌شود با اثر غیرمستقیم، خود منجر به کاسته شدن اثر آن شده و درنهایت، کیفیت قانون وقتی در تعامل با نفوذ رانتی قرار می‌گیرد، منجر به افزایش شدیدی در ناکارآیی می‌شود، که این امر، خود شاهدی دیگر بر اثر منفی نهادها با درآمدهای منابع طبیعی و ظهور پدیده نفرین منابع است.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

چرا کشورهای دارای منابع طبیعی نتوانسته‌اند از درآمدهای منابع طبیعی در جهت رشد اقتصادی و توسعه استفاده کنند؟ چه عواملی موجب این پیامد شده‌اند؟ آیا درآمدهای منابع طبیعی فی‌نفسه منجر به ظهور پدیده نفرین منابع شده است؟ نقش نهادها در این پدیده چیست؟ نقش وفور منابع طبیعی در اثرگذاری ضعف نهادی بر نفرین منابع چیست؟ برای پاسخ به این سؤال در ابتدا تبیین‌های مختلف برای پدیده نفرین منابع را بررسی کردیم، پس‌ازآن به لزوم مدل‌سازی مطابق با روش تحلیل مرزی تصادفی در تبیین نهادها پرداخته و درنهایت، کارآیی و عوامل مؤثر در شکل‌گیری آن در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا را نشان دادیم. متغیرهای نهادی مرتبط با ناکارآیی و نفرین منابع را به شاخص‌های اقتصادی، حقوق اختیار و آزادی، سلامت جسمانی، فمینیسم، کافمن تقسیم کردیم. نتایج تخمین برای هر یک از شاخص‌ها در حالت حضور و عدم حضور ضریب تعامل نفوذ رانتی با عوامل نهادی را بررسی کردیم.

نتایج پژوهش، پدیده نفرین منابع در کشورهای منا را تصدیق کرده و اثر نفوذ رانتی در تعمیق ناکارآیی نهادی را نیز نشان می‌دهد. به عبارت دیگر، رانت‌های منابع باعث تضعیف انگیزه‌های رسیدن به کارآیی می‌شود. این نتیجه، بار دیگر ضرورت تغییرات و اصلاحات نهادی را اثبات می‌کند. اصلاحاتی که اعم از اصلاح نهادهای اقتصادی، سیاسی و حتی عوامل اجتماعی و فرهنگی است که در یک شبکه گسترده‌ای با یکدیگر در تعامل هستند. از این رو، اصلاحات اقتصادی موفقیت کمی به دست می‌آورند، مگر آنکه با اصلاحات نهادی همراه باشند. نتیجه دیگر این تحقیق که ضرورت اصلاحات نهادی برای ایران را بیش از پیش اثبات می‌کند، این است که کشور ایران علی‌رغم برتری داشتن در نهاده‌های تولید و تولید ناخالص داخلی نسبت به سایر کشورهای منتخب منا، وضعیت نهادی ضعیف‌تری دارد. با توجه به این واقعیت، پس از اثبات نقش نفوذ رانتی در تعمیق ناکارآیی نهادی، طبیعتاً نفوذ رانتی در ایران وضعیت ناکاراتری را نسبت به سایر کشورها باعث شده است. لذا در پژوهش‌های آتی، باید این ارتباط و اثر برای ایران اندازه‌گیری شده و برای اصلاحات نهادی اهتمام ویژه‌ای داشت.

در این پژوهش، با مجموعه‌ای از شاخص‌های نهادی مواجه بوده‌ایم. در این بین، ضرایب تخمین نشان می‌دهد که برای اثرگذاری نهادها در کارآیی کشورها نمی‌توان نسخه واحدی ارائه کرد، چراکه در برخی حالات، نهادها باعث افزایش و برخی دیگر، موجب کاهش کارآیی شده‌اند. به‌عنوان مثال، هرچند نفوذ رانتی با ضریب تعامل منجر به کاهش اثر ناکارآیی حقوق سیاسی زنان شده است؛ اما منجر به افزایش ناکارآیی به شکلی دیگر نیز شده است و این همان وضعیتی است که در ادبیات تحقیق نفرین منابع با عنوان اثرات دوگانه از آن یاد شد که اثرش در کاهش کارآیی فنی نیز مشهود است؛ اما نکته در این است که افزایش و یا کاهش کارآیی در فرایند دوگانه و متناقض اتفاق می‌افتد، لذا ضعف نهادها باوجود اثر مثبت داشتن یک نهاد در کارآیی برطرف نمی‌شود. شاخص حقوق سیاسی زنان و یا حاکمیت قانون، مثال‌هایی از این دست هستند. در این پژوهش، به مناقشه جهت علیت میان درآمد منابع طبیعی و نهادهای ضعیف نیز پاسخ داده‌شده است. این ارتباط دوطرفه و درجهت تثبیت نهادهای استثماری و دوام وضعیت دوگانه و متناقض بوده است. به‌طور مثال، در ضرایب تعامل حقوق اختیار و آزادی با نفوذ رانتی، این حقیقت مشاهده شد که درآمد منابع طبیعی باعث افزایش اثرگذاری شاخص حقوق اختیار و آزادی در ناکارآیی می‌شود. افزایش متوسط کارآیی فنی به رشد بهره‌وری کل عوامل کمک می‌کند، اما پیشرفت فنی همواره کاهش‌یافته است. وضعیت این منطقه به‌گونه‌ای است که به‌راحتی ممکن است دستاوردهای کارآیی فنی از بین برود، و بنابراین، باید یک حرکت روبه‌جلو به‌گونه‌ای که اصلاحات نهادی را رقم بزند، اتفاق بیفتد تا این کشورها بتوانند از نفرین منابع رهایی یافته و به مرز حداکثر کارآیی دست یابند.

منابع

- رحمانی، تیمور و گلستانی، ماندانا. (۱۳۸۸). تحلیلی از نفرین منابع نفتی و رانت جویی بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب نفت‌خیز. *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۹: ۸۶-۵۷.
- عجم‌اوغلو، دارون. (۲۰۱۲). *چرا ملت‌ها شکست می‌خورند؟ ریشه‌های قدرت، ثروت و فقر*. ترجمه محسن میردامادی و محمدحسین نعیمی‌پور.(۱۳۹۴) تهران: انتشارات روزنه.
- کاتوزیان، همایون. (۱۳۹۵). *در جستجوی جامعه بلندمدت*. تهران: نشر نی.
- کارل، تری‌لین. (۱۳۹۳). *معمای فراوانی، رونق‌های نفتی و دولت‌های نفتی*. ترجمه جعفر خیرخواهان. تهران: نشر نی.
- معیدفر، سعید؛ حاضری، علی محمد؛ طالبان، محمدرضا و احمدی، حسین. (۱۳۹۰). آزمون نظریه نفرین منابع با رویکرد تحلیل تطبیقی بین کشوری. *مسائل اجتماعی ایران*، شماره ۲: ۱۸۴-۱۵۹.
- مهرآرا، محسن؛ حمید، ابریشمی و زمانزاده نصر آبادی، حمید. (۱۳۸۹). تفسیری از فرضیه نفرین منابع در کشورهای صادرکننده نفت: تکانه‌های مثبت نفتی، از چه سطح آستانه‌ای برای رشد اقتصادی، مضر است؟. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هشتم، شماره ۲۸: ۱۳۴-۱۱۹.

- مؤمنی، فرشاد و صمدیان، فرزانه. (۱۳۹۲). تأثیر کیفیت نهادی بر سازوکارهای تبدیل موهبت به نفرین منابع نفتی (مورد مطالعه ایران). *پژوهشنامه اقتصادی*. دوره ۱۳. شماره ۵۰: ۶۲-۱۷.
- نادری، یونس و زبیری، هدی. (۱۳۹۶). نفت و سرمایه انسانی: تفکری دوباره بر فرضیه نفرین منابع در ایران. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، شماره ۲۳: ۱۵۳-۱۸۵.

- Aigner, D., Lovell, C. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, *6*(1), 21-37.
- Amsler, C., Prokhorov, A., & Schmidt, P. (2016). Endogeneity in stochastic frontier models. *Journal of Econometrics*, 190(2), 280-288.
- Andersen, J. & Aslaksen, S. (2010). Oil and political survival. *Annual Review of Sociology,* 25(1), 441-466.
- Badeeb, R. A., Lean, H. H., & Clark, J. (2017). The evolution of the natural resource curse thesis: A critical literature survey. *Resources Policy*, *51*, 123-134.
- Bagley, C. A., Abubaker, M., & Shanaz, A. (2018). Woman and management: a conceptual review, with a focus on Muslim women in management roles in Western and in Muslim-Majority countries. *Open Journal of Business and Management*, *6*(02), 498.
- Baland, J. M., & Francois, P. (2000). Rent-seeking and resource booms. *Journal of Development Economics*, *61*(2), 527-542.
- Barro, R. J., & Lee, J. W. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. *Journal of Development Economics*, *104*, 184-198.
- Battese, G. E., & Coelli, T. J. (1995). A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, *20*(2), 325-332.
- Boos, A. (2011). The theoretical relationship between the resource curse hypothesis and genuine savings. In *annual meeting of the International Studies Association Conference, Montreal, Quebec, Canada*.
- Boserup, E., Tan, S. F., & Toulmin, C. (2013). *Woman's role in economic development*. Routledge.
- Brambor, T. (2008). Oil and institutional change: Is there a resource curse. In *Conference of the Midwest Political Science Association*.
- Bravo-Ortega, C., & De Gregorio, J. (2007). *The relative richness of the poor? Natural resources, human capital, and economic growth*. The World Bank.
- Brunnschweiler, C. N. (2008). Cursing the blessings? Natural resource abundance, institutions, and economic growth. *World Development*, 36(3), 399-419.
- Caselli, F., & Cunningham, T. (2009). Leader behaviour and the natural resource curse. *Oxford Economic Papers*, *61*(4), 628-650.
- Chirinko, R. S. (2008). The long and short of it. *Journal of Macroeconomics*, *30*(2), 671-686.
- Cingranelli, D. L., & Richards, D. L. (2010). The Cingranelli and Richads (CIRI) Human Rights Data Project. *Hum. Rts. Q.*, *32*, 401.
- Costa, H. K., & Santos, E. M. (2013). Institutional analysis and the "resource curse" in developing countries. *Energy Policy*, *63*, 788-795.
- Couttenier, M. (2009). Relationship between natural resources and institutions. Université Paris1 Panthéon-Sorbonne (Post-Print and Working Papers) halshs-00332490, HAL.
- Farzanegan, M. R. (2013). Oil and the future of Iran: a blessing or a curse. *Legatum Institute Future of Iran series, London*.
- Farzanegan, M. R., & Habibpour, M. (2014). Direct distribution of rents and the resource curse in Iran: A micro-econometric analysis. CESifo Working Paper Series 4824, CESifo Group Munich.

- Frankel, J. A. (2012). The natural resource curse: a survey of diagnoses and some prescriptions. Working Paper Series rwp12-014, Harvard University.
- Greene, W. (2005). Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*, *126*(2), 269-303.
- Griffith, R., Redding, S., & Reenen, J. V. (2004). Mapping the two faces of R&D: Productivity growth in a panel of OECD industries. *Review of Economics and Statistics*, *86*(4), 883-895.
- Gylfason, T. (2001). Natural resources, education, and economic development. *European Economic Review*, *45*(4-6), 847-859.
- Karl, T. L. (1997). *The paradox of plenty: Oil booms and petro-states* (Vol. 26). Univ of California Press.
- Katouzian, H. (2016). *In search of Long-run Society*. Tehran: Nay Publishing Group. (In Persian)
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2011). The worldwide governance indicators: methodology and analytical issues. *Hague Journal on the Rule of Law,* 3(2), 220-246.
- Keenan, P. J. (2014). International Institutions and the Resource Curse. *Penn St. JL & Int'l Aff.*, *3*, 216.
- Klump, R., McAdam, P., & Willman, A. (2007). Factor Substitution and factor augmenting technical progress in the US. *Review of Economics and Statistics,* 89, 183-92.
- Luciani, F. G. (2015). Allocation vs. production states: A theoretical framework. In *The rentier State* (pp. 77-96). Routledge.
- Ma, H., Shi, C., & Chou, N. T. (2016). China's water utilization efficiency: An analysis with environmental considerations. *Sustainability,* 8(6), 516.
- Mahdavy, H. (1970). The patterns and problems of economic development in a rentier stare: The case of Iran. In M. A. Cook (Ed.), Studies in Economic History of the Middle East. London: Oxford University Press.
- Markle, L. (2013). Women and economic development in the Middle East and North Africa. *Student Papers in Public Policy*, 1(1).
- Marshall, M. G., Jaggers, K., & Gurr, T. R. (2010). Polity iv project: Political regime characteristics and transitions, 1800-2009. *Center for International Development and Conflict Management at the University of Maryland College Park*.
- McAdam, P., & Christopoulos, D. (2015). *Efficiency, Inefficiency and the MENA Frontier* (No. 1757).
- McQuinn, K., (2013). *The United States as a growth leader for the Euro Area-A multi-sectoral approach* (No. 13/RT/09). Central Bank of Ireland.
- Meeusen, W. & van den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 8, 435-444.
- Mehlum, H., Moene, K., & Torvik, R. (2006). Institutions and the resource curse. *The Economic Journal,* 116(508), 1-20.
- Mehrara, M. & Abrishami, H. & Zamanzadeh, H. (2010). An interpretation of the resource curse hypotheses in oil exporting countries: positive oil momentum at what levels are harmful to economic growth?. *Journal of Energy Economy Studies,* 28, 119-134. (In Persian)
- Moayadfar, S., Hazeri, A., Taleban, M. & Ahmadi, H. (2012). Examination on Resource Curse Theory, by cross-country comparative analysis. *Survey Social Issues in Iran.* 2, 159-184. (In Persian)
- Momeni, F. & Samadian, F. (2013). Institutional quality effect on converting mechanism from blessing to oil resource curse. *Journal of Economic Researching*, No. 50, 17-62. (In Persian)

- Nabli, M. K. (2007). Long term economic development challenges and prospects for the Arab countries. In Nabli, M. K., editor, Breaking the Barriers to Higher Economic Growth: Better Governance and Deeper Reforms in the Middle East and North Africa. Washington: The World Bank.
- Naderi, Y. & Zobayri, H. (2017). Oil and human capital: rethinking on hypothesis of resource curse in Iran. *Research Journal of Energy Economy of Iran,* 23, 153-185. (In Persian)
- Olsson, O., & Hibbs Jr, D. A. (2003). Biogeography and long-run economic development. *European Economic Review*, *49*(4), 909-938.
- Rahmani, T. & Golestani, M. (2009). An analysis of oil resources curses and rent-seeking on the distribution of income in selected oil-producing countries. *Journal of Economic Researching*, 89, 57-86. (In Persian)
- Ross, M. L. (1999). The political economy of the resource curse. *World Politics*, 51(2), 297-322.
- Ross, M. L. (2001). Does oil hinder democracy?. *World Politics,* 53(3), 325-361.
- Sachs, J. D., & Warner, A. M. (1997). *Natural resource abundance and economic growth* (No. w5398). National Bureau of Economic Research.
- Schmidt, P. and Sickles, R. C. (1984). Production frontiers and panel data. *Journal of Business and Economic Statistics,* 2(4), 367-74.
- Shao, S., & Yang, L. (2014). Natural resource dependence, human capital accumulation, and economic growth: A combined explanation for the resource curse and the resource blessing. *Energy Policy*, *74*, 632-642.
- Smith, B. (2015). Resource wealth as rent leverage: Rethinking the oil–stability nexus. *Conflict Management and Peace Science,* 34(6), 597-617.
- Stijns, J. P. (2006). Natural resource abundance and human capital accumulation. *World Development,* 34(6), 1060-83.
- Torres, N., Afonso, Ó., & Soares, I. (2013). *A survey of literature on the resource curse: critical analysis of the main explanations, empirical tests and resource proxies* (No. 1302). Universidade do Porto, Faculdade de Economia do Porto.
- Torvik, R. (2001). Learning by doing and the Dutch disease. *European Economic Review*, *45*(2), 285-306.
- Van der Ploeg, F. (2010). Natural resources: curse or blessing?. *Journal of Economic Literature*, *49*(2), 366-420.
- Vandewalle, D. (2018). *Libya since independence: oil and state-building*. Cornell University Press.

۶. پیوست‌ها

جدول ۳. تعریف عملیاتی متغیرهای نهادی

پژوهش	متغیر	تعریف عملیاتی
دامنه متغیرها از ۲/۵- (ضعیف) تا ۲/۵ (قوی) است. کافمن	حق اظهار نظر و پاسخگویی	امکان انتخاب دولت‌ها، آزادی بیان، آزادی اجتماعات و آزادی رسانه است.
	ثبات سیاسی	احتمال بی‌ثباتی‌های سیاسی، خشونت با انگیزه‌های سیاسی و تروریسم را نشان می‌دهد.
	اثربخشی دولت	اشاره به کیفیت خدمات عمومی، کیفیت خدمات مدنی و مستقل بودن این خدمات فشارهای سیاسی، کیفیت سیاست‌های اتخاذی از نظریه تا اجرا، و اعتبار تعهد دولت نسبت به چنین سیاست‌هایی دارد.
	کیفیت قانون (مقررات)	توانایی دولت برای تدوین و اجرای سیاست های صحیح و مقرراتی که موجب توسعه بخش خصوصی را نشان می دهد.
	حاکمیت قانون	میزان اعتماد به قوانین جامعه و به ویژه کیفیت اجرای قرارداد، حقوق مالکیت، پلیس و دادگاه‌ها، و نیز احتمال جرم و خشونت، را نشان می دهد.
	کنترل فساد	میزان استفاده از قدرت عمومی برای به دست آوردن منافع شخصی، از جمله هر دو شکل جزئی و بزرگ فساد، و همچنین حضور فرادستان و منفعت جویان در دولت را نشان می‌دهد.
سینگرلی و ریچارد:	شاخص حقوق سلامت جسمانی	این یک شاخص ترکیبی است که از متغیرهایی همچون شکنجه، قتل غیرقانونی، زندانیان و غیره ساخته شده است. این مقدار از ۰ (عدم احترام دولت به این موارد) تا ۸ (احترام کامل دولت) را شامل می‌شود.
	شاخص حقوق اختیار و آزادی	این یک شاخص ترکیبی است که از آزادی احزاب، آزادی بیان، حقوق کارگران، مشارکت سیاسی و آزادی مذهب ساخته شده است. این متغیر از ۰ (بدون توجه به دولت برای این پنج حقوق) تا ۱۰ (احترام کامل دولت به این پنج حقوق) را شامل می‌شود.
	فمینیسم	شامل حقوق سیاسی (حق رأی دادن، شرکت درمناصب دولتی، حق پیوستن به احزاب سیاسی و حق درخواست مقامات دولتی) حقوق اقتصادی (پرداخت حقوق برابر برای کار برابر، حق ، برابری در استخدام ، امنیت شغلی، عدم تبعیض توسط کارفرمایان، حق کار در ارتش و نیروی انتظامی.) حقوق اجتماعی (حق ارث برابر، حق طلاق، حق فعالیت مدنی، حق تحصیل و غیره).
مارشال، جگرس و گور	نهاد سیاسی	رفتارهای دموکراتیک از شهروندان و مسئولین دولتی. فرایند انتخابات و غیره.

جدول ۴. تخمین با متغیرهای نهادی

تابع تولید	تخمین	تخمین با ضریب تعامل	p>z		انحراف معیار		zمقدار	
عرض از مبدأ	۰/۶۴	۰/۴۵	۰/۶۷	۰/۷۳	۱/۵۱	۱/۳۳	۰/۴۳	۰/۳۴
کشش تولیدی نیروی کار	۰/۸۶	۰/۸۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۶۹	۰/۰۶۲	۱۲/۴۵	۱۳/۳۸
کشش تولیدی سرمایه فیزیکی	۰/۱۷۴	۰/۲۳	۰/۲۹	۰/۰۱	۰/۷۹۹	۰/۰۷۱	۲/۱۹	۳/۳۶
کشش تولیدی سرمایه انسانی	۰/۴۷۸	۰/۴۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۳۲	۰/۰۳۱	۱۴/۷۴	۱۴/۲۳
نرخ پیشرفت فنی	-۰/۲۹۲	-۰/۲۷	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۲۵	۰/۰۲۴	-۱۱/۵۴	-۱۱/۲۶
معادله ناکارآیی								
سرمایه انسانی	۰/۲۴۳	۰/۱۴۷	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۳	۸/۰۳	۴/۸۷
درجه باز بودن تجاری	-۱	-۰/۰۶۷	۰/۰۰	۰/۷۱۲	۰/۱۶	۰/۱۸۲	-۶/۲۵	۰/۳۷
نفوذ رانتی	-۱/۰۱	-۱/۳۳	۰/۰۰	۰/۰۲۹	۰/۲۳۵	۰/۶۱	-۴/۳	-۲/۱۸
درجه باز بودن * نفوذ رانتی	-	-۶/۷۶	۰/۰۰		۱/۷۴		-۳/۸۷	
سرمایه انسانی * نفوذ رانتی	-	۰/۴۳۳	۰/۰۰۱		۰/۱۳۱		۳/۲۸	
کارآیی فنی	۰/۸۸	۰/۷۶			۰/۲۱	۰/۱۶۵		

جدول ۵. تخمین با شاخص فمینیسم

تابع تولید	تخمین	تخمین با ضریب تعامل	p>z		انحراف معیار		zمقدار	
عرض از مبدأ	-۸/۸۳	-۷/۹۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۷۷	۱/۸۶	-۴/۹۷	-۴/۲۹
کشش تولیدی نیروی کار	۱/۲۹	۱/۱۹	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۹۴	۰/۰۸۹	۱۳/۶۶	۱۳/۳
کشش تولیدی سرمایه فیزیکی	۰/۵۳	۰/۶۳	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۸۷	۰/۰۸۵	۶/۱۴	۷/۳۶
کشش تولیدی سرمایه انسانی	۰/۵	۰/۴۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۴۹	۰/۰۳۸	۱۰/۱۶	۱۰/۸۵
نرخ پیشرفت فنی	-۰/۲۷	-۰/۲۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۳۸	۰/۰۴	-۷/۱۷	-۵/۵۷
معادله ناکارآیی								
حقوق سیاسی زنان	۱/۸۳	۰/۰۹۲	۰/۰۰	۰/۰۴	۰/۱۹	۰/۰۴۵	۹/۴۸	۲/۰۵
حقوق اقتصادی زنان	۰/۲۱	۰/۰۵۹	۰/۲	۰/۰۵۵	۰/۱۷	۰/۰۳۱	۱/۲۶	۱/۹۲
حقوق اجتماعی زنان	۰/۲	۰/۰۰۷	۰/۲۴	۰/۸	-	۰/۲۱	-	-۳/۳۸
نفوذ رانتی	-	-۰/۷۱	-	۰/۰۰۱	۰/۲۳۵	۰/۶۱	-۴/۳	-۲/۱۸
حقوق سیاسی زنان * نفوذ رانتی	-	۰/۳۹	۰/۰۱		۰/۱۵		۲/۵۶	
کارآیی فنی	۰/۹	۰/۶۲			۰/۲۱	۰/۱۵		

جدول ۶. تخمین با شاخص های سیاسی، حقوق سلامت جسمانی، آزادی و اختیار

تابع تولید	تخمین	تخمین با ضریب تعامل	p>z		انحراف معیار		zمقدار	
عرض از مبدأ	۳/۲۳	-۹/۷۸	۰/۱۲۶	۰/۰۰	۲/۱۱	۲/۵۶	۱/۵۳	-۳/۸۲
کشش تولیدی نیروی کار	۰/۶۸	۲/۲۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۱۳	۰/۲۷	۶/۳	۸/۳۳
کشش تولیدی سرمایه فیزیکی	۰/۱۸	-۰/۵۵	۰/۰۴۶	۰/۰۰	۰/۰۹	۰/۱۵	۲	-۳/۵۴
کشش تولیدی سرمایه انسانی	۰/۳۸	۰/۷۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۵	۰/۰۷۷	۷/۳۹	۹/۶
نرخ پیشرفت فنی	-۰/۱۹	-۰/۳۶	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۵۳	۰/۰۴۹	-۳/۶۷	-۷/۳۶
معادله ناکارآیی								
حقوق آزادی و اختیار	-۰/۰۳۱	-۰/۳۶	۰/۱۳۹	۰/۰۱۳	۰/۰۲۱	۰/۱۴	-۱/۴۸	-۲/۴۹
حقوق سلامت جسمانی	-۰/۰۲۴	۰/۳۳	۰/۱۹۷	۰/۰۰۵	۰/۰۱۹	۰/۱۲	-۱/۲۹	۲/۸
شاخص سیاسی	۰/۰۴۳	۰/۰۵۴	۰/۰۰	۰/۴۶۱	۰/۰۰۸	۰/۰۷۴	۴/۸۴	۰/۷۴
حقوق آزادی و اختیار*نفوذ رانتی	-	۲/۹۳	۰/۰۰		۰/۷۸		۳/۷۴	
حقوق سلامت جسمانی * نفوذ رانتی	-	-۱/۶۶	۰/۰۰		۰/۴۷		-۳/۵	
شاخص سیاسی* نفوذ رانتی	-	۰/۸	۰/۰۰۲		۰/۲۵		۳/۱۵	
کارآیی فنی	۰/۷۵	۰/۹۳			۰/۱۳	۰/۰۸		
γ	۰/۷۳	۰/۶۶						

جدول ۷. تخمین با شاخص کافمن

معادله ناکارآیی	تخمین	تخمین با ضریب تعامل	p>z		انحراف معیار		zمقدار	
حق اظهارنظر و پاسخگویی(۱)	۱/۲۳	-۰/۰۰۵	۰/۰۰	۰/۹۳۴	۰/۲۸	۰/۰۶۷	۴/۳۲	-۰/۸
ثبات سیاسی(۲)	-۰/۵۵	-۰/۹	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۲۶	۰/۱۲	-۴/۴۲	-۷/۲۳
اثربخشی دولت(۳)	۲/۹۸	۱/۶۶	.	۰/۰۰	.	۰/۲۱	.	۷/۸۳
کیفیت قانون(۴)	-۰/۶۸	-۰/۴۴	۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	۰/۲۳	۰/۱۴	-۲/۹۱	-۳/۱۴
حاکمیت قانون(۵)	۱/۱۹	-۰/۹۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰	۰/۴۱	۰/۱۵	۲/۸۸	-۵/۸۶
کنترل فساد(۶)	-۲/۴۱	-۰/۷۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۳۶	۰/۱۳	-۶/۶۶	-۵/۴۲
(۱)*نفوذ رانتی		-۰/۰۶۷		۰/۸۲۳		۰/۳		-۰/۲۲
(۲)* نفوذ رانتی	-	۵/۱۵	-	۰/۰۰	-	۰/۳۸	-	۱۳/۳۱
(۳)* نفوذ رانتی	-	-۱/۸۹	-	۰/۰۵۱	-	۰/۹۷	-	-۱/۹۵
(۴)* نفوذ رانتی	-	۳/۹۴	-	۰/۰۰	-	۰/۷۲	-	۵/۴۲
(۵)* نفوذ رانتی	-	۰/۵۵	-	۰/۵۳	-	۰/۹	-	۰/۶۲
(۶)* نفوذ رانتی	-	-۰/۱۲	-	۰/۹	-	۱/۱۸	-	-۰/۱۱

جدول ۸. تخمین با شاخص های اصلی

معادله ناکارآیی	تخمین	p>z	انحراف معیار	zمقدار
درجه باز بودن تجاری	۴/۴۸	۰/۰۰۸	۱/۶۹	۲/۶۵
سرمایه انسانی	-۱/۱	۰/۰۰۱	۰/۳۲	-۳/۴
نفوذ رانتی	۱۰	۰/۰۰۵	۳/۶۲	۲/۷۸
حقوق آزادی و اختیار	-۰/۰۲۸	۰/۸۵	۰/۱۵	-۰/۱۸
حقوق سلامت جسمانی	-۰/۰۰۸۳	۰/۵۹	۰/۱۵	-۰/۵۳
شاخص سیاسی	۰/۶۵	۰/۰۰	۰/۱۷	۰/۷۶
حقوق اقتصادی زنان	۰/۳۳	۰/۴	۰/۴۲	۰/۸۴
حقوق سیاسی زنان	۲/۰۶	۰/۰۰۳	۰/۶۹	۲/۹۵
حقوق اجتماعی زنان	۰/۳۶	۰/۴	۰/۵	۰/۷۳
کارآیی فنی	۰/۹۱		۰/۱۱	
γ	۰/۸			

دوفصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)
سال هفتم، شمارهٔ اول، بهار و تابستان ۱۳۹۸ (پیاپی ۱۹)

مقالهٔ پژوهشی

بررسی اثربخشی سیاست‌های قیمتی اصلاح الگوی مصرف انرژی در بین استان‌های کشور: رهیافت داده‌های پانلی پویا[1]

داود حمیدی رزی[2]، رضا رنج‌پور[3] و محمدعلی متفکر آزاد[4]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۳۰
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۴/۲۰

چکیده

دستیابی به برآوردهای معتبر درباره کشش‌های قیمتی تقاضای انرژی، می‌تواند به درک بهتر از اثرات اقتصادی، زیست محیطی و توزیعی تغییر قیمت انرژی منجر شده و سیاست‌گذاران را قادر می‌سازد تا اقدام به اتخاذ تصمیمات کارآمد در حوزه مدیریت انرژی کنند. هدف از این پژوهش، بررسی اثربخشی سیاست‌های قیمتی اصلاح الگوی مصرف انرژی در استان‌های کشور از طریق برآورد و تحلیل کشش‌های قیمتی تقاضای انرژی به تفکیک حامل‌های انرژی منتخب (پرمصرف) و شاخص کل قیمت انرژی طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۹ است. بدین منظور، از تخمین‌زن‌های پویای پانلی استفاده شده و کشش‌های تابع تقاضای انرژی تصریحی توسط تخمین‌زن پویای پانلی دومرحله‌ای آرلانو و باور (۱۹۹۵)/ بلاندل و باند (۱۹۹۸) برآورد شدند. طبق نتایج، متوسط کشش‌های قیمتی (شاخص کل قیمت انرژی) کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای انرژی در استان کشور، به‌ترتیب، برابر ۰/۰۳۸- و ۰/۵۶۷-

---

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/EDP.2020.26822.1213
۲. دانشجوی دکتری توسعه اقتصادی دانشگاه تبریز؛ d.hamidi@tabrizu.ac.ir
۳. دانشیار اقتصاد دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)؛ reza.ranjpour@gmail.com
۴. استاد اقتصاد دانشگاه تبریز؛ m.motafakker@gmail.com

برآورد شد. از نظر حامل‌های انرژی نیز بالاترین کشش قیمتی تقاضای انرژی، به‌ترتیب، مربوط به قیمت حامل برق و سپس قیمت حامل بنزین است. اثر متغیر اقلیم (نیاز به گرمایش و سرمایش) در انرژی‌بری استان‌ها، قابل توجه بوده و کشش متوسط تقاضای انرژی نسبت به اقلیم در کوتاه‌مدت ۰/۱۵ و در بلندمدت ۲/۳۰ برآورد شد. بالا بودن کشش تقاضای اقلیمی انرژی و پایین بودن کشش قیمتی تقاضای انرژی (هم نسبت به شاخص قیمت کلی انرژی و هم، به تفکیک قیمت حامل‌های انرژی)، ضرورت اجرای سیاست‌های غیرقیمتی در سطح استان‌های کشور را ایجاب می‌کند.

واژگان کلیدی: اثربخشی، کشش قیمتی، حامل‌های انرژی، تقاضای انرژی، استان‌های ایران، تخمین پویای پانلی
طبقه‌بندی JEL: C23 ،O13، D12، Q40، R41

۱. مقدمه

در اقتصادهای معاصر[1]، انرژی، همزمان که یک عنصر کلیدی برای تولید کالاها و خدمات است، یک منبع مستقیم ایجادکننده رفاه برای شهروندان نیز می‌باشد. همچنین انرژی در اقتصادهای نفتی، یک منبع مهم برای ایجاد درآمد برای دولت و بخش عمومی است. درنتیجه، این موضوع که چگونه قیمت تغییر داده شده توسط پویایی‌های بازار و یا سیاست‌های عمومی مربوط به انرژی، بر تولیدکننده و مصرف‌کننده انرژی تأثیر می‌گذارد، اهمیت می‌یابد (لباندیرا و همکاران[2]، همکاران[2]، ۲۰۱۷).

در اقتصاد ایران، بروز شکاف بین هزینه‌ها و درآمدهای نهادهای ارائه کننده خدمات انرژی (وزارت نیرو و شرکت نفت) در نتیجه واقعی نبودن قیمت حامل‌های انرژی در ایران، قاچاق سوخت و همچنین اتلاف و اسراف انرژی توسط شهروندان، باعث مطرح شدن گفتمان هدفمندی یارانه حامل‌های انرژی و واقعی کردن قیمت انرژی در انتهای سال ۱۳۸۸ شد. براساس قانون هدفمندی یارانه‌ها، حامل‌های انرژی که در ۲۸ آذر ۱۳۸۹ به اجرا درآمد، دولت مکلف شد تا طی پنج سال، قیمت انواع حامل‌های انرژی و آب و خدمات فاضلاب را به سطح قیمت‌های واقعی برساند. همچنین در این قانون، به دولت اجازه داده شد که حداکثر نیمی از درآمد حاصل از افزایش قیمت‌ها را برای پرداخت یارانه نقدی و غیرنقدی به خانوارها اختصاص دهد (قانون هدفمند کردن یارانه‌ها، ۱۳۸۸). در این راستا، از سال ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۲ فقط یک‌بار قیمت حامل‌های انرژی افزایش پیدا کرد و دولتمردان برخلاف قانون با این قضیه با احتیاط برخورد کردند.

---

1. Contemporary Economies
2. Labandeira *et al.*

در سال‌های بعد از ۱۳۹۲ و همزمان با روی کار آمدن دولت یازدهم و دوازدهم (دولت فعلی)، موضوع افزایش قیمت انرژی به‌رغم اینکه همیشه توسط نهادهای ارائه کننده خدمات انرژی مطرح بوده، ولی دولت به طور ضمنی با آن مخالف کرده، و البته دولت طی این مدت، سه بار با افزایش قیمت برق موافقت کرده است[۱]. در بند هفتم «سیاست‌های کلی اصلاح الگوی مصرف»، ابلاغی ۱۳۸۹ نیز صرفه‌جویی در مصرف انرژی با اعمال مجموعه‌ای متعادل از اقدامات قیمتی و غیرقیمتی به منظور کاهش مستمر «شاخص شدت انرژی[۲]» کشور به حداقل دو- سوم میزان کنونی تا پایان برنامهٔ پنجم توسعه و به حداقل یک- دوم میزان کنونی تا پایان برنامهٔ ششم توسعه (۱۳۹۹ هجری شمسی) به‌عنوان هدف کلان کشور در این بخش، تعیین شده است. صعودی بودن شدت انرژی در ایران، در حالی است که متوسط جهانی شدت انرژی از سال ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۵ به طور مستمر روند نزولی داشته و از ۷/۵۸ (میلیون ژول بر دلار برابری قدرت خرید سال ۲۰۱۱)[۳] به ۵/۱۳ میلیون ژول بر دلار برابری قدرت خرید سال ۲۰۱۱ کاهش یافته است (بانک جهانی[۴]، ۲۰۱۸).

اجرای فاز اول طرح هدفمندی یارانه حامل‌های انرژی، باعث یک تجربه سیاستی مهم و ارزشمند برای سیاست‌گذاران می‌باشد، که درصورت تحلیل صحیح پیامدهای این سیاست قیمتی، سیاست‌گذاران می‌توانند تصمیماتی اتخاذ کنند که در مسیر اصلاح الگوی مصرف انرژی، با استفاده از سیاست‌های قیمتی و همچنین غیرقیمتی، کارآیی را ارتقاء دهند. مطالعات داخلی بسیاری، به ارزیابی اثرات اجرای سیاست قیمتی هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی در ایران پرداخته‌اند که بر طبق آنها، سیاست افزایش یکباره (انفجاری) قیمتی، اثربخشی چندانی در راستای کاهش تقاضای انرژی، تحریک صرفه‌جویی انرژی، رشد اقتصادی و افزایش اشتغال نداشته است (خدابخشی و کرمی، ۱۳۹۵؛ مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۳۹۱).

در این راستا، از پیامدهای مثبت اجرای فاز اول هدفمندی یارانه حامل‌های انرژی، می‌توان به تغییر سهم سوخت‌ها بخصوص در بخش حمل و نقل از بنزین به گاز طبیعی و حذف و کاهش کوتاه‌مدت پدیده قاچاق سوخت اشاره کرد[۵]. این پژوهش، در راستای تکمیل مطالعات

---

۱. بار اول در اسفند سال ۱۳۹۲ به میزان ۲۴ درصد، بار دوم در اسفند ۱۳۹۳ به میزان ۱۰درصد برای مصارف خانگی و کشاورزی و ۲۰ درصد برای سایر مصارف و بالاخره بار سوم در مرداد ۱۳۹۵ به میزان ۱۰ درصد، قیمت برق افزایش یافته است (وزارت نیرو، ۱۳۹۵).

۲. در ادبیات اقتصاد انرژی، «میزان مصرف انرژی به ازای هر واحد از تولید کالاها و خدمات» را شدت مصرف انرژی یا به طور خلاصه، شدت انرژی می‌نامند. واحدهای متفاوتی برای اندازه‌گیری شدت انرژی وجود دارد که عموماً میزان انرژی مصرفی (بر حسب بشکه نفت خام) به ازای ۱ دلار بین‌الملل تولید ناخالص داخلی واقعی، معیار محاسبات است. شدت انرژی، یک پراکسی ناقص برای کارآیی فنی انرژی می‌باشد (سیف و حمیدی رزی، ۱۳۹۵).

3. Energy intensity level of primary energy (MJ/$2011 PPP GDP)

4. World Bank

۵. اگر چه در چند ماه اخیر، با کاهش ارزش پولی ملی و افزایش نرخ ارز، قاچاق دوباره حرفه‌ای پرسود شده و رونق یافته است.

تجربی قبلی بوده و برآن است تا با هدف قرار دادن استان‌های کشور، اثربخشی سیاست‌های قیمتی اصلاح الگوی مصرف انرژی را مورد بازبینی قرار دهد.

در این راستا، دو سؤال مهم این پژوهش عبارت است از: الف) کشش تقاضای انرژی استان‌ها نسبت به شاخص قیمت کلی انرژی چگونه است؟؛ ب) تقاضای انرژی در استان‌های کشور، به ترتیب، نسبت به قیمت کدام حامل‌ها کشش‌پذیرتر است؟ پاسخگویی به این دو سؤال از این جهت اهمیت دارد که، هم اثربخشی سیاست‌های قیمتی در کاهش تقاضای انرژی و تحریک صرفه‌جویی انرژی مشخص می‌شود و هم، سیاست‌گذاری در جهت جایگزینی سوخت‌ها و تصمیم‌گیری درباره شدت اعمال سیاست قیمتی و غیرقیمتی به تفکیک نوع حامل (سوخت)، با کارآیی بیشتری دنبال می‌شود.

با عنایت به موارد مذکور، در این پژوهش، تابع تقاضای جمعی (کلی) مصرف انرژی در استان‌های کشور طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۹ توسط تخمین‌زن پویای پانلی آرلانو و باور (۱۹۹۵)/ بلاندل و باند (۱۹۹۸)[1] برآورد شده و کشش‌های قیمتی تقاضای انرژی به صورت کلی و به تفکیک حامل‌ها محاسبه می‌شوند. نوآوری مطالعه حاضر، مدل‌سازی استانی، محاسبه تقاضای جمعی (مصرف کلیه حامل‌های انرژی در همه بخش‌ها) انرژی در استان‌ها و برآورد مدل به تفکیک شاخص قیمت کل انرژی و قیمت ۴ حامل انرژی پرمصرف است. طبق نتایج تقاضای جمعی انرژی در استان‌ها نسبت به قیمت حامل برق و سپس نسبت به قیمت حامل بنزین، کشش‌پذیرتر است.

ادامه مقاله، بدین صورت تنظیم شده است: ابتدا، مبانی نظری و پیشینه پژوهشی مرور، و سپس روش‌شناسی و مدل اقتصادسنجی تحقیق تبیین می‌شود. بخش پنجم، به نتایج تجربی اختصاص یافته و در بخش ششم نیز جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری

در ادبیات اقتصادی، قیمت‌گذاری از جمله ابزارهای سیاستی قابل دسترس برای بهینه‌سازی مدیریت عرضه و تقاضا است. قیمت‌گذاری در حالت بهینه، باید حداقل تمامی هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیم تولید انرژی و تحویل آن به مصرف‌کنندهٔ نهایی را شامل شود و دارای کارآیی اقتصادی باشد تا از اتلاف انرژی جلوگیری شود. در بخش صنعت، این عوامل بسیار مهم است و در شکل‌گیری ساختار بخش صنعت، تکنولوژی‌های مورد استفاده و صرفه‌جویی در انرژی، نقش اساسی ایفا می‌نماید. قیمت‌گذاری پایین‌تر از مقدار واقعی قیمت حامل‌های انرژی، موجب توسعهٔ صنایع انرژی‌بر، استفاده از تکنولوژی‌های انرژی‌بر و عدم صرفه‌جویی در انرژی و اسراف این منابع خواهد شد. افزایش قیمت انرژی از طریق دو اثر جانشینی و درآمدی، تقاضای آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد و میزان این تأثیر با استفاده از مفهوم کشش قیمتی، قابل بررسی

1. Arellano-Bover/Blundell-Bond Linear Dynamic Panel-Data Estimator

است. اگرچه از نقطه‌نظر اقتصادی، قاعدهٔ کلی برای تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی با کالاهای دیگر تفاوتی ندارد (باتاچاریا[1]، ۲۰۱۱: ۴۷-۴۶)، اما مفهوم کشش قیمتی انرژی در کوتاه و بلندمدت از جهاتی با کالاهای دیگر متفاوت است، چرا که مشخصهٔ مهم تقاضای انرژی، وجود تجهیزات مصرف‌کنندهٔ انرژی (تقاضای اشتقاقی) است که خدمات آنها مورد نیاز است.

چنانچه قیمت یک حامل انرژی در زمان مشخصی تغییر یابد، بخشی از تقاضای آن حامل در همان زمان، به تغییرات قیمت حساسیت نشان می‌دهد، ولی اثر کل آن در بلندمدت منعکس می‌شود، چرا که به منظور استفاده از تجهیزات کاراتر و اقدام به بهینه‌سازی مصرف انرژی، مانند عایق‌بندی، تغییر سیستم گرمایشی، سرمایشی و ...، زمان بیشتری مورد نیاز است. بنابراین، زمان، به‌عنوان یک عامل مؤثر بر کشش قیمتی تقاضای حامل‌های انرژی مطرح است. در مطالعات تجربی، تقاضای انرژی به تقاضای محصور[2] و تقاضای آزاد[3] تفکیک شده است (باتاچاریا، ۲۰۱۱؛ کارتر و همکاران[4]، ۲۰۱۲). بخشی از تقاضای انرژی که به تجهیزات مصرف-کنندهٔ انرژی خریداری شده از قبل به وسیلهٔ خانوار اختصاص دارد، تقاضای محصور (یا تقاضای بی‌کشش[5]) انرژی نامیده می‌شود. تقاضای آزاد انرژی، به آن قسمتی از تقاضا اطلاق می‌شود که نیازهای فعلی به خدمات انرژی آن را ایجاد می‌کند و به دلیل وجود تجهیزاتی که در گذشته به کار گرفته شده‌اند، تقاضا نمی‌شود.

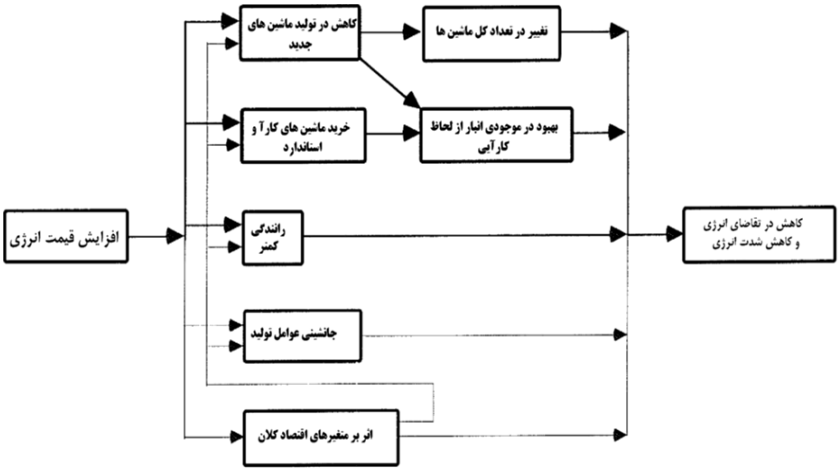
کشش قیمتی کوتاه‌مدت تقاضای انرژی، در حقیقت، حساسیت تقاضای آزاد انرژی را نسبت به قیمت‌ها اندازه‌گیری می‌کند. در واقع، افزایش قیمت انرژی در کوتاه‌مدت، موجب کاهش تقاضای آزاد حامل‌ها می‌شود. حال چنانچه سهم تقاضای آزاد از کل تقاضای انرژی زیاد باشد، اثر تغییر قیمت حامل در کوتاه‌مدت، قابل توجه خواهد بود. در بلندمدت، افزایش قیمت انرژی، موجب می‌شود، مصرف‌کنندگان انرژی به جایگزینی تجهیزات پرمصرف با تجهیزات کم مصرف اقدام کنند. بنابراین، در بلندمدت، علاوه بر تقاضای آزاد انرژی، تقاضای محصور نیز از افزایش قیمت حامل‌های انرژی متأثر می‌شود. کشش بلندمدت تقاضای انرژی، در حقیقت، واکنش تقاضای آزاد و محصور انرژی نسبت به تغییرات قیمت حامل‌ها است (اکبری و همکاران، ۱۳۹۳: ۳۴).

سیاست‌های قیمتی، انواع مختلفی دارند و به چند طریق متفاوت اعمال می‌شوند. یکی از مهمترین سیاست‌های قیمتی، اصلاح الگوی مصرف انرژی، تعرفه‌گذاری پلکانی افزایشی (IBT)[6] است که باعث حذف یارانه پنهان و بهبود شاخص عدالت نیز می‌شود. در این سیاست،

1. Battacharyya
2. Captive Demand
3. Free Demand
4. Carter *et al.*
5. Inelastic Demand
6. Increasing Block Tariffs

شهروندان با مقدار مصرف پایین (بویژه در حامل‌های برق، گاز طبیعی و آب) قیمت کمتری را می‌پردازند؛ درحالی که با افزایش مصرف انرژی و عبور از مقدار آستانه مصرف، تعرفه‌ها به طور محسوس افزایش می‌یابد.

تأثیرگذاری افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضای انرژی، بستگی به نقش نهاده انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی دارد. اینکه انرژی به عنوان نهاده مصرفی، واسطه‌ای و یا صادراتی باشد، سیاست‌های قیمتی، تأثیرات متفاوتی خواهد داشت. شکل (۱)، کانال‌های اثرگذاری افزایش قیمت انرژی بر کاهش مصرف انرژی و شدت مصرف انرژی در بخش حمل و نقل را نشان می‌دهد.



شکل ۱. کانال‌های اثرگذاری افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر کاهش مصرف و شدت انرژی در بخش حمل و نقل

در ایران، افراد به جای خرید ماشین‌های کارا و استاندارد، به سمت ماشین‌های دوگانه‌سوز و غیر استاندارد تمایل پیدا می‌کنند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در بخش تولید و ساخت[1] نیز، افزایش قیمت حامل‌های انرژی، هزینهٔ تولید را از دو طریق افزایش می‌دهد: تأثیر مستقیم (افزایش هزینهٔ تأمین انرژی بنگاه) و تأثیر غیرمستقیم (افزایش هزینهٔ بنگاه ناشی از افزایش هزینهٔ حمل و نقل، مواد اولیه، افزایش حجم نقدینگی مورد نیاز، افزایش هزینه‌های منابع انسانی و ...). اگر افزایش هزینه‌ها به زنجیره‌های بعدی منتقل شود، بالاخره، به افزایش هزینهٔ مصارف نهایی (خانوار، دولت، سرمایه گذاری و صادرات) منجر خواهد شد. با افزایش قیمت حامل‌های انرژی، ممکن است تقاضا برای محصول بنگاه نیز کاهش پیدا کند. این کاهش تقاضا، ممکن است به دلیل کاهش تقاضای نهایی یا به دلیل افزایش واردات

1. Manufacturing

باشد (شاهمرادی و همکاران، ۱۳۹۰). همچنین اگر افزایش قیمت انرژی بیش از کاهش هزینه (با اجرای طرح‌های جبرانی) باشد، هر مقداری از افزایش هزینه که قابل انتقال به مصرف‌کننده یا زنجیره‌های بعدی نباشد، موجب کاهش سود واحد تولیدی خواهد شد. بنابراین، امکان دارد در مواردی، افزایش قیمت‌های انرژی، موجب زیان یا سود اندک برای واحدهای تولیدی شود[۱].

در این راستا، برای حفظ توازن بین هزینه‌ها و درآمدها، باید افزایش هزینه و کاهش فروش، مورد بررسی قرار گیرند. در سطح کلان نیز تغییر تقاضای کل[۲] برای انواع محصولات به شرح زیر است: الف) ایجاد تقاضا برای محصولات مؤثر در ارتقاء بهره‌وری انرژی؛ افزایش قیمت انرژی موجب ایجاد یا افزایش تقاضا برای کالاها (مانند مولدهای ترکیبی برق و گرما، لامپ‌های LED و ...) و خدمات انرژی (ممیزی انرژی، نگهداری، تعمیرات پیشگیرانه و ...) خواهد شد. نکتهٔ مهم در این افزایش تولید، ایجاد اشتغال برای نیروهای متخصص است؛ ب) کاهش تقاضای کالاهای پرمصرف یا کم بازده به دلیل افزایش هزینه‌های بهره‌برداری؛ ج) کاهش تقاضای خرید برخی محصولات به دلیل تغییر ترکیب مصرف خانوار (اسلامی اندارگلی و همکاران، ۱۳۹۲).

از سوی دیگر، در مورد واکنش مصرف‌کنندگان به تغییرات متغیرهایی مثل قیمت (حامل‌های انرژی، آب، و ...)، دو سؤال پیش می‌آید:

۱- چگونه اطلاعاتی که در ورای یک قیمت وجود دارد، به حوزه آگاهی مصرف کننده وارد می‌شود؟

۲- چگونه آگاهی نسبت به سطح قیمت‌ها، رفتار افراد را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟

تأمل در هریک از سؤال‌های فوق، می‌تواند سیاست‌گذاران را در یافتن ترکیب بهینه از سیاست‌ها، برای اصلاح الگوی مصرف انرژی یاری کند. در این راستا و در پاسخ به سؤال اول، طبق تحلیل رویکرد ساختارگرا- نهادگرا[۳]، عوامل نهادی، مانع اصلی پیشبرد اصلاحات اقتصادی و توسعه‌ای (از جمله کاهش یارانه و تعرفه‌ها) می‌باشند، و در این صورت، می‌توان گفت که اعمال سیاست‌های قیمتی یکباره (انفجاری) تنها می‌تواند با تشدید تورم، ناتوازنی‌های ساختاری موجود را تقویت کند و از این طریق، مانع انباشت سرمایه در بخش‌های مولد اقتصاد شود. همین‌طور، می‌توان گفت که اعمال رویکرد اصلاحات قیمتی تدریجی بدون اعمال اصلاحات نهادی، نمی‌تواند نتایج مورد نظر را در پی داشته باشد. به‌عبارت دیگر، مادام که تنگناهای ساختاری و نهادی مرتبط با حکمرانی رفع نشود، سیاست بازی با قیمت‌ها، اثربخشی لازم را نخواهد داشت (دینی ترکمانی، ۱۳۸۹؛ کوز[۴]، ۲۰۰۵).

---

۱. در ایران، با توجه به اینکه ساختار عمده صنایع، انرژی‌بر است، افزایش قیمت حامل‌های انرژی، می‌تواند باعث کاهش تولید و در نتیجه، کاهش سود بنگاه شود.

2. Aggregate demand
3. Structural-Institutional Approach
4. Coase

بررسی اثر متغیرهای مؤثر (اعم از قیمتی و غیرقیمتی) بر تقاضای انرژی به کمک مدل‌های تقاضای انرژی انجام می‌شود. در ادبیات اقتصادی، مطالعه و مدل‌سازی تقاضای حامل‌های انرژی بر اساس مدل‌های متنوعی میسر است. این مدل‌ها را می‌توان با در نظر گرفتن معیارهایی از قبیل اهداف، فروض، درجه توجه به تغییرات فناوری، درجه درونزایی و دامنهٔ توصیف اجزاء بخش‌های غیرانرژی اقتصاد، تقسیم بندی نمود. عمده‌ترین روش‌های بررسی تقاضای انرژی عبارتند از: روش‌های فنی- اقتصادی، اقتصادسنجی (شامل مدل‌های ساختاری و غیرساختاری)، اقتصاد کلان، تحلیل روند، تعادل اقتصادی، کلان‌سنجی و صفحه گسترده. هر یک از مدل‌های پیش‌بینی و تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی، دارای نقاط قوت و ضعفی می‌باشند (سهیلی، ۱۳۸۲).

۳. پیشینه پژوهشی

خدابخشی و کرمی (۱۳۹۵) در تحقیق خود با عنوان «مقایسه تأثیر سیاست هدفمندی یارانه‌های فرآورده‌های نفتی و گاز طبیعی بر روی رشد بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات و تأثیر یارانه‌های پرداختی به حامل‌های انرژی (فرآورده‌های نفتی و گاز طبیعی) بر روی رشد تولید ناخالص داخلی (GDP)»، بخش‌های اقتصادی (کشاورزی، صنعت و خدمات) ایران (۱۳۹۱-۱۳۸۶) را مورد بررسی قرار دادند؛ که برای این منظور، آخرین سری جدول داده-ستانده منتشر شده به وسیلهٔ مرکز آمار ایران (مدل قیمتی داده- ستانده) به کار گرفته شده است. برای تجزیه و تحلیل روابط متغیرها و رسیدن به پاسخ سؤالات تحقیق، روش ماتریسی داده- ستانده، مورد استفاده قرار گرفت. نتایج و یافته‌های این تحقیق، نشان داد که با افزایش قیمت حامل‌های انرژی (فرآورده‌های نفتی و گاز طبیعی)، تولیدات بخش کشاورزی، به دلیل وابستگی واسطه‌ای کمتر به حامل‌های انرژی فرآورده‌های نفتی و گاز طبیعی و قیمت نسبی پایین‌تر نسبت به سایر بخش‌های اقتصاد، افزایش، و تولیدات در بخش صنعت، به دلیل مصرف بالای انرژی به وسیلهٔ صنایع، کاهش‌یافته است و تولیدات بخش خدمات نیز نتایج متفاوتی را نشان می‌دهد.

همچنین نعمت‌الهی و همکاران (۱۳۹۴)، با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی و الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه، نشان دادند که هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی، سبب کاهش تولید در فعالیت‌های تولیدی، افزایش قیمت کالاها و خدمات و کاهش مصرف مصرف‌کنندگان می‌شود. این نتایج، می‌تواند دلیلی بر انعطاف‌ناپذیری بنگاه‌های تولیدی، سطح پایین تکنولوژی تجهیزات و ماشین‌آلات و رقابت‌ناپذیری آنها باشد که موجب کاهش تولید در نتیجهٔ اعمال سیاست‌های قیمتی می‌شود.

بزازان و همکاران (۱۳۹۴) در پژوهش خود، به بررسی تأثیر هدفمندی یارانهٔ انرژی برق بر تقاضای خانوارها به تفکیک شهر و روستا با استفاده از سیستم تقاضای تقریبا ایده آل (AIDS) و روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) پرداختند. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش،

شامل شاخص های قیمت و مخارج مصرفی خانوارهای شهری و روستایی مرکز آمار ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و اطلاعات ترازنامهٔ انرژی طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۷۰ است. نتایج نشان می‌دهد که انرژی برق برای خانوارهای شهری و روستایی، جزو کالاهای ضروری به شمار می‌آید و قدر مطلق کشش قیمتی برای هر دو نوع خانوار، کمتر از واحد به دست آمده است. بنابراین، سیاست‌های قیمتی انرژی، به تنهایی برای کاهش مصرف برق احتمالاً کارساز نبوده و ضرورت ایجاب می‌کند، در کنار آن، از سیاست‌های غیرقیمتی استفاده شود.

مرکز پژوهش‌های مجلس (۱۳۹۱) نیز در گزارش خود با عنوان «اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضای انرژی و کالاهای غیرانرژی خانوارهای شهری و روستایی»، اثر اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه‌های انرژی را بر تقاضای خانوارهای شهری و روستایی (تقاضا برای انرژی و غیرانرژی) بررسی کرده است. نتایج حاصل از برآورد کشش‌های سیستم معادلات سهم مخارج حامل‌های انرژی (برق، گاز طبیعی و بنزین) در هر یک از دهک‌های درآمدی طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۸۷، بیانگر این است که:

۱- حساسیت خانوارهای روستایی نسبت به تغییرات قیمت حامل‌های انرژی، بیش از خانوارهای شهری است؛ یعنی، با افزایش قیمت حامل‌های انرژی، خانوارهای روستایی، مصرف کالاهای انرژی خود را بیش از خانوارهای شهری کاهش می‌دهند؛

۲- حساسیت خانوارهای شهری در دهک‌های پایین درآمدی، نسبت به تغییرات قیمت حامل‌های انرژی، بیشتر از دهک‌های بالای درآمدی است؛

۳- در کلیهٔ خانوارهای شهری و روستایی، حساسیت تقاضای برق نسبت به تغییرات قیمت کالای انرژی (بنزین و گاز طبیعی)، بیشتر است. بنابراین، برای اتخاذ سیاست موفق در این زمینه با هدف کاهش تبعات آن بر توزیع درآمد و آثار بودجه‌ای خانوارها، نمی‌توان سیاست یکسانی را به کار برد و باید سیاست‌های متفاوتی را با توجه به مناطق شهری و روستایی و دهک‌های مختلف جامعه طراحی و اجرا کرد. علاوه بر این، با توجه به پایین بودن کشش قیمتی تقاضا برای حامل‌های انرژی در کلیهٔ گروه‌های درآمدی- اعم از شهری و روستایی- افزایش قیمت حامل‌های انرژی، نمی‌تواند تغییر زیادی در الگوی مصرف و کارآیی آن ایجاد کند، مخصوصاً در مورد بنزین و گاز طبیعی.

منظور و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه خود، به مدل‌سازی تقاضای هر یک از حامل‌های انرژی به تفکیک برق، گاز طبیعی و سایر فرآورده‌ها (نفت سفید، نفت گاز و گاز مایع) در بخش خانگی ایران با استفاده از فرم تابعی انعطاف پذیر موضعی «سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS)»، طی دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۰ پرداختند. بر اساس نتایج این مطالعه، تمامی متغیرهای سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل، معنی دار بوده و علامت آنها به لحاظ نظری سازگار و قابل قبول است. کشش های درآمدی تقاضا، تمامی مثبت‌اند. کشش های خودقیمتی، منفی هستند، به طوری که برق و گاز طبیعی نسبت به قیمت، کشش پذیر و سایر فرآورده ها کم کشش‌اند. بر

اساس نتایج برآورد کشش های جانشینی آلن و موریشیما، کلیه حامل های انرژی، دو به دو جانشین موریشیمای یکدیگر هستند.

شریف آزاده و اسماعیل‌نیا (۱۳۸۵) در مطالعه خود، به ارزیابی تأثیر سیاست‌های مدیریت تقاضا (قیمتی و غیرقیمتی) بر صرفه‌جویی مصرف انرژی در کشور، با استفاده ازمدل یکپارچه انرژی پرداختند. نتایج مدل طراحی شده در این مقاله، نشان دهنده آن است که پتانسیل صرفه جویی با استفاده از سناریوی قیمت در مقایسه با سناریوی غیرقیمتی، به مراتب بیشتر است؛ اما استفاده از ترکیب سیاست قیمتی (حرکت به‌سمت قیمت‌های متناسب با هزینه نهایی) و غیرقیمتی (استفاده از ابزارهای قانونی، استانداردها، مقررات و ...)، می‌تواند بسته سیاستی مناسب‌تری برای کشور باشد.

چیندارکار و گویال[1] (۲۰۱۹) در مطالعه خود، به بررسی ناهمگونی کشش قیمتی تقاضای انرژی الکتریسته در بخش خانگی هند پرداختند. آنها با استفاده از داده‌های پیمایشی از ۳۱ ایالت هند طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۵، دریافتند که متوسط کشش قیمتی تقاضای برق در سطح ملی برابر ۰/۳۹- است که به طور معنی‌دار بین ایالت‌ها، مناطق شهری و روستایی و گروه‌های درآمدی متفاوت است. بنابراین، قیمت‌گذاری واحد در سیاست تعرفه‌گذاری برق بخش خانگی کارا نخواهد بود.

وو و همکاران[2] (۲۰۱۸) در مطالعه خود، به بررسی کشش‌های قیمتی تقاضای انرژی در بین ۴۸ ایالت آمریکا با استفاده از داده‌های ماهانه طی سال‌های ۲۰۱۶-۲۰۰۱ پرداختند. آنها بدین منظور، از تابع تقاضای لئونتیف تعمیم‌یافته سیستمی برای سه بخش خانگی، بازرگانی و صنعت استفاده کردند. طبق نتایج، کشش قیمتی تقاضای خرده‌فروشی انرژی بی‌کشش می‌باشد و با توجه به سطح فعلی تکنولوژی و ثبات عوامل رفتاری، افزایش قیمت حامل‌های انرژی، به کاهش معنی‌دار در تقاضای انرژی منجر نخواهد شد. طبق توصیه آنها، سیاست‌های غیرقیمتی استانداردهای کارآیی انرژی و اصلاح رفتار مصرف‌کننده، هنوز مهم هستند و با ترکیب سیاست‌های قیمتی، می‌توانند باعث مدیریت مصرف انرژی شوند.

باخات و همکاران[3] (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای، به بررسی کشش‌های قیمتی بنزین و گازوئیل در ۱۶ منطقه اسپانیا طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۹پرداختند. آنها با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی داده‌های تابلویی پویا، دریافتند که کشش‌های قیمتی بنزین و گازوئیل، هم در کوتاه‌مدت و هم، در بلندمدت پایین (کمتر از واحد) می‌باشد. همچنین طبق نتایج، بحران اقتصادی ۲۰۱۳-۲۰۰۸ باعث افزایش اندک کشش‌های قیمتی شده است که این تأیید، بر گازوئیل، بیشتر از بنزین بوده است.

---

1. Chindarkar & Goyal
2. Woo *et al.*
3. Bakhat *et al.*

لباندیرا و همکاران[1] (۲۰۱۷) در مطالعه خود، با استفاده از روش فراتحلیل، به بررسی کشش قیمتی تقاضای انرژی بعد از سال ۱۹۷۰ پرداختند. طبق نتایج، کشش قیمتی تقاضای انرژی در بلندمدت، بزرگ‌تر از کوتاه‌مدت بوده که با تغییر کالاهای انرژی‌بر در بلندمدت میسر می‌شود. همچنین طبق نتایج حساست مصرف‌کنندگان نسبت به تغییرات قیمت حامل بنزین (هم در کوتاه‌مدت و هم، بلندمدت)، بیشتر بوده، در حالی که کشش قیمتی نفت کوره و نفت سفید، پایین می‌باشد.

بروین و همکاران[2](۲۰۱۵) در مطالعه خود با عنوان «تأثیر سیاست‌های قیمتی و غیرقیمتی بر تقاضای انرژی بخش خانگی در بین کشورهای اتحادیه اروپا طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۰» پرداختند. با استفاده از مدل تعدیل جزئی، روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده و روش هم‌انباشتگی ضمن محاسبه کشش قیمتی بلندمدت، تقاضای انرژی کمتر از واحد (۰/۲۵) در بلندمدت، به این نتیجه رسیدند که سیاست‌های غیرقیمتی از جمله کدهای ساختمان و پیشرفت فنی، اهمیتی برابر حتی بیشتر از سیاست‌های قیمتی در کاهش تقاضای انرژی دارند.

طبق بررسی‌های صورت گرفته، ادبیات تجربی غنی درباره برآورد کشش‌های قیمتی تقاضای انرژی و بررسی اثربخشی سیاست‌های قیمتی صرفه‌جویی انرژی، هم در داخل و هم، در خارج، وجود دارد. در اغلب این پژوهش‌ها، کشش‌های قیمتی برآوردی کمتر از واحد بوده و بیانگر بی‌کشش و یا کم‌کشش بودن تقاضای انرژی (کل و به تفکیک حامل‌ها) در برابر تغییرات قیمت حامل‌های انرژی می‌باشد. بنابراین، می‌توان گفت که سیاست‌های قیمتی، راهبرد بهینه برای تحریک صرفه‌جویی انرژی و کاهش تقاضای انرژی نیست. با توجه به اینکه انجام اصلاحات قیمتی و هدفمند کردن یارانه حامل‌های انرژی، یکی از مباحث مطرح در بین سازمان‌های مربوطه (وزارت نفت، وزارت نیرو، وزارت اقتصاد و دارایی و سازمان برنامه و بودجه) و سیاست‌گذاری داخلی می‌باشد، بنابراین، انجام مطالعات بیشتر در این حوزه برای ارتقاء کارآیی سیاست‌گذاری‌ها، بیش از پیش اهمیت می‌یابد.

نوآوری این پژوهش، محاسبه تقاضای کلی انرژی در استان‌ها و برآورد مدل تقاضای انرژی به تفکیک شاخص قیمت کل انرژی و قیمت چهار حامل انرژی پرمصرف (برق، گاز طبیعی، بنزین و گازوئیل) است. این مطالعه، یک تحلیل جامع از اثرگذاری سیاست‌های قیمتی بر تقاضای انرژی در سطح استان‌های کشور را ارائه می‌دهد و به جهت استفاده از تخمین‌زن‌های پویای پانلی، کشش‌های بلندمدت نیز محاسبه می‌شود. همچنین، مدل تقاضای پویای انرژی در این پژوهش، علاوه بر قیمت انرژی، شامل متغیرهای تولید ناخالص داخلی (کشش درآمدی تقاضای انرژی)، درجه صنعتی‌شدن و اقلیم به عنوان سایر متغیرهای توضیحی می‌باشد.

---

1. Labandeira *et al.*
2. Broin *et al.*

۴. روش‌شناسی و مدل اقتصادسنجی پژوهش

در این پژوهش، تخمین ضرایب و کشش‌ها در چارچوب داده‌های تابلویی (تلفیقی) مورد بررسی قرار می‌گیرد. استفاده از این الگو، مزایای متعددی دارد که می‌توان به افزایش کارآیی نتایج تخمین به دلیل استفاده از اطلاعات بیشتر و متنوع‌تر و نیز جامعیت نتایج تحلیل به دلیل توانایی این الگو در آثار داده‌های مقطعی در کنار داده‌های سری زمانی، اشاره نمود. لذا نتایج تحلیل از تفسیر صرف داده‌های مقطعی و یا سری زمانی کامل‌تر و جامع‌تر است.

از سوی دیگر، مدل‌سازی اقتصادسنجی، توابعی مثل تابع مصرف به دلیل اثر عواملی همچون اثر چشم‌هم‌چشمی و اثر چرخ‌دنده‌ای مصرف[1]، بهتر است، به صورت پویا صورت گیرد. همچنین تقاضای انرژی به سبب داشتن تقاضای محصور و آزاد و بنابراین، متفاوت بودن کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت، لازم است به صورت پویا مدل‌سازی شود. در مدل‌های دینامیک (پویا)، مدل رگرسیون مورد تحلیل، در برگیرنده یک یا چند عنصر با وقفه از متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی است. در مدل‌های پویا، به دلیل نقص فروض گاووس مارکف، استفاده از تخمین‌زن حداقل مربعات معمولی، کارساز نیست و باید از سایر تخمین‌زن‌های سازگار استفاده کرد (بالتاجی[2]، ۱۹۹۵). دو روش جایگزین برای تخمین مدل‌های پویا، عبارتند از تخمین‌زن دو مرحله‌ای (2SLS)[3] اندرسون و هشیائو[4] (۱۹۸۲) و گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)[5] آرلانو و باند[6] (۱۹۹۱).

در معادلاتی که در آنها، اثرات غیر قابل مشاهده خاص هر مقطع (یا کشور) به همراه وقفه متغیّر وابسته در متغیّرهای توضیحی وجود دارند، به دلیل همبستگی متغیر وقفه با جملات اخلال و بروز خودهمبستگی سریالی، باید از تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده شود (بارو و لی[7]، ۱۹۹۶). برای تخمین مدل به وسیله این روش، لازم است ابتدا متغیّرهای ابزاری به کار رفته در مدل مشخص شوند. سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور (۱۹۹۵) و بلوندل و باند (۱۹۹۸) آزمون شود. اولی، آزمون سارگان[8] است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. دومی، آماره M_2 است که وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون، شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی

1. Ratchet Effect
2. Baltagi
3. Two-Stage Least Squares (2SLS) Estimators
4. Anderson & Hsiao
5. Generalized Method of Moments
6. Arellano & Bond
7. Barro & Lee
8. Sargan test

سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. تخمین زننده GMM سازگار است، اگر همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا، از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد (همان).

با عنایت به مواد فوق، در این پژوهش، تابع تقاضای تجمیعی مصرف انرژی استان‌های کشور، براساس رابطه زیر تصریح می‌شود[1]:

$$lnEC_{i,t} = \beta_1 lnEC_{i,t-1} + \beta_2 lnY_{i,t} + \beta_3 \ln EP_{i,t} + \beta_4 lnTT_{i,t} + \beta_4 lnD_{i,t} + \nu_i + \epsilon_{i,t} \quad (۳)$$

که در آن، i و t به‌ترتیب، بیانگر مقطع (۲۸ استان کشور)[2] و زمان (۱۳۹۴-۱۳۷۹) است.

$lnEC_{i,t}$: لگاریتم طبیعی مصرف جمعی انرژی استان‌های کشور (بر حسب بشکه نفت خام) است که در این پژوهش، برای دستیابی به آمار مصرف انرژی در استان‌های کشور طی بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۹، با استفاده از ضرایب تبدیل انرژی، انرژی حاصل از حامل‌های مختلف انرژی (شامل فرآورده‌های نفتی، گاز و برق) را به واحد بشکه نفت خام تبدیل کرده و رقم حاصل به‌عنوان شاخص مصرف انرژی به‌کار رفته است (آمار مصرف حامل‌های انرژی از ترازنامه‌های انرژی سال‌های مختلف اخذ شده است).

$lnY_{i,t}$: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی استان‌ها (برحسب میلیارد ریال به قیمت ثابت ۱۳۹۰) برای برآورد کشش درآمدی تقاضای انرژی (آمار تولید ناخالص داخلی استان‌ها از حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران اخذ شده است).

$\ln EP_{i,t}$: بیانگر لگاریتم طبیعی شاخص قیمت انرژی (میانگین وزنی شاخص قیمت حامل‌های انرژی استان‌ها به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰). در این پژوهش، شاخص قیمت انرژی از جمع وزنی قیمت حامل‌های انرژی‌زا (گاز طبیعی، برق، بنزین، نفت گاز، نفت کوره، نفت سفید و گاز مایع) به‌دست آمده است. رابطه محاسبه شاخص قیمت انرژی، به صورت رابطه زیر است:

$$\mathrm{EP_i} = \sum_c^6 \left[\left(\frac{\mathrm{V_c}}{\sum_c^6 \mathrm{V_c}} \right) * \mathrm{P_c} \right] \quad (۴)$$

که در آن، c و i به‌ترتیب، نشانگر حامل‌های انرژی و استان‌ها، $\mathrm{V_i}$ مقدار مصرف حامل‌های انرژی بر حسب بشکه نفت خام، $\mathrm{P_i}$ قیمت حامل‌های انرژی (بر حسب ریال بر بشکه نفت خام به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰) و $\mathrm{P_j}$ شاخص قیمت کلی انرژی استان است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، شاخص قیمت انرژی برای هر استان، متفاوت بوده و نسبت به وزن حامل مصرفی، تعدیل می‌شود (سیف و حمیدی رزی، ۱۳۹۵).

$lnTT_{i,t}$: لگاریتم طبیعی نیاز به گرمایش و سرمایش در استان‌های کشور (بر حسب درجه-

---

۱. این رابطه، از مطالعات تجربی ین و همکاران (۲۰۱۶)، مارو و همکاران (۲۰۱۲) و جلایی و همکاران (۱۳۹۲) گرفته شده است.

۲. در این پژوهش، استان‌های خراسان شمالی و جنوبی در استان خراسان رضوی و استان البرز در استان تهران ادغام شده‌اند.

روز). در بیشتر تحقیقات تجربی، متغیر دما به صورت درجه نیاز به گرمایش (HDD)[1] و درجه نیاز به سرمایش (CDD)[2] وارد مدل می‌شود. متغیرهای نیاز به سرمایش و گرمایش، به صورت روابط نیز محاسبه می‌شوند:

$$HDD = \sum(\theta_1 - T) \quad (۵)$$

$$CDD = \sum(T - \theta_2) \quad (۶)$$

$$TT=HDD+CDD \quad (۷)$$

که در آن، T بیانگر دمای روزانه یا متوسط دمای سالیانه، θ_1 و θ_2 بیانگر دمای آستانه و پایه می‌باشند که به‌ترتیب، ۱۸ و ۲۱ درجه سلیسیوس‌اند. آمار مربوط به میانگین دمای سالیانه استان‌ها و نیاز به گرمایش و سرمایش از سازمان هواشناسی کل کشور اخذ شده است.

$lnD_{i,t}$: بیانگر درجه صنعتی‌شدن (نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به کل تولید ناخالص داخلی استان‌ها- درصد)، (آمار درجه صنعتی‌شدن از سالنامه آماری مرکز آمار ایران اخذ شده است).

v_i نیز بیانگر اثرات خاص استانی و $\epsilon_{i,t}$ بیانگر جزء اخلال برای مدل‌سازی شوک‌ها و اثر متغیرهای لحاظ نشده در مدل است. همچنین باتوجه به اینکه از لگاریتم طبیعی متغیرها برای مدل‌سازی استفاده شده، ضرایب، بیانگر کشش خواهند بود[3]. شایان ذکر است که مدل عمومی فوق، علاوه بر شاخص قیمت کلی انرژی به تفکیک قیمت حامل‌ها نیز برازش شده است. همان‌طور که اشاره شد، هدف از این کار، پاسخ به این سؤال است که سیاست‌های قیمتی در کدام حامل، کارآیی بیشتری را در کاهش آن حامل دارد و سیاست غیرقیمتی برای کدام حامل، باید بیشتر مورد توجه قرار گیرد.

۵. یافته‌های پژوهش

۵-۱. آمار توصیفی و آزمون‌های تشخیصی

جدول (۱) قیمت انرژی حامل‌های انرژی در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ و درصد افزایش قیمت حامل‌های انرژی را طی دوره اجرای اول طرح هدفمندی یارانه حامل‌های انرژی نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، بعد از سیاست هدفمندی یارانه‌ها و در سال ۱۳۹۴ به‌رغم اینکه در سال ۱۳۹۰ نرخ‌های آزاد و سهمیه‌ای وجود داشت، نرخ‌ها یکسان شده و تنها یک قیمت وجود دارد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، طی دوره ۱۳۸۹ (قبل هدفمندی یارانه‌ها) الی

---

1. Heating Degree Day
2. Cooling Degree Day
۳. با توجه به پویایی این تخمین‌زن، کشش بلندمدت قیمتی توسط رابطه $\beta_i/(1-\beta_1)$ به‌دست می‌آید؛ که در آن، β_i کشش کوتاه‌مدت هر متغیر و β_1 ضریب متغیر وقفه تقاضای انرژی بوده، و این محاسبه، در نرم‌افزار استاتا توسط کد nlcom قابل اجرا است.

۱۳۹۴، نرخ افزایش قیمت اسمی حامل‌های انرژی، بیشتر از نرخ تورم بوده و می‌توان گفت که طی این مدت، قیمت حقیقی حامل‌های انرژی نیز افزایش یافته است. شایان ذکر است که این، به معنی واقعی شدن قیمت انرژی و پوشش تمامی هزینه‌های تولید نیست.

جدول ۱. قیمت اسمی حامل‌های انرژی و شاخص قیمت خرده‌فروشی کالاها و خدمات طی سال‌های ۹۴-۱۳۸۹

سال		۱۳۸۹		۱۳۹۰		۱۳۹۴	درصد افزایش قیمت اسمی طی ۱۳۸۹-۱۳۹۴
		قبل از هدفمندی یارانه‌ها	بعد ازهدفمند یارانه‌ها	سهمیه	آزاد	آزاد	درصد
برق (۱)		۲۰۸/۷		۴۰۹/۵		۶۱۷/۷	**۱۹۵/۹۷**
بنزین معمولی (۲)		۱۰۰۰	۴۰۰۰*	۴۰۰۰	۷۰۰۰	۱۰۰۰۰	**۹۰۰**
		۴۰۰۰	۷۰۰۰				**۱۵۰**
بنزین سوپر (۲)		۱۵۰۰	۵۰۰۰*	۴۰۰۰	۷۰۰۰	۱۲۰۰۰	**۷۰۰**
		۵۴۰۰	۸۰۰۰	۵۰۰۰	۸۰۰۰		**۱۲۲**
نفت سفید (۲)		۱۶۵	۱۰۰۰*	۱۰۰۰	۱۰۰۰	۱۵۰۰	**۸۰۹**
نفت گاز (۲)	نیروگاه	۵۸/۵۶۴	۳۵۰۰	۳۵۰۰	۳۵۰۰	۲۱۰۰	**۳۴۸۶**
	سایر بخش‌ها	۱۶۵	۳۵۰۰ و ۱۵۰۰*	۱۵۰۰	۳۵۰۰	۳۰۰۰	**۱۷۱۸**
نفت کوره (۲)	نیروگاه	۳۰/۶۱۳	۲۰۰۰	۲۰۰۰	۲۰۰۰	۱۳۰۰	**۴۱۴۷**
	سایر بخش‌ها	۹۴/۵	۲۰۰۰	۳۵۰۰	۳۵۰۰	۳۰۰	**۳۰۷۵**
گاز مایع (۴)		۳۹۹/۳	۱۶۲۳/۹	۱۶۲۳/۹		۹۵۷۸	**۲۲۹۹**
گازطبیعی (۳)		۲۰۴	۷۰۰	۱۲۰۰ (۴)		۲۰۸۵	**۹۲۱**
شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) - ۱۳۹۰=۱۰۰		۸۲/۳		۱۰۰		۲۲۷/۵	**۱۷۶/۴۲**

(۱) ریال / کیلووات‌ساعت (متوسط کل بخش‌ها)
(۲) ریال / لیتر (در مورد گاز مایع، قیمت مربوط به مصارف بخش خانگی در کپسول‌های ۱۱ کیلویی)
(۳) ریال / مترمکعب (متوسط کل بخش‌ها و بدون در نظر گرفتن مبلغ آبونمان)
(۴) متوسط تعرفه قیمت در ۷ ماهه گرم سال. * قیمت سهمیه بندی

منبع: وزارت نیرو، دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد کلان برق و انرژی، ۱۳۹۷.

جدول (۲)، برخی از مهمترین آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، سالانه طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۹ به طور متوسط، استان‌های کشور ۴۵/۸ میلیون بشکه نفت خام انرژی تقاضا کرده‌اند که بالاترین مقدار ۲۴۱ میلیون بشکه

ازآن استان تهران است. کمترین مصرف انرژی نیز مربوط به استان کهگیلویه و بویراحمد با ۲/۳۰۵۷۵۴ میلیون بشکه معادل نفت خام است. بالاترین تولیدناخالص داخلی حقیقی بدون نفت، مربوط به استان تهران و پایین‌ترین میزان تولید ناخالص داخلی، مربوط به استان ایلام است. همچنین طی این دوره، سالانه به طور متوسط، استان‌های کشور ۲۵۵۴/۳۹ درجه در ۲۴ ساعت شبانه‌روز نیاز به گرمایش و سرمایش داشته‌اند. بالاترین نیاز به گرمایش و سرمایش، مربوط به استان اردبیل بوده که برابر ۳۵۳۴ درجه-روز است که تمامی نیاز به گرمایش بوده است. کمترین میزان نیاز به گرمایش و سرمایش بین استان‌های کشور با ۱۵۸۷ درجه-روز، مربوط به استان مازندران است که ۱۰۵۳ درجه-روز آن نیاز به گرمایش و ۵۳۴ درجه-روز آن نیاز به سرمایش می‌باشد. در حالت کلی (تجمیعی) و در تمامی استان‌های کشور طی سال‌های مذکور، نیاز به گرمایش، تقریباً دو برابر نیاز به سرمایش است.

جدول ۲. مهمترین آماره‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	تعداد	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
مصرف انرژی (میلیون بشکه نفت خام)	۴۴۸	۴۵/۸	۴۷/۱	۲/۳۰	۲۴۱
شاخص قیمت انرژی (ریال بشکه نفت خام به قیمت ثابت ۱۳۹۰)	۴۴۸	۱۶۸۷۹۴/۲	۸۱۴۶۳/۲۴	۴۱۳۶۰/۳	۵۶۳۰۵۷
تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال به قیمت ثابت ۱۳۹۰)	۴۴۸	۱۶۶۰۰۰	۲۶۵۰۰۰	۱۶۵۰۰	۱۷۶۰۰۰۰
درجه صنعتی‌شدن (درصد)	۴۴۸	۱۲/۳۴	۹/۸۴	۱/۱۸	۵۱/۸۳
نیاز به گرمایش و سرمایش (درجه-روز)	۴۴۸	۲۵۵۴/۳۹	۳۷۸/۷۲	۱۵۸۷	۳۵۳۴

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۳)، نتایج آزمون ریشه‌واحد پانلی لوین، لین و چو[1] (۲۰۰۲) برای متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، کلیه متیغرها با لحاظ عرض از مبدأ مانا بوده و فرضیه صفر ریشه واحد در آنها رد می‌شود. بنابراین، می‌توان از سطح متغیرها برای مدل‌سازی اقتصادسنجی و برآورد کشش‌های بلندمدت استفاده کرده و از خطر رگرسیون کاذب دوری جست.

1. Levin, Lin, & Chu

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

متغیر	با لحاظ عرض از مبدأ	با لحاظ عرض از مبدأو روند
لگاریتم طبیعی مصرف انرژی	-۷/۹۱ (۰/۰۰۰)***	-۲/۸۳ (۰/۰۰۲)***
لگاریتم طبیعی شاخص قیمت انرژی	-۴/۸۷ (۰/۰۰۰)***	-۱۱/۳۷ (۰/۰۰۰)***
لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی	-۱/۴۶ (۰/۰۷)*	-۲/۷۴ (۰/۰۰۳)***
لگاریتم طبیعی درجه صنعتی‌شدن	-۴/۹۰ (۰/۰۰۰)***	-۹/۷۴ (۰/۰۰۰)***
لگاریتم طبیعی نیاز به گرمایش و سرمایش	-۱۵/۹۲ (۰/۰۰۰)***	-۱۳/۸۰ (۰/۰۰۰)***
لگاریتم طبیعی قیمت واقعی بنزین	-۶/۷۱ (۰/۰۰۰)***	۹ (۰/۰۰۰)***
لگاریتم طبیعی قیمت واقعی گاز طبیعی	-۲/۱۸ (۰/۰۱۴)**	-۰/۸۷ (۰/۱۹)
لگاریتم طبیعی قیمت واقعی برق	-۶/۳۱ (۰/۰۰۰)***	-۱۰/۲۸ (۰/۰۰۰)***
لگاریتم طبیعی قیمت واقعی نفت گاز(گازوئیل)	-۲/۷۶ (۰/۰۰۲)***	-۲/۴۰ (۰/۰۰۸)***

منبع: یافته‌های پژوهش. نکته: ***، ** و * به ترتیب، بیانگر معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است. مقادیر داخل پرانتز، بیانگر ارزش احتمال می‌باشند.

۵-۲. تخمین مدل تجربی

جدول (۴)، نتایج تخمین مدل اقتصادسنجی تابع تقاضای انرژی برای استان‌های کشور را نشان می‌دهد. همان‌طور که اشاره شد، برای تخمین این تابع تقاضا، از تخمین‌زن پویای AB/BB[1] استفاده گردید. همان‌طور که مشاهده می‌شود، علامت کلیه ضرایب متغیرها، موافق با مبانی نظری و تجربی می‌باشد و یکدیگر را تأیید می‌کنند. متغیر وقفه مصرف انرژی در تمامی تصریح‌ها معنی‌دار بوده و ضریب آن نیز مثبت است. معنی‌داری متغیر وقفه مصرف انرژی، بیانگر صادق بودن اثر چرخ‌دنده‌ای مصرف برای استان‌های کشور است. طبق اثر چرخ‌دنده‌ای، مصرف به سمت پایین چسبنده بوده و میزان کاهش مصرف، کمتر از کاهش قدرت خرید واقعی است.

در تصریح (۱) که در آن، شاخص قیمت کلی انرژی در نظر گرفته شده است، کشش قیمتی تقاضای انرژی برابر ۰/۰۳۸- است. بدین معنی، در صورتی که میانگین وزنی قیمت حامل‌های انرژی ۱ درصد افزایش پیدا کند، به طور متوسط، تقاضای انرژی در استان‌ها ۰/۰۳۸ درصد کاهش پیدا می‌کند. کشش درآمدی برابر ۰/۰۴۱ بوده و از لحاظ آماری در سطح ۱۰ درصد معنادار است. بنابراین، درصورتی که تولید ناخالص داخلی استان‌ها یک درصد افزایش یابد، مصرف انرژی استان‌ها به طور متوسط به اندازه ۰/۰۴ درصد افزایش خواهد یافت. ضریب متغیر

1. **A**rellano & **B**over (1995)/ **B**lundell & **B**ond (1998)-**AB/BB**

نیاز به گرامایش و سرمایش برابر ۰/۱۵۷ بوده و در سطح یک درصد معنی‌دار است. به‌عبارت دقیق‌تر، درصورتی که نیاز به گرمایش و سرمایش در استان‌ها یک درصد افزایش یابد، به طور متوسط تقاضای انرژی استان‌ها ۰/۱۵ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین درجه صنعتی‌شدن، تأثیر مثبت و معنادار بر مصرف انرژی استان‌ها داشته و کشش مربوطه ۰/۰۳ درصد برآورد شده است.

جدول ۴. نتایج تخمین مدل اقتصادسنجی پژوهش توسط تخمین‌زن پویای پانلی دومرحله‌ای آرلانو و باور(۱۹۹۵) / بلاندل و باند(۱۹۹۸) - متغیر وابسته لگاریتم طبیعی تقاضای جمعی انرژی استان‌ها

متغیرهای توضیحی	تصریح ۱ «شاخص کلی قیمت انرژی»	تصریح ۲ «قیمت بنزین»	تصریح ۳ «قیمت گاز طبیعی»	تصریح ۴ «قیمت برق»	تصریح ۵ «قیمت گازوئیل»
L.EC	۰/۹۳۱۵ ***(۰/۰۰۰)	۰/۹۱۵۶ ***(۰/۰۰۰)	۰/۹۲۹۶ ***(۰/۰۰۰)	۰/۸۳۹۲ ***(۰/۰۰۰)	۰/۹۳۷۹ ***(۰/۰۰۰)
lnep	-۰/۰۳۸۹ ***(۰/۰۰۰)	-۰/۰۵۳۹ ***(۰/۰۰۰)	-۰/۰۲۰۳ ***(۰/۰۰۲)	-۰/۱۱۲۲ ***(۰/۰۰۲)	-۰/۰۱۶۳ ***(۰/۰۵۳)
lny	۰/۰۴۱۶ * (۰/۰۹۲)	۰/۰۵۸۷ ** (۰/۰۴۵)	۰/۰۴۱۵ (۰/۱۵۰)	۰/۰۷۶۰ (۰/۱۰۹)	۰/۰۲۹۸ (۰/۳۰۱)
lnTT	۰/۱۵۷۷ *** (۰/۰۰۱)	۰/۱۸۳۴ *** (۰/۰۰۲)	۰/۱۵۴۳ *** (۰/۰۰۳)	۰/۱۹۱۱ ***(۰/۰۰۱)	۰/۱۳۱۹ ** (۰/۰۱۵)
lndus	۰/۰۳۰۳ ** (۰/۰۲۳)	۰/۰۱۶۹ (۰/۲۵۵)	۰/۰۳۱۵ * (۰/۰۵۹)	۰/۰۴۳۴ **(۰/۰۲۸)	۰/۰۳۰۰ ** (۰/۰۲۳)
(عرض از cons_ مبدأ)	-۰/۳۷۷۴ (۰/۴۱۹)	-۰/۴۷۹۴ (۰/۴۲۶)	-۰/۵۸۱۱ (۰/۳۰۶)	-۰/۹۹۹۲ ** (۰/۰۳۲)	-۰/۳۳۷۹ (۰/۵۸۳)
آزمون‌های تشخیصی و خوبی برازش					
AR(1)	-۲/۰۲۶۶ ** (۰/۰۴۲۷)	-۲/۰۷۱ ** (۰/۰۳۸۴)	-۲/۰۲۳۲ ** (۰/۰۴۳۰)	-۱/۹۹۹۲ (۰/۰۴۵۶) **	-۲/۰۱۷۸ **(۰/۰۴۳۶)
AR(2)	۰/۶۴۰۸ (۰/۵۲۱۶)	۰/۷۹۶۰ (۰/۴۲۶۰)	۰/۶۵۵۷ (۰/۵۱۲۰)	۰/۶۹۹۹ (۰/۴۸۳۹)	۰/۶۸۴۷ (۰/۴۹۳۵)
Sargan test	۲۳/۹۶۳۲ (۰/۶۳۲۴)	۲۵/۳۰۲۲ (۰/۵۵۷۵)	۲۳/۷۰۹۷ (۰/۶۴۶۴)	۲۴/۳۸۲۴ (۰/۶۰۹۰)	۲۴/۷۱۷۴ (۰/۵۹۰۳)

منبع: یافته‌های تحقیق. نکته: ***، ** و * به ترتیب، بیانگر معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است. مقادیر داخل پرانتز، بیانگر ارزش احتمال می‌باشند.

طبق جدول (۴)، تابع تقاضای انرژی استان‌ها، علاوه بر شاخص قیمت کلی انرژی برای قیمت ۴ حامل پرمصرف نیز برازش شده، و شایان ذکر است که تمامی مدل‌ها به خوبی برازش، و اعتبار متغیرهای ابزاری توسط آزمون سارگان تأیید شده‌اند. در تمامی تصریح‌ها، کشش

قیمتی کوچکتر از ۱ بوده و انرژی برای استان‌ها، کالای ضروری و کم‌کشش است. بیشترین کشش‌های قیمتی تقاضای کل انرژی، به‌ترتیب، مربوط به قیمت حامل برق، قیمت بنزین، قیمت گاز طبیعی و قیمت گازوئیل می‌باشد. بنابراین در بین حامل‌های انرژی، تقاضای جمعی انرژی استان‌های کشور، به تغییر قیمت برق، حساسیت بیشتری نشان می‌دهد. می‌توان گفت که سیاست‌های قیمتی در مورد حامل برق، موفقیت بیشتری داشته باشد.

علاوه براین، همان‌طور که مشاهده می‌شود، هم در تصریح اصلی (تصریح ۱) و هم در بقیه مدل‌ها، کشش تقاضای انرژی نسبت به متغیر نیاز به گرمایش و سرمایش، بالاتر از سایر کشش‌ها بوده و تقاضای انرژی استان‌ها را بیشتر می‌کند. در بین تصریح‌ها نیز در حالت لحاظ قیمت برق به‌عنوان قیمت انرژی، کشش تقاضای انرژی نسبت به متغیر نیاز به گرمایش و سرمایش بیشتر بوده و برابر ۰/۱۹درصد است. ایران، جزو پنج کشور اول جهان به لحاظ تنوع اقلیمی است که از ۱۳ اقلیم جهان ۱۱ اقلیم در ایران وجود دارد. اختلاف دمای هوا در زمستان میان گرم‌ترین و سردترین نقطه، گاهی به بیش از ۵۰ درجهٔ سانتیگراد می‌رسد. تنوع اقلیم و نیاز به گرمایش و سرمایش، یکی از عوامل غیرارادی پیش‌روی شهروندان ایرانی برای افزایش مصرف انرژی است. بنابراین، ایجاب می‌کند که برخی سیاست‌های غیرقیمتی نظیر ارتقاء مدیریت انرژی در صنعت ساختمان، معماری بومی و اکولوژیکی سازگار با ویژگی‌های منطقه و استان، تغییر رفتار مصرف‌کننده و ...، مورد توجه قرار گیرد. بالا بودن اثر نیاز به سرمایش و گرمایش در افزایش تقاضای انرژی با توجه به بالا بودن سهم مصرف انرژی بخش خانگی، عمومی و تجاری در بالا بودن مصرف انرژی تجمیعی در کشور، ضرورت اعمال سیاست‌های غیرقیمتی را دوچندان می‌کند. بر طبق آمار رسمی، طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۰ بخش‌های خانگی، عمومی و تجاری، بالاترین میزان مصرف نهایی انرژی را به خود اختصاص داده‌اند (به طور متوسط، سهم ۳۹ درصدی). بخش حمل و نقل در رتبه دوم قرار گرفته و به طور متوسط، بیشترین میزان مصرف انرژی را به خود اختصاص داده‌اند (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۶).

۱-۲-۵. کشش‌های بلندمدت

همان‌طور که اشاره شد، مدل‌سازی پویا، امکان برآورد و محاسبه کشش‌های بلندمدت را نیز میسر می‌کند. در این راستا، در جدول (۵)، کشش‌های بلندمدت متغیرهای توضیحی برای پنج تصریح مختلف ارائه شده‌اند. طبق نتایج، تمامی کشش‌های قیمتی بلندمدت تقاضای انرژی، کمتر از واحد بوده و بالاترین کشش‌های قیمتی، به‌ترتیب، مربوط به قیمت حامل برق، بنزین، گاز طبیعی و گازوئیل است. کشش‌های بلندمدت درآمدی تقاضای انرژی نیز کمتر از واحد بوده و بالاترین کشش درآمدی در تصریح دوم و زمانی است که در مدل، قیمت بنزین به عنوان متغیر توضیحی است.

جدول ۵. کشش‌های بلندمدت برآوردی

متغیرهای توضیحی	تصریح ۱ «شاخص کلی قیمت انرژی»	تصریح ۲ «قیمت بنزین»	تصریح ۳ «قیمت گاز طبیعی»	تصریح ۴ «قیمت برق»	تصریح ۵ «قیمت گازوئیل»
lnep	-۰/۵۶۷ ***(۰/۰۰۰)	-۰/۶۳۹ ***(۰/۰۰۰)	-۰/۲۸۸ **(۰/۰۱۵)	-۰/۶۹۷ ***(۰/۰۰۰)	-۰/۲۶۲ *(۰/۰۸۰)
lny	۰/۶۰۷ ** (۰/۰۳۴)	۰/۶۹۶ ** (۰/۰۱۲)	۰/۵۸۹ * (۰/۰۸۹)	۰/۴۷۲ ** (۰/۰۱۴)	۰/۴۷۹ (۰/۲۷۱)
lnTT	۲/۳۰ *** (۰/۰۰۴)	۲/۱۷ ** (۰/۰۱۴)	۲/۱۹ ** (۰/۰۳۳)	۱/۱۸ ***(۰/۰۰۱)	۲/۱۲ ** (۰/۰۳۱)
lndus	۰/۴۴۱ ** (۰/۰۴۴)	۰/۲۰ (۰/۳۱۹)	۰/۴۴۶ (۰/۱۷۳)	۰/۲۶۹ (۰/۱۰۶)	۰/۴۸۳ ** (۰/۰۲۱)

منبع: یافته‌های پژوهش. نکته: ***، ** و * به ترتیب، بیانگر معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است. مقادیر داخل پرانتز، ارزش احتمال می‌باشد.

همچنین کشش‌های اقلیمی در تمامی تصریح‌ها، بالاتر از واحد بوده و از لحاظ آماری نیز معنادار می‌باشد. به‌عبارت دیگر در بلندمدت، درصورت افزایش یک درصدی نیاز به گرمایش و سرمایش، تقاضای انرژی به طور متوسط بیش از یک درصد افزایش خواهد یافت. طبق نتایج، شواهد فراوانی وجود دارد که به دلیل پایین بودن کشش‌های قیمتی و همچنین بالا بودن کشش اقلیمی تقاضای انرژی، اجرای سیاست‌ها و اصلاحات قیمتی برای کاهش مصرف انرژی و افزایش صرفه‌جویی انرژی، اثربخش نخواهد نبود و می‌باید از سیاست‌های غیرقیمتی نیز استفاده کرد.

۶. بحث و جمع‌بندی

دستیابی به برآوردهای معتبر درباره کشش‌های قیمتی تقاضای انرژی، می‌تواند به درک بهتر از اثرات اقتصادی، زیست محیطی و توزیعی تغییر قیمت انرژی منجر شده و سیاست‌گذاران را قادر می‌سازد تا اقدام به اتخاذ تصمیمات کارآمد در حوزه مدیریت انرژی کنند.

در این پژوهش، به برآورد و تحلیل کشش‌های قیمتی تقاضای انرژی در استان‌های کشور به تفکیک حامل‌های انرژی منتخب و شاخص کل قیمت انرژی طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۹ پرداخته شد. بدین منظور، از تخمین‌زن‌های پانلی پویای آرلانو و باور(۱۹۹۵)/ بلاندل و باند (۱۹۹۸)، استفاده گردید. برای دستیابی به آمار تقاضای جمعی انرژی استان‌ها طی بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۹، با استفاده از ضرایب تبدیل انرژی، انرژی حاصل از حامل‌های مختلف انرژی (شامل فرآورده‌های نفتی، گاز و برق) به واحد بشکه نفت خام تبدیل و رقم حاصل به‌عنوان شاخص کلی مصرف انرژی به‌کار گرفته شد. همچنین شاخص قیمت انرژی نیز در این پژوهش، به صورت وزنی محاسبه شده و در آن، وزن عبارت است از سهم حامل در سبد انرژی مصرفی استان.

طبق نتایج، کشش‌های قیمتی تقاضای جمعی انرژی در استان‌های کشور، کوچکتر از ۱ بوده و حاکی از این مهم است که انرژی در سبد مصرفی استان‌های کشور، کالای ضروری است. در استخراج کشش قیمتی به تفکیک حامل‌های انرژی نیز بالاترین کشش قیمتی تقاضای کلی انرژی، به‌ترتیب، مربوط به قیمت برق و سپس قیمت بنزین است. به‌عبارت دیگر، سیاست‌های قیمتی در مورد حامل‌های برق و بنزین، تأثیرگذاری بیشتری نسبت به سایر حامل‌های انرژی دارد. نتایج حاصل از این مطالعه، مبنی بر کشش‌پذیرتر بودن تقاضای انرژی نسبت به قیمت برق، همسو با نتایج مطالعه منظور و همکاران (۱۳۸۸) است.

همچنین اثر متغیر اقلیم (نیاز به گرمایش و سرمایش) در انرژی‌بری استان‌ها، قابل توجه بوده و کشش متوسط تقاضای جمعی انرژی نسبت به اقلیم در کوتاه‌مدت ۰/۱۵ درصد و در بلندمدت ۲/۳۰ درصد برآورد شد. باتوجه به اینکه اقلیم، یک متغیر غیرارادی در افزایش تقاضای انرژی استان‌ها می‌باشد، ضرورت اعمال سیاست‌های غیرقیمتی در این حوزه بیش از پیش اهمیت می‌یابد. با توجه به اینکه نیاز به گرمایش در استان‌های کشور به طور متوسط دو برابر نیاز به سرمایش است، پیشنهاد می‌شود، سیاست‌های غیرقیمتی در بخش ساختمان (ساخت و نگهداری) و بخش خانگی، بیش از پیش جدی گرفته شود.

با عنایت به موارد مذکور و یافته‌های این پژوهش، مهمترین توصیه‌های سیاستی مستخرج از این مطالعه برای سیاست‌گذاران عبارت است از:

- با توجه به پایین بودن (کمتر از واحد بودن) کشش تقاضای کلی انرژی نسبت به شاخص قیمت کلی انرژی و هم نسبت به قیمت حامل‌های منتخب انرژی، باید سیاست‌های غیرقیمتی در جهت اصلاح الگوی مصرف انرژی و تحریک صرفه‌جویی انرژی نیز اعمال شود. بنابراین، سرمایه‌گذاری در خصوص سیاست‌های غیرقیمتی، دارای توجیه علمی و فنی است.
- با توجه به اینکه تقاضای جمعی انرژی استان‌ها نسبت به قیمت برق و سپس قیمت بنزین، (در مقایسه با سایر حامل‌ها)، کشش‌پذیرتر هستند، توصیه می‌شود، سیاست قیمتی منصفانه و تدریجی در این حامل‌ها در اولویت قرار گیرد. با توجه به اتفاقات اخیر در مورد افزایش قیمت بنزین، لازم است قیمت بنزین تدریجی و ملایم و همراه با اجرای سیاست‌های غیرقیمتی (ارتقاء سواد و آگاهی درباره انرژی برای شهروندان، توسعه حمل و نقل عمومی، ارتقاء کارآیی کارت سوخت و ایجاد بازار صرفه‌جویی انرژی برای حامل بنزین)، افزایش یابد و از سیاست‌های تند قیمتی، اجتناب شود.
- بالا بودن کشش تقاضای جمعی انرژی در استان‌ها نسبت به متغیر اقلیم (نیاز به گرمایش و سرمایش)، ضرورت توجه به سیاست های غیرقیمتی بخصوص در بخش خانگی و ساختمان را ملزم می‌دارد. در این راستا، پیشنهاد می‌شود، بر مبحث ۱۹ مقررات ملی ساختمان که صرفه‌جویی انرژی در بخش ساختمان را هدف قرار داده، بیش از پیش تأکید شود.

❖ تشکر و قدردانی

این پژوهش مستخرج از رساله دکتری تخصصی بوده و از سوی شرکت بهینه‌سازی مصرف سوخت (وابسته به شرکت ملی نفت ایران) طبق قرارداد به شماره ۳۰۰۷-۱۱۰۶ حمایت شده است. نویسندگان بر خود لازم می‌دانند، از شرکت بهینه‌سازی مصرف سوخت و استادان داور این پژوهش، تقدیر و تشکر کنند.

منابع

- اسلامی اندارگلی، مجید؛ صادقی، حسین و محمدی خبازان، محمد. (۱۳۹۲). تأثیر اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بر بخش‌های مختلف اقتصادی با استفاده از جدول داده- ستانده. *فصلنامه علمی- پژوهشی پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۳(۲): ۱۰۶-۸۵.
- اکبری، نعمت‌الله؛ طالبی، هوشنگ و جلائی، اعظم. (۱۳۹۳). تأثیر قانون هدفمندسازی یارانه‌ها بر مصرف انرژی خانوار (مطالعهٔ موردی: شهر اصفهان). *پژوهشنامهٔ اقتصاد انرژی ایران*، دورهٔ ۳، شمارهٔ ۱۱: ۶۶-۲۹.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۹۵). بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی، اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی، قابل دسترس: http://tsd.cbi.ir
- بزازان، فاطمه؛ موسوی، میرحسین و قشمی، فرناز. (۱۳۹۴). تأثیر هدفمندی یارانهٔ انرژی برق بر تقاضای خانوارها به تفکیک شهر و روستا در ایران (یک رهیافت سیستمی). *فصلنامهٔ پژوهش‌نامهٔ اقتصاد انرژی ایران*، دورهٔ ۴، ۱۴: ۳۲-۱.
- ترازنامه انرژی. (۱۳۹۶). چهار دهه ترازنامه انرژی، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی، وزارت نیرو. قابل دسترس در: http://pep.moe.gov.ir
- جلایی، سیدعبدالمجید؛ جعفری، سعید و انصاری لاری، صالح. (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران با استفاده از داده‌های تابلویی استانی. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۲(۸): ۹۲-۶۹.
- خدابخشی، اکبر و کرمی، فردین. (۱۳۹۵). مقایسهٔ تأثیر سیاست هدفمندی یارانه‌های فرآورده‌های نفتی و گاز طبیعی بر روی رشد بخش های صنعت، کشاورزی و خدمات. *مطالعات اقتصاد کاربردی ایران*، دورهٔ ۵، شمارهٔ ۱۸: ۲۴۲-۲۲۱.
- دینی ترکمانی، علی. (۱۳۸۹). یارانه‌ها: اختلال‌های قیمتی، ناکارآیی‌های نهادی ساختاری. *رفاه اجتماعی*، ۱۰ (۳۸): ۳۲۸-۲۹۳.
- سهیلی، کیومرث. (۱۳۸۲). بررسی تطبیقی مدل‌های تقاضای انرژی. *دین و ارتباطات*، شماره ۱۷: ۱۵۹-۱۴۹.
- سیف، اله‌مراد و حمیدی رزی، داود. (۱۳۹۵). بررسی تأثیر شاخص‌های منتخب اقتصاد دانش‌بنیان بر شدت انرژی استان‌های کشور. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۵(۱۸): ۱۴۵-۱۰۱.
- شاهمرادی، اصغر؛ حقیقی، ایمان و زاهدی، راضیه. (۱۳۹۰). بررسی اثرات افزایش قیمت حامل‌های انرژی و پرداخت یارانه نقدی در ایران: رویکرد CGE. *فصلنامه پژوهش ها وسیاست های اقتصادی*، ۱۹ (۵۷): ۳۰-۵.
- شریف آزاده، محمدرضا و اسماعیل‌نیا، علی اصغر. (۱۳۸۵). ارزیابی تأثیر سیاست‌های مدیریت تقاضا (قیمتی و غیرقیمتی) بر صرفه‌جویی مصرف انرژی در کشور با استفاده از مدل یکپارچه انرژی. *آینده پژوهی مدیریت*، ۱۸(شماره ۳ (پیاپی ۷۰)): ۳۲-۱۹.
- مرکز پژوهش‌های مجلس. (۱۳۸۸). قانون هدفمند کردن یارانه‌ها، قابل دسترس در: http://rc.majlis.ir/fa/law/show/789036
- مرکز پژوهش‌های مجلس. (۱۳۹۱). اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضای انرژی و کالاهای غیرانرژی خانوارهای شهری و روستایی، دفتر مطالعات اقتصادی؛ شمارهٔ مسلسل ۱۲۳۹۰، قابل دسترس در: http://rc.majlis.ir/fa/report/download/810999

- منظور، داوود؛ جدیدزاده، علی و شاه مرادی، اصغر. (۱۳۸۸). مدل‌سازی تقاضای انرژی خانگی در ایران: رویکرد تابع تقاضای انعطاف پذیر تقریباً ایده‌آل. *مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۶ ، شماره ۲۲: ۹۱-۷۷.
- نعمت‌الهی، زهرا؛ شاهنوشی‌فروشانی، ناصر؛ جوان‌بخت، عذری و دانشورکاخکی، محمود. (۱۳۹۴). ارزیابی آثار هدفمندسازی یارانهٔ حامل‌های انرژی بر فعالیت‌های تولیدی. *فصلنامهٔ رشد و توسعه اقتصادی*، دورهٔ ۵، شمارهٔ ۱۹: ۲۴-۱۱.

- Akbari, N., Talebi, H., & Jalaei, A. (2014). The impact of targeted subsides on household energy consumption (Case study: City of Isfahan). *Iranian Energy Economics*, 3(11), 66-29 (in Persian).
- Anderson, T. W., & Hsiao, C. (1982). Formulation and estimation of dynamic models using panel data. *Journal of Econometrics*, *18*(1), 47-82.
- Arellano, M., & O. Bover. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics,* 68, 29-51.
- Arellano, M., & S. Bond. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies,* 58, 277-297.
- Bakhat, M., Labandeira, X., Labeaga, J. M., & López-Otero, X. (2017). Elasticities of transport fuels at times of economic crisis: An empirical analysis for Spain. *Energy Economics*, 68, 66-80.
- Baltagi, B. H. (1995). *Econometric Analysis of Panel Data* (Vol. 2). New York: Wiley.
- Barro, R. J., & Lee, J. W. (1996). International measures of schooling years and schooling quality. *The American Economic Review*, *86*(2), 218-223.
- Battacharyya, S. C. (2011). *Energy Economics: Concepts, Issues, Markets and Governance*. Springer Science & Business Media.
- Bazzazan, F., Mousavi, M., & Gheshmi, F. (2015). The impact of government subsidies on electricity demand and consumption for the urban and rural households in Iran (A systemic solution). *Iranian Energy Economics*, 4(14), 1-32 (in Persian).
- Blundell, R., & S. Bond. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Broin, E. Ó., Nässén, J., & Johnsson, F. (2015). The influence of price and non-price effects on demand for heating in the EU residential sector. *Energy*, 81, 146-158.
- Carter, A., Craigwell, R., & Moore, W. (2012). Price reform and household demand for electricity. *Journal of Policy Modeling*, 34(2), 242-252.
- Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (2016). Economic time series database, Bureau of Economic Research and Policies. Available at: http://tsd.cbi.ir
- Chindarkar, N., & Goyal, N. (2019). One price doesn't fit all: An examination of heterogeneity in price elasticity of residential electricity in India. *Energy Economics*, 81, 765-778.
- Coase, R. H. (2005). The institutional structure of production. In *Handbook of New Institutional Economics* (pp. 31-39). Springer, Boston, MA.
- Dini, A. (2010). Subsidies, price disturbances, institutional-structural inefficiencies. *Social Welfare*, 10 (38), 293-328 (in Persian).
- Energy Balance Sheets. (2017). Four decades of energy balance sheets, Macro and Energy Planning Bureau, Ministry of Energy. Available at: Http://pep.moe.gov.ir.

- Eslami Andargoli, M., Sadeghi, H., & Mohammadi Khabbazan, M. (2013). The effect of correcting energy carrier prices on the Iran's economic sectors using input-output table. *QJER*, 13 (2), 85-106 (in Persian).
- Jalaee, S., Jafari, S., & Ansari Lari, S. (2013). The estimation of electricity consumption in the residential sector in Iran: A provinces panel. *Iranian Energy Economics*, *2*(8), 69-92 (in Persian).
- Khodabakhshi, A., & Karami, F. (2016). Comparison of the effect of subsidies targeted policy of oil and gas manufactured on growth of the industry, agriculture and services sectors. *Journal of Applied Economics Studies in Iran, 5*(18), 221-242 (in Persian).
- Labandeira, X., Labeaga, J. M., & López-Otero, X. (2017). A meta-analysis on the price elasticity of energy demand. *Energy Policy*, 102, 549-568.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Mansor, D., Jadizadeh, A., & Shah Moradi, A. (2009). Modeling of household energy demand in Iran: An approach to the ideal flexible demand function. *Energy Economics Studies*, 6, 22, 91-77 (in Persian).
- Marrero, R. M. G.و Lorenzo-Alegría, R. M., & Marrero, G. A. (2012). A dynamic model for road gasoline and diesel consumption: An application for Spanish regions. *International Journal of Energy Economics and Policy*, *2*(4), 201-209.
- Nematollahi, Z., Shahnoushi, N., Javanbakht, O., & Daneshvar Kakhki, M. (2015). Assessment of results of the implementation of subsidies targeted on production activities. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 5(19), 11-24 (in Persian).
- Parliament Research Center. (2009). Law on Targeting Subsidies (in Persian). Available at: http://rc.majlis.ir/en/law/show/789036.
- Seif, A., & Hamidi Razi, D. (2016). The knowledge-based economy structure and energy intensity index nexus: Evidence from Iran provinces. *Iranian Energy Economics*, 5, 101-145 (in Persian).
- Shahmoradi, A., Haqiqi, I., & Zahedi, R. (2011). Impact analysis of energy price reform and cash subsidy payment in Iran: CGE approach. *Journal of Economic Research and Policies*, 19 (57), 5-30 (in Persian).
- Sharifazadeh, M., & Esmaeilnia, A. (2006). Evaluating impact demand management policies (price and non-price) on energy conservation in Iran using energy system model. *The Journal of Management and Economics,* 70, 19-32 (in Persian).
- Soheili, K. (2003). A comparative study of energy demand. *Religion and Communication Models*, 17, 159-149 (in Persian).
- The Research Center of Islamic legislative Assembly. (2012). *The Effect of Rising Energy Carriers Prices on Energy Demand and Non-Energy Goods in Urban and Rural Households*. Islamic Parliament (Majlis) Research Center; Economic department (in Persian). http://rc.majlis.ir/fa/report/show/810999
- Woo, C. K., Liu, Y., Zarnikau, J., Shiu, A., Luo, X., & Kahrl, F. (2018). Price elasticities of retail energy demands in the United States: New evidence from a panel of monthly data for 2001-2016. *Applied Energy*, 222, 474-460.
- World Bank. (2018). World Development Indicators, The World Bank, Retrieved from; https://data.worldbank.org/
- Yin, H., Zhou, H., & Zhu, K. (2016). Long-and short-run elasticities of residential electricity consumption in China: A partial adjustment model with panel data. *Applied Economics*, 48(28), 2587-99.

دوفصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)
سال هفتم، شمارهٔ اول، بهار و تابستان ۱۳۹۸ (پیاپی ۱۹)

مقالهٔ پژوهشی

سنجش رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در دوره ۱۳۸۰-۱۳۹۰[۱]

سحر زارع جونقانی[۲] و مهدی کرمی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۰۷
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۵/۰۱

چکیده

هدف اصلی مطالعه حاضر، ارزیابی و سنجش رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در سطح بخش‌های اقتصادی در ایران با استفاده از رویکرد داده- ستانده در سطح ملی است. در این رویکرد، بهره‌وری کل عوامل به بهره‌وری نهاده‌های نیروی‌کار، سرمایه و واسطه تولید تجزیه می‌شود. برای این منظور، از داده‌های دو جدول داده- ستانده مربوط به سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ و آمار اشتغال مرکز آمار ایران و موجودی سرمایه بخشی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، در سطح ۸ بخش اصلی اقتصادی، تجمیع و به قیمت ثابت، محاسبه شده‌اند. نتایج نشان می‌دهند، در بهره‌وری جزئی عوامل، بخش تأمین برق، آب و گاز، دارای بالاترین بهره‌وری نهاده واسطه و سرمایه بوده است؛ و بخش استخراج معدن، بالاترین بهره‌وری نیروی‌کار را دارا است. بیشترین مقدار بهره‌وری کل عوامل طی دوره ۱۰ ساله، مربوط به بخش استخراج معدن و کمترین، مربوط به بخش حمل و نقل و انبارداری و ارتباطات است؛ همچنین بیشترین مقدار بهره‌وری طی دوره مربوط، به بهره‌وری نیروی‌کار مرتبط است.

واژگان کلیدی: بهره‌وری کل عوامل، داده- ستانده، اقتصاد ایران
طبقه‌بندی JEL: D83, A10, O50

---

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/EDP.2020.25748.1208
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد پولی دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول)؛ sahar.zare92@yahoo.com
۳. رئیس گروه مدل‌های مبتنی بر اقتصاد خرد، وزارت امور اقتصاد و دارایی؛ meh.karami@gmail.com

۱. مقدمه

به باور کارشناسان اقتصاد، ارتقای بهره‌وری می‌تواند چالش‌های اساسی اقتصادی نظیر نرخ بالای تورم، بیکاری، پایین بودن نرخ رشد اقتصادی و بازده سرمایه‌گذاری، کم بودن میزان سرمایه‌گذاری خارجی، پایین بودن درآمد صادراتی کشور، پایین بودن رتبه رقابت‌پذیری را برطرف نماید. در چند دهه اخیر، اهمیت بحث بهره‌وری به‌عنوان یکی از اصول برتری رقابت در عرصه‌های بین‌المللی شناخته شده است، تا جایی که دستیابی به بهره‌وری و تعمیم آن در تمام سطوح جامعه به‌مثابه یکی از ضرورت‌های توسعه اقتصادی در کشورهای توسعه‌یافته، مطرح شده است.

هدف اصلی بهره‌وری مطلوب، استفاده بهینه از منابع، نیروی انسانی، سرمایه، مواد خام تولیدی، زمان و... به شیوه‌ای عملی و با کاهش هزینه‌های تولید، به منظور گسترش بازار، افزایش اشتغال، کوشش برای افزایش دستمزدهای واقعی و بهبود معیارهای زندگی است. ازآنجاکه منابع هر کشوری محدود است، افزایش بهره‌وری به عنوان یک ضرورت اساسی برای ارتقای استاندارد سطح زندگی افراد، اهمیت بیشتری می‌یابد و به همین دلیل، نه تنها در کشورهای پیشرفته بلکه در کشورهای درحال توسعه، همواره یکی از دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی، و در همین راستا، موضوع افزایش بهره‌وری در برنامه‌های توسعه پنج ساله و سند چشم‌انداز، به عنوان یکی از اهداف اصلی در برنامه‌های توسعه کشور، منعکس گردیده، همچنین، ارتقای بهره‌وری به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر و کلیدی در سند چشم‌انداز بیست ساله (۱۴۰۴-۱۳۸۴) هدف‌گذاری شده و سهم بهره وری کل عوامل تولید در رشد اقتصادی، ۴۲ درصد تعیین شده است که تا پایان برنامه پنجم توسعه، نیمی از این هدف می‌بایست محقق می‌شد.

علاوه بر این، در برنامه چهارم توسعه اقتصادی (۱۳۸۸-۱۳۸۴) نیز ارتقای بهره‌وری مورد توجه ویژه بوده و سهم بهره‌وری از رشد اقتصادی به صورت تعیین اهداف کمی، برنامه‌ریزی شده است؛ به طوری‌که در این برنامه، متوسط نرخ رشد بهره‌وری سالانه کل عوامل تولید، نیروی‌کار و سرمایه، به ترتیب ۲/۵، ۳/۵ و ۱ درصد، و سهم بهره‌وری کل عوامل تولید از رشد اقتصادی ۸ درصدی، ۳۱/۳ درصد، تعیین شد (ولی‌زاده زنوز، ۱۳۸۸: ۲ و ۲۳).

اگرچه نتایج عملکرد این دوره، بیانگر عدم تحقق هدف رشد بهره‌وری ۳/۵ درصدی نیروی‌کار در برنامه چهارم توسعه می‌باشد. با وجود ناکامی‌ها در رشد بهره‌وری در برنامه فوق، در برنامه پنجم توسعه، به‌منظور دستیابی به اهداف سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی، و رقابتی کردن اقتصاد، ارتقای بهره‌وری عوامل تولید بویژه نیروی‌کار و سرمایه، مورد توجه مجدد قرار گرفت. براساس ماده ۷۹ قانون برنامه پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور، سهم بهره‌وری در رشد اقتصادی به یک- سوم در پایان برنامه ۱۳۹۴-۱۳۹۰ هدف‌گذاری شد. براساس گزارش‌های سازمان ملی بهره‌وری، بهره‌وری نیروی‌کار در دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۵، ۳/۴۶ درصد بوده است؛ درحالی‌که در دوره ۱۳۹۲-۱۳۹۰ برابر با ۲/۸۳- و در سالهای ۱۳۹۵-۱۳۹۳

برابر با ۲/۶۰ رشد داشته است. در همان دوره‌های مشابه، بهره‌وری سرمایه، به ترتیب، ۱/۰۳، ۴/۶۶- و ۲/۰۴ و در نتیجه، رشد بهره‌وری کل، به ترتیب، ۰/۸۹، ۳/۸۸- و ۲/۸۷ بوده است. با توجه به ارقام فوق، اهداف برنامه به طور کامل محقق نشده است (سازمان ملی بهره‌وری ایران، ۱۳۹۶: ۷-۲؛ سازمان ملی بهره‌وری ایران، ۱۳۹۴: ۴-۲).

در برنامه ششم توسعه (۱۴۰۰-۱۳۹۶) نیز به مقوله بهره‌وری در بخش‌های مختلف برنامه، توجه ویژه‌ای شده است. همچنین در این برنامه مقرر گردیده که به منظور اجرای بند ۳ سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی و تحقق هدف کمی سهم ۳۵ درصدی بهره‌وری از رشد ۸ درصدی اقتصاد در طول سال‌های برنامه، تمام دستگاه‌های اجرایی برای گسترش بهره‌وری دانش بنیان، تمهیدات لازم را فراهم آورند. براساس برنامه فوق، بهره‌وری کل عوامل تولید، می‌باید سالانه ۲/۸ درصد رشد داشته باشد (لاریجانی، ۱۳۹۶: ۲).

همان‌طورکه نتایج برنامه‌ریزی برروی بهره‌وری جزئی و کلی در کشور نشان می‌دهد، برنامه‌ها کمتر موفقیت‌آمیز بوده است و علت آن را می‌توان در انواع محدودیت‌ها و شوک‌های اقتصادی و سیاسی در محیط داخل و یا خارج جستجو کرد. در همین راستا است که ضرورت توجه به رهیافت اقتصادی پایدار و مقاوم که با اعمال تحریم‌ها و فشارهای خارجی، کمتر مورد آسیب باشد، بیش از گذشته به چشم می‌خورد. کاهش این آسیب‌پذیری و مقاومت در برابر هجوم‌های خارجی با توجه به ظرفیت‌های موجود بدون استفاده و همچنین اهداف بلندمدت اقتصادی، به کمک ارتقای بهره‌وری، امکان‌پذیر می‌گردد. ارتقای بهره‌وری موجب افزایش تولید ملی، بهبود توان رقابت‌پذیری و افزایش صادرات در بلندمدت می‌گردد. در نهایت، ارتقای بهره‌وری می‌تواند زمینه‌ساز تحقق اهداف مقاوم و پایدار در کشور گردد. مرحله اول ارتقای بهره‌وری، شناخت وضع موجود با جزئیاتی بیش از مقیاس بهره‌وری کل عوامل است (برنامه جامع بهره‌وری کشور، ۱۳۹۴: ۴ و ۱۰).

با توجه به اینکه هزینه تولید به هزینه نهاده‌های اولیه تولید: نیروی‌کار و سرمایه و نهاده واسطه تجزیه می‌شود؛ ارتقای سطح تکنولوژی، یکی از عواملی است که می‌تواند بهره‌وری نیروی‌کار و سرمایه و نهاده واسطه را افزایش و هزینه تولید را کاهش دهد و اقتصاد یک کشور را به یک اقتصاد مقاوم متمایل کند.

مقاله حاضر در مقایسه با مقالات قبلی انجام شده، درصدد سنجش میزان بهره‌وری عوامل تولید سه‌گانه و بهره‌وری کل عوامل تولید در سطح ۸ بخش اقتصادی و در بازه زمانی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۰ (به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰) برآمده و پس از آن، به بررسی تحقق اهداف اقتصاد مقاومتی با تأکید بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به عنوان یکی از راهکارهای دستیابی به اقتصاد مقاوم پرداخته است. بازه زمانی مورد مطالعه، برنامه سوم، چهارم و پنجم توسعه را پوشش می‌دهد، در صورتی که مقالات دیگر، این سه برنامه را با هم در نظر نگرفته‌اند. به‌طورکلی این

مطالعه، به سنجش رشد بهره‌وری کل عوامل تولید می‌پردازد و سپس بیان می‌کند که آیا رشد بهره‌وری در جهت تحقق اقتصاد مقاومتی طی این سالها، نقش مؤثری ایفا کرده است یا خیر؟

به همین منظور، پس از مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری و در بخش سوم پیشینه پژوهش ارائه شده است، در بخش چهارم، مدل مورد استفاده بیان می‌شود. بخش پنجم، به پایه‌های آماری، محاسبات پژوهش و تحلیل نتایج از میزان بهره‌وری عوامل تولید نیروی‌کار، سرمایه و نهاده واسطه و بهره‌وری کل عوامل تولید می‌پردازد و نهایتاً، بخش ششم به نتیجه‌گیری اختصاص خواهد داشت.

۲. مبانی نظری

در چارچوب نظریات رشد اقتصادی، بهره‌وری کل عوامل، به بخشی از رشد که توسط تغییرات نیروی‌کار و سرمایه توضیح داده نمی‌شود، مربوط می‌گردد که در ادبیات اقتصادی، به باقی‌مانده «سولو» معروف گردیده است. بنابراین، برای شناسایی عوامل مؤثر بر رشد بهره‌وری کل عوامل، می‌باید از نظریات رشد اقتصادی استفاده شود.

به‌طورکلی، نظریات رشد به دو دسته تقسیم می‌شوند: نظریات رشد برونزا و نظریات رشد درونزا. در نظریات رشد برونزا، پیشرفت فنی را به صورت برونزا در نظر می‌گیرند. باتوجه به ناتوانی الگوهای نئوکلاسیک در توضیح اساسی‌ترین واقعیت‌های رشد، الگوهای رشد درونزا مطرح گردیدند که عامل تکنولوژی را به صورت درونزا وارد الگوهای رشد کردند (شجری و همکاران، ۱۳۹۳: ۶۶).

امروزه بهره‌وری همچون فرهنگ و نگرشی به کار و زندگی به شمار می‌آید و بهبود آن، منشأ توسعه اقتصادی است. بهره‌وری، نگرشی واقع‌گرایانه به زندگی است. ارتقای بهره‌وری در پدیده‌های اصلی اقتصادی، اجتماعی و سیاسی جامعه مانند کاهش تورم، افزایش سطح رفاه عمومی، افزایش سطح اشتغال و مانند آن، تأثیرات وسیعی دارد. اساساً، واژه بهره‌وری به معنای "قدرت تولید، باروری و مولد بودن" و به صورت کلی، بهره‌وری کل عوامل، عبارت است از نسبت ستاده (ارزش افزوده واقعی) به میانگین وزنی نهاده‌ها، که این وزنها منعکس‌کننده سهم هر یک از نهاده‌ها از کل هزینه‌های تولید است. در روش تابع تولید، بهره‌وری کل عوامل تولید به‌طور ضمنی، به عنوان متغیر مؤثر بر تولید در نظر گرفته می‌شود (نیکلسون[1]، ۲۰۰۲).

در قرن اخیر، به بهره‌وری همچون مفهومی از کارآیی و به معنای بهبود معیارهای زندگی مردم توجه شده است. بهره‌وری، دارای سه مؤلفه مهم است: کارآیی، اثربخشی و به‌کارگیری مداوم عوامل تولید. کارآیی به مفهوم درست انجام دادن کار است. به عبارت دیگر، کارآیی به استفاده کارآمد از منابع در فرآیند تولید مربوط است. سنجش کارآیی عملکرد از طریق

1. Nicholson

اندازه‌گیری هزینه منابع از لحاظ برآوردن هدف، که به‌صورت مقایسه ستانده‌های به‌دست آمده واقعی با تولید معیار یا حداکثر تولید ممکن صورت می‌گیرد. اثربخشی، شاخص دستیابی به اهداف سازمانی است. بنابراین، در تعریف هدف، باید دقت لازم به‌عمل آید؛ به نحوی که هدف، نه غیرواقعی و دست نیافتنی و نه، بسیار ساده و در دسترس تعیین شود (حقیقی و همکاران، ۱۳۹۳: ۸۷).

اثربخشی را می‌توان به‌صورت «کار درست انجام دادن» نیز تعریف کرد. کار درست در واقع چیزی است که نیازی برای آن وجود داشته باشد و بتواند در بازار رقابتی، آن نیاز را برآورده و توسعه بازار یا بقا در بازار را با توجه به مقوله‌های مورد انتظار مشتریان تداوم بخشد. بنابراین، اثربخشی عملکرد، عبارت است از میزان تحقق یافتن اهداف تعیین شده؛ مثلاً، اثربخشی عملکرد برای سرپرست تولید به معنی این است که واحد او تا چه حد به اهداف کمی و کیفی روزانه دست یافته است. تعریف عملیاتی بهره‌وری، عبارت است از نسبت ستانده واقعی به نهاده واقعی. بنابراین، وجود هر دو مفهوم کارآیی و اثربخشی را به‌طور مستمر شامل می‌شود و باید توجه کرد که آنچه مهم‌تر است، میزان و روند بهره‌وری در طول زمان است، نه در یک مقطع از زمان.

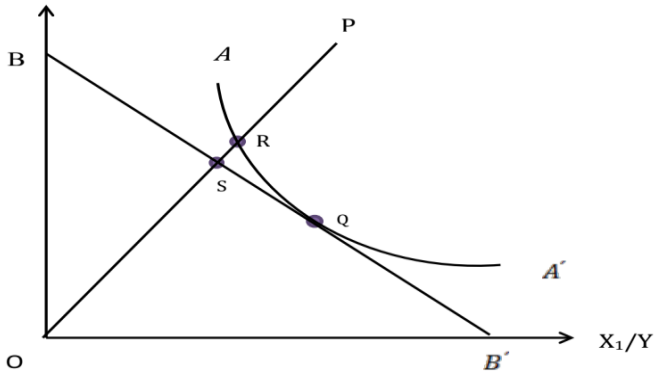
یکی دیگر از مؤلفه‌های بهره‌وری، به‌کارگیری مداوم عوامل تولید است. به‌کارگیری مداوم یعنی هنگامی که کاری را انجام می‌دهیم، بدون اتلاف وقت و منابع یا به هدر دادن کار کارگران و دستگاه‌ها، پیوسته به آن مشغول باشیم. بنابراین، اکنون می‌توانیم بهره‌وری را «درست انجام دادن کار درست به طور مداوم» تعریف کنیم که بیانگر مؤلفه‌های کارآیی، اثربخشی و تداوم اشتغال برای بهره‌وری است. تعریف عملیاتی از بهره‌وری با مفهوم بهبود بهره‌وری، به معنی انتقال تابع تولید به طرف بالا، سازگار است. بنابراین، افزایش بهره‌وری به معنی تولید بیشتر با مقادیر معین و ثابتی از نهاده‌ها، یا به‌دست آوردن همان سطح تولید با مقادیر کمتری از نهاده‌ها، یا افزایش تولید با میزانی بیشتر از میزان افزایش نهاده‌ها است. به بیان دیگر، بهره‌وری به‌معنی متوسط تولید به ازای هر واحد از کل نهاده‌ها است. اگر متوسط تولید به ازای هر واحد از نهاده‌ها افزایش یابد، به مفهوم افزایش بهره‌وری و عکس آن، به معنی تنزل بهره‌وری است. به‌عبارت دیگر، بهره‌وری میزان نسبی کارآیی است که منابع تولیدی، یعنی کار، سرمایه و ... به‌کار گرفته شده‌اند. در این مفهوم، بهره‌وری شاخص استفاده مؤثر، مفید و کارا از منابع گوناگون است (حقیقی و همکاران، ۱۳۹۳: ۸۸).

امروزه ارتقای بهره‌وری و کارآیی با در نظر گرفتن کمیابی سایر عوامل تولید (نیروی‌کار، سرمایه و نهاده‌های واسطه‌ای) به عنوان بهترین و مؤثرترین روش در دستیابی به رشد اقتصادی مطرح است. بهره‌وری کل عوامل تولید به عنوان یک عامل مهم و کلیدی به سبب ترکیب بهینه منابع تولید، دانش و مهارت‌های انسانی (سرمایه انسانی)، فناوری اطلاعات و ارتباطات، مواد خام، انرژی و سایر عوامل ناشناخته بر رشد اقتصادی اثرگذار است و به سبب افزایش سطح آن،

رقابت‌پذیری فعالیت‌های تولیدی بخش‌های مختلف اقتصادی میسر می‌شود. همین واقعیت، سبب شده که امروزه اکثر کشورهای جهان نیز در برنامه‌های توسعه بلندمدت خود، به منظور دستیابی به اهداف رشد خود، به ارتقاء بهره‌وری و کارآیی توجه خاصی داشته باشند. به هرحال، ذکر این نکته ضروری است که مفاهیم کارآیی و بهره‌وری، با وجود آنکه همبستگی و ارتباط تنگاتنگی دارند، متفاوت از یکدیگر هستند (کفایی و باقرزاده، ۱۳۹۵: ۲۱۷).

کارآیی، به مقایسه بین مقدار (ارزش) واقعی محصول و مقدار بالقوه آن که می‌تواند با به‌کارگیری یک مجموعه معین از نهاده‌های تولیدی در یک فرآیند تولید به‌دست آید، اشاره دارد. در واقع، کارآیی بیانگر میزان و حدود استفاده از امکانات تولیدی بالقوه می‌باشد. با استفاده از نمودار (۱) می‌توان مفاهیم انواع مختلف کارآیی، شامل کارآیی فنی، کارآیی تخصیصی و کارآیی اقتصادی، را به‌سادگی تعریف و تفهیم نمود. در نمودار (۱)، اگر خط P نمایانگر یکی از بنگاه‌ها باشد، کارآیی فنی این بنگاه که نشان دهنده میزان توانایی یک بنگاه برای حداکثرسازی تولید با توجه به عوامل تولید مشخص می‌باشد، به‌صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$\text{کارآیی‌فنی} = \frac{OR}{OP}$$



نمودار ۱. توصیف انواع کارآیی به روش فارل

منبع: امامی میبدی، ۱۳۷۹: ۱۰۴

اگر اطلاعات مربوط به قیمت در دسترس باشد و یک فرض رفتاری مانند حداقل‌سازی هزینه یا حداکثرسازی سود را مد نظر قرار دهیم، در آن صورت، می‌توانیم علاوه برکارآیی فنی، کارآیی تخصیصی را هم اندازه‌گیری کنیم. کارآیی تخصیصی در انتخاب عوامل تولید، نیازمند انتخاب مجموعه‌ای از عوامل تولیدی است که سطح مشخصی از محصول را در حداقل هزینه (با قیمت‌های داده شده) تولید نماید. در مقابل، بهره‌وری عوامل تولیدی مورد مصرف در فرآیند

تولید یک محصول (ستانده)، مفهوم ناخالصی است که به‌صورت نسبت ستانده به نهاده‌های تولیدی تعریف می‌گردد؛ و اندازه‌گیری آن می‌تواند، هم به‌صورت جزئی، یعنی بهره‌وری یک عامل تولیدی خاص و هم، به‌صورت‌کلی، یعنی بهره‌وری کل عوامل تولیدی، مورد توجه قرار گیرد. همچنین بهره‌وری را می‌توان کارآیی نسبی دانست، هر نقطه روی مرز تولید (هزینه) بیانگر حداکثر میزان کارآیی است، اما این به معنی حداکثر بودن بهره‌وری نمی‌باشد و تنها در یک نقطه خاص از مرز تولید، بهره‌وری در حداکثر مقدار خود قرار دارد. به عبارت دیگر، کارآیی جزئی از بهره‌وری است. بنابراین، می‌توان گفت هر چند که افزایش کارآیی موجب رشد بهره‌وری می‌شود، اما پیشرفت فناوری و صرفه‌جویی نسبت به مقیاس نیز از دیگر عواملی هستند که در افزایش بهره‌وری نقش مهمی دارند و تغییرات بهره‌وری کل عوامل تولید، از تغییر در کارآیی فنی و تغییر در فناوری تولید، به‌دست می‌آید (امامی میبدی، ۱۳۷۹: ۱۰۵-۱۰۶).

موضوع اندازه‌گیری و محاسبه رشد بهره‌وری، یکی از موضوعات مورد توجه اقتصاددانان بوده و مطالعات بسیار زیادی در این زمینه صورت گرفته و روش‌های مختلفی برای محاسبه آن ارائه شده است. بیان کلاسیکی منبع رشد و سنجش بهره‌وری برای اولین بار توسط سولو[1] (۱۹۵۷) معرفی شد. سولو نشان داد که باقیمانده رشد تولید از رشد نهاده‌ها به معنی انتقال منحنی امکانات تولید به سمت بالا در اقتصاد است. اغلب مطالعات سنجش بهره‌وری از همین رویکرد بهره جسته و بعضاً آن را نیز تا امروز توسعه داده‌اند.

جورگنسون و همکاران[2] (۲۰۰۷) برآورد بهره‌وری کل عوامل تولید در سطح کلان اقتصادی را به سه روش تقسیم کرده است که هرکدام تحت فروض مشخصی می توانند به محاسبه بهره‌وری کل بپردازند. این سه روش، عبارت اند از: روش اول: تابع تولید کل (APF)، روش دوم: امکانات تولید مرزی (PPF)، روش سوم: ادغام در سطح فعالیت‌ها (DAI).

هر یک از روش‌های فوق، تحت فروض مشخصی کار می‌کنند و نتایج متفاوتی را برای رشد تولید و منابع آن ارئه می‌دهند. در ادامه، به شرح مختصری از مقایسه این روش‌ها پرداخته شده است. در بین این سه روش، روش اول، تاریخچه طولانی‌تری دارد و به علت فروض غیرقابل قبول آن، بیشترین محدودیت را دارا است که وجود توابع ارزش افزوده در سطح فعالیت‌ها، قیمت‌های نسبی و تحرک کامل عوامل تولید یعنی نیروی‌کار و سرمایه از آن جمله‌اند.

با توجه به مطالعه جورگنسون و همکاران (۱۹۸۷ و ۲۰۰۵)، در روش تابع تولید کل، نه تنها باید توابع ارزش افزوده بخش‌ها وجود داشته باشند، بلکه لازم است، یکسان هم باشند؛ به‌طوری‌که در اقتصاد، فقط یک کالا تولید می‌شود. در نظر گرفتن یک نوع کالا، به معنی ادغام کردن تمامی کالاها است و مقایسه رشد بهره‌وری بخش‌ها (فعالیت‌ها) در چنین ساختاری امکان‌پذیر نیست. علاوه برآن، یکسان در نظر گرفتن انواع عوامل تولید ناهمگن (نیروهای‌کار و

1. Solow
2. Jorgenson *et al.*

سرمایه ناهمگن) برای تمامی فعالیت‌های اقتصادی و همچنین یکسان فرض نمودن قیمت آنها، از جمله فروض محدودکننده‌ای است که نتایج حاصل از محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید را زیر سؤال می‌برد. روش دوم، روش امکانات تولید مرزی است که نسبت به روش اول، محدویت کمتری را دارد. این روش، محدویت الزام برای وجود تابع ارزش افزوده را ندارد و به تبع آن، لازم نیست که قیمت تولیدات فعالیت‌ها یکسان باشند. اما به هر حال، دارای فرض ساده یکسان در نظر گرفتن قیمت نهاده ها برای انواع فعالیت‌ها است (کهنسال و حیات غیبی، ۱۳۹۴: ۱۶۴).

روش سوم، ادغام در سطح فعالیت‌ها است که محدودیتی بر روی توابع ارزش‌افزوده و نهاده‌ها در فعالیت‌های مختلف ندارد. در این روش، میزان رشد تولید، نهاده و بهره‌وری، بستگی به اندازه نسبی فعالیت مربوطه دارد و رشد بهره‌وری کل از میانگین موزون رشد بهره‌وری کلیه فعالیت‌ها به‌دست می‌آید. این روش، همچنین فرض یکسان بودن قیمت تولیدات و نهاده‌ها را ندارد و برای کل اقتصاد، به صورت میانگین وزنی از کلیه فعالیت‌ها محاسبه می‌شود. با توجه به اینکه، این روش نسبت به دو روش دیگر، دارای محدودیت کمتری است، انتظار می‌رود که نتایج بهتر و مطمئن‌تری به‌دست دهد. تحلیل داده- ستانده بهره‌وری، در روش سوم جای دارد و قادر است رشد بهره‌وری کل عوامل تولید را در سطح بخش‌ها (فعالیت‌ها) محاسبه نموده و بخش‌های ضعیف و قوی را از نظر بهره‌وری شناسایی کند.

روش داده- ستانده، علاوه بر مزایایی که روش سوم دارد، نشان می‌دهد که رشد بهره‌وری بخشی در یک دوره زمانی معین، نه تنها بستگی به رشد نهاده‌های اولیه نظیر نیروی‌کار و سرمایه دارد، بلکه به رشد کلیه نهاده‌های واسطه‌ای که در جریان تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد، نیز بستگی دارد. اولین مطالعه در زمینه تحلیل‌های داده- ستانده توسط لئونتیف، تحت عنوان تجزیه رشد تولید یا "روش تجزیه ساختاری" صورت گرفته که ساختار اقتصاد آمریکا را مورد تحلیل قرار داده است. لئونتیف با استفاده از روش مذکور، رشد ستانده را به عوامل مؤثر در آن تجزیه نمود که همین رویکرد، پایه‌ای برای تحلیل رشد بهره‌وری کل عوامل در ادبیات داده- ستانده قرار گرفته است.

در این رویکرد، هزینه تولید به هزینه نهاده‌های اولیه تولید: نیروی‌کار، سرمایه و نهاده واسطه تجزیه می‌شود؛ و در صورتی‌که سطح تکنولوژی پیشرفت کند، درآن‌صورت، نه فقط بهره‌وری نیروی‌کار و سرمایه افزایش می‌یابد، بلکه موجب افزایش بهره‌وری نهاده واسطه نیز می‌گردد. نهاده واسطه، شامل تمامی عوامل تولید به استثنای سرمایه و نیروی‌کار می‌شود. این عوامل، شامل آموزشی، فناوری ارتباطات و اطلاعات و ... هستند که در کنار سایر نهاده‌های فیزیکی بر رشد اقتصادی و بهره‌وری اثر می‌گذارند و نظریه‌های جدید توسعه نیز بر آنها تأکید دارد (بزازان، ۱۳۹۰: ۱۵۰).

۳. پیشینه پژوهش

در رابطه با موضوع پژوهش حاضر، مطالعاتی صورت گرفته که به شرح زیر است:

اودانل[1] (۲۰۱۴)، بهره‌وری کل عوامل تولید را به دو جزء تغییرات تکنولوژیکی و کارآیی تفکیک کرد؛ یافته‌ها نشان می‌دهند که پیشرفت تکنولوژیکی، مهم‌ترین عامل رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بوده است.

هریس و موفات[2] (۲۰۱۵)، به تبیین بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع انگلستان پرداختند و نشان دادند عمر بنگاه با رشد بهره‌وری، رابطه عکس دارد؛ همچنین خلق دانش، مهم‌ترین عامل رشد بهره‌وری کل عوامل صنایع تولیدی انگلستان است.

دینگ و همکاران[3] (۲۰۱۶)، بهره‌وری کل عوامل و اجزای آن را برای چین بررسی و برآورد کردند. نتایج حاکی از آن است که متوسط رشد TFP در صنایع چین در دوره ۲۰۰۷-۱۹۹۷ معادل ۹,۶ درصد بوده، که مهم‌ترین عامل تخصیص مجدد منابع (کارآیی تخصیصی) است.

بزازان (۱۳۹۰)، در مطالعه‌ای به بررسی رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در سطح بخش‌های اقتصادی در ایران با تأکید بر عملکرد برنامه چهارم توسعه پرداخته، که پایه‌های آماری شامل پنج جدول داده- ستاده مربوط به سال‌های ۱۳۶۵، ۱۳۷۰، ۱۳۷۵، ۱۳۸۰ و ۱۳۸۵ است. نتایج نشان می‌دهد که رشد بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران برای تأمین رشد اقتصادی در اهداف برنامه توسعه کافی نبوده و ایران با یک اقتصاد بهره‌ور، فاصله زیادی دارد.

کهنسال و غیبی (۱۳۹۴)، به مقایسه اختلاف منطقه‌ای بهره‌وری عوامل واسطه در تولید بخش‌های مختلف اقتصادی پرداختند. در مطالع آنها، داده- ستانده منطقه‌ای کلیه استان‌های کشور به روش اصلاح شده شبه لگاریتمی بخش تخصصی یا بخش بومی منطقه استخراج شده است. با توجه به نتایج مطالعه، کمترین اختلاف منطقه‌ای بهره‌وری عوامل واسطه به ترتیب، مربوط به بخش‌های صنایع غذایی، آشامیدنی‌ها و دخانیات، ساختمان، نساجی، چرم و پوشاک و بیشترین میزان آن نیز مربوط به بخش‌های معدن، مستغلات، کرایه و خدمات کسب و کار و برق، گاز و آب می‌باشد.

یوسفی حاجی آبادی (۱۳۹۵)، در مطالعه‌ای به ارزیابی بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران با استفاده از شاخص بهره‌وری مالم‌کوئیست و روش تحلیل پوششی داده‌ها پرداخته است. برای این منظور، داده‌های ترکیبی صنایع کارخانه‌ای ایران بر اساس طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی فعالیت‌های صنعتی (ISIC)، جمع‌آوری و بهره‌وری کل عوامل تولید در رشته فعالیت‌های مختلف صنعتی، طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۰ مورد ارزیابی قرار گرفته، و نتایج تحقیق نشان می‌دهد که سطح بهره‌وری اکثریت رشته فعالیت‌های مختلف صنعتی ایران طی

---

1. O'Donnell
2. Harris & Moffat
3. Ding *et al*.

دوره مورد بررسی، کاهش یافته، که علت آن، کاهش کارآیی مدیریتی و کارآیی مقیاس این صنایع بوده است.

محموزاده و فتح آبادی (۱۳۹۵)، در پژوهشی به شناسایی عوامل پیشران بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع تولیدی ایران پرداخته‌اند. بدین منظور، بهره‌وری کل عوامل تولید ۲۱ صنعت تولیدی به چهار عامل پیشرفت تکنولوژیکی، کارآیی فنی، کارآیی تخصیصی و اثرات مقیاس بر مبنای روش حسابداری رشد جدید در دوره ۱۳۹۰-۱۳۷۹ تجزیه شده، و یافته‌ها نشان می‌دهد، کشش تولیدی نیروی‌کار و سرمایه، به ترتیب ۰/۵۷ و ۰/۱۳ بوده و بازدهی نسبت به مقیاس، کمتر از واحد است.

۴. ارائه مدل محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید

روش داده- ستانده بهره‌وری بر اساس مدل حسابداری رشد بهره‌وری است. در این روش، عوامل واسطه و اولیه (نیروی‌کار و سرمایه)، نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل را تعریف می‌کنند. متغیرهای مدل داده- ستانده بهره‌وری به‌صورت زیر هستند:

X: بردار ستونی تقاضای‌های بخشی، α: ماتریس ضرایب فنی بین بخشی، l: بردار ستونی ضرایب اشتغال که بیانگر نیروی‌کار لازم برای تولید یک واحد ستانده است، k: بردار سطری ضرایب سرمایه لازم برای یک تولید واحد ستانده، w: نرخ دستمزد سالانه، r: نرخ سود ذخیره سرمایه، Y: تولید ناخالص ملی، $L=l.x$ کل نیروی‌کار و $K=k.x$ کل سرمایه است.

در چارچوب روش داده- ستانده، بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) به‌صورت زیر بیان می‌شود (d، بیانگر تغییرات یا دیفرانسیل است).

$$\rho= (PdY- wdL- rdK) / Y \qquad (۱)$$

در رابطه (۱)، با توجه به اینکه برای هر متغیری همانند z، رابطه $dz=z(d \log z)$ برقرار است، می‌توان نوشت:

$$\rho= \frac{P\hat{Y}}{PY} (d \log Y - W.L.d \log L - r.K.d \log K) \qquad (۲)$$

در رابطه (۲)، $(\hat{Y})$ ماتریس قطری بردار Y_t و ρ برحسب قیمت‌های جاری است. با توجه به اینکه رشد بهره‌وری کل عوامل به تغییرات عناصر ضرایب فنی بین بخشی مرتبط است، پس می‌توان روابط زیر را با توجه به دستگاه معادلات لئونتیف بیان نمود:

$$Y=(I-\alpha)X \qquad (۳)$$

$$dy=(I-\alpha)dX-x.d\alpha \qquad (۴)$$

$$dl=l.dx+x.dl \qquad (۵)$$

$$dk=k.dx+x.dk \qquad (۶)$$

با جایگذاری روابط (۴)، (۵) و (۶) در رابطه (۱)، از بهره‌وری کل عوامل تولید، رابطه (۷) حاصل می‌شود:

$$\rho=[P(I-\alpha)dx - pda.x - w.l.dx - w.dl.x - r.k.dx - rx.dk]/Py \quad (۷)$$

با توجه به معادله فوق، مدل قیمت داده- ستانده لئونتیف، به‌صورت رابطه (۸) و یا به‌صورت رابطه (۹) بیان می‌شود:

$$P=p\alpha+wl+rk \quad (۸)$$

$$P(I-\alpha)=wl+rk \quad (۹)$$

با جایگذاری رابطه (۹) در رابطه (۷)، رابطه (۱۰) حاصل می‌شود؛ که دراین‌صورت، می‌توان رشد بهره‌وری کل عوامل بخش j ام را براساس رابطه (۱۰) به‌صورت رابطه (۱۱) و (۱۲) نوشت:

$$\rho = -[pda + wdl + rdk]x/pY \quad (۱۰)$$

$$\pi_J = -[pd\alpha_j + wdl_j + rdk_j)/p_j \quad (۱۱)$$

$$\pi_{\mathrm{J}} = -(\sum_{\mathrm{i}} \mathrm{p_i\, da_{ij}} + \mathrm{wdl_j} + \mathrm{rdk_j})/\mathrm{p_j} \quad (۱۲)$$

در معادله (۱۲)، d به دیفرانسیل اشاره دارد و براساس رابطه $\mathrm{dz= z(d\ log\ z)}$ برای همه متغیرهای رشد بهره‌وری کل بخش j ام، رابطه (۱۳) را خواهیم داشت:

$$\pi_{\mathrm{J}} = -\{\sum_{\mathrm{i}} \alpha_{\mathrm{i}j} \left(\mathrm{d\ log\ a_{ij}}\right) + \alpha_{l\mathrm{j}}\left(\mathrm{d\ logl_j}\right) + \alpha_{\mathrm{k_j}}(\mathrm{d\ logk_j})\} \quad (۱۳)$$

که در آن، $\alpha_{ij} = \frac{p_i a_{\mathrm{ij}}}{p_j}$، $\alpha_{l\mathrm{j}} = \frac{w_j l_{\mathrm{j}}}{p_j}$ و $\alpha_{\mathrm{k_j}} = \frac{r_j k_{\mathrm{j}}}{p_j}$ به ترتیب، نسبت‌های ارزش جاری نهاده‌های واسطه، نیروی‌کار و سرمایه از ارزش کل ستانده هستند (ولف[1]، ۱۹۹۴: ۷۷ و ۸۱). با توجه به اینکه نرخ رشد بهره‌وری در فواصل زمانی گسسته و نه پیوسته (لحظه‌ای) اندازه‌گیری می‌شود، بنابراین در معادله (۱۳) به جای ارزش‌های جاری نهاده‌ها از میانگین ارزش آنها در طول دوره‌های مورد مطالعه، استفاده می‌شود (ولف، ۱۹۸۵؛ جورگنسون و همکاران[2]، ۱۹۸۷). علاوه برآن، تغییر قیمت‌ها نیز با محاسبات براساس جداول به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ در نظر گرفته می‌شوند.

۵. منابع و اطلاعات آماری و نتایج پژوهش

۵-۱. منابع و اطلاعات آماری

اطلاعات آماری مورد استفاده در مطالعه حاضر، شامل چهار بخش است که در زیر به شرح آنها پرداخته شده است:

---

1. Wolf
2. Jorgenson *et al.*

الف) جداول داده- ستانده: در این بخش از دو جدول داده- ستانده سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ به قیمت تولیدکننده و جاری مورد استفاده قرار گرفته است که دوره پس از انقلاب و برنامه‌های توسعه سوم، چهارم و پنجم را پوشش می‌دهد. مشخصات کلی از دو جدول داده- ستانده مورد استفاده در مطالعه حاضر، در جدول (۱) به‌صورت خلاصه آمده است.

جدول ۱. ابعاد اصلی، سال و روش تهیه و مراکز تهیه جدول داده- ستانده

سازمان	سال	ابعاد	روش تهیه
مرکز آمار ایران	۱۳۸۰	۹۹×۹۹	آماری
مرکز آمار ایران	۱۳۹۰	۹۹×۹۹	آماری

دو جدول داده- ستانده فوق، به‌صورت بخش در بخش با تکنولوژی بخش و به قیمت تولیدکننده هستند. در تعیین تعداد بخش‌ها، آمار مربوط به سایر متغیرهای مورد استفاده در مدل از جمله اشتغال و موجودی سرمایه بخشی، نقش مهمی داشته‌اند. به همین دلیل، جداول فوق به ۸ بخش اصلی و به صورت همگن تجمیع شده که عبارت‌اند از: ۱- کشاورزی، شکار و جنگلداری و شیلات؛ ۲- استخراج معدن؛ ۳- صنعت و ساخت؛ ۴- تأمین برق و گاز و آب؛ ۵- ساختمان؛ ۶- حمل و نقل و انبارداری و ارتباطات؛ ۷- مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کسب‌وکار؛ ۸- سایر فعالیت‌های خدمات عمومی، اجتماعی و شخصی.

ب) مصرف سرمایه بخشی: این بخش مربوط به اطلاعات مصرف سرمایه (استهلاک) بخشی است، که اغلب در جداول آماری و در ناحیه ارزش افزوده سطر موجود است. هر دو جدول آماری سال ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ شامل اطلاعات مربوط به مصرف سرمایه بخشی در ناحیه ارزش افزوده هستند.

ج) اشتغال بخشی: آمار اشتغال بخشی از سرشماری‌های نفوس و مسکن مربوط به سال ۱۳۹۰ به‌طور مستقیم، و برای سال ۱۳۸۰ از میانگین سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵ استفاده شده است.[۱]

د) شاخص قیمت‌ها: با توجه به اینکه جداول داده- ستانده به قیمت جاری تهیه می‌شود، در تحلیل‌های ایستای مقایسه‌ای، لازم است که از جداول به قیمت ثابت در محاسبات استفاده شود؛ تا تغییرات قیمت از جداول حذف گردد. بدین منظور، از شاخص قیمت تولیدکننده مرکز آمار ایران، موجود در تارنمای آن مرکز[۲] و بانک مرکزی[۳] جمهوری اسلامی ایران جهت محاسبه ستانده، ارزش افزوده، مصرف واسطه، مصرف خانوارها، مخارج دولت، سرمایه‌گذاری، استهلاک

---

۱. زیرا قبلاً آمار سرشماری هر ۱۰ سال یک‌بار ارائه می‌شد.

2. www.sci.ir
3. www.cbi.ir

سرمایه، صادرات و واردات به قیمت ثابت در سطح ۸ بخش اقتصادی و به روش راس (RAS) استفاده، و هر دو جدول به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ محاسبه شده است. بدین منظور، اجزای ماتریس‌های ارزش افزوده، تقاضای نهایی و ستانده با شاخص‌های متناظرشان به قیمت‌های سال ۱۳۹۰محاسبه گردید. سپس مانند سایر مطالعاتی که در این زمینه انجام شده (ولف، ۱۹۹۴ و ۱۹۸۵)، از روش راس برای محاسبه ماتریس مبادلات و ماتریس ضرایب فنی به قیمت ثابت استفاده شد. در روش راس، عناصر ماتریس ارزش‌افزوده که در محاسبه بهره‌وری نقش کلیدی دارد، منفی نمی‌شود؛ درحالی‌که روش جایگزین آن یعنی روش تعدیل مضاعف[1] با خطر برآورد ارزش افزوده منفی مواجه است.

۲-۵. محاسبات و نتایج پژوهش

همان‌طور که در بخش ۴ (ارائه مدل محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید) اشاره شد، رشد بهره وری کل عوامل تولید در سطح بخش‌ها به کمک مدل داده- ستانده و رابطه (۱۳) محاسبه می‌شود. در مدل داده- ستانده، علاوه بر بهره‌وری سرمایه و نیروی‌کار که در الگوهای متعارف قابل محاسبه هستند، بهره‌وری نهاده‌های واسطه‌ای را نیز می‌توان محاسبه نمود. با توجه به این نکته که در مدل داده- ستانده، عواملی که در تولید نقش دارند، که شامل: نیروی‌کار، سرمایه و تمامی نهاده‌های واسطه‌ای هستند، به صورت خطی لحاظ می‌شوند و نسبت به مدل‌های دیگر، بهره‌وری جزئی، نتایج بیشتر و بهتری را ارائه می‌نماید.

به‌منظور محاسبه بهره‌وری عوامل تولید سه‌گانه و بهره‌وری کل عوامل تولید در سطح ۸ بخش اقتصادی مورد نظر در مطالعه حاضر، در ابتدا، اجزای رابطه (۱۳) به‌طور جداگانه برآورد و سپس نتیجه کلی، بیان، که در ادامه به شرح اجزاء و تحلیل نتایج پرداخته شده است.

اجزاء اول رابطه (۱۳)، عبارت‌اند از: متوسط رشد هزینه واسطه $(\sum_i d\log a_{ij})$، متوسط رشد ضریب مصرف واسطه $(\mathrm{dlog}\ k_j)$ و متوسط رشد ضریب اشتغال $(\mathrm{dlog} l_j)$ بخشی در طول دوره ده ساله ۱۳۹۰-۱۳۸۰. محاسبه با استفاده از منابع آماری بند ۱-۴ انجام، و نتایج حاصل از آن، در جدول (۲) آورده شده است. ذکر این نکته برای جدول (۲) ضروری است که بدانیم ارقام منفی، بیانگر استفاده کمتر و ارقام مثبت، بیانگر استفاده بیشتر از نهاده واسطه و یا اولیه برای یک واحد پول تولیدی در طول دوره مورد مطالعه است. به این‌صورت که ارقام منفی، به معنای افزایش بهره‌وری است؛ در حالی‌که ارقام مثبت، بیانگر کاهش بهره‌وری می‌باشد.

اجزاء دوم عبارت‌اند از: سهم‌های (نسبت‌های) هزینه واسطه (a_{ij})، هزینه سرمایه (a_{kj}) و هزینه نیروی‌کار بخش j ام تولید (a_{lj})؛ اجزاء دوم از جداول، به قیمت ثابت استخراج و نتایج آن در جدول (۳) سازماندهی شده است. همچنین با استفاده از اجزاء اول و دوم، میزان تغییر

1. Double Deflation Method

بهره‌وری عوامل تولید سه‌گانه در محاسبه بهره‌وری کل در رابطه (۱۳) محاسبه و نتایج حاصل آن، در جدول (۴) گردآوری شده، و تحلیل نتایج جداول (۲) تا (۴) حاصل از مدل داده-ستانده در یک دوره ده ساله و به‌صورت بخشی، صورت گرفته است.

جدول ۲. متوسط رشد ضرایب نیروی‌کار، ضریب سرمایه و ضریب هزینه واسطه در یک دوره ۱۰ ساله (درصد)

نهاده	$\sum_i d\log a_{ij}$	$(\mathrm{d}\log k_j)$	$(\mathrm{d}\log l_j)$
کشاورزی، شیلات، شکار و جنگلداری	۱۵	۷۸	-۸
استخراج معدن	-۷	-۶۹	-۷۸
صنعت- ساخت	۱۶	-۱۹	-۵۶
تأمین برق، گاز و آب	-۳۷	-۸۴	-۸۷
ساختمان	۲	-۶	-۴۰
حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات	-۵	۱۷۵	۶۷
مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کسب و کار	-۴۷	۶	۴۶
سایر فعالیت‌های خدمات عمومی، اجتماعی و شخصی	۱۴	-۲۱	-۴۴
کل اقتصاد	**۶**	**-۲۵**	**-۴۴**

منبع: محاسبات پژوهش

اعداد و ارقام جدول (۲) نشان می‌دهد که بخش مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کسب‌وکار، بالاترین بهره‌وری را در استفاده از هزینه واسطه داشته، بدین معنی که برای تولید یک واحد ستانده در سال ۱۳۹۰، به‌طور قابل ملاحظه‌ای، کمتر از عوامل واسطه استفاده کرده، و بخش تأمین آب و برق نیز بالاترین بهره‌وری را در استفاده از نیروی‌کار و سرمایه داشته است. علاوه بر این، نتایج منعکس شده در جدول (۲) نشان می‌دهد که استفاده از نهاده واسطه برای بقیه بخش‌ها تغییر چشمگیری نداشته، اما استفاده از نیروی‌کار و سرمایه در بخش‌ها متفاوت بوده است. همه بخش‌ها به استثنای حمل و نقل و انبارداری و مستغلات، به‌طور نسبی، از نیروی‌کار بیشتری برای تولید یک واحد پول ستانده در سال ۱۳۹۰ نسبت به سال ۱۳۸۰ استفاده کرده‌اند. همان‌طور که در سطر آخر جدول (۲) نشان داده شده، می‌توان نتیجه گرفت که بهره‌وری نیروی‌کار در کل اقتصاد طی این دوره، افزایش یافته، اما در مورد استفاده از سرمایه، نتایج اندکی متفاوت است.

بخش‌های کشاورزی، حمل و نقل و مستغلات، به طور نسبی، از سرمایه بیشتری در سال ۱۳۹۰ برای تولید یک واحد پول ستانده بخشی استفاده کرده و بقیه بخش‌ها، کمتر بهره برده‌اند و درکل اقتصاد هم بهره‌وری سرمایه، افزایش داشته است. در مورد نهاده واسطه،

بخش‌های کشاورزی، صنعت- ساخت، ساختمان و سایر فعالیت‌های خدماتی نسبت به سایر بخش‌ها، به‌طور نسبی از نهاده واسطه بیشتری برای تولید یک واحد پول ستانده در سال ۱۳۹۰ نسبت به سال ۱۳۸۰ استفاده کرده‌اند و در نهایت در کل اقتصاد، طی این دوره، بهره‌وری نهاده واسطه کاهش یافته است.

جدول ۳. سهم نهاده‌های واسطه، سرمایه و نیروی‌کار از کل ستانده در یک دوره ۱۰ ساله

نهاده	a_{ij}	a_{kj}	a_{lj}	جمع
دوره	**۸۰-۹۰**	**۸۰-۹۰**	**۸۰-۹۰**	
کشاورزی، شیلات، شکار و جنگلداری	۰/۴۳	۰/۰۴	۰/۵۴	۱
استخراج معدن	۰/۰۴	۰/۰۴	۰/۹۳	۱
صنعت- ساخت	۰/۷۰	۰/۰۳	۰/۲۷	۱
تأمین برق، گاز و آب	۰/۳۹	۰/۱۲	۰/۴۹	۱
ساختمان	۰/۶۰	۰/۰۳	۰/۳۷	۱
حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات	۰/۳۴	۰/۱۹	۰/۴۷	۱
مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کار و کسب	۰/۱۱	۰/۲۴	۰/۶۶	۱
سایر فعالیت‌های خدمات عمومی، اجتماعی و شخصی	۰/۲۳	۰/۰۹	۰/۶۹	۱
کل اقتصاد	**۰/۳۹**	**۰/۰۸**	**۰/۵۳**	**۱**

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به یافته های مطالعه در جدول (۳)، مشاهده می‌شود که سهم نیروی‌کار در تولید نسبت به نهاده سرمایه و نهاده واسطه، بالاتر و برابر ۰/۵۳ بوده، درحالی‌که میزان سهم سرمایه در تولید، برابر ۰/۰۸، سهم نهاده واسطه نیز در تولید برابر ۰/۳۹ است که نسبت به سرمایه، سهم بیشتری از تولید را به خود اختصاص داده است. همچنین با توجه به جدول مذکور، بیشترین میزان سهم سرمایه در تولید، مربوط به بخش مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کسب و کار است و بیشترین سهم نیروی کار در تولید نیز مربوط به بخش استخراج معدن است؛ در حالی‌که بخش صنعت و ساخت، کمترین سهم سرمایه و نیروی‌کار را در تولید دارا می‌باشد. در مورد سهم نهاده واسطه در تولید نیز می‌توان این‌گونه اظهار داشت که بیشترین میزان سهم نهاده واسطه، مربوط به بخش صنعت و ساخت، و کمترین، مربوط به بخش استخراج معدن است.

در جدول (۴)، میزان تغییر بهره‌وری عوامل در محاسبه بهره‌وری کل ملاحظه می‌شود. بخش‌های تأمین آب و برق، استخراج معدن، حمل و نقل، و مستغلات، دارای بهره‌وری مثبت در نهاده واسطه و بخش‌های استخراج معدن، صنعت و ساخت، تأمین آب و برق، ساختمان، و سایر فعالیت‌های خدماتی، دارای بهره‌وری مثبت در استفاده از سرمایه و همه بخش‌ها به استثنای حمل و نقل و مستغلات، بهره‌وری مثبت در استفاده از نیروی‌کار داشته‌اند. همچنین

باتوجه به میزان تغییر بهره‌وری عوامل تولید سه‌گانه در محاسبه بهره‌وری کل عوامل، همه بخش‌ها به استثنای بخش‌های کشاورزی، حمل و نقل و مستغلات، در طول دوره ۱۰ ساله، دارای بهره‌وری کل عوامل مثبت هستند.

بیشترین مقدار بهره‌وری کل عوامل طی دوره ۱۰ ساله، مربوط به بخش استخراج معدن و کمترین، مربوط به بخش حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات است؛ همچنین بیشترین مقدار بهره‌وری طی دوره، مربوط به بهره‌وری نیروی‌کار است. با فرض اینکه در طول دوره ۱۰ ساله فوق، نرخ تغییر در بهره‌وری کل سالانه یکسان باشد، متوسط نرخ رشد سالانه بخشی، قابل محاسبه شده، که نتایج آن، در ستون بهره‌وری سالانه آمده است.

جدول۴. میزان تغییر بهره‌وری عوامل تولید سه‌گانه در محاسبه بهره‌وری کل عوامل در یک دوره ۱۰ ساله (درصد)

	نهاده واسطه	متوسط نهاده واسطه سالانه	سرمایه	متوسط سرمایه سالانه	نیروی کار	متوسط نیروی کار سالانه	بهره‌وری کل دوره	متوسط بهره‌وری کل سالانه
دوره	**۹۰-۸۰**	**سالانه**	**۹۰-۸۰**	**سالانه**	**۹۰-۸۰**	**سالانه**	**۹۰-۸۰**	**سالانه**
کشاورزی، شیلات، شکار و جنگلداری	-۶/۵۶	-۰/۶۸	-۲/۷۴	-۰/۲۸	۴/۰۳	۰/۴۰	-۵/۲۶	-۰/۵۴
استخراج معدن	۰/۲۳	۰/۰۲	۲/۶۱	۰/۲۶	۷۲/۳۷	۵/۶۰	۷۵/۲۱	۵/۷۷
صنعت- ساخت	-۱۱/۴۴	-۱/۲۱	۰/۵۵	۰/۰۵	۱۴/۹۸	۱/۴۱	۴/۰۹	۰/۴۰
تأمین برق، گاز و آب	۱۴/۵۶	۱/۳۷	۱۰/۰۷	۰/۹۶	۴۲/۷۱	۳/۶۲	۶۷/۳۴	۵/۲۸
ساختمان	-۱/۳۰	-۰/۱۳	۰/۱۵	۰/۰۱	۱۵/۰۵	۱/۴۱	۱۳/۹۰	۱/۳۱
حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات	۱/۶۱	۰/۱۶	-۳۳/۵۰	-۴/۰۰	-۳۱/۵۷	-۳/۷۲	-۶۳/۴۶	-۹/۵۸
مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کسب و کار	۴/۹۰	۰/۴۸	-۱/۴۸	۰/۱۵	۲۹/۹۱ -	-۳/۴۹	۲۶/۴۸ -	-۳/۰۳
سایر فعالیت‌های خدمات عمومی، اجتماعی و شخصی	-۳/۲۶	-۰/۳۳	۱/۸۸	۰/۱۹	۲۹/۸۹	۲/۶۵	۲۸/۵۰	۲/۵۴
کل اقتصاد	**-۲/۳۱**	**-۰/۲۳**	**۱/۹۹**	**۰/۲۰**	**۲۳/۲۷**	**۰/۴۰**	**۲۲/۹۵**	**۲/۱۱**

منبع: محاسبات پژوهش

در بهره‌وری جزیی عوامل، بخش تأمین برق، آب و گاز، دارای بالاترین بهره‌وری نهاده واسطه و سرمایه بوده، و افزایش بهره‌وری سرمایه در دوره ۱۰ساله، ناشی از ارتقای کارآیی سرمایه از طریق تخصیص بهینه منابع مالی، فنی و اقتصادی است؛ درحالی‌که بخش‌های کشاورزی، حمل‌و نقل و انبارداری و مستغلات، دارای کاهش بهره‌وری سرمایه بوده‌اند؛ که دلیل این امر را می توان در فقدان تحولات اساسی در شیوه‌های مدیریت، استفاده ناکارآمد از سرمایه انسانی، پایین بودن قیمت واقعی سرمایه، وجود ظرفیت بیکار و عدم تناسب بین انواع کالاهای سرمایه‌ای در بهره‌وری پایین سرمایه در این بخش‌ها دانست.

در مورد بهره‌وری نیروی‌کار در سطح ۸ بخش، همان‌طورکه ملاحظه شد، بخش استخراج معدن، بالاترین بهره‌وری نیروی‌کار را از بین سایر بخش‌ها دارا می‌باشد؛ رشد بالای بهره‌وری نیروی‌کار در این بخش، به‌دلیل نوسازی تکنولوژیکی صورت گرفته و همچنین به‌دلیل اصلاح قانون معدن و افزایش دوران بهره‌برداری از ۲۵ سال به ۵۰ سال، در افزایش تعداد شاغلان در این بخش بوده است.

به‌طور کلی، عواملی از جمله ارتقای سطح سرمایه انسانی و کاهش بیکاری پنهان که علت آن را می‌توان به‌دلیل آموزش شغلی مستمر مدیران و کارکنان و افزایش انطباق بین شغل و مهارت نیروی‌کار، ایجاد انعطاف در قوانین مرتبط با بازارکار از جمله قانون‌کار، داشتن وجدان کاری و انضباط اجتماعی، آشنا نمودن مدیران و مسؤولان واحدهای تولیدی با جدیدترین تحولات علمی مرتبط با حیطه فعالیت آنان را می‌توان از عوامل مؤثر بر ارتقای بهره‌وری نیروی‌کار در کشور ایران دانست.

بنابراین، با توجه به نکات ذکر شده و نتایج حاصل از جدول (۴)، می‌توان اذعان داشت که بیشترین مقدار بهره‌وری کل عوامل طی دوره ۱۰ ساله تحت بررسی، مربوط به بخش استخراج معدن و کمترین، مربوط به بخش حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات است. دلایل پایین بودن بهره‌وری کل عوامل در بخش حمل و نقل و انبارداری را می‌توان در چند مورد بیان نمود، از جمله این عوامل: وجود انحصارات دولتی در برخی از بخش‌های مرتبط با امور مخابراتی کشور، پایین بودن میزان استفاده از تکنولوژی اطلاعات (IT) در بخش ارتباطات، فرسودگی ناوگان حمل و نقل، تراکم نیروی‌کار غیرماهر، عدم سرمایه‌گذاری‌های جدید در ایجاد زیرساختارهای لازم و عدم تجهیز ناوگان حمل و نقل به امکانات جدید در کاهش شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید بخش حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات است.

به‌طور کلی، بیشترین مقدار بهره‌وری طی دوره ۱۰ ساله، مربوط به بهره‌وری نیروی‌کار مرتبط است. نرخ رشد سالانه بهره‌وری طی دوره برای کل اقتصاد، ۲/۱۱ درصد محاسبه شده، که بیشترین مقدار آن، به بهره‌وری نیروی‌کار مرتبط است.

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

افزایش بهره‌وری، یکی از اهداف کلیدی برنامه چهارم توسعه در ایران بوده است؛ به‌طوری‌که در قانون برنامه چهارم، متوسط نرخ رشد سالانه بهره‌وری کل عوامل تولید، نیروی‌کار و سرمایه، به ترتیب ۲/۵، ۳/۵ و ۱ درصد تعیین و طبق آن، نیروی‌کار، بیشترین سهم را در افزایش بهره‌وری دارد.

هدف این مطالعه، سنجش رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۰ است، که از مدل بهره‌وری داده- ستانده و رویکرد ایستایی مقایسه‌ای به کمک دو جدول سال ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ استفاده شده است تا امکان مقایسه بهره‌وری در طی این سالها فراهم شود. نتایج، نشان می‌دهد که در طول دوره ۱۰ ساله ۱۳۹۰-۱۳۸۰ در کل اقتصاد ایران، میزان رشد بهره‌وری نیروی‌کار ۲۳/۲۷ درصد (متوسط نیروی کار سالانه ۰/۴۰ درصد)، رشد بهره‌وری سرمایه، ۱/۹۹ درصد (متوسط سرمایه سالانه ۰/۲۰ درصد)، رشد بهره‌وری مصرف واسطه ۲/۳۱- درصد (متوسط نهاده واسطه سالانه ۰/۲۳- درصد) و رشد بهره‌وری کل ۲۲/۹۵ درصد (متوسط بهره‌وری کل سالانه ۲/۱۱ درصد)، همچنین در مورد بهره‌وری جزئی عوامل، بخش تأمین برق، آب و گاز، دارای بالاترین بهره‌وری نهاده واسطه و سرمایه، و بخش استخراج معدن، بالاترین بهره‌وری نیروی‌کار را دارا بوده است؛ درحالی‌که، بیشترین مقدار بهره‌وری کل عوامل طی دوره ۱۰ ساله، مربوط به بخش استخراج معدن و کمترین، مربوط به بخش حمل و نقل و انبارداری و ارتباطات، و بیشترین مقدار بهره‌وری طی دوره مربوط، به بهره‌وری نیروی‌کار مرتبط می‌باشد. مقایسه نتایج با آمارهای سازمان ملی بهره‌وری، نشان می‌دهد که، رشد بهره‌وری در طول برنامه سوم، بیش از برنامه چهارم بوده است و اقتصاد ایران از نظر رشد بهره‌وری، با یک اقتصاد مقاوم فاصله دارد.

منابع

- امامی میبدی، علی. (۱۳۷۹). *اصول اندازه‌گیری کارآیی و بهره‌وری (علمی- کاربردی)*. تهران: مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
- برنامه جامع بهره وری کشور. (۱۳۹۴). *ماهنامه اجتماعی، اقتصادی، علمی، فرهنگی کار و جامعه*، شماره ۱۸۳: ۱۳-۴.
- بزازان، فاطمه. (۱۳۹۰). مقیاس بهره‌وری کل عوامل تولید- رویکرد داده ستانده. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، شماره ۵: ۱۶۸-۱۴۳.
- حقیقی، محمد؛ حبیبی نژاد، ساسان و رحیمی باغملک، جهانبخش. (۱۳۹۳). بررسی مؤلفه های شادی بر بهره وری کارکنان شرکت نفت و گاز گچساران. *فصلنامه تخصصی علوم اجتماعی*، شماره ۳: ۱۰۲-۸۰.
- سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، سازمان ملی بهره وری ایران. (۱۳۹۴). برنامه جامع بهره‌وری کشور.

- سازمان ملی بهره‌وری ایران، سازمان اداری استخدامی کشور. (۱۳۹۶). متوسط تغییرات شاخص‌های بهره‌وری در بخش‌های ۹ گانه اقتصادی و کل اقتصاد در بازه‌های زمانی مختلف.
- شجری، هوشنگ؛ استادی، حسین و شیخی، ثریا. (۱۳۹۳). تحلیل عوامل مؤثر بر بهره وری کل عوامل تولید: مطالعه موردی صنایع تولید مواد شیمیایی اساسی ایران. *فصلنامه علوم اقتصادی*، شماره ۲۷: ۸۸-۶۵.
- کفایی، سید محمد علی و باقرزاده، مهسا. (۱۳۹۵). تأثیر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان بر بهره وری کل عوامل تولید در ایران. *فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی*، شماره ۷۹: ۲۴۳-۲۱۵.
- کهنسال، محمدرضا و حیات غیبی، فاطمه. (۱۳۹۴). مقایسه اختلاف منطقه‌ای بهره وری عوامل واسطه در تولید بخش های مختلف اقتصادی. *فصلنامه پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، شماره ۱: ۱۸۴-۱۵۶.
- لاریجانی، علی. (۱۳۹۶). قانون برنامه پنجساله ششم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۱۴۰۰-۱۳۹۶). معاونت حقوقی ریاست جمهوری، معاونت تدوین، تنقیح وانتشار قوانین و مقررات: ۱۷۵-۱.
- محمودزاده محمود، فتح آبادی مهدی. (۱۳۹۵). عوامل پیشران بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع تولیدی ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، شماره۶ : ۱۴۱-۱۶۵.
- مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی. (۱۳۹۳). به هنگام‌سازی جدول داده- ستانده، ماتریس حسابداری اجتماعی و طراحی الگوی CGE، و کاربردهای آنها در سیاست‌گذاری اقتصاد- اجتماعی. معاونت پژوهش‌های اقتصادی، دفتر مطالعات اقتصادی.
- نیکلسون، والتر. (۲۰۰۲). نظریه اقتصاد خرد- اصول اساسی و مباحث تکمیلی. ترجمه محمد مهدی عسگری. تهران: دانشگاه امام صادق(ع).
- ولی زاده زنوز، پروین. (۱۳۸۸). بهره‌وری نیروی کار، سرمایه و کل عوامل تولید. مجموعه پژوهش‌های اقتصادی بانک مرکزی، اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی.
- یوسفی حاجی آباد، رضا. (۱۳۹۵). ارزیابی بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، شماره۱۵: ۱۵۳-۱۷۵.

- Bazazan, F. (2011) Total factor productivity scale - output data approach. *Economic Policy*, 5, 143-168 (in persian).
- Comprehensive country productivity program. (2015). *Monthly Social, Economic, Scientific, Cultural Work and Society*, 183, 4-13 (in persian).
- Ding, S., Guariglia, A., & Harris, R. (2016). The determinants of productivity in Chinese large and medium-sized industrial firms, 1998–2007. *Journal of Productivity Analysis*, *45*(2), 131-155.
- Emami Meybodi, A. (2000). *Principles of measuring efficiency and productivity (scientific-applied)*. Tehran: Institute for Business Studies and Research (in persian).
- Haghighi, M., Habibinejad, S., & Rahimi Baghmalek, J. (2014). Investigating the components of happiness on employees' productivity in Gachsaran oil & gas company, *Quarterly Journal of Social Sciences*, 3, 80-102 (in persian).
- Harris, R., & Moffat, J. (2015). Plant-level determinants of total factor productivity in Great Britain, 1997–2008. *Journal of Productivity Analysis*, 44, 1-20.

- Jorgenson, D. W., Gollop, F. M., & Fraumeni, B. M. (1987). Productivity and U.S. economic growth. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Jorgenson, D. W., Ho, M. S., & Stiroh, K. J. (2005). Information technology and the American growth resurgence. Cambridge, MA: MIT Press.
- Jorgenson, D. W., Ho, M. S., Samuels, J. D., & Stiroh, K. J. (2007). Industry origins of the American productivity resurgence. *Economic Systems Research*, 19(3), 229-252.
- Kafaei, M. A., & Bagherzadeh, M. (2016). Effect of key macroeconomic variables on total factor productivity in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy*, 79, 215-243. (in persian)
- Kohansal, M. R., & Hayat Ghibi, F. (2015). Comparison of regional differences in the efficiency of intermediary factors in the production of various economic sectors. *Quarterly Journal of Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 1, 156-184 (in persian).
- Larijani, A. (2017). The law of the sixth five-year plan of economic, social and cultural development of the Islamic Republic of Iran (1396-1400). Presidential Legal Assistant, Assistant Editor-in-Chief, Incorporation and Publication of Laws and Regulations: 1-175 (in persian).
- Mahmoudzadeh, M., & Fath Abadi, M. (2016). Proponents of total productivity productivity in Iran's manufacturing industries. *Quarterly Journal of Economic Modeling Research*. 26, 141-165 (in persian).
- Miller, R. E., & Blair, P. D. (2009). *Input-output analysis: foundations and extensions*. Cambridge university press.
- National Productivity Organization of Iran, Office of Recruitment of the Country. (2017). Average changes in productivity indices in the nine sectors of the economy and the total economy in different time periods (in persian).
- Nicholson, W. (2002). *Microeconomic theory-basic principles and additional issues*. Translation by M. M. Asgari, Tehran: Imam Sadiq University (AS) (in persian).
- O'Donnell, C.J. (2014). Econometric estimation of distance functions and associated measures of productivity and efficiency change. *Journal of Productivity Analysis*, 41, 187-200.
- Shajari, H., Ostadi, H., & Sheikhi, S. (2014). Analysis of factors influencing productivity of total production factors: Case study of Iran's essential chemicals manufacturing industries, *Journal of Economic Sciences*, 27, 88-65 (in persian).
- Solow. R. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312-320.
- Valizade Zenuz, P. (2009). Labor productivity, capital and total production factors. Economic Research Center of the Central Bank, Department of Economic Research and Policy (in persian).
- Wolff, E. N. (1985). Industrial Composition, Inter-Industry Effects, and the U.S. Productivity Slowdown. *Review of Economics and Statistics,* 67(2), 268-277.
- Wolff, E. N. (1994). Productivity measurement within an input-output framework. *Regional Science and Urban Economics*, 24, 75-92.
- Yousefi Hajiabad, R. (2016). Evaluation of total factor productivity in Iran's manufacturing industries. *Economic Policy*, 15, 153-175 (in persian).

دوفصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)
سال هفتم، شمارهٔ اول، بهار و تابستان ۱۳۹۸ (پیاپی ۱۹)

مقالهٔ پژوهشی

رابطه بین جدول داده-ستانده چند منطقه‌ای و اقتصاد فضا در نظریه جدید جغرافیای اقتصادی (NEG)[*1]

علی‌اصغر بانوئی[۲]، افسانه شرکت[۳] و بهاره فهیمی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۱/۱۶
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۴/۲۰

چکیده

مساله وجود عدم تعادل فضایی ، همواره کانون توجه برنامه‌ریزان، تحلیل‌گران و سیاست‌گذاران در ایران بوده است. در این مقاله، نشان می‌دهیم که یکی از وجوه واکاوی این مساله، توجه به ادغام فضایی فعالیت‌ها درون و بین منطقه‌ای به شکل خوشه‌ها و پیوندها است. در این چارچوب، مقاله حاضر دو هدف کلی را برجسته می‌کند: الف) پایه‌های نظری رابطه بین ادغام فضایی فعالیت‌ها در چارچوب نظریه NEG[۵] و ب) سنجش خوشه‌ها به عنوان نمادی از ادغام فعالیت‌ها در قالب الگوی داده- ستانده چند منطقه‌ای. جدول داده-ستانده ۹ منطقه در قالب ۸ بخش اصلی اقتصادی[۶] در سال ۱۳۹۰، مبنای تحلیل

---

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/EDP.2019.25391.1201

[*] مقاله حاضر در پنجمین کنفرانس تکنیک‌های داده- ستانده و کاربردهای آن در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی و اجتماعی دانشگاه الزهرا در ۷ اسفند ماه ۱۳۹۷، ارائه شده است.

۲. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی؛ banouei7@yahoo.com
۳. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول)؛ afi.sherkat@yahoo.com
۴. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی؛ bahare.fahimi@yahoo.com

5. New Economic Geography

۶. به منظور سهولت در تحلیل نتایج، از ۱۹ بخش اقتصادی، فقط ادغام فضایی ۸ بخش اقتصادی مد نظر قرار گرفته است.

دو منطقه بزرگتر، یعنی منطقه ۴ (استان‌های اصفهان، چهارمحال و بختیاری، خوزستان و فرامنطقه) و منطقه ۶ (استان‌های تهران، قم و البرز)، حول سؤال محوری زیر قرار می‌گیرد: "آیا به‌کارگیری پیوندها در قالب خوشه‌ها می‌تواند عدم تعادل فضایی ادغام بخش‌های اقتصادی درون و بین منطقه‌ای را برجسته نماید؟ در پاسخ به این سؤال، ۸ بخش اقتصادی (کشاورزی، معدن، ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت، ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی، فلزات اساسی، تأمین آب، برق و گاز طبیعی، ساختمان و خدمات)، مبنای تحلیل قرار می‌گیرد. یافته‌های کلی نشان می‌دهند که اهمیت ادغام فضایی بخش‌های کشاورزی، معدن، ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت، ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی در منطقه ۴ بیشتر از منطقه ۶ است، حال آنکه ادغام فضایی بخش‌های خدمات، ساختمان و تأمین آب، برق و گاز طبیعی اهمیت بیشتری در منطقه ۶ دارد.

واژگان کلیدی: نظریه جدید جغرافیای اقتصادی (NEG)، عدم تعادل فضایی، ادغام فضایی فعالیت‌ها، الگوی چند منطقه‌ای
طبقه‌بندی JEL: R12, O18, C38

۱. مقدمه

دهه‌های ۳۰ و ۴۰ میلادی، جهان شاهد سه نوآوری در زمینه شکل‌گیری الگوهای تعادل عمومی داده- ستانده بود. نخستین نوآوری، کاربردی‌کردن نظریه تجسمی در قالب تعادل عمومی والراس توسط لئونتیف در قالب نظام حسابداری بخشی به شکل جدول داده- ستانده بود که در نهایت، به محاسبه جدول داده- ستانده آمریکا منجر گردید. این نوآوری بعد از جنگ جهانی دوم، نه تنها مورد استقبال کشورهای پیشرفته و در حال توسعه قرار گرفت، بلکه همچنین نقش بسزایی در جهت بهبود نظام حسابداری کلان و محاسبه GDP در حساب‌های ملی سازمان ملل متحد در قرن بیستم و بیست و یکم داشته است[۱]. اما این نوع الگوها و سایر الگوهای آن زمان در کنار پایه‌های آماری، حول فرض زیر معطوف به اقتصاد ملی بوده و به ندرت مورد توجه پژوهشگران، سیاست‌گذاران، برنامه‌ریزان و تحلیل‌گران منطقه‌ای قرار گرفته بود: "یک کشور به مثابه پهنه جغرافیایی کل (یک واحد جغرافیایی با همگنی مناطق) و مستقل از تفاوت‌های مکانی (فضایی و یا جغرافیایی) در نظر گرفته می‌شود"[۲]. به‌کارگیری فرض

---

۱. برای اطلاع بیشتر از موضوع، به بانوئی (۱۳۸۸)، بانوئی و همکاران (۱۳۹۴)، Eurostat (2008) United Nations (1993, 1999, 2008, 2018) و Shackle (1969) مراجعه نمایید.

۲. برای اطلاع بیشتر از زوایای مختلف این فرض، به
Fujita *et al.* (2001); Krugman (1998a); Scotchmer & Thisse (1992); Stimson *et al.* (2006) مراجعه نمایید.

مذکور، بدین معنی است که کارکرد اقتصاد ملی با کارکرد مناطق داخل جغرافیای یک کشور یکسان در نظر گرفته می‌شود و بدین ترتیب، کاربست این نوع الگوها را در تحلیل‌های عدم تعادل فضایی مناطق غیر ممکن می‌سازد.

نوآوری دوم، پژوهش‌های ارزنده حدود شش دهه والتر ایزارد[۱]، بنیان‌گذار علم منطقه‌ای در چگونگی برون‌رفت از این مساله بوده است (نیجکامپ و همکاران[۲]، ۲۰۱۵). در این راستا، او ابتدا با الهام از نظریه‌های مکان‌یابی آلمان و تقابل آنها با نظریه‌های متعارف، واژه "اقتصاد فضا"[۳]را در سال ۱۹۴۹ میلادی معرفی می‌کند (ایزارد، ۱۹۴۹). پس از آن، پیشگامان اقتصاد فضا مانند فرانسوا پرو[۴]، هری ویلیام ریچاردسون[۵]، پیتر نیجکامپ[۶] و اخیراً نیز پال کروگمن[۷] با همکاری ماساهیسا فوجیتا[۸]، نظریه‌های جدید جغرافیای اقتصادی (NEG) را در سیاست‌گذاری‌های مختلف منطقه‌ای مورد استفاده قرار داده‌اند[۹].

نوآوری سوم، چگونگی تبیین کمی واژه "اقتصاد فضا" در چارچوب یک رویکرد مشخص بوده است. ایزارد تبیین واژه مذکور را در رویکرد تعادل عمومی داده- ستانده جستجو کرد که لئونتیف پایه‌گذار آن بود. او در مقاله‌ای تحت عنوان "تحلیل داده- ستانده منطقه‌ای و بین‌منطقه‌ای: یک مدل اقتصاد فضا" که در سال ۱۹۵۱ میلادی انتشار یافت، برای اولین بار موفق شد رویکرد تعادل عمومی داده- ستانده فضاگریز لئونتیف را وارد نظریه فضاپذیر اقتصاد منطقه‌ای نماید[۱۰].

این نوآوری ایزارد، دست کم دو پیامد کلی در قرن بیستم و قرن بیست و یکم به همراه داشته است: نخستین پیامد، تحولات نظام حسابداری بخشی منطقه‌ای مانند جدول داده- ستانده تک منطقه‌ای[۱۱]، جدول داده- ستانده دو منطقه‌ای[۱۲] و جدول داده- ستانده چند

---

1. Walter Isard
2. Nijkamp *et al.*
3. Space Economy
4. Francios Perroux
5. Harry William Richardson
6. Peter Nijkamp
7. Paul Krugman
8. Masahisa Fujita

۹. برای اطلاع بیشتر از این مساله، به منابع زیر مراجعه کنید:

Nijkamp *et al.* (2015), Fujita & Thisse (2009).

۱۰. واژه های "فضاپذیر" و "فضاگریز" توسط بانوئی و جهانفر معرفی گردید این واژه ها به اشکال مختلف مانند رویکرد فضامحور در مقابل رویکرد عدم فضامحور نیز در ادبیات سیاست‌های توسعه منطقه‌ای قرن بیست و یکم متداول است برای اطلاع بیشتر این موضوعات به بانوئی و جهانفر(۱۳۹۵)، مک‌کین (ترجمه رئیسی دهکردی،۱۳۹۴) و

Barca, *et al.* (2012), Rodriguez-Pose (2011)

مراجعه نمایید.

11. Single Region Input-Output Table
12. Two Region Input-Output Table

منطقه‌ای[1] است. دومین پیامد، کارکرد این جداول در تحلیل‌های اقتصاد فضا، تعادل و عدم تعادل فضایی مناطق در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی مناطق است. از منظر ابعاد فضایی و توزیع جغرافیایی نهاده‌ها و ستانده‌های فعالیت‌های اقتصادی، مدل تک منطقه‌ای منحصر به قلمرو جغرافیایی یک منطقه است. مدل دو منطقه‌ای توزیع جغرافیایی نهاده‌ها و ستانده‌های فعالیت‌های اقتصادی را در تقسیمات پهنه سرزمین در دو منطقه آشکار می‌نماید. اما در مدل چند منطقه‌ای توزیع فضایی نهاده‌ها و ستانده‌ها، به شکل مبادلات تجاری درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای است. مدل چند منطقه‌ای نه فقط قابلیت سنجش بخشی از نظریه اقتصاد فضا را دارد، بلکه همچنین مورد توجه پایه‌گذاران NEG مانند کروگمن، فوجیتا و تایسه[2] در سنجش ادغام فعالیت‌ها نیز قرار گرفته است (فوجیتا و همکاران، ۲۰۱۱؛ فوجیتا و تایسه، ۲۰۰۹). پیوندهای فضایی به شکل پیوندهای درون‌منطقه‌ای (پیوندهای داخلی) و پیوندهای بین منطقه‌ای (پیوندهای خارجی)، معیارهای سنجش ادغام فعالیت‌ها در تحلیل‌های عدم تعادل فضایی به شمار می‌روند. در راستای مطالب فوق، مقاله حاضر دو هدف کلی زیر را دنبال می‌کند:

الف) بررسی پایه‌های نظری رابطه بین ادغام فضایی فعالیت‌ها و پیوندها در چارچوب نظریه NEG؛

ب) سنجش پیوندها در قالب خوشه‌ها به عنوان معیاری از ادغام فعالیت‌ها در قالب الگوی داده- ستانده ۹ منطقه‌ای سال ۱۳۹۰ ایران.

برای این منظور، مطالب این مقاله در شش بخش زیر سازماندهی می‌شوند:

پایه‌های نظری رابطه بین پیوندها و ادغام فعالیت‌ها در الگوی NEG، در بخش دوم تشریح می‌گردد. پیشینه و روش پژوهش، به ترتیب، در بخش‌های سوم و چهارم ارائه می‌شوند. در قسمت دوم بخش چهارم، پایه‌های آماری ارائه می‌شود. تحلیل‌های آماری عدم تعادل فضایی، نتایج حاصله و تحلیل‌های آنها، مطالب بخش پنجم را تشکیل می‌دهد. بخش آخر نیز به نتیجه‌گیری و چند پیشنهاد برای پژوهش‌های آتی اختصاص می‌یابد.

۲. پایه‌های نظری رابطه بین پیوندها و ادغام فعالیت‌ها در الگوی NEG

۲-۱. بررسی اجمالی نظریه‌های NEG

دهه ۹۰ میلادی، نقطه عطف ظهور نظریه‌های NEG به شمار می‌رود. هدف اصلی این نظریه‌ها، بر طرف نمودن دو نارسایی نظریه‌های کلاسیک سهم مکانی آلمان بوده است که عبارتند از:

الف) در این نوع نظریه‌ها، به نقش جابه‌جایی نیروی کار، مفاهیم و همچنین نقش تجارت به عنوان نیروهای محرک تکامل فضایی توجه اندکی می‌شود.

---

1. Multi-Region Input-Output Table
2. Thisse

ب) نظریه‌های کلاسیک مکان‌یابی آلمان، چشم‌اندازهای محدودی در رابطه با فرآیندهای همگرایی و واگرایی بین منطقه‌ای به دست می‌دهند.

از منظر ابعاد فضایی، نظریه‌های NEG به دو گروه کلی تقسیم می‌شوند. گروه اول، نظریه‌های فضا گریز و یا عدم فضا محور هستند و گروه دوم، مساله فضا را مورد توجه قرار می دهند (بانوئی و جهانفر، ۱۳۹۵ و مک‌کین، ۱۳۹۴). در نظریه‌های فضامحور NEG، تمرکز (ادغام)، جمعیت و فعالیت‌های اقتصادی، به‌عنوان دو عامل اقتصادی کلیدی مورد توجه قرار می‌گیرند. عوامل غیرارادی و یا خصیصه اول[1] شامل برخورداری بعضی از مناطق از منابع طبیعی، امکانات حمل و نقل از طریق رودخانه‌ها و یا بنادر نسبت به سایر مناطق که اساساً معطوف به نظریه‌های جغرافیایی قدیم است و عوامل ارادی یا خصیصه دوم در بعضی از مناطق شامل سیاست‌های دولت بر حسب مالیات‌ها و سوبسیدها، اساس پایه نظری جغرافیای اقتصادی جدید را تشکیل می‌دهد.[2]

نظریه‌های فضاپذیر NEG، خصیصه دوم را اساس حرکت مکانی ادغام و یا پراکندگی فعالیت‌های اقتصادی در چارچوب مرکز- پیرامون در کنار تفکیک جغرافیایی مانند شمال-جنوب، مناطق توسعه‌یافته- در حال توسعه و شهرهای توسعه‌یافته -در حال توسعه مورد توجه قرار می‌دهند (کروگمن، ۱۹۹۳). حال اگر این دو خصیصه را ملاک ارزیابی سیاست‌های توسعه منطقه‌ای در ایران قرار دهیم، مشاهده می‌کنیم که هر چند به چارچوب نظریه‌های NEG اشاره نشده است، اما طرح مساله، مشخص می‌کند که کدامیک از دو عامل در عدم تعادل فضایی کشور، اثرگذار بوده است. به عنوان نمونه در فصل جمعیت آمایش سرزمین و توازن منطقه‌ای در سند برنامه پنج ساله ششم کشور (سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، ۱۳۹۴)، مساله تعادل و عدم تعادل فضایی کشور این‌گونه توضیح داده می‌شود:

"عدم تعادل‌های کلان در پهنه کشور در کنار سیاست‌های ایجاد قطب‌های توسعه در کنار فرآیند تاریخی، عمدتاً ناشی از عوامل طبیعی و بوم‌شناختی بویژه وجود منابع آب بوده است؛ اما عدم تعادل‌های بین منطقه‌ای در سازمان فضایی کشور، بیشتر تحت تأثیر سیاست‌های اقتصادی- اجتماعی دولت‌ها در سنوات گذشته بوده و عوامل طبیعی و بوم‌شناختی، نقش کمتری در این فرآیند ایفا کرده‌اند."

طرفداران نظریه NEG، مساله خصیصه دوم در کنار نیروهای عوامل گریز از مرکز و نیروهای متمایل به مرکز در ادغام و یا پراکندگی فعالیت‌های اقتصادی را چنین تصور می‌کنند: ادغام و پراکندگی فعالیت‌های تولید به صورت نیروهای متمایل به مرکز و نیروهای گریز از مرکز عمل می‌کنند[3]. برای این منظور، یک اقتصاد جهانی فرضی را در نظر می‌گیرند که در آن،

---

1. First Nature

۲. برای اطلاع بیشتر از وجه اشتراک بین نظریه‌های جغرافیای اقتصادی قدیم و جدید به Krugman (1998b) مراجعه نمایید.

3. Centipedal and Centrifugal Forces

بعضی از مناطق مرکز به طور تصادفی یا تاریخی به مرحله مزیت خود ساماندهی[1] و یا خود پایداری[2] در فعالیت‌های صنعتی نسبت به سایر مناطق (پیرامون) می‌رسند. این پایداری موجب افزایش دستمزد و به تبع آن، حرکت نیروی کار می‌گردد. در طول زمان، تقاضا برای محصولات صنعتی افزایش می‌یابد. افزایش فعالیت‌های صنعتی در مرکز، بستر ادغام بیشتر صنایع و افزایش دستمزد را فراهم می‌کند. سؤال مهم این است که آیا فرایند ادغام صنایع همواره پایدار خواهد بود؟ نظریه NEG توصیه می‌کند که شکاف دستمزدها بین مناطق، ادغام صنایع بیشتر را ناپایدار می‌کند. تحت این شرایط، بنگاه‌های تولیدی با هدف سودآوری بیشتر، تصمیم به جابه‌جایی در منطقه دوم می‌گیرند. فرآیند ادغام صنایع در منطقه دوم همانند منطقه اول است و بنگاه‌ها، منطقه سوم را انتخاب می‌کنند و الی آخر.[3]

در چارچوب این نظریه، مبادلات واسطه‌ای بین منطقه‌ای و درون منطقه‌ای به صورت نیروهای متمایل به مرکز (ادغام اقتصادی) و نیروهای گریز از مرکز (پراکندگی اقتصادی)، تنها عامل جابه‌جایی بخش‌های اقتصادی یک منطقه به منطقه دیگر به شمار می‌رود؛ به عنوان نمونه، نظریه بیان می‌کند که صنایع بالادستی (صنایعی که پیوندهای پیشین بیشتری نسبت به پیوندهای پسین دارند)، اول تصمیم به جابه‌جایی می‌گیرند، حال آنکه در صنایع پایین دستی (صنایعی که پیوندهای پیشین آنها کمتر از پیوندهای پسین آنها است)، جابه‌جایی کندتر خواهد بود. به عبارت دیگر، بخش و یا بخش‌های اقتصادی که پیوندهای پیشین آنها کمتر از پیوندهای پسین آنها است، اول حرکت می‌کنند و سپس نوبت به بخش یا بخش‌هایی می‌رسد که پیوندهای پیشین آنها بیشتر از پیوندهای پسین آنها می‌باشد.

مطالب فوق، بستر سه مشاهده کلی را فراهم می‌نماید؛ نخست، نظریه فوق را می‌توان مبنای سیاست‌های توسعه منطقه‌ای قرار داد، دوم، پیوندهای فضایی فعالیت‌های اقتصادی درون‌منطقه‌ای و بین منطقه‌ای در تحلیل ادغام و یا پراکندگی فعالیت‌ها حائز اهمیت هستند و سوم، فقط جدول داده- ستانده چند منطقه‌ای می‌تواند نیازهای آماری این نوع تحلیل‌ها را فراهم نماید.

۲-۲. رابطه بین ادغام (تمرکز) و پیوند فعالیت‌ها در نظریه NEG

در این مقاله، دو واژه "ادغام"[4] و "پیوند"[5] فعالیت‌های اقتصادی، مبنای تحلیل قرار می‌گیرند. مراد از ادغام، چگونگی فرایند انباشت مرکز جغرافیایی فعالیت‌های اقتصادی در پهنه سرزمین

---

1. Self-reorganizing
2. Self-reinforcing

۳. برای اطلاع بیشتر از زوایای مختلف این نظریه‌ها به منابع زیر مراجعه کنید:
Krugman (1993); Fujita & Mari (2005); Krugman (1998a); Fujita *et al.* (2001); Schmutzler (1999) و Okamoto (2005).

4. Agglomeration
5. Linkage

است که حول یک سؤال محوری بررسی می‌شود: "چرا و به چه دلیل فعالیت‌های اقتصادی در یک مکان جغرافیایی متمرکز می‌شوند؟" مارشال[1] در سال ۱۹۲۰ میلادی صرفه‌های خارجی[2] را عامل شکل‌گیری ادغام اقتصادی می‌داند، و برای این منظور، او سه عامل را منشأ شکل‌گیری ادغام اقتصادی معرفی می‌کند:

الف) بازارهای بزرگ؛ ب) پیوندهای پسین و پیشین مبادلات واسطه‌ای؛ ج) اثرات سرریزی دانش.

ادغام اقتصادی، به صرفه‌های مقیاس منجر می‌شود و صرفه های مقیاس به نوبه خود، ادغام اقتصادی بیشتری را در یک منطقه دامن می‌زند. مساله ادغام، نقش کلیدی را در شناخت نابرابری فضایی فعالیت‌های اقتصادی و به تبع آن، توسعه منطقه‌ای ایفا می‌کند. در این مورد، از یک طرف، میردال[3](۱۹۵۷) مساله ادغام فعالیت‌ها را در نظریه معروف علیت چرخه و انباشت بین مرکز و پیرامون در قالب اثرات بخش (نیروهای متمایل به مرکز) و اثرات بازدارنده (نیروهای گریز از مرکز) در سیاست‌های توسعه منطقه‌ای مطرح می‌کند و از طرف دیگر، هیرشمن[4](۱۹۵۸) در نظریه رشد غیر متوازن خود، پیوندهای پسین و پیشین فعالیت‌های اقتصادی را معرفی می‌نماید. حال آنکه نظریه NEG به جای واژه‌های پسین و پیشین، واژه‌های "صنایع بالا دستی" و "صنایع پایین‌دستی"را در مورد ادغام و پراکندگی جغرافیایی فعالیت‌های اقتصادی به‌کار می‌برد. در چارچوب این نظریه، تمرکز فعالیت‌های صنعتی در یک منطقه، بستر تولید انواع مختلف کالاهای واسطه‌ای (نهاده‌های واسطه‌ای) را برای فعالیت‌های اقتصادی فراهم می‌کند و بیانگر هزینه پایین خرید کالاهای واسطه‌ای برای تولید کالاهای نهایی است که به پیوندهای پسین و پیوندهای پیشین معروف است. تولید کالاهای نهایی به نوبه خود، بازارهای محلی را برای کالاهای واسطه‌ای ایجاد می‌کند که پیوند پسین نامیده می‌شود. برآیند این دو نوع پیوند، به فرآیند ادغام صنایع در یک منطقه (مرکز) منجر خواهد شد. با توجه به رابطه بین "ادغام" و "پیوند"، توسعه منطقه‌ای به عنوان جابه‌جایی مکانی ادغام فعالیت‌های اقتصادی، بیانگر توسعه منطقه‌ای است؛ یعنی زمانی که یک منطقه به هر دلیلی (مانند تصادف تاریخی یا برخورداری از شرایط اولیه مزیت، مانند برخورداری از منابع، شرایط آب و هوا و دسترسی به بازارهای بین‌المللی) شروع به توسعه می‌کند، ادغام صنایع ناشی از صرفه‌های خارجی اتفاق می‌افتد و در نهایت، به خود ساماندهی تمرکز صنعت در آن منطقه منجر خواهد شد. در چارچوب این نظریه، نابرابری فضایی توسعه به عنوان نابرابری ادغام فضایی تولید یا فعالیت اقتصادی مورد توجه قرار می‌گیرد.

اما سؤال مهم این است که فرآیند خود ساماندهی ادغام صنایع در منطقه (مرکز) تا چه مدت ادامه خواهد یافت؟ در چارچوب این نظریه، نیروهای گریز از مرکز مانند افزایش دستمزد،

---

1. Marshal
2. Externalities
3. Myrdal
4. Hirshmann

افزایش قیمت زمین و آلاینده‌ها در گذر زمان موجب پراکندگی (جابه‌جایی مکانی) فعالیت‌های اقتصادی خواهند شد؛ یعنی بعضی از صنایع به مکان (منطقه‌ای) حرکت می‌کنند که هزینه‌های نیروی کار و زمین ارزان‌تر است. سؤال مهم دیگر آن است که کدام صنایع و یا بخش‌های اقتصادی، اول تصمیم به حرکت و جابه‌جایی از یک مکان جغرافیایی (مرکز) به مکان جغرافیایی دیگر پیرامون) می‌گیرند و بعد از آن، کدام بخش‌ها؟ و الی آخر (فوجیتا و همکاران، ۲۰۰۱).

نظریه NEG بیان می‌کند که صنعت و یا بخش‌های اقتصادی که افزایش دستمزد و پیوندهای پسین و پیشین کمی با سایر بخش‌های اقتصادی دارند، اول تصمیم به جابه‌جایی می‌گیرند، ولی احتمال جابه‌جایی بخشی که در منطقه توسعه‌یافته (مرکز) واقع شده و پیوندهای قوی با سایر صنایع در همان منطقه دارد، بسیار ضعیف خواهد بود.

۳. پیشینه پژوهش

در مقدمه مقاله مشاهده نمودیم که یکی از معیارهای تبیین ادغام و یا پراکندگی جغرافیایی فعالیت‌های اقتصادی، سنجش پیوندها در قالب خوشه‌ها است. لازمه این نوع تحلیل‌ها جدول داده- ستانده چند منطقه‌ای است. در این مورد، ادبیات موجود در جهان نشان می‌دهد که پژوهشگران، الگوی داده- ستانده چند منطقه‌ای را نه فقط در چارچوب روش‌های پیوندها و خوشه‌ها در پراکندگی جغرافیایی فعالیت‌ها مورد استفاده قرار داده‌اند (شائو و میلر[1]، ۱۹۹۰؛ اوسترهاون و همکاران[2]، ۲۰۰۱؛ اکاموتو و ایهارا[3]، ۲۰۰۵)، بلکه همچنین در زمینه‌هایی مانند سنجش ارزش‌افزوده تجارت، سنجش توسعه پایدار در قالب ردپای امنیت غذایی در قالب غذا- انرژی و غذا- آب و اخیراً به طور تعاملی و تلفیق همزمان آب- انرژی- غذا نیز مبنای تحلیل قرار گرفته است[4]. حال اگر تجربیات و مشاهدات فوق را ملاک ارزیابی پژوهش‌های انجام‌گرفته در ایران قرار دهیم، تصویر متفاوتی به دست می‌آید. به عنوان نمونه، با بررسی ۵۰ مقاله که از اواسط دهه ۱۳۸۰ تا کنون در ایران منتشر شده است، مشاهده می‌شود که ۹۰ درصد مقالات را الگوهای تک منطقه‌ای و ۱۰ درصد باقیمانده را الگوهای دو منطقه‌ای تشکیل می‌دهند[5].

---

1. Shao & Miller
2. Oosterhaven *et al.*
3. Okamoto & Ihara

۴. برای اطلاع بیشتر از این موضوعات به منابع زیر مراجعه کنید:
Guo & Shen (2015), Guo & Hubacek (2007), Ali (2017), White *et al*. (2017)

۵. برای اجتناب از افزایش حجم مقاله حاضر، مرور اجمالی مقالات در اینجا آورده نشده و نزد نویسندگان است که در صورت درخواست ارسال می‌گردد. لازم به یادآوری است که اخیراً جدول داده- ستانده سه منطقه‌ای (استانهای تهران، البرز و سایر استان‌های کشور) در قالب یک طرح پژوهشی توسط بانوئی و همکاران (۱۳۹۷) محاسبه شده است.

به‌کارگیری این نوع الگوها در سنجش عدم تعادل فضایی مناطق، یک نارسایی اساسی دارد و آن، این است که پهنه سرزمین جغرافیایی کشور را به ۲ منطقه (مثلاً استان تهران و بقیه ۳۰ استان کشور به‌علاوه ۱ منطقه به عنوان فرامنطقه را در قالب سایر استان‌های کشور و یا سایر اقتصاد ملی) تجمیع می‌کند. بنابراین، توزیع فضایی نهاده‌ها و ستانده‌های فعالیت‌های اقتصادی در کنار پیوندهای پسین و پیشین ادغام و یا پراکندگی جغرافیایی بخش‌های ۳۰ استان کشور، عملاً خارج از پوشش این نوع الگوها قرار می‌گیرد. کانون توجه مقاله، بر طرف نمودن این خلأ پژوهشی در قالب ۹ منطقه است که در بخش‌های بعدی مورد توجه قرار خواهند گرفت.

۴. روش پژوهش

در بخش مربوط به رابطه بین ادغام و پیوند بخش‌ها، مشاهده نمودیم که به لحاظ نظری، نه فقط پیوندهای پسین و پیشین و خوشه‌ها، قابلیت تبیین فضایی ادغام و یا پراکندگی فعالیت‌های اقتصادی را دارند، بلکه همچنین معیار مناسبی برای سنجش آنها به شمار می‌روند. به لحاظ تاریخی از اواسط دهه ۱۹۵۰ میلادی تاکنون، پژوهشگران روش‌های مختلفی را در محاسبه پیوندهای پسین و پیشین در جهت شناسایی بخش‌های کلیدی در سطح ملی و منطقه و حتی شهرستان معرفی نمودند[۱]. به لحاظ روش‌شناسی و همچنین سنجش کارکرد بخش‌ها در در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی بخشی، روش پیوندهای پسین و پیشین به دو گروه کلی تقسیم می‌شوند: گروه اول، روش‌های سنتی است که در آنها پیوندهای پسین بر مبنای الگوی تقاضامحور لئونتیف و پیوندهای پیشین بر مبنای الگوی عرضه‌محور گش محاسبه می‌گردد (بانوئی و همکاران، ۱۳۸۶؛ میدمور و همکاران[۲]، ۲۰۰۶؛ لئو[۳]، ۲۰۱۳؛ وانگ و همکاران[۴]، ۲۰۱۳ و علی[۵]، ۲۰۱۵). به لحاظ سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی بخشی، روش‌های فوق را می‌توان مبنای تحلیل کمی حول سؤال زیر مورد استفاده قرار داد:

"پیوند بین بخشی هر بخش از منظر تقاضاکننده واسطه‌ای از سایر بخش‌ها (پیوندهای پسین) و از منظر عرضه‌کننده ستانده آن به سایر بخش‌ها (پیوندهای پیشین) در سطح ملی و یا منطقه‌ای چگونه است؟"

اینکه کدامیک از صنایع، بیشترین نزدیکی را از منظر روابط متقابل با یکدیگر دارند، مساله‌ای است که به‌کارگیری روش‌های مختلف خوشه‌بندی فعالیت‌ها در سنجش آن نارسا

---

۱. برای اطلاع بیشتر این روش‌ها به
Dietzenbacher & Vander Linen (1997); Dietzenbacher *et al.* (2019)
بانوئی و همکاران (۱۳۸۶) مراجعه نمایید.

2. Midmore, *et al.*
3. Luo
4. Wang, *et al.*
5. Ali

هستند. برای رفع این نارسایی، طیف وسیعی از پژوهشگران، روش‌های مختلفی را معرفی نموده‌اند که عبارتند از: مثلث‌سازی ماتریس ساختار بخش‌ها (سیمسون و تسوکی[1]، ۱۹۶۵)، تحلیل مسیر ساختاری (دیفورنی و توربک[2]، ۱۹۸۴)، تحلیل جدول داده- ستانده کیفی که در آن، هم‌پیوندی گره‌ای فعالیت‌ها مورد شناسایی قرار می‌گیرد (هلوب و همکاران[3]، ۱۹۸۵) و خوشه‌بندی فعالیت‌های اقتصادی (اوسترهاون و همکاران[4]، ۲۰۰۱ و هوئن[5]، ۲۰۰۱).

مطالب فوق نشان می‌دهند که به منظور بررسی ابعاد فضایی ادغام فعالیت‌ها، لازم است که، هم درجه و هم، ساختار پیوند فعالیت‌های صنعتی در یک زمان مورد استفاده قرار گیرند. علت، آن است که شاخص پیوند یک فعالیت، ممکن است کوچک باشد، ولی اگر ساختار آن پیچیده باشد، حرکت آن از یک مکان جغرافیایی به مکان جغرافیایی دیگر، به طور مستقیم نخواهد بود. عکس آن، در مورد فعالیت دیگر ممکن است مصداق داشته باشد؛ بدین معنی که ممکن است صنایعی که دارای پیوندهای بزرگ هستند و تصمیم به جابه‌جایی می‌گیرند، ساختار پیوند آنها نسبتاً ضعیف باشد. در راستای مشاهدات فوق، ادبیات موجود نشان می‌دهد که به طور کلی، دو روش در سنجش ادغام فضایی فعالیت‌ها وجود دارند که عبارتند از: روش خوشه مبتنی بر مبادلات تجاری درون‌منطقه‌ای و بین‌منطقه‌ای و روش پیوندها مبتنی بر روابط تکنولوژی[6].

۴-۱. روش خوشه مبتنی بر مبادلات تجاری درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای

در این روش، اندازه مبادلات تجاری درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای، مبنای ادغام صنایع قرار می‌گیرد (استرهاون و همکاران، ۲۰۰۱؛ اکوماتو، ۲۰۰۱ و هوئن، ۲۰۰۱). برای این منظور، پیوندها مستقیماً از مبادلات واسطه‌ای درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای، به صورت زیر به دست می‌آیند:

$$Z = \begin{bmatrix} Z^{11} & Z^{12} & \cdots & Z^{1q} \\ Z^{21} & Z^{22} & \dots & Z^{2q} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ z^{q1} & z^{q2} & \cdots & z^{qq} \end{bmatrix}$$

$$Z = \left[z_{ij}^{SR}\right]$$

---

1. Simpson & Tsuki
2. Defourny & Thorbecke
3. Holub, *et al.*
4. Oosterhaven, *et al.*
5. Hoen

۶. به علت اجتناب از افزایش حجم مقاله، فقط روش خوشه مبنای محاسبه و تحلیل ادغام و پراکندگی فضایی فعالیت‌های اقتصادی قرار می‌گیرد. محاسبه پیوندها و مقایسه آن‌ها با خوشه‌ها خارج از حوصله مقاله حاضر است و نیاز به تلاش جداگانه‌ای دارد.

ماتریس فوق، مبادلات درون منطقه‌ای و بین‌منطقه‌ای ۹ منطقه در قالب طبقه‌بندی آمایش سرزمین را آشکار می‌کند؛ که اندیس‌های فوقانی و تحتانی ماتریس $[z_{ij}^{SR}]$ به ترتیب تعداد مناطق (۹ و ... ۲ و ۱=S, R) و تعداد بخش‌های اقتصادی (۸ و ... و ۲ ,۱=j و i) واقع در هر منطقه جغرافیایی را نشان می‌دهند، ماتریس‌های Z_{ij}^{SS} ، Z_{ij}^{RR} ، Z_{ij}^{RS} و Z_{ij}^{SR}، به ترتیب، بیانگر مبادلات تجاری بین بخشی درون منطقه‌ای و مبادلات تجاری بین بخشی بین منطقه‌ای است. این مبادلات، نشان‌دهنده اندازه مبادلات منطقه و یا بخش در هر منطقه است. انتظار می‌رود که اندازه مذکور برای مناطقی که در آنها ادغام صنایع بیشتر است، بزرگتر باشد و بالعکس. برای محاسبه اندازه مبادلات واسطه‌ای بین بخشی درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای، از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$Z_{ij} > \alpha(i'Z^{RR}i + i'Z^{RS}i + i'Z^{SR}i)/3n^2 \qquad (۱)$$

در رابطه فوق، n تعداد بخش‌ها و i و i' به ترتیب، بردارهای واحد جمع‌کننده بردار سطری و یا ستونی را نشان می‌دهند. α یک عامل و بزرگتر از متوسط مبادلات واسطه‌ای بین دو بخش i و j در هر یک از سه ماتریس در رابطه (۱) است. عامل α سه مؤلفه کلی دارد: نخست، اینکه همواره بزرگتر از واحد است ($\alpha > 1$)، بدین معنی که پیوندهای انتخاب‌شده بین دو بخش در هر درایه بزرگتر از متوسط کلیه درایه‌ها است؛ دوم، آنکه انتخاب α اختیاری است و سوم، یک رابطه معکوس بین مقدار α با تعداد درایه‌ها وجود دارد، که هر چه مقدار α کمتر باشد، تعداد درایه‌ها بیشتر است و برعکس.

۲-۴. پایه های آماری

در این مقاله، از جدول داده- ستانده ۹ منطقه‌ای استفاده شده، روش ضرایب ستونی[۱] مبنای محاسبه قرار گرفته، و برای این منظور، از سه نوع پایه آماری استفاده شده است: نوع اول، جدول آماری متقارن فعالیت در فعالیت با فرض ساختار ثابت فروش محصول سال ۱۳۹۰ به ابعاد ۹۹×۹۹ مرکز آمار ایران، نوع دوم، حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران برای همان سال و برای ۳۱ استان کشور و نوع سوم، اطلاعات مربوط به صادرات و واردات کالاها در هر منطقه به سایر مناطق می‌باشد. برای اطلاعات این بخش، از نشریه حمل و نقل بار کالاهای راهداری که از پایانه‌های کشور در سال ۱۳۹۰ می‌باشد، استفاده شده است.

در راستای محاسبه جدول چند منطقه‌ای، توجه به دو نکته زیر ضروری است: الف) پایانه‌های کشور، آمار صادرات و واردات بین استانی را برای همه بخش‌ها و به تفکیک ۷۲ بخش

---

۱. روش ضرایب ستونی بطور همزمان توسط چنری (۱۹۵۳) برای کشور ایتالیا و موزس (۱۹۵۵) برای آمریکا بکار برده شد. برای کسب اطلاعات بیشتر در خصوص این روش به منابع زیر مراجعه کنید:
Chenery (1953); Moses (1955); Polenske (1970).

حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران ارائه نمی‌دهد؛ و برای رفع این نقیصه، ابتدا می باید مقدار واردات کل هر منطقه را بر اساس روش سهم مکانی متقاطع به دست آورده و سپس مقدار مذکور را به نسبت هزینه واسطه هر بخش به کل هزینه واسطه در همان منطقه تجزیه می‌نماییم. ب) مرکز آمار ایران به منظور سازگاری و هماهنگی صد در صد بین آمارهای کلان اقتصادی در سطح ملی و آمارهای متناظر منطقه‌ای، یک منطقه جانبی تحت عنوان فرا منطقه معرفی می‌کند که شامل دو بخش کلی نفت خام و گاز طبیعی و امور عمومی است. ضمناً GDP فرا منطقه با استان خوزستان تجمیع شده است.

در این مقاله، آخرین مصوبه طبقه‌بندی مناطق سازمان ملی آمایش سرزمین مبنای طبقه‌بندی ۳۱ استان در قالب ۹ منطقه به شرح زیر قرار گرفته است:

منطقه (۱) شامل استان‌های گیلان، مازندران، گلستان، سمنان. منطقه (۲) شامل استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل و کردستان. منطقه (۳) شامل استان‌های همدان، کرمانشاه، لرستان و استان ایلام. منطقه (۴) شامل استان‌های اصفهان، چهارمحال و بختیاری، خوزستان و فرا منطقه. منطقه (۵) شامل استان‌های فارس، بوشهر و کهگیلویه و بویراحمد. منطقه (۶) شامل استان‌های تهران، قم و البرز. منطقه (۷) شامل استان‌های زنجان، قزوین و مرکزی. منطقه (۸) شامل استان‌های یزد، کرمان، سیستان و بلوچستان و هرمزگان. و نهایتاً منطقه (۹) شامل سه استان خراسان شمالی، خراسان جنوبی و خراسان رضوی است. علاوه بر آن، به منظور اجتناب از افزایش تحلیل نتایج و ارائه نمودارها، کلیه فعالیت‌های اقتصادی در قالب ۱۹ بخش اصلی برای هر منطقه تجمیع شده است که عبارتند از:

کشاورزی (Ag)، معدن (MI)، ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها (Fo)، ساخت محصولات از توتون و تنباکو (TT)، ساخت منسوجات، پوشاک و چرم (CL)، ساخت چوب، محصولات کاغذی و چاپ (PP)، ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت هسته‌ای (En)، ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی (Ch)، ساخت محصولات از لاستیک و پلاستیک (RP)، ساخت سایر محصولات کانی غیرفلزی (NM)، ساخت فلزات اساسی (BM)، ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین‌آلات و تجهیزات (Fa)، ساخت ماشین‌آلات و دستگاه‌های برقی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر (EE)، ساخت، تعمیر و نصب ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده (OE)، ساخت وسایل نقلیه موتوری، تریلر و سایر تجهیزات حمل و نقل (TE)، ساخت مبلمان و مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر، بازیافت (FU)، تأمین آب، برق و گاز طبیعی (WEG)، ساختمان (Co) و خدمات (Se).

قابل ذکر است که از میان ۱۹ بخش اقتصادی، فقط نتایج ادغام فضایی ۸ بخش اصلی مبنای تحلیل قرار می‌گیرد که نحوه تجمیع جداول به صورت زیر است:

بخش کشاورزی، از تجمیع بخش‌های کاشت محصولات سالانه (زراعت)، کاشت محصولات دائمی (باغداری)، خدمات کشاورزی و دامپروری و جنگلداری، دامداری، زنبورداری، پرورش کرم

ابریشم و شکار، مرغداری و ماهیگیری حاصل شده است. بخش معدن حاصل تجمیع بخش‌های استخراج ذغال سنگ و لینیت، استخراج نفت خام و گاز طبیعی، استخراج کانی های فلزی آهنی، استخراج سنگ مس، استخراج سنگ، شن و خاک رس، استخراج سایر کانی‌های فلزی و غیرفلزی و خدمات پشتیبانی استخراج معدن است. بخش ساخت مواد آشامیدنی و محصولات آشامیدنی، از تجمیع بخش‌های ساخت محصولات غذایی، ساخت انواع روغن‌ها و چربی‌ها و ساخت انواع آشامیدنی‌ها به دست آمده است. بخش ساخت منسوجات، حاصل تجمیع بخش‌های ساخت منسوجات و ساخت قالی و قالیچه است. ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی، حاصل تجمیع بخش‌های ساخت مواد و فرآورده‌های شیمیایی، ساخت محصولات دارویی، مواد شیمیایی مورد استفاده در داروسازی و محصولات دارویی گیاهی است. بخش ساخت فلزات اساسی از تجمیع بخش‌های ساخت محصولات اساسی آهن و فولاد، ساخت محصولات اساسی مس، ساخت محصولات اساسی آلومینیوم و ساخت سایر فلزات اساسی و ریخته گری فلزات به دست آمده است. بخش ساخت ماشین آلات و دستگاه‌های برقی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر، حاصل تجمیع دو بخش ساخت، تعمیر و نصب محصولات رایانه‌ای، الکترونیکی و نوری و ساخت، تعمیر و نصب تجهیزات برقی است. بخش ساخت مبلمان و مصنوعات طبقه بندی نشده در جای دیگر و بازیافت، از تجمیع بخش‌های ساخت مبلمان و ساخت، تعمیر و نصب سایر مصنوعات طبقه بندی نشده در جای دیگر حاصل شده است. بخش تأمین آب، برق و گاز طبیعی، از تجمیع بخش‌های تولید، انتقال و توزیع برق، تولید گاز، توزیع سوخت‌های گازی از طریق شاه لوله، جمع‌آوری، تصفیه، تامین آب و خدمات دفع فاضلاب و مدیریت پسماند، سایر خدمات فاضلاب و فعالیت‌های تصفیه به دست آمده است. بخش ساختمان، حاصل تجمیع دو بخش ساختمان‌های مسکونی و سایر ساختمان‌ها است و بخش خدمات نیز از تجمیع بخش‌های فروش و تعمیر وسایل نقلیه موتوری و موتورسیکلت، عمده فروشی و خرده‌فروشی، بجز وسایل نقلیه موتوری و موتورسیکلت ، حمل و نقل با راه‌آهن، حمل و نقل زمینی مسافر بجز راه آهن، حمل و نقل زمینی بار بجز راه آهن، حمل و نقل از طریق خطوط لوله، حمل ونقل آبی، حمل و نقل هوایی، انبارداری و فعالیت های پشتیبانی حمل و نقل، پست و پیک، تأمین جا، فعالیت‌های خدماتی مربوط به غذا و آشامیدنی، مخابرات ، فعالیت تولید برنامه‌های سینمایی، ویدئویی و تلویزیونی، ضبط صدا و انتشار موسیقی، برنامه‌ریزی و پخش برنامه‌های رادیو و تلویزیون، خدمات برنامه‌نویسی، مشاوره و فعالیت‌های مربوط به رایانه، فعالیت‌های خدماتی اطلاع رسانی، بانک، سایر خدمات مالی و فعالیت‌های جنبی بیمه، بیمه، خدمات واحدهای مسکونی شخصی، خدمات واحدهای مسکونی اجاری، خدمات واحدهای غیر مسکونی، خدمات دلالان املاک و مستغلات، فعالیت‌های حقوقی و حسابداری، فعالیت‌های معماری و مهندسی، تحلیل و آزمایش فنی، تحقیق و توسعه، تبلیغات

و بازارپژوهی، سایر فعالیت های کسب وکار، فعالیت‌های دامپزشکی، فعالیت‌های کرایه و اجاره، فعالیت‌های استخدام، خدمات تور و آژانس‌های مسافرتی، امور عمومی و خدمات شهری، امور دفاعی، امور انتظامی، تأمین اجتماعی اجباری، آموزش ابتدایی خصوصی، آموزش ابتدایی دولتی، آموزش متوسطه عمومی و فنی و فنی- حرفه‌ای دولتی، آموزش متوسطه عمومی و فنی و فنی- حرفه ای خصوصی، آموزش عالی دولتی، آموزش عالی خصوصی، سایر آموزش‌ها، فعالیت‌های بیمارستانی، فعالیت‌های پزشکی و دندانپزشکی خصوصی، سایر فعالیت‌های بهداشتی و درمانی، فعالیت‌های مراقبتی (مددکاری اجتماعی با تأمین جا و بدون تأمین جا)، خدمات مذهبی و سیاسی، کتابخانه، موزه و سایر فعالیت‌های فرهنگی و هنری، فعالیت‌های ورزشی و تفریحی، فعالیت‌های سازمان‌های دارای عضو، تعمیر کالاهای شخصی و خانگی و سایر فعالیت‌های خدماتی حاصل شده است.

۵. نتایج حاصله و تحلیل‌های آن

جدول زیر، نتایج تعداد درایه‌های مبادلات تجاری و ضرایب بزرگتر از متوسط، بزرگتر از ۵ برابر، بزرگتر از ۱۰ برابر و بزرگتر از ۲۰ برابر متوسط کل درایه‌ها را آشکار می‌کند.

جدول ۱. جمع تعداد درایه‌ها و تعداد درایه‌های
بزرگتر از متوسط، بزرگتر از پنج برابر، بزرگتر از ده برابر و بزرگتر از بیست برابر متوسط کل درایه‌ها

	تعداد درایه‌ها براساس ماتریس مبادلات درون‌منطقه‌ای و بین‌منطقه‌ای (۱)	تعداد درایه‌ها براساس ماتریس ضرایب از منظر نهاده (۲)	تعداد درایه‌ها براساس ماتریس از منظر ستانده (۳)
بزرگتر از متوسط	۲۸۹۷	۳۲۸۷	۳۱۹۹
بزرگتر از پنج برابر متوسط	۱۳۲۹	۱۴۵۶	۱۴۹۷
بزرگتر از ده برابر متوسط	۸۹۸	۹۳۸	۹۵۶
بزرگتر از بیست برابر متوسط	۵۲۵	۵۶۳	۵۸۸
جمع کل درایه‌های ماتریس به ابعاد ۱۷۱ در ۱۷۱	۲۹۲۴۱	۲۹۲۴۱	۲۹۲۴۱

منبع: ارقام بر مبنای جدول داده- ستانده نه منطقه‌ای سال ۱۳۹۰ و با استفاده از روابط (۱)، (۲) و (۳) محاسبه شده‌اند.

نتایج جدول فوق نشان می‌دهند که:

یک- جمع تعداد درایه‌ها مستقل از اینکه مبادلات و یا ضرایب باشد برابر با ۲۹۲۴۱ درایه است. رقم مذکور برای ۹ منطقه و هر منطقه حاوی ۱۹ بخش، یک ماتریس مبادلات درون و بین تجاری به ابعاد ۱۷۱×۱۷۱ سطر و ستون را به دست می‌دهد.

دو- یک رابطه معکوس بین معیارهای α و βc و βr با تعداد درایه‌ها وجود دارد. در این مورد ادبیات موجود نشان می‌دهد که انتخاب مناسب‌ترین معیار، اختیاری است و بستگی به نیازهای آماری هر تحلیلگر دارد.

در این مقاله، همانند اوسترهاون و همکاران (۲۰۰۱) و اکوماتو و ایهارا (۲۰۰۵) بزرگتر از ۲۰ برابر، مبنای شناسایی خوشه‌ها در تحلیل ادغام فضایی فعالیت‌های اقتصادی قرار گرفت. توضیح دو نکته برای شناسایی درایه‌های ۲۰ برابر متوسط کل درایه‌ها ضروری می‌باشد. نخست، اینکه کمتر از ۲۰ برابر، نه فقط ترسیم نمودار، بلکه همچنین ارائه تحلیل را پیچیده می‌کند. دوم، آنکه بیشتر از ۲۰ برابر، به حذف بیشتر درایه‌های پر اهمیت و به تبع آن، تعداد خوشه‌ها منجر خواهد شد.

مشاهدات فوق، یک سؤال محوری را پیش روی ما قرار می‌دهد. ادغام فضایی فعالیت‌های اقتصادی در قالب خوشه‌ها در کدامیک از ۹ منطقه بیشتر است؟ نتایج جدول تا حدودی می‌تواند راهگشای سؤال مذکور باشد. با نگاه دقیق‌تر، مشاهده می‌شود که: الف) حدود ۱۸ درصد از کل درایه‌ها (۱۸=۱۰۰× (۲۹۲۴۱÷۵۲۵)) را درایه‌های درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای تشکیل می‌دهد. از کل درایه‌های بزرگتر از ۲۰ برابر، سهم تعداد درایه‌های درون منطقه، ۷۵ درصد (۷۵=۱۰۰×(۵۲۵÷۳۹۶)) و ۲۵ درصد باقیمانده (۲۵=۱۰۰× (۵۲۵÷۱۲۹))، سهم مبادلات بین منطقه‌ای است. ب) سطرها و ستون‌های جدول، به ترتیب نشان‌دهنده عرضه کالاها و خدمات عرضه‌کنندگان هر منطقه به خود و سایر مناطق و تقاضای کالاها و خدمات تقاضاکنندگان از خود و سایر مناطق است.

جدول ۲. تعداد درایه‌های مبادلات تجاری درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای بزرگتر از ۲۰ برابر متوسط کل درایه‌ها در سال ۱۳۹۰

	منطقه ۱	منطقه ۲	منطقه ۳	منطقه ۴	منطقه ۵	منطقه ۶	منطقه ۷	منطقه ۸	منطقه ۹	جمع	درون منطقه‌ای	بین منطقه‌ای (صادرات مناطق)
منطقه ۱	۴۳	۰	۰	۲	۰	۳	۱	۰	۱	۵۰	۴۳	۷
منطقه ۲	۰	۴۰	۰	۱	۰	۳	۱	۰	۰	۴۵	۴۰	۵
منطقه ۳	۰	۰	۲۶	۱	۰	۱	۱	۰	۰	۲۹	۲۶	۳
منطقه ۴	۵	۳	۳	۷۱	۵	۱۱	۹	۳	۳	۱۱۳	۷۱	۴۲
منطقه ۵	۰	۰	۰	۷	۳۵	۵	۱	۰	۰	۴۸	۳۵	۱۳
منطقه ۶	۶	۵	۲	۸	۴	۷۲	۴	۲	۳	۱۰۶	۷۲	۳۴
منطقه ۷	۰	۱	۰	۳	۱	۶	۴۳	۰	۰	۵۴	۴۳	۱۱
منطقه ۸	۲	۰	۰	۵	۰	۲	۱	۳۵	۰	۴۵	۳۵	۱۰
منطقه ۹	۱	۰	۰	۱	۰	۱	۰	۱	۳۱	۳۵	۳۱	۴
جمع	۵۷	۴۹	۳۱	۹۹	۴۵	۱۰۴	۶۱	۴۱	۳۸	۵۲۵	۳۹۶	۱۲۹
درون منطقه‌ای	۴۳	۴۰	۲۶	۷۱	۳۵	۷۲	۴۳	۳۵	۳۱	۳۹۶		
بین منطقه‌ای (واردات مناطق)	۱۴	۹	۵	۲۸	۱۰	۳۲	۱۸	۶	۷	۱۲۹		

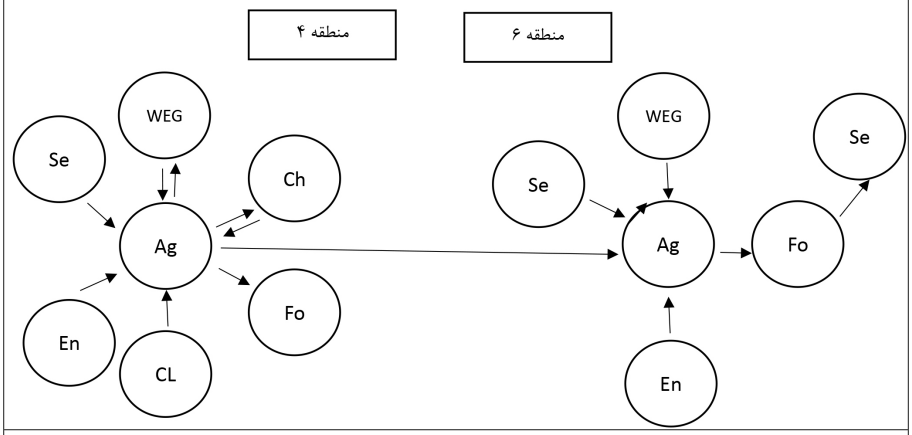
در این مورد، دو منطقه ۴(شامل استان‌های اصفهان، چهارمحال و بختیاری، خوزستان و فرا منطقه) و ۶(شامل استان‌های تهران، قم و البرز) در چارچوب معیار مبادلات بزرگتر از ۲۰ برابر متوسط کل درایه‌ها، بزرگترین عرضه‌کنندگان و تقاضاکنندگان کالاها و خدمات به شمار می‌روند. نتایج جدول، نشان می‌دهد که جمع تعداد درایه‌های سطری و ستونی منطقه ۴ به ترتیب، ۱۱۳ و ۹۹ است و ارقام مذکور به ترتیب، حدود ۲۲ درصد و ۱۹ درصد از تعداد کل درایه‌های بزرگتر از ۲۰ برابر متوسط درایه‌ها را تشکیل می‌دهند؛ حال آنکه ارقام متناظر برای منطقه ۶، ۱۰۶ و ۱۰۴ و درصد سهم آنها حدود ۲۰ درصد است.

نتایج و مشاهدات فوق یک سؤال محوری دیگر را پیش روی ما قرار می‌دهد؛ اینکه : کدامیک از بخش‌های اقتصادی مناطق ۴ و ۶ نقش پیش‌برنده‌تری در ادغام فضایی فعالیت‌های اقتصادی درون‌منطقه‌ای و بین منطقه‌ای دارد؟ در پاسخ به سؤال مطرح شده، روش خوشه ۱۹ بخش اقتصادی در دو منطقه ۴ و ۶ مبنای تحلیل قرار می‌گیرد. نمودار ۱، ادغام فضایی بخش های ۱۹ گانه دو منطقه را در قالب خوشه‌ها آشکار می‌کند. نمودار ادغام فضایی خوشه‌های ۱۹ بخش اقتصادی واقع در مناطق ۴ با توجه به ساختار جغرافیای اقتصادی دو منطقه، ۸ بخش که بیشترین ادغام فضایی درون‌منطقه‌ای و بین منطقه‌ای را دارند، به عنوان بخش پیش‌برنده شناسایی و مبنای تحلیل قرار می‌گیرند. نتایج نشان می‌دهند که:

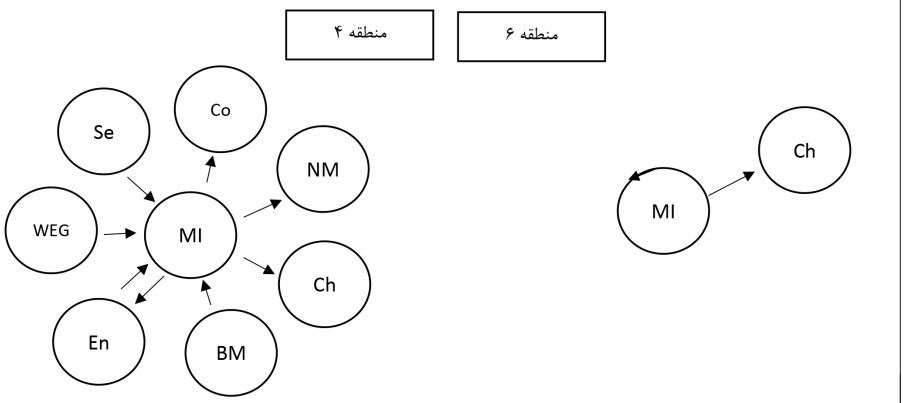
یک- ادغام فضایی بخش کشاورزی (Ag) در هر دو منطقه اساساً ماهیت مبادلات درون منطقه‌ای دارند. با توجه به نمودار، اهمیت این ادغام در منطقه ۴ بیشتر از منطقه ۶ است؛ چرا که از یک طرف، بخش کشاورزی در منطقه ۴، تقاضاکننده واسطه‌ای یک سویه از ۳ بخش خدمات (Se)، ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای (En) و ساخت منسوجات، پوشاک، چرم (CL) است و از طرف دیگر، مبادلات دو سویه (عرضه‌کننده و تقاضاکننده) به و از ۳ بخش تأمین آب، برق و گاز طبیعی (WEG)، ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی (Ch) و ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها (Fo) است. ادغام فضایی بخش کشاورزی در منطقه ۶ اساساً ماهیت یک سویه دارد و فقط تقاضاکننده واسطه‌ای از ۳ بخش خدمات (Se)، تأمین آب، برق و گاز طبیعی (WEG) و ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای (En) و عرضه‌کننده واسطه‌ای به ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها (Fo) می‌باشد.

نمودار ۱. خوشه‌های بخش اقتصادی در مناطق ۴ و ۶

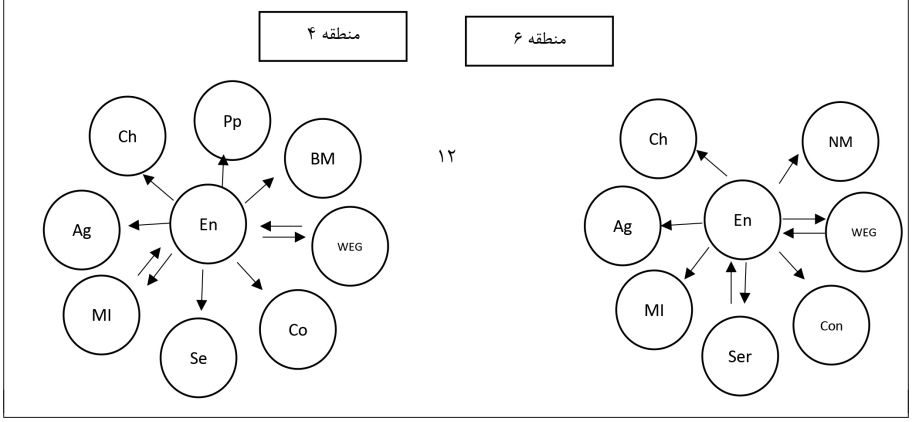
۱. کشاورزی (Ag)



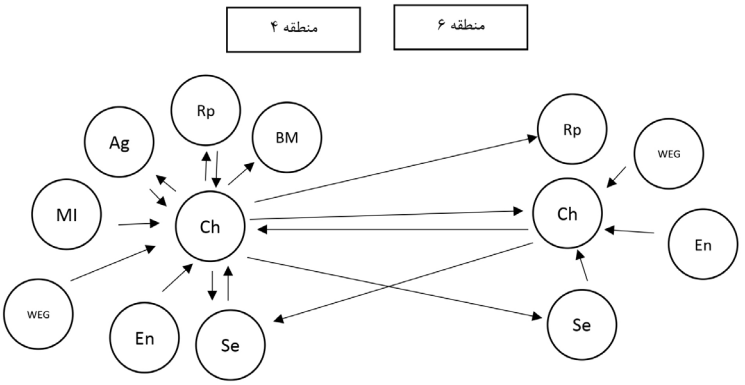
۲. معدن (MI)



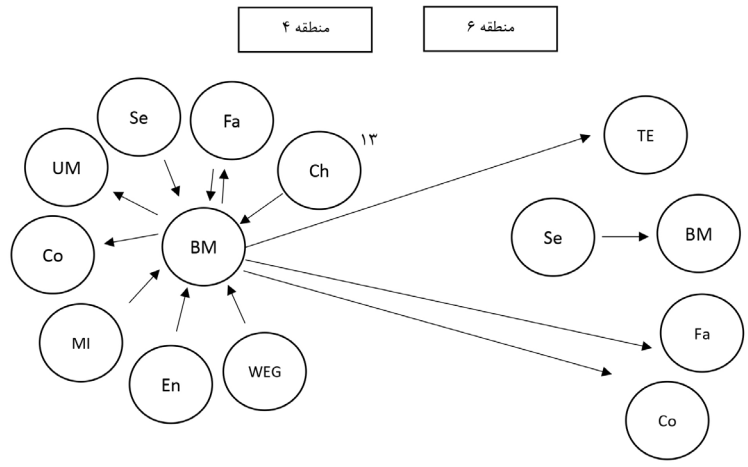
۳. ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت هسته‌ای (En)



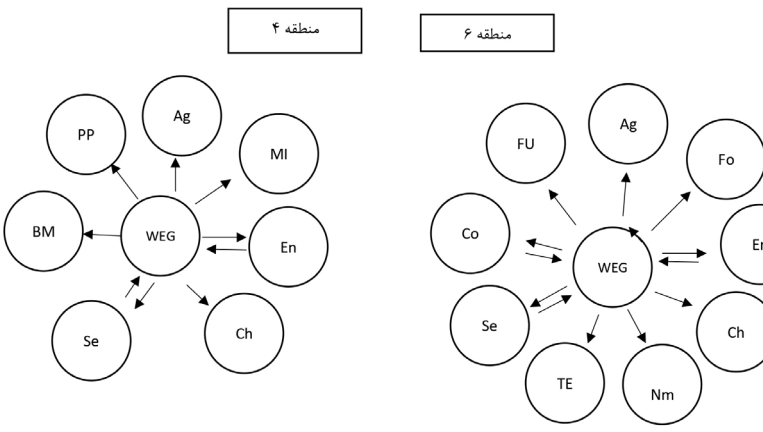
۴. ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی (Ch)

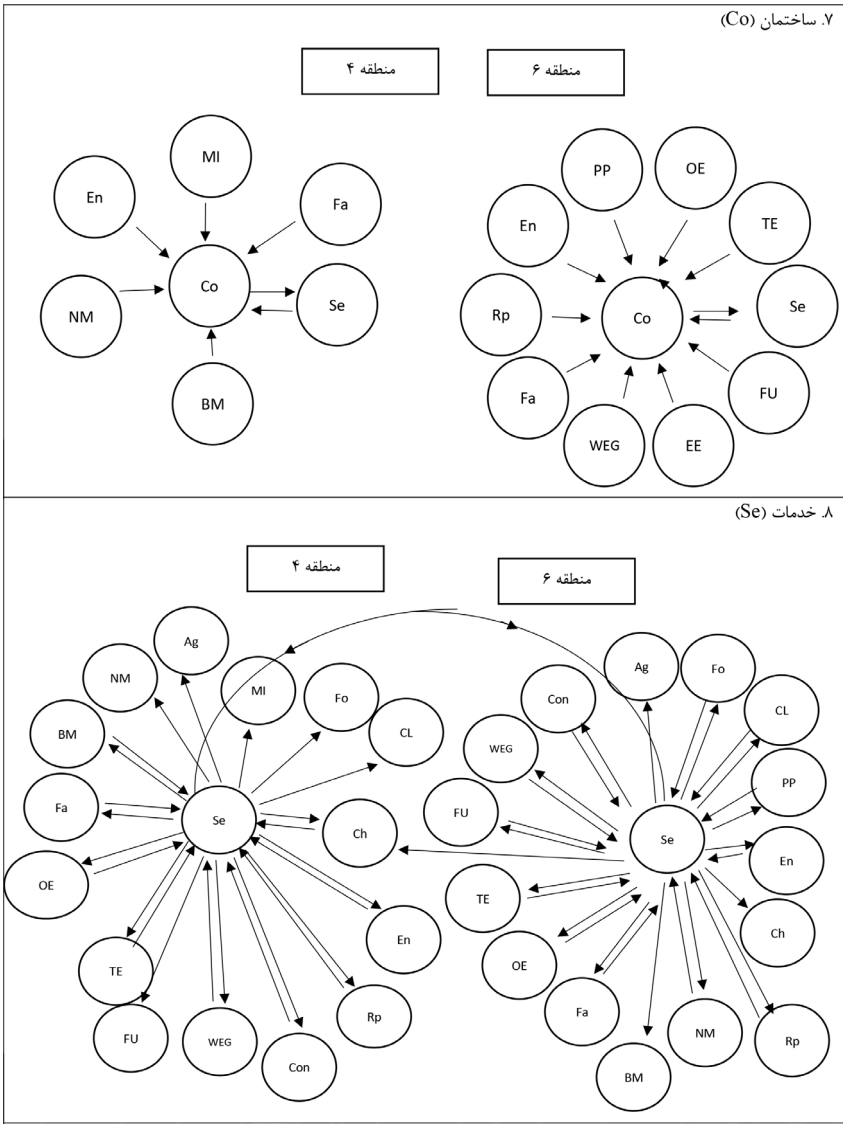


۵. ساخت فلزات اساسی (BM)



۶. تأمین آب، برق و گاز طبیعی (WEG)





علاوه بر آن، نتایج نشان می‌دهند که کلیه ادغام فضایی بخش کشاورزی، ماهیت درون منطقه‌ای دارد، بجز موردی که کشاورزی در منطقه ۴ عرضه‌کننده (صادر کننده) به بخش کشاورزی در منطقه ۶ است.

دو- با توجه به نمودار، مشاهده می‌کنیم که ادغام فضایی بخش معدن، نه فقط ماهیت درون منطقه‌ای دارد، بلکه همچنین این ادغام در منطقه ۴ متمرکز شده است. بخش مذکور، اساساً تنیدگی واسطه‌ای درون منطقه‌ای دارد و ماهیت آن، یک سویه و دو سویه است. به

عنوان نمونه، تقاضاکننده واسطه‌ای از بخش‌های خدمات (Se)، تأمین آب، برق و گاز طبیعی (WEG) و فلزات اساسی (BM) است و عرضه‌کننده واسطه‌ای به بخش‌های ساختمان، ساخت سایر محصولات کانی غیر فلزی (NM)، ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی (Ch) می‌باشد. همچنین پیوند واسطه‌ای دو سویه با بخش ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای (En) دارد؛ حال آنکه بخش مذکور در منطقه، فقط عرضه‌کننده واسطه‌ای به بخش ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی بوده، و نمودار همچنین نشان می‌دهد که این بخش فاقد پیوند واسطه‌ای بین منطقه‌ای است.

سه- همانند بخش معدن، بخش ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای، فاقد پیوند واسطه‌ای بین منطقه‌ای و کلیه مبادلات آن با سایر بخش‌های اقتصادی، منشأ درون منطقه‌ای دارد. اهمیت ادغام فضایی این بخش در منطقه ۴ نسبتاً بیشتر از منطقه ۶ است. یکی از نکات مهم در نمودار مورد بررسی، این است که بخش مذکور در هر دو منطقه اساساً عرضه‌کننده واسطه‌ای به سایر بخش‌ها است تا تقاضاکننده واسطه‌ای از سایر بخش‌ها. در این مورد، با توجه به نمودار، مشاهده می‌شود که بخش مذکور در منطقه ۴ با ۸ بخش اقتصادی پیوند واسطه‌ای دارد. از یک طرف، عرضه‌کننده واسطه‌ای به ۷ بخش اقتصادی مانند کشاورزی، ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی، ساخت چوب، محصولات کاغذی و چاپ، فلزات اساسی، ساختمان، تأمین آب، برق و گاز طبیعی و معدن، است و از طرف دیگر، تقاضا کننده واسطه‌ای از دو بخش آب، برق و گاز و معدن است. حال آنکه در منطقه ۶ پیوند واسطه‌ای این بخش‌ها با بخش ۷ است، به‌طوری‌که با بخش تأمین، آب، برق و گاز طبیعی و خدمات، هم پیوندی دو سویه دارد.

چهار- در خصوص ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی، نمودار نشان می‌دهد که بخش مذکور، علاوه بر ادغام فضایی درون منطقه‌ای، پیوند واسطه‌ای بین منطقه‌ای نیز حائز اهمیت است. با توجه به نمودار، مشاهده می‌کنیم که ادغام این بخش در منطقه ۴ به مراتب بیشتر از ادغام متناظر منطقه ۶ است. به عنوان نمونه، بخش مذکور در منطقه ۴ با ۷ بخش پیوند دارد. از میان ۷ بخش، تقاضاکننده واسطه‌ای از ۳ بخش معدن، تأمین، آب، برق و گاز طبیعی، ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای، عرضه‌کننده واسطه‌ای به بخش فلزات اساسی و با سه بخش کشاورزی، خدمات و ساخت محصولات لاستیک و پلاستیک (RP) هم پیوندی متقابل دارد. حال آنکه وضعیت ادغام فضایی بخش مذکور در منطقه ۶ فقط تقاضاکننده واسطه‌ای از ۳ بخش خدمات، تأمین، آب، برق و گاز طبیعی، ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای است. علاوه بر آن، پیوند فضایی بین منطقه‌ای بخش مذکور دو سویه است. بر اساس نمودار، مشاهده می‌شود که نخست بخش ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی از منطقه ۴ به منطقه ۶ صادر و از منطقه ۶ به منطقه ۴ وارد می‌شود. بخش مذکور در منطقه ۴ به بخش‌های ساخت محصولات لاستیک و

پلاستیک و خدمات صادر می‌کند، حال آنکه بخش خدمات در منطقه ۴ واردکننده مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی از منطقه ۶ است.

پنج- نمودار مربوط به بخش فلزات اساسی، دو واقعیت را در خصوص ادغام فضایی این بخش در دو منطقه مورد بررسی آشکار می‌کند. نخست،اینکه کلیه ادغام این بخش با سایر بخش‌های اقتصادی در منطقه ۴ متمرکز شده است و منطقه ۶ فاقد این نوع ادغام است؛ دوم، آنکه پیوند فضایی بین منطقه‌ای بخش مذکور یک سویه است؛ یعنی فقط به سه بخش ساخت وسایل نقلیه موتوری، تریلر و سایر تجهیزات حمل و نقل (TE)، ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین آلات و تجهیزات (Fa) و ساختمان در منطقه ۶ صادر می‌کند. نمودار نشان می‌دهد که بخش مذکور در منطقه ۴ با ۸ بخش، پیوند واسطه‌ای دارد. تقاضاکننده واسطه‌ای از پنج بخش خدمات، مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی، معدن و ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای و تأمین آب، برق و گاز طبیعی، عرضه‌کننده واسطه‌ای به دو بخش ساخت، تعمیر و نصب ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه بندی نشده (OE)، ساختمان و با بخش ساخت محصولات فلزی فابریکی بجز ماشین‌آلات و تجهیزات نیز پیوندی متقابل دارد.

شش- نمودار مربوط به تأمین آب، برق و گاز طبیعی، نشان می‌دهد که نخست پیوند واسطه‌ای درون منطقه‌ای دارد و درجه ادغام این بخش با سایر بخش‌های اقتصادی در منطقه ۶ بیشتر از منطقه ۴ است. به عنوان نمونه، بخش مذکور در منطقه ۶ با ۹ بخش پیوند دارد. از میان ۹ بخش، عرضه‌کننده واسطه‌ای به بخش کشاورزی، ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها، مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی، ساخت سایر محصولات کانی غیر فلزی، بخش ساخت وسایل نقلیه موتوری، تریلر و سایر تجهیزات حمل و نقل، ساخت مبلمان و مصنوعات طبقه بندی نشده در جای دیگر و بازیافت (FU) است و مبادلات واسطه‌ای دو طرفه با ۳ بخش خدمات، ساختمان و ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای ایجاد می‌کند. حال آنکه بخش مذکور با ۷ بخش اقتصادی در منطقه ۴ ادغام دارد، به طوری که عرضه‌کننده واسطه‌ای به ۶ بخش کشاورزی، معدن و ساخت چوب، محصولات کاغذی و چاپ (PP)، فلزات اساسی و مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی است و با دو بخش خدمات و ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای، روابط دو طرفه دارد.

هفت- با توجه به ساختار جغرافیایی مناطق ۴ و ۶، نمودار بخش ساختمان دو واقعیت را آشکار می‌کند: نخست، ادغام فضایی بخش مذکور در منطقه ۶ بیشتر از منطقه ۴ است. به عنوان نمونه، بخش مذکور با ۱۰ بخش اقتصادی در منطقه ۶ پیوند واسطه‌ای دارد. از میان ۱۰ بخش، تقاضاکننده واسطه‌ای از ۹ بخش است و فقط با بخش خدمات، پیوند دو طرفه دارد. حال آنکه این بخش با ۶ بخش در منطقه ۶ پیوند دارد. تقاضاکننده واسطه‌ای از ۵ بخش است که

بسیار متفاوت از منطقه ۶ است. به عنوان نمونه، بخش ساختمان در منطقه ۴ از نهاده‌های واسطه‌ای بخش فلزات اساسی، ساخت سایر محصولات کانی غیر فلزی و معدن استفاده می‌کند؛ حال آنکه این پیوند در منطقه ۶ کم اهمیت است.

هشت- در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصادی، بخش خدمات، بیشترین ادغام فضایی را در دو منطقه دارد. درجه این ادغام در منطقه ۶ بیشتر از منطقه ۴ است. به عنوان نمونه، هرچند بخش مذکور پیوند واسطه‌ای با ۱۵ بخش در هر دو منطقه دارد، با این حال، تعداد بخش‌هایی که مبادلات دو طرفه با این بخش در منطقه ۶ در مقایسه با منطقه ۴ است، ۱۲ به ۹ است. علاوه بر آن، نمودار همچنین نشان می‌دهد که بخش خدمات، مبادلات دو سویه منطقه نیز می‌باشد.

۶. خلاصه مطالب و مشاهدات

در این مقاله، دو هدف کلی در تحلیل وجود عدم تعادل فضایی در کشور برجسته می شوند: الف) پایه‌های نظری، رابطه بین ادغام فضایی پیوند فعالیت ها در چارچوب نظریه NEG و ب) سنجش پیوندها در قالب خوشه‌ها به عنوان معیاری از ادغام فعالیت‌ها در الگوی داده- ستانده چند منطقه‌ای. در راستای این دو هدف، مطالب مقاله در ۶ بخش سازماندهی گردید: پایه‌های نظری رابطه بین پیوندها و ادغام فعالیت‌ها در الگوی NEG در بخش اول آورده شد. بخش مذکور حاوی دو قسمت است. در قسمت اول، با بررسی اجمالی نظریه‌های NEG، مشاهده می‌شود که این نظریه‌ها دو عامل (دو خصیصه) ارادی و غیر ارادی را در تجمع و پراکندگی فعالیت‌های اقتصادی دخیل می‌داند؛ مساله‌ای که به زبان دیگر، در سند برنامه پنج ساله ششم مطرح می‌شود. قسمت دوم، رابطه بین ادغام (تمرکز) و پیوند فعالیت‌ها در نظریه NEG است. در این مورد، مشاهده می‌شود که از میان سه عنصر شکل‌دهنده صرفه‌های خارجی، عنصر مبادلات واسطه‌ای، نقش کلیدی را در ادغام (تمرکز) و یا پراکندگی فعالیت‌های اقتصادی ایفا می‌کند.

در بررسی پیشینه پژوهش، مشاهده می‌شود که توجه به پایه‌های نظری و چگونگی سنجش ادغام و یا پراکندگی فعالیت‌ها توسط پژوهشگران خارجی برجسته می‌شود، حال آنکه این موضوع در ایران مورد غفلت قرار گرفته است. در روش پژوهش، دو روش در سنجش ادغام فضایی فعالیت‌ها برجسته می‌شود که عبارتند از: روش خوشه مبتنی بر مبادلات تجاری درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای و روش پیوند مبتنی بر روابط تکنولوژی. در این مورد، مشاهده می‌گردد که اولی، مبادلات را در قالب خوشه، مبنای تحلیل ادغام فعالیت‌های اقتصادی قرار می‌دهد. حال آنکه دومی، مبتنی بر ضرایب از منظر نهاده و ستانده‌های فعالیت‌های تولیدی است. در این مقاله، روش اول مبنای محاسبه و تحلیل ادغام فضایی فعالیت‌های اقتصادی پیشنهاد می‌شود.

برای این منظور، از جدول داده- ستانده ۹ منطقه در قالب ۱۹ بخش اقتصادی سال ۱۳۹۰ استفاده می‌شود. از میان ۹ منطقه، ۲ منطقه ۴ (استان‌های اصفهان، چهارمحال و بختیاری، خوزستان و فرا منطقه) و منطقه ۶ (استان‌های تهران، البرز و قم) که از منظر GDP بزرگ-ترین مناطق به‌شمار می‌روند، حول سؤال زیر، مبنای تحلیل قرار می‌گیرد: "آیا به‌کارگیری پیوند در قالب خوشه‌ها می‌تواند عدم تعادل فضایی ادغام بخش‌های اقتصادی درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای را برجسته نماید؟" در پاسخ به سؤال مطرح شده، ۸ بخش اقتصادی مبنای تحلیل ادغام فضایی فعالیت‌های درون منطقه‌ای و بین منطقه‌ای مناطق ۴ و ۶ قرار گرفته است. نتایج و مشاهدات کلی به شرح زیر فهرست می‌گردند:

یک- در خصوص ادغام فضایی بخش کشاورزی، یافته‌ها نشان می‌دهند که:

الف) ادغام فضایی بخش کشاورزی اساساً ماهیت درون منطقه‌ای دارد و تمرکز آن در منطقه ۴ بیشتر از منطقه ۶ است.

ب) بخش کشاورزی در منطقه ۴ عرضه‌کننده (صادرکننده) به بخش کشاورزی در منطقه ۶ است.

دو- نتایج در خصوص بخش معدن حاکی از آن است که ادغام فضایی آن، نه فقط ماهیت درون منطقه‌ای دارد و این ادغام اساساً در منطقه ۴ متمرکز شده است.

سه- همانند بخش معدن، بخش ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای، فاقد پیوند فرا منطقه‌ای است و کلیه ادغام آن، درون منطقه‌ای است. این ادغام در منطقه ۴ نسبتاً بیشتر از منطقه ۶ است.

چهار- نتایج در خصوص ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی، نشان می‌دهد که بخش مذکور علاوه بر ادغام فضایی درون منطقه‌ای، تنیدگی واسطه‌ای بین منطقه‌ای آن نیز حائز اهمیت است؛ به‌علاوه، تمرکز این ادغام در منطقه ۴ به مراتب بیشتر از منطقه ۶ است.

پنج- بخش‌های تأمین آب، برق و گاز طبیعی، ساختمان و خدمات، تصویر متفاوتی نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی به دست می‌دهد. نخست، آنکه ادغام فضایی این بخش‌ها اساساً درون منطقه‌ای است و در ثانی، تمرکز این ادغام در منطقه ۶ بیشتر از منطقه ۴ است. نتایج و مشاهدات فوق، نه در راستای سؤال مطرح شده بلکه همچنین قابلیت تبیین ادغام فضایی فعالیت‌ها را متناسب با ساختار جغرافیای اقتصادی و خود منابع مناطق دارد.

نتایج و مشاهدات فوق بر مبنای چند محدودیت استوار است:

یک- انتخاب درایه‌ها بر مبنای ۲۰ برابر بزرگتر از متوسط کل درایه‌ها در نظر گرفته شده است. پیشنهاد می‌گردد که معیار و یا معیارهای منطقی‌تری مانند روش مثلث‌سازی و تحلیل‌های چند متغیره، مورد استفاده قرار گیرد.

دو- رابطه بین مبادلات و ضرایب در تحلیل ادغام فضایی برجسته نشده است. توصیه می‌شود که این مساله در پژوهش‌های آتی، مورد توجه قرار گیرد.

سه- از ۹ منطقه فقط ادغام فضایی ۲ منطقه برجسته شده است. پیشنهاد می‌گردد که این روش در ادغام فضایی هر منطقه نسبت به سایر مناطق و اقتصاد ملی نیز مبنای تحلیل قرار گیرد.

منابع

- بانوئی، علی‌اصغر و جهانفر، نیلوفر. (۱۳۹۵). کارکرد نظریه‌های فضاپذیر و فضاگریز در تبیین اقتصاد فضا. *فصلنامه اقتصاد و جامعه*، شماره ۳: ۳۲-۱۱.
- بانوئی، علی‌اصغر و مومنی، فرشاد. (۱۳۸۸). تجربه نیم قرن تهیه و تدوین جدول داده-ستانده در ایران با تاکید بر نهادینه‌شدن نهادهای آماری مشخص و دو وظیفه اصلی آن. سومین کنفرانس ملی داده-ستانده و کاربردهای آن، دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.
- بانوئی، علی‌اصغر؛ جلوداری ممقانی، محمد و محققی، مجتبی. (۱۳۸۶). شناسایی بخش‌های کلیدی بر مبنای رویکردهای سنتی و نوین طرف تقاضا و عرضه اقتصاد. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۱: ۲۸-۱.
- بانوئی، علی‌اصغر؛ مهاجری، پریسا؛ عبدالمحمدی، زهرا؛ شرکت، افسانه؛ جهانفر، نیلوفر؛ توسلی، سلاله؛ مستعلی‌پارسا، مریم؛ اقتصادی، زیبا و حیدری، بطول. (۱۳۹۷). گزارش نهایی طرح پژوهشی: محاسبه جدول داده-ستانده چند منطقه‌ای و کاربردهای آن: مطالعه موردی استان‌های تهران، البرز و سایر استان‌های کشور. معاونت برنامه‌ریزی شهرداری استان تهران.
- بانوئی، علی‌اصغر؛ موسوی‌نیک، سید هادی؛ اسفندیاری کلوکن، مجتبی و ذاکری، زهرا. (۱۳۹۴). تعاریف و مفاهیم پایه‌ای، پایه‌های نظری و روش محاسبه جداول داده-ستانده متقارن، تجربه جهان و ایران. انتشارات مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.
- سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور. (۱۳۹۴). ۶۵ سال برنامه‌ریزی در ایران (۱۳۹۵-۱۴۰۰). تهران، ایران.
- مک‌کین، فیلیپ. (۱۳۹۴). اقتصاد نوین شهری و منطقه‌ای. مترجم: شهرام رئیسی دهکردی، نشر نور علم.
- Ali, Y. (2015). Measuring Co2 linkages with the Hypothetical Extraction Method (HEM). *Ecological Indicator*, (54), 171-183.
- Ali, Y. (2017). Carbon, water and land use accounting: consumptions, production perspective. *Renewable and Sustainable Energy Reviews,67,* 921-934.
- Banouei, A. A. & Jahanfar, N. (2016). The function of Space-Base and Non-Space-Base theories. *Journal of Economics and Society*, 3, 11-32 (In Persian).
- Banouei, A. A., & Momeni, F. (2008). Experience of half century development and formulation of input-output table in Iran with emphasis on the institutionalization of specific statistical institutions and their two main tasks. Third National Input-Output Conference and their Applications, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaei University (In Persian).
- Banouei, A. A., Jelodari Mamaghani, M., & Mohagheghi, M. (2007). Identification of key Sectors Based on Traditional and Modern Approaches to Demand and Supply of Economics. *Quarterly Journal of Economic Research*, 1, 1-28 (In Persian).
- Banouei, A. A., Mohajeri, P., Abdolmohammadi, Z., Sherkat, A., Jahanfar, N., Tavasoli, S., Mostali Parsa, M., & Heidari, M. (2018). The final report of the research

project: multi-regional and its applications: A case study of Tehran, Alborz and other provinces of the Country. Deputy Director of Tehran Municipality Planning (In Persian).
- Banouei, A. A., Mousvinik, S. H., Esfandiari Kolokan, M., & Zakeri Z. (2015). Basic definitions and concepts, theoretical foundations and method of calculation of symmetric input-output tables. The Experience of the World and Iran. Parliamentary Research Center (In Persian).
- Barca, E., MacCan, P., & Rodriguez-Pose, A. (2012). The case for regional development intervention place based versus place natural approaches. *Journal of Regional Science*, 164, 134-152.
- Chenery, H. B. (1953). Regional Analysis. In: H. B. Chenery and P. C**.** Clark (eds); The Structure and Growth of the Italian Economy, Rome: 96-105.
- Defourny, J., & Thorbecke, E. (1984). Structural path analysis and multiplier decomposition within a social accounting matrix framework. *The Economic Journal*, *94*(373), 111-136.
- Dietzenbacher, E., & Vander Linden, J. A. (1997). Sectoral and spatial linkages in the EC production structure. *Journal of Regional Science*, *37*(2), 235-257.
- Dietzenbacher. E., Van Burken, B., & Kondo, Y. (2019). Hypothetical extractions from global perspective. *Economic Systems Research*, 1-15.
- Eurostat. (2008). Eurostat manual of supply-use and input-output tables. Luxemburg.
- Fujita, M., & Mori, T. (2005). Frontiers of the new economic geography. *Regional Science Association International*. 3(31), 377-405.
- Fujita, M., & Thisse, J. F. (2009). New economic geography: an appraisal on the occasion of Paul Krugman's 2008 Nobel Prize in Economic Sciences. *Regional Science and Urban Economics*, *39*(2), 109-119.
- Fujita, M., Krugman, P., & Venables, A. J. (2001). The spatial economy: cities, regions and international trade. MIT Press Cambridge.
- Guo, D., & Hubacek, K. (2007). Assessment of regional trade and virtual water flows in China. *Ecological Economics*, *61*(1), 159-170.
- Guo, S., & Shen, G. Q. (2015). Multiregional input–output model for China's farm land and water use. *Environmental Science & Technology*, *49*(1), 403-414.
- Hirshman, A. (1958). The strategy of economic development New Haven, Yale University Press.
- Hoen, A. R. (2001). Identifying linkages with a cluster-based methodology. *Economic Systems Research*, *14*(2), 131-146.
- Holub, H. W., Schnabl, H., & Tappeiner, G. (1985). Qualitative input-output analysis with variable filter. *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft/Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 282-300.
- Isard, W. (1949). The general theory of location and space economy. *The Quarterly Journal of Economics*. (63)4, 476-506.
- Isard, W. (1951). Interregional and regional input-output analysis: a model of space economy. *The Review of Economics and Statistics*. (33)1, 318-322.
- Krugman, P. (1993). First nature, second nature and metropolitan location. *Journal of Regional Science*. (33)2, 129-144.
- Krugman, P. (1993). *Geography and trade*. MIT press.
- Krugman, P. (1998a). Space the final frontier. *Journal of Economic Perspective*, 2(12), 168-174.
- Krugman, P. (1998b). What's new about the new economic geography, *Oxford Review of Economic Policy,* 2(14), 7-17.
- Luo, J. (2013). Which industries to bail out first in economic recession? Ranking US industrial sectors by the power-of-pull. *Economic Systems Research*, *25*(2), 157-169.
- Management and Planning Organization of Country. (2015). The Sixth Five Year Plan of Iran (2016-2020). Tehran, Iran. (In Persian).

- Marshal, A. (1920). *Principles of economics*. 8th edn., Macmillian. London.
- McCain, P. (2015). *New urban and regional economics,* Translation of Shahram Reyes Dehkordi, Noor Elam Publication (In Persian).
- Midmore, P., Munday, M., & Roberts, A. (2006). Assessing industry linkages using regional input–output tables. *Regional Studies*, *40*(03), 329-343.
- Moses, L. N. (1955). The stability of interregional trading patterns and input-output analysis. *The American Economic Review*, 5(45), 803-832.
- Myrdal, G. (1957). *Economy theory and undeveloped regions*. London Gerald Duckworth Publication.
- Nijkamp, P., Rose, A., & Kourtit, K. (2015). Regional science: What matters? Which matters?. In *Regional Science Matters,* (pp. 1-11). Springer, Cham.
- Okamoto, N. (2001). *Spatial Structure and Regional Development in China*. T. Ihara (Ed.). Palgrave Macmillan.
- Okamoto, N., & Ihara, T. (2005). *Spatial Structure and Regional Development in China: An Interregional Input-Output Approach*. Springer.
- Oosterhaven, J., Eding, G. J., & Stelder, D. (2001). Clusters, linkages and interregional spillovers: methodology and policy implications for the two Dutch main ports and the rural north. *Regional Studies*, *35*(9), 809-822.
- Polenske, K. R. (1970). An empirical test of interregional input-output models: Estimation of 1963 Japanese production. *The American Economic Review*, *60*(2), 76-82.
- Rodríguez-Pose, A. (2011). Economists as geographers and geographers as something else: distance and policy in spatial research. *Journal of Economic Geography*, *11*, 347-356.
- Schmutzler, A. (1999). The new economic geography. *Journal of Economic Surveys*, *13*(4), 355-379.
- Scotchmer, S., & Thisse, J. F. (1992). Space and competition. *The Annals of Regional Science*, *26*(3), 269-286.
- Shackle, G. S. (1969). *The years of high theory: invention and tradition in economic thought 1926-1939*. CUP Archive.
- Shao, G., & Miller, R. E. (1991). Demand-side and supply-side commodity-industry multiregional input–output models and spatial linkages in the US regional economy. *Economic Systems Research*, *2*(4), 385-406.
- Simpson, D., & Tsukui, J. (1965). The fundamental structure of input-output tables, an international comparison. *The Review of Economics and Statistics*, 434-446.
- Stimson, R. J., Stough, R. R., & Roberts, B. H. (2006). *Regional economic development: analysis and planning strategy*. Springer Science & Business Media.
- United Nations. (1993). *A system of national accounts*. New York.
- United Nations. (1999). *Handbook of input-output tables: complication and analyses*. New York.
- United Nations. (2008). *Systems of national accounts*. New York.
- United Nations. (2018). *Handbook on supply-use and input-output tables with extensions and applications.* Department of Economic and Social Affairs, Statistical Division.
- Wang, Y., Wang, W., Mao, G., Cai, H., Zuo, J., Wang, L., & Zhao, P. (2013). Industrial CO2 emissions in China based on the hypothetical extraction method: Linkage analysis. *Energy Policy*, *62*, 1238-1244.
- White, D. J., Hubacek, K., Feng, K., Sun, L., & Meng, B. (2017). The Water-Energy-Food Nexus in East Asia: A tele-connected value chain analysis using inter-regional input-output analysis. *Applied Energy*, *210*, 550-567.

دوفصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)
سال هفتم، شمارهٔ اول، بهار و تابستان ۱۳۹۸ (پیاپی ۱۹)

مقاله پژوهشی

عوامل مؤثر بر تقاضای گردشگری در کشورهای خاورمیانه: رویکرد اقتصادسنجی فضایی داده‌های تلفیقی[۱]

اسماعیل صفرزاده[۲] و تامینا اصغری[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۱/۱۹
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۵/۲۴

چکیده

گردشگری و فعالیت‌های اقتصادی ناشی از آن، هم اکنون به یکی از منابع رشد و اشتغال پایدار در بسیاری از کشورها تبدیل شده و سهم بزرگی از درآمد جهانی را به خود اختصاص داده، و یکی از بزرگ‌ترین صنایع در جهان است که نقش مهمی در اقتصاد کشورها دارد و توسط بسیاری از محققان به عنوان نیروی محرکه رشد و توسعه اقتصادی شناخته می شود. شناسایی عوامل اقتصادی مؤثر بر ورود گردشگران خارجی، می‌تواند سیاست‌گذاران را در بهبود یا حفظ وضع موجود یاری رساند. از این‌رو هدف این مطالعه، بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر تقاضای گردشگری در کشورهای منتخب خاورمیانه طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ با رویکرد اقتصادسنجی فضایی داده‌های تلفیقی است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که نرخ ارز، درآمد سرانه و آزادی اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری بر تقاضای گردشگری داشته، سایر نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که مجاورت فضایی بین کشورهای مورد مطالعه بر تقاضای گردشگری معنی‌دار، و به‌عبارت دیگر، فاصله جغرافیایی یک عامل اصلی در تقاضای گردشگری بوده است.

واژگان کلیدی: تقاضای گردشگری، خاورمیانه، اقتصادسنجی فضایی
طبقه‌بندی JEL: A12, C23, L83

---

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/EDP.2018.20226.1151
۲. استادیار اقتصاد دانشگاه الزهرا (س) (نویسنده مسئول)؛ e.safarzadeh@alzahra.ac.ir
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه الزهرا (س)؛ tamina.asghari@yahoo.com

۱. مقدمه

گردشگری درحال حاضر یکی از بزرگترین صنایع در سطح جهان است و نقش مهمی در اقتصاد کشورها دارد. این صنعت به سرعت به یکی از صنایع در حال رشد در اقتصاد جهانی تبدیل شده است و به عنوان نیروی محرکه توسعه اقتصادی از آن نام برده می‌شود (ناد و سایمان[1]، ۲۰۰۵).

با تغییر و بهبود شیوه‌های حمل و نقل در کشورهای در حال توسعه و کاهش هزینه‌های رفت و آمد، تقاضا برای گردشگری و استفاده از چشم‌اندازهای طبیعی و غیرطبیعی در این کشورها گسترش یافته است. با توجه به محبوبیت گردشگری و آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت آن در اقتصاد، اهمیت نقش دولت و سرمایه‌گذاری در این بخش نیز گسترش یافته است (تسه[2]، ۲۰۱۰).

سازمان جهانی گردشگری[3] (۲۰۱۴) برای سال ۲۰۱۶، فعالیت‌های اقتصادی در زمینه گردشگری را حدود ۱۰ درصد از تولید ناخالص جهانی برآورد کرده است. همچنین فعالیت‌های ناشی از گردشگری به طور مستقیم ۱۰۰ میلیون شغل در جهان ایجاد کرده است که حدود ۴/۳ درصد از کل اشتغال جهانی را شامل می‌شود. با این حال، هنگامی که اثرات گسترده‌تر صنعت گردشگری در دنیا به حساب آورده شود، پیش‌بینی می‌شود که این صنعت در ۶/۵ تریلیون دلار از اقتصاد جهانی مشارکتی غیر مستقیم داشته باشد و حدود ۲۶۰ میلیون شغل به طور مستقیم و غیر مستقیم نیز در ارتباط با این صنعت هستند که حدوداً ۱ شغل از هر ۱۲ شغل بر روی کره زمین است. صنعت گردشگری امروزه سهم بزرگی ازفعالیت‌های اقتصادی جهان را در بر گرفته و طبق محاسبات انجام شده، بالغ بر یک سوم کل تجارت خدمات سراسر جهان را به خود اختصاص داده است (هیون و همکاران[4]، ۲۰۱۴).

منافع و آثار مطلوب اقتصادی گردشگری، کلیه بخش‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، چنانکه علاوه بر ایجاد زمینه برای توسعه زیرساخت‌ها، ایجاد درآمد و اشتغال برای میزبانان از جمله اثرات بارز این صنعت بوده است و همچنین دولت‌ها از این رهگذر بی‌نصیب نمانده‌اند و با دریافت مالیات‌های غیر مستقیم، عواید سرشاری را نصیب خود کرده‌اند (تاج‌علی، ۱۳۸۵).

طی چند دهه گذشته، تعداد کل گردشگران جهان رشد قابل ملاحظه‌ای داشته است؛ به طوری‌که ازحدود ۲۵ میلیون توریست درسال ۱۹۵۰، به ۸۲۵ میلیون نفر در ۲۰۰۷، با نرخ رشدی فزاینده روبه‌رو بوده است. گذر تعداد گردشگران از مرز یک میلیارد نفر در سال ۲۰۱۲ رویدادی بود که گسترش گردشگری و لزوم توجه به آن را در جهان دوچندان کرد و انتظار

1. Naudé & Saayman
2. Tse
3. World Tourism Organization
4. Hyun *et al*.

می‌رود که این تعداد تا سال ۲۰۲۰ به بیش از ۱/۵ میلیارد نفر برسد (سازمان جهانی گردشگری[1]، ۲۰۱۳).

صنعت گردشگری در ۸۰ درصد کشورهای جهان، یعنی در بیش از ۱۵۰ کشور، یکی از پنج منبع مهم کسب درآمدهای ارزی است و در ۶۰ کشور، رتبه اول را به خود اختصاص داده است (کاربالو و همکاران[2]، ۲۰۱۵). تفاوت گردشگری با صادرات کالاها و خدمات در این است که مصرف کننده، آن را در کشور میزبان مصرف می‌کند. این صنعت اگرچه نمی‌تواند اقتصاد یک شهر را به‌طور کامل بسازد، اما نقش مثبتی از طرق مختلف در اقتصاد جوامع ایفا می‌کند (پاواسکار و گویل[3]، ۲۰۱۲).

اثرات مستقیم صنعت گردشگری از مخارج اولیه گردشگران برای کالاها و خدمات مصرفی ایجاد می‌شود. این بخش از اثرات، باعث ایجاد اشتغال مستقیم و کسب درآمدهای ارزی از طریق تولید و فروش کالاها و خدمات به گردشگران می‌شود (باچر واسمیت[4]، ۲۰۱۰). گردشگری به صورت غیر مستقیم نیز بر رشد تأثیر می‌گذارد، چرا که اثر پویایی را در کلّ اقتصاد به شکل اثرات سرریز[5] و یا دیگر آثار خارجی[6] نشان می‌دهد (لیتائو[7]، ۲۰۱۰).

با توجه به اینکه در کشورهای خاورمیانه (بویژه کشورهای صادر کننده نفت)، معضلاتی از قبیل نرخ بیکاری بالا، محدودیت منابع ارزی، اقتصاد تک‌محصولی، سطح پایین درآمد سرانه و نرخ‌های نازل رشد اقتصادی به وضوح دیده می‌شود، لذا این کشورها برای رهایی از چنین مشکلاتی نیازمند رشد اقتصادی سریع و مستمر هستند و از آنجا که صنعت گردشگری، یکی از صنایع مهم و پردرآمد جهان شناخته شده است، می‌تواند نقش قابل توجهی در راستای این هدف داشته باشد.

همچنین با گسترش جهانی شدن، صنعت گردشگری بیشتر و بیشتر رقابتی می‌شود. به همین دلیل، شناسایی عوامل اصلی مؤثر بر ورود گردشگران به یک کشور خاص، یک نگرانی عمده در بین محققان در زمینه تقاضای گردشگری است. شناسایی عوامل اقتصادی مؤثر بر تقاضای گردشگری می‌تواند سیاست‌گذاران را در بهبود یا حفظ وضع موجود یاری رساند. از این‌رو هدف این مطالعه، بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر تقاضای گردشگری در کشورهای خاور میانه طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ به روش اقتصادسنجی فضایی داده‌های تلفیقی[8] است.

---

1. United Nations World Tourism Organization
2. Carballo *et al.*
3. Pawaskar & Goel
4. Butcher & Smith
5. Spillovers
6. Externalities
7. Leitao
8. Spatial Econometric Panel Data

۲. مبانی نظری

نظریه تقاضای گردشگری را می‌توان براساس نظریه رفتار مصرف کننده تحلیل کرد. نقطه شروع نظریه رفتار مصرف کننده، رفتار عقلایی مصرف کننده است. یک مصرف کننده با استفاده از عوامل و ویژگی‌های مختلف مثل جنسیت، سن، سبک و شیوه زندگی، دارایی و ثروت، خانواده (اصل و نسب)، توانایی، هوش و غیره توصیف می‌شود. اما کدامیک مهم‌ترین جنبه برای بررسی رفتار مصرف کننده در اتخاذ تصمیم و انتخاب به شمار می‌رود؟ به منظور بررسی رفتار مصرف کننده و انتخاب‌ها در نظریه جدید مصرف کننده، فرض می‌شود ویژگی اساسی و مهم یک مصرف کننده، شامل سه مؤلفه اساسی زیر است: مجموعه مصرف، دارایی اولیه و رابطه ترجیحات. مجموعه مصرف، بیانگر مجموعه تمام جایگزین‌های عملی منحصر به‌فرد یا طرح‌های مصرف بوده و گاهی اوقات، به مجموعه انتخاب معروف است. دارایی اولیه، بیانگر میزان کالاهای مختلفی است که مصرف کننده در ابتدا دارد و می‌تواند مصرف کند یا می‌تواند با سایر افراد مبادله (بده- بستان) نماید. رابطه ترجیحات مشخص کننده تمایل، علاقه، سلیقه یا رضایت مصرف کننده به اشیاء یا کالاهای مختلف مورد انتخاب است. فرضیه رفتار، بیانگر اصل مهم و هدایتگری است که مصرف کننده برای اتخاذ انتخاب نهایی به‌کار می‌برد و کالاهای نهایی مورد انتخاب را شناسایی می‌کند. معمولاً فرض می‌شود مصرف کننده به دنبال شناسایی و انتخاب جایگزین کالایی است که از لحاظ علاقه یا تمایلات شخصی‌اش مرجح باشد (تیان و همکاران،[1] ۲۰۱۱).

تقاضای گردشگری را نیز می‌توان بر اساس نظریه مصرف، برای گروهی از کشورها یا ایالتی خاص، منطقه و نواحی مختلف تجزیه و تحلیل کرد و همچنین می‌توان آن را توسط برخی طبقه‌بندی‌ها مانند نوع بازدید (برای مثال جهانگردی تجاری یا تعطیلاتی) یا نوع جهانگرد (ملیت، سال، جنسیتو ...) تجزیه و تحلیل نمود. از طرف دیگر، تقاضای گردشگری را می‌توان با انواع خاص محصولات جهانگردی مانند جهانگردی ورزشی یا اکوتوریسم[2] و یا اجزاء خاص محصولات جهانگردی مانند محل اقامت و حمل و نقل، تجزیه و تحلیل نمود (گارود،[3] ۲۰۰۸).

می‌دانیم تابع تقاضای گردشگری نشان‌دهنده رابطه بین تقاضای گردشگری و عوامل تأثیرگذار بر آن است. گروه متغیرهایی که بر تقاضای گردشگری تأثیر می‌گذارند، بستگی به اهداف بازدید دارد. بازدیدهای گردشگری می‌تواند به دلایل متفاوتی مانند گذراندن تعطیلات، سفرهای کاری و تجاری، دیدار دوستان و آشنایان، سفرهای مذهبی، درمانی، ورزشی و غیره رخ دهد. در تعیین تقاضا و اندازه‌گیری تقاضای جهانگردی باید تعداد گردشگر (بین‌المللی، ملی یا

1. Tian *et al.*
2. Ecotourism
3. Garrod

داخلی) مشخص شود تا بتوان متغیرها را عملیاتی و اندازه‌گیری کرد. تقاضا برای جهانگردی از طرق مختلف اندازه‌گیری می‌شود. اکثر مطالعات برای برآورد تابع تقاضای گردشگری، از تعداد گردشگر ورودی به عنوان متغیر وابسته استفاده کرده‌اند که علت عمده آن، دسترسی آسان‌تر به آمار آن و عدم مشکلات محاسباتی است.

یکی از متغیرهایی که عموماً در توضیح تقاضای گردشگری به‌کار می‌رود، درآمد مصرف‌کننده است که تغییر در آن، باعث تغییر تقاضا برای کالاها و خدمات شود. با افزایش سطح درآمد سرانه در کشورهای مقصد، حجم پس‌انداز و به تبع آن، سرمایه‌گذاری در این کشورها نیز بیشتر می‌شود. بخش بزرگی از این سرمایه‌گذاری در بخش‌های مرتبط با گردشگری، انجام می‌شود. این بخش‌ها می‌توانند توسعه زیرساخت‌ها، بخش خدمات، هتل، رستوران و مانند این باشد که امکان جذب بیشتر توریست از سایر کشورهای دیگر را نیز فراهم کند (ایلات و اینا‌و[1]، ۲۰۰۴).

قیمت در بحث تقاضای گردشگری، ساختار پیچیده‌تری نسبت به درآمد دارد. تعریف قیمت گردشگری بسیار پیچیده است، زیرا هزینه گردشگری، تابعی از ترکیب کل کالاها و خدمات مصرف شده توسط هر گردشگر است. قیمت به صورت مقدار نسبی یا مطلق بیان می‌شود. این مساله که کدام متغیر به عنوان هزینه گردشگر در مدل تقاضا وارد شود، بین مطالعات به طور قابل توجهی متفاوت است. اکثر محققان اذعان داشته‌اند که گردشگران نه تنها به قیمت‌های مقصد، بلکه به قیمت مقصدهای جانشین نیز توجه دارند. متغیر هزینه حمل و نقل نیز به صورت منطقی می‌تواند بر حجم کل جهانگردان ورودی تأثیرگذار باشد، بنابراین توجیه نظری برای ورود این متغیر، پذیرفته شده است. در کنار سایر عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر جریان بین‌المللی گردشگری، نرخ ارز نقش بالایی در توضیح روندهای گردشگری در دنیا ایفا کرده است (ایلات و اینا‌و، ۲۰۰۴).

با کاهش ارزش پول ملی یک کشور، میزان مسافرت‌های خارجی به آن کشور ممکن است افزایش یابد. مسافرانی که از خارج به کشور مقصد می‌آیند، با افزایش قیمت دلار در کشور مبدأ، با دلاری که همراه دارند، می‌توانند پول بیشتری به واحد کشور مقصد دریافت کنند و همین مساله نیز می‌تواند رشد مسافرت‌های خارجی به کشور مقصد را افزایش دهد.

۳. پیشینه پژوهش

ارزیابی ارزش تفرجگاه‌ها از سال ۱۹۴۷ به بعد، به طور جدی پیگیری شده است. هوتلینگ[2] (۱۹۴۷) پیشنهاد کرد که بالاترین هزینه مسافرتی اندازه‌گیری شده به عنوان ارزش تفرجگاهی

1. Eilat & Einav
2. Hotelling

در نظر گرفته شود یا به عبارت دیگر، هزینه دورترین فاصله به عنوان قیمت بازاری معادل یک بار استفاده از تفرجگاه محاسبه می‌شود.

وانتروپ[1] (۱۹۵۲)، پیشنهاد کرد که برای تمام سیستم‌های تفرجی آمریکا، ورودیه در نظر گرفته شود تا رابطه بین هزینه و تعداد دفعات استفاده افراد از تفرجگاه‌ها به عنوان عکس‌العمل استفاده‌کنندگان در برابر هزینه، معین شود. این روش، شبیه قیمت‌گذاری برای کالاهای مصرفی و خدمات است؛ با فرض اینکه تمام شرایط شبیه به هم باشند. چنین شرایطی با توجه به خصوصیات هر تفرجگاه، نمی‌تواند وجود داشته باشد.

مندس[2] (۲۰۰۳) نیز در مطالعه‌ای با استفاده از روش هزینه سفر، ارزش تفریحی پارک ملی پنداگریس[3] لیسبون را محاسبه کرد. نتایج مطالعه وی، نشان داد که ارزش‌گذاری متفاوت هزینه سفر، می‌تواند منجر به برآوردهای متفاوتی از ارزش تفریحی منطقه شود. ناد و سایمان (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای به برآورد تابع تقاضای گردشگری در کشورهای آفریقایی طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۹۶ به روش پانل دیتا پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که آزادی اقتصادی و درآمد سرانه، اثر مثبت، نرخ ارز و شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، اثر منفی بر ورود گردشگر به کشورهای افریقایی داشته است.

آلبرینی و همکاران[4] (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای با استفاده از روش هزینه سفر، به محاسبه ارزش تفرجگاهی (ماهیگیری) تالاب ونیز[5] ایتالیا پرداختند. این تحقیق با استفاده از داده‌های مربوط به ماهیگیرانی که در سال ۲۰۰۲ میلادی دارای مجوز صید بودند و با استفاده از برآورد تابع تقاضا، انجام شد. نتایج نشان داد که متوسط ارزش ماهی‌های صید شده، سالانه ۲۸۰۰ پوند بوده است. درآمد و قیمت، مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تقاضای گردشگری در این مطالعه بوده است.

کولیو[6] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای، به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای توریسم در کشورهای OECD طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۹ به روش پانل دیتا پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد که درآمد سرانه، تجارت خارجی و آزادی اقتصادی، اثر مثبت و معنی‌داری بر ورود گردشگر به کشورهای مورد مطالعه داشته است اما تورم، اثر منفی بر ورود گردشگران خارجی به کشورهای OECD داشته است.

دلونا و جاون[7] (۲۰۱۴) به بررسی عوامل مؤثر بر ورود گردشگری به فیلیپین طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۷ با استفاده از مدل جاذبه پرداختند. نتایج این مطالعه، نشان داد که تورم و

1. Wantrup
2. Mendes
3. Peneda-Geres national park
4. Alberini *et al.*
5. Venice
6. Culiuc
7. Deluna & Jeon

نرخ ارز، اثر منفی و درآمد سرانه، مخارج دولت و آزادی اقتصادی، اثر مثبت بر ورود گردشگر به فیلیپین طی دوره مورد مطالعه داشته است.

محمدزاده و همکاران (۱۳۸۳) در مطالعه ای، به بررسی تخمین تابع تقاضای خارجی کل گردشگری ایران با رهیافت TVP پرداختند. هدف اصلی این مطالعه، تخمین تابع تقاضای خارجیان برای گردشگری در ایران طی سال های ۱۳۸۵-۱۳۵۰ بوده است. برای این منظور، مدل تحقیق با استفاده از رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان و روش فیلتر- کالمن برآورد شده است. نتایج تخمین مدل، دلالت بر این دارد که کشش‌های درآمدی، قیمتی و عادات رفتاری و انتظاری، دارای تغییرات منظم و ثابت طی زمان بوده و به تدریج، تغییرات آنها طی زمان کاهش می یابد. همچنین کشش درآمدی تقاضای خارجی گردشگری در ایران در مقایسه با کشش‌های قیمتی و عادات رفتاری، بیشتر می‌باشد. کشش درآمدی تخمین زده شده، نشان می‌دهد که تقاضای گردشگری خارجیان در ایران یک کالای نرمال بوده و از طرف دیگر، کشش قیمتی نیز حاکی از آن است که این کالا، کالای کم کشش می باشد. علاوه بر این، تقاضای گردشگری ایران با متغیر مجازی جنگ رابطه معکوس داشته که نشان می‌دهد با وقوع بحران جنگ، تقاضای خارجیان برای گردشگری در ایران، کاهش یافته است.

راسخی‌نژاد (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای به صورت مقطعی و از روش تخمین هزینه سفر، به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای گردشگری داخلی پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد که عوامل مؤثر در تقاضای گردشگری به هزینه هرشب اقامت در هتل، درآمد خانوار، تعداد گردشگران ورودی، هزینه سفر، هزینه حمل و نقل و تفریحات و سرگرمی، بستگی دارد.

مومنی وصالیان و غلامی‌پور (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای، به تخمین تابع تقاضای گردشگری در استان‌های منتخب طی دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۸۹ به روش پانل دیتا پرداختند. نتایج این مطالعه، نشان داد که شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی و نسبت قیمت هتل در شهر مقصد نسبت به شهر مبدأ، مهم‌ترین عوامل مؤثر بر تقاضای گردشگری در استان‌های منتخب بوده است.

علی‌پور و قویدل[1] (۲۰۱۶) نیز به برآورد تابع تقاضای گردشگری در اصفهان طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۷ به روش پانل دیتا پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که قیمت هتل، اثر منفی بر تقاضای گردشگری در دوره مورد بررسی داشته است. همچنین تعداد جاذبه‌های توریستی و سطح درآمد، اثر مثبت و معنی‌داری بر تقاضای گردشگری در دوره مورد مطالعه داشته است.

همان‌طور که مطالعات داخلی و اکثر مطالعات خارجی نشان می‌دهند، تاکنون مطالعه‌ای در ایران به بررسی اثر فاصله جغرافیایی بر تقاضای توریسم نپرداخته است. فاصله جغرافیایی، یک معیار مهم در هزینه‌های گردشگری است که بسایر کم در مطالعات مورد توجه قرار گرفته است و اکثر مطالعات، به بررسی کشش‌های قیمتی، درآمدی و نرخ ارز بر تقاضای گردشگری پرداخته‌اند.

1. Alipour & Ghavidel

۴. مدل و روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

مدلی که در این مطالعه مورد استفاده قرار می‌گیرد، به صورت زیر بوده و از مطالعه دلونا و جاون[1] (۲۰۱۴) اقتباس شده است:

$$Q = \beta_1 + \beta_2 P_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 PFREE_{it} + \beta_5 \mathrm{EXCH}_{it} + \beta_6 \mathrm{GOV}_{it} + K_1 W_{it}^{A} \mathrm{D}_{\mathrm{it}} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که در آن، اندیس i نشان‌دهنده کشور[2] و اندیس t بیانگر سال است و متغیرهای تحقیق به صورت زیر تعریف می‌شوند:

Q: تعداد ورودی گردشگران خارجی در کشور i و زمان t

P: شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی در کشور i و زمان t

GDP: درآمد سرانه در کشور i و زمان t

FREE: شاخص آزادی اقتصادی در کشور i و زمان t

EXCH: نرخ ارز در کشور i و زمان t

GOV: مخارج دولت در در زمینه گردشگری کشور i و زمان t

داده‌های لازم برای این مطالعه، از وب‌سایت بانک جهانی[3] گردآوری شده است.

در این مطالعه، برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مدل، از روش اقتصادسنجی فضایی ترکیبی استفاده شده است. اقتصادسنجی فضایی، زیر مجموعه‌ای از اقتصادسنجی است که با اثرات متقابل بین واحدهای جغرافیایی سر و کار دارد. واحدها می‌توانند کد پستی، شهر، شهرداری‌ها، نواحی، استان، دولت، حوزه قضایی، کشورها و غیره باشد که به ماهیت مطالعه، بستگی دارد. مدل‌های اقتصادسنجی فضایی همچنین می‌توانند برای توضیح رفتار کنشگران اقتصادی و واحدهای جغرافیایی دیگر از قبیل افراد، شرکت‌ها و یا دولت‌ها استفاده شود، اگر از طریق یک شبکه با یکدیگر مرتبط باشند. این روش‌شناسی هرچند توسعه یافته، اما کمتر رایج است (الهورست[4]، ۲۰۱۴، ۲).

در اینجا تأکید می‌شود که اقتصادسنجی فضایی، بسط ساده اقتصادسنجی سری‌های زمانی به دو بعد نیست. یک تفاوت آشکار این است که دو واحد جغرافیایی می‌توانند متقابلاً بر یکدیگر اثر گذار باشند؛ در حالی که دو مشاهده در طی زمان نمی‌توانند بر یکدیگر اثر بگذارند.

براساس دیدگاه جتیس[5] (۲۰۰۷)، عامل پیچیده دیگر، تنوع گسترده واحدهای اندازه‌گیری است که برای مدل‌سازی وابستگی فضایی (همسایگی، فاصله، روابط و غیره) قابل انتخاب است

---

1. Deluna & Jeon

۲. کشورهای مورد مطالعه شامل ایران، اردن، امارات متحده عربی، بحرین، قطر، مصر، کویت، عربستان صعودی، عمان و لبنان است.

3. www.worldbank.org
4. Elhorst
5. Getis

که با مقیاس وابستگی زمانی (زمان) مقایسه می‌شود. در دهه گذشته، متون اقتصادسنجی فضایی، افزایش تمایل به مشخصات و تخمین روابط اقتصادسنجی براساس داده‌های ترکیبی فضایی[1] را نشان داده است. داده‌های ترکیبی فضایی به‌طور معمول، به داده‌هایی اشاره دارد که شامل مشاهدات سری‌های زمانی در تعدادی واحدهای جغرافیایی است. در ابتدا اقتصادسنجی فضایی بر بلندمدت، متمرکز بوده است. داده‌های تلفیقی عموماً آموزنده‌تر هستند و تنوع (تغییرپذیری) بیشتری دارند و در این داده‌ها، اغلب هم‌خطی کمتری بین متغیرها وجود دارد. استفاده از داده‌های ترکیبی منجر به دسترسی بیشتر به درجه آزادی و افزایش کارآیی تخمین می‌شود. داده‌های ترکیبی در فرضیه‌های رفتاری پیچیده‌تر، از جمله اثراتی را که نمی‌توان با استفاده از داده‌های مقطعی خالص نشان داد، قابل استفاده است (هشیائو[2]، ۲۰۰۷).

اقتصادسنجی فضایی جغرافیایی، یکی از دو معیار ارتباط را به صورت زیر استفاده می‌کند. یکی معیار اندازه‌گیری دودویی مجاورت است که در آن، واحدهای مورد نظر از یک مقدار آستانه معین و مشخص شده به یکدیگر نزدیک‌تر هستند و دیگری، یک معیار پیوسته است که فاصله بین دو واحد را اندازه‌گیری می‌کند که می‌توان این معیار را بر اساس دو نقطه مرجع مانند شهرهای پایتخت دو کشور و یا کمینه فاصله بین دو محل از نزدیک‌ترین نقاط به مرزهای خارجی دو کشور اندازه‌گیری کرد؛ هر چند که واژه «هم‌جواری» معمولاً به معنای نزدیکی جغرافیایی است. ادعا می شود این روش، دارای قابلیت و کاربرد بهتری نسبت به اقتصاد سنجی مرسوم در مطالعات مکانی و منطقه‌ای است. بر اساس این روش، می‌توان فاصله هر نقطه در فضا را از نقطه دیگر تعیین کرد (الهورست، ۲۰۱۴). در ادامه، این روش با استفاده از مثالی ساده نشان داده شده است.

۱-۴. چگونگی تعیین مکان در مدل‌های سنجی فضایی

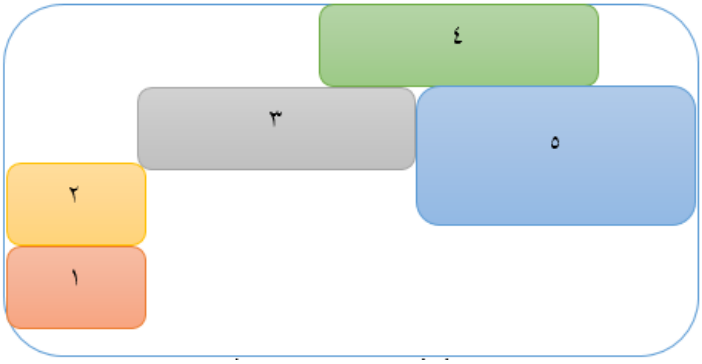
در کارهای تحقیقاتی، معمولاً با داده‌هایی روبرو هستیم که جنبه‌های مکانی در آنها مطرح است. پیش از مطرح شدن مساله وابستگی و ناهمسانی فضایی، باید به تعیین کمیت و مقدار عددی جنبه‌های مکانی پرداخت. برای انجام این موضوع، دو منبع اطلاعاتی در اختیار است: یکی موقعیت در صفحه مختصات که از طریق طول و عرض جغرافیایی نشان داده می‌شود و بر این اساس، می‌توان فاصله هر نقطه در فضا را یا فاصله هر مشاهده قرارگرفته در هر نقطه را نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه نمود. بنابراین، مشاهداتی که به هم نزدیک‌تر هستند، نسبت به آنهایی که از هم دورترند، باید منعکس کننده وابستگی فضایی، بالاتر باشند. به عبارت دیگر، وابستگی فضایی و تأثیرات آن بین مشاهدات، باید با افزایش فاصله بین مشاهدات، کاهش یابد (الهورست، ۲۰۱۴).

---

1. Spatial Panels
2. Hsiao

دومین منبع اطلاعات مکانی، مجاورت و همسایگی است که منعکس کننده موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه‌ای مشاهده، نسبت به واحدهای دیگری از آن قبیل است. معیار نزدیکی و مجاورت بر اطلاعات به دست آمده از روی نقشه جامعه مورد مطالعه، مبتنی خواهد بود و بر اساس این اطلاعات، می‌توان تعیین نمود که کدام مناطق با هم، همسایه یا مجاور هستند، یعنی دارای مرزهایی هستند که به هم می‌رسند. بنابراین با در نظر گرفتن وابستگی فضایی واحدهایی که دارای رابطه همسایگی یا مجاورت هستند، نسبت به محل‌ها یا واحدهایی که دورتر هستند، باید درجه وابستگی فضایی بالاتری را نشان دهند. البته این دو منبع اطلاعات ایجاد موقعیت مکانی، لزوماً متفاوت نیستند و می‌تواند به جای هم، استفاده شوند. هر چند در برخی از کارهای تحقیقاتی، هر دو در یک مدل وارد شده‌اند (الهورست، ۲۰۱۴). در این مطالعه، برای بررسی بیان فاصله جغرافیایی از ماتریس مجاورت استفاده خواهد شد.

شکل (۱) مثالی فرضی از پنج منطقه را نشان می‌دهد. باید ماتریس W 5 مربع ۵ در ۵ که شامل ۲۵ عنصر با مقادیر صفر یا ۱ است، ایجاد نمود، که چگونگی ارتباط (مجاورت) میان پنج منطقه موجود نشان داده شده در شکل (۴-۱) را بیان می‌کند. در هر سطر ماتریس W، مجموعه‌ای از ارتباطات مجاورت مربوط به یکی از پنج منطقه را نشان می‌دهد. برای مثال، عنصر موجود در سطر ۱ و ستون ۲ ماتریس، وجود (که با عدد ۱ نشان داده می‌شود) یا عدم وجود (که با عدد صفر بیان می‌شود) یک ارتباط مجاورتی بین مناطق ۱و ۲ را نشان می‌دهد. به عنوان مثالی دیگر، عنصر سطر ۳ و ستون ۴، وجود یا عدم وجود مجاورت بین نواحی ۳ و ۴ را منعکس می‌کند. البته، ماتریسی که به این سبک ایجاد شده است، باید متقارن، و اگر مناطق ۴ و ۳ مجاوراند، مناطق ۳ و ۴ نیز باید همین گونه باشند.



شکل ۱. چگونگی مجاورت بین نقاط ۵ گانه

منبع: الهورست، ۲۰۱۴

برای تعیین مجاورت، روش‌های متفاوتی وجود دارد که در ادامه، برخی از روش‌های مختلف تعریف ماتریس مربع W که نشان دهنده تعاریف متفاوت روابط «مجاورتی» میان پنج منطقه

موجود در شکل (۱) است، بیان می‌گردد. به منظور سادگی، با ماتریسی کـه پـر از صـفر اسـت، شروع کنید، سپس راه‌های جایگزین زیر را برای تعریف وجود ارتباط مجاورتی در نظـر بگیریـد. برای بیان مجاورت در این مطالعه، روش‌هـای گونـاگونی وجـود دارد (لسـاج،[1] ۱۹۹۹). در ایـن مطالعه، از روش رخ مانند[2] استفاده می‌شود. این روش برای مناطقی تعریف مـی‌شـود کـه یـک طرف، اشتراک با ناحیه تحت بررسی دارند. برای سطر ۱، که منعکس‌کننده ارتباطات منطقـه ۱ است، خواهیم داشت: $w_{12}=1$ و سایر عناصر این سطر معادل با صـفر خواهنـد بـود. بـه عنـوان مثالی دیگر، در سطر ۳ داریم: $w_{34}=1$ و $w_{35}=1$ و بقیه عناصر سطر، صفر هستند. ماتریس W منعکس کننده روابط مجاورت رخ مانند مرتبه اول برای پنج منطقه شکل (۱)، عبارت است از:

$$W=\begin{Bmatrix}0&1&0&0&0\\1&0&0&0&0\\0&0&0&1&1\\0&0&1&0&1\\0&0&1&1&0\end{Bmatrix}$$

معمولاً تعریف مجاورت رخ مانند در مطالعات کاربردی به کارگرفته می‌شود که علـت اصـلی نیز ناشی از آن است که تعریف رخ مانند، تمامی مناطقی که دارای مرز مشترک باشند دربر می‌گیرد.

۵. برآورد مدل

۵-۱. نتایج آزمون‌های مانایی

به‌کارگیری روش‌های سنتی در اقتصادسنجی مبتنی بر فرض مانا بودن متغیرها است. بنـابراین، برای جلوگیری از رخ دادن پدیده رگرسیون کاذب در هنگام برآورد الگـو، ابتـدا لازم اسـت کـه مانایی متغیرها مورد بررسی و آزمون قرار گیرد؛ برای بررسی مانایی متغیرها، آزمون لین و لوین (LL) که کاربرد بیشتری در بررسی مانایی متغیرها در داده‌های تلفیقی دارد، استفاده می‌شـود. این آزمون بر اساس معنی‌داری در سطح پنج درصد، تعیین می‌شود. بدین صورت که اگر ارزش احتمال محاسبه شده کمتر از پنج درصد باشد، فرضیه وجـود ریشـه واحـد بـرای آن متغیـر رد می‌شود. نتایج آزمون مانایی متغیرها در جدول (۱) نشان داده شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی متغیرها به روش لین و لوین (سطح)

متغیر	روش ارزیابی	آماره آزمون	احتمال	مانایی یا نامانایی
Q	مقدار ثابت	-۲/۱۴	۰/۰۱	مانا
	مقدار ثابت و روند	-۳/۴۴	۰/۰۰۰	
P	مقدار ثابت	-۳/۵۴	۰/۰۰۰	مانا
	مقدار ثابت و روند	-۴/۱۱	۰/۰۰۰	
FREE	مقدار ثابت	-۲/۲۶	۰/۰۱	مانا

1. Lesage
2. Rook Contiguity

متغیر	روش ارزیابی	آماره آزمون	احتمال	مانایی یا نامانایی
	مقدار ثابت و روند	-۳/۹۳	۰/۰۰۰	
GDP	مقدار ثابت	-۱/۸۷	۰/۰۳	مانا
	مقدار ثابت و روند	-۲/۰۵۴	۰/۰۲	
EXCH	مقدار ثابت	-۶/۲۲	۰/۰۰۰	مانا
	مقدار ثابت و روند	-۵/۸۱	۰/۰۰۰	
GOV	مقدار ثابت	-۱/۸۷	۰/۰۳	مانا
	مقدار ثابت و روند	-۲/۰۷	۰/۰۲	

منبع: نتایج پژوهش

بر اساس نتایج آزمون که در جدول (۱) گزارش شده است، تمام متغیرهای مدل مانا هستند؛ بنابراین نگرانی از بابت گرفتاری در دام رگرسیون‌های کاذب وجود ندارد.

۲-۵. نتایج تخمین مدل

برای برآورد مدل، ابتدا با استفاده از آزمون‌های تشخیص (چاو و هاسمن)، نوع مدل انتخاب می‌شود. برای آزمون چاو، ابتدا مدل اثر ثابت زمانی تخمین زده شده و سپس بر اساس آماره F لیمر امکان استفاده از روش حداقل مربعات تجمیع شده مورد آزمون قرار گرفته است که نتایج آن در جدول (۲) آمده است. بر این اساس، همگنی بخش‌ها و برابری عرض از مبدأها رد می‌شود و بهتر است مدل به صورت تلفیقی برآورد شود.

جدول ۲. آزمون چاو برای تشخیص الگوی داده‌های ترکیبی یا تلفیقی

آزمون اثرات ثابت (چاو)	مقدار محاسبه شده F	P-Value	نتیجه
	۲۴۷/۵۸	۰/۰۰۰۰	رد H_0

منبع: نتایج پژوهش

در گام بعدی، باید نوع مدل تلفیقی مشخص شود که برای این منظور، از آزمون هاسمن استفاده شده است؛ به این صورت که ابتدا مدل را به صورت اثر تصادفی تخمین زده و سپس آزمون هاسمن انجام می‌شود. نتایج آزمون هاسمن در جدول (۳) آمده است که حاکی از عدم رد مدل با اثرات تصادفی در برابر اثرات ثابت است.

جدول ۳. آزمون هاسمن برای تشخیص الگوی اثرات ثابت یا تصادفی

آزمون هاسمن	مقدار محاسبه شده‌ی F	P-Value	نتیجه
	۱۱/۱۴	۰/۰۳	رد H_0

منبع: نتایج پژوهش

بعد از تعیین روش بهینه برآورد، مدل تصریح شده، برآورد، و نتایج آن در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل غیر فضایی (اثرات ثابت)

روش / متغیر توضیحی	Fix Effect		
	ضریب	آمارهT	احتمال
GDP	۰/۰۰۴۱۷	۲/۷۰	۰/۰۰۸
FREE	۰/۰۰۶۳	۳/۰۳	۰/۰۰
P	۰/۰۰۷۴	۱/۳۷	۰/۱۷
EXCH	۰/۰۳۱۳	۴/۲۳	۰/۰۰
GOV	۰/۰۰۰۷۱۱	۶/۹۵	۰/۰۰
C	۱۲/۸۲	۳۷/۰۶	۰/۰۰۰
آزمون‌های آماری	R^2 = ۰ /۹۴		
	Prob (F-statistic) = ۰/۰۰۰۰		

منبع: نتایج پژوهش

نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که مدل برآوردی از نظر شاخص‌های آماری در وضعیت مناسبی قرار دارد. آماره F بیانگر معناداری کل رگرسیون است. به عبارتی، این فرضیه که ضرایب متغیرهای مستقل مدل می‌توانند صفر باشند، رد می‌شود و کل رگرسیون معنی‌دار است. ضریب تعیین نشان می‌دهد که ۹۴ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده شده است که گویای برازش مناسب مدل است.

۵-۳. بررسی وجود یا عدم وجود اثرات فضایی

برای بررسی وجود یا عدم وجود اثرات فضایی، آزمون ضریب لاگرانژ (LM) و ضریب لاگرانژ پرقدرت توسط الهورست (۲۰۰۳) پیشنهاد شده است. فرضیه صفر این آزمون بیانگر عدم وجود اثرات فضایی بر روی متغیر وابسته و جملات خطا است. در صورت رد فرضیه صفر در مدل، وجود اثرات فضایی تأیید خواهد شد. جدول (۵) نتایج آزمون وجود یا عدم وجود اثرات فضایی را بر روی مدل‌های مختلف شامل مدل تلفیقی، اثر ثابت فضایی، اثر ثابت زمانی، اثر ثابت زمانی و فضایی، اثر تصادفی زمانی و اثر تصادفی فضایی و ثابت زمانی، نشان می‌دهد.[۱]

جدول ۵. نتایج آزمون وجود یا عدم وجود اثرات فضایی

آزمون	مدل تلفیقی	اثر ثابت فضایی	اثر ثابت زمانی	اثر ثابت زمانی و فضایی	اثر تصادفی زمانی	اثر ثابت زمانی و تصادفی زمانی
فضا (Spatial)	None	Fix Effect	None	Fix Effect	None	Fix Effect
زمان (Time)	None	None	Fix Effect	Fix Effect	Random Effect	Random Effect
LM Spatial Lag (prob)	۲۴/۶۳(۰/۰۰)	۵/۳۴(۰/۰۰)	۷/۷۳(۰/۰۰)	۴/۲۱۳(۰/۰۰)	۷/۴۳(۰/۰۴۳)	۱۷/۹۳(۰/۰۰)

منبع: نتایج پژوهش

۱. برای برآورد بخش فضایی در این مطالعه از نرم‌افزار R استفاده شده است.

با توجه به جدول (۵)، در مجموع اثرات فضایی در متغیر وابسته و خطا تأیید می‌شود.

برای تشخیص امکان استفاده از اثرات ثابت یا تصادفی از آماره کای‌دو آزمون هاسمن استفاده می‌شود. فرضیه صفر آزمون هاسمن تأیید اثرات تصادفی است که در صورت رد فرضیه صفر، اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون هاسمن در رگرسیون فضایی به صورت زیر است:

جدول ۶. نتایج آزمون هاسمن

رگرسیون فضایی	آماره کای‌دو	احتمال
	۱۸/۱۱	۰/۰۰۰

منبع: نتایج پژوهش

با توجه به نتایج منعکس شده در جدول (۶)، فرضیه صفر آزمون هاسمن رد می‌شود؛ بنابراین اثرات ثابت نسبت به اثرات تصادفی ارجح است. نتایج برآورد رگرسیون فضایی با اثرات ثابت در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج برآورد رگرسیون فضایی با اثرات ثابت

متغیر	ضریب	آمارهT	احتمال
GDP	۰/۱۰۳	۲/۵۲	۰/۰۱
FREE	۰/۰۸۶	۱/۸۱	۰/۰۶
P	۰/۰۳۸	۰/۳۵	۰/۷۲
EXCH	۰/۱۱۸	۴۱	۰/۰۰
متغیر تاخیر فضایی (مجاورت جغرافیایی)	۰/۹۷۹	۱۴/۹۹	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۸/۸۷	۱/۸۷	۰/۰۶
DW=1.90		R^2= 0.91	

منبع: نتایج پژوهش

نتایج برآورد که در جدول (۷) ارائه شده است، نشان می‌دهد که مدل برآوردی تا حد زیادی از نظر شاخص‌های آماری در وضعیت مناسبی قرار دارد. آماره دوربین واتسون، بیانگر عدم وجود خود همبستگی در باقیمانده‌های مدل است. همچنین ضریب تعیین بیانگر توضیح ۹۱ درصدی از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل توضیح داده شده است. بر اساس این نتایج، ضریب متغیر تأخیر فضایی مثبت و معنی‌دار به دست آمده که به این معنا است که مجاورت کشورها با یکدیگر، اثر مثبتی بر سطح تقاضای گردشگری در کشورهای مجاور داشته است.

براساس سایر نتایج این مطالعه، نرخ ارز، اثر مثبت و معناداری بر ورود گردشگران به کشورهای مورد مطالعه داشته است. افزایش نرخ ارز به معنای کاهش ارزش پول ملی است. با کاهش ارزش پول ملی یک کشور، میزان مسافرت‌های خارجی به آن افزایش می‌یابد. امروز مسافرانی که از خارج به تهران می‌آیند، با توجه به افزایش نرخ ارز طی سال‌های اخیر، ریال

بیشتری دریافت می کنند. از این‌رو افزایش نرخ ارز، تأثیر مثبتی بر ورود گردشگران خارجی به یک کشور دارد.

همچنین بر اساس سایر نتایج، آزادی اقتصادی اثر مثبتی بر ورود گردشگران خارجی داشته است. آزادی اقتصادی از طریق سهولت دسترسی به منابع و کاهش هزینه فرصت گردشگری، تقاضای گردشگری را به صورت مثبتی تحت تأثیر قرار می‌دهد. آزادی اقتصادی از طریق تجارت خارجی و از دو طریق منجر به تأثیرگذاری بر تقاضای گردشگری می‌شود؛ به این ترتیب که تجارت دوجانبه بین کشورها، منجر به شکل‌گیری ترجیحات برای کالاها و خدمات کشور مقصد (پذیرنده گردشگر) شده و همچنین می‌تواند هزینه‌های انجام مبادلات اقتصادی را بین کشورهای مبدأ و مقصد گردشگری کاهش دهد. همچنین GDP اثر مثبت و معنادار بر ورود گردشگری به کشورهای مورد مطالعه داشته است. همان‌طور که پیشتر عنوان شد، افزایش سطح درآمد سرانه در کشورهای مقصد، بهبود حجم پس‌انداز و به تبع آن، سرمایه‌گذاری در این کشورها را به دنبال دارد؛ که بخش قابل توجهی از این سرمایه‌گذاری‌ها در حوزه گردشگری انجام می‌شود. این سرمایه‌گذاری‌ها می‌توانند توسعه زیرساخت‌ها در بخش خدمات مانند هتل، رستوران و مانند اینها را در پی داشته باشند؛ که از این طریق، امکان جذب بیشتر گردشگر از سایر کشورها فراهم می‌شود. همچنین قیمت، اثر معنی‌داری بر تقاضای گردشگری نداشته، به این معنی که عامل شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی، یک عامل تعیین کننده برای تقاضای گردشگری در کشورهای مبدأ نبوده است.

۶. نتیجه‌گیری

گردشگری به عنوان یک فعالیت اقتصادی پیچیده، ارتباط گسترده‌ای با طیف گسترده‌ای از سایر بخش‌ها و فعالیت‌های اقتصادی دارد؛ بنابراین، دارای اثرات چندگانه مثبت و همچنین یک عامل بالقوه برای توسعه اقتصادی به عنوان یک کاتالیزور است. به این ترتیب، گردشگری می‌تواند نقش مهمی در تحریک رشد، کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای و ایجاد اشتغال داشته باشد که به طور مستقیم یا غیرمستقیم، سایر فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. امروزه گردشگری مفهوم و جریانی کاملاً متفاوت با گذشته پیدا کرده است و زمینه اقتصادی آن، بیش از پیش افزایش یافته است.

گردشگری نه تنها باعث افزایش درآمد ارزی است، بلکه با ایجاد فرصت‌های شغلی و کسب درآمد، محرک رشد اقتصادی است. هدف این مطالعه، بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر تقاضای گردشگری در منتخبی از کشورهای خاورمیانه طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ به روش داده‌های تلفیقی بود. نتایج نشان داد که مجاورت کشورها با یکدیگر، آزادی اقتصادی، درآمد و نرخ ارز، اثر مثبت بر ورود گردشگری به کشورهای مورد مطالعه داشته است.

منابع

- تاج علی، معصومه. (۱۳۸۵). بررسی اثرات اقتصادی گردشگران در جمهوری اسلامی ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته علوم اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران.
- راسخی‌نژاد، آرزو. (۱۳۸۸). تخمین تابع تقاضای گردشگری داخلی در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده علوم انسانی.
- محمدزاده، پرویز؛ بهبودی، داوود؛ فشاری مجید و ممی‌پور، سیاب. (۱۳۸۳). تخمین تابع تقاضای خارجی کل گردشگری ایران با رهیافت (TVP). *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، زمستان، دوره ۱، شماره ۱: ۱۳۲-۱۰۷.
- مؤمنی وصالیان، هوشنگ و غلامی پور، لیلا. (۱۳۹۰). تخمین تابع تقاضای گردشگری در استان‌های منتخب. *اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)*، دوره ۵، شماره ۱۴: ۱۶۲-۱۸۰.

- Alberini, A., Tonin, S., & Turvani, M. (2007). Willingness to pay for contaminated site cleanup policies: evidence from a conjoint choice study in Italy. *Revue d'économie Politique*, *117*(5), 737-749.
- Alipour, H., & Ghavidel, S. (2016). Estimation of tourism demand function in selected cities: A case study of Esfahan. *The Business & Management Review*, *7*(4), 83.
- Butcher, J., & Smith, P. (2010). Making a difference: Volunteer tourism and development. *Tourism Recreation Research*, *35*(1), 27-36.
- Carballo, M. M., Araña, J. E., León, C. J., & Moreno-Gil, S. (2015). Economic valuation of tourism destination image. *Tourism Economics*, *21*(4), 741-759.
- Culiuc, M. A. (2014). *Determinants of international tourism* (No. 14-82). International Monetary Fund.
- Deluna Jr, R., & Jeon, N. (2014). Determinants of international tourism demand for the Philippines: an augmented gravity model approach, MPRA Paper No. 55294.
- Eilat, Y., & Einav, L. (2004). Determinants of international tourism: a three-dimensional panel data analysis. *Applied Economics*, *36*(12), 1315-1327.
- Elhorst, J. P. (2003). Specification and estimation of spatial panel data models. *International regional science review*, *26*(3), 244-268.
- Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels* (Vol. 479, p. 480). Berlin: Springer.
- Garrod, B. (2008). Understanding the relationship between tourism destination imagery and tourist photography. *Journal of Travel Research*, *47*(3), 346-358.
- Getis, A. (2007). Reflections on spatial autocorrelation. *Regional Science and Urban Economics*, *37*(4), 491-496.
- Hotelling, H. (1947). The economics of public recreation. *The Prewitt Report*.
- Hsiao, C. (2007). Panel data analysis—advantages and challenges. *Test*, *16*(1), 1-22.
- Hyun, S. S., Han, H. & Hun, L. (2014). Medical hotel in the growth of global medical tourism. *Journal of Travel & Tourism Marketing*, *31*(3), 366-380.
- Leitao, N. C. (2010). Does trade help to explain tourism demand? The case of Portugal. *Theoretical and Applied Economics*, 63-74.
- Lesage, J. (1999). Spatial econometrics: the web book of regional science. *Regional Research Institute, Morgantown*.
- Mendes, I. (2003). Pricing recreation use of national parks for more efficient nature conservation: an application to the Portuguese case. *European Environment*, *13*(5), 288-302.

- Moumeni Vesalian, H., & Gholamipour, L. (2011). Estimation of tourism demand function in selected provinces, *Financial Economics (Financial Economics and Development*), 5(14), 162-180 (In persian).
- Mohammadzadeh, P., Behboodi, D., Feshari, M., & Mamipour, S. (2004). Estimation of demand function of Iranian total foriegn tourism (TVP Approach). *Economic Growth and Development Research*, 1(1), 107-132 (In persian).
- Naudé, W. A., & Saayman, A. (2005). Determinants of tourist arrivals in Africa: a panel data regression analysis. *Tourism Economics*, *11*(3), 365-391.
- Pawaskar, P., & Mridula, G. (2012). Tourism: the depth of its meaning. *International Journal of Research in Commerce, Economics and Management*, *2*(10), 26-32.
- Rasekhinegad, A. (2009). Estimating domestic tourism demand function in Iran. M.Sc., Tarbiat Modarres University, Faculty of Humanities (In persian).
- Taj Ali, M. (2006). Investigating the economic impact of tourists in the Islamic Republic of Iran, M.Sc. in Economics, Al-Zahra University, Tehran (In persian).
- Tian, G., Romilly, P., Liu, X., & Song, H. (2011). Economic and social determinants of international tourism spending: A panel data analysis. *Tourism analysis,* 3(1), 3-16.
- Tse, T. S. (2010). What do hospitality students find important about internships?. *Journal of Teaching in Travel & Tourism*, *10*(3), 251-264.
- Wantrup, S. V. (1952). *Resource conservation: economics and policies*. Univ of California Press.
- World Tourism Organization (2013), UNWTO Tourism Highlights, 2013 Edition, UNWTO, Madrid.
- World Tourism Organization (2014), UNWTO Tourism Highlights, 2014 Edition, UNWTO, Madrid.

دوفصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)
سال هفتم، شمارهٔ اول، بهار و تابستان ۱۳۹۸ (پیاپی ۱۹)

مقالهٔ پژوهشی

طراحی یک سامانه هشداردهی زودهنگام بحران مالی در ایران با معرفی شاخصی جدید[1*]

صالح طاهری بازخانه[2]، محمدعلی احسانی[3]،
محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی[4] و اسدالله فرزین‌وش[5]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۱۹
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۴/۱۴

چکیده

یکی از حقایق آشکار شده در اقتصاد، سرایت بحران مالی به بخش‌های مختلف و پیامدهای رکودی متعاقب آن است. از این‌رو، رصد وضعیت بخش مالی و پیش‌بینی بحران‌های آن، به موضوعی جذاب در میان اقتصاددانان، سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران تبدیل شده است. برای این منظور، از شاخص‌های وضعیت مالی استفاده می‌شود. در این راستا، پژوهش حاضر به کمک رهیافت تحلیل مؤلفه‌های اساسی و ترکیب ۸ متغیر مالی، شاخصی جدید برای وضعیت مالی تدوین کرده است. در ادامه، با استفاده از شاخص مذکور و به کارگیری رهیافت چرخشی مارکوف، بخش مالی در دوره

---

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/EDP.2020.27184.1216

* مقاله حاضر بخشی از رساله دکتری نویسنده اول است و تحت حمایت مالی صندوق حمایت از پژوهشگران و فناوران کشور (Iran National Science Foundation: INSF) می باشد.

۲. دکترای اقتصاد از دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول)؛ sa_ta555@mail.um.ac.ir
۳. دانشیار دانشگاه مازندران، دانشکده علوم اقتصادی- اداری؛ m.ehsani@umz.ac.ir
۴. دانشیار دانشگاه مازندران، دانشکده علوم اقتصادی- اداری؛ mgilak@umz.ac.ir
۵. استاد دانشگاه تهران، دانشکده اقتصاد؛ farzinv@ut.ac.ir

۱۳۹۵:۴-۱۳۶۹:۱ به سه وضعیت بحران، ثبات و رونق تقسیم شد. سپس، احتمال مواجه شدن بخش مالی با هر یک از وضعیت‌های مذکور، مورد محاسبه قرار گرفت. نتایج نشان داد که وضعیت بحرانی در بخش مالی، پایداری نسبتاً اندکی دارد؛ به طوری که به احتمال ۰/۹۳ در دوره بعد به وضعیت ثبات می‌رسد. با توجه به محاسبات، چرخش از وضعیت بحرانی و پرنوسان به رونق ممکن نیست. رونق در بخش مالی نیز پایداری کمی دارد؛ در صورتی که بخش مالی در دوره t در وضعیت رونق قرار داشته باشد، به احتمال ۰/۲۷ در دوره آتی، در همان وضعیت باقی خواهد ماند. به احتمال ۰/۵۹ بخش مالی یک دوره پس از رونق، وضعیت ثبات را تجربه خواهد کرد و به احتمال ۰/۱۴ در وضعیت بحرانی و پرنوسان قرار خواهد گرفت.

واژگان کلیدی: شاخص وضعیت مالی، بحران مالی، چرخشی مارکوف، سامانه هشدار زودهنگام
طبقه‌بندی JEL: E5، E17، E44.

۱. مقدمه

تحولات پس از بحران مالی جهانی ۲۰۰۸، به ارزیابی مجدد و بسط برخی از مفاهیم اقتصادی منجر شده است. یکی از تغییرات آشکار در تفکرات و نظریات اقتصادی، اهمیت بسیار زیاد ارتباط بین بخش واقعی و بخش مالی است. حقایق آشکار شده طی دو دهه گذشته به وضوح نشان‌دهنده اهمیت ادوار مالی در سراسر جهان می‌باشد. ژاپن، در پی بزرگ‌ترین حباب مسکن در تاریخ خود سقوط بزرگ دارایی را در اوایل دهه ۱۹۹۰ تجربه کرد. بسیاری از اقتصادهای نوظهور آسیا پس از رونق‌های ممتد اعتبارات بانکی، با بحران‌های عمیق مالی در نیمه دوم دهه ۱۹۹۰ مواجه شدند. رونق بازار سهام در اواخر دهه ۱۹۹۰ در برخی اقتصادهای پیشرفته نیز با رکودهای همزمان پایان یافت (کلاسنس و همکاران[1]، ۲۰۱۱). با وجود این، پس از بحران مالی جهانی ۲۰۰۷ بود که توجه اقتصاددانان به طور ویژه، به نقش ادوار مالی بر سایر اجزای سامانه اقتصادی معطوف شد.

این بحران نشان داد، ادوار مالی، یکی از دلایل نوسانات اقتصاد کلان به شمار رفته و می‌تواند موجب ایجاد سیکل‌های تجاری شود. الگوهای قبل از بحران، عدم تعادل‌های بخش مالی را بی‌اهمیت تلقی می‌کردند و بر عدم دخالت سیاست‌گذاران در بخش مالی تأکید داشتند. سرایت بحران مالی به بخش‌های مختلف، نشان داد، این درک با واقعیات سازگار نیست و اتکا بر آن تبعات خطرناکی در پی دارد. به عنوان یک نتیجه، در صورتی که بخش مالی بر بخش

1. Claessens *et al.*

حقیقی اثرگذار باشد، سیاست پولی قاعده‌مند، کارآیی خود را از دست داده و ثبات اقتصاد کلان، به طور جدی تهدید می‌شود. از این‌رو، رصد و پایش بخش مالی، به موضوعی جذاب برای اقتصاددانان و سیاست‌گذاران تبدیل شد.

در صورتی که مقامات پولی قصد داشته باشند، فعالانه نسبت به بی‌ثباتی و حرکت ادواری بخش مالی واکنش نشان دهند، انتخاب متغیر به عنوان نماینده این بخش، چالشی جدید ایجاد می‌کند. به عبارت دیگر، این سؤال‌ها مطرح می‌شود که کدام متغیر می‌تواند تمامی اطلاعات بخش مالی را در خود داشته باشد؟ بانک مرکزی، حرکت ادواری کدام متغیر را رصد کرده و آن را کنترل کند؟ رابطه علّت و معلولی بین متغیرهای بخش مالی چگونه بر اقدامات بانک مرکزی اثر خواهد گذاشت؟ یکی از پیشنهادها برای برون‌رفت از این چالش، تجمیع اطلاعات مربوط به متغیرهای مهم بخش مالی در یک شاخص است. در این راستا، تدوین شاخص وضعیت مالی[1]، موضوع مطالعات متعددی بوده است. از آنجایی که شاخص‌های وضعیت مالی می‌توانند اطلاعاتی در رابطه با مقادیر آینده متغیرهای کلان در اختیار قرار دهند، نماگر مهمی برای سیاست‌گذاران محسوب می‌شوند.

در این راستا، پژوهش حاضر در مرحله اول، با استفاده از متغیرهای مهم بخش مالی، یک شاخص وضعیت مالی برای اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۵:۴-۱۳۶۹:۱ تدوین می‌کند[2]. برای این منظور، از رهیافت تحلیل مؤلفه‌های اساسی[3] استفاده شده است[4]. در ادامه، با استفاده از شاخص تدوین شده و به کارگیری رهیافت چرخشی مارکوف[5]، یک سامانه هشدار پیش از موعد[6] در بخش مالی ارائه می‌شود. به منظور دستیابی به اهداف مطالعه، ادامه مقاله به شرح زیر سامان‌دهی شده است:

پس از مقدمه و در بخش دوم، مبانی نظری و بخش سوم پیشینه تحقیق مرور می‌شود. بخش چهارم، به روش‌شناسی پژوهش اختصاص پیدا کرده، و تحلیل نتایج، موضوع بخش پنجم است. پژوهش حاضر، با جمع‌بندی و ارائه پیشنهادهای سیاستی در بخش ششم، خاتمه پیدا می‌کند.

---

1. Financial Conditions Index (FCI)

۲. شاخص حاضر از نظر متغیرهای به کار گرفته شده و نرمال‌سازی با شاخص‌های تدوین شده برای اقتصاد ایران تفاوت دارد.

3. Principal Component Analysis (PCA)

۴. در مطالعات مربوط به شاخص‌سازی مالی، وزن‌دهی با توجه به میانگین ساده و میانگین وزنی، با انحراف معیار و اثرگذاری هر متغیر بر تولید نیز انجام شده است. از آنجایی که هدف تحقیق حاضر، تدوین شاخصی است که وضعیت بخش مالی را بازگو کند، اعطای وزن با توجه انحراف معیار مناسب نیست. وزن‌دهی با توجه به اثرگذاری متغیرها بر تولید با چالش‌های مهمی نظیر تورش تصریح و مشکل درونزایی همراه است.

5. Markov-Switching

6. Early Warning System (EWS)

۲. مبانی نظری

۲-۱. بحران مالی

میشکین[1] (۲۰۰۱)، با توجه به مشکل عدم تقارن اطلاعات میان وام‌گیرنده و وام‌دهنده، بحران مالی را این‌گونه تعریف کرده است:

بحران مالی، فروپاشی بازارهای مالی است. شرایطی که در آن، مشکلات انتخاب نامساعد و مخاطره اخلاقی بسیار بدتر می‌شود و بازارهای مالی، قادر نیستند وجوه را به کسانی انتقال دهند که دارای فرصت‌های با ظرفیت بهره‌وری بالاتر سرمایه‌گذاری هستند. از این‌رو، بحران مالی نتیجه بازارهای مالی برای عملکرد کارا است که به انقباض شدید در فعالیت‌های اقتصادی منجر می‌شود.

در حالت کلی، بحران مالی، به وضعیت‌هایی گفته می‌شود که در آن، تعدادی از نهادهای مالی یا دارایی‌های مالی، به صورت غیرمنتظره‌ای، بخش زیادی از ارزش خود را از دست بدهند. از نظر میشکین (۲۰۰۱)، بحران مالی، دارای مصادیقی به شرح تراز پرداخت‌ها، بحران پول رایج، بحران بانکی، بحران ذخایر بین‌المللی و بحران بازار سهام است.

بحرانی که در سال ۲۰۰۷ در ایالات متحده اتفاق افتاد، از لحاظ ماهوی، مالی بود؛ یعنی بحران در نهادها و مؤسسات مالی اتفاق افتاد و سپس به بخش حقیقی سرایت کرد. مخالفان اقتصاد آزاد، نظام بازار و تکیه بیش از حد به آن را علت وقوع بحران معرفی کردند. در مقابل، طرفداران اقتصاد آزاد رقابتی، دخالت‌های دولت از طریق سیاست‌های مالی و پولی مانند کاهش مصنوعی نرخ بهره و مخدوش شدن نظام اطلاعات قیمت‌ها در مورد کمیابی منابع و ترجیحات مردم را علت اصلی بحران معرفی کرده و نظام بازار را مبرا کردند. در کنار این موارد، ضعف مقررات ناظر در بازارهای مالی نیز یکی از ریشه‌های این بحران جهانی معرفی شده است.

به دنبال حوادث ۱۱ سپتامبر ۲۰۰۱ و ترس ناشی از رکود (به علت نااطمینانی نسبت به آینده)، فدرال رزرو، نرخ بهره را از ۶ درصد به یک درصد کاهش داد. با این سیاست، افزایش تقاضا برای وام، علی‌الخصوص برای خرید مسکن ایجاد شد. بانک‌های تجاری به پشتوانه منابع ارزان قیمت بانک مرکزی، اعطای وام مسکن را به طور بی‌سابقه‌ای افزایش دادند؛ به طوری که وام‌هایی با ریسک بالا، به افراد کم درآمد و حتی بدون درآمد مطمئن نیز اعطا شد. با این استدلال که در صورت ناتوانی وام‌گیرنده از پرداخت اقساط، بانک وام‌دهنده خانه وی را تصرف می‌کند. به این ترتیب، تا حدود ۹۵ درصد ارزش مسکن خریداری شده، به متقاضیان وام اعطا می‌شد. این وام‌های ارزان قیمت و به ظاهر بدون ریسک، موجب افزایش تقاضا برای مسکن و افزایش قیمت آن شد. با افزایش قیمت مسکن، عرضه در این بخش، به تدریج افزایش یافت و

1. Mishkin

در سال ۲۰۰۶ از تقاضای آن، پیشی گرفت. در نتیجه این مازاد، قیمت کاهش یافت و حباب قیمت مسکن ترکید.

باید بعد از شکسته‌شدن حباب، قیمت مسکن افت می‌کرد و اوضاع به شرایط سابق برمی‌گشت؛ اما قضیه به این سادگی نبود. نوآوری‌های مالی که در بازار وام‌های رهنی صورت گرفت، این امکان را فراهم آورد که بانک‌ها بتوانند حق دریافت اقساط ماهیانه وام‌ها، به‌علاوه ریسک نکول از طرف وام‌گیرندگان را به سرمایه‌گذاران دیگری بفروشند. این فرآیند را اصطلاحاً اوراق بهادار سازی می‌گویند. اوراق بهاداری که بدین ترتیب ایجاد می‌شود، به نام‌های اوراق بهادار متکی به وام‌های رهنی[1] و تعهدات بدهی‌های وثیقه‌دار[2] معروف است. با ابداع این اوراق بهادار، ریسک نکول از طرف وام‌گیرندگان بین طیف وسیعی از سرمایه‌گذاران توزیع می‌شود؛ زیرا، به لحاظ نظری، هیچ‌گونه محدودیتی در انتشار اوراق بهادار و فروش آن به سرمایه‌گذاران فعال در این بازار وجود ندارد. این سازوکار را اصطلاحاً فرآیند ایجاد و توزیع می‌گویند که به معنای ایجاد وام و توزیع ریسک نکول آن است (بختیارزاده، ۱۳۸۸).

زمانی که بحران اقتصادی شکل می‌گیرد، می‌توان آثار و نشانه‌های آن را در حوزه‌های مالی، بورس و اوراق بهادار ملاحظه کرد. بنابراین، با انتشار تراز منفی حساب بانک‌هایی که اوراق رهنی مسکن خریداری کرده بودند، زمینه برای هجوم سپرده‌گذاران جهت دریافت سپرده‌های مالی آنان به وجود آمد. لازم به توضیح است که برخی از سپرده‌گذاران این‌گونه مؤسسات را مجموعه‌هایی همانند بانک‌ها و مؤسسات مالی دیگر تشکیل می‌دادند که اگر مطالبات آنان با مشکل روبرو می‌شد، ورشکسته می‌شدند. این امر زمینه انتقال و سرایت بحران مالی از یک بانک به سایر بانک‌ها را به وجود می‌آورد. در چنین شرایطی، شاهد ظهور مخاطرات اقتصادی دیگری در بخش شرکت‌های بیمه می‌باشیم. شرکت‌های بیمه، به‌عنوان سازمان‌های رسمی محسوب می‌شدند که تضمین‌کننده وام‌ها، سپرده‌ها و اوراق بهادار بودند. در شرایط بحران مالی، این‌گونه مؤسسات نیز در شرایط بحران و ورشکستگی قرار گرفتند. چنین روندی نشان می‌دهد که بحران اقتصادی امریکا، به تسری بحران مالی به حوزه‌های مختلف بانکی، بیمه و بورس منجر شد.

۲-۲. شاخص وضعیت مالی

ادبیات مربوط به شاخص‌های وضعیت مالی در سال ۲۰۰۰ میلادی مطرح شد. اهمیت متغیرهای مالی در مکانیسم انتقال سیاست پولی، نخستین انگیزه برای ساخت شاخص وضعیت مالی محسوب می‌شود (آنجلوپولو و همکاران[3]، ۲۰۱۴).

---

1. Mortgage-Backed Securities (MBS)
2. Collateralized Debt Obligation (CDO)
3. Angelopoulou *et al*.

به عقیده مونتاگنلی و ناپولیتانو[1] (۲۰۰۴)، سه جهت‌گیری کلی در خصوص ارتباط قیمت دارایی‌های مالی و سیاست پولی وجود دارد: الف) بانک مرکزی قیمت دارایی‌های مالی را منحصراً برای پیش‌بینی تورم به کار گیرد؛ ب) ضروری است قیمت دارایی‌های مالی بخشی از یک شاخص گسترده‌تر باشند که توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود. ج) همان‌طور که بانک مرکزی در پی ثبات تورم است، باید به طور فعالانه ثبات قیمت دارایی‌های مالی را مدنظر قرار دهد.

با وجود این دسته‌بندی‌ها، نظریات محتلفی در رابطه با گزینش یک متغیر از بخش مالی وجود دارد. از آنجایی که استفاده از یک شاخص ترکیبی از متغیرهای مهم بخش مالی، تصویری واقعی‌تر از وضعیت این بخش ارائه می‌دهد، تدوین و استفاده از شاخص وضعیت مالی توجیه پیدا کرد. در این راستا، نخست شاخص وضعیت پولی[2] برای اقتصاد مطرح شد. این شاخص در شکل‌های اولیه، عمدتاً با استفاده متغیرهایی نظیر نرخ ارز و نرخ بهره ساخته می‌شد و معیاری برای تشخیص وضعیت سیاست پولی و نحوه اثرگذاری آن بر اقتصاد بود. در سال‌های بعد، تلاش برای گسترش شاخص فوق و شناسایی متغیرهای مؤثر و ارائه کانال‌های انتقال سیاست پولی، به استخراج شاخص‌های جدیدی منجر شد.

محققانی نظیر گودهارت و هافمن[3] (۲۰۰۱)، مایز و ویرن[4] (۲۰۰۱)، با افزودن متغیرهای دیگری از بخش مالی (مثل قیمت دارایی‌ها)، شاخص وضعیت مالی را تدوین کردند. به این ترتیب، با توجه به بحث‌های زیادی که در مورد نقشی که قیمت دارایی‌ها و سایر متغیرهای بخش مالی در مکانیسم انتقال پولی (از طریق کانال مصرف، ترازنامه و اعتبارات) مطرح شد، بسیاری از بانک‌های مرکزی و نهادهای مالی (نظیر گلدمن ساکس[5]، بلومبرگ[6] و دویچه بانک[7]) به توسعه شاخص وضعیت پولی پرداخته و به شاخص جدیدی به نام شاخص وضعیت مالی رسیدند. نهادهای مذکور با استفاده از این شاخص، به طور پیوسته بخش مالی و تحولات آن را رصد می‌کنند. بنابراین، در ادبیات موضوع، شاخص وضعیت مالی به عنوان معیاری جامع مطرح است که بر اساس ترکیبی از متغیرهای مهم این بخش ساخته می‌شود (کوپ و کروبیلیس[8]، ۲۰۱۴؛ عطرکارروشن و محبوبی، ۱۳۹۵ و تقی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۵).

ساخت و استخراج شاخص وضعیت مالی، با دو مسأله اساسی رو به رو است: الف) انتخاب متغیرهای مالی؛ ب) وزن‌دهی به متغیرها (کوپ و کروبیلیس، ۲۰۱۴). برای تدوین شاخص

1. Montagnoli & Napolitano
2. Monetary Condition Index (MCI)
3. Goodhart & Hofmann
4. Mayes & Virén
5. Goldman Sachs
6. Bloomberg
7. Deutsche Bank
8. Koop & Korobilis

وضعیت مالی، محققان بـا اسـتفاده از حـداکثر داده‌هـای در دسـترس و مقتضـیات هـر کشـور، متغیرهای بخش مالی را برای شاخص، گزینش مـی‌کننـد. ایـن متغیرهـا دربردارنـده اطلاعـات کانال های اثرگذاری سیاست پـولی (توسـط متغیرهـای نـرخ بهـره، نـرخ ارز، کانـال وام‌دهـی و ترازنامه)، دارایی‌های مالی (شاخص‌های مربوط به قیمت مسکن، بازار سـهام، اوراق قرضـه و ...) می‌باشند. اخیراً، در برخی پژوهش‌ها (به طور مثال، گاگلیانون و آریئوسا[1]، ۲۰۱۶ و ما و ژانـگ[2]، ۲۰۱۶) از متغیرهایی نظیر پاداش ریسک[3] و اسپرد بانکی به منظور لحاظ ریسک‌های موجود در بخش مالی که سایر بخش‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهند، استفاده شده است.

شاخص‌های وضعیت مالی برای بسیاری از کشورها با استفاده از روش‌های متنـوعی سـاخته شده و برای مقاصد مختلفی به کار می‌روند. مهم‌ترین این موارد، عبارت‌اند از: الـف) پـیش‌بینـی متغیرهای اقتصادکلان نظیر تولید، تورم (به طـور مثـال، بریـو و بـاترز[4]، ۲۰۱۱)؛ ب) مطالعـاتی نظیر گودهارت و هافمن (۲۰۰۱) و مونتـاگنلی و ناپولیتـانو (۲۰۰۵) کـه بـرای بررسـی ارتبـاط بخش مالی با سیاست پولی در چارچوب قواعد پولی، از شاخص وضعیت مالی استفاده کـرده‌انـد (آنجلوپولو و همکاران، ۲۰۱۴)؛ ج) طراحی سامانه هشدار پیش از موعد در بخش مالی (به طـور مثال، ما و چن[5]، ۲۰۱۴)؛ د) ارتباط بین ادوار مالی با ادوار تجاری و سایر متغیرهای مهم اقتصاد کلان (به عنوان نمونه، کستلنوو و نیستیکو[6]، ۲۰۱۰ و مـا و ژانـگ، ۲۰۱۶) (طـاهری بازخانـه و همکاران، ۱۳۹۷).

در ادامه، ۸ متغیر به کار گرفته شده در تحقیق حاضر بـه همـراه نحـوه اثرگـذاری آنهـا بـر اقتصادکلان تشریح می‌شود:

تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی (CRD): طبـق کانـال وام‌دهـی بـانکی، فـرض می‌شود که اعتبارات بانک، منبع اصلی تأمین مـالی بنگـاه‌هـای کوچـک و متوسـط هسـتند. در حالی که بنگاه‌های بزرگ، می‌توانند به طور مستقیم، از طریق انتشـار سـهام و اوراق قرضـه، بـه بازارهای اعتباری دسترسی داشته باشند. از ایـن‌رو، اعتبـارات نقـش مهمـی در انتقـال و ایجـاد ارتباط بین بخش پولی و مالی و بخش حقیقی اقتصاد ایفا می‌کنند.

نرخ بهره حقیقی (RP): این متغیر، از تفاضل تورم از نرخ بهـره اسـمی بـه دسـت مـی‌آیـد. سنتی‌ترین و قدیمی‌ترین کانال انتقال پولی که در مدل‌های اقتصاد کلان به وجود آمـده اسـت، تأثیر نرخ‌های بهره بر هزینه استفاده از سـرمایه و از طریـق آن، تغییـر مخـارج سـرمایه‌گـذاری خانوارها و بنگاه‌ها (برای مثال، سـرمایه‌گـذاری بـر کالاهـای بـادوام مصـرفی و مسـکن) اسـت.

---

1. Gaglianone & Areosa
2. Ma & Zhang
3. Risk Premium
4. Brave & Butters
5. Ma & Chen
6. Castelnuovo & Nistico

مدل‌های استاندارد نئوکلاسیکی سرمایه‌گذاری، نشان می‌دهد که هزینه استفاده از سرمایه، مهم‌ترین عامل اثرگذار بر تقاضای سرمایه است که می‌تواند انواع سرمایه‌گذاری در موجودی انبار، مسکن یا کالاهای بادوام مصرفی را شامل شود. بنابراین، نرخ‌های بهره حقیقی، نقش مهمی را در تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی ایفا می‌کنند.

شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران[1] (TEPIX): یکی از بازارهای مالی پراهمیت در هر اقتصادی، بازار سهام است. بازار سهام، با اثرگذاری بر تجهیز و تخصیص منابع مالی، نقشی کلیدی در اقتصادکلان ایفا می‌کند. شاخص قیمت سهام، نماگری مهم برای سنجش وضعیت این بازار است. با افزایش شاخص قیمت سهام، انتظار می‌رود منابع مالی جذب این بازار شوند. در این صورت، منابعی بیشتری در اختیار تولیدکنندگان قرار می‌گیرد و سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. با افزایش سرمایه‌گذاری، بخش حقیقی به طور مثبت، تحت تأثیر قرار خواهد گرفت.

شاخص قیمت مسکن اجاره‌ای[2] (HP): در مطالعات تجربی از متغیرهای مربوط به قیمت مسکن، به عنوان دارایی در نظر گرفته می‌شوند. ارتباط دارایی با بخش حقیقی، از طریق مصرف (به طور مثال، الگوی چرخه زندگی آندو و مودگلیانی[3]، ۱۹۶۳) قابل بحث است. با افزایش قیمت دارایی، مصرف و به تبع آن، تقاضای کل به طور مثبت، تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

اسپرد بانکی[4] (SP): طبق تعریف، اسپرد بانکی، تفاضل میانگین بهره پرداختی به سپرده‌ها از میانگین بهره دریافتی از تسهیلات است. در صورتی که اسپرد بانکی، مقدار بالایی داشته باشد، بانک‌ها سعی کرده‌اند از طریق بالا بردن نرخ سود تسهیلات اعطایی و کاهش سود پرداختی به سپرده‌ها (ویا ترکیبی از این دو)، به سودآوری مبادرت ورزند. در این حالت، بانک و مؤسسات اعتباری، به دلیل فقدان کارآیی و ناتوانی در کاهش هزینه‌ها، ساده‌ترین راه ممکن را برای افزایش سود عملیاتی خود انتخاب کرده‌اند. از این‌رو، از اسپرد بانکی به عنوان یکی از متغیرهایی که نشان‌دهنده کارآیی صنعت بانکداری است، یاد می‌شود. کاربرد دیگر اسپرد بانکی، در سنجش ساختار صنعت بانکداری است. افزایش شکاف بین نرخ سود تسهیلات و سپرده‌ها، بیان‌کننده فاصله گرفتن بازار از وضعیت رقابتی است. بنابراین، هر چه قدر این متغیر، مقدار بیشتری داشته باشد، می‌توان گفت، افزایش هزینه تأمین مالی فعالیت‌های اقتصادی، ریشه در قدرت انحصاری بانک‌ها دارد. بر اساس آنچه ذکر شد، انتظار می‌رود، افزایش اسپرد بانکی، با کاهش کارآیی بانک‌ها و افزایش هزینه تأمین مالی، اثر مخرب بر بخش حقیقی داشته باشد.

پاداش ریسک[5] (RP): در پژوهش حاضر، به صورت تفاضل نرخ سود کوتاه‌مدت از نرخ سود بلندمدت، لحاظ شده است. فارغ از وضعیت ریسک‌پذیری سپرده‌گذاران، در صورتی وضعیت

1. Tehran Price Index
2. Rental housing price index
3. Ando & Modigliani
4. Bank spreads
5. Risk premium

مالی پرمخاطره باشد، بانک‌ها و مؤسسات اعتباری برای جذب منابع، نرخ بیشتری برای سپرده‌های بلندمدت پیشنهاد می‌دهند. بنابراین، بخشی از وضعیت مالی و روندهای مورد انتظار آن، در پاداش ریسک بازتاب پیدا می‌کند. از آنجایی که متغیرهای بخش مالی، اطلاعات مهمی در رابطه با مقادیر آتی متغیرهای حقیقی دارند، می‌توان انتظار داشت، افزایش پاداش ریسک به عنوان متغیری پیشرو، وضعیت بخش حقیقی در دوره‌های آتی را نامساعد پیش‌بینی کند. از این‌رو، با افزایش پاداش ریسک و احتمال رکود در بخش حقیقی، اولاً، منابع مالی به سمت فعالیت‌های غیرمولد سوق پیدا می‌کند؛ ثانیاً، با مکدر شدن چشم‌انداز فعالیت‌های اقتصادی، احتمال کاهش سرمایه‌گذاری وجود خواهد داشت.

نرخ ارز[1] (EX) و خالص دارایی‌های خارجی نظام بانکی[2] (BAL): کانال‌های مبتنی بر تجارت خارجی، ارتباط تنگاتنگ بین سیاست ارزی و سیاست پولی را نشان می‌دهند. این کانال‌ها، اهمیت فراوانی در اثرگذاری بر بخش واقعی دارند؛ و کانال نرخ ارز، به عنوان مهم‌ترین آنها شناخته می‌شود. نرخ ارز، تأثیر ویژه‌ای بر قیمت کالاهای وارداتی، سطح عمومی قیمت‌های داخلی، قیمت‌های نسبی و سایر متغیرهای اقتصادکلان دارد و از آن، به عنوان یکی از کلیدی‌ترین متغیرها یاد می‌شود. اثرگذاری این متغیر بر بخش حقیقی، یکی از مناقشه‌آمیزترین مباحث در مطالعات است. با توجه به اینکه بخش قابل توجهی از کالاهای تولیدی در ایران، وابسته به کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای وارداتی هستند، به نظر می‌رسد، اثرگذاری نرخ ارز، بر تولید معکوس باشد. به عبارت دیگر، پدیده عبور نرخ ارز به سطح عمومی قیمت‌های داخلی و بازتاب آن در تورم، اثری منفی بر تولید و چشم‌انداز فعالیت‌های اقتصادی دارد. در پژوهش حاضر، از نرخ ارز و خالص دارایی‌های خارجی نظام بانکی، استفاده شده است.

۳. پیشینه تحقیق

۳-۱. پیشینه تدوین شاخص

۳-۱-۱. مطالعات خارجی

نحوه ترکیب متغیرها برای تدوین شاخص وضعیت مالی، یکی از مسائل مهم در این زمینه محسوب می‌شود. محققان برای وزن‌دهی، از روش‌های متفاوتی استفاده کرده‌اند. این روش‌ها را می‌توان به دو دسته کلی تقسیم کرد.

در رویکرد نخست، وزن‌دهی متغیرها بر اساس نحوه اثرگذاری آنها بر بخش حقیقی انجام می‌گیرد. از این رویکرد، برای اولین بار در مطالعه گودهارت و هافمن (۲۰۰۱) استفاده شده است. در مطالعه مذکور، شاخص وضعیت مالی برای کشورهای آلمان، انگلستان، ایالات متحده

1. Exchange Rate
2. Foreign net assets of the banking system

آمریکا، ژاپن، فرانسه و کانادا طی سال‌های ۱۹۹۸:۴-۱۹۷۳:۱ تدوین شده است. محققان از طریق برآورد تابع تقاضای کل و منحنی‌های عکس‌العمل آنی[1]، به متغیرهای قیمت سهام، نرخ ارز، قیمت مسکن و نرخ بهره، وزن‌دهی کرده‌اند. در نهایت، آنها نشان می‌دهند که شاخص تدوین شده، اطلاعات مفیدی درباره فشارهای تورمی در دوره‌های آتی دارد.

گاتیر و همکاران[2] (۲۰۰۴)، سه شاخص وضعیت مالی برای کانادا طی سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۸۰ با استفاده از داده‌های ماهانه تدوین کرده‌اند. هر یک از شاخص‌ها به طور مجزا، بر اساس برآورد معادله IS، توابع عکس‌العمل آنی و تحلیل عاملی ساخته شده‌اند. محققان نشان داده‌اند که شاخص‌های تدوین شده، برتری‌های قابل توجهی نسبت به شاخص وضعیت پولی[3] دارد. در نتیجه، بر گنجاندن متغیرهای بیشتر برای درک ساز و کار سیاست پولی، تأکید کرده‌اند.

سویستن[4] (۲۰۰۸) نیز برای تدوین شاخص وضعیت مالی ایالات متحده آمریکا، از این رویکرد استفاده کرده است. محقق برای وزن‌دهی به جای برآورد تابع تقاضای کل، از توابع عکس‌العمل آنی و واکنش تولید ناخالص داخلی، استفاده کرده است.

گیچرد و ترنر[5] (۲۰۰۸)، با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری[6] و معادله تقاضای کل، دو شاخص مالی برای اقتصاد ایالات متحده طراحی کرده‌اند. آنها ادعا می‌کنند، هر دو شاخص، به خوبی وضعیت مالی و حقایق آشکار شده را منعکس می‌کنند.

نظر به اینکه در طول زمان، شاخص‌های مالی با استفاده از متغیرهای بیشتری ساخته شدند، معضلات این رویکردها در وزن‌دهی، آشکار شد. مانایی، همگرایی، درونزایی، تورش تصریح و سایر معضلات مرتبط با افزایش متغیرهای توضیحی، از جمله این معضلات هستند. اخیراً، پلاشیل و همکاران[7] (۲۰۱۶)، به کمک روش میانگین‌گیری بیزین[8]، بر محدودیت مذکور غلبه کرده‌اند. آنها با به کارگیری طیف وسیعی از متغیرهای مالی، شاخصی جدید برای وضعیت مالی جمهوری چک تدوین کرده‌اند.

در رویکرد دوم، تحلیل مؤلفه‌های اساسی به عنوان راهکاری جایگزین برای وزن‌دهی به متغیرها معرفی شده است. در این رویکرد، شاخص وضعیت مالی، نشان دهنده یک عامل مشترک می‌باشد که از متغیرهای مالی استخراج شده و بیشترین تغییرات مشترک آنها را دربر می‌گیرد.

اسریو و همکاران[9] (۲۰۱۱)، برای ۱۳ کشور جنوب شرقی آسیا و اقیانوسیه، برای تدوین شاخص وضعیت مالی سالهای ۲۰۱۰:۳-۲۰۰۱:۱، از روش خودرگرسیون برداری و تحلیل

---

1. Impulse Response Functions
2. Gauthier *et al.*
3. Monetary Conditional Index
4. Swiston
5. Guichard & Turner
6. Vector Autoregression (VAR)
7. Plašil *et al.*
8. Bayesian Model Averaging
9. Osorio *et al.*

مؤلفه‌های اساسی و متغیرهای قیمت سهام، رشد اعتبارات، نرخ ارز و نرخ بهره حقیقی، استفاده کرده‌اند. شاخص‌ها نشان می‌دهند، از سال ۲۰۱۰ به بعد، وضعیت مالی بهبود یافته و از بحران خارج شده‌اند. محققان با مقایسه نموداری شاخص وضعیت مالی با رشد اقتصادی و آزمون‌های مربوطه، بیان کرده‌اند که شاخص وضعیت مالی، قابلیت پیش‌بینی رشد اقتصادی را دارد.

ماکرو و همکاران[1] (۲۰۱۴)، بیان می‌کنند، اگرچه اقتصاددانان بر اهمیت بخش مالی بر ادوار تجاری اجماع نظر دارند، اما اثرپذیری بخش‌های مختلف، بحثی مناقشه‌آمیز است. در این راستا، آنها با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی، طیف وسیعی از متغیرهای مالی منطقه یورو را در یک شاخص، بیان نموده، و با شاخص تدوین شده، حقایق آشکار شده را تحلیل کرده‌اند. علاوه بر این، اثر تکانه اعتبارات بر بخش مالی و سایر متغیرهای اقتصادکلان با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری، تحلیل شده است.

در مطالعه مانینگ و شاملو[2] (۲۰۱۵)، به منظور مقایسه ساز و کار سیاست پولی یونان با سایر کشورهای منطقه یورو، یک شاخص مالی با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی تدوین شده است. محققان از ۱۶ متغیر مالی مهم اقتصاد یونان استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد، سیاست پولی در یونان نسبت به کل منطقه، اثرات خفیفی دارد. علاوه بر این، شاخص طراحی شده، می‌تواند به عنوان ابزاری برای پیش‌بینی مورد استفاده قرار گیرد.

تدوین شاخص وضعیت مالی برای کشورهای اندونزی، تایلند، ژاپن، سنگاپور، فیلیپین، کره جنوبی و هنگ‌کنگ، موضوع مطالعه دی‌بوکه - گونزالس و گوچوکو - باتیستا[3] (۲۰۱۷) بوده است. محققان متغیرهای به کار رفته را به چند دسته کلی تقسیم کرده‌اند: نرخ بهره، مابه‌التفاوت بهره، قیمت دارایی‌ها، استرس مالی و ریسک، اعتبارات و متغیرهای نقدینگی. آنها نیز از رهیافت تحلیل مؤلفه‌های اساسی برای وزن‌دهی و تدوین شاخص مالی استفاده کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد، شاخص‌های وضعیت مالی، به خوبی با تاریخچه مالی در کشورها تطابق دارد. علاوه بر این، هم‌حرکتی شدید بین شاخص‌های تدوین شده، بیان کننده وابستگی سیاست پولی در کشورهای مذکور است. از میان کشورهای مورد بررسی، شاخص تدوین شده برای ژاپن و سنگاپور، توانایی پیش‌بینی نرخ رشد تولید و تورم را دارد.

۲-۱-۳. مطالعات داخلی

تدوین شاخص وضعیت مالی برای اقتصاد ایران و به کارگیری آن برای مقاصد مختلف، کمتر مورد توجه محققان داخلی قرار گرفته است. ساخت شاخص وضعیت مالی و استفاده از آن، موضوع تنها دو مطالعه داخلی می‌باشد.

---

1. Moccero *et al.*
2. Manning & Shanmloo
3. Debuque-Gonzales & Gochoco-Bautista

عطرکارروشن و محبوبی (۱۳۹۵)، برای تدوین شاخص وضعیت مالی، داده‌های فصلی متغیرهای نرخ ارز، نرخ سود بانکی، حجم اعتبارات، شاخص قیمت سهام و شاخص اجاره بهای مسکن را طی سالهای ۱۳۹۱-۱۳۷۰ به کار بسته‌اند. محققان، معادله تقاضای کل گذشته‌نگر را با روش حداقل مربعات معمولی[1] برای وزن‌دهی برآورد کرده‌اند. در نهایت، نتایج آزمون‌های غیرآشیانه‌ای[2] و ریشه میانگین مربعات خطا[3]، نشان داده است که شاخص وضعیت مالی به وسیله مقادیر جاری خود، می‌تواند مقادیر آتی تورم را پیش‌بینی کند.

بخشی از مطالعه تقی‌زاده و همکاران (۱۳۹۵)، به ساخت شاخص وضعیت مالی برای اقتصاد ایران اختصاص یافته است. در پژوهش مذکور، با توجه به همبستگی بین متغیرهای نرخ ارز، نرخ بهره، اعتبارات بانکی، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت مسکن و خالص دارایی‌های سیستم بانکی، از روش مؤلفه‌های اساسی، برای تدوین شاخص استفاده شده است. محققان با استفاده از همبستگی متقاطع بین شاخص وضعیت مالی و شاخص قیمت مصرف‌کننده، نشان داده‌اند که شاخص وضعیت مالی به دست آمده، به خوبی منعکس‌کننده تورم است. در ادامه، برای ارزیابی قدرت شاخص وضعیت مالی، سری‌های زمانی تولید ناخالص داخلی و شاخص مذکور، به صورت نموداری با یکدیگر مقایسه شده است. در نهایت، محققان عنوان می‌کنند که تغییرات تولید ناخالص داخلی و شاخص وضعیت مالی، با یکدیگر تشابه دارند.

۲-۳. تدوین سامانه هشداردهی زودهنگام بحران مالی

رویکرد اتخاذ شده در مطالعات، برای ارائه سامانه‌های مذکور را می‌توان به دو دسته‌ی کلی تقسیم کرد. در رویکرد اول، از شاخص‌های پیشرو و روش استخراج علائم، استفاده می‌شود. در رویکرد دوم، احتمال وقوع بحران با استفاده از شاخص‌های مؤثر، برآورد می‌شود. برای این منظور، عمدتاً از الگوهای لاجیت[4] و یا پروبیت[5]، شبکه عصبی مصنوعی[6] و همچنین الگوی چرخشی مارکوف، استفاده شده است. از آنجایی که پژوهش حاضر، در دسته دوم قرار می‌گیرد، در میان پژوهش‌های خارجی، مطالعاتی انتخاب شده‌اند که در آنها محققان از الگوی چرخشی مارکوف استفاده کرده‌اند.

۱-۲-۳. مطالعات خارجی

در ادبیات مرتبط، اولین بار در مطالعه عبید[7] (۲۰۰۳)، از الگوی چرخشی مارکوف به منظور ارائه سامانه هشدار پیش از موعد بحران، استفاده شده است. محقق عنوان می‌کند از آنجایی که

1. Ordinary Least Squares
2. Non-Nested
3. Root-mean-square error (RMSE)
4. Logit
5. Probit
6. Artificial Neural Network (ANN)
7. Abiad

روش‌های دیگر، نیازمند اطلاعات قبلی در خصوص زمان‌بندی بحران‌ها هستند، الگوی چرخشی مارکوف به علت تشخیص بازه‌های بحرانی به صورت درونزا، ارجحیت دارد. او با استفاده از متغیرهای متفاوت برای ۵ کشور جنوب شرقی آسیا، روش مذکور را به کار گرفت. در پژوهش مذکور، با تقسیم وضعیت بخش مالی به دو حالت عادی و بحرانی، این دو حالت برای بازه زمانی ۱۹۹۹-۱۹۷۲ مورد شناسایی قرار گرفته و علاوه بر این، احتمال چرخش از وضعیت عادی بر اساس متغیرها و کشورها نیز به طور مجزا، محاسبه شده است. عبید (۲۰۰۳) نتیجه می‌گیرد که نرخ ارز، نقش مهمی در بخش مالی دارد و ضروری است پویایی‌های آن، در نظر گرفته شود. یکی دیگر از نتایج، این است که در ارائه سامانه هشدار پیش از موعد، استفاده از برآوردهای مبتنی بر داده‌ها پانلی با عملکرد ضعیفی رو به رو است.

وایودی و همکاران[1] (۲۰۱۱)، برای تدوین سامانه هشدار پیش از موعد در بازار سرمایه کشورهای آسه‌آن[2]، از الگوی چرخشی مارکوف استفاده کرده‌اند. برای این منظور، شاخص بازدهی سهام در کشورهای مذکور طی سالهای ۲۰۰۸-۱۹۹۷، مدل‌سازی، و وضعیت شاخص مذکور به رژیم‌های بازدهی منفی و مثبت تقسیم، و احتمال نقل و انتقال بین آنها محاسبه شده است. طبق نتایج، الگوی برآوردی، قابلیت پیش‌بینی بحران مالی ۱۹۹۷ تا چند ماه قبل از وقوع آن را دارد.

دوپری و کلارئوس[3] (۲۰۱۷)، برای پیش‌بینی ادوار مالی در ۱۵ کشور اتحادیه اروپا، از الگوی چرخشی مارکوف استفاده، و سعی کرده‌اند، متغیرهایی که شاخصی پیشرو بوده و با احتمال بیشتری تغییر در آنها گویای ورود به سطح استرس مالی است را معرفی کنند. علاوه بر این، متغیرهایی که نشان دهنده خروج از بحران هستند، شناسایی شده اند. نتایج پژوهش، نشان می‌دهد که نسبت بدهی خدمات و متغیرهای بازار دارایی، می‌توانند برای پیش‌بینی ورود به سطح استرس مالی، مورد استفاده قرار گیرند. شاخص‌های احساس اقتصادی[4]، به عنوان سیگنال‌هایی برای ورود به وضعیت مالی آرام، معرفی شده‌اند.

دو و همکاران[5] (۲۰۱۸)، به منظور ارائه سامانه هشدار پیش از موعد برای بحران اعتباری در کشورهای اندونزی، انگلستان، برزیل، تایلند، ژاپن، فیلیپین، کره جنوبی و یونان، از الگوی چرخشی مارکوف استفاده کرده‌اند. در این پژوهش، به جای استفاده از نرخ ارز، محققان شاخص جدیدی (شاخص فشار بازار ارز) تدوین کرده‌اند. وضعیت ارزی در کشورهای مورد بررسی به دو وضعیت پرنوسان و آرام تقسیم شده است. نتایج نشان می‌دهد، الگوی مارکوف نسبت به الگوی

1. Wahyudi *et al.*
2. Association of Southeast Asian Nations (ASEAN)
3. Duprey & Klaus
4. Economic Sentiment
5. Du *et al.*

پروبیت عملکرد بهتری در پیش‌بینی دارد. علاوه بر این، سامانه طراحی شده بر اساس سابقه تاریخی کشورها، نشان دهنده بحران‌های به وجود آمده است.

۲-۲-۳. مطالعات داخلی

سابقه تدوین سامانه پیش از موعد بحران در بخش مالی اقتصاد ایران، به مطالعه نادری (۱۳۸۲) باز می‌گردد. در پژوهش مذکور، از رهیافت استخراج علائم و داده‌های سالهای ۱۳۷۸-۱۳۳۸ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد، نرخ حقیقی ارز، نرخ تورم، نرخ رشد واردات، نرخ رشد رابطه مبادله، نرخ رشد سپرده‌های بانکی، بدهی‌های ارزی، نسبت بدهی‌های دولت به کل دارایی‌های بانک مرکزی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نسبت بدهی‌های ارزی کشور به ذخایر، از جمله مهم‌ترین شاخص‌های پیشروی بحران هستند. علاوه بر این، محقق، یک تابع احتمالی بحران ارائه کرده است که بحران سال ۱۳۷۲ کشور را دو سال پیشتر از آن هشدار داده است.

صیادنیا طیبی و همکاران (۱۳۸۹)، با استفاده از الگوهای لاجیت و شبکه‌عصبی، یک سامانه هشدار دهنده جهت شناسایی بحران‌های مالی در ایران تبیین کرده‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، سال‌های ۱۳۵۹، ۱۳۶۶، ۱۳۷۳ و ۱۳۷۴ مقاطع بحرانی در اقتصاد ایران هستند. علاوه بر این، متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره حقیقی، نرح تورم و انحرافات ارزی، به عنوان شاخص‌های هشدار معرفی شده‌اند.

قوام و همکاران (۱۳۹۴)، برای تبیین یک الگوی هشدار دهنده پیش از موعد بحران مالی در اقتصاد ایران، از رهیافت شبکه عصبی و الگوی هیبریدی استفاده کرده‌اند. نتایج این پژوهش، نشان می‌دهد که بحران مالی ایران در سال ۱۳۹۱ ریشه در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ دارد و این بحران، به‌رغم ادامه حضور در سال ۱۳۹۲، طی همین سال به تدریج ناپدید شده است. علاوه بر این، سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۵، سال‌های غیربحرانی اقتصاد ایران هستند. البته، الگوی طراحی شده، هشداری را بر مبنای بازگشت مجدد بحران در سال ۱۳۹۴ به اقتصاد ایران اعلام کرده است.

۳-۲-۳. جمع‌بندی پیشینه تحقیق

با مرور مطالعات مرتبط، موارد زیر به عنوان وجه تمایز پژوهش حاضر از مطالعات داخلی به شرح زیر مطرح می‌شود:

به پیروی از مطالعات جدید (به طور مثال، ما و ژانگ، ۲۰۱۶)، متغیرهایی که نشان‌دهنده ریسک‌های موجود در بخش مالی هستند، برای ساخت شاخص لحاظ شده‌اند. افزون بر این، برای تبیین سیستم هشدار پیش از موعد، از شاخص وضعیت مالی و رهیافت چرخشی مارکوف و یک شاخص ترکیبی استفاده شده است.

۴. روش‌شناسی پژوهش

بخش حاضر، به روش‌شناسی تحقیق اختصاص دارد. نخست، روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی، سپس، رهیافت چرخشی مارکوف تشریح می‌شود. در نهایت، مزیت رهیافت مذکور در تدوین سامانه هشداردهی زودهنگام، بیان خواهد شد.

منبع آماری متغیرهای استفاده شده در تحقیق، بانک داده‌های سری زمانی بانک جمهوری اسلامی ایران است.

۴-۱. تحلیل مؤلفه‌های اساسی

تحلیل داده‌های چندگانه، از نقش اساسی در تحلیل اطلاعات برخوردار است. مجموعه داده‌های چندگانه، حالت‌ها یا متغیرهای زیادی را برای هر مشاهده در بر دارند. اگر در هر مجموعه داده، n متغیر وجود داشته باشد، هر متغیر می‌تواند دارای چند بعد باشد. با توجه به اینکه اغلب درک و شهود فضای چند بعدی دشوار است، روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی، ابعاد تمامی مشاهدات را براساس شاخص ترکیبی و دسته‌بندی مشاهدات مشابه، کاهش می‌دهد. روش فوق، یکی از باارزش‌ترین نتایج کاربرد جبر خطی است که به وفور در کلیه اشکال تحلیلی از علوم شبکه‌های عصبی تا نمودارهای کامپیوتری استفاده شده است، چرا که یک روش آسان و غیر پارامتریک برای استخراج اطلاعات مرتبط از یک مجموعه داده پیچیده می‌باشد.

در این روش، متغیرهای موجود در یک فضای چند حالته همبسته، به یک مجموعه از مؤلفه‌های غیرهمبسته خلاصه می‌شوند که هر یک از آنها، ترکیب خطی از متغیرهای اصلی می‌باشند. مؤلفه‌های غیرهمبسته به دست آمده، مؤلفه‌های اساسی نامیده می‌شوند که از بردارهای ویژه ماتریس کوواریانس یا ماتریس همبستگی متغیرهای اصلی به دست می‌آیند.

به طور کلی، کاربرد عمده روش تحلیل اجزای اساسی عبارت است از: کاهش تعداد متغیرها و یافتن ساختار ارتباطی بین متغیرها که در حقیقت، همان دسته‌بندی متغیرها است. مزیت اصلی کاربرد این روش در اقتصادسنجی، از بین بردن هم‌خطی در مدل‌ها به واسطه تعداد زیاد متغیرهای مؤثر در مدل می‌باشد (محدث، ۱۳۸۹).

۴-۲. رهیافت چرخشی مارکوف

مدل‌های چرخشی مارکوف، الگوی رفتاری و دگرگونی (تغییر وضعیت) در طی زمان را برای داده‌ها به‌صورت درونزا مدل‌سازی می‌کنند. در این مدل‌ها بر خلاف مدل‌های سنتی (مدل‌هایی که برای نشان دادن تغییرات ساختاری، از متغیرهای مجازی استفاده می‌کنند)، امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود دارد. این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی به وجود آید. در عین حال، در این مدل، زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری به‌صورت درونزا تعیین می‌شوند (فلاحی و هاشمی دیزج، ۱۳۸۹).

تفاوت واریانس‌ها نیز می‌تواند به‌عنوان یکی از ویژگی‌های این مدل لحاظ شود. همچنین، این مدل‌ها فروض ضعیف‌تری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌کند و قادر به برآورد همزمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درونزا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان است (ابونوری و عرفانی، ۱۳۸۷).

در حالت کلی، برای بررسی ارتباط بین دو متغیر بر اساس مدل‌های چرخشی مارکوف، می‌توان یک حالت تعمیمی به‌صورت رابطه (۴) تعریف کرد (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۱):

$$y_t = c(s_t) + \sum_{i}^{q} \beta(s_i) X_{t-q} + \varepsilon_t(s_t) \qquad (۴)$$

در رابطه اخیر، تمامی عناصر سمت راست، تابعی از متغیر رژیم یا وضعیت (S_t)، و S_t یک متغیر تصادفی گسسته و غیرقابل مشاهده است که در طول زمان بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری تغییر می‌کند و می‌تواند K حالت به خود بگیرد. شایان توجه است در رابطه (۴) هر یک از اجزای رژیمی می‌توانند به‌صورت غیررژیمی نیز ظاهر شوند. در این صورت، با چندین مدل چرخشی متفاوت، مواجه خواهیم بود.

در مدل‌های چرخشی مارکوف، متغیر S_t قابل مشاهده نیست. بنابراین، نمی‌توان مشخص کرد در زمان t دقیقاً در کدام رژیم یا وضعیت قرار داریم. اما، می‌توان گفت احتمال اینکه در رژیم S_t باشیم، چه‌قدر است. تعیین وضعیت S_t به‌وسیله توابع احتمال انتقالی یک فرآیند محدود K وضعیتی مارکوف با گسستگی زمانی صورت می‌گیرد. به این مفهوم که بر اساس زنجیره K وضعیتی مارکوف، متغیر گسسته S_t، تابعی از مقادیر گذشته خودش است که برای سادگی، فرض می‌شود، زنجیره مارکوف از نوع مرتبه اول می‌باشد. با پیگیری این زنجیره، فرآیند ایجاد داده[1] در مورد متغیر رژیم، تکمیل می‌شود (رابطه (۵)):

$$s_t i, j \in \{1,2,...,K\}, P(s_t = j \mid s_{t-1} = i, \Omega_{t-1}) = P(s_t = j \mid s_{t-1} = i) = P_{ij} \qquad (۵)$$

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس K*K، ماتریس احتمال انتقالات (P) به‌دست می‌آید که هر عنصر آن (P_{ij})، احتمال انتقال از وضعیت i به وضعیت j را نشان می‌دهد (رابطه (۳-۱۰)):

$$\begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} & \cdots & P_{1k} \\ P_{21} & P_{22} & \cdots & P_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{k1} & P_{k2} & \cdots & P_{kk} \end{pmatrix}, \sum_{j=1}^{k} P_{ij} = 1 \forall i, j \in \{1,2,...,K\}, 0 \le P_{ij} \le 1 \qquad (۶)$$

روش مرسوم برای برآورد پارامترهای تصادفی در مدل‌های چرخشی مارکوف، حداکثر کردن تابع لگاریتم درست‌نمایی (LogL) احتمال مشترک بین وقوع y_t و تمام S_tها نسبت به پارامترهای تصادفی است (مهرگان و سلمانی، ۱۳۹۳).

---

1. Data Generating Process

۴-۳. مزیت الگوی چرخشی مارکوف در ارائه سامانه هشدار پیش از موعد بحران

یکی از روش‌های به کار گرفته شده برای بررسی بحران در بخش بانکی، الگوی لاجیت-پرابیت است. در سمت چپ رگرسیون لاجیت-پرابیت، متغیری دو مقداره[1] قرار دارد. در زمانی که بحران وجود داشته باشد، این متغیر، مقدار یک و در مواقع غیربحرانی، مقدار صفر به خود می‌گیرد؛ و زمانی این رویکرد کاربردی و مفید است که متغیر وابسته دوتایی به درستی تصریح شده باشد. هاگن و هو[2] (۲۰۰۷)، از شناسایی دیرهنگام بحران، عدم شناسایی بحران‌هایی که به خوبی توسط دولت مدیریت شده‌اند و اختیاری بودن انتخاب زمان وقوع بحران به عنوان مهم‌ترین کاستی‌های این روش، نام برده‌اند. آنها با درک کاستی‌های مذکور، از روشی کمی برای شناسایی بحران بانکی استفاده کرده‌اند. روش انتخاب شده مبتنی بر سطح آستانه مشخصی است. به عبارت دیگر، هاگن و هو (۲۰۰۷)، بحران را وضعیتی تعریف کرده‌اند که مقدار شاخص تنش تدوین شده از مقدار مشخصی کمتر باشد. مشخص کردن سطح آستانه نیز با مشکل اساسی انتخابی بودن مواجه است.

از آنجایی که شاخص‌های تدوین شده در مطالعات، واحدهای متفاوتی دارند و شرایط هر کشور متفاوت است، نمی‌توان از یک سطح مشخص برای هر اقتصادی استفاده کرد. رهیافت چرخشی مارکوف، مقادیری که به ازای آن شاخص در محدوده بحرانی قرار می‌گیرد را به صورت درونزا معرفی می‌کند. علاوه بر این، امکان تغییر را برای مدت زمان بحران فراهم می‌کند.

۵. یافته‌های پژوهش

۵-۱. تدوین شاخص وضعیت مالی[3]

بررسی وجود همبستگی میان متغیرها، نخستین مرحله برای استفاده از رهیافت مؤلفه‌های اساسی است. این مهم، به کمک آزمون ماتریس همبستگی و بارتلت بین متغیرها حاصل می‌شود.

جدول ۱. ماتریس همبستگی بین متغیرهای به کار رفته در تدوین شاخص وضعیت مالی

	BAL	CRD	EX	HP	RP	RR	SP	TEPIX
BAL	۱/۰۰							
CRD	۰/۹۹	۱/۰۰						
EX	۰/۹۳	۰/۹۴	۱/۰۰					
HP	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۹۴	۱/۰۰				
RP	-۰/۶۱	-۰/۵۸	-۰/۴۹	-۰/۵	۱/۰۰			
RR	۰/۲۲	۰/۱۸	۰/۱۵	۰/۱۸	-۰/۱۱	۱/۰۰		
SP	-۰/۳۴	-۰/۳۷	-۰/۳۶	-۰/۴۷	۰/۰۴	۰/۳۷	۱/۰۰	
TEPIX	۰/۹۷	۰/۹۶	۰/۹۵	۰/۹۴	-۰/۵۷	۰/۱۷	-۰/۳۴	۱/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Binary
2. Hagen & Ho
۳. محققان از این شاخص در مطالعات دیگر خود برای مقاصد متفاوتی استفاده کرده‌اند.

جدول فوق نشان می‌دهد، عمده متغیرهای در نظر گرفته شده، همبستگی نسبتاً بالایی با یکدیگر دارند. جدول (۲) نتایج آزمون بارتلت را نشان می‌دهد. در این آزمون، فرضیه H_0 نبود همبستگی میان داده‌ها است.

جدول ۲. نتایج آزمون بارتلت[1]

شاخص ایجاد شده	درجه آزادی	ارزش	سطح احتمال
FC	۷	۱۱۵۵۶/۳۴	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق با جدول فوق، نمی‌توان فرضیه صفر را پذیرفت. بنابراین، ارتباطی قوی بین متغیرها وجود دارد و می‌توان به کمک رهیافت تحلیل مؤلفه‌های اساسی به تدوین شاخص وضعیت مالی با استفاده از متغیرهای فوق‌الذکر مبادرت ورزید.

جدول ۳. تحلیل مؤلفه اساسی برای ساخت شاخص وضعیت مالی[2]

متغیر	BAL	CRD	EX	HP	RP	RR	SP	TEPIX	نسبت تجمعی
مؤلفه اول	۰/۴۳	۰/۴۳	۰/۴۱	۰/۴۲	-۰/۲۷	۰/۰۸	-۰/۱۸	۰/۴۲	۰/۶۷
مؤلفه دوم	۰/۰۵	۰/۰۲	-۰/۰۱	-۰/۰۵	-۰/۱۹	۰/۷۱	۰/۶۶	۰/۰۲	۰/۸۴
مؤلفه سوم	۰/۰۰۱	۰/۰۳	۰/۱۱	۰/۱۷	۰/۸۱	۰/۴۸	-۰/۲۶	۰/۰۰۹	۰/۹۳
مؤلفه چهارم	۰/۰۷	۰/۱۱	۰/۳	-۰/۰۰۹	۰/۴۵	-۰/۴۸	۰/۶۴	۰/۱۹	۰/۹۸
مؤلفه پنجم	۰/۳۱	۰/۴۴	-۰/۶۲	۰/۳۶	۰/۱	-۰/۱۱	۰/۱۴	-۰/۳۸	۰/۹۹
مؤلفه ششم	۰/۲۳	-۰/۱۴	-۰/۵۶	-۰/۲۳	۰/۱	۰/۰۰۱	-۰/۰۴	۰/۷۴	۰/۹۹
مؤلفه هفتم	۰/۶۶	-۰/۶۹	۰/۰۹	۰/۱۸	۰/۰۱	-۰/۰۴	۰/۰۳	-۰/۲	۰/۹۹
مؤلفه هشتم	-۰/۴۷	-۰/۳۳	-۰/۱۵	۰/۷۶	-۰/۰۶	-۰/۰۵	۰/۱۳	۰/۲۳	۱/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق با برآوردهای پژوهش، حدود ۶۷ درصد پراکندگی مجموعه داده‌ها توسط مؤلفه اول بازگو شده است. از این‌رو، وزن‌دهی با استفاده از مؤلفه مذکور صورت گرفته است. جدول (۳) اطلاعات مربوط به مؤلفه اول را ارائه می‌کند. با استفاده از اطلاعات به دست آمده، وزن‌های نرمال شده، محاسبه شده‌اند. برای محاسبه وزن‌ها، نخست قدر مطلق مقادیر مؤلفه اول متغیرها با یکدیگر جمع شده‌اند. سپس، مقدار مؤلفه اول برای هر متغیر بر این مجموع تقسیم شده است. این روش، تضمین می‌کند، مجموع وزن‌ها برابر واحد باشد. از آنجایی که متغیرها واحدهای متفاوتی دارند، ضروری است، نرمال‌سازی صورت گیرد. برای این منظور، از روش حداقل- حداکثر[3] و رابطه (۷) استفاده شده است:

---

1. Bartlett's Test

۲. اعداد تا دو رقم اعشار گرد شده‌اند.

3. Min-Max

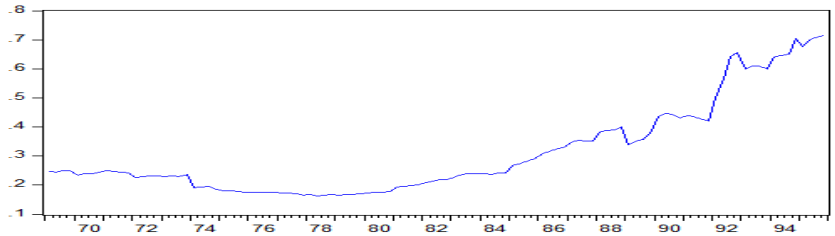
$$V_{it}^{*} = \frac{V_{it} - Min(V_i)}{Max(V_i) - Min(V_i)} \quad (۷)$$

که در آن، V_{it} مقدار متغیر i در زمان t، $Min(V_i)$ و $Max(V_i)$، به ترتیب، نشان‌دهنده مقادیر حداقل و حداکثر متغیر i در زمان t و V_{it}^{*} مقدار نرمال شده متغیر i در زمان t هستند. بر اساس رابطه (۷)، فرآیند نرمال‌سازی، تمام متغیرها را به محدوده یکسان [۱ - ۰] تبدیل می‌کند.

رابطه (۸)، ترکیب خطی متغیرهای نرمال شده را برای ساخت شاخص وضعیت مالی نشان می‌دهد:

$$FC_t = 0.162\,BAL_t + 0.161\,CRD_t + 0.156\,EX_t + 0.16\,HP_t + 0.1\,RP_t + 0.06\,SP_t + 0.159\,TEPIX_t \quad (۸)$$

با توجه به نرمال‌سازی در وزن‌ها و متغیرها، شاخص به دست آمده، مقداری بین صفر و یک دارد. متغیرهای نرخ ارز، اسپرد بانکی، نرخ بهره حقیقی و پاداش ریسک که اثر سوء بر بخش حقیقی دارند و افزایش آنها عمدتاً با وخامت در وضعیت مالی همراه است؛ و از این‌رو، قبل از ترکیب، از عدد یک کسر شده‌اند. این پروسه، تضمین می‌کند هرچه شاخص وضعیت مالی به سمت یک (صفر) نزدیک شود، به معنای بهبود (وخامت) در وضعیت مالی بوده، و بر اساس آنچه مطرح شد، شاخص محاسبه شده در نمودار (۴-۱) به تصویر کشیده شده است.



نمودار ۱. شاخص وضعیت مالی تدوین شده برای اقتصاد ایران

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از سال ۱۳۶۸ و در چارچوب برنامه پنج‌ساله اول توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، تجدید فعالیت بورس به‌عنوان پیش‌زمینه اجرای خصوصی‌سازی آغاز شد. این مهم، باعث افزایش در میانگین شاخص وضعیت مالی در ابتدای دوره زمانی پژوهش است. با افزایش نرخ سود بانکی در اواسط دهه ۱۳۷۰، شاخص وضعیت مالی در این دوره با کاهش مواجه شده است. طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۷۳، قیمت نفت به سطوح پایینی تنزل پیدا کرده بود که این مسأله باعث شده، شاخص وضعیت مالی نسبت به دهه قبل، کاهش در میانگین خود را تجربه کند. از اویل دهه ۱۳۸۰ شاخص تدوین شده، رشد قابل توجهی را نشان می‌دهد. گسترش بانکداری خصوصی، افزایش قیمت نفت و کاهش نوسانات در بازار ارز، از مهمترین دلایل این تغییر در بخش مالی به شمار می‌روند.

در اواخر دهه ۱۳۸۰ به دنبال تزریق درآمدهای ارزی به اقتصاد و اعمال تحریم‌های بین-المللی، اقتصاد ایران در بخش‌های مختلف با بی‌ثباتی مواجه شد که طبق نمودار فوق، بخش مالی نیز از این قضیه در امان نمانده است. با روی کار آمدن دولت یازدهم و بازنگری در سیاست‌های اقتصادی و کاهش تحریم‌ها، بخش مالی با جهش روبه‌رو شد و به ثبات نسبی دست یافت.

۲-۵. طراحی سامانه هشدار پیش از موعد برای بحران مالی

در این پژوهش، برای تدوین سامانه هشدار پیش از موعد، از رشد شاخص وضعیت مالی استفاده شده است. با توجه به اهمیت پایا بودن سری‌های زمینه در اقتصادسنجی، آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته[1] برای متغیر مذکور به کار گرفته شد که نتایج آن به طور خلاصه در جدول (۴) ذکر شده است.

جدول ۴. آزمون ریشه واحد برای نرخ رشد وضعیت مالی

با عرض از مبدأ و بدون روند			با عرض از مبدأ و مشتمل بر روند		
آماره آزمون	مقدار بحرانی	سطح احتمال	آماره آزمون	مقدار بحرانی	سطح احتمال
۸/۵۷	-۲/۸۹	۰/۰۰	۹/۲۲	-۳/۴۵	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با ملاحظه جدول فوق، مشخص می‌شود که متغیر مورد بررسی در سطح پایا است. بنابراین، نیازی به بررسی پایایی تفاضل مرتبه اول آن نیست.

پس از حصول اطمینان از پایا بودن نرخ رشد شاخص وضعیت مالی، با استفاده از الگوی چرخشی مارکوف، یک سامانه هشدار پیش از موعد بحران در بخش مالی طراحی می‌شود.

برای انتخاب الگوی بهینه در روش چرخشی مارکوف، ضروری است ابتدا فرضیه غیرخطی بودن الگو بررسی شود. سپس، با توجه به آماره آکائیک، آماره‌های مربوط به جزء اخلال و حداکثر راست‌نمایی، الگوی نهایی انتخاب می‌شود. بر این اساس، الگوی سه رژیمه چرخشی مارکوف دربردارنده دو جزء خودتوضیح که در آن عرض از مبدأ و واریانس جزء اخلال وابسته به رژیم هستند، بر اساس نمادگذاری متعارف، به صورت MSIH (3) – AR(2) انتخاب شد. در ادامه، جزئیات الگوی برآوردی، تفکیک دوره زمانی بر اساس رژیم‌ها و نتایج نقل و انتقال احتمال بین رژیمی، تشریح شده است.

برای اینکه بتوان از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها اطمینان یافت، از آزمون نسبت راست‌نمایی استفاده می‌شود. مقدار آماره این آزمون از مقادیر حداکثر راست‌نمایی دو الگوی رقیب، یک الگوی خطی و الگوی دیگر که الگوی غیرخطی است، محاسبه می‌شود. این آماره،

1. Augmented Dicky Fuller (ADF)

دارای توزیع کای‌دو است؛ در صورتی که مقدار آماره از مقادیر بحرانی در سطح اطمینان مورد نظر بیشتر باشد، می‌توان گفت که الگوی خطی در آن سطح اطمینان، الگوی مناسب نبوده و باید از الگوی غیرخطی استفاده شود. نتیجه این آزمون در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون راست‌نمایی

سطح معنی‌داری	مقدار آماره آزمون	آماره آزمون
۰/۰۰	۸۲/۵۴	$\chi^2(۹)$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق جدول فوق، مقدار آماره آزمون راست‌نمایی از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری ۱ درصد بزرگ‌تر است. بنابراین، در الگوسازی، نرخ رشد شاخص وضعیت مالی الگوی چرخشی مارکوف بر الگوی خطی ارجحیت دارد.

جدول ۶. نتایج برآورد الگوی چرخشی مارکوف

متغیرهای وابسته به رژیم	رژیم صفر (بحران)		رژیم ۲ (ثبات)		رژیم ۳ (رونق)	
	ضریب	سطح معنی‌داری	ضریب	سطح معنی‌داری	ضرایب	سطح معنی‌داری
عرض از مبدأ	-۱۲/۸۳	۰/۰۰	۰/۶۹	۰/۰۰	۵/۴۶	۰/۰۰
واریانس جزء اخلال	۶/۳۳	۰/۰۱	۱/۴۴	۰/۰۰	۶/۱۱	۰/۰۰
متغیرهای ثابت	ضریب		سطح معنی‌داری			
AR(1)	۰/۲۴		۰/۰۰			
AR(2)	۰/۰۴		۰/۴۸			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول (۶)، تفاوت مقادیر وضعیت (عرض از مبدأ) در رژیم‌های مختلف، نشان می‌دهد نرخ رشد شاخص وضعیت مالی از سه الگوی رفتاری متفاوت پیروی می‌کند. در الگوی برآورد شده بر اساس مقادیر عرض از مبدأ و واریانس جزء اخلال در رژیم‌های مختلف، می‌توان گفت رژیم صفر، یک و دو، به‌ترتیب، نشان‌دهنده بحران، ثبات و رونق در بخش مالی هستند. از آنجا که در الگوی برآورد شده، واریانس جزء اخلال، تابعی از متغیر وضعیت بوده و مقادیر برآورد شده، متفاوت از هم هستند، می‌توان گفت رژیم صفر به علت دارا بودن واریانس بیشتر، نوسان بیش‌تری نسبت به سایر رژیم‌ها دارد. بنابراین، وقوع بحران در بخش مالی با نوسان شدید همراه است. زمانی که بخش مالی در فاز ثبات باشد، کمترین نوسان را دارد. وقوع رونق با نوسان شدید اما کمتر از فاز بحرانی است.

در مجموع، وضعیت بخش مالی در اقتصاد ایران به سه رژیم بحران، ثبات و رونق تقسیم شد. رژیم بحرانی با شدیدترین نوسان همراه است. زمانی که بخش مالی در وضعیت آرام باشد، علاوه بر اینکه نرخ رشد متوسطی دارد، نوسان اندکی را تجربه می‌کند. زمانی که بخش مالی

نرخ رشد قابل توجهی دارد (به طور متوسط ۵/۴۶ درصد)، و وارد فاز رونق می‌شود، نوسان در این بخش، افزایش خواهد یافت.

در ادامه، پس از بررسی آزمون‌های مربوط به خوبی برازش، دوره زمانی بر حسب سه رژیم برآوردی تفکیک می‌شوند. علاوه بر این، احتمال تغییر وضعیت در هر فاز ارائه می‌شود.

جدول ۷. نتایج آزمون‌های خوبی برازش

خودهمبستگی پورتمن[1]		ناهمسانی واریانس ARCH		آزمون نرمال بودن	
مقدار آماره	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	سطح معنی‌داری	مقدار آماره	سطح معنی‌داری
χ^2 (۱۲) = ۲۰	۰/۰۷	F(۱ و ۵۶) = ۲	۰/۱۲	χ^2 (۲) = ۰/۴۶	۰/۷۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

طبق جدول فوق، جمله اخلال الگوی برآورد شده، دارای توزیع نرمال است و واریانس همسان دارند. نتایج آزمون پورتمن نیز نشان می‌دهد، جمله اخلال عاری از خودهمبستگی است. در مجموع، صحت و اعتبار مدل‌های انتخابی، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

یکی از خروجی‌های مهم الگوهای چرخشی مارکوف، احتمال انتقالات بین رژیمی و ویژگی‌های رژیمی (دوام و احتمالات انباشته) است. احتمال انتقالات، نشان می‌دهند، در صورتی که در زمان t در رژیم i قرار بگیریم، احتمال اینکه در زمان $t+1$ در رژیم j قرار بگیریم، چقدر است. همچنین، احتمالات تجمعی نشان می‌دهند، هر رژیم چند درصد از دوره زمانی مورد مطالعه را شامل می‌شود. به‌عبارت دیگر، احتمالات تجمعی، احتمال حادث شدن هر یک از رژیم‌ها- قطع نظر از اینکه در دوره گذشته در رژیم صفر یا یک باشیم- را نشان می‌دهد. دوره دوام نیز نشان‌دهنده متوسط دوره‌ای است که طول می‌کشد تا از رژیمی به رژیم دیگر، تغییر وضعیت دهیم (مهرگان و سلمانی، ۱۳۹۳). جدول (۸) این خروجی را برای الگوی برآورد شده، بیان می‌کند.

جدول ۸. احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیمی مربوط به الگوی برآورد شده

احتمال انتقالات		زمان t		
		رژیم صفر	رژیم یک	رژیم دو
زمان t+1	رژیم صفر	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۱۴
	رژیم یک	۰/۹۳	۰/۸	۰/۵۹
	رژیم دو	۰/۰۰	۰/۱۶	۰/۲۷
ویژگی‌های رژیمی	متوسط دوام	۶	۸۵	۱۳
	احتمالات انباشته	۵/۷۷	۸۱/۷۳	۱۲/۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Portman

بر اساس جدول (۸)، رژیم یک، پایدارترین رژیم است؛ زیرا احتمال انتقال بـه خـود آن ۰/۸ است. به عبارت دیگر، اگر بخش مالی در دوره t در وضعیت ثبات قرار داشته باشـد، در دوره t+1 به احتمال ۰/۸ در همان وضعیت به سر خواهـد بـرد و بـه احتمـال ۰/۰۴ بـه وضـعیت بحرانـی چرخش می‌کند. احتمال اینکه بخش مالی پس از دوره ثبات به رونق دسـت یابـد، ۰/۱۶ اسـت. وضعیت بحرانی در بخش مالی پایداری نسبتاً اندکی دارد؛ به گونه‌ای کـه بـه احتمـال ۰/۹۳ در دوره بعد به وضعیت ثبات می‌رسد. با توجه به محاسبات، چرخش از وضعیت بحرانی و پرنوسـان به رونق، ممکن نیست. رونق در بخش مالی نیز پایداری کمی دارد. در صورتی کـه بخـش مـالی در دوره t در وضعیت رونق قرار داشته باشد، به احتمال ۰/۲۷ در دوره آتـی در همـان وضـعیت باقی خواهد ماند. به احتمال ۰/۵۹ بخش مالی یک دوره پس از رونـق وضـعیت ثبـات را تجربـه خواهد کرد و به احتمال ۰/۱۴ در وضعیت بحرانی و پرنوسان قرار خواهد گرفت.

براساس الگوی برآورد شده، دوره زمانی به سه رژیم مختلف تقسیم می‌شود. این دسته‌بندی موضوع جدول (۹) است.

جدول ۹. رژیم‌های صفر و یک الگوی برآورد شده به تفکیک فصل‌ها

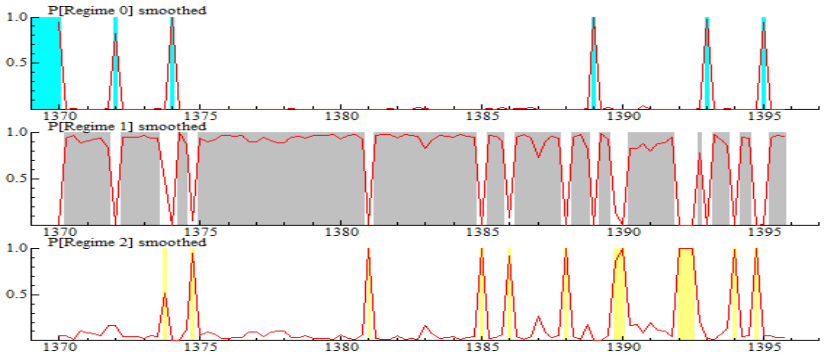
رژیم صفر (بحران)	رژیم یک (ثبات)	رژیم دو (رونق)
	۱۳۷۰:۲ – ۱۳۷۱:۴	
	۱۳۷۲:۲ – ۱۳۷۳:۳	
	۱۳۷۴:۲ – ۱۳۷۴:۳	۱۳۷۳:۴ – ۱۳۷۳:۴
	۱۳۷۵:۱ – ۱۳۸۰:۴	۱۳۷۴:۴ – ۱۳۷۴:۴
۱۳۷۰:۱ – ۱۳۷۰:۱	۱۳۸۱:۲ – ۱۳۸۴:۴	۱۳۸۱:۱ – ۱۳۸۱:۱
۱۳۷۲:۱ – ۱۳۷۲:۱	۱۳۸۴:۲ – ۱۳۸۵:۴	۱۳۸۵:۱ – ۱۳۸۵:۱
۱۳۷۴:۱ – ۱۳۷۴:۱	۱۳۸۶:۲ – ۱۳۸۷:۴	۱۳۸۶:۱ – ۱۳۸۶:۱
۱۳۸۹:۱ – ۱۳۸۹:۱	۱۳۸۸:۲ – ۱۳۸۸:۴	۱۳۸۸:۱ – ۱۳۸۸:۱
۱۳۹۳:۱ – ۱۳۹۳:۱	۱۳۸۹:۲ – ۱۳۸۹:۳	۱۳۸۹:۴ – ۱۳۹۰:۱
۱۳۹۵:۱ – ۱۳۹۵:۱	۱۳۹۰:۲ – ۱۳۹۱:۴	۱۳۹۲:۱ – ۱۳۹۲:۳
	۱۳۹۲:۴ – ۱۳۹۲:۴	۱۳۹۴:۱ – ۱۳۹۴:۱
	۱۳۹۳:۲ – ۱۳۹۳:۴	۱۳۹۴:۴ – ۱۳۹۴:۴
	۱۳۹۳:۲ – ۱۳۹۴:۳	
	۱۳۹۵:۲ – ۱۳۹۵:۴	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول فوق، نشان می‌دهد فصل‌های اول سال‌های ۱۳۷۰، ۱۳۷۲ و ۱۳۷۴، بخـش مـالی در وضعیت بحرانی و پرنوسان قرار داشته است. پس از آن تا سال ۱۳۸۹، بخش مـالی بـه وضـعیت بحرانی چرخش نکرده است. می‌توان وقوع رونـق در بخـش مـالی در فصـل اول سـال ۱۳۸۸ و

سال‌های ۱:۱۳۹۰-۴:۱۳۸۹ را به افزایش قیمت جهانی نفت نسبت داد. با افزایش درآمدهای نفتی و تزریق آن به بخش مالی، متغیرهایی نظیر اعتبارات اعطایی بانک‌ها و دارایی‌های خارجی نظام بانکی با افزایش مواجه شدند. ثابت ماندن نرخ سود بانکی و افزایش تورم در اوایل دهه ۱۳۹۰ به کاهش نرخ بهره حقیقی منجر شد که با کاهش در شاخص ادوار مالی همراه است. علاوه بر این، التهاب در بازار ارز و ناتوانی در سرکوب نرخ ارز به دلیل تحریم‌های بین‌المللی و کمبود منابع ارزی نیز وخامت بخش مالی را تشدید کرد. موارد مذکور، مهمترین دلایل وضعیت بحرانی سال‌های ۱۳۸۹، ۱۳۹۳ و ۱۳۹۵ به شمار می‌روند.

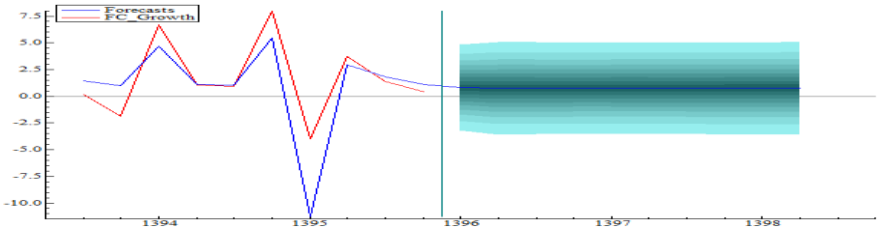
شکل (۱) احتمال قرار گرفتن هر یک از فصل‌های مورد مطالعه را در سه رژیم برآورد شده، نشان می‌دهد.



شکل ۱. احتمال قرار گرفتن هر فصل در سه رژیم استخراج شده

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که نمودارها نشان می‌دهند، مجموع احتمالات رژیم صفر، یک و دو در هر فصل، برابر یک است. یعنی، هر فصل موردنظر در رژیم صفر، یک و یا دو قرار دارد.



نمودار ۲. پیش‌بینی شاخص وضعیت مالی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه، پیش‌بینی شاخص وضعیت مالی با استفاده از الگوی هشدار زودهنگام برای بازه زمانی ۱۳۹۸:۲-۱۳۹۶:۱ به شکل نمودار (۲) به دست آمد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، طبق پیش‌بینی انجام شده، وضعیت مالی در دوره زمانی مذکور، از رشد اندکی برخوردار خواهد بود.

۶. جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی

بحران جهانی ۲۰۰۷ نشان داد، بخش مالی به عنوان یکی از مجراهای تخصیص منابع در اقتصاد، می‌تواند نقش مهمی در تعادل عمومی و انتقال تکانه‌های اقتصادی در جامعه ایفا کند. از این‌رو، توجه محققان و سیاست‌گذاران، بیش از پیش به بخش مالی معطوف شد. در این راستا، مطالعات متعددی به تدوین شاخصی اختصاص یافته‌اند که اطلاعات بخش مالی هر اقتصاد را به سادگی بازکو بازگو کند. نظر به این اهمیت، در پژوهش حاضر، ضمن تدوین یک شاخص وضعیت مالی برای اقتصاد ایران، یک سامانه هشدار زودهنگام برای بحران مالی، طراحی شد. با به کارگیری تحلیل مؤلفه‌های اساسی از ۸ متغیر (نرخ ارز بازار آزاد، نرخ بهره حقیقی، نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی، شاخص قیمت سهام، شاخص اجاره مسکن در تمامی مناطق شهری، پاداش ریسک و اسپرد بانکی) برای تدوین شاخص، استفاده، و سپس، تطابق سری زمانی به دست آمده با وقایع اقتصاد ایران تحلیل گردید.

به منظور ارائه سامانه هشدار زودهنگام، از رهیافت چرخشی مارکوف استفاده شد. برآورد الگو نشان داد، بخش مالی طی سال‌های ۱۳۹۵:۴-۱۳۶۹:۱ از سه وضعیت بحران، ثبات و رونق، پیروی کرده است. در ادامه، ماتریس احتمالات انتقال برآورد شد. نتایج نشان داد، وضعیت بحرانی، پایداری نسبتاً اندکی دارد؛ به طوری که به احتمال ۰/۹۳ در دوره پس از بحران، بخش مالی به وضعیت ثبات می‌رسد. علاوه بر این، چرخش از وضعیت بحرانی و پرنوسان به رونق، ممکن نیست. وضعیت رونق نسبت به وضعیت بحرانی، پایداری بیشتری دارد. با این توضیح که اگر بخش مالی در رونق باشد، در دوره آتی با احتمال ۰/۵۹ به وضعیت بحرانی و با احتمال ۰/۱۴ به وضعیت بحران و پرنوسان چرخش خواهد کرد.

در نهایت، نرخ رشد شاخص تدوین شده برای دوره ۱۳۹۸:۲-۱۳۹۶:۱ پیش‌بینی شد. طبق برآورد انجام شده، نرخ رشد شاخص وضعیت مالی برای دوره مذکور، مقدار اندکی خواهد داشت. هنگامی که احتمال قرار گرفتن در وضعیت بحرانی و پرنوسان افزایش می‌یابد، این امر به مثابه هشداری پیش از وقوع بحران بوده، و ضروری است سیاست‌گذاران با اتخاذ سیاست‌های مناسب، راهکاری برای جلوگیری از وقوع بحران و انتقال اثرات مخرب آن بر سایر بخش‌ها پیدا کنند.

الگوی طراحی شده در پژوهش حاضر نیز عاری از نقص نیست؛ زیرا مدل‌سازی پدیده‌های اقتصادی به طور کامل با واقعیات منطبق نیست و قطعیتی در پیش‌بینی وجود ندارد. با وجود این، پیش‌بینی‌ها و سامانه‌هایی از این دست، می‌تواند بینشی را در مقابل سیاست‌گذاران قرار

دهد تا در رویارویی با بحران‌ها و نوسانات مالی، به طور فعال‌تری عمل کنند و حداقل سازوکاری برای پیش‌بینی بحران‌های مالی داشته باشند. لذا، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران و فعالان بخش مالی، نتایج پژوهش حاضر را در تصمیمات آتی خود، مدنظر قرار دهند.

منابع

- ابونوری، اسمعیل و عرفانی، علیرضا. (۱۳۸۷). الگوی چرخشی مارکف و پیش بینی احتمال وقوع بحران نقدینگی در کشورهای عضو اوپک. *مجله پژوهش‌های اقتصادی*، ۸(۳): ۱۷۴-۱۵۳.
- بختیارزاده، محمدجواد. (۱۳۸۸). بررسی علل و ریشه های بحران اقتصادی ۲۰۰۸ آمریکا و ارایه راهکارها. *دو ماهنامه بررسی‌های بازرگانی*، ۷(۳۸): ۵۸-۵۰.
- تقی‌زاده، حجت؛ زمانیان، غلامرضا و هراتی، جواد. (۱۳۹۵). محاسبه شاخص‌های شرایط پولی و مالی با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی برای اقتصاد ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۵(۱۹): ۵۷-۲۷.
- صیادنیا طیبی، عزت‌اله؛ شجری، هوشنگ؛ صمدی، سعید و ارشدی، علی. (۱۳۸۹). تبیین یک نظام هشداردهنده جهت شناسایی بحران‌های مالی در ایران. *فصلنامه پول و اقتصاد*، ۲(۶): ۲۱۲-۱۶۹.
- طاهری بازخانه، صالح؛ احسانی، محمدعلی و گیلک حکیم‌آبادی، محمدتقی. (۱۳۹۷). بررسی رابطه پویا بین ادوار مالی با ادوار تجاری و شکاف تورم در ایران: کاربردی از تبدیل موجک. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۹(۳۳): ۱۴۰-۱۲۱.
- عطرکارروشن، صدیقه و محبوبی، مطهره‌سادات. (۱۳۹۵). استخراج شاخص وضعیت مالی برای ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲۴(۲): ۱۷۳-۱۴۷.
- فلاحی، فیروز و هاشمی دیزج، عبدالرحیم. (۱۳۸۹). رابطه علیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوییچینگ. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۷(۲۶): ۱۵۲-۱۳۱.
- قوام، محمدحسین؛ عبادی، جعفر و محمدی، شاپور. (۱۳۹۴). طراحی مدل هیبریدی هشداردهنده پیش از موعد بحران مالی برای اقتصاد ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۴(۱): ۶۸-۳۵.
- کلاسنس، استین؛ کاس، ام. آیهان و ترنس، مارکو ای. (۲۰۱۱). چرخه‌ها در بازار مالی. ترجمه لیلا علیزاده (۱۳۹۰). *فصلنامه تازه‌های اقتصاد*، ۹(۱۳۳)، ۱۵۱-۱۴۶.
- محدث، فخری. (۱۳۸۹). محاسبه شاخص قیمت دارایی‌ها و بررسی اثر آن بر تورم. *فصلنامه روند (روند پژوهش‌های اقتصادی)*، ۱۹(۶۰): ۶۱-۲۹.
- مهرگان، نادر و سلمانی، یونس. (۱۳۹۳). شوک‌های قیمتی پیش‌بینی نشده نفت و رشد اقتصادی در ایران: کاربردی از مدل‌های چرخشی مارکف. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۳(۱۲): ۲۰۸-۱۸۳.
- مهرگان، نادر؛ حقانی، محمود و سلمانی، یونس. (۱۳۹۱). تأثیر نامتقارن شوکهای قیمتی نفت بر رشد اقتصادی کشورهای OECD و OPEC با تأکید بر محیط شکل گیری شوک‌ها و تغییرات رژیمی. *مدل‌سازی اقتصادی*، ۶(۲۰): ۲۰-۱.
- نادری، مرتضی. (۱۳۸۲). ارایه نظام هشدار پیش از موعد برای بحران های مالی در اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۵(۴): ۱۷۴-۱۴۷.

- Abiad, M. A. (2003). *Early warning systems: A survey and a regime-switching approach* (No. 3-32). International Monetary Fund.
- Abou Nouri, E., & Erfani, A. R. (2008). Markov-switching model and the probability of prediction of the liquidity crisis within OPEC member countries. *Economic Research Review, 3(30)*, 153 – 174. (In Persian).
- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The life cycle hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *The American Economic Review*, 53(1), 55-84.
- Angelopoulou, E., Balfoussia, H., & D. Gibson, H. (2014). Building a financial conditions index for the Euro area and selected Euro area countries: What does it tell us about the crisis?. *Economic Modelling*, 38, 392-403.
- Atrkar Roshan, S., & Mahboubi, M. S. (2016). Financial Condition Index (FCI) extraction for Iran. *Journal of Economic Modeling Research*, 6(24), 147 – 173. (In Persian).
- Bakhtiyarzadeh, M. J. (2010). Investigating the causes and roots of the 2008 US economic crisis and providing solutions. *Commercial Surveys*, 38, 50 – 58. (In Persian).
- Brave, S., & Butters, R.A. (2011). Monitoring financial stability: A financial conditions index approach. *Economic Perspectives*, 35(1), 22-43.
- Castelnuovo, E., & Nisticò, N. (2010). Stock market conditions and monetary policy in a DSGE model for the U.S. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 34, 1700-31.
- Debuque-Gonzales, M., & Gochoco-Bautista, M. S. (2017). Financial conditions indexes and monetary policy in Asia. *Asian Economic Papers*, 16(2), 83-117. (In Persian).
- Du, J., Yu, R., & Lai, K. K. (2018). Identification and prediction of currency crisis: Markov Switching-Based approach. *The Singapore Economic Review*, 63, 1-32.
- Duprey, T., & Klaus, B. (2017). How to predict financial stress? An assessment of Markov switching models. *Bank of Canada Staff Working Paper, No. 2017-32.*
- Fakhri, M. (2012). The calculation of asset price index and analysis of its effect on inflation. *Trend (Trend of Economic Research), 19(60),* 29-61. (In Persian).
- Fallahi F., & Hashemi Dizadj A. (2010). Energy consumption-GDP relationship in Iran: a Markov switching approach. *Energy Economics Review, 7,* 131 – 152. (In Persian).
- Gaglianone, W. P., & Areosa, W. D. (2016). Financial conditions indicators for Brazil. *The Banco Central do Brasil Working Papers, No. 435.*
- Gauthier, C., Graham, C. & Liu, Y. (2004). Financial conditions indexes for Canada. *Bank of Canada Working Paper*, 4-22.
- Ghavam M. H., Ebadi, J., & Mohammadi, S. (2015). Designing of hybrid early warning model of financial crisis in Iran's economy. *Journal of Applied Economics Studies in Iran, 4(13),* 35 – 68. (In Persian).
- Goodhart, C., & Hofmann, B. (2001). Asset prices, financial conditions, and the transmission of monetary policy. In *conference on Asset Prices, Exchange Rates, and Monetary Policy, Stanford University* (pp. 2-3).
- Guichard, S., & Turner, D. (2008). Quantifying the effect of financial conditions on US activity. OECD Economics Department, *Working Papers No. 635.*
- Hagen, J.V., & Ho, T.K. (2007). Money market pressure and the determinants of banking crises. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(5), 1037-66.
- Koop, G., & Korobilis, D. (2014). A new index of financial conditions. *European Economic Review*, 71, 101-116.
- Ma, Y. & Chen, Y. (2014). Financial imbalance index as a new early warning indicator: Methods and applications in the Chinese economy. *China & World Economy*, 22(6), 64-86.

- Ma, Y., & Zhang, Y. (2016). Financial cycle, business cycle and monetary policy, evidence from four major economies. *International Journal of Finance & Economics*, 21(4), 502-527.
- Manning, M. J. F., & Shamloo, M. (2015). *A financial conditions index for Greece* (No. 15-220). International Monetary Fund.
- Mayes, D., & Virén, M. (2001). Financial conditions indexes. *Bank of Finland Discussion Paper,* No. 17.
- Mehregan, N., & Soleymani, Y. (2013). Unforeseen oil price shocks and economic growth in Iran: An application of Markov switching regression. *Iranian Energy Economics*, 3(12), 183 – 209. (In Persian).
- Mehregan, N., Haghani, M., & Salmani, Y. (2012). Asymmetric effects of oil price shocks on economic growth of OPEC and OECD by focusing on shocks setting and regime changes. *Economic Modelling,* 6(20), 1-20. (In Persian).
- Mishkin, F. S. (2001). *Financial policies and the prevention of financial crises in emerging market economies*. The World Bank.
- Moccero, D. N., Pariès M. D., & Maurin, L. (2014). Financial conditions index and identification of credit supply shocks for the Euro area. *International Finance*, 17(3), 297-321.
- Montagnoli, A., & Napolitano, O. (2004). Financial condition index and interest rate settings: a comparative analysis. *Istituto di Studi Economici Working Paper*, *8*, 2005.
- Naderi, M. (2004). An early warning system for detection of financial crises in the economy of Iran. *Iranian Economic Research*. 5(4), 147 – 174. (In Persian).
- Osorio, M. C., Unsal, D. F., & Pongsaparn, M. R. (2011). *A quantitative assessment of financial conditions in Asia* (No. 11-170). International Monetary Fund.
- Plašil, M., Seidler, J., & Hlaváč, P. (2016). A new measure of the financial cycle: Application to the Czech Republic. *Eastern European Economics*, 54, 296-318.
- Sayyadniya Taiebi, E., Shajari, H., Samadai, S., & Arshadi, A. (2011). Calculation of monetary and financial condition indicators using the principal component analysis method for Iran. *Money and Economy*, 2(6), 169 – 212. (In Persian).
- Swiston, A. (2008). *A US financial conditions index: putting credit where credit is due* (No. 8-161). International Monetary Fund.
- Taghizadeh, H., Zamanian, G. H., & Harati, J. (2016). Financial and monetary conditions index on the Iranian economy: principal component analysis. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 5(19), 29-57. (In Persian).
- Taheri Bazkhaneh, S., Ehsani, M. A., & Gilak Hakim Abadi, M. T. (2018). The investigating of the dynamic relationship between financial cycles with business cycles and the inflation gap in Iran. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 9(33), 121-140. (In Persian).
- Wahyudi, I., Luxianto, R., Iwani, N., & Sulung, A. (2011). Early warning system in ASEAN countries using capital market index return: modified Markov regime switching model. *Indonesian Capital Market Review (ICMR)*, *3*(1), 41-58.

پیوست:

جدول الف. آمار توصیفی متغیرهای به کار گرفته شده در تدوین شاخص مالی

متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره جارک - برآ[1]
Rp	۸/۹۷	۹/۰۰	۱۱/۰۰	۵/۰۰	۰/۵۵	-۰/۷۶	۲/۶۸	۱۰/۸ (۰/۰۰)
RR	-۱/۷	۰/۹۳	۱۱/۴۲	-۲۶/۸	۸/۲۷	-۱/۰۰	۳/۶۲	۱۹/۹۸ (۰/۰۰)
SP	۲/۰۰	۳/۴	۴/۶	-۴/۵۷	۲/۶۴	-۱/۲۲	۳/۰۳	۲۶/۹ (۰/۰۰)
CRD	۴۲/۱۹	۳۹/۲۳	۶۶/۱	۲۱/۵۹	۱۳/۹۳	۰/۰۴	۱/۶۱	۸/۷۵ (۰/۰۱)
EX	۱۱۵۴/۴۹	۸۵۰۲/۸	۳۸۶۷۹/۰	۱۳۶۶/۴	۱۰۶۶۱/۵۹	۱/۴۱	۳/۶۱	۳۷/۲۸ (۰/۰۰)
TEPIX	۱۶۷۶/۵۵	۸۴۱۱/۵	۸۶۹۵۷/۱	۱۳۹/۸۲	۲۴۰۷۸/۰۸	۱/۷	۴/۴۹	۵۵/۸۷ (۰/۰۰)
BAL	۴۹۷۵۲/۷	۶۱۷۹۴/۱۱	۲۵۱۲۶۰۰	-۱۱۰۰/۹	۷۴۲۴۵۰	۱/۶۲	۴/۳۹	۵۵/۸۷ (۰/۰۰)
HP	۵۵/۱	۳۱/۹۵	۲۰۱/۶	۲/۲	۵۶/۸۶	۱/۰۷	۳	۲۰/۷۹ (۰/۰۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Jarque-Bera

دوفصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)
سال هفتم، شمارهٔ اول، بهار و تابستان ۱۳۹۸ (پیاپی ۱۹)

مقالهٔ پژوهشی

آزادی اقتصادی و رشد، مقایسه کشورهای منطقه خاورمیانه و اتحادیه اروپا[1]

حبیب انصاری سامانی[2] و نوید علیزاده اوجقاز[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۱/۲۱
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۴/۱۹

چکیده

رشد اقتصادی و عوامل مؤثر بر آن، یکی از موضوعات مهم علم اقتصاد در هر برهه زمانی بویژه در دهه‌های اخیر بوده است. با توجه به اهمیت موضوع، در ابتدا عوامل فیزیکی از قبیل نیروی کار و سرمایه در تحلیل‌های اقتصادی مورد توجه بود، اما از چند دهه گذشته، عوامل نهادی همچون آزادی اقتصادی نیز مورد توجه قرار گرفته و امروزه بیشتر اقتصاددانان و از جمله اقتصاددانان نهادگرا، به نقش مهم آزادی اقتصادی در تحلیل‌های اقتصادی پی برده‌اند. در همین راستا، این مطالعه بر آن است تا تأثیر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی در دو منطقه اقتصادی مهم جهان یعنی کشورهای منطقه خاور میانه و اتحادیه اروپا را با استفاده از روش رگرسیونی داده‌های تابلویی در دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار دهد. داده‌های مورد استفاده، به صورت داده‌های تابلویی نامتوازن بوده و برای نتیجه‌گیری بهتر، از چندین متغیر مستقل و برای تخمین مدل از روش حداقل مربعات تعمیم

---

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/EDP.2020.26106.1210
۲. استادیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد؛ ha.ansarisa@gmail.com
۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی از دانشگاه یزد (نویسنده مسئول)؛ alizadeh.navid@chmail.ir

یافته (GLS) استفاده شده است. نتایج تحقیق حاضر، نشان می‌دهد آزادی اقتصادی دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه خاور میانه و اتحادیه اروپا در دوره زمانی مورد مطالعه بوده، اما میزان این تأثیرگذاری در کشورهای منطقه خاورمیانه، بیشتر از کشورهای منطقه اتحادیه اروپا است که نشانگر نقش مهم آزادی اقتصادی در ایجاد فضا و بستری مناسب برای ارتقاء رشد اقتصادی و ضرورت توجه به آن، در سیاست‌گذاری اقتصادی کشورهای منطقه خاور میانه و خصوصاً جمهوری اسلامی ایران جهت نیل به رشد اقتصادی مطلوب و پایدار است.

واژگان کلیدی: آزادی اقتصادی، رشد اقتصادی، منطقه خاورمیانه، اتحادیه اروپا، داده‌های تابلویی
طبقه‌بندی JEL: C51, O5, O47

۱. مقدمه

امروزه یکی از موضوعات مهمی که در کانون توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی، فارغ از هرگونه گرایش فکری و مکتبی وجود دارد، مسأله رشد اقتصادی است. تأملی پیرامون نظریه‌های اولیه در حوزه علم اقتصاد، نشان می‌دهد اگرچه مسأله رشد و دامنه موضوعی آن، در گذشته، با تعاریف و عناوین گوناگون در میان اندیشمندان اقتصادی مورد توجه بوده است، اما طی چند دهه گذشته، با بسط و توسعه نظریات اقتصادی از یک‌سو، پیشرفت‌های مطالعات در حوزه اقتصاد توسعه از سویی و همچنین پیدایش روش‌های نوین در انجام مطالعات اقتصادی، این موضوع مورد توجه اساسی اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گرفته است. اکنون با عنایت به این موضوع که رشد اقتصادی، یکی از شاخص‌های مهم و اساسی در ارزیابی وضعیت اقتصادی کشورهای جهان است، اقتصاددانان جوامع مختلف می‌کوشند با ارائه و تدوین نظریات خود در حوزه اقتصاد رشد، بینشی جامع و فراگیر درباره علل تفاوت رشد اقتصادی در بین کشورها و مناطق مختلف جهان را فراهم آورده و تحلیلی جامع از علل این تفاوت‌ها ارائه دهند.

با این وجود، به پیروی از اقتصاددانان نهادگرا، می‌باید در ریشه‌یابی و تبیین علل تفاوت رشد اقتصادی بین کشورهای جهان، به مطالعه عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی پرداخت. می‌توان در یک تقسیم‌بندی کلی، عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی را در دو دسته کلی طبقه‌بندی نمود. دسته‌ای از این عوامل همچون نرخ پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، رشد عوامل تولید و سرمایه انسانی، از جمله عواملی هستند که از آنها به‌عنوان عوامل اقتصادی مؤثر بر رشد اقتصادی نام برده می‌شود. دسته ای دیگر نیز شامل عواملی همچون حکمرانی، سیاست خارجی، ثبات سیاسی، حاکمیت نظم و قانون، تضمین قراردادها، میزان فساد دستگاه اداری، حقوق مالکیت و آزادی اقتصادی هستند که از آنها به‌عنوان عوامل غیراقتصادی مؤثر بر رشد اقتصادی نام برده می‌شود.

در بررسی و تحلیل عوامل غیراقتصادی مؤثر بر رشد اقتصادی، به نظر می‌رسد، آزادی اقتصادی علاوه بر اینکه به عنوان یک بستر و پیش‌نیاز اساسی برای توسعه و بهبود سایر عوامل غیراقتصادی مؤثر بر رشد اقتصادی مطرح است، از سویی دیگر، یکی از عواملی است که از چند دهه اخیر، جایگاه حساس و ویژه‌ای بین اهداف اقتصادی و سیاسی کشورهای جهان پیدا کرده است. در این خصوص، بررسی و انجام مطالعات تجربی و میدانی توسط پژوهشگران حوزه اقتصاد سیاسی و اقتصاد بین‌الملل در نقاط مختلف جهان، حاکی از آن است که بهبود و ارتقاء وضعیت آزادی اقتصادی، علاوه بر اینکه می‌تواند شاخص‌های خرد و کلان اقتصادی و بخش عرضه اقتصاد را در یک کشور ارتقاء دهد، لیکن از سویی دیگر، می‌تواند حضور موفق، فعال و رقابتی یک کشور را در بازارهای منطقه‌ای و بین‌المللی فراهم نموده و از این طریق، مسیر دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی را در یک کشور هموار نماید.

با این توصیف، از پیش‌نیاز بودن آزادی اقتصادی برای دستیابی به رشد اقتصادی مطلوب در یک کشور، مروری بر فضای اقتصاد و سیاست جهان طی دو دهه اخیر، نشان می‌دهد با اوج‌گیری و افزایش تنش‌های سیاسی و اقتصادی همچون جنگ، ظهور داعش، وقوع بحران های مالی، کاهش ارزش سهام و عملکرد نامطلوب نظام اقتصاد سرمایه‌داری و افت و خیزهای حاصل از آن در بخش‌های حساسی از جهان همچون منطقه خاورمیانه و اتحادیه اروپا و بروز اثرات نامطلوب اقتصادی و سیاسی حاصل از آن طی دو دهه اخیر، احتمالا مقوله آزادی اقتصادی و شاخص‌های ارزیابی آن، از روند مطلوب و قابل قبولی برخوردار نبوده است، لذا با قبول این واقعیت که بهبود و ارتقاء وضعیت آزادی اقتصادی در یک کشور، می‌تواند با ایجاد پیوندی محکم در بخش های مختلف اقتصادی و سیاسی کشورهای جهان، زمینه ساز افزایش تعاملات و همکاری‌های اقتصادی و منطقه‌ای گردیده و روند دستیابی به رشد اقتصادی مطلوب را سرعت بخشد.

در این پژوهش، هدف آن است تا تأثیر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی را در دو منطقه اقتصادی مهم جهان یعنی کشورهای منطقه خاورمیانه شامل ۲۰ کشور[۱] و کشورهای منطقه اتحادیه اروپا[۲] شامل ۲۸ کشور که دارای اهمیت استراتژیک در ثبات کلان اقتصادی و سیاسی جامعه بین‌الملل هستند را در دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ با استفاده از روش رگرسیونی داده‌های

---

۱. شایان‌ذکر است هنوز اجماع کاملی در بین اندیشمندان حوزه‌های مختلف در مورد محدوده، قلمرو جغرافیایی، ترکیب و تعداد کشورهای منطقه خاورمیانه وجود ندارد؛ ولی به‌طورکلی، کشورهای این منطقه، عبارت‌اند از: ایران، اردن، فلسطین اشغالی، امارات متحده عربی، بحرین، ترکیه، سوریه، عراق، عربستان سعودی، عمان، قطر، کویت، لبنان، مصر، یمن، الجزایر، تونس، لیبی و مراکش.

۲. این منطقه، شامل کشورهای آلمان، اتریش، اسپانیا، استونی، اسلواکی، اسلوونی، ایتالیا، ایرلند، بلژیک، بلغارستان، بریتانیا، جمهوری پرتغال، جمهوری چک، دانمارک، رومانی، سوئد، فرانسه، فنلاند، قبرس، کرواسی، لتونی، لوکزامبورگ، لهستان، لیتوانی، مالت، مجارستان، هلند و یونان می‌باشد.

تابلویی، مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گیرد. مطالعه این دو منطقه از حیث وضعیت آزادی اقتصادی و رشد، می‌تواند زمینه‌ای برای بهبود سیاست‌گذاری در کشورهای مورد مطالعه از جمله جمهوری اسلامی ایران که نقشی بسیار مهم و اساسی در مناسبات اقتصادی و سیاسی منطقه خاورمیانه ایفا می‌کند را ارائه نماید.

در این راستا، مقاله حاضر در شش بخش تنظیم می‌گردد. پس از مقدمه، بخش دوم، به ذکر مبانی نظری موجود در این حوزه می‌پردازد. بخش سوم، خلاصه‌ای از مطالعات انجام‌شده مرتبط با موضوع تحقیق را به تصویر می‌کشد. بخش چهارم، به بیان روش انجام پژوهش حاضر می‌پردازد. بخش پنجم، به برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج حاصل از آن، و درنهایت بخش پایانی، به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری از مجموع مطالب این مقاله اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

بررسی نظریه‌ها و مدل‌های رشد ارائه شده از دهه ۱۹۵۰ به بعد، نشان می‌دهد اقتصاددانان در مدل‌های اولیه رشد، با ثابت فرض کردن عواملی همچون تکنولوژی، ریشه و علل تفاوت در نرخ رشد اقتصادی کشورها را در نرخ پس‌انداز و رشد عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه) جستجو کرده‌اند (برومند و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۱). در این رابطه، می‌توان به مطالعات هارود و دومار[1] که با ارائه اولین الگوی ساده رشد که در آن، تنها عوامل کار و سرمایه وجود داشته و پیشرفت تکنولوژی چندان مطرح نیست، اشاره کرد (دادگر، ۱۳۸۹: ۵۲۵). همچنین در ادامه، سولو و سوان[2]، با متغیر دانستن جانشینی نیروی کار و سرمایه و با کمک الگوی هارود-دومار، به طراحی اولین الگوی رشد نئوکلاسیک پرداخته و پس از آن، در فاصله سال‌های ۱۹۵۶ و ۱۹۷۰، اقتصاددانان به پالایش و توسعه الگوی رشد نئوکلاسیک تدوین شده از سوی سولو و سوان، مبادرت کرده‌اند (دادگر، ۱۳۸۹: ۵۲۵).

در دومین مرحله مطالعه عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی، اقتصاددانان سعی کردند با کنترل مدل نسبت به عوامل دیگری همچون سرمایه انسانی، میزان توسعه‌یافتگی بخش مالی و ماهیت و کیفیت سیاست‌های اقتصاد کلان در کشورهای مختلف، میزان پسماند توضیح داده نشده را به حداقل برسانند (برومند و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۱). با این وجود در این مسیر، به‌رغم اینکه تفاوت کارکرد فناوری در کشورها و مناطق مختلف در نظر گرفته شد، ولی بازهم پسماند توضیح داده نشده قابل‌توجه بود (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۴:۱۲۰). در این رابطه، می‌توان به تحقیقات بارو[3]، استرلی و لوین[4] که در آنها علی‌رغم اینکه طیف گسترده‌ای از متغیرها در آن کنترل‌شده، ولی

1. Harud & Dormar
2. Solo & Swan
3. Baro
4. Sterly & Levin

دلیل رشد اقتصادی اندک برخی کشورها و مناطق، همچنان بدون توضیح باقی‌مانده است، اشاره کرد.

در سومین مرحله، پژوهشگران توجه خود را به عوامل غیراقتصادی مؤثر بر رشد اقتصادی متمرکز کردند. توجه به عوامل غیراقتصادی به‌عنوان منشأ دیگری برای ناهمگنی کشورها، این پرسش را مطرح ساخت که چه ارتباطی میان نهادها با رشد اقتصادی وجود دارد (برومند و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۱). رنانی در این باره، معتقد است که برخلاف باورهای مرسوم که تحقق رشد اقتصادی را یا مستلزم دولتی شدن اقتصاد و یا بازاری شدن اقتصاد می‌دانند، اقتصاد نهادگرایی جدید، بر این باور است که اقتصاد باید ترکیب بهینه‌ای باشد از نهادهای بازاری و نا بازاری، یا با واژگان کلاسیک: ترکیبی از بازار، دولت و بنگاه؛ اما این مجموعه نهادها، باید به‌گونه‌ای ترکیب شوند که نه‌تنها هزینه مبادله (در قراردادهای خصوصی میان کارگزاران اقتصادی) و سواری مجانی (در تصمیمات جمعی) را حداقل سازند (که برای کارآیی تخصیصی بازار ضروری است)، بلکه دیگر شاخص‌های عملکرد اقتصاد (همچون آزادی، عدالت توزیعی، مروت و همدردی، امنیت و ...) را نیز بهبود بخشند (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۲۱-۱۲۰ به نقل از رنانی، ۱۳۷۶: ۱۶).

همچنین عاصم اوغلو و رابینسون[1] در کتاب خود با عنوان «چرا کشورها سقوط می‌کنند: ریشه‌های قدرت، شکوفایی و فقر»، به این مسأله تأکید دارند که جوامع با کارکرد نامناسب، به دولت‌هایی ناموفق تبدیل می‌شوند، اما می‌توان در این باره کاری کرد. می‌توان دولت‌هایی با زیرساخت نظم و قانون داشت که مردم با اطمینان و آرامش به انجام کسب و کار پرداخته و به خدمات عمومی متکی باشند، اما اراده سیاسی برای این کار وجود نداشته و نیازی به وجود ارتش و نظامیان برای اجرای چنین طرح و برنامه هایی نیست، بلکه آنچه لازم است وجود یک نظام اداری کارا و توانمند است تا بنیان‌های نهادی بازارها را برپا سازد (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۲۰).

بنابراین، می‌توان گفت که یکی از مهم‌ترین پیش‌نیازها و بسترهای ضروری برای دستیابی به رشد اقتصادی مطلوب در یک کشور، وجود شرایط بهینه‌ای از حداقل‌های اقتصادی است که از آن، به عنوان آزادی اقتصادی نام برده می شود که در ادامه، به ارائه توضیحاتی پیرامون این مسأله پرداخته می‌شود.

۱-۲. آزادی اقتصادی

۱-۱-۲. مفهوم آزادی اقتصادی

علی‌رغم اینکه آزادی اقتصادی، یکی از اصول مهم در ارزیابی میزان توسعه یافتگی اقتصاد کشورها است (شاه‌آبادی و بهاری، ۱۳۹۳)، ولی با این وجود، مفهوم آزادی اقتصادی از قرن‌ها

1. Acemoglu & Robinson

پیش مورد مباحثه قرار گرفته، به‌نحوی‌که از قرن هیجدهم بـه بعـد و ظهـور عرصـه‌هـای نـوین اقتصادی، این بحث تشدید شده است. توجه به تعـاریف و تفاسـیر فراوانـی کـه از آزادی وجـود دارد، نشان می‌دهد آزادی به معنای وسیع آن، مقوله‌ای است که دارای مفاهیمی چندان روشـن و شفاف نبوده، ولی آزادی اقتصادی تعریف نسبتاً دقیق و روشنی دارد (متفکـر آزاد و همکـاران، ۱۳۹۲: ۸۰).

مطابق نظر فریدمن، آزادی اقتصادی تنها به معنی وجود یک بازار آزاد و یا حذف نیاز مـردم به دولت نیست، بلکه از دید وی، وجود دولت، هم از نظر تعیین قواعد بازی و هم، به‌عنوان نـاظر در زمینه تفسیر و اجرای قواعد تصمیم‌گیری شده ضروری است. آنچه بازار انجام می‌دهـد، ایـن است که طیف موضوعاتی را که باید در زمینه آنها تصمیم‌گیری شـود، از طریـق ابـزار سیاسـی، کاهش دهد و میزان مشارکت دولت در بازی را تا حد امکان به حداقل برساند (هیبتـی، ۱۳۸۷: ۳۱).

در تعریفی، «آزادی اقتصادی، به معنای آزاد بودن افراد در دخل و تصرف، معاوضه، مبادله و واگذاری دارایی‌های شخصی‌شان است که از طریق قانونی به دست آورده‌انـد». منظـور از آزادی اقتصادی، داشتن حق اشتغال، انتخاب نوع شغل، محـل، مـدت و زمـان اشـتغال، حـق مالکیـت نسبت به درآمد و دارایی، حق افزودن به دارایی از راه مبادلات و دادوستد بازرگانی، حق مصرف و بهره‌برداری از درآمد و دارایی، مطابق تمایـل و اراده مالـک و بـالاخره حـق ارث بـردن و ارث گذاردن دارایی‌ها می‌باشد (متفکر آزاد و همکاران، ۱۳۹۲: ۸۰ به نقل از دفتر همکـاری حـوزه و دانشگاه). همچنین بنیاد هریتیج[1] آزادی اقتصادی را معیاری می‌داند که طبق آن، افـراد آزادنـد به تولید، توزیع و مصرف کالاهـا و خـدمات بپردازنـد. لـذا بـه عقیـده طراحـان شـاخص آزادی اقتصادی بنیاد هریتیج، ازآنجایی‌که آزادی به‌عنوان نبود الزام، فشار و یـا محـدودیت در انتخـاب عمل است و اقتصاد مرتبط با تولیـد، توزیـع و مصـرف کالاهـا و خـدمات مـی‌باشـد، از ایـن رو، می‌توان آزادی اقتصادی را به‌صورت نبود تحمیل و یا محدودیت بر تولید، توزیع و مصرف کالاها و خدمات تعبیرکرد (جانسون و همکاران[2]، ۲۰۰۰: ۱۲۱).

در تعریف دیگری، آزادی اقتصادی، عبارت است از اینکـه فـرد در مـوقعیتی بـرای انتخـاب روشی است که با آن خود را در کلیت جامعه ادغام کند (هارشبرگر[3]، ۲۰۰۲)

همچنین بیچ و دریسکول[4] نیز در تعریفی دیگر، آزاد اقتصادی را به چهار جز اصـلی تقسـیم می‌کنند: ۱- حقوق مرتبط با دارایی که به‌صورت قانونی کسـب شـده‌انـد؛ ۲- آزادی شـرکت در مبادلات داوطلبانه در داخل و خارج از مرزهای کشور؛ ۳- عـدم کنتـرل‌هـای دولتـی در حیطـه

1. Heritage Foundation
2. Johnson *et al.*
3. Harshbarge
4. Beach & Driscoll

مبادلات افراد؛ ۴- در امان بودن دارایی‌های افراد از مصادره دولتی (متفکر آزاد و همکاران، ۱۳۹۲: ۸۱).

بنابراین به‌طورکلی، آنچه از تعاریف فوق دریافت می‌شود، آن است که مقوله آزادی اقتصادی، چیزی جز تأکید بر محترم شمردن مالکیت فردی یا خصوصی نبوده و بنابراین، محدوده‌ای را که در آن، اقتصاد بر مبنای وجود شرایط بازار عمل می‌کند را مشخص می‌نماید. ازاین‌رو، افراد مالک دارایی‌های خود در امور مربوط به مصرف، مبادله و یا نگهداری بوده و هیچ مانعی همچون دولت، نمی‌باید فعالیت آنها را محدود نماید، به‌شرط آنکه این دارایی‌ها از طریق راه‌های غیرقانونی به دست نیامده باشد و از این طریق، مبادله نگردد. لذا در ارتباط با وظیفه دولت، هم در این رابطه می‌توان گفت که یکی از وظایف دولت، حفظ دارایی‌های افراد است، به‌نحوی‌که مداخله دولت بیش‌ازحد نباشد و آزادی اقتصادی، محدود نگردد.

۲-۱-۲. شاخص‌های آزادی اقتصادی

در اغلب مطالعات تجربی برای کمی کردن و اندازه‌گیری آزادی اقتصادی کشورها، چند شاخص مختلف ارائه شده، که شاخص مؤسسه فریزر[1] و بنیاد هریتیج از مهم‌ترین آنها است. هر یک از این شاخص‌ها، دربرگیرنده چند زیر شاخص است که هریک از آن زیرشاخه‌ها نیز خود از مؤلفه‌های دیگری تشکیل شده‌اند (شاه‌آبادی و صادقی، ۱۳۹۴: ۸۳-۸۲).

در این پژوهش، با توجه به اینکه آمارهای کشورهای موردمطالعه در دوره موردنظر در بنیاد هریتیج کامل‌تر می‌باشد، لذا از آمارهای منتشرشده توسط این سازمان استفاده می‌گردد.

شاخص آزادی اقتصادی بنیاد هریتیج، اولین بار در دهه ۱۹۸۰ مطرح شده و هدف از معرفی آن، بسط یک شاخص برای اندازه‌گیری تجربی سطح آزادی اقتصادی در کشورهای جهان بوده، و بدین منظور، مجموعه‌ای از معیارهای اقتصادی در نظر گرفته شده و از سال ۱۹۹۴ این معیار برای درجه‌بندی کشورهای مختلف در انتشار سالانه شاخص آزادی اقتصادی، مورداستفاده قرار گرفته است. تهیه‌کنندگان این شاخص، معتقدند که این شاخص، تنها فهرست تجربی امتیازات کشورها نبوده، بلکه تحلیلی دقیق از عواملی است که بیشترین نقش را در نهادینه کردن رشد اقتصادی دارند و بسیاری از نظریه‌های موجود درباره ریشه‌ها و عوامل توسعه اقتصادی در نتایج مطالعات لحاظ شده‌اند. برای مثال، در گزارش سال ۱۹۹۹ آمده است که کشورهایی که بیشترین آزادی اقتصادی را دارند، با داشتن بالاترین نرخ‌های رشد اقتصادی، موفق‌تر از کشورهای دیگر عمل کرده‌اند (متفکر آزاد و همکاران، ۱۳۹۲: ۸۱). همچنین شاخصی که برای اندازه‌گیری وضعیت آزادی اقتصادی توسط بنیاد هریتیج استفاده می‌شود،

1. Fraser Institute

به‌صورت میانگین ساده‌ای از ده شاخص دیگر محاسبه می‌شود. لذا این ده شاخص به کار برده شده توسط این مؤسسه به‌گونه‌ای انتخاب‌شده‌اند که، هم روابط و عملکرد خارجی کشورها و هم، عملکرد و وضعیت داخلی کشورها را مورد بررسی قرار دهند. در ادامه، به توضیح شاخص‌های ده‌گانه مورداستفاده بنیاد هریتیج، پرداخته می‌شود.

۱. آزادی کسب و کار: توانایی افراد در خلق، انجام و یا اتمام آسان و سریع یک فعالیت تجاری است؛ که در این مورد، قوانین و مقررات سنگین و اضافی، از مهم‌ترین موانع آزادی کسب و کار محسوب می شود.

۲. آزادی تجارت: که یک شاخص ترکیبی بوده و مستلزم نبود موانع و محدودیت‌های تعرفه‌ای و غیر تعرفه‌ای است. وجود موانع و محدودیت‌های تعرفه‌ای و غیر تعرفه‌ای، باعث محدودیت صادرات و واردات کالاها و خدمات می‌گردد.

۳. آزادی مالی: این شاخص، دربرگیرنده هزینه‌های دولت از بخش درآمدی آن بوده و همچنین هزینه‌های مالیاتی را برحسب بالاترین نرخ مالیات بر درآمد و هم، کل مالیات را به‌صورت بخشی از GNP در نظر می‌گیرد.

۴. مخارج دولتی: این شاخص، دربرگیرنده همه مخارج دولت از قبیل مخارج مصرفی، پرداخت‌های انتقالی و بنگاه‌های دولتی است. در یک حالت ایده آل، یک دولت باید کالاهای عمومی را با دخالت در اقتصاد تولید کند.

۵. آزادی پولی: که شاخصی برای اندازه‌گیری ثبات قیمت‌ها می‌باشد. وجود تورم و کنترل قیمت‌ها در اقتصاد، باعث اخلال در عملکرد بازار می‌شود. ثبات قیمت‌ها و عدم دخالت در اقتصاد، برای بازار آزاد ضروری است.

۶. آزادی سرمایه‌گذاری: شاخصی برای ارزیابی جریان آزاد سرمایه در اقتصاد بوده و این شاخص به‌طور خاص، دربرگیرنده جریان آزاد سرمایه‌گذاری خارجی است.

۷. آزادی بازار مالی: شاخصی برای اندازه‌گیری میزان استقلال بانک‌ها از دولت است. مالکیت دولت بر بانک‌ها و مؤسسات مالی دیگر همچون بیمه و بازار سرمایه، باعث کاهش کارآیی این مؤسسات می‌شود و در بازار سرمایه آزاد، جایی ندارد.

۸. حقوق مالکیت: به معنای توانایی افراد در انباشت دارایی خصوصی است و به‌وسیله قوانین روشنی که توسط دولت وضع می‌گردد، حمایت می‌شود.

۹. آزادی از فساد: بنای این شاخص بر مبنای داده‌های کمی بوده و میزان فساد در محیط اقتصادی و کسب و کار را اندازه‌گیری می‌کند و شامل فساد مربوط به قوانین دولتی، فساد اداری و فساد قضایی است.

۱۰. آزادی نیروی کار: این شاخص، میزان آزادی نیروی کار همچون آزادی کارگران و بنگاه‌ها را در تعامل باهم و در شرایطی که دخالت دولت وجود ندارد، بررسی می‌کند. درنهایت، با محاسبه میانگین وزنی به‌دست‌آمده از ده متغیر اصلی مختلف، شاخص آزادی اقتصادی برای

هر کشور به دست می‌آید که مقدار آن، بین صفر تا صد تعیین شده است، و هرچه این عدد بزرگ‌تر و به صد نزدیک‌تر باشد، نشان از وجود آزادی اقتصادی بیشتر در آن کشور دارد. در گزارش‌های منتشره توسط بنیاد هریتیج، کشورها از نظر آزادی اقتصادی، به پنج سطح زیر دسته‌بندی می‌شوند. در جدول شماره (۱) رتبه‌بندی کشورها از لحاظ آزادی اقتصادی آورده شده است.

جدول ۱. رتبه‌بندی کشورها از لحاظ آزادی اقتصادی

امتیاز	کشور ازلحاظ اقتصادی
امتیاز ۸۰ تا ۱۰۰	اقتصادکاملاً آزاد
امتیاز ۷۰ تا ۸۰	اقتصاد عمدتاً آزاد
امتیاز ۶۰ تا ۷۰	اقتصاد تقریباً آزاد
امتیاز ۵۰ تا ۶۰	اقتصاد تقریباً غیرآزاد
امتیاز کمتر از ۵۰	اقتصاد سرکوب‌شده

ماخذ: The Heritage Foundation (2018)

۲-۲. تأثیرآزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی

آزادی اقتصادی، تأثیرات شگرفی بر متغیرهای کلان اقتصادی همچون رشد اقتصادی دارد؛ به‌طوری‌که می‌توان ادعا کرد که راز پیشرفت‌های عظیمی که جهان در طول دو قرن اخیر شاهد آن بوده، آزادی اقتصادی و اجزاء مرتبط به آن، مانند آزادی تجارت است (بابکی و سلیمی فر، ۱۳۹۳: ۱۲۸). به‌طورکلی، چهار دلیل عمده برای آنکه آزادی اقتصادی منجر به رشد اقتصادی بیشتر می‌شود، عبارت‌اند از:

۱. وجود امنیت برای حقوق مالکیت و همچنین پایین بودن مالیات‌ها، سبب می‌شود تا افراد به کارهایی اقدام نمایند که کاراتر باشد، از این رو، افزایش کارآیی، به رشد اقتصادی بیشتر منجر خواهد شد.

۲. آزادی بیشتر در مبادلات، موجب توسعه فنون و افزایش تخصصی شدن و بازده اقتصادی می‌گردد، بنابراین، توسعه فنون و بازده اقتصادی، به افزایش رشد اقتصادی منجر خواهد شد.

۳. آزادی ورود و رقابت در بازارها، به افزایش کارآیی و سود بیشتر منجر می‌شود و منابع به‌سوی فعالیت‌هایی که بیشترین عملکرد را دارند، هدایت می‌گردد.

۴. هنگامی‌که آزادی اقتصادی وجود دارد، تشکیلات تجاری و نیز اقتصاد، به کشف‌های جدید در مدیریت اقتصادی و بهبود تکنولوژی و شیوه‌های بهتر تولید تشویق می‌گردد، لذا فرصت‌هایی که قبلاً مورد چشم‌پوشی واقع می‌شدند، به منابع اصلی برای رشد اقتصادی تبدیل می‌شدند (مؤسسه تحقیقاتی تدبیر اقتصاد، ۱۳۸۲: ۲۵-۲۳؛ شهنازی، ۱۳۸۴: ۳۶). لذا ازلحاظ نظری، انتظار می‌رود که آزادی اقتصادی بیشتر، به رشد اقتصادی بیشتر منجر گردد. به عبارتی،

انتظار می‌رود آزادی اقتصادی، تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته باشد. علاوه بر این، آزادی اقتصادی همانند سایر متغیرهای اقتصادی، از چند طریق می‌تواند بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارد.

یکی از پیامدهای آزادی اقتصادی، کوچک شدن حجم دولت است. ازآنجاکه تولیدات دولتی غالباً از طریق روش‌های غیرکارا به دست می‌آیند، با ورود بخش خصوصی و کاهش هزینه‌ها و همچنین ارتقاء کالاها و خدمات در بخش خصوصی نسبت به بخش دولتی، حجم دولت در موارد غیرضروری کاهش می‌یابد. کوچک شدن دولت، هزینه‌های توزیعی و تخصیصی عظیمی را که دولت متحمل می‌شود، کاهش داده و موجب کاهش کسری بودجه دولت می‌شود. به‌علاوه، ورود دولت به فعالیت‌های غیرضروری، موجب درگیر شدن قسمت عظیمی از منابع و مدیریت دولتی در این بخش‌ها شده و موجب کاهش تمرکز و کیفیت نظارت دولت بر بخش‌های اقتصادی می‌گردد. حال‌آنکه آزادی اقتصادی و کاهش مداخلات غیرضروری دولت، از این طریق نیز به شکوفایی بخش خصوصی و لذا بهتر شدن عملکرد اقتصادی این بخش می‌انجامد (شاه‌آبادی و صادقی، ۱۳۹۴: ۸۲، به نقل از کارلسون و لوندستروم[1]، ۲۰۰۱؛ آشبی و سوبل[2]، ۲۰۰۸ و آشبی و همکاران[3]، ۲۰۱۰).

علاوه بر این، آزادی اقتصادی با کاهش زمینه‌های تورم و افزایش ثبات اقتصادی، ریسک سرمایه‌گذاری را کم کرده و امنیت سرمایه را بالا می‌برد و موجب افزایش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی می‌شود. افزایش سرمایه‌گذاری نیز با فراهم کردن منابع مالی برای تولید، به تولید ناخالص داخلی کمک می‌نماید. همچنین آزادی اقتصادی با گسترش فضای رقابتی، به تخصیص بهینه منابع تولیدی کمک کرده و با افزایش بهره‌وری، به ارتقا توان رقابت‌پذیری بنگاه‌ها و کشورها کمک شایانی می‌کند (شاه‌آبادی و صادقی، ۱۳۹۴: ۸۴، به نقل از بهکیش، ۱۳۸۹).

۳. پیشینه تحقیق

۳-۱. مطالعات خارجی

داکولیاس و اولوباس اوغلو[4] (۲۰۰۶) در مقاله‌ای، به بررسی اثر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی ۸۲ کشور در دوره زمانی ۱۹۹۹-۱۹۷۰ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مقاله، بیانگر آن است که یک رابطه مثبت و مستقیم میان آزادی اقتصادی و رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین آزادی اقتصادی از طریق تأثیر بر تشکیل سرمایه فیزیکی، به‌صورت غیرمستقیم، تأثیرگذاری مثبت بر رشد اقتصادی دارد.

---

1. Carlsson & Lundstrom
2. Ashby & Sobel
3. Ashby *et al.*
4. Doucouliagos & Ulubasoglu

هن[1] (۲۰۱۰) در مطالعه‌ای، به بررسی روند رابطه بین آزادی اقتصادی و رشد اقتصادی در کشورهای چین و ویتنام پرداخته است. در اولین بخش این مطالعه، محقق به صورت نظری، اجرای آزادی اقتصادی به مدت دو دهه و اثر مثبت آن بر رشد اقتصادی و افزایش سطح زندگی مردم در این دو کشور را بررسی و تحلیل نموده و در بخش دوم، به تبیین رابطه بین آزادی اقتصادی و رشد اقتصادی در قالب یک مدل رگرسیونی پرداخته و رابطه مستقیم و مثبتی را بین این دو تأیید کرده است.

آیسن و ویگا[2] (۲۰۱۱)، به بررسی تأثیر آزادی اقتصادی و ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی ۱۶۹ کشور در دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۶۰ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه، نشان می‌دهد که درجه بالایی از بی ثباتی سیاسی با رشد اقتصادی توأم بوده و از طریق کاهش بهره وری، سبب کند شدن نرخ رشد اقتصادی می گردد. آنها همچنین بیان می‌دارند که شاخص‌هایی همچون آزادی اقتصادی، سرمایه‌گذاری، نرخ ثبت‌نام ابتدایی، ساختار قضایی و امنیت حقوق مالکیت، رابطه مثبت و معناداری با رشد اقتصادی دارند.

گورگل و لچ[3] (۲۰۱۱) در مطالعه ای، به بررسی ساختار رابطه علی بین آزادی اقتصادی و رشد اقتصادی در ده کشور منتخب اتحادیه اروپا در دوره زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق، نشان می‌دهد اگرچه آزادی اقتصادی یکی از فاکتورهای مهم و اثرگذار بر رشد اقتصادی می‌باشد، اما رشد اقتصادی، تأثیر کمتری در آزادی اقتصادی دارد.

سبولا[4] (۲۰۱۱) در مطالعه‌ای، به بررسی تأثیر ۱۰ شاخص آزادی اقتصادی بنیاد هریتیج و شاخص ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی در کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[5] در دوره زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۳ با استفاده از روش داده های تابلویی، پرداخته است. نتایج حاصل از این مطالعه، نشان می‌دهد شاخص‌های ده‌گانه بنیاد هریتیج، تأثیر مثبتی بر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان معیار برآورد کننده رشد اقتصادی گذاشته، همچنین ثبات سیاسی نیز تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه داشته است.

هریستوا[6] (۲۰۱۲) در پژوهشی، به بررسی تعیین جهت علیت میان آزادی اقتصادی و رشد اقتصادی در ۹۱ کشور منتخب در دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۵ پرداخته است. نتایج حاصل از این تحقیق، نشان می دهد که جهت علیت میان آزادی اقتصادی و رشد اقتصادی پیچیده و چندبعدی بوده و شاخص‌های مختلف آزادی اقتصادی، روابط مختلفی با رشد اقتصادی دارند.

---

1. Hanh
2. Aisen & Veiga
3. Gurgul & Lach
4. Cebula
5. Organisation for Economic Co-operation and Development
6. Hristova

کلیچ و اریکا[1] (۲۰۱۴) در پژوهشی، با استفاده از شاخص آزادی اقتصادی بنیاد هریتیج، به بررسی تأثیر آزادی اقتصادی و نرخ تورم بر رشد اقتصادی ۲۳ کشور با درآمد متوسط به بالا در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۵ با استفاده از روش رگرسیونی داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق، نشان می‌دهد که آزادی اقتصادی، تأثیر مثبت و مستقیم، اما نرخ تورم، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه داشته است. همچنین بررسی مؤلفه‌های ده‌گانه شاخص آزادی اقتصادی، به‌صورت جداگانه، نشانگر آن بوده که از بین این مؤلفه‌ها، اندازه دولت و آزادی تجارت، مؤلفه‌های معنی‌داری بر رشد اقتصادی نبوده، اما بقیه مؤلفه‌ها به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای بر رشد اقتصادی تأثیرگذار بوده‌اند.

ارشاد حسین و هگ[2] (۲۰۱۶) در مقاله ای، با استفاده از شاخص آزادی اقتصادی بنیاد هریتیج و عوامل نهادی دیگر، به بررسی تأثیر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی در دو گروه از کشورها با استفاده از روش داده های تابلویی پرداخته‌اند. گروه اول شامل ۱۸۶ کشور بوده که در دوره زمانی ۲۰۱۳، ۲۰۱۴ و ۲۰۱۵ مورد بررسی قرار گرفته و نتایج تحقیق، نشان از تأثیر مهم عوامل نهادی در رشد اقتصادی این کشورها است. گروه دوم نیز شامل ۵۷ کشور در بازه زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۴ بوده که نمایانگر تأثیر مثبت شاخص آزادی اقتصادی و عوامل نهادی بر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان معیار برآوردی رشد اقتصادی است.

اسندولوی و همکاران[3] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای، به مدل‌سازی رشد اقتصادی مبتنی بر آزادی اقتصادی و پیشرفت اجتماعی در کشورهای عضو اتحادیه اروپا با بررسی شدت روابط بین شاخص های مذکور با استفاده از روش توصیفی و مدل رگرسیون چندگانه پرداخته اند. نتایج حاصل از این مطالعه، نشان می‌دهد که علت تفاوت در تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای عضو اتحادیه اروپا، به دوره زمانی به عضویت درآمدن آنها در اتحادیه اروپا بستگی دارد که این عضویت، به نوعی فراهم‌کننده آزادی اقتصادی بیشتر در این گروه از کشورها بوده است.

ادلوند[4](۲۰۱۷) در مطالعه‌ای، به بررسی تأثیر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی در ۴۸ کشور با درآمد متوسط در دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۰ با استفاده از روش داده های تابلویی پرداخته است. نتایج تحقیق وی، نشان می دهد آزادی اقتصادی، یک عامل مهم برای رشد اقتصادی بوده، اما میزان تأثیرگذاری مؤلفه‌های آزادی اقتصادی بر نرخ رشد اقتصادی، با یکدیگر متفاوت است. همچنین میزان تأثیرگذاری آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی در کشورهایی که درآمد بالاتر از متوسط دارند، با کشورهایی که درآمد پایین تر از متوسط دارند، با یکدیگر برابر نیست.

---

1. Kilich & Arica
2. Ershad Hussain & Haque
3. Asandului *et al*.
4. Edlund

۲-۳. مطالعات داخلی

سامتی و همکاران (۱۳۸۵) در مقاله‌ای با عنوان «تأثیر آزادی اقتصادی بر درآمد سرانه و رشد اقتصادی (با رهیافت پانل دیتا) در چارچوب روش‌شناسی لاکاتوش[1] و با بهره‌گیری از مدل اسکیپتون[2]»، به بررسی اثر آزادی اقتصادی بر درآمد سرانه پرداخته و با استفاده از دو مدل که از ترکیب مدل‌های کارلسون و لاند استروم[3] و مدل داده‌های تلفیقی پویای وینهلد[4] به دست آمده‌اند، به بررسی اثر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی طی سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۸۰ در ۸۷ کشور به طورکلی و به تفکیک در کشورهای کم درآمد، با درآمد متوسط (شامل ایران) و پردرآمد پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این پژوهش، حاکی از اثر مثبت آزادی اقتصادی بر سطح درآمد سرانه و رشد اقتصادی کل نمونه است. از بین اجزای آزادی اقتصادی، استقلال قضایی و امنیت حقوق مالکیت، پول سالم، ضوابط و قوانین مربوط به بازار کار، اعتبار و کسب و کار بیشترین اثر را بر درآمد سرانه دارند. همچنین از بین اجزای آزادی اقتصادی استقلال قضایی و امنیت حقوق مالکیت و ضوابط و قوانین مربوط به بازار کار، اعتبار و کسب و کار، بیشترین اثر را بر رشد اقتصادی دارند.

نادری و شربت اوغلی (۱۳۸۶) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی نظری و تجربی تأثیر شرایط آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورها»، به بررسی رابطه بین رفتار عوامل اقتصادی و رشد اقتصادی در ۱۱۰ کشور منتخب در دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۹ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه، بیانگر آن است که یک ارتباط قوی و مثبت بین آزادی اقتصادی و افزایش سطح تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای موردمطالعه وجود دارد.

خادمی اردکانی (۱۳۸۶) در پایان نامه کارشناسی ارشد خود با عنوان «بررسی آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی»، به بررسی تأثیر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی در ۱۱۳ کشور در دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۵ با استفاده از روش رگرسیونی داده‌های تابلویی پرداخته است. نتایج حاصل از این مطالعه، نشان می‌دهد که نرخ رشد اقتصادی، رابطه ای مثبت با تغییرات در شاخص آزادی اقتصادی دارد، اما سطح آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی، اثر منفی داشته است. همچنین نتایج به‌دست‌آمده، نشانگر آن است که تورم، ارزش تورم سال گذشته، مخارج دولت، نرخ رشد جمعیت و واردات کالاها و خدمات، با رشد اقتصادی، رابطه‌ای معکوس داشته و متغیرهای سرمایه‌گذاری، نرخ رشد جمعیت فعال و تجارت، بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت داشته‌اند.

رزمی و همکاران (۱۳۸۸) در پژوهشی با عنوان «تأثیر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی با رویکرد مکتب نهادگرا: بررسی علی»، به بررسی و شناسایی مسیرهای اثرگذاری آزادی اقتصادی

---

1. Lakatos
2. Skipton
3. Carlsson & Lundstrom
4. Weinhold

بر رشد اقتصادی با رویکرد مکتب نهادگرا و روش‌شناسی لاکاتوشی با استفاده از مدل پویای وینهلد و مدل کارلسون و لاندستروم در یک نمونه ۵۷ کشوری در دوره زمانی ۲۰۰۶-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. در این پژوهش، برای بررسی بهتر تأثیر نهادها بر روی رابطه بین آزادی و رشد، کشورها به سه دسته کشورهای باکیفیت نهادی بالا، متوسط و پایین طبقه‌بندی‌شده‌اند . نتایج حاصل از این تحقیق، نشان‌دهنده رابطه مثبت آزادی و رشد اقتصادی با توجه به کارآیی نهادهای موجود در هر جامعه است.

پاداش و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان «تبیین رشد اقتصادی ایران با رویکرد نهادی: نقش آزادی اقتصادی، آزادی سیاسی و فساد بر رشد اقتصادی ایران»، به بررسی و ارزیابی محیط نهادی در ایران از منظر شاخص‌های بانک جهانی و بنیاد هریتیج با استفاده از چند مدل رگرسیونی مبتنی بر داده‌های مقطعی پرداخته‌اند. نتایج رگرسیون‌های برآورد شده، حاکی از آن است که نهادها در رشد اقتصادی ایران موضوعیت دارند.

شاه‌آبادی و بهاری (۱۳۹۳) در مقاله‌ای با عنوان «تأثیر ثبات سیاسی و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب توسعه‌یافته و درحال‌توسعه»، به بررسی تأثیر ثبات سیاسی و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۶ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای داده‌های پانل پویا پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه، نشان از اثر مثبت و معنادار هر دو متغیر شاخص ثبات سیاسی و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی در هر دو گروه از کشورهای مورد مطالعه دارد.

بابکی و سلیمی فر (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای، به بررسی نقش محیط کسب‌وکار و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی در ۳۰ کشور منتخب در دوره زمانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳ با استفاده از روش داده‌های تابلویی، پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق، نشان می‌دهد که محیط کسب‌وکار و آزادی اقتصادی، تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارند. همچنین، نتایج حاصل از آزمون برابری دو ضریب، نشان می‌دهد که اثرگذاری آزادی اقتصادی نسبت به محیط کسب‌وکار بر رشد اقتصادی، بیشتر است.

درخشان فر (۱۳۹۳) در پایان‌نامه خود با عنوان «رابطه بین آزادی اقتصادی و رشد اقتصادی در کشورهای منا»، به بررسی تأثیر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای منا با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته[1] پرداخته و به این نتیجه رسیده است که در کشورهای منتخب حوزه منا، اثر شاخص کل آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی، منفی و معنادار است، که منفی بودن تأثیر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی، می‌تواند ناشی از وابستگی بیش‌ازحد این کشورها به درآمدهای حاصل از نفت باشد که موجب ناکارآیی اقتصادی در این گروه از کشورها شده است.

---

1. Generalized Method of Moments

خداپرست مشهدی و همکاران (۱۳۹۳) در مقاله‌ای با عنوان «بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران در چارچوب الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده[1]»، به بررسی تأثیر دو متغیر سرمایه اجتماعی و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق، نشان می‌دهد که سرمایه اجتماعی و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران، تأثیر مثبت و معناداری داشته و در این خصوص، آزادی اقتصادی نسبت به سرمایه اجتماعی، تأثیر بیشتری بر رشد اقتصادی ایران دارد.

امیری و همکاران (۱۳۹۷) در مقاله‌ای، به بررسی آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی با رویکرد اقتصاد مقاومتی در کشورهای منطقه در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۰ با استفاده از روش داده‌های تابلویی، پرداخته‌اند. نتایج تجربی به‌دست‌آمده از این مطالعه، نشان می‌دهد که سطح آزادی اقتصادی، تورم و شاخص اقتصاد مقاومتی بر رشد اقتصادی، اثر مثبت و معنادار داشته، اما نرخ اشتغال، اثر منفی بر آزادی اقتصادی دارد و دلیل این رابطه معکوس نیز وجود مشاغل کاذب و خدماتی است که طی چند سال گذشته در اقتصاد ایران، رشد کرده‌اند.

۴. روش انجام پژوهش و معرفی مدل و متغیرها

همان‌گونه که در بخش مقدمه نیز بدان اشاره شد، در این پژوهش، سعی شده است تا تأثیر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه خاورمیانه و اتحادیه اروپا با استفاده از روش رگرسیونی داده‌های تابلویی[2] در دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۰ مورد بررسی و مقایسه قرار گیرد؛ بنابراین تحقیق حاضر، ازنظر هدف، کاربردی بوده و رویکرد این مطالعه، یک روش تحلیلی-استنباطی است. لذا با توجه به مباحث مطرح‌شده در بخش مبانی نظری و با عنایت به مدل‌های مورد استفاده در پژوهش‌های پیشین، مدل اصلی مورد استفاده در این پژوهش، به شرح زیر تصریح گردیده است.

$$\begin{aligned}\mathrm{Growth}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Population}_{it} + \beta_2 \mathrm{Labor}_{it} + \beta_3 \mathrm{Capital}_{it} + \beta_4 \mathrm{Inflation}_{it} \\ + \beta_5 \mathrm{Fdi}_{it} + \beta_6 \mathrm{Export}_{it} + \beta_7 \mathrm{Economic\ Freedom}_{it} + \varepsilon_{it}\end{aligned}$$

---

1. Autoregressive Distributed Lag

۲. در مطالعه حاضر، از روش داده‌های تابلویی نامتوازن استفاده شده است. در این خصوص، می‌باید گفت که به‌طورکلی، روش داده‌های تابلویی به دو صورت متوازن و نامتوازن است. در روش متوازن، مشاهدات برای تمام مقاطع و برای کل دوره زمانی در دسترس هستند، اما در روش نامتوازن، برخی از مشاهدات در دسترس نبوده و ازدست رفته‌اند. به همین منظور، می‌توان گفت در مجموعه بزرگی از داده‌ها، احتمال از دست رفتن برخی از داده‌ها وجود دارد. بنابراین، استفاده از روش تابلویی نامتوازن، بسیار معمول است. در مورد برآورد مدل نیز می‌توان گفت که بیشتر دستورات نرم‌افزارهای استتا و ایویوز برای مدل‌های پانل دیتای نامتوازن تخمین زننده‌های بدون تورش ایجاد می‌کنند. برای مطالعه بیشتر در این زمینه، به مقاله بالتاجی (Baltagi, 2010) که در بخش فهرست منابع این پژوهش آورده شده است، مراجعه شود.

که در آن، Growth: نرخ رشد اقتصادی سالانه، Population: نرخ رشد جمعیت، Labor: نرخ رشد (مشارکت) نیروی کار، Capital: نرخ رشد تشکیل سرمایه ثابت، Inflation : نرخ تورم، FDI: نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید ناخالص داخلی، Export: نسبت صادرات کالا و خدمات به تولید ناخالص داخلی، Economic Freedom: شاخص آزادی اقتصادی، ε_{it}: جز اخلال و اندیس‌های i و t نماد کشور و سال می‌باشند. داده‌های مربوط به نرخ رشد اقتصادی، نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد (مشارکت) نیروی کار، نرخ رشد تشکیل سرمایه ثابت، نرخ تورم، نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید ناخالص داخلی و نسبت صادرات کالا و خدمات به تولید ناخالص داخلی، از آمار منتشرشده بانک جهانی[1] و داده‌های مربوط به شاخص آزادی اقتصادی، از اطلاعات منتشره شده توسط بنیاد هریتیج استخراج گردیده است.

۵. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

۵-۱. آزمون مانایی متغیرها

یکی از پیش‌شرط‌های مهم و اساسی در برآورد الگوهای اقتصادی که دارای سری‌های زمانی هستند، وجود ایستایی یا به عبارتی، نبود ریشه واحد[2] است. متغیر ایستا، متغیری است که میانگین، واریانس و ضرایب خودهمبستگی‌اش با گذشت زمان ثابت بماند. داده‌های تابلویی نیز با دارا بودن متغیرهای سری زمانی، از این قاعده مستثنی نبوده و بر اساس ادبیات اقتصادسنجی داده‌های تابلویی، قبل از تخمین مدل، لازم است، ابتدا به بررسی مانایی متغیرها پرداخته و سپس در صورت مانا بودن متغیرها، به برآورد مدل اقدام شود. برای انجام آزمون ریشه واحد در داده‌های تابلویی، می‌توان از دو روش آزمون ریشه واحد مشترک و آزمون ریشه واحد مقطعی استفاده کرد.

لین، لوین و چو[3] (۲۰۰۲)، نشان داده‌اند که استفاده از آزمون ریشه واحد مشترک، دارای قدرت تحلیلی قوی‌تری نسبت به استفاده از آزمون ریشه واحد مقطعی است. لذا در این مطالعه برای بررسی مانایی متغیرها، از آزمون لین، لوین و چو استفاده می‌شود. نتایج مانایی متغیرها در سطح (با عرض از مبدأ و روند) بر اساس آماره لین، لوین و چو برای کشورهای منطقه خاورمیانه و اتحادیه اروپا، به ترتیب، در جدول‌های شماره (۲) و (۳) ارائه شده است.

1. World Bank
2. Unit Root
3. Levin - Lin -Chu

جدول ۲. بررسی مانایی متغیرهای مدل در سطح (با عرض از مبدأ و روند) برای منطقه خاورمیانه

نام متغیر	مقدار آماره	سطح معناداری	نتیجه
Growth	-۱۲/۱۲	۰/۰۰۰۰	متغیر ماناست
Population	-۳/۲۵	۰/۰۰۰۶	متغیر ماناست
Labor	-۴/۸	۰/۰۰۳۱	متغیر ماناست
Capital	-۸/۵۳	۰/۰۰۰۰	متغیر ماناست
Inflation	-۵/۲۱	۰/۰۰۰۰	متغیر ماناست
Fdi	-۳/۰۰	۰/۰۰۱۳	متغیر ماناست
Export	-۲/۴۳	۰/۰۰۷۴	متغیر ماناست
Eco Freedom	-۱/۸۴	۰/۰۳۲۴	متغیر ماناست

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۳. بررسی مانایی متغیرهای مدل در سطح (با عرض از مبدأ و روند) برای منطقه اتحادیه اروپا

نام متغیر	مقدار آماره	سطح معناداری	نتیجه
Growth	-۹/۵	۰/۰۰۰۰	متغیر ماناست
Population	-۴/۰۹	۰/۰۰۰۰	متغیر ماناست
Labor	-۲/۵۶	۰/۰۰۵۲	متغیر ماناست
Capital	-۱۰/۳۲	۰/۰۰۰۰	متغیر ماناست
Inflation	-۱۰/۲	۰/۰۰۰۰	متغیر ماناست
Fdi	-۱۰/۲۱	۰/۰۰۰۰	متغیر ماناست
Export	-۲/۴۴	۰/۰۰۷۳	متغیر ماناست
Eco Freedom	-۶/۰۷	۰/۰۰۰۰	متغیر ماناست

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که نتایج جداول (۲) و (۳) نشان می‌دهد، تمامی متغیرهای مدل در سطح معنی‌دار بوده و در نتیجه، تخمین مدل بر اساس این نتایج، کاملاً قابل اتکا است.

۲-۵. نتایج تخمین مدل پژوهش

پس از انجام آزمون ریشه واحد و مشخص شدن اینکه متغیرهای مورداستفاده در مدل مانا هستند، می‌باید با استفاده از آزمون F لیمر، بررسی شود که آیا تفاوت کشوری یا به اصطلاح ناهمگنی در مقاطع وجود دارد یا اینکه مقطع‌ها با هم همگن هستند؟ فرضیه صفر آزمون F لیمر مبتنی بر همگن بودن مقاطع (پولینگ دیتا[1] بودن داده‌های آماری) است. چنانچه فرضیه صفر رد شود، فرضیه مقابل آن مبتنی بر وجود ناهمگنی بین مقاطع (پانل دیتا بودن داده‌های آماری)، پذیرفته می‌شود. به‌عبارت دیگر، به لحاظ آزمون آماری خواهیم داشت:

$$H_0 = a_0 = a_1 = \cdots = a_n = a$$
$$H_1 = a_i = a_j \quad i \neq j$$

1. Pooling Data

آماره آزمون F لیمر نیز به‌صورت زیر می‌باشد:

$$F_{(N-1,NT-N-K)} = \frac{(R_{UR}^2 - R_R^2)/(N-1)}{(1-R_{UR}^2)/(NT-N-K)}$$

در آزمون بالا، R_R^2 ضریب تعیین حاصل از مدل مقید (روش حداقل مربعات معمولی) و R_{UR}^2 ضریب تعیین حاصل از مدل نامقید (روش داده‌های تابلویی)، و همچنین N تعداد کشورها، K تعداد متغیرهای توضیحی و T تعداد مشاهدات در طول زمان است. در جدول شماره (۴)، مقدار F محاسبه‌شده و سطح احتمال آن برای دو گروه کشورهای منطقه خاورمیانه و اتحادیه اروپا، آورده شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون F لیمر برای بررسی مدل‌های تلفیقی و پانل

آزمون F لیمر / مناطق	آماره F	سطح احتمال
کشورهای منطقه خاورمیانه	۲/۰۶۹	۰/۰۱۵۶
کشورهای اتحادیه اروپا	۳/۶۱۱	۰/۰۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به مقادیر آماره F برای کشورهای منطقه خاورمیانه و اتحادیه اروپا و همچنین سطح احتمال محاسبه‌شده، اثرات گروهی در بین کشورها پذیرفته‌شده و لذا می‌باید در برآورد مدل، عرض از مبدأهای مختلف و ناهمگنی میان گروهی را لحاظ نموده و یا به‌عبارت‌دیگر، از روش داده‌های تابلویی در هر دو منطقه استفاده نمود. بعد از تأیید روش داده‌های تابلویی، باید مشخص شود که خطای تخمین، ناشی از تغییر در مقاطع بوده و یا اینکه در طی زمان رخ داده است. با نظر گرفتن چنین خطاهایی، با دو اثر ثابت و اثر تصادفی مواجه هستیم؛ که برای انتخاب بین اثرات ثابت و تصادفی، از آزمون هاسمن[1] استفاده می‌کنیم. در آزمون هاسمن، فرضیه صفر مبتنی بر این است که بین اجزای اخلال و متغیرهای توضیحی، همبستگی وجود ندارد که در صورت رد این فرضیه، مدل اثرات ثابت انتخاب می‌شود. آماره آزمون هاسمن (H) دارای توزیع x^2 با درجه آزادی K است. به‌عبارت دیگر، به لحاظ آزمون آماری خواهیم داشت:

$$H_0 = E(u_{it}/x_{it}) = 0$$
$$H_1 = E(u_{it}/x_{it}) \neq 0$$

آماره این آزمون نیز به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

1. Hausmen Test

$$H = \frac{\dot{\beta}_{FE} - \dot{\beta}_{RE(GLS)}}{VAR(\dot{\beta}_{FE}) - VAR(\dot{\beta}_{RE(GLS)})}$$

در جدول شماره (۵)، نتایج آزمون هاسمن برای دو گروه کشورهای منطقه خاورمیانه و اتحادیه اروپا ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون هاسمن برای کشورهای منطقه خاورمیانه و اتحادیه اروپا

آزمون هاسمن / مناطق	آماره هاسمن	سطح احتمال
کشورهای منطقه خاورمیانه	۲۰/۴۷	۰/۰۰۴۶
کشورهای اتحادیه اروپا	۳۲/۶۴	۰/۰۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول شماره (۵) نشان داده شده، با توجه به اینکه سطح احتمال آزمون در هر دو گروه از کشورها، کمتر از ۰/۰۵ است، لذا فرضیه صفر آزمون، رد شده و می‌باید در تخمین مدل، از روش اثرات ثابت در هر دو گروه از کشورها استفاده کرد.

۱-۲-۵. آزمون واریانس ناهمسانی

در برآورد مدل پژوهش با استفاده روش رگرسیونی دادهای تابلویی با توجه به اینکه داده های مورد مطالعه، ترکیبی از داده های سری زمانی و مقطعی است، مشکلات مربوط به خود همبستگی و واریانس ناهمسانی در مدل پیش می آید. در این خصوص، می توان گفت که اصولاً خود همبستگی، مشکل مربوط به داده های سری زمانی و واریانس ناهمسانی، مشکل خاص داده های مقطعی است که این مشکلات در داده های ترکیبی، پیچیده تر می شوند.

در یک تقسیم بندی کلی، می توان گفت هنگامی که سری زمانی مورد مطالعه، طولانی و واحدهای مقطعی محدود باشد، باید به مشکل خود همبستگی، بیشتر توجه داشت و در شرایطی که سری زمانی دوره مورد مطالعه، محدود و واحدهای مقطعی متعدد باشد، احتمال بیشتری در وجود ناهمسانی واریانس بین گروهی وجود دارد. بنابراین در این پژوهش، از آنجایی که سری زمانی مورد مطالعه، کمتر از مقاطع دو گروه (منطقه خاورمیانه و اتحادیه اروپا) است، انجام آزمون برای اطمینان از عدم وجود واریانس ناهمسانی، الزامی است. لذا با توجه به تأثیر مهم واریانس ناهمسانی بر برآورد انحراف معیار ضرایب و مسأله استنباط آماری، لازم است قبل از تخمین مدل نهایی، آزمون برابری واریانس‌ها در مورد داده‌های هر دو مدل مورد مطالعه، صورت پذیرد که در این مطالعه، برای آزمون ناهمسانی واریانس، از آزمون والد[1] استفاده

1. Wald Test

می‌شود. در جدول شماره (۶)، نتایج حاصل از آزمون واریانس ناهمسانی برای کشورهای منطقه خاورمیانه و اتحادیه اروپا نشان داده شده است.[۱]

جدول ۶. نتایج آزمون واریانس ناهمسانی

آزمون واریانس ناهمسانی / مناطق	آماره آزمون	سطح احتمال
کشورهای منطقه خاورمیانه	۳۲۵/۶۱	۰/۰۰۰۰
کشورهای اتحادیه اروپا	۲۵۸۹/۲۱	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول شماره (۶)، نشان دهنده آن است که میزان احتمال به‌دست آمده برای کشورهای منطقه خاورمیانه و اتحادیه اروپا، کمتر از ۰/۰۵ بوده که نشان دهنده وجود واریانس ناهمسانی در مدل های مورد تخمین می باشد. از آنجایی که یکی از روشهای رفع مشکل ناهمسانی واریانس، برآورد مدل با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته[۲] (GLS) است، لذا در این مطالعه برای تخمین مدل نهایی، از این روش استفاده گردیده که در این حالت، مشکل خودهمبستگی مدل نیز در صورت وجود رفع می گردد.

۲-۲-۵. تخمین نهایی مدل‌های پژوهش

جدول شماره (۷)، نتایج حاصل از تخمین مدل پژوهش برای هر دو منطقه خاورمیانه و اتحادیه اروپا را نشان می‌دهد. ازآنجا که مقدار احتمال آماره x^2 در هر دو منطقه، کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، بنابراین معنی‌دار بودن مدل پژوهش در هر دو منطقه مورد بررسی، تأیید می‌شود. همچنین نتایج حاصل از برآورد مدل با استفاده از روش GLS، نشان دهنده آن است که علامت تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل در هر دو منطقه، با انتظارات تئوریک سازگار و از نظر آماری معنادار است.

از سویی، با توجه به نتایج حاصله می‌توان استدلال نمود که هرچه ضریب یک متغیر توضیحی بیشتر باشد، نشان دهنده اهمیت بیشتر آن در سیاست‌گذاری اقتصادی است. لیکن بررسی ضریب متغیرآزادی اقتصادی در دو منطقه خاورمیانه و اتحادیه اروپا، حاکی از آن است که ضریب برآوردی متغیر آزادی اقتصادی در منطقه خاورمیانه، بزرگ‌تر از ضریب برآوردی آن در منطقه اتحادیه اروپا است که به‌طور خلاصه، در تحلیل این وضعیت می‌توان گفت با ارتقا و بهبود یک درصدی در وضعیت شاخص آزادی اقتصادی کشورهای اتحادیه اروپا، رشد اقتصادی

---

۱. لازم به توضیح است که به علت در دسترس نبودن آزمون‌های والد در مدل‌های پانل دیتا در نرم‌افزار Eviews برای اجرای آزمون مذکور از نرم‌افزار Stata14 استفاده شده است.

2. Generalized Least Squares

در این گروه از کشورها ۰/۰۲۵ ارتقا پیدا کرده، در حالی کـه در کشـورهای منطقـه خاورمیانـه، بهبود یک درصدی در وضعیت شاخص آزادی اقتصادی، توانسته اسـت رشـد اقتصـادی در ایـن گروه از کشورها را ۰/۰۴ ارتقا دهد. بنابراین در یک جمع‌بندی کلی، می‌تـوان بـه نقـش مهـم و پررنگ آزادی اقتصادی در ایجاد بستری مناسب برای افزایش و ارتقا رشد اقتصادی صحه گذاشت.

همچنین بررسی ضریب سایر متغیرهای مورد مطالعه در این پژوهش، حاکی از آن است که در منطقه خاورمیانه، ضریب برآوردی متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بـزرگ‌تـر از سـایر متغیرها است که اولاً، نشان از سطح پایین سرمایه در کشورهای منطقه خاورمیانه و ثانیـاً، نیـاز مبرم این گروه از کشورها به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی جهت ارتقا کمی و کیفی تولیدات و نهایتاً، ایجاد بستری مناسب برای نیل به رشد اقتصادی مطلوب اسـت. امـا در گـروه کشـورهای منطقه اتحادیه اروپا، از بین متغیرهای مورد بررسی، ضریب برآوردی متغیر نـرخ رشـد سـرمایه بزرگ‌تر از سایر متغیرها بوده که نشان از سطح بالای سرمایه و نقش پررنگ آن در تولیدات این گروه از کشورها و در نهایت، رشد اقتصادی می‌باشد.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل پژوهش در کشورهای منطقه خاورمیانه و اتحادیه اروپا

مناطق / متغیر	کشورهای منطقه خاورمیانه				کشورهای اتحادیه اروپا			
	Coef	Std.Err	Z	P > |Z|	Coef	Std.Err	Z	P > |Z|
Population	۰/۲۵	۰/۰۹۴	۲/۶۶	۰/۰۰۸	۰/۱۲	۰/۱۲	۱/۰۲	۰/۳۰۹
Labor	۰/۰۲۴	۰/۰۱۶	۱/۴۷	۰/۱۴۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۸۵	۰/۳۹۴
Capital	۰/۱۱	۰/۰۱	۷/۹۴	۰/۰۰۰	۰/۲۷	۰/۰۱	۲۷/۷۷	۰/۰۰۰
Inflation	-۰/۰۰۲	۰/۰۲۱	-۰/۱۱	۰/۹۰۹	-۰/۱	۰/۰۳۱	-۳/۱۹	۰/۰۰۱
Fdi	۰/۲۳	۰/۰۴۲	۵/۶۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲۵	۰/۰۰۴۱	۰/۶۲	۰/۵۳۷
Export	۰/۰۱۴	۰/۰۰۹	۱/۵۳	۰/۱۲۶	۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۳۳	۲/۱۳	۰/۰۳۳
Economic Freedom	۰/۰۴	۰/۰۱۵	۲/۵۵	۰/۰۱۱	۰/۰۲۵	۰/۰۱۶	۱/۵۶	۰/۱۱۸
$Prob > chi^2 = ۰/۰۰۰۰$ $x^2(7) = ۱۰۹۵/۹۶$					$Prob > chi^2 = ۰/۰۰۰۰$ $x^2(7) = ۱۴۷۱/۰۱$			

مأخذ: نتایج تحقیق

۶. جمع‌بندی و ملاحظات

در این مطالعه، با استفاده از روش داده‌های تابلویی طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۷ به بررسی تأثیر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه خاورمیانه و اتحادیه اروپا با استفاده از متغیرهای مستقل همچون نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد (مشارکت) نیروی کار، نرخ رشد تشکیل سرمایه ثابت، نرخ تورم، نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید ناخالص داخلی و نسبت صادرات کالا و خدمات به تولید ناخالص داخلی، پرداخته شد. در این مطالعه پس از انجام آزمون F لیمر و تأیید روش داده‌های تابلویی، با توجه به آزمون هاسمن، روش اثرات ثابت انتخاب گردید ولی با توجه به نتیجه آزمون والد مبنی بر وجود ناهمسانی واریانس در مدل اثرات ثابت، درنهایت، از روش GLS برای تخمین مدل نهایی پژوهش استفاده گردید.

نتایج مطالعه، حاکی از آن است که علامت تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل در هر دو منطقه با انتظارات تئوریک، سازگار و از نظر آماری، معنادار است. همچنین بررسی یافته‌های تحقیق، نشانگر آن است که متغیر آزادی اقتصادی در هر دو منطقه، دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی در دوره زمانی مورد مطالعه بوده، اما میزان این تأثیر با توجه به ضریب برآوردی آن در کشورهای منطقه خاورمیانه، بیشتر از کشورهای منطقه اروپا است. همچنین در بین متغیرهای مورد بررسی، در منطقه خاورمیانه، متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و در منطقه اتحادیه اروپا، متغیر نرخ رشد سرمایه، دارای اهمیت و تأثیرگذاری بیشتری بر رشد اقتصادی می‌باشند. لذا در تحلیل نتایج حاصل از این پژوهش، می‌توان اذعان داشت که قرار دادن اقتصاد یک کشور در مسیر مناسب رشد و توسعه، نیازمند وجود یک سری از پیش‌نیازهای اساسی است که برقراری آزادی اقتصادی از مهم‌ترین این پیش‌نیازها به شمار می‌رود.

بنابراین، با عنایت به مسأله درحال‌توسعه بودن کشورهای منطقه خاورمیانه و نیاز مبرم این کشورها به منابع حیاتی همچون سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای افزایش سطح کمی و کیفی تولیدات، افزایش قدرت رقابت‌پذیری و دستیابی به رشد اقتصادی مستمر و باثبات در سایه ارتقا وضعیت آزادی اقتصادی و شاخص‌های آن، انتظار می‌رود سیاست‌گذاران و تصمیم گیران اقتصادی کشورهای منطقه خاورمیانه و خصوصاً جمهوری اسلامی ایران، نگاهی راهبردی و بنیادین به مسأله آزادی اقتصادی و شاخص های آن داشته و در این راستا، به پیشنهادهای زیر توجه کنند.

۱. با توجه به تأثیر مثبت و مهم آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی، پیشنهاد می‌شود مؤلفه‌های ده‌گانه آزادی اقتصادی شامل آزادی کسب و کار، آزادی تجارت، آزادی مالی، مخارج دولتی، آزادی پولی، آزادی سرمایه‌گذاری، آزادی بازار مالی، حقوق مالکیت، آزادی از فساد، و آزادی نیروی کار، بهبود و ارتقا یابند؛ که می‌تواند با برقراری ثبات در اجرای سیاست‌های اقتصادی کشورهای مورد مطالعه، اجرا شده و از این طریق، زمینه را برای بهبود شرایط اقتصادی فراهم کند.

۲. با توجه به سهم پایین کشورهای منطقه خاورمیانه، از میزان جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و با توجه به شکاف اقتصادی فراوان این کشورها با کشورهای توسعه‌یافته و با عنایت به این موضوع که یکی از راه‌های پر کردن این شکاف، جذب هرچه بیشتر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است، پیشنهاد می‌شود کشورهای منطقه خاورمیانه و خصوصاً جمهوری اسلامی ایران با ارتقا شاخص‌های آزادی اقتصادی و اخذ سیاست‌های مناسب همچون ایجاد فضای امن سرمایه‌گذاری، زمینه را برای جذب هرچه بیشتر این سرمایه‌گذاری‌ها در راستای ارتقای فناوری‌های تولید و حرکت به‌سوی اقتصاد دانش‌بنیان، فراهم کنند.

۳. تصویب قوانین و مقررات باکیفیت و شفاف، به‌طوری که این قوانین در راستای بهبود سیاست‌گذاری‌های اقتصادی و در جهت ارتقاء شاخص‌های آزادی اقتصادی و رفع نقایص و کاستی‌های مکانیسم بازار بوده و زمینه‌ساز دستیابی به رشد اقتصادی پایدار در کشورهای مورد مطالعه شود.

۴. تلاش سیاست‌گذاران و مسؤولان اقتصادی برای رفع موانع تعرفه‌ای و غیر تعرفه‌ای تجاری به‌منظور ارتقاء آزادی در حوزه مبادلات بین‌المللی که می‌تواند زمینه‌ساز ترغیب و نفوذ بنگاه‌های داخلی به بازارهای بین‌المللی شده و از این طریق، رقابت پذیری محصولات یک کشور را در سطح جهانی افزایش داده و زمینه‌ساز رشد اقتصادی پایدار شود.

۵. عضویت در مجامع بین‌المللی و کاهش تنش در حوزه روابط بین‌الملل و سیاست خارجی و همچنین هماهنگی بیشتر نهادها و سازمان‌های متولی موجود در امر برقراری امنیت و حمایت از برنامه‌ها و قوانین و مقررات تصویب شده، یکی دیگر از راه‌هایی است که یک کشور می‌تواند برای ترسیم چهره روشن و مطمئن از فضای اقتصاد داخلی و بین‌المللی خود ارائه نموده و از این طریق، زمینه را برای حضور هرچه بیشتر سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی فراهم، و مسیر دستیابی به رشد اقتصادی مستمر و باثبات را تسهیل کند.

منابع

- امیری، حسین؛ نوروزی عموقین، فریبا؛ پیرداده بیرانوند، محبوبه و علیزاده، شیوا. (۱۳۹۷). بررسی آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی با رویکرد اقتصاد مقاومتی (مطالعه موردی: کشورهای منطقه). *مجله اقتصادی*، شماره های ۵ و ۶ : ۳۰-۵.
- بابکی، روح اله و سلیمی فر، مصطفی. (۱۳۹۳). نقش محیط کسب وکار و آزادی اقتصادی در رشد اقتصادی کشورهای منتخب با رویکرد داده های تابلویی (۲۰۱۳- ۲۰۰۴). *مجله اقتصاد و توسعه منطقه ای*، سال ۲۱، شمارهٔ ۸: ۱۵۲-۱۲۱.
- برومند، شهرزاد؛ شاه حسینی، سمیه؛ امینی، صفیار و فخر حسینی، سید فخرالدین. (۱۳۸۷). *امنیت اقتصادی در ایران و چند کشور منتخب (مطالعه تطبیقی)*. تهران: دفتر مطالعات اقتصادی مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

- بهکیش، محمد مهدی. (۱۳۸۹). *اقتصاد ایران در بستر جهانی شدن*. تهران: انتشارات نشرنی، چاپ پنجم.
- پاداش، حمید؛ حسن پور، اسماعیل و خسروی، امیر رضا. (۱۳۹۰). تبیین رشد اقتصادی ایران با رویکرد نهادی: نقش آزادی اقتصادی، آزادی سیاسی و فساد بر رشد اقتصادی ایران. *مجله دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، دوره ۴، شماره ۹: ۲۲۴- ۱۹۳.
- خادمی اردکانی، علیرضا. (۱۳۸۶). بررسی اثر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز.
- خداپرست مشهدی، مهدی؛ فلاحی، محمد علی و آریانا، امیر. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران. *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، سال ۹، شماره ۱۷: ۹۸-۷۵.
- دادگر، یدالله. (۱۳۸۹). *تاریخ تحولات اندیشه اقتصادی (آزمونی مجدد)*. قم: انتشارات دانشگاه مفید، چاپ دوم.
- درخشان فر، خاطره. (۱۳۹۳). رابطه بین آزادی اقتصادی و رشد اقتصادی در کشورهای MENA. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.
- رزمی، سید علی اکبر؛ رزمی، سید محمد جواد و شهرکی، سارا. (۱۳۸۸). تأثیر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی با رویکرد مکتب نهادگرا: بررسی علّی. *مجلهٔ دانش و توسعه*، سال ۱۶، شمارهٔ ۲۸: ۱۵۷-۱۲۷.
- رنانی، محسن. (۱۳۷۶). *بازار یا نابازار؟ بررسی موانع نهادی کارایی نظام اقتصادی بازار در اقتصاد ایران*. سازمان برنامه و بودجه، مرکز مدارک اقتصادی- اجتماعی و انتشارات، تهران.
- سامتی، مرتضی؛ صامتی، مجید و شهنازی، روح اله. (۱۳۸۵). تأثیر آزادی اقتصادی بر درآمد سرانه و رشد اقتصادی (با رهیافت Panel Data). *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، دوره ۶ ، شماره ۲۰: ۸۴-۵۹.
- شاه آبادی، ابوالفضل و بهاری، زهره. (۱۳۹۳). تأثیر ثبات سیاسی و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه. *فصلنامه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۴، شماره ۱۶: ۷۲-۵۳.
- شاه آبادی، ابوالفضل و صادقی، حامد. (۱۳۹۴). وفور منابع طبیعی و تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای نفتی با تأکید بر آزادی اقتصادی. *فصلنامه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۵، شماره ۲۰: ۹۸-۷۹.
- شاه‌آبادی، ابوالفضل؛ امیری، بهزاد و ثمری، هانیه. (۱۳۹۴). تأثیر امنیت اقتصادی بر تولید ناخالص داخلی کشورهای منتخب G77. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، دوره ۱۹، شماره ۷۶: ۱۴۹-۱۱۵.
- شهنازی، روح اله. (۱۳۸۴). تأثیر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی و درآمد سرانه. پایان نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان.
- متفکرآزاد، محمد علی؛ اسدزاده، احمد؛ امینی خوزانی، محسن و شیرکش، محمود. (۱۳۹۲). تحلیل اثرات همزمان آزادی اقتصادی، توسعه انسانی و آزادی سیاسی در کشورهای منتخب اسلامی (۲۰۱۰- ۲۰۰۱). *فصلنامه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۴، شماره ۱۳: ۹۶-۷۹.

- مؤسسه تحقیقاتی تدبیر اقتصاد. (۱۳۸۲). *ارزیابی اقتصاد ایران با رویکرد شاخص آزادی اقتصادی*. تهران.
- نادری، مرتضی و شربت اوغلی، احمد. (۱۳۸۶). بررسی نظری و تجربی تأثیر شرایط آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورها. *فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران*، سال ۹، شماره ۳۲: ۲۹-۱.
- هیبتی، فرشاد؛ رهنمای رودپشتی، فریدون؛ نیکومرام، هاشم و احمدی، موسی. (۱۳۸۷). رابطه آزادی اقتصادی با مشارکت‌های عمومی خصوصی و ارائه الگو برای ایران. *فصلنامه مدل سازی اقتصادی*، سال ۲، شماره ۲: ۵۲-۲۵.

- Aisen, A., & Veiga, F. (2011). How does political instability affect economic growth? IMF Working Paper, No. 11/12, 1-28.
- Amiri, H., Nowruzi Amoqin, F., Pirdade Biranvand, M., & Alizadeh, Sh. (2018). Investigating economic freedom on economic growth with resistance economics approach (Case study: Regional countries). *Economic Journal*, 5& 6, 5-30 (In Persian).
- Asandului, L., Iacobuta, A., & Cautisanu, C. (2016). Modelling economic growth based on economic freedom and social progress. *European Journal of Sustainable Development*, *5*(3), 229-238.
- Ashby, N. J., & Sobel, R. S. (2008). Income inequality and economic freedom in the US states, *Public Choice*, 134(3-4), 329- 346.
- Ashby, N. J., Karabegovic, A., McMahon, F., & Bueno, A. (2010). Economic freedom of North America, *Fraser Institute*, Annual Report.
- Babaki, R., & Salimifar, M. (2014). The role of business environment and economic freedom on economic growth in selected countries by using Panel Data during 2004-2013. *Journal of Economy Regional Development*, 21, 8: 121-152 (In Persian).
- Baltaji, B. H. (2010). Unbalanced panel data models. Department of Economics, University of Vienna*,* 9, 1-19.
- Behkish, M. M., (2010). *Iranian economy in the context of globalization*. Tehran: Nashr-e Ney Publications, Fifth Edition (In Persian).
- Borromand, Sh., Shah Hosseini, S., Amini, S., & Fakher Hosseini, S. F., (2008). *Economic security in Iran and several selected countries (comparative study)*. Tehran: Islamic Consultative Research Center (In Persian).
- Carlsson, F., & Lundström, S. (2001). Economic freedom and growth: decomposing the effects. Göteborg University, *Department of Economics*, Working Paper in Economics, No. 33.
- Cebula, R. J. (2011). Economic growth, ten forms of economic freedom, and political stability: An empirical study using panel data, 2003-2007. *Journal of Private Enterprise*, *26*(2), 61-81.
- Dadgar, Y. (2010). *The History of Evolutions of Economic Thought (Test again)*.Ghom: Mofid University Publishing. Second Edition (In Persian).
- Derakhshan Far, KH. (2014). The relationship between economic freedom and economic growth in MENA countries. MSc in Economics, Faculty of Economics and Accounting, Islamic Azad University Central Tehran Branch (In Persian).
- Doucouliagos, C., & Ulubasoglu, M. A. (2006). Economic freedom and economic growth: Does specification make a difference?. *European journal of political economy*, *22*(1), 60-81.
- Economics Research Institute. (2003). *Evaluating iran's economy by economic freedom index approach.* Tehran (In Persian).

- Edlund, K. (2017). *Does economic freedom affect the growth rate? evidence from middle-income countries*. International Business Program, Umea University.
- Ershad Hussain, M., & Haque, M. (2016). Impact of economic freedom on the growth rate: A panel data analysis. *Economies*, *4*(2), 5.
- Gurgul, H., & Lach, L. (2011). The nexus between economic freedom and growth: Evidence from CEE countries in transition. Department of Applications of Mathematics in Economics, AGH University of Science and Technology in Cracow.
- Hanh. T. Vu. (2010). The relationship between economic freedom and economic growth: the transistion process in Vietnam and China, honors college at WKU, available at: digitalcommons.wku.edu/stu_hon_theses.
- Harshbarger, W. (2002). *Economic freedom.* The Ludwig Von Mises Institute.
- Heibati, F., Rahnamai Roodposhti, F., Nikuo Maram, H., & Ahmadi, M. (2008). Relationship between economic freedom and public-private partnerships and developing a model for Iran. *Quartery Journal of Economical Modeling*, 2(6), 25-52. (In Persian).
- Hristova, K. D. (2012). Does economic freedom determine economic growth? a discussion of the heritage foundation's index of economic freedom. *Economics Department, Mount Holyoke College*. South Hadley. MA 01075. A Thesis Submitted to the Faculty of Mount Holyoke College. In Partial Fulfillment of the Requirements for the Degree of, Bachelor of Arts with Honors.
- Johnson, B., Holmes, K. & Melanie, K. (2000). Index of economic freedom. Translated and summarized by Amin, M., *Journal of Budget and Planning*, 48, 105-134.
- Khademi Ardakani, A. (2007). *The effect of economic freedom on economic growth*. MSc in Economics, Faculty of Economics, Management and Social Sciences, University of Shiraz (In Persian).
- Khodaparast Mashhadi, M., Fallahi, M. A., & Ariana, A. (2014). The impact of social capital and economic freedom on Iranian economic growth. *Iranian Economic Journal: Macroeconomics*, 9(17), 75-98 (In Persian).
- Kilich, C., & Arica, F. (2014). Economic freedom, inflation rate. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, *17*(1), 160-176.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite- sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1- 24.
- Motafaker Azad, M. A., Asadzadeh, A., Amini Khozani, M., & Shirkosh, M. (2013). Analysis of the effects of economic freedom, human development and democracy in selected Islamic Countries (2001-2010). *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 4 (13), 79-96. (In Persian).
- Naderi, M., & Sharbatoguli, A. (2007). The effect of economic freedom on economic growth. *Iranian Journal of Economic Research,*9(32) 1-29 (In Persian).
- Padash, H., Hassan Pour, E., & Khosravi, A. R. (2011). The institutional approach to explaining economic growth: The role of economic freedom, political freedom and corruption on economic growth. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 4(9), 193-224 (In Persian).
- Razmi, S. A. K., Razmi, S. M. J. & Shahraki, S. (2009). The effect of economic freedom on economic growth with institutional approach (Causal Investigation). *Journal of Knowledge and Development*, 16(28), 127-157 (In Persian).
- Renani, M. (1997). *Market or nonmarket? a study of market failure in Iranian economy*. Planning and Budget Organization, Center for Socio-Economic Documents and Publications, Tehran (In Persian).

- Sameti, M., Sameti, M., & Shahnazi, R. (2006). The impact of economic freedom on per capita income and economic growth (Panel Data Approach). *Iranian Economic Journal: Macroeconomics*, 6 (20), 59-84 (In Persian).
- Shahabadi, A., & Bahari, Z. (2014). Effect of political stability and economic freedom on the economic growth in selected developed and developing countries. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research.* 4(16), 53-72. (In Persian).
- Shahabadi, A., & Sadegi, H. (2015). Natural resource abundance and GDP per capita in oil countries, with emphasis on the economic freedom. *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*. 5(20), 79-98 (In Persian).
- Shahabadi, A., Amiri, B., & Sameri, H. (2015). The effect of economic security on gross domestic product in selected countries of G77. *Trade Studies Quarterly*, 19 (76), 115-149 (In Persian).
- Shahnazi, R. (2005). The impact of economic freedom on economic growth and per capita income. MSc in Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan (In Persian).
- The Heritage Foundation. (2018). Methodology for the 31 economic freedom. available at: www.Heritage.org.

دوفصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)
سال هفتم، شمارهٔ اول، بهار و تابستان ۱۳۹۸ (پیاپی ۱۹)

مقالهٔ پژوهشی

به‌کارگیری روش اصلاح‌شده FLQ-RAS در محاسبه جدول داده- ستانده استان فارس[1*]

فرشته فارسی[2] و زهرا افشاری[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۲/۱۳
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۵/۱۶

چکیده

نیاز به برنامه‌ریزی منطقه‌ای در سال‌های اخیر در جهان و ایران مورد توجه پژوهشگران و سیاست‌گذاران اقتصادی واقع شده است. از این رو، روش‌های مختلفی برای استفاده از آمار و داده‌های منطقه‌ای توسط پژوهشگران و اندیشمندان پیشنهاد شده است؛ اما به دلیل کم سابقه‌تر بودن این نوع برنامه‌ریزی و داده‌های متفاوت هر کشور، استفاده از روش‌های برنامه‌ریزی منطقه‌ای یک کشور برای سایر کشورها، نیاز به تعدیل مناسب با داده‌های همان کشور را دارد.

در تحقیق حاضر، جدول داده- ستانده استان فارس با استفاده از روش FLQ بر مبنای جدول داده- ستانده ملی سال ۱۳۹۰ مرکز آمار در ۱۵ بخش محاسبه شده، سپس از روش اصلاح شده ماتریس عرضه محور گش برای محاسبه دقیق‌تر δ با توجه به داخلی بودن جدول داده- ستانده منطقه‌ای

---

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/EDP.2020.25269.1199

* نویسندگان از دکتر فرهاد ترحمی به دلیل ارائه نقطه نظرات و پیشنهادات ایشان که به بهبود و ارتقای سطح مقاله کمک کردند، تشکر و قدردانی می‌نمایند.

۲. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی دانشگاه الزهرا (س) (نویسنده مسئول)؛ farsi6887@gmail.com
۳. استاد اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی دانشگاه الزهرا (س)؛ z.afshari@alzahra.ac.ir

استفاده شده است. نتایج استفاده از این روش، به بهبود نتیجه و همچنین منطقی‌تر بودن آن کمک می‌کند.
سپس با کمک روش RAS جدول استخراج شده به روش FLQ، تعدیل شده است تا داده‌های واقعی استان فارس جایگزین شوند. پس از آن، برای رفع نقص روش RAS، روش اصلاح‌شده‌ای پیشنهاد گردیده است. نتایج حاصل نشان می‌دهد، اگر چه استفاده از روش FLQ-RAS باعث کاهش پسماندها می‌شود، ولی لزوماً باعث تعدیل ماتریس هزینه واسطه‌ای داخلی به طور صحیح نمی‌شوند. اما استفاده از روش FLQ-RAS اصلاح‌شده، علاوه بر کاهش تعداد پسماندها، باعث تعدیل ماتریس مبادلات واسطه به صورت قابل قبول‌تری می‌شود.

واژگان کلیدی: جدول داده- ستانده منطقه‌ای، ابعاد اقتصاد فضا، استان فارس، الگوی عرضه محور گش، محاسبه δ، FLQ-RAS
طبقه‌بندی JEL: R15, R12, D57, C81, B21, B16

۱. مقدمه

استفاده از روش‌های آماری برای تهیه جداول منطقه‌ای، اگر چه می‌تواند به بسیاری از مشکلات و احتمالات پایان دهد، اما استفاده از این روش به دلیل پرهزینه و زمان‌بر بودن، پژوهشگران و مؤدیان این امر را از آن بازداشته، و اگرچه گاهی با پذیرش هزینه‌های مادی و زمانی، این امر محقق شده، اما هرگز رسمیت نیافته است.

دهه ۱۹۵۰، شروع استفاده از روش‌های سهم مکانی که بر پایه اهمیت به اقتصاد فضا بنا شده، برای استخراج جدول داده- ستانده منطقه‌ای است. طی این سال‌ها تعداد وارد کردن عوامل فضا سیر تکاملی روش‌های سهم مکانی را به دنبال داشته است. با این وجود، هنوز نحوه منظور کردن این عوامل با توجه به موقعیت و داده‌های موجود در هر منطقه، دارای ابهام است. یکی از این موارد، اندازه نسبی منطقه است. اگرچه بانویی و همکاران (۸۳:۱۳۹۶)، معتقد هستند که "هدف اصلی به کارگیری انواع روش‌های سهم مکانی، در واقع، محاسبه RIOCs است، نه RIOTs ". "در نتیجه محاسبه RIOTs در این روش‌ها، فرع قضیه به شمار می‌رود، اما در واقعیت، نهادهای برنامه‌ریزی استان‌های کشور به دنبال RIOTs هستند، نه RIOCs".

پس از اینکه روش‌هایی توسط اقتصاددانانی از جمله جفری راند[1] (۱۹۷۸: ۱۹۴- ۱۷۹) ، برای نحوه وارد کردن اندازه نسبی منطقه در روش سهم مکانی ارائه شد، فلگ و وبر[2] (۱۹۹۷:

1. Round
2. Flegg & Webber

۸۰۵- ۷۹۵) ، نهایتاً پارامتر توانی معرفی کردند که به سیگما (δ) معروف است. دامنه تغییرات این پارامتر بین صفر و یک است. مشکلی که بعد از معرفی این پارامتر وجود داشت، نحوه محاسبه خود δ است. با توجه به اینکه δ در یک دامنه قرار دارد، مناسب‌ترین مقدار آن برای هر منطقه، چگونه برآورد شود، تا با نبود جدول آماری و ضرایب واقعی، کمترین خطای ممکن ضرایب برآوردی با ضرایب واقعی حاصل شود؟

در ایران، مطالعات زیادی با استفاده از روش‌های سهم مکانی برای استخراج جدول داده-ستانده منطقه‌ای صورت پذیرفته است. طی مشاهدات و دسته‌بندی که بانویی و همکاران (۱۳۹۶:۹۰)، در این پژوهش‌ها صورت داده‌اند، به این نتیجه رسیده‌اند که: ۵۰ درصد مقالات اصلاً بحثی درباره مقدار δ و مبنای انتخاب آن نداشته‌اند. ۲۵ درصد مقالات از روش پیشنهادی بزازان و همکاران (۱۳۸۶)که خود با توجه به فقدان جدول آماری در ایران، یک نوآوری به شمار می‌آید، مقدار مناسب δ را محاسبه کرده‌اند. ۲۵ درصد باقی‌مانده نیز بدون توجه به این موضع که δ بین مناطق مختلف و حتی یک منطقه، می‌تواند در دو زمان مختلف متفاوت باشد، از ارقام مطالعات داخلی یا خارجی برای δ استفاده کرده‌اند.

در این پژوهش، با استفاده از روش FLQ جدول داده- ستانده استان فارس برای سال ۱۳۹۰ تخمین زده می‌شود. از آنجا که استخراج دقیق‌تر جدول داده- ستانده منطقه‌ای، نیازمند برآورد صحیحی از δ منطقه است، این پژوهش استفاده از روش عرضه محور گش برای شناسایی δ که به حداقل کردن خطای آماری بین ارقام واقعی تولید بخش‌ها و ارقام برآورد شده تولید بخشی تأکید دارد، استفاده می‌شود؛ اما به دلیل داخلی بودن جدول استخراجی منطقه‌ای به روش‌های سهم مکانی، نیاز به تجدید نظر و تعدیل این روش مطابق با داده‌های داخلی است. برای این کار، ابتدا باید علاوه بر محاسبه ضرایب فنی ماتریس مبادلات، ضرایب ماتریس واردات از سایر مناطق و واردات از خارج کشور نیز محاسبه و با ضرایب ماتریس مبادلات جمع گردد، تا نتیجه مناسب از روش عرضه محور گش صورت پذیرد.

بنابراین پژوهش حاضر با بهره‌گیری از داده‌های آماری موجود در ایران، دو هدف اساسی را دنبال می‌کند:

۱- شناسایی مناسب‌ترین δ با توجه به داخلی بودن ماتریس مبادلات هزینه واسطه‌ای؛

۲- اصلاح روش FLQ-RAS جهت تعدیل مناسب‌تر ماتریس هزینه واسطه داخلی، در جهت کاهش پسماندهای جدول داده- ستانده منطقه‌ای.

سپس برای کاهش پسماندها و استفاده از داده‌های واقعی منطقه و تعدیل ماتریس هزینه واسطه‌ای داخلی، از روش RAS استفاده شده است؛ به این نحو که برای تراز جدول تنها صادرات پسماند قرار می‌گیرد و از داده‌های واقعی ارزش‌افزوده حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار که از سال ۱۳۷۹ به صورت سالانه منتشر می‌شود، به جای پسماند ارزش‌افزوده بهره گرفته

می‌شود. به علت نارسایی این روش، که تعدیل نامناسب ماتریس هزینه واسطه‌ای را به دنبال دارد، روش اصلاح شده آن، ارائه و مورد استفاده قرار گرفته است.

بر این اساس چارچوب کلی، مقاله حاضر به این شکل است که بخش اول، شامل مقدمه و چارچوب کلی مقاله می‌شود. در بخش دوم، چارچوب نظری و پیشینه پژوهش ارائه خواهد شد. بخش سوم، پایه‌های آماری بیان می‌گردد. بخش چهارم، به تجمیع بخش‌ها و بخش پنجم، به روش‌شناسی شناسایی بهترین δ و روش‌شناسی تخمین جدول منطقه‌ای به روش FLQ-RAS اصلاح شده، اختصاص دارد. در بخش ششم، یافته‌های تحقیق مورد تحلیل قرار می‌گیرد. در نهایت، جمع‌بندی از تحلیل یافته‌ها و روش‌های مورد استفاده و منابع ارائه می‌گردد.

۲. چارچوب نظری و پیشینه پژوهش

جدول داده- ستانده یک تکنیک آماری است که در قالب آن، تحلیل‌های اقتصادی مبتنی بر تئوری تعادل عمومی امکان‌پذیر است (تودارو[1]، ترجمه عرب مازار، ۴۶:۱۳۶۵). جدول داده- ستانده در حقیقت، از مهم‌ترین ابزارهای تحلیل ساختار اقتصادی، پیش‌بینی و برنامه‌ریزی است که تصویری جامع از اقتصاد کشور، روابط بین فعالیت‌ها و وابستگی آنها به یکدیگر را نشان می‌دهد. در واقع جدول داده- ستانده، بسیاری از عناصر لازم برای مطالعات مربوط به ساختار هر جامعه را فراهم می‌آورد و راه را برای کوشش‌های مهندسی اجتماعی می‌گشاید (جهانگرد، ۱۲۵:۱۳۷۷). شاخه دیگر جدول داده- ستانده که در اوایل دهه ۱۹۵۰ پایه‌گذاری شد، توسعه بر مبنای تئوری، تدوین و کاربردهای جدول داده- ستانده منطقه‌ای است.

"پیوند بین الگوی تعادل عمومی داده- ستانده منطقه‌ای با نظریه‌های اقتصاد منطقه و تبیین نقش و اهمیت ابعاد فضایی آن، مرهون تلاش‌های ایزارد[2] است (ریچاردسون[3]، ۱۹۸۵: ۶۱۵، پلانسکی[4]، ۱۹۹۵: ۳۱۱). ایزارد علل بررسی اقتصاد منطقه‌ای را در ارتباط با فضا و مکان، غفلت نظریه‌های کلاسیکی و نئوکلاسیکی در این حوزه می‌داند. نقش ابعاد فضایی در تحلیل‌های اقتصاد منطقه‌ای، به حدی اهمیت دارد که بلاک[5] به نقل از ایزارد می‌گوید: "اقتصاد کلاسیک و نئوکلاسیک گویا بنگاه را در سرزمین خیالی که در آن مساله‌ای به نام مکان وجود ندارد، مستقر کرده و بدین ترتیب، مسائل مربوط به هزینه‌های حمل‌ونقل و دسترسی به بازارهای فروش، اساساً نادیده گرفته شده‌اند"" (بانویی و بزازان ۱۳۸۵: ۹۰).

پژوهش‌های انجام گرفته از دهه ۱۹۵۰ تا کنون نشان می‌دهند که اهمیت ابعاد فضایی در محاسبه جداول داده- ستانده منطقه‌ای، به سه دلیل نقشی اساسی ایفا می‌کنند. الف) اقتصاد

1. Todaru
2. Isard
3. Richardson
4. Polenske
5. Block

منطقه نسبت به اقتصاد ملی بازتر است؛ ب) اندازه منطقه و اندازه بخش‌های عرضه‌کننده و تقاضاکننده در سطح منطقه نسبت به اقتصاد ملی تأثیرگذار است؛ ج) مناطق بزرگ‌تر، خودکفاتر هستند و بدین ترتیب، میزان وابستگی آنها به سایر مناطق کمتر است و بالعکس (بانویی و بزازان، ۱۳۸۵: ۸۹).

اقتصاد فضا، یکی از بحث‌های اساسی در خصوص وجود و توسعه نیروهای تولید (توان تولیدی) در یک منطقه معین است که به نوعی هدف آن، تحلیل توزیع و پراکنش عناصر گوناگون اقتصاد در فضای جغرافیایی است (شفر[1]، ۱۹۹۹، نیبر[2]، ۲۰۰۱). از این رو، شناخت نابرابری‌ها و بی‌عدالتی‌ها در چارچوب محدوده جغرافیایی مختلف (کشور، استان، شهرستان و بخش) و در نتیجه، پی بردن به اختلافات و تفاوت‌های موجود و سیاست‌گذاری در جهت رفع و کاهش نابرابری‌ها، از وظایف اساسی متولیان توسعه مناطق به شمار می‌آید. وجود تفاوت‌های منطقه‌ای، به تسلط برخی مناطق به مناطق پیرامون آنها منجر می‌شود و موجب ایجاد چالش‌های سیاسی و اقتصادی بسیاری در کشورهای در حال توسعه می‌گردد. برای تهیه و تدوین این جدول، روش‌های آماری و غیر آماری مختلفی وجود دارد. تهیه جدول داده- ستانده منطقه‌ای به روش آماری بخصوص در ایران، به ندرت صورت پذیرفته است؛ اما محاسبه جداول داده- ستانده منطقه‌ای به روش غیر آماری در میان پژوهشگران، کاری متداول است. به طور کلی، دو روش غیر آماری سهم مکانی (LQ) و تراز (CB) برای جدول داده- ستانده منطقه‌ای مطرح است.

یکی از روش‌های رایج غیر آماری، روش سهم مکانی است. ابتدا روش سهم مکانی عرضه یا تقاضا مطرح بودند و بعداً به شکل سهم مکانی متقاطع عرضه و تقاضا و شکل تعدیل یافته آن، گسترش یافت (فلگ و وبر، ۱۹۹۷: ۸۰۵-۷۹۵ و ۲۰۰۰: ۵۶۹- ۵۶۳).

"منطق اصلی به کارگیری روش سهم مکانی، حداقل استفاده از آمار موجود مانند اشتغال، ستانده، ارزش‌افزوده و حتی مصرف خانوارها با حداقل زمان در سطح منطقه است." "خاستگاه اصلی انواع روش‌های سهم مکانی، محاسبه ضریب داخلی و ضریب واردات واسطه‌ای یک منطقه از سایر مناطق است" (بانویی و همکاران، ۸۳:۱۳۹۶). با این حال، محاسبه این جدول بر مبنای مناسب‌ترین پارامتر سهم مکانی، نیاز به روش مناسب با داده‌های آماری ایران است.

پژوهش بزازان و همکاران (۳۷:۱۳۸۶)، جزء معدود پژوهش‌هایی است که برای شناسایی بهترین پارامتر سهم مکانی، روشی را پیشنهاد داده‌اند. روش پیشنهادی که بر اساس روش عرضه محور گش و حداقل کردن خطای آماری است، با توجه به داخلی بودن جدول داده- ستانده منطقه‌ای و نادیده گرفتن نقش واردات واسطه‌ای، جای تأمل دارد. از همین رو،

1. Schaffer
2. Niebuhr

نصراللهی و زارعی (۱۲۸:۱۳۹۶)، در پژوهش خود، ضمن اشاره به این نکته، روش اصلاحی پیشنهاد داده‌اند. اما در این پژوهش نیز با توجه به نبود آمار واردات واسطه منطقه‌ای برای سال (t+1) و یا چگونگی محاسبه ضرایب واردات سال (t) که مستلزم رفع ایراد استفاده از روش عرضه محور گش برای محاسبه بهترین پارامتر سهم مکانی است، مجهول مانده است.

پژوهش‌های بعدی نیز که از روش نصراللهی و زارعی (۱۳۹۶)، بهره گرفته‌اند، بدون اشاره به چگونگی وارد کردن واردات واسطه به محاسبات، این روش را مورد استفاده قرار داده‌اند. از آن جمله می‌توان به پژوهش حیدری (۶۳:۱۳۹۶) برای استان‌های زنجان و آزادگان (۴۴:۱۳۹۶)، برای استان فارس (که به نظر خطای نصراللهی و زارعی (۱۲۸:۱۳۹۶)، برای برآورد واردات را تکرار کرده است)، اشاره کرد. این موضوع به همراه توضیحات چگونگی استفاده از واردات واسطه در محاسبات روش عرضه محور گش- مبنای محاسبات پژوهش حاضر- در بخش بعد توضیح داده شده است.

همچنین برای تراز جدول داده- ستانده منطقه‌ای مبتنی بر روش سهم مکانی، وجود دو پسماند ضروری است. بانویی و همکاران (۸۴:۱۳۹۶)، معتقدند که استفاده از دو پسماند برای مناطقی که دارای حساب‌های منطقه‌ای هستند، منطقی نیست. آنها در راستای پاسخ به این سؤال که "آیا منطقی است که در به کارگیری هر نوع روش سهم مکانی، ارزش‌افزوده بخش‌ها و GDP استان در حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار تعدیل شوند؟"، روش ترکیبی جدید FLQ-RAS را پیشنهاد کرده‌اند. اما سؤالی که در ارتباط با روش مذکور پیش می‌آید، این است: آیا صحیح است برای استفاده از داده‌های واقعی ارزش‌افزوده در جدول داده- ستانده منطقه‌ای تخمینی به روش سهم مکانی تمام تعدیل بر هزینه واسطه‌ای داخلی صورت پذیرد؟ این روش باعث تعدیل ناصحیح در مصرف واسطه داخلی می‌شود و برای رفع این نقص، روش FLQ-RAS اصلاح شده، پیشنهاد شده است، که علاوه بر مصرف واسطه داخلی، واردات از سایر مناطق و واردات از خارج کشور نیز تعدیل خواهند شد.

به نظر تعدادی از صاحب نظران اقتصاد منطقه‌ای، روش ترکیبی عملی‌ترین روش ساخت جدول منطقه‌ای داده- ستانده می‌باشد (لهر[1]، ۱۹۹۳: ۱۴۵؛ وندر وستیزن[2]، ۱۹۹۲؛ وست[3]، ۱۹۹۰: ۱۱۱). در روش‌های ترکیبی بعد از محاسبه جدول منطقه مورد نظر با کمک آمار و داده‌های منطقه و روش‌های موجود، جدول حاصل را اصلاح یا تکمیل می‌کنند؛ به گونه‌ای که مناسب با شرایط منطقه مورد مطالعه واقع شود و تصویر صحیح‌تری از اندازه کمیت‌های منطقه‌ای ارائه دهد.

1. Lahr
2. Vander Westhuizen
3. West

۳. پایه‌های آماری پژوهش

برای محاسبه جدول داده- ستانده استان فارس، به روش FLQ و شناسایی بخش‌های کلیدی به جدول داده- ستانده داخلی ملی نیاز است؛ به این منظور در این پژوهش از بین جداول داده- ستانده آماری سال ۱۳۹۰، جدول تحلیلی متقارن اقتصاد ایران به قیمت تولیدکننده با ابعاد ۹۹ فعالیت در ۹۹ فعالیت با واحد میلیون ریال از مرکز آمار ایران اخذ شده است. جدول داده- ستانده ۱۳۹۰، منطبق بر مبانی و معیارهای توصیه شده طبقه‌بندی‌های بین‌المللی در زمینه رشته فعالیت‌های اقتصادی (ISIC)[1] بوده و به عنوان تفصیلی‌ترین پایگاه اطلاعات اقتصاد ایران، با هدف تأمین نیاز کاربران آماری و اقتصادی نظام برنامه‌ریزی، ارائه شده است (مرکز آمار ایران).

لازم به ذکر است که این جدول ابتدا در ۱۵ بخش تجمیع و با تفکیک واردات به جدول داخلی (بانویی، ۴۵:۱۳۹۱) تبدیل و سپس مبنای محاسبات قرار گرفته و با استفاده از آمار منطقه‌ای سال ۱۳۹۰ که توسط مرکز آمار با نام حساب‌های منطقه‌ای منتشر، و به کمک تکنیک RAS اعداد ناحیه مبادلات واسطه‌ای تعدیل شده است.

۴. تجمیع بخش‌های جدول داده- ستانده ملی

در این مرحله، برای ایجاد بستری مناسب برای بررسی مساله مورد نظر پژوهش که مقایسه بین روش‌های مختلف در استخراج جدول داده- ستانده منطقه‌ای است، جدول ملی تجمیع شده است. این نکته حائز اهمیت می‌باشد که سال انتشار داده‌های منطقه‌ای مرکز آمار برای سال ۱۳۹۰ با جدول داده- ستانده ملی این سال متفاوت است و از این رو، معیارهای طبقه‌بندی و تعداد زیر بخش‌ها متفاوت هستند. داده‌های منطقه‌ای موجود در این مرکز برای سال ۱۳۹۰ دارای ۷۲ بخش و جدول داده- ستانده ملی این سال که به تازگی انتشار یافته، دارای ۹۹ بخش است. از این رو، برای هم‌ترازی بخش‌ها، جدول داده- ستانده ملی در ۱۵ فعالیت اصلی تجمیع شده‌اند. این بخش‌ها عبارت‌اند از: ۱- کشاورزی، ۲- ماهیگیری، ۳- معدن، ۴- صنعت، ۵- تأمین آب، برق و گاز، ۶- ساختمان، ۷- عمده‌فروشی و خرده‌فروشی، تعمیر وسایل نقلیه و کالا، ۸- هتل و رستوران، ۹- حمل‌ونقل، انبارداری و ارتباطات، ۱۰- خدمات مؤسسه‌های پولی و مالی، ۱۱- مستغلات، کرایه و خدمات کسب‌وکار، ۱۲- اداره امور عمومی و خدمات شهری، ۱۳- آموزش، ۱۴- بهداشت و مددکاری اجتماعی و ۱۵- سایر خدمات.

۵. روش‌شناسی

۵-۱. روش سهم مکانی LQ[2]

روش سهم مکانی (LQ) بر اساس مفهوم سهم منطقه ساخته می‌شود. سهم منطقه ممکن است از جهت‌های مختلف مثل تولید، ارزش‌افزوده یا اشتغال بخش‌ها در نظر گرفته شود. از نظر

1. International Standard Industrial Classification of All Economic Activities. Revision 4
2. Location Quotients

مفهومی، سهم مکانی، مقیاسی است که اهمیت نسبی فعالیت‌های معین در یک منطقه را نسبت به[مقیاس] ملی از جهت میزان تولید نشان می‌دهد. امروزه این روش مورد استفاده گسترده اقتصاددانان قرار گرفته است (آزادی‌نژاد و همکاران،۱۳۹۱:۳). تأکید روش‌های سهم مکانی بر تعدیل مبادلات واسطه‌ای بین بخشی در جدول داده- ستانده ملی با حداقل آمار و اطلاعات موجود در سطح منطقه مانند اشتغال، تولید و ارزش‌افزوده است.

روش‌های سهم مکانی، می‌توانند با معرفی تکنیک خاص برای تعدیل ضرایب داده- ستانده ملی که بر اساس معیار فضایی است، محاسبه واردات کالا و خدمات بخشی در سطح منطقه را تضمین کنند. معیار فضا در واقع، می‌تواند رابطه بین اندازه ضرایب داده- ستانده یک منطقه را با اندازه ضرایب ملی نشان دهد. این رابطه، بستگی زیادی به تعداد عوامل اقتصاد فضا دارد که هر روش سهم مکانی می‌تواند در نظر بگیرد. هرچه تعداد این عوامل بیشتر باشد، رابطه مذکور شفاف‌تر خواهد بود. صادرات کالا و خدمات در همه روش‌های سهم مکانی، به صورت پسماند برآورد می‌گردد (بانویی و بزازان، ۱۳۸۵: ۹۳).

۵-۲. محاسبه جداول داده- ستانده منطقه‌ای و تجزیه و تحلیل نتایج

محاسبه جداول داده- ستانده منطقه‌ای بر اساس روش‌های سهم مکانی بر مبنای دو نکته فرض انجام می‌شود: الف) مناطق اقتصادی کوچک‌تر (منطقه) نسبت به اقتصادهای بزرگ‌تر (ملی) وابستگی بیشتری به دنیای خارج دارند. این ویژگی در جدول داده- ستانده، به این مفهوم است که در مناطق کوچک‌تر، درصد بالاتری از نهاده‌های مورد استفاده برای تولید یک محصول، به وسیله واردات تأمین می‌شود (میلر و بیلر[1]، ۲۰۰۹: ۶۹). ب) فرض اساسی روش‌های سهم مکانی، این است که تکنولوژی تولید همه صنایع در سطح ملی و منطقه یکسان است (ژئو و چوی[2]، ۲۰۱۵:۹۰۳؛ کولانسکی[3]، ۲۰۱۵: ۹۰۳). این بدان معنی است که ترکیب نهاده‌های به کار رفته در تولید هر واحد ستانده بخش jدر منطقه، همانند ترکیب این نهاده‌ها در سطح ملی است. با توجه به این دو نکته، نقش ضرایب سهم مکانی، تعدیل ضرایب نهاده ملی و محاسبه درصد خریدهای داخلی (داخل منطقه) ضرایب منطقه‌ای است (فلگ و تهمو[4]، ۲۰۱۶: ۳۱۱).

از میان روش‌های سهم مکانی موجود، به دلیل انعطاف‌پذیری بیشتر روش FLQ در حل مساله بیش برآوردی و کم برآوردی ضرایب فزاینده تولید منطقه و پیوند آنها با میل به واردات یک منطقه نسبت به روش‌های دیگر سهم مکانی (بانویی و همکاران، ۱۳۹۶:۹۰)، این روش در این پژوهش مورد استفاده قرار می‌گیرد.

---

1. Miller & Blair
2. Zhao & Choi
3. Kowalewksi
4. Flegg & Tohmo

۵-۳. روش شبه لگاریتمی اندازه منطقه (FLQ)

شروع روش سهم مکانی در نبود آمار و اطلاعات مورد نیاز در سطح مناطق به صورت زیر است:

$$r_{ij} = (LQ)^* a_{ij} \quad (۱)$$

که در آن، r_{ij} عنصری از ماتریس ضرایب واسطه‌ای درون منطقه، a_{ij} عنصری از ماتریس ضرایب ملی و LQ ضریب الگوی سهم مکانی را نشان می‌دهد، در این تحقیق، از روش FLQ ارائه شده توسط فلگ و همکاران که به صورت زیر بیان می‌شود، استفاده شده است:

$$FLQ_{ij}^* = ACLQ_{ij} \times \lambda^* \quad (2)$$

که

$$\lambda^* = [log_2(1 + TRO/TNO)]^\delta$$

و با جایگزینی آن در فرمول (۱) خواهیم داشت:

$$r_{ij} = (ACLQ_{ij} \times [log_2(1 + TRO/TNO)]^\delta) * a_{ij}$$

یا $r_{ij} = (ACLQ_{ij} \times \lambda^*) * a_{ij}$ (3)

که در آن، $ACLQ_{ij}$ ضریب مکانی سهم مکانی متقاطع اصلاح شده و λ^* ضریب تعدیل اندازه منطقه، δ ضریب تعدیل ساختار اقتصادی منطقه با دامنه‌ای از صفر تا یک در نظر گرفته می‌شود. TRO/TNO اندازه نسبی منطقه بر حسب ستانده را نشان می‌دهد. فلگ و وبر (۱۹۹۷)، ضریب λ را صرفاً برای دخالت اندازه منطقه به مدل وارد کرده‌اند. اندیس i بیانگر بخش عرضه‌کننده و اندیس j بیانگر بخش تقاضاکننده است.

همان‌طور که در رابطه فوق مشخص است، حصول پارامتر λ مستلزم برآورد پارامتر δ است. دامنه تغییرات، $0 \leq \delta \leq 1$ است. δ تأثیر بسزایی در میزان ضریب داده- ستانده منطقه و در نهایت، بر میل به واردات یک منطقه نسبت به سایر مناطق دارد. در نتیجه، برای انتخاب مناسب‌ترین FLQ_{ij}^* باید مناسب‌ترین δ تعیین شود. «بدیهی است که بدون شناسایی مناسب‌ترین مقدار پارامتر تابع سهم مکانی، میزان دقت آماری ضرایب منطقه با توجه به تحلیل‌های ابعاد اقتصاد فضایی به آسانی ممکن نخواهد بود» (بزازان و همکاران، ۱۳۸۶).

ملاک اصلی تعیین مناسب‌ترین گزینه، حداقل نمودن خطای آماری است. در این پژوهش، تعیین مناسب‌ترین مقدار δ با استفاده از روش پیشنهادی بزازان و همکاران (۳۷:۱۳۸۶)، که توسط نصراللهی و زارعی (۱۲۹:۱۳۹۶)، اصلاح شده است و بر مبنای استفاده از الگوی عرضه محور گش در پیش‌بینی تولید بخش‌های اقتصادی به ازای مقادیر مختلف δ (در بازه صفر تا یک)، کمترین خطای آماری بین تولید پیش‌بینی شده با ارقام متناظر واقعی که از حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران به دست می‌آید، شناسایی می‌شود.

۵-۴. شناسایی مناسب‌ترین مقدار δ بر مبنای الگوی عرضه محور گش تعدیل‌شده با داده‌های آمار منطقه‌ای

الگوی عرضه محور گش (گش[1]، ۱۹۵۸: ۵۸- ۶۴)، بر چگونگی محاسبه مقدار تولید (ستانده) با با کمک ارزش‌افزوده تأکید دارد. این الگو برای دوره t به صورت زیر بیان می‌شود:

$$X_t^r = V_t^r (I - B_t^r)^{-1} \quad (۴)$$

این معادله برای جداول داخلی نشده، برقرار است. اما از آنجا که جداول منطقه‌ای با توجه به داخلی بودن جدول ملی، واردات واسطه‌ای آن به صورت جدا از ماتریس مبادلات محاسبه می‌شود، ماتریس مبادلات فاقد واردات واسطه‌ای است که همین امر سبب می‌شود معادله (۴) برای جداول منطقه‌ای صدق نکند. این همان نکته‌ای است که در پژوهش بزازان و همکاران (۳۷:۱۳۸۶)، مورد غفلت واقع شده است. و برای حصول معادله بالا برای جداول داخلی، یا باید واردات واسطه‌ای با ارزش افزوده جمع گردد، یا ضرایب واردات واسطه‌ای (B_t^{mr}) با ضرایب ماتریس مبادلات واسطه‌ای (B_t^{dr}) جمع گردد.

نصراللهی و زارعی (۱۲۹:۱۳۹۶)، ضمن اثبات این موضوع در پژوهش خود، معادله نهایی حاصل از معادله (۴) را به صورت زیر باز نویسی می‌کنند:

$$X_t^r = X_t^r * B_t^{dr} + X_t^r * B_t^{mr} + V_t^r = X_t^r * B_t^{dr} + (V_t^r + X_t^r * B_t^{mr}) \quad (۵)$$

که در آن، X_t^r بردار سطری ستانده، V_t^r بردار سطری ارزش افزوده و جمع B_t^{dr} و B_t^{mr} ضرایب فنی در الگوی عرضه محور گش در سال t هستند. از محاسبه $X_t^r * B_t^{mr}$ بردار واردات واسطه-ای به‌دست می‌آید. بر این اساس، معادله (۵) به صورت زیر باز نویسی می‌شود:

$$X_t^r = X_t^r * B_t^{dr} + (V_t^r + M_t^r) \quad (۶)$$

که در آن، M_t^r بردار واردات واسطه‌ای منطقه در سال t است.

"همان‌گونه که مشاهده می‌شود، چنانچه ماتریس مبادلات واسطه‌ای و در نتیجه ماتریس ضرایب گش شامل واردات واسطه‌ای نباشد، بردار ستانده بخشی، به جای حاصل‌ضرب بردار ارزش‌افزوده در ماتریس معکوس گش، از حاصل‌ضرب بردار مجموع واردات واسطه‌ای و ارزش افزوده در معکوس گش حاصل می‌شود" (نصراللهی و زارعی،۱۳۰:۱۳۹۶).

این معادله را برای هر سالی که ارزش‌افزوده و واردات واسطه‌ای آن برای بخش‌های اقتصادی منطقه در دسترس باشند، می‌توان محاسبه کرد؛ اما نکته‌ای که در پژوهش نصراللهی و زارعی (۱۳۰:۱۳۹۶)، پاسخ داده نشده، این است که در استفاده از الگوی عرضه محور گش برای محاسبه مناسب‌ترین δ، نیازی به محاسبه ستانده سال ۱۳۹۰ منطقه‌ای نیست، بلکه با کمک این روش، ستانده سال ۱۳۹۱(t+1)، باید تخمین زده شود، چراکه استفاده از این روش برای محاسبه خطای آماری بین تولید برآورد شده بخشی و تولید واقعی بخشی، به صورت زیر تعریف می‌شود:

---

1. Ghosh

$$E_t = \hat{X}^r_{t+1} - X^r_{t+1} \quad (۷)$$

اما برای سال ۱۳۹۱ بردار واردات واسطه‌ای منطقه موجود نیست تا بتوان از معادله (۶) استفاده کرد. اینکه نصراللهی و زارعی (۱۳۹۶:۱۳۰)، داده‌های واردات واسطه‌ای سال ۱۳۹۱ را چگونه به‌دست آورده و وارد محاسبه کرده‌اند، مشخص نیست. گویا آنها در پژوهش خود، بردار واردات واسطه سال (t) را با ارزش افزوده سال (t+1) جمع کرده‌اند. اگر چنین باشد، این سوال مطرح می‌شود که بر چه اساسی واردات سال t را با واردات سال t+1 یکسان می‌دانند؟ حال آنکه هزینه مصرف واسطه سال t+1، ارزش‌افزوده و ستانده این سال طبق آمار واقعی، متفاوت از سال t است.

بنابراین، باید ضرایب واردات واسطه‌ای سال ۱۳۹۰ محاسبه و با ضرایب فنی ماتریس مبادلات جمع شود. برای این کار، مشکل جدیدی وجود دارد. در جدول استخراجی داده-ستانده منطقه‌ای به روش FLQ، بردار واردات واسطه‌ای از سایر مناطق و واردات از کشورهای خارجی به طور جداگانه، محاسبه می‌شوند و برای محاسبه ضرایب این بردارها نیاز به ماتریس آنها است. چگونگی محاسبه این ماتریس، به سادگی امکان پذیر نیست. البته در روش FLQ، ماتریس واردات از سایر مناطق اقتصادی نیز محاسبه می‌شود، که می‌توان ضرایب آن را از تقسیم این ماتریس بر ستانده سطری به دست آورد. اکنون تنها نیاز به محاسبه ماتریس بردار واردات واسطه‌ای از خارج کشور است. برای این منظور، روش انگو[1] (۲۱:۱۹۸۶) پیشنهاد، و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$A^r_t = X^r_t / Z^r_t \quad (۸)$$

که در آن، Z^r_t ماتریس مبادلات منطقه است.

$$A^{r\prime}_t = \sum_j A^r_{tj} \quad (۹)$$

$$A^{r*}_t = A^r_t * \hat{A}^{r\prime}_t \quad (۱۰)$$

$$IM^r_t = A^{r*}_t * \widehat{M}^r_t \quad (۱۱)$$

که در آن به ترتیب، $A^{r\prime}_t$ بردار ضرایب فنی، A^{r*}_t ماتریس تعدیل شده ضرایب فنی، $\hat{A}^{r\prime}_t$ ماتریس قطری بردار ضرایب فنی، $\widehat{M}^r_t$ ماتریس قطری واردات از خارج کشور و IM^r_t ماتریس واردات از خارج کشور است.

اکنون از تقسیم ماتریس واردات واسطه از خارج کشور بر ستانده سطری منطقه، می‌توان ضرایب واردات واسطه‌ای از خارج کشور را محاسبه کرد. از جمع ضرایب مبادلات واسطه منطقه و ضرایب واردات از سایر مناطق و ضرایب واردات از کشورهای خارجی، ماتریس ضرایب فنی منطقه به‌دست می‌آید که می‌توان از آن در روش گش و معادله (۵) بهره جست.

لازم به ذکر است که می‌توان از ابتدا سه بردار هزینه مصرف واسطه‌ای و واردات از سایر مناطق و واردات از خارج کشور را با هم جمع و سپس از طریق روش انگو، ماتریس مبادلات

1. Ngo

واسطه‌ای (که شامل واردات هم می‌شود)، را محاسبه و پس از آن، از طریق روش گش، ضرایب فنی منطقه را محاسبه و در نهایت، ستانده تحمینی سال t+1 را برآورد کرد.

۵-۵. روش نیمه آماری RAS[1]

روش نیم آماری RAS توسط ریچاردستون[2] (۱۹۷۲) معرفی و اولین بار برای اقتصاد انگلیس به کار گرفته شده است. روش RAS نسبت به روش‌های سهم مکانی (غیر آماری) نیاز به اطلاعات آماری بیشتری دارد که می‌توان به مجموع تقاضای واسطه‌ای و مجموعه مصارف واسطه‌ای برای هر بخش اشاره کرد (استون[3]، ۱۹۶۱، استون و برون[4]، ۱۹۶۲)

محاسبات ریاضی و مبانی نظری روش RAS فارغ از نوع کاربرد آن، یکسان است. در تکنیک RAS از روش ماتریس‌های دو نسبتی[5] استفاده می‌شود (بچراچ[6]، ۱۹۷۰). روش RAS تغییرات در ضرایب ماتریس پایه را بر اساس لحاظ کردن دو تغییر نسبی در سطر و ستون ماتریس مزبور و بر اساس مجموع سطر و ستون‌های ماتریس جدید که به صورت برونزا بر اساس آمارهای مربوطه گردآوری شده است، تعدیل می‌کند (آلن و لیکومبر[7]، ۱۹۷۵: ۵۱).

استفاده از روش RAS در جدول داده- ستانده منطقه‌ای، دارای همان روش ماتریسی است؛ به این طریق که دو بردار ضریب فزاینده جهت تعدیل سطر و ستون‌های ماتریس ضرایب مورد نظر، محاسبه می‌شوند. این تعدیل تا جایی که جمع سطرها و ستون‌های ماتریس تعدیل شده با جمع ستون‌ها و سطرهای ماتریس مورد نظر برابر شوند، ادامه می‌یابد.[8] اکنون می‌توان به کمک RAS ماتریس مبادلات بین بخشی را بر اساس ارقام متناظر بردار هزینه واسطه‌ای داخلی و تقاضای واسطه‌ای هر بخش تعدیل کرد.

۵-۵-۱. روش ترکیبی FLQ-RAS

بانویی و همکاران(۱۳۹۶:۹۰)، در مقاله‌ای تحت عنوان «یک روش ترکیبی جدید FLQ-RAS برای محاسبه جدول داده- ستانده منطقه‌ای: مطالعه موردی استان گیلان»، علاوه بر، شمردن معایب استفاده از روش FLQ به ارزیابی پژوهش‌های انجام شده در ایران می‌پردازند. آنها بیان

---

1. Semi Survy Method
2. Richardstone
3. Stone
4. Stone & Brown
5.Biproportional Matrix
6. Bacharach
7. Allen & lecomber

۸. در روش RAS فرض می‌شود تغییرات در ضرایب نهاده به صورت یک‌نواخت بین سطر و ستون‌های ماتریس ضرایب داده_ ستانده توزیع می‌گردد. این فرض موجب بروز انتقاداتی به این روش شده، چرا که لزوماً تغییرات در یک ضریب نهاده به صورت یک‌نواخت میان سایر ضرایب توزیع نخواهد شد. از آن گذشته فرض ماتریس‌های دو نسبتی دارای هیچ مفهوم اقتصادی نیست و فاقد منطق اقتصادی است (لوکمبر و آلن، ۱۹۷۵).

می‌دارند: «در هیچ‌یک از مطالعاتی که تاکنون منتشر شده، به موضوع سازگاری بنیه آماری کشور با روش FLQ و AFLQ اشاره‌ای نشده است. به بیان دیگر، در هیچیک از این مطالعات، دو پسماند را با توجه به بنیه‌های آماری کشور به هنگام مساله استفاده از روش FLQ و AFLQ مورد توجه قرار نداده‌اند».

وجود دو پسماند در جداول تخمینی بر مبنای روش FLQ و AFLQ با توجه به وجود آمار مورد نیاز در ایران، کار غیر منطقی است. از این رو، بانویی و همکاران (۹۶:۱۳۹۶) برای حل این مشکل، روش جدید ترکیبی FLQ- RAS را ارائه می‌دهند.

استفاده از روش ترکیبی FLQ- RAS، این امکان را برای ما به وجود می‌آورد که تنها صادرات را پسماند بگیریم. «به‌کارگیری این روش با توجه به آمارهای ملی و منطقه‌ای موجود در ایران، حداقل چهار مزیت دارد. اول، انعطاف‌پذیری آن در پوشش تعداد بیشتر بخش‌های منطقه؛ دوم، قابلیت تعمیم به سایر استان‌های کشور؛ سوم، سنخیت کامل با بنیه‌های آماری کشور؛ چهارم، انعطاف‌پذیری در منظور کردن آمارهای برونزا و یا آمارهای برتر در سطح منطقه دارد» (بانویی و همکاران، ۹۰:۱۳۹۶).

۵-۵-۲. روش اصلاح شده FLQ-RAS

در روش RAS بردار هزینه واسطه واقعی پس از کسر واردات از خارج و واردات از سایر مناطق محاسباتی از روش FLQ و تقاضای واسطه محاسباتی به روش RAS مبنای تعدیل قرار می‌گیرد. در واقع، تمام بیش‌برآوردی یا کم‌برآوردی در ارزش‌افزوده تخمینی در روش FLQ نسبت به ارزش‌افزوده واقعی را در هزینه مصرف واسطه داخلی تعدیل می‌کند، بدون آنکه توجه شود، هزینه مصرف واسطه واقعی از سه جزء هزینه واسطه داخلی، واردات از خارج کشور و واردات از سایر مناطق تشکیل شده است و باید آنچه باعث کم یا زیاد بودن هزینه واسطه‌ی واقعی نسبت به تخمینی است، در بین سه جزء تقسیم شود. نادیده گرفتن همین موضوع، می‌تواند موجب تعدیل اعداد ماتریس هزینه واسطه داخلی به طور غیر صحیح شود. برای حل این نارسایی، روش زیر را پیشنهاد داده‌ایم:

۱) ابتدا دو بخش بردار هزینه واسطه داخلی و بردار واردات از سایر مناطق محاسبه شده از روش FLQ را با هم جمع می‌کنیم:

$$\sum_i \acute{dx}_{ij}^{R.FLQ} = \sum_i dx_{ij}^{R,FLQ} + M_j^{R,FLQ} \qquad (۱۲)$$

که در آن، علامت ´ بر $x_{ij}^{r,FLQ}$ به معنای جمع دو بردار و به معنای هزینه واسطه‌ای است.

با توجه به این نکته که در جدول استخراجی به روش سهم مکانی واردات از خارج کشور به نسبت ستانده منطقه به کشور محاسبه می‌شود، فرض را بر صحت بردار واردات از خارج کشور محاسباتی در این روش قرار داده و از بردار هزینه مصرف واسطه مرکز آمار کسر کرده و سپس اختلاف را بررسی می‌کنیم:

$$\sum_i \bar{\bar{d}}x_{ij}^R = \sum_i dx_{ij}^R - M_j^R \quad (۱۳)$$

که در آن، $\sum_i \bar{\bar{d}}x_{ij}^R$ نشان دهنده هزینه واسطه‌ای مرکز آمار است که واردات از خارج کشور، از آن کسر شده است.

۲) هر یک از بردارهای هزینه واسطه‌ای داخلی و بردار واردات از سایر مناطق محاسباتی، از روش FLQ را بر جمع حاصل معادله (۱۲) تقسیم می‌کنیم.

$$\sum_i x_{ij} = \sum_i dX_{ij}^{R,FLQ} / \sum_i \acute{d}X_{ij}^{R.FLQ} \quad (۱۴)$$

$$\sum_i m_{ij} = M_j^{R,FLQ} / \sum_i \acute{d}X_{ij}^{R.FLQ} \quad (۱۵)$$

که به ترتیب، $\sum_i x_{ij}$، $\sum_i m_{ij}$ و بیانگر ضریبی است که از این تقسیم حاصل می‌شوند.

۳) هزینه واسطه‌ای که از رابطه (۱۲) به دست آمد را از هزینه واسطه واقعی کسر می‌کنیم:

$$\sum_i h_{ij} = \sum_i \bar{\bar{d}}x_{ij}^R - \sum_i \acute{d}x_{ij}^{R.FLQ} \quad (۱۶)$$

که در آن، h_{ij} نشان دهنده کسر هزینه واسطه واقعی از هزینه واسطه تخمینی به روش FLQ است.

۴) هر کدام از ضرایب رابطه (۱۳) و (۱۴) را در ارقام متناظر بردار $\sum_i h_{ij}$ ضرب می‌کنیم:

$$\sum_i \acute{x}_{ij} = \sum_i x_{ij} * \sum_i h_{ij} \quad (۱۷)$$

$$\sum_i \acute{m}_{ij} = \sum_i m_{ij} * \sum_i h_{ij} \quad (۱۸)$$

بردارهای $\sum_i \acute{x}_{ij}$، $\sum_i \acute{m}_{ij}$ و هرکدام شامل قسمتی از اختلاف هزینه واسطه واقعی از هزینه واسطه تخمینی به روش FLQ است.

۵) هر کدام از بردارهای رابطه (۱۷) و (۱۸) را با بردارهای هزینه واسطه داخلی و واردات از سایر مناطق تخمینی از روش FLQ را جمع می‌کنیم:

$$\sum_i \overline{\acute{d}x}_{ij}^{R.FLQ-RAS} = \sum_i dx_{ij}^{R,FLQ} + \sum_i \acute{x}_{ij} \quad (۱۹)$$

$$\acute{M}_j^{R,FLQ} = M_j^{R,FLQ} + \acute{m}_{ij} \quad (۲۰)$$

۶) همانند قبل، بدون پسماند گرفتن ارزش‌افزوده، تراز ستونی در جدول برقرار می‌شود:

$$X_j^R = \sum_i \overline{\acute{d}x}_{ij}^{R.FLQ-RAS} + \acute{M}_j^{R,FLQ} + M_j^R + V_j^R \quad (۲۱)$$

که در آن، V_j^R بردار ارزش‌افزوده واقعی بخش‌ها است.

۷) بردار تقاضای واسطه‌ای، از روش زیر محاسبه می‌شود:

$$\sum_i d\bar{x}_{ij}^{R,FLQ-RAS} = \left(\frac{\sum_j dx_{ij}^{R,FLQ}}{\sum_i \sum_j dx_{ij}^{R,FLQ}}\right) * \sum_i \sum_j \overline{\acute{d}x}_{ij}^{R.FLQ-RAS} \quad (۲۲)$$

که در آن، $\frac{\sum_j dx_{ij}^{R,FLQ}}{\sum_i \sum_j dx_{ij}^{R,FLQ}}$ نسبت تقاضای واسطه هر بخش به‌کل تقاضای واسطه در روش FLQ، و $\sum_i \sum_j \overline{\acute{d}x}_{ij}^{R.FLQ-RAS}$ کل هزینه واسطه داخلی منطقه فارس است.

تراز جدول نیز با پسماند گرفتن بردار صادرات امکان‌پذیر است. سایر مراحل RAS مانند قبل انجام خواهد شد.

۶. تحلیل نتایج

همان‌طور که قبلاً ذکر شد، معیار انتخاب مناسب‌ترین مقدار δ بر مبنای الگوی عرضه محور گش بر اساس سنجش حداقل خطای آماری است. در این پژوهش، به دلیل اینکه محاسبات انتخاب بهترین δ، برای سال ۱۳۹۱ (t+1)، نتیجه صحیحی نداشت، از آمار سال ۱۳۸۹ (t-1) و با کمک ارقام ارزش‌افزوده سال ۱۳۸۹، اخذ شده از حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران، تولید استان فارس برای سال ۱۳۸۹ در قالب الگوی عرضه محور گش تخمین زده شده است. در نهایت، با استفاده از روش‌های متداول آماری، کل خطاهای ناشی از تفاوت بین تولید برآوردی سال ۱۳۸۹ با تولید واقعی همان سال استان فارس که از حساب‌های منطقه‌ای استخراج شده، مورد سنجش قرار گرفته است.

جدول ۱. خطای آماری برآورد تولید بخشی در روش FLQ به ازای مقادیر مختلف δ[1]

تابع خطا	E	WPE	WAPE	WSPE	TIL	MAD	WMAD
δ =۰/۱	۲۰۵۳۴۲۶۶/۲	۰/۰۶۴۴۲۲	۰/۱۱۴۲۸	۰/۰۲۵۳۴۸۳	۱/۱۷۳۲۴	۸/۹۹۲	۱۱/۴۲۸
δ =۰/۲	۲۰۴۰۷۹۲۲/۸	۰/۰۶۴۰۲۶	۰/۱۱۳۹۸	۰/۰۲۵۱۷۹۶	۱/۱۷۱۹۸	۸/۹۷۵۸	۱۱/۳۹۷۶
δ =۰/۳	۲۰۳۳۴۹۷۳/۵	۰/۰۶۳۷۹۷	۰/۱۱۳۷۹	۰/۰۲۵۰۷۶۳	۱/۱۷۰۵۴	۸/۹۶۱۳	۱۱/۳۷۸۹
δ =۰/۴	۲۰۲۹۶۲۸۰/۴	۰/۰۶۳۶۷۵	۰/۱۱۳۶۹	۰/۰۲۵۰۲۲۷	۱/۱۶۹۶	۸/۹۵۲۴	۱۱/۳۶۸۹
δ =۰/۴۱	۲۰۲۹۱۹۳۱/۲	۰/۰۶۳۶۶۲	۰/۱۱۳۶۸	۰/۰۲۵۰۱۶۹	۱/۱۶۹۴۹	۸/۹۵۱۴	۱۱/۳۶۷۷
δ =۰/۴۲	۲۰۲۹۰۷۲۷/۵	۰/۰۶۳۶۵۸	۰/۱۱۳۶۷	۰/۰۲۵۰۱۵۴	۱/۱۶۹۴۲	۸/۹۵۰۸	۱۱/۳۶۷۳
δ =۰/۴۳	۲۰۲۹۲۲۳۸	۰/۰۶۳۶۶۳	۰/۱۱۳۶۸	۰/۰۲۵۰۱۷۴	۱/۱۶۹۳۹	۸/۹۵۰۷	۱۱/۳۶۷۸
δ =۰/۴۴	۲۰۲۹۳۷۵۲/۳	۰/۰۶۳۶۶۷	۰/۱۱۳۶۸	۰/۰۲۵۰۱۹۴	۱/۱۶۹۳۶	۸/۹۵۰۵	۱۱/۳۶۸۲
δ =۰/۴۵	۲۰۲۹۵۲۸۹/۷	۰/۰۶۳۶۷۲	۰/۱۱۳۶۹	۰/۰۲۵۰۲۱۴	۱/۱۶۹۳۴	۸/۹۵۰۴	۱۱/۳۶۸۶
δ =۰/۴۶	۲۰۲۹۶۸۵۸/۷	۰/۰۶۳۶۷۷	۰/۱۱۳۶۹	۰/۰۲۵۰۲۳۵	۱/۱۶۹۳۶	۸/۹۵۰۶	۱۱/۳۶۹
δ =۰/۵	۲۰۳۰۳۲۸۹/۴	۰/۰۶۳۶۹۷	۰/۱۱۳۷۱	۰/۰۲۵۰۳۳۱	۱/۱۶۹۴۴	۸/۹۵۱۵	۱۱/۳۷۰۸
δ =۰/۶	۲۰۳۰۵۲۹۴/۱	۰/۰۶۳۷۰۴	۰/۱۱۳۷۱	۰/۰۲۵۰۳۴۸	۱/۱۶۹۴۴	۸/۹۵۱۶	۱۱/۳۷۱۴
δ =۰/۷	۲۰۳۰۴۷۸۳/۸	۰/۰۶۳۷۰۲	۰/۱۱۳۷۱	۰/۰۲۵۰۳۴۳	۱/۱۶۹۴۷	۸/۹۵۱۸	۱۱/۳۷۱۳
δ =۰/۸	۲۰۳۰۴۲۸۲/۴	۰/۰۶۳۷	۰/۱۱۳۷۱	۰/۰۲۵۰۳۳۸	۱/۱۶۹۴۸	۸/۹۵۱۹	۱۱/۳۷۱۲
δ =۰/۹	۲۰۳۰۴۰۶۸/۶	۰/۰۶۳۷	۰/۱۱۳۷۱	۰/۰۲۵۰۳۳۵	۱/۱۶۹۴۹	۸/۹۵۱۹	۱۱/۳۷۱۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

ابتدا جدول به روش FLQ محاسبه، سپس ماتریس عرضه محور گش اصلاح شده (که علاوه بر ضریب ماتریس مبادلات، شامل ضریب واردات واسطه نیز هست)، از جدول مذکور به ازای مقادیر مختلف (۰/۱ تا ۰/۹) برآورد شده است. پس از آن، در یک بازه بین ۰/۴ تا ۰/۵ مجدداً محاسبات انجام گرفت و بهترین δ، ۴۲/. تعیین گردید. نتایج، در جدول زیر قابل مشاهده است.

در روش‌های برآورد حداقل خطای آماری، از آنجا که روش اول و دوم که نتایج آن در ستون اول و دوم جدول آورده شده است، به دلیل اینکه خطای مثبت و منفی یکدیگر را خنثی می‌کنند، برای شناسایی مناسب‌ترین δ ارجحیت ندارند، لذا سایر روش‌ها را مد نظر قرار می‌دهیم.

جداول نهایی استان فارس برای سال ۱۳۹۰ محاسبه شده از سه روش FLQ، FLQ-RAS و FLQ-RAS اصلاح شده در جدول شماره (۲)، (۳) و (۴) نمایش داده شده‌اند.

---

۱. برای اطلاعات بیشتر از نحوه محاسبه، رجوع کنید به مقاله "تأمل بیشتری در خصوص توابع سهم مکانی نوین بین ابعاد اقتصاد فضا و ضرایب داده- ستانده منطقه‌ای: مطالعه موردی استان تهران"؛ نوشته بزازان و همکاران (۱۳۸۵) و مقاله "معرفی و ارزیابی روش سهم مکانی خاص صنعتی فلگ (SFLQ) در منطقه‌ای سازی جداول داده- ستانده ملی (مطالعه موردی: استان یزد ۱۳۹۰)" نوشته نصراللهی و همکاران (۱۳۹۶).

جدول ۲. داده- ستانده فارس به روش FLQ

جدول داده- ستانده فارس به روش FLQ	فعالیت	کشاورزی	ماهی گیری	معدن	صنعت	تأمین آب، برق و گاز	ساختمان	عمده فروشی، خرده فروشی	هتل و رستوران	حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات	واسطه گری‌های مالی	مستغلات	اداره امور عمومی	آموزش	بهداشت	سایر خدمات	جمع مصارف واسطه	جمع مصارف نهایی	ستانده
	ردیف	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵			
کشاورزی	۱	۹۱۱۲۴۱۹	۵۹۷۳	۶۹۰	۵۲۳۷۸۱۱	۴۸۷۲	۳۲۰۷۵	۱۲۹۹۸	۸۴۴۹۳	۲۲۱۲۲	۳۵۷۶	۵۰۶۲	۴۱۶۷۹	۲۵۲۳۸	۱۴۳۹۲	۱۰۰۵۱	۱۴۶۱۳۴۵۲	۵۹۵۹۲۰۷۸	۷۴۲۰۵۵۳۰
ماهیگیری	۲	۱۴۱	۱۰۴۰	۴۱	۱۱۴۴۴	۲۵	۲۱۰	۷۶	۱۰۴۳	۲۲۶	۱۶	۱۹	۲۴۵	۳۵۵	۶۸	۸۸	۱۴۹۳۷	۳۸۲۲۷۳	۳۹۷۲۱۰
معدن	۳	۹۶۵	۸۲	۳۰۷۹	۹۷۶۶۶۵	۲۹۹۲	۱۰۲۲۶	۲۵۲۳	۱۳۸	۱۳۲۸	۹۴	۷۸۲	۳۳۴	۲۶۸	۲۴۴	۳۸۹	۱۰۰۰۱۰۹	۷۷۰۵۸۶۱	۸۷۰۵۹۷۰
صنعت	۴	۴۷۸۸۴۱	۲۸۶۰۹	۵۱۵۰۱	۳۵۵۷۹۲۶	۲۵۴۸۰۵	۱۵۹۰۶۷۶	۱۶۵۵۱۸	۸۸۲۴۰	۴۱۱۴۲۴	۱۴۱۷۹	۱۳۲۷۶۹	۲۷۶۳۲۶	۵۱۵۱۶	۱۱۰۴۰۱	۴۸۷۲۸	۷۲۶۱۴۵۹	۷۶۸۰۶۱۱۲	۸۴۰۶۷۵۷۱
تأمین آب، برق و گاز	۵	۲۰۴۷۱۴	۳۰۳۹	۱۰۷۹۶	۲۷۲۳۴۰۰	۱۹۷۸۴۲۵	۶۲۵۶۵	۴۳۵۲۵۴	۳۵۳۴۰	۲۵۵۱۷۲	۳۱۱۶۲	۲۵۲۲۰	۷۲۰۳۵	۵۹۷۰۹	۴۹۷۳۳	۵۴۴۶۰	۶۰۰۱۰۲۲	۳۳۰۴۲۴۰۶	۳۹۰۴۳۴۲۸
ساختمان	۶	۱۴۸۴۱	۳۴۵	۵۲۳۱	۵۹۳۵۲	۲۸۶۱۳	۶۵۵۱۱۹	۳۷۱۴۳	۲۵۵۳	۱۶۵۰۷	۹۲۶۷	۲۷۷۸۷۹	۲۲۷۳۸	۱۸۸۷۶	۷۲۰۹	۱۵۶۶۸	۱۱۷۱۳۴۲	۳۷۱۳۹۳۷۶	۳۸۳۱۰۷۱۸
عمده فروشی، خرده فروشی	۷	۵۹۷۱۴۵	۲۵۸۲۹	۱۱۵۵۸	۲۳۸۲۶۶۷	۶۴۸۶۸	۵۰۰۴۴۲	۴۰۶۹۲۹	۱۲۲۴۰۲	۴۳۶۸۰۵	۱۳۴۴۰	۵۳۸۲۳	۱۴۲۱۹۹	۴۶۱۷۴	۹۱۹۶۲	۴۵۹۴۳	۴۹۴۲۱۸۷	۴۵۹۱۸۱۸۲	۵۰۸۶۰۳۶۹
هتل و رستوران	۸	۷۸۵۸	۲۵۷	۲۷۷۶	۴۷۹۹۷	۸۱۸۲	۱۸۸۲۸	۲۹۱۵	۹۰۲	۱۴۰۲۱	۴۹۴۰	۵۳۴۰	۲۱۷۴۹	۹۸۳۸	۷۲۴۸	۴۱۷۴	۱۵۷۰۲۵	۴۲۴۵۶۵۲	۴۴۰۲۶۷۶
حمل و نقل ، انبارداری و ارتباطات	۹	۲۰۷۲۲۷	۹۶۹۶	۴۰۱۰۰	۸۲۸۷۲۱	۱۹۶۳۲۵	۴۳۱۵۶۷	۴۱۱۶۳۶	۷۳۳۳	۵۷۴۰۹۶	۳۵۱۳۴	۵۰۶۵۷	۹۶۴۹۵	۵۳۳۱۴	۲۸۸۵۵	۱۸۶۱۷	۲۹۸۹۷۷۲	۱۹۸۹۷۳۲۶	۲۲۸۸۷۰۹۸
واسطه گری‌های مالی	۱۰	۶۶۳۶۴	۲۴۲۶	۱۸۷۵۳	۲۳۷۱۵۳	۱۸۲۹۰	۲۹۵۳۵۶	۱۲۹۴۲۸	۱۰۵۶۳	۹۵۶۲۷	۱۸۷۲۵۳	۳۹۹۳۲	۴۳۴۶۲	۲۰۵۰۳	۲۳۵۹۵	۸۲۶۸	۱۱۹۶۹۷۵	۵۵۷۶۴۰۲	۶۷۷۳۳۷۶
مستغلات	۱۱	۶۱۶۸۷	۱۱۹۱	۴۹۱۰	۲۷۷۷۷۷	۴۹۳۰۸	۱۵۳۱۲۲	۹۳۲۰۸۸	۲۴۹۰۹	۱۳۳۳۹۸	۷۱۳۰۰	۱۶۷۳۱۳	۱۳۶۵۷۴	۹۱۹۵۵	۶۱۲۸۵	۶۰۰۲۰	۲۲۲۶۸۳۶	۴۲۳۵۸۱۴۶	۴۴۵۸۴۹۸۳
اداره امور عمومی	۱۲	۳۸۶۱	۸۴۹	۳۶۶۳۹	۲۵۳۲۲	۶۵۳۱۷	۸۸۸۸	۹۹۸۲	۵۱۲	۲۱۰۱۳	۲۵۳۴۶	۷۳۴۴	۸۸۷۶۲	۲۵۸۰	۶۳۳۲	۸۳۹۸	۳۱۱۱۴۵	۱۸۲۷۲۷۴۶	۱۸۵۸۳۸۹۱
آموزش	۱۳	۶۴۰۳	۱۱۴	۷۰۴	۳۹۵۶۵	۶۷۲۳	۷۶۸۶	۱۹۷۴۰	۶۵۶	۱۳۷۳۵	۷۸۶۰	۴۱۳۲	۱۶۴۴۹	۲۱۵۵۲	۲۷۷۹	۶۵۸۱	۱۵۴۶۸۱	۱۴۸۷۴۳۷۱	۱۵۰۲۹۰۵۲
بهداشت	۱۴	۱۸۵۹۴	۳۱۶	۱۱۲۹	۲۹۴۹۲	۶۵۳	۲۱۸۷	۴۶۰۳	۲۸۶	۳۲۶۴	۵۷۲	۱۳۲۹	۴۱۰۱	۵۰۳۴	۹۶۷۱۳	۷۰۷	۱۶۸۹۷۹	۱۵۲۰۴۶۳۷	۱۵۳۷۳۴۱۶
سایر خدمات	۱۵	۱۰۲۸۵	۴۱۳	۱۱۰۸	۴۶۳۴۱	۹۹۹۵	۱۰۶۵۹	۲۹۴۲۴	۹۳۸	۲۶۲۶۳	۶۳۵۸	۷۰۱۹	۲۳۳۸۷	۲۹۸۰۲	۴۱۳۳	۴۴۶۸۰	۲۵۰۸۰۴	۵۳۵۱۷۰۸	۵۶۰۲۵۱۲
مصارف به قیمت تولیدکننده		۱۰۷۹۱۳۴۵	۸۰۱۷۹	۱۸۹۰۱۴	۱۶۴۸۱۶۳۴	۲۶۸۹۳۹۳	۳۷۷۹۶۰۶	۲۶۰۰۲۵۹	۳۸۰۳۰۵	۲۰۲۵۰۰۲	۴۱۰۴۹۸	۷۷۸۶۲۱	۹۸۶۵۳۵	۴۳۶۶۱۲	۵۰۴۹۴۹	۳۲۶۷۷۲	۴۴۶۰۷۲۳	۳۸۶۳۶۷۲۷۶	۴۲۸۸۲۷۹۹۹
واردات از سایر مناطق		۲۰۱۵۶۵۸۴	۵۱۹۵۳	۹۱۴۵۴	۴۰۹۰۲۲۸۴	۷۹۱۴۱۵۶	۱۶۵۳۲۲۰۰	۸۰۲۸۱۹۹	۱۰۲۹۹۶۵	۵۰۱۴۳۷۷	۱۰۶۲۹۶۱	۳۰۵۰۰۹۳	۳۲۵۶۴۵۷	۱۶۴۷۱۱۱	۲۱۱۶۰۸۱	۱۳۶۲۵۶۶	۱۱۲۲۱۶۴۴۱		
واردات از خارج		۳۴۴۵۱۱۴	۱۶۷۶۶	۱۹۰۳۰	۵۹۳۷۵۵۸	۱۰۸۸۰۴۱	۲۹۵۹۶۳۳	۶۲۰۰۰۱	۱۶۲۸۵۹	۷۶۱۲۲۸	۶۸۶۶۳	۳۱۹۱۱۸	۵۴۷۸۱۲	۱۸۹۳۵۴	۲۹۴۳۲۰	۱۵۴۳۸۲	۱۶۵۸۵۸۸۰		
ارزش افزوده ناخالص		۳۹۸۱۲۴۸۷	۲۴۸۳۱۲	۸۴۰۶۴۷۲	۲۰۷۴۶۰۹۶	۲۷۳۵۱۸۲۷	۱۵۰۳۹۲۷۹	۳۹۶۱۱۹۱۱	۲۸۲۹۵۴۸	۱۵۰۸۶۴۹۱	۵۲۲۱۲۵۴	۴۰۴۳۷۱۵۰	۱۳۷۹۳۰۸۷	۱۲۷۵۵۹۷۴	۱۲۴۵۸۲۶۶	۳۷۵۶۷۹۲	۲۵۷۵۶۴۹۵۵		
ستانده به قیمت تولیدکننده		۷۴۲۰۵۵۳۰	۳۹۷۲۱۰	۸۷۰۵۹۷۰	۸۴۰۶۷۵۷۱	۳۹۰۴۳۴۲۸	۳۸۳۱۰۷۱۸	۵۰۸۶۰۳۶۹	۴۴۰۲۶۷۶	۲۲۸۸۷۰۹۸	۶۷۷۳۳۷۶	۴۴۵۸۴۹۸۳	۱۸۵۸۳۸۹۱	۱۵۰۲۹۰۵۲	۱۵۳۷۳۴۱۶	۵۶۰۲۵۱۲	۴۲۸۸۲۷۹۹۹		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. داده- ستانده استان فارس به روش FLQ-RAS

ستانده	جمع مصارف نهایی	جمع مصارف واسطه	سایر خدمات	بهداشت	آموزش	اداره امور عمومی	مستغلات	واسطه گری‌های مالی	هتل و رستوران	حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات	عمده و خرده فروشی	ساختمان	تأمین آب، برق و گاز	صنعت	معدن	ماهیگیری	کشاورزی	فعالیت
۱۵			۱۵	۱۴	۱۳	۱۲	۱۱	۱۰	۸	۹	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	شماره
۷۴۲۰۵۵۳۰	۶۳۱۸۹۰۹۰	۱۱۰۱۶۴۴۰	-۲۴۸۱	۳۷۰۴	۴۱۰۵۰	۶۹۸۸۶	۸۷۲۷۳	۱۳۸۶۳	۳۰۷۲۷۹	۲۸۲۳۰	۵۷۲۳۴	۶۸۳۲۳	-۶۶۸۶	۳۲۲۲۷۴۵	۲۸۰۴	۱۱۴۳۷	۷۱۱۱۷۸۰	کشاورزی
۳۹۷۲۱۰	۳۸۵۴۸۷	۱۱۷۲۳	-۱۵	۱۲	۲۹۵	۲۹۲	۲۳۴	۴۹	۲۶۹۴	۲۱۱	۲۳۹	۳۱۸	-۲۴	۵۶۱۹	۱۳۳	۱۵۸۹	۷۸	ماهیگیری
۸۷۰۵۹۷۰	۷۹۲۱۰۸۳	۷۸۴۸۸۸	-۱۰۳	۶۷	۴۶۵	۵۹۷	۱۴۳۷۹	۴۲۹	۵۳۵	۱۸۶۰	۱۱۸۵۱	۲۳۲۳۵	-۴۳۸۱	۷۱۹۹۶۹	۱۴۹۹۳	۱۸۸	۸۰۳	معدن
۸۴۰۶۷۵۷۱	۷۸۳۷۲۱۹۶	۵۶۹۴۳۷۵	-۶۴۳۵	۱۵۱۹۹	۴۴۸۲۴	۲۴۷۸۴۹	۱۲۲۴۳۹۴	۳۲۵۴۴	۱۷۱۶۶۳	۲۸۸۹۳۷	۳۸۹۸۶۱	۱۸۱۲۵۱۶	-۱۸۷۰۸۲	۱۳۱۵۳۱۶	۱۱۱۹۶۴	۳۲۹۱۷	۱۹۹۹۱۰	صنعت
۳۹۰۴۲۴۲۸	۲۴۲۳۵۰۰۴	۴۷۰۸۴۲۴	-۲۳۶۶۴	۲۲۵۲۷	۱۷۰۹۳۵	۲۱۲۵۸۹	۷۶۵۲۳۶	۲۳۵۳۳۸	۲۲۶۲۰۶	۵۸۹۶۲۳	۳۳۷۳۱۴۱	۲۳۴۵۶۳	-۴۷۷۹۳۶۸	۳۳۱۲۶۳۳	۷۷۲۲۲	۱۰۲۴۲	۲۸۱۲۰۲	تأمین آب، برق و گاز
۳۸۲۱۰۷۱۸	۲۷۳۹۱۸۹۷	۹۱۸۸۲۱	-۵۴۵	۲۶۱	۴۳۲۵	۵۳۷۱	۶۷۴۸۴۸	۵۶۰۲	۱۳۰۸	۳۰۵۳	۲۳۰۳۹	۱۹۶۵۸۳	-۵۵۳۲	۵۷۷۸	۲۹۹۵	۱۰۵	۱۶۳۲	ساختمان
۵۰۸۶۰۳۶۹	۴۶۹۸۴۲۷۸	۳۸۷۶۰۹۱	-۶۰۱۴	۱۲۵۵۰	۳۹۸۲۵	۱۲۶۴۳۲	۴۹۲۰۲۶	۳۰۵۷۹	۲۳۶۰۴۵	۳۰۴۰۸۶	۹۵۰۱۱۹	۵۶۵۲۶۱	-۴۷۲۱۱	۸۷۳۱۵۶	۲۴۹۰۸	۲۷۲۰۳	۲۴۷۱۲۶	عمده و خرده فروشی
۴۴۰۲۶۷۶	۴۲۷۹۶۸۲	۱۲۲۹۹۴	-۴۵۱	۸۱۶	۷۰۰۲	۱۵۹۵۷	۴۰۲۸۱	۹۲۷۶	۱۴۳۵	۸۰۵۵	۵۶۱۶	۱۷۵۴۹	-۴۹۱۴	۱۴۵۱۴	۴۹۳۶	۲۴۱	۲۶۸۳	هتل و رستوران
۲۲۸۸۷۰۹۸	۲۰۵۴۴۱۷۰	۲۳۴۲۹۲۷	-۱۹۸۱	۳۲۰۰	۳۷۳۷۳	۶۹۷۳۰	۳۷۶۳۷۴	۶۴۹۷۰	۱۱۴۹۳	۳۲۴۸۲۴	۷۸۱۱۳۹	۳۹۶۱۸۶	-۱۱۶۱۳۱	۲۴۶۸۲۷	۷۰۲۳۶	۸۹۸۷	۶۹۷۰۱	حمل و نقل، انبارداری
۶۷۷۳۳۷۶	۵۸۳۵۶۰۲	۹۳۷۷۷۴	-۵۹۱	۱۷۵۹	۹۶۶۱	۲۱۱۱۱	۱۹۹۴۲۹	۲۳۲۷۵۷	۱۱۱۲۸	۳۶۳۶۹	۱۶۵۰۹۴	۱۸۲۲۵۷	-۷۲۷۳	۴۷۴۷۹	۲۲۰۷۸	۱۵۱۲	۱۵۰۰۴	واسطه گری‌های مالی
۴۴۵۸۴۹۸۳	۴۲۸۳۷۸۸۲	۱۷۴۷۱۰۱	-۳۰۶۰	۳۲۵۷	۳۰۸۸۶	۴۷۲۸۸	۵۹۵۶۲۹	۶۳۱۷۵	۱۸۷۰۷	۳۶۱۶۵	۸۴۷۵۰۲	۶۷۳۵۳	-۱۳۹۷۵	۳۹۶۴۲	۴۱۲۰	۴۷۱	۹۹۴۲	مستغلات
۱۸۵۸۳۸۹۱	۱۸۳۴۲۸۵۸	۲۴۱۰۳۳	-۸۸۹	۶۹۹	۱۸۰۰	۶۳۸۴۶	۵۴۳۱۲	۴۶۶۵۴	۷۹۹	۱۱۸۳۴	۱۸۸۵۴	۸۱۲۲	-۳۸۴۵۸	۷۵۰۷	۶۳۸۷۷	۷۸۳	۱۲۹۳	اداره امور عمومی
۱۵۰۲۹۰۵۲	۱۴۹۰۷۷۲۹	۱۲۱۳۲۳	-۶۲۳	۲۷۴	۱۳۴۳۴	۱۰۵۶۹	۲۷۳۰۰	۱۲۹۲۵	۹۱۴	۶۹۱۰	۳۳۳۰۸	۶۲۷۴	-۳۵۳۶	۱۰۴۷۸	۱۰۹۷	۸۴	۱۹۱۵	آموزش
۱۵۳۷۲۶۱۶	۱۵۳۴۱۱۲۵	۱۳۲۴۹۰	-۱۷۲	۲۴۵۰۲	۸۰۶۰	۶۷۶۹	۲۲۵۵۰	۲۴۱۷	۱۰۲۴	۴۲۱۹	۱۹۹۵۳	۴۵۸۶	-۸۸۲	۲۰۰۶۵	۴۵۱۶	۵۹۶	۱۴۲۸۶	بهداشت
۵۶۰۲۵۱۲	۵۴۰۵۸۱۱	۱۹۶۷۰۱	-۴۸۴۶	۴۶۷	۲۱۲۹۴	۱۷۲۲۶	۵۳۱۵۲	۱۱۹۸۳	۱۴۹۸	۱۵۱۴۶	۵۶۹۱۲	۹۹۷۴	-۶۰۲۷	۱۴۰۶۹	۱۹۷۷	۳۴۸	۳۵۲۶	سایر خدمات
۴۲۸۸۲۷۹۹۹	۲۹۵۹۷۴۸۹۴	۳۲۸۵۲۱۰۶	-۵۱۸۷۰	۸۹۲۹۵	۴۳۱۲۲۹	۹۱۵۵۱۲	۴۶۲۷۴۱۶	۷۶۲۵۶۰	۹۹۲۷۲۷	۱۶۳۹۵۲۱	۶۷۳۳۸۶۰	۳۵۹۳۰۹۸	-۵۲۲۱۴۸۰	۹۸۵۵۷۹۶	۴۰۷۸۵۷	۹۶۷۰۳	۷۹۶۰۸۸۱	مصارف
۱۰۷۶۵۷۹۷۷	۱۲۲۳۰۷	۱۰۷۶۵۷۹۷۷		۲۰۵۳۸۶۹	۱۵۹۳۳۱۹	۳۱۳۴۹۱۱	۲۹۵۴۱۶۳	۱۰۱۲۷۷۳	۹۸۳۱۱۰	۴۷۶۵۵۸۳	۷۷۰۷۸۳۵	۱۶۰۶۶۵۳۵	۷۵۸۲۸۱۰	۳۹۵۱۶۹۹۳	۹۱۰۶۹	۴۵۶۵۸	۱۸۸۲۷۰۴۱	واردات از سایر مناطق
۱۶۵۸۵۸۸۰	۱۵۲۳۸۲	۱۶۵۸۵۸۸۰		۲۹۴۳۲۰	۱۸۹۳۵۴	۵۲۷۸۱۲	۳۱۹۱۱۸	۶۸۶۶۳	۱۶۲۸۵۹	۷۶۱۲۲۸	۶۲۰۰۰۱	۲۹۵۹۶۳۳	۱۰۸۸۰۴۱	۵۹۳۷۵۵۸	۱۹۰۳۰	۱۶۷۶۶	۳۴۴۵۱۱۴	واردات از خارج
۲۷۱۷۳۱۰۳۷	۴۱۷۵۶۹۳	۲۷۱۷۳۱۰۳۷		۱۲۹۳۶۱۳۲	۱۲۸۱۵۱۵۰	۱۳۹۸۵۶۵۵	۳۶۶۸۴۲۸۵	۴۹۲۹۲۸۰	۲۲۶۲۹۸۱	۱۵۷۰۰۷۶۵	۳۵۷۹۸۶۷۳	۱۵۶۹۱۴۵۲	۳۵۵۹۴۰۵۶	۲۸۷۵۷۲۲۴	۸۱۸۸۰۱۳	۲۳۸۰۸۳	۴۳۹۷۲۴۹۴	ارزش افزوده ناخالص
۴۲۸۸۲۷۹۹۹	۵۶۰۲۵۱۲	۴۲۸۸۲۷۹۹۹		۱۵۳۷۲۶۱۶	۱۵۰۲۹۰۵۲	۱۸۵۸۳۸۹۱	۴۴۵۸۴۹۸۳	۶۷۷۲۳۷۶	۴۴۰۲۶۷۶	۲۲۸۸۷۰۹۸	۵۰۸۶۰۳۶۹	۳۸۳۱۰۷۱۸	۳۹۰۴۳۴۲۸	۸۴۰۶۷۵۷۱	۸۷۰۵۹۷۰	۳۹۷۲۱۰	۷۴۲۰۵۵۳۰	ستانده

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. داده- ستانده استان فارس به روش اصلاح شده FLQ-RAS

جدول داده- ستانده فلرس به روش FLQ-RAS اصلاح شده	عنوان رشته فعالیت	کشاورزی	ماهی گیری	معدن	صنعت	تأمین آب، برق و گاز	ساختمان	عمده فروشی، خرده فروشی	هتل و رستوران	حمل و نقل ، انبارداری و ارتباطات	واسطه گری‌های مالی	مستغلات، کرایه و خدمات کسب و کار	اداره امور عمومی ، و خدمات شهری	آموزش	بهداشت	سایر خدمات	جمع مصارف واسطه	جمع مصارف نهایی	ستانده
	شماره ردیف	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵			
کشاورزی	۱	۹۰۴۳۲۵۰	۷۴۷۹	۱۴۸۴	۴۷۴۵۰۸۴	۱۱۳۲	۴۴۳۴۶	۲۴۷۲۵	۱۴۸۸۷۸	۲۵۷۸۰	۵۸۱۷	۱۶۰۴۲	۵۴۰۹۶	۳۳۴۸۹	۱۵۴۷۵	۱۰۱۴۶	۱۴۱۷۷۲۲۳	۶۰۰۲۸۳۰۷	۷۴۲۰۵۵۳۰
ماهیگیری	۲	۱۲۵	۱۳۱۳	۸۹	۱۰۴۵۴	۵	۲۶۰	۱۳۰	۱۶۴۹	۲۴۴	۲۶	۵۴	۲۸۵	۳۰۴	۶۵	۸۰	۱۵۰۸۶	۳۸۲۱۲۴	۳۹۷۲۱۰
معدن	۳	۹۴۱	۱۱۳	۷۳۱۲	۹۷۶۶۰۱	۶۸۳	۱۳۸۹۴	۴۷۱۷	۲۳۹	۱۵۶۵	۱۶۶	۲۴۳۵	۴۲۵	۳۴۹	۲۵۸	۳۸۶	۱۰۱۰۰۸۴	۷۶۹۵۸۸۶	۸۷۰۵۹۷۰
صنعت	۴	۴۰۹۲۲۵	۳۴۶۴۹	۹۵۴۱۰	۳۱۱۷۶۶۷	۵۰۹۷۲	۱۸۹۳۸۶۶	۲۷۱۱۳۱	۱۳۳۸۹۲	۴۲۴۷۷۳	۲۱۹۸۳	۳۶۲۳۰۶	۳۰۸۸۵۱	۵۸۸۶۷	۱۰۲۲۳۱	۴۲۳۵۶	۷۳۲۸۱۷۸	۷۶۷۳۹۳۹۴	۸۴۰۶۷۵۷۱
تأمین آب، برق و گاز	۵	۲۳۸۵۳۳	۴۴۶۷	۲۷۲۶۹	۳۲۵۳۶۸۱	۵۳۹۶۰۲	۱۰۱۵۶۱	۹۷۲۰۸۷	۷۳۱۱۱	۳۵۹۱۹۴	۶۵۸۷۳	۹۳۸۳۲	۱۰۹۷۷۵	۹۳۰۲۵	۶۲۷۸۹	۶۴۵۴۱	۶۰۵۹۳۴۲	۳۲۹۸۴۰۸۶	۳۹۰۴۳۴۲۸
ساختمان	۶	۸۴۱۵	۲۷۷	۶۴۲۹	۳۴۵۰۶	۳۷۹۸	۵۱۷۵۰۰	۴۰۳۶۸	۲۵۷۰	۱۱۳۰۷	۹۵۳۳	۵۰۳۱۰۴	۱۶۸۶۲	۱۴۳۱۱	۴۴۲۹	۹۰۳۶	۱۱۸۲۴۴۵	۳۷۱۲۸۲۷۳	۳۸۳۱۰۷۱۸
عمده فروشی، خرده فروشی	۷	۵۰۲۵۸۶	۲۸۴۴۸	۲۱۰۸۸	۲۰۵۶۱۵۶	۱۲۷۷۹	۵۸۶۷۸۷	۶۵۶۴۶۴	۱۸۲۹۱۰	۴۴۴۱۳۴	۲۰۵۲۱	۱۴۴۶۴۶	۱۵۶۵۲۵	۵۱۹۶۳	۸۳۸۶۵	۳۹۳۲۹	۴۹۸۸۲۰۰	۴۵۸۷۲۱۶۹	۵۰۸۶۰۳۶۹
هتل و رستوران	۸	۶۳۶۴	۲۹۴	۴۸۷۳	۳۹۸۵۸	۱۵۵۱	۲۱۲۴۴	۴۵۲۵	۱۲۹۷	۱۳۷۱۹	۷۲۵۹	۱۳۸۰۹	۲۳۰۳۸	۱۰۶۵۴	۶۳۶۰	۳۴۳۸	۱۵۸۲۸۳	۴۲۴۴۳۹۳	۴۴۰۲۶۷۶
حمل و نقل ، انبارداری و ارتباطات	۹	۱۶۵۵۷۹	۱۰۹۷۹	۶۹۴۵۶	۶۷۸۹۳۸	۳۶۷۱۹	۴۸۰۴۰۲	۶۳۰۴۲۷	۱۰۴۰۲	۵۵۴۱۶۶	۵۰۹۲۹	۱۲۹۲۴۴	۱۰۰۸۳۷	۵۶۹۵۹	۲۴۹۸۱	۱۵۱۲۹	۳۰۱۵۱۴۹	۱۹۸۷۱۹۴۹	۲۲۸۸۷۰۹۸
واسطه گری‌های مالی	۱۰	۴۶۱۰۴	۲۳۸۸	۲۸۲۴۰	۱۶۸۹۲۶	۲۹۷۴	۲۸۵۸۵۶	۱۷۲۳۴۴	۱۳۰۲۹	۸۰۲۵۶	۲۳۶۰۰۰	۸۸۵۸۱	۳۹۴۸۹	۱۹۰۴۵	۱۷۷۶۱	۵۸۴۲	۱۲۰۶۸۳۶	۵۵۶۶۵۴۱	۶۷۷۳۳۷۶
مستغلات، کرایه و خدمات کسب و کار	۱۱	۳۷۸۱۲	۹۲۱	۶۵۲۴	۱۷۴۵۷۸	۷۰۷۵	۱۳۰۷۵۷	۱۰۹۵۰۸۹	۲۷۱۰۹	۹۸۷۸۱	۷۹۲۸۶	۳۲۷۴۶۹	۱۰۹۴۸۵	۷۵۳۶۵	۴۰۷۰۳	۳۷۴۱۸	۲۲۴۸۳۷۰	۴۲۳۳۶۶۱۲	۴۴۵۸۴۹۸۳
اداره امور عمومی	۱۲	۳۰۸۷	۹۶۲	۶۳۵۰۹	۲۰۷۶۱	۱۲۲۲۵	۹۹۰۱	۱۵۲۹۸	۷۲۷	۲۰۲۹۹	۳۶۷۶۹	۱۸۷۵۱	۹۲۸۲۶	۲۷۵۸	۵۴۸۶	۶۸۳۰	۳۱۰۱۸۹	۱۸۲۷۳۷۰۲	۱۸۵۵۳۸۹۱
آموزش	۱۳	۴۹۰۱	۱۱۰	۱۱۶۹	۳۱۰۴۷	۱۲۰۴	۸۱۹۵	۲۸۹۵۷	۸۹۲	۱۲۶۹۹	۱۰۹۱۴	۱۰۰۹۸	۱۶۴۶۴	۲۲۰۵۵	۲۳۰۴	۵۱۲۳	۱۵۶۱۳۳	۱۴۸۷۲۹۱۹	۱۵۰۲۹۰۵۲
بهداشت	۱۴	۱۶۵۹۶	۳۵۶	۲۱۸۴	۲۶۹۸۹	۱۳۶	۲۷۱۹	۷۸۷۴	۴۵۳	۳۵۲۰	۹۲۷	۳۷۸۷	۴۷۸۷	۶۰۰۷	۹۳۵۲۸	۶۴۱	۱۷۰۵۰۴	۱۵۲۰۳۱۱۲	۱۵۳۷۳۶۱۶
سایر خدمات	۱۵	۸۰۸۵	۴۱۰	۱۸۸۷	۳۷۳۵۳	۱۸۳۹	۱۱۶۷۴	۴۴۳۳۶	۱۳۰۹	۲۴۹۴۲	۹۰۶۷	۱۷۶۱۸	۲۴۰۴۵	۳۱۳۲۶	۳۵۲۰	۳۵۷۲۵	۲۵۳۱۳۷	۵۳۴۹۳۷۵	۵۶۰۲۵۱۲
مصارف به قیمت تولیدکننده		۱۰۴۹۱۶۰۴	۹۳۱۶۸	۳۳۶۹۲۳	۱۵۷۲۷۵۹۸	۶۷۲۶۹۶	۴۱۰۸۹۶۳	۳۹۶۸۴۷۲	۵۹۸۴۶۷	۲۰۷۵۳۷۸	۵۵۵۰۶۸	۱۷۳۱۷۷۶	۱۰۵۷۷۹۰	۴۷۶۴۷۸	۴۶۳۷۵۶	۲۷۶۰۲۰	۴۲۲۷۹۱۵۷	۳۸۶۵۴۸۸۴۳	۴۲۸۸۲۷۹۹۹
واردات از سایر مناطق		۱۶۲۹۶۳۱۸	۴۹۱۹۳	۱۶۲۰۰۴	۳۴۰۰۰۱۹۱	۱۶۸۸۶۳۴	۱۵۵۵۰۶۷۰	۱۰۴۷۳۲۲۳	۱۳۷۷۳۷۰	۴۳۴۹۷۲۶	۱۲۲۰۲۶۵	۵۸۴۹۸۰۳	۲۹۹۲۶۳۳	۱۵۴۸۰۷۰	۱۶۷۹۴۰۸	۹۹۴۴۱۷	۹۸۳۱۹۲۶		
واردات از خارج		۳۴۴۵۱۱۴	۱۶۷۶۶	۱۹۰۳۰	۵۹۲۷۵۵۸	۱۰۸۸۰۴۱	۲۹۵۹۶۳۳	۶۲۰۰۰۱	۱۶۲۸۵۹	۷۶۱۲۲۸	۶۸۶۶۳	۳۱۹۱۱۸	۵۴۷۸۱۲	۱۸۹۳۵۴	۲۹۴۳۲۰	۱۵۶۳۸۲	۱۶۵۸۵۸۸۰		
ارزش افزوده ناخالص		۴۳۹۷۲۴۹۴	۲۳۸۰۸۳	۸۱۸۸۰۱۳	۲۸۷۵۷۲۲۴	۳۵۵۹۴۰۵۶	۱۵۶۹۱۴۵۲	۳۵۷۹۸۶۷۳	۲۲۶۳۹۸۱	۱۵۷۰۰۷۶۵	۴۹۲۹۳۸۰	۲۶۶۸۴۲۸۵	۱۳۹۸۵۶۵۵	۱۲۸۱۵۱۵۰	۱۲۹۳۶۱۳۲	۴۱۷۵۶۹۳	۲۷۱۷۳۱۰۲۷		
ستانده به قیمت تولیدکننده		۷۴۲۰۵۵۳۰	۳۹۷۲۱۰	۸۷۰۵۹۷۰	۸۴۰۶۷۵۷۱	۳۹۰۴۳۴۲۸	۳۸۳۱۰۷۱۸	۵۰۸۶۰۳۶۹	۴۴۰۲۶۷۶	۲۲۸۸۷۰۹۸	۶۷۷۳۳۷۶	۴۴۵۸۴۹۸۳	۱۸۵۸۳۸۹۱	۱۵۰۲۹۰۵۲	۱۵۳۷۳۶۱۶	۵۶۰۲۵۱۲	۴۲۸۸۲۷۹۹۹		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان طور که مشاهده می‌شود، برای تراز جدول (۲) نیاز به دو پسماند صادرات و ارزش افزوده است؛ اما در جدول شماره (۳) و (۴) علاوه بر ستانده کل، از ارزش‌افزوده واقعی استفاده شده و تنها صادرات پسماند گرفته شده، و ارزش‌افزوده واقعی نسبت به ارزش‌افزوده تخمینی، دارای ۱۴۱۶۶۰۸۱ کم‌برآوردی است. اگر بردار ارزش‌افزوده بخش‌ها و جمع ارزش‌افزوده سال ۱۳۹۰ استان فارس در دو جدول مذکور را با هم مقایسه کنیم، تفاوت‌ها به صورت زیر خواهند بود:

$$\frac{v_j(FLQ)}{v_j(FLQ-RAS)} * 100 = [۹۵/۵\ \ ۱۰۴/۳\ \ ۱۰۲/۷\ \ ۷۲/۱\ \ ۷۶/۸\ \ ۹۵/۸\ \ ۱۱۰/۷\ \ ۱۲۵/۰\ \ ۹۶/۱\ \ ۱۰۶/$$
$$۱\ \ ۱۱۰/۲\ \ ۹۸/۶\ \ ۹۹/۵\ \ ۹۶/۳\ \ ۹۰/۰]$$
$$\frac{\sum_j v_j(FLQ)}{\sum_j v_j(FLQ-RAS)} * 100 = 94/8$$

در روش FLQ، GDP استان فارس برای سال ۱۳۹۰، ۵/۲ درصد کمتر از GDP واقعی نشان می‌دهد. دامنه این تغییرات نیز از ۲۷/۹- درصد تا ۲۵ درصد است.

قابل ذکر است، به همان اندازه که در بردار ارزش‌افزوده تخمینی در روش FLQ نسبت به بردار ارزش‌افزوده واقعی کم‌برآوردی داریم، به همین میزان در بردار هزینه واسطه و بردار واردات از سایر مناطق، دارای بیش‌برآوردی هستیم. برای آنکه بتوان از بردار ارزش‌افزوده واقعی در روش RAS استفاده کرد، ابتدا بردار هزینه واسطه‌ای واقعی اخذ شده از حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار را از بردار واردات از سایر مناطق و بردار واردات از خارج کشور تخمینی کسر کرده، بردار هزینه واسطه داخلی حاصل می‌شود. آنگاه بر اساس این هزینه واسطه‌ای داخلی، عملیات RAS را بر روی ماتریس مبادلات واسطه بین بخشی جدول (۲) انجام می‌دهیم و نهایتاً به ماتریس مبادلات واسطه‌ی بین بخشی جدول (۴) می‌رسیم. می‌توان اعداد مربوط به این محاسبات را در جدول (۱۱) پیوست شده، مشاهده کرد.

هزینه واسطه‌ای داخلی بین بخشی "تأمین آب، برق و گاز" و "سایر خدمات" منفی شده است. بنابراین، چون بر اساس این اعداد RAS انجام می‌شود، در آخر تمام هزینه واسطه‌ای بین بخشی "تأمین آب، برق و گاز" و "سایر خدمات" با سایر بخش‌ها منفی می‌شود که قابل قبول نیست. قابل ذکر است، اگر بخش‌ها در هم تجمیع نمی‌شد، این اتفاق برای تعداد بیشتری از بخش‌ها نمایان می‌گشت.

این ضعف شاید نشات گرفته از یک ساده‌انگاری در تعدیل بردار هزینه‌های واسطه‌ای بدون تعدیل در بردار واردات تخمینی باشد؛ چرا که تمام بیش‌برآوردی یا کم‌برآوردی بردار ارزش افزوده را ناشی از بردار هزینه واسطه‌ای دانسته، بدون آنکه توجه شود، بیش‌برآوردی یا کم‌برآوردی بردار ارزش‌افزوده تخمینی که به عنوان پسماند قرار گرفته، از هر سه جزء بردار هزینه واسطه‌ای داخلی، بردار واردات از سایر مناطق و بردار واردات از خارج کشور نشات گرفته است. هیچ منطق علمی برای قطعی بودن پراکنش بردار واردات تخمینی بین بخش‌ها وجود

ندارد تا بتوان با صد در صد تضمین، آن را از بردار هزینه واسطه واقعی کم کرد و معیاری برای تعدیل باشد. سؤالی که مطرح می‌شود، این است که بر چه اساس می‌توان تمام اختلاف بردار ارزش افزوده واقعی از بردار ارزش‌افزوده تخمینی را ناشی از بردار هزینه واسطه‌ای داخلی دانست؟ شاید بهتر باشد از روش تعدیلی RAS پیشنهادی برای جداولی که داخلی نشده‌اند، بهره جست.

برای رفع این نقص، مطابق معادلات (۱۲) تا (۲۲) برای تعدیل بهتر و منطقی‌تر اعداد عمل می‌کنیم. ابتدا هر دو جزء هزینه واسطه‌ای داخلی و واردات از سایر مناطق محاسبه شده از روش FLQ را با هم جمع می‌کنیم. ارقام حاصل را از هزینه واسطه واقعی حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار سال ۱۳۹۰ استان فارس کسر کرده، سپس به تفکیک هر دو جزء هزینه واسطه‌ای داخلی و واردات از سایر مناطق تخمینی از روش FLQ را بر هزینه واسطه‌ای حاصل از جمع این دو تقسیم می‌کنیم. ضرایب به دست آمده را در اختلاف هزینه واسطه‌ای که از معادله (۸) به دست آمده، ضرب می‌کنیم. حاصل این ضرب‌ها دو بردار هستند، که هر یک را با بردار اصلی خود جمع می‌کنیم. اکنون دو بردار جدید هزینه واسطه‌ای بین بخشی و واردات از سایر مناطق خواهیم داشت. با این کار، کم‌برآوردی یا بیش‌برآوردی هزینه واسطه‌ای تخمینی محاسبه شده از روش FLQ نسبت به هزینه واسطه‌ای واقعی با توجه به ضرایب خود این بردارها نسبت به کل هزینه واسطه، تقسیم می‌شوند. این روش نسبت به روش پیشنهادی بانویی و همکاران(۱۳۹۶)، منطقی‌تر به نظر می‌رسد. محاسبات مربوط به این بخش را می‌توانید در جدول (۵)، و پیوست (۶) مشاهده کنید.

لازم به ذکر است چون واردات از خارج از کشور در روش سهم مکانی به نسبت ستانده استان به ستانده کشوری محاسبه شده است، فرض بر صحت پراکنش آن در بین بخش‌ها گذاشته و از مصارف واسطه تخمینی و واقعی کسر می‌شود و تعدیل بر روی آن صورت نمی‌گیرد.

۷. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش، برای شناسایی مناسب‌ترین δ که از طریق محاسبه کمترین خطا به روش عرضه محور گش صورت می‌گیرد، به دلیل داخلی بودن جدول منطقه‌ای، ابتدا ماتریس واردات از خارج کشور به روش انگو (۲۱:۱۹۸۶) محاسبه می‌شود؛ سپس ضرایب فنی آن از تقسیم این ماتریس بر ستانده سطری محاسبه و این ضریب با ضرایب واردات از سایر و ضرایب ماتریس مبادلات جمع و سپس ادامه محاسبات جهت محاسبه ستانده تخمینی و کمترین خطا با ستانده واقعی انجام پذیرفته است.

همچنین در این پژوهش، به نارسایی‌های موجود در روش FLQ-RAS پرداخته شده است. هرچند این روش توانسته است از تعداد پسماندها برای تراز جدول تخمینی منطقه بکاهد و آن

را با آمار واقعی نزدیک‌تر سازد، ولی به دلیل نارسایی در تعدیل ماتریس هزینه واسطه‌ای داخلی و بی‌توجهی در تعدیل واردات از خارج و واردات از سایر مناطق، نمی‌تواند معیار مناسبی برای تخمین جدول داده- ستانده منطقه‌ای قرار گیرد.

مقاله حاضر، این نکته را به عنوان یک مساله مورد توجه قرار داده، و برای برون رفت از این مشکل، روش اصلاح شده FLQ-RAS معرفی شده، و نتایج نشان می‌دهند که روش اصلاح شده، علاوه بر تعدیل منطقی‌تر داده‌های واردات از سایر مناطق و واردات از خارج کشور، ماتریس هزینه واسطه داخلی را نیز متناسب با داده‌های واقعی تعدیل کرده است.

منابع

- آزادگان، غنچه. (۱۳۹۶). آثار اقتصادی مخارج گردشگری داخلی در استان فارس بر ستانده و اشتغال؛ رویکرد داده-ستانده دو منطقه‌ای. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.
- آزادی نژاد، علی؛ عصاری آرانی، عباس؛ جهانگرد، اسفندیار و ناصری، علیرضا. (۱۳۹۱). تعدیلی بر روش سهم مکانی تعدیلی فلگ AFLQ (مطالعه موردی استان تهران). *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال ششم، شماره ۱،پیاپی ۱۷: ۲۳-۱.
- بانویی، علی‌اصغر و بزازان، فاطمه. (۱۳۸۵). نقش و اهمیت ابعاد اقتصاد فضا در محاسبه جداول داده- ستانده منطقه‌ای: پدیده‌ای فراموش شده در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هشتم، شماره ۲۷: ۱۱۴-۸۹.
- بانویی، علی‌اصغر. (۱۳۹۱). ارزیابی شقوق مختلف نحوه منظور کردن واردات و روش‌های تفکیک آن با تأکید بر جدول متقارن سال ۱۳۸۰. *سیاست‌گذاری اقتصادی*، شماره ۸: ۷۲-۳۱.
- بانویی، علی‌اصغر؛ مهاجری، پریسا؛ صادقی، نرگس و افسانه شرکت. (۱۳۹۶). یک روش ترکیبی جدید FLQ-RAS برای محاسبه جدول داده- ستانده منطقه‌ای؛ مطالعه موردی استان گیلان. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۲۲، شماره ۷۱: ۱۱۴-۸۱.
- بزازان، فاطمه؛ بانویی، علی‌اصغر و کرمی، مهدی. (۱۳۸۶). تأمل بیشتری در خصوص توابع سهم مکانی نوین بین ابعاد اقتصاد فضا و ضرایب داده- ستانده منطقه‌ای: مطالعه موردی استان تهران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال نهم، شماره ۳۱: ۵۳-۲۷.
- بلاک، مارک. (۱۳۷۵). *اقتصاددانان بزرگ جهان: شرح حال آثار ۲۲۰ اقتصاددانان بزرگ جهان*. ترجمه حسین گلریز، نشر نی.
- تودارو، مایکل. (۱۳۶۵). *برنامه‌ریزی توسعه مدل‌ها و روش‌ها*. ترجمه عباس عرب مازار. تهران: انتشارات سازمان برنامه و بودجه. ویرایش دوم.
- جهانگرد، اسفندیار. (۱۳۷۷). شناسایی فعالیت‌های کلیدی اقتصاد ایران در یک برنامه توسعه اقتصادی. *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۳۱ و ۳۲: ۹۹-۱۲۳.
- حیدری، بتول. (۱۳۹۶). شناسایی بخش‌های با اشتغال‌زایی بالا در استان زنجان با استفاده از رویکرد داده- ستانده دومنطقه‌ای. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.

- نصراللهی، زهرا و زارعی، مهران. (۱۳۹۶). معرفی و ارزیابی روش سهم مکانی خاص صنعتی فلگ (SFLQ) در منطقه‌ای سازی جداول داده- ستانده ملی (مطالعه موردی: استان یزد ۱۳۹۰). *مجله پژوهش‌های اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، سال بیست و چهارم، شماره ۱۳: ۱۴۰-۱۱۲.
- Allen, R. I. G. & Lecomber, J. R. (1975). Some tests of a generalized version of RAS in: R.I.G. Allen and W.F. Gossling (eds.) *Estimating and Projecting Input- Output Coefficients*, London, 43- 56.
- Azadegan, GH. (2018). The economic impacts of domestic tourism expenditure in the Fars Province on the output and employment: two regional input-output approach. Master's Thesis, Allameh Tabatabai University, Faculty of Economic (In Persian).
- Azadinejad, A., Esari Arani, A., Jahangard, E. & Naseri, A. (2011). Modifying adjusted flag location quotient (AFLQ) (A case study of Tehran province). *Quarterly Journal of Economic Modelling*, 6(17), 1-23 (In Persian).
- Bacharach, M. (1970). *Biproportional matrices and input-output change* (Vol. 16). CUP Archive.
- Banouei, A. A. (2012). Evaluation of the different treatments and methods of separating imports with emphasis on 1381 IOT of Iran. *The Journal of Economic Policy*, 4(8), 31-72 (In Persian).
- Banouei, A. A., & Bazzazan, F. (2006). The importance of spatial economic dimensions in construction of regional input-output table: Neglected phenomena in Iran. *Journal Iranian Economic Research*, 8(27), 89-114 (In Persian).
- Banouei, A.A., Mohajeri, P., Sadeghi, N., & Sherkat, A. (2018). A new mixed FLQ-RAS method for estimation of the regional input-output table (RIOT): Case study of Gilan province. *Iranian Journal of Economic Research*, 71, 81-114 (In Persian).
- Bazzazan, F., Banouei, A. A., & Karami. M. (2007). The modern location quotient function, spatial dimension, and regional input-output coefficients: The case of Tehran province. *Journal of Economic Research*, 9 (31), 27-53 (In Persian).
- Block, M. (1997). *The great economists of the world: a history of the works of 220 great economists of the world.* translated by Hossein Golriz, Tehran: Ney Publishing.
- Flegg, A. T., & Tohmo, T. (2016). *Refining the application of the FLQ Formula for estimating regional input coefficients: An empirical study for South Korean regions* (No. 20161605).
- Flegg, A. T., & Webber, C. D. (1997). On the appropriate use of location quotients in generating regional input-output tables: reply. *Regional Studies*, *31*(8), 795-805.
- Flegg, A. T., & Webber, C. D. (2000). Regional size, regional specialization and the FLQ formula. *Regional Studies*, *34*(6), 563-569.
- Ghosh, A. (1958). Input-output approach in an allocation system. *Economica*, *25*(97), 58-64.
- Heydari, B. (2018). Identifying Zanjan Province's high employment generating sectors by using two-regional input-output approach. Allameh Tabatabai University, Faculty of Economic (In Persian).
- Jahangard, E. (1998). The identification of key sectors in Iranian economy. *Journal of Planning and Budgeting*, 3(31), 99-123 (In Persian).
- Kowalewksi, J. (2015). Regionalization of national input-output tables: empirical evidence on the use of the FLQ formula. *Regional Studies*, 49 (2), 240-250.
- Lahr, M. (1993). A review of the literature supporting the hybrid approach to constructing regional input-output models. *Economic Systems Research*, 5(3), 277-93.
- Miller, R. E., & Blair, P. D. (2009). *Input-output analysis: foundations and extensions.* Cambridge University Press.
- Nasrollahi, Z., & Zarei, M. (2017). Introduction and evaluation of industry-specific FLQ method to regionalization of national input-output tables: A case study of Yazd

province in 2011. *Journal of Economy and Regional Development*, 13, 112-140 (In Persian).
- Ngo. T. W., Jazayeri. A., & Richardson H. W. (1987). Regional policy simulations with an interregional input-output model of the Philippines. *Regional Studies*, 21(2), 121-129.
- Niebuhr, A. (2001). *Convergence and the effects of spatial interaction* (No. 879-2016-64393).
- Polenske, K. R. (1995). Leontiefs spatial economic analysis. *Structural Change and Economic Dynamics*, 6, 309-318.
- Richardson, H. W. (1972). *Input-output and regional economic*, New York, Halstead Press.
- Richardson, H. W. (1985). Input-output and Economic base multipliers: Looking backward and forward. *Journal of Regional Science*, *25*(4), 607-661.
- Round, J. I. (1978). An interregional input-output approach to the evaluation of nonsurvey methods. *Journal of Regional Science*, *18*(2), 179-194.
- Schaffer, W. A. (1999). *Regional impact models*. Regional Research Institute, West Virginia University.
- Stone, R. (1961). *Input-output and national accounts*. Organisation for European Economic Co-operation.
- Stone, R., & Brown, A. (1962). A Programme for Growth, vol. 1: A Computable Model of Economic Growth.
- Todaru, M. (1986). *Planning the development of models and methods*. Translated by Abbas Arab Mazar. Tehran: Planning and Budget Organization Publications. Second Edition (1991).
- Vander Westhuizen, J. M. (1992). Towards developing a hybrid method for input-output table compilation and identifying a fundamental economic structure. PhD Dissertation. University of Pennsylvania.
- West, G. R. (1990). Regional trade estimation: a hybrid approach. *International Regional Science Review*, *13*(1-2), 103-118.
- Zhao, X., & Choi, S. G. (2015). On the regionalization of input–output tables with an industry-specific location quotient. *The Annals of Regional Science*, *54*(3), 901-926.

پیوست (۱)

جدول (۱۱): مصرف واسطه‌ای داخلی و واردات از سایر مناطق تخمینی به روش FLQ و جمع آن‌ها

	سایر خدمات	بهداشت	آموزش	اداره امور عمومی	مستغلات	واسطه‌گری‌های مالی	حمل‌ونقل	هتل و رستوران	عمده و خرده‌فروشی	ساختمان	تأمین آب، برق و گاز	صنعت	معدن	ماهیگیری	کشاورزی	رشته فعالیت
۱۵۷۰۹۶۹۶۳	۱۴۲۶۸۱۹	۲۴۳۷۴۸۴	۲۲۱۳۹۰۲	۴۵۹۸۲۳۵	۷۹۰۰۶۹۸	۱۸۴۳۹۹۷	۷۱۸۶۳۳۲	۲۱۳۸۶۹۵	۱۵۰۶۱۶۹۶	۲۲۶۱۹۲۶۶	۳۴۴۹۳۷۱	۵۵۳۱۰۳۴۷	۵۱۷۹۵۷	۱۵۹۱۲۷	۳۰۲۳۳۰۳۶	مصرف واسطه واقعی
۴۰۵۱۱۰۸۲	۲۷۰۴۲۷	۱۴۳۱۶۴	۲۰۲۴۵۴۷	۰۵۰۴۲۳	۷۵۸۱۵۸۰	۱۷۷۵۳۳۳	۶۴۲۵۱۰۵	۱۹۷۵۸۳۷	۱۴۴۴۱۶۹۵	۱۹۶۵۹۶۳۳	۲۳۶۱۳۳۰	۹۳۷۲۷۹۰	۴۱۸۹۲۷	۱۴۲۳۶۱	۲۶۷۸۷۹۲۲	مصرف واسطه داخلی

منبع: یافته‌های تحقیق

واردات از خارج به دلیل اینکه به نسبت ستانده منطقه به ملی محاسبه شده است، فرض بر صحت آن گذاشته شده و از جمع به هزینه واسطه خودداری شده است. در نهایت واردات از خارج کشور را از هزینه واسطه واقعی کسر می‌کنیم تا توازن بین هزینه واسطه واقعی و تخمینی برقرار باشد.

پیوست (۲)

جدول (۱۲): محاسبات معادلات (۲۲) تا (۳۲)

جمع واردات از سایر تخمینی با نسب واردات از سایر تخمینی	جمع هزینه واسطه تخمینی با نسبت هزینه واسطه	ضرب اختلاف واردات از سایر هزینه‌ها	ضرب هزینه واسطه در اختلاف هزینه-ها	ضرایب واردات از سایر	ضرایب هزینه واسطه	اختلاف	مصرف واسطه واقعی(واردات از خارج از آن کم شده است)	جمع	واردات از سایر	هزینه واسطه‌ی داخلی
۱۶,۲۹۶,۳۱۸	۱۰,۴۹۱,۶۰۴	-۲,۵۳۰,۷۲۳	-۱,۶۲۹,۲۸۵	۰.۶۱	۰.۳۹	-۴,۱۶۰,۰۰۸	۲۶,۷۸۷,۹۲۲	۳۰,۹۴۷,۹۳۰	۱۸,۸۲۷,۰۴۱	۱۲,۱۲۰,۸۸۸
۴۹,۱۹۳	۹۳,۱۶۸	۳,۵۳۵	۶,۶۹۵	۰.۳۵	۰.۶۵	۱۰,۲۲۹	۱۴۲,۳۶۱	۱۳۲,۱۳۲	۴۵,۶۵۸	۸۶,۴۷۳
۱۶۲,۰۰۴	۳۳۶,۹۲۳	۷۰,۹۳۵	۱۴۷,۵۲۴	۰.۳۲	۰.۶۸	۲۱۸,۴۵۹	۴۹۸,۹۲۷	۲۸۰,۴۶۸	۹۱,۰۶۹	۱۸۹,۳۹۸
۳۴,۰۰۰,۱۹۱	۱۵,۳۷۲,۵۹۸	-۵,۵۱۶,۸۰۲	-۲,۴۹۴,۲۲۶	۰.۶۹	۰.۳۱	-۸,۰۱۱,۱۲۸	۴۹,۳۷۲,۷۹۰	۵۷,۲۸۳,۹۱۸	۳۹,۵۱۶,۹۹۳	۱۷,۸۶۶,۹۲۵
۱,۶۸۸,۶۳۴	۶۷۲,۶۹۶	-۵,۸۹۴,۱۷۶	-۲,۳۴۸,۰۴۳	۰.۷۲	۰.۲۸	-۸,۲۴۲,۲۱۹	۲,۳۶۱,۳۳۰	۱۰,۶۰۳,۵۴۹	۷,۵۸۲,۸۱۰	۳,۰۲۰,۷۳۹
۱۵,۵۵۰,۶۷۰	۴,۱۰۸,۹۶۳	-۵۱۵,۸۶۶	-۱۳۶,۳۰۷	۰.۷۹	۰.۲۱	-۶۵۲,۱۷۳	۱۹,۶۵۹,۶۳۳	۲۰,۳۱۱,۸۰۶	۱۶,۰۶۶,۵۳۵	۴,۲۴۵,۲۷۱
۱۰,۴۷۳,۲۲۳	۳,۹۶۸,۴۷۲	۲,۷۶۵,۳۸۸	۱,۰۴۷,۸۵۰	۰.۷۳	۰.۲۷	۳,۸۱۳,۲۳۸	۱۴,۴۴۱,۶۹۵	۱۰,۶۲۸,۴۵۷	۷,۷۰۷,۸۳۵	۲,۹۲۰,۶۲۲
۱,۳۷۷,۳۷۰	۵۹۸,۴۶۷	۳۹۴,۲۶۱	۱۷۱,۳۰۶	۰.۷۰	۰.۳۰	۵۶۵,۵۶۷	۱,۹۷۵,۸۳۷	۱,۴۱۰,۲۷۰	۹۸۳,۱۱۰	۴۲۷,۱۶۱
۴,۳۴۹,۷۲۶	۲,۰۷۵,۳۷۸	-۴۱۵,۸۵۷	-۱۹۸,۴۱۷	۰.۶۸	۰.۳۲	-۶۱۴,۲۷۴	۶,۴۲۵,۱۰۵	۷,۰۳۹,۳۷۹	۴,۷۶۵,۵۸۳	۲,۲۷۳,۷۹۶
۱,۲۲۰,۲۶۵	۵۵۵,۰۶۸	۲۰۷,۴۹۲	۹۴,۳۸۳	۰.۶۹	۰.۳۱	۳۰۱,۸۷۵	۱,۷۷۵,۳۳۳	۱,۴۷۳,۴۵۹	۱,۰۱۲,۷۷۳	۴۶۰,۶۸۵
۵,۸۴۹,۸۰۳	۱,۷۳۱,۷۷۶	۸۵۷,۲۲۶	۲,۸۹۵,۶۴۰	۰.۷۷	۰.۲۳	۲,۷۵۲,۸۶۶	۷,۵۸۱,۵۸۰	۳,۸۲۸,۷۱۴	۲,۹۵۴,۱۶۳	۸۷۴,۵۵۱
۲,۹۹۲,۶۳۳	۱,۰۵۷,۷۹۰	-۱۴۲,۲۷۸	-۵۰,۲۹۰	۰.۷۴	۰.۲۶	-۱۹۲,۵۶۸	۴,۰۵۰,۴۲۳	۴,۲۴۲,۹۹۲	۳,۱۳۴,۹۱۱	۱,۱۰۸,۰۸۰
۱,۵۴۸,۰۷۰	۴۷۶,۴۷۸	-۴۵,۲۴۹	-۱۳,۹۲۷	۰.۷۶	۰.۲۴	-۵۹,۱۷۶	۲,۰۲۴,۵۴۷	۲,۰۸۳,۷۲۳	۱,۵۹۳,۳۱۹	۴۹۰,۴۰۵
۱,۶۷۹,۴۰۸	۴۶۳,۷۵۶	-۳۷۴,۴۶۱	-۱۰۳,۴۰۵	۰.۷۸	۰.۲۲	-۴۷۷,۸۶۶	۲,۱۴۳,۱۶۴	۲,۶۲۱,۰۲۹	۲,۰۵۳,۸۶۹	۵۶۷,۱۶۱
۹۹۴,۴۱۷	۲۷۶,۰۲۰	-۳۲۷,۸۸۹	-۹۱,۰۱۲	۰.۷۸	۰.۲۲	-۴۱۸,۹۰۱	۱,۲۷۰,۴۳۷	۱,۶۸۹,۳۳۸	۱,۳۲۲,۳۰۷	۳۶۷,۰۳۲
۶۲,۴۰۰,۷۹۳	۴۲,۷۱۲,۹۴۳	-۹,۸۵۹,۸۳۷	-۴,۳۰۶,۲۴۴	۰.۷۰	۰.۳۰	-۱۴,۱۶۶,۰۸۱	۱۴۰,۵۱۱,۰۸۲	۱۵۴,۶۷۷,۱۶۴	۱۰۷,۶۵۷,۹۷۷	۴۷,۰۱۹,۱۸۷

منبع: یافته‌های تحقیق (این محاسبات به صورت سطری هستند. در اینجا برای نمایش بهتر به صورت ستونی آورده شده‌اند).

دوفصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)
سال هفتم، شمارهٔ اول، بهار و تابستان ۱۳۹۸ (پیاپی ۱۹)

مقالهٔ پژوهشی

تحلیل فضایی اثر بهداشت و سلامت نیروی کار بر رشد اقتصادی در ایران (۹۵-۱۳۹۰)[۱]

نرگس قاسمیان[۲] و حسین راغفر[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۱۶
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۱/۲۰

چکیده

هدف اصلی مقاله، تحلیل فضایی اثر مخارج بهداشتی و سلامت توسط دولت برای نیروی کار بر رشد اقتصادی در ۳۰ استان کشور ایران طی سال‌های ۹۵-۱۳۹۰ است. برای دستیابی به این هدف، از مدل گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) و تخمین زننده‌های آرلانو- باور و بوندل- باند استفاده شده است. مدل اقتصاد سنجی فضایی به‌صورت دوربین فضایی (SDM) در قالب یک مدل پانل پویای تصادفی فضایی (SDPD) یا همان مدل گشتاورهای تعمیم یافته فضایی (SGMM) تصریح و به دو فرم متعارف و فضایی برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که، ضریب برآوردی وقفه زمانی درآمد سرانه در مدل اقتصاد سنجی متعارف، منفی و از نظر آماری، معنادار است که به معنی پذیرفته شدن فرضیه همگرایی شرطی در استان های ایران در دوره مورد مطالعه است. ضریب برآورد شده برای متغیر مخارج سلامت و بهداشت نیروی کار در هر دو مدل، مثبت و معنادار است که مطابق با آن، اگر مخارج بهداشت

---

۱. شناسه دیجیتال (DOI): **10.**22051/EDP.2020.25036.1195

۲. دانشجوی دوره دکتری اقتصاد، دانشگاه الزهرا (نویسنده مسئول)؛ n.ghasemian@alzahra.ac.ir
۳. استاد اقتصاد، دانشگاه الزهرا؛ h.raghfar@alzahra.ac.ir

و سلامت، یک واحد افزایش یابد، سطح بهره‌وری و کارآیی نیروی کار افزایش و متعاقباً به افزایش تولید ناخالص داخلی منجر خواهد شد. نرخ امید به زندگی با ضریب بسیار کوچک اثر معناداری بر درآمد سرانه استان ها داشته است، ضریب متغیر دوربین فضایی (SDM) مخارج بهداشت و سلامت نیروی کار به صورت معناداری متفاوت از صفر است و تأثیر مثبت و معناداری بر درآمد سرانه و نرخ رشد داشته است. ضریب وقفه فضایی متغیر وابسته، منفی و معنادار است که نشان دهنده اثرات فضایی منفی بر درآمد سرانه استان های کشور می‌باشد. تخمین فضایی مدل در کنار تخمین متعارف، اعتبار نتایج را در مدل‌های پانل که مناطق در آن حضور دارند، افزایش می‌دهد.

واژگان کلیدی: بهداشت و سلامت، پانل پویای تصادفی فضایی (SDPD)، دوربین فضایی (SDM)، رشد اقتصادی، گشتاورهای تعمیم یافته فضایی (SGMM)

طبقه‌بندی JEL: H51, C23, C33, R12

۱. مقدمه

رشد اقتصادی در ایران از دغدغه‌های اصلی سیاستگذاران است. در گذشته تشکیل سرمایه فیزیکی، موتور رشد محسوب می‌شد و نقش نیروی کار ناهمگن، جایگاه لازم را در تحلیل نظری نداشت. امروزه ادبیات نظری و تجربی، مشخص کرده اند که گسترش سرمایه انسانی، بهبود کیفیت نیروی کار و سلامت، از راه های اصلی افزایش رشد اقتصادی در جوامع است. سرمایه گذاری در نیروی انسانی و ارتقاء کیفیت، نقش مهمی در افزایش رشد اقتصادی دارد (نادری، ۱۳۹۳). علاوه بر این، سلامت و بهداشت مناسب موجب بهبود و افزایش توان نیروی کار می‌شود؛ که متعاقباً به افزایش تولید و رشد اقتصادی منجر می‌گردد (لطفعلی پور و برجی، ۱۳۸۹). برنامه ریزان اقتصادی عقیده دارند، سرمایه انسانی همراه با کسب مهارت‌های آموزشی و توجه بیشتر به سلامت فردی اجتماعی، می‌تواند به عنوان یک عامل مهم اثرگذار بر رشداقتصادی جوامع عمل نمایند (سپهردوست و همکاران، ۱۳۹۳).

جامعه سالم، از یک طرف با نشاط تر و شاداب تر و با انگیزه بیشتری تلاش و فعالیت دارند و از طرف دیگر، هزینه‌های مستقیم و غیر مستقیمی که به کاهش درآمد ملی و در نتیجه رشد و توسعه منجر می‌گردد، کاهش می‌یابد. به همین دلیل، امروزه در کلیه جوامع به این امر توجه خاصی مبذول می‌دارند تا هر چه بیشتر شاخص های سلامت جامعه را افزایش دهند (لطفعلی پور و همکاران، ۱۳۸۹). سلامت، از طریق کانال‌های مختلفی می‌تواند سطح تولید یک کشور را تحت تأثیر قرار دهد. اولین کانالی که در بیشتر مطالعات نیز به اثر آن اشاره شده است، کارآیی بهتر کارگران سالم در مقایسه با دیگران است (کمیاب، ۱۳۹۴). کارگران سالم

بیشتر و بهتر از دیگران کار می‌کنند و ذهن خلاق و آماده تری دارند. در کنار این اثر مستقیم، سلامتی، اثرات غیرمستقیمی نیز بر روی تولید دارد. برای نمونه، بهبود سلامت در نیروی انسانی، انگیزه ادامه تحصیل و کسب مهارت های بهتر را به دنبال خواهد داشت، زیرا بهبود شرایط بهداشتی، از یک سو، جذابیت سرمایه گذاری در آموزش و فرصت‌های آموزشی را افزایش خواهد داد و از سوی دیگر، با افزایش توانایی یادگیری، افراد را برای ادامه تحصیل و کسب مهارت‌های بیشتر، مستعدتر خواهد کرد. همچنین ارتقاء سطح بهداشت و شاخص‌های بهداشتی در جامعه با کاهش مرگ و میر و افزایش امید به زندگی، افراد را به پس انداز بیشتر تشویق خواهد کرد (عمادزاده و همکاران، ۱۳۹۰).

همان‌طور که ویل[1] معتقد است، با افزایش پس انداز جامعه، سرمایه فیزیکی افزایش یافته و این موضوع نیز امکان افزایش بهره‌وری نیروی کار و درنتیجه، رشد اقتصادی را فراهم خواهد کرد (ویل، ۲۰۰۵). بدیهی است: "افزایش امید به زندگی، بازگشت سرمایه نیروی انسانی، سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی و در نهایت، سرمایه‌گذاری کل اقتصاد را افزایش می‌دهد؛ زیرا سال‌های بهره‌برداری از این منبع و تعداد سال‌هایی که سرمایه‌گذاری بازده مثبت دارد را افزایش می‌دهد" (راغفر و همکاران، ۱۳۹۳). از طرف دیگر، اوزکان و همکاران[2] معتقدند که با افزایش امید به زندگی، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و همچنین سرمایه گذاری مستقیم خارجی تشویق شده و گام بلندی در بهبود شرایط اقتصادی کشور برداشته می‌شود (اوزکان و. همکاران، ۲۰۰۰).

یکی از نتایج مهم به‌دست آمده از مدل‌های رشد اقتصادی، فرضیه همگرایی اقتصادی است. اقتصاددانان به این فرضیه، به عنوان یک نتیجه از مدل‌های رشد از دهه ۱۹۹۰ به بعد و به دنبال مطالعات گسترده بارو و سالا-آی-مارتین[3] توجه کرده‌اند. یکی از ویژگی‌های کشورهای در حال توسعه، وجود دوگانگی میان مناطق مختلف کشور است. برخی از مناطق که بیشتر شهرهای بزرگ هستند، از سطح توسعه بالاتری برخوردار بوده و درآمد سرانه افراد آن مناطق بیشتر است.

تحقیقات انجام شده در ایران، وجود تفاوت میان استان های کشور از لحاظ رشد اقتصادی را نشان می‌دهد و از جمله اهداف برنامه‌های توسعه کشور، از میان بردن دوگانگی بین استان ها و رشد متوازن این مناطق است. لازمه دستیابی به این هدف، بالاتر بودن سرعت رشد در مناطق فقیر نسبت به مناطق ثروتمند است که به عنوان فرضیه همگرایی در مدل‌های رشد مطرح می‌شود (رحمانی و باقرپور اسکویی، ۱۳۹۵).

مدل رشد نئوکلاسیک، یک مدل رشد اقتصادی با ویژگی‌های برون‌زا بودن، بلندمدت بودن و در چارچوب نظریات مکتب کلاسیک است. نتایجی که از این مدل می‌توان به‌دست آورد،

1. Weil
2. Ozcan, *et al.*
3 . Barro & Sala-I-Martin

فرضیه همگرایی مشروط بین مناطق است که در این پژوهش، بررسی خواهد شد. در این مدل، تلاش می‌شود تا رشد اقتصادی بلند مدت را با بررسی انباشت سرمایه، رشد جمعیت یا نیروی کار و افزایش در بهره‌وری که به طور معمول پیشرفت فنی شناخته می‌شود، توضیح مناسب بیابد.

هسته اصلی این مدل، تابع تولید تراکمی نئوکلاسیک کاب-داگلاس است، که این امر، ارتباط با مبانی اقتصاد خرد را فراهم می‌کند. این مدل، جایگزین مدل پساکینزینی هارود-دومار شده است که تابع تولید را به صورت تابع تولید با بازده ثابت نسبت به مقیاس در نظر می‌گیرد (تقوی و محمدی ۱۳۸۵). در الگوی رشد نئوکلاسیکی که نخستین بار توسط سولو مطرح شد، عامل تکنولوژی به صورت برونزا در نظر گرفته شده است. در این الگو، افزایش پس‌انداز و انباشت سرمایه، به افزایش حالت پایدار تولید و به تبع آن، فقط افزایش موقت نرخ رشد منجر می شود. در ابتدا، ذخیره سرمایه سرانه افزایش می‌یابد و درنتیجه آن، تولید سرانه نیز بالا می‌رود. اما از آنجا که فرض می‌شود که سرمایه بازدهی کاهشی دارد، تا زمانی که پس‌اندازهای بالاتر دقیقاً با میزان نهاده سرمایه لازم برای ثابت نگاه داشتن سرمایه سرانه برابر شود، افزایش تولید، سیر کاهنده خواهد داشت. در وضعیت پایدار، تولید سرانه افزایش پیدا نمی‌کند. میزان رشدی که تحقق می‌یابد، در اثر پیشرفت فنّاوری است، که در چارچوب این نظریه، قابل فهم است (شاه‌آبادی و پوران، ۱۳۹۳).

یکی از مهمترین فرضیه‌هایی که می‌توان از مدل رشد درونزای نئوکلاسیک به‌دست آورد، فرضیه همگرایی بوده، که در تئوری‌های رشد و توسعه منطقه‌ای، بسیار به آن توجّه شده است. این فرضیه، بیان می‌کند، مناطقی که مقادیر اولیه سرمایه به کار پایین‌تری دارند، نرخ رشد بالاتری را نشان می‌دهند. بنابراین، به همگرایی به سمت مناطق دارای سرمایه سرانه بالاتر، تمایل دارند.

این فرضیه که اقتصادهای فقیر، تمایل به رشد سریع‌تر از اقتصادهای ثروتمند دارند، بدون در نظر گرفتن سایر مشخصات اقتصادها، همگرایی مطلق نامیده می‌شود. در مقابل، نوعی دیگر از همگرایی وجود دارد که تحت عنوان همگرایی شرطی مطرح می‌شود. ایده اصلی همگرایی شرطی، آن است که هرچه فاصله اقتصادی از حالت پایدار خود، بیشتر باشد، سریع‌تر رشد می‌کند؛ یعنی، حتی اگر کشور فقیری به حالت پایدار نزدیک باشد، رشد پایینی دارد و لزوماً همه مناطق فقیر، تمایل به رشد بالا ندارند و این امر، بستگی به ساختار آنها دارد. بنابراین مفهومی از همگرایی که در آن، یک اقتصاد فقیر، تمایل به رشد سریع‌تری نسبت به یک اقتصاد ثروتمند دارد، همگرایی بتا نامیده می‌شود.

مفهوم دیگر همگرایی، به بررسی پراکندگی درآمد سرانه می‌پردازد. در این مفهوم، اگر پراکندگی که برای مثال، از طریق انحراف معیار لگاریتم درآمد یا تولید سرانه گروهی از مناطق محاسبه می‌شود، در طول زمان کاهش یابد، همگرایی صورت می‌گیرد.این نوع همگرایی را همگرایی سیگما می‌نامند. این حقیقت وجود دارد که حتی اگر همگرایی مطلق وجود داشته باشد، پراکندگی درآمد سرانه لزوماً تمایلی به کاهش در طول زمان ندارد.

در همین راستا، هدف از نگارش این مقاله، مطالعه اثر بهبود وضعیت بهداشت و سلامت نیروی کار در سطح استان‌های ایران بر رشد اقتصادی است. برای این منظور، از مدل رشد نئوکلاسیک (مدل همگرایی) بهره گرفته می شود و به تفکیک استان ها برآورد می‌گردد.

مدل اقتصاد سنجی، به‌صورت مدل پانل معمولی برای سال‌های ۹۵-۱۳۹۰ تصریح و برآورد می‌گردد. هدف از این مطالعه، بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی ایران است. شاخص‌های در نظر گرفته شده برای سلامت، عبارتند از: نرخ امید به زندگی، نرخ باروری و مخارج بهداشتی و شاخص رشد اقتصادی نیز تولید ناخالص داخلی (GDP)[1] است.

برای دستیابی به هدف مقاله، در ادامه، ابتدا به بررسی مبانی نظری بهداشت و سلامت و رشد اقتصادی پرداخته‌ایم. سپس، پیشینه پژوهش و مطالعات صورت گرفته در این زمینه آورده شده است. قسمت چهارم مقاله، به روش پژوهش اختصاص دارد. تصریح مدل اقتصادسنجی پژوهش، در قسمت پنجم و نتایج حاصل از برآورد مدل، در قسمت ششم بیان، و در نهایت، جمع‌بندی ارائه شده است.

۲. مبانی نظری

بلوم و همکاران[2] (۲۰۱۸)، مسیرهای اقتصادی و اجتماعی متعددی وجود دارد که از طریق آن، سلامت بر رشد اقتصادی اثرگذار بوده، همچنین از کانال‌های معکوس، رونق اقتصادی نیز موجب ارتقای سلامت بالاتر افراد می‌گردد. علاوه بر آن، لئونگ و وانگ[3] (۲۰۱۰)، بر این اعتقادند که بهداشت و سلامتی افراد از دو جنبه بر رفاه آنها و رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. از یک سو، چنانچه توجه بیشتر به مخارج بهداشتی و سلامت، به افزایش امید به زندگی افراد جامعه منجر شود، باعث افزایش عرضه نیروی کار و در نتیجه، افزایش تولید خواهد شد. الگوهای نظری رشد، نشان می‌دهد عوامل مختلفی بر رشد اقتصادی کشورها مؤثرند؛ که سرمایه انسانی، یکی از مهمترین آنهااست (بارو[4]، ۱۹۹۶). سرمایه انسانی، منعکس کننده مهارت‌ها، ظرفیت‌ها و توانایی فردی از طریق آموزش نیروی انسانی است که بر کمیت و کیفیت تولید می‌افزاید (بینجو[5]، ۲۰۰۲). اولین بار، سولو[6] سرمایه انسانی را وارد تابع تولید کرد. سولو (۱۹۶۵)، یک تابع تولید ساده زیر را معرفی کرد :

$$Y = f(K, L, t) Y = f(K, L, t) \quad (1)$$

که در آن، Y مقدار تولید کل، K سرمایه فیزیکی، L نیروی کار و t زمان یا متغیری است که هرنوع انتقال را در تابع تولید نشان می‌دهد. بر اساس مدل تعمیم یافته سولو، سرمایه انسانی

1. Gross Domestic Production
2. Bloom *et al.*
3. Leung & Wang
4. Barro
5. Beyengju
6. Solow

در مطالعات اولیه به شکل آموزش درکنار سرمایه فیزیکی به عنوان نهاده در تابع تولید وارد شده است (سولو، ۱۹۶۵). سپس در قالب بهبود وضعیت بهداشتی که بیان دقیق‌تری از اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی است، ارائه گردید (بینجو[1]، ۲۰۰۲). بنابراین، سلامتی، هم بر مطلوبیت و هم، تولید فرد اثر دارد. سرمایه سلامت فرد، نقش مهمی در تعیین زمانی دارد که فرد قادر است، آن را صرف کسب درآمد کند. گروسمن و هلپمن[2] (۱۹۹۱) ، تابع مطلوبیت برای یک فرد را به شکل زیر تعریف می‌کند :

$$U = U(\Phi_0 H_0, \dots, \Phi_i H_i, Z_0, \dots, Z_i) \quad (۲)$$

که در آن، H_0H_0 سرمایه سلامت به ارث رسیده، H_iH_i سرمایه سلامت فرد در زمان i ، $\Phi_i\Phi_i$ خدمات بهداشتی ارائه شده برای هر واحد سرمایه سلامت فرد و Z_iZ_i کل مصرف فرد از سایر کالاها در زمان i است. می‌توان عنوان کرد که $(\Phi_iH_i = H_i(\Phi_iH_i = H_i)$ کل خدمات بهداشتی مصرف شده توسط فرد در زمان i خواهد بود. عبارت n نیز که یک متغیر برونزا است، نشان‌دهنده طول عمر فرد است، بنابراین، زمان مرگ فرد هنگامی فرا خواهد رسید که سرمایه سلامت وی به حداقل رسیده باشد. با توجه به این تساوی، طول عمر یک فرد به مقادیر H_iH_i فرد که به نوعی حداکثرکننده تابع مطلوبیت مقید است، بستگی پیدا می‌کند.

با توجه به الگوهای رشد درونزا، بسیاری از اقتصاددانان نشان می‌دهند که، عامل مازاد یا پسماند به عنوان توضیح دهنده بخش مهمی از رشد کشورهای پیشرفته، به طور مستقیم و غیرمستقیم به سرمایه انسانی (از جمله آموزش و بهداشت) بستگی دارد (عمادزاده، ۱۳۷۹).از این رو، سرمایه گذاری در آموزش از اوایل دهه ۱۹۶۰ به شدت مورد توجه اقتصاددانان و سیاستگذاران قرار گرفت. در این دوره، سرمایه‌گذاری در آموزش رسمی و غیررسمی، سبب افزایش مهارت نیروی انسانی و بهبود بهره‌وری نیروی‌کار و بهره‌وری کل عوامل گردید و پویایی لازم برای توسعه اقتصادی و اجتماعی در کشورهای پیشرفته فراهم آمد (غفاری و همکاران، ۱۳۹۵).

در چارچوب نظریه سرمایه انسانی، شولتز[3] (۱۹۶۱) و بکر[4] (۱۹۷۵)، بر این باورند که هزینه آموزش بهره‌وری و دستمزد حقیقی افراد را افزایش می‌دهد. همچنین الگوی رشد درونزای رومر[5] (۱۹۹۰)، بر این فرض استوار است که خلق ایده جدید، تابع مستقیم سرمایه انسانی است. اساساً نیروی کار سالم از نظر روحی و جسمی، آماده‌تر و قوی است و با بهره‌وری بالاتر، می‌تواند دستمزدهای بالاتر دریافت کند. دستمزد بالاتر پس انداز و مصرف بالاتر و در نهایت، رشد اقتصادی بیشتر را به دنبال دارد (رحمانی و باقرپور اسکویی، ۱۳۹۵).

---

1. Beyengju
2. Grossman & Helpman
3. Schultz
4. Becker
5. Romer

افزایش امید به زندگی و کاهش مرگ و میر و افزایش مشارکت فقیرترین افراد جامعه در بازار نیروی کار و تعداد سال‌های بازدهی سرمایه و نیروی کار، پس انداز بیشتر برای دوران بازنشستگی، زمینه افزایش سرمایه‌گذاری فیزیکی و تولید را فراهم می‌آورد(گروه مطالعات جهانی اقتصاد کلان و مدیریت مالی خاورمیانه و شمال آفریقا، ۱۳۹۵). سلامت بیشتر در صورت ثبات سایر شرایط، به منزله کاهش مخارج درمانی دولت در آینده و احتمال صرف منابع در بخش سرمایه‌گذاری انسانی و غیرانسانی می‌شود (پناهی و آل‌عمران، ۱۳۹۴).

هوویت[1](۲۰۰۵)، معتقد است که سلامتی مادر و کودک، نقش مهمی در سرمایه انسانی دوران خردسالی فرد و افزایش رشد اقتصادی دارد. شفلر[2] (۲۰۰۴)، نشان می دهد که در اغلب کشورهای درحال توسعه، نرخ زاد و ولد و بار تکفل، بسیار بالا است.از این رو، میزان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و در نتیجه تولید، پایین است. در این گونه کشورها، خدمات بهداشتی در زمینه تنظیم خانواده و کنترل جمعیت، می‌تواند نرخ زاد و ولد را کاهش دهد و بار تکفل را کم نماید (شفلر، ۲۰۰۴).

در بحث رشد اقتصادی و سلامت، از جریان "علّیت دورانی و تراکم میردال" نام برده می‌شود که بر حسب این جریان، درآمدهای کم، به سطح پایین زندگی منجر شده و سطح بهره‌وری نیروی انسانی را در حد پایین نگه می‌دارد. این امر، به نوبه خود درآمدهای پایین را سبب می‌شود و این دور باطل تکرار می‌گردد. سلامتی را می‌توان جزء مهمی از سرمایه انسانی محسوب نمود و به طور معمول، انتظار می‌رود، افراد سالمی که با مقادیر مشخصی از عوامل تولید مشغول کار هستند، در واحد زمان بهره‌وری بیشتری نسبت به نیروی کار بیمار داشته باشند. افراد سالم معمولاً با انگیزه بیشتر برای کسب درآمد، سخت کوش‌تر و کاراتر می‌باشند. علاوه بر آن، سرمایه‌گذاری برای افزایش خدمات سلامتی، می‌تواند بازده سرمایه‌گذاری‌های دیگر در تربیت نیروی انسانی سالم را در زمینه‌هایی مانند آموزش‌های عمومی و تخصصی، بالا ببرد. تندرستی بیشتر می‌تواند توان یادگیری در افراد را افزایش دهد، که تأثیر حائز اهمیت در افزایش بازده سرمایه گذاری در تعلیم و تربیت را موجب می‌گردد. بنابراین می‌توان گفت، سلامت مبنای بهره‌وری شغلی، یادگیری در مدرسه و توانایی برای رشد جسمی، روانی و هوشی است و یک امر ضروری برای بهره‌وری در دوران بزرگسالی است (اسپنس و لوییس[3]، ۲۰۰۹).

وضعیت کلی اقتصاد، از جمله نرخ‌های رشد جاری و آتی آن، می‌تواند به واسطه تحت تأثیر قرار دادن مقادیر واقعی و انتظاری متغیرهایی که جزء عوامل تعیین‌کننده سلامت و بهداشت به شمار می‌روند، وضعیت سلامتی جامعه را تغییر دهد. رشد اقتصادی باعث می‌شود تا منابع درآمد دولت و عمدتاً مالیات‌ها و درآمدهای حاصل از فعالیت‌های انتفاعی دولت، افزایش یافته،

1. Howitt
2. Scheffler
3. Spence & Lewise

که امکان توسعه خدمات سلامتی و درمانی در بخش عمومی را فراهم می آورد. علاوه بر این، افزایش درآمد ملی، افزایش تقاضا برای خدمات سلامتی را به همراه داشته، که زمینه مناسب برای افزایش سرمایه‌گذاری سلامتی را فراهم می‌آورد. از آنجا که رشد تولید در شرایطی حاصل می‌شود که اطمینان بیشتری نسبت به بازگشت سرمایه‌گذاری در اقتصاد وجود دارد، بنابراین، باید سرمایه‌گذاری در بخش سلامت و درمان نیز از موقعیت مناسبی برخوردار گردد.

۳. پیشینه پژوهش

در مطالعات مربوط به نقش سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی، بر جنبه آموزش نیروی انسانی نسبت به اثر بهداشت بر رشد، تأکید بیشتری شده است و بهداشت و سلامت در رشد اقتصادی، کمتر در مطالعات تجربی دیده می شود. اگرچه در چند دهه اخیر، مطالعاتی در خصوص اهمیت سلامت و بهداشت (به عنوان جزئی از سرمایه انسانی، عامل مهم در ارتقای رشد اقتصادی) در ایران و در سطح بین المللی صورت گرفته که به منتخبی از آنها اشاره می کنیم.

انصاری (۱۳۹۸)، در پژوهشی، به بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی ایران در فاصله زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۹ با استفاده از مدل سری‌های زمانی پرداخته، و برای اندازه گیری متغیر سلامت، از شاخص امید به زندگی و نرخ مرگ و میر کودکان زیر ۵ سال استفاده کرده و نتیجه حاصل از مطالعه وی، حاکی از آن است که افزایش امید به زندگی و کاهش نرخ مرگ و میر کودکان که نشان‌دهنده توسعه یافتگی سلامتی است، تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی ایران داشته‌اند.

حسن شاهی (۱۳۹۶)، تأثیر سلامت بر رشد اقتصادی را برای دوره ۲۰۱۴-۱۹۷۵ در ۱۴ کشور با توسعه انسانی خیلی بالا و ۱۵ کشور با توسعه انسانی بالا مورد بررسی قرار داد. در این مطالعه، شاخص امید به زندگی، بیانگر سلامت جامعه می‌باشد. یافته‌ها، بیانگر وجود رابطه مثبت بین سلامت و رشد اقتصادی است.

جرجرزاده و همکاران (۱۳۹۵)، رابطه بین سلامت و بهره‌وری نیروی کار در کشورهای در حال توسعه را بررسی کرده و تأثیر شاخص میزان مرگ و میر مردان بالغ، مخارج بهداشت و درمان به عنوان شاخص‌های بهداشت و سلامت بر بهره‌وری نیروی کار را مورد ارزیابی قرار داده‌است. نتایج، که با استفاده از روش پانل دیتا برای ۱۷ کشور در حال توسعه در بازه ۲۰۱۲-۱۹۹۲ به‌دست آمده، نشان داده است که، نرخ مرگ و میر مردان بالغ، تأثیر منفی و مخارج بهداشتی، تأثیر مثبت بر بهره‌وری نیروی کار داشته است.

سرلک (۱۳۹۴)، در مطالعه‌ای، تأثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی استان‌های کشور را با استفاده از داده‌های ترکیبی استان‌های کشور در دوره ۹۰-۱۳۷۹ مورد ارزیابی قرار داده، و تأثیر متغیرهای رشد مخارج سلامت خانوار، رشد سرمایه سلامت و رشد هزینه‌های آموزشی خانوار در کنار رشد سرمایه‌گذاری عمرانی دولت در قالب مدل رشد درونزا بر رشد اقتصادی استان ها را آزمون نموده است. نتایج، نشان داده‌اند که، افزایش سطح سلامت استان‌ها، می‌تواند رشد اقتصادی کشور و استان‌ها را بهبود بخشد.

کاظمی‌نسب هاشم‌آبادی (۱۳۹۴)، رابطه بین اقتصاد سلامت و رشد و توسعه اقتصادی را بررسی کرده، و به چگونگی اثرگذاری متغیرهای مورد بررسی مانند: امید به زندگی، مخارج دولت بر روی بهداشت و آموزش و جمعیت بر رشد اقتصادی در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۰ در ایران با استفاده از مدل GMM پرداخته است. نتایج مطالعه، نشان می‌دهد که امید به زندگی و مخارج دولت، بر روی آموزش و بهداشت-به عنوان شاخصی از سلامت-تأثیر مثبت و معناداری بر توسعه و رشد اقتصادی در ایران دارد.

علوی راد و همکاران (۱۳۹۳)، به مقایسه میزان تأثیر سلامت بر رشد اقتصادی ایران و کشورهای حوزه سند چشم‌انداز پرداخته، و رابطه میان برخی از شاخص‌های وضعیت سلامت (مخارج سلامت، امید به زندگی و نرخ مرگ و میر نوزادان) و تولید ناخالص داخلی واقعی (GDP) برای کشورهای حوزه سند چشم انداز در دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۰، را مورد مطالعه قرار داده، و از تخمین زننده حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده[1]، برای روابط بلند هم‌جمعی استفاده کرده‌اند. یافته‌ها، یک رابطه بلند مدت بین امید به زندگی و تولید ناخالص داخلی واقعی را نشان داده و بین مخارج سلامت و تولید ناخالص داخلی واقعی، یک رابطه مثبت و معنا دار به‌دست آمده است.

تاری و همکاران (۱۳۹۲)، با استفاده از روش ARDL نشان داده‌اند که مخارج بهداشتی عمومی، تأثیر مثبت و مخارج بهداشتی خصوصی، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه دارد.

بهبودی و همکاران (۱۳۹۰)، به بررسی رابطه بین مخارج بهداشتی سرانه و درآمد سرانه در کشورهای با درآمد پایین و متوسط که ایران نیز جزء آنها است، پرداخته‌اند. نتایج، حاکی از وجود رابطه علی یک سویه از طرف درآمد به مخارج بهداشتی سرانه می‌باشد.

عمادزاده و همکاران (۱۳۹۰)، به بررسی رابطه مخارج سلامت و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های تابلویی برای دوره زمانی ۸۶-۱۳۷۹ در ۲۷ مقطع (استان) ایران پرداخته‌اند. یافته‌های پژوهش، مؤید اثر مثبت رشد مخارج سلامت خانوار در کنار اثر مثبت سرمایه‌گذاری عمرانی دولت و نیز اثر منفی رشد شاخص قیمت مصرف کننده بر رشد اقتصادی استان‌های ایران بود.

در زمینه مطالعات خارجی، کولاوول و تیتوس[2](۲۰۱۸)، تأثیر احتمالی سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در کشورهای جنوب صحرای آفریقا (SSA) را بررسی کرده و دو روش جایگزین سرمایه انسانی را در نظر می‌گیرند: بهداشت و آموزش. این مطالعه، با استفاده از یک روش پویا مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم یافته (SGMM) و داده‌های پانل متوازن که ۳۵ کشور را از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۸ در بر می‌گیرد، تجزیه و تحلیل شده است. نتایج تجربی، نشان می‌دهد که بهداشت و آموزش، تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارند و سهم سلامت از آموزش، بیشتر است.

---

1. Full Modified Ordinaly Least Square
2. Kolawole & Titus

ونگ و همکاران[1](۲۰۱۸)، به بررسی اثرات شوک‌های بهداشتی بر رشد اقتصادی ۲۲ کشور در فاصله سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳ با استفاده از مدل پانل VAR مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیده‌اند که سلامت، تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی، رشد مصرف بیمه و رشد هزینه‌های بهداشتی دارد.

بلوم و همکاران[2](۲۰۱۸)، در جدیدترین مطالعه خود، سلامت و رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده و مشاهده کرده‌اند که همبستگی مثبت بین سلامت و رشد اقتصادی کشورها برقرار است، آنها بر سه موضوع تأکید کرده‌اند: اول،ارزیابی و متمایز کردن علیت بین سلامت و رشد اقتصادی از نظر تجربی؛ دوم، تغییر رابطه بین سلامت و رشد اقتصادی در روند توسعه اقتصادی؛ سوم، ابعاد مختلف سلامتی (مرگ و میر در مقابل عوارض، سلامت کودکان و زنان و بهداشت در سنین بالاتر) که ممکن است، اثرات اقتصادی متفاوتی داشته باشد. نتایج، نشان می‌دهد، اثر مثبت سلامت بر رشد اقتصادی در کشورهای کمتر توسعه یافته، قویتر است. مداخلات هدفمند دولت در جهت بهبود سطح بهداشت و سلامت زنان و کودکان، از جمله مکمل ید و واکسیناسیون‌ها، باعث افزایش بهزیستی، رشد اقتصادی و توسعه بلندمدت می‌گردد.

لائور و همکاران[3](۲۰۱۷)، در مطالعه خود، مسیری از سیستم درمانی، سلامت نیروی کار و رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده، و نتیجه گرفته‌اند که، سیستم بهداشت و درمان، مزایایی ارائه می‌دهد که، به رشد اقتصادی و سلامتی و بهزیستی کمک می‌کند. نتایج این مطالعه، نشان می‌دهد که، افزایش اشتغال در سلامت، به اشتغال بیشتر و درآمد بالاتر خانواده منجر می شود. درآمد بالاتر، به معنای بهبود فرصت برای مصرف است که باعث افزایش تقاضای کل برای کالاها و خدمات می‌شود و رشد اقتصادی را تقویت می کند.

جیمز[4] (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای، رابطه سلامت و رشد فراگیر را بررسی کرده، و نشان داده است که مراقبت‌های بهداشتی، پیامدهای بهداشتی بهتر داشته، و به رشد فراگیر اقتصادی کمک کرده است. این مطالعه، مبتنی بر تجربیات کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD) است. مراقبت‌های بهداشتی، نباید فقط به عنوان یک محرک هزینه، بلکه به عنوان نوعی سرمایه‌گذاری که می‌تواند بازده‌های ارزشمندی را به جامعه ارائه دهد، تلقی شود؛ زیرا از یک سو، ارتقای سطح سلامت، باعث افزایش کارآیی نیروی کار و توان یادگیری کودکان شده و از این طریق، به رشد فراگیر و مداوم می‌انجامد و از سوی دیگر، افراد استخدامی در مراکز درمانی برای ارائه خدمات بهداشت و سلامت، افزایش یافته که باعث افزایش اشتغال و بهره‌وری و رشد اقتصادی می‌شود.

---

1. Wang *et al.*
2. Bloom *et al.*
3. Lauer *et al.*
4. James

تمامی مطالعات صورت گرفته، دغدغه‌ای مشابه با پژوهش حاضر داشته، ولیکن آن‌ها یا به‌صورت کیفی یا به‌صورت اقتصاد سنجی کلاسیک بدون در نظر گرفتن اثرات سرریز ناشی از مجاورت مناطق، به بررسی این موضوع پرداخته‌اند.

در این پژوهش، سعی بر آن است تا از شیوه‌ای جدید و با در نظر گرفتن اثرات فضایی و مجاورت استان‌های ایران با استفاده از رویکرد مدل گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) با برآوردگر دوربین در اقتصادسنجی فضایی برای به‌دست آوردن نتایج دقیق‌تر اثرات مخارج بهداشتی بر رشد اقتصادی ایران، استفاده گردد. در این مطالعه، از متغیر مخارج بهداشت و سلامت نیروی کار، به عنوان متغیر دوربین استفاده خواهد شد؛ که این مطالعه را از سایر مطالعات انجام شده، متمایز خواهد کرد.

۴. روش پژوهش و تصریح مدل

در این مطالعه، با توجه به پانل و پویا بودن مدل، به منظور برآورد مدل تصریح شده، از روش برآورد گشتاورهای تعمیم یافته بهره گرفته می‌شود. لازم به ذکر است که به دلیل مکان‌مند بودن داده‌های مورد استفاده، در نهایت، مدل به صورت دوربین فضایی گشتاورهای تعمیم یافته، تصریح و برآورد می‌گردد. برآوردگر گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برآوردگر پرتوانی است که بر خلاف روش حداکثر درست‌نمایی (ML)، نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اختلال ندارد (مشکی، ۱۳۹۰). وجود وقفه متغیر وابسته در سمت راست مدل پانل، به این منجر می‌شود که فرض عدم خودهمبستگی میان متغیرهای مستقل و جملات اختلال-به‌عنوان یکی از فروض کلاسیک-نقض شود. در نتیجه، استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی، نتایج تورش‌دار و ناسازگاری ارائه خواهد کرد (بالتاجی[1]، ۲۰۰۸؛ آرلانو و بوند[2]، ۱۹۹۱).

استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری، این ایراد یعنی درونزایی متغیرهای توضیحی یا ساختار پویای مدل را برطرف می‌نماید و جهت حذف تورش ناشی از درونزایی متغیرهای توضیحی، اجازه می‌دهد تا تمام متغیرهای رگرسیونی حتی با وقفه، اگر همبستگی با اجزاء اخلال ندارند به‌عنوان متغیر ابزاری، وارد مدل شوند (گرین[3]، ۲۰۱۲). روش تفاضلی مرتبه اول گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)، ابتدا توسط آرلانو و بوند (۱۹۹۱) مطرح شد. در روش تفاضلی مرتبه اول آرلانو و باند، ابتدا وقفه متغیر وابسته به سمت راست اضافه می‌شود، سپس از متغیرها تفاضل مرتبه اول گرفته می‌شود و مدل به روش برابر قرار دادن گشتاورهای اولیه و مرکزی در نمونه و جامعه مورد برآورد قرار می‌گیرد. در این روش، عرض از مبدأ حذف می‌گردد (پارسیان، ۱۳۸۹).

1. Baltagi
2. Arellano & Bond
3. Green

آرلانو و باور[1] (۱۹۹۵) و بوندل و بوند[2] (۱۹۹۸)، با لحاظ تغییراتی در روش تفاضلی مرتبه اول گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)، روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) متعامد را پیشنهاد دادند. تفاوت این دو روش یعنی آرلانو-بوند و آرلانو-باور/ بوندل-بوند، براساس شیوه‌ای است که تأثیرات فردی در مدل لحاظ می‌شود (ندیری و محمدی، ۱۳۹۱).

از مزایای روش دوم بر روش‌اول، افزایش دقت و کاهش تورش محدودیت حجم نمونه، تخمین‌های کارآمدتر و دقیق‌تر می‌باشد (بالتاجی، ۲۰۰۸). برای تخمین مدل پانل با ویژگی‌های ذکر شده، در این پژوهش، از تخمین‌زن پانل پویای تعمیم‌یافته (DPD) به روش آرلانو-باور/ بوندل–باند دومرحله‌ای[3] بهره‌گیری خواهد شد. به‌منظور تصریح مدل فوق و استخراج برآوردگرهای روش آرلانو-باور/ بوندل–باند دو مرحله‌ای، یک مدل پانل پویا (DPD) است که به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{p} \alpha_j y_{i,t-j} + x_{it}\beta_1 + w_{it}\beta_2 + v_i + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{p} \alpha_j y_{i,t-j} + x_{it}\beta_1 + w_{it}\beta_2 + v_i + \varepsilon_{it}$$

که در آن، $\alpha_j\alpha_j$: تعداد pp پارامتر که باید برآورد گردند؛ $x_{it}x_{it}$: یک بردار $1 \times k_1$ $1 \times k_1$ از متغیرهای کاملا برونزا می‌باشد؛ $\beta_1\beta_1$: یک بردار $1 \times 1k_1 \times k_1$ از پارامترهایی که برآورد می شوند؛ $w_{it}w_{it}$: یک بردار $1 \times k_2$ $1 \times k_2$ از متغیرهای از پیش تعیین‌شده یا برونزا می‌باشد؛ $\beta_2\beta_2$: یک بردار $1 \times 1k_2 \times k_2$ از پارامترهایی که برآورد می شوند؛ v_iv_i: اثر سطح پانلی (که ممکن است با متغیرهای توضیحی همبستگی داشته باشد)؛ $\varepsilon_{it}\varepsilon_{it}$: دارای توزیع یکنواخت مستقل $(i.i.di.i.d)$ در کل نمونه با واریانس $\sigma_\varepsilon^2\sigma_\varepsilon^2$ هستند. در ضمن فرض می‌شود، $\varepsilon_{it}\varepsilon_{it}$ و v_iv_i برای هر مقطع i در طول تمام دوره زمانی t مستقل می‌باشند. $w_{it}w_{it}$ و $x_{it}x_{it}$ ممکن است شامل وقفه متغیرهای برونزا (مستقل) و متغیرهای مجازی باشند، ولی در مدل‌های پانل پویا، این دو متغیر معادل هم می‌باشند.

برآوردگرهای آرلانو-بوند، از قرار دادن ماتریس‌های سطری اضافی در یک ماتریس صفر در سیستم برآوردگرها به‌دست می‌آیند، اگر بردارهای تبدیل‌یافته و تبدیل‌نیافته متغیر مستقل برای یک مقطع جمع شود؛ به‌طوری‌که Z_iZ_i ماتریس ابزارها می‌باشد.

$$y_i = \begin{pmatrix} y_i^* \\ y_i^L \end{pmatrix} y_i = \begin{pmatrix} y_i^* \\ y_i^L \end{pmatrix} \quad X_i = \begin{pmatrix} X_i^* \\ X_i^L \end{pmatrix} X_i = \begin{pmatrix} X_i^* \\ X_i^L \end{pmatrix} \quad Z_i = \begin{pmatrix} Z_{di} & 0 & D_i & 0 & I_i^d \\ 0 & Z_{Li} & 0 & L_i & I_i^L \end{pmatrix} Z_i = \begin{pmatrix} Z_{di} & 0 & D_i & 0 & I_i^d \\ 0 & Z_{Li} & 0 & L_i & I_i^L \end{pmatrix} \qquad (۴)$$

1. Arellano & Bover
2. Blundel & Bond
3. Dynamic Panel Data Two Step Estimator

برآوردگرهای روش آرلانو-باور/ بوندل-باند دو مرحله‌ای پانل پویای گشتاورهای تعمیم یافته GMM/DPD،GMM/DPD، بدین صورت محاسبه می‌گردد:

$$\hat{\beta}_2 = W_2^{-1} Q_{xz} A_2 Q_{zy} \quad (۵)$$

واریانس درست برآوردگر (VCE)(VCE) برای GMMGMM دو مرحله‌ای بدین صورت است:

$$\hat{V}_{GMM}[\hat{\beta}_2] = W_2^{-1} \quad (۶)$$

بدین‌ترتیب، همان‌طور که در معادلات بالا اثبات گردید، آرلانو و باور (۱۹۹۵) و بوندل و بوند (۱۹۹۸)، یک سیستمی از برآوردگرها را پیشنهاد دادند که در یک مرحله، از شرایط گشتاوری با وارد کردن وقفه تفاضل به‌عنوان ابزار برای معادلات سطح استفاده می‌کردند و در مرحله بعد، از شرایط گشتاوری با وارد کردن وقفه سطح به‌عنوان ابزار برای معادلات تفاضلی استفاده می‌نمودند.

اقتصادسنجی فضایی، زیر شاخه‌ای از اقتصادسنجی است که، با رابطه متقابل فضایی و ساختار فضایی در مدل‌های رگرسیونی با داده‌های مقطعی یا ترکیب مقطعی-سری زمانی سر و کار دارد (پیلینک و کلاسن[1]، ۱۹۷۹). در داده های مکانی در مدل سازی روابط، دو مشکل می تواند رخ دهد: ۱- وابستگی موجود بین مشاهدات؛ ۲- ناهمسانی فضایی. این دو مسأله که باعث نقض فروض گاس-مارکوف می‌گردد، در اقتصادسنجی مرسوم نادیده گرفته می‌شوند. در ارتباط با وابستگی فضایی، گاس-مارکوف فرض می‌کند که متغیرهای توضیحی در نمونه‌های تکراری ثابت هستند؛ که وابستگی فضایی این فرض را نقض می‌کند. به همین ترتیب، ناهمسانی فضایی، این فرض گاس-مارکوف را که یک رابطه خطی یکّه بین داده‌های مشاهدات نمونه وجود دارد، نقض می‌کند.

برای وارد کردن اثرات مکان در مدل های رگرسیونی از ماتریس وزنی فضایی استفاده می‌گردد که این ماتریس براساس فاصله (یا طول و عرض جغرافیایی) یا رابطه مجاورت تعریف می‌گردد. بنابراین، با در نظر گرفتن وابستگی فضایی، واحدهایی که دارای رابطه همسایگی یا مجاورت هستند، نسبت به محل‌ها یا واحدهایی که دورتر هستند، می‌باید درجه وابستگی فضایی بالاتری را نشان دهند. این پژوهش، از روش داده‌های تابلویی پویا با متغیر تأخیری فضایی که مجاورت فضایی را در نظر می‌گیرد، استفاده خواهد نمود. فرم عمومی داده‌های تابلویی پویایی فضایی، به شکل زیر است:

$$Y_{it} = \propto + \rho W Y_{it} + \beta x_{it} + v_{it} \quad (۷)$$

که در آن، WW ماتریس وزنی فضایی است؛ PP ضریب متغیر تأخیر فضایی و نشانگر پارامتر رگرسیون است که باید تخمین زده شود؛ Y_{it} Y_{it} نشان دهنده درآمد سرانه، i i استان، tt

1. Paelinck & Klaassen

زمان، cc عرض از مبدأ، xx نشان دهنده یک ماتریس $n \times nn \times n$ از متغیرهای توضیحی می‌باشند؛ البته متغیر توضیحی در مدل با داده‌های پانل، می‌تواند متقارن نباشد. پارامتر $\beta\beta$ نشان دهنده تأثیر متغیرهای توضیحی بر انحراف در متغیر وابسته $Y\,Y$ است.

برای تعیین ماتریس مجاورت، می‌توان از روش مجاورت و همبستگی استفاده کرد (لی سیج[1]، ۱۹۹۹). در روش مجاورت و همبستگی، با مشخص کردن اینکه کدام مشاهدات یا مناطق با هم همبسته، همسایه یا مجاور هستند، ماتریس مجاورت تشکیل می‌گردد و با در نظر گرفتن وابستگی فضایی، واحدهایی که دارای رابطه همسایگی یا مجاورت هستند، نسبت به محل‌های دورتر، می‌باید درجه وابستگی بیشتری نشان دهند. روش‌های متفاوتی به منظور تشکیل روش ماتریس مجاورت وجود دارد: مجاور رخ مانند، خطی، فیل مانند، خطی دو طرفه، رخ مانند دو طرفه و ملکه (انسلین و گریفیث[2]، ۱۹۸۸).

دلیل اصلی در انتخاب یک تعریف مجاورت، باید مربوط به ماهیت مسأله‌ای باشد که، می‌خواهد مدل‌سازی شود. در ماتریس مجاورت، عناصر روی قطر اصلی برابر صفر هستند، یعنی مجاورت خود منطقه با خود صفر در نظر گرفته می‌شود. در سایر عناصر ماتریس، اگر مناطق با همدیگر مجاور باشند، عدد یک و در صورتی که مجاور نباشند، صفر است. ماتریس w، متقارن است. و طبق قرارداد، همیشه ماتریس دارای قطر اصلی با عناصر صفر است. ماتریس مجاورت تشکیل شده باید استاندارد گردد؛ تبدیلی که اغلب در کارهای کاربردی به‌کار برده می‌شود. ماتریس استاندارد شده، ماتریسی است که حاصل‌جمع سطر آن واحد باشد، که به آن، ماتریس مجاورت مرتبه اول استاندارد شده[3] گفته می شود. پس از استاندارد کردن ماتریس مجاورت، باید با استفاده از ضرب این ماتریس در هر متغیر، متغیر تأخیر فضایی آن را ایجاد نمود. متغیر تأخیر فضایی، میانگین مشاهدات ناشی از مناطق مجاور را نشان می‌دهد.

یکی از مفاهیم اساسی مربوط به مجاورت فضایی، تأخیر (وقفه) فضایی است. تأخیرهای فضایی، شبیه به انتقال به عقب، در تحلیل سری‌های زمانی است. برخلاف دامنه زمان، تأخیر فضایی، به مفهوم انتقال در طول فضا می‌باشد، ولی از طریق محدودیت‌هایی محدود می‌شوند و این محدودیت‌ها، هنگامی ایجاد می‌شوند که، شخص سعی می‌کند، شباهت‌های میان دامنه‌های زمان و فضا ایجاد کند (لیسیج[4]، ۱۹۹۹).

به منظور تصریح مدل گشتاورهای تعمیم یافته فضایی به‌صورت خلاصه، تمام مدل‌های تصادفی فضایی (SDPD)، وقفه فضایی (SAR)، خطای فضایی (SEM)، وقفه-خطای فضایی (SARMA) و دوربین فضایی (SDM) را در قالب یک مدل پانل پویا و در یک معادله نشان می‌دهیم:

---

1. Lesage
2. Anselin & Griffith.
3. Standardized first order
4. Lesage

$$y_{it} = \alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} y_{it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{itk} + \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{n} D_{ij} Z_{itk} \theta_k + a_i + \gamma_t + v_{it} \quad (۸)$$

$$\alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} y_{it} + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{itk} + \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{n} D_{ij} Z_{itk} \theta_k + a_i + \gamma_t + v_{it}$$

جزء اخلال مدل دارای سه بخش است: جزء اخلال مدل پانل $v_{it}v_{it}$، جزء اخلال درون گروهی $\gamma_t\gamma_t$، و جزء اخلال بین گروهی a_ia_i. WW ماتریس فضایی است و a_ia_i اثرات ثابت انفرادی (مقطعی) یا اثرات تصادفی انفرادی (مقطعی)، و $\gamma_t\gamma_t$ نیز اثرات ثابت و تصادفی زمان را نشان می‌دهد. اگر $\tau = 0\tau = 0$ باشد، مدل‌ها ایستا خواهند بود و اگر $\tau \neq 0\tau \neq 0$ باشد، مدل‌ها پویا خواهند بود؛ یعنی متغیر وابسته تأخیری نیز وارد مدل خواهد شد که پانل پویای تصادفی فضایی (SDPD) یا همان مدل گشتاورهای تعمیم یافته فضایی (SGMM) خواهد بود (یو و همکاران[1]، ۲۰۰۸).

۱-۴. تصریح مدل پژوهش

مدل پانل پویای تصادفی به روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)[2] و تخمین‌زن‌های آرلانو-باور/ بوندل-باند در اقتصادسنجی متعارف به صورت زیر تصریح می‌گردد.

$$GDP_{it} = \alpha + \beta_1 GDP_{it-1} + \beta_2 HealthH_{it} + \beta_3 lnPOPratio_{it} + \beta_4 Ed_{it} + \beta_5 FB_{it} + \beta_6 FR_{it} + \mu GDP_{it} = \alpha + \beta_1 GDP_{it-1} + \beta_2 HealthH_{it} + \beta_3 lnPOPratio_{it} + \beta_4 Ed_{it} + \beta_5 FB_{it} + \beta_6 FR_{it} + \mu_{it} = a_i + \gamma_t + v_{it} \quad \mu_{it} = a_i + \gamma_t + v_{it}\mu \quad (۹)$$

همان‌گونه که قبلاً بیان شد، با توجه به مکان‌مند بودن داده های پژوهش، باید اثرات فضایی نیز در مدل لحاظ گردد. برای این منظور، مدل به صورت پانل پویا در قالب دوربین فضایی تصریح می‌گردد. به عبارت دیگر، وقفه‌های فضایی متغیرهای وابسته و مستقل (مخارج سلامت و بهداشت)، در مدل وارد می‌گردند. بنابراین، تصریح مدل دوربین فضایی در قالب گشتاورهای تعمیم یافته فضایی، به صورت زیر خواهد بود:

$$GDP_{it} = \alpha + \beta_1 GDP_{it-1} + p_1 W_{it} GDP_{it} + \beta_2 HealtH_{it} + \beta_3 lnPOPratio_{it} + \beta_4 Ed_{it} + \beta_5 FB_{it} + \beta_6 FR_{it} + P_2 w_{it} health + a_i + y_t + v_{it} \quad (۱۰)$$

1. Yu *et al.*
2. General Movement Model

جدول ۱. معرفی متغیرها و پارامترهای مدل اقتصادسنجی متعارف و فضایی

GDPL1	درآمد سرانه (حقیقی) هر استان در زمان t-1t-1
health	مخارج و هزینه‌های سلامت و بهداشت نیروی کار در هر استان
lnPOPratio	نرخ امید به زندگی در هر استان
FB	بودجه جاری (حقیقی) دولت مربوط به هر استان
ED	سطح تحصیلات در هر استان
FR	نرخ زاد و ولد در هر استان
αi	دلالت بر اثرات فردی غیر قابل مشاهده[1] دارد.
Vit	جمله اخلال مدل پانل $Vit = \mu_{it} + v_{it}$
uit	دلالت بر باقیمانده جمله اخلال[2] یا جز اخلال حالت ویژه[3] دارد؛ که به دو بخش جملات اخلال مقطعی $\varepsilon_i\varepsilon_i$ و جملات اخلال سری زمانی $\varepsilon_t\varepsilon_t$ تقسیم می‌گردد.
Durbin	ترکیب متغیرهای توضیحی با ماتریس وزنی مکانی که تعیین کننده همبستگی فضایی متغیرهای ، وابسته و مستقل است $W_{it}health$ و $W_{it}GDP_{it}$.
α	عرض از مبدأ
β	ضرایب متغیرهای توضیحی به‌طوری که $K = 1، 2، \ldots$.

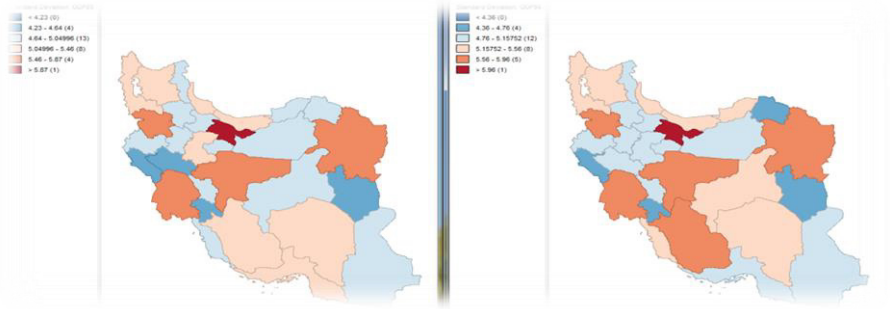
متغیرهای مورد نیاز مدل پژوهش از سرشماری‌ها و حساب‌های منطقه‌ای و سالنامه آماری به‌دست آورده شده است. درآمد سرانه هر استان، لگاریتم تولید ناخالص هر استان تقسیم بر جمعیت می‌باشد. با وارد کردن وقفه زمانی آن به سمت راست مدل، درآمد سرانه هر استان به‌دست خواهد آمد. هزینه بهداشت و سلامت نیروی کار و بودجه جاری دولت تقسیم بر جمعیت هر استان شده است، تا به‌صورت سرانه مورد بررسی قرار گیرد. برای به‌دست آوردن نرخ امید به زندگی، از لگاریتم نسبت تعداد افراد بالای ۶۵ سال در هر استان بر جمعیت آن استان استفاده شده، و متغیر تحصیلات نیز با توجه به تعداد افراد دارای تحصیلات چهار ساله دانشگاهی در هر استان به‌دست آمده است.

ماتریس وزنی بر اساس مجاورت استان‌ها به روش ملکه۴ و با استفاده از نرم افزار Geoda تعیین شده، و لازم به ذکر است، مدل تصریح شده برای ۳۰ استان کشور برای دوره زمانی ۹۵-۱۳۹۰ برآورد گردیده است. در این مطالعه، به دلیل محدودیت دسترسی به داده‌های استان البرز، این استان به عنوان بخشی از استان تهران لحاظ شده، و ویژگی مهم این مدل، گردآوری مجموعه کاملی از متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی هر منطقه با توجه به مبانی نظری موجود در کنار هم در یک مدل می‌باشد که در کنار برآورد مدل اقتصاد سنجی متعارف، با تخمین مدل اقتصادسنجی فضایی، نتایج معتبرتری خواهد داشت.

1. Unobservable Individual Specific Effect
2. Reminder Disturbance
3. Idiosyncratic Error Term
4. Queen

۵. نتایج حاصل از برآورد مدل

پیش از برآورد مدل، برای اطلاع از وضعیت درآمد سرانه که متغیر وابسته مدل است، نقشه پراکندگی درآمد سرانه استان‌های ایران به صورت انحراف از میانگین در سال‌های ۱۳۹۰ (سمت راست) و ۱۳۹۵ (سمت چپ) که به‌وسیله‌ی نرم افزار "Geoda" بر اساس داده‌های پژوهش به‌دست آمده، در شکل (۱) نمایش داده شده است. این نقشه‌ها، استان‌های ایران را بر اساس درآمد سرانه آنها در طیف‌های رنگی دسته‌بندی می‌کند؛ بدین ترتیب استان‌های طیف قرمز، درآمد سرانه بالاتر از میانگین، و طیف آبی استان‌هایی با درآمد سرانه پایین‌تر از میانگین را نشان می‌دهد. با نگاهی اجمالی می‌توان دریافت، درآمد سرانه درسال‌های ۹۰ و ۹۵ نوسان زیادی نداشته است، و اکثر استان‌ها درآمد سرانه‌ای در اطراف میانگین درآمد سرانه کل استان‌های ایران را دارا بوده‌اند.



شکل ۱. انحراف از میانگین مربوط به درآمد سرانه استان های ایران ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول زیر، آمار توصیفی متغیرهای مستقل مدل را نشان می‌دهد. میانگین نابرابری در مخارج دولت ۰,۰۶ و در مخارج بهداشت نیروی کار ۱۹,۶۴۲ است و بیشترین مخارج بهداشت نیروی کار، در استان تهران و کمترین آن، مربوط به استان هرمزگان بوده است. پراکندگی مخارج بهداشت نیروی کار در بین مناطق ایران حدود ۱۸,۱۶۹ می باشد.

جدول ۲. آمار توصیفی متغیرها مستقل مدل

متغیر	Health	Edu	Lnpopratio	FB	FR
کمینه	۲/۰۰۵ (تهران ۹۰)	۰/۳۹۰ (بوشهر ۹۵)	۷/۷۰۳ (تهران ۹۰)	۰/۰۰۴ (خوزستن ۹۲)	۰/۷ (سمنان ۹۵)
بیشینه	۱۰۳/۱۰۵ (ایلام ۹۵)	۰/۹۹۱ (مرکزی ۹۵)	۱۰/۰۶۵ (ایلام ۹۴)	۰/۲۲۵ (خراسان ۹۰)	۷/۳۱ (سمنان ۹۰)

میانگین	۱۹/۶۴۲	۰/۶۰۱	۹/۰۳	۰/۰۶	۹/۹۱
انحراف معیار	۱۸/۱۱۹	۰/۱۱۸	۰/۴۹۴	۰/۰۴۲	۶/۲۱۱
میانه	۱۳/۷۹۵	۰/۵۶۳	۹/۰۵۴	۰/۰۴۷	۸/۹۵۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول شماره (۲)، آماره های پراکندگی مربوط به هر متغیر نشان داده شده است. بالاترین مخارج بهداشت و سلامت در سال ۹۵، مربوط به استان ایلام و کمترین آن، در سال ۹۰ در استان تهران بوده است. میانگین مخارج سلامت در این شش سال، در سمت راست میانه قرار گرفته که نشان می‌دهد، توزیع مخارج بهداشت و سلامت دارای چولگی است و دارای پراکندگی زیاد در میان استان های ایران می‌باشد. متغیر بودجه جاری دولت، دارای کمترین انحراف استاندارد بوده که بیانگر توزیع متناسب در میان استان های ایران است.

جدول ۳. نتایج آزمون دیکی-فولر در سطح اطمینان ۹۵ درصد

متغیر	P-value	Statistic
LnGDP	۰/۰۰۰	-۳۶/۸۱۷
LnPOPratio	۰/۰۰۰	-۷/۸۷۳
Health	۰/۰۰۰	-۶/۳۳۱
FR	۰/۰۰۰	-۴۱/۵۷۳
EDU	۰/۰۰۰	-۱۹/۵۹۲
FB	۰/۰۰۰	-۸/۶۴۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون هم انباشتگی دیکی فولر با توجه به مقدار p-value، نشان می‌دهد، مدل پایدار است و هیچگونه ریشه واحدی ندارد.

جدول ۴. آزمون سارگان

Chi2	۲۹/۰۱۳
Prob>p-value	۰/۴۳۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

چون احتمال آماره کای ۲ بالای ۵ درصد می‌باشد، بنابراین، فرضیه صفر مربوط به معتبر بودن ابزارها را نمی‌توان رد کرد. یعنی ابزارها به درستی و بدقت انتخاب شده‌اند.

جدول ۵. ضرایب برآورد شده به روش آرلانو- باور/ بوندل - باند دو مرحله‌ای مدل پانل پویای گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) در اقتصادسنجی متعارف

نماد	نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره	احتمال	برآورد فاصله ای
LnGDP1	وقفه درآمد سرانه	۰/۵۱۰	۰/۰۴۱	۱۲/۲۵	۰/۰۰۰	۰/۴۲۸ _ ۰/۵۹۱
Health	مخارج بهداشت و سلامت نیروی کار	۳/۲۵	۱/۶۲	۲/۰۰	۰/۰۴۵	۶/۷۶ _ ۶/۴۳
FR	نرخ زاد و ولد	۱/۲۸۹	۰/۷۹۱	۱/۶۳	۰/۱۰۳	-۰/۲۶۱ _ ۲/۸۴۱
LNPOPratio	نرخ امید به زندگی	-۰/۰۰۰۹۳	۰/۰۱۴	۰/۰۶	۰/۹۵۰	-۰/۰۳۰ _ ۰/۰۲۸
EDU	سطح تحصیلات نیروی کار	۰/۱۵۴	۰/۰۵۴	۲/۸۴	۰/۰۰۴	۰/۰۴۷_ ۰/۲۵۹
FB	بودجه جاری دولت	۰/۰۱۵	۰/۰۰۳	۴/۰۷	۰/۰۰۰	-۰/۰۲۳ _ ۰/۰۰۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ضریب برآوردی وقفه زمانی درآمد سرانه در مدل اقتصاد سنجی متعارف، منفی و از نظر آماری، معنادار است که این به معنی پذیرفته شدن فرضیه همگرایی شرطی در استان های ایران در دوره مورد مطالعه است. ضریب برآورد شده برای متغیر مخارج سلامت و بهداشت نیروی کار در هر دو مدل، مثبت و معنادار است که مطابق با آن، اگر مخارج بهداشت و سلامت یک واحد افزایش یابد، سطح بهره وری و کارآیی نیروی کار بالا رفته که در راستای آن، به افزایش تولید ناخالص داخلی و افزایش درآمد سرانه منجر خواهد شد. شاخص‌های دیگر سنجش سلامت نیروی کار مثل نرخ امید به زندگی، در مدل اقتصاد سنجی فضایی با ضریب بسیار کوچک و با احتمال ۰/۰۰۵ اثر معناداری بر درآمد سرانه استان‌ها داشته است، که معنادار شدن این متغیر در مدل فضایی و عدم معناداری در مدل متعارف، حاکی از معتبر بودن اقتصاد سنجی فضایی نسبت به رگرسیون متعارف در الگوهای منطقه‌ای می‌باشد و اثرات متقابل مناطق بر روی یکدیگر را به‌خوبی بیان می‌کند. ضریب متغیر دوربین فضایی مخارج بهداشت و سلامت نیروی کار، تأثیر مثبت و معناداری بر درآمد سرانه و نرخ رشد داشته است.

به این ترتیب، مخارج بهداشت و سلامت نیروی کار هر استان، تحت تأثیر مخارج بهداشت و سلامت استان‌های مجاور خود خواهد بود و وابستگی فضایی در مخارج وجود دارد و اثرات

مخارج بهداشت و سلامت در هر استان، مستقل از سطح بهداشت و سلامت نیروی کار استان‌های مجاور نیست. به این ترتیب، هر قدر یک استان به استان با سطح بهداشت و سلامت بالاتری نزدیک‌تر باشد، درآمدسرانه آن استان نیز افزایش خواهد یافت. ضرایب نشان می‌دهد که اثرات فضایی، از اثرات مستقیم کمتر بوده، اما ضریب وقفه فضایی متغیر وابسته ۰/۳۰- است که منفی و معنادار است و نشان دهنده اثرات فضایی منفی بر درآمد سرانه استان‌های کشور می‌باشد. بدان معنی که اثرات مجاورت بر درآمد سرانه، منفی است. سطح تحصیلات نیروی کار در هر دو مدل، مثبت و معنادار است که نشان می‌دهد، افزایش یک درصدی در میزان نیروی کار تحصیل‌کرده، درآمد سرانه را به اندازه ۰/۱۵۳ و ۰/۰۵۳ افزایش خواهد داد؛ زیرا توانایی و مهارت نیروی کار که به‌طور مستقیم با سطح تحصیلات فرد ارتباط دارد، اثر مستقیمی بر رشد اقتصادی مناطق مختلف خواهد گذاشت.

جدول ۶. ضرایب برآورد شده به روش آرلانو- باور/ بوندل - باند دو مرحله‌ای مدل پانل پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته فضایی (SGMM)

نماد	نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره	احتمال	برآورد فاصله‌ای
LnGDP1	وقفه درآمد سرانه	-۰/۸۶۳	۰/۰۲۹	-۲۹/۵۱	۰/۰۰۰	-۰/۸۰۵_ -۰/۹۲۰
FR	نرخ زاد و ولد	۰/۳۰۴	۰/۴۰۱	۰/۷۶	۰/۴۴۹	۱/۹۲_ ۰/۴۸۳
Health	مخارج بهداشت و سلامت نیروی کار	۰/۰۷	۲/۵۵	۲/۳۸	۰/۰۱۷	۱/۱۱_۱/۰۷
LNPoPratio	نرخ امید به زندگی	۰/۰۷۷	۰/۲۶۲	۲/۷۸	۰/۰۰۵	۰/۰۲۱_۰/۱۲۴
EDU	سطح تحصیلات نیروی کار	۰/۰۵۳	۰/۱۰۲	۰/۶۲	۰/۰۳۶	-۰/۲۶۳_۰/۱۳۶
FB	بودجه جاری دولت	۰/۰۱۹	۰/۰۰۳	۶/۲۷	۰/۰۰۰	-۰/۰۲۳_۰/۰۱۳
Cons	عرض از مبدا	۱/۲۳۰	۰/۳۲۷	۳/۸۲	۰/۰۰۰	۰/۶۰۸_۰/۸۹
wX health	دوربین فضایی	۱/۳۸	۳/۴۳	۴/۵۹	۰/۰۰۰	-۰/۰۲۳_۰/۰۱۳
Rho	وقفه متغیر وابسته	-۰/۳۰	۰/۰۱۹	-۱/۵۲	۰/۰۲۹	۰/۶۰۸_۱/۸۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از میان متغیرهای با ارتباط مستقیم، کمترین تأثیر، مربوط به بودجه جاری دولت و بیشترین آن، مربوط به مخارج بهداشت و سلامت بوده است. متغیر نرخ زاد و ولد نیز تأثیری بر رشد اقتصادی مناطق نداشته، که به این دلیل است که افزایش نرخ باروری و زاد و ولد، با کاهش مشارکت زنان در جامعه، می‌تواند موجب کاهش درآمد و رشد شود. تخمین فضایی مدل، علاوه بر صورت متعارف آن، اعتبار نتایج را در مدل‌های پانل که مناطق در آن حضور

دارند را افزایش می‌دهد و علاوه بر بررسی هر منطقه، می‌توان اثرات فضایی مناطق بر روی یکدیگر را نیز مورد بحث و بررسی قرار داد.

آزمون موران I[1] به منظور آزمون وجود همبستگی فضایی در مدل دوربین:

جدول ۷. آزمون همبستگی فضایی موران I

متغیر	آماره Z در آزمون مورآن	احتمال آماره Z
SHealth	۵/۱۳۹۳	۰/۰۰۰
SLnGDP	۴/۷۱۴۰	./۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مثبت و معنادار بودن ضریب وقفه فضایی متغیر وابسته و بهداشت و سلامت نیروی کار در مدل، نشان از وجود اثرات مثبت فضایی در مدل دارد. امّا برای بررسی وجود این اثرات فضایی، معمولاً از آزمون‌های مختلف استفاده می‌گردد که از متداول‌ترین این آزمون‌ها، می‌توان به آزمون موران I اشاره نمود. در این قسمت، به انجام آزمون مورآن I به منظور آزمون وجود خودهمبستگی فضایی در مدل دوربین پرداخته شده است. جدول ۷ نتایج آزمون مورآن I را برای متغیر دوربین بهداشت و سلامت نیروی کار و متغیر دوربین درآمد سرانه نشان می‌دهد.

نتایج حاصل از آزمون مورآن I، نشان می‌دهد که بین متغیرهای مستقل و وابسته، با در نظر گرفتن متغیر بهداشت و سلامت نیروی کار و درآمد سرانه به عنوان متغیر دوربین، یک رابطه و همبستگی فضایی وجود داشته است. این نتایج، نشان می‌دهد که برآورد مدل فوق، بدون در نظر گرفتن اثرات فضایی، به تورش ضرایب برآورد شده منجر خواهد گردید.

۶. نتیجه‌گیری

در این پژوهش، به بررسی اثر بهداشت و سلامت نیروی کار بر رشد اقتصادی مناطق در ایران با رویکرد اقتصاد سنجی متعارف و فضایی پرداخته شد. نتایج در اقتصادسنجی فضایی با استفاده از مدل دوربین فضایی با منفی و معنادار شدن وقفه متغیر وابسته، همگرایی شرطی در استان‌های ایران را تأیید کرده و نشان داد که درآمد سرانه استان‌های ایران، به سمت حالت پایای خود همگرا هستند.

متغیر نرخ امید به زندگی نیز مثبت و معنادار است که مطابق با مطالعه حسن‌شاهی (۱۳۹۶)، نشان‌دهنده اثرات مثبت بر رشد اقتصادی می‌باشد، و در واقع، زمانی‌که سطح بهداشت و سلامت نیروی کار افزایش یابد، تا سال‌های پایانی فعالیت خود، بهره‌وری بالایی خواهند داشت و از این طریق، متضمن رشد اقتصادی در استان‌ها و کل کشور خواهد شد.

1. Moran I test

ضریب متغیر فضایی مخارج بهداشت و سلامت، مثبت و معنادار شده است که نشان می‌دهد هرچه استانی در مجاورت استانی باشد که مخارج بهداشت و سلامت بالاتری دارد، باعث افزایش بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی شده و از طریق اثرات سرریز، باعث افزایش رشد اقتصادی استان‌های مجاور می‌گردد. ضریب این متغیر در اقتصادسنجی متعارف نیز مثبت و معنادار است که طبق تمام مطالعات صورت گرفته، تبیین کننده آن است که، هرچه مخارج بهداشت و سلامت افزایش یابد، از طریق سلامت و افزایش بهره‌وری نیروی کار، باعث رشد درآمد سرانه و رشد اقتصادی در کشور خواهد شد. بنابراین، طبق مطالعه لائور و جیمز (۲۰۱۷)، دولت‌ها با افزایش سرمایه‌گذاری در بهداشت و سلامت، باعث افزایش یادگیری در کودکان و افزایش بهره‌وری نیروی کار شده و در نهایت، به رشد اقتصادی فراگیر و بلندمدت منجر خواهد شد.

ضریب وقفه فضایی درآمد سرانه استان ها در مدل اقتصادسنجی متعارف، مثبت و معنادار است و گویای آن است که هرچه استان مورد نظر در مجاورت استان با درآمد سرانه بالاتر باشد، درآمد سرانه استان مورد نظر نیز افزایش می‌یابد که از طریق اثرات سرریز، قابل توجیه است.

متغیر سطح تحصیلات نیز مثبت و معنادار است که طبق مطالعه کولاوول و تیتوس(۲۰۱۸)، نشان می‌دهد، هرچه تحصیلات و آموزش افزایش یابد، در کنار مخارج بهداشت و سلامت از کانال افزایش بهره‌وری نیروی کار، باعث افزایش رشد اقتصادی خواهد شد. نتایج آزمون مورآن I نشان می‌دهد که با وجود دو متغیر وقفه فضایی مخارج بهداشت و سلامت و وقفه فضایی متغیر وابسته، وابستگی فضایی بین متغیرهای توضیحی و متغیر وابسته وجود دارد که نادیده گرفتن آن، به تورش نتایج برآوردی منجر می‌شود و در نهایت، مدل اقتصادسنجی فضایی، برتری نسبی بر مدل اقتصادسنجی متعارف خواهد داشت.

منابع

- انصاری، سیدمحمدمنیر. (۱۳۹۸). بررسی تأثیر شاخص های سلامت بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی کشور ایران با استفاده از داده های سری زمان سالهای ۲۰۱۵ –۱۹۸۹. چهارمین کنفرانس سالانه مدیریت و اقتصاد کسب و کار، تهران: پژوهشگاه فرهنگ و هنر: https://www.civilica.com/Paper-MSECONF04 -MSECONF04_025.html
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. نماگرهای اقتصادی، اداره بررسی‌های اقتصادی، سال‌های مختلف.
- بهبودی، داوود؛ باستان، فرانک و افشاری، مجید. (۱۳۹۰). رابطه بین مخارج بهداشتی سرانه و درآمد سرانه در کشورهای با درآمد پایین و متوسط (رهیافت علیت در داده های تابلویی). *فصلنامه مدل سازی اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱۵: ۹۶-۸۱.
- پارسیان، احمد. (۱۳۸۹). *مبانی آمار ریاضی*. مرکز نشر دانشگاه صنعتی اصفهان، چاپ نهم.
- پناهی، حسین و آل‌عمران، سیدعلی. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر مخارج بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی در کشورهای سازمان همکاری‌های اقتصادی گروه D8. *مجله بهداشت و توسعه*، سال چهارم، شماره ۴: ۱۰-۱.

- تاری، فتح‌الله؛ شیریجیان، محمد؛ مهرآرا، محسن و امیری، حسین. (۱۳۹۲)، هزینه های بهداشتی خصوصی و عمومی و اثرات آن ها بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در بلندمدت: رویکرد میانگین گیری مدل بیزینی. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۱۰: ۱۰۶-۹۳.
- تقوی، مهدی و محمدی، حسین. (۱۳۸۵). تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۲۲: ۴۴-۱۵.
- جرجرزاده، علیرضا؛ خیری‌زاد، شقایق و بصیرت، مهدی. (۱۳۹۵). رابطه بین سلامت و بهره‌وری نیروی کار در کشورهای در حال توسعه. *نشریه مدیریت بهره‌وری*، سال دهم، شماره ۳۷: ۸۰-۷۱.
- حسن‌شاهی، مرتضی. (۱۳۹۶). اندازه‌گیری تأثیرسلامت بر رشد اقتصادی. *نشریه مدیریت سلامت*، شماره ۶۹، جلد۱۸: ۲۰-۷.
- راغفر، حسین؛ موسوی، میرحسین و اردلان، زهرا. (۱۳۹۳). تأثیر پدیده سالمندی و تغییرات بهره‌وری بر بازنشستگی و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران با استفاده از رویکرد تعادل عمومی پویا- مدل نسل‌های همپوش. *نامه انجمن جمعیت شناسی ایران*، دوره ۹، شماره ۱۷: ۳۵-۷.
- رحمانی، تیمور و باقرپوراسکویی، الناز. (۱۳۹۵). تحلیل از رابطه نرخ پس‌انداز و رشد اقتصادی در کشورهای دارای تورم بالا و پایین. *فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال هفتم، شماره ۲۸: ۸۲-۷۱.
- سپهردوست، حمید؛ قربان سرشت، مرتضی و باروتی، مهسا. (۱۳۹۳). اثر نامتوازن سرمایه انسانی در بخش سلامت و آموزش بر رشد اقتصادی. *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره ۱۶: ۱۰۲-۸۱.
- سرلک، احمد. (۱۳۹۴). تأثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی استان های کشور. *نشریه مدیریت بهداشت و درمان*، دوره ۶، شماره ۱: ۱۱-۱.
- شاه‌آبادی، ابوالفضل و پوران، رقیه. (۱۳۹۳). اثر مهاجرت مغزها بر رشد اقتصادی در ایران. *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۵۲: ۶۴-۳۵.
- علمی، زهرا و جمشیدنژاد، امیر. (۱۳۸۶). اثر آموزش بر رشد اقتصادی ایران در سال های ۸۲-۱۳۵۰. *پژوهش نامه علوم انسانی و اجتماعی* (ویژه اقتصاد)، سال هفتم، شماره ۲۶: ۱۵۴-۱۳۶.
- علوی‌راد، عباس؛ غفوری، محمدحسین و قریشی، نغمه. (۱۳۹۳)" مقایسه میزان تأثیر سلامت بر رشد اقتصادی ایران و کشورهای حوزه سند چشم انداز. *مجله طلوع بهداشت*، دوره ۱۳، شماره (۳): ۱۳۶-۱۴۶.
- عمادزاده، مصطفی. (۱۳۷۹). تحلیلی از کارایی داخلی در آموزش. *مجله دانشگاه ادبیات و علوم انسانی دانشگاه اصفهان*، شماره۲۲و۴۰: ۲۳-۱۵.
- عمادزاده، مصطفی؛ سامتی، مرتضی و صافی‌دستجردی، داود. (۱۳۹۰). رابطه مخارج سلامت و رشد اقتصادی در استان های ایران. *مجله مدیریت اطلاعات سلامت*، دوره ۸، شماره ۷: ۹۲۸-۹۱۸.
- غفاری، هادی؛ یونسی، علی و رفیعی، مجتبی. (۱۳۹۵). تحلیل نقش سرمایه‌گذاری در آموزش جهت تحقیق توسعه پایدار، با تأکید ویژه بر آموزش محیط زیست. *فصلنامه آموزش محیط زیست و توسعه پایدار*، دوره ۵، شماره ۱: ۲۲-۱.
- کاظمی‌نسب هاشم‌آبادی، جابر. (۱۳۹۴). بررسی رابطه بین اقتصاد سلامت و رشد و توسعه اقتصادی. *کنفرانس ملی آینده پژوهی، علوم انسانی و توسعه*.

- کمیاب، بهناز. (۱۳۹۴). تاثیر بهداشت و سلامت بر توسعه یک کشور. *سلامت نیوز کد ۱۶۴۰۱۰*.
- گروه مطالعات جهانی اقتصاد کلان و مدیریت مالی خاورمیانه و شمال آفریقا. (۱۳۹۵). ناظر اقتصادی ایران به سوی همپیوندی مجدد.
- لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ فلاحی، محمدعلی و برجی، معصومه. (۱۳۹۰). بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی ایران. *نشریه مدیریت سلامت*، جلد ۱۴، شماره ۴۶: ۷۰-۵۷.
- مرکز آمار ایران (۱۳۹۵-۱۳۹۰). نتایج تفصیلی سرشماری عمومی نفوس و مسکن.
- مشکی، مهدی. (۱۳۹۰). تعیین عوامل موثر بر عملکرد شرکت‌های بورسی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته و حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآوردی. *مجله پیشرفت‌های حسابداری دانشگاه شیراز، دور سوم، شماره ۱: ۱۱۰-۹۱.*
- نادری، ابوالقاسم. (۱۳۹۳). آموزش و رشد اقتصادی در ایران: یک ارزیابی بنیادی از مسائل و چالش‌های نظری و روش‌شناسی. *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، سال نوزدهم، شماره ۳: ۱۲۹-۹۳.

- Alavi-Rad, A., Ghafouri, M., & Qureishi, N. (2014). Comparison of health impact on economic growth of Iran and countries of vision document. *Journal of Sunrise Health*, 3(13), 146-136 (In persian).
- Ansari, M., (2019). Investigating the impact of health indicators on economic growth: A case study of Iran using time series data for 2015–89, *4th Annual Conference on Management and Business Economics, Tehran: Art and Culture Research Institute*: https://www.civilica.com/Paper-MSECONF04-MSECONF04_025.html(In persian).
- Anselin, L., & Griffith, D. A. (1988). Do spatial effecfs really matter in regression analysis?. *Papers in Regional Science*, *65*(1), 11-34.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, *58*(2), 277-297.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, *68*(1), 29-51.
- Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.
- Barro, R.J. (1996). *Health, human capital and economic growth*. Pan American Health Organization Regional Office of the World Health Organization, Washington DC, available at: http://www.paho.org/English/HDP/HDD/barro.pdf.
- Becker, G.S. (1975). *Human capital: a theoretical and empirical analysis*. New York: Colombia University Press and National Bureau of Economic Research.
- Behboudi, D., Bastan, F. & Afshari, M. (2011). Relationship between per capita health expenditure and per capita income in low- and middle-income countries (causality approach in panel data). *Journal of Economic Modeling*, 15, (15), 96-81(In persian).
- Beyengju, J. (2002). Measurement of human capital input across countries: a method based on the laborer's income. *Journal of Development Economics*, *67*(2), 333-349.
- Bloom, D. E., Kuhn, M., & Prettner, K. (2018). Health and economic growth. *Institute of Labor Economics,* No.11939, 1-26.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, *87*(1), 115-143.
- Central Bank of the Islamic Republic of Iran. Economic indicators, Economic Research Center (In persian).
- Elmi, Z., & Jamshid-nejad, A. (2007). The effect of education on Iran's economic growth in 1971-2002. *Journal of Humanities and Social Sciences (Special in Economics),* 7(26), 154-136(In persian).

- Emadzadeh, M. (2000). An analysis of internal performance in education. *Journal of Isfahan University of Literature and Humanities,* 22 & 23, 15-15 (In persian).
- Emadzadeh, M., Samati, M., & Safi-Dastjerdi, D. (2011). The relationship between health expenditure and economic growth in Iranian provinces. *Journal of Health Information Management,* 7(8): 928-918(In persian).
- Ghaffari, H., Younesi, A., & Rafiee, M. (2016). Analyzing the role of investment in education for sustainable development research, with special emphasis on environmental education. *Journal of Environmental Education and Sustainable Development*, 1(5), 22-1(In persian).
- Greene, W. H. (2012*). Econometric analysis*. 7th. ed., New Jersey, Upper Saddle River, Pearson International.
- Grossman, G. M., & Helpman, E. (1991). Quality ladders in the theory of growth. *The Review of Economic Studies*, *58*(1), 43-61.
- Hassan Shahi, M. (2017). Measuring the impact of health on economic growth. *Journal of Health Management*, 69(20), 7-18 (In persian).
- Howitt, P. (2005). Health, human capital, and economic growth: A Schumpeterian perspective. *Health and Economic Growth: Findings and Policy Implications*, *1*, 19-40.
- Iran Statistical Center (2011-2016). *Detailed results of the general population census and housing* (In persian).
- James. C. (2017). Health and inclusive growth. World Health Organization, chapter, 8, 195-213.
- Jerjerzadeh, A., Khairizad, Sh., & Basirat, M. (2016). The relationship between health and labor productivity in developing countries. *Journal of Productivity Management,* 10(37), 71-80 (In persian).
- Kamyab, B. (2015) Health services by country. *Health News Code 164010* (In persian).
- Kazemi-Nasab-Hashem-abadi, J. (2015). Investigating the relationship between health economics and growth and economic development. *National Conference on Future Research, Humanities and Development* (In persian)
- Kolawole. O., & Titus. O.A. (2018). Human capital contribution to economic growth in Sub-Saharan Africa: does health status matter more than education?. *Economic Analysis and Policy*, *58*, 131-140.
- Lauer, J., Soucat, A., Araujo, E., & Weakliam, D. (2017). Pathways: the health system, health employment, and economic growth. *In Health Employment and Economic Growth: An Evidence Base. Geneva: World Health Organization*, *174*.
- Lesage, J. (1999). *Spatial econometrics*. Department of Economics University of Toledo.
- Leung, M. C., & Wang, Y. (2010). Endogenous health care and life expectancy in a neoclassical growth model. In *Royal Economic Society Annual Conference 2003*.
- Lotf-ali-pour, M.R., Fallahi, M.A., & Borji, M. (2011). The impact of health indicators on Iranian economic growth. *Journal of Health Management,* 46(14), 57-70 (In persian).
- Meshki, M. (2011). Determining the factors affecting the performance of stock exchange companies using the estimated generalized movement and generalized least squares method. *Journal of Accounting Advances in Shiraz University,* 3(1), 91-110 (In persian).
- Middle East and North Africa Macroeconomic and Financial Management Global Studies Group. (2016). *Iran's economic supervisor to reconnect* (In persian).
- Naderi, A. (2014). Education and economic growth in Iran: A fundamental assessment of theoretical issues and challenges and methodology. *Journal of Planning and Budgeting*, 19 (3), 93-129(In persian).

- Ozcan, S., Ryder, H. E., & Weil, D. N. (2000). Mortality decline, human capital investment, and economic growth. *Journal of Development Economics*, *62*(1), 1-23.
- Paelinck. J., & Klaassen. L. (1979). Spatial Econometrics. *Farnborough: Saxon House.*
- Panahi, H. & Al-emran, A. (2018). The impact of government health expenditures on economic growth in group D8 countries. *Journal of Health and Development*, 4(4), 1-10 (In persian).
- Parsian, A. (2010). Basics of Mathematical Statistics. *Isfahan University of Technology Publishing Center*, 9th (In persian).
- Raghfar, H., Mousavi, H., & Ardalan, Z. (2014). the impact of aging phenomenon and productivity changes on pension and macroeconomic variables in Iran using dynamic general equilibrium approach - overlapping generations model. *Journal of Population of Association of Iran,* 17(9), 7-35 (In persian).
- Rahmani, T., & Bagherpur-oskoi, E. (2016). Analysis of the relationship between savings and economic growth in high and low inflation countries. *Economic Growth and Development Research*, 7(28), 71-82(In persian).
- Romer, P. M. (1990). Human capital and growth: theory and evidence. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, *Spring 1990b*, *32*, 25186.
- Sala-i-Martin, X. (1996). Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence. *European Economic Review*, 40(6), 1325-52
- Sarlak, A. (2015). The impact of health indicators on economic growth of provinces of Iran. *Journal of Health Management*, 1(6), 1-11 (In persian).
- Scheffler, R. M. (2004). Health expenditure and economic growth: An international perspective. *Occasional Papers on Globalization*, 1(10).
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, *51*(1), 1-17.
- Sepehrdoust, H., Ghorban-Seresht, M., & Barouti, M. (2014). the unbalanced effect of human capital on health and education on economic growth. *Journal of Economic Development Research,* 16, 81-102 (In persian).
- Shahabadi, A., & Puran, R. (2014). The effect of brain migration on economic growth in Iran. *Journal of Commerce,* 52, 64-35 (In persian).
- Solow, R. M. (1965). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, *70*(1), 65-94.
- Spence, M., & Lewis, M. (2009). *Health and growth*. The World Bank.
- Taghavi, M. & Mohammadi, H. (2006). The impact of human capital on economic growth in Iran. *Journal of Economics,* 22, 15-44 (In persian)
- Tari, F., Shirijian, M., Mehr-Ara, M. & Amiri, H. (2013), Private and public health expenditures and their impacts on economic growth in selected countries in the long term: A Bayesian model averaging approach. *Economic Growth and Development Research,* 10, 93-106 (In persian)
- Wang, K. M., Lee, Y. M., Lin, C. L., & Tsai, Y. C. (2018). The effects of health shocks on life insurance consumption, economic growth, and health expenditure: A dynamic time and space analysis. *Sustainable Cities and Society*, *37*, 34-56.
- Weil, D.H. (2005). Accounting for the effect of health on economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, *122*(3), 1265-1306.

دوفصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)
سال هفتم، شمارهٔ اول، بهار و تابستان ۱۳۹۸ (پیاپی ۱۹)

مقالهٔ پژوهشی

تعیین‌کننده‌های جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای منطقه منا (۲۰۱۵-۱۹۸۰)[۱]

سعید کیانپور[۲] و محمد پیری[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۰۱
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۳/۱۲

چکیده

سرمایه‌گذاری، از منابع اصلی رشد و توسعه اقتصادی است و از این رو، بررسی عوامل جذب سرمایه‌گذاری از مهمترین زمینه‌های مطالعاتی اقتصاددانان است. شناخت عوامل مؤثر در جذب FDI می‌تواند در سیاستگذاری کشورهایی که نتوانسته اند از این عامل به خوبی استفاده کنند، مفید باشد. برای این منظور، از یک نمونه از کشورهای منتخب منطقه منا در بین دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۰ با استفاده از رویکرد پانل در چارچوب یک الگوی "اثر تصادفی" بهره‌گیری شده است تا تفاوت‌های خاص هر یک از کشورها تفکیک شود. نتایج برآورد مدل مورد نظر نشان می دهد که اثر درجه باز بودن، نرخ بازگشت سرمایه، رشد اقتصادی، سرمایه انسانی و نقدینگی همگی دارای اثر مثبت و معنی داری در جذب FDI دارند؛ اما متغیرهای مخارج تحقیق و توسعه و فساد تأثیر معناداری بر FDI نشان نمی‌دهند.

واژگان کلیدی: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، عوامل مکانی، الگوی اثر تصادفی، داده‌های پانل.
طبقه‌بندی JEL: C23, E22

---

۱. شناسه دیجیتال (DOI): 10.22051/EDP.2019.18185.1127
۲. هیات علمی دانشگاه پیام نور (نویسنده مسئول)؛ s_kianpoor@pnu.ac.ir
۳. استادیار دانشگاه ملی ملایر؛ muhamadpiri@gmail.com

۱. مقدمه

سرمایه‌گذاری مستقیم و غیرمستقیم خارجی بیشتر به وسیله بخش خصوصی و در قالب شرکت‌های چندملیتی صورت می گیرد و از آن، به عنوان جریان خصوصی سرمایه یاد می شود. فواید سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شامل جذب سرمایه، تکنولوژی، دانش روز، بالابردن توانایی مدیریت، افزایش اشتغال، بهبود تراز پرداخت‌ها و افزایش قدرت رقابت است. البته باید خاطرنشان کرد که ضعف مدیریت و سیاست‌های ناصحیح در زمینه جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، می‌تواند پیامد های منفی از قبیل ایجاد ساختار بازار انحصاری در بلندمدت، انهدام صنایع با مقیاس تولید کوچک و نیز تشدید بیکاری را نیز به همراه داشته باشد.

انباشت سرمایه به عنوان یکی از عوامل اساسی فرایند رشد اقتصادی کشورها مطرح بوده که از طریق منابع داخلی یا خارجی قابل تأمین است. منابع مالی خارجی به عنوان مکملی برای پس انداز داخلی، افزون بر پر کردن شکاف پس انداز - سرمایه‌گذاری، راه حلی برای مقابله با شکاف منابع ارزی نیز می‌باشد. در کشورهای درحال توسعه، منابع مالی خارجی شامل کمک های بلاعوض کشورهای توسعه یافته، جریان مالی ناشی از منابع متعدد نظیر بانک جهانی، بانک های منطقه‌ای، سرمایه‌گذاری غیرمستقیم و مستقیم خارجی است. با توجه به نقش مهم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و گسترش فرایند جهانی شدن، کشورهای جهان طی دهه های اخیر برای جذب این نوع سرمایه، برنامه ریزی و تلاش های وسیعی کرده اند. در واقع، بازار جهانی جذب این سرمایه ها، بسیار رقابتی شده است. این رقابت بویژه میان کشورهای درحال توسعه با توجه به لزوم دستیابی سریع به توسعه و کمبود منابع مالی بیشتر شکل گرفته است. این‌گونه کشورها دنبال جذب انواع سرمایه هستند و بدین منظور، تمهیدات گوناگونی برای جذب این نوع سرمایه‌ها به کار می برند.

روند جذب FDI درکشورهای جهان یکسان نبوده است، به طوری که کشورهای توسعه یافته به مراتب از FDI بیشتری برخوردار گشته اند. در میان کشورهای درحال توسعه نیز برخی کشورها مانند چین، کره، وهند توانسته اند سهم نسبتاً زیادی از FDI جهانی را جذب نمایند. شناسایی عوامل مؤثر بر FDI در یک گستره بین المللی که شامل هر دو گروه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه باشد، می‌تواند برای برنامه ریزی و سیاست‌گذاری کشورهایی که تاکنون نتوانسته اند از این ابزار مهم استفاده مناسبی برای رشد اقتصادی‌شان بکنند، مفید باشد.

در این مقاله، به عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق داده های پانل شامل ۲۱ کشور (منطقه منا) در یک دوره ۳۶ ساله می پردازیم. متغیرهای مدل شامل درجه باز بودن اقتصاد، نرخ بازگشت سرمایه، رشد اقتصادی، سرمایه انسانی، مخارج تحقیق و توسعه، فساد و ریسک سیاسی و نقدینگی هستند. به عبارت دیگر، به این سؤالات پاسخ می‌دهیم که چه عواملی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مؤثر هستند؟

در این مقاله، اثر کلیه عوامل مطرح‌شده بر جذب *FDI* را در یک چهارچوب بین‌المللی ارزیابی می‌کنیم. تفاوت این مطالعه با سایر مطالعات مشابه عبارت است از: فراگیر بودن تعداد کشورها شامل هر دو گروه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه، کنترل شرایط منطقه‌ای، و همچنین آزمون اثر کلیه متغیرهایی که از لحاظ نظری می‌توانند بر جذب *FDI* تأثیرگذار باشند.

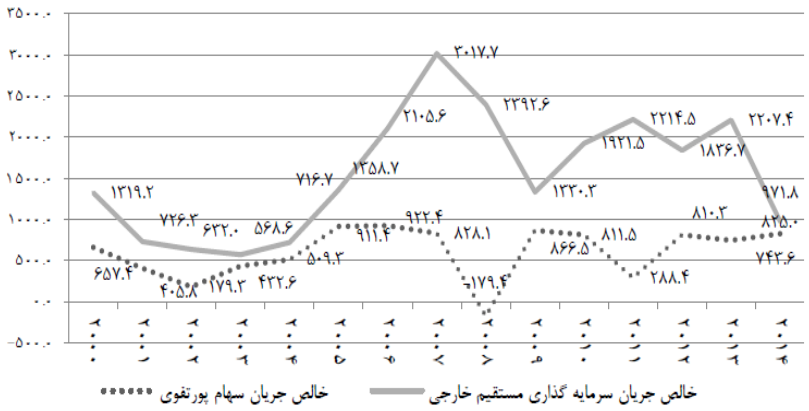
در ادامه، پس از ارائه مبانی نظری و مطالعات تجربی در بخش های ۳ و ۴، مدل مورد نظر، در بخش ۵، نتایج برآورد مدل در بخش ۶ و جمع‌بندی نتایج در بخش پایانی ارائه می شود.

۲. سرمایه گذاری مستقیم خارجی و روند آن

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی این‌گونه تعریف می‌شود که لازم است سرمایه گذار خارجی حضور فیزیکی داشته باشد و با قبول مسؤولیت مالی و پذیرش ریسک در سود و زیان، احتمالاً کنترل و اداره واحد تولیدی را نیز مستقیماً در دست داشته باشد. به این ترتیب، سرمایه گذار خارجی به طور مستقیم در اجرای فعالیت های تولیدی نقش مؤثر دارد. برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تعاریف مختلفی ارائه شده است؛ از جمله به نظر *UNCTAD* سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عبارت است از سرمایه‌گذاری که متضمن مناسبات بلند مدت بوده و منعکس کننده کنترل و نفع مستمر شخصیت حقیقی یا حقوقی مقیم یک کشور در شرکتی واقع در خارج موطن سرمایه‌گذار باشد (بهکیش، ۱۳۸۰). FDI به طور جدی از اوایل دهه ۱۹۸۰ توجه جامعه جهانی، بویژه کشورهای در حال توسعه را به خود جلب کرده است. با توجه به گزارش اخیر بانک جهانی، می توان گفت در سال ۲۰۱۴ جریان ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشورهای توسعه یافته، کاهش، و در سوی مقابل، برای کشورهای در حال توسعه، افزایش یافته است. این در حالی است که روند متفاوتی برای FPI را در مورد کشورهای توسعه یافته می توان دید. برای مثال، خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در آمریکا از حدود ۲۹۵ میلیارد دلار در سال ۲۰۱۳ به حدود ۹۳ میلیارد دلار در سال ۲۰۱۴ کاهش یافت، حال آنکه در همین دوره، خالص ورودی FPI در آمریکا از (۸۵) میلیارد دلار در سال ۲۰۱۳ به حدود ۱۷۰ میلیارد دلار در سال ۲۰۱۴ رسید. شایان ذکر است کاهش در خالص FDI در سال ۲۰۱۴، عمدتاً به دلیل شکنندگی اقتصاد جهانی، عدم اطمینان سیاستی برای سرمایه گذاران و ریسک های ژئوپلیتیکی بالا و کاهش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در آمریکا رخ داده است. نکته حائز اهمیت دیگر، اینکه واکنش FPI در مقایسه با FDI به وضعیت های رونق و رکود اقتصاد جهانی بسیار بیشتر است. دلیل عمده آن هم واکنش سریع سرمایه گذاران به این موضوع بوده که امری منطقی است.

در نمودارهای زیر، نمودار اول، خالص جریان FDI و FPI در سطح جهانی طی سال های ۲۰۰۰-۲۰۱۴ را به صورت مطلق و نمودار دوم، درصدی از این دو جریان را نسبت به تولید

ناخالص داخلی جهان نشان می دهد. همان‌گونه که در نمودار اول ملاحظه می شود، جریان FDI و FPI در نتیجه وضعیت خالص اقتصاد جهانی در سال ۲۰۰۸ به طور جدی تحت تأثیر قرار گرفته و به نحو محسوسی کاهش یافته است. سپس و با توجه به گذر از بحران ایجاد شده در اقتصاد جهانی که نشات گرفته از اقتصاد آمریکا بوده، وضعیت بهبود یافته، که این موضوع، در سال های اخیر بویژه در مورد FPI مشهودتر است.



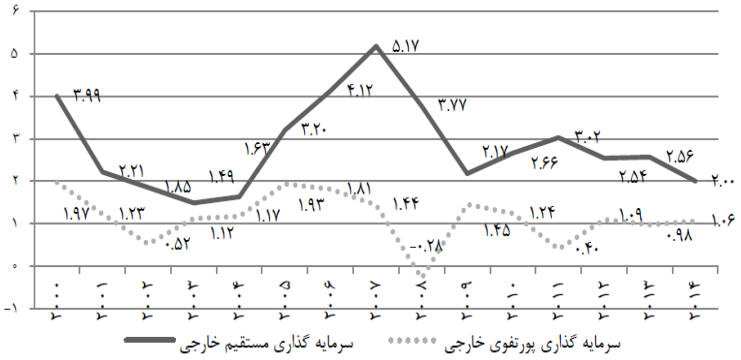
نمودار ۱. روند خالص جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و خالص جریان ورودی سرمایه‌گذاری بر پورتفوی سهام جهان طی دوره (۲۰۰۰-۲۰۱۴)

مأخذ: بانک جهانی، ۲۰۱۵

با توجه به نمودار دوم، در دوره مورد بررسی به طور کلی، نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP جهانی در مقایسه با این نسبت برای سرمایه‌گذاری خارجی در پورتفوی، دارای درصد بالایی بوده و این نسبت از حدود ۴ درصد در ابتدای دوره به حدود ۲ درصد در سال ۲۰۱۴ رسید. بعد از سال ۲۰۱۲، به دلیل رونق نسبی در اقتصاد آمریکا، بهبودی در روند نسبت پورتفوی خارجی بر خلاف سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اتفاق افتاد و در سال ۲۰۱۴ این نسبت ها به هم نزدیک تر شده است. به عبارت دیگر، واکنش FPI به رونق نسبی آمریکا بیشتر از FDI بوده است.

براساس گزارش سالیانه آنکتاد، در سال ۲۰۱۴، ایران در میان ۵ کشوری بوده است که دارای بیشترین تغییرات در جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (این جریان سرمایه‌گذاری شامل جریان سرمایه‌گذاری در بورس نیز می شود) در منطقه جنوب آسیا بوده است؛ به طوری که خالص ورودی جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای ایران در سال ۲۰۱۴ با ۳۱ درصد کاهش و خروجی جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این سال با ۳۱۵ درصد رشد مواجه شده است. تشدید تحریم‌های بین المللی با اثر گذاری بر بخش نفت و گاز و بخش تولیدی

(بویژه فولاد، اتومبیل سازی و دارو) و ممنوعیت فروش نفت بـه اتحادیـه اروپـا و محـدودیت در فروش آسیا از دلایل اصلی این خروج سرمایه در سال ۲۰۱۴ عنوان شده است.



نمودار ۲. روند درصد سرمایه‌گذاری خارجی کل جهان به تفکیک مستقیم پورتفوی نسبت به GDP جهانی (۲۰۰۰-۲۰۱۴)

مأخذ: بانک جهانی، ۲۰۱۵

۳. مروری بر ادبیات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

در این بخش، مروری به ادبیات نظری داشته، سپس به شرح برخی کارهای تجربی انجـام شـده در زمینه *FDI* می‌پردازیم. نظریه‌های معروف *FDI* شامل نظریه چرخه تولید ورنون[1]، نظریه بنگـاه، نظریه درونی‌کردن، و نظریه ترکیبی دانینگ[2] است که در اینجا به اختصار به آنها اشاره می‌شود.

ورنون (۱۹۶۰)، سرمایه‌گذاری خارجی را نتیجه چرخـه تولیـد مـی دانـد. تولیـد اولیـه هـر کالایی، ابتدا در کشور ابداع کننده انجام می‌گیرد، آنگاه بعد از عرضه محصولات در بازار داخلـی، به تدریج محصول به کشورهای خارجی صادر می‌گردد و به مرور زمـان بـا افـزایش صـادرات در برخی کشورها، تولید این محصول نسبت به صادرات آن برای تولید کننده مقرون به صرفه مـی گردد، زیرا هزینه های توزیع کمتر می شود. در این مرحله، کشـور نـوآور امکـان تأسـیس یـک واحد تولیدی در مکان خـارجی را بررسـی مـی کنـد و در صـورتی کـه شـرایط مسـاعد باشـد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی انجام می پذیرد.

با توجه به نظریه چرخه تولید ورنون، این سؤال مطرح می شود که اصولاً چرا شـرکت هـای خارجی اقدام به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مـی نماینـد، در حـالی کـه مـی تواننـد مجـوز استفاده از تکنولوژی را به کشورهای خارجی بدهند. این سؤال از طریق نظریه بنگاه پاسـخ داده می شود. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، به کشورها اجازه می دهد که بتوانند از امکاناتی نظیـر

1. Vernon
2. Duning

دسترسی به تکنولوژی، مهارت های مدیریتی، صرفه های ناشی از مقیاس و توانایی در بازاریابی استفاده کنند (هادی زنوز، ۱۳۷۹).

نظریه بنگاه، در مورد اینکه چرا بنگاه ها از مزیت های ذکر شده در کشور خودشان استفاده نکرده و اقدام به صادرات نمی کنند، توضیحی ارائه نمی دهد. همچنین این نظریه قادر به بیان اینکه چه کشوری به عنوان مقصد سرمایه‌گذاری پذیرفته می شود، نیز نیست. از این رو، نظریه درونی کردن از سوی افرادی نظیر کاسن[1] (۱۹۷۹)، برنتون و وینترز[2] (۱۹۸۷)، مطرح شد. بر اساس این نظریه، *FDI* به واسطه تلاش های بنگاه برای جایگزین کردن مبادلات بازاری با مبادلات داخلی، انجام می گیرد. در حقیقت، با ایجاد یک بنگاه جدید، برخی از هزینه ها نظیر وقفه زمانی، چانه زنی و عدم اطمینان، قابل صرفه جویی است و بنابراین بنگاه، *FDI* را به صادرات ترجیح می دهد. همچنین بر اساس تئوری دانینگ، برای اینکه بنگاه اقدام به *FDI* کند، سه شرط باید تأمین شود:

۱- باید در دارایی های غیر مشهود مزیت داشته باشد (مزیت مالکیتی).[3]

۲- استفاده از این مزیت ها با صرفه تر از فروش یا اعطای آنها باشد (مزیت درونی سازی).

۳- استفاده از این مزیت ها با ترکیبی از عوامل تولید در کشور میزبان برای بنگاه با صرفه تر باشد (مزیت مکانی).

برای انجام *FDI* ، باید هر سه مزیت مکانی، مالکیتی و درونی سازی وجود داشته باشد و هنگامی که یک شرکت خارجی اقدام به سرمایه‌گذاری می کند، مجموع این مزیت ها از مجموع هزینه های سرمایه‌گذاری در خارج (نظیر هزینه های ارتباطات و اطلاعات)، بالاتر است (داوودی و شاهمرادی، ۱۳۸۳). به هر حال، در تمامی نظریه‌های ذکرشده، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان یک جایگزین برای صادرات و تجارت خارجی در نظر گرفته شده است.

۱-۳. پیشینه تحقیق

چانلای[4] (۱۹۹۷) عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را طی دوره ۸ ساله ۱۹۹۴-۱۹۸۷ در مورد ۳۱ کشور درحال توسعه با استفاده از مدل جاذبه تعدیل شده، بررسی کرده است. نتایج تحقیق نشان می دهد عوامل اندازه بازار، رشد تولید ناخالص داخلی، دستمزد کارای بخش صنعت، دوردستی (که با فاصله نسبی از مرکز اقتصاد جهانی برآورد می شود)، ذخیره سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و باز بودن اقتصاد بر میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صورت معنی داری مؤثرند.

---

1. Casson
2. Brenton & Winters
3. Intangible Asset
4. Chunlai

گلوبرمن[1] (۲۰۰۰) به بررسی ارتباط بین ادغام های اقتصادی و *FDI* در شمال آمریکا و اروپا پرداخت. بررسی های وی نشان می دهد که هیچ قرابتی بین جریان تجاری و *FDI* در مناطق شمالی آمریکا وجود نداشته است، در حالی که در اتحادیهٔ اروپا، تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مکمل یکدیگر بوده اند.

آسیودا[2] (۲۰۰۲) با استفاده از داد ه های مقطعی ۷۱ کشور در حال توسعه، تفاوت بین آفریقای مرکزی با دیگر کشورهای در حال توسعه را در جذب سرمایه خارجی بررسی می نماید. در این مطالعه متغیر بازبودن اقتصاد، زیرساخت‌ها (تعداد خطهای تلفن در یک هزار نفر جمعیت) و نرخ بازگشت سرمایه به عنوان عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی درنظر گرفته شده اند .

اونیو[3] (۲۰۰۲) نیز مطالعه مشابهی برای مقایسه منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا با سایر کشورهای درحال توسعه از نظر جذب *FDI* انجام داده است.

فراوسن و همکاران[4] (۲۰۰۴) با استفاده از داد ه های ۶۲ کشور طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۸۲ سه دسته از عوامل مکانی شامل عوامل مبدأ (طرف عرضه)، عوامل مقصد (طرف تقاضا) و عوامل ترکیبی در جذب *FDI* را شناسایی کرده است.

بانگا[5] (۲۰۰۹) نیز همچون چانلای جهت دستیابی به اطلاعاتی در خصوص اینکه موافقتنامه‌های سرمایه‌گذاری و سیاست‌های دولت چگونه بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیرگذارند، با استفاده از اطلاعات ۱۰ کشور در حال توسعه معادله مشابهی برآورد کرده است. یافته‌ها بیانگر آن است که اندازه بازار، هزینه نیروی کار، نسبت ثبت‌نام‌شدگان دوره متوسطه، بدهی خارجی و مصرف برق، عوامل مؤثر بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌باشد. همچنین نتایج مطالعه نشان می‌دهد: موافقتنامه‌های سرمایه‌گذاری با کشورهای توسعه‌یافته، دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار و موافقتنامه‌های منطقه ای نیز اثرات متفاوتی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند.

رومن[6] (۲۰۱۲) مقاله ای در مورد مدلهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی انجام داده، و از مدلهای نئوکلاسیکی و مدل کاب داگلاس استفاده کرده است و به این نتیجه می‌رسد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رابطه مثبتی با سیاست‌های مالی و زیرساخت‌ها دارد.

بایراکتار[7] (۲۰۱۵) مطالعه‌ای در مورد ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه انجام داده است. این مطالعه نشان می‌دهد کشورهایی که محیط کسب و کار

1. Globerman
2. Asiedu
3. Onyeiwu
4. Frawsen, *et al.*
5. Banga
6. Roman
7. Bayraktar

بهتری دارند، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتری جذب خواهند کرد و این باعث حفظ سرمایه گذار خارجی و آسانی تبادلات اقتصادی در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای آن کشور خواهد شد.

نورانی (۱۳۷۴) تجزیه و تحلیل اقتصادی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بر اقتصاد ایران، تحت بررسی قرار داد و عواملی چون دستمزد، نرخ ارز، موجودی سرمایه‌گذاری دوره قبل و نرخ تورم در ایران را واکاوی و تابع عرضه را برای آن استخراج نمود و نهایتاً آثار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران را مورد بررسی قرار داد.

مهدوی عادلی و همکاران (۱۳۹۱) مقاله ای با عنوان «بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات ایران» انجام داده‌اند. نتایج حاکی از وجود یک رابطه کوتاه مدت مثبت بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات غیرنفتی می‌باشد؛ درحالی‌که ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات کل و همچنین صادرات نفتی منفی می‌باشد. در بلندمدت، ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات کل و همچنین صادرات غیرنفتی، منفی و ارتباط سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات نفتی، مثبت می‌باشد.

حیدری و افشاری (۱۳۹۱) مقاله‌ای با عنوان "عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با تأکید بر شاخص های حکمرانی" انجام داده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد در منطقه MENA متغیرهای اندازه بازار، بازدهی سرمایه‌گذاری و شاخص آزادی اقتصادی، تأثیر معنی‌داری بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را نشان می‌دهند.

قادری و دهمرده (۱۳۹۲) به بررسی تأثیر زیر ساخت‌ها بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که زیرساخت های اجتماعی و اقتصادی، بیشترین تأثیر را بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب شرق آسیا در مقایسه با کشورهای غرب آسیا داشته است.

نگهداری (۱۳۹۳) مقاله‌ای تحت عنوان «نقش سرمایه انسانی در اثر بخشی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در مجموعه کشورهای حوزه خلیج فارس» انجام داده، و نتایج مطالعه نشان‌دهنده آن است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق افزایش سرمایه فیزیکی، اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی این کشورها داشته است. اثر متقابل سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورها، اثر منفی بر جای گذاشته و از لحاظ آماری معنی‌دار است.

نصیری نژاد و همکاران (۱۳۹۳)، مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی تأثیر مالیات بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای عضو» دارد. این پژوهش با استفاده از داده های تابلویی کشورهای عضو دی هشت، انجام شده است. نتایج نشان داد که متغیرهای نرخ ارز، تورم و مالیات، تأثیر منفی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند و متغیرهای درجه باز بودن

تجاری، جمعیت و تولید ناخالص داخلی، تأثیر مثبت بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نشان می دهد.

قندهاری و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی «تأثیر آزادسازی تجاری و وضعیت فضای کسب و کار بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بین کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی» پرداخته است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد آزادسازی تجاری به صورت مستقیم بر سرمایه‌گذاری خارجی تأثیر می‌گذارد.

۴. مدل عوامل مؤثر بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی

درباره عوامل مؤثر بر جذب سرمایه گذاری مستقیم خارجی، مطالعات زیادی صورت گرفته و هر کدام عواملی را برای این منظور مهم دانسته‌اند ولی کامل‌ترین آنها مدل التقاطی دانینگ[1] می‌باشد که طیف وسیعی از تئوری‌ها از فرضیه نواقص بازار هایمر[2] و کیوز[3] تا تئوری درونی سازی باکلی[4] و کاسون[5] را در خود جای می‌دهد. در واقع، دانینگ برای تبیین FDI در صدد تلفیق طیفی وسیع از تئوری‌های رقیب بر می‌آید تا پاسخی به چرایی، میزان و مکان بیابد. مفروضات اصلی پارادایم دانینگ عبارتند از: مزیت‌های مالکیتی، درونی سازی و مزیت‌های موقعیتی. دراین مطالعه، با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی گذشته، و به پیروی از چانلای (۱۹۹۷) و دانینگ به همراه اندکی تغییرات، برای توضیح روند FDI در کشورهای جهان، از متغیرهای درجه باز بودن، رشد اقتصادی، نقدینگی، فساد و ریسک سیاسی، نرخ بازگشت سرمایه، سرمایه انسانی و مخارج تحقیق و توسعه استفاده می‌کنیم؛ چرا که این متغیرها جزو این مزیت‌های سه‌گانه قرار می‌گیرند و به زعم دانینگ، کشورها زمانی درگیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شوند که این متغیرها این مزیت‌ها را پوشش دهند. همچنین وجود بعضی متغیرهای جدید در کنار هم و زمان مورد مطالعه با توجه به کشورهای انتخابی، از جمله بحث‌های جدید این مدل می‌باشد. بنابراین، مدل FDI را می توان به صورت زیر نوشت:

$$FFDI_{it}=\alpha_i+\beta_1 OPENNES_{it}+\beta_2 BROADMONEY_{it}+\beta_3 CORRUPTION_{it}+\beta_4 RETURN_{it}+\beta_5 GG_{it}+\beta_6 GPI_{it}+\beta_7 RDEit+U_{it}$$

که در آن، $OPENNES_{it}$ درجه باز بودن اقتصاد، $CORRUPTION_{it}$ فساد و ریسک سیاسی، $RETURN_{it}$ نرخ بازگشت سرمایه، $BROADMONEY_{it}$ نقدینگی، GG_{it} رشد اقتصادی، GPI_{it} سرمایه انسانی، RDE_{it} هزینه مخارج تحقیق و توسعه و U_{it} متغیر اخلال هستند. i و t به ترتیب، مبین کشور i ام و دوره t ام هستند. αi نیز عرض مبدأ (در اینجا میانگین سرمایه‌گذاری

1. Dunning
2. Heimer
3. Kyus
4. Buckley
5. Casson

مستقیم خارجی) می‌باشد. این پارامتر در واقع، اثرخاص هر کشور را در جذب *FDI* و یا اختلافات بین کشوری را نشان می دهد. اگر تفاوت معناداری بین کشورها از لحاظ جذب *FDI* با در نظرگرفتن سایر شرایط وجود داشته باشد، باید عرض از مبدأ به تفکیک کشورها به صورت اثر ثابت یا تصادفی برآورد شود. درباره جزئیات برآورد عرض از مبدأ مدل، در بخش بعدی توضیح داده خواهد شد. u_{it} جمله تصادفی مدل است که اختلاف *FDI* هر کشور از مقدار برآورد شده آن در مدل را نشان می دهد و دارای ویژگی های استاندار جمله تصادفی یعنی میانگین صفر و واریانس ثابت می‌باشد. جزییات مربوط به هریک از متغیرها به شرح زیر است، شایان ذکر است تمامی متغیرها بر حسب درصد هستند، بجز متغیر فساد که بر حسب رتبه‌بندی می‌باشد.

۴-۱. رشد اقتصادی (GG)

رشد اقتصادی، دلالت بر افزایش تولید یا درآمد سرانه ملی دارد. اگر تولید کالاها یا خدمات به هر وسیله ممکن در یک کشور افزایش پیدا کند، می‌توان گفت که در آن کشور، رشد اقتصادی اتفاق افتاده است. رشد اقتصادی به تعبیر ساده عبارت است از افزایش تولید یک کشور در یک سال خاص در مقایسه با مقدار آن در سال پایه. در سطح کلان، افزایش تولید ناخالص ملی (GNP) یا تولید ناخالص داخلی (GDP) در سال مورد بحث به نسبت مقدار آن در یک سال پایه، رشد اقتصادی محسوب می‌شود. منطق استفاده از این متغیر، آن است افزایش رشد اقتصادی، محیط مناسبی برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی خواهد بود.

۴-۲. سرمایه انسانی (*GPI*)

در این مطالعه، سرمایه انسانی به وسیله نسبت ثبت‌نام‌شوندگان در تحصیلات عالی (دانشگاهی) به کل ثبت‌نام‌شوندگان در سطوح آموزشی مختلف اندازه‌گیری شده است. جمعیت آموزش دیده، توانایی زیادی برای انجام کارهای خیلی پیچیده دارد و به آسانی خود را با وظایف جدید وفق می دهد. همچنین آموزش، توانایی کشور را در جذب تکنولوژی جدید افزایش می دهد. افزون بر این، آموزش، شرایط تغییر ساختاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در شرکت های بین المللی از تولیدات کاربر به تولیدات تکنولوژی بر را فراهم می کند.

۴-۳. مخارج تحقیق و توسعه (RDE)

بنا به تعریف سازمان همکاری اقتصادی و توسعه، تحقیق و توسعه، به «کار خلاقانه‌ای گفته می‌شود که به طور سیستماتیک انجام می‌شود تا به دانش موجود بیفزاید و این دانش را برای ابداع کاربردهای تازه به‌کاربرد. دسته‌بندی فعالیت‌های تحقیق و توسعه، از شرکتی به شرکت دیگر متفاوت است، اما در مجموع شامل دو مدل اصلی می‌شود. در یک مدل، وظیفه اصلی یک

گروه تحقیق و توسعه، توسعه و دستیابی به محصول جدید است؛ در مدل دیگر، وظیفه اصلی گروه تحقیق و توسعه عبارت است از، ساخت و کشف دانش نوین پیرامون عناوین علمی و فناورانه به منظور توسعه محصولات، پروسه‌ها و خدمات ارزشمند و جدید. در اکثر فعالیت‌های یک شرکت، بازدهی سریع سود یا بهبود سریع در عملکردها، با هدف تسریع در بازگشت سرمایه‌گذاری، معمولاً مورد انتظار است.

۴-۴. درجه باز بودن اقتصاد (*OPENNES*)

این شاخص، با مجموع صادرات و واردات کالا و خدمات به عنوان سهمی از *GDP*، (۱۰۰* $\frac{x+m}{gdp}$) اندازه‌گیری می شود. درجه بالای بازبودن، دلالت بر ارتباطات اقتصادی بیشتر با کشورهای دیگر و نهادهای تجاری درون صنعتی دارد.

۴-۵. فساد و ریسک سیاسی (*CORRUPTION*)

این شاخص، تقریبی از هزینه مبادلات ناشی از فساد و ریسک سیاسی است که با استفاده از ترکیبی از رشوه خواری ادارات دولتی، بازپرداخت های خریدهای عمومی، اختلاس در بودجه عمومی، احتمال تغییر در حکومت و تلاش های مبارزه با فساد محاسبه می شود. این شاخص، هر دو امور اجرایی و سیاسی در امر فساد را در بر دارد و بین ۱ (بیشترین فساد و ریسک سیاسی) تا ۱۰ (کمترین فساد و ریسک سیاسی)، رتبه‌بندی شده است.[1] فساد ضمن افزایش هزینه فعالیت تجاری، فرایند گرفتن مجوزهای تجاری لازم برای عملیات در اقتصاد میزبان را افزایش دهد، بنابراین انتظار می رود که علامت آن در رگرسیون منفی باشد.

۴-۶. نرخ بازگشت سرمایه[2] (*RETURN*)

در حالت کلی، سرمایه‌گذاری در یک پروژه به بازده سرمایه در آن بستگی دارد. مطالعات تجربی نیز تأیید می کنند که نرخ بازگشت سرمایه مهمترین عامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری است. تئوری پورتفوی تأیید می کند که سرمایه در اقتصادی با خطرات کم و نرخهای بالای بازده، جریان می‌یابد. در یک اقتصاد دارای ریسک، نرخ بازده سرمایه‌گذاری می باید به صورت منطقی جهت جذب سرمایه خارجی بالا باشد. از آنجا که داده‌های نرخ بازگشت سرمایه برای کشورهای مختلف بویژه کشورهای درحال توسعه در دسترس نیست، می‌توان از معکوس *GDP* سرانه به عنوان تقریبی برای محاسبه آن استفاده کرد. باتوجه به اینکه نرخ بازدهی سرمایه، نسبت معکوسی با سطح سرمایه دارد (هرچه سرمایه کمتر باشد، بازدهی آن بیشتر خواهد بود)،

1. Transparency International Institute
2. Rate of Capital Return

بنابراین انتظار می رود که نسبت بازدهی سرمایه درکشورهای با سرمایه پایین بالاتر باشد. ازطرفی، کشورهای باسطح سرمایه پایین دارای *GDP* کمتری نیز هستند، بنابراین می توان از $(\frac{1}{GDP})$ یعنی معکوس تولید ناخالص داخلی سرانه حقیقی به عنوان تقریبی برای نرخ بازده سرمایه استفاده کرد (آسیودا، ۲۰۰۲).

۴-۷. نقدینگی(*BROADMONEY*)

این شاخص، مجموع اسکناس و مسکوک در دست مردم و سپرده‌های دیداری و غیر دیداری را نسبت به تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می کند. نقدینگی می‌تواند از دو طریق برجذب *FDI* مؤثر واقع شود. اول، اثرمثبت نقدینگی درسطح تولید در کوتاه مدت است که می‌تواند به علت افزایش فعالیت‌های اقتصادی موجب جذب *FDI* شود. دوم، اثر تورمی نقدینگی، بویژه در بلند مدت است، که می‌تواند اثر منفی بر جذب *FDI* داشته باشد. بنابراین، اثرخالص نقدینگی بر *FDI* بستگی به قدرت نسبی این دو نیرو خواهد داشت.

۴-۸. داده های آماری

مجموعه داده‌های پانل شامل شاخص‌ها و متغیرها برای ۲۱ کشور جهان طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۰ است. تمامی متغیرها بر حسب دلار و سال پایه ۲۰۰۵ میلادی تعریف شده‌اند. همچنین آمار شاخص ها و متغیرهای مورد نیاز برای انجام تحلیل ها و همچنین برآورد الگو از بانک اطلاعات *WDI* و TRANSPARENCY INTERNATIONAL INSTITUTE گرفته شده است. در جدول شماره (۱) خلاصه آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی ارائه شده است.

جدول۱. آمار توصیفی متغیرهای ۲۱ کشور (منطقه منا) طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۰

متغیرها	نام	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماکسیمم
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	FFDI	-۲/۳۴	۳/۱۷	-۹/۴۲	۸/۷۳
درجه باز بودن	OPENNES	۸۰/۴۶	۲۰/۰۸	۳۹/۲۲	۱۲۶/۸
فساد و ریسک سیاسی	CORRUPTION	-۰/۰۸	۰/۴۷	-۱/۶	۱/۵
نرخ بازگشت سرمایه	RETURN	-۸/۹	۱/۱	-۱۰/۷	-۷/۰۸
نقدینگی	BROADMONEY	۷۹/۸۱	۳۱/۳۹	۴۴/۶۴	۱۵۸/۶۷
مخارج تحقیق و توسعه	RDE	۰/۰۴	۰/۱۳	-۰/۲۳	۰/۶
رشد اقتصادی	GG	۴/۳۹	۲/۵۳	-۲/۳۸	۱۰/۷۶
سرمایه انسانی	GPI	۱/۳	۰/۳۳	۰/۷۶	۲/۵۱

مأخذ: محاسبات پژوهش بر اساس داده‌های: WDI (2016)

۵. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

قبل از برآورد مدل، ابتدا به منظور کسب اطمینان از مانایی متغیرها و برای جلوگیری از شرایط رگرسیون جعلی، به انجام آزمون ریشه واحد برای کلیه متغیرها می پردازیم. نتایج آزمون ریشه واحد برای داده های پانل با روش فیشر از طریق آزمون *PP* درجدول شماره ۲ گزارش شده است.

جدول ۲. آزمون ریشه واحد متغیرها

متغیرها	مقدار آماره آزمون (PP)	نتیجه آزمون
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۱۲۴/۲۸	رد فرضیه صفر
درجه باز بودن	۶۶/۳۳	رد فرضیه صفر
فساد و ریسک سیاسی	۴۵/۰۹	تایید فرضیه صفر
نرخ بازگشت سرمایه	۱۴/۶۳	تایید فرضیه صفر
نقدینگی	۷۴/۳۵	رد فرضیه صفر
مخارج تحقیق و توسعه	۱۸/۳۷	تایید فرضیه صفر
رشد اقتصادی	۳۵۹/۱۳	رد فرضیه صفر
سرمایه انسانی	۳۵/۷۸	تایید فرضیه صفر

همان طور که از ضرایب اطمینان پیداست، تمامی سری های زمانی بجز فساد، نرخ بازگشت سرمایه، مخارج تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی مانا می‌باشند. از این رو، به مانایی متغیرهای مربوطه می‌پردازیم و ایستایی را با یک بار تفاضل‌گیری در سطح انجام می‌دهیم.

جدول ۳. آزمون ریشه واحد متغیرها با یکبار تفاضلگیری

متغیرها	مقدار آماره آزمون (PP)	نتیجه آزمون
فساد و ریسک سیاسی	۲۴۲/۲۶	رد فرضیه صفر
نرخ بازگشت سرمایه	۲۴۹/۵۹	رد فرضیه صفر
مخارج تحقیق و توسعه	۵۹/۰۴	رد فرضیه صفر
سرمایه انسانی	۳۱۱/۶۲	رد فرضیه صفر

هم انباشتگی تداعی کننده وجود یک رابطه بلندمدت بین دو یا چند متغیر اقتصادی در طول زمان است. در صورت تشخیص ایستایی باقیمانده‌های حاصل از رگرسیون تخمین زده شده، متدولوژی سنتی رگرسیون (شامل آزمون‌های t و F) برای داده ها قابل استفاده است. در مطالعه حاضر با توجه به استفاده از داده‌های پنل، از آزمون هم انباشتگی برای وجود رابطه بلندمدت استفاده می‌کنیم.

جدول ۴. آزمون هم انباشتگی متغیرهای مدل

نوع رگرسیون	مقدار آماره آزمون (Kao)	نتیجه آزمون	واریانس
آزمون کائو	۰/۰۰۰۶	رد فرضیه صفر	۲/۰۶

با توجه به نتایج آزمون، صحت رابطه بلندمدت بین متغیرهای برآورد شده وجود دارد و صحت نتایج تأیید می‌شود. در مرحله بعد، بر اساس آزمون های F و هاسمن، نوع تخمین مدل را تعیین می‌کنیم. در مدل های مربوط به داده های ترکیبی اثرات فردی یا اختلاف بین مناطق از طریق عرض از مبدأهای متفاوت (αi) نشان داده می‌شوند. در صورت عدم وجود اختلاف معنادار در مناطق، مدل فوق را می‌توان با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به صورت $POOL$ برآورد کرد. اما در صورت وجود اثرات فردی، می باید از روش پانل دیتا برای برآورد مدل استفاده کرد، از این رو، ابتدا به منظور تعیین وجود عرض از مبدأ جداگانه برای کشورهای مورد مطالعه از آماره F استفاده می‌شود. نتیجه آزمون F در حالت‌های مختلف شامل زیرمجموعه‌های گوناگونی از متغیرهای توضیحی، حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر برابری عرض از مبدأهای کشورها است. بنابراین، برای برآورد مدل باید از روش داده های پانل استفاده کرد.

جدول ۵. خلاصه روش آزمون F برای ستون های تخمین زده شده

	مقدار آماره آزمون	درجه آزادی	احتمال	نتیجه آزمون
ستون اول	۲/۸۲	۱۹/۲۸	۰/۰۰۰۱	رد فرضیه صفر
ستون دوم	۳/۵۴	۷/۳۲	۰/۰۰۶۳	رد فرضیه صفر
ستون اول: درجه باز بودن، نرخ بازگشت سرمایه، سرمایه انسانی				
ستون دوم: درجه باز بودن، نرخ بازگشت سرمایه، سرمایه انسانی، فساد و ریسک سیاسی، رشد اقتصادی، نقدینگی، مخارج تحقیق و توسعه				

برای تصمیم گیری در مورد به کارگیری روش اثر ثابت یا اثر تصادفی از آزمون هاسمن که آماره آن دارای توزیع "کای دو" است، استفاده می شود. این آزمون در حقیقت، آزمون فرضیه ناهمبسته بودن اثرات انفرادی و متغیرهای توضیحی است، که طبق آن، تخمین های حداقل مربعات تعمیم یافته تحت فرضیه صفر، سازگار و تحت فرضیه مقابل ناسازگار است. می توان چنین توضیح داد که اگر فرض کنیم:

$$FDI_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + u_{it} \qquad (۲)$$

به طوری که Xit بردار متغیرهای توضیحی و αi عرض از مبدأ است که به صورت اثر ثابت یا اثر تصادفی برآورد می شود. زمانی که αi به عنوان پارامتری باشد که قرار است برای هر یک

از مقاطع به صورت جداگانه تخمین زده شود، به آن، یک "اثر ثابت" گفته می شود. "اثر ثابت" به این معنی است که امکان همبستگی بین αi و متغیرهای توضیحی (Xit) وجود دارد ($E(\alpha i) \neq 0$ (Xit). نتایج آزمون هاسمن دلالت بر رد فرضیه یک داشته، و نشان می دهند که می‌توان از روش اثرات تصادفی در برآورد مدل استفاده کرد.

جدول ۶. نتایج آزمون هاسمن

	مقدار آماره آزمون	درجه آزادی	احتمال	نتیجه آزمون
ستون اول	۳/۸۱۶۸	۳	۰/۲۸۱۹	رد فرضیه صفر
ستون دوم	۳/۲۲۹۸	۷	۰/۳۸۲۳	رد فرضیه صفر

ستون اول: درجه باز بودن، نرخ بازگشت سرمایه، سرمایه انسانی
ستون دوم: درجه باز بودن، نرخ بازگشت سرمایه، سرمایه انسانی، فساد و ریسک سیاسی، رشد اقتصادی، نقدینگی، مخارج تحقیق و توسعه

بنابراین مدل FDI با استفاده از داده های پنل با اثرات تصادفی تخمین زده شده است. مدل در قالب دو ستون مجزا تخمین زده شده است و هدف آن، نشان دادن استحکام مدل با وجود اضافه نمودن متغیرها است؛ علاوه بر اینکه متغیرها معنادار نیز باقی می‌مانند.

ستون اول، مدل اصلی است که جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را به‌وسیله متغیرهایی همچون درجه باز بودن، نرخ بازگشت سرمایه و سرمایه انسانی نشان می دهد. در مجموع این عوامل حدود ۰/۹۹ درصد تغییرات در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را توضیح می دهند. در ستون دوم، فساد و ریسک سیاسی، رشد اقتصادی، نقدینگی، مخارج تحقیق و توسعه مدل وارد شده اند. یک نکته اساسی در تخمین وجود دارد و آن هم معنادار باقی ماندن متغیرها در هر مرحله از تخمین می‌باشد که این می‌تواند نشان‌دهنده استحکام مدل در توضیح علل اصلی تغییرات FDI باشد.

جدول ۷. نتایج برآورد مدل FDI (۲۰۱۵-۱۹۸۰)

علامت اختصاری	متغیرها	(۱)	(۲)
C	عرض از مبدأ	-۱/۱۲***	-۰/۱۲***
		(۰/۲۵۱)	(۰/۰۴۹)
OPENNES	درجه باز بودن	۰/۰۰۴***	۰/۰۰۰۶***
		(۰/۰۰۰۰۵)	(۰/۰۰۰۶)
RETURN	نرخ بازگشت سرمایه	۰/۵۶***	۰/۴۲**
		(۰/۱۰۴)	(۰/۲۱)
GPI	سرمایه انسانی	۰/۷۵***	۰/۰۹*

علامت اختصاری	متغیرها	(۱)	(۲)
		(۰/۰۹۷)	(۰/۰۵)
CORRUPTION	فساد و ریسک سیاسی		۰/۱۲
			(۰/۱۱)
GG	رشد اقتصادی		۰/۰۳***
			۰/۰۱۱
BROADMONEY	نقدینگی		۰/۰۰۴***
			(۰/۰۰۰۳)
RDE	مخارج تحقیق و توسعه		-۰/۱۵
			(۰/۳۸)
S.D.dependent var	انحراف معیار متغیر وابسته	۲۱/۶۹	۲/۷۸
R-Squared	ضریب تعیین	۰/۹۸۸	۰/۹۸۹
Adjusted R-Squared	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۹۸۸	۰/۹۸۷
Durbin-Watson	آمارهDW	۱/۲۴	۱/۱۷
F-Statistic	آماره F	۸۹۶۲/۸۸***	۵۱۶/۹۶***
	داده‌های مقطعی	۲۰	۸
	تعداد مشاهدات	۳۱۲	۴۷

توجه: انحراف معیارها داخل پرانتز می باشند.

(* در سطح۹۰ درصد معنی دار - ** در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار - *** در سطح ۹۹ درصد معنی دار)

نتایج حاصل از تخمین را می توان به شرح زیر خلاصه نمود:

- اثر درجه باز بودن به صورت مستقیم و معنی دار بر جذب سرمایه مستقیم خارجی مؤثر است.به عبارت دیگر با افزایش درجه باز بودن، سرمایه گذاران خارجی انگیزه بالاتری برای سرمایه‌گذاری پیدا کرده اند. باز بودن اقتصاد دو اثر متضاد دارد:

۱) *FDI* با جهت گیری بازار

۲) *FDI* با جهت گیری صادراتی

هدف *FDI* با جهت گیری بازار در واقع تجهیز سرمایه‌گذاری در یک کشور معین برای عرضه کالا و خدمات به بازار محلی است. این نوع سرمایه‌گذاری ممکن است وظیفه نگهداری و حفاظت از بازارهای موجود، با ایجاد علاقه در مشتریان و یا گسترش بازارهای جدید داخلی را به عهده بگیرد. در این حالت، *FDI* به رغم ایجاد محدودیت های صادراتی درکشور میزبان به منظور تأمین نیازهای داخلی انجام می شود. از سوی دیگر، هدف از *FDI* با جهت گیری صادرات، به کارگیری منابع ویژه و مشخص در کشورهای میزبان است؛ به طوری که متعاقب آن محصول تولید شده را به کشور عرضه کننده یا کشور ثالث صادر می کنند. درجه کمِ بازبودن اقتصاد باعث جذب سرمایه‌گذاری خارجی با جهت بازاری خواهد شد؛ زیرا شرکت‌ها می خواهند از تعرفه ها و هزینه‌های انتقال اجتناب کنند و سرمایه‌گذاری ها را با استفاده از منابع تولید ارزان کشورِ مقصد به منظور صادرات انجام دهند و این سرمایه‌گذاری در صورتی انجام می شود

که تعرفه ها کاهش یابند. هدف از این شکل سرمایه‌گذاری، بازار داخلی نیست؛ بلکه صادرات کالاهای تولیدی هدف اصلی تلقی می شود. چون این دسته از تمایلات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای رسیدن به بازارهای دیگر، با استفاده از تولیدات محلی کم هزینه صورت می گیرد؛ بدون اینکه لزوماً سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با جهت بازاری حذف شود. در نتیجه بازبودن اقتصاد باعث جذب آن می شود.

- نرخ بازگشت سرمایه به صورت مستقیم و معنی دار بر جذب سرمایه مستقیم خارجی مؤثر است. چون تصمیم به سرمایه‌گذاری به مقدار ریسک و بازده سرمایه در آن اقتصاد بستگی دارد. افزایش نرخ بازگشت سرمایه، باعث افزایش در نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید ناخالص حقیقی خواهد شد.
- سرمایه انسانی به صورت مستقیم و معنی دار بر جذب سرمایه مستقیم خارجی مؤثر است. به عبارت دیگر، ضریب این متغیر بیانگر این است که افزایش در سرمایه انسانی، باعث افزایش در نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید ناخالص حقیقی خواهد شد. افزایش سرمایه انسانی در کشور علاوه بر توانایی انجام کارهای پیچیده به عنوان یک عامل، سبب تغییر ساختاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در شرکت‌های بین المللی از تولیدات کاربر به تولیدات تکنولوژی بر می‌شود. به عبارت دیگر، وجود سرمایه انسانی خبره در سازمان‌های تجاری، عامل مهم و مؤثر بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌باشد.
- اثر متغیر فساد و ریسک سیاسی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی معنادار نمی‌باشد. حتی با وجود اینکه محیط اقتصادی مساعد، فساد و ریسک سیاسی، می تواند موانعی برای سرمایه گذاران خارجی در یک کشور به وجود آورد، اما در واقع رابطه بین فساد و ریسک سیاسی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مبهم است. محققان بسیاری نیز رابطه ای بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و فساد و ریسک سیاسی پیدا نکرده اند. برای مثال می توان کشور آنگولا را که دارای ریسک و فساد بسیار زیاد می‌باشد، نام برد که در سال های ۱۹۹۸ و ۱۹۹۹ در بین کشورهای صحرای آفریقا به دلیل نرخ بازگشت سرمایه بالا، مقام نخست را در جذب سرمایه کسب کرد (سازمان ملل، ۲۰۱۶). نرخ بازگشت سرمایه بسیار زیاد در واقع برای پوشش ریسک بالای کشور بوده است. در جدول زیر به خلاصه‌ای از تحقیقات انجام گرفته اشاره می شود:

جدول ۸. تأثیر متغیر فساد و ریسک سیاسی در مطالعات انجام گرفته

متغیر/ اثر متغیر	اثر مثبت	اثر منفی	عدم معنا داری
فساد و ریسک سیاسی	-	Scheneider & Frey (1985)	Loree & Guisinger (1995)
	-	Edwards (1990)	Jaspersen et al (2000)
	-	-	Hausmann & Fernandez-Arias (2000)
	-	-	مشیری و کیان‌پور (۱۳۹۱)

● اثر رشد اقتصادی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مثبت است؛ زیرا توسعه بالفعل اقتصادی به طور معمول به وسیله نرخ رشد اقتصادی مشخص می‌شود. براساس مطالعات پاتریک[1] (۱۹۹۶)، جامعه ای توسعه یافته و یا با رشد اقتصادی بالا نیازمند جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. پاتریک معتقد است رشد بخش های واقعی اقتصاد به رشد بازارهای مالی و جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کمک می کند. به این ترتیب که در آغاز رشد، بازارهای مالی از طریق ایجاد جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به رشد بیشتر اقتصاد کمک می‌کند. رشد اقتصادی علاوه بر اینکه از طریق قیمت ها بر عرضه و تقاضای بازار اثر می گذارد (طبق نظریه راسل)، می‌تواند سطح اطمینان بازار را نیز افزایش دهد و از این طریق، زمینه های رشد تقاضای داخلی و بین المللی را فراهم می آورد.

● تأثیر نقدینگی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از لحاظ آماری مثبت و معنا دار برآورد شده است؛ زیرا نقدینگی که خود به دلیل آزاد سازی بازار و رفع محدودیت های سرمایه گذاری ایجاد می‌شود، منجر به رشد بازار سرمایه و سرمایه‌گذاری بیشتر می‌شود (وفایی، ۱۳۷۸). از نظر لوین افزایش میزان نقدینگی، یکی از عوامل مؤثر بر رشد بازار است. رشد اقتصادی از طریق قیمت ها و نقدینگی بر بازار اثر می گذارد که باعث ورود سرمایه گذاران خارجی به بازار و افزایش مشارکت در سرمایه گذاری و افزایش عمق بازار و در نهایت، منجر به توسعه بازار و جذب سرمایه بیشتر می شود (لوین و زروس[2]، ۱۹۹۸).

● مخارج تحقیق و توسعه از لحاظ آماری، بی‌معنی است و ارتباط خاصی با جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ندارد و می‌تواند به این دلیل باشد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ایجادشده از طریق جریان تکنولوژی در سطح بین‌المللی، به میزان زیادی به توانایی کشور میزبان به ارتباط متقابل جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مخارج تحقیق و توسعه بستگی دارد. درواقع، مخارج R&D داخلی در برخی موارد به معنی صرف هزینه برای فعالیت-هایی است که تکنولوژی وارداتی را با شرایط داخلی کشور میزبان سازگار می‌سازد. در واقع، جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با تسهیل در جذب تکنولوژهای وارداتی، به طور مثبت تحت تأثیر قرار می‌گیرد (منکیوسی[3]، ۲۰۰۴، فوستر[4]، ۲۰۰۸). اگرچه این متغیر معنی دار نبود، اما نشان داد معنی دار بودن متغیرهای اصلی از بین نرفته است.

۶. نتیجه‌گیری

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) از کانال های مختلفی به طور مستقیم و غیرمستقیم، جامعه را متاثر می کند. هر کشور با توجه به موقعیت اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی و سیاسی

1. Patrik
2. Levine & Zervos
3. Mancusi
4. Foster

خود تلاش می کند راه هـای جـذب سـرمایه‌گـذاری مسـتقیم خـارجی را شناسـایی و موانـع و مشکلات آن را برطرف نماید. عوامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری مستقیم خـارجی متعـدد مـی باشند و می توان گفت جـذب آن بـه کـل عوامـل اقتصـادی و در مجمـوع بـه کـل سیسـتم و ساختارهای اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگـی وابسـته مـی‌باشـد، بررسـی عوامـل جـذب سرمایه‌گذاری از مهم ترین زمینه های مطالعاتی اقتصاددانان است؛ چرا کـه سـرمایه گـذاری از منابع اصلی رشد و توسعه اقتصادی است.

این مقاله به بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای منطقه منـا طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۰ پرداخته و تحلیل مذکور در چارچوب داده‌های ترکیبی یک الگوی "اثر تصادفی" انجام شده است؛ تا تفاوت های خاص هر یک از کشورها تفکیک شود. از نتایج جالـب این مطالعه آن است که فساد و ریسک سیاسی و مخارج تحقیق و توسعه، تأثیری بر جذب *FDI* درکشورهای منطقه منا نداشته اند. نتایج فوق را شاید بتوان به این صورت تحلیل کرد کـه اگـر نرخ بازگشت سرمایه، نااطمینانی های ناشی از وجود ریسک و فساد سیاسی و مخارج تحقیـق و توسعه بالا را پوشش دهد، سـرمایه گـذاران خـارجی نبایـد نگـران سـرمایه‌گـذاری هـای خـود درکشورهایی که از سیستم سیاسی و اقتصادی پایداری برخوردار نبوده، باشند.

با توجه به نتایج به‌دست آمده از مدل رگرسیون برای کشورهای منطقه منا در این مطالعـه، می توان پنج عامل اصلی در جذب *FDI* توسط کشورهای منطقه منا را شناسایی کرد:

الف) رابطه مثبت و معنا دار نرخ بازگشت سرمایه و *FDI* است. ایـن نتیجـه، درواقـع تأییـد کننده نظریه سرمایه‌گذاری نئوکلاسیک ها اسـت کـه درآن، نـرخ بازگشـت سـرمایه بـه عنـوان مهمترین عامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری معرفی می شود. افزایش نرخ بازگشت سرمایه خـود مربوط به سطح توسـعه یـافتگی و میـزان کـارآیی کشـورها دارد. ایـن نـرخ همچنـان تاحـدی نااطمینانی های ناشی از ریسک سیاسی، فساد و تورم بالا را نیز تحت پوشش قرار می دهد.

ب) سرمایه انسانی که افزایش آن موجب افزایش *FDI* مـی شـود. افـزایش سـرمایه انسـانی درکشور موجب افزایش کارآیی و بهـره وری تولیـد، افـزایش توانـایی انجـام کارهـای پیچیـده، همچنین افزایش انعطاف پذیری درمسؤولیت پذیری نیـروی انسـانی و انعطـاف نیـرو درتصـدی مشاغل جدید، همسو با تحولات تکنولوژیکی در داخل، صنعتی می شود.

ج) عامل تأثیرگذار دیگر بر *FDI*، رشد اقتصادی یک کشور است که نشان می‌دهـد افـزایش رشد اقتصادی محیط مناسبی برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی خواهد بـود. د) عامـل تأثیرگذار دیگر، نقدینگی یک کشور است که نشان می‌دهد اثر مثبت نقدینگی در سـطح تولیـد در کوتاه مدت می‌تواند به علت افـزایش فعالیـت‌هـای اقتصـادی، باعـث جـذب سـرمایه‌گـذاری مستقیم خارجی شود.

ه) در نهایت، عامل آخر درجه بازبودن اقتصاد است که می‌تواند در تشـویق سـرمایه گـذاران خارجی برای سرمایه‌گذاری درکشورهای میزبان به منظور صادرات کالا مؤثر باشد. سیاست های

دولت ها برای تعامل بیشتر با دنیای خارج و افزایش درجه بازبودن اقتصاد می‌تواند به صورت عامل مؤثری برای افزایش جذب *FDI* عمل کند.

در مجموع، پنج متغیری که در این مطالعه به عنوان عوامل اصلی مؤثر بر جذب *FDI* مشخص شده اند، هریک به نحوی به سیاست‌گذاری های دولتی مربوط می‌شوند. دولت ها می توانند در تأمین شرایط مناسب برای فضای کسب و کار و افزایش کارآیی و درنتیجه، افزایش نرخ بازگشت سرمایه بسیار مؤثر باشند. ثبات و پایداری اقتصادی و سیاسی و نقدینگی ملایم در کوتاه مدت نیز احتمالاً خواهد توانست از طریق افزایش نرخ بازگشت خالص سرمایه، موجب تشویق بیشتر سرمایه‌گذاری خارجی شود. علاوه براین، سیاست های تشویقی دولت ها در ایجاد و گسترش زیرساخت های نیروی انسانی تحصیل‌کرده نیز می توانند در جذب *FDI* تأثیر مثبتی داشته باشد.

منابع

- بهکیش، محمد مهدی. (۱۳۸۰). *اقتصاد ایران در بستر جهانی شدن*. تهران: نشر نی، ۹-۳.
- حیدری، پروین و افشاری، زهرا. (۱۳۹۱). عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با تاکید بر شاخص های حکمرانی. *پژوهشهای رشد و توسعه پایدار*، شماره ۴۱: ۱۷۰-۱۴۱.
- داوودی، پرویز و شاهمرادی، اکبر. (۱۳۸۳). بازشناسی عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران و ۴۶ کشور جهان. *فصلنامه پژوهش های اقتصادی*، شماره ۲۰: ۱۱۳-۸۱.
- قادری، سیمین و دهمرده، نظر. (۱۳۹۲). تأثیر زیرساخت های اقتصادی و اجتماعی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب. *جغرافیا و آمایش شهری-منطقه‌ای*، شماره۸: ۶۸-۴۱.
- قندهاری، مهسا؛ اکبریانی، سعید؛ حبیبی راد، سونیا؛ عباچیان، رضا و محمدی، احمدرضا. (۱۳۹۴). بررسی تأثیر آزادسازی تجاری و وضعیت فضای کسب و کار بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بین کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی در بازه زمانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۲. *فصلنامه مدیریت دولتی*، شماره ۲۲: ۳۲۸-۳۰۳.
- مشیری، سعید و کیان‌پور، سعید. (۱۳۹۱). عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی- یک مطالعه بین کشوری (۲۰۰۷-۱۹۸۰)، *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره۹، شماره۲ : ۱۲-۳.
- مهدوی عادلی، محمد حسین؛ کاظمی، علی و فیض محمدی، شیرین. (۱۳۹۱). بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات در ایران (۱۳۵۲ الی ۱۳۸۷). *مجله اقتصاد پولی و مالی*، سال نوزدهم، شماره ۳: ۱۶۸-۱۵۱.
- نصیری‌نژاد، محمدرضا؛ استادی، حسین و هرتمنی، امیر. (۱۳۹۳). بررسی تأثیر مالیات بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای عضو دی هشت. *پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی*. سال چهارم، شماره ۱۴: ۸-۲۹.

- نگهداری، ابراهیم. (۱۳۹۳). نقش سرمایه انسانی در اثر بخشی سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در مجموعه کشورهای حوزه خلیج فارس. *سیاست های راهبردی و کلان*، سال دوم، شماره ۵: ۷۶-۶۷.
- نورانی، سید محمد رضا. (۱۳۷۴). تجزیه و تحلیل اقتصادی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اقتصاد ایران. پایان نامه دوره دکتری، دانشگاه تربیت مدرس.
- وفایی، سارا. (۱۳۸۷). مطالعه تطبیقی سرمایه گذاری خارجی در بازار سرمایه ایران و کشورهای حوزه خلیج فارس. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی.
- هادی زنوز، بهروز. (۱۳۷۹). *سرمایه‌گذاری خارجی در ایران*، نشر پژوهش فروزان‌فر.

- Asiedu, E. (2002). On the determinants of foreign direct investment to developing countries: is Africa different?. *World Development*, *30*(1), 107-119.
- Banga, R. (2009). Impact of government policies and investment agreements on FDI inflows. *Indian Council for Research on International Economic Relations*, 1-43.
- Bayraktar, N. (2015). Importance of Investment Climates for Inflows of Foreign Direct Investment in Developing Countries. *Business and Economic Research*, *5*(1), 24-50.
- Behkashim, M. M. (2001). *Iran's economy in the context of globalization*. Tehran: Nei publishing (in Persian)
- Brenton, P. A., & Winters, L. A. (1987). Estimating the international trade effects of '1992': West Germany. *JCMS: Journal of Common Market Studies*, *30*(2), 143-156.
- Casson, M. (1976). *The future of the multinational enterprise*. Springer.
- Chunlai, C. (1997). *The location determinants of foreign direct investment in developing countries* (No. 1997-12). University of Adelaide, Chinese Economies Research Centre.
- Davoudi, P., & Shahmoradi A. (2004). Recognition of factors affecting the recruitment of foreign direct investment in Iran and 46 countries. *Journal of Economic Research*, 20, 113-81. (in Persian)
- Dunning, J. H. (1997). The European internal market programme and inbound foreign direct investment. *JCMS: Journal of Common Market Studies*, *35*(2), 189-223.
- Frawsen, G., & Josefsson, H. (2004). FDI & DevelopIng Countries, How to Attract Trans-National Corporation?. *School of Economics and Management, LUND University*, (36).
- Ghaderi, S., & Dahmardeh, N. (2013). The effect of economic and social infrastructure on the recruitment of foreign direct investment and economic growth in selected countries. *Geography Magazine and Urban-Regional Planning*, 8, 41-68 (in Persian)
- Ghandahari, M., Akbariani, S., Habibi Rad, S., Abachian Ghassemi, R. & Mohammadi Sofla, A. (2015). The impact of trade openness and business environment on foreign direct investment: A panel data of world countries from 2004 to 2012. *Journal of Public Administration (JPA),* 22, 303-328. (in Persian)
- Globerman, S. (2000). Trade, FDI and regional economic integration: Cases of North America and Europe. In *Enhancing Investment Cooperation in Northeast Asia conference, Honolulu, August* (pp. 7-9).
- Hadi Zenuz, B. (2000). *Foreign investment in Iran*. Tehran: Forouzanfar Research. (in Persian)
- Hausmann, R., & Fernandez-Arias, E. (2000). The new wave of capital inflows: Sea change or just another title?. *Inter-American Development Bank Working Paper*, *417*.
- Heidari, P., & Afshari, Z. (2012). Economic and social factors affecting the recruitment of foreign direct investment, with emphasis on governance indicators.

Journal of Sustainable Growth and Development Researches, 41: 141-170 (in Persian)

- Jaspersen, F. Z., Aylward, A. H., & Knox, A. D. (2000). Risk and private investment: Africa compared with other developing areas. In *Investment and Risk in Africa* (pp. 71-95). Palgrave Macmillan, London.
- Levine, R., & Zervos, S. (1998). *Capital control liberalization and stock market development*. The World Bank, 26.
- Loree, D. W., & Guisinger, S. E. (1995). Policy and non-policy determinants of US equity foreign direct investment. *Journal of International Business Studies*, *26*(2), 281-299.
- Mahdavi Adali, M. H., Kazemi, A., & Feiz Mohammadi, S. (2012). Investigating the effect of foreign direct investment on exports in Iran (1973-2008). *Journal of Monetary and Financial Economics*, 3(19), 151- 168. (in Persian)
- Mancusi, M. L. (2008). International spillovers and absorptive capacity: A cross-country cross-sector analysis based on patents and citations. *Journal of International Economics*, *76*(2), 155-165.
- Moshiri, S., & Kianpour, S. (2012). Factors affecting the recruitment of foreign direct investment - an intergovernmental study (1980-2007). *Quarterly Journal of Quantitative Economics,* 33(2), 1-30. (in Persian)
- Nassiri Nezhad, M. R., Ostadi H., & Heratmani, A. (2014). The impact of taxation on the recruitment of foreign direct investment in the countries of the D-8. *Economic Development Researches,* 14, 8-29 (in Persian)
- Negahdari, I. (2014). The role of human capital in the effect of foreign direct investment on economic growth in the Persian Gulf, *Strategic and Metropolitan Policies*, 5, 76-67. (in Persian)
- Nourani, S. M. R. (1995). Economic analysis of the effect of foreign direct investment on Iranian economy, Thesis of Doctoral Department, Tarbiat Modarres University. (in Persian)
- Onyeiwu, S. (2002). Analysis of FDI flows to developing countries: Is the MENA region different. In *ERF 10th Annual Conference, December, Marrakech, Morocco*.
- Patrik, H.T. (1966). On the Mechanics of Economic Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries. *Economic Development and Cultural Change Journal, 14*(2), 174-189.
- Roman, M. (2012). Models of foreign direct investments influence on economic growth: evidence from Romania. *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 3(1), 25-29.
- Schneider, F., & Frey, B. S. (1985). Economic and political determinants of foreign direct investment. *World development*, *13*(2), 161-175.
- United Nations (2016). World Investment Report 2016: FDI and the Challenge of Development, United Nations Publication, Geneva.
- Vafai, S. (2008). Comparative study of foreign investment in the capital market of Iran and the Persian Gulf, Master's Thesis, Islamic Azad University, Central Tehran Branch.(in Persian)
- Vernon, R. (1960). International investment and international trade in product cycle. *The Quarterly Journal of Economics*, 80, 128- 231.
- World Bank (2016). World Development Indicators (Cd-Rom).

دوفصلنامهٔ سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)
سال هفتم، شمارهٔ اول، بهار و تابستان ۱۳۹۸ (پیاپی ۱۹)

مقالهٔ پژوهشی

عوامل تعیین‌کننده مخارج دفاعی در ایران[۱]

نرگس مرادخانی[۲]، محمد تائبی[۳] و مصطفی دین‌محمدی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۲/۰۳
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۵/۰۱

چکیده

هدف از این مطالعه بررسی عوامل تعیین‌کننده هزینه دفاعی در ایران با استفاده از مدل تقاضای هزینه‌های نئوکلاسیکی است. برای این منظور از آخرین آمار در دسترس در سال ۱۳۹۶ برای دوره زمانی ۴۷ سال استفاده گردیده است. دراین‌ارتباط، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی اعم درآمد سرانه، درآمد نفت، هزینه غیرنظامی دولت، نرخ ارز واقعی و متغیرهای سیاسی و استراتژیک ازجمله سطح دموکراسی، جنگ و مناقشه با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) بررسی شده است.

نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای درآمد نفت و هزینه غیرنظامی دولت، تأثیر مثبت و معنی‌دار و متغیر سرانه تولید ناخالص داخلی، تأثیر منفی روی هزینه نظامی دارند. سطح دموکراسی در کوتاه‌مدت، تأثیر مثبت و در بلندمدت، تأثیر منفی بر هزینه نظامی دارد و نرخ ارز واقعی در کوتاه‌مدت، تأثیر منفی و در بلندمدت، تأثیر مثبت روی هزینه دفاعی دارد. همچنین، مناقشات منطقه‌ای به‌عنوان متغیر مجازی، تأثیر مثبت و معنی‌داری روی هزینه نظامی دارد. در کل، می‌توان نتیجه گرفت که عوامل مؤثر بر هزینه دفاعی در ایران فقط

---

۱. شناسه دیجیتال (DOI): **10**.22051/EDP.2019.19407.1144
۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه زنجان (نویسنده مسئول)؛ nmoradkhani@znu.ac.ir
۳. کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه زنجان؛ Mohammad.taebi71@gmail.com
۴. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه زنجان؛ dinm@znu.ac.ir

اقتصادی نیستند و برای بررسی میزان هزینه دفاعی، باید شرایط سیاسی و استراتژیکی و حتی شرایط جغرافیایی نیز در نظر گرفته شوند.

واژگان کلیدی: مخارج دفاعی، درآمد نفت، دموکراسی، مدل خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی
طبقه‌بندی JEL: H5, H55, H56

۱. مقدمه

موضوع اقتصاد و رابطه آن با نظامی‌گری تحت عنوان اقتصاد دفاع، بحث بسیار مهم و پیچیده‌ای است که از زوایای مختلف قابل‌تأمل و بررسی است. اقتصاد از ناحیه فعالیت‌های نظامی می‌تواند هم رشد یابد و هم مورد آسیب قرار گیرد. بعضی از کشورها از طریق تولید و فروش تسلیحات جنگی توانسته‌اند درآمد ارزی زیادی به دست آورند. شعله‌ور شدن آتش جنگ در نقاط مختلف جهان تا حدودی متأثر از ملاحظات اقتصادی تولیدکنندگان این سلاح‌ها است که در کنار عوامل دیگری از قبیل نیل به اهداف سیاسی، آزمایش عملی سلاح‌ها و فراهم آمدن بستر لازم برای تحقیقات بیشتر در خصوص سلاح‌های پیشرفته، همیشه موردتوجه تولیدکنندگان بوده، و در کشورهای عقب‌مانده و درحال‌توسعه وضعیت تا حدود زیادی متفاوت است؛ به‌طوری‌که در کشورهای یادشده، هزینه‌های نظامی که معمولاً برای تأمین امنیت صرف می‌شود، توان اقتصادی کشورها را تحلیل برده و درنتیجه، معیشت و فرایند توسعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد (گل خندان[1]، ۲۰۱۴).

امنیت، یک کالای عمومی است و همان‌طور که آدام اسمیت مطرح کرده است، همه دولت‌ها تلاش می‌کنند تا با صرف مخارج دفاعی، امنیت شهروندان خود را تأمین کنند. به‌تبع امنیت می‌توان اقتصاد دفاع را زیرمجموعه‌ای از اقتصاد بخش عمومی دانست. با توجه به اثرات خارجی امنیت، تقویت توان دفاعی یک کشور برای دیگر کشورها حائز اهمیت است؛ به این معنی که مسلح شدن یک کشور برای دیگر کشورها می‌تواند تبعات مثبت یا منفی به همراه داشته باشد (اسمیت[2]، ۱۹۹۵).

عوامل اقتصادی، سیاسی و راهبردی متفاوتی می‌توانند بر تقاضای هزینه دفاعی تأثیرگذار باشند. در کشورهای دارای درآمد نفتی، یکی از عوامل اقتصادی مؤثر بر هزینه دفاعی می‌تواند اندازه درآمدهای نفتی باشد که به‌عنوان منبع مالی برای هزینه نظامی در این کشورها به شمار می‌رود. همچنین، نوع رژیم حاکم بر یک کشور می‌تواند از عوامل اصلی تعیین‌کننده مخارج دفاعی در آن کشور قلمداد شود.

---

1. Golkhandan
2. Smith

این تحقیق، به بررسی عوامل تعیین‌کننده ذکر شده بر مخارج دفاعی در ایران با استفاده از داده‌های سالانه برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۴۶ پرداخته است:

مطالعه حاضر به شرح ذیل تنظیم شده است. پس از مقدمه، مبانی نظری شامل مروری گذرا بر مطالعات انجام‌شده در خصوص هزینه دفاعی و سپس تعریفی از هزینه دفاعی و نظریات اقتصادی در خصوص آن ارائه شده است. بخش بعدی به تخمین مدل پویا، مدل بلندمدت و مدل تصحیح خطا[1] با استفاده از تکنیک ARDL می‌پردازد. در بخش پایانی، نتیجه‌گیری و پیشنهادات تحقیق ارائه می‌گردد.

۲. پیشینه تحقیق

در این بخش، مطالعات تجربی انجام شده در خصوص موضوع پژوهش که در داخل و خارج از کشور منتشرشده‌اند، خلاصه‌ای از نتایج برخی از آنها ارائه می‌شود.

علی و عبدالطیف[2](۲۰۱۳)، به بررسی تأثیر منابع معدنی بر مخارج نظامی ۱۹ کشور خاورمیانه و شمال آفریقا با استفاده از مدل پانل دیتا برای داده‌های سالانه، برای دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۷، پرداخته‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل، نشان می‌دهد که درآمدهای نفت و منابع جنگلی باعث افزایش در مخارج نظامی می شود. همچنین نتایج این تحقیق حاکی از آن است که رانت حاصل از زغال‌سنگ و گاز طبیعی، اثر منفی روی مخارج نظامی دارد، درحالی‌که رانت حاصل از سایر مواد معدنی تأثیری روی مخارج نظامی ندارد.

آنفوفوم[3] (۲۰۱۳)، به بررسی تأثیر عوامل کلان اقتصادی بر هزینه نظامی نیجریه با استفاده از آزمون هم انباشتگی، آزمون علیت و مدل خود رگرسیون برداری پرداخته است. برآورد مدل در این مطالعه نشان می دهد که درآمد نفت، نرخ ارز خارجی، تولید ناخالص داخلی واقعی و درآمد غیرنفتی تأثیر بلندمدت قابل توجهی روی مخارج دفاعی دارند. همچنین، درآمد حاصل از نفت، درآمد حاصل از سایر بخش‌ها و هزینه نظامی با هم ارتباط تعادلی بلندمدت دارند.

شیخ و چادوری[4] (۲۰۱۳)، به بررسی تأثیر عوامل اقتصادی، سیاسی و استراتژیک در تعیین هزینه نظامی هند و پاکستان با استفاده از رهیافت آزمون کرانه های مدل خود رگرسیون با وقفه های توضیحی برای داده‌های سالانه، برای دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۷، پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی واقعی و هزینه‌های غیرنظامی دولت، تأثیر مثبتی روی هزینه نظامی هر دو کشور دارد. شاخص دموکراسی تأثیر مثبت روی هزینه نظامی پاکستان و تأثیر منفی روی هزینه نظامی هند دارد. همچنین، عوامل استراتژیک مانند تهدید اتمی، جنگ‌ها و تهدیدهای داخلی تأثیر مثبتی روی هزینه نظامی هر دو کشور دارند.

---

1. Error Correction Mechanism (ECM)
2. Ali & Abdellatif
3. Anfofum
4. Sheikh & Chaudhry

وانگ[1] (۲۰۱۲)، به بررسی عوامل مختلف تعیین کننده هزینه نظامی در کشورهای جنوب شرقی آسیا، برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۱، است. نتایج تحقیق نشان می دهد که شش عامل تعیین کننده مخارج نظامی در کشورهای جنوب شرقی آسیا تولید ناخالص داخلی، بار بدهی خارجی، نشت امنیت، تهدید چین، جمعیت و سطح دموکراسی هستند؛ به طوری که تولید ناخالص داخلی و تهدید چین، تأثیر مثبت و نشت امنیت، بار بدهی خارجی، جمعیت و سطح دموکراسی، تأثیر منفی روی هزینه نظامی دارند.

محمدیان منصور و گل خندان[2] (۱۳۹۴)، به بررسی تأثیر هزینه نظامی بر بدهی های خارجی در کشور ایران با استفاده از مدل تصحیح خطا و تصحیح خطای برداری، برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۷، پرداخته اند. نتایج پژوهش نشان می دهد که ۱ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه و نسبت هزینه های غیرنظامی به تولید ناخالص داخلی در بلندمدت با فرض ثبات سایر متغیرها، به ترتیب، نسبت بدهی های خارجی به تولید ناخالص داخلی را بین ۱/۲ تا ۱/۹ درصد کاهش و ۱/۳ تا ۱/۳۳ درصد افزایش می‌دهد.

اسماعیل نیا و همکاران[3] (۲۰۱۲)، به بررسی تأثیر شوک درآمدهای نفتی بر مخارج دولتی در کشور ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۴۴، پرداخته اند. نتایج تحقیق نشان می دهد که مخارج نظامی و تأمین اجتماعی دولت، پاسخ مثبت و آماری مهمی به شوک درآمدهای نفتی دارند. همچنین، نتایج تحقیق حساسیت بالای تلاش های نظامی ایران را به شوک های نفتی غیرمنتظره نشان می‌دهد.

فرزانگان[4] (۲۰۱۲)، به بررسی و تحلیل اثرات شوک های هزینه دفاعی بر رشد اقتصادی در کشور ایران و با استفاده از روش آزمون پاسخ ضربه و تجزیه واریانس، برای دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۵۹، پرداخته است. نتایج تحقیق نشان می دهد که در طول دهه گذشته بودجه دفاعی ایران بالاتر از متوسط جهانی، و هدف از افزایش تحریم‌های بین‌المللی، کاهش قابلیت‌ها و ظرفیت‌های دفاعی دولت ایران بوده، و همچنین، نتایج علیت گرانجر حاکی از وجود علیتی یک‌طرفه از سمت رشد مخارج دفاعی به رشد اقتصادی است.

پورصادق و همکاران[5] (۲۰۰۷)، به بررسی تأثیر هزینه نظامی بر رشد اقتصادی در کشور ایران، برای دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۵۳، پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که افزایش سهم مخارج دفاعی در تولید ناخالص داخلی، منجر به بهتر شدن تراز تجاری شده و اثری مثبت بر بهبود رشد اقتصادی داشته است. متغیرهای نیروی کار و تولید ناخالص داخلی سرانه، تأثیر

1. Wang
2. Mohammadianmansor and Golkhandan
3. Ismaeilnia *et al.*
4. Farzanegan
5. Porsadegh *et al.*

مثبت بر رشد اقتصاد از خود نشان داده اند. همچنین این بررسی، تأثیر متغیرهای جنگ و واقعه ۱۱ سپتامبر بر رشد اقتصادی را منفی نشان داده است.

صدرآبادی و کاشمری[1] (۲۰۰۷)، به بررسی تأثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی و مصرف خصوصی کشور ایران، برای دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۵۳، پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی چون صادرات، سرمایه‌گذاری، نیروی کار، اثر کل بخش دفاعی و اثر کل بخش دولتی غیر دفاعی بر رشد اقتصادی کشور مثبت است.

بیضایی[2] (۲۰۱۱) به بررسی رابطه بین هزینه نظامی و متغیرهای اقتصادی، برای دوره زمانی ۱۳۷۶-۱۳۵۱، پرداخته است. نتایج حاصل از برآورد مدل حاکی از این است که رابطه قوی و معنادار مثبت بین متغیر بار نظامی و نظام شاهنشاهی وجود دارد. همچنین نتایج این تحقیق نشان می‌دهد شرایط جنگی و ارزش دلاری صادرات نفتی کشور نسبت به تولید ناخالص داخلی، تأثیر مثبتی روی مخارج نظامی دارد و مخارج نظامی، تأثیر منفی روی رشد اقتصادی در ایران دارد.

با بررسی مطالعات انجام‌شده، مشخص می‌شود یکی از خلأهای تحقیقاتی موجود در زمینه بررسی هزینه نظامی در ایران، استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی همزمان با متغیرهای سیاسی و استراتژیکی و بررسی تأثیر آنها بر میزان هزینه نظامی با استفاده از روش‌های تحلیل اقتصادسنجی کاربردی است. بروز بحران‌های پولی و مالی و نوسانات اقتصادی پیش‌بینی‌نشده، تغییرات سیاسی و بروز تحولات استراتژیک مانند جنگ و مناقشات منطقه‌ای عواملی هستند که می‌توانند بر عملکرد بودجه‌ای کشور در بخش نظامی تأثیرگذار باشند.

۳. مبانی نظری

مدل‌های تقاضای مختلفی در خصوص هزینه‌های دفاعی وجود دارد: مدل‌های انتخاب عمومی، رفتار اداری، پیمان‌ها، رقابت‌های تسلیحاتی و یا مدل‌های عمومی مربوط به هزینه‌های عمومی دفاع که می‌توان تمامی موارد بالا را در آن گنجاند (حسنی و عزیز نژاد[3]، ۲۰۰۷؛ به نقل از دان، ۱۹۹۶).

گروه دوم مطالعات (مدل‌های عمومی هزینه‌های دفاع) بر پایه اقتصاد نظری یا عوامل سیاسی هزینه دفاعی تمرکز دارند. به عبارتی، تمامی عوامل مؤثر بر هزینه دفاعی (اقتصادی، سیاسی، استراتژیک) را مدنظر قرار داده و سعی بر استفاده از آنها در تحلیل‌های تجربی دارند. مدل‌های عمومی هزینه دفاع که بر پایه اقتصاد نظری یا عوامل سیاسی هزینه دفاعی تمرکز دارند، به مدل‌های نئوکلاسیک هم معروف هستند.

---

1. Sadrabadi and Kashmari
2. Beyzaei
3. Hasani & Azizneghad

۳-۱. متغیرهای پژوهش

۳-۱-۱. متغیر وابسته

بار نظامی: نسبت مخارج نظامی دولت به تولید ناخالص داخلی را نشان می‌دهد. مقایسه اطلاعات مخارج نظامی در کشور ما به علت اینکه حاصل ترکیبی از مخارج برحسب پول ملی و مخارج ارزی برای واردات سلاح می‌باشد، با دو مشکل عمده، محاسبه شاخص تعدیل تورم مخارج نظامی و استفاده از نرخ ارز مناسب برای تعدیل مخارج ارزی به مخارج ریالی، رویارو می‌باشد (بیضایی، ۲۰۱۱).

توصیه محافل علمی در خصوص این مساله آن است که برای اجتناب از مسائل یادشده، بهتر است برای متغیر مخارج دفاعی از متغیر موسوم به بار نظامی که از حاصل تقسیم مخارج نظامی به مجموعه‌های کلان اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی به دست می‌آید استفاده شود.

۳-۱-۲. متغیرهای مستقل

درآمد نفت: این درآمد شامل فروش نفت خام، فروش فرآورده‌های نفتی و در برخی سال‌ها فروش گاز طبیعی است. انتظار می‌رود درآمدهای نفت، اثر مثبتی روی مخارج دفاعی داشته باشد؛ زیرا منبع مالی اصلی پرداخت برای مخارج دفاعی به‌عنوان یکی از اجزای بزرگ هزینه‌های جاری دولت است

تولید ناخالص داخلی سرانه: همان‌گونه که تئوری‌های اقتصادی بیان می‌کنند، رابطه بین تولید ناخالص داخلی و تقاضا برای هزینه نظامی مثبت باشد؛ زیرا طبق قانون انتظارات (عقلانی، تطبیقی) پیش‌بینی هزینه‌های نظامی (و غیرنظامی) با توجه به آمار هزینه‌های گذشته صورت می‌گیرد؛ همان‌گونه که قانون واگنر[1] بیان می‌کند، با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه، اندازه بخش عمومی اقتصاد افزایش می‌یابد که به دنبال آن، بحث امنیت نیز مطرح می‌شود که درنتیجه، هزینه‌های نظامی را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد (صدرآبادی و همکاران[2]، ۲۰۰۸).

نرخ ارز واقعی: متغیر نرخ ارز واقعی از حاصل‌ضرب نرخ ارز اسمی در بازار آزاد به نسبت شاخص قیمت کالاهای خارجی به شاخص قیمت کالاهای داخلی به دست می‌آید. انتظار می‌رود افزایش نرخ ارز واقعی، تأثیر مثبتی روی مخارج دفاعیداشته باشد؛ زیرا افزایش نرخ واقعی ارز به معنی کاهش ارزش پول داخلی در برابر ارزش پول خارجی (دلار) است و موجب افزایش درآمدهای ریالی دولت می‌شود و می‌تواند باعث افزایش هزینه نظامی شود (آنفوفوم[3]، ۲۰۱۳).

---

1. Wagner's Law
2. Sadrabadi *et al.*
3. Anfofum

نسبت مخارج مصرفی دولت بدون هزینه دفاع به تولید ناخالص داخلی: این متغیر، یکی از متغیرهایی است که می‌توان تأثیر آن را روی تقاضا برای مخارج دفاعی مورد بررسی قرار داد. انتظار می‌رود تأثیر این متغیر بر مخارج دفاعی مثبت باشد، زیرا با افزایش سالیانه مخارج غیر دفاعی دولت، مخارج دفاعی نیز افزایش پیدا می‌کند و دولت سعی می‌کند برای پوشش دادن پرداختی‌های مربوط به حقوق و امور نظامی را متناسب با افزایش هزینه‌ها، افزایش دهد. برای اندازه‌گیری مخارج غیرنظامی دولت، کل هزینه‌های دفاعی از کل هزینه‌های دولتی کم شده است.

این روند، مشکل مطرح شده توسط اندرسون[1] (۱۹۹۰) را برطرف می‌سازد که در آن، مصارف دولتی به‌جای مصارف دولتی نظامی (که مصارف دولتی منجر به سرریز از طریق هزینه نظامی می‌شد) وارد شده بود.

شاخص دموکراسی: لاینز[2] (۱۹۹۰) استدلال می‌کند که سیستم‌های ریاست جمهوری بیشتر از دموکراسی‌های پارلمانی مستعد ابتلا به جنگ داخلی هستند، که به دلیل عدم انعطاف‌پذیری و مشروعیت دوگانه که از دو انتخابات رئیس‌جمهوری و مجلس رخ می‌دهد.

بل و مورنو[3] (۲۰۰۹)، استدلال می‌کنند که دموکراسی ریاست جمهوری بیشتر از همتایان پارلمانی خود، روی بخش دفاعی هزینه می‌کنند و کشور اجراکننده سیستم‌های رأی‌گیری کثرت‌گرا، هزینه کمتری نسبت به کشورهای دارای سیستم نمایندگی، تناسبی در بخش دفاعی دارند؛ بنابراین، با توجه به مطالعات مذکور انتظار می‌رود تأثیر این متغیر بر مخارج دفاعی ، منفی باشد.

با توجه به مطالعات وانگ (۲۰۱۲)، بل و مورنو (۲۰۰۹) و شیخ[4] (۲۰۱۳)، شاخص دموکراسی به‌عنوان متغیر سیاسی وارد مدل می‌شود. مؤسسات مختلفی برای شاخص بندی متغیر دموکراسی وجود دارد؛ مانند مؤسسه لگاتوم و مؤسسه صلح سیستماتیک که داده‌های خود را هرساله منتشر می‌کنند. متغیر مورد استفاده در این مدل، با توجه به دوره زمانی تحقیق، شاخص پولیتی دو هست که توسط مؤسسه صلح سیستماتیک ارائه می‌شود. این شاخص در محدوده بین ۱۰+ و ۱۰- قرار می‌گیرد. عدد ۱۰+ نشان‌دهنده حکومت‌های دموکراتیک و سطح بالای دموکراسی است و عدد ۱۰- نشان‌دهنده حکومت‌های دیکتاتوری یا سطح دموکراسی پایین است.

متغیر مجازی جنگ و مناقشه: متغیر وارد شده در مدل، به این صورت است که برای سال‌های ۱۳۶۷-۱۳۵۹، ۱۳۶۹، ۱۳۸۱ و ۱۳۸۳ و ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، ۱۳۹۳ که به ترتیب، بیانگر

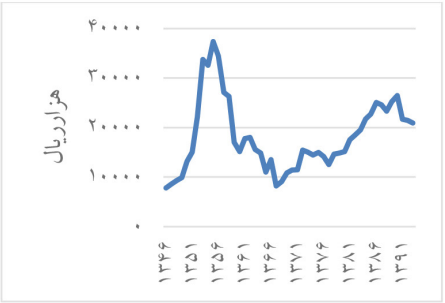
1. Anderson
2. Linz
3. Bel & Moreno
4. Sheikh

جنگ ایران و عراق، جنگ عراق و کویت، حمله امریکا به افغانستان، حمله آمریکا به عراق و درگیری های داخلی در عراق و سوریه است، مقدار یک وارد مدل شده و برای مابقی سال‌ها مقدار صفر وارد می‌شود. انتظار می‌رود تأثیر این متغیر بر تقاضای مخارج دفاعی، مثبت باشد؛ زیرا کشور از یک‌طرف به دلیل شرایط جنگی، نیاز به تسلیحات و هزینه دفاعی بالاتری دارد و از طرف دیگر، با وقوع جنگ‌های منطقه‌ای، برای حفظ امنیت نیاز به هزینه بیشتری دارد.

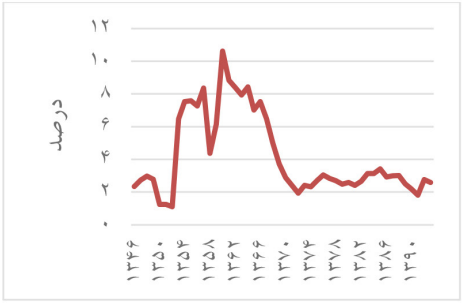
بار نظامی با وقفه: این متغیر نیز برای توجیه اثر هزینه‌های نظامی گذشته و یا تعهدات مربوط به برنامه‌های دفاعی (حسنی و عزیز نژاد، ۲۰۰۷) و همچنین ساختار مدل مورد استفاده، انتخاب شده است.

۴. داده‌های آماری

در این بخش، با ارائه آمارها و نمودارها، روند متغیرها مورد بررسی قرار گرفته و به‌طور مختصر شرح داده می‌شود. داده‌های سری زمانی مربوط به مخارج دفاعی، هزینه غیرنظامی دولت، درآمد نفت، نرخ ارز غیررسمی، شاخص قیمت مصرف‌کننده داخلی (جهت محاسبه نرخ ارز واقعی) و تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی، شاخص دموکراسی از سایت مرکز صلح سیستماتیک[1] و شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا (جهت محاسبه نرخ ارز واقعی) از سایت بانک جهانی طی دوره مورد نظر به دست آمده است. شاخص دموکراسی به‌صورت هموار شده با استفاده از فیلتر هودریک-پروسکات[2] وارد مدل شده است.



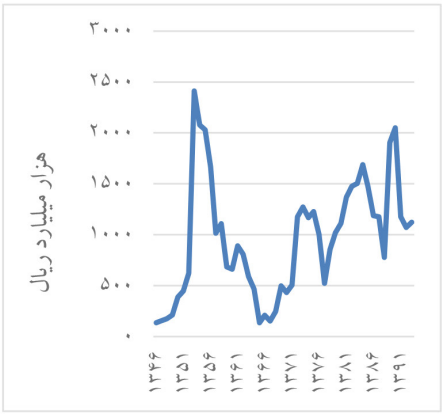
نمودار۱. تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ در ایران



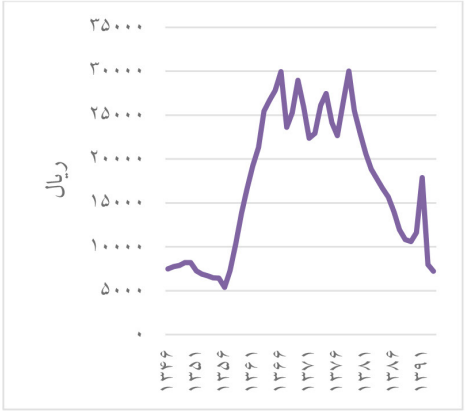
نمودار ۲. سهم مخارج دفاعی از تولید ناخالص داخلی در ایران

مأخذ: حساب‌های ملی بانک مرکزی ایران

1. Institute for Systematic Peace
2. Hodrick-Prescott Filter

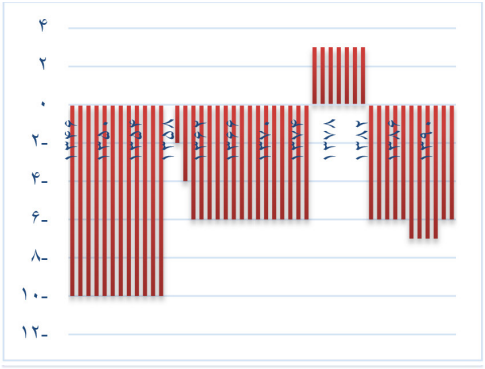


نمودار ۳. روند درآمدهای نفتی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ در ایران



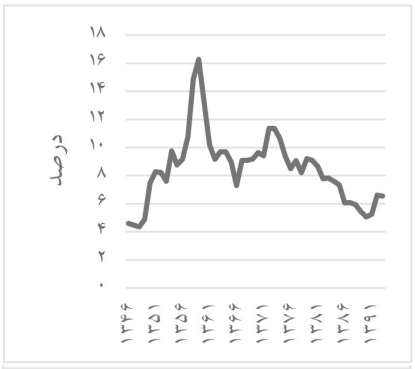
نمودار ۴. نرخ ارز واقعی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ در ایران

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های بانک مرکزی ایران و بانک جهانی



نمودار۵. روند شاخص دموکراسی در کشور ایران

مأخذ: بانک اطلاعات سری‌های زمانی مرکز صلح سیستماتیک



نمودار۶. روند سهم مخارج غیرنظامی دولت از تولید ناخالص داخلی در ایران

مأخذ: حساب‌های ملی بانک مرکزی ایران

۵. برآورد مدل

مدل رگرسیون برازش شده در این تحقیق، برگرفته از کارهای تحقیقاتی وانگ (۲۰۱۲) می‌باشد که در دسته بندی مدل‌های نئو کلاسیکی قرار می‌گیرد. در این مطالعه، به‌منظور بررسی عوامل اقتصادی، استراتژیکی و سیاسی مؤثر بر هزینه دفاعی، مدل رگرسیون زیر با استفاده از داده‌های سالانه بر پایه قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ برازش شده و به‌صورت زیر تصریح شده:

$$ME_t = \alpha_0 + \beta_. OIL_t + \beta_1 FE_t + \beta_2 GDPS_t + \beta_3 CGE_t + \beta_4 DEM_t + \beta_5 D_t + \beta_6 ME_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

که در معادله فوق، β_i ضرایب مربوط به متغیرها، ME_t بار نظامی، OIL_t درآمد نفت، FE_t نرخ ارز واقعی، $GDPS_t$ تولید ناخالص داخلی سرانه، CGE_t نسبت مخارج مصرفی دولت بدون دفاع به تولید ناخالص داخلی، DEM_t شاخص دموکراسی، D_t متغیر مجازی برای نشان دادن جنگ و مناقشه در منطقه، $ME_{t-۱}$ مخارج دفاعی با وقفه و ε_t جمله اخلال هستند.

برای بررسی این مطالعه، از مدل اقتصادسنجی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شده و امروزه کاربرد مدل‌های خود همبسته با وقفه‌های توزیعی (ARDL) فراوان شده است. این روش توسط پسران و شین[1] (۱۹۹۹) و پسران و دیگران[2] (۲۰۰۱) با عنوان رویکرد وقفه های توزیعی خود رگرسیونی معرفی شده است. آنها ثابت می‌کنند که اگر بردار هم انباشتگی حاصل از به کارگیری روش حداقل مربعات معمولی در یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی که وقفه‌های آن به‌خوبی تصریح‌شده است، به دست آید. علاوه بر اینکه از توزیع نرمال برخوردار خواهد بود، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارآیی بیشتری برخوردار بوده، که استفاده از این مدل، از محاسن ویژه‌ای نسبت به روش‌های دیگر برخوردار است:

اول: این رویکرد بین متغیرهای وابسته و توضیحی تفاوت قائل می‌شود و مشکل درون زایی را حل می‌کند.

دوم: اجزاء بلندمدت و کوتاه‌مدت را به‌طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به متغیرهای از قلم افتاده و خودهمبستگی را برطرف می‌کند.

سوم: ازجمله روش‌هایی است که در آن، برخلاف روش های مانند یوهانسن- جوسیلیوس که در آن، باید همه متغیرهای مانا از یک درجه باشند، لازم نیست درجه مانایی متغیرها یکسان باشد و صرفاً با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرها، می‌توان مدل مناسب را انتخاب کرد. به‌عبارت‌دیگر، مزیت بسیار مهم این روش در بین روش‌های هم انباشتگی، آن است که این روش، بدون در نظر گرفتن این بحث که متغیرهای مدل مانا یا نامانا هستند، قابل کاربرد است. به‌عبارت‌دیگر، در این روش نیازی به تقسیم متغیرها به متغیرهای همبسته از درجه‌یک و صفر نیست.

چهارم: اجتناب از نواقص موجود در سایر مدل‌ها، ازجمله اریب در نمونه‌های کوچک و نبود توانایی در انجام آزمون آماری است که، ما را به‌سوی روش‌های مناسب‌تری برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها ازجمله مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درون زایی، ناراییی و کارآیی و از همه مهمتر، به دلیل اینکه برخی از متغیرها مانا و برخی دیگر نامانا هستند، روش ARDL، برای بررسی رابطه بین متغیرهای سطح مناسب می‌باشد.

---

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

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد با استفاده از آماره دیکی- فولر

متغیر	آماره دیکی- فولر	عرض از مبدأ	تعداد وقفه یا تفاضل	نتایج
ME	۵/۵۲۷*	دارد	یک وقفه	مانا
Oil	۲/۷۲۵***	دارد	ندارد	مانا
FE	۶/۳۳۳*	دارد	یک وقفه	مانا
GDPS	۷/۱۳۶*	دارد	یک وقفه	مانا
CGE	۲/۷۴۹***	دارد	ندارد	مانا
DEM	۶/۹۳۷*	دارد	یک وقفه	مانا

در سطح ۱ درصد، **در سطح ۵ درصد، ***در سطح ۱۰ درصد

۵-۱. برآورد مدل خود توزیع با وقفه‌های گسترده (ARDL)

به‌منظور تخمین مدل، ابتدا تعداد وقفه‌های مناسب برای هر یک از متغیرها به کمک معیارهای آکائیک[1]، شوارتز بیزین[2] و حنان کوئیک[3] تعیین می‌شوند. نتایج مطالعه اندرس[4] (۲۰۰۴) نشان داد که برای الگوهایی با حجم نمونه کمتر از ۱۲۰، مناسب‌ترین معیار شوارتز بیزین است.

جدول ۲. نتایج برآورد الگوی کوتاه‌مدت با روش ARDL

	الگوی کوتاه‌مدت ARDL (1,4,3,1,4,2,4)			
متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
ضریب ثابت	-۲۲/۱۱	۵/۷۲	-۳/۸۶	*۰/۰۰۱
بار دفاعی با وقفه	۰/۳۸۵	۰/۱۲۳	۳/۱۳	*۰/۰۰۶
درآمد نفت	۰/۰۰۲	۰/۶۴۴	۳/۱۴	*۰/۰۰۷
تولید ناخالص داخلی سرانه	-۰/۵۲۱	۰/۸۶۹	-۵/۹۹	*۰/۰۰۰
سهم مخارج غیر دفاعی دولت از GDP	۰/۹۷۱	۰/۱۲۳	۷/۷۳	*۰/۰۰۰
دموکراسی	۲۱/۳۵	۱۱/۵۱	۱/۸۵	***۰/۰۸۲
جنگ و مناقشه	۱/۴۵	۰/۵۸۸	۲	**۰/۰۲۵
نرخ ارز واقعی	-۰/۲۳۴	۰/۸۳۱	۲/۸۲	**۰/۰۱۲
$R^2 = ./978 \quad D.W = 2/41 \quad , \quad F(Prob) = 28/6(0.000)$				

سطح معنی‌داری: * سطح ۱ درصد، ** سطح ۵ درصد و *** سطح ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

یکی از عوارض انتخاب نامناسب وقفه در الگو، ایجاد خودهمبستگی در جملات باقیمانده است. علاوه بر این، شرایط نرمال بودن جملات باقیمانده الگو نیز تحت تأثیر همین انتخاب است؛

1. Akaike
2. Schwarts-Bayesian
3. Hannan-Quinn
4. Enders

بنابراین در این تحقیق، از معیار شوارتز بیزین برای تعیین وقفه بهینه الگو استفاده می‌شود. نتایج حاصل از تخمین مدل پویا در جدول (۱) ارائه شده است.

با توجه به نتایج حاصل از تخمین مدل، مشاهده می‌شود که وقفه اول هزینه دفاعی، دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر متغیر وابسته است. این ارتباط بیانگر وجود قراردادهای بلندمدت دفاعی جهت آموزش و نگهداری تأسیسات نظامی است. رابطه بین درآمد نفت و بار نظامی، مثبت و معنی‌دار است؛ یعنی افزایش درآمد نفت به‌عنوان یکی از منابع اصلی تأمین مالی مخارج دولت، موجب افزایش سهم مخارج دفاعی از تولید ناخالص داخلی می‌شود. بین تولید ناخالص داخلی سرانه و بار نظامی، رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد. این موضوع حکایت از این امر دارد که با افزایش درآمد ملی، هزینه‌های دفاعی کاهش پیدا می‌کند. از نظر آماری نیز ضرایب به‌دست‌آمده در سطح ۵ درصد معنی‌دار می‌باشند؛ زیرا وقتی امنیت به سطح معینی می‌رسد، هزینه‌های دفاعی ثابت می‌ماند و سهم هزینه دفاعی از تولید ناخالص داخلی کاهش می‌یابد. بین هزینه غیرنظامی دولت و هزینه‌هایدفاعی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد؛ زیرا با افزایش سالیانه مخارج غیر دفاعی دولت، مخارج دفاعی نیز افزایش پیدا می‌کند و دولت سعی می‌کند برای پوشش دادن پرداختی‌های مربوط به حقوق و اموردفاعیرا متناسب با افزایش هزینه‌ها، افزایش دهد. همچنین، بین متغیر جنگ و مناقشه و هزینهدفاعی، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. این امر نشان می‌دهد که با وقوع جنگ و مناقشه، هزینه دفاعی افزایش پیدا می‌کند؛ زیرا با وقوع جنگ، نیاز به تسلیحات و تدارکات نظامی برای تأمین امنیت و دفاع از منافع، افزایش می‌یابد. نهایتاً، رابطه بین نرخ ارز واقعی و هزینه دفاعی، منفی و در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. این امر نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز واقعی، باعث کاهش هزینه دفاعی می‌شود.

۵-۲. بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، درصورتی‌که مجموع ضرایب با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش می‌یابد. برای بررسی آزمون وجود رابطه بلندمدت، آماره t از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{\rho} \widehat{\alpha_i} - ۱}{\sum_{i=1}^{\rho} s_{\widehat{\alpha_i}}} \qquad (۲)$$

در معادله (۲)، $\widehat{\alpha_i}$ ضرایب متغیر وابسته با وقفه و $s_{\widehat{\alpha_i}}$ انحراف معیار متغیر وابسته با وقفه است.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{\rho} \widehat{\alpha_i} - ۱}{\sum_{i=1}^{\rho} s_{\widehat{\alpha_i}}} = \frac{(۰.346) - ۱}{0.136} = -4.8$$

ازآنجاکه کمیت بحرانی ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] (۱۹۹۲)، در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر ۴/۰۵- است و قدر مطلق آماره t محاسبه‌شده بزرگ‌تر از مقدار بحرانی است، فرضیه فقدان رابطه همگرایی رد می‌شود؛ بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای رابطه (۱) وجود دارد.

۵-۳. برآورد مدل بلندمدت

با توجه به موارد ذکرشده، می‌توان ضرایب بلندمدت مدل را از روش ARDL تخمین زد. چنانچه در تخمین مدل به روش ARDL مشاهده گردید، اثر بلندمدت متغیرها روی هزینه دفاعیاز روی تخمین کوتاه‌مدت مدل میسر نیست؛ زیرا مقادیر با وقفه متغیر وابسته نیز خود بر هزینه دفاعی مؤثر است. تخمین به دست آمده در جدول (۲) ارائه شده است:

با توجه به نتایج حاصل از تخمین مدل بلندمدت، منفی بودن ضریب تولید ناخالص داخلی و شاخص دموکراسی در نتایج به دست آمده، حاکی از آن است که با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه و بهبود شاخص دموکراسی، هزینه دفاعی در بلندمدت کاهش می‌یابد. این نتایج که بیانگر رابطه بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل است، معنادار بودن ضرایب حاصله را تأیید می‌کند. رابطه بین درآمد نفت و هزینه دفاعی نیز ارتباط مثبت را نشان می‌دهد. همچنین، متغیرهای جنگ و مناقشه، هزینه غیرنظامی دولت و نرخ ارز واقعی نیز ارتباط مثبت با هزینه دفاعی دارد.

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی بلندمدت با روش ARDL

	الگوی بلندمدت ARDL (1,4,3,1,4,4,2)			
متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
ضریب ثابت	-41/01	12/7	-3/23	*0/005
درآمد نفت	0/16	0/005	2/87	*0/01
تولید ناخالص داخلی سرانه	-0/597	0/305	-1/95	***0/066
سهم مخارج غیر دفاعی دولت از GDP	1/13	0/38	2/95	*0/008
دموکراسی	-3/27	1/04	-3/13	*0/006
جنگ و مناقشه	3/27	1/5	2/17	**0/043
نرخ ارز واقعی	0/7	0/249	۲/۸۲	**0/011

سطح معنی‌داری: * سطح ۱ درصد ، ** سطح ۵ درصد و *** سطح ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Banerjee, Dolado and Mestre

۵-۴. آزمون تصحیح خطا

برای بررسی اینکه تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت در عوامل مؤثر بر هزینه نظامی به سمت تعادل بلندمدت به چه صورت انجام می‌شود، از یک الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده شده است. الگوهای تصحیح خطا نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. آنچه در این مدل اهمیت دارد، ضریب متغیر ECM(-1) است.

در مطالعه حاضر، این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت در عوامل مؤثر بر هزینه نظامی برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد. یافته‌های آزمون مدل تصحیح خطای مرتبط با رابطه تعادلی بلندمدت در جدول (۳) ارائه شده است. نتایج ارائه شده در جدول (۳) نشان می‌دهد که کلیه متغیرها در سطح ۱ ، ۵ و ۱۰ درصد معنی‌دار بوده و ضریب تعدیل یا ضریب تصحیح خطا برابر ۰/۶۵- برآورد شده است. این امر بیانگر آن است که در هر سال ۶۱ درصد از عدم تعادل‌های موجود در یک دوره در رابطه مزبور، در دوره بعد تعدیل می‌شود.

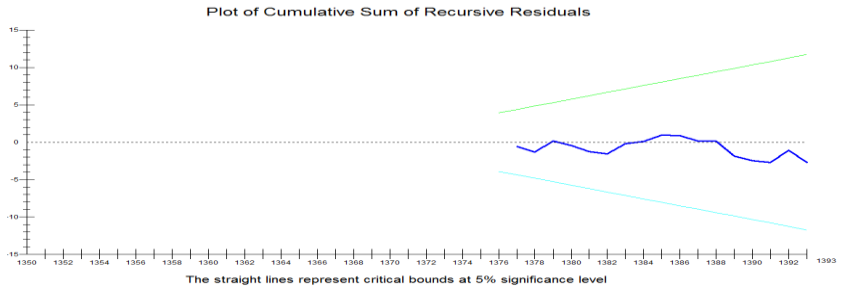
جدول ۴. نتایج برآورد مدل تصحیح- خطا (ECM)

متغیرها	ضرایب	آماره t	احتمال
dC	-۲۶/۸۴	-۳/۸۶	0/000
dOIL	-۰/۰۰۲	-۳/۵	0/02
dGDPS	0/52	۵/۵۱	0/000
dcge	-0/125	-0/77	0/44
dDEM	-۲۷/۴۳	-۲/۱۵	0/041
dD	-1/69	-2/58	0/016
dFE	۰/۲۱۷	۲/۳۶	0/02
ECM(-1)	-0/65	-4/77	0/000
$F(Prob) = 8/6(0.000)$, $D.W = 2/42$ $R^2 = ۰/90$			

۵-۵. بررسی پایداری مدل برآورد شده

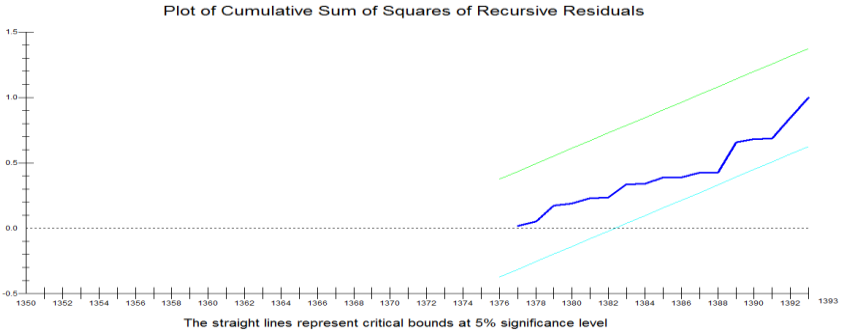
به‌منظور بررسی ثبات روابط به دست آمده از برآورد الگوی موردنظر در دوره مورد مطالعه و اینکه آیا پارامترها از ثبات لازم برخوردارند، از روش نمودار مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی استفاده می‌شود.

در روش فوق، برای بررسی پایداری ضرایب تخمین زده شده در مدل، از آزمون‌های گرافیکی CUSUM و CUSUMSQ برای جملات باقیمانده‌های الگو استفاده می‌شود. این آزمون‌ها که به‌صورت گرافیکی ارائه می‌گردند، در نمودارهای ۱ و ۲ ارائه شده‌اند. همین طور که در نمودارهای (۱) و (۲) ملاحظه می‌شود، نمودارهای CUSUM و CUSUMSQ در ناحیه بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته و این امر، بیانگر پایداری الگو و قابل تأیید است.



نمودار ۷. نمودار مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی (CUSUM)

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۸. مجموع مجذور تجمعی خطاهای بازگشتی (CUSUMSQ)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۶. نتیجه‌گیری

نتایج تخمین مدل‌ها نشان می دهد که عوامل متعددی در تعیین هزینه‌های دفاعی در ایران دخیل هستند. ازیک‌طرف، برخی از متغیرهای اقتصادی مانند درآمد نفت و هزینه غیرنظامی دولت، تأثیر مثبت و معنی‌داری روی هزینه دفاعی دارند و از طرف دیگر، برخی متغیرها مانند نرخ ارز واقعی و تولید ناخالص داخلی سرانه، تأثیر منفی در کوتاه‌مدت روی هزینه دفاعیدارند. متغیرهای سیاسی مانند سطح دموکراسی به‌عنوان نماینده‌ای از نوع حکومت و رژیم سیاسی و همچنین وضعیت سیاسی کشور، تأثیر مثبتی روی هزینه دفاعی ایران دارند. همچنین، متغیرهای استراتژیک مانند جنگ و مناقشه در منطقه، تأثیر مثبتی روی هزینه دفاعی دارد.

با توجه به نتایج به‌دست آمده، پیشنهاد می شود: جهت افزایش در رشد اقتصادی، هزینه‌های دفاعی و میزان وابستگی به درآمدهای نفتی نیزکاهش یابد، بهبود روابط با کشورهای همسایه، موجب کاهش هزینه دفاعی و به‌تبع آن، رشد اقتصادی را فراهم می‌کند و نهایتاً، بهبود فضای آزادی بیان و افزایش شاخص دموکراسی، موجب کاهش هزینه دفاعی و به‌تبع آن رشد اقتصادی است.

منابع

- Ali, H. E., & Abdellatif, O. A. (2015). Military expenditures and natural resources: evidence from rentier states in the Middle East and North Africa. *Defence and Peace Economics*, *26*(1), 5-13.
- Anderson, C. H. (1990). The inherent propensity toward peace or war embodied in weaponry. *Defence and Peace Economics*, *1*(3), 197-219.
- Anfofum, A. A. (2013). Macroeconomic determinants of defence expenditure in Nigeria (1970-2011). *International Journal of Business and Social Science*, *4*(9).
- Bel, G., & Moreno, F. (2009). Institutional determinants of military spending. *Research Institute of Applied Economics, Working Papers*, *22*.
- Beyzaei, E. (2001). The relationship between military expenditure and some economic variables. *Quarterly Journal of Humanities of Alzahra University,* 37, 38. (In Persian).
- Enders, W. (2004). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons.
- Farzanegan, M. R. (2012). Military spending and economic growth: the case of Iran. *Defence and Peace Economics*, *25*(3), 247-269. (In Persian).
- Golkhandan, A. (2014). Comparative comparison and comparison of the effect of military costs on economic growth in selected countries in developed and developed countries: A systemic GMM approach. *Quarterly Journal of Economic Development Research*, 15. (In Persian).
- Hasani, M. H. & Aziznezhad, S. (2007). Military expenditure and effect on economic growth (aggregate supply and demand model for Iran). *Quarterly Journal of Economic Research of Iran*, 30. (In Persian).
- Ismaeilnia, A., Pazoki, A., Pazoki, M. & Karimi, M. (2012). Explaining and analyzing the effects of oil shocks on government spending behavior in Iran. *Economics Quarterly*, 6 (20). (In Persian).
- Linz, J. J. (1990). The perils of presidentialism. *Journal of Democracy*, *1*(1), 51-69.
- Mohammadianmansor, S., & Golkhandan, A. (2015). The effect of military expenses on Iran's foreign debt. *Economics Quarterly*, 9(32). (In Persian).
- Porsadegh, N., Kashmari, A. & Eftekharishahi, J. (2007). Effect of military expenses on Iran's economic growth in light of the effects of the imposed war and the September 11 incident. *Military Management Quarterly*, 28. (In Persian).
- Sadrabadi, M. & Kashmari, A. (2007). Influence of military expenditures on Iran's economic growth. *Quarterly Journal of Strategic Defense Studies*, 8(28). (In Persian).
- Sadrabadi, M., Latif, B. & Soltani, S. (2008). The impact of different economic factors on the demand for military costs. Master Thesis, University of Alzahra, 2007. (In Persian).
- Sheikh, M. R., & Chaudhry, I. S. (2013). The determinants of defense expenditures in Pakistan and India: An ARDL bounds testing approach. *Pakistan Journal of Social Sciences (PJSS)*, *33*(1), 199-215.
- Smith, R. (1995). Demand for military expenditure. *Hartley and Sandler, Amsterdam*, 1, 69-88.
- Wang, Y. (2012). Determinants of Southeast Asian military spending in the post-cold war era: a dynamic panel analysis. *Defence and Peace Economics*, *24*(1), 73-87.

Original Article

Determinants of Defensive Expenditure in Iran

Narges Moradkhani[1]
Mohammad Taebi[2]
Mostafa Din Mohammadi[3]

Received: 2019/03/22
Accepted: 2019/07/23

Abstract
This study aims to analyze determinants of military expenditure in Iran, using the neoclassical demand model. For this end, the latest available data is used for a period of 47 years ending 2017. This study evaluates the effect of macroeconomic variables such as per capita GDP, oil revenue, non-military expenditure, real exchange rate, democracy level, war and conflict on military expenditure using Autoregressive Distributed Lags (ARDL) method. The results show that the oil revenue and non-military expenditure of government have positive and significant effects, and the per capita GDP variable has a negative effect on military expenditure. Democracy has a positive effect in the short run, and a negative impact on military spending in the long run. The real exchange rate has a negative impact in the short run, and a positive effect on the military expenditure in the long run. In addition, regional war as dummy variable has a positive and significant effect on military expenditure. Accordingly, the factors affecting military spending in Iran are not merely economic. Thus, political, strategic and even geographical conditions should be considered in order to assess the amount of military spending.

Keywords: Military Expenditures, Oil Revenue, Democracy, Autoregressive Distributed Lag Model
JEL Classification: H5, H55, H56

[1] Assistant Professor of Economics, University of Zanjan (corresponding Author),
E-mail: nmoradkhani@znu.ac.ir
[2] MA student of Economics, University of Zanjan (corresponding Author),
E-mail: Mohammad.taebi71@gmail.com
[3] Assistant Professor of Economics, University of Zanjan, E-mail: dinm@znu.ac.ir

Original Article

Determinants of foreign direct investment in MENA countries (1980-2015)

Saeed Kianpoor[1]
Muhamad Piri[2]

Received: 2019/01/21
Accepted: 2019/06/02

Abstract
Investment is the main source of economic growth and development. Therefore, the study of investment attraction' factors is one of the most important fields of study for economists. Identifying determinants of foreign direct investment (FDI) attraction can be useful for developing countries. This paper examines determinants of FDI in the Middle East and North Africa (MENA) region during 1980-2015. It uses a panel data model with random effects in order to separate country-specified differences. The results of estimations indicate that degree of openness, rate of return on investment, economic growth, human capital and broad money have significant and positive effects on FDI, but expenditure on research and development (R&D) and corruption are insignificant in explaining FDI.

Keywords: Foreign direct investment, Location determinants, Random effect model, Panel data
JEL Classification: C23, E22

[1] Member Faculty of Payame Noor University, (Corresponding Author) , E-mail: s_kianpoor@pnu.ac.ir
[2] Assistant Professor of Malayer University, E-mail: muhamadpiri@gmail.com

Original Article

Spatial Analysis of Health Expenditure Effects of labor on Economic Growth in Iran (2011-16)

Narges Ghasemian[1]
Hossein Raghfar[2]

Received: 2019/03/17
Accepted: 2019/07/07

Abstract
This paper aims to analyze spatial effects of the government health expenditure of labor on economic growth in 30 provinces of Iran during 2011-16. To this end, the Generalized Method of Moments (GMM) and the Arellano-Bover/Blundell-Bond estimators are used. A dynamic panel data (DPD) model is also used to increase the accuracy of results. The Spatial Durbin Model (SDM) is specified in the form of a Spatial Dynamic Panel Data model (SDPD), or the Generalized Spatial Generalized Method of Moments (SGMM), and is estimated by using GeoDA and Stata softwares. The results show that the estimated coefficient of lagged per capita income is negative and statistically significant in conventional econometric model, which confirms the conditional convergence hypothesis in Iran's provinces. The coefficients of labor and health expenditure variable are positive and significant in both models. Accordingly, if the health expenditure increases by one unit, the level of productivity of the workforce will rise and lead to an increase in gross domestic product. The life expectancy has a very small but significant effect on the per capita income of the provinces. The coefficient of the spatial coefficient of labor and health expenditure (W * health) is significantly different from zero. Thus, W * health has a positive and significant effect on per capita income and growth rates. The spatial lag coefficient of the dependent variable (rho) is negative and significant, which indicates negative spatial (proximity) effects on per capita income among provinces. The effect of education level of the workforce on the economic growth is positive and significant in different regions. Of variables with direct relations, the least impact devotes to the state budget and most impact belongs to health expenditure. The birth rate has no effect on the economic growth of the regions. Estimation of spatial model in addition to conventional form increases the validity of the results of panel data models.

Keywords: Health & **Hygiene**, Arellano- Bond Dynamic Panel GMM Estimators, Spatial Durbin Model, Economic Growth
JEL Classification: C23, C33, H51, R12

[1] PhD candidate in Economics, Alzahra University, E-mail: n.ghasemian@alzahra.ac.ir
[2] Professor of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, E-mail: h.raghfar@alzahra.ac.ir

Original Article

Using the Modified FLQ-RAS Method to Calculate the Input-Output Table of Fars Province

Fereshteh Farsi[1]
Zahra Afshari[2]

Received: 2019/03/04
Accepted: 2019/08/07

Abstract
The need for regional planning has attracted the attention of economic researchers and policy makers in the world and Iran in recent years. Hence, various methods have been proposed for the use of regional data by researchers and scholars. But, due to the lesser history of this type of planning and the different data for each country, the use of regional planning methods for another country needs to be adjusted appropriately with the data of country under study. In the present study, the input-output table of Fars province, using the FLQ method, based on the national input-output table of 2011, has been computed in 15 sectors defined by the Statistical Center of Iran. Then, the corrected Ghosh supply-driven matrix was used in order to calculate δ accurately, due to the inwardness of the regional input-output table. The results of this method help to improve the result and make it more logical. Then, using the RAS method, the table extracted by the FLQ method is adjusted to replace the actual data of Fars province. After that, a modified method is proposed to resolve the RAS method defect. The results show that although the use of the FLQ-RAS method reduces the residuals, it does not necessarily modulate the matrix of domestic intermediate cost correctly. However, the use of the modified FLQ-RAS method, in addition to reduce the number of residuals, makes adjustments more acceptable.

Keywords: Regional Input-Output Table, Dimensions of Space Economics, Fars Province, Ghosh supply-driven matrix, Calculation of δ, FLQ-RAS
JEL Classification: R15, R12, D57, C81, B21, B1

[1] MA in Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University,
E-mail: farsi6887@gmail.com
[2] Professor of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University,
E-mail: z.afshari@alzahra.ac.ir

Original Article

Economic Freedom and Growth: Comparison of Middle Eastern and European Union Countries

Habib Ansari Samani[1]
Navid Alizadeh Ojqaz[2]

Received: 2019/04/10
Accepted: 2019/07/10

Abstract
Economic growth is one of the most important issues in economics. Initially, physical factors such as labor and capital were considered for explaining economic growth; however, institutional factors such as economic freedom have also been taken into consideration over the past decades. Today, most economists, including institutionalists, focus on economic freedom. In this regard, this study aims to examine the impact of economic freedom on economic growth in two major economic regions of the world, i.e. Middle East and European Union, using an unbalanced panel data model over the period 2000-2017. This paper uses the GLS method to estimate the model. The results show that economic freedom has a positive impact on the economic growth in the Middle East and the European Union, but this effect is higher in the Middle East than the European Union. This finding reflects the important role of economic freedom in creating an appropriate space and context for promoting economic growth. Thus, Middle Eastern countries especially Iran should pay attention to economic freedom in order to achieve favorable and sustainable economic growth.

Keywords: Economic Freedom, Economic Growth, Middle East, European Union, Panel data
JEL Classification: C51, O5, O47

[1] Assistant Professor, Faculty member of Economics, Management and Accounting, Yazd University, E-mail: ha.ansarisa@gmail.com
[2] MA in Economics, Yazd University, E-mail: alizadeh.navid@chmail.ir

Original Article

Designing an early warning system for the financial crisis in Iran through introducing a new index[1]

Saleh Taheri Bazkhaneh[2]
Mohammad Ali Ehsani[3]
Mohammad Taghi Gilak Hakimabadi[4]
Asadollah Farzinvash[5]

Received: 2019/01/09
Accepted: 2019/07/05

Abstract
One of the stylized facts of economics is the spread of the financial crisis to various sectors and the ensuing downturn. Thus, observing the financial sector and predicting its crises is an attractive topic among economists, policymakers and investors. For this purpose, financial condition indexes are used. In this regard, the present study develops a new index for the financial condition by using the principal component analysis (PCA) and combining eight financial variables. Then, using the constructed index and applying Markov Switching approach, the financial sector is divided into three situations of crisis, stability and boom over the period 1990:2 - 2017:1. Then, the probability of exposure to these situations in financial sector is calculated. The results show that the critical situation in the financial sector has a relatively low stability, so, with probability 0.93, the financial sector becomes stable in the next period. According to calculations, it is impossible to move from critical and volatile situation to boom. The boom in the financial sector has low stability as well. If the financial sector is in boom at period t, it will remain in the same position with probability 0.27 in the next period. With probability 0.59, the financial sector will experience stability, and with probability 0.14, it will be in crisis condition.

Keywords: Financial Condition Index, Markov Switching, Early Warning System
JEL Classification: E5, E17, E44

---

[1] This paper has been extracted from dissertation of the first author, which has been funded by Iran National Science Foundation (INSF).
[2] PhD in Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, corresponding Author, E-mail: sa_ta555@mail.um.ac.ir
[3] Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, E-mail: m.ehsani@umz.ac.ir
[4] Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, E-mail: mgilak@umz.ac.ir
[5] Professor of Economics, Faculty of Economics, University of Tehran, E-mail: farzinv@ut.ac.ir

Original Article

Factors Affecting Demand for Tourism in Middle Eastern Countries: Spatial Econometric Panel Data Approach

Esmaeel Safarzadeh[1]
Tamina Asghari[2]

Received: 2019/04/08
Accepted: 2019/08/15

Abstract
Tourism is one of the sources of economic growth and sustainable employment in various countries, which accounts for a large share of global income. As one of the largest industries in the world, tourism plays an important role in the national economies. Identifying the economic factors affecting the entry of foreign tourists can help policymakers to improve or maintain the status quo. Therefore, the purpose of this study is to investigate the economic factors affecting demand for tourism in selected countries of the Middle East by spatial econometric panel data approach during the period of 1990-2016. The results indicate that exchange rate, per capita income and economic freedom have positive and significant effects on demand for tourism. In addition, the impact of spatial proximity on demand for tourism is significant among the countries under study. In other words, geographical distance is a major factor in demand for tourism.

Keywords: Demand for tourism, Middle East, Spatial econometrics
JEL classification: A12, C23, L83

[1] Assistant Professor of Economics, Alzahra University, Corresponding Author, E-mail: safarzadeh2005@hotmail.com
[2] MA student, Alzahra University, Corresponding Author, E-mail: tamina.asghari@yahoo.com

Original Article

The Relationship between Multiregional Input-Output Table and Spatial Economy in the New Economic Geography Theory[1]

Ali Asghar Banouei[2]
Afsaneh Sherkat[3]
Bahareh Fahimi[4]

Received: 2019/04/05
Accepted: 2019/07/11

Abstract
The existence of spatial disequilibrium has been the main concern of planners, analysts and policy makers in Iran. One of key aspect of analyzing the issue is to consider the spatial dimensions of economic activities. To deal with the issue, two factors are taken into account: 1) the relationship between the spatial agglomeration and linkages of economic activities framework of the New Geography, and 2) the measurement of clusters as criteria of agglomeration in the multiregional input-output model. For this purpose, input-output table of nine regions covering 19 sectors for the year 2001 has been used in order to answer the question: Can the application of linkages in the terms of clusters highlights the spatial disequilibrium of intra- and inter-regional agglomeration of economic activities? Thus, totally eight sectors (agriculture, mining, coke and petroleum refining products, chemical, basic metals, water, electricity and gas, construction and services) for region 4 (provinces of Isfahan, Chahar Mahal Bakhtiari, Khuzestan and extra region) and region 6 (provinces of Tehran, Qom and Alborz) have been analyzed. The findings reveal that the spatial agglomeration of agriculture, coke and petroleum refining products and chemical sectors in region 4 are more important than in region 6, while the spatial agglomeration of services, construction and water, electricity and gas sectors are of high importance in region 6.

Keywords: New Economic Geography Theory, Spatial Agglomeration of Sectors, Spatial Disequilibrium, Multiregional Input-output Model
JEL Classification: C38, O18, R12

[1] The first version of this paper has been presented at the fifth conference on Input-Output techniques and their applications in socioeconomic planning, held at Alzahra University on Feb 26, 2019.
[2] Professor of Economics, Allameh Tabataba'i University, E-mail: banouei7@yahoo.com
[3] PhD candidate in Economics, Allameh Tabataba'i University, (Corresponding Author), E-mail: afi.sherkat@yahoo.com
[4] MA in Economics, Allameh Tabataba'i University, E-mail: bahare.fahimi@yahoo.com

Original Article

Estimating the Growth of Total Productivity of Production Factors in the Period of 1380-1390

Sahar Zare Joshaqani
Mehdi Karami

Received: 2019/04/27
Accepted: 2019/07/23

Abstract
The main objective of this study is to evaluate and evaluate the total productivity growth of the production factors at the level of economic sectors in Iran using the data-output approach at the national level. In this approach, the total productivity of the factors decomposes into the productivity of labor inputs, capital, and intermediate production. For this purpose, the data of two data-output tables related to the years 2001 and 2011, and the employment statistics of Iran's Central Statistical Office and the capital stock of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran, have been compiled at the level of eight major economic sectors for constant aggregation. The results show that in the factor productivity, the electricity, water and gas sector has the highest productivity of intermediary and capital, and the mining sector has the highest labor productivity. The maximum amount of total factor productivity over the ten-year period is related to the mining sector and the least is related to the transportation and warehousing and communications sectors. Also, the highest amount of productivity during the period related to labor productivity is related.

Keywords: Total Factor Productivity, Input-Output, Iran's Economy.
JEL Classifications: D83, A10, O50

Original Article

Investigating the Effectiveness of Price Policies for Reforming the Energy Consumption Pattern among Provinces of Iran: Dynamic Panel Data Approach

Davoud Hamidi Razi[1]
Reza RanjPour[2]
Mohammad Ali Motafakker Azad[3]

Received: 2019/02/19
Accepted: 2019/07/11

Abstract:
Valid estimates of price elasticity of energy demand lead to a better understanding of the economic, environmental and distributive impacts of energy price changes, and enable policymakers to make efficient energy management decisions. This study aims to investigate the effectiveness of pricing policies for the modification of energy consumption patterns among Iran's provinces. In this regard, price elasticities of energy demand are estimated for selected energy carriers and total energy price index during 2000-2015. For this purpose, a dynamic panel model is used and the price elasticities of energy demand are estimated by Arellano-Bover (1995) and Blundell-Bond (1998) approaches. When total energy price index is applied in the model, the results show that the short-run and long-term price elasticities of energy demand are -0.038 and -0.567 on average, respectively. However, regarding energy carriers, the highest price elasticities of the aggregate energy demand belong to electricity and gasoline, respectively. The effect of climate change (as a proxy for heating and cooling needs) on energy demand is significant, and the average climate elasticity of energy demand is 0.15 in the short run and 2.30 in the long run. Since price elasticity of energy demand is less than one, and its climate elasticity is greater than one in the long run, non-tariff policies are proposed for energy conservation in the country.

Keywords: Effectiveness, Price Elasticity, Energy Carriers, Energy Demand, Iranian Provinces, Dynamic Panel Estimation
JEL Classifications: C23, D12, O13, Q40, R41

[1] PhD. Candidate in Development Economics, University of Tabriz & Visiting PhD Researcher at Institute for International Energy Studies, E-mail: d.hamidi@tabrizu.ac.ir
[2] Associate Professor of Economics, University of Tabriz (Corresponding Author), E-mail: reza.ranjpour@gmail.com
[3] Professor of Economics, University of Tabriz

Original Article

The Effect of Rent Leverage on Deepening the Impact of Institutional Inefficiency on Resource Curse: The SFA Approach[1]

Hamid Nazeman[2]
Teymoor Mohammadi[3]
Alireza Raanaei[4]

Received: 2019/02/18
Accepted: 2019/05/13

Abstract
This paper attempts to investigate the relationship between institutions and the resource curse in selected Middle East and North African countries, considering the central role of rent leverage on deepening the effect of institutional ineffectiveness on resource curse. There are various approaches to explain and investigate the resource curse, so that the research literature on this subject is widespread and expansive. Meanwhile, the institutional analysis approach has the advantage of being comprehensive and capable of providing comparisons among the cases under study, which is why the present study benefits from this approach. Quantitative methodology of the study is based on Stochastic Frontier Analysis (SFA). The findings reveal that, besides the role of institutions in the emergence of resource curse in the selected countries, a high percentage of inefficiency is due to the continued weakness of the institutions, because of rent leverage. Hence, these countries need institutional reforms in order to increase the efficiency and to get rid of the resource curse.

Keywords: Resource Curse, Institutional Inefficiency, Stochastic Frontier Analysis, Rent Leverage
JEL Classification: C10, O13, P48, Q0, Q43

[1] This article has been extracted from a master's thesis.
[2] Associate Professor, Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, E-mail: dr_nazeman@yahoo.com
[3] Associate Professor, Department of Theoretical Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, E-mail: atmahmadi@gmail.com
[4] Master of Science, Energy Economics Department, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University (Corresponding Author), E-mail: a.raanaei@gmail.com

Original Article

Investigating the Impact of Urban Development on Energy Consumption and Environmental Sustainability (Comparative study of selected oil-based and non-oil countries)

Heman Khosravi[1]
Abdul Rasul Qasemi[2]
Tofigh Ghaderi Aghdam[3]

Received: 2019/01/06
Accepted: 2019/04/09

Abstract
This paper aims to assess and compare the effects of urbanization on energy consumption and carbon dioxide emission between selected oil-based and non-oil countries by considering three theories of "environmental change into urban space", "urban density" and "ecological modernization theory". Therefore, a balanced panel model is estimated for 20 countries during 1995-2011. Results indicate that the effect of urbanization on energy consumption and carbon dioxide emission in both groups are positive and significant. The effects of urbanization on energy consumption are as much as 1.65 and 0.67, for non-oil group and oil-exporting countries, respectively. In addition, the magnitudes of effects of urbanization on carbon dioxide emission are 0.27 for oil exporting countries and 0.12 for other countries. The difference in the coefficients of effects of urbanization on carbon dioxide emission confirms the ecological modernization theory.

Keywords: urbanization, energy consumption, carbon dioxide emission
JEL classification: O13, Q53, Q56, R19

[1] MA of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University,
(Corresponding Author), Email: Himankhosravi91@gmail.com
[2] Associate Professor of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University,
Email: ghasemi.a@hotmail.com
[3] MA of Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University,
Email: tofighghaderiaghdam@yahoo.com

Abstracts of Papers in English

Contents

Investigating the Impact of Urban Development on Energy Consumption and Environmental Sustainability (Comparative study of selected oil-based and non-oil countries) **9 - 35**
Heman Khosravi, Abdul Rasul Qasemi, Tofigh Ghaderi Aghdam

The Effect of Rent Leverage on Deepening the Impact of Institutional Inefficiency on Resource Curse: The SFA Approach **37 - 62**
Hamid Nazeman, Teymoor Mohammadi, Alireza Raanaei

Investigating the Effectiveness of Price Policies for Reforming the Energy Consumption Pattern among Provinces of Iran: Dynamic Panel Data Approach **63 - 86**
Davoud Hamidi Razi Reza RanjPour, Mohammad Ali Motafakker Azad

Estimating the Growth of Total Productivity of Production Factors in the Period of 1380-1390 **87 - 106**
Sahar Zare Joshaqani, Mehdi Karami

The Relationship between Multiregional Input-Output Table and Spatial Economy in the New Economic Geography Theory **107 - 132**
Ali Asghar Banouei, Afsaneh Sherkat, Bahareh Fahimi

Factors Affecting Demand for Tourism in Middle Eastern Countries: Spatial Econometric Panel Data Approach **133 - 149**
Esmaeel Safarzadeh, Tamina Asghari

Designing an early warning system for the financial crisis in Iran through introducing a new index **151 - 179**
Saleh Taheri Bazkhaneh, Mohammad Ali Ehsani, Mohammad Taghi Gilak Hakimabadi, Asadollah Farzinvash

Economic Freedom and Growth: Comparison of Middle Eastern and European Union Countries **181 - 207**
Habib Ansari Samani, Navid Alizadeh Ojqaz

Using the Modified FLQ-RAS Method to Calculate the Input-Output Table of Fars Province **209 - 233**
Fereshteh Farsi, Zahra Afshari

Spatial Analysis of Health Expenditure Effects of labor on Economic Growth in Iran (2011-16) **235 - 260**
Narges Ghasemian, Hossein Raghfar

Determinants of foreign direct investment in MENA countries (1980-2015) **261 - 282**
Saeed Kianpoor, Muhamad Piri

Determinants of Defensive Expenditure in Iran **283 - 298**
Narges Moradkhani, Mohammad Taebi, Mostafa Din Mohammadi

Abstracts of Papers in English

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.

- 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.

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.

Guide for Authors

1. The article should be provided in Farsi (Persian) and in Microsoft Word 2003 or 2007 with maximum 20 A4 pages.
2. The article should be typed by the margins of 2.5 cm from top and bottom and 2 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 12 pt (for Persian version) and with the Times New Roman font/size 11 pt (for English version).
4. The title of the article should be inserted with a Bold B Nazanin font/ size 12 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 250 words, with B Nazanin font/11 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.
Example:
1.
1-1.
1-2.
1-2-1.
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 0.5 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 250 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

In the Name of God

Journal of
Economic Development Policy
Vol.7, Issue 1, Spring & Summer 2019 (Serial 19)

License Holder: **Alzahra University**
Managing Director: **SH. SHirinbakhsh**
Editor in Chief: **F. Bazzazan**
Coordinator: **A. Amirikhah**
Technical Editor: **Z. Azizi**
Persian Editor: **M. Mostafavi**
English Editor: **L. Agheli**

THE EDITORIAL BOARD
H. Asgharpur ghurchi, Ph.D. Prof. of Tabriz University
A.A. Banouei, Ph.D. Prof. of Allameh Tabataba'i University
F. Bazzazan, Ph.D. Associate Prof. of Alzahra University
Z.M. Elmi, Ph.D. Prof. of Mazandaran University
A. Farzinvash, Ph.D. Prof. of Tehran University
M. Pedram, Ph.D. Prof. of Alzahra University
M.H. Purkazemi, Ph.D. Associate Prof. of Shahid Beheshti
M. Yusefi, Ph.D. Prof. of Allameh Tabataba'i University

Printing & Binding: Fargahi Publication

Address: Faculty of Social Science & Economics, Alzahra University, Vanak, Tehran, Iran.
Email: edp@alzahra.ac.ir
Website: http://edp.alzahra.ac.ir/

This Journal is licensed under the letter 239165/3/3 dated 20/12/1391 of the Ministry of Science, Research and Technology.

ISSN: 2118-2383
E-ISSN: 2538158X