بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی- پژوهشی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسئول: هادی غفاری

سردبیر: محمدرضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

ردیف	عضو هیئت تحریریه	مؤسسات آموزشی و پژوهشی	درجه علمی	رشته
۱	ابوالقاسم اثنی‌عشری	دانشگاه پیام نور استان مازندران	دانشیار	اقتصاد
۲	فرهاد خدادادکاشی	دانشگاه پیام نور سازمان مرکزی	استاد	اقتصاد
۳	سید محمدرضا سیدنورانی	دانشگاه علامه طباطبایی	استاد	اقتصاد
۴	اس پی سینگ	آی آی تی رورکی هندوستان	استاد	اقتصاد
۵	مهدی صادقی‌شاهدانی	دانشگاه امام صادق (ع)	دانشیار	اقتصاد
۶	هادی غفاری	دانشگاه پیام نور استان مرکزی	دانشیار	اقتصاد
۷	محمدحسن فطرس	دانشگاه بوعلی سینا همدان	استاد	اقتصاد
۸	محمدرضا لطفعلی‌پور	دانشگاه فردوسی مشهد	استاد	اقتصاد
۹	غلامرضا مصباحی‌مقدم	دانشگاه امام صادق (ع)	دانشیار	اقتصاد
۱۰	محمدعلی مولایی	دانشگاه صنعتی شاهرود	دانشیار	اقتصاد

ویراستار فارسی: محسن ذوالفقاری

ویراستار انگلیسی: هادی غفاری

کارشناس فصلنامه: مهدیه آقایی

ویرایش و صفحه‌آرایی: احمد آقایی

طراح جلد: فاطمه ملک افضلی

شمارگان چاپ: ۱۰۰ نسخه

قیمت: ۵۰۰۰۰ ریال

آدرس پستی دبیرخانه: اراک، خیابان شهید شیرودی، کوچه امانی راد، دانشگاه پیام نور استان مرکزی، صندوق پستی ۱۱۳۶-۳۸۱۳۵ دفتر فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی.

تلفن: ۳۲۲۴۷۸۵۳- ۰۸۶ نمابر: ۳۴۰۲۱۱۵۱- ۰۸۶ همراه: ۰۹۱۸۵۲۸۸۱۳۰

پست الکترونیکی: egdr@pnu.ac.ir **آدرس الکترونیکی:** egdr.journals.pnu.ac.ir

این فصلنامه به موجب نامه شماره ۸۹/۳/۱۱/۳۶۹۳۴ مورخ ۸۹/۸/۸ کمیسیون نشریات علمی کشور دارای درجه علمی- پژوهشی است.

داوران فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

محسن ابراهیمی	مسعود خداپناه	سعید شوال‌پور	پرویز محمدزاده
اسماعیل ابونوری	اکبر خدابخشی	محمدنبی شهیکی‌تاش	محمدرضا محمدوند ناهیدی
عباسعلی ابونوری	عبداله خشنودی	مهدی صادقی شاهدانی	مجید مداح
محمد حسین احسانفر	منصور خلیلی‌عراقی	علی‌حسین صمدی	سعید مشیری
محمدطاهر احمدی شادمهری	یداله دادگر	لطفعلی عاقلی کهنه‌شهری	سید نظام‌الدین مکیان
حسین اصغرپور	علی دهقانی	قهرمان عبدلی	عبدالعلی منصف
زهرا افشاری	نظر دهمرده	مرتضی عزتی	میثم موسایی
نعمت‌اله اکبری	سعید راسخی	مصطفی عمادزاده	محمد مولایی
بیت الله اکبری مقدم	تیمور رحمانی	غلامرضا غفاری	محسن مهرآرا
رضا اکبریان	ابراهیم رضایی	فرهاد غفاری	نادر مهرگان
علی امامی میبدی	بتول رفعت	هادی غفاری	میرناصر میرباقری‌هیر
لطفعلی بخشی	رضا رنج‌پور	الهام غلامی	حسین میرزایی
فاطمه پاسبان	هدی زبیری	محمدحسن فطرس	زهرا نصراللهی
علیرضا پورفرج	منصور زراءنژاد	سیمین قادری	خدیجه نصراللهی
سید جواد پورمقیم	شهریار زروکی	محمد قربانی	امیر هرتمنی
وحید تقی نژاد عمران	مصطفی سلیمی‌فر	محمدعلی فلاحی	مسعود همایونی‌فر
احمد جعفری‌صمیمی	رحمان سعادت	علیرضا کازرونی	کاظم یاوری
علی چشمی	علی سوری	مصطفی کریم‌زاده	ابوالفضل یحیی آبادی
هاتف حاضری نیری	کیومرث سهیلی	اکبر کمیجانی	علی یونسی
محمد حکمتی فرید	سید محمدرضا سیدنورانی	محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی	
حسن حیدری	ابوالفضل شاه‌آبادی	سید جمال‌الدین محسنی‌زنوزی	

این فصلنامه دارای ضریب تأثیر (IF = 1.413) از پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) می‌باشد.

بر اساس رتبه‌بندی نشریات علمی در سال ۱۳۹۵، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی حائز رتبه اول ضریب تأثیر (IF =1.413) در بین تمام مجلات علمی پژوهشی و علمی ترویجی کشور گردید.

همچنین در چهاردهمین جشنواره ملی تجلیل از پژوهشگران و فناوران برتر سال ۱۳۹۲، این فصلنامه به عنوان تنها **نشریه برتر در زمینه علوم انسانی** انتخاب گردید و نیز در دومین، سومین و چهارمین جشنواره ملی هفته پژوهش و تجلیل از پژوهشگران برگزیده سال‌های ۱۳۹۳، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ این فصلنامه به عنوان مجله برتر علمی–پژوهشی دانشگاه پیام نور مورد تقدیر قرار گرفت.

این فصلنامه از اولین شماره در پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC)، بانک اطلاعات نشریات کشور (Magiran)، مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID)، پایگاه جهانی (EconLit) و پایگاه مجلات تخصصی (Noormags) نمایه شده است.

Journal of Economic Literature
American Economic Association Publications
2403 SIDNEY STREET, SUITE 260
PITTSBURGH, PENNSYLVANIA 15203
Telephone (412) 432-2300
Fax (412) 431-3014

May 13, 2011

Dear Dr. Ghaffari,

Thank you for providing a copy of the *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research* to *EconLit*. An annotation of the journal will appear in the New Journals section of the Annotated Listing of New Books department of the September 2011 issue of the *Journal of Economic Literature* (*JEL*).

In addition, the journal has been evaluated and accepted for listing in *EconLit*. We require that you send us copies of all individual issues of the journal, beginning with your back issues to date. This arrangement, which is subject to periodic review and may be changed in the future, carries an exchange provision: The American Economic Association provides the editors of listed journals with complimentary copies of *JEL* on CD.

Please find enclosed a complimentary subscription form and instructions concerning the provision of abstracts for *EconLit*. I am also enclosing promotional literature describing the indexes. If you have any questions, please let me know.

Yours sincerely,

Liz Braunstein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

Hadi Ghaffari
Payame Noor University of Markazi Province
P.O Box 38135-1136
Arak
IRAN

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

یَرْفَعِ اللهُ الَّذِینَ آمَنُوا مِنکُمْ وَالَّذِینَ أُوتُوا الْعِلْمَ دَرَجَاتٍ (قرآن کریم)

نشریه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی-دانشگاه پیام نور استان مرکزی

تلاش متفکران، اندیشه ورزان و آحاد جامعه علمی کشور در راستای تحقق الگوی اسلامی ایرانی پیشرفت نشانگر عزم و همت والای فرهیختگان نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران و شایسته تقدیر است.

بدینوسیله با تبریک صمیمانه برای کسب عنوان

نشریه برتر در زمینه علوم انسانی

در چهاردهمین جشنواره ملی تجلیل از پژوهشگران و فناوران برتر سال ۱۳۹۲

از درگاه خداوند سبحان دوام توفیقات روز افزون شما را مسئلت می نمایم.

رضا فرجی دانا

۲۵/۹/۹۴

وزیر علوم، تحقیقات و فناوری

دانشگاه پیام نور

تاریخ: ۹۳/۹/۲۵

شماره: ۷۳/۷/۱/ص

بسم الله الرحمن الرحیم

«یرفع الله الذین امنوا منکم والذین اوتوا العلم درجات...» (سوره مجادله؛ آیه ۱۱)

جناب آقای دکتر هادی غفاری

مدیر مسئول محترم مجله پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی

با سلام و احترام

به طور قطع همت والای اندیشمندان، محققان و فرهیختگان میهن عزیزمان موجب شکوه و اعتلای نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران و ارائه الگوی ایرانی و اسلامی پیشرفت و توسعه شده است. با کمال مسرت به نمایندگی از خانواده بزرگ دانشگاه پیام نور کسب عنوان

«مجله برتر علمی و پژوهشی دانشگاه»

در دومین جشنواره ملی هفته پژوهش و تجلیل از پژوهشگران برگزیده سال ۱۳۹۳ را تبریک عرض می نمایم.

تداوم عزت و سلامت، توفیق در گسترش ساختارهای دانایی محور و اعتلای علمی دانشگاه پیام نور را در سایه خدمات پژوهشی و فناوری شما، از درگاه ایزد منان خواستارم.

ابوالفضل فراهانی

رئیس دانشگاه

4045 TAZHIBHOUSE.com

دانشگاه پیام نور

تاریخ: ۹۶/۹/۲۲

شماره: ۵۸/۱۰۴۰۶/ص

بسم الله الرحمن الرحیم

«یرفع الله الذین امنوا منکم والذین اوتوا العلم درجات...» (سوره مجادله؛ آیه ۱۱)

دست اندرکاران محترم نشریه علمی پژوهشی رشد و توسعه اقتصادی

باسلام و احترام

به طور قطع همّت والای اندیشمندان، محققان و فرهیختگان میهن عزیزمان موجب شکوه و اعتلای نظام مقدّس جمهوری اسلامی ایران و ارائه الگوی ایرانی و اسلامی پیشرفت و توسعه شده است. باکمال مسرّت به نمایندگی از خانواده بزرگ دانشگاه پیام نور کسب عنوان

«نشریه برتر دانشگاه»

در سومین جشنواره نکوداشت هفته پژوهش و تقدیر از پژوهشگران و فناوران برتر سال ۱۳۹۴ را تبریک عرض می نمایم.

تداوم عزّت و سلامت، توفیق در گسترش ساختارهای دانایی محور و اعتلای علمی دانشگاه پیام نور را در سایه خدمات پژوهشی و فناوری شما، از درگاه ایزد منّان خواستارم.

علی اصغر رستمی ابوسعیدی

رئیس دانشگاه

نشر حافظی www.hafzi.ir

حق چاپ محفوظ. شماره: ۲۰۲۲

دانشگاه پیام نور

شماره: ۱/۹۲۷۹/ص

تاریخ: ۱۳۹۵/۰۹/۲۴

بسم الله الرحمن الرحیم

«خداوند کسانی را که ایمان آورده‌اند و کسانی را که علم به آنان داده شده درجات عظیمی می‌بخشد.» (سوره مجادله؛ آیه ۱۱)

پژوهش فرآیند تولید علم است و تولید فناوری به کارگیری یافته های پژوهشی است. تاثیرگذاری پژوهش و فناوری در تمدن کنونی دنیا و در آینده ی آن بسیار روشن و بدیهی است و هرچه در تاریخ بشری به زمان های اخیر نزدیک می شویم این تاثیرگذاری بیشتر می شود.

فصلنامه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی

باکمال مسرت به نمایندگی از خانواده بزرگ دانشگاه پیام نور کسب عنوان

نشریه علمی پژوهشی برتر

در چهارمین جشنواره نکوداشت هفته پژوهش و تقدیر از پژوهشگران و فناوران برتر سال ۱۳۹۵ را تبریک عرض می نمایم.

تداوم عزت و سلامت، توفیق در گسترش ساختارهای دانایی محور و اعتلای علمی دانشگاه پیام نور را در سایه خدمات پژوهشی و فناوری شما، از درگاه ایزد منان خواستارم.

علی اصغر رستمی ابوسعیدی

رئیس دانشگاه

حق چاپ محفوظ Code: T-77

شرایط تدوین و پذیرش مقاله و چگونگی ارسال آن

محورهای پذیرش مقاله

۱- مباحث توصیفی و کیفی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی

۲- مباحث تحلیلی و کمّی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی

۳- نظریه پردازی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی از دیدگاه اسلام

۴- نظریه پردازی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران

۵- سیاست‌ها و راهبردهای رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران و کشورهای درحال‌توسعه

۶- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

۷- راهبردهای رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران و کشورهای درحال‌توسعه

۸- بررسی تطبیقی رشد و توسعه اقتصادی در کشورهای درحال‌توسعه و کشورهای اسلامی

۹- بخش‌های اقتصادی (کشاورزی، صنعت، خدمات و ...) و رشد و توسعه اقتصادی

۱۰- کاربرد تکنیک‌های نوین اقتصاد ریاضی و اقتصادسنجی در جهت حل مسائل رشد، توسعه و توسعه اقتصادی

۱۱- جهانی شدن، تجارت بین‌الملل و رشد و توسعه اقتصادی

۱۲- سایر موضوعات مرتبط در حوزه اقتصاد توسعه و توسعه اقتصادی

شرایط پذیرش مقاله

الف) محتوا

۱- در جهت اهداف و محورهای فصلنامه باشد.

۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.

۳- حاصل مطالعات، تجربه‌ها و پژوهش‌های نویسنده یا نویسندگان باشد.

۴- در هیچ یک از نشریات داخلی و خارجی یا مجموعه مقالات سمینارها و مجامع علمی به چاپ نرسیده یا به طور همزمان برای سایر مجلات ارسال نشده باشد (در ضمن تا سه ماه بعد از ارسال مقاله به این فصلنامه از ارسال آن به مجله دیگر خودداری فرمائید در غیر این صورت ضمن حذف مقاله از پذیرش مقالات بعدی معذوریم).

ب) شکل ظاهری

۱- مقاله شامل عنوان، معرفی نویسنده یا نویسندگان (آدرس محل کار، تلفن، نمابر و پست الکترونیکی)، چکیده فارسی و انگلیسی، واژه‌های کلیدی (۳ تا ۷ واژه)، طبقه‌بندی JEL، مقدمه، پیشینه، روش، چارچوب نظری، یافته‌ها، نتیجه‌گیری، پیوست‌ها و فهرست منابع باشد.

۲- استفاده از نرم‌افزار Microsoft Word 2003-2007 در اندازه کاغذ A4 (رحلی ۲۹/۷ * ۲۱) مطابق نمونه مقاله تدوین شود.

۳- صفحات به صورت Mirror و فاصله‌های متن مقالات از طرفین صفحه Bottom:2cm, Top:3.5cm, Outside:2.5cm, Inside:3cm بوده، مقاله دو ستونی با فاصله مساوی از لبه‌های راست و چپ کاغذ، عرض هر ستون ۸ سانتیمتر، فاصله دو ستون ۱ سانتیمتر، فاصله سطرها سینگل (تک فاصله) و با تورفتگی پاراگراف چهار حرف تایپ می‌شود.

۴- عنوان مقاله فارسی با قلم B Zar ضخیم ۱۲، نام نویسندگان با قلم B Zar ضخیم ۱۰، توضیحات نام نویسندگان فارسی با قلم B Zar نازک ۹ و عنوان مقاله لاتین با قلم Times New Roman ضخیم ۱۳، نام نویسندگان با قلم Times New Roman نازک ۱۱ و توضیحات نام نویسندگان لاتین Times New Roman نازک ۱۰ باشد.

۵- تعداد کلمات چکیده حداقل ۱۰۰ و حداکثر ۲۵۰ کلمه. عنوان چکیده فارسی با قلم B Zar ضخیم ۱۰ و متن چکیده فارسی با قلم B Mitra نازک ۱۰، عنوان چکیده لاتین با قلم Times New Roman ضخیم ۹ و متن چکیده لاتین با قلم Times New Roman نازک ۹ باشد.

۶- متن فارسی مقاله با قلم B Mitra نازک ۱۲، برای متن‌های لاتین با قلم Times New Roman نازک ۱۱. تیترهای اصلی داخلی مقاله با قلم B Zar ضخیم ۱۲، تیترهای فرعی با قلم B Mitra ضخیم ۱۲ و فونت متن مقاله با قلم B Mitra نازک ۱۲ باشد.

۷- روش ارجاع داخل متون (APA) باشد، یعنی منابع مورد استفاده در متن به این صورت درج شود:

نام خانوادگی نویسنده یا نویسندگان، تاریخ انتشار و شماره صفحه **(مظفر، ۱۳۷۵: ۱۱)**. در صورت تکرار بلافاصله همان منبع کلمه همان با شماره جلد و صفحه آورده شود.

۸- در بخش پایانی مقالات در همه نشریات، زیر عبارت "**بحث و نتیجه‌گیری**" می‌آید.

۹- واژه‌های "**جدول**"، در بالای هر مورد و "**نمودار**" و "**نقشه**" و "**شکل**" در پایین هر مورد با قلم B Mitra, 11, bold می‌آید. پس از واژه‌های یادشده شمارهٔ آنها به عدد و پس از عدد نقطه می‌آید. توضیح جداول، نمودارها، و نقشه‌ها به قلم B Mitra, 11، نازک باشد.

۱۰- در مواردی که مأخذ تصویر یا نقشه ذکر می‌شود، در پایین هر مورد سمت چپ، واژه "**مأخذ**": با قلم B Mitra, 10, bold و توضیح آن با قلمB Mitra, 10، نازک باشد.

۱۱- در صورت استفاده از **پانوشت**: پانوشت انگلیسی با قلم Times New Roman, 9، نازک و پانوشت فارسی با قلم B Mitra, 10، نازک باشد.

۱۲- فهرست منابع در آخر مقاله بر حسب حروف الفبایی نام خانوادگی نویسنده، به شکل زیر تنظیم گردد:

الف) کتاب: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، نام کتاب، نام مترجم، محل انتشار، نام ناشر، شماره چاپ، تاریخ انتشار، شماره جلد.

ب) مقاله: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، عنوان مقاله، نام نشریه، محل انتشار، شماره مجله و شماره صفحات.

ج) مجموعه مقالات: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، عنوان مقاله، نام و نام خانوادگی گردآورنده، عنوان مجموعه مقالات، سال، شماره صفحات.

د) پی‌نوشت‌های توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.

مثال نحوه چیدمان و نگارش جهت منابع فارسی و منابع لاتین انتهای مقالات:

احمدی شادمهری، محمد طاهر؛ قزلباش، اعظم و دانش‌نیا، محمد (۱۳۹۲). "بررسی رابطهٔ علّییت بین مصرف انـرژی و رشد اقتصادی: با استفاده از داده‌های پانل بر مبنای مدل تصحیح خطای برداری در کشـورهای عضـو آسـه آن". *دو فصلنامه اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، سال بیستم، شماره ۶، ۱۸۰-۱۵۷.

Baek, J. & Kim, H. S. (2011). "Trade Liberalization, Economic Growth, Energy Consumption and the Environment: Time Series Evidence from G-20 Economies", *Journal of East Asian Economic Integration,* 15(1), 3-32.

۱۳- کلیه مقالاتی که در آنها از روش‌های کمّی و تجربی استفاده شده، لازم است داده‌ها، پرسشنامه یا خروجی کامپیوتری را به ضمیمه مقاله ارسال نمایند.

نحوه ارسال مقاله

۱- مراجعه به سایت فصلنامه به آدرس http://egdr.journals.pnu.ac.ir

۲- ثبت نام در سامانه

۳- ورود به سامانه با کلمه کاربری و کلمه عبور شخصی

۴- مطالعه راهنمای نویسندگان و تنظیم مقاله بر اساس آن.

۵- انتخاب گزینه ارسال مقاله.

۶- ارسال مقاله.

شایان ذکر است که نامه اعلام وصول به محض تکمیل فرایند ارسال مقاله به آدرس الکترونیکی شما ارسال خواهد شد.

سایر نکات

- ترتیب مقالات به ارزش علمی یا شخصیت نویسندگان ارتباطی ندارد.
- مسئولیت محتوای مقالات به عهده نویسندگان است و چاپ مقاله لزوماً به معنای تأیید آن نیست.
- فصلنامه در ویراستاری، تلخیص و تنظیم مطالب مقاله آزاد است.
- مقالات دریافت شده در صورت پذیرش یا عدم پذیرش، مسترد نخواهد شد.

منشور اخلاقی نشریات علمی ـ پژوهشی دانشگاه پیام‌نور

این منشور تعهدنامه‌ای است که برخی حدود اخلاقی و مسئولیت‌های مربوط به انجام فعالیت‌های علمی ـ پژوهشی و چاپ آنها در نشریات را ترسیم می‌کند تا از بروز تخلفات پژوهشی آگاهانه یا ناآگاهانه توسط نویسندگان مقالات پیشگیری نماید.

این منشور برگرفته از **"منشور و موازین اخلاق پژوهش"** مصوب معاونت پژوهش و فناوری وزارت علوم، تحقیقات و فناوری ایران، موازین انتشاراتی پذیرفته شده بین‌المللی، و تجربیات موجود در حوزه نشریات علمی ـ پژوهشی است.

۱. مقدمه

نویسندگان، داوران، اعضای هیئت‌تحریریه و سردبیران نشریات موظف هستند تمام اصول اخلاق پژوهشی و مسئولیت‌های مرتبط در زمینه چاپ را دانسته و به آن متعهد باشند. ارسال مقاله توسط نویسندگان، داوری مقالات و تصمیم‌گیری در مورد قبول یا رد مقاله توسط اعضای هیئت‌تحریریه و سردبیر به منزله دانستن و تبعیت از این حقوق می‌باشد و در صورت احراز عدم پایبندیِ هر یک از این افراد به این اصول و مسئولیت‌ها، نشریات هرگونه اقدام قانونی را حق خود می‌دانند.

۲. وظایف و تعهدات نویسندگان (Authors' Responsibilities)

- مقالات ارسالی باید در زمینه تخصصی مجله بوده و به صورت علمی و منسجم، مطابق استاندارد مجله آماده شده باشد.
- مقالات ارائه شده بایستی پژوهش اصیل (Original Research) نویسنده/نویسندگان مقاله باشد. دقت در پژوهش، گزارش صحیح داده‌ها و ذکر منابعِ دربردارندهٔ تحقیقات سایر افراد، در مقاله الزامی است.
- نویسنده/ نویسندگان مسئول صحت و دقت محتوای مقالات خود هستند.

نکته ۱. چاپ مقاله به معنی تأیید مطالب آن توسط مجله نیست.

- نویسندگان حق "ارسال مجدد (Duplicate Submission)" یک مقاله را ندارند. به عبارت دیگر، مقاله یا بخشی از آن نباید در هیچ مجله دیگری در داخل یا خارج از کشور چاپ شده یا در جریان داوری و چاپ باشد.
- نویسندگان مجاز به "انتشار همپوشان (Overlapping Publication)" نیستند. منظور از انتشار همپوشان، چاپ داده‌ها و یافته‌های مقالات پیشین خود با کمی تغییر در مقاله‌ای به عنوان جدید است.
- نویسنده/نویسندگان موظف‌اند در صورت نیاز به استفاده از مطالب دیگران، آنها را با ارجاع‌دهی (Citation) دقیق و در صورت نیاز پس از کسب اجازه کتبی و صریح، از منابع مورد نیاز استفاده نمایند. هنگامی که عین نوشته‌های پژوهشگر دیگری مورد استفاده قرار می‌گیرد، باید از روش‌ها و علائم نقل قول مستقیم، نظیر گذاشتن آن داخل گیومه (" ")، استفاده شود.
- نویسنده مسئول مقاله می‌بایست نسبت به وجود نام و اطلاعات تمام نویسندگان (پس از اخذ تأیید از نامبردگان) و نبودن نامی غیر از پژوهشگران درگیر در انجام پژوهش و تهیه مقاله اطمینان حاصل کند.

نکته ۲. از درج عبارت "مؤلف افتخاری (Gift Authorship)" و حذف "مؤلف واقعی (Ghost Authorship)" خودداری شود.

- نویسنده مسئول مقاله موظف است از اینکه همه نویسندگان مقاله، آن‌را مطالعه و نسبت به ارائه آن و جایگاه خود در مقاله به توافق رسیده‌اند، اطمینان حاصل کند.
- ارسال مقاله به منزله آن است که نویسندگان رضایت کلیه پشتیبان‌های مالی یا مکانی مقاله را جلب کرده و تمامی پشتیبان‌های مالی یا مکانی مقاله را معرفی نموده‌اند.

- نویسنده/نویسندگان موظف‌اند به هنگام وجود هر گونه خطا و بی‌دقتی در مقاله خود، متولیان نشریه را در جریان آن قرار داده، نسبت به اصلاح آن اقدام یا مقاله را بازپس گیرند.
- نویسنده/ نویسندگان ملزم به حفظ نمونه‌ها و اطلاعات خام مورد استفاده در تهیه مقاله، تا یک‌سال پس از چاپ آن در نشریه مربوط، جهت پاسخ گویی به انتقادات و سؤالات احتمالی خوانندگان نشریه هستند.

۳. رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی

نویسنده/ نویسندگان موظف به احتراز از **"رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی (Research and Publication Misconduct)"** هستند. اگر در هر یک از مراحل ارسال، داوری، ویرایش، یا چاپ مقاله در نشریات یا پس از آن، وقوع یکی از موارد زیر محرز گردد، رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی محسوب شده و نشریه حق برخورد قانونی با آن‌را دارد.

- **جعل داده‌ها (Fabrication):** عبارت است از گزارش مطالب غیرواقعی و ارائه داده‌ها یا نتیجه‌های ساختگی به عنوان نتایج آزمایشگاهی، مطالعات تجربی و یافته‌های شخصی. ثبت غیرواقعی آنچه روی نداده است یا جابه‌جایی نتایج مطالعات مختلف، نمونه‌هایی از این تخلف است.
- **تحریف داده‌ها (Falsification):** تحریف داده‌ها به‌معنای دستکاری مواد، ابزار و فرایند پژوهشی یا تغییر و حذف داده‌هاست به‌نحوی که سبب می‌گردد تا نتایج پژوهش با نتایج واقعی تفاوت داشته‌باشند.
- **سرقت علمی (Plagiarism):** سرقت علمی به استفاده غیرعمدی، دانسته یا بی‌ملاحظه از کلمات، ایده‌ها، عبارات، ادعا یا استنادات دیگران بدون قدردانی و توضیح و استناد مناسب به اثر، صاحب اثر یا سخنران ایده گفته می‌شود.
- **اجاره علمی:** منظور آن است که نویسنده/نویسندگان، فرد دیگری را برای انجام پژوهش به‌کار گیرد و پس از پایان پژوهش، با دخل و تصرف اندکی آن را به نام خود به چاپ رساند.
- **انتساب غیرواقعی:** منظور انتساب غیرواقعی نویسنده/نویسندگان به مؤسسه، مرکز یا گروه آموزشی یا پژوهشی است که نقشی در اصل پژوهش مربوطه نداشته‌اند.

۴. وظایف داوران (Reviewers' Responsibility)

داوران در بررسی مقالات، می‌بایست نکات زیر را در نظر داشته باشند:

- بررسی کیفی، محتوایی و علمی مقالات به‌منظور بهبود، ارتقاء کیفی و محتوایی مقالات.
- اطلاع‌رسانی به سردبیر نشریه مبنی بر پذیرفتن یا نپذیرفتن داوری (به لحاظ مرتبط نبودن حوزه موضوعی مقاله با تخصص داور) و معرفی داور جایگزین در صورت پذیرفتن داوری.
- ضرورت در نپذیرفتن مقالاتی که منافع اشخاص، موسسات و شرکت‌های خاص به‌وسیله آن حاصل یا روابط شخصی در آن مشاهده می‌شود و همچنین مقالاتی که در انجام، تجزیه و تحلیل یا نوشتن آن مشارکت داشته است.
- داوری مقالات بایستی بر اساس مستندات علمی و استدلال کافی انجام شده و از اعمال نظر سلیقه‌ای، شخصی، صنفی، نژادی، مذهبی و غیره در داوری مقالات خودداری گردد.
- ارزیابی دقیق مقاله و اعلام نقاط قوت و ضعف مقاله به صورتی سازنده، صریح و آموزشی.
- مسئولیت‌پذیری، پاسخگویی، وقت شناسی، علاقه‌مندی و پایبندی به اخلاق حرفه‌ای و رعایت حقوق دیگران.
- عدم اصلاح و بازنویسی مقاله بر اساس سلیقه شخصی.

- حصول اطمینان از ارجاع‌دهی کامل مقاله به کلیه تحقیقات، موضوعات و نقل قول‌هایی که در مقاله استفاده شده است و همچنین یادآوری موارد ارجاع نشده در تحقیقات چاپ شده مرتبط.
- احتراز از بازگویی اطلاعات و جزئیات موجود در مقالات برای دیگران.
- داور حق ندارد قبل از انتشار مقاله، از داده‌ها یا مفاهیم جدید آن به نفع یا علیه پژوهش‌های خود یا دیگران یا برای انتقاد یا بی‌اعتبارسازی نویسندگان استفاده کند. همچنین پس از انتشار مقاله، داور حق انتشار جزئیات را فراتر از آنچه توسط مجله چاپ شده است، ندارد.
- داور حق ندارد به‌جز با مجوز سردبیر مجله، داوری یک مقاله را به فرد دیگری از جمله همکاران هیئت علمی یا دانشجویان تحصیلات تکمیلی خود بسپارد. نام هر کسی که در داوری مقاله کمک نموده باید در گزارش داوری به سردبیر ذکر و در مدارک مجله ثبت گردد.
- داور اجازه تماس مستقیم با نویسندگان در رابطه با مقالات در حال داوری را ندارد. هرگونه تماس با نویسندگان مقالات فقط از طریق دفتر مجله انجام خواهد گرفت.
- تلاش برای ارائه گزارش "رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی" و ارسال مستندات مربوطه به سردبیر نشریه.

۵. وظایف سردبیر و اعضای هیئت تحریریه (Editorial Board Responsibilities)

- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله باید حفظ نشریه و ارتقاء کیفیت آن‌را هدف اصلی خود قرار دهند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه باید در جهت معرفی هرچه بیشتر نشریه در جوامع دانشگاهی و بین‌المللی بکوشند و چاپ مقالات از دانشگاه‌های دیگر و مجامع بین‌المللی را در اولویت کار خود قرار دهند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه نباید در چاپ مقالات خود دچار حس سهم‌خواهی و افراط شوند.
- اختیار و مسئولیت انتخاب داوران و قبول یا رد یک مقاله پس از کسب نظر داوران بر عهده سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله است.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله بایستی از نظر حرفه‌ای صاحب‌نظر، متخصص و دارای انتشارات متعدد، و همچنین دارای روحیه مسئولیت پذیری، پاسخگویی، حقیقت جویی، انصاف و بی‌طرفی، پایبندی به اخلاق حرفه‌ای و رعایت حقوق دیگران باشند و به صورت جدی و مسئولانه در راستای نیل به اهداف مجله و بهبود مداوم آن مشارکت نمایند.
- از سردبیر و اعضای هیئت تحریریه انتظار می‌رود که یک بانک اطلاعاتی از داوران مناسب برای مجله تهیه و به طور مرتب بر اساس عملکرد داوران آن‌را به‌روز نمایند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه بایستی در انتخاب داوران شایسته با توجه به زمینه تخصصی، سرآمدی، تجربهٔ علمی و کاری، و التزام اخلاقی اهتمام ورزند.
- سردبیر مجله باید از داوری‌های عمیق و مستدل استقبال، از داوری‌های سطحی و ضعیف جلوگیری، و با داوری‌های مغرضانه، بی‌اساس یا تحقیرآمیز برخورد کند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله باید نسبت به ثبت و آرشیو اسناد داوری مقالات به عنوان اسناد علمی، و محرمانه نگاه داشتن اسامی داوران هر مقاله اقدام لازم را انجام دهند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله موظف به اعلام سریع نتیجه تصمیم گیری نهایی در مورد پذیرش یا رد مقاله به نویسنده مسئول هستند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله باید کلیه اطلاعات موجود در مقالات را محرمانه تلقی نموده و از دراختیار دیگران قراردادن و بحث درباره جزئیات آن با دیگران احتراز نمایند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله موظف‌اند از بروز تضاد منافع (Conflict of interests) در روند داوری، با توجه به هرگونه ارتباط شخصی، تجاری، دانشگاهی و مالی که ممکن است به طور بالقوه بر پذیرش و نشر مقالات ارائه شده تأثیر بگذارد، جلوگیری کنند.

- سردبیر مجله موظف است آثار متهم به عدول از اخلاق انتشاراتی و پژوهشی که از سوی داوران یا به هر نحو دیگر گزارش می‌شود را با دقت و جدیت بررسی نموده و در صورت نیاز در این خصوص اقدام نماید.
- سردبیر مجله موظف است نسبت به حذف سریع مقالات چاپ شده‌ای که مشخص شود در آنها "رفتار غیر اخلاقی انتشاراتی و پژوهشی" رخ داده است و اطلاع‌رسانی شفاف به خوانندگان و مراجع نمایه نمایی مربوطه اقدام نماید.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله موظف‌اند نسبت به بررسی و چاپ سریع اصلاحیه و اطلاع‌رسانی شفاف به خوانندگان، برای مقالات چاپ شده‌ای که در آنها خطاهایی یافت شده است، اقدام نمایند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله باید به طور مستمر نظرات نویسندگان، خوانندگان، و داوران مجله در مورد بهبود سیاست‌های انتشاراتی و کیفیت شکلی و محتوایی مجله را جویا شوند.

منابع

۱. منشور و موازین اخلاق پژوهش مصوب معاونت پژوهش و فناوری وزارت علوم، تحقیقات و فناوری

2. Committee on Publication Ethics, COPE Code of Conduct, www.publicationethics.org.

فهرست مطالب

برآورد اثرات متقابل میان صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی از کانال تقویت کمّی و کیفی نهاده‌ها؛ رهیافت MS-VAR ۱۷
علی مهدیلو، حسین اصغرپور، محمد مهدی برقی اسکویی

بررسی مشوق‌های هدفمند توسعه منطقه‌ای با رویکرد DID، مطالعه موردی: معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ قانون مالیات‌های مستقیم ۳۳
یگانه موسوی جهرمی، محمدرضا رضوی، فرهاد خداداد کاشی، سید حسین ایزدی

بررسی رابطه علّیت میان مصرف حامل‌های انرژی، رشد اقتصادی و دی اکسید کربن در بخش‌های اقتصاد ایران ۵۱
روح‌اله شهنازی، ابراهیم هادیان، لطف‌الله جرگانی

تحلیلی از رابطه نرخ پس‌انداز و رشد اقتصادی در کشورهای دارای تورم بالا و پایین ۷۱
تیمور رحمانی، الناز باقرپور اسکویی

اندازه‌گیری نابرابری رشد اقتصادی استان‌ها و بررسی همگرایی رشد آنها (رهیافت اقتصادسنجی فضایی)..... ۸۳
سهراب دل‌انگیزان، یونس گلی، یحیی گلی

تحلیل تأثیر یارانه بیمه صادراتی بر صادرات غیر نفتی با استفاده از رگرسیون فازی ۹۹
ئاسو اسماعیل‌پور، احمد اسدزاده، مصطفی شکری، حمید ذوالقدر

نقش توسعه مالی در ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و ارتقاء رشد اقتصادی..... ۱۱۳
فرشید پورشهابی، مرضیه اسفندیاری

تحلیل تأثیر شدت انرژی بر ارتباطات پسینی و پیشینی بخش انرژی با سایر بخش‌های اقتصادی با تأکید بر بخش کشاورزی..... ۱۲۷
شکوه محمودی، سید عبدالمجید جلائی اسفند آبادی

اثرات مستقیم و غیر مستقیم نفت بر بهره‌وری کل عوامل تولید اقتصاد ایران (با استفاده از روش سیستم معادلات همزمان)..... ۱۴۱
ابوالفضل شاه‌آبادی، سارا ساری‌گل

بررسی عوامل مؤثر بر تمرکزجغرافیایی صنایع غذایی و آشامیدنی با استفاده از داده‌های پانل پویا..... ۱۶۵
محمدعلی مقصودپور

سخن سردبیر

آنچه تقدیم حضور پر مهر شما می‌گردد سومین شماره فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی در سال اقتصاد مقاومتی، تولید و اشتغال یعنی شماره ۲۸ مربوط به پائیز ۱۳۹۶می‌باشد.

خداوند را شاکریم که توفیق داد در این سال، که رنگ و بوی اقتصادی داشت در خدمت جامعه علمی کشور باشیم و در انتشار آخرین دستاوردهای علمی محققان، اندیشمندان، اساتید دانشگاه و دانشجویان محترم تحصیلات تکمیلی سهم کوچکی داشته باشیم.

فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی همچنان پاسخگویی دائمی، سریع و شایسته را در دستور کار خود قرار داده است و تلاش می‌کند فاصله دریافت تا پذیرش مقالات را به کوتاه‌ترین زمان ممکن تقلیل دهد. علاوه بر این، در مورد مقالاتی که برای چاپ پذیرفته نمی‌شوند اعلام دقیق نظر داوران به نویسندگان محترم را به عنوان یک اصل در نظر داشته و این امکان را فراهم می‌کند تا محققان ارجمند بتوانند با بهبود مقاله خود بر اساس نظر داوران، شرایط چاپ مقاله را در سایر نشریات اقتصادی فراهم نمایند.

بر اساس گزارشات پایگاه استنادی علوم جهان اسلام، ضریب تأثیر فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، در سال جاری رتبه اول کشور را به خود اختصاص داد و با ضریب ۱/۴۱۳ رتبه نخست در بین کل نشریات اقتصادی را نیز کسب نمود. این موفقیت حاصل لطف دوستان و نویسندگان ارزشمندی است که مقالات وزین خود را برای چاپ در این فصلنامه ارسال می نمایند.

ضمن آرزوی روزهای بهتر برای همه عزیزان، مجدداً از همه اساتید و دانشجویان گرامی دعوت می‌کنیم ارسال مقاله در این فصلنامه را در اولویت خود قرار داده و پاسخگویی سریع را به عنوان یکی از حقوق خود از فصلنامه مطالبه نمایند.

محمدرضا لطفعلی‌پور

پائیز ۱۳۹۶

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هشتم، پاییز ۱۳۹۶ (۳۲-۱۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 28, September 2017 (17-32)

برآورد اثرات متقابل میان صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی از کانال تقویت کمّی و کیفی نهاده‌ها؛ رهیافت MS-VAR

*علی مهدیلو[۱]، حسین اصغرپور[۲]، محمد مهدی برقی اسکویی[۳]
۱. دانشجوی دوره دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
(دریافت: ۱۳۹۴/۰۹/۱۷ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۲/۲۶)

Estimated Interactions between Non-Oil Exports and Economic Growth through the Quantitative and Qualitative Strengthening of Inputs; MS-VAR Approach

*Ali Mahdiloo[1], Hosein Asgharpour[2], Mohammad Mehdi Barghi Oskooei[3]
1. Ph.D. Student of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran.
2. Associate Professor of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran.
3. Associate Professor of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran.
(Received: 8/Dec/2016 Accepted: 15/May/2016)

چکیده:

دو دیدگاه عمده در موضوع ارتباط میان توسعه صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی وجود دارد، دیدگاه اول ناظر بر این است که صادرات غیرنفتی از طریق تقویت کیفی نهاده‌ها منجر به رشد اقتصادی می‌شود و در دیدگاه دوم نیز رشد اقتصادی از طریق تقویت کمّی نهاده‌ها باعث افزایش صادرات غیر نفتی می‌شود. از این رو هدف این مطالعه آزمون این دو دیدگاه و به عبارتی بررسی رابطه علّیت میان صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی طی دوره زمانی ۱۳۹۲- ۱۳۵۲ می‌باشد. برای این منظور از مدل علّیت غیرخطی مارکوف سوییچینگ که در آن توانایی لحاظ کردن تغییر ارتباط بین متغیرها و علّیت متغیرها در طول زمان وجود دارد، استفاده شده است. نتایج این مطالعه، بعد از بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون زیوت و اندریوز و تخمین به روش MSVAR نشان می‌دهد که در رژیم یک (رشد اقتصادی بالا) و رژیم دو (رشد اقتصادی پایین) علّیتی میان صادرات و رشد اقتصادی وجود ندارد. دلیل آن نیز عدم توجه کافی به تولیدات بخش‌های دیگر اقتصادی در زمان رونق درآمدهای نفتی می‌باشد که این امر موجب تضعیف تولیدات، کاهش قدرت رقابت بین‌المللی تولیدات داخلی و در پی آن کاهش سهم صادرات کالا و خدمات در رشد اقتصادی می‌شود.

واژه‌های کلیدی: علّیت غیرخطی، رشد اقتصادی، صادرات کالا و خدمات، آزمون زیوت و اندریوز، مدل مارکوف سوییچینگ.
طبقه‌بندی JEL: C32، O15، G92.

Abstract:

There are two major views on the subject of the relationship between the development of non-oil exports and economic growth. In first opinion, non-oil exports leads to economic growth through the increase in quality of inputs. In second opinion, economic growth will increase non-oil exports through quantitative strengthening of inputs. In non-linear models there are the ability to calculate relationship between variables and causal variables in different regimes. For this reason non-linear causality models can have better results than linear causality models. For this purpose in this study a Markov Switching model is used to investigate non-linear causal relationship between economic growth and non-oil export in the years 1973-2013. The results indicate that in first regime (high growth) and second regime (low economic growth), there is no causality between exports and economic growth. The reason is lack of sufficient attention to production of other economic sectors during the oil boom. As a result, it causes the weakening of production, reduction of domestic production and international competitive power and finally reduction of the share of exports of goods and services in economic growth.

Keywords: Nonlinear Causality, Economic Growth, Exports of Goods and Services, Zivot and Andrews Test, Markov Switching Model.
JEL: C32, O15, G92.

* **نویسنده مسئول:** علی مهدیلو
E-mail: mehdiloo_ali@yahoo.com

*Corresponding Author: Ali Mahdiloo

۱- مقدمه

دو دیدگاه متفاوت در مورد رابطه بین صادرات کالا و خدمات و رشد اقتصادی وجود دارد. در دیدگاه اول، اقتصاددانانی مانند لوکاس[1]، مکی و ساموارو[2]، هلپمن و کروگمن[3]، توسعه صادرات را عامل افزایش رشد اقتصادی می‌دانند. به عقیده این افراد توسعه صادرات از کانال‌های افزایش بهره‌وری، گسترش مقیاس، کارایی تولیدکنندگان و ... موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود (هراتی و همکاران، ۱۳۹۴: ۳۱). در طرف مقابل اقتصاددانانی مانند کلدور[4]، لنگستر[5] و گراسمن[6] رشد اقتصادی را عامل توسعه صادرات معرفی می‌کنند. این افراد معتقدند، رشد اقتصادی از طریق تشکیل سرمایه انسانی، تشکیل سرمایه فیزیکی، سرمایه‌گذاری خارجی و ... موجبات توسعه صادرات را فراهم می‌آورد. در نتیجه توسعه صادرات از طریق ارتقا کیفی نهاده‌ها موجب افزایش رشد اقتصادی شده و در طرف مقابل نیز رشد اقتصادی از کانال افزایش کمّی نهاده‌ها موجب بهبود وضعیت صادرات کشورها می‌شود (لطفعلی پور و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۵).

البته لازم به توضیح است، در اغلب مطالعات وجود رابطه علّیت دوطرفه میان رشد اقتصادی و صادرات نیز مورد تأیید قرار گرفته است. این رابطه دو طرفه به معنی ارتقاء کیفی نهاده‌ها و تکنولوژی ناشی از صادرات که موجب انتقال تابع تولید و افزایش رشد اقتصادی می‌شود و همچنین در پی آن با انباشت سرمایه بیشتر و افزایش کمّی نهاده‌های تولیدی، صادرات بیشتر از قبل افزایش می‌یابد. در نتیجه به مانند یک چرخه هم رشد اقتصادی موجب بهبود صادرات شده و هم صادرات، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (چاو[7]، ۱۹۸۷: ۵۹). از طرفی اما باید توجه داشت که در اقتصادهای متکی به درآمد نفت و گاز این امکان وجود دارد که رابطه علّی و معنی‌داری میان رشد و صادرات وجود نداشته باشد، زیرا که در این کشورها رونق‌ها و رکودهای اقتصادی به شدت به تغییرات قیمت نفت وابسته می‌باشد. به طوری که با افزایش قیمت نفت، دوره رونق برای این کشورها شروع شده و افت قیمت نفت موجب رکود اقتصادی می‌شود. در نتیجه با افزایش قیمت نفت و بروز بیماری هلندی در این کشورها در نهایت توان رقابتی تولیدات داخلی این کشورها در بازارهای بین‌المللی کاهش یافته و در پی آن صادرات غیرنفتی تضعیف و واردات افزایش می‌یابد (مهرآرا و میری، ۱۳۸۹: ۲۸). از این رو سهم بخش صادرات غیرنفتی در کشورهای صادرکننده نفتی بسیار اندک می‌باشد و در نتیجه نمی‌تواند بار رشد اقتصادی این کشور را به دوش بکشد و تأثیر بسزایی در رفع مشکلات اقتصادی این کشورها داشته باشد.

در نتیجه مطالعه رابطه علّیت میان رشد اقتصادی و توسعه صادرات می‌تواند آزمون خوبی برای بررسی این موضوع باشد که آیا در ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفتی، در زمان رونق درآمدها و رشد اقتصادی سرمایه‌گذاری لازم جهت افزایش سرمایه انسانی، افزایش سرمایه فیزیکی، بالا بردن بهره‌وری و کیفیت تولیدات به منظور افزایش صادرات غیر نفتی صورت گرفته است یا نه؟ و آیا صادرات کالا و خدمات غیر نفتی به اندازه‌ای توسعه یافته که بتواند در دوران رکود درآمدهای نفتی سهم قابل توجهی در رشد اقتصادی داشته باشد؟

از طرفی ضعف بارز اکثر مطالعات خارجی و داخلی موجود در زمینه آزمون‌های علّیت این است که با فرض خطی بودن رابطه میان متغیرها امکان بروز شکست ساختاری و تغییر رابطه علّیت متغیرها در طول زمان را نادیده می‌گیرند. به عبارتی در بیش‌تر مطالعات صورت گرفته برای بررسی علّیت گرنجر از مدل‌های VAR یا اشکال تعمیم یافته آن استفاده می‌شود که به طور ضمنی فرض می‌کنند که پارامترهای این مدل در طول دوره مورد بررسی ثابت‌اند، در حالی که در بیشتر اوقات امکان شکست ساختاری در سری‌های زمانی وجود دارد، از این رو امکان تغییر پارامترهای مدل در طول دوره بررسی بسیار محتمل است. برای مقابله با این مشکل در این مطالعه برای بررسی رابطه علّیت گرنجری بین صادرات و رشد اقتصادی از داده‌های رشد اقتصادی و صادرات کالا و خدمات در طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۲ و مدل مارکوف سویچینگ (MS) و مدل VAR استفاده می‌شود که قابلیت لحاظ کردن تغییر در نحوه ارتباط بین این دو متغیر را با ایجاد رژیم‌های متفاوت دارا بوده و می‌تواند چگونگی روابط بین دو متغیر را در رژیم‌های مختلف نشان دهد. اساس این روش مبتنی بر مدل‌های VAR

1. Lucas
2. Makki & Samwaru
3. Helpman & Krugman
4. Kaldor
5. Lancaster
6. Grossman
7. Chow (1987)

می‌باشد، منتها پارامترها بستگی به زمان داشته و می‌توانند در رژیم‌های متفاوت ثابت نباشند، لذا تغییرات در رابطه علّیت در طی دوره مورد بررسی را می‌توان به راحتی و بدون هیچ پیش فرضی استخراج کرد.

این مقاله در شش قسمت سازمان دهی شده است. ابتدا در بخش دوم، به بررسی مبانی نظری رابطه علّیت صادرات کالا و خدمات و رشد اقتصادی پرداخته می‌شود، در بخش سوم مطالعات انجام گرفته در این موضوع آورده می‌شود. در بخش چهارم، مدل MS-VAR معرفی می‌شود و در قسمت پنجم به بررسی خروجی مدل می‌پردازیم و در بخش ششم جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

در مورد ارتباط بین صادرات و رشد اقتصادی به طور کلی دو دیدگاه عمده وجود دارد که هرکدام از دیدگاه‌ها به جوانب مختلفی از این موضوع پرداخته‌اند. دیدگاه اول که عمدتاً بر مبنای دیدگاه طرف تقاضا بنا نهاده شده است، توسعه صادرات کالا و خدمات را به عنوان عامل افزایش رشد اقتصادی می‌داند. در این نظریه تقدم با توسعه صادرات می‌باشد و جهت علّیت از سمت توسعه صادرات به سمت رشد اقتصادی می‌باشد. در مطالعات مختلف، دلایل بسیاری در مورد اهمیت، ضرورت و نقش توسعه صادرات در رشد اقتصادی تبیین شده است. از جمله این موارد می‌توان به نکات زیر اشاره کرد:

۱- بخش صادرات در بردارنده این توانایی بالقوه است که بتواند اثرات خارجی مثبتی[1] در سایر بخش‌های اقتصادی ایجاد نماید. این مکانیزم به کمک دست‌یابی به سبک‌های مدیریتی کارا[2] و همچنین تکنیک‌های تولیدی مدرن[3] محقق می‌شود (فدر[4]، ۱۹۸۳: ۶۵).

۲- توسعه صادرات و گسترش تولید کالاهای صادراتی باعث افزایش در بهره‌وری تولید از طریق اثرات ناشی از بزرگ‌تر شدن مقیاس تولید[5] می‌شود (هلپمن و کروگمن، ۱۹۸۶: ۱۸۳).

۳- صادرات می‌تواند باعث تسهیل در قیدهایی شود که مبتلا به مبادرت در صحنه بین‌المللی است. این امر از طریق دسترسی آسان‌تر و گسترده‌تر به بازارهای بین‌المللی رخ می‌دهد (اصفهانی، ۱۹۹۱: ۱۰۲).

۴- رشد صادرات کشور باعث می‌شود که توان رقابت تولیدکنندگان داخلی افزایش یابد که این خود باعث افزایش کارایی تولیدکنندگان داخلی و شکوفایی کارآفرینان داخلی می‌شود و نتیجه این امر چیزی نیست جز رشد اقتصادی بالاتر (کنیا[6]، ۲۰۰۶: ۹۸۱).

۵- افزایش صادرات بر اساس مدل‌های کینزی و از طریق ضریب فزاینده صادرات باعث رشد چشم‌گیری در نرخ رشد اقتصادی کشورها می‌شود (عبدالناصر و منوچهر، ۲۰۰۰: ۳۵۹)

۶- مباحث تکمیلی در زمینه افزایش رشد اقتصادی از طریق توسعه صادرات در سال‌های اخیر و در چارچوب مدل‌های رشد درون‌زا توسط گروه کثیری از اقتصاددانان مورد بررسی قرار گرفته‌اند (برای مطالعه بیشتر به مطالعه لوکاس ۱۹۸۸ مراجعه شود).

دیدگاه دوم که بیشتر بر پایه طرف عرضه اقتصاد پایه‌ریزی شده است جهت علّیت را از سمت رشد اقتصادی به توسعه و رشد صادرات می‌داند. اقتصاددانان طرفدار این نظریه بر این باورند که رشد اقتصادی به طرق مختلف و بر اساس فروض و مبانی تئوریکی متفاوت، علّت توسعه و رشد صادرات است. این فرضیه که رشد اقتصادی باعث افزایش صادرات می‌شود مشهور به فرضیه رشد منجر به صادرات است. در یک اقتصاد در حال رشد یک فرآیند مرکب از تغییرات تکنولوژیکی و یادگیری رخ می‌دهد که نمی‌توان آن را به کمک هیچ‌یک از برنامه‌های توسعه صادرات کشورها اندازه‌گیری کرد یا آن را به سیاست‌های اقتصادی دولت‌مردان نسبت داد، بلکه ناشی از تشکیل سرمایه انسانی، تشکیل سرمایه فیزیکی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نظایر آن است (عادلی و دهنوی، ۱۳۹۰: ۱۵). گروهی از اقتصاددانان نشان می‌دهند که رشد اقتصادی باعث افزایش در مهارت نیروی کار و بهبود تکنولوژی می‌شود و در نتیجه بهره‌وری افزایش می‌یابد که خود باعث افزایش توان رقابت تولیدکنندگان داخلی می‌شود. با افزایش توان رقابت دسترسی به بازارهای بین‌المللی آسان‌تر می‌شود و این به معنای توسعه صادرات است. (نارایان و اسمیت[7]، ۲۰۰۹: ۲۳۲).

در واقع در ادبیات اقتصاد نهادگرا در خصوص رابطه بین

1. Positive Externalities
2. Efficient Management Styles
3. Modern Production Techniques
4. Feder (1983)
5. Economics of Scale
6. Konya (2006)
7. Narayan & Smyth (2009)

صادرات و رشد اقتصادی نیز دو فرضیه مطرح می باشد که عبارتند از فرضیه رشد صادرات پایه (ELG) و فرضیه صادرات رشد پایه (GLE)، که با توجه به فرضیه‌های مذکور ممکن است یک رابطه دو طرفه بین صادرات و رشد اقتصادی وجود داشته باشد یا اینکه رابطه آماری بین صادرات و رشد اقتصادی وجود نداشته باشد.

از نظر گیلز و ویلیامز چند دلیل تئوریک برای حمایت از فرضیه رشد مبتنی بر صادرات وجود دارد. اول، رشد صادرات می تواند باعث افزایش تقاضا برای کالاهای تولید داخلی شود که این امر نیز خود باعث افزایش فعالیت‌های اقتصادی می شود. دوم، گسترش صادرات باعث به وجود آمدن تخصص در تولید کالای صادراتی می‌شودکه منجر به بالا رفتن سطح مهارت تولید و بهره‌وری برای اقتصاد می‌شود. سوم، افزایش صادرات می تواند باعث کم شدن محدودیت مبادله خارجی شود که منجر به تسهیل واردات کالا، خدمات و سرمایه‌گذاری خارجی می‌شود. چهارم، رشد صادرات با مزیت نسبی سازگار است به طوری که کشورها در تولید کالایی که در آن مزیت نسبی دارند تخصص می یابند و این امر باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود (گیلز و ویلیامز، ۲۰۰۰a: ۳۰۷). همچنین گیلز و ویلیامز برای حمایت از فرضیه صادرات رشد پایه نیز چند دلیل تئوریک ارائه کرده‌اند به طوری که به عقیده آنان، بر اساس مدل های رشد اقتصادی همچون مدل رشد سولو، تابع تولید تابعی از سرمایه و نیروی کار می‌باشد و در بلندمدت، رشد اقتصادی به افزایش نسبت سرمایه سرانه و رشد تکنولوژی بستگی دارد. بدین ترتیب در اثر افزایش رشد اقتصادی، سطح مهارت و تکنولوژی بهبود می یابد که این امر نیز باعث بروز مزیت نسبی یا بهبود آن می‌شود و به طور مستقیم بر افزایش رشد صادرات تأثیرگذار است. تئوری تجارت نئوکلاسیک نیز رشد صادرات در اثر رشد اقتصادی را تأیید می کند (گیلز و ویلیامز، ۲۰۰۰b: ۴۵۴).

اقتصاددانان بیان می‌کنند که رشد اقتصادی باعث می‌شود که ظرفیت بازار داخلی اشباع شده و در نتیجه تولیدکنندگان ناچار به راه‌یابی به بازارهای بین‌المللی و گسترش صادرات است، در نتیجه رشد اقتصادی را بیشتر مترادف با صادرات بیشتر می‌دانند. توجه به این نکته نیز حائز اهمیت است که اثر رشد اقتصادی بر روی صادرات همواره مثبت نیست زیرا اگر رشد اقتصادی بیشتر از طریق افزایش رفاه مردم باعث تمایل و تقاضا برای مصرف کالاهای صادراتی شود، در این صورت متناظر با رشد اقتصادی نه‌تنها صادرات افزایش نمی‌یابد بلکه کاهش می‌یابد.

۳- مروری بر مطالعات تجربی

به طور کلی می‌توان مطالعات صورت گرفته را در چهار گروه عمده طبقه‌بندی کرد. گروه اول شامل مطالعاتی می‌باشد که توسعه صادرات را علّت رشد اقتصادی می‌دانند و معتقدند که کشورها برای دست‌یابی به رشد بالاتر باید استراتژی توسعه صادرات را دنبال نمایند. گروه دوم، مطالعاتی را در برمی‌گیرد که نتیجه آنها تأیید فرضیه رشد مبنای صادرات است. که بر اساس نتایج این گروه دولت مردان به منظور دست‌یابی به رشد اقتصادی بیشتر باید سیاست دیگری به جز استراتژی توسعه صادرات دنبال نمایند. گروه سوم نیز به مطالعاتی اشاره دارد که به یک رابطه علّیت دو طرفه بین این دو متغیر اقتصادی دست می‌یابند و در آخر نیز گروه چهارم شامل مطالعاتی است که بر اساس نتایج آنها هیچ ارتباطی بین دو متغیر یافت نمی‌شود. در جدول (۱) مهم‌ترین این مطالعات گزارش شده است.

همان‌طور که جدول (۱) نشان می‌دهد، نتایج مطالعات رابطه علّی بین رشد اقتصادی و توسعه صادرات غیر نفتی در بین مطالعات انجام گرفته مختلف بوده است، به طوری که برخی از مطالعات مانند مطالعه جانگ و مارشال (۱۹۸۵)، چاو (۱۹۸۷)، حاتمی (۲۰۰۳) و تکین (۲۰۱۳) رابطه علّی دو طرفه بین رشد اقتصادی و توسعه صادرات غیر نفتی را تائید می‌کنند، در برخی مطالعات همچون مطالعه نارایان و اسمیت (۲۰۰۹) رابطه علّی یک طرفه از رشد اقتصادی به توسعه صادرات غیر نفتی بوده است و در برخی دیگر از مطالعات مانند عطر کار روشن (۱۳۸۶)، اواکوز (۲۰۰۷) رابطه علّی از توسعه صادرات غیر نفتی به رشد اقتصادی تأیید شده است. این امر می‌تواند ناشی از نوع داده‌های مورد استفاده، روش‌های اقتصادسنجی و قلمرو مکانی مطالعات انجام شده باشد. به هر حال مطابق جدول (۱)، مطالعات زیادی در زمینه ارتباط رشد اقتصادی و توسعه صادرات غیر نفتی وجود دارد، اما در زمینه رابطه علّی غیرخطی بین رشد اقتصادی و توسعه صادرات غیر نفتی مطالعه‌ای صورت نگرفته است و این مطالعه برای اولین بار به‌این موضوع پرداخته است.

جدول ۱. مطالعات صورت گرفته در زمینه علّیت رشد و توسعه اقتصادی

نام محققین	قلمرو مکانی و دوره زمانی مورد مطالعه	تکنیک و روش مورد استفاده در پژوهش	نتیجه‌گیری مطالعات
جانگ و مارشال[1] (۱۹۸۵)	۳۷ کشور در حال توسعه	VAR	علّیت دو طرفه (۴ کشور) عدم وجود رابطه (۳۳ کشور)
چاو (۱۹۸۷)	آرژانتین، تایوان، سنگاپور، کره، مکزیک، برزیل، هنگ کنگ	VAR	علّیت دو طرفه (سایر کشورها) عدم وجود رابطه (آرژانتین) صادرات منجر به رشد (مکزیک)
شارما و دیگران[2] (۱۹۹۴)	آلمان غربی، ژاپن، انگلستان، آمریکا و ایتالیا ۱۹۸۷-۱۹۶۰	Multi- variate Granger	صادرات منجر به رشد (آلمان غربی و ژاپن) رشد منجر به صادرات (آمریکا و انگلستان) عدم وجود رابطه علّیت (ایتالیا)
پیزالو[3] (۱۹۹۶)	اندونزی، ۱۹۹۲-۱۹۶۵	VECM	صادرات منجر به رشد
احمد[4] و دیگران (۱۹۹۷)	تایلند، اندونزی، مالزی، سنگاپور و فیلیپین ۱۹۹۳-۱۹۶۶	VARD	صادرات منجر به رشد (تایلند) رشد منجر به صادرات (۴ کشور دیگر)
دویل[5] (۱۹۹۸)	ایرلند ۱۹۹۳-۱۹۵۳	VECM	صادرات منجر به رشد اقتصادی
حاتمی[6] (۲۰۰۲)	ژاپن، ۱۹۹۹-۱۹۶۰	Bootstrap Simulation technique	رابطه علّی دو طرفه میان رشد صادرات و رشد اقتصادی
بالاگوئر و کانتاولا[7] (۲۰۰۴)	اسپانیا، ۲۰۰۰-۱۹۱۰	ARDL	از سال ۱۹۶۰- ۱۹۱۰ صادرات عامل رشد اقتصادی
کنیا (۲۰۰۶)	OECD countries، ۱۹۹۷- ۱۹۶۰	Panel data and SUR system	رابطه از سمت صادرات به رشد اقتصادی[8]- رابطه از سمت رشد اقتصادی به صادرات -رابطه دو طرفه (فنلاند) عدم رابطه علّی
اواکوز[9] (۲۰۰۷)	کشورهای در حال توسعه	Panel VAR	تأثیر صادرات بر رشد اقتصادی
نارایان و اسمیت (۲۰۰۹)	کشورهای خاور میانه	Panel data and Multivariate Granger	تأثیر رشد اقتصادی بر صادرات و مصرف انرژی
تکین[10] (۲۰۱۳)	کشورهای توسعه یافته، ۲۰۰۹- ۱۹۷۰	Panel data	تأثیر دوطرفه رشد اقتصادی و توسعه صادرات
عطر کار روشن (۱۳۸۶)	ایران ۱۳۸۲-۱۳۵۷	Granger Causality	صادرات منجر به رشد
برومند و همکاران (۱۳۸۸)	ایران	ARCH	در بلندمدت بی‌ثباتی صادرات اثر منفی بر سرمایه‌گذاری و رشد
عادلی و دهنوی (۱۳۹۰)	کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته	داده‌های تابلویی	توسعه صادرات در کوتاه‌مدت برای کشورهای در حال توسعه، توسعه صادرات در کوتاه‌مدت و بلندمدت برای کشورهای توسعه یافته عامل رشد اقتصادی

مأخذ: مطالعات مندرج در جدول

1. Jung & Marshall (1985)
2. Sharma et al. (1994)
3. Piazolo (1996)
4. Ahmad et al. (1997)
5. Doyle (1998)
6. Hatemi (2002)
7. Balaguer & Cantavella (2004)

۸. (بلژیک، دانمارک، ایسلند، ایرلند، ایتالیا، زلاندنو، اسپانیا و سوئد)- (استرالیا، فرانسه، یونان، ژاپن، مکزیک، نروژ، پرتغال)- (کره، لوکزامبورگ، سوییس، انگلستان و آمریکا)

9. Awokuse (2007)
10. Tekin (2013)

٤- روش شناسی پژوهش

۴-۱- مدل خود رگرسیونی برداری مارکوف سوییچینگ (MS-VAR)

اگر تصور بر این باشد که سری زمانی مورد بررسی، در طی زمان توأم با تغییرات در وضعیت (رژیم) است، در آن صورت فرض ثابت بودن پارامترها در مدل‌های VAR موجه نبوده و از مدل‌های MS-VAR می‌توان به عنوان یک جایگزین مناسب استفاده کرد. ایده اصلی این روش این است که پارامترهای مدل VAR به متغیر رژیم s_t بستگی دارند، در عین حال s_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به‌دست آورد. در این صورت تابع چگالی شرطی سری زمانی قابل مشاهده y_t به صورت زیر خواهد بود:

$$p(y_t|Y_{t-1},s_t)=\begin{cases}f(y_t|Y_{t-1},\theta_1) & if\ s_t=1\\ f(y_t|Y_{t-1},\theta_n) & if\ s_t=n\end{cases}$$

به طوری‌که θ_n بردار پارامترهای مدل VAR در رژیم‌های مختلف و Y_{t-1} نشان‌گر $\left[Y_{t-j}\right]_{j=1}^{\infty}$ می‌باشد. برای یک رژیم مشخص s_t، y_t را می‌توان به وسیله مدل VAR(p) زیر نشان داد:

$$y_t=v(s_t)+A_1(s_t)y_{t-1}+\cdots+A_p(s_t)y_{t-p}+u_t$$

که $u_t \sim NID[0,\sum s_t]$ می‌باشد. برای تکمیل کردن فرآیند ایجاد داده‌ها نیاز است که نحوه تغییر در رژیم (s_t) را بشناسیم، که در مدل‌های MS فرض می‌شود s_t به وسیله زنجیره مرتبه اول مارکوف زیر ایجاد می‌شود:

$$Pr\left\{s_t\middle|\left[s_{t-j}\right]_{j=1}^{\infty},\left[Y_{t-j}\right]_{j=1}^{\infty}\right\}=Pr\{s_t|s_{t-1};\rho\}$$

که در آن ρ برداری متشکل از پارامترهای احتمالات مربوط به رژیم‌هاست. بر اساس این فرض می‌توان احتمال انتقال بین رژیم‌های مختلف را به‌دست آورد:

$$p_{i,j}=Pr\{s_{t+1}=j|s_t=i\},\sum_{j=1}^{n}p_{i,j}=1\ \forall\ i,j\ \in\{1,2,\dots,n\}$$

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس $n\times n$، ماتریس احتمال انتقالات p به دست می‌آید که هر عنصر از آن $p_{i,j}$ احتمال وقوع رژیم j بعد از رژیم i را نشان می‌دهد.

$$p=\begin{bmatrix}p_{11} & \cdots & p_{n1}\\ \vdots & \ddots & \vdots\\ p_{1n} & \cdots & p_{nn}\end{bmatrix}\quad 0\le p_{ij}\le 1$$

با لحاظ کردن امکان تغییر پارامترها در رژیم‌های مختلف، مدل VAR خطی تبدیل به مدل MS-VAR زیر می‌شود:

$$y_t=v(s_t)+A_1(s_t)y_{t-1}+\cdots+A_p(s_t)y_{t-p}+u_t$$

که در این مدل تمام پارامترها به وضعیت متغیر رژیم (s_t) وابسته هستند. بنابراین مدل فوق را می‌توان به شکل زیر هم نشان داد:

$$y_t=\begin{Bmatrix}v_1+A_{11}y_{t-1}+\cdots+A_{p1}y_{t-p}+\sum_1^{\frac{1}{n}}u_t & if\ s_t=1\\ \vdots\\ v_n+A_{1n}y_{t-1}+\cdots+A_{pn}y_{t-p}+\sum_1^{\frac{1}{n}}u_t & if\ s_t=n\end{Bmatrix}$$

مطالعات زیادی از این مدل‌ها برای بررسی موضوعات گوناگون اقتصادی استفاده کرده‌اند. در مدل اشاره شده، در رژیم‌های مختلف میزان اثرگذاری متغیرهای باوقفه و همچنین متغیرهای توضیحی دیگر متفاوت می‌باشد، در نتیجه می‌توان از این مدل‌ها برای بررسی علّیت بین متغیرها استفاده کرد (کرولزیگ و همکاران، ۲۰۰۲: ۲۴۴).

۴-۲- آزمون علّیت گرنجر در مدل‌های MS

فرض کنید که بخواهیم رابطه علّیت بین دو متغیر x_1 و x_2 را با در نظر گرفتن امکان تغییر رژیم بررسی کنیم. تغییر رژیم این امکان را فراهم می‌کند که رابطه علّیت بین متغیرها به رژیم بستگی پیدا کرده و متغیر باشد. لذا در این مدل‌ها نیازی به فرض ثابت بودن رابطه علّیت بین متغیرها وجود نخواهد داشت. برای این کار می‌توان با فرض این که تعداد رژیم‌های ممکنه ۲ باشد، از مدل MS-VAR به شکل زیر استفاده کرد (فلاحی و هاشمی دیزج، ۱۳۸۹: ۱۳۹):

$$\begin{bmatrix}x_{1,t}\\ x_{2,t}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\mu_{10}+\mu_{11}s_{1,t}\\ \mu_{20}+\mu_{22}s_{2,t}\end{bmatrix}+\sum_{\tau=1}^{k}\begin{bmatrix}\phi_{10}^{(\tau)}+\phi_{11}^{(\tau)}s_{1,t} & \psi_1^{(\tau)}s_{1,t}\\ \psi_2^{(\tau)}s_{2,t} & \phi_{20}^{(\tau)}+\phi_{21}^{(\tau)}s_{2,t}\end{bmatrix}+\sum_{\tau=1}^{h}\begin{bmatrix}\varphi_{10}^{(\tau)}+\varphi_{11}^{(\tau)}s_{1,t}\\ \varphi_{20}^{(\tau)}+\varphi_{21}^{(\tau)}s_{2,t}\end{bmatrix}z_{t-\tau}+\begin{bmatrix}u_{1,t}\\ u_{2,t}\end{bmatrix},t=1,\dots,T$$

از z_t می‌توان به عنوان متغیر کنترل در مدل استفاده یا آن را حذف کرد. در مدل فوق $s_{1,t}$ و $s_{2,t}$ بیان‌گر متغیرهای تصادفی غیر قابل مشاهده هستند که مقادیر آنها می‌تواند ۰ یا

۱ باشد، اجزای اخلال هم فرآیندهای اختلال سفید بوده[1] و مستقل از رژیم هستند. برای تخمین این مدل از روش حداکثر درست‌نمایی (ML) استفاده می‌شود که علاوه بر ضرایب مدل، می‌توان با استفاده از احتمال‌های محاسبه شده (احتمال‌های هموار شده و فیلتر شده) تعلق هر مشاهده به رژیم ۰ یا ۱ را نیز تعیین کرد. احتمال‌های فیلتر شده با استفاده از مشاهدات ۱ تا t (نقطه مورد بررسی) و احتمالات هموار شده با استفاده از کل مشاهدات محاسبه می‌شوند.

بر اساس پارامترهای تخمین زده شده مدل فوق می‌توان در مورد رابطه علّیت بین دو متغیر بحث کرد. غیر صفر بودن هر کدام از پارامترهای $\psi_1^{(1)}$ و ... و $\psi_1^{(k)}$ (ضرایب متغیرهای $x_{2,t}$) نشان می‌دهد که x_2 علّیت گرنجر x_1 می‌باشد، زمانی که $s_{1,t}=1$ است و علت گرنجر برای x_1 نیست، زمانی که $s_{1,t}=0$ است. به همین ترتیب اگر هرکدام از پارامترهای $\psi_2^{(1)}$ و ... و $\psi_2^{(k)}$ (ضرایب متغیرهای $x_{1,t}$) غیر صفر باشند، x_1 علّیت گرنجر برای x_2 هست، زمانی که $s_{2,t}=1$ و علت گرنجری x_2 نیست، اگر $s_{2,t}=0$ باشد (پرلین، ۲۰۱۲: ۲۵۳).

برای بررسی رابطه علّیت، مدل فوق دارای چندین مزیت منحصر به فرد می‌باشد. اولاً این امکان را فراهم می‌آورد که رابطه علّیت به دفعات و به تعداد دلخواه در بازه زمانی مورد مطالعه تغییر کند، لذا این روش ابزاری قوی برای تجزیه و تحلیل متغیرهایی که چندین شکست ساختاری را تجربه کرده‌اند، ایجاد می‌کند، به ویژه وقتی که زمان دقیق وقوع این شکست‌های ساختاری از قبل مشخص نباشد. دوماً، تغییر در رابطه علّیت را می‌توان با استفاده از این روش و با رعایت اصل قلّت متغیرها مدل سازی کرد. سوماً بر اساس نتایج این روش می‌توان زمان تغییر در رابطه علّیت را نیز به صورت درون‌زا تعیین کرد. (فلاحی و هاشمی دیزج، ۱۳۸۹: ۱۴۲).

۵- رابطه علّیت بین صادرات و رشد اقتصادی

نخستین مرحله در برآورد مدل‌های سری زمانی، بررسی وضعیت متغیرها از نظر مانایی می‌باشد. از این رو در این مطالعه به منظور پرهیز از رگرسیون کاذب، برای بررسی وضعیت مانایی متغیرها از آزمون زیوت و اندریوز که متداول‌ترین آزمون ریشه واحد با در نظر گرفتن امکان شکست ساختاری است، استفاده می‌شود.

۵-۱- آزمون پایایی زیوت و اندریوز

در مطالعه حاضر از داده‌های سری زمانی سالانه تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان متغیر نشان‌دهنده رشد اقتصادی و از متغیر صادرات غیر نفتی، طی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۱ استفاده می‌شود که از آمار بانک مرکزی استخراج شده‌اند. این متغیرها به صورت لگاریتمی در بررسی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرند، که به ترتیب با LEX و LGR نشان داده می‌شوند.

قبل از بررسی رابطه علّیت بین صادرات و رشد اقتصادی، ابتدا پایایی این متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز[2] (۱۹۹۲) بررسی شده و سپس با استفاده از مدل MS-VAR جهت علّیت متغیرها تعیین می‌شود. دلیل استفاده از آزمون زیوت و اندریوز برای آزمون پایایی، این است که این آزمون، سال شکست ساختاری در رفتار نرخ ارز را به صورت درون‌زا تعیین می‌کند در حالی که آزمون‌های متعارف دیکی- فولر تعمیم یافته و فیلپس- پرون سال شکست ساختاری را در رفتار متغیرهای سری زمانی در نظر نمی‌گیرند. همچنین آزمون پرون نیز سال شکست را به صورت برون‌زا در نظر گرفته که این امر منجر به نتیجه‌گیری نادرست از ناپایایی متغیرهای سری زمانی می‌شود. زیوت و اندریوز برای تعیین درون‌زایی سال شکست ساختاری، مدل‌های زیر را ارائه کرده‌اند:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \sum_{j=1}^{k} c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^{k} c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \sum_{j=1}^{k} c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

در مدل فوق، متغیر DU معرف متغیر مجازی است که برای سال‌های بزرگ‌تر از زمان شکست برابر با یک و برای سایر سال‌ها مقدار صفر را اختیار می‌کند. برای مثال متغیر D58 برای سال‌های بعد از ۱۳۵۸ عدد یک و برای سایر

1. White Noise

2. Zivot & Andrews (1992)

سال‌ها عدد صفر در نظر می‌گیرد. همچنین متغیر DTB نیز نشان‌دهنده متغیر مجازی بوده که برای سال‌های بزرگ‌تر از شکست ساختاری مقدار آن برابر با $(t - TB)$ و برای سایر زمان‌ها مقدار آن صفر می‌باشد. برای مثال DT54 برای سال‌های (t) بعد از ۱۳۵۴ مقدار (t-۱۳۵۴) و برای سایر سال‌ها صفر می‌باشد. معادلات بالا به ترتیب تغییر در عرض از مبدأ، تغییر در شیب و تغییر همزمان عرض از مبدأ و شیب را نشان می‌دهند. برای انجام آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز فرضیه $\alpha = 0$ در مقابل فرضیه $\alpha < 0$ آزمون می‌شود و در صورت رد فرضیه صفر، متغیر مورد نظر پایا است. شایان ذکر است که برای آزمون زیوت و اندریوز یک فاصله زمانی به صورت $0.15T < TB < 0.8T$ در نظر گرفته شده و هر یک از معادلات فوق به روش حداقل مربعات معمولی برای سال‌های مختلف برآورد می‌شود. در این آزمون انتخاب سال شکست ساختاری بر اساس پایین‌ترین مقدار آماره هر یک از معادلات رگرسیون تعیین می‌شود (فطرس و منصوری گرگری، ۱۳۸۸: ۳۹).

نتایج آزمون ریشه واحد زیوت اندریوز در جدول (۲) نمایش داده شده است:

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد زیوت و اندیوز

رشد اقتصادی			صادرات کالا و خدمات		
مقدار آماره	سال شکست	مدل	مقدار آماره	سال شکست	مدل
-۴/۶۸۵	۱۳۶۷	تغییر عرض از مبدأ	-۳/۹۷۰	۱۳۵۹	تغییر عرض از مبدأ
-۴/۱۲۶	۱۳۸۱	تغییر در شیب	-۳/۳۹۰	۱۳۶۱	تغییر در شیب
-۳/۸۷۷	۱۳۸۲	تغییر در هر دو	-۳/۷۸۷	۱۳۵۹	تغییر در هر دو

مأخذ: محاسبات محقق

با دقت در نتایج به دست آمده می‌توان دریافت که صادرات کالا و خدمات و رشد اقتصادی با در نظر گرفتن هر سه معادله تغییر در عرض از مبدأ، تغییر در شیب و تغییر همزمان در عرض از مبدأ و شیب، مانا نیست و فرضیه صفر آزمون زیوت و اندریوز رد نمی‌شود. به دلیل اینکه مقدار آماره بدست آمده برای آنها از مقادیر بحرانی ۱ درصد و ۵ درصد آزمون زیوت و اندریوز کم‌تر است. در نتیجه به منظور بررسی رابطه علّیت این دو متغیر تفاضل مرتبه اول متغیرها که مانا می‌باشند در نظر گرفته می‌شود.

۵-۲- برآورد مدل

اولین گام در استفاده از مدل‌های MS-VAR تعیین درجه مدل VAR بهینه با استفاده از معیارهای آکائیک یا شوارتز بیزین می‌باشد. در جدول (۳) مقادیر آماره آکائیک و شواتز- بیزین برای وقفه‌های ۱ تا ۳ به نمایش درآمده است که کم‌ترین مقدار این معیارها در وقفه ۱ به دست آمده است. در نتیجه وقفه بهینه مدل ۱ انتخاب می‌شود.

جدول ۳. آماره آکائیک و شوارتز- بیزین برای تعیین وقفه بهینه

آماره SB	آماره AIC	تعداد وقفه
۰/۰۲۲	-۰/۲۳۹	*۱
۰/۳۲۰	-۰/۱۱۹	۲
۰/۶۱۹	-۰/۰۰۲	۳

* وقفه بهینه

مأخذ: محاسبات محقق

در مرحله بعد تعداد بهینه رژیم مدل مورد استفاده باید تعیین شود. بدین منظور می‌توان از معیارهای اطلاعات AIC برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد. مطالعه ساراداکیس و سپاگتولو (۲۰۰۳) در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در پارامترها به اندازه کافی بزرگ است، استفاده از معیار آکائیک تعداد درست رژیم را تعیین می‌کند. جدول (۴) مقدار آماره آکائیک و بیش‌ترین مقدار راست‌نمایی را برای تعداد رژیم‌های ۲ تا ۴ نمایش می‌دهد.

جدول ۴. آماره آکائیک برای تعیین تعداد رژیم بهینه

آماره ML	آماره AIC	تعداد رژیم
۲۵/۸۰۳	-۱۱/۶۰۶	* ۲
۲۰/۰۹۳	-۹/۶۵۷	۳
۱۵/۱۱۷	-۶/۸۵۴	۴

* رژیم بهینه

مأخذ: محاسبات محقق

با توجه به جدول (۴) می‌توان دریافت که تعداد ۲ رژیم، کم‌ترین مقدار آماره آکائیک و بیش‌ترین مقدار حداکثر راست نمایی را داشته‌است در نتیجه تعداد رژیم بهینه ۲ انتخاب

می‌شود. همچنین به‌دلیل بررسی علّیت در رژیم‌های مختلف مدل MSIAH(2)- VAR(1) انتخاب می‌شود که در این مدل همه ضرایب از جمله عرض از مبدأ و ضریب وقفه‌های صادرات و رشد اقتصادی به رژیم‌های مدل وابسته می‌شوند و مقدار اثرگذاری آنها در رژیم‌های ۱ یا ۲، متفاوت خواهد بود.

جدول (۵) نتایج خروجی به‌دست آمده از نرم افزار MATLAB را برای این مدل نمایش می‌دهد، مدل مذکور با استفاده از روش حداکثر درست نمایی حاصل می‌شود. در این جدول ستون اول نشان‌گر معادله‌ای است که متغیر وابسته آن صادرات کالا و خدمات است و در زیر آن ضرایب وقفه‌های صادرات کالا و خدمات و رشد اقتصادی در رژیم‌های مختلف بیان شده است. در ستون دوم نیز نتایج معادله دوم، که در آن رشد اقتصادی به‌عنوان متغیر وابسته می‌باشد و متغیر مستقل نیز شامل متغیرهای وقفه نرخ رشد و صادرات کالا و خدمات می‌باشند، نشان داده شده است. در قسمت زیرین نیز عدد P-value مربوط به آماره DAVIS، که نشان دهنده غیر خطی بودن ارتباط بین متغیرها می‌باشد، ذکر شده است.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل MSIAH(2)- VAR(3)

متغیر وابسته: رشد اقتصادی LGR				متغیر وابسته: صادرات کالا و خدمات LEX			
رژیم ۱	COEF	STD	PROB	رژیم ۱	COEF	STD	PROB
عرض از مبدأ	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۵۰	عرض از مبدأ	۰/۱۲	۰/۰۴	۰/۰۰۱
LGR_{t-1}	۰/۳۸	۰/۱۲	۰/۰۰۱	LEX_{t-1}	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۲۹۸
LEX_{t-1}	۰/۰۲	۰/۰۸	۰/۷۶۷	LGR_{t-1}	−۰/۲۲	۰/۱۹	۰/۲۲۶
انحراف معیار	۰/۱۱۵	–	–	انحراف معیار	۰/۱۸۷	––	–
رژیم ۲	COEF	STD	PROB	رژیم ۲	COEF	STD	PROB
عرض از مبدأ	−۰/۲۵	۰/۱۱	۰/۰۳۹	عرض از مبدأ	−۰/۲۸	۰/۱۳	۰/۰۴۵
LGR_{t-1}	−۰/۲۹	۰/۵۲	۰/۵۶۷	LEX_{t-1}	۰/۲۴	۱/۱۸	۰/۸۴۵
LEX_{t-1}	−۰/۱۸	۰/۸۴	۰/۸۱۳	LGR_{t-1}	−۰/۱۱	۰/۶۸	۰/۹۵۳
انحراف معیار	/۱۷۷۵	–	–	انحراف معیار	/۲۱۰۱	–	–
۲۵/۸۰۳							Log- Lik
۰/۰۰۲							DAVIS

*سطح معنی‌داری ۵ درصد.

مأخذ: محاسبات محقق، خروجی نرم افزار MATLAB و کد نرم‌افزاری ارائه شده توسط Perlin

با توجه به نتایج جدول (۵)، در مرحله اول، عدد P-value مربوط به آماره DAVIS غیرخطی بودن ارتباط بین متغیرها را تأیید می‌کند. همیلتون[1] بیان می‌کند که رژیم با عرض از مبدأ منفی نشان دهنده رژیم رکود و رژیم با عرض از مبدأ مثبت نشان دهنده رژیم رونق می‌باشد. بنابراین رژیم یک نشان دهنده رونق و رژیم دوم بیان‌گر دوره رکود اقتصادی می‌باشد. در رژیم یک (دوران رونق) و معادله اول اثر شاخص رشد اقتصادی و وقفه‌های مربوطه بر صادرات غیرنفتی معنی‌دار نمی‌باشد. همچنین، در معادله دوم که مربوط به نرخ رشد می‌باشد نیز وقفه صادرات معنی‌دار نیست. در نتیجه در رژیم یک ارتباط و علّیتی میان صادرات و رشد اقتصادی وجود ندارد. در رژیم دوم (دوران رکود) نیز اثرات رشد اقتصادی بر صادرات غیر نفتی معنی‌دار نبوده و همچنین، در معادله دوم که مربوط به رشد اقتصادی می‌باشد اثر صادرات معنی‌دار نیست. در نتیجه در رژیم دو نیز ارتباط و علّیت بین صادرات و رشد اقتصادی رد می‌شود. با این توصیف می‌توان دریافت که در هیچ کدام از رژیم‌ها رابطه علّی میان رشد اقتصادی و صادرات تأیید نمی‌شود.

1. Hamilton (1989)

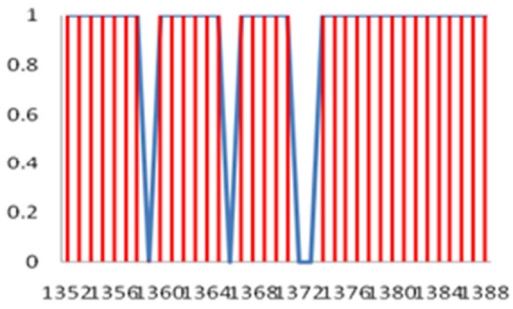
در جدول (۶) احتمال انتقالات هر رژیم بیان شده است، نتایج تحقیق حاکی از این است که رژیم یک نسبت به رژیم دو پایدارتر است، به طوری که احتمال ماندن در رژیم یک (انتقال از رژیم یک به رژیم یک) برابر با ۰/۹۳ می‌باشد در حالی که احتمال ماندن در رژیم دو (انتقال از رژیم دو به رژیم دو) برابر با ۰/۸۳ می‌باشد. در نتیجه رژیم اول نسبت به رژیم دوم جذاب‌تر است. از طرفی احتمال تغییر رژیم برای هر دو حالت کم می‌باشد. به طوری که احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم دو برابر با ۰/۰۶۹ می‌باشد و احتمال انتقال از رژیم دو به رژیم یک برابر با ۰/۱۶ می‌باشد. در نتیجه هر دو رژیم بسیار ماندگار می‌باشند.

جدول ۶. احتمال انتقالات رژیم‌ها

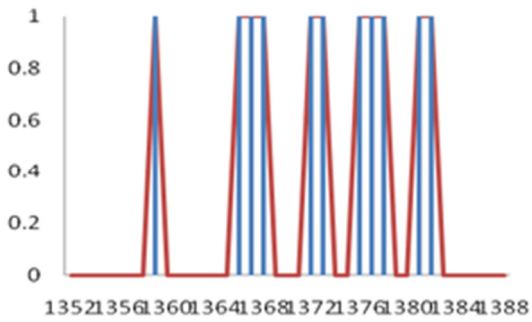
	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	۰/۹۳۱	۰/۱۶۸
رژیم ۲	۰/۰۶۹	۰/۸۳۲

مأخذ: محاسبات محقق

در نمودارهای (۱) و (۲) احتمال قرار گرفتن در هر رژیم به نمایش در آمده است، نمودار (۱) احتمال قرار گرفتن هرسال در رژیم ۱ و نمودار (۲) احتمال قرار گرفتن هر سال در رژیم ۲ را نشان می‌دهد.



نمودار ۱. احتمال فرار گرفتن هر سال در رژیم ۱



نمودار ۲. احتمال فرار گرفتن هر سال در رژیم ۲

در جدول (۷) نیز با توجه به احتمالات مربوط به هر سال، رژیم‌های یک و دو به تفکیک سال‌های قرار گرفته در هر رژیم مشخص می‌شوند.

جدول ۷. سال‌های قرار گرفته در هر رژیم

رژیم ۱	۱۳۵۲ – ۱۳۵۳ – ۱۳۵۴ – ۱۳۵۵ – ۱۳۵۶ – ۱۳۵۷ – ۱۳۵۸ – ۱۳۶۰ – ۱۳۶۱ – ۱۳۶۲ – ۱۳۶۳ – ۱۳۶۴ – ۱۳۶۵ – ۱۳۶۹ – ۱۳۷۰ – ۱۳۷۱ – ۱۳۷۴ – ۱۳۷۵ – ۱۳۸۰ – ۱۳۸۴ – ۱۳۸۵ – ۱۳۸۶ – ۱۳۸۷ – ۱۳۸۸ – ۱۳۸۹ – ۱۳۹۰ – ۱۳۹۱
رژیم ۲	۱۳۵۹ – ۱۳۶۶ – ۱۳۶۷ – ۱۳۶۸ – ۱۳۷۲ – ۱۳۷۳ – ۱۳۷۶ – ۱۳۷۷ – ۱۳۷۸ – ۱۳۷۹ – ۱۳۸۱ – ۱۳۸۲ – ۱۳۸۳

مأخذ: محاسبات محقق

جدول (۷) بیان‌گر ویژگی‌های مربوط به هر رژیم است، در این جدول تعداد سال‌های قرار گرفته در هر رژیم، میانگین رشد اقتصادی و صادرات سال‌های قرار گرفته در هر رژیم، میانگین دوره قرار گرفتن در هر رژیم، بیان می‌شود. با توجه به این مشخصات می‌توان رژیم‌های اول و دوم را به خوبی تفکیک و تحلیل کرد.

جدول ۸. مشخصات هر رژیم

میانگین درآمدها ی نفتی (میلیارد دلار)	میانگین رشد اقتصادی / میانگین صادرات	میانگین دوره قرار گرفتن در هر رژیم	احتمال قرار گرفتن در هر رژیم	تعداد سال‌های هر رژیم	
۸۵.۴۳۷	۵/۳۶ / ۵/۲۴	۱۰/۹۴	۰/۶۷	۲۶	رژیم۱
۴۱.۲۳۹	۲/۳۰ / ۲/۲۵	۱/۱۰	۰/۳۳	۱۳	رژیم۲

مأخذ: محاسبات محقق

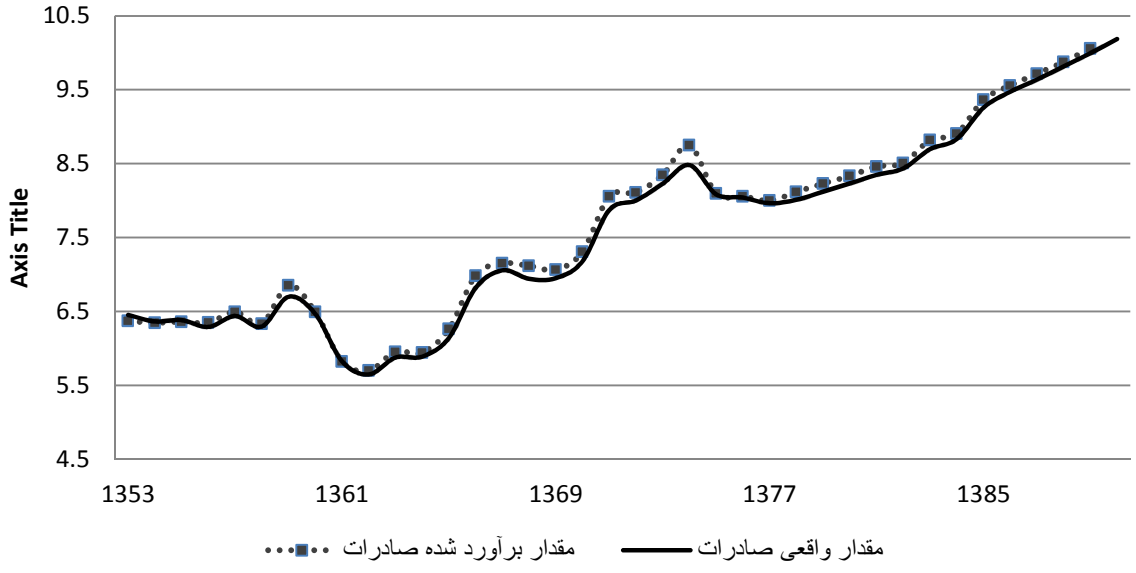
با دقت در جدول ۸ می‌توان دریافت که رژیم یک به نسبت رژیم دو سال‌های بیشتری را در برگرفته است و همچنین احتمال قرار گرفتن هر سال در آن بیشتر می‌باشد. همچنین رژیم یک میانگین دوره قرار گرفتن بیشتری داشته است. یعنی میانگین طول هر دوره‌ای که در رژیم یک قرار گرفته برابر با ۱۰/۹۴ سال می‌باشد که نسبت به رژیم دوم بیشتر است. در نتیجه رژیم یک نسبت به رژیم دو پایدارتر می‌باشد. همچنین با توجه به نتایج می‌توان دریافت که احتمال قرار گرفتن هر سال در رژیم یک دو برابر رژیم ۲ می‌باشد و این رژیم سال‌های

بیشتری را در بر می‌گیرد. در نتیجه می‌توان گفت رژیم یک نسبت به رژیم دو پایدارتر و گسترده‌تر است. از طرفی میانگین رشد اقتصادی و صادرات کالا و خدمات در رژیم یک نسبت به رژیم دو بیشتر می‌باشد، همچنین میانگین درآمدهای نفتی در رژیم یک نسبت به رژیم دو بیشتر است. به طوری که به طور متوسط درآمد نفتی در سال‌های رژیم یک در حدود ۸۵ هزار میلیارد دلار بوده که این مقدار برای رژیم دو ۴۱ هزار میلیارد ریال می‌باشد.

همان طور که انتظار می‌رفت، بر اساس یافته‌های تجربی این مطالعه، در هر دو رژیم رابطه علّی میان رشد اقتصادی و صادرات کالا و خدمات وجود ندارد. در واقع شاید دلیل عمده آن، وابستگی بیش از حد اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی می‌باشد، به طوری‌که رونق اقتصادی در ایران به طور عمده با رشد درآمدهای نفتی اتفاق می‌افتد و در زمان کاهش این درآمدها رشد اقتصادی کاهش یافته یا متوقف می‌شود. در نتیجه در زمان افزایش درآمدهای نفتی و به تبع آن افزایش رشد اقتصادی، سیاست‌هایی برای افزایش بهره‌وری، افزایش توسعه انسانی و کارایی نیروی کار و در نهایت تقویت تولیدات داخلی اتخاذ نشده است و بیشتر توجه دولت‌ها به اکتساب درآمد از نفت و گاز و هزینه این درآمدها در پروژه‌های عمرانی بوده‌است. در اثر این امر تولیدات داخلی به دلیل بروز بیماری هلندی، کیفیت و توان رقابت بین‌المللی را کسب نکرده‌اند. از این رو در رژیم یک که در برگیرنده سال‌هایی با رشد اقتصادی بالا می‌باشد، علّیتی از سمت رشد اقتصادی به سمت صادرات کالا و خدمات وجود ندارد. همچنین به دلیل وابستگی بیش از حد به منابع نفتی و ضعف بیش از حد صادرات کالا و خدمات، در این رژیم علّیتی از سمت صادرات به رشد اقتصادی نیز وجود ندارد.

رژیم دوم نیز در برگیرنده سال‌هایی است که رشد اقتصادی پایین است، در نتیجه به دلیل کم توجهی به تولیدات داخلی غیر از منابع معدنی و صنایع وابسته به آن، عدم صرف منابع در جهت بهبود کیفیت و توان رقابتی تولیدات داخلی، بروز بیماری هلندی و ضعیف ماندن دیگر بخش‌های تولیدی، صادرات کالا و خدمات نتوانسته به اندازه کافی رشد کند تا بتواند تأثیری بر رشد اقتصادی داشته باشد. همچنین در این رژیم به دلیل کاهش درآمدهای نفتی، دولت در زمینه تقویت صادرات ناتوان بوده است و رشد اقتصادی به عنوان علّت صادرات شناخته نمی‌شود.

در نمودارهای (۳) و (۴)، مقادیر برآورد شده توسط مدل MS-VAR نمایش داده شده است. همان‌طور که مشخص است، نتایج و خروجی مدل فاصله بسیار کمی با مقادیر واقعی خود دارد، در نتیجه می‌توان دریافت که مدل MS-VAR به‌خوبی برآورد شده است و دارای نتایج قابل قبولی می‌باشد.



نمودار ۳. مقادیر واقعی و برآوردشده با مدل MS-VAR برای صادرات غیرنفتی

نمودار ۴. مقادیر واقعی و برآورد شده با مدل MS-VAR برای رشد اقتصادی

٦- بحث و نتیجه‌گیری

به طور کلی دو دیدگاه عمده در مورد ارتباط رشد اقتصادی و صادرات وجود دارد، بر اساس دیدگاه اول که بیشتر بر طرف تقاضای اقتصاد توجه دارد، توسعه صادرات با تحریک تقاضا و در پی آن افزایش مقیاس و کارایی موجب افزایش رشد اقتصادی خواهد شد. در این نظریه توسعه صادرات مقدم بر رشد اقتصادی می‌باشد. بر اساس دیدگاه دوم که از طرف عرضه این موضوع را تحلیل می‌کند، رشد اقتصادی با بالا بردن مهارت و بهره‌وری نیروی کار و افزایش انباشت سرمایه و غیره موجب توسعه صادرات کالا و خدمات می‌شود. البته در بسیاری از مطالعات از جمله چانگ و مارشال (۱۹۸۵)، چاو (۱۹۸۷) و حاتمی (۲۰۰۲) رابطه دو طرفه میان رشد اقتصادی و صادرات نیز مورد تأیید قرار گرفته است. رابطه دو طرفه معنی‌دار به معنی بهبود کیفیت نهاده‌های تولیدی در اثر صادرات و در نتیجه انتقال تابع تولید و افزایش رشد اقتصادی و در پی آن انباشت سرمایه بیشتر، افزایش کمّی نهاده‌های تولیدی و افزایش بیشتر صادرات می‌باشد.

با توجه به مبانی نظری، در این مطالعه به آزمون رابطه علّیت میان توسعه صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف–سویچینگ طی دوره زمانی ۱۳۹۲– ۱۳۵۲ پرداخته شد. مزیت این مدل‌ها در این است که مدل‌های مارکوف– سویچینگ با درنظر گرفتن رژیم‌های مجزا از هم، این امکان را فراهم می‌کنند که بتوان تغییر در رابطه علّیت در طی زمان یا دوره‌های متفاوت را مورد بررسی قرار داد. مدل مورد استفاده یک مدل VAR می‌باشد که پارامترهای آن ثابت نبوده و به رژیم وابسته هستند. علّیت گرنجر بین صادرات و رشد اقتصادی نیز با استفاده از معنی‌داری ضرایب این مدل در رژیم‌های متفاوت مورد بررسی قرار می‌گیرد.

در مرحله اول به منظور آزمون پایایی متغیرهای استفاده شده در این تحقیق از آزمون ریشه واحد زیوت و اندریوز استفاده شد، که نتایج حاکی از آن است که متغیرهای صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی نامانا می‌باشند، در نتیجه به منظور بررسی رابطه علّی این دو متغیر، تفاضل مرتبه اول متغیرها مورد استفاده قرار گرفته‌اند. بعد از بررسی پایایی متغیرها بهترین مدل مارکوف– سویچینگ، با در نظر گرفتن بهترین وقفه، بهترین رژیم و بهترین معادله، انتخاب می‌شود.

یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که رژیم یک شامل سال‌هایی می‌باشد که دارای میانگین رشد اقتصادی و صادرات غیرنفتی بیشتری نسبت به رژیم دوم می‌باشد. همچنین یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که میانگین دوره زمانی قرار گرفتن برای رژیم اول در حدود ۱۱ سال و در رژیم دوم تقریباً ۱ سال می‌باشد. به عبارتی در صورت قرار گرفتن در رژیم اول

به طور متوسط در حدود ۱۱ سال طول می‌کشد تا تغییر رژیم داشته باشیم، در حالی که این مقدار برای رژیم دوم یکسال می‌باشد. همچنین احتمال قرار گرفتن هر سال در رژیم اول نیز نشان می‌دهد که اگر در رژیم یک باشیم به احتمال ۶۷ درصد در سال آینده باز در رژیم یک قرار خواهیم گرفت، اما اگر در رژیم دو باشیم ۳۳ درصد احتمال دارد که در سال آینده نیز در رژیم دو قرار بگیریم. در نتیجه ماندگاری و پایداری رژیم یک نسبت به رژیم دو بیشتر است.

بر اساس دیگر نتایج به دست آمده، در رژیم اول و رژیم دوم رابطه علّیت معنی‌داری میان صادرات و رشد اقتصادی یافت نشد. در واقع نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در اقتصاد ایران در طول سال‌های گذشته، سیاست‌ها و اقدامات لازم در راستای انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی لازم، استفاده از سرمایه‌گذاری خارجی و همچنین ارتقاء و بهبود تکنولوژی به منظور افزایش کیفیت تولیدات و توان رقابتی آنها صورت نگرفته و رشد اقتصادی نتوانسته اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی داشته باشد. همچنین در نقطه مقابل صادرات غیر نفتی نیز نتوانسته از طریق افزایش بهره‌وری، صرفه‌های ناشی از مقیاس و ایجاد مزیت نسبی موجب افزایش رشد اقتصادی شود. به عبارتی در دوره‌های رونق نداشتن برنامه و حمایت‌های لازم از تولیدات داخلی، عدم رویکرد مناسب به منظور ارتقاء سرمایه‌های فیزیکی و انسانی سبب شده تا محصولات و خدمات تولید شده در ایران کیفیت نامناسب داشته و توان رقابت با محصولات رقبا در بازارهای بین‌المللی را نداشته باشند. در نتیجه صادرات غیر نفتی سهم کمی از اقتصاد ایران را به دوش می‌کشد، به طوری که ایجاد مزیت و همچنین افزایش تخصص در این بخش نمی‌تواند اثر قابل ملاحظه‌ای بر رشد اقتصادی داشته باشد.

البته شاید دلیل اصلی این مسئله وابستگی اقتصاد به درآمدهای حاصل از فروش منابع معدنی در ایران باشد، زیرا که مطابق نتایج جدول (۸) در رژیم یک که میانگین رشد اقتصادی بیشتر از رژیم دو می‌باشد، میانگین درآمدهای نفتی نیز در حدود دو برابر میانگین درآمدهای نفتی رژیم دو می‌باشد. در واقع می‌توان گفت، در ایران رونق اقتصادی زمانی اتفاق می‌افتد که درآمد حاصل از فروش نفت رشد قابل توجهی داشته باشد و در مقابل در زمان رکود درآمدهای نفتی رکود اقتصادی اتفاق می‌افتد. به همین جهت نبود رابطه میان رشد اقتصادی و توسعه صادرات در رژیم اول به این معنی است که منابع به دست آمده از فروش نفت به جای سرمایه‌گذاری برای ارتقاء کیفیت و توان رقابت پذیری تولیدات داخلی اکثراً در پروژه‌های عمرانی و تولیدی (بدون در نظر گرفتن مزیت نسبی) و امور جاری کشور هزینه شده‌اند. از طرفی با ورود دلارها و رانت‌های نفتی به اقتصاد شاهد وقوع بیماری هلندی و اثرات آن بوده‌ایم که در نهایت به تضعیف هرچه بیشتر تولیدات داخلی و افزایش واردات منجر شده است. در نتیجه در رژیم اول، رشد اقتصادی نتوانسته عامل توسعه صادرات باشد.

از طرف دیگر به دلیل سرازیر شدن نهاده‌های تولیدی به بخش نفتی و معدنی و توجه بیشتر دولت‌مردان به اکتساب درآمدهای بیشتر نفتی و غافل ماندن از بخش‌های تولیدی دیگر، این بخش‌ها ضعیف مانده و نمی‌توانند به بازارهای بین‌المللی وارد شوند. بنابراین صادرات در هیچ کدام از رژیم‌ها عامل رشد اقتصادی نمی‌باشد.

در رژیم دوم نیز که کشور دچار رکود بوده است، منابع لازم برای توسعه صادرات در اختیار دولت‌ها وجود نداشته است. از این رو در سال‌های مورد بررسی، رشد اقتصادی پایین بوده و سرمایه‌گذاری لازم برای افزایش و توسعه صادرات صورت نمی‌پذیرد. در مقابل به دلیل اینکه در زمان رونق درآمدهای نفتی و رشد اقتصادی بالا، سیاست‌های مناسب به منظور تقویت تولید داخل و توسعه صادرات اتخاذ نشده است، در نتیجه در زمان رکود نیز صادرات نمی‌تواند رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد.

۷- پیشنهادها

در ادامه برخی از پیشنهادات عملی در راستای سرمایه‌گذاری و هزینه بیشتر منابع کشور برای تقویت صادرات غیرنفتی، به شرح زیر بیان می‌شود:

- لزوم توجه بیشتر به نقش صندوق توسعه ملی، به نحوی که منابع مازاد حاصل از صادرات نفت و گاز در این صندوق در راستای حمایت از تولید داخلی و افزایش توان رقابتی آن پس‌انداز شود.

- سرمایه‌گذاری در جهت ارتقاء کیفیت و افزایش توان رقابت محصولات داخلی نیازمند آن است که سرمایه‌گذاری مناسبی در حوزه انسانی و فناوری صورت گیرد. در برخی موارد نیاز است تا با مهیا کردن شرایط از مزایای سرمایه‌گذاری خارجی نیز بهره برد.
- تأسیس مراکز آموزش عالی تخصصی در زمینه صادرات به عنوان سرمایه‌گذاری در حوزه انسانی و افزایش ارتقا توان رقابت محصولات با تربیت نیروهای متخصص.
- همچنین لازم است تا دولت‌ها در کنار پرداختن به پروژه‌های عظیم عمرانی، توجه ویژه‌ای به تولیدات داخلی داشته باشند. این توجه می‌تواند با وارد کردن تکنولوژی روز و فناوری‌های جدید، بخش تولیدات غیر نفتی را تجهیز و آماده رقابت در عرصه بین‌المللی کند.
- حمایت‌های لازم اعم از اعطای اعتبارات ارزان و بلندمدت برای تقویت بنگاه‌های تولیدی که محصولات با کیفیت تولید می‌کنند. همچنین برخی از سیاست‌های تشویقی همانند معافیت‌های مالیاتی نیز می‌تواند موجب افزایش انگیزه تولیدکنندگان داخلی شود.

منابع

برومند، شهرزاد؛ ضیایی بیگدلی، محمدتقی و رضایی، ابراهیم (۱۳۸۸). "بررسی اثرات بی‌ثباتی صادرات بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، شماره ۶، ۳۶-۲۱.

عادلی، محمدحسین و دهنوی، جلال (۱۳۹۰). "مقایسه رابطه علّیت بین رشد اقتصادی و صادرات در کشورهای در حال توسعه و کشورهای عضو OECD؛ یک تحلیل مبتنی بر داده‌های پنلی". *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، شماره ۸، ۲۴-۱.

عطرکارروشن، صدیقه (۱۳۸۶). "گسترش صادرات و رشد اقتصادی: شواهدی از ایران پس از انقلاب". پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی، شماره ۲۶، ۲۴-۱.

فطرس، محمد حسن و منصوری گرگری، حامد (۱۳۸۸). "بررسی رابطه علّی بین مصرف حامل‌های انرژی و ارزش افزوده در بخش صنعت ایران طی سال‌های ۱۳۴۵-۱۳۵۶". *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، شماره ۲۲، ۵۴-۲۷.

فطرس، محمدحسن و ترکمنی، اسماعیل (۱۳۹۱). "توسعه انسانی تعدیل شده و پایداری رشد اقتصادی: مقایسه تطبیقی کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۷، ۹۱-۵۹.

فلاحی، فیروز و هاشمی دیزج، عبدالرحیم (۱۳۸۹). "رابطه علّیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ". *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۲۶، ۱۵۲-۱۳۱.

لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ مهدوی عادلی، محمد حسین و رضایی، حسن (۱۳۹۵). "بررسی رابطه میان مصرف انرژی، رشد اقتصادی و صادرات در بخش صنعت ایران (تحلیل مبتنی بر داده‌های پانل)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۳۴-۱۳.

مهرآرا، محسن و میری، اعظم‌السادات (۱۳۸۹). "رابطه میان درآمدهای نفتی و ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفتی". *فصلنامه علمی پژوهشی تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۰، ۴۷-۲۳.

هراتی، جواد؛ بهراد امین، مهدی و کهرازه، ساناز (۱۳۹۴). "بررسی عوامل مؤثر بر صادرات ایران (کاربرد الگوی جاذبه)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۱، ۴۶-۲۹.

Abdulnasser, H. & Manuchehr, I. (2000). "Time-Series Evidence for Balassa's Export-Led Growth Hypothesis". *Journal of International Trade and Economic Development*, 9, 355-365.

Ahmad, J., Harnhirun, S. & Yang. J. (1997). "Export and Economic Growth in the ASEAN Countries: Cointegration and Causality Tests". *International Review of Economics and Business*, 44, 419-430.

Awokuse, T. O. (2007). "Causality between Export, Imports and Economic Growth: Evidence from Transition Economies". *Economic Letters*, 94, 389-395.

Balaguer, J. & Cantavella, M. (2004). "Export Composition and Spanish Economic Growth: Evidence from the 20th Century". *Journal of Policy Modeling*, 26, 165- 179.

Chow, P. (1987). "Causality between Exports and Industrial Development". *Journal of Developing Economics*, 26, 55-63.

Doyle, E. (1998). "Export-Output Causality: the Irish Case, 1953-1993". *Atlantic Economic Journal,* 26, 147-161.

Esfahani, H. S. (1991). "Exports, Imports, and Economic Growth in Semi-Industrial Countries". *Journal of Development Economics*, 35, 93-116.

Feder, G. (1983). "On Exports and Economic Growth". *Journal of Development Economics*, 12, 59-73.

Giles, J. A. & Williams, C. L. (2000a). "Export-led Growth: a Survey of the Empirical Literature and Some Non-Causality Results: Part 1". *Journal of International Trade and Economic Development,* 9, 261–337.

Giles, J. A. & Williams, C. L. (2000b). "Export-Led Growth: a Survey of the Empirical Literature and Some Non-Causality Results: part 2". *Journal of International Trade and Economic Development,* 9, 445–470.

Grossman, B. (1996). "The Engine of Growth or Its Handmaiden?". *Empirical Economics,* Springer, 21(1), 77-110.

Hamilton, J. D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle". *Econometrica*, 57, 357–384.

Hatemi, A. J. (2002). "Export Performance and Economic Growth Nexus in Japan: a Bootstrap Approach". *Japan and World Economy*, 14, 25- 33.

Helpman, E. & Krugman, P. (1986). "Foreign Trade and Market Structure". Cambridge, *Economic Modelling*, 13, 178-192.

Jung, W. & Marshall, P. (1985). "Export Growth and Causality in Development Countries". *Journal of Developing Economics*, 18, 1-12.

Kaldor, N. (1964). "Essays on Economic Policy". Vol. I, London, Duckworth.

Konya, L. (2006). "Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with Panel Date Approach". *Economic Modelling*, 23, 978-992.

Krolzig, H. M., Marcellino, M. & Mizon, G. (2002). "A Markov-Switching Vector Equilibrium Correction Model of the UK Labor Market". *Empirical Economics*, 27, 233-254.

Lucas, R. E. (1988). "On the Mechanics of Economic Development". *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.

Luncaster, A. (1996). "Export-Led Growth or Growth-Driven Exports". *Journal of Policy Modeling*, 18, 540-555.

Makki, S. & Somwaru, A. (2004). "Impact of Foreign Direct Investment and Trade on Economic Growth: Evidence from Developing Countries". *American Journal of Agricultural Economics,* 86, 795-801.

Narayan, P. K. & Smyth, R. (2009). "Multivariate Granger Causility between Exports and GDP: Evidence from a Panel of Middle Eastern Countries". *Energy Policy*, 37, 229-236.

Perlin, M. (2012). "MS_Regress_The MATLAB Package for Markov Regim Switching Models". *Journal of Business and Economic Statistics*, 32, 221-256.

Piazolo, M. (1996). "Determinants of Indonesian Economic Growth". *Seoul Journal of Economics,* 9, 269-298.

Sharma, S. & Dharnedra, D. (1994). "Causal Analysis between Exports and Economics Growth in Developing Countries". *Applied Economics*, 26, 1145-1157.

Tekin, R. B. (2013). "Economic Growth, Exports and FDI in Least Development Countries: A Panel Granger Causality Analysis". *Economic Modeling*, 29, 868-878.

Zivot, E. & Andrews, D. W. K. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis". *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هشتم، پاییز ۱۳۹۶ (۵۰-۳۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 28, September 2017 (33-50)

بررسی مشوق‌های هدفمند توسعه منطقه‌ای با رویکرد DID، مطالعه موردی: معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ قانون مالیات‌های مستقیم

یگانه موسوی جهرمی[۱]، محمدرضا رضوی[۲]، فرهاد خداداد کاشی[۳]، *سید حسین ایزدی[۴]

۱. استاد گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور

۲. استادیار واحد علوم و تحقیقات دانشگاه آزاد اسلامی و رئیس موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ایران

۳. استاد گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور

۴. دانشجوی دکتری اقتصاد و عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور

(دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۱۰ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۲/۸)

Study of Regional Development Targeted Incentives Using DID Approach, Case Study: Tax Exemptions Article 132 of Direct Tax Act

***Yeganeh Mousavi Jahromi[1], Mohammad Reza Razavi[2], Farhad Khodadad Kashi[3], Seied Hossien Eizadi[4]**

1. Professor of Economics, Payame Noor University.
2. Head of Iran's Institute For Trade Studies and Research & Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
3. Professor of Economics, Payame Noor University.
4. Ph.D. Student & Faculty Member of Economics, Payame Noor University.

(**Received:** 30/Dec/2016 **Accepted:** 27/Feb/2017)

چکیده:

نظام مالیاتی ایران شامل تعداد زیادی از اشکال مشوق‌های مالیاتی، از جمله مشوق مالیاتی هدفمند منطقه‌ای، است. براساس ماده ۱۳۲ قانون مالیات‌های مستقیم که این نوع مشوق را در بر دارد، درآمد ابرازی مشمول مالیات ناشی از فعالیت‌های تولیدی و معدنی در مناطق کمتر توسعه یافته به میزان صد درصد (۱۰۰٪) و به مدت ده سال از پرداخت مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی معاف هستند. هدف این مطالعه برآورد تأثیر معافیت‌های مالیاتی این ماده قانونی بر اشتغال شهرستان‌های کمتر توسعه یافته کشور برای دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۵ بوده است. در مقاله حاضر از یک روش دو مرحله‌ای استفاده شده است. در مرحله اول با استفاده از روش گروه کنترل ترکیبی (SCM) و روش ژنتیک، برای هر شهرستان مشمول معافیت مالیاتی (شهرستان درمان) یک گروه کنترل مناسب انتخاب، و در مرحله دوم با استفاده از روش DID، تأثیر مشوق‌های مالیاتی ماده قانونی ۱۳۲ بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته کشور برآورد شده است. نتایج بیانگر آن است که معافیت‌های مالیاتی ماده قانونی مذکور تأثیری بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته کشور نداشته‌اند.

واژه‌های کلیدی: معافیت مالیاتی، مناطق کمتر توسعه یافته، روش گروه کنترل ترکیبی (SCM)، روش DID، الگوریتم ژنتیک.

طبقه‌بندی JEL: H20، C21، R11.

Abstract:

Iran's tax system includes many forms of tax incentives, like as regionally targeted tax incentives. According to direct tax act, article 132, that includes this kind of incentive, declared taxable income of manufacturing and mining activities in less developed regions are totally (100%) exempt from corporate income tax for ten years. The aim of this study is to estimate the impact of tax exemptions of article 132 on employment of Iran's less developed counties for the period from 1996 to 2008. In the present paper, a two- stage method is used. In the first stage, a proper control group is selected for each treated county by using Synthetic Control Method (SCM) and Genetic algorithm, and the impact of tax incentives article 132 on employment in Iran's less developed regions is estimated via Difference in Difference (DID) Method, in the second stage. Results indicate that tax exemptions in mentioned Article have no impact on employment of Iran's less developed counties.

Keywords: Tax Exemptions, Less Developed Regions, Synthetic Control Model (SCM), Difference in Difference Method (DID), Genetic Algorithm.
JEL: H20, C21, R11.

*** نویسنده مسئول:** سید حسین ایزدی
E-mail: izadi_hosein@hotmail.com

*Corresponding Author: Seied Hossien Eizadi

۱- مقدمه

در طی چند دهه اخیر استفاده از مشوق‌هایی که به مناطق خاص اعطا می‌شود (مشوق‌های هدفمند منطقه‌ای)، شیوع گسترده‌ای پیدا کرده است به طوری‌که دولت‌ها از این مشوق‌ها، به عنوان ابزاری برای توسعه مناطق محروم و کمتر توسعه یافته استفاده می‌کنند. به طور کلی مشوق‌های هدفمند منطقه‌ای، برنامه‌هایی هستند که در آن دولت‌ها مشوق‌هایی را برای کسب و کارها برای واقع شدن یا توسعه در مناطق هدف تدارک می‌بینند. این مشوق‌ها به اشکال مختلفی مانند: تخفیف‌های مالیات بر دارایی و درآمد، مقررات آسان‌تر، اصلاح زیرساخت‌ها و اعتبارات مالیاتی برای ایجاد شغل، اعطا می‌شوند. از میان مشوق‌های هدفمند منطقه‌ای، مشوق‌های مالیاتی هدفمند (در اغلب کشورها این مشوق‌ها به برنامه‌های EZ معروف هستند[۱]) به دلیل سادگی اعمال و اجرا، مقبولیت زیادی در بین دولتمردان دارد. معمولاً دولت‌ها با هدف تحریک سرمایه‌گذاری و توانمندی افراد در مناطق محروم و همچنین توسعه صادرات در پایانه‌های مرزی، مشوق‌های مالیاتی را در این مناطق اعطا می‌کنند، اما به طور قطع یکی از اهداف این مشوق‌های مالیاتی هدفمند، افزایش اشتغال برای ساکنان منطقه هدف (خصوصاً افرادی که دارای مهارت کافی نیستند و توانایی جابه‌جا شدن برای پیدا کردن شغل را ندارند) می‌باشد. بر اساس ادبیات عدم تطابق مکانی، کارگران، خصوصاً آنهایی که دارای مهارت پایین هستند، تحرک کافی برای پیدا کردن شغل ندارند و از طرف دیگر اغلب کسب و کارها در فاصله دور از این کارگران واقع می‌شوند. مشوق‌های مالیاتی هدفمند منطقه‌ای تلاش می‌کنند تا با استقرار شرکتها در همسایگی کارگران بیکار، این مسئله عدم تطابق را مرتفع سازند (الوری[۲]، ۲۰۰۷: ۴۵).

بر اساس تئوری اقتصادی، مشوق‌های هدفمند منطقه‌ای، از چندین طریق می‌توانند منجر به افزایش اشتغال ساکنین شوند؛ در مناطقی که یارانه‌هایی برای استخدام ساکنین بومی اعطا می‌شود، شرکت‌ها علاقه بیشتری به استخدام افراد بومی در مقایسه با غیر بومی‌ها دارند چرا که هزینه جبران این کارگران پایین‌تر می‌باشد. به علاوه این یارانه‌ها منجر به افزایش دستمزد ساکنان محلی می‌شود و این افزایش ممکن است به حدی باشد تا دستمزد تعادلی بالاتر از دستمزد پیشنهادی کارگران غیر فعال قرار گیرد و در نتیجه آنها را وادار به کار کردن کند و موجبات اشتغال آنها را فراهم سازد. و در نهایت، حتی اگر مشوق‌های هدفمند، مشوق خاصی برای استخدام ساکنان محلی نداشته باشند هنوز هم، به دلیل سیاست‌هایی که منجر به ایجاد شغل‌های اضافی در منطقه می‌شود، انتظار افزایش اشتغال ساکنان محلی وجود دارد (بارتیک[۳]، ۱۹۹۱: ۲۱۵).

در مقابل دلایل نظری وجود دارد که حتی اگر مشوق‌های هدفمند منطقه‌ای، منجر به افزایش تعداد شغل در منطقه شود، باز هم ممکن است اشتغال ساکنان محلی افزایش پیدا نکند. به عنوان مثال چنانچه، یارانه‌های ارائه شده به منطقه هدف منجر به جذب شرکت‌هایی شود که نیاز به کارگران ماهر داشته باشند که نتوان آنها را از بازار محلی تأمین کرد، بنابراین اشتغال ساکنان محلی تغییر نخواهد کرد. یا مورد دیگر زمانی است که مقدار مشوق اعطا شده از آنچه شرکت برای استقرار نیاز دارد متفاوت باشد: یک شرکت کاربر ممکن است مقدار اندکی مشوق بر پایه دارایی یا سرمایه دریافت کند و در مقابل یک شرکت سرمایه بر، مقدار کمتری مشوق بر پایه دستمزد دریافت می‌کند، و بنابراین چنین مشوق‌هایی تأثیری بر اشتغال نخواهند داشت. همچنین این مشوق‌ها، چنانچه به طور ضعیف هدف گذاری شده باشند یا به اندازه کافی برای تحریک شرکت‌ها برای افزایش اشتغال، بزرگ نباشند، تأثیری بر اشتغال نخواهند داشت.

مشوق‌های هدفمند منطقه‌ای، حتی می‌توانند منجر به کاهش اشتغال ساکنان محلی شود؛ اگر مشوق‌ها منجر به افزایش سرمایه‌گذاری در تجهیزات و ماشین‌آلات شوند، که جانشین نزدیکی برای نیروی کار هستند، در نتیجه تقاضا برای نیروی کار کاهش می‌یابد. بنابراین در مجموع با توجه به

---

۱. کشورهای مختلف (به طور مثال ایالات متحده آمریکا، انگلستان و فرانسه) در چند دهه گذشته امتیازات مالیاتی خود را در قالب بسته‌هایی، معروف به برنامه‌های EZ(Enterprise Zone)، ارائه کرده‌اند. در واقع برنامه *EZ* شامل مشوق‌های مالی می‌شوند که دولت برای توسعه اقتصادی مناطق هدف اعطا می‌کند. به عنوان مثال در امریکا از ابتدای دهه ۱۹۸۰ در اکثر ایالات برنامه تجدید حیات اقتصادی مورد اجرا گذاشته شد. در واقع مقصود این برنامه‌ها رشد مناطق هدف، به کمک برقراری انواع امتیازات مالیاتی بوده است.

2. Elvery (2007)

3. Bartik (1991)

چگونگی واکنش شرکت‌ها، مشوق‌های مالیاتی هدفمند، می‌توانند منجر به افزایش، کاهش یا عدم تأثیر بر اشتغال شوند (پاپکه[1]، ۱۹۹۴: ۳۹).

مسئله مهمی که وجود دارد این است که هزینه بسیاری از مشوق‌های اعطا شده بیشتر از منافع آنها می‌باشد. یک دلیل برای اسراف در اعطای مشوق‌ها مسئله عدم آگاهی می‌باشد. سیاست‌گذاران تصور می‌کنند که همه رشدها خوب هستند و همه مشوق‌های اعطا شده، حساس و مهم هستند. آنها فکر می‌کنند که منافع را می‌توان با نگاه کردن به درآمد و پایه مالیاتی مرتبط با فعالیت‌های تجاری جدید اندازه‌گیری کرد و اغلب فراموش می‌کنند که تنها بخشی از مشاغل جدید به ساکنان و بیکاران محلی می‌رسد. علاوه بر این برای اجرای این برنامه‌ها به مخارج عمومی جدیدی نیاز است. اما دلایل چندی برای عدم آگاهی وجود دارد؛ تصمیمات توسعه اقتصادی محلی تحت سلطه منافع کسب و کارهای محلی از جمله اتاق‌های بازرگانی، روزنامه‌ها، بانک‌ها و توسعه دهندگان املاک و مستغلات قرار دارد. از دیدگاه این گروه‌ها منافع برنامه توسعه اقتصادی در افزایش در ارزش دارایی‌های آنها می‌باشد و این افزایش در ارزش دارایی‌ها به طور نزدیکی به درآمدها و پایه مالیاتی طرح‌های جدید بستگی دارد. به علاوه هزینه مشوق‌ها از جمله مشوق‌هایی که جذب نمی‌شوند عمدتاً به عهده بخش عمومی می‌باشد (بارتیک[2]، ۲۰۰۷: ۱۴۰).

تجربه کشورهای در حال توسعه مؤید این واقعیت است که مشوق‌های مالیاتی قادر به غلبه بر سایر مشکلات و موانع عمیق‌تری که در برابر سرمایه‌گذاری در مناطق محروم وجود دارد، نیستند. این در حالی است که مشوق‌های مالیاتی هزینه‌های فراوانی را بر دولت‌ها تحمیل می‌کنند که باید در برابر منافع حاصل از آنها سنجیده شوند. مشوق‌های مالیاتی علاوه بر اینکه باعث درآمد از دست رفته برای دولت‌ها می‌شوند موجبات اتلاف منابع را نیز فراهم می‌آورند، چرا که اغلب نصیب بنگاه‌ها و سرمایه‌گذارانی می‌شوند که حاضرند بدون این مشوق‌ها نیز فعالیت خود را شروع کنند. بنابراین سؤال اساسی که همواره در ارتباط با مشوق‌های مالیاتی مطرح می‌باشد این است که آیا دلیل عقلایی برای اعطای چنین مشوق‌هایی از طرف دولت برای جذب و نگه داشتن شرکت‌های بزرگ، وجود دارد؟ و آیا دلیل منطقی برای افزایش این مشوق‌ها در طی زمان وجود دارد؟

نظام مالیاتی ایران یکی از معدود نظام‌های مالیاتی در دنیا است که در آن طیف وسیعی از مشوق‌ها اعطا می‌شود که نتیجه آن از دست رفتن بخش قابل توجهی از درآمدهای مالیاتی دولت است. برآوردهای اولیه سازمان امور مالیاتی کشور، از معافیت بیش از ۵۰ درصدی اقتصاد کشور از پرداخت مالیات حکایت دارد (سازمان امور مالیاتی، ۱۳۹۰: ۵). یکی از مشوق‌های مالیاتی هدفمند منطقه‌ای در ایران، قانون مالیاتی ماده ۱۳۲ می‌باشد که بر اساس آن، درآمد ابرازی مشمول مالیات، فعالیت‌های تولیدی و معدنی در مناطق کمتر توسعه‌یافته به میزان صد درصد (۱۰۰٪) و به مدت ده سال از پرداخت مالیات معاف هستند[3]. در این راستا این مطالعه با هدف بررسی تأثیر معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ قانون مالیات مستقیم مصوب ۱۳۸۰/۱۱/۲۷ هیئت وزیران، بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته کشور، انجام شده است. برای این منظور ابتدا مروری بر مطالعات انجام شده در این زمینه خواهیم داشت، سپس در قسمت سوم مسئله ارزیابی تأثیر سیاست‌های حمایتی را بررسی خواهیم کرد. قسمت چهارم اختصاص به

1. Papke (1994)
2. Bartik (2007)

۳. معافیت‌های مالیاتی هدفمند منطقه‌ای تحت عنوان ماده ۱۳۲ اولین بار در سال ۱۳۶۶ به تصویب هیئت وزیران رسید اما در چند مرحله مورد اصلاح قرار گرفت. آنچه در این مطالعه مورد نظر است اصلاحیه قانون مالیات‌های مستقیم مصوب ۱۳۸۰/۱۱/۲۷ هیئت وزیران می‌باشد که به موجب آن: درآمد مشمول مالیات ابرازی ناشی از فعالیت‌های تولیدی و معدنی در واحدهای تولیدی یا معدنی در بخش‌های تعاونی و خصوصی که از اول سال ۱۳۸۱ به بعد از طرف وزارتخانه‌های ذیربط برای آنها پروانه بهره برداری صادر یا قرارداد استخراج و فروش منعقد می‌شود، از تاریخ شروع بهره‌برداری یا استخراج به میزان هشتاد درصد (۸۰٪) و به مدت چهار سال و در مناطق کمتر توسعه یافته به میزان صد درصد (۱۰۰٪) و به مدت ده سال از مالیات موضوع ماده (۱۰۵) این قانون معاف هستند. هدف این سیاست تشویقی، جذب سرمایه‌گذاران جدید، توسعه هدفمند بخشی (صنایع و کارخانجات) و توسعه هدفمند منطقه‌ای (مناطق کمتر توسعه یافته) می‌باشد. البته در تاریخ ۱۳۹۴/۰۴/۳۱ تغییراتی در ماده ۱۳۲ قانون مالیات مستقیم ایجاد شد که بر اساس آن درآمد ابرازی ناشی از فعالیت‌های تولیدی و معدنی اشخاص حقوقی غیردولتی در واحدهای تولیدی یا معدنی که از ابتدای سال ۱۳۹۵ از طرف مراجع قانونی ذی‌ربط برای آنها پروانه بهره‌برداری صادر یا قرارداد استخراج و فروش منعقد می‌شود از تاریخ شروع بهره‌برداری یا استخراج و فروش به مدت پنج سال و در مناطق کمتر توسعه یافته به مدت ده سال با نرخ صفر مشمول مالیات می‌باشد. البته این اصلاحیه تأثیری در مدت زمان برخورداری شرکت‌های واقع در مناطق کمتر توسعه یافته از معافیت‌های مالیاتی موضوع این ماده، نداشته است.

روش تحقیق دارد. در قسمت پنجم نتایج تخمین مدل ارائه می‌شود و بخش پایانی اختصاص به نتیجه‌گیری و پیشنهادها دارد.

۲- مروری بر مطالعات انجام شده

بررسی تأثیر سیاست‌های مالیاتی بر اقتصاد محلی و منطقه‌ای، سابقه طولانی دارد که از آن جمله می‌توان به مطالعه اوتس[1] (۱۹۶۹)، روبین و ویلدر[2] (۱۹۸۹)، بارتیک (۱۹۹۱)، پاپکه (۱۹۹۴) و بورنت و بوگارت[3] (۱۹۹۶) اشاره کرد. در ادامه تمرکز روی مطالعاتی است که اخیراً در رابطه با موضوع این تحقیق، انجام گرفته است.

۲-۱- مطالعات خارجی

دورنتون و همکاران[4] در مطالعه‌ای، تأثیر مالیات محلی را بر روی محل احداث و رشد اشتغال شرکت‌های انگلستان، برای دوره زمانی ۱۹۸۹-۱۹۸۴ بررسی کرده‌اند. آنها به منظور کنترل ناهمگنی‌های مکانی، تنها از آمارهای شرکت‌های همسایه‌ای که در دو طرف مرز سیاستی واقع شده‌اند، استفاده کرده‌اند. همچنین از ترکیب مدل پنل استاندارد و تکنیک متغیر ابزاری برای برخورد با ناهمگنی شرکت‌ها و درون‌زایی متغیر سیاستی بهره برده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که مالیات محلی تأثیر منفی روی رشد اشتغال دارد اما هیچ تأثیری روی ورود شرکت‌ها ندارد (دورنتون و همکاران، ۲۰۰۶: ۱۰۱۷).

بوندونیو و گرینبام[5] در مقاله‌ای تحت عنوان "آیا مشوق‌های مالیات محلی رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند؟" تأثیر برنامه EZ را بر روی ده ایالت (کالیفرنیا، کانکتیات، فلوریدا، ایندیانا، کنتاکی، مریلند، نیوجرسی، نیویورک، پنسیلوانیا و ویرجینیا) و ناحیه‌ای از ایالت کلمبیا، برای دوره ۱۹۸۲ تا ۱۹۹۲ بررسی کرده‌اند. آنها به منظور تخمین اثرات مشوق‌های EZ از یک متدولوژی دو مرحله‌ای استفاده کرده‌اند. در واقع مدل دو مرحله‌ای آنها ترکیبی از مدل نمره گرایش[6] و روش پنل دیتا با اثرات ثابت (که ویژگی‌های غیر قابل مشاهده و ثابت که مختص هر منطقه پستی می‌باشد، را حذف می‌کند) می‌باشد. نتایج آنها نشان می‌دهد که تأثیرات مثبتی که مشوق‌ها برای مناطق هدف دارند مانند: افزایش در اشتغال، فروش و مخارج سرمایه‌گذاری در شرکت‌های موجود و جدید، به وسیله زیان‌هایی ناشی از آنها مانند بسته شدن شرکت‌ها و جابه‌جا شدن آنها جبران می‌شود (بوندونیو و گرینبام، ۲۰۰۷: ۱۲۱).

الوری در مطالعه خود تأثیر برنامه EZ را روی اشتغال ساکنان ایالات کالیفرنیا و فلوریدا در دوره زمانی ۱۹۹۰-۱۹۸۶، بررسی کرده است. الوری بیان می‌دارد که در تخمین تأثیر برنامه‌های حمایتی (مانند EZ) روی اشتغال ساکنان، تکنیک‌های معمول باید تغییر کنند، به این دلیل که فرایند انتخاب واحدهای تحت درمان (واحدهای رفتار) در سطح منطقه‌ای انجام می‌گیرد در حالی‌که بررسی نتایج برنامه در سطح فردی صورت می‌گیرد و این متفاوت از اغلب برنامه‌های ارزیابی می‌باشد که در آنها فرایند تعیین نتایج مورد نظر (مانند مزدها) و فرایندی که رفتار را تعیین می‌کند (مانند دریافت آموزش‌های کاروزی) در یک سطح اتفاق می‌افتند. الوری از یک متدولوژی دو مرحله‌ای، که مناسب برای چنین فرایندهای انتخاب غیر معمول می‌باشد، استفاده کرده است. در مرحله اول بخشی از احتمال اشتغال ساکنین که علت آن همسایگی با مناطق مجاور است، محاسبه می‌شود. و در مرحله دوم با استفاده از روش PSM و تعدیل احتمال اشتغال به دلیل همسایگی، احتمال انتخاب شدن به عنوان واحدهای هدف محاسبه می‌شوند و پس از همسان‌سازی مناطق هدف با مناطق کنترل، اثر برنامه تخمین زده می‌شود. وی شواهد کافی برای تأثیرگذاری برنامه EZ روی اشتغال ساکنین مناطق هدف پیدا نکرد (الوری، ۲۰۰۷: ۴۴).

بیلینگز[7] در مطالعه خود با استفاده از برنامه EZ ایالت کلرادو، تأثیر اعتبارات مالیاتی ایالت کلرادو را روی محل احداث شرکت‌های جدید و اشتغال آنها، بررسی کرده است. روشی که وی در مطالعه خود از آن استفاده کرده است. روش مقایسه مرزهای همسان[8] می‌باشد. متدولوژی این روش، مقایسه شرکت‌های همسایه‌ای است که در فاصله نزدیکی از هم واقع شده‌اند اما در دو طرف مرز قرار دارد (مقایسه شرکت‌های واقع

1. Oates (1969)
2. Rubin & Wilder (1989)
3. Boarnet & Bogart (1996)
4. Duranton et al. (2006)
5. Bondonio & Greenbaum (2007)
6. Propensity Score
7. Billings (2009)
8. Border matching

در مناطق مرزی EZ با شرکت‌های همسایه آنها در مناطق غیر EZ). نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اعتبارات مالیاتی برنامه EZ تأثیر اندکی بر تصمیمات شرکت‌ها در مورد محل احداث داشته است. این اعتبارات همچنین باعث شده تا در شرکت‌های جدیدی که در مناطق EZ تأسیس می‌شوند بین ۱/۵ تا ۱/۸ شغل بیشتر از شرکت‌هایی که در مناطق غیر EZ تأسیس می‌شوند، ایجاد شود. این رقم برای شرکت‌های موجود بین ۰ تا ۰/۳ برآورد شده است (بیلینگز، ۲۰۰۹: ۶۸).

بهاگیل و همکاران[1] در مطالعه‌ای تحت عنوان "تخفیف‌های مالیاتی و توسعه روستایی" تأثیر اعتبارات مالیاتی مناطق روستایی (LATE)، که در اواسط دهه ۹۰ میلادی توسط دولت فرانسه به مناطق کم جمعیت اعطا شد، را برای دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۵ بررسی کردند. روش استفاده شده در مطالعه آنها روش حدقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) می‌باشد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اعتبارات قانون LATE هیچ گونه تأثیر معناداری روی اشتغال کلی و تعداد شرکت‌های این مناطق نداشته است (بهاگیل و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۳).

گیورد و همکاران[2] در مطالعه‌ای تأثیر برنامه ZFU فرانسه، که طبق آن شرکت‌های موجود و جدید در مناطق کمتر توسعه یافته برای یک دوره ۵ ساله از پرداخت مالیات معاف هستند، را بررسی کرده‌اند. متدولوژی آن مقایسه شرکت‌های مرزی در دو طرف مرز اجرای سیاست می‌باشد. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که برنامه ZFU اثر معناداری روی ایجاد شرکت‌های جدید و افزایش اشتغال داشته است در حالی‌که هیچ اثر معناداری روی شرکت‌های قبلی، شرکت‌هایی که قبل از اجرای برنامه در این مناطق واقع بودند، نداشته است. همچنین آنها تأثیر معناداری از سرریز منفی این سیاست روی مناطق همسایه، پیدا کردند (گیورد و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۵۱).

۲-۲- مطالعات داخلی

در ایران مطالعات اندکی در رابطه با ارزیابی تأثیر مشوق‌های مالیاتی صورت گرفته است که در ادامه به آنها اشاره می‌شود:

غفارزاده در مطالعه‌ای تحت عنوان "بررسی اثر بخشی معافیت‌های مالیاتی منطقه‌ای" اثر بخشی معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ قانون مالیات‌های مستقیم مصوب ۱۳۶۶ و اصلاحیه‌های بعدی آن را، با استفاده از آمار توصیفی و شاخص‌های رشد و توسعه صنعت، بررسی کرده است. نتایج این مطالعه حکایت از عدم تأثیر گذاری این معافیت‌های مالیاتی دارد (غفارزاده، ۱۳۸۶: ۱۵۷).

فلیحی و همکاران در مطالعه‌ای اثر معافیت‌های مالیاتی منطقه‌ای (موضوع ماده ۱۳۲ قانون مالیات‌های مستقیم) بر سرمایه‌گذاری صنعتی و معدنی را بررسی کرده‌اند. آنها از دو روش ARDL و پنل دیتا به ترتیب برای بررسی اثر مالیات بر سرمایه‌گذاری خصوصی و سرمایه‌گذاری صنعتی استان‌ها استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در سطح کلان ضریب مالیات در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است، در حالی که سطح استان‌ها اظهارنظر دقیقی در خصوص اثرگذاری مالیات بر سرمایه‌گذاری اشخاص حقوقی نشده است (فلیحی و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۰۱).

عبدالملکی و شیردلیان در مطالعه خود تأثیر معافیت‌های مالیاتی مناطق محروم (موضوع ماده ۱۳۲) را بر نرخ رشد و توسعه اقتصادی استان‌های کشور بررسی کرده‌اند آنها با استفاده از یک مدل پنل دیتا در سطح استانی تأثیر این معافیت‌ها را مورد آزمون قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه حکایت از بی‌تأثیری این معافیت بر نرخ رشد و توسعه مناطق محروم می‌باشد (عبدالملکی و شیردلیان، ۱۳۹۲: ۱۶۹).

۳- ادبیات ارزیابی تأثیر سیاست‌های حمایتی

بررسی تأثیر مشوق‌های مالیاتی و به طور کلی مطالعاتی که سعی در ارزیابی تأثیر سیاست‌های حمایتی دارند، به دلیل ماهیت کوچک نمونه، غیاب آزمایشات تصادفی و این واقعیت که انتخاب نمونه به صورت تصادفی انجام نمی‌شود، بسیار مشکل می‌باشد. کار کردن با داده‌های غیر تجربی (که در مطالعات این‌چنینی گریزی از آنها نیست) نیاز به مراقبت‌های ویژه‌ای دارد یکی از این مراقبت‌ها انتخاب گروه کنترل مناسب می‌باشد. در واقع تقریباً در تمام روش‌های ارزیابی سیاست، تلاش می‌شود تا نتایج گروه متأثر از برنامه (گروه درمان) با نتایج گروه مشابه که تحت تأثیر برنامه قرار نگرفته‌اند (گروه کنترل) مقایسه شوند. از همین رو انتخاب گروه کنترل مناسب، یکی از چالش‌های پیش روی محققان در این مطالعات می‌باشد.

1. Behaghel et al. (2012)
2. Givord et al. (2013)

برای توضیح بیشتر در این مورد، با تبعیت از مدل روبین[1] فرض می‌شود که هر واحد i ام دو نتیجه ممکن $Y_i(1)$ و $Y_i(0)$ را در پیش‌رو دارد. نتیجه $Y_i(1)$ زمانی حاصل می‌شود که واحد در برنامه سیاست حمایتی، شرکت می‌کند (حالت رفتار یا درمان)، و نتیجه $Y_i(0)$ مربوط به حالتی است که واحد در برنامه شرکت نمی‌کند (حالت غیر رفتار یا غیر درمان) بنابراین اثر برنامه برای فرد i ام به صورت زیر بیان می‌شود (روبین، ۲۰۰۷: ۲۴):

$$\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0)$$

به منظور تخمین اثر برنامه (τ_i)، مشکل داده‌های از دست رفته وجود دارد چرا که $Y_i(1)$ و $Y_i(0)$ به طور همزمان قابل مشاهده نیستند. فرض کنید D_i بیانگر متغیر سیاستی باشد که مقدار آن چنانچه واحد iام تحت برنامه حمایتی قرار گیرد برابر یک و در غیر این‌صورت صفر است. بنابراین نتایج قابل مشاهده برای واحد i ام به صورت زیر است:

$$Y_i = D_i Y_i(1) - (1 - D_i) Y_i(0)$$

به طور معمول چنانچه انتخاب واحدها برای مشارکت در برنامه به صورت تصادفی انجام شود، تخمین اثر برنامه سر راست می‌باشد. دلیل آن این است که دو گروه درمان و کنترل از جمعیت مشابه استخراج می‌شوند و در نتیجه انتخاب شدن به عنوان واحدهای درمان، مستقل از تمام متغیرهای پایه است و با افزایش اندازه نمونه، متغیرهای پایه قابل مشاهده و غیر قابل مشاهده با احتمال خیلی بالا میان واحدهای درمان و کنترل متوازن می‌شوند. بنابراین در چارچوب داده‌های تجربی، افراد دو گروه کنترل و درمان، وضعیت کاملا مشابهی از نظر دریافت درمان دارند و از این‌رو انتخاب شدن به عنوان درمان مرتبط با نتایج متغیر بازدهی نمی‌باشد یعنی:

$$\{Y_i(0), Y_i(1) \perp\!\!\!\perp D_i\}$$

و از این‌رو:

$$E(Y_i(\mathrm{j}) \mid D_i = 1) = E(Y_i(\mathrm{j}) \mid D_i = 0) = E(Y_i \mid D_i = j)$$

بنابراین متوسط اثرات درمان (ATE) به صورت زیر تخمین زده می‌شود:

$$\tau_{ATE} = E[Y_i(1) \mid D_i = 1] - E[Y_i(0) \mid D_i = 0] = E[Y_i \mid D_i = 1] - E[Y_i \mid D_i = 0]$$

اما در چارچوب داده‌های مشاهده‌ای به دلیل آنکه دو گروه از جمعیت یکسانی انتخاب نمی‌شوند، تقریباً هیچ گاه ویژگی‌های مشابه، میان دو گروه درمان و کنترل متوازن نمی‌شوند. در این حالت، به طور طبیعی، مقدار متوسط اثرات درمان روی واحدهای درمان شده (ATT) مد نظر است، یعنی:

$$\tau_{ATT} = \tau \mid D_i = 1 = E[Y_i(1) \mid D_i = 1] - E[Y_i(0) \mid D_i = 1]$$

به طور کلی معادله فوق به طور مستقیم قابل تخمین نیست چرا که $Y_i(0)$ برای واحدهای درمان شده قابل مشاهده نیست. برای حل این مشکل تلاش می‌شود تا از نتایج گروه کنترل یعنی $E[Y_i(0) \mid D_i = 0]$ برای آنچه که برای واحدهای درمان در صورت عدم مشارکت در برنامه رخ می‌داد $E[Y_i(0) \mid D_i = 1]$ استفاده شود. اما از آنجا که گروه کنترل واقعی معمولاً در اختیار محقق نیست، نتایج گروه کنترل ممکن است به طور سیستماتیک متفاوت از نتایج واحدهای درمان باشد که این تفاوت به تورش انتخاب[2] معروف است. تورش انتخاب باعث درون‌زایی متغیر سیاستی می‌شود و در نتیجه فرض استقلال متغیر سیاستی (D_i) از متغیر بازدهی (Y_i) مخدوش می‌شود[3].

رویکرد همسان‌سازی[4] یکی از راه‌حل‌های موجود برای حل

---

1. Rubin

۲. تورش انتخاب به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$B = E[Y_i(0) \mid D_i = 1] - E[Y_i(0) \mid D_i = 0]$$

که در آن عبارت اول سمت راست بیانگر نتایج حاصله برای واحد درمان i ام در صورتی‌که تحت برنامه حمایتی قرار نمی‌گرفت، می‌باشد (نتایج خلف واحد درمان که در واقع قابل مشاهده نمی‌باشد) و عبارت دوم نتایج واحد کنترلی است که قرار است از آن به جای نتایج خلف واحد درمان استفاده شود. و B نشان دهنده تورش انتخاب است.

۳. استقلال متغیر سیاستی از متغیر بازدهی که به صورت زیر بیان می‌شود از فروض ضروری برای ایجاد نتایج بدون تورش است:

$$Y_i \perp\!\!\!\perp D_i$$

۴. روزن بائم و روبین برخی فروض شناساننده را برای همسان‌سازی مطرح کرده‌اند:

۱) فرض نابستگی شرطی (آشکار سازی):

$$\{Y_i(0), Y_i(1) \perp\!\!\!\perp D_i\} \mid X$$

که اشاره به این دارد که D_i مشروط به برخی Xها از $Y_i(0)$ و $Y_i(1)$ مستقل می‌باشد.

۲) فرض تکیه گاه مشترک:

$$0 < \mathrm{P}(D_i = 1 \mid X_i) < 1$$

این فرض تضمین می‌کند که افراد با مقادیر یکسان X_i دارای احتمال مثبت مشارکت و عدم مشارکت در برنامه هستند. فرض‌های (۱) و (۲) قابلیت چشم پوشی پرتوان نامیده می‌شود (روزن‌بائم و روبین، ۱۹۸۳: ۴۸). با

مسئله تورش انتخاب می‌باشد. ایده ساده این تکنیک، یافتن یک گروه از افراد مشارکت نکرده در برنامه سیاستی است که از نظر ویژگی‌های قابل مشاهده X، همانندی بالایی با گروه درمان داشته باشند. روش‌های مختلف همسان‌سازی، واحدهای درمان را با واحدهای کنترل با توجه به ویژگی‌های قابل مشاهده همسان می‌کنند در واقع در روش همسان‌سازی، فرض می‌شود که هیچ تفاوت قابل مشاهده‌ای میان گروه کنترل و درمان مشروط به ویژگی‌های قابل مشاهده وجود ندارد.

هر چند که روش‌های همسان سازی در توازن کردن ویژگی‌های قابل مشاهده میان دو گروه درمان و کنترل موفق هستند، اما چنانچه عوامل غیر قابل مشاهده[1]، باعث اختلاف واحدهای درمان و کنترل باشند، در این صورت استفاده از روش همسان‌سازی منجر به تورش در نتایج می‌شود.

در مقابل روش‌های متداول DID[2]، که مبتنی بر مقایسه تفاوت‌های حاصله در نتایج مربوط به دوره قبل و بعد از دخالت گروه درمان با گروه مقایسه هستند، یک روش مناسب برای مدل کردن (کنترل کردن) عوامل غیر قابل مشاهده و ثابت در طی زمان می‌باشند. با این‌حال این روش مبتنی بر فروض محدود کننده‌ای مانند فرض روندهای موازی[3] است که اغلب در بسیاری از موارد به دلیل وجود عوامل مختل کننده غیر قابل مشاهده و همچنین متغیر در طی زمان، داده‌ها این روندهای موازی را تأیید نمی‌کنند. بنابراین تخمین‌زننده‌های معمول روش DID، تنها در صورتی منجر به برآورد صحیح تأثیرات برنامه‌های حمایتی می‌شوند، که فرض شود هر گونه ناهمگنی غیر قابل مشاهده میان واحدهای درمان و کنترل تأثیر ثابتی روی نتایج متغیرهای بازدهی (مانند اشتغال) در هر دوره زمانی مورد نظر دارند. اما در صورتی که فرض روندهای موازی نقض شود استفاده از روش معمول DID منجر به نتایج اشتباهی خواهد شد (بوندونیو[4]، ۲۰۰۹: ۸). روش متداول برای حل این مشکل، استفاده از روش‌های DID شرطی (CDID)[5] می‌باشد (ام آی تی[6]، ۲۰۱۵: ۱۴). ایده این روش، مشروط کردن نتایج بر روی مشاهدات قبل از درمان با استفاده از روش‌های همسان‌سازی است. برای مثال آبادی[7] همسان‌سازی قبل از تخمین‌های DID را مطرح کرده است (آبادی، ۲۰۰۵: ۸).

٤- روش تخمین

با توجه به آنچه که در بخش قبلی اشاره شد، روش استفاده شده در این مطالعه شامل یک استراتژی دو مرحله‌ای می‌باشد؛ در مرحله اول (مرحله همسان سازی) با استفاده از دو روش الگوریتم ژنتیک و روش گروه کنترل ترکیبی (SCM)[8]، برای هر واحد درمان یک واحد/ گروه کنترل مناسب ایجاد می‌شود و در مرحله دوم (برآورد تأثیر سیاست) با استفاده از روش DID تأثیر اجرای سیاست اندازه‌گیری می‌شود.

۴-۱- روش DID

روش تخمین استفاده شده در این مطالعه روش DID می‌باشد، روش DID پرکاربردترین تکنیک برای بررسی تأثیر سیاست‌های حمایتی و اثرات تغیرات سیاستی در اقتصاد می‌باشد.

در ساده‌ترین حالت فرض می‌شود که دو گروه و دو دوره زمانی وجود دارد. یک گروه در دوره دوم تحت یک برنامه (سیاست) حمایتی قرار می‌گیرند در حالی‌که در دوره اول چنین نبوده است (گروه درمان) و گروه دوم گروهی است که در هیچ دوره‌ای تحت تأثیر سیاست قرار نمی‌گیرد (گروه کنترل). روش DID به صورت تفاوت در میانگین نتایج گروه درمان مربوط به دوره قبل و بعد از اجرای سیاست منهای تفاوت در میانگین نتایج گروه کنترل مربوط به دوره قبل و بعد از اجرای سیاست، محاسبه می‌شود. در جدول ۱ طرز عمل تخمین‌زننده‌های

این‌حال برای تخمین اثرات برنامه روی واحدهای هدف (ATT)، می‌توان فروض آشکارسازی را به صورت ضعیف‌تری هم بیان کرد (هکمن و همکاران، ۱۹۹۸: ۱۰۱۹):

۱) فرض آشکار سازی کم توان:

$$E(Y_{ij} \mid D_i, X_i) = E(Y_{ij} \mid X_i)$$

۲) فرض تکیه گاه مشترک کم توان:

$$P(T_i = 1 \mid X_i) < 1$$

۱. به عنوان مثال در بررسی تأثیر برنامه‌های آموزشی بر اشتغال، مسائل انگیزشی یک عامل مؤثر بر اشتغال افراد می‌باشد که غیر قابل مشاهده هست.

2. Difference in Difference

۳. فرض کلیدی در مدل‌های DID این است که در غیاب اجرای برنامه (یا سیاست)، نتایج متوسط واحدهای درمان و کنترل مسیر موازی را طی می‌کنند (فرض روندهای موازی).

4. Bondonio (2009)
5. Conditional Difference in Difference
6. MIT (2015)
7. Abadie (2005)
8. Synthetic Control Model

DID نمایش داده شده است.

جدول ۱. نمایش طرز عمل تخمین‌زننده‌های DID

	نتایج گروهی که سیاست در مورد آنها اجرا می‌شود (گروه درمان)	نتایج گروهی که سیاست در مورد آنها اجرا نمی‌شود (گروه کنترل)
دوره زمانی بعد از اجرای سیاست	$E[Y_i(1)\mid d_i=1]$	$E[Y_i(1)\mid d_i=0]$
دوره زمانی قبل از اجرای سیاست	$E[Y_i(0)\mid d_i=1]$	$E[Y_i(0)\mid d_i=0]$
تفاوت در نتایج متغیر بازدهی	$E[Y_i(1)\mid d_i=1]-E[Y_i(0)\mid d_i=1]$	$E[Y_i(1)\mid d_i=0]-E[Y_i(0)\mid d_i=0]$
$\hat{\alpha}=\{E[Y_i(1)\mid d_i=1]-E[Y_i(0)\mid d_i=1]\}-\{E[Y_i(1)\mid d_i=0]-E[Y_i(0)\mid d_i=0]\}$		

مأخذ: محاسبات تحقیق

که در آن $Y_i(t)$ نتایج مربوط به واحد i ام در زمان $t\{=0,1\}$ و d_i یک متغیر مجازی می‌باشد که مقدار آن در صورتی‌که واحد در گروه درمان باشد برابر یک و در غیر این‌صورت صفر می‌باشد.

به دلیل آنکه در روش DID، نتایج گروه درمان با گروه کنترل، مقایسه می‌شود، بنابراین سیاست‌ها و شوک‌های اقتصاد کلان به دلیل تأثیرگذاری یکسان روی هر نتایج هر دو، به خوبی کنترل می‌شوند، البته شرط تحقق این امر در روش DID وجود روند موازی میان گروه درمان و کنترل است (استوارت و همکاران[1]، ۲۰۱۴: ۱۶۹). روند موازی، که فرض کلیدی در مدل‌های DID محسوب می‌شود، بیان می‌کند که در غیاب اجرای سیاست، نتایج متوسط واحدهای درمان و مقایسه مسیر موازی را طی می‌کنند. به عبارت دیگر از روند گروه مقایسه به عنوان انعکاسی از روند گروه درمان در صورتی‌که تحت سیاست قرار نمی‌گرفتند، استفاده می‌شود. فرض روند زمانی مشترک به صورت زیر بیان می‌شود:

$$E[Y_i(1)-Y_i(0)\mid D_i=1] = E[Y_i(1)-Y_i(0)\mid D_i=0]$$

در رابطه فوق $Y_i(0)$ مقادیر مربوط به دوره قبل از درمان می‌باشند، و بنابراین برای هر فردی (گروه مقایسه و درمان) قابل مشاهده است به علاوه $Y_i(1)$ برای گروه مقایسه قابل مشاهده می‌باشد اما $Y_i(1)$ برای گروه درمان قابل مشاهده نمی‌باشد و بنابراین به طور معمول فرض روند موازی قابل آزمون نمی‌باشد.

هرچند که مدل‌های متداول DID یک روش مناسب برای مدل کردن عوامل غیر قابل مشاهده و ثابت در طی زمان می‌باشند، اما در بسیاری از موارد به دلیل وجود عوامل مختل کننده غیر قابل مشاهده و همچنین متغیر در طی زمان، داده‌ها این روندهای موازی را تأیید نمی‌کنند و بنابراین استفاده از روش معمول DID منجر به نتایج اشتباهی خواهد شد (لچنر[2]، ۲۰۱۰: ۱۶۹). فرض روندهای موازی را می‌توان با انتخاب دقیق گروه مقایسه و توازن ویژگی‌های قابل مشاهده، تا حد معقولی برآورده کرد. همان‌گونه که قبلاً اشاره شد، در این مطالعه از دو روش الگوریتم ژنتیک و روش گروه کنترل ترکیبی برای انتخاب گروه مقایسه استفاده می‌شود.

۴-۲- الگوریتم ژنتیک

همان‌گونه که قبلا اشاره شد، در روش‌های متداول همسان سازی، مشارکت کنندگان در برنامه (گروه درمان) را با کسانی که در برنامه مشارکت نداشته‌اند (گروه مقایسه) با توجه به مقادیر مشابه X جفت می‌کنند. برای انجام روش همسان‌سازی باید مراحل زیر طی شود (کشاورز حداد، ۱۳۹۵: ۴۱۶):

گام اول: تعریف یک ابزار فاصله‌ای، برای تعیین اینکه تا چه اندازه یک فرد برای همسان‌سازی مناسب است، می‌باشد. در مورد گام اول دو جنبه مهم باید در نظر گرفته شود: اول اینکه چه ویژگی‌هایی باید وارد شوند و دوم چگونگی ترکیب کردن این ویژگی‌ها در یک ابزار واحد می‌باشد. در مورد ورود متغیرها اکثر مطالعات تجربی متکی بر فرض قابلیت چشم پوشی[3] هستند به این معنا که فرض می‌شود هیچ تفاوت قابل مشاهده‌ای میان گروه کنترل و درمان مشروط به ویژگی‌های ساخته شده (X) وجود ندارد. به منظور تأمین این شرط لازم است تا در فرایند همسان‌سازی، همه متغیرهایی که گمان می‌رود با انتخاب درمان و نتایج متغیر بازدهی مرتبط هستند، وارد شوند.

گام دوم: اجرای یک روش همسان سازی. منظور یک ابزار اندازه‌گیری مشابهت میان دو فرد مانند روش نزدیک‌ترین

1. Stuart et al. (2014)

2. Lechner (2010)

3. Ignorability

همسایه، روش قطرسنج و تابع فاصله‌ای ماهالنوبیس است.

گام سوم: ارزیابی کیفیت نتایج نمونه همسان شده و احتمالاً تکرار گام‌های اول و دوم تا رسیدن به نتایج مطلوب.

گام چهارم: تحلیل نتایج و تخمین اثرات درمان با توجه به همسان سازی انجام شده در گام سه.

در این مطالعه از الگوریتم ژنتیک به منظور طی کردن گام‌های یک تا سه استفاده می‌شود. هدف الگوریتم ژنتیک، که در حقیقت تعمیم روش نمره گرایش و روش ماهالنوبیس است، پیدا کردن مجموعه‌ای از وزن‌ها برای بردار ویژگی X است که منجر به توازن بهینه شود. در این روش از الگوریتم ژنتیک برای ایجاد توازن بهینه در بین داده‌ها تا جایی که ممکن است، استفاده می‌کند (سخون[1]، ۲۰۱۱: ۱۲۰). فاصله ماهالنوبیس میان هر دو بردار ستونی از ویژگی‌ها (X) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$m_d(X_i, X_j) = \left\{(X_i - X_j)^T S^{-1}(X_1 - X_j)\right\}^{\frac{1}{2}}$$

که در آن X_i بردار ویژگی‌های مشاهده شده برای واحد i ام و S یک ماتریس واریانس – کوواریانس از X می‌باشد.

ایده الگوریتم ژنتیک این است که اگر فاصله ماهالونوبیس در ایجاد توازن در داده‌ها بهینه نباشد، هنوز این امکان وجود دارد تا با حرکت در فضای متریک تعریف شده، به وضعیت بهتری دست یافت. در واقع الگوریتم ژنتیک تعمیم فاصله ماهالونوبیس برای لحاظ یک ماتریس وزنی اضافی است:

$$d(X_i, X_j) = \left\{(X_i - X_j)^T (S^{-\frac{1}{2}})^T W S^{-\frac{1}{2}}(X_1 - X_j)\right\}^{\frac{1}{2}}$$

که در آن W یک ماتریس وزنی معین مثبت است.

۴-۳- روش SCM

روش SCM که اولین بار توسط آبادی و گردزبال (۲۰۰۳) معرفی و سپس توسط آبادی و دیگران (۲۰۱۰) گسترش یافت، یک روش مناسب برای مدل کردن عوامل غیر قابل مشاهده و متغیر می‌باشد. روش SCM برای هر واحد درمان یک گروه کنترل ترکیبی ایجاد می‌کند. این گروه کنترل به گونه‌ای انتخاب می‌شود که نتایج مربوط به دوره قبل از اجرای سیاست واحد درمان و گروه کنترل ترکیبی تا حد ممکن شبیه به هم باشند (گریو و دیگران[2]، ۲۰۱۵: ۱۳۰). ایجاد گروه کنترل مناسب در روش SCM به طور سیستماتیک و از حل یک مسئله بهینه‌یابی، انجام می‌شود.

فرض می‌شود یک نمونه شامل $J+1$ عضو (شهرستان) وجود دارد که در میان آنها شهرستان $j=1$ واحد درمان می‌باشد (از معافیت‌های مالیاتی برخوردار شده است و قرار است تأثیر این معافیت‌ها بر روی نتایج آن بررسی شود) و $j=2$ تا $j=J+1$ گروه مقایسه بالقوه هستند. همچنین فرض کنید $t=1,\dots..T$ بیانگر دوره‌های زمانی باشند. نمونه شامل تعداد مثبتی از دوره‌های قبل از درمان (T_0) و تعداد مثبتی از واحدهای بعد از درمان (T_1) است به طوری‌که $T=T_0+T_1$ می‌باشد. فرض می‌شود واحد $j=1$ تحت تأثیر سیاست حمایتی (برخورداری از معافیت‌های مالیاتی) در دوره $T_0+1,\dots..T$ قرار می‌گیرد در حالی‌که برنامه، هیچ تأثیری روی نتایج در دوره‌های قبل از درمان $(T_0\dots..$ و $1)$ ندارد.

یک بردار $(J\times 1)$ از وزن‌ها به صورت $W(w_2,\dots w_{j+1})'$ تعریف می‌شود به طوری‌که: $0\le w_j\le 1$ برای $j=2,\dots..J$ می‌باشد و همچنین:

$$w_2+\cdots+w_{j+1}=1$$

با انتخاب هر مقدار خاص برای W در واقع یک گروه کنترل ترکیبی ایجاد شده است. انتخاب گروه کنترل ترکیبی باید به گونه‌ای انجام شود که ویژگی‌های واحدهای درمان بیشترین شباهت را به ویژگی‌های گروه کنترل ترکیبی داشته باشد. برای انجام این کار، فرض کنید X_1 یک بردار $(k\times 1)$ باشد که شامل مقادیر ویژگی‌های قبل از اجرای برنامه واحد درمان باشد و X_0 یک ماتریس $(k\times J)$ باشد که مقادیر متغیرهای مشابه را برای واحدهای گروه مقایسه، شامل می‌شود. اختلاف میان ویژگی‌های قبل درمان واحدهای درمان و مقایسه ترکیبی به وسیله بردار X_1-X_0W نشان داده می‌شود. هدف انتخاب وزن‌های بهینه (W^*) به گونه‌ای است که این اختلاف حداقل شود. برای دستیابی به این منظور با پیروی از آبادی و دیاموند (۲۰۱۰) مدار بهینه W^* از حل مسئله بهینه‌یابی زیر به دست می‌آید:

$$W^*=\arg\min_W (X_1-X_0W)'V(X_1-X_0W)$$
$$s.t$$
$$w_j\ge 0 \qquad for\ \ j=(2,\dots,J+1)$$

که در آن V وزن‌هایی هستند که منعکس کننده اهمیت نسبی

1. Sekhon (2010)
2. Grieve et al. (2015)

متغیر m هستند. به عبارت دیگر هر متغیری که از اهمیت بیشتری برخوردار باشد، وزن بیشتری خواهد داشت[۱].

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

همان‌گونه که قبلاً اشاره شد، هدف این مطالعه بررسی تأثیر معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ قانون مالیات مستقیم مصوب ۱۳۸۰/۱۱/۲۷ هیئت وزیران، بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته کشور می‌باشد. بر اساس این ماده قانونی درآمد ابرازی مشمول مالیات ناشی از فعالیت‌های تولیدی و معدنی در واحدهای تولیدی یا معدنی در بخش‌های تعاونی و خصوصی که از اول سال ۱۳۸۱ به بعد از طرف وزارتخانه‌های ذیربط برای آنها پروانه بهره برداری صادر یا قرارداد استخراج و فروش منعقد می‌شود، از تاریخ شروع بهره‌برداری یا استخراج به میزان هشتاد درصد (۸۰٪) و به مدت چهار سال و در مناطق کمتر توسعه یافته به میزان صد درصد (۱۰۰٪) و به مدت ده سال از مالیات موضوع ماده (۱۰۵) این قانون معاف هستند. بر اساس مصوبه هیئت وزیران ۱۵۶ شهرستان و ۱۵۰ بخش به عنوان مناطق کمتر توسعه یافته به منظور برخورداری از مزایای این قانون تعیین شده‌اند.

از آنجایی‌که سطح جغرافیایی این مطالعه شهرستان می‌باشد، بنابراین جامعه آماری کلیه شهرستان‌های کشور برای دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۵ می‌باشد. انتخاب این دوره زمانی به این دلیل است که برای استفاده از روش DID نیاز به چند دوره زمانی قبل از اجرای سیاست است (اجرای سیاست ابتدای سال ۱۳۸۱ بوده است) بنابراین دوره زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۰ به عنوان سال‌های قبل از اجرای سیاست انتخاب می‌شوند. همچنین چون در سال ۱۳۸۸ تغییراتی در لیست شهرستان‌های مشمول این قانون صورت پذیرفته است[۲]، دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۸۱ به عنوان دوره زمانی بعد از اجرای سیاست در نظر گرفته شده است.

به منظور استفاده از روش DID نیاز به واحدهای درمانی است که در دوره زمانی قبل از اجرای سیاست مشمول این قانون نبوده‌اند اما در دوره بعد از اجرای سیاست مشمول قانون شده‌اند. از میان شهرستان‌های کمتر توسعه یافته کشور تنها ۱۴ شهرستان (شامل: فریدن، سلماس، مهاباد، میاندوآب، سنقر، کنگاور، اندیمشک، بهبهان، دزفول، لارستان، بردسیر، نی‌ریز، تنگستان و آستارا) شامل این ویژگی هستند. همچنین ۳۰ شهرستان کشور (شامل: آشتیان، تفرش، ابهر، کاشان، دلیجان، محلات، کردکوی، آستانه‌اشرفیه، بندرانزلی، فومن، قائم‌شهر، آمل، لاهیجان، تنکابن، رامسر، ساوه، محمودآباد، مرند، شبستر، آباده، خوانسار، شهرضا، گلپایگان، تفت، مهریز، سیرجان، اسدآباد، برخوار و میمه و میبد و گرمسار) در هیچکدام از دوره‌های زمانی قبل از اجرای سیاست و بعد از اجرای سیاست مشمول این قانون نبوده‌اند که به عنوان گروه کنترل انتخاب می‌شوند.

همان‌گونه که قبلاً اشاره شد، در این مطالعه به منظور تخمین اثر معافیت‌های مالیاتی ماده ۱۳۲ بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته کشور، دو مرحله طی می‌شود. در مرحله اول برای هر شهرستان درمان با استفاده از روش ژنتیک و روش SCM یک واحد/گروه کنترل ترکیبی ایجاد می‌شود (مرحله همسان سازی). ویژگی‌هایی که همسان سازی بر اساس آنها انجام می‌شود (بردار X) عبارتند از: ذخیره سرمایه در پایان سال ۱۳۸۰، فاصله شهرستان تا مرکز استان، سرانه تولیدات صنعتی در سال ۱۳۸۰، جمعیت شهرستان در سال ۱۳۸۰،

---

۱. در واقع ماتریس V یک ماتریس $(k \times k)$ متقارن است. این ماتریس برای این منظور لحاظ شده است که به متغیرها با توجه به اهمیتی که دارند، وزن‌های متفاوتی داده شود. انتخاب مقادیر ماتریس V می‌تواند توسط محقق و با توجه به اطلاعاتی که از قبل دارد انجام شود اما مقادیر این ماتریس را می‌توان به صورت بهینه نیز انتخاب کرد. در این روش مقادیر بهینه ماتریس V به گونه‌ای انجام می‌شود که میانگین مربع خطای تخمین زننده‌های (MSPE) گروه کنترل ترکیبی را برای دوره قبل از درمان که به صورت زیر می‌باشد را حداقل کند:

$$(y - y_0 W^*)'(y - y_0 W^*)$$

که در آن y مقادیر مربوط به متغیر بازدهی (در این مطالعه اشتغال) می‌باشد.

۲. علت اینکه سال انتهایی ۱۳۸۷ انتخاب شده این است که دولت در سال ۱۳۸۸ تغییرات در لیست مناطق مشمول معافیت‌های مالیاتی داده است. به عنوان مثال برخی بخش‌ها و دهستان‌های شهرستان‌های توسعه‌یافته به لیست مناطق مشمول معافیت مالیاتی اضافه شده است و همچنین برخی بخش‌ها و یا دهستان‌های شهرستان‌های کمتر توسعه یافته از لیست مناطق مشمول حذف شده‌اند. از آنجایی که داده‌های مربوط به بخش‌ها و دهستان‌های کشور به منظور تعدیل داده‌های نمونه، وجود نداشت ناگزیر سال ۱۳۸۷ به عنوان سال انتهایی در نظر گرفته شد. البته در اصلاحیه سال ۱۳۸۸ تغییری در متن قانون ایجاد نشده است و فقط لیست مناطق مشمول دچار تغییر شده است. به علاوه چنانچه دوره‌های بعد از برنامه طولانی باشد ممکن است با برنامه‌های حمایتی دیگر تداخل پیدا کند.

ضریب محرومیت شهرستان در سال ۱۳۸۰، میانگین ارزش تولیدات صنعتی و میانگین سرمایه‌گذاری صنعتی برای دوره ۱۳۸۰-۱۳۷۵ می‌باشد.

در جدول شماره ۲ نتایج انجام همسان سازی با استفاده از روش ژنتیک و روش گروه کنترل ترکیبی آورده شده است. نتایج با استفاده از نرم‌افزار R و به کمک پکیج‌های MSCMT و Matching به دست آمده است. ستون دوم جدول شماره ۲، بیانگر گروه کنترل ایجاد شده برای هر شهرستان درمان با استفاده از روش SCM می‌باشد (اعداد داخل پرانتز در این ستون نشان دهنده وزن هر شهرستان کنترل در ساخت گروه کنترل برای واحدهای درمان هستند)، به عنوان مثال در ساخت گروه کنترل ترکیبی برای شهرستان آستارا، شهرستان‌های اسدآباد، رامسر، تفت، آشتیان، سیرجان و تفرش نقش داشته‌اند که در این میان بیشترین وزن را شهرستان اسدآباد با وزن ۰/۲۸۹ به خود اختصاص داده است. همچنین در نمودارهای ۱-۱ تا ۱-۱۴ پیوست شماره ۱، روند متغیر بازدهی (اشتغال) شهرستان‌های درمان در مقایسه با روند اشتغال گروه کنترل ترکیبی ایجاد شده، با استفاده از روش SCM، مربوط به دوره قبل از درمان نمایش داده شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود در مورد اکثر شهرستان‌های درمان، این دو نمودار بسیار نزدیک به هم هستند که حکایت از این دارد که روند همسان سازی به خوبی انجام گرفته است.

همچنین با استفاده از روش ژنتیک برای هر شهرستان درمان، یک شهرستان کنترل مناسب ایجاد می‌شود که در ستون سوم جدول شماره ۲ آورده شده است. به عنوان مثال پیشنهاد روش ژنتیک این است که شهرستان مناسب برای شهرستان درمان آستارا، شهرستان کنترل خوانسار می‌باشد. در نمودارهای ۲-۱ تا ۲-۱۲ پیوست شماره ۲، روند اشتغال شهرستان‌های درمان در مقایسه با شهرستان کنترل ایجاد شده با استفاده از روش ژنتیک، آورده شده است. همانگونه که از نمودارها ملاحظه می‌شود، روند اشتغال مربوط به دوره قبل از درمان شهرستان‌های درمان مشابه روند شهرستان‌های کنترل می‌باشد[1]. به عبارت دیگر فرض وجود روند موازی، که به منظور استفاده از روش DID به آن نیاز است، تأمین می‌شود.

حال که از ایجاد گروه/ واحد کنترل مناسب برای هر شهرستان درمان اطمینان حاصل شد با استفاده از روش DID اثر معافیت‌های مالیاتی ماده ۱۳۲ را روی اشتغال شهرستان‌های کمتر توسعه یافته برآورد می‌شود. نتایج تخمین مدل DID در جدول شماره ۳ آورده شده است.

مقایسه تخمین‌های DID حاصله بر پایه روش SCM (ستون چهارم جدول شماره ۳) و تخمین‌های DID مبتنی بر روش ژنتیک (ستون هشتم جدول شماره۳) نشان دهنده این است که نتایج این دو روش یکدیگر را تأیید می‌کنند، هر چند که اندازه اثر تخمین زده شده در دو روش متفاوت می‌باشد. نتایج هر دو روش نشان می‌دهد که معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ باعث کاهش اشتغال در مورد اکثر شهرستان‌های درمان شده است (به جز شهرستان‌های کنگاور، دزفول، لارستان و سلماس که اشتغال افزایش یافته است).

یکی از مزیت‌های روش SCM این است که محاسبه آماره P^2 در مطالعات با حجم نمونه محدود را امکان پذیر می‌کند. در ستون ۵ جدول شماره ۳ مقادیر آماره P آورده شده است. مقادیر بزرگ آماره p نشان دهنده این است که مقادیر تخمین زده شده اختلاف معناداری با صفر ندارند. به عبارت دیگر شواهد کافی برای تأثیر گذاری مشوق‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ بر اشتغال مناطق کم‌تر توسعه یافته وجود ندارد.

۱. برای دو شهرستان درمان نی‌ریز و میاندوآب نتوانستیم، با استفاده از روش ژنتیک شهرستان کنترل مناسب که روند زمانی یکسان را قبل از درمان تضمین کند، ایجاد کنیم.

۲. آبادی و دیگران برای اندازه‌گیری اهمیت آماری نتایج حاصل شده از روش گروه ترکیبی، آزمون‌هایی را ترتیب دادند این آزمون‌ها که به آزمون‌های دارونما معروف هستند، روش جایگزینی برای استنباط کمّی و کیفی هستند. آزمون‌های دارونما، بر پایه این فرض استوار است که اطمینان در مورد تخمین‌های گروه کنترل تصادفی (که منعکس کننده اثر برنامه است) از بین خواهد رفت چنانچه نتایج تخمینی مشابهی، برای زمانی‌که به طور مصنوعی یک واحد کنترل به عنوان یک واحد درمان در نظر گرفته می‌شود، حاصل شود. برای انجام این روش هر یک از واحدهای واقع در گروه کنترل، به طور فرضی به عنوان یک واحد درمان در نظر گرفته می‌شود و فرایند تخمین انجام می‌گیرد، حال چنانچه نتایج حاصل شده در این حالت مشابه حالت واقعی باشد (یعنی حالتی که تخمین در مورد واحد درمان واقعی انجام می‌شود) بنابراین اطمینان راجع به نتایج تخمین مخدوش خواهد شد اما در صورتی‌که نتایج حاصله متفاوت باشد می‌توان رای به تأثیر سیاست روی واحدهای درمان داد (آبادی و همکاران، ۲۰۱۰: ۴۹۸).

جدول ۲. واحدهای کنترل مناسب ایجاد شده برای واحدهای درمان

نام شهرستان درمان	گروه کنترل ترکیبی حاصل از روش SCM[1]	واحد کنترل حاصل از روش الگوریتم ژنتیک
آستارا	اسدآباد (۰/۲۸۶)- رامسر (۰/۲۱۹)- تفت (۰/۲۱۸)- آشتیان (۰/۱۴۶)- سیرجان (۰/۰۷۱)- تفرش (۰/۰۵۷)	خوانسار
تنگستان	اسدآباد (۰/۸۶۳)- تفرش (۰/۰۴۴)- تفت (۰/۰۶۲)- کردکوی (۰/۰۲۲)- ابهر (۰/۰۰۸)	اسد آباد
بردسیر	آشتیان (۰/۷۲۳)- شبستر (۰/۲۱۷)- سیرجان (۰/۰۴۷)- کاشان (۰/۰۱۱)	اسدآباد
نی ریز	محلات (۰/۸۲)- دلیجان (۰/۱۷۵)	آباده
لارستان	اسدآباد (۰/۷۰۶)- رامسر (۰/۲۸۹)- قائم شهر (۰/۰۰۳)	سیرجان
دزفول	اسدآباد (۰/۷۵۴)- سیرجان (۰/۲۳۷)- کاشان (۰/۰۰۹)	سیرجان
بهبهان	آباده (۰/۶۸۳)- شبستر (۰/۱۶۲)- مهریز (۰/۰۹۵)- میبد (۰/۰۳۲)- تفت (۰/۰۲)- برخوار و میمه (۰/۰۰۵)	آباده
اندیمشک	اسدآباد (۰/۶۱۶)- رامسر (۰/۲۰۱)- خوانسار (۰/۰۸۹)- آباده (۰/۰۶۶)- کاشان (۰/۰۲۳)- برخوار و میمه (۰/۰۰۱)	اسدآباد
کنگاور	اسدآباد (۰/۳۶۳) – خوانسار (۰/۳۱۴) – آشتیان (۰/۱۸۵) – آستانه اشرفیه (۰/۱۱۵) – تفت (۰/۰۲۱)	اسدآباد
سنقر	اسدآباد (۰/۷۶۳) – خوانسار (۰/۱۷۸) – آباده (۰/۰۵۶) – شبستر (۰/۰۰۱)	اسد آباد
میاندوآب	رامسر (۰/۴۳۴) – اسد آباد (۰/۲۴۹) – شهرضا (۰/۱۶۶) – قائم شهر (۰/۱۳۴)- کاشان (۰/۰۱۴)	سیرجان
مهاباد	خوانسار (۰/۵۶۵) – اسد آباد (۰/۲۳۱) – تفت (۰/۰۶۵) – مهریز (۰/۰۲۵) – ساوه (۰/۰۲۲)	سیرجان
سلماس	اسد آباد (۰/۷۷۵) – رامسر (۰/۱۳۶) – سیرجان (۰/۰۵۴) – شهررضا (۰/۰۳۲) – ابهر (۰/۰۰۱)	اسد آباد
فریدن	اسد آباد (۰/۸۶۴) – سیرجان (۰/۱۰۹) – رامسر (۰/۰۲۶)	اسد آباد

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۳. نتایج تخمین روش DID

نام شهرستان	$E[Y_i(0)\|d_i=1]-E[Y_i(0)\|d_i=0]$	$E[Y_i(1)\|d_i=1]-E[Y_i(1)\|d_i=0]$	تخمین DID مبتنی بر روش SCM	مقادیر آماره P	$E[Y_i(0)\|d_i=1]-E[Y_i(0)\|d_i=0]$	$E[Y_i(1)\|d_i=1]-E[Y_i(1)\|d_i=0]$	تخمین DID بر پایه روش ژنتیک
آستارا	۰/۰۰۲	-۱۸۹/۶۸۷۵	-۱۸۹/۶۳۹۸	۰/۸	۱۲۲/۳۳	-۵۸/۷۱	-۱۸۱/۰۴
تنگستان	۴/۶۷	-۲۵۱	-۲۵۵/۷	۰/۸	۱۲۸/۶۶	-۱۵/۲۸	-۱۴۳/۹۵
بردسیر	۰/۶۸۳	-۲۱۵/۵	-۲۱۶/۲	۰/۸	۱۰۷۳/۱۶	۶۰۲/۱۴	-۴۷۱
نی ریز	-۱۳/۵۹	۴۴۲/۳	۴۲۸/۸	۰/۴۱	-	-	-
لارستان	۰/۰۴	۱۰۲/۳	۱۰۲/۲۶	۰/۹۳	-۱۷۴۴/۸	-۱۲۶۳/۱۴	۴۸۱/۶
دزفول	-۱۱/۱۱	۴۶۸/۵۲	۴۷۹/۶	۰/۶۱	-۱۱۷۱/۵	-۴۵۳	۷۱۸/۵
بهبهان	۲/۳۱	-۳۱۵/۸	-۳۱۸/۱۵	۰/۷۴	۵۱۲	۲۷۳/۴۲	-۲۳۸/۵۷
اندیمشک	۱/۳۲	-۲۲۷/۹۵	-۲۲۹/۲۸	۰/۸	۷۷۳	۲۰۰	-۵۷۳
کنگاور	۱/۲۲	۱۷۹/۶۴	۱۷۸/۴۵	۰/۸	۱۹۲/۱۶	۳۴۸	۱۵۵/۸۳
سنقر	۰/۱۱	-۸۷/۸۴	-۸۷/۹۶	۰/۹۶	۶۷/۱۶	-۲۱/۸۵	-۸۹/۰۲
میاندوآب	۰/۰۰۴	-۲۲/۵۶	-۲۲/۵۷	۱	-	-	-
مهاباد	۱۶/۶۵	-۲۲۰	-۲۳۶/۶۶	۰/۸	-۷۹۲/۶۶	-۷۹۵/۴۲	-۲/۷۶
سلماس	۰/۲۷	۱۵۴/۲۸	۱۵۴/۰۱	۰/۸۳	۲۰۸	۳۲۳/۴۲	۱۱۵/۴۲
فریدن	-۲/۴۲	-۹۳/۲۲	-۹۰/۷۹	۰/۹۶	۲۰۶/۳۳	۵۸/۵۷	-۱۴۷/۷۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

۱. اعداد داخل پرانتز وزن‌های بهینه (W) هر شهرستان کنترل در ساخت گروه کنترل ترکیبی هستند.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه با هدف بررسی تأثیر قانون معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ مصوب ۱۳۸۰/۱۱/۲۷ هیئت وزیران، بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته کشور انجام شده است. بر اساس این قانون درآمد ابرازی مشمول مالیات فعالیت‌های تولیدی و معدنی در مناطق کمتر توسعه یافته به میزان صد درصد (۱۰۰٪) و به مدت ده سال از پرداخت مالیات معاف هستند.

برای این منظور از یک استراتژی دو مرحله‌ای استفاده شده است. در مرحله اول با استفاده از روش گروه کنترل ترکیبی (SCM) و روش ژنتیک، برای هر واحد درمان یک گروه/ واحد کنترل مناسب ایجاد می‌شود و در مرحله دوم با استفاده از روش DID تأثیر معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته تخمین زده می‌شود.

جامعه آماری این مطالعه کلیه شهرستان‌های کشور برای دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۵ می‌باشد اما از آنجایی‌که به منظور استفاده از روش DID نیاز به واحدهای درمانی است که در دوره زمانی قبل از اجرای سیاست مشمول این قانون نبوده‌اند اما در دوره بعد از اجرای سیاست مشمول قانون شده‌اند از میان شهرستان‌های کمتر توسعه یافته کشور تنها ۱۴ شهرستان کمتر توسعه یافته واجد این شرایط بوده‌اند و به عنوان واحد درمان انتخاب شده‌اند. همچنین ۳۰ شهرستان کشور در هیچکدام از دوره‌های زمانی قبل و بعد از اجرای سیاست مشمول این قانون نبوده‌اند که به عنوان گروه کنترل انتخاب می‌شوند.

نتایج نشان می‌دهد که معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ تأثیر آماری معناداری بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته نداشته‌اند. شایان ذکر است که پیش از این، نتیجه حاصل توسط محققین مطالعه حاضر با استفاده از روشی دیگر و نیز توسط سایر محققین با رهیافت‌های متفاوت به دست آمده است. توجیه نتیجه به دست آمده این است که سرمایه‌گذاران در هنگام تصمیم‌سازی در مورد محل احداث، ملاحظاتی مانند عدم اطمینان در مواضع سیاسی دولت، ناپایداری سیاسی، دسترسی به نیروی کار متخصص، وجود زیرساخت‌ها و ... را در نظر می‌گیرند. در مناطقی که این عوامل کلیدی وجود نداشته باشند، معافیت‌های مالیاتی به خودی خود قادر بر غلبه بر این عوامل منفی نیستند. علاوه بر این بسیاری از سرمایه‌گذاران ترجیح می‌دهند تا در محل سکونت خود اقدام به سرمایه‌گذاری کنند و کمتر به عواملی مانند معافیت‌های مالیاتی توجه می‌کنند.

با وجود آنکه هدف معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ در قانون، رشد سرمایه‌گذاری و توسعه مناطق کمتر توسعه یافته کشور تعیین شده است، اما هر سیاست توسعه اقتصادی که قادر به تأثیرگذاری بر اشتغال نباشد، قطعاً سیاست موفقی نخواهد بود. با عنایت به نتایج این مطالعه، که حکایت از عدم تأثیرگذاری معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ بر اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته دارد، به دولت پیشنهاد می‌شود تا ضمن محاسبه مخارج مالیاتی[1] حاصل از اعطای معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲، و لحاظ کردن آنها در لوایح بودجه، بازنگری در این معافیت‌ها را در دستور کار خود قرار دهد و آنها را با سایر مشوق‌های هدفمندی که با توجه به ویژگی‌های خاص هر منطقه موجبات اشتغال مناطق کمتر توسعه یافته را فراهم می‌سازند، جایگزین کند. چرا که این معافیت‌ها از نوع معافیت کامل (تعطیلی مالیاتی) می‌باشند که در بین انواع معافیت‌های هدفمند توسعه منطقه‌ای، دارای بیشترین معایب هستند[2].

---

۱. مخارج مالیاتی، درآمد مالیاتی از دست رفته ناشی از وجود برخی از امتیازات مالیاتی برای گروه‌ها، مناطق و بخش‌های اقتصادی خاص است (موسوی جهرمی و همکاران، ۱۳۹۴: ۴۹).

۲. معافیت مالیاتی از نوع تعطیلی کامل، علی رغم اجرای ساده دارای معایب گسترده‌ای هستند: اول اینکه در تعطیلی مالیاتی شرکت‌هایی که حاوی سود فراوان هستند و حتی بدون اعطای این مشوق‌ها هم وارد منطقه می‌شدند، منتفع می‌شوند و بنابراین دولت از درآمد مالیاتی این شرکت‌ها محروم می‌شود. دوم، مدت تعطیلات مالیاتی اغلب مورد سوءاستفاده قرار می‌گیرد به این صورت که سرمایه‌گذاران با تجدید طراحی سرمایه‌گذاری موجود (به عنوان مثال توقف یک پروژه و شروع دوباره همان پروژه تحت نام دیگر) سرمایه‌گذاری ایجاد می‌کنند. سوم، تعطیلی مالیاتی موجب تشویق سرمایه‌گذاری‌های کوتاه‌مدت می‌شود که به اندازه سرمایه‌گذاری بلندمدت منافع اقتصادی ایجاد نمی‌کنند. چهارم، هزینه‌های ناشی از تعطیلات مالیاتی در بودجه به ندرت روشن است در این مورد دولت باید هزینه اجرایی را بپردازد که دریافتی در مقابل آن ندارد (بارتیک، ۱۹۹۱: ۲۲۱).

منابع

سازمان امور مالیاتی (۱۳۹۰). "بازنگری مشوق‌های مالیاتی در ایران". معاونت پژوهش، برنامه‌ریزی و امور بین‌الملل. شماره گزارش ۱۸.

عبدالملکی، حجت الله و شیردلیان، شهناز (۱۳۹۲). "تحلیل معافیت‌های مالیاتی بر کارایی اقتصادی منطقه‌ای (مطالعه موردی معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲)". فصلنامه پژوهشنامه مالیات، شماره۲۰، ۱۹۷-۱۶۹.

غفارزاده، احمد (۱۳۸۶). "بررسی اثر بخشی معافیت‌های مالیاتی منطقه‌ای". مجموعه مقالات اولین همایش سیاست‌های مالی و مالیاتی ایران". دفتر مطالعات و تحقیقات مالیاتی، ۱۶۹-۱۵۷.

فلیحی، نعمت الله؛ مقدم‌پور بهران، نقی؛ خان جان، علیرضا و غلامی، الهام (۱۳۸۷). "بررسی اثر معافیت‌های مالیاتی منطقه‌ای (موضوع ماده ۱۳۲ قانون مالیات‌های مستقیم)". طرح تحقیقاتی، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران.

کشاورز حداد، غلامرضا (۱۳۹۵). "اقتصادسنجی داده‌های خرد و ارزیابی سیاست". نشر نی.

موسوی جهرمی، یگانه؛ عبدی، محمدرضا و غلامی، الهام (۱۳۹۴). "محاسبه مخارج مالیاتی سیستم مالیات بر ارزش افزوده ایران". *پژوهشنامه مالیات*، شماره ۲۵، ۶۹-۴۵.

Abadie, A. & Gardeazabal, J. (2003). "The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country". *American Economic Review*, 93, 113–132.

Abadie, A. (2005). "Semiparametric Difference-in-Differences Estimators". *Review of Economic Studies*, 72, 1–19.

Abadie, A., Alexis, D. & Hainmueller, J. (2010). "Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program". *Journal of the American Statistical Association*, 105, 493–505.

Bartik, T. (1991). "Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?". *Economic Geography*, 68(2), 214-226.

Bartik, T. (2007). "Solving the Problems of Economic Development Incentives". *W. E. Upjohn Institute for Employment Research*, 36(2), 139-166.

Behaghel, L., Lorenceau, A. & Quantin, S. (2012). "Tax Exemptions and Rural Development: Evidence from a Quasi-Experiment". *Paris School of Economics,* 34, 1-42.

Billings, S. (2009). "Do Enterprise Zones Work?: An Analysis at the Borders". *Public Finance Review*, 37(1), 68-93.

Boarnet, M. & Bogart, W. (1996). "Enterprise Zones and Employment: Evidence from New Jersey". *Journal of Urban Economics*, 40(2), 198-215.

Bondonio, D .(2009). "Impact Identification Strategies for Evaluating Business Incentive Programs". *Working Paper*, No.145 (www.researchgate.net).

Bondonio, D. & Greenbaum, R. (2007). "Do Local Tax Incentives Affect Economic Growth? What Mean Impacts Miss in the Analysis of Enterprise Zone Policies". *Regional Science and Urban Economics,* 37(1), 121-136.

Duranton, G., Gobillon, L. & Overman, H. (2006). "Assessing the Effects of Local Taxation using Microgeographic Data". *CEP Discussion*, 748, 1017-1046.

Elvery, J. (2007). "The Impact of Enterprise Zone on Resident Employment". *Economic Development Quarterly*, 23(1), 44-59.

Givord, P., Rathelot, R. & Sillard, P. (2013). "Place-based Tax Exemptions and Displacement Effects: An Evaluation of the Zone France Urbaines Program". *Regional Science and Urban Economics*, 43, 151-163.

Glaeser, E. (2001). "The Economics of Location Based Tax Incentives". *Harvard Institute of Economic Research*, Discussion Paper, No 1932.

Grieve, R., Hangartner, D., Turner, A., Nikolova, S. & Sutton, M. (2015). "Examination of the

Synthetic Control Method for Evaluation of Health Policies with Multiple Treated Units". *Health Economics*, 3258, 124-152.

Heckman, J., Ichimura, H., Smith, J. & Todd, P. (1998). "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data". *Econometrica*, 66(5), 1017-1098.

Lechner, M. (2010). "The Estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference Methods". *Foundations and Trends® in Econometrics*, 4(3), 165–224.

MIT. (2015). "Generalized Synthetic Control Method for Causal Inference with Time-Series Cross-Sectional Data". *Massachusetts Institute of Technology, Political Science Department*, 20, 12-25.

Oates, W. E. (1969). "The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values; an Empirical Study of Tax Capitalisation and the Tiebout Hypothesis". *Journal of Political Economy*, 77, 957-971.

Papke, L. (1994). "Tax Policy and Urban Development: Evidence from the Indiana Enterprise Zone Program". *Journal of Public Economics*, 54, 37-49.

Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983). 'The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects". *Biometrika*, 70, 41–55.

Rubin, B. M. & Wilder, M. G. (1989). "Urban Enterprise Zones: Employment Impacts and Fiscal Incentives". *Journal of the American Planning Association*, 55, 418-431.

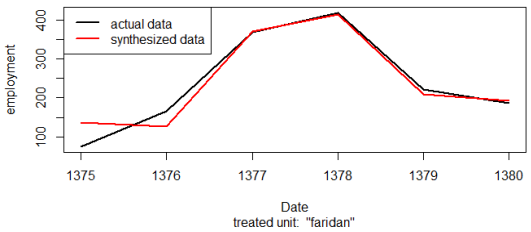
Rubin, D. B. (2007). "The Design Versus the Analysis of Observational Studies for Causal Effects: Parallels with the Design of Randomized Trials". *Stat Med*, 26(1), 20–36.

Sekhon, J. (2011). "Multivariate and Propensity Score Matching Software with Automated Balance Optimization: The Matching Package for R". *Journal of Statistical Software*. 42, 114-132.

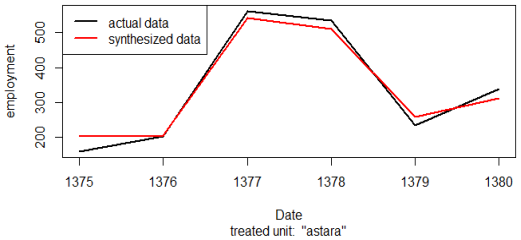
Stuart, E., Huskamp, H., Duckworth, K., Simmons, J. & Song, Z. (2014). "Using Propensity Scores in Difference-in-Differences Models to Estimate the Effects of a Policy Change". *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 14(4), 166–182.

پیوست‌ها:

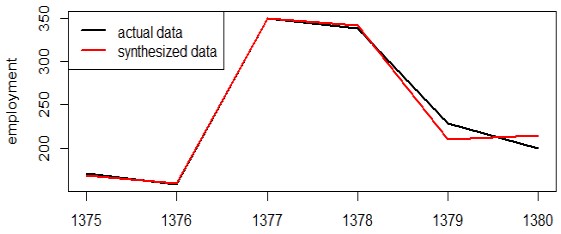
پیوست ۱: روند اشتغال شهرستان‌های درمان در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی ایجاد شده توسط روش SCM مربوط به دوره قبل از درمان



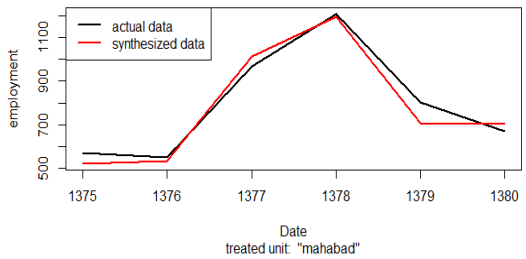
نمودار ۱-۱: روند اشتغال فریدن در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



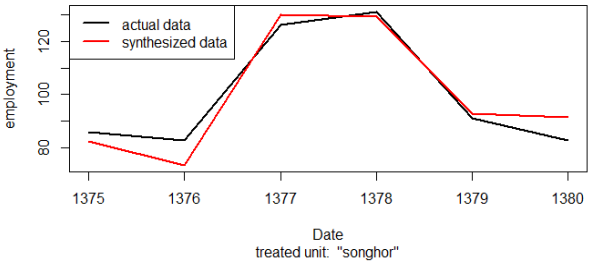
نمودار ۱-۲: روند اشتغال آستارا در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



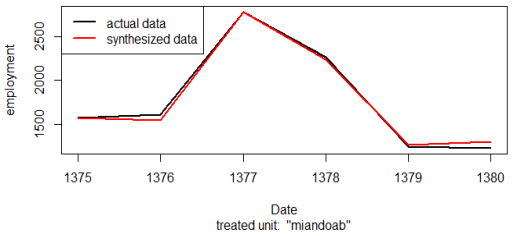
نمودار ۱-۳: روند اشتغال مهاباد در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



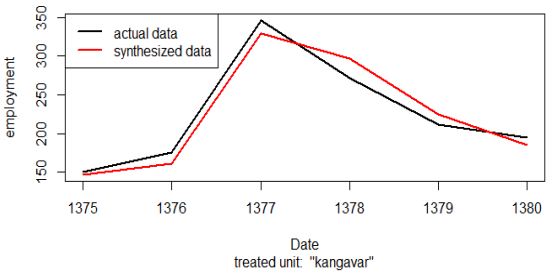
نمودار ۱-۴: روند اشتغال سلماس در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



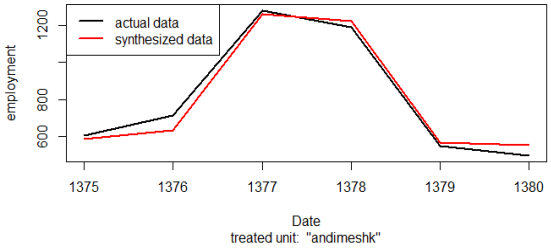
نمودار ۱-۵: روند اشتغال سنقر در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



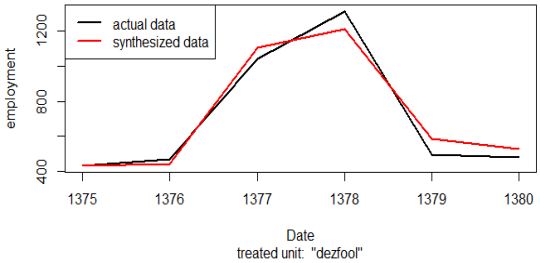
نمودار ۱-۶: روند اشتغال میاندوآب در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



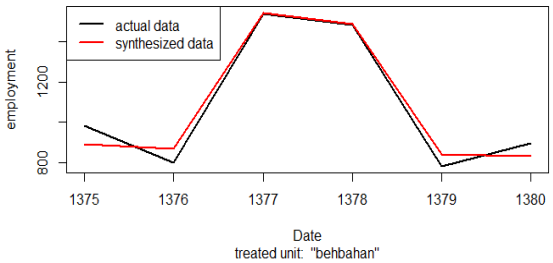
نمودار ۱-۷: روند اشتغال کنگاور در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



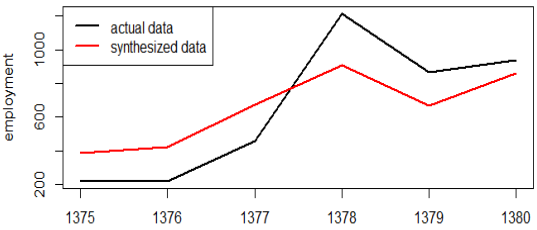
نمودار ۱-۸: روند اشتغال اندیمشک در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



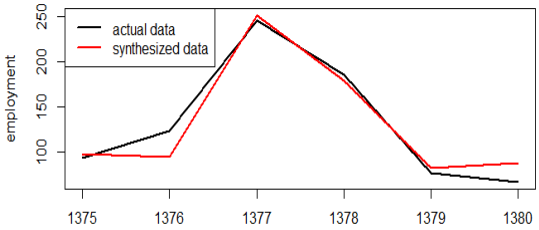
نمودار ۱-۹: روند اشتغال دزفول در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



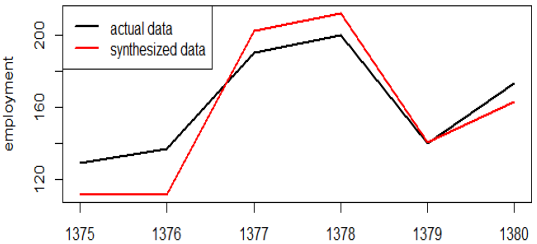
نمودار ۱-۱۰: روند اشتغال بهبهان در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



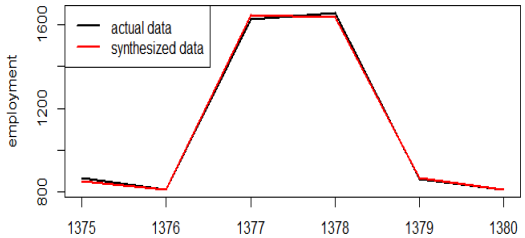
نمودار ۱-۱۱: روند اشتغال نی‌ریز در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی



نمودار ۱-۱۲: روند اشتغال لارستان در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی

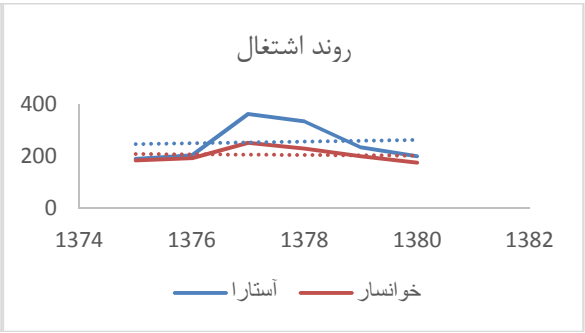


نمودار ۱-۱۳: روند اشتغال تنگستان در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی

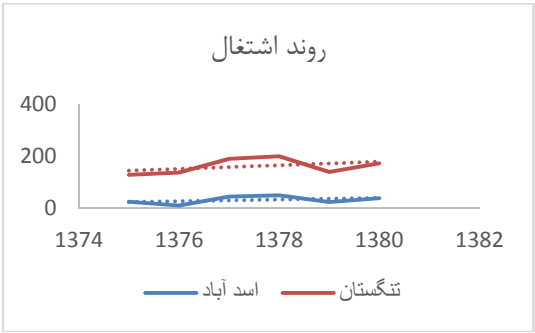


نمودار ۱-۱۴: روند اشتغال بردسیر در مقایسه با گروه کنترل ترکیبی

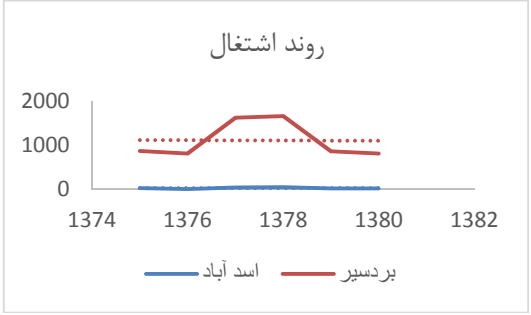
پیوست ۲: روند اشتغال شهرستان‌های درمان در مقایسه با واحد کنترل ایجاد شده توسط الگوریتم ژنتیک



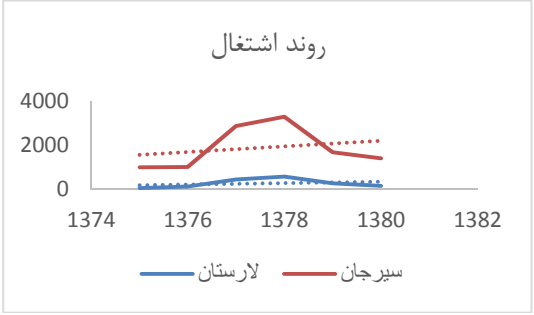
نمودار ۲-۱: روند اشتغال شهرستان آستارا در مقایسه با واحد کنترل خود



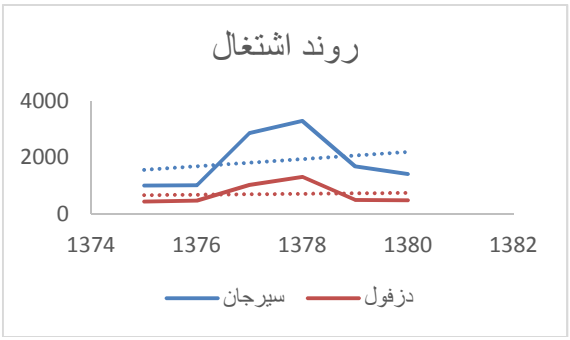
نمودار ۲-۲: روند اشتغال شهرستان تنگستان در مقایسه با واحد کنترل خود



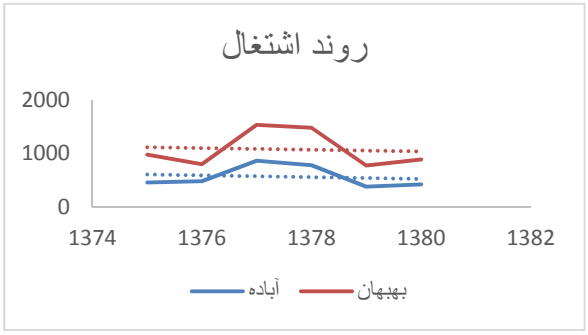
نمودار ۲-۳: روند اشتغال شهرستان بردسیر در مقایسه با واحد کنترل خود



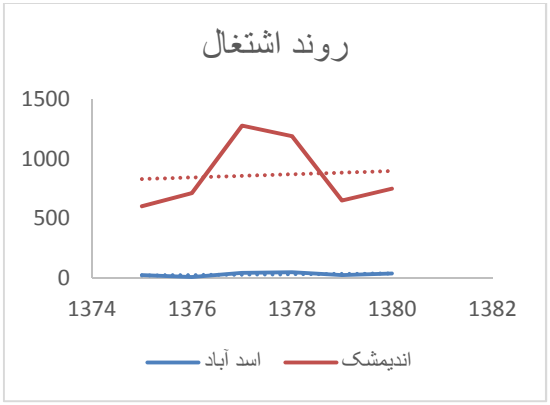
نمودار ۲-۴: روند اشتغال شهرستان لارستان در مقایسه با واحد کنترل خود



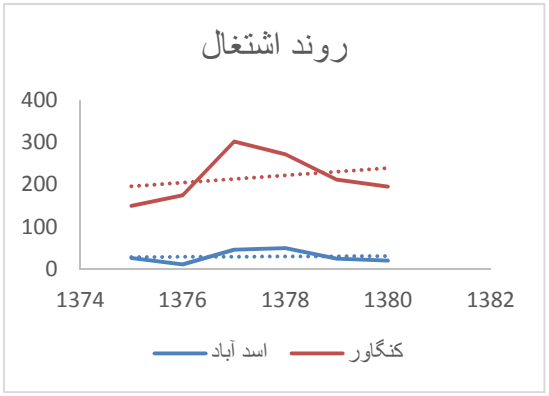
نمودار ۲-۵: روند اشتغال شهرستان دزفول در مقایسه با واحد کنترل خود



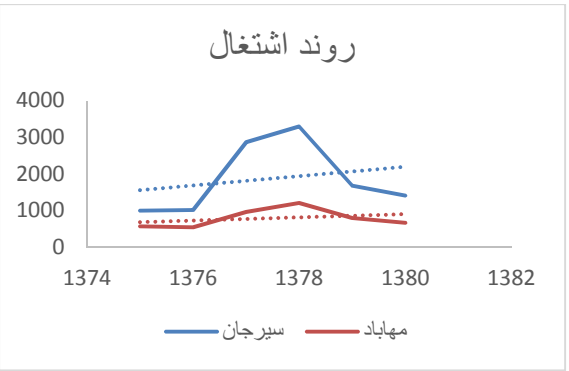
نمودار ۲-۶: روند اشتغال شهرستان بهبهان در مقایسه با واحد کنترل خود



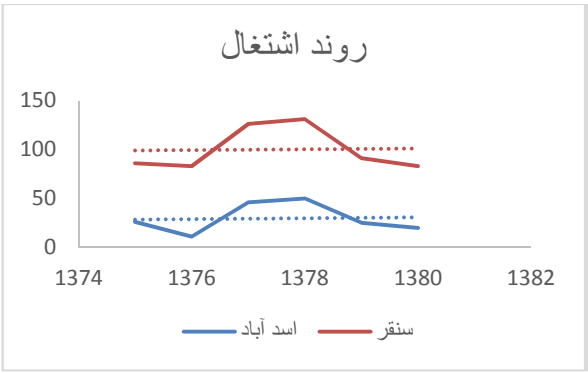
نمودار ۲-۷: روند اشتغال شهرستان اندیمشک در مقایسه با واحد کنترل خود



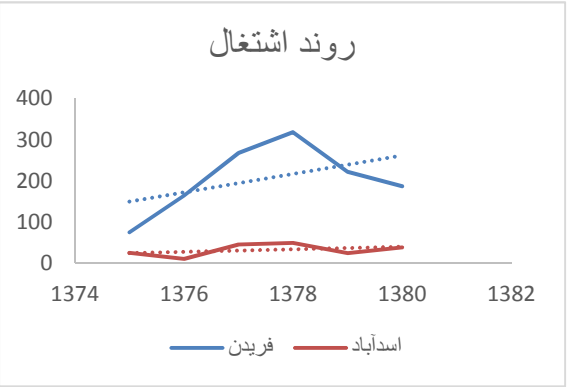
نمودار ۲-۸: روند اشتغال شهرستان کنگاور در مقایسه با واحد کنترل خود



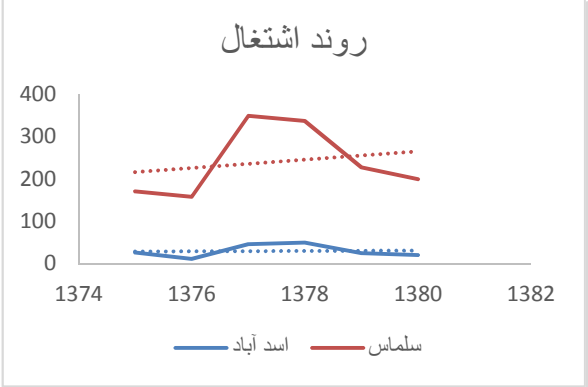
نمودار ۲-۹: روند اشتغال شهرستان مهاباد در مقایسه با واحد کنترل خود



نمودار ۲-۱۰: روند اشتغال شهرستان سنقر در مقایسه با واحد کنترل خود



نمودار ۲-۱۱: روند اشتغال شهرستان فریدن در مقایسه با واحد کنترل خود



نمودار ۲-۱۲: روند اشتغال شهرستان سلماس در مقایسه با واحد کنترل خود

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هشتم، پاییز ۱۳۹۶ (۷۰-۵۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 28, September 2017 (51-70)

بررسی رابطه علّیت میان مصرف حامل‌های انرژی، رشد اقتصادی و دی اکسید کربن در بخش‌های اقتصاد ایران

*روح‌اله شهنازی[۱]، ابراهیم هادیان[۲]، لطف‌الله جرگانی[۳]

۱. استادیار اقتصاد، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
۲. دانشیار اقتصاد، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
۳. کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران

(دریافت: ۱۳۹۵/۰۱/۱۹ پذیرش: ۱۳۹۵/۳/۲۳)

An Investigation of Energy Consumption, Economic Growth and CO2 Emission in the Iranian Economic Sectors

*Rouhollah Shahnazi[1], Ebrahim Hadian[2], Lotfollah Jargani[3]

1. Assistant Professor of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran
2. Associate Professor of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran
3. M.A. in Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran

(**Received:** 7/April/2016 **Accepted:** 12/June/2016)

چکیده:

روند رو به افزایش مصرف انرژی، گرچه رشد سریع اقتصادی جوامع مدرن صنعتی را میسر کرده، اما به واسطه نشر آلاینده‌های حاصل از احتراق و افزایش غلظت دی اکسید کربن در اتمسفر، جهان را با تغییرات برگشت‌ناپذیر مواجه ساخته است. با توجه به تفاوت ارتباط میان مصرف انرژی، رشد اقتصادی و انتشار گاز دی اکسید کربن در هر بخش، تصمیم‌گیری در مورد اجرای سیاست صرفه‌جویی در مصرف حامل‌های انرژی جهت کاهش انتشار گاز دی اکسید کربن بدون کند شدن رشد اقتصادی، نیازمند بررسی دقیق‌تر این رابطه برای هر بخش است. در این مطالعه وجود رابطه علّیت بین مصرف حامل‌های مختلف انرژی با رشد اقتصادی و انتشار گاز دی اکسید کربن در بخش‌های مختلف اقتصادی (خانگی، عمومی و تجاری، صنعت، کشاورزی و حمل و نقل)، در دوره ۱۳۹۱-۱۳۷۶ با استفاده از روش علّیت تودا و یاماموتو در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد، در بخش کشاورزی نتایج حکایت از وجود رابطه علّیت یک‌طرفه از مصرف حامل‌های انرژی به رشد اقتصادی دارد. اما در مورد انتشار گاز دی اکسید کربن وجود رابطه علّیت تأیید نشده است. در بخش‌های حمل و نقل و خانگی، عمومی و تجاری وجود رابطه علّیت دوطرفه از متغیر رشد اقتصادی و انتشار گاز دی اکسید کربن با حامل‌های انرژی تأیید شده است. در بخش صنعت رابطه علّیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به گاز، برق به رشد اقتصادی و رابطه علّیت دوطرفه از رشد اقتصادی به زغال‌سنگ وجود دارد. همچنین رابطه علّیت یک‌طرفه از انتشار گاز دی اکسید کربن به نفت و رابطه علّیت دوطرفه از انتشار گاز دی اکسید کربن به سایر متغیرها غیر از نفت وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: حامل‌های انرژی، رشد اقتصادی، گازهای گلخانه‌ای، علّیت تودا و یاماموتو.

طبقه‌بندی JEL: O13، O44، C22.

Abstract:

Although the trend of increase in energy consumption has made possible fast economic growth of industrial modern society, but because of combustion pollutants emission and increase in density of carbon dioxide in atmosphere has made irreversible changes in the world. Not only this trend is destroying finite and nonrenewable energies, but also it is releasing numerous of pollutants into the receptive environment (air, water, and soil).

In this article, existence of causality relation between energy carriers' consumption with economic growth and carbon dioxide gas emission in sectors of Iran's economy (residential, general and commercial, industry, agriculture, and transportation) in period of 1997 to 2012 using causality Toda and Yamamoto method has been studied.

In the agriculture sector, results show a unidirectional causality relation of energy carrier consumption to economic growth. In transportation, residential, general and economic sectors existence of bidirectional causality relation of economic growth variable and carbon dioxide gas emission with energy carriers has been verified. In industry sector, a unidirectional causality relation of economic growth to gas, electricity to economic growth and bidirectional causality relation of coal exist. Also, there is a unidirectional causality relation of carbon dioxide emission to oil and bidirectional causality relation carbon dioxide gas emission to other variables except oil exist.

Keywords: Energy Carriers, Economic Growth, CO2, Toda and Yamamoto Causality.
JEL: O13, O44, C22.

* **نویسنده مسئول:** روح‌اله شهنازی
E-mail: rshahnazi@shirazu.ac.ir

*Corresponding Author: Rouhollah Shahnazi

۱- مقدمه

آغاز موج توجه عمومی به مسائل زیست‌محیطی طی دهه ۱۹۶۰ به وقوع پیوست و تمرکز عمده این توجهات روی آلودگی های صنعتی به واسطه رشد روز افزون اقتصادهای صنعتی بود. با توجه به اینکه هدف اصلی بسیاری از سیاست‌های اقتصادی، دستیابی به سطح رشد اقتصادی بالاتر می‌باشد، مخاطرات زیست‌محیطی ناشی از رشد اقتصادی به یک مسئله مهم تبدیل شده است. با توجه به این موضوع، برخی از طرفداران محیط زیست از دیدگاه شکست بازار با تجارت آزاد و رشد اقتصادی مخالفت کرده‌اند. بر اساس این دیدگاه به دلیل اینکه بازار در حمایت مطلوب از ارزش‌های زیست‌محیطی با شکست مواجه می‌شود، دخالت دولت ضرورت می‌یابد. اما برخی دیگر معتقدند برای دستیابی به محیط زیست سالم‌تر و ریشه‌کن کردن فقر، رشد اقتصادی لازم است. آنها در جهت اثبات این مسئله بیان می‌کنند که با غنی‌تر شدن کشورها یا مناطق، شهروندان توجه بیشتر به جنبه های غیر اقتصادی شرایط زندگی خود را تقاضا می‌کنند (استادی، ۱۳۹۵: ۱۳۱). کشورهای ثروتمند می‌خواهند که هوای شهری تمیزتر و کناره رودهای تمیزتری داشته باشند و همچنین استانداردهای زیست‌محیطی سخت‌گیرانه‌تر و قوانین زیست‌محیطی شدیدتری را نسبت به کشورهای با درآمد متوسط و پایین می‌طلبند.

مروری بر ادبیات اقتصادی نشان می‌دهد که آثار سیاست‌های صرفه‌جویی در مصرف انرژی بر رشد اقتصادی، باید در طراحی سیاست های زیست‌محیطی مورد توجه قرار گیرد. موضوع آثار کاهش آلودگی بر رشد اقتصادی از این حیث حائز اهمیت است که رابطه احتمالی بین آلودگی و مصرف انرژی از یک‌سو و مصرف انرژی و رشد اقتصادی از سوی دیگر وجود دارد(نعمت الهی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۵). بنابراین، با توجه به رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب کیفیت محیط زیست در دهه‌های اخیر، مجادله‌ای در میان طرفداران محیط زیست و رشد اقتصادی ایجاد شد، زیرا طرفداران محیط‌زیست معتقدند رشد اقتصادی موجب تخریب کیفیت محیط زیست شده است ولی دیدگاه های مخالف نیز در این زمینه وجود دارد. از جمله برخی شواهد نشان دهنده وجود رابطه U معکوس میان کیفیت محیط زیست و رشد اقتصادی بوده که این نظریه «منحنی کوزنتس زیست محیطی[1]» نام گرفته است. بر اساس این دیدگاه در مراحل اولیه رشد اقتصادی، کیفیت محیط زیست کاهش یافته، ولی با گذر درآمد سرانه از یک آستانه معین، کیفیت محیط زیست نیز بهبود می‌یابد (مهدوی، ۱۳۹۵: ۲۵).

هدف این مقاله تعیین علّیت میان استفاده از حامل‌های انرژی، رشد اقتصادی و تولید دی اکسید کربن در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران است. در این راستا ابتدا مبانی نظری این ارتباط مشخص شده است. سپس مطالعات قبلی مرتبط مشخص شده و در ادامه پس از بررسی مبانی تئوریک روش‌های مورد استفاده و نتایج برآوردها ارائه شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- مصرف انرژی و رشد اقتصادی

دیدگاه اغلب اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برندت و دنیسون[2]، مخالف اقتصاددانان اکولوژیک می‌باشد. آنها معتقدند که انرژی از طریق تأثیری که بر نیروی کار و سرمایه می‌گذارد، به طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر است و مستقیماً اثری بر رشد اقتصادی ندارد. اغلب اقتصاددانان نئوکلاسیک بر یک اصل معتقدند و آن این است که انرژی نقش کوچکی در تولید اقتصادی داشته و یک نهاده واسطه‌ای است و عوامل اساسی تولید تنها نیروی کار، سرمایه و زمین هستند (بهبودی و برقی گلعذانی، ۱۳۸۷: ۳۸).

سرمایه و نیروی کار اعم از متخصص و غیرمتخصص، از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی‌اند که در توابع رشد در نظر گرفته می‌شوند. در تئوری‌های جدید رشد، عامل انرژی نیز وارد مدل شده است، ولی اهمیت آن در مدل‌های مختلف، یکسان نیست. استرن[3] بیان می‌کند که در مدل بیوفیزیکی رشد، انرژی مهم‌ترین عامل رشد است. نیروی کار و سرمایه، عوامل واسطه‌ای هستند که برای به کارگیری به انرژی وابسته‌اند (استرن، ۱۹۹۳ به نقل از آیرس و نایر). همچنین استرن به نقل از اقتصاددانان نئوکلاسیک بیان می‌کند که انرژی از طریق تأثیری که بر نیروی کار و سرمایه دارد، به طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی نیز مؤثر است ولی مستقیماً اثری بر رشد اقتصادی ندارد (استرن، ۱۹۹۳: ۱۳۸).

امروزه، در نظریه‌های جدید رشد، علاوه بر نهاده‌های کار و سرمایه، انرژی نیز به عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید در بحث‌های اقتصاد کلان مطرح است و تولید تابعی از نهاده‌های کار، سرمایه و انرژی تلقی می‌شود. همچنین فرض بر این است که بین میزان استفاده از این نهاده‌ها و سطح تولید رابطه‌ای

1. Environmental Kuznets Curve

2. Berndt & Denison
3. Stern (1993)

مستقیم وجود دارد. از سوی دیگر، مصرف انرژی تابعی معکوس از قیمت آن است و تغییر قیمت انرژی، اثری مهم در مصرف انرژی و در نتیجه در تولید ناخالص ملی دارد (ملکی، ۱۳۸۳: ۱۰۷).

۲-۲- مصرف انرژی و محیط زیست

به طور کلی بین اقتصاد و محیط زیست واکنشی دوطرفه وجود دارد. بنگاه‌ها با استفاده از منابع اقتصادی از جمله مواد اولیه و انرژی، کالاها و خدمات را تولید می‌کنند و در این فرایند قسمتی از نهاده‌های مورد استفاده در تولید را به عنوان ضایعات و پسماند به محیط زیست باز می‌گردانند. این ضایعات که عمدتاً به شکل گازهای مونواکسید کربن، دی اکسید یا مواد زائد جامد و فاضلاب می‌باشد، موجب بروز آلودگی‌ها یا تحمیل هزینه‌های خارجی به جامعه می‌گردد. بدین ترتیب ملاحظه می‌شود که اتخاذ هر تصمیم در اقتصاد با هزینه فرصت یا فرصت‌های ازدست‌رفته روبه‌رو است.

البته مصرف بی‌رویه انرژی، به ویژه سوخت‌های فسیلی برای تحقق اهداف رشد اقتصادی و علاوه بر آن، ضعف کارآیی در مصرف آن باعث افزایش آلودگی محیط زیست می‌شود؛ به طوری که از عوامل مهم آلودگی هوا، انتشار گاز دی اکسید که یکی از مهم‌ترین انواع گازهای گلخانه‌ای و نتیجه مصرف سوخت‌های فسیلی در بخش‌های تولیدی، تجاری، خدماتی و خانگی است، می‌باشد (علم و همکاران[1]، ۲۰۰۷ به نقل از بهبودی و برقی گلعذانی، ۱۳۸۷: ۳۸).

تول و همکاران[2] در مطالعه خود به بررسی رابطه بلندمدت بین مصرف انرژی و انتشار گاز دی اکسید کربن در آمریکا در سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۵۰پرداختند. نتایج اصلی این مطالعه نشان می‌دهد که در دوره مورد مطالعه، شدت انتشار گاز دی اکسید کربن با افزایش مصرف سوخت‌های فسیلی افزایش یافته و همچنین در کنار این عامل، رشد جمعیت، رشد اقتصادی و رشد مصرف برق نیز عامل‌هایی تأثیرگذار بر انتشار گاز دی اکسید کربن هستند (تول و همکاران، ۲۰۰۹: ۴۳۸).

۲-۳- رشد اقتصادی و اثرات زیست محیطی

رشد اقتصادی یکی از عوامل مهم در خصوص منبع و منشا اثرات زیست‌محیطی می‌باشد. زیرا افزایش رشد اقتصادی، هم باعث استفاده بیشتر از منابع طبیعی و زیست‌محیطی می‌شود و هم سبب افزایش خروجی‌های نامطلوب و آلاینده‌ها می‌گردد که در تخریب محیط زیست مؤثر هستند. در این زمینه، مطالعات زیادی صورت گرفته است که از آن جمله می‌توان به منحنی‌های زیست‌محیطی کوزنتس اشاره کرد (بهبودی و برقی گلعذانی، ۱۳۸۷: ۳۹). در دهه ۱۹۹۰ با مشاهده شواهدی مبنی بر وجود رابطه بین شاخص‌های مختلف تخریب محیط زیست و درآمد سرانه به شکل U معکوس، شبیه رابطه موجود بین درآمد سرانه و نابرابری درآمد در منحنی کوزنتس اولیه، منحنی کوزنتس در مطالعات مربوط به محیط زیست نیز وارد و رابطه مذکور بین رشد اقتصادی و شاخص‌های مربوط به آلایندگی (کیفیت محیط زیست) به صورت U معکوس، به منحنی زیست‌محیطی کوزنتس معروف شد و امروزه در ادبیات اقتصادی، رابطه رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست در فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس یا فرضیه انتقال زیست‌محیطی خود را نمایان می‌سازد.

داسگوپتا و مالر[3] اولین بار اصطلاح منحنی زیست‌محیطی کوزنتس را به دلیل شباهت این منحنی با منحنی پایه‌ای کوزنتس بکار بردند. بعضی از داده‌های اقتصادی نشان داده‌اند که مصرف انرژی، محصولات کشاورزی و امکانات بهداشتی با رشد درآمد سرانه تغییر می‌کنند، و این مسئله تأثیر زیادی بر کیفیت زیست‌محیطی خواهد داشت (داسگوپتا و مالر، ۱۹۹۴: ۳).

با افزایش درآمد سرانه، تقاضا برای افزایش سطح کیفی محیط زیست و سرمایه‌گذاری در محیط زیست افزایش می‌یابد. بنابراین، نمی‌توان گفت که رشد اقتصادی به طور حتم منجر به نابودی محیط زیست می‌شود. بکرمن[4] با ارائه استدلالی باعث شهرت و گسترش هر چه بیشتر فرضیه زیست محیطی کوزنتس شد. از نظر وی شواهد روشنی وجود دارد که رشد اقتصادی در مراحل اولیه خود منجر به تخریب محیط زیست می‌شود. ولی در نهایت بهترین و شاید تنها راه برای حفظ و ارتقاء سطح کیفی محیط زیست در کشورهای جهان، ثروتمند شدن است (بکرمن، ۱۹۹۲: ۴۹۲).

۳- مطالعات پیشین

در این قسمت مطالعات انجام شده در زمینه رابطه بین مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و محیط زیست در جدول (۱) ارائه شده است.

1. Alam et al. (2007)
2. Tol et al. (2009)
3. Dasgupta & Maler (1994)
4. Beckerman (1992)

جدول ۱. خلاصه‌ای از مطالعات پیشین

نویسنده	موضوع	دوره	تکنیک و روش	نتیجه
چنگ و لای[1] (۱۹۹۷)	بررسی هم انباشتگی و علّیت بین مصرف انرژی و فعالیت‌های اقتصادی	۱۹۵۵-۱۹۹۳	هم انباشتگی و تفسیر هشیائو از علّیت گرنجر	رابطه علّیت یک‌طرفه‌ای از رشد اقتصادی به مصرف انرژی و از مصرف انرژی به اشتغال وجود دارد.
یانگ[2] (۲۰۰۰)	ارتباط علّیت بین انرژی و تولید ناخالص ملی	۱۹۵۴-۱۹۹۷	آزمون استاندارد علّیت گرنجری	رابطه علّیت گرنجری دوطرفه بین مصرف نهایی انرژی و تولید ناخالص داخلی و یک رابطه علّیت گرنجری دوطرفه بین تولید ناخالص داخلی، مصرف الکتریسیته و زغال سنگ وجود دارد.
لانتز و فنگ[3] (۲۰۰۶)	تأثیرات درآمد، جمعیت و فناوری بر گاز CO_2 در کانادا	۱۹۷۰-۲۰۰۰	پانل	تولید ناخالص داخلی سرانه با دی اکسید کربن رابطه‌ای ندارد، بلکه دی اکسید کربن یک رابطه کوهانی شکل با جمعیت و تکنولوژی دارد.
آنگ[4] (۲۰۰۷)	رابطه علّی بین انتشار گاز دی اکسید کربن، مصرف انرژی و تولید در کشور فرانسه	۱۹۶۰-۲۰۰۰	علّیت گرنجری و هم انباشتگی	رشد اقتصادی علّت بلندمدت مصرف انرژی و آلودگی محیط زیست بوده و یک رابطه علّی یک‌طرفه از سوی مصرف انرژی به سوی رشد تولید در کوتاه‌مدت برقرار است
سویتاس و ساری[5] (۲۰۰۷)	رابطه بین انرژی و تولید: شواهدی از صنعت ساخت ترکیه	۱۹۶۸-۲۰۰۲	مدل تصحیح خطای برداری و تجزیه‌ی واریانس	یک رابطه یک‌طرفه از مصرف برق به ارزش افزوده وجود دارد
یوان[6] و همکاران (۲۰۰۷)	رابطه‌ای علّی بین مصرف برق و رشد اقتصادی در چین	۱۹۷۸-۲۰۰۴	هم انباشتگی یوهانسن	رابطه‌ای یک‌طرفه از مصرف برق به تولید ناخالص داخلی حقیقی وجود دارد
تول[7] و همکاران (۲۰۰۹)	رابطه بلندمدت بین مصرف انرژی و انتشار گاز دی اکسید کربن در آمریکا	۱۹۵۰-۲۰۰۲	روش هم انباشتگی یوهانسن	شدت انتشار گاز دی اکسید کربن با افزایش سوخت‌های فسیلی افزایش یافته و رشد جمعیت، رشد اقتصادی و رشد مصرف برق نیز عامل‌های تأثیر گذار بر انتشار گاز دی اکسید کربن هستند.
پائو و تسای[8] (۲۰۱۱)	رابطه بلندمدت و علّیت پویا بین انتشار دی اکسیدکربن، مصرف انرژی، و تولید ناخالص داخلی	۱۹۸۲-۲۰۰۷	آزمون هم انباشتگی پانلی و آزمون علّیت گرنجری	علّیت دوسویه بلندمدت بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مصرف انرژی، سرمایه گذاری مستقیم خارجی و انتشار دی اکسید کربن و علّیت دوسویه کوتاه‌مدت بین تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و انتشار دی اکسید کربن وجود دارد.
مسعود زمان[9] (۲۰۱۲)	رابطه بین رشد اقتصادی، مصرف برق و سرمایه گذاری در بنگلادش	۱۹۸۱-۲۰۱۱	تجزیه و تحلیل هم‌جمعی یوهانسن و علّیت	علّیت از مصرف برق به رشد اقتصادی، از مصرف برق به سرمایه‌گذاری و از سرمایه‌گذاری به رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت. علّیت در بلندمدت از مصرف برق و رشد اقتصادی به سرمایه‌گذاری است.
احمد[10] (۲۰۱۳)	انتشار CO_2، جمعیت و رشد صنعتی در کشورهای منتخب جنوب آسیا	۱۹۸۰-۲۰۰۸	روش پانل و هم جمعی یوهانسن	در کشورهای منتخب SAARC، صنعتی شدن و جمعیت هر دو عامل آلودگی هوای این کشورها بوده‌اند

1. Cheng & Lai (1997)
2. Yang (2000)
3. Lantz & Feng (2006)
4. Ang (2007)
5. Soytas & Sari (2007)
6. Yuan et al. (2007)
7. Tol et al. (2009)
8. Pao & Tsai (2011)
9. Masuduzzaman (2012)
10. Ahmad (2013)

نویسنده	موضوع	دوره	تکنیک و روش	نتیجه
موداکار[1] و همکاران (۲۰۱۳)	رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی؛ صنعتی شدن؛ تخریب محیط زیست و تقلیل منابع	۱۹۷۵-۲۰۱۱	علّیت گرنجر با کاربرد دامنه فراوانی در چارچوب پیرس	وجود یک رابطه علّیت یک‌طرفه از انرژی هسته‌ای به سهم بخش صنعت در رشد تولید ناخالص داخلی؛ انرژی هسته‌ای به انتشار گاز دی اکسید کربن؛ مصرف انرژی برق با سهم کشاورزی در رشد تولید ناخالص داخلی؛ و رابطه علّیت دوطرفه‌ای بین مصرف برق با تراکم جمعیت
ابریشمی و مصطفایی (۱۳۸۰)	رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمده نفتی	۷۸-۱۳۳۸	مدل‌های تصحیح خطای برداری	در کوتاه‌مدت رابطه علّی ضعیفی از تولید به مصرف فرآورده‌ها و در بلندمدت نیز رابطه علّیت از تولید ناخالص داخلی به مصرف فرآورده‌هاست.
نجارزاده و عباس محسن (۱۳۸۳)	علّیت بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌ها در ایران	۸۱-۱۳۵۰	علّیت هشیائو	رابطه علّیت دوطرفه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌ها در ایران را بیان می‌کند.
آرمن و زارع (۱۳۸۴)	رابطه علّیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران	۸۱-۱۳۴۶	روش‌های تودا و یاماموتو و تصحیح خطا	یک رابطه علّی یک‌طرفه از کل مصرف نهایی انرژی، به رشد اقتصادی و یک رابطه علّیت گرنجری یک‌طرفه از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی و مصرف سوخت‌های جامد است
حسنی صدرآبادی و همکاران (۱۳۸۶)	رابطه علّی میان مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی	۸۴-۱۳۵۰	تجزیه و تحلیل هم‌گرایی و آزمون علّیت هشیائو	علّیت یک طرفه از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی و از اشتغال به تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی است.
فطرس و همکاران (۱۳۸۷)	رابطه علّی بین تولید ناخالص داخلی و مصرف الکتریسیته	۲۰۰۶-۱۹۶۷	روش تودا و یاماموتو	در ایران رشد اقتصادی مقدم بر مصرف انرژی الکتریسیته است.
شرزه‌ای و حقانی (۱۳۸۸)	رابطه مصرف انرژی، درآمد ملی و انتشار کربن	۸۴-۱۳۵۳	علّیت گرنجری	وجود یک رابطه علّی یک‌طرفه از درآمد ملی به مصرف انرژی است. ولی رابطه علّی میان درآمد و انتشار کربن مورد تایید قرار نگرفته است
فطرس و براتی (۱۳۹۰)	تجزیه انتشار دی اکسید کربن ناشی از مصرف انرژی به بخش‌های اقتصادی ایران	۸۹-۱۳۷۶	تحلیل تجزیه شاخص	اثر غالب تغییرات ساختاری در دو بخش صنعت و حمل و نقل و رشد اقتصادی در دیگر بخش‌ها و اثر نسبتاً بزرگ شدت انرژی در بخش خانگی، عمومی تجاری بر افزایش انتشار دی اکسید کربن.
جعفری صمیمی و محمدی خیاره (۱۳۹۱)	رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین انتشار دی اکسید کربن، مصرف انرژی و رشد اقتصادی: شواهد جدید در ایران	۸۹-۱۳۵۷	آزمون کرانه‌ای هم انباشتگی	وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و کشش انتشار گاز دی اکسید کربن سرانه نسبت به درآمد در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۰۳ و ۰/۰۷ و وجود یک رابطه علّیت یک‌طرفه از سمت تولید ناخالص سرانه به مصرف انرژی سرانه و انتشار گاز دی اکسید کربن سرانه و رابطه علّیت یک‌طرفه از سمت نرخ اشتغال به رشد اقتصادی را نشان می‌دهد.
فطرس و براتی (۱۳۹۲)	تجزیه دی اکسید منتشره بخش حمل و نقل به زیربخش‌ها و انواع سوخت‌های مصرفی	۸۹-۱۳۷۶	تجزیه شاخص دیویژیای لگاریتمی و شاخص دیویژیای میانگین حسابی	فعالیت اقتصادی، تغییرات ساختاری و رشد جمعیت به ترتیب بیشترین اثر را بر انتشار دی اکسید کربن داشته‌اند و شدت انرژی نقشی کاهشی دارد.

مأخذ: گردآوری تحقیق

1. Mudakkar et al. (2013)

با جمع‌بندی نتایج مطالعات گذشته، در حیطه اهداف این پژوهش، می‌توان گفت که: یک رابطه علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی و همچنین بین مصرف انرژی و انتشار گاز دی اکسید وجود دارد، که این رابطه در برخی کشورها یک‌طرفه و برخی دیگر دوطرفه می‌باشد. اما در برخی مطالعات وجود رابطه علّیت بین رشد اقتصادی و انتشار گاز دی اکسید کربن به سبب اعتبار منحنی محیط زیست کوزنتس تأیید نمی‌شود.

مطالعات گذشته عمدتاً رابطه علّیت میان کل مصرف انرژی با رشد اقتصادی بخش‌های مختلف یا مصرف حامل‌های مختلف انرژی با رشد کل اقتصاد را مورد بررسی قرار داده‌اند. اما در این پژوهش رابطه علّیت میان مصرف حامل‌های مختلف انرژی، رشد اقتصادی و انتشار گاز دی اکسید کربن برای هر یک از بخش‌های اقتصاد ایران به طور جداگانه مورد بررسی قرار گرفته است.

٤- روش‌شناسی تحقیق

در تحلیل‌های اقتصادسنجی کاربردی جهت برآورد روابط بلندمدت بین متغیرها، میانگین و واریانس آنها باید در طی زمان ثابت در نظر گرفته شده و فرض می‌شود کوواریانس متغیر در طول زمان فقط به میزان وقفه یا فاصله آنها بستگی داشته و ارتباطی به زمان نداشته باشد. در واقع به‌طور ضمنی فرض بر ثبات رفتاری متغیرها است. اما در تحقیقات کاربردی معلوم شده است که در بیشتر موارد ثبات رفتاری متغیرهای سری زمانی تحقق پیدا نمی‌کند بنابراین استفاده از آزمون‌های t و F جهت استنباط آماری در مدل‌هایی که در آنها ثبات رفتاری یا ایستایی متغیرها تحقق نیافته است دارای اعتبار نبوده و نتایج گمراه کننده‌ای خواهد داشت (محمدی و عیدی‌زاده، ۱۳۹۳: ۱۰۴).

۴-۱- مانایی فصلی

در موارد بسیاری وجود ریشه واحد یا ناایستایی در متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان ممکن است ناشی از عدم توجه به شکست ساختاری در روند این متغیرها باشد. از این رو لازم است تا وجود شکست ساختاری در متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. اغلب سری‌های زمانی اقتصادی متشکل از چهار مؤلفه روند، تغییرات فصلی، حرکت‌های چرخه‌ای و یک جزء نامنظم تصادفی هستند. مؤلفه روند که نشان دهنده حرکت افزایشی یا کاهشی متغیر در طول زمان است و می تواند ناشی از تغییر درآمد، فناوری و سلیقه مصرف کننده باشد. حرکت‌های چرخه‌ای، در واقع مربوط به حرکت چرخه‌های تجاری و تکراری اقتصادی در طول سال های طولانی مختلف است، در حالی که مؤلفه تغییرات فصلی مربوط به نوسان تکراری سری در طول سال می باشد. علاوه بر این، رفتار یک سری زمانی اقتصادی ممکن است تحت تأثیر شوک های نامنظم تصادفی ناشی از رویدادهای غیرعادی مانند جنگ، بحران های مالی و قحطی قرار گیرد. حرکت‌های چرخشی سری‌های زمانی به طور معمول در سری‌های کوتاه‌مدت رخ نمی‌دهند و لذا یک سری زمانی (X_t) می تواند تابعی از سه مؤلفه روند زمانی (T_t)، تغییرات فصلی (S_t) و جزء نامنظم تصادفی (I_t) باشد که به صورت جمع‌پذیر $X_t=T_t+S_t+I_t$ یا حاصل‌ضربی $X_t=T_t\times S_t\times I_t$ تعریف شود (لیم و مکالر[1]، ۲۰۰۰: ۵۰۲).

دنباله $y_{(t)}$ که دارای تفاضل فصلی ماناست، به صورت زیر است:

(۱)

$$y_t = y_{t-4} + \varepsilon_t$$

با استفاده از نماد وقفه (L)، و اتحاد مزدوج می‌توان رابطه بالا را به صورت زیر نوشت:

(۲)

$$y_t = y_{t-4} + \varepsilon_t \Rightarrow (1-L^4)y_t = \varepsilon_t \Rightarrow$$
$$(1-L)(1+L)(1-iL)(1+iL)y_t = \varepsilon_t$$

حال فرض کنیم که دنباله $y_{(t)}$ بر اساس معادله زیر تشکیل شده باشد:

(۳)

$$A_{(L)}y_t = \varepsilon_t$$

به‌گونه‌ای که $A_{(L)}$ یک چند جمله‌ای از درجه چهارم به شکل زیر می‌باشد:

(۴)

$$(1-\alpha_1 L)(1+\alpha_2 L)(1-\alpha_3 iL)(1+\alpha_4 iL)y_t = \varepsilon_t$$

با مقایسه این دو رابطه با یکدیگر می‌توان گفت در صورتی که قید $\alpha_1=\alpha_2=\alpha_3=\alpha_4=1$ تأیید شود، ریشه واحد فصلی وجود خواهد داشت، اما برخی حالت‌های دیگر نیز به شرح زیر ممکن است.

حالت اول

1. Lim & Mcaleer (2000)

اگر $\alpha_1 = 1$ باشد؛ در این صورت $y_t = y_{t-1}$ یک جواب همگن معادله بوده و الگوی تغییرات دنباله $\{y_t\}$ مشابه یک فرایند گام تصادفی خواهد بود. زیرا تحت فرض فوق، مقدار دنباله مذکور در هر دوره تکرار مقدار آن در دوره قبل خواهد بود. بنابراین در این حالت یک ریشه واحد غیر فصلی وجود داشته و مناسب‌ترین شکل تفاضل، تفاضل مرتبه اول خواهد بود.

حالت دوم

اگر $\alpha_2 = 1$ باشد؛ یکی از جواب‌های همگن معادله به صورت $y_t + y_{t-1} = 0$ خواهد بود. در این حالت مقادیر دنباله هر شش ماه یک‌بار تکرار خواهد شد و لذا یک ریشه واحد شش‌ماهه در مدل وجود خواهد داشت. به عنوان نمونه اگر $y_t = 1$ باشد؛ خواهیم داشت:

$$y_{t+4} = 1, y_{t+3} = -1, y_{t+2} = 1, y_{t+1} = -1$$

و ...

حالت سوم

اگر یکی از پارامترهای α_3 یا α_4 مساوی یک باشد؛ مقادیر دنباله $\{y_t\}$ هر سال یک‌بار تکرار خواهد شد. به عنوان مثال اگر $\alpha_3 = 1$ باشد؛ در این صورت یکی از جواب‌های همگن معادله به صورت $y_t = iy_{t-1}$ خواهد بود. لذا اگر $y_t = 1$ باشد؛ در این صورت

$$y_{t+4} = -i^2 = 1, y_{t+3} = -i, y_{t+2} = i^2 = -1, y_{t+1} = i$$

خواهد بود. به عبارت دیگر مقادیر دنباله هر چهار فصل یک‌بار تکرار خواهد شد. مرتبه مناسب تفاضل‌گیری در این حالت به صورت $\Delta_4 y_t = (1 - L^4) y_t$ می‌باشد.

برای ایجاد درک روشنی از مکانیزم اجرای این آزمون، مراحل انجام آن ارائه شده است:

مرحله اول: تشکیل متغیرهای $y_{1,t-1}, y_{2,t-1}, y_{3,t-1}$ و $y_{3,t-2}$ در مورد داده‌های فصلی

مرحله دوم: تخمین معادله رگرسیون زیر

(۵)

$$(1 - L^4) y_t = \pi_1 y_{1,t-1} - \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-1} - \pi_4 y_{3,t-2} + \varepsilon_t$$

(۶)

$$y_{1,t-1} = (1 + L + L^2 + L^3) y_{t-1} = y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4}$$

$$y_{2,t-1} = (1 - L + L^2 - L^3) y_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-2} + y_{t-3} - y_{t-4}$$

$$y_{3,t-1} = (1 - L^2) y_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-3}$$

$$y_{3,t-2} = (1 - L^2) L y_{t-1} = y_{t-2} - y_{t-4}$$

$$\pi_1 = \lambda_1, \pi_2 = \lambda_2, \pi_3 = (\lambda_3 - \lambda_4)\mathrm{i}, \pi_4 = (\lambda_3 + \lambda_4)$$

البته می‌توان مدل فوق را با در نظر گرفتن جزء ثابت، متغیرهای مجازی فصلی، روند زمانی خطی یا وقفه تخمین زد. پس از تخمین مدل فوق هر الگوی دلخواه، با استفاده از آزمون‌های تشخیص، رفتار پسماندهای حاصل از تخمین مدل رگرسیون مورد بررسی قرار گرفته و وجود رفتار نوفه سفید در پسماندها آزمون می‌گردد.

مرحله سوم: آماره t مربوط به فرض صفر $\pi_1 = 0$ را تشکیل می‌دهیم. اگر فرض صفر $\pi_1 = 0$ رد نشود؛ نتیجه خواهیم گرفت که $\alpha_1 = 1$ بوده و ریشه واحد غیر فصلی وجود دارد. سپس آماره t مربوط به فرض $\pi_2 = 0$ را تشکیل می‌دهیم. اگر این فرض صفر نیز رد نشود؛ نتیجه خواهیم گرفت $\alpha_2 = 1$ بوده و لذا یک ریشه واحد با دوره شش‌ماهه در مدل وجود دارد. نهایتاً آماره F مربوط به فرض صفر $\pi_3 = \pi_4 = 0$ را تشکیل می‌دهیم. اگر مقدار محاسبه شده آماره F کمتر از مقادیر بحرانی گزارش شده توسط هیلبرگ[1] و همکاران (۱۹۹۰) باشد؛ نتیجه خواهد شد که π_3 یا π_4 یا هر دوی آنها برابر صفر است و لذا پی به وجود یک ریشه واحد فصلی خواهیم برد. لازم است که توجه کنیم سه فرض صفر فوق جایگزین یکدیگر نیستند؛ به عبارت دیگر یک سری می‌تواند در آن واحد، دارای ریشه واحد غیر فصلی، شش‌ماهه و فصلی باشد (هریس[2] و سولیس[3]، ۲۰۰۳: ۶۵).

1. Hilberg et al. (1990)
2. Harris & Sollis (2003)
3. Sollis (2003)

۴-۲- علّیت تودا و یاماموتو

با توجه به این که آزمون‌های ریشه واحد دارای قدرت پایینی هستند و آزمون‌های هم‌جمعی مانند آزمون یوهانسن[1] (۱۹۹۱)، در نمونه‌های کوچک قابل اعتماد نیستند، بنابراین، این مسئله در انجام آزمون علّیت گرنجر ایجاد اریب خواهد کرد. تودا و یاماموتو[2]، روشی را برای انجام آزمون علّیت گرنجر پیشنهاد کردند که با انجام این آزمون می‌توان از مشکلات یاد شده در امان ماند. آنها یک روش به صورت تخمین یک مدل خود توضیح برداری تعدیل‌یافته، برای بررسی رابطه علّیت گرنجری پیشنهاد دادند. آنها استدلال کردند که این روش حتی در شرایط وجود یک رابطه هم جمعی بین متغیرها نیز معتبر می‌باشد. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌های (k) بهینه مدل خود توضیح برداری و سپس درجه همگرایی ماکزیمم (d_{max}) را تعیین کرد و یک مدل خود توضیح برداری را با تعداد وقفه‌های ($k+d_{max}$) تشکیل داد. البته فرایند انتخاب وقفه زمانی معتبر خواهد بود که ($k\geq d_{max}$) باشد. پس اگر مدل دو متغیره زیر را در نظر بگیریم و $k+d_{max}=2$ باشد، خواهیم داشت:

(۷)

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(1)} & \alpha_{12}^{(1)} \\ \alpha_{21}^{(1)} & \alpha_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11}^{(2)} & \alpha_{12}^{(2)} \\ \alpha_{21}^{(2)} & \alpha_{22}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-2} \\ x_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

که در آن $\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$، بردار جملات اخلال و از نوع اغتشاش سفید[3] است.

برای مثال، برای آزمون این فرضیه که x_2 علت گرنجر x_1 نیست، محدودیت $\alpha_{12}^{(1)} = \alpha_{12}^{(2)} = 0$ را آزمون می‌کنیم. آماره آزمون مورد استفاده، آماره والد[4] است، که توزیع χ^2 مجانبی[5] با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های صفر دارد. آماره آزمون مورد استفاده جدای از اینکه متغیرهای x_{1t} و x_{2t} همگرا[6] از هر درجه‌ای، غیر هم جمع یا هم جمع از هر درجه‌ای باشند، معتبر خواهد بود (تودا و یاماموتو[7]، ۱۹۹۵: ۲۴۰).

۵- برآورد مدل

۵-۱- داده‌ها و آمار

متغیرهای مورد استفاده در این مقاله میزان استفاده از حامل‌های مختلف انرژی (شامل زغال سنگ، برق، گاز و نفت)، انتشار گاز دی اکسید کربن و ارزش افزوده در چهار بخش کشاورزی، صنعت، حمل و نقل و خانگی، عمومی و تجاری می‌باشد. لازم به ذکر است که مقدار مربوط به نفت در مقاله شامل استفاده از کلیه فرآورده‌های نفتی اعم از نفت گاز، بنزین و نفت کوره می‌شود. اطلاعات میزان استفاده از حامل‌های انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی و میزان انتشار دی اکسید کربن بخش‌های اقتصادی از ترازنامه انرژی منتشر شده توسط وزارت نیرو اخذ شده است. همچنین اطلاعات ارزش افزوده چهار بخش اقتصادی مورد بررسی از اطلاعات ارزش افزوده رشته فعالیت‌های اقتصادی منتشر شده توسط سایت مرکز آمار ایران استخراج شده است.

۵-۲- بررسی مانایی فصلی

ویژگی مانایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. با توجه به فصلی بودن داده‌ها، از آزمون ایستایی فصلی در نرم‌افزار STATA (دستور HEGY4) استفاده شده که نتایج در جدول (۲) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که هیچ یک از متغیرها دارای ریشه واحد فصلی نمی‌باشند. البته وجود ریشه واحد غیر فصلی برای برخی از متغیرها در همه بخش‌ها تأیید شده است که در ادامه این موضوع دقیق‌تر بررسی خواهد شد.

۵-۳- آزمون ریشه واحد دیکی فولر

جهت بررسی وجود ریشه واحد غیر فصلی ابتدا از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شده است که نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته در مدل با عرض از مبدأ و بدون روند و مدل با عرض از مبدأ و روند برای بخش‌های مختلف در جدول (۳) گزارش شده است. علامت ** سطح معناداری در ۵ درصد و علامت *** سطح معناداری در ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

1. Johansen Test (1991)
2. Toda & Yamamoto
3. White Noise
4. Wald
5. Asymptotic
6. Integrated
7. Toda & Yamamoto (1995)

جدول ۲. نتایج ایستایی فصلی

	زغال سنگ	برق	گاز	نفت	دی اکسید کربن	ارزش افزوده	مقدار بحرانی
بخش کشاورزی							
ریشه واحد غیر فصلی	–	-۰/۹۸	–	-۰/۳۶	-۲/۳۹	-۳/۲۲	-۳/۵۳
ریشه واحد شش‌ماهه	–	-۳/۱۴	–	-۳/۳۵	-۳/۲۰	-۳/۵۶	-۲/۹۴
ریشه واحد فصلی	–	۱۵/۰۴	–	۱۵/۲۵	۱۳/۱۳	۱۸/۱۷	۶/۶
بخش خانگی، عمومی و تجاری							
ریشه واحد غیر فصلی	-۱/۶۲	-۱/۸۱	۱/۱۲	-۱/۹۰	-۰/۰۷	-۳/۴۰	-۳/۵۳
ریشه واحد شش‌ماهه	-۳/۰۹	-۳/۰۲	-۳/۴۹	-۳/۵۷	-۳/۵۸	-۳/۶۲	-۲/۹۴
ریشه واحد فصلی	۱۳/۰۸	۱۲/۳۶	۱۸/۰۹	۱۸/۶۹	۱۹/۴۷	۱۶/۲۲	۶/۶
بخش صنعت							
ریشه واحد غیر فصلی	-۲/۳۱	-۱/۲۵	-۱/۵۰	-۳/۳۷	-۱/۳۴	۱/۶۷	-۳/۵۳
ریشه واحد شش‌ماهه	-۳/۴۷	-۲/۵۸	-۲/۸۵	-۳/۷۷	-۲/۹۶	-۳/۲۳	-۲/۹۴
ریشه واحد فصلی	۱۶/۱۶	۹/۷۱	۱۳/۷۷	۱۷/۹۸	۱۳/۴۷	۱۰/۲۵	۶/۶
بخش حمل و نقل							
ریشه واحد غیر فصلی	–	-۲/۷۱	-۱/۶۷	-۰/۷۵	-۱/۹۴	-۲/۳۷	-۳/۵۳
ریشه واحد شش‌ماهه	–	-۳/۰۹	-۲/۶۷	-۳/۳۵	-۳/۴۹	-۳/۴۱	-۲/۹۴
ریشه واحد فصلی	–	۱۵/۱۱	۹/۷۶	۱۷/۶۴	۱۸/۸۷	۱۲/۷۹	۶/۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۳. نتایج ریشه واحد دیکی–فولر در بخش کشاورزی

متغیر	تفاضل مرتبه اول		سطح متغیرها		مرتبه انباشتگی
	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ و بدون روند	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ و بدون روند	
بخش کشاورزی					
نفت	**-۳/۷۲	**-۳/۷۴	-۲/۵۷	-۲/۱۵	I(1)
گاز	**-۶/۶۴	**-۳/۷۱	-۲/۶۰	۱/۴۵	I(1)
برق	**-۴/۸۹	**-۴/۶۲	-۲/۴۹	۱/۳۴	I(1)
رشد اقتصادی	–	–	***-۳/۴۰	۰/۲۳	I(0)
دی اکسید کربن	**-۳/۷۲	**-۴/۱۵	-۲/۵۸	-۰/۷۴	I(1)
بخش خانگی، عمومی و تجاری					
نفت	-۲/۳۲	-۲/۴۱	-۱/۷۷	-۰/۳۰	I(2)
گاز	-۱/۷۸	**-۲/۹۲	-۰/۹۳	-۱/۹۳	I(1)
برق	-۰/۸۲	-۱/۰۵	-۲/۳۷	-۱/۴۴	I(2)
رشد اقتصادی	-۲/۶۲	-۲/۵۵	-۱/۶۷	-۱/۳۱	I(2)
دی اکسید کربن	-۱/۹۸	-۱/۵۱	-۰/۰۷	-۱/۷۷	I(2)
زغال‌سنگ	**-۳/۳۱	**-۳/۱۷	-۱/۷۲	-۱/۸۶	I(1)
بخش صنعت					
نفت	–	–	-۳/۰۰	**-۲/۹۸	I(0)
گاز	**-۳/۵۷	**-۳/۵۹	-۱/۹۷	۰/۱۸	I(1)
برق	-۲/۹۲	**-۳/۱۹	-۲/۵۳	-۰/۰۵	I(1)
رشد اقتصادی	۰/۲۳	۰/۸۴	۰/۶۷	-۲/۱۷	I(1)
دی اکسید کربن	**-۴/۱۲	**-۴/۲۵	-۲/۳۴	-۰/۸۰	I(1)
زغال‌سنگ	-۳/۱۴	**-۳/۰۷	-۲/۴۴	-۰/۸۸	I(1)

متغیر	تفاضل مرتبه اول		سطح متغیرها		مرتبه انباشتگی
	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ و بدون روند	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ و بدون روند	
بخش حمل و نقل					
نفت	-۲/۴۸	-۱/۶۱	-۰/۴۷	-۱/۹۱	I(2)
گاز	-۲/۴۷	-۲/۰۵	-۱/۷۶	۰/۱۸	I(2)
برق	-۲/۲۵	-۲/۳۵	-۲/۶۲	-۰/۰۰۳	I(2)
رشد اقتصادی	***-۳/۴۵	**-۳/۵۴	-۱/۹۷	-۰/۸۲	I(1)
دی اکسید کربن	-	-	-۱/۶۷	**-۵/۲۶	I(0)

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج نشان می‌دهند تمام متغیرها در سطح مانا نبوده و دارای ریشه واحد می‌باشند که پس از یکبار تفاضل‌گیری برخی از متغیرها مانا شده‌اند و بعضی از آنها نیز متغیرهای انباشته از درجه I(2) هستند. حال از آنجایی که وجود ریشه واحد در سری زمانی مورد مطالعه ممکن است به سبب عدم توجه به وجود شکست ساختاری در روند آنها بوده باشد، در ادامه روش ارائه شده توسط لی و استرازیسیچ[1] جهت تعیین نقاط شکست در این متغیرها به کار رفته است.

۵-۴- آزمون ضریب لاگرانژ

به منظور تعیین نقاط شکست در این متغیرها، آزمون ریشه واحد با وجود دو شکست ساختاری درون‌زای ضریب لاگرانژ ارائه شده توسط لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳)، مورد استفاده قرار گرفته است. این آزمون توسط برنامه طراحی شده در نرم‌افزار گاوس[2] قابل اجرا می‌باشد و نتایج را در دو مدل به شرح زیر ارائه می‌دهد:

مدل A: شکست، در عرض از مبدأ یا در روند متغیر اتفاق می‌افتد.

مدلC: شکست هم در عرض از مبدأ و هم در روند اتفاق افتاده است.

این آزمون در دو حالت زیر قابل اجرا می‌باشد:

۱. آزمون ریشه واحد با دو شکست ساختاری
۲. آزمون ریشه واحد با یک شکست ساختاری

در اینجا ابتدا برای هر یک از متغیرها آزمون ریشه واحد با دو شکست انجام می‌شود و در صورت معنادار بودن دو شکست، آماره آزمون به دست آمده با مقادیر بحرانی مربوط به جدول لی و استرازیسیچ (۲۰۰۳) مقایسه می‌شود. از آنجایی که فرضیه صفر این آزمون وجود ریشه واحد در متغیر می‌باشد، بزرگ‌تر بودن قدر مطلق آماره آزمون نسبت به مقدار بحرانی نشان‌دهنده مانایی متغیر مذکور است و بالعکس اگر مقدار قدر مطلق آماره آزمون از مقدار بحرانی کوچک‌تر باشد متغیر نامانا بوده و دارای ریشه واحد است. حال اگر برای متغیری تنها یکی از نقاط شکست داده شده معنادار باشد، بایستی آزمون با یک نقطه شکست نیز برای آن متغیر انجام شود و معنی‌دار نبودن هیچ یک از نقاط شکست بیانگر آن است که متغیر در دوره زمانی مورد نظر هیچ شکست ساختاری نداشته و مانایی و نامانایی آن بایستی با آزمون‌های ریشه واحد معمولی (بدون شکست) انجام گیرد. که نتایج مربوط به آن در بخش‌های مختلف در جدول (۴) ارائه شده است.

با توجه به نتایج آزمون ضریب لاگرانژ، بروز شکست ساختاری در کلیه متغیرها در بخش کشاورزی ملاحظه می‌گردد. در متغیر گاز طبیعی آزمون با دو شکست ساختاری بیانگر یک شکست معنادار است. از این رو آزمون ضریب لاگرانژ با یک شکست ساختاری استفاده می‌شود و لذا برای این متغیر تنها یک شکست تعیین شده است. در بخش خانگی نیز بروز شکست در تمامی متغیرها وجود داشته و آزمون دو شکست برای تمامی متغیرها معنادار می‌باشد. در بخش صنعت آزمون شکست ساختاری برای متغیر نفت معنادار نبوده اما وجود شکست ساختاری برای بقیه متغیرها ملاحظه شده است. برای تمامی متغیرهای بخش حمل و نقل نیز شکست ساختاری مشاهده شده و نتیجه آزمون ضریب لاگرانژ با دو شکست ساختاری برای همه متغیرها معنادار می‌باشند. حال با توجه به نتایج به دست آمده برای سال‌های شکست ساختاری از آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون تعمیم‌یافته برای یافتن ماکزیمم درجه مانایی متغیرها استفاده می‌شود.

1. Lee & Strazicich
2. Gauss

جدول ۴. نتایج ریشه واحد لی و استرازیسیچ

متغیر	مدل	وقفه بهینه	نقاط شکست	آماره ایستایی	مقدار بحرانی ۵٪	نتیجه
بخش کشاورزی						
نفت	C	۸	T_1 = ۳۱T$_2$ = ۳۵	-۵/۴۹	-۵/۶۷	وجود ۲ شکست
گاز	C	۸	T_1 = ۱۳	-۶/۷۰	-۴/۵۱	وجود ۱ شکست
برق	C	۸	T_1 = ۳۱T$_2$ = ۴۴	-۸/۱۱	-۵/۶۵	وجود ۲ شکست
رشد اقتصادی	C	۵	T_1 = ۳۱T$_2$ = ۴۲	-۶/۹۹	-۵/۶۵	وجود ۲ شکست
دی اکسید کربن	C	۷	T_1 = ۲۹T$_2$ = ۳۷	-۵/۵۸	-۵/۶۷	وجود ۲ شکست
بخش خانگی						
نفت	C	۷	T_1 = ۳۳T$_2$ = ۴۴	-۵/۹۵	-۵/۶۵	وجود ۲ شکست
گاز	C	۸	T_1 = ۳۱T$_2$ = ۴۱	-۵/۸۷	-۵/۶۵	وجود ۲ شکست
زغال‌سنگ	C	۷	T_1 = ۳۱T$_2$ = ۴۸	-۸/۶۳	-۵/۶۵	وجود ۲ شکست
برق	C	۸	T_1 = ۳۱T$_2$ = ۴۱	-۷/۳۴	-۵/۶۵	وجود ۲ شکست
رشد اقتصادی	C	۶	T_1 = ۳۱T$_2$ = ۳۹	-۱۰/۴۷	-۵/۶۵	وجود ۲ شکست
دی اکسید کربن	C	۸	T_1 = ۳۱T$_2$ = ۵۰	-۶/۶۷	-۵/۶۵	وجود ۲ شکست
بخش صنعت						
نفت	-	-	شکست ندارد	-۲/۹۸	-۲/۹۱	عدم وجود شکست
گاز	C	۳	T_1 = ۳۲T$_2$ = ۳۵	-۵/۶۳	-۵/۶۵	وجود ۲ شکست
زغال‌سنگ	C	۴	T_1 = ۱۹T$_2$ = ۳۳	-۶/۱۹	-۵/۷۴	وجود ۲ شکست
برق	C	۸	T_1 = ۲۷T$_2$ = ۴۵	-۱۳/۱۵	-۵/۶۵	وجود ۲ شکست
رشد اقتصادی	C	۷	T_1 = ۳۱T$_2$ = ۴۰	-۵/۱۷	-۵/۶۵	وجود ۲ شکست
دی اکسید کربن	C	۱	T_1 = ۳۱T$_2$ = ۴۱	-۴/۳۹	-۵/۷۴	وجود ۲ شکست
بخش حمل و نقل						
نفت	C	۸	T_1 = ۳۲T$_2$ = ۳۵	-۶/۴۷	-۵/۶۷	وجود ۲ شکست
گاز	C	۷	T_1 = ۱۹T$_2$ = ۳۳	-۷/۹۰	-۵/۷۱	وجود ۲ شکست
برق	C	۸	T_1 = ۲۷T$_2$ = ۴۵	-۶/۱۵	-۵/۶۵	وجود ۲ شکست
رشد اقتصادی	C	۸	T_1 = ۳۱T$_2$ = ۴۰	-۸/۵۱	-۵/۶۵	وجود ۲ شکست
دی اکسید کربن	C	۸	T_1 = ۳۱T$_2$ = ۴۱	-۹/۹۶	-۵/۶۵	وجود ۲ شکست

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۵- آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون

نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون تعمیم‌یافته برای متغیرهای بخش‌های مختلف در جدول (۵) ارائه شده است. در این جدول علامت ** سطح معناداری در ۵ درصد و علامت *** سطح معناداری در ۱۰ درصد را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج به دست آمده در بخش کشاورزی، فرض صفر که مبتنی بر غیر ایستا بودن متغیرهاست برای متغیرهای نفت و برق و انتشار گاز دی اکسید در سطح رد نشده، اما برای متغیرهای گاز و رشد اقتصادی رد می‌شود. بنابراین متغیرهای گاز و رشد اقتصادی در مدل با عرض از مبدأ و روند در سطح مانا هستند و متغیرهای نفت، برق و انتشار گاز دی اکسید کربن در تفاضل مرتبه اول در هر دو مدل با عرض از مبدأ و بدون روند و با عرض از مبدأ و با روند مانا هستند و حداکثر درجه مانایی در اینجا یک می‌باشد.

در بخش خانگی فرض صفر غیرایستا بودن در سطح برای تمامی متغیرها پذیرفته شده، در نتیجه تمامی متغیرها چه در مدل با عرض از مبدأ و نیز در مدل با عرض از مبدأ و روند در

سطح مانا نیستند. آزمون مانایی تفاضل مرتبه اول متغیرها نیز انجام گرفته و نتایج حاکی از مانا شدن متغیرها در هر دو مدل با عرض از مبدأ و مدل با عرض از مبدأ و روند در تفاضل مرتبه اول هستند و در نتیجه حداکثر درجه مانایی بین متغیرها در این بخش یک در نظر گرفته می‌شود.

در بخش صنعت هیچ کدام از متغیرها در سطح مانا نیستند. با انجام آزمون مانایی در تفاضل مرتبه اول متغیرهای نفت و گاز طبیعی و رشد اقتصادی و انتشار گاز دی اکسید کربن در هر دو مدل با عرض از مبدأ و مدل با عرض از مبدأ و روند مانا شده و متغیر برق فقط در مدل با عرض از مبدأ مانا شده است. بنابراین حداکثر درجه مانایی بین متغیرهای بخش صنعت یک فرض می‌شود.

در بخش حمل و نقل نیز ملاحظه می‌شود که فرض صفر آزمون مبتنی بر غیرایستا بودن برای تمامی متغیرها به جز گاز طبیعی پذیرفته می‌شود. متغیر گاز در مدل با عرض از مبدأ و روند در سطح مانا می‌باشد. اما آزمون وجود ریشه واحد برای بقیه متغیرها در تفاضل مرتبه اول انجام شده و همه در دو مدل با عرض از مبدأ و بدون روند و مدل با عرض از مبدأ و روند مانا شده‌اند و با توجه به نتایج به دست آمده حداکثر درجه مانایی برای متغیرهای این بخش نیز یک در نظر گرفته می‌شود.

جدول ۵. نتایج ریشه واحد فیلیپس پرون

متغیر	تفاضل مرتبه اول		سطح متغیرها		مرتبه انباشتگی
	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ و بدون روند	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ و بدون روند	
بخش کشاورزی					
نفت	-۴/۲۳**	-۴/۳۸**	-۲/۰۹	-۲/۱۳	I(1)
گاز	-	-	-۴/۵۶**	۰/۴۳	I(0)
برق	-۳/۸۵**	-۳/۸۷**	-۱/۶۴	۰/۹۱	I(1)
رشد اقتصادی	-	-	-۳/۲۸***	-۱/۶۲	I(0)
دی اکسید کربن	-۴/۰۴**	-۴/۱۸**	-۱/۹۴	-۱/۷۱	I(1)
بخش خانگی					
نفت	-۳/۷۵**	-۳/۸۰**	-۱/۲۳	۰/۸۸	I(1)
گاز	-۳/۳۶***	-۳/۲۰**	-۰/۰۲	-۱/۲۵	I(1)
برق	-۳/۱۶	-۳/۲۴**	-۱/۸۶	-۰/۶۲	I(1)
رشد اقتصادی	-۲/۷۲	-۲/۷۰***	-۱/۵۵	-۰/۸۱	I(1)
دی اکسید کربن	-۳/۶۸**	-۳/۴۷**	-۰/۰۸	-۱/۲۹	I(1)
زغال‌سنگ	-۳/۳۶***	-۳/۲۲**	-۱/۱۷	-۱/۵۸	I(1)
بخش صنعت					
نفت	-۳/۲۵***	-۳/۳۰**	-۱/۲۶	-۱/۲۳	I(1)
گاز	-۳/۷۳**	-۳/۶۶**	-۲/۱۳	۱/۶۰	I(1)
برق	-۳/۰۱	-۳/۳۲**	-۲/۴۳	۱/۹۷	I(1)
رشد اقتصادی	-۶/۳۸**	۴/۹۵	۱/۴۷	-۱/۲۸	I(1)
دی اکسید کربن	-۴/۱۳**	-۴/۲۵**	-۲/۹۲	۰/۱۰	I(1)
زغال‌سنگ	-۳/۲۹***	-۳/۱۸**	-۱/۲۹	۰/۲۳	I(1)
بخش حمل و نقل					
نفت	-۴/۵۴**	-۴/۴۰**	-۰/۹۹	-۱/۷۰	I(1)
گاز	-	-	-۷/۰۹**	-۴/۳۴	I(0)
برق	-۳/۹۶**	-۳/۸۹**	-۲/۴۱	۰/۸۲	I(1)
رشد اقتصادی	-۳/۳۹***	-۳/۵۰**	-۲/۳۰	-۰/۰۲	I(1)
دی اکسید کربن	-۴/۵۳**	-۴/۴۹**	-۱/۵۳	-۱/۱۷	I(1)

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۶- تعیین وقفه بهینه برای مدل خود توزیع برداری

قبل از برآورد مدل، ابتدا بایستی طول وقفه بهینه مدل VAR شامل همه متغیرهای هر بخش را به دست آوریم. این مرحله بسیار مهم است زیرا نتایج آزمون علّیت به تعداد وقفه‌ها بستگی دارد. به طور کلی، تعداد بیش از حد کم یا زیاد ممکن است مشکلاتی ایجاد کند. تعداد وقفه‌های بیش از حد، سبب کاهش درجه آزادی و تعداد وقفه‌های کمتر، سبب حذف برخی از متغیرهای مهم از مدل می‌شود؛ بنابراین، نتایج نادرست به دست خواهد آمد. با توجه به تعداد مشاهدات، ما تعداد ۱ تا ۷ وقفه را برای بدست آوردن تعداد وقفه‌های بهینه مدل VARدر نظر می‌گیریم. با توجه به اینکه در تحقیق حاضر ارتباط بین حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی و انتشار گاز دی اکسید کربن بررسی می‌شود، ابتدا مدل VAR را تشکیل داده و سپس وقفه بهینه مدل با مقایسه معیارهای موجود در جدول نتایج مربوط به بخش‌های مختلف مناسب‌ترین وقفه زمانی انتخاب می‌شود.

در برخی از پژوهش‌ها معیار انتخاب وقفه بهینه، وقفه‌ای است که نسبت به بقیه وقفه‌ها بیشتر انتخاب شده باشد (تعداد علامت * بیشتری داشته باشد). اما از آنجایی که معیار آکائیک تعداد وقفه بیشتری می‌دهد و معیار شوارتز در دادن وقفه صرفه‌جویی می‌کند، بنابراین در این تحقیق معیار مورد نظر در تشخیص وقفه بهینه مدل VAR، آن معیاری است که حداکثر تعداد وقفه را لحاظ می‌نماید. بنابراین در بخش کشاورزی وقفه ۵ و بقیه بخش‌ها وقفه ۷ به عنوان وقفه بهینه انتخاب می‌گردند.

۵-۷- نتایج آزمون تودا-یاماموتو

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون ریشه واحد لی و استرازیسیچ، درجه مانایی ماکزیمم و وقفه بهینه برای تمامی مدل‌های خود توزیع برداری به کار برده شده، درجه مانایی (d_{max}) برابر یک و وقفه بهینه (k) برای بخش کشاورزی برابر پنج و مابقی بخش‌ها هفت به دست آمده است.

برای بررسی رابطه علّیت گرنجری بین رشد اقتصادی، تولید گاز دی اکسید کربن و حامل‌های مختلف انرژی در هر بخش ابتدا باید مدل VAR آن بخش با تعداد وقفه $k+d_{max}$ تخمین زده شود و سپس فرضیه H_0 (صفر بودن ضرایب گذشته یک متغیر در متغیر دیگر) با استفاده از کد برنامه R و آزمون والد مورد آزمون قرار می‌گیرد. که رد H_0 یعنی علّیت وجود دارد. نتایج به دست آمده از آزمون والد را با توجه به مقدار P-Value و آماره آزمون (χ^2) در ادامه ارائه شده است.

۵-۷-۱- بخش کشاورزی

نتایج آزمون در جدول (۶) برای بخش کشاورزی آورده شده است.

جدول ۶. نتایج آزمون علّیت بخش کشاورزی

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	P-Value	χ^2آماره والد	نتیجه‌گیری	متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	P-Value	χ^2آماره والد	نتیجه‌گیری
دی اکسید کربن	رشد اقتصادی	۰/۵۷	۴/۷۲	علّیت ندارد	رشد اقتصادی	دی اکسید کربن	۰/۰۰	۱۸/۶۲	علّیت دارد
دی اکسید کربن	نفت	۰/۸۳	۲/۸۳	علّیت ندارد	رشد اقتصادی	نفت	۰/۰۰	۱۹/۰۳	علّیت دارد
دی اکسید کربن	برق	۰/۳۹	۶/۲۸	علّیت ندارد	رشد اقتصادی	برق	۰/۰۰	۲۰/۶۲	علّیت دارد
نفت	دی اکسید کربن	۰/۸۹	۲/۲۳	علّیت ندارد	نفت	رشد اقتصادی	۰/۴۶	۵/۶۵	علّیت ندارد
برق	دی اکسید کربن	۰/۰۹	۱۰/۷۰	علّیت ندارد	برق	رشد اقتصادی	۰/۱۰	۱۰/۶۰	علّیت ندارد

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج به دست آمده در بخش کشاورزی، در این بخش تنها یک علّیت یک‌طرفه از متغیرهای نفت، برق و انتشار گاز دی اکسید کربن به رشد اقتصادی وجود دارد در حالی که نجارزاده و عباس محسن (۱۳۸۳) با استفاده از علّیت هشیائو به یک علّیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به متغیرهای مصرف حامل‌های انرژی رسیدند و آرمن و زارع (۱۳۸۴) با استفاده از علّیت تودا و یاماموتو به هیچ رابطه علّی بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی در بخش کشاورزی دست نیافتند، آماده و همکاران (۱۳۸۸) نیز با استفاده از علّیت گرنجری یک رابطه علّیت یک‌طرفه از مصرف برق و ارزش افزوده بخش کشاورزی را بیان می‌کنند. اما در مورد انتشار گاز دی اکسید کربن وجود علّیت تأیید نمی‌شود. در این باره نیز نتیجه با نتایج کارهای

انجام شده توسط لطفعلی‌پور و آشنا (۱۳۸۹) و فطرس و براتی (۱۳۹۰) مطابقت دارد که یکی از عوامل را می‌توان شیوه‌های مکانیزه جدید و کاهش کاربرد سوخت‌های فسیلی و استفاده بیش‌تر از برق در سال‌های اخیر دانست.

در بخش کشاورزی، دام‌پروری و کودهای حیوانی نیز در کنار مصرف حامل‌های انرژی، منشأ تولید گاز دی اکسید کربن می‌باشند و همچنین در این بخش استفاده از ماشین‌آلات و تجهیزات استفاده‌کننده از انرژی فسیلی در مقایسه با سایر بخش‌ها کم است در نتیجه دی اکسید کربن منتشر شده ناشی از مصرف انرژی‌های فسیلی در این بخش کم است و بین مصرف این حامل‌ها و انتشار گاز دی اکسید کربن در این بخش رابطه علّیت برقرار نیست.

۵-۷-۲- بخش خانگی، عمومی و تجاری

نتایج آزمون در جدول (۷) برای بخش خانگی، عمومی و تجاری آورده شده است. با توجه به نتایج به دست آمده در بخش خانگی، عمومی و تجاری در مورد متغیر رشد اقتصادی و انتشار گاز دی اکسید کربن وجود علّیت دوطرفه با سایر متغیرها تأیید می‌شود در حالی که آرمن و زارع (۱۳۸۴) فقط یک رابطه یک‌طرفه را از مصرف انرژی و رشد اقتصادی بیان می‌دارد و در مورد رابطه بین مصرف انرژی و انتشار گاز دی اکسید کربن فطرس و براتی (۱۳۹۰) رابطه‌ای مثبت بین مصرف انرژی و تولید گاز دی اکسید کربن را بیان می‌کنند. به نظر می‌رسد به دلیل مصرف انرژی بالا در بخش خانگی، تجاری و عمومی در مقایسه با سایر بخش‌ها که به میزان زیادی از سایر بخش‌ها بیشتر است، لذا رابطه علّیت قوی بین مصرف انرژی در این بخش و انتشار دی اکسید کربن برقرار است. ارتقاء کیفیت وسایل گازسوز، استفاده از لوازم برقی کم‌مصرف از جمله راه‌هایی است که می‌توانند باعث کاهش مصرف انرژی خانوار شهری و به تبع آن، کاهش انتشار مستقیم گازهای گلخانه‌ای ناشی از آن شوند.

۵-۷-۳- بخش صنعت

نتایج آزمون در جدول (۸) برای بخش صنعت آورده شده است.

جدول ۷. نتایج آزمون علّیت بخش خانگی، عمومی و تجاری

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	P-Value	χ^2 آماره والد	نتیجه گیری	متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	P-Value	χ^2آماره والد	نتیجه‌گیری
دی اکسید کربن	رشد اقتصادی	۰/۰۰	۲۶۵/۲۹	علّیت دارد	رشد اقتصادی	دی اکسید کربن	۰/۰۰	۲۷/۷۸	علّیت دارد
دی اکسید کربن	نفت	۰/۰۰	۳۳۰/۲۲	علّیت دارد	رشد اقتصادی	نفت	۰/۰۰	۲۸/۵۰	علّیت دارد
دی اکسید کربن	گاز	۰/۰۰	۳۲۱/۸۹	علّیت دارد	رشد اقتصادی	گاز	۰/۰۰	۲۹/۱۲	علّیت دارد
دی اکسید کربن	برق	۰/۰۰	۲۸۹/۳۱	علّیت دارد	رشد اقتصادی	برق	۰/۰۰	۵۷/۸۸	علّیت دارد
دی اکسید کربن	زغال‌سنگ	۰/۰۰	۲۶۳/۱۳	علّیت دارد	رشد اقتصادی	زغال‌سنگ	۰/۰۰	۲۵/۰۱	علّیت دارد
نفت	دی اکسید کربن	۰/۰۰	۶۰۶/۹۸	علّیت دارد	نفت	رشد اقتصادی	۰/۰۰	۹۲۵/۶۲	علّیت دارد
گاز	دی اکسید کربن	۰/۰۰	۸۱/۴۶	علّیت دارد	گاز	رشد اقتصادی	۰/۰۰	۷۶/۷۹	علّیت دارد
برق	دی اکسید کربن	۰/۰۰	۵۳/۶۲	علّیت دارد	برق	رشد اقتصادی	۰/۰۰	۲۱۶/۶۵	علّیت دارد
زغال‌سنگ	دی اکسید کربن	۰/۰۰	۴۱/۱۰	علّیت دارد	زغال‌سنگ	رشد اقتصادی	۰/۰۰	۲۹/۸۱	علّیت دارد

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۸. نتایج آزمون علّیت بخش صنعت

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	P-Value	χ^2آماره والد	نتیجه‌گیری	متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	P-Value	χ^2آماره والد	نتیجه‌گیری
دی اکسید کربن	رشد اقتصادی	۰/۰۰	۶۲/۵۸	علّیت دارد	رشد اقتصادی	دی اکسید کربن	۰/۲۶	۱۰/۰۸	علّیت ندارد
دی اکسید کربن	نفت	۰/۰۰	۲۱/۵۹	علّیت دارد	رشد اقتصادی	نفت	۰/۹۸	۱/۹۵	علّیت ندارد
دی اکسید کربن	گاز	۰/۰۰	۲۱/۷۷	علّیت دارد	رشد اقتصادی	گاز	۰/۲۳	۱۰/۵۴	علّیت ندارد
دی اکسید کربن	برق	۰/۰۰	۵۱/۲۲	علّیت دارد	رشد اقتصادی	برق	۰/۰۰	۲۹/۲۰	علّیت دارد

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	P-Value	χ^2آماره والد	نتیجه‌گیری	متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	P-Value	χ^2آماره والد	نتیجه‌گیری
دی اکسید کربن	زغال‌سنگ	۰/۰۰	۲۲/۳۸	علّیت دارد	رشد اقتصادی	زغال‌سنگ	۰/۰۰	۳۴/۶۲	علّیت دارد
نفت	دی اکسید کربن	۰/۴۲	۸/۱۳	علّیت ندارد	نفت	رشد اقتصادی	۰/۸۹	۳/۶۷	علّیت ندارد
گاز	دی اکسید کربن	۰/۰۰	۳۷/۱۰	علّیت دارد	گاز	رشد اقتصادی	۰/۰۰	۳۶/۷۱	علّیت دارد
برق	دی اکسید کربن	۰/۰۰	۲۸/۴۶	علّیت دارد	برق	رشد اقتصادی	۰/۳۱	۹/۳۷	علّیت ندارد
زغال‌سنگ	دی اکسید کربن	۰/۰۰	۱۲۰/۴۱	علّیت دارد	زغال‌سنگ	رشد اقتصادی	۰/۰۰	۱۱۴/۲۴	علّیت دارد

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج بدست آمده در بخش صنعت، علّیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به گاز، برق به رشد اقتصادی و علّیت دوطرفه از رشد اقتصادی به زغال‌سنگ وجود دارد. در این مورد نجارزاده بیان می‌کند که رشد ارزش افزوده باعث رشد مصرف نفت شده و عکس آن برقرار نیست، فطرس (۱۳۸۸) تأکید می‌نماید که وجود یک رابطه علّی دوطرفه بین مصرف برق و ارزش افزوده بخش صنعتی و یک رابطه علّی یک‌طرفه از طرف ارزش افزوده بخش صنعتی به مصرف گاز طبیعی، فراورده‌های نفتی و کل انرژی مصرفی وجود دارد و عکس آن صادق نیست. مطالعه آرمن و زارع (۱۳۸۴) در بخش صنعت رابطه علّیتی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را نشان نمی‌دهد، نجارزاده و عباس محسن (۱۳۸۳) بیان می‌کنند رشد ارزش افزوده باعث رشد مصرف نفت شده و عکس آن برقرار نیست و آماده و همکاران (۱۳۸۸) با یک علّیت گرنجری یک رابطه علّیت یک‌طرفه از مصرف نهایی انرژی و به ارزش افزوده بخش صنعت را بیان می‌کنند که این رابطه علّیت کاملاً طبیعی به نظر می‌رسد. به هر حال یکی از نیازهای اساسی صنعت این است و این موضوع نشان می‌دهد که در نظر گرفتن انرژی به عنوان یک عامل تولید در صنعت از پشتوانه علمی برخوردار است و بر همین اساس محدود کردن انرژی در این بخش اثرات منفی بر افزایش ارزش افزوده بخش صنعتی را در پی دارد.

در اینجا علّیت یک‌طرفه از انتشار گاز دی اکسید کربن به نفت و علّیت دوطرفه از انتشار گاز دی اکسید کربن به سایر متغیرها غیر از نفت وجود دارد در حالی که لطفعلی‌پور و آشنا (۱۳۸۹) و فطرس و براتی (۱۳۹۰) بیان می‌کنند که به علت تغییر ساختار صنعتی و سیاست‌های صرفه‌جویی انرژی تأثیر مصرف انرژی بر تولید گاز در اکسید کربن کاهش یافته است.

۵-۷-۴- بخش حمل و نقل

نتایج آزمون در جدول (۹) برای بخش حمل و نقل آورده شده است.

با توجه به نتایج به دست آمده در بخش حمل و نقل، علّیت دوطرفه از رشد اقتصادی به سایر متغیرها وجود دارد در حالی که آرمن و زارع (۱۳۸۴) بیان می‌کنند در بخش حمل و نقل یک رابطه یک‌طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی وجود دارد و در مطالعه نجارزاده و عباس محسن (۱۳۸۳) نیز بین مصرف فرآورده‌های نفتی و رشد اقتصادی در بخش حمل و نقل رابطه علّی دوطرفه وجود دارد و نیز علّیت دوطرفه از انتشار گاز دی اکسید کربن به سایر متغیرها وجود دارد.

جدول ۹. نتایج آزمون علّیت بخش حمل و نقل

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	P-Value	χ^2 آماره والد	نتیجه گیری	متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	P-Value	χ^2 آماره والد	نتیجه‌گیری
دی اکسید کربن	رشد اقتصادی	۰/۰۰	۱۷۵/۲۱	علّیت دارد	رشد اقتصادی	دی اکسید کربن	۰/۰۰	۲۲۸/۳۷	علّیت دارد
دی اکسید کربن	نفت	۰/۰۰	۸۳/۹۱	علّیت دارد	رشد اقتصادی	نفت	۰/۰۰	۳۱۳/۶۲	علّیت دارد
دی اکسید کربن	گاز	۰/۰۰	۹۲/۸۱	علّیت دارد	رشد اقتصادی	گاز	۰/۰۰	۴۶۴/۲۹	علّیت دارد
نفت	دی اکسید کربن	۰/۰۰	۱۱۶/۸۱	علّیت دارد	نفت	رشد اقتصادی	۰/۰۰	۳۵۵/۳۹	علّیت دارد
گاز	دی اکسید کربن	۰/۰۰	۴۰/۱۷	علّیت دارد	گاز	رشد اقتصادی	۰/۰۰	۸۸/۳۹	علّیت دارد

مأخذ: محاسبات تحقیق

٦- بحث و نتیجه‌گیری

نتایج به دست آمده از مقاله نشان می‌دهد:

در بخش کشاورزی با توجه به نتایج بدست آمده، تنها یک علّیت یک‌طرفه از متغیرهای نفت، برق و انتشار گاز دی اکسید کربن به رشد اقتصادی وجود دارد که منطبق بر نتیجه موداکار و همکاران (۲۰۱۳) می‌باشد. در مورد انتشار گاز دی اکسید کربن هیچ رابطه علّیتی بین متغیرها وجود ندارد که می‌تواند به علت پذیرفتن شیوه‌های مکانیزه جدید، کاهش کاربرد سوخت‌های فسیلی و استفاده بیشتر از برق به دلیل کاهش تعرفه‌های برق کشاورزی در سال‌های اخیر باشد.

در بخش خانگی، عمومی و تجاری در مورد متغیر رشد اقتصادی وجود علّیت دوطرفه با سایر متغیرها تأیید می‌شود و در مورد انتشار گاز دی اکسید کربن و سایر متغیرها نیز یک رابطه علّیت دوطرفه وجود دارد. در خصوص تأثیر ارزش افزوده این بخش بر افزایش انتشار دی اکسید کربن نتیجه منطبق با فطرس و براتی (۱۳۹۰) است. برقراری و نظارت دقیق‌تر بر استانداردها در این بخش می‌تواند از انتشار میزان گازهای گلخانه‌ای (از جمله انتشار گاز دی اکسید کربن) به مقدار قابل توجهی بکاهد. اجرای کامل طرح هدفمندی یارانه‌ها با توجه به تأثیری که بر الگوی مصرف خانوارها دارد، می‌تواند نقش مهمی در کاهش مستقیم مصرف انرژی و انتشار گازهای گلخانه‌ای منتشره از آن، داشته باشد.

در بخش صنعت رابطه علّیت یک‌طرفه از رشد اقتصادی به گاز، برق به رشد اقتصادی (مشابه نتیجه سویتاس و ساری، ۲۰۰۷) و علّیت دوطرفه از رشد اقتصادی به زغال‌سنگ وجود دارد و علّیت یک‌طرفه از نفت به انتشار گاز دی اکسید کربن و علّیت دوطرفه از انتشار گاز دی اکسید کربن به سایر متغیرها غیر از نفت وجود دارد. اگر به این نتیجه استناد شود، می‌توان سیاست صرفه‌جویی را در مورد انرژی کل به‌کار برد بدون اینکه بر ارزش افزوده بخش صنعت اثری داشته باشد. اما این مسئله با توجه به نتایج به دست آمده از بررسی مجزای حامل‌های انرژی، فقط در مورد مصرف گاز طبیعی و فرآورده های نفتی بخش صنعت صادق است. بنابراین، در بررسی‌هایی که روی یک متغیر کل صورت می‌گیرد، باید اثرات اجزای تشکیل‌دهنده آن را نیز مورد کنکاش قرار داد تا نتایج به دست آمده از اطمینان کافی برخوردار باشد. در مجموع از این پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که در بخش صنعت کشور می‌توان از مصرف حامل‌های انرژی گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی بخش صنعت کاست بدون اینکه بر ارزش افزوده این بخش اثری داشته باشد، ولی در مورد حامل انرژی برق نمی‌توان بدون در نظر گرفتن اثر انقباضی، سیاست صرفه‌جویی را اجرا کرد. در مورد انتشار گاز دی اکسید کربن نیز می‌توان با کاهش مصرف نفت و گاز در کنار افزایش کارایی، اصلاح قیمت و حذف یارانه‌های حامل‌های انرژی از اثر منفی آنها کاست.

در بخش حمل و نقل علّیت دوطرفه از رشد اقتصادی به سایر متغیرها و نیز علّیت دوطرفه از انتشار گاز دی اکسید کربن به سایر متغیرها وجود دارد که بخشی از نتیجه منطبق با فطرس و براتی (۱۳۹۲) می‌باشد. با توجه به نتایج حاصله می‌توان گفت که نیاز به وسایل حمل و نقل در کشور به طور پیوسته در حال افزایش است و این به معنی نیاز بیشتر به سوخت و ازدیاد آلاینده‌های خروجی می‌باشد. از این رو سیاست‌گذاران می‌توانند سیاست‌هایی مانند سیاست تدوین استانداردها و بهبود کارآیی مصرف سوخت، کنترل استفاده از وسایل سواری شخصی (دریافت مالیات، افزایش هزینه تردد، تعیین محدوده طرح ترافیک، افزایش هزینه پارکینگ و سایر عوامل کنترل ترافیک)، سیاست ارتقا و گسترش سامانه‌های حمل و نقل جایگزین، سیاست گسترش شبکه، ظرفیت و زیرساخت‌های سامانه همگانی را، در جهت کاهش آلاینده‌های بخش حمل و نقل به کار گیرند.

رابطه تولید بر انتشار گاز دی اکسید کربن و آلودگی محیط زیست را نیز این‌گونه می‌توان تفسیر کرد که افزایش تولید مستلزم استفاده بیشتر از نهاده‌ها و انرژی است و این سبب افزایش انتشار گاز دی اکسید کربن می‌شود. دلیل دیگر آن پایین بودن تکنولوژی تولید و عدم کارایی فنی در بخش‌های تولیدی به ویژه صنعت است، همچنین بخش حمل و نقل نیز به عنوان یکی از بزرگترین مصرف‌کنندگان انرژی هم در مصرف کارایی فنی ندارد و هم از نظر قیمت پایین و نیز یارانه‌های قابل توجه به حامل‌های انرژی از کارایی اقتصادی برخوردار نیست. استدلال مشابهی نیز در مورد مصارف بخش خانگی و تجاری صادق است. علاوه برای این تولید، انتقال و توزیع انرژی به ویژه برق نیز کارایی پایینی در تولید و اتلاف در شبکه‌های انتقال و توزیع دارد که عملاً به افزایش بیش از حد انتشار آلاینده دی اکسید کربن در ازای یک واحد تولید محصول اقتصادی می‌انجامد.

۷- پیشنهادها

سیاست‌گذاران به دنبال این هستند که با تدوین الگوهای مناسب مصرف انرژی و کاربردی کردن آن، در جهت کاهش و

کنترل آلاینده‌های زیست‌محیطی ناشی از مصرف حامل‌های انرژی حرکت نمایند اما با توجه به ارتباط میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی دستیابی به این هدف نباید عجولانه و فقط از طریق کاهش مصرف انرژی حاصل شود زیرا این امر ممکن است کاهش رشد اقتصادی را به همراه داشته باشد.

با توجه به نتایج حاصله در بخش حمل و نقل می‌توان گفت که سیاست کاهش مصرف حامل‌های انرژی راهگشا نبوده و باید از سیاست تغییر شیوه حمل و نقل و تغییر ترکیب سوختی، استفاده از سوخت‌هایی با آلایندگی کمتر و توجه بیشتر به مکان‌یابی صنایع استفاده نمود. در بخش خانگی، عمومی و تجاری نیز کاهش مصرف حامل‌های انرژی، راهکار مناسبی جهت دستیابی به هدف مورد نظر نمی‌باشد. در این خصوص مطالعه دقیق‌تر جهت تعیین سیاست‌های جایگزین اهمیت دارد. در بخش صنعت برای کاهش میزان انتشار گاز دی اکسید کربن بدون کاهش ارزش افزوده این بخش، می‌توان کاهش مصرف گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی را در دستور کار قرار داد. در مجموع از این پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که برای کاهش میزان انتشار گاز دی اکسید کربن در بخش صنعت کشور می‌توان از مصرف حامل‌های انرژی گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی بخش صنعت کاست بدون اینکه بر ارزش افزوده‌ی این بخش اثری داشته باشد، ولی در مورد حامل انرژی برق نمی‌توان بدون در نظر گرفتن اثر انقباضی، سیاست صرفه‌جویی را اجرا کرد. در بخش کشاورزی، میزان انتشار گاز دی اکسید کربن پایین بوده و به دلیل عدم وجود رابطه علّیت بین مصرف حامل‌های انرژی و انتشار گاز دی اکسید کربن، استفاده از سیاست صرفه‌جویی راهکار مناسبی نیست زیرا تنها منجر به کاهش ارزش افزوده این بخش خواهد شد. در این خصوص مطالعه دقیق‌تر جهت تعیین سیاست‌های جایگزین اهمیت دارد.

منابع

آرمن، عزیز و زارع، روح الله (۱۳۸۴). "بررسی رابطه علّیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۴۶". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۴، ۱۴۳-۱۱۷.

آماده، حمید؛ قاضی، مرتضی و عباسی‌فر، زهره (۱۳۸۸). "بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران". *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۴، شماره ۱، ۳۸-۱.

ابریشمی، حمید و مصطفایی، آذر (۱۳۸۰). "بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فرآورده‌های عمده نفتی در ایران". *مجله دانش و توسعه*، شماره ۱۴، ۴۵-۱۱.

استادی، حسین (۱۳۹۵). "عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران و اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۱۴۰-۱۲۹.

بهبودی، داود و برقی گلعذانی، اسماعیل (۱۳۸۷). "اثرات زیست‌محیطی مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۵، شماره ۴، ۵۳-۳۵.

جعفری‌صمیمی، احمد و محمدی خیاره، محسن (۱۳۹۱). "رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین انتشار دی اکسید کربن، مصرف انرژی و رشد اقتصادی: شواهد جدید در ایران". *فصلنامه پژوهش های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال چهاردهم، شماره ۲، ۲۰-۱.

حسنی صدرآبادی، محمدحسین؛ عماد الاسلام، هدیه و کاشمری، علی (۱۳۸۶). "بررسی رابطه علّی مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی ایران طی سال های ۱۳۸۴-۱۳۵۰". *پژوهش نامه علوم انسانی و اجتماعی*، شماره ۲۴، ۵۸-۳۱.

شرزه‌ای، غلامعلی و حقانی، مجید (۱۳۸۸). "بررسی رابطه علی میان انتشار کربن و درآمد داخلی با تأکید بر نقش مصرف انرژی". *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۸، ۱۶-۱.

صادقی، حسین و اسلامی اندارگلی، مجید (۱۳۹۰). "رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست در کشورهای عضو پیمان کیوتو". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هشتم، شماره ۳۰، ۳۲-۱.

صادقی، حسین و سعادت، رحمان (۱۳۸۳). "رشد جمعیت اقتصادی و اثرات زیست‌محیطی در ایران (یک تحلیل علّی)". *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۴، ۱۸۰-۱۶۳.

فطرس، محمد حسن و معبودی، رضا (۱۳۸۹). "رابطه علّی مصرف انرژی، جمعیت شهرنشین و آلودگی محیط‌زیست در ایران، ۱۳۸۵-۱۳۵۰". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هفتم، شماره ۲۷، ۱۷-۱.

فطرس، محمد حسن؛ منصوری، حامد و شعبانی، مجید (۱۳۸۷).

"بررسی رابطه علّی بین تولید ناخالص داخلی و مصرف الکتریسیته با استفاده از روش تودا و یاماموتو در ایران (۲۰۰۶-۱۹۶۷)". *مجله دانش و توسعه*، سال پانزدهم، شماره ۲۵، ۱۸۹-۱۶۹.

فطرس، محمدحسن و براتی، جواد (۱۳۹۰). "تجزیه انتشار دی اکسید کربن ناشی از مصرف انرژی به بخش‌های اقتصادی ایران: یک تحلیل تجزیه شاخص". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هشتم، شماره ۲۸، ۷۳-۴۹.

فطرس، محمدحسن و براتی، جواد (۱۳۹۲). "تجزیه دی اکسید منتشره بخش حمل و نقل به زیربخش‌ها و انواع سوخت‌های مصرفی". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، سال دوم، شماره ۶، ۸۳-۶۴.

فطرس، محمدحسن و منصوری گرگری، حامد (۱۳۸۸). "بررسی رابطه علی بین مصرف حامل‌های انرژی و ارزش افزوده در بخش صنعت ایران طی سال های ۱۳۸۵-۱۳۴۶". *فصلنامه اقتصاد مقداری (فصلنامه بررسی های اقتصادی)*. دوره ۶، شماره ۳ (پیاپی ۲۲)، ۵۳-۲۷.

لطفعلی‌پور محمدرضا؛ آذرین‌فر، یداله و محمدزاده، رویا (۱۳۹۱). "بررسی تأثیر مخارج دولت بر رشد بخش کشاورزی و کل اقتصاد ایران". *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، دوره ۲۶، شماره ۲، ۹۶-۸۶.

لطفعلی‌پور، محمدرضا و آشنا، ملیحه (۱۳۸۹). "بررسی عوامل مؤثر بر تغییر انتشار دی اکسیدکربن در اقتصاد ایران". *مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۱۴۵-۱۲۱.

محمدی، حسین و عیدی زاده، شهرام (۱۳۹۳). "*اقتصادسنجی سری‌های زمانی با نرم‌افزار* Eviews". *تئوری و کاربرد*. تهران، نشر علم.

ملکی، رضا (۱۳۸۳). "بررسی رابطه علّیت بین مصرف انرژی و تولید ناخالص در ایران". *مجله برنامه و بودجه*. شماره ۸۹. ۱۲۱-۸۱.

مهدوی، روح الله (۱۳۹۵). "اثرات توزیع مجدد درآمد حاصل از اصلاح قیمت حامل های انرژی بر تقاضا و رفاه خانوارها با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۲، ۳۶-۲۱.

نجارزاده، رضا و عباس محسن، اعظم (۱۳۸۳). "رابطه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۲، ۸۰-۶۱.

وزارت نیرو، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی، ترازنامه سال ۱۳۹۱ .

نعمت‌الهی، زهرا؛ شاهنوشی‌فروشانی، ناصر؛ جوان‌بخت، عذری و دانشورکاخکی، محمود (۱۳۹۴). "ارزیابی آثار هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی بر فعالیت‌های تولیدی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۹، ۲۴-۱۱.

Ahmad, N. (2013). "CO2 Emission, Population and Industrial Growth Linkages in Selected South Asian Countries: A Co-Integration Analysis". *World Applied Sciences Journal*, 21(4), 615-622.

Alam, S., Ambreeen, F. & Muhammad, B. (2007). "Sustainable Development in Pakistan in the Context of Energy Consumption Demand and Environmental Degradation". *Journal of Asian Economics*, 8, 825-837.

Ang, J. B. (2007). "CO2 Emissions, Energy Consumption, and Output in France". *Energy Policy*, 35(10), 4772-4778.

Beckerman, W. (1992). "Economic Growth and the Environment: Whose Growth? Whose Environment?". *World Development*, 20(4), 481-496.

Belke, A., Dobnik, F. & Dreger, C. (2011). "Energy Consumption and Economic Growth: New Insights into the Cointegration Relationship". *Energy Economics*, 33(5), 782-789.

Cheng, B. S. & Lai, T. W. (1997). "An Investigation of Co-Integration and Causality between Energy Consumption and Economic Activity in Taiwan". *Energy Economics*, 19(4), 435-444.

Chousa, J., Tamazian, A. & Chaitanya, V. (2008). "Rapid Economic Growth at the Cost of Environment Degradation?". *Panel data evidence from BRIC Economies*.

Chu, H. P. & Chang, T. (2012). "Nuclear Energy Consumption, Oil Consumption and Economic Growth in G-6 Countries: Bootstrap Panel Causality Test". *Energy Policy*, 48, 762-769.

Dasgupta, P. & Mäler, K. G. (1994). "Poverty, Institutions, and the Environmental-Resource Base". Washington, DC: World Bank.

Erdal, G., Erdal, H. & Esengün, K. (2008). "The Causality between Energy Consumption and Economic Growth in Turkey". *Energy Policy*, 36(10), 3838-3842.

Glasure, Y. U. (2002). "Energy and National Income in Korea: Further Evidence on the Role of Omitted Variables". *Energy Economics*, 24(4), 355-365.

Halicioglu, F. (2009). "An Econometric Study of CO2 Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Trade in Turkey". *Energy Policy,* 37(3), 1156-1164.

Hannesson, R. (2009). "Energy and GDP Growth". *International Journal of Energy Sector Management,* 3(2), 157-170.

Harris, R. & Sollis, R. (2003). "Applied Time Series Modelling and Forecasting". Wiley.

Jobert, T. & Karanfil, F. (2007). "Sectoral Energy Consumption by Source and Economic Growth in Turkey". *Energy Policy*, 35(11), 5447-5456.

Kaygusuz, K. (2009). "Energy and Environmental Issues Relating to Greenhouse Gas Emissions for Sustainable Development in Turkey". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 13(1), 253-270.

Kinlo, A. E. (2008). "Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from 11 Sub-Sahara African Countries". *Energy Economics*, 30(5), 2391-2400.

Lantz, V. & Feng, Q. (2006). "Assessing Income, Population, and Technology Impacts on CO2 Emissions in Canada: Where's the EKC?". *Ecological Economics*, 57(2), 229-238.

Lim, C. & Mcaleer, M. (2000). "A Seasonal Analysis of Asian Tourist Arrivals to Australia". *Applied Economics*, 32, 499-509.

Martinez-Zarzoso, I. & Maruotti, A. (2011). "The Impact of Urbanization on CO2 Emissions: Evidence from Developing Countries". *Ecological Economics*, 70(7), 1344-1353.

Masuduzzaman, M. (2012). "Electricity Consumption and Economic Growth in Bangladesh: Co-Integration and Causality Analysis". *Global Journal of Management and Business Research*, 12(11), 46-56.

Mudakkar, S. R., Zaman, K., Khan, M. M. & Ahmad, M. (2013). "Energy for Economic Growth, Industrialization, Environment and Natural Resources: Living with Just Enough". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25, 580-595.

Pao, H. T. & Tsai, C. M. (2011). "Multivariate Granger Causality between CO2 Emissions, Energy Consumption, FDI (Foreign Direct Investment) and GDP (Gross Domestic Product): Evidence from a Panel of BRIC (Brazil, Russian Federation, India, and China) Countries". *Energy*, 36(1), 685-693.

Shim, J. H. (2007). "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". *University of Delaware.*

Soytas, U. & Sari, R. (2007). "The Relationship between Energy and Production: Evidence from Turkish Manufacturing Industry". *Energy Economics*, 29(6), 1151-1165.

Soytas, U. & Sari, R. (2009). "Energy Consumption, Economic Growth, and Carbon Emissions: Challenges Faced by an EU Candidate Member". *Ecological Economics*, 68(6), 1667-1675.

Soytas, U., Sari, R. & Ewing, B. T. (2007). "Energy Consumption, Income, and Carbon Emissions in the United States". *Ecological Economics*, 62(3), 482-489.

Stern, D. I. & Cleveland, C. J. (2004). "Energy and Economic Growth". *Encyclopedia of Energy*, 2, 35-51.

Stern, D. I. (1993). "Energy and Economic

Growth in the USA: A Multivariate Approach". *Energy Economics*, 15(2), 137-150.

Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995). "Statistical Inference in Vector Auto Regressions with Possibly Integrated Processes". *Journal of Econometrics*, 66(1), 225-250.

Tol, R. S., Pacala, S. W. & Socolow, R. H. (2009). "Understanding Long-Term Energy Use and Carbon Dioxide Emissions in the USA". *Journal of Policy Modeling*, 31(3), 425-445.

Yan, W. & Minjun, S. (2009). "CO2 Emission Induced by Urban Household Consumption in China". *Chinese Journal of Population Resources and Environment*, 7(3), 11-19.

Yang, H. Y. (2000). "A Note on the Causal Relationship between Energy and GDP in Taiwan". *Energy Economics*, 22(3), 309-317.

Yuan, J., Zhao, C., Yu, S. & Hu, Z. (2007). "Electricity Consumption and Economic Growth in China: Cointegration and co-Feature Analysis". *Energy Economics*, 29(6), 1179-1191.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هشتم، پاییز ۱۳۹۶ (۸۲-۷۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 28, September 2017 (71-82)

تحلیلی از رابطه نرخ پس‌انداز و رشد اقتصادی در کشورهای دارای تورم بالا و پایین

*تیمور رحمانی[۱]، الناز باقرپور اسکویی[۲]

۱. دانشیار علوم اقتصادی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران

۲. دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹٤/۱۰/۲۲ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۳/۰۱)

Examination of the Relationship between Economic Growth and Saving Rate in Low and High Inflation Countries

*Teymor Rahmani[1], Elnaz Bagherpur Oskoei[2]

1. Assosiate Professor of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran

2. M.A. Student in Economics, University of Tehran, Tehran, Iran

(**Received:** 12/Jan/2016 **Accepted:** 21/May/2016)

چکیده:

نقش پس‌انداز در تعیین سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی، از جمله موضوعاتی است که همواره در تنظیم سیاست‌ها و نظریه‌های اقتصادی مدنظر بوده است و دستیابی به نرخ رشد اقتصادی بالا و با ثبات از جمله مسائل مهم هر کشور می‌باشد. از طرف دیگر تورم و اثرات زیان‌بار آن (به ویژه بر رشد اقتصادی) نیز یکی از مشکلات اساسی کشورها به حساب می‌آید. هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی و تحلیل رابطه پس‌انداز و رشد اقتصادی در کشورهای با تورم بالا و پایین است. به عبارت دیگر، با توجه به وجود تورم بالا در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، این تحقیق به دنبال پاسخ به این پرسش هست که در شرایط تورم فعلی نرخ پس‌انداز و نرخ رشد اقتصادی به چه صورت تغییر یافته‌اند و این متغیرها با لحاظ نمودن اثر تورم چه رابطه‌ای با یکدیگر دارند. بر این اساس، این فرضیه که افزایش تورم موجب کاهش اثر پس‌انداز بر روی رشد می‌گردد، در مورد نمونه‌ای شامل ۶۷ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۵، با استفاده از داده‌های برش مقطعی و پانل کشورهای در حال توسعه بررسی می‌شود. نتایج حاکی از این است که در کشورهای در حال توسعه، افزایش تورم اثر معنی‌داری بر تأثیر پس‌انداز بر روی رشد اقتصادی می‌گذارد. از طرف دیگر با مقایسه تخمین مدل در کشورهای در حال توسعه دارای تورم بالا و کشورهای در حال توسعه دارای تورم پایین نتایج به دست آمده حاکی از آن است که اثر پس‌انداز بر روی رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه دارای تورم بالا کمتر از کشورهای در حال توسعه دارای تورم پایین می‌باشد. بنابراین فرضیه اصلی این مقاله در اقتصاد کشورهای در حال توسعه از جمله ایران تأیید شده است.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، پس‌انداز، تورم.

طبقه‌بندی JEL: E31، E21، E01.

Abstract:

The effect of saving on investment and economic growth is an important issue in both economic theory and policy. Also, having high and stable economic growth is of importance for all economies. On the other hand, inflation and its adverse effects (especially on economic growth) is one of the main economic problems in many developing countries. This study examines the relationship between the rate of saving and economic growth in developing countries with low and high inflation rates. In other words, since there have been high inflation rates in some developing countries including Iran, we examine the developments in the saving rates and economic growth and the effect of inflation on their relationship. The hypothesis we test is that higher inflation cause the effect of saving on economic growth to be lower. For this purpose, a sample of a panel data for 67 developing countries over the time period 1995-2014 is used. Our empirical results imply that higher inflation has a negative significant effect on the relationship between the rate of saving and economic growth. In effect, our main finding is that the effect of the rate of saving on the economic growth is higher for developing countries with lower inflation rates.

Keywords: Inflation, Economic Growth, Saving.
JEL: E31, E21, E01.

* **نویسنده مسئول:** تیمور رحمانی
E-mail: trahmani@ut.ac.ir

*Corresponding Author: Teymor Rahmani

۱- مقدمه

دستیابی به رشد بالای اقتصادی، به ویژه در دهه‌های اخیر ذهن بسیاری از کارشناسان و صاحب نظران اقتصادی را به خود مشغول کرده و به یکی از دغدغه‌های همیشگی اقتصاددانان و سیاست‌مداران در کشورهای مختلف تبدیل شده است. در واقع عوامل متعددی وجود دارند که می‌توانند بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارند که برخی از این عوامل تأثیر مثبت و برخی دیگر تأثیر منفی از خود به جای می‌گذارند. از جمله مهم‌ترین عواملی که می‌توانند بر رشد اقتصادی یک کشور تأثیر مثبت و تقویت کننده داشته باشند، می‌توان به میزان سرمایه‌گذاری، افزایش بهره‌وری نیروی کار و ارتقاء سطح تکنولوژی اشاره کرد.

یکی از شرط‌های اصلی برای پایایی رشد اقتصادی که از جمله اهداف مهم کلان اقتصادی کشورها می‌باشد، تجهیز منابع مالی و سرمایه‌ای در فرایند رشد وتوسعه اقتصادی است. یکی از این منابع، پس‌انداز می‌باشد که در تعیین میزان سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی و تنظیم سیاست‌های اقتصادی مدنظر قرار می‌گیرد. در نظریات رشد اقتصادی غالباً چنین بحث می‌شود که هر چه سطح پس‌انداز در کشوری افزایش یابد به معنای عرضه بیشتر منابع سرمایه‌ای بوده که این امر امکان دسترسی سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی را به منابع سرمایه‌ای افزایش می‌دهد و موجب تسهیل در فرایند سرمایه‌گذاری می‌شود. نتیجه طبیعی این روند، افزایش سطح سرمایه‌گذاری در کشور بوده که موجب تقویت تولید و رشد اقتصادی می‌شود. همچنین از جمله عواملی که می‌تواند آثار نامطلوبی بر رشد اقتصادی یک کشور به خصوص در کشورهای در حال توسعه داشته باشد، می‌توان به تورم اشاره کرد. طبق شواهد موجود، تورم آثار نامطلوب اقتصادی و غیراقتصادی بسیاری بر یک جامعه تحمیل می‌کند. اقتصاددانان معتقدند هزینه‌هایی که تورم بر جامعه تحمیل می‌کند، حتی می‌تواند بسیار جدی‌تر از هزینه‌های ناشی از کند شدن رشد اقتصادی باشد. تورم در سطوح بالا، کارکرد نظام قیمت را مختل می‌کند و موجب کاهش ارزش پول ملی می‌شود. تورم همچنین انگیزه‌های سرمایه‌گذاری را از بین می‌برد، موجب توزیع مجدد درآمد به نفع درآمدهای متغیر و به زیان درآمدهای ثابت می‌شود و لذا موجب فرار سرمایه از بخش واقعی به سمت فعالیت‌های سفته بازی و در نهایت کند شدن رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین به لحاظ آثار منفی و پایدار تورم بر اقتصاد، کنترل تورم می‌باید به عنوان یک هدف اولویت‌دار در صدر اهداف اقتصاد کلان قرار گیرد و سیاست‌های اقتصادی که کاهش نرخ تورم را به دنبال دارد، اتخاذ شود.

از این رو در این پژوهش سعی شده است، ارتباط پس‌انداز و رشد اقتصادی از کانال تورم در کشورهای در حال توسعه به خصوص در ایران مورد بررسی قرار گیرد. به عبارت دیگر، با توجه به وجود تورم بالا در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، این تحقیق به دنبال پاسخ به این پرسش هست که در شرایط تورم فعلی نرخ پس‌انداز و نرخ رشد اقتصادی به چه صورت تغییر یافته‌اند و این متغیرها با لحاظ نمودن اثر تورم چه رابطه‌ای با یکدیگر دارند.

در این تحقیق مدلی که اثرگذاری تورم بر رابطه پس‌انداز و رشد اقتصادی را بررسی می‌کند، با استفاده از داده‌های برش مقطعی و پانل کشورهای در حال توسعه تخمین زده می‌شود. وجه تمایز این تحقیق با سایر مطالعات انجام شده داخلی بررسی اثر پس‌انداز بر رشد اقتصادی در شرایط متفاوت نرخ تورم است.

در ادامه مبانی نظری پیرامون رابطه تورم، پس‌انداز و رشد اقتصادی از نظر خواهد گذشت. پس از بیان مبانی نظری، برای آشنایی با پیشینه تحقیق به بیان مطالعات صورت گرفته پیرامون موضوع مورد بررسی پرداخته می‌شود. سپس به معرفی مدل تحقیق و متغیرهای استفاده شده در مدل پرداخته می‌شود و پس از آن نتایج برآوردها ارائه و به تحلیل آنها خواهیم پرداخت.

۲- مبانی نظری

۲-۱- تأثیر پس‌انداز بر رشد اقتصادی در نظریه‌های رشد اقتصادی

اختلاف نظرهای اساسی در مباحث اقتصادی مرتبط با پس‌انداز را می‌توان با بررسی مدل‌های رشد اقتصادی مورد توجه قرار داد. در مدل رشد هارود- دومار[1] پس‌انداز به عنوان یکی از عوامل اصلی در تعیین رشد اقتصادی می‌باشد. این مدل بیان می‌کند که رشد اقتصادی (g) به نسبت سرمایه به تولید (یا ثابت سرمایه) (v) و میل نهایی به پس‌انداز (s) بستگی دارد. در این مدل نسبت سرمایه به تولید (v) ثابت بوده و نرخ

1. Harrod- Domar

رشد تولید (g) برابر با نرخ رشد سرمایه می‌باشد. به دیگر سخن، در این مدل، نرخ رشد با نسبت نرخ پس‌انداز (s) به نرخ ثابت سرمایه ($g = \frac{S}{V}$) برابر می‌باشد. لذا می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش نرخ پس‌انداز، رشد اقتصادی نیز افزایش می‌یابد.

مدل رشد اقتصادی نئوکلاسیک‌ها[1] یا مدل سولو[2] (۱۹۵۶) سعی در رفع اشکالات موجود در مدل هارود- دومار دارد. در این مدل، تکنولوژی به صورت برون‌زا فرض شده است و افزایش نرخ پس‌انداز در کوتاه‌مدت می‌تواند بر نرخ رشد اقتصادی تأثیر بگذارد ولی در بلندمدت تأثیری بر نرخ رشد ندارد و فقط موجب افزایش تولید سرانه می‌شود. از نظر تکنیکی، افزایش پس‌انداز به صورت برون‌زا، موجب افزایش موجودی سرمایه و تولید سرانه در حالت پایدار[3] می‌شود که در زمان حرکت به سمت حالت پایدار موجب افزایش نرخ رشد اقتصادی می‌گردد.

ولی زمانی که اقتصاد به حالت پایدار رسید، افزایش پس‌انداز عملاً نمی‌تواند بر نرخ رشد اقتصادی تأثیری داشته باشد (برانسون، ۱۳۸۶: ۷۱۷-۷۱۶)

در دهه ۱۹۸۰، مطابق نظریه‌های رشد درون‌زا (که با هدف درون‌زا کردن تکنولوژی و رفع اشکالات مدل سولو مطرح گردیدند) افزایش پس‌انداز از طریق افزایش سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه، موجب افزایش دائمی نرخ رشد اقتصادی می‌شود. همچنین، در مدل‌های رشدی که توسط رمزی، کاس وکوپمنز پیشنهاد شده است افزایش پس‌انداز از طریق انباشت سرمایه منجر به افزایش درآمد می‌شود. در واقع در این مدل‌ها افزایش نرخ پس‌انداز به صورت درون‌زا از طریق بهینه‌یابی واکنش‌های مابین خانوارها و بنگاه‌ها -در شرایط بازارهای رقابتی و تحت محدودیت بودجه تعریف شده- می‌تواند سبب افزایش درآمدها شود.

۲-۲- رابطه تورم و رشد اقتصادی

تئوری‌های اقتصادی نگرش‌های متفاوتی پیرامون رابطه رشد و تورم دارند به طوری که برخی از تئوری‌ها بر اثر مثبت تورم بر رشد اقتصادی تأکید داشته؛ برخی دیگر معتقد به وجود یک رابطه منفی بین این دو هستند. مناسب است بحث را از منحنی مشهور فیلیپس آغاز کنیم، زیرا به طور معنی‌داری به پیوند تورم و رشد در کوتاه‌مدت می‌پردازد. بر اساس منحنی فیلیپس نوعی ارتباط منفی بین تورم و بیکاری و لذا یک رابطه مثبت بین تورم و رشد وجود دارد. اما فریدمن و فلپس با در نظرگرفتن انتظارات تورمی در منحنی فیلیپس این نظریه را تعدیل کرده و وجود رابطه مذکور را فقط در کوتاه‌مدت ممکن دانسته و تأکید می‌نمایند که در بلندمدت و با تعدیل انتظارات تورمی منحنی فیلیپس عمودی گردیده و دیگر شیب منحنی منفی نیست و بیکاری و تورم می‌توانند به همراه یکدیگر افزایش یا کاهش یابند. در نتیجه، وجود رابطه مثبت بین تورم و تولید منتفی خواهد بود. رابرت لوکاس که از نظریه‌پردازان کلاسیک جدید است از این هم فراتر رفته و تصریح می‌کند، در صورتی که سیاست‌های پولی به صورت پیش‌بینی شده اجرا شود حتی در کوتاه مدت نیز منحنی فیلیپس عمودی بوده و بنابراین، پیوند رشد و تورم نه در کوتاه‌مدت و نه در بلندمدت قابل قبول نخواهد بود.

در تئوری‌های رشد نیز دیدگاه‌های متفاوتی درباره رابطه تورم و رشد اقتصادی ملاحظه می‌شود. پیروان دو مکتب نئوکلاسیکی و کالکی-کینزی معتقدند که رابطه علّیتی به صورت مثبت از تورم به رشد اقتصادی وجود دارد. مکتب پس‌انداز اجباری کالکی– کینزی معتقد است، اگر قیمت‌ها سریع‌تر از دستمزدها افزایش یابند، سطوح کلی پس‌اندازها و سرمایه‌گذاری از طریق انتقال درآمد از مزد بگیران با میل به پس‌انداز پایین به گیرندگان سود که میل به پس‌انداز بالاتری دارند، افزایش می‌یابد. علاوه بر این، عملیات مالیات تورمی منابع را از بخش خصوصی به بخش دولتی، انتقال می‌دهد. جایی که این منابع در اصل می‌تواند برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری واقعی به کار روند. توبین با فرض اینکه پول جانشینی برای سرمایه است، اثر مثبت تورم بر رشد اقتصادی را از طریق اثر سرمایه‌بری ثابت کرده است. مطابق با الگوی توبین، تورم نرخ بازده حاصل از سرمایه‌گذاری واقعی نسبت به بازده حاصل از سرمایه‌گذاری مالی را جذاب‌تر می‌کند. دیدگاه ساختارگرایان ازجمله بائر، سیرز، تیلور[4] در مورد تورم نشان دهنده معکوس بودن رابطه علّی از تورم به رشد اقتصادی است. در مقابل دیدگاه کالکی-کینزی، اقتصاددانان طرفدار عقاید

1. Neoclassic
2. Solow (1956)
3. Steady State
4. Baer, Seers & Teylor

کلاسیکی معتقدند که تورم مانع رشد اقتصادی می‌شود. این بحث بر چند پایه استوار است. اول تورم بازده پس‌انداز را کاهش می‌دهد و بنابراین، ترغیب منفی برای پس‌انداز است. دوم، بیان می‌شود که نرخ تورم بالا و متغیر به طور بالقوه می‌تواند هزینه و مخاطره سرمایه‌گذاری تولیدی را افزایش دهد. سوم تورم بالا می‌تواند رانت‌خواری را ترغیب کند و وقتی فشار روی دولت برای برقراری انواع کنترل قیمت‌ها افزایش می‌یابد، فعالیت‌های غیرمولد را به طور مستقیم بر می‌انگیزاند. چهارم، برخلاف نتیجه‌گیری تووبین، تورم بالا ممکن است سرمایه‌گذاری در دارایی‌های واقعی غیر مولد (نظیر واسطه‌گری و طلا) را جذاب‌تر نماید. پنجم، اگر منبعی که از طریق مالیات تورمی به دولت منتقل می‌شود سرمایه‌گذاری نشود، افزایش خالص سرمایه‌گذاری کل پایین‌تر خواهد آمد (اختر و چودهری، ۱۳۸۲: ۷۵)، سرانجام، در اقتصاد باز اگر تورم داخلی بیشتر از تورم جهانی گردد و اگر نرخ ارز کاملاً انعطاف‌پذیر نباشد، در این صورت تورم موازنه تجاری را بدتر می‌کند. این امر موجب می‌شود که محدودیت ارز شدیدتر از محدودیت پس‌اندازها گردد، علاوه بر این، تورم شدید می‌تواند باعث فرار سرمایه شود، زیرا موجب بروز مشکلات تراز پرداخت‌ها شده و با کاهش نرخ ارز، احتکار و خروج سرمایه را ایجاد می‌کند.

همچنین دیدگاه سومی که وجود دارد متعلق به سیدروسکی است. وی با کمک روش بهینه سازی رفتار عوامل اقتصادی و با در نظر گرفتن مانده حقیقی پول در تابع مطلوبیت نشان داد که اثر تورم پولی بر رشد اقتصادی خنثی است. این نظریه که تحت عنوان نظریه خنثی شناخته شده، به وسیله انتظارات عقلایی مطرح شده است. مطابق با این دیدگاه، زمانی که تورم پیش‌بینی شده است، بر سمت واقعی اقتصاد اثری ندارد (سیدراسکی[1]، ۱۹۶۷: ۵۴۴-۵۳۴).

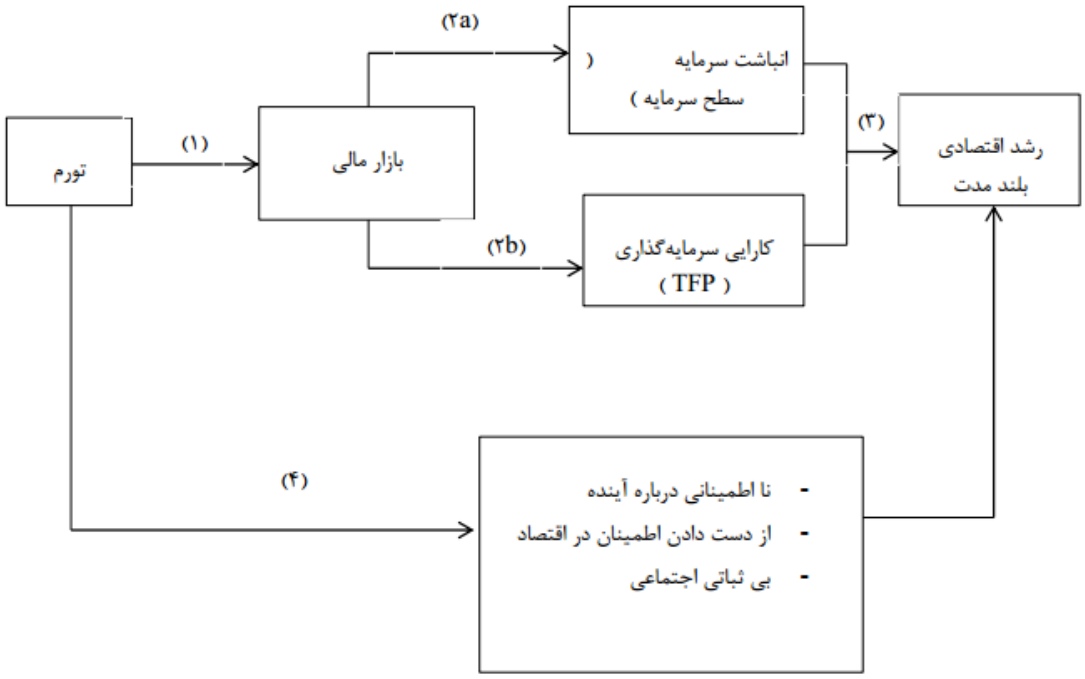
به طور کلی دو کانال احتمالی برای انتقال اثرات تورم بر رشد اقتصادی متصور است. یکی از طریق انباشت سرمایه یا سطح سرمایه‌گذاری و دیگری از طریق کارایی سرمایه‌گذاری یا همان بهره‌وری کل عوامل تولید است. مکانیسم کلی کار این است که تورم بازدهی واقعی به پس‌اندازها را کاهش داده و با تشدید اصطکاک اطلاعات، بازارهای مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتیجه این اصطکاک در بازار مالی، سهمیه‌بندی اعتبارات و محدودیت سرمایه برای سرمایه‌گذاری (کاهش سطح سرمایه‌گذاری) و کاهش کارایی تخصیص پس‌اندازها به پروژه‌های سرمایه‌گذاری (کارایی سرمایه‌گذاری) و در نهایت اثر معکوس بر رشد اقتصادی است. چو و همکاران معتقدند این اصطکاک در بازار مالی در سطوح پایین نرخ تورم معمولاً زیان بار نبوده و منجر به جیره‌بندی اعتبارات و ظهور رابطه منفی تورم و رشد نمی‌شود. در چنین شرایطی، افزایش بیش‌تر تورم بازدهی سپرده‌گذاران در تمام بازارهای مالی را کاهش داده و در پی آن موجب انباشت سرمایه می‌شود که این امر مبین همان اثر تووبین در رابطه تورم و رشد اقتصادی است. با این وجود، وقتی تورم از حد معینی بالاتر رود، به جیره‌بندی اعتبارات منجر شده و بنابراین، پیامد نرخ بالاتر تورم، کاهش رشد اقتصادی خواهد بود.

مکانیسم‌های احتمالی انتقال اثرات تورم بر رشد در نمودار (۱) نشان داده شده است که براساس آن، انتقال اثرات تورم بر رشد از طریق دو کانال اصلی اتفاق می‌افتد:

- از طریق بازارهای مالی (واسطه‌گری‌های مالی)
- به طور مستقیم.

از آنجا که وارد کردن اثرات مستقیم تورم بر رشد (در نمودار (۱) با بردار (۴) نشان داده شده است)، در الگوهای رشد معمولاً مشکل است، بنابراین، در اغلب مطالعات تجربی بر مکانیسم اصلی انتقال که توسط بردارهای (۱) تا (۳) نشان داده شده، تأکید شده است. نقطه شروع این مکانیسم همبستگی بازارهای مالی و تورم است. با آزمون این همبستگی در بسیاری از مطالعات ثابت شده است که حتی افزایش قابل پیش‌بینی در تورم، توسعه بازارهای مالی را به تأخیر می‌اندازد. همچنین، مطالعات تجربی موفق به تعیین سطوح آستانه‌ای در رابطه تورم و توسعه بازارهای مالی شده‌اند. مرحله بعدی این انتقال اثر توسط دو بردار (۲a) و (۲b) بیان شده که به ترتیب همبستگی توسعه بازارهای مالی را با سطح سرمایه‌گذاری و کارایی سرمایه‌گذاری نشان می‌دهد. آخرین مرحله این مکانیسم، اثر سرمایه‌گذاری و رشد بهره‌وری بر رشد اقتصادی است. اغلب مطالعات تجربی نشان داده‌اند که درجات متفاوتی از توسعه بازارهای مالی، به طور مثبت و قوی سطح و کارایی سرمایه‌گذاری و در نهایت رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

1. Sidrauski (1967)



شکل ۱. مکانیسم‌های احتمالی انتقال اثرات تورم بر رشد اقتصادی

۳- مطالعات تجربی

تحقیقات متعددی راجع به رابطه میان تورم، رشد اقتصادی و پس‌انداز صورت گرفته است که هریک از آنها با در نظر گرفتن شرایط مختلف به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند. در ابتدا مطالعات مربوط به بحث رابطه تورم، پس‌انداز و رشد اقتصادی و سپس مطالعات مربوط به اثرگذاری تورم بر رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده‌ایم.

۳-۱- مطالعات پیشین رابطه تورم،پس‌انداز و رشد اقتصادی

ایلیاس و همکاران[1] به بررسی رابطه میان تورم، رشد و پس‌انداز در چارچوب معادلات همزمان به روش 2SLS پرداختند. همچنین سطح آستانه تورم را برای اقتصاد پاکستان با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۹۷۳ تا ۲۰۱۳ از روش OLS به دست آوردند و نتیجه گرفتند که رابطه دوسویه بین تورم و رشد اقتصادی وجود دارد و در بلندمدت این دو متغیر اثر منفی و معنی‌داری بر یکدیگر دارند. این در حالی است که رشد تولید سرانه رابطه یک‌سویه ومستقیم با پس‌انداز دارد. همچنین رابطه معنی‌داری بین تورم وپس‌انداز به دست نیامده است. از سوی دیگر سطح آستانه تورم برای اقتصاد پاکستان ۹ ٪ به دست آمده است که نرخ تورم بالاتر از آن آثار زیان‌باری بر رشد اقتصادی پاکستان دارد (ایلیاس و همکاران، ۲۰۱۴: ۱۳۰-۱۲۵).

دی هولاکیا و همکاران[2] به بررسی رابطه رشد اقتصادی، نرخ پس‌انداز و نرخ تورم در چارچوب معادلات همزمان به روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) برای کشورهای جنوب شرقی و جنوب آسیا برای دوره زمانی ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۳ با استفاده از داده‌های پانل پرداختند و به این نتیجه رسیدند که نرخ پس‌انداز و رشد اقتصادی ارتباط دوسویه مستقیمی دارند در حالی که تورم اثر منفی و یک طرفه بر رشد اقتصادی دارد و اثر آن بر پس‌انداز مثبت است (دی هولاکیا و همکاران، ۲۰۰۸: ۲۲-۱).

یانگ و همکاران[3] با لحاظ کردن ترجیحات بازگشتی مارشال و ارتباط آن با پس‌انداز عامل تأثیر تورم را با صبر مردم مورد بررسی قرار دادند. در مطالعه انجام شده نتیجه به دست آمده بدین صورت است که افزایش در نرخ رشد پولی با افزایش دادن نرخ ترجیح زمانی منجر به افزایش مصرف و کاهش

1. Ilyas et al. (2014)

2. Dholakia et al. (2008)
3. Yang et al. (2008)

پس‌انداز می‌شود؛ یعنی با افزایش نرخ ترجیح زمانی مردم مصرف حال را به آینده ترجیح خواهند داد (یانگ و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۲۰۵-۱۱۹۶).

تروال[1] ارتباط میان تورم با نسبت پس‌انداز و سرمایه‌گذاری به درآمد ملی را مورد بررسی قرار داده است و به این نتیجه رسیده که تا زمانی‌که نرخ تورم ملایم است نسبت پس‌انداز به درآمد ملی به طور مثبت با تورم رابطه دارد اما هنگامی‌که تورم از حد آستانه‌ای (نرخ بهینه) بالاتر برود تورم اثر معکوس بر نسبت پس‌انداز دارد (تروال، ۱۹۷۴: ۱۷۴-۱۵۴).

اندرس و هرناندو[2] اثر تورم را بر سرمایه‌گذاری آزمون نمودند. آنها دریافتند که تورم از سطح سرمایه‌گذاری می‌کاهد. همچنین نتایج مطالعه آنها نشان داد که حتی سطح پایین و معتدل نرخ‌های تورم، اثر منفی موقتی بر رشد اقتصادی دارد (اندرس و هرناندو، ۱۹۹۹: ۳۴۸-۳۱۵).

ما[3] رابطه بین تورم و نااطمینانی تورم و رشد اقتصادی را برای کشور کلمبیا بررسی نمود. وی دریافت که تورم بالا رابطه منفی با سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد اقتصادی دارد (ما، ۱۹۹۸: ۱۲۸۵-۱۲۶۷).

۳-۲- مطالعات پیشین رابطه تورم و رشد اقتصادی

دانگ و جی‌ها[4] اثر تورم بر رشد اقتصادی ۱۸۲ کشور در حال توسعه و ۳۱ کشور توسعه یافته را در بازه زمانی ۲۰۰۹-۱۹۶۱ بررسی کردند و نتایج زیر را به دست آوردند:

(۱) برای کشورهای در حال توسعه شواهد مهمی مبنی بر تأثیر منفی بی‌ثباتی بر رشد وقتی که نرخ تورم بالا است (به خصوص زمانی که تورم بالاتر از ۱۰ درصد است) وجود دارد. لذا افزایش در تورم، رشد اقتصادی پایین را به همراه دارد.

(۲) در کشورهای توسعه یافته شواهد معنی‌داری مبنی بر اینکه بی‌ثباتی تورم برای رشد اقتصادی مضر است وجود ندارد (دانگ و جی‌ها،۲۰۱۲: ۱۷-۳).

فریم پانگ و آبایه[5] به دنبال یافتن پاسخ به این سؤالات بودند؛ آیا تورم مضر است؟ در صورت مثبت بودن پاسخ، تورم درچه سطحی مضر است؟ آنها به برآورد سطح آستانه تورم برای کشور غنا طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۶۰پرداخته‌اند. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که نرخ آستانه تورم برای این کشور ۱۱درصد می‌باشد به طوری که در نرخ‌های بالاتر از این سطح تورم اثرات منفی بر رشد اقتصادی کشور غنا داشته و در نرخ‌های پایین‌تر اثرات ملایمی بر رشد و فعالیت اقتصادی این کشور داشته است (فریم پانگ و آبایه، ۲۰۱۰: ۲۳۲).

خان و سندهاجی[6] در مطالعه خود برای ارزیابی رابطه غیرخطی تورم و رشد اقتصادی از داده‌های پانل ۱۴۰ کشور برای یک دوره ۴۰ ساله استفاده کرده‌اند و برای کشورهای صنعتی سطح آستانه‌ای حدود ۳-۱ درصد و برای کشورهای در حال توسعه سطح آستانه‌ای در حدود ۱۲-۱۱ درصد برآورد کردند. آنها نشان دادند که یک رابطه منفی و معنی‌داری بین تورم ورشد اقتصادی برای نرخ‌های تورم بالای سطح آستانه وجود دارد (خان و سندهاجی، ۲۰۰۱: ۲۱-۱).

جعفری صمیمی و قلی‌زاده کناری با استفاده از داده‌های سری زمانی و مقطعی، عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی را در کشورهای در حال توسعه بررسی و فرضیه اثر منفی تورم را بر رشد اقتصادی در ۹۰ کشور در حال توسعه، طی سال‌های (۲۰۰۳-۱۹۹۳)، آزمون کرده‌اند. این پژوهش گران برای آزمون فرضیه‌ها، الگوی سیستم معادلات همزمان را شامل دو معادله تورم و رشد اقتصادی با تأکید بر مدل مثلثی گوردون به کار گرفته‌اند. نتایج حاصل از برآورد الگوهای رگرسیونی این تحقیق فرضیه اصلی را که بیان کننده اثر منفی تورم بر رشداقتصادی در کشورهای در حال توسعه است، تأیید کرده است. مطابق با نتایج این تحقیق، یک درصد افزایش در تورم، رشد اقتصادی را به میزان ۰/۰۲ درصد کاهش می‌دهد (جعفری صمیمی و قلی‌زاده کناری، ۱۳۸۶: ۵۸-۴۵).

دادگر و صالحی‌رزوه به بررسی رابطه میان تورم و رشد اقتصادی در ایران با استفاده از داده‌های دوره ۱۳۸۰-۱۳۴۰ پرداختند. در این تحقیق، برای بررسی رابطه میان دو متغیر تورم و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران، از الگوی ارائه شده توسط بارو و الکساندر استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق نشان داده است که تأثیر تورم بر روی رشد اقتصادی منفی بوده است و در ازای یک درصد افزایش در نرخ تورم، رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت ۲ درصد و در بلندمدت ۰/۲۵ درصد کاهش داشته است. آنها در نهایت پیشنهاد کرده‌اند که برای ایجاد و تداوم

1. Thirlwall (1974)
2. Andres & Hernando (1999)
3. Ma (1998)
4. Dang & Jha (2012)
5. Frimpong & Abayie (2010)
6. Khan & Sennhadji (2001)

رشد، بایستی تورم کاهش یابد و در سطحی نگه داشته شود که آثار مخربش بر رشد از میان برود (دادگر و صالحی‌رزوه، ۱۳۸۳: ۸۲-۵۵).

بنابراین با توجه به اهمیت رشد اقتصادی و باتوجه به بررسی‌های انجام شده عمدتاً مطالعات داخلی که با موضوع رابطه تورم، پس‌انداز و رشد اقتصادی انجام شده، به بررسی رابطه علت و معلولی تورم، پس‌انداز و رشد در مدل‌های سیستم معادلات همزمان یا بررسی رابطه علت و معلولی تورم و رشد پرداخته‌اند. تفاوت تحقیق حاضر با سایر مطالعات انجام شده داخلی این است که در این مقاله به بررسی اثر پس‌انداز بر رشد اقتصادی در شرایط متفاوت نرخ تورم پرداخته شده است.

۴- معرفی مدل، متغیرها و روش انجام تحقیق

در این قسمت رابطه پس‌انداز و رشد اقتصادی از کانال نرخ تورم با استفاده از داده‌های سالیانه شاخص‌های توسعه بانک جهانی ۶۷ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۵ بررسی می‌شود. مطابق با لوین و رنلت[1] (۱۹۹۲) هنوز یک الگوی نظری رشد مورد قبول همگان برای انجام کارهای تجربی وجود ندارد. الگوهای نظری موجود نیز متغیرهای ثابت در الگو و متغیرهای مورد بررسی هر مطالعه تجربی را مشخص نمی‌کنند. بارو[2] (۱۹۹۵) در مقاله «رشد اقتصادی در یک مدل بین بخشی از کشورها» از ۲۶ متغیر نام می‌برد که می‌تواند در رگرسیون‌های رشد به کار روند.

در این بخش، برای بررسی این موضوع که تورم بالا سبب کاهش اثر پس‌انداز بر روی رشد اقتصادی می‌شود، با استفاده از داده‌های کشورهای در حال توسعه به بررسی تجربی موضوع می‌پردازیم. از آنجا که در این بررسی، از داده‌های مقطعی موجود در طی چند سال استفاده شده است، الگوی ما براساس پانل دیتا برآورد شده است. علت استفاده از این داده‌ها در این بررسی این بوده است که تلفیق آمارهای سری زمانی با آمارهای مقطعی می‌تواند اطلاعات سودمندی برای تخمین مدل‌های اقتصادسنجی فراهم نماید. بنابراین، نتایج حاصل از آن برای اثرگذاری متغیرها به ویژه متغیرهای سیاستی بسیار مناسب است.

بر اساس مطالعات انجام شده، معمولاً در کشورهای در حال توسعه با تورم بالا سطح آستانه‌ای برای تورم وجود دارد (حدود ۱۲٪) به طوری که تورم متجاوز از سطح آستانه‌ای می‌تواند تأثیر منفی معنی‌داری بر رشد اقتصادی و پس انداز داشته باشد. در مطالعه حاضر نیز با توجه به بررسی‌های انجام شده سطح آستانه تورم را دوازده درصد در نظر گرفتیم که برای سادگی و درک بیشتر ابتدا داده‌های کشورهای در حال توسعه را به دو دسته کشورهای دارای تورم بالا (بالای دوازده درصد) و دارای تورم پایین (کمتر از دوازده درصد) تقسیم نموده و برای هر یک مدل زیر را تخمین می‌زنیم:

$$Growth_{it}= \alpha_0+ \alpha_1 Log\ GDP_{it-1}+\alpha_2 SR + \alpha_3 INF + \alpha_4 TO + \alpha_5 Human + \alpha_6 DI + \alpha_7 FDI$$

که در آن نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (Growth) بر روی لگاریتم تولید ناخالص داخلی دوره گذشته (Ln(GDP(-1))، نرخ پس‌انداز داخلی (SR)، نرخ تورم (INF) ، شاخص بازبودن تجاری (TO)، شاخص سرمایه انسانی (Human)، سرمایه‌گذاری داخلی[3] (DI) و سرمایه‌گذاری خارجی (FDI) تخمین زده شده است.

البته در بررسی فرضیه مورد تحقیق در مورد کل کشورهای در حال توسعه برای آنکه نحوه اثرگذاری تورم را بر همه کشورها یک‌جا ببینیم، با معرفی کردن اثر تقاطعی، رگرسیون مورد بررسی برای کل کشورها را به صورت زیر تخمین می‌زنیم.

$$Growthit= \beta_0+ \beta_1 Log\ GDP_{it-1}+\beta_2 TO+ \beta_3 Human+ \beta_4 DI + \beta_5 FDI + \beta_6 Inf + \beta_7 SR + \beta_8 (Inf\times SR)$$

داده‌های مورد استفاده برای تخمین مدل کشورهای در حال توسعه با تورم پایین ۳۵ کشور را شامل می‌شود. از طرف دیگر، داده‌های مورد استفاده برای تخمین مدل کشورهای در حال توسعه با تورم بالا نیز ۳۲ کشور را در برمی‌گیرد. در مدلی که کل کشورها در نظر گرفته شده است نیز از داده‌های ۶۷ کشور استفاده شده است. کل داده‌هایی که در نظر گرفتیم، از سایت WDI استخراج شده است. در این تحقیق، برای برآورد تخمین مدل پنل، از نرم افزار Eviews8 استفاده گردیده است.

1. Levine & Renelt (1992)
2. Barro (1995)
3. Gross Capital Formation (% of GDP)

۴-۱- روش داده‌های تابلویی

اصطلاح داده‌های تابلویی به انباشته شدن مشاهدات مقطعی در طول دوره‌های زمانی مختلف اشاره می‌کند. بنابراین داده‌ها هم دارای بعد زمانی و هم دارای بعد مکانی هستند. در استفاده از این روش لازم است ابتدا آزمون چاو یا F لیمر برای آزمون اینکه الگوها به روش داده‌های هم انباشته یا تابلویی تخمین زده شود، مورد بررسی قرار می‌گیرد. در آزمون F، فرضیه H_0 یکسان بودن عرض از مبدأها (روش هم انباشته) در مقابل فرضیه مخالف H_1، ناهمسانی عرض از مبدأها (روش داده‌های تابلویی) قرار می‌گیرد.

$$F=\frac{\frac{(RRSS-URSS)}{N}-1}{RRSS/(NT-N-K)}\sim F_{N-1,N(T-1)-K}$$

قبل از تخمین مدل لازم است که برای انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی از آماره F لیمر استفاده شود. چنانچه فرضیه صفر آماره مبنی بر تلفیقی بودن رد شود و دلیلی برای پذیرش فرضیه صفر وجود نداشته باشد، فرضیه مقابل آن مبنی بر پانل بودن داده‌ها مورد پذیرش قرار می‌گیرد. نتایج جدول۱ داده‌های پانل را تأیید می‌کند.

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون F لیمر

مدل‌ها	آماره کای دو	Probe
کشورهای در حال توسعه دارای تورم پایین	۱۶/۵۰	۰/۰۰۰
کشورهای در حال توسعه دارای تورم بالا	۱۰/۷۰	۰/۰۰۰
کل کشورهای در حال توسعه	۱۲/۹۲	۰/۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

در هر سه مدل فرضیه صفر (روش حداقل مربعات معمولی) رد شده و رگرسیون مقید (روش حداقل مربعات معمولی) دارای اعتبار نیست و باید با عرض از مبدأهای جداگانه (اثرات ثابت یا تصادفی) در مدل لحاظ شود.

آخرین گام برای رسیدن به شکل صحیح تخمین مدل، انتخاب بین روش اثرات ثابت یا تصادفی می‌باشد. آزمون هاسمن برای تعیین روش تخمین در روش داده‌های تابلویی به کار می‌رود. در این آزمون فرضیه روش اثرات تصادفی و فرضیه مقابل روش اثرات ثابت است.

نتایج آزمون هاسمن در جدول ۲ خلاصه شده است. مطابق نتایج به دست آمده، هر سه مدل به شیوه اثرات ثابت تخمین زده خواهد شد.

جدول ۲. نتایج آزمون هاسمن جهت تعیین روش مناسب

مدل‌ها	آماره کای دو	Probe
کشورهای در حال توسعه دارای تورم پایین	۲۲/۴۳۰	۰/۰۰۰
کشورهای در حال توسعه دارای تورم بالا	۱۳/۸۲۱	۰/۰۱۰
کل کشورهای در حال توسعه	۰۹/۰۶۹	۰/۰۱۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵- نتایج برآورد مدل

۵-۱- تخمین مدل برای کشورهای دارای تورم بالا و پایین

همان‌طور که در بخش‌های قبلی بیان شد، مدل مورد بررسی در این تحقیق، براساس داده‌های پانل است. به همین خاطر، با تخمین مدل بر اساس داده‌های موجود برای کشورهای در حال توسعه نتایج زیر حاصل شده است:

نتایج جدول ۳ حاکی از آن است که متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی با وقفه در هر دو رژیم تورمی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد که حاکی از تأیید فرضیه همگرایی در نظریه‌های رشد است، این اثر منفی در نظریات رشد اقتصادی غالباً چنین بحث می‌شود که کشوری که دارای تولید ناخالص داخلی بالاتر می‌باشد با ثابت فرض کردن سایر شرایط معمولاً رشد آن ضعیف است. ضریب نرخ تورم در هردو مدل منفی و معنی‌دار می‌باشد. با این تفاوت که در سطوح بالایی تورم تأثیر بسیار شدیدی بر نرخ رشد اقتصادی می‌گذارد. در اکثر پژوهش‌ها رابطه بین تورم و رشد اقتصادی منفی بوده است. این مسئله می‌تواند از علل مختلفی ناشی شود که یکی از علل اصلی آن با توجه به شرایط اقتصادی این است که تورم، هزینه و ریسک سرمایه مولد را افزایش داده و ممکن است منجر به تخصیص نامناسب موجودی به سمت سرمایه‌گذاری با بهره‌وری پایین‌تر شود و در نهایت باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین بر طبق نتایج بالا، مدل‌های برآورد شده ما تأییدی بر این واقعیت است که تورم در نرخ‌های بالای خود تأثیر منفی بسیار شدیدی بر نرخ رشد اقتصادی می‌گذارد و به عنوان مانعی برای نرخ رشد اقتصادی عمل می‌نماید.

جدول ۳. نتایج تخمین ضرایب رگرسیون کشورهای دارای تورم پایین و بالا

متغیر	متغیر وابسته رشد اقتصادی			
	کشورهای در حال توسعه دارای تورم پایین		کشورهای در حال توسعه دارای تورم بالا	
	ضریب	Probe	ضریب	Probe
عرض از مبدأ	۲۷/۰۲۵۵	۰/۰۰۰۰	۸/۴۲۶۹۶۵	۰/۴۵۳۱
لگاریتم GDP سرانه دوره قبل	-۰/۵۶۷۸۹	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۵۶۱۵۷	۰/۰۰۰۳
نرخ پس‌انداز	۰/۱۲۳۲۰۷	۰/۰۰۰۰	۰/۰۵۵۲۸۱	۰/۰۰۱۰
نرخ تورم	-۰/۰۶۳۵۳۶	۰/۰۰۲۵	-۰/۱۳۱۱۶۶	۰/۰۰۰۰
سرمایه‌گذاری	۰/۲۶۹۳۷۶	۰/۰۰۰	۰/۱۵۰۲۹۷	۰/۰۰۰۰
سرمایه‌گذاری خارجی	۰/۰۵۰۸۸۹	۰/۰۱۰۴	۰/۰۰۴۷۰۰	۰/۰۸۶۸
درجه باز بودن	۰/۰۴۹۴۲۳	۰/۰۰۱۰	۰/۰۲۱۱۲۵	۰/۰۱۱۳
سرمایه انسانی	۰/۱۴۰۳۳۷	۰۰۰۰۵	۰/۰۷۲۳۲۴	۰/۰۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

ضریب بعدی نرخ پس‌انداز می‌باشد که در هر دو رژیم تورمی مثبت و معنی‌دار به دست آمده و با مبانی تئوریک سازگار است. در نظریات رشد اقتصادی غالباً چنین بحث می‌شود که هرچه سطح پس‌انداز در کشوری افزایش یابد به معنای عرضه بیشتر منابع سرمایه‌ای بوده که این امر امکان دسترسی سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی را به منابع سرمایه‌ای افزایش می‌دهد و موجب تسهیل در فرآیند سرمایه‌گذاری می‌شود. نتیجه طبیعی این روند، افزایش سطح سرمایه‌گذاری در کشور بوده که موجب تقویت تولید و رشد اقتصادی می‌شود. در نتیجه می‌توان گفت که با توجه به نقش مهم و تأثیرگذار پس‌انداز در جبران کمبود منابع سرمایه‌ای برای سرمایه گذاران (به ویژه در کشورهای در حال توسعه)، این عامل نقش مهمی در افزایش رشد اقتصادی ایفا می‌کند. همچنین با مقایسه نتایج تخمین‌های به دست آمده کشورهای در حال توسعه دارای تورم بالا و تورم پایین ملاحظه می‌شود که اثر پس‌انداز بر رشد اقتصادی در کشورهای دارای تورم پایین (کمتر از دوازده درصد) درسطح خطای پنج درصدی مثبت و معنی‌دار و به میزان ۰/۱۱۴۱۰۷ به دست آمده است. این در حالی است که در کشورهای در حال توسعه دارای تورم بالا اثر پس‌انداز بر رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۴۵۲۸۱ به دست آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود با مقایسه ضرایب پس‌انداز کشورهای در حال توسعه دارای تورم پایین و دارای تورم بالا می‌توان ادعا کرد که با افزایش تورم اثر پس‌انداز بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه کاهش یافته است.

ضریب متغیرهای سرمایه‌گذاری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) در هر دو رژیم مثبت است و با مبانی تئوریک سازگار است. از طرف دیگر می‌توان اذعان داشت که چون FDI ورودی به کشورهای در حال توسعه بیشتر از طرف کشورهای توسعه یافته صورت می‌گیرد، در نتیجه شکاف تکنولوژیکی زیادی بین کشور میزبان و مهمان به وجود می‌آید که خود موجبات کاهش اثرگذاری FDI را فراهم می‌کند.

ضریب شاخص باز بودن تجاری در هر دو رژیم مثبت و معنی‌دار است. این مسئله نیز با مبانی نظری تجارت آزاد و استراتژی‌های مبتنی بر توسعه صادرات سازگار است.

مسئله آزاد سازی تجاری در الگوهای مختلف بررسی شده است و اثر مثبت آن بر رشد اقتصادی تأیید شده است. بر طبق تئوری رشد درون‌زا با آزادسازی تجاری امکان ورود کالاهای سرمایه‌ای و فناوری فراهم می‌گردد که با توجه به مزیت نسبی کشور، امکان تولید با استفاده از صرفه مقیاس و تقسیم کار جهانی فراهم می‌گردد و در نهایت تجارت باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود.

ضریب متغیر سرمایه انسانی نیز در هر دو رژیم معنی‌دار و مثبت به دست آمده است. این نتیجه نیز با تئوری رشد درون‌زا مطابقت دارد و تأییدی بر رابطه مثبت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه می‌باشد.

۵-۲- تخمین مدل کلی

حال با استفاده از داده‌های پانل در همه کشورهای مورد بررسی، با تخمین مدل کلی بر اساس داده‌های ۶۷ کشور در حال توسعه، نتایج زیر حاصل شده است:

در مدل برآورد شده مشاهده می‌شود که ضریب متغیر وقفه لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه در سطح خطای پنج درصدی منفی و اختلاف معنی‌دار از صفر دارد که حاکی از تأیید فرضیه همگرایی در مباحث رشد است. ضریب شاخص باز بودن تجاری (براساس نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی) نیز برای تمامی کشورهای در حال توسعه مثبت و اختلاف معنی‌داری از صفردارند و با مبانی نظری

تجارت آزاد و استراتژی‌های مبتنی بر توسعه صادرات سازگار است. ضریب بعدی متغیر سرمایه انسانی نیز معنی‌دار و مثبت بوده و این نتیجه با تئوری رشد درون‌زا مطابقت دارد. با توجه به نتایج به دست آمده متغیر سرمایه‌گذاری خارجی اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه دارد که در مجموع، می‌توان این گونه استدلال کرد که در کل کشورها، با افزایش داده‌ها و در نظر گرفتن همه شرایط در کنار هم، FDI اثر معنادارتری بر روی رشد اقتصادی می‌گذارد. همچنین مشاهده می‌شود هر یک واحد افزایش در سهم سرمایه‌گذاری از تولید کل ناخالص داخلی، رشد اقتصادی را به میزان ۰/۱۴ افزایش می‌دهد. بنابراین حضور سرمایه‌گذاری به عنوان موتور اصلی رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه مورد تأیید قرار گرفته است.

جدول ۴. نتایج تخمین ضرایب رگرسیون کل کشورها

متغیر	ضریب	Std.Error	t.Statistic	Prob.
عرض از مبدأ	۲/۹۲۷۸۷۱	۱/۷۹۵۲۴۳	۱/۶۱۸۴۴۵	۰/۰۳۹۳
لگاریتم GDP سرانه دوره قبل	-۵/۸۵۹۶۶۳	۱/۲۲۹۶۵۴	-۴/۷۴۵۲۲۴	۰/۰۰۰۶
درجه باز بودن	۰/۰۱۱۳۸۰	۰/۰۰۵۴۶۷	۲/۲۱۶۱۳۵	۰/۰۰۰
سرمایه انسانی	۰/۱۷۹۹۰۶	۰/۰۵۲۶۸۳	۳/۴۱۴۸۵۹	۰/۰۰۰۷
سرمایه‌گذاری	۰/۱۴۲۹۵۰	۰/۰۱۲۵۳۴	۱۱/۴۰۵۲۹	۰/۰۰۰۰
سرمایه‌گذاری خارجی	۰/۰۶۸۷۸۱	۰/۰۱۸۹۵۸	۳/۶۲۸۱۴۹	۰/۰۰۰۳
نرخ پس‌انداز	۰/۰۳۵۲۴۶	۰/۰۰۵۳۰۲	۶/۶۴۷۶۸۰	۰/۰۰۰۳
نرخ تورم	-۰/۱۳۰۱۳۵	۰/۰۱۴۱۹۶	-۹/۱۶۷۰۱۰	۰/۰۰۰۰
نرخ تورم× نرخ پس‌انداز	-۰/۰۱۴۳۳۳	۰/۰۰۴۱۹۷	-۳/۴۱۵۰۵۸	۰/۰۰۰۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

از طرفی نتایج نشان می‌دهد که ضریب متغیر پس‌انداز برای تمامی کشورهای در حال توسعه در سطح خطای پنج درصدی اختلاف معنی‌داری از صفردارد و رابطه مثبتی بین پس‌انداز و رشد اقتصادی در این گروه از کشورها وجود دارد و با مبانی تئوریک سازگار است. در حالی که ضریب متغیر تورم برای تمامی کشورهای در حال توسعه در سطح پنج درصدی معنی‌دار بوده و نشان می‌دهد که رابطه معکوس بین تورم و رشد اقتصادی در این گروه از کشورها وجود دارد.

در نهایت ضریب اثر تقاطعی نرخ پس‌انداز و نرخ تورم بر روی رشد اقتصادی در سطح خطای پنج درصدی منفی و معنی‌دار به دست آمده است. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که با افزایش نرخ تورم اثر مثبت نرخ پس‌انداز بر رشد اقتصادی کاهش یافته است. مکانیسم کلی اثرگذاری آن است که تورم بازدهی واقعی پس‌اندازها را کاهش داده و با تشدید اصطکاک اطلاعات، بازارهای مالی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتیجه این اصطکاک در بازار مالی، سهمیه‌بندی اعتبارات و محدودیت سرمایه برای سرمایه‌گذاری و کاهش کارایی تخصیص پس‌اندازها به پروژه‌های سرمایه‌گذاری (کارایی سرمایه‌گذاری) است. بنابراین، پیامد نرخ تورم بالاتر، کاهش رشد اقتصادی خواهد بود. لذا می‌توان این تحلیل را داشت که در صورت عدم ثبات شرایط اقتصاد کلان که یکی از مؤلفه‌های آن نرخ تورم بالا می‌باشد، منابع لازم برای سرمایه‌گذاری و افزایش تولید از محل پس‌اندازهای خرد و کلان نمی‌تواند مهیا شود که نتیجه آن کاهش در سطح تولید و نرخ رشد تولید می‌باشد.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

رشد اقتصادی از مهم‌ترین شاخص‌های اقتصادی است. برای رشد اقتصادی در نظریات و تئوری‌های مختلف، تعیین کننده‌های فرآوانی ذکر شده است. از جمله مهم‌ترین این متغیرها می‌توان به تورم و پس‌انداز اشاره کرد. در این مقاله، درصدد مطالعه اثر پس‌انداز بر روی رشد اقتصادی در شرایط

متفاوت نرخ تورم برآمدیم. همچنین فرضیه تحقیق مبنی بر اینکه بالا بودن تورم سبب کاهش اثر نرخ پس‌انداز بر رشد اقتصادی می‌شود را مورد بررسی قرار دادیم. در مطالعه حاضر با توجه به بررسی‌های انجام شده سطح آستانه تورم را دوازده درصد در نظر گرفتیم که برای سادگی و درک بیشتر ابتدا داده‌های کشورهای در حال توسعه را به دو دسته کشورهای دارای تورم بالا (بالای دوازده درصد) و دارای تورم پایین (کمتر از دوازده درصد) تقسیم نمودیم و هردو مدل را تخمین زده و اثر پس‌انداز بر رشد را در شرایط متفاوت نرخ تورم در دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۵ مورد بررسی قرار دادیم. نتایج تخمین حاکی از آن است که تورم و پس‌انداز به ترتیب دارای اثر منفی و اثر مثبت بر رشد اقتصادی هستند. همچنین با توجه به نتایج تخمین ملاحظه گردید که شاخص نرخ پس‌انداز در هر دو رژیم تورم بالا و تورم پایین تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد ولی تورم بالا اثر این شاخص را کمتر می‌کند، یعنی در کشورهای در حال توسعه دارای تورم بالا اثر پس‌انداز بر رشد اقتصادی نسبت به کشورهای در حال توسعه دارای تورم پایین کمتر است. از طرف دیگر برای آنکه اثر تورم بر کل کشورها را یک‌جا ببینیم با معرفی اثر تقاطعی رگرسیون را بار دیگر برای کشورهای در حال توسعه تخمین زده‌ایم. نتایج تخمین نشان داد که اثر تقاطعی تورم و نرخ پس‌انداز منفی به دست آمد که حاکی از آن است که افزایش نرخ تورم موجب کاهش اثر مثبت پس‌انداز بر رشد اقتصادی شده است. لذا در صورت عدم ثبات شرایط اقتصاد کلان که یکی از مؤلفه‌های آن نرخ تورم بالا می‌باشد، منابع لازم برای سرمایه‌گذاری و افزایش تولید از محل پس‌اندازهای خرد و کلان نمی‌تواند مهیا شود که نتیجه آن کاهش در سطح تولید و نرخ رشد تولید می‌باشد. بنابراین کنترل تورم می‌باید به عنوان یک هدف اولویت‌دار در صدر اهداف اقتصاد کلان قرار گیرد و سیاست‌های اقتصادی که کاهش نرخ تورم را به دنبال دارد، اتخاذ شود.

منابع

اختر، حسین و چودهری، انیس (۱۳۸۲). "سیاست‌های پولی و مالی در کشورهای در حال توسعه". ترجمه محمد آسیایی و مسعود باباخانی، چاپ اول، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران.

برانسون، ویلیام. اچ (۱۳۸۶). "تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان". ترجمه عباس شاکری، نشر نی، چاپ یازدهم، تهران.

Dang, T. N. & Jha, R. (2012). "Inflation Variability and the Relationship between Inflation and Growth". *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 5(1), 3-17.

Dholakia, R. H., Chaturvedi, V. & Kumar, B. (2008). "Inter Relationship between Economic Growth, Savings and Inflation in Asia". *Journal of International Economic Studies*, 23, 1-22.

Frimpong, J. M. & Abayie, E. F. (2010). "When is Inflation Harmful? Estimating the Threshold Effect for Ghana". *American Journal of Economics and Business Administration*, 2(3), 232-252.

جعفری صمیمی، احمد و قلی زاده کناری، صدیقه (۱۳۸۶). "بررسی رابطه تورم و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه: شواهدی جدید". *مجله نامه مفید*، شماره ۶۳، ۵۸-۴۵.

دادگر، یدالله و صالحی رزوه، مسعود (۱۳۸۳). "کاربرد مدل «بارو» جهت ارزیابی رابطه بین تورم و رشد اقتصادی در ایران". *پژوهش نامه بازرگانی*، شماره ۳۳، ۸۲-۵۵.

Andrés, J. & Hernando, I. (1999). "Does Inflation Harm Economic Growth? Evidence from the OECD". In The Costs and Benefits of Price Stability (pp. 315-348). *University of Chicago Press*.

Barro, R. J. & Sala-i-Martin, X. (1995). "Economic Growth". New York, McGraw-Hill.

Barro, R. J. (1995). "Inflation and Economic Growth". (No. w5326). National Bureau of Economic Research.

Coleman, A. (2006). "The Life-Cycle Model, Ssavings and Ggrowth". In Reserve Bank Workshop on Housing, Savings, and the Household Balance Sheet.

Ilyas, M., Sabir, H. M. & Shehzadi, A. (2014). "Inter-Relationship among Economic Growth, Savings and Inflation in Pakistan". *Journal of Finance and Economics*, 2(4), 125-130.

Khan, M. S. & Senhadji, A. S. (2001). "Threshold Effects in the Relationship between Inflation and Growth". *IMF Staff Papers*, 1-21.

Levine, R. & Renelt, D. (1992). "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions". *The American Economic Review*, 82(4), 942-963.

Ma, H. (1998). "Inflation, Uncertainty, and Growth in Colombia". *IMF* Working Paper 1267-1285.

Sidrauski, M. (1967). "Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy". *The American Economic Review*, 57(2), 534-544.

Thirlwall, A. P. (1974). "Inflation and the Savings Ratio Across Countries". *The Journal of Development Studies*, 10(2), 154-174.

Yang, J. Cui, X., Gong, L. & Zou, H. F. (2008). "Marshallian Time Preferences and Monetary Non-Neutrality". *Economic Modelling*, 25(6), 1196-1205.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هشتم، پاییز ۱۳۹۶ (۹۸-۸۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 28, September 2017 (83-98)

اندازه‌گیری نابرابری رشد اقتصادی استان‌ها و بررسی همگرایی رشد آنها (رهیافت اقتصادسنجی فضایی)

سهراب دل‌انگیزان[۱]، *یونس گلی[۲]، یحیی گلی[۳]
۱. دانشیار اقتصاد دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
(دریافت: ۱۳۹۵/۱/۱۷ پذیرش: ۱۳۹۵/٤/۵)

Measuring Economic Growth Inequality and Examining Growth Convergence of Iran's Provinces (Spatial Econometric Approach)

Sohrab Delangizan[1], *Younes Goli[2], Yahya Goli[3]
1. Associate Professor in Economics, Razi University, Kermanshah, Iran
2. Ph.D. Student in Economics, Razi University, Kermanshah, Iran
3. Ph.D. Student in Economics, Razi University, Kermanshah, Iran
(Received: 5/April/2016 Accepted: 25/June/2016)

چکیده:
نابرابری رشد مناطق یکی از مباحث مهم اقتصاد شهری و منطقه‌ای است، در این راستا مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های منطقه‌ای مرکز آمار در دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ و شاخص نابرابری تایل به اندازه‌گیری نابرابری و بررسی اثرات صنعتی شدن بر آن با استفاده از اقتصادسنجی فضایی می‌پردازد، تجزیه شاخص نابرابری تایل نشان می‌دهد که سهم عمده‌ای از نابرابری رشد بین مناطق به دلیل اثرات همسایگی بین استان‌ها و تفاوت در بهره‌وری می‌باشد. نتایج حاصل از اقتصادسنجی فضایی نشان می‌دهد، که رشد اقتصادی استان‌ها همگرا بوده و صنعتی شدن در استان خاص باعث واگرایی رشد اقتصادی و اثرات سرریز آن باعث همگرایی رشد اقتصادی استان‌ها می‌شود، بنابراین افزایش سرمایه‌گذاری در مناطق کمتر توسعه یافته براساس مزیت‌های نسبی می‌تواند موجبات همگرایی رشد اقتصادی استان‌ها را فراهم کند.

واژه‌های کلیدی: نابرابری درآمدی منطقه‌ای، اقتصادسنجی فضایی، شاخص نابرابری تایل، همگرایی رشد.
طبقه‌بندیJEL: C23، O15، R11.

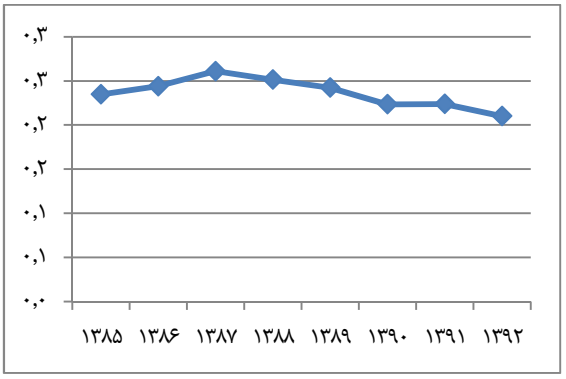
Abstract:
Growth inequalities are one of the important issues of urban and regional economies. The present study focuses on the Theil inequality index and regional statistics data of Iran during the years 2005 to 2013. This study measures the inequality and examines the effects of industrialization on it. In this study, spatial econometrics has been used. Theil inequality index analysis shows that the major share of growth inequality between regions is due to the neighborhood effects between provinces and the difference in productivity. The results show that economic growth of the provinces is convergent and industrialization in a particular province causes a divergence of economic growth. The effects of overflow lead to convergence of economic growth in the provinces. Therefore, increasing investment in less developed regions can lead to convergence of economic growth in the provinces.

Keywords: Regional Income Inequality, Spatial Econometric, Theil' Index Of Inequality, Growth Convergence.
JEL: C23, O15, R11.

* **نویسنده مسئول:** یونس گلی
E-mail: younes.goli67@gmail.com
*Corresponding Author: Younes Goli

۱- مقدمه

رفاه اقتصادی هر کشوری نه تنها تابعی از میزان فقر و درآمد سرانه است، بلکه تابعی از میزان نابرابری نیز می‌باشد، به طوری که هر چه میزان نابرابری در اقتصاد بالاتر باشد، رفاه و امنیت در اقتصاد کاهش می‌یابد (لمبرت[1]، ۱۹۹۳: ۱۸۹). بنابراین نابرابری رشد اقتصادی بین مناطق همواره یکی از مسائل مهم برای هر اقتصادی است، نابرابری‌های منطقه‌ای و به طور کلی تمرکز فعالیت‌های اقتصادی در یک منطقه خاص منجر به تمرکز بیشتر جمعیت، آلودگی بالاتر، افزایش زمان مسافرت و به طور کلی هزینه‌های اضافی را بر جامعه تحمیل می‌کند (کریمی موغاری و براتی، ۱۳۹۶: ۵۱). به موازات افزایش نابرابری بین مناطق، میزان انتقال سرمایه انسانی و فیزیکی و همچنین مهاجرت نیروی کار از مناطق کمتر توسعه یافته به مناطق توسعه یافته افزایش می‌یابد، در نتیجه به علت اثرات انباشتگی[2] نابرابری رشد اقتصادی بین مناطق افزایش می‌یابد، که ممکن است نارضایتی مناطق کمتر توسعه یافته را افزایش دهد و امنیت کشور را در معرض خطر قرار دهد، نمودار (۱) تغییرات ضریب جینی به عنوان شاخص نابرابری درآمد بین مناطق را نشان می‌دهد که در طول سال‌های مورد مطالعه ابتدا افزایش و سپس کاهش یافته است. مقدار ضریب جینی از مقدار ۰/۲۳ در سال ۱۳۸۴ به ۰/۲۶۱ افزایش یافته و سپس به ۰/۲۱ در سال ۱۳۹۲ کاهش یافته است.



نمودار ۱. نابرابری استان‌ها با معیار ضریب جینی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

وجود نابرابری اقتصادی بین مناطق چالش بزرگی را برای ثبات اقتصادی-اجتماعی کشور ایجاد می‌کند، و این به عنوان یک استراتژی توسعه ناپایدار و غیرکارا تلقی می‌شود، میزان نابرابری تحت تأثیر دو عامل اساسی قرار دارد، عامل اول ناشی از تفاوت میزان مطلق سرمایه انسانی و فیزیکی است و عامل دوم ناشی از سرمایه‌گذاری است که منجر به تفاوت بهره‌وری بین مناطق می‌شود، و نقش تفاوت بهره‌وری بیش از تفاوت میزان مطلق انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی است (کلون و رودیگرز[3] ۲۰۰۵: ۸۱۸ و مانس و دیگران[4]، ۲۰۰۶: ۱۱۹). به عبارتی اگر چه میزان سرمایه انسانی و فیزیکی نقش مهمی را در ایجاد نابرابری بین مناطق دارد، اما بهره‌وری و کاربرد سرمایه انسانی و فیزیکی نقش بسیار مهم‌تری را در ایجاد نابرابری ایفا می‌کند. صنعتی شدن به عنوان کاربست سرمایه انسانی و فیزیکی یکی از عوامل اصلی برای نابرابری رشد اقتصادی بین استان‌ها است. تجمیع فعالیت‌های صنعتی ازطریق ایجاد صرفه‌جویی ناشی از تجمیع محلی موجب رشد منطقه می‌شود، صرفه‌جویی ناشی از تجمیع محلی، زمانی رخ می‌دهد که هزینه‌های تولید بنگاه‌ها در صنعتی خاص، با افزایش تولید آن صنعت کاهش یابد، چنین مسئله‌ای بدان علت است که تجمع‌های صنعتی، اندوخته فراوانی از نیروی کار دارد که کارایی بازار نیروی کار محلی را ازطریق انطباق بین کارگران با کارفرمایان تسهیل می‌کند، همچنین وجود سرریزهای مفید دانش هم درون و هم بین صنایع محلی را بهبود می‌بخشد (مارتین و همکاران[5]، ۲۰۰۹: ۴۴). بنابراین، تجمیع بیشتر فعالیت‌ها با بهره‌وری بیشتر، دستمزدهای واقعی بالاتر، استاندارد زندگی بهتر و رشد منطقه مرتبط است. با افزایش تمرکز فعالیت صنعتی در یک منطقه، درآمد دائمی نیروی کار منطقه، در نتیجه ایجاد کالاهای متنوع و همچنین افزایش دستمزد واقعی، بیشتر شده است (صمدی و همکاران، ۱۳۹۴: ۶۰). افزایش درآمد دائمی موجب بیشترشدن تقاضا برای تولیدات منطقه می‌شود و افزایش تولید منطقه به معنی فزونی رشد است. از طرفی، افزایش رشد منطقه، موجب افزایش تقاضای منطقه برای کالاها و خدمات می‌شود و محرکی برای جذب صنایع به منطقه است. بنابراین تجمیع فعالیت‌ها بر رشد منطقه و رشد منطقه بر تجمیع فعالیت‌ها اثرگذار است (دهقان شبانی، ۱۳۹۱: ۲۴).

از این رو امروزه بخش صنعت در مقایسه با سایر بخش‌های مولد اقتصادی، به بخشی رهبری کننده در عرصه اقتصاد تبدیل شده است. نقش و سهم صنعت در اقتصاد ملی ناشی از تأثیری است که در رشد و توسعه عوامل تولید دارد.

1. Lambert (1993)
2. Agglomeration Effect

3. Klenow & Rodriguez (2005)
4. Mamuneas et al. (2006)
5. Martin et al. (2009)

رشد صنعت امکان می دهد که قدرت عوامل تولید مدام افزایش یابد و این افزایش با توجه به توسعه روزافزون علم و تکنیک به طور منظم سیر صعودی را طی می‌کند، به همین دلیل استان‌های با سطح توسعه یافتگی نسبتاً بالای صنعت دارای جمعیتی بیش از سایر مناطق هستند. یکی از الزامات اصلی برای دولت‌ها، آمایش سرزمین و بنابراین ارائه سیاست‌هایی برای کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای است. مزیت‌های استان‌های مختلف برای توسعه‌یافتگی متفاوت است، بنابراین نمی‌توان سیاستی کلی را برای کل اقتصاد و تمام استان‌ها اجرا کرد. نمودار (۲) نشان می‌دهد که استان‌های قزوین، اصفهان، تبریز و مرکزی در سال ۱۳۹۲ از شاخص بالای صنعتی شدن برخوردار هستند، و در سال ۱۳۸۴ همین روند تکرار شده است. به طور کلی صنعتی شدن یکی از عوامل مؤثر بر ایجاد یا کاهش نابرابری است، و سؤال اصلی برای مطالعه حاضر این است که آیا صنعتی شدن به صورت ناهمگون در بین استان‌ها می‌تواند نقشی را در جهت همگرایی یا واگرایی رشد اقتصادی بین استان‌ها ایفا نماید.

در ادبیات اقتصاد، رابطه بین معادلات رشد و عوامل تعیین کننده آن به طور گسترده‌ای بررسی شده است. اما در مطالعات تجربی، به دلیل پیچیدگی محاسبات، اغلب از به حساب آوردن وابستگی‌های جغرافیایی غفلت شده است، رشد اقتصادی یک کشور نه تنها تحت تأثیر عملکرد اقتصادی خود، بلکه تحت تأثیر عملکرد کشورهای مجاورش نیز قرار می‌گیرد. به طوری که رشد اقتصادی هر کشور علاوه بر نرخ رشد درون‌زای خود به نرخ رشد کشورهای مجاور نیز وابسته است. در پدیده‌های اقتصادی اجتماعی این ایده که جوامع با ساختارها و فرهنگ‌های تقریباً مشابه به طرف وضعیت‌های مشابه حرکت می‌کنند، یعنی با هم همگرا می‌شوند، یک تصویر متعارف از نظریه‌های مربوط به تغییر پدیده‌های اجتماعی است (محمودزاده و علمی، ۱۳۹۱: ۱۳۳).

یکی از مسائلی که نقش اساسی در موفقیت یا شکست سیاست اقتصادی دارد، مکان‌یابی اجرای سیاست‌های اقتصادی است، همان‌طور که صنایع دارای بیشترین پیوندهای پسین و پیشین دارای اهمیت بالایی در رشد و توسعه اقتصادی هستند، و منجر به توسعه پایدار می‌شوند، مکان‌یابی طرح‌های اقتصادی نیز نقش مهمی را در ایجاد یا کاهش نابرابری بین مناطق دارد، هر چه تعامل بین مناطق بیشتری با هزینه کمتری وجود داشته باشد، دارای اثرات فزاینده بر رشد اقتصادی است و بالعکس. بنابراین رشد و توسعه اقتصادی در هر منطقه تابعی از وضعیت درون منطقه و اطراف منطقه است که به صورت اثرات سرریز نمود پیدا می‌کند، و توسعه یافتگی مناطق همسایه به معنای اثرات سرریز مثبت بر توسعه‌یافتگی شده و هر چه فاصله افزایش یابد، میزان اثرات سرریز کاهش می‌یابد. وجود اثرات سرریز در بین مناطق مختلف یک کشور خاص به مراتب بیش از اثرات سرریز بین کشورهای مختلف است، به همین دلیل است که مناطق مرزی در داخل یک کشور خاص دارای رشد اقتصادی کمتری نسبت به مناطق داخلی‌تر هستند.

اگرچه مطالعات متعددی نابرابری بین مناطق را مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهند، اما تمام آنها دارای یک نقص اساسی می‌باشند که اثرات همسایگی را در نظر نمی‌گیرند، این در حالی است که اثرات ناشی از همسایگی نقش مهمی را در ایجاد نابرابری دارد. اندازه‌گیری نابرابری بین استان‌ها یکی از ویژگی‌های مطالعه حاضر است چرا که بدون اطلاع میزان نابرابری‌های موجود در اقتصاد نمی‌توان سیاستی را در جهت کاهش آن ارائه نمود، بنابراین ابتدا میزان نابرابری بین استان‌ها با استفاده از شاخص نابرابری وزنی تایل که اثرات فضایی (اثرات همسایگی) را در نظر می‌گیرد، اندازه‌گیری می‌شود. به طور کلی سؤال اول برای مطالعه حاضر به این صورت است که آیا اثرات سرریز یا همسایگی سهمی در ایجاد یا کاهش نابرابری بین مناطق دارد و در صورت وجود، چه میزان از کل نابرابری بین مناطق را توضیح می‌دهد، سؤال دوم نیز به این صورت است که آیا شاخص صنعتی شدن نقشی را در واگرایی یا همگرایی رشد اقتصادی استان‌ها ایفا می‌کند. ساختار مقاله حاضر به این صورت است که ابتدا پیشینه تحقیق، سپس مبانی نظری و روش تحقیق و در نهایت نتایج حاصل از برآورد مدل ارائه می‌شود.

۲- پیشینه تحقیق

موضوع رشد نامتوازن منطقه‌ای طی چند دهه اخیر توجه بسیاری از اقتصاددانان منطقه‌ای را به خود جلب نموده است. وجود قطب‌های رشد، دوگانگی منطقه‌ای، افول شهرهای بزرگ، حاشیه نشینی در شهرها، مهاجرت جمعیت و مسئله جنوب – شمال حکایت از تأیید این مطلب دارد و تاکنون نیز تحقیقات بسیاری در هر یک از این مقولات انجام پذیرفته است. محققان به این نتیجه دست یافته‌اند که معمولاً دو نوع نیرو در این امر تأثیرگذار است، یکی باعث توزیع فعالیت‌های اقتصادی در مناطق مختلف یک کشور می‌شود و در نتیجه به عنوان عاملی مثبت در جهت نزدیک کردن درآمد و تولید سرانه

بین مناطق مختلف عمل می‌کند که برآیند این امر به نوعی نزدیک شدن سطح زندگی مردم مناطق مختلف کشور به یکدیگر می‌باشد. عامل دیگر باعث تمرکز فعالیت‌ها در مناطق مشخص می‌شود و در نتیجه موجب افزایش نابرابری بین مناطق مختلف می‌گردد (صباغ کرمانی، ۱۳۸۰: ۲).

اکبری و مویدفر در مطالعه‌ای به بررسی روند نرخ رشد واقعی درآمد سرانه در ایران با رویکرد منطقه‌ای و اندازه‌گیری شکاف رشد اقتصادی در استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۷۰ می‌پردازند. بنابراین آنها در مطالعه خود فرضیه وجود همگرایی مطلق بین مناطق مختلف ایران (استان ها) بر پایه الگو رشد نئوکلاسیک (سولو- سوان) با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی را آزمون می‌کنند. نتایج آنها نشان می‌دهد که همگرایی در درآمد سرانه در بین استان های ایران وجود دارد، و وجود اثرات مثبت سرریز ناشی از رشد اقتصادی بر روی استان‌های مجاور قابل تأیید است (اکبری و مویدفر، ۱۳۸۳: ۱). رحمانی و امیری با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی به بررسی اثر اعتماد بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۲ می‌پردازند، آنها نتیجه می‌گیرند که افزایش یک درصد در اعتماد منجر به افزایش رشد اقتصادی به اندازه ۰/۱۱ درصد می‌شود. بنابراین اعتماد یکی از عناصر اصلی سرمایه اجتماعی برای رشد اقتصادی بین استان‌ها است (رحمانی و امیری، ۱۳۸۶: ۲۳). رحمانی و حسن‌زاده در مطالعه‌ای اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای را در ایران بررسی می‌کنند، نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که خالص ورود مهاجرت باعث افزایش شکاف بین استان‌ها می‌شود (رحمانی و حسن‌زاده، ۱۳۹۰: ۱). دهقان شبانی با استفاده از داده‌های ۲۸ استان برای دوره زمانی ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۵ و روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای به تحلیل تأثیر تجمیع فعالیت‌های صنعتی بر رشد منطقه‌ای اقتصاد در ایران می‌پردازد، نتایج ایشان نشان می‌دهد که تجمیع فعالیت‌های صنعتی و سطح دانش منطقه تأثیر مثبت و معناداری را بر رشد اقتصادی منطقه دارد (دهقان شبانی، ۱۳۹۱: ۲۳). محمودزاده و علمی در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های تلفیقی طی دوره (۱۳۸۶-۱۳۷۹) و مدل رشد اقتصادی پایدار به تحلیل آثار نابرابری درون استانی بر رشد اقتصادی استان‌های کشور می‌پردازند، نتیجه مطالعه آنها نشان می‌دهد که رشد اقتصادی استان‌ها همگرا است (محمودزاده و علمی، ۱۳۹۱: ۱۳۱). آقایی و همکاران نشان می‌دهند که شکاف سرمایه انسانی بین استان‌ها یکی از عوامل مؤثر بر نابرابری بین استان‌ها است (آقایی و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۱)، صادقی با استفاده از داده‌های سال ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۸ به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و رشد تولید ناخالص داخلی استان‌ها می‌پردازد، نتایج مطالعه نشان می‌دهد که نابرابری درآمد تأثیری منفی بر رشد اقتصادی استان‌ها دارد، بنابراین لازمه رشد و توسعه اقتصادی استان‌ها و کل کشور کاهش نابرابری درآمد است (صادقی، ۱۳۹۲: ۲۰۵). بختیاری و دهقانی‌زاده به بررسی نقش فعالیت‌های صنعتی در توسعه اقتصادی مناطق شهری با استفاده از رهیافت مدل داده ستانده در سال ۱۳۸۵ می‌پردازند، نتایج حاصل از تحقیق، مرتبط با شاخص‌های قدرت و حساسیت انتشار حاکی از آن است که بخش صنعت با توجه به ارتباطات خود با سایر بخش‌ها هم از نظر خرید نهاده‌های واسطه‌ای دیگر بخش‌ها و هم به لحاظ فروش محصول‌ها به آنها یا به عبارتی برآورده نمودن تقاضای واسطه‌ای آنها، تحرک بیشتری را در مقایسه با میانگین سایر بخش‌ها در کل سیستم اقتصادی مناطق شهری ایجاد می‌نماید (بختیاری و دهقانی‌زاده، ۱۳۹۲: ۵۹). لطفی و فیض پور در مطالعه‌ای به بررسی رابطه صنعتی شدن و جرم در استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۷۹ تا سال ۱۳۸۸ می‌پردازند. آنها در مطالعه خود نشان می‌دهند که صنعتی شدن منجر به افزایش عدم امنیت در شهرها شده و بنابراین سیاست‌گذاران باید در کنار سیاست صنعتی شدن به مسائل ناشی از عدم امنیت توجه کنند (لطفی و فیض‌پور، ۱۳۹۳: ۳۹). فتاحی و عطار با استفاده از داده‌های تابلویی ۳۰ استان در دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ فرضیه همگرایی مطلق و شرطی را مورد آزمون قرار می‌دهند، نتایج آنها نشان می‌دهد که فرضیه همگرایی برای گروه استان‌های از لحاظ توسعه یافتگی متفاوت قابل تأیید است (فتاحی و عطار، ۱۳۹۴: ۱۸۸).

کاتوریا و ناترجان[1] در هند فرضیه موتور رشد اقتصادی را در سطح منطقه‌ای مورد بررسی قرار می‌دهند و نتیجه می‌گیرند مناطقی که بیشتر صنعتی هستند، دارای رشد اقتصادی بیشتر هستند (کاتوریا و ناترجان، ۲۰۱۰: ۳۸۵). تایمر و دوریس[2] در مطالعه خود نشان می‌دهند که در آسیا و آمریکای لاتین نقش بخش خدمات در رشد اقتصادی از اهمیت بالایی برخوردار است. آنها نتیجه می‌گیرند که در دوره‌های نرمال رشد اقتصادی، نقش بخش صنعت در رشد اقتصادی بیش از سایر بخش‌ها است و در دوران رشد فزاینده نقش بخش خدمات بیش از سایر بخش‌ها است (تایمر و دوریس، ۲۰۰۹: ۱۶۵).

1. Katuria & Natarajan (2010)
2. Timmer & Devries (2009)

سونگ[1] در مطالعه‌ای نقش عدم تمرکز مالی در افزایش نابرابری مناطق چین در دوره زمانی ۱۹۷۸ تا ۲۰۰۷ را مورد بررسی قرار می‌دهد، نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که عدم تمرکز مالی در مخارج و درآمدها باعث افزایش نابرابری می‌شود (سونگ، ۲۰۱۳: ۲۹۴). بریو[2] افزایش نابرابری منطقه‌ای در کانادا را مورد بررسی قرار می‌دهد، نتیجه مطالعه ایشان نشان می‌دهد که ترکیب صنعت، سطح توسعه‌یافتگی و میزان بیکاری از عوامل تعیین کننده نابرابری منطقه‌ای می‌باشند، بنابراین ترکیب متوازن از آنها باعث کاهش نابرابری منطقه‌ای می‌شود (بریو، ۲۰۱۵: ۵۸). تیان و همکاران[3] در مطالعه‌ای نابرابری مناطق در چین و میزان همگرایی بین استان‌ها را بررسی می‌کنند، آنها در مطالعه خود دو دسته استان‌های با درآمد بالا (سواحل شرقی) و بقیه استان‌ها را به عنوان درآمد پایین در نظر می‌گیرند، نتایج آنها نشان می‌دهد که نابرابری درآمدی داخل گروه‌ها کاهش یافته در حالی که نابرابری بین گروه‌ها افزایش یافته است، نابرابری بین گروه‌ها ناشی از سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و فیزیکی و نرخ رشد جمعیت است (تیان و همکاران، ۲۰۱۶: ۵۰).

ما و همکاران[4] در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ۲۷۲ شهر در بازه زمانی ۲۰۰۲ و ۲۰۱۱ در چین، و روش اقتصادسنجی فضایی به بررسی اثر فضایی توریسم بر توسعه اقتصادی شهرها می‌پردازند، نتایج حاصل از مطالعه آنها نشان می‌دهد که توسعه توریسم اثر معناداری را بر رشد اقتصادی شهرها دارد، اما اثر سرایت آن باعث واگرایی رشد و توسعه اقتصادی شهرها می‌شود (ما و همکاران، ۲۰۱۵: ۷۴).

سزیمای و ورسپگ[5] در مطالعه‌ای به بررسی نقش صنعت در توسعه اقتصادی کشورهای در حال توسعه در دوره ۲۰۰۵-۱۹۵۰ می‌پردازند. نتیجه مطالعه آنها نشان می‌دهد که صنعت دارای نقشی متوسط در رشد اقتصادی است، اما این اثر همراه با تحصیلات دارای اثرات بیشتری خواهد بود. نتایج همچنین نشان می‌دهد که نقش صنعت در توسعه اقتصادی بعد از سال ۱۹۹۰ رو به کاهش بوده است و این نشان می‌دهد که عواملی غیر از صنعت در توسعه اقتصادی نقش دارند (سزیمای و ورسپگ، ۲۰۱۵: ۴۶).

۳- مبانی نظری و روش تحقیق

نابرابری منطقه‌ای یکی از نگرانی‌های اصلی برای بسیاری از کشورهای در حال توسعه است. بر طبق نظریه رشد قطبی و فرضیه معکوس u نابرابری بین منطقه‌ای در داخل کشورهای در حال توسعه در نهایت به وسیله تحرک عوامل تولید کاهش می‌یابد. تئوری رشد نئوکلاسیک‌ها بیان می‌کند که تحرک عوامل طرف عرضه از قبیل نیروی کار، تکنولوژی و انباشت سرمایه در نهایت منجر به کاهش نابرابری منطقه‌ای می‌شود. اما تئوری‌های تغییر در ساختار و وابستگی بیان می‌کنند که نابرابری بین مناطق به عنوان نتیجه انباشت سرمایه و ماکزیمم کردن سود بنگاه‌ها همیشه در اقتصاد وجود دارد.

مجموعه نظریه‌های ارائه شده درخصوص دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی را می‌توان به دو گروه اساسی تقسیم بندی نمود، یکی نظریه رشد متوازن و دیگری نظریه نامتوازن. نظریه رشد متوازن بیان می‌کند برای دستیابی به توسعه اقتصادی لازم است سرمایه‌گذاری در تمام فعالیت‌های اقتصادی و بخش‌های مختلف آغاز شود، تا بخش‌های اقتصادی بتوانند به حمایت از یکدیگر بپردازند، اما از آنجا که این نظریه قادر به حل مسائلی چون کمبود سرمایه و کمیابی منابع نیست توسط طرفداران نظریه رشد نامتوازن مورد انتقاد قرار گرفت. از معروف‌ترین راهبردهای آموزه رشد نامتوازن، راهبرد قطب رشد مشتمل بر دو اثر می‌باشد. یکی اثر تمرکز و دیگری اثر پخش. به این صورت که رشد همزمان در همه جا اتفاق نمی‌افتد، بلکه در نقاط یا قطب‌های توسعه‌ای اتفاق می‌افتد (آثار تمرکز) این نقاط توسعه را در کانال‌هایی پخش می‌کنند که کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد (اثر پخش) مهم‌ترین ایراد وارده بر این نظریه، تشدید نابرابری منطقه‌ای است. نظریه رشد نئوکلاسیک‌ها تحرک عوامل بخش عرضه را دلیلی برای کاهش نابرابری منطقه‌ای می‌داند (فطرس و بهشتی‌فر، ۱۳۸۵: ۱۰۳).

در مدل‌های جدید جغرافیای اقتصادی، افزایش میزان تقاضای محلی در یک منطقه، موجب جذب بنگاه‌های صنعتی به آن منطقه و افزایش تولید بنگاه‌ها و رشد منطقه می‌شود. (فوجیتا و کروگمن[6]، ۱۹۹۵: ۵۱۵). چنانچه بخش ابداعات از محصولات بخش صنعتی به عنوان مواد واسطه استفاده کند، به دلیل وجود هزینه حمل و نقل، بخش ابداعات ترغیب به استقرار در منطقه‌ای می‌شود که بنگاه‌های صنعتی در آن

1. Song (2013)
2. Breau (2015)
3. Tian et al. (2016)
4. Ma et al. (2015)
5. Szirmaia & Verspagena (2015)
6. Fujita & Krugman (1995)

مستقرند. با تجمیع بخش ابداعات در منطقه، حق ثبت اختراعات، سرریزهای دانش و تغییرات فناوری افزایش می‌یابد. با افزایش حق ثبت اختراعات، دامنه گسترده‌ای از کالاهای متنوع ایجاد می‌شود و درآمد واقعی منطقه، به دلیل ایجاد کالای متنوع افزایش می‌یابد. افزایش درآمد واقعی منطقه موجب جذب نیروی کار جدید و مصرف کنندگان و بنگاه‌های جدید به منطقه می‌شود. با افزایش درآمد دائمی منطقه، یعنی رشد منطقه، تقاضای مصرفی منطقه فزونی یافته و با افزایش سرریزهای دانش در منطقه، بنگاه‌های صنعتی بیشتری در منطقه تجمیع می‌یابد. این چرخه به صورت تجمعی و دوری ادامه می‌یابد و منجر به رشد منطقه و تجمیع بیشتر فعالیت‌ها در منطقه می‌شود (بالدوین و مارتین[1]، ۲۰۰۴: ۴).

چنانچه اندازه تقاضای محلی در یک منطقه بزرگ باشد، بنگاه‌ها به دلیل صرفه‌جویی ناشی از مقیاس داخلی، از استقرار در این منطقه منفعت بیشتری کسب می‌کنند. بنابراین آنها می‌توانند دستمزدهای اسمی بیشتری پرداخت کنند. تقاضای محلی بیشتر به دلیل افزایش درآمد و رشد، برای کالاها دامنه گسترده‌ای از کالاهای متنوع را ایجاد می‌کند. این تحولات در محدودهٔ وسیعی از پیوندهای پسین محلی و پیوندهای پیشین محلی ظاهر می‌شوند. در پیوندهای پسین محلی، عرضه کالاهای متنوع بیشتر درآمد واقعی کارگران را افزایش می‌دهد، و در پیوندهای پیشین محلی تعداد زیاد مصرف کننده بنگاه‌های بیشتری را جذب می‌کند. این تحولات به گونه‌ای صورت می‌گیرد، که تأثیرات خارجی پولی صرفه‌جویی ناشی از مقیاس ایجاد شده در سطح بنگاه مرزی، به بازدهی فزاینده در سطح یک منطقه تبدیل می‌شود (اتاویانا و همکاران، ۲۰۰۱: ۱۶۱). با بیشترشدن تقاضای محلی و صرفه‌جویی داخلی نسبت به مقیاس، این تأثیرات نقدی‌تر شده و موجب تجمیع بنگاه‌های بیشتری می‌شود. با تجمیع بنگاه‌ها، سرریزهای دانش و تأثیرات خارجی تکنولوژی بین آنها افزایش می‌یابد و رشد منطقه‌ای بیشتر می‌شود. با افزایش رشد منطقه، تقاضای محلی منطقه فزونی می‌یابد و موجب جذب بنگاه‌های بیشتری به منطقه می‌شود.

۳-۱-شاخص تایل

نابرابری بین مناطق یکی از مباحث مهم در طول دو دهه اخیر بوده است، طوری که با استفاده از داده‌های فضایی، شاخص‌های نابرابری مرکزی محاسبه شده‌اند (کروگمن ۱۹۹۱، بولهارت و تریجر[2]، ۲۰۰۵). اما همواره رابطه بین مناطق یکی از مسائل مهم و غیرقابل انکار برای نابرابری بین مناطق است، در واقع رابطه بین مناطق به صورت اثرات برونی مثبت و منفی می‌باشد و هر چه میزان توسعه یافتگی مناطق همجوار بالا باشد، اثرات برونی مثبت و در غیر این‌صورت اثرات برونی منفی وجود دارد. لذا اثرات برونی یکی از منابع اصلی برای وابستگی مناطق بوده و نقش مهمی را در میزان نابرابری بین مناطق دارد، بنابراین مطالعه حاضر به این سؤال پاسخ می‌دهد که چه سهمی از نابرابری بین استان‌ها به دلیل ویژگی‌های همسایگی است.

یکی از معیارهای اندازه‌گیری نابرابری بین استان‌ها، شاخص تایل است (مارکویز و لستر[3]، ۲۰۱۴: ۵)، درو و استبان[4] (۱۹۹۸) تجزیه شاخص تایل را به صورت ساده و غیروزنی در نظر می‌گیرند، اجزای شاخص تایل شامل نرخ اشتغال، نرخ جمعیت در سن کار و نرخ جمعیت فعال است. گئورلیچ گیسبرت[5] (۲۰۰۱) معیار تجزیه تایل را گسترش داده و از وزن‌دهی سهم از درآمد کل استفاده می‌کند، بنابراین در این مطالعه از روش گئورلیچ گیسبرت استفاده می‌شود. اگر $x_i = {X_i}/{N_i}$ نشان دهنده درآمد سرانه ناحیه i است، X_i کل تولید ناخالص داخلی بدون نفت و N_i کل جمعیت ناحیه i است. $p_i = {N_i}/{N}$ سهم ناحیه i از کل جمعیت است و N نشان دهنده کل جمعیت در کشور است. μ متوسط درآمد سرانه کشور است که برابر با $\mu = {X}/{N} = \sum_{i=1}^{n} p_i x_i$ است، X کل تولید ناخالص داخلی است.

اگر E_i، A_i و R_i به ترتیب برابر با کل اشتغال، نیروی کار فعال و نیروی کار در سن کار در ناحیه i است، همچنین E، A و R کل اشتغال، نیروی کار فعال و نیروی کار در سن کار در کشور است، بنابراین بهره‌وری نیروی کار در منطقه i برابر با $y_i = {X_i}/{E_i}$، نرخ اشتغال برابر با $e_i = {E_i}/{A_i}$ و نرخ نیروی کار فعال به نیروی کار در سن کار به صورت $a_i = {A_i}/{R_i}$ است. نرخ جمعیت در سن کار به کل جمعیت نیز برابر با $r_i = {R_i}/{N_i}$ است، در واقع معادلات $x_i = y_i e_i a_i r_i$ و $\mu = y * e * a * r$ برقرار است.

1. Baldwin & Martin (2004)

2. Brulhart & Traeger (2005)
3. Márquez & Lasarte (2014)
4. Duro & Esteban (1998)
5. Goerlich-Gisbert (2001)

$$T(x,q)=\sum_i q_i log\left(\frac{x_i}{\mu}\right)=\sum_i q_i\, log\left(\frac{y_i}{y}\right)+\sum_i q_i\, log\left(\frac{e_i}{e}\right)+\sum_i q_i\, log\left(\frac{a_i}{a}\right)+\sum_i q_i\, log\left(\frac{r_i}{r}\right) \quad (۱)$$

معادله (۱) شاخص گولریچ-گیسبرت (۲۰۰۱) را نشان می‌دهد و $q_i = {X_i}/{X}$ سهم ناحیه i را در کل درآمد نشان می‌دهد. با توجه به اینکه این مطالعه از همسایگی منطقه به عنوان واحد مورد بررسی استفاده می‌کند و این غیر از منطقه معین است، بنابراین ws_i وقفه فضایی برای متغیر Z را نشان می‌دهد و W ماتریس همسایگی را نشان می‌دهد. لذا با در نظر گرفتن اثرات فضایی، شاخص تایل به صورت معادله ۲ است.

$$ST(x,sq)=\sum_i sq_i\, log\left(\frac{Wx_i}{s\mu}\right)=\sum_i sq_i\, log\left(\frac{WX_i/WE_i}{\sum_i WX_i/\sum_i WE_i}\right)+\sum_i sq_i\, log\left(\frac{WE_i/WA_i}{\sum_i WE_i/\sum_i WA_i}\right)+\sum_i sq_i\, log\left(\frac{WA_i/WR_i}{\sum_i WA_i/\sum_i WR_i}\right)+\sum_i sq_i\, log\left(\frac{WR_i/WN_i}{\sum_i WR_i/\sum_i WN_i}\right) \quad (۲)$$

در معادله (۲) sq_i سهم همسایگی منطقه i در کل همسایگی را نشان می‌دهد، و $s\mu$ نشان دهنده متوسط درآمد سرانه همسایه است. تفاضل معادله ۲ از ۱ برابر با معادله ۳ است.

$$T(x,q)=ST(x,sq)+ST(y,sq)+ST(e,sq)+ST(r,sq) \quad (۳)$$

معادله ۳ نشان می‌دهد که چه سهمی از نابرابری درآمد به دلیل اثر همسایگی است که به وسیله $ST(x,sq)$ نشان داده می‌شود. همچنین کدام قسمت از نابرابری درآمد به وسیله عوامل ویژه هر استان توضیح داده می‌شود که شامل اجزای $ST(y,sq)$، $ST(e,sq)$ و $ST(r,sq)$ می‌باشند. در واقع عوامل درون هر ناحیه به ترتیب شامل تفاوت بهره‌وری، اشتغال، جمعیت فعال و جمعیت در سن کار است. بدون از دست دادن کلیت مسئله، مطالعه حاضر از تجزیه دو بخشی برای بررسی نابرابری بین استان‌ها استفاده می‌کند.

$$T(x,q)=\sum_i q_i log\left(\frac{X_i/E_i}{X/E}\right)+\sum_i q_i log\left(\frac{E_i/N_i}{E/N}\right) \quad (۴)$$

معادله (۴) نشان می‌دهد که چه میزان از نابرابری درآمد بین استان‌ها ناشی از تفاوت بهره‌وری است، و چه میزان ناشی از تفاوت نسبت اشتغال به جمعیت است، در همین راستا شاخص تایل فضایی به صورت معادله (۵) است:

$$ST(x,sq)=\sum_i sq_i log\left(\frac{WX_i/WE_i}{\sum_i WX_i/\sum_i WE_i}\right)+\sum_i sq_i log\left(\frac{WE_i/WN_i}{\sum_i WE_i/\sum_i WN_i}\right) \quad (۵)$$

معادله (۵) نابرابری درآمد سرانه استان‌های همسایه را نشان می‌دهد. معادله ۵ نشان می‌دهد که چه قسمتی از نابرابری درآمد همسایگان به علت تفاوت بهره‌وری در استان‌های همسایه است و چه قسمتی از نابرابری مربوط به تفاوت نسبت اشتغال به جمعیت است. در نهایت با کسر رابطه (۴) از (۵) نابرابری کل درآمدی بین استان‌ها قابل تجزیه به سه قسمت اثر همسایگی، تفاوت در بهره‌وری استان‌ها و تفاوت در نسبت اشتغال به جمعیت است، که به صورت رابطه (۶) است.

$$T(x,q) = ST(x,sq) + \left(\sum_i q_i log\left(\frac{X_i/E_i}{X/E}\right) - \sum_i \mathrm{sq_i log}\left(\frac{\mathrm{WX_i}/\mathrm{WE_i}}{\sum_i \mathrm{WX_i}/\sum_i \mathrm{WE_i}}\right)\right) + \left(\sum_i q_i log\left(\frac{E_i/N_i}{E/N}\right) - \sum_i \mathrm{sq_i log}\left(\frac{\mathrm{WE_i}/\mathrm{WN_i}}{\sum_i \mathrm{WE_i}/\sum_i \mathrm{WN_i}}\right)\right) \quad (۶)$$

۳-۲-همگرایی رشد

موضوع همگرایی در سال ۱۹۹۰، ۱۹۹۱ و ۱۹۹۵ توسط بارو و سالا-آی-مارتین به عنوان نتیجه اساسی مدل رشد نئوکلاسیک سولو و سوان (۱۹۵۶) مطرح گردید، فرضیه همگرایی ناشی از فروض به کار برده شده در الگوی رشد مذکور بوده است، این فروض شامل همگنی از درجه یک بودن تابع تولید نئوکلاسیک، بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، ثبات فناوری یا نرخ ثابت و برون‌زای پیشرفت فنی، نزولی بودن بازده نهایی عوامل تولید (کار و سرمایه)، نرخ ثابت برون‌زای رشد نیروی کار و نرخ برون‌زای پس‌انداز می‌باشد. با مفروضات فوق، معادله دیفرانسیل اساسی مدل رشد سولو به صورت زیر اثبات خواهد شد:

$$\frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = s.\frac{f(k(t))}{k(t)} - (\delta + g + n) \quad (۷)$$

که در رابطه فوق k موجودی سرمایه سرانه مؤثر بر حسب هر واحد نیروی کار مؤثر، s نرخ برون‌زای پس‌انداز، f(k(t)) یا y تولید سرانه هر واحد نیروی کار مؤثر، δ نرخ استهلاک سرمایه، g نرخ برون‌زای پیشرفت فنی و n نرخ رشد برون‌زای نیروی کار می‌باشند، حال با فرض تابع تولید کاب داگلاس و ساده‌سازی‌های لازم خواهیم داشت،

$$\frac{\dot{k}(t)}{k(t)} = g_k \quad y = f\big(k(t)\big) = k^{\alpha}(t) \quad (۸)$$
$$, g_k = s.k^{-(1-\alpha)} - (\delta + g + n)$$

با یک تقریب لگاریتمی-خطی مرتبه اول براساس سری تیلور حول نقطه k=k* از معادله (۸) خواهیم داشت:

$$g_k = D(\log(k)) = -(1-\alpha)(\delta + g + n)[log\, {}^{k}/_{k^*}] \quad (۹)$$

با توجه به اینکه $log\, {}^{k}/_{k^*} = log\, {}^{y}/_{y^*}$ ، $y = k^{\alpha}$ و $g_y = \alpha g_k$ برقرار است بنابراین خواهیم داشت:

$$g_y = \frac{dlogy(t)}{dt} = -(1-\alpha)(\delta + g + n)[logy^* - logy(t)] \quad (۱۰)$$

با حل معادله (۱۰) خواهیم داشت:

$$log[y(t) - y(0)] = -\beta log(y^*) + \beta \log\big(y(0)\big) \quad (۱۱)$$
$$\beta = \left(1 - e^{-\lambda t}\right)\ \lambda = (1-\alpha)(\delta + g + n)$$

بنابراین به طور کلی هر چه میزان انباشت سرمایه کمتر از حد تعادلی باشد، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد، لذا اگر β منفی باشد، رشد اقتصادی همگرا، و در غیر این‌صورت واگرا خواهد بود.

واحد مطالعه حاضر استان است و بنابراین مطالعه حاضر به بررسی اثرات صنعتی شدن بر توسعه استان‌ها و همچنین اثرات فضایی آنها می‌پردازد، تابلر[1] (۱۹۷۹) اولین نظریه جغرافیایی خود را به این صورت مطرح می‌کند که "همه چیز به همدیگر وابسته هستند، اما چیزهای نزدیک دارای اثر بیشتری نسبت به چیزهای دور هستند". لذا بر طبق این تئوری هیچ منطقه‌ای مجزا نیست و توسعه هر منطقه تحت تأثیر توسعه مناطق اطراف است. متغیرهایی مانند تولید، علم و اطلاعات به طور دائم بین مناطق مختلف مورد مبادله قرار می‌گیرد، و هر چه هزینه انتقال یا به عبارتی در اصطلاح منطقه‌ای، فاصله بین مناطق افزایش یابد، میزان تبادلات کاهش می‌یابد. بنابراین اثرات فضایی رابطه مثبت با میزان نزدیکی بین مناطق دارد. در واقع مناطق دارای اثرات سرریز هستند و اثرات منفی در یک استان منجر به اثر منفی در استان دیگر می‌شود و بالعکس. بنابراین حذف اثر سرریز زمانی که اثرات سرریز وجود دارد، منجر به اریب شدن نتایج تحقیق می‌شود. (ما و همکاران، ۲۰۱۵: ۷۵). اثرات سرریز در داخل یک کشور به شدت بیش از اثرات سرریز در بین کشورهای مختلف است، چرا که تجارت و

1. Tobler (1979)

ارتباط در داخل کشور بسیار آزادتر از تجارت در بین کشورها است. بنابراین مدل مورد استفاده با در نظر گرفتن اثرات فضایی برآورد می‌شود. اما برای اثبات وجود اثرات فضایی از آماره موران استفاده شده است.

مدل تجربی حاصل از مبانی نظری برای مطالعه حاضر به صورت رابطه (۱۲) است، اما با توجه به آنکه اثرات فضایی نیز در تحلیل نابرابری‌ها مهم و دارای ارزش است بنابراین از ماتریس W نیز استفاده شده است.

$$\log\left(\frac{y_{it+1}}{y_{it}}\right) = \alpha + \beta log y_{it} + \rho W log\left(\frac{y_{it+1}}{y_{it}}\right) + \varepsilon_{it} \quad (۱۲)$$

در رابطه (۱۲)، i نشان دهنده استان مورد مطالعه است، t نشان دهنده زمان است، α نیز نشان دهنده عرض از مبدأ مدل است. متغیر y نشان دهنده سطح توسعه یافتگی یا به عبارتی رشد اقتصادی شهرها است، بنابراین $log\left(\frac{y_{it+1}}{y_{it}}\right)$ نشان دهنده نرخ رشد استان i در طول دوره t+1 است. β یکی از متغیرهای مهم برای مطالعه حاضر است چرا که نشان دهنده همگرایی بین استان‌ها است و نشان می‌دهد که آیا اقتصاد بین شهرها به سمت همگرایی حرکت می‌کند. اگر چنانچه ضریب β منفی باشد، به معنای این است که استان‌های مورد مطالعه دارای روند به سمت همگرایی در سطح ثابتی هستند، طوری که استان‌های با سطح توسعه یافتگی پایین‌تر دارای نرخ رشد بالاتر خواهند بود. اما در غیر این‌صورت نوعی واگرایی در سطح توسعه یافتگی استان‌ها وجود دارد و در واقع فعالیت‌های صورت گرفته در داخل استان‌ها منجر به افزایش واگرایی آنها خواهند شد. W ماتریس وزنی فضایی با ابعاد ۳۰ در ۳۰ است که همسایگی یا عدم همسایگی بین استان‌ها را نشان می‌دهد، ρ اثرات سرریز فضایی بین استان‌ها را نشان می‌دهد.

توسعه یافتگی استان‌ها ناشی از عناصری از قبیل توسعه یافتگی صنعتی است، و اثرات فضایی ناشی از صنعتی شدن در بین استان‌ها نشان دهنده تبادل محصولات وابسته تولیدات صنعتی به سایر تولیدات است، بنابراین از رابطه ۱۳ و ۱۴ برای بررسی اثر سرریز صنعتی شدن استفاده می‌شود.

$$\log\left(\frac{y_{it+1}}{y_{it}}\right) = \alpha + \beta log y_{it} + \rho W log\left(\frac{y_{it+1}}{y_{it}}\right) + \gamma_1 log T_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۳)$$

$$\log\left(\frac{y_{it+1}}{y_{it}}\right) = \alpha + \beta log y_{it} + \rho W log\left(\frac{y_{it+1}}{y_{it}}\right) + \gamma_1 log T_{it} + \delta_1 W log T_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۴)$$

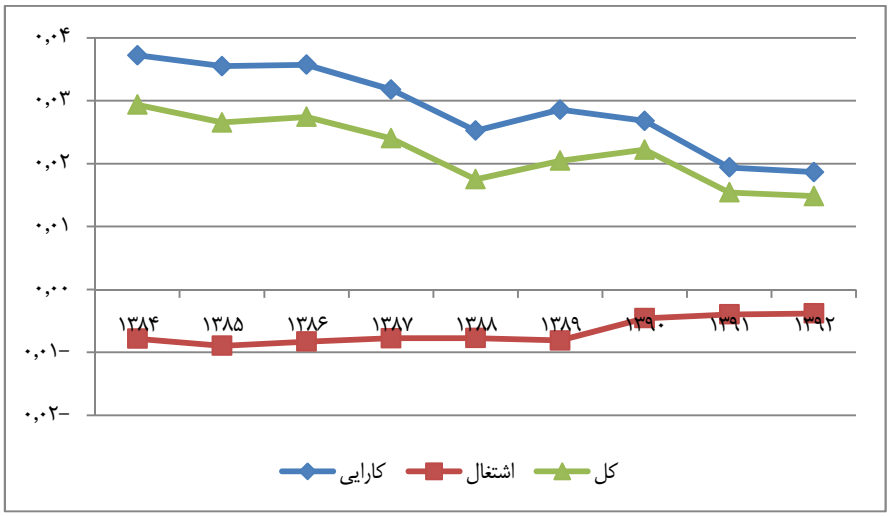
بنابراین $r_1 log T_{it}$ اثرات توسعه صنعت بر توسعه‌یافتگی استان‌ها را نشان می‌دهد در حالی‌که $\delta_1 W log T_{it}$ اثرات سرریز صنعتی شدن را بر توسعه یافتگی نشان می‌دهد. مقایسه دو مدل ۱۲ و ۱۳، نشان دهنده دو روش برای بررسی اثرات صنعتی شدن بر توسعه‌یافتگی است. اگر چنانچه ضریب γ_1 مثبت و معنادار باشد، نتیجه گرفته می‌شود که صنعتی شدن منجر به افزایش رشد اقتصادی استان‌ها خواهد شد. اما اگر β در مدل (۱۲) منفی (مثبت) و معنادار باشد، و سطح آن در مدل ۱۳ کاهش (افزایش) یابد، در این‌صورت توسعه صنعتی باعث همگرایی اقتصادی شده و نابرابری بین مناطق را کاهش می‌دهد. اما در غیر این‌صورت توسعه صنعتی منجر به افزایش نابرابری استان‌ها می‌شود. اما با مقایسه دو مدل ۱۳ و ۱۴، اثرات فضایی توسعه صنعتی بر رشد اقتصادی شهرها بررسی می‌شود. ابتدا δ_1 مورد بررسی قرار می‌گیرد. اگر ضریب مثبت و معنادار باشد، صنعتی شدن در استان‌های مجاور اثرات فضایی مثبت بر روی رشد اقتصادی استان‌ها دارد. همچنین با مقایسه سطح معناداری و میزان ضرایب β در مدل ۱۳ ، اگر β در مدل ۱۳ منفی (مثبت) باشد، و سطح معناداری در مدل ۱۴ کاهش (افزایش) یابد، صنعتی شدن منجر به توسعه استان‌ها شده و نابرابری را کاهش می‌دهد. در غیر این‌صورت صنعتی شدن منجر به توسعه نابرابری استانی می‌شود.

٤- برآورد مدل و تحلیل نتایج

با توجه به اینکه مطالعه حاضر در سطح استانی است، بنابراین از داده‌های منطقه‌ای مرکز آمار برای دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ استفاده شده است، شاخص صنعتی نیز برای مطالعه حاضر به صورت نسبت ارزش افزوده بخش صنعت در هر استان به کل ارزش افزوده استان در هر سال محاسبه شده است، نمودار (۳) تغییرات شاخص تایل برای دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ را نشان می‌دهد، نمودار نشان می‌دهد که سهم نابرابری ناشی از بهره‌وری بیش از سهم اشتغال نیروی کار است، اما در طول دوره مطالعه نابرابری ناشی از کارایی و نابرابری کل کاهش یافته است، بنابراین رشد اقتصادی استان‌ها به سمت همدیگر همگرا است، ناچیز بودن سهم اشتغال در ایجاد نابرابری به علت تحرک بالای نیروی کار و مهاجرت است، و به همین دلیل نابرابری ناشی از اشتغال منفی است و میزان نسبت اشتغال گزارش شده در سطح ملی بیشتر از سطح استانی است.

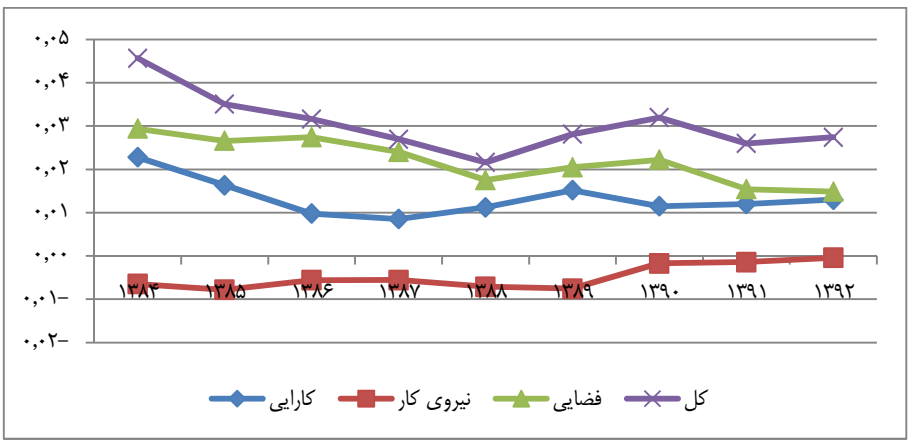
نمودار ۳. تجزیه شاخص نابرابری تایل

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۴. تجزیه شاخص نابرابری تایل وزنی

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۵. نابرابری به تفکیک اجزاء

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار (۴) شاخص نابرابری تایل فضایی را نشان می‌دهد، این شاخص نشان می‌دهد که نابرابری ناشی از همسایگی قابل تجزیه به دو جزء تفاوت بهره‌وری در استان‌های همسایه و تفاوت نسبت اشتغال به جمعیت در استان‌های همسایه است، این نمودار نیز نشان می‌دهد که نابرابری ناشی از تفاوت بهره‌وری استان‌های همسایه بیش از سهم تغییرات در نیروی کار شاغل شده در همسایگان است. مقایسه دو شاخص تایل و تایل وزنی نشان می‌دهد که تفاوت کمتری بین همسایگان وجود دارد.

نمودار (۵) نشان دهنده تجزیه نابرابری بین استان‌ها به دو جزء نابرابری ناشی از همسایگی و اثرات خاص ناشی از استان‌ها است. کل اجزای نابرابری درآمد دارای نوساناتی هستند، اما آنچه که مهم و دارای ارزش است، سهم بالای نابرابری ناشی از همسایگی و اثرات سرریز بین استان‌ها است، همچنین نابرابری ناشی از بهره‌وری سهم قابل ملاحظه‌ای را در ایجاد نابرابری دارد، و این سهم در سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۲ افزایشی بوده است، عدم سرمایه‌گذاری در مناطق محروم و عدم اجرای آمایش سرزمین باعث شده است که بسیاری از استان‌ها به دلیل فقر امکانات نتوانند رفاه بالایی را کسب نمایند که یکی از دلایل آن عدم سرمایه‌گذاری در بخش صنعت در مناطق محروم است.

نتایج حاصل از برآورد شاخص تایل نشان می‌دهد که اثرات سرریز نقش مهمی را در ایجاد نابرابری بین مناطق دارد، برای بررسی و آزمون همبستگی فضایی از آماره موران[1] بر طبق نرم‌افزار Geoda استفاده شده است، نتایج در جدول (۱) پیوست نشان می‌دهد که صنعتی شدن در یک استان خاص دارای اثرات سرریز بر سایر استان‌ها است.

شکل (۲) پیوست نمودار پراکنش موران برای سال ۱۳۸۴ و ۱۳۹۲ را نشان می‌دهد، محور افقی شاخص صنعتی شدن را برای استان و محور عمودی مقدار استاندارد شده صنعتی شدن را برای استان‌های همجوار نشان می‌دهد، ربع سمت راست بالا نشان دهنده استان‌های با شاخص بالای صنعتی و نیز همسایه‌هایی با شاخص بالای صنعتی می‌باشند، و در ربع سمت چپ پایین شاخص صنعتی برای استان و نیز همسایگان پایین می‌باشد، اما در ربع سمت چپ بالا و سمت راست پایین شاخص صنعتی شدن برای استان و همسایه‌های استان متفاوت می‌باشد، با توجه به اینکه شیب خط رگرسیون گذرنده از میان نقاط برای سال ۱۳۸۴ و ۱۳۹۲ به ترتیب برابر با ۰/۱۸۳ و ۰/۰۷۸۶ می‌باشد، بنابراین خود همبستگی فضایی مثبت می‌باشد، یعنی افزایش شاخص صنعتی شدن در یک استان خاص باعث اثرات سرریز مثبت بر سایر استان‌ها می‌باشد، شکل (۳) پیوست نقشه محلی از آماره موران برای متغیر صنعتی شدن را نشان می‌دهد. تنها خوشه‌های بالا-بالا و پایین-پایین در سطح ۵ و ۱ درصد معنادار هستند، نقشه لیزا توزیع جغرافیایی ترکیبات مختلف را نشان می‌دهد، که نمایش نتایج حاصل از آماره موران در نقشه جغرافیایی است. بنابراین اثرات فضایی بین مناطق وجود دارد.

با توجه به اینکه متغیرهای مورد استفاده در مطالعه حاضر، به صورت نسبی و براساس نرخ رشد می‌باشند که دارای روند هموازی هستند، بنابراین تمام متغیرهای مورد استفاده در سطح مانا هستند، که نتایج آزمون نیز صحت نتایج را تأیید می‌کند (جدول ۲ پیوست)، و نتایج حاصل از آزمون F لیمر و هاسمن در جدول (۳) پیوست نیز نشان می‌دهند، که مدل برآوردی براساس اثرات ثابت است.

نتایج حاصل از برآورد مدل (۱۲) در جدول (۴) نشان می‌دهد، که رشد در استان‌های مختلف همگرا است و این رشد در استان‌های کمتر توسعه یافته شدیدتر از سایر استان‌ها است، بنابراین تمام استان‌ها به سمت نرخ رشد باثباتی همگرا خواهد بود، ضرایب نرخ رشد اقتصادی ناشی از سرایت در سایر استان‌ها مثبت است، طوری که هر چه نرخ رشد در استان‌های همجوار افزایش یابد، به واسطه اثرات سرایتی که وجود دارد، نرخ رشد اقتصادی در سایر استان‌ها نیز افزایش می‌یابد، در مدل دوم نیز ضرایب دارای علامتی شبیه به مدل اول است، ضریب صنعتی شدن مثبت است و دارای اثرات معناداری بر رشد اقتصادی استان‌ها می‌باشد، بنابراین افزایش سهم بخش صنعت از تولید در هر استان بر اساس مزیت‌های نسبی یکی از اولویت‌های اصلی برای دولت‌های مختلف است، بخش صنعت به دلیل دارا بودن بیشترین پیوندهای پیشین و پسین دارای اثر فزاینده‌ای در رشد اقتصادی استان‌ها نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی است. مقایسه ضرایب برآورد شده در مدل (۱) و (۲) نشان می‌دهد که به دلیل اینکه ضریب β برآورد شده در مدل دوم کمتر از ضریب β برآورد شده در مدل اول است بنابراین رشد صنعتی شدن در استان‌ها به طور متفاوت باعث واگرایی رشد اقتصادی در استان‌های مختلف می‌شود، طوری که استان‌هایی که سهم صنعت در ارزش افزوده آنها بالا است، بیشترین نرخ رشد اقتصادی را تجربه کرده‌اند. نتایج حاصل از

1. Moran's I Test

ضرایب برآورد شده برای مدل سوم نشان می‌دهد که صنعتی شدن در یک استان خاص نه تنها دارای اثرات مثبت بر رشد اقتصادی استان است بلکه به علت وجود اثرات سرایت، رشد اقتصادی در سایر استان‌ها نیز افزایش می‌یابد، چرا که ضریب اثرات سرایت برای متغیر صنعتی شدن مثبت و برابر با ۰/۰۷۶ است. اما لازم به ذکر است که اثر مذکور کمتر از اثر صنعتی شدن بر استان خاص است. با مقایسه مدل دوم و سوم برای ضرایب برآورد شده β برآوردها نشان می‌دهند که مقدار آن در مدل سوم کمتر از مدل دوم است، بنابراین توسعه صنعت در یک استان خاص به واسطه اثرات سرریز مثبت دارای اثر معناداری بر همگرایی رشد اقتصادی استان‌ها است.

جدول ۴. برآورد مدل

متغیرها	۱	۲	۳
ρ	۰/۳۶۳***	۰/۳۵۸***	۰/۳۶۸***
	(۳/۸۶۴)	(۳/۶۶۲)	(۳/۷۵۶)
β	-۰/۰۰۶۴***	-۰/۰۰۶۵***	-۰/۰۰۶۳***
	(-۳/۹۴۷)	(-۳/۸۸۸)	(-۳/۷۵۲)
γ		۰/۲۹۷***	۰/۶۳۷***
		(۳/۴۶۱)	(۴/۹۱۷)
δ			۰/۰۷۶***
			(۳/۳۱۲)
عرض از مبدأ	-۰/۰۲۱۹	۰/۲۸۴	-۱/۱۶۰
	(-۰/۴۷)	(۰/۴۲۶)	(-۰/۹۰۲)
تعداد مشاهدات	۲۷۰	۲۷۰	۲۷۰

آماره Z داخل پرانتز

*معناداری در سطح احتمال ۱۰ درصد، ** معناداری در سطح احتمال ۵ درصد، *** معناداری در سطح احتمال ۱ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-بحث و نتیجه‌گیری

دستیابی به سطوح بالاتر از توسعه، مستلزم برنامه‌ریزی هماهنگ و مبتنی بر درک صحیح از خواسته‌ها و نیازها است. یکی از اهداف برنامه‌ریزی توسعه، کاهش دوگانگی نامطلوب مناطق، نظیر دوگانگی منطقه‌ای در درون کشورها است که به دلایل متعددی در مسیر توسعه یافتگی آنها ایجاد شده و روند برنامه‌ریزی توسعه را مختل کرده است. تمرکز فعالیت‌های اقتصادی در یک منطقه خاص یکی از عوامل اصلی برای وجود نابرابری بین استان‌ها است، به همین دلیل مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های منطقه‌ای مرکز آمار به اندازه‌گیری نابرابری بین استان‌ها و بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌ها می‌پردازد، نتایج حاصل از مطالعه نشان می‌دهد که نابرابری ناشی از همسایه بیشترین سهم را در نابرابری درآمدی بین استان‌ها دارد. به عبارتی توسعه یافته بودن یا عدم توسعه یافتگی استان‌های همجوار نقش بسزایی را در نابرابری دارد. در واقع این نشان می‌دهد که اثرات سرریز بین استان‌ها همواره یکی از مسائل مهم موجود در اقتصاد است که در سیاست‌های منطقه‌ای باید مد نظر قرار گیرد. بهره‌وری به عنوان موتور رشد اقتصادی، به دلیل متفاوت بودن میزان سرمایه‌گذاری در استان‌های مختلف یکی از دلایل وجود نابرابری بین استان‌ها است. بنابراین توسعه عادلانه امکانات سرمایه‌گذاری برای کاهش شکاف بهره‌وری در جهت کاهش نابرابری‌ها یکی از سیاست‌های مؤثر است. با توجه به اهمیت بالای صنعت به واسطه دارا بودن بیشترین پیوندهای پیشین و پسین، مطالعه حاضر نشان می‌دهد که افزایش صنعتی شدن باعث افزایش رشد اقتصادی استان‌ها شده، اما این اثر موجب واگرایی رشد اقتصادی استان‌ها می‌شود، از آنجا که اکثر مناطق دائماً در ارتباط هستند، اثرات سرریز صنعت موجب همگرایی رشد اقتصادی استان‌ها می‌شود، بنابراین به طور کلی توسعه متوازن صنعت براساس مزیت‌های نسبی استان‌ها به عنوان سیاستی کارا و مبتنی بر توسعه پایدار باعث همگرایی رشد استان‌ها و کاهش نابرابری می‌شود.

منابع

آقایی، مجید؛ رضا قلی‌زاده، مهدیه و باقری، فریده (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران". *فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*، شماره ۱، ۴۴-۲۱.

اکبری، نعمت الله و مویدفر، رزیتا (۱۳۸۳). "بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)". *پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۱۳، ۱۳-۱.

بختیاری، صادق و دهقانی‌زاده، مجید (۱۳۹۲). "نقش فعالیت‌های صنعتی در توسعه اقتصادی: رهیافت مدل داده-ستانده (مناطق شهری)". *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، شماره ۲، ۷۹-۵۹.

دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۱). "تحلیل تأثیر تجمیع فعالیت‌های صنعتی بر رشد اقتصادی منطقه‌ای در ایران". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، شماره ۸، ۵۵-۲۳.

رحمانی، تیمور و امیری، میثم (۱۳۸۶) "بررسی تأثیر اعتماد بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران با روش اقتصادسنجی فضایی". *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۸، ۵۷-۲۳.

رحمانی، تیمور و حسن‌زاده، ابراهیم (۱۳۹۰). "اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران". *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۵، ۱۸-۱.

صادقی، سید کمال (۱۳۹۲). "بررسی عوامل مؤثر بر رشد فراگیر در استان‌های ایران (رهیافت گشتاورهای تعمیم یافته در داده‌های تابلویی)". *اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، شماره ۶، ۲۲۱-۲۰۵.

صباغ کرمانی، مجید (۱۳۸۰). "تجزیه و تحلیل نابرابری منطقه‌ای اشتغال در استان‌های کشور". *مجله مدرس*، شماره ۲، دوره ۵، ۲۰-۱.

صمدی، علی‌حسین؛ دهقان‌شبانی، زهرا و مرادی‌کوچی، عاطفه (۱۳۹۴). "تحلیل فضایی تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۹، ۷۲-۵۷.

فتاحی، شهرام و عطار، خلیل (۱۳۹۴). "بررسی همگرایی درآمدی استان‌های ایران، رویکرد داده‌های تابلویی". *مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، شماره ۹، ۲۱۰-۱۸۸.

فطرس، محمدحسن و بهشتی‌فر، محمود (۱۳۸۵). "تعیین سطح توسعه‌یافتگی استان‌های کشور و نابرابری بین آنها طی سال‌های ۱۳۷۳ و ۱۳۸۳". *نامه اقتصادی*، شماره ۲، ۱۲۲-۱۰۱.

کریمی موغاری، زهرا و براتی، جواد (۱۳۹۶). "تعیین سطح نابرابری منطقه‌ای استان‌های ایران: تحلیل شاخص ترکیبی چند بُعدی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۷۰-۴۹.

لطفی، عزت الله و فیض‌پور، محمدعلی (۱۳۹۳). "رشد صنعتی و جرم (شواهدی از استان‌های کشور طی برنامه‌های سوم و چهارم توسعه)". *فصلنامه مجلس و راهبرد*، شماره ۸۰، ۶۰-۳۹.

محمودزاده، محمود و علمی، سیامک (۱۳۹۱). "نابرابری و رشد اقتصادی در استان‌های کشور". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۶۴، ۱۴۸-۱۳۱.

Anselin, L. (1988). "Spatial Econometrics: Methods and Models". Dordrecht: Springer.

Anselin, L. (2005). "Exploring Spatial Data with GoDaTM: A Workbook". University of Illinois, Urbana-Champaign Urbana, IL 61801.

Bai, C. N., Ma, H. & Pan, W. (2012). "Spatial Spillover and Regional Economic Growth in China". *China Economic Review*, 23(4), 982-990.

Baldwin, R. & Martin, P. (2004). "Agglomeration and Regional Growth". *Handbook of Regional and Urban Economics,* 4, 4-60.

Breau, S. (2015). "Rising Inequality in Canada: A Regional Perspective". *Applied Geography*, 61, 58-69.

Brülhart, M. & Traeger, R. (2005). "An Account of Geographic Concentration Patterns in Europe". *Regional Science and Urban Economics*, 35(6), 597-624.

Duro, J. A. & Esteban, J. (1998). "Factor Decomposition of Cross-Country Income Inequality, 1960-1990". *Economics Letters*, 60, 269-275.

Fujita, M. & Krugman, P. (1995). "When is the Economy Monocentric?: Von Thunen and Chamberlin Unified". *Regional Science and Urban Economics*, 25, 505-528.

Goerlich-Gisbert, F. J (2001). "On Factor Decomposition of Cross-Country Income Inequality: Some Extensions and Qualification". *Economics Letters*, 70, 303-309.

Katuria, V. & Natarajan, R. R. (2010). "Is Manufacturing an Engine of Growth in India? Analysis in the Post Nineties". *Journal of South Asian Development*, 8, 385-408.

Klenow, P. J. & Rodriguez-clare, A. (2005).

"Externalities and Growth". In: Aghion, P. and Durlauf, S. (Eds), *Handbook of Economic Growth*, 1, 817-861.

Krugman, P. (1991). "Geography and Trade", *MIT Press*, Cambridge.

Lambert, P. J. (1993). "The Distribution and Redistribution of Income: A Mathematical Analysis". *Oxford: Blackwell*.

Ma, T., Hong, T. & Zhang, H. (2015). "Tourism Spatial Spillover Effects and Urban Economic Growth". *Journal of Business Research*, 68, 74-80.

Mamunes, T. P., Savvides, A. & Stengos, T. (2006). "Economic Development and the Return to Human Capital: A Smooth Coefficient Semiparametric Approach". *Journal of Applied Economics*, 21, 111-132.

Marquez, M. A. & Lasarte, E. (2014). "Decomposition of regional income inequality and Neighborhood component: a Spatial Theil Index". Working Papers. Serie EC from Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A. (Ivie).

Martin, R., Finglaton, B. & Garretsen, H. (2009). "Analysis of the Main Factors of Regional Growth: An in-Depth Study of the Best and Worst Performing European Regions". *Cambridge Econometrics*.

Moreno, R. & Trehan, B. (1997). "Location and the Growth of Nations". *journal of Economic Growth*. 2, 399-418.

Ottaviano, G. I. P. & Thisse, J. F. (2001). "On Economic Geography in Economic Theory: Increasing Returns and Pecuniary Externalities". *Journal of Economic Geography*, 1, 153-179.

Ottaviano, J. P. (2010). "Regional Convergence: The New Economic Geography Perspective". *Final Open Conference COST A-17*, Prime Minister's Office, Helsinki.

Ouyang, P. & Fu, S. (2012). "Economic Growth, Industrial Development and Inter-Regional Spillovers from Foreign Direct Investment: Evidence from China". *China Economic Review*, 23, 445-460.

Song, Y. (2013). "Rising Chinese Regional Income Inequality: The Role of Fiscal Decentralization". *China Economic Review*, 23, 294-309.

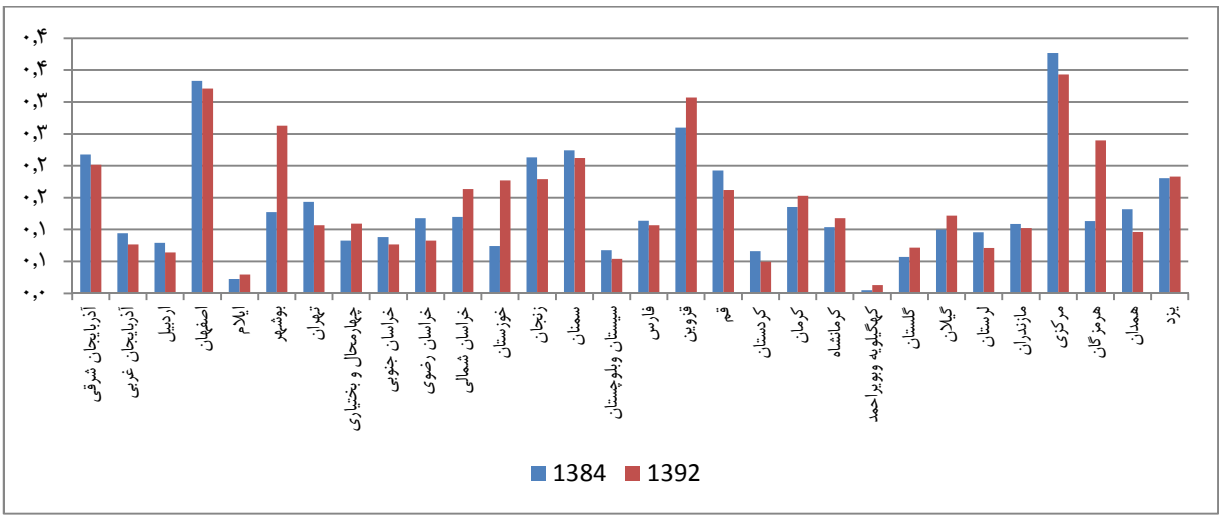
Szirmai, A. & Verspagen, B. (2015). "Manufacturing and Economic Growth in Developing Countries, 1950–2005". *Structural Change and Economic Dynamics*, 34, 46-59.

Tian, X., Zhang, X., Zhou, Y. & Yu, X. (2016). "Regional Income Inequality in China Revisited: A Perspective from Club Convergence". *Economic Modelling*, 56, 50-58.

Timmer, M. P. & de Vries, G. J. (2009). "Structural Change and Growth Accelerations in Asia and Latin America: A New Sectoral Dataset". *Cliometrica,* 3, 165–190.

Tobler, W. R. (1979). "Smooth Pycnophylactic Interpolation for Geographical Regions". *Journal of the American Statistical Association*, 74, 519–530.

پیوست‌ها:



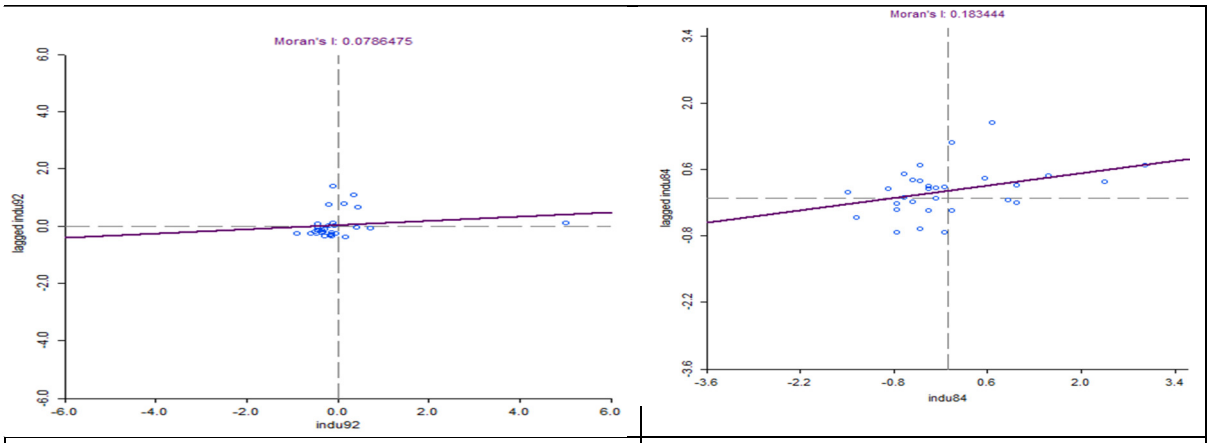
نمودار ۲. شاخص صنعتی شدن استان‌ها

مأخذ: حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار

جدول ۱. آماره موران

سال	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲
آماره موران	۰/۱۸۳	۰/۰۸۱۹	۰/۱۰۸۶	۰/۰۸۶	۰/۰۷۷	۰/۰۹۴	۰/۰۹	۰/۰۷۲	۰/۰۷۸۶
p-value	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

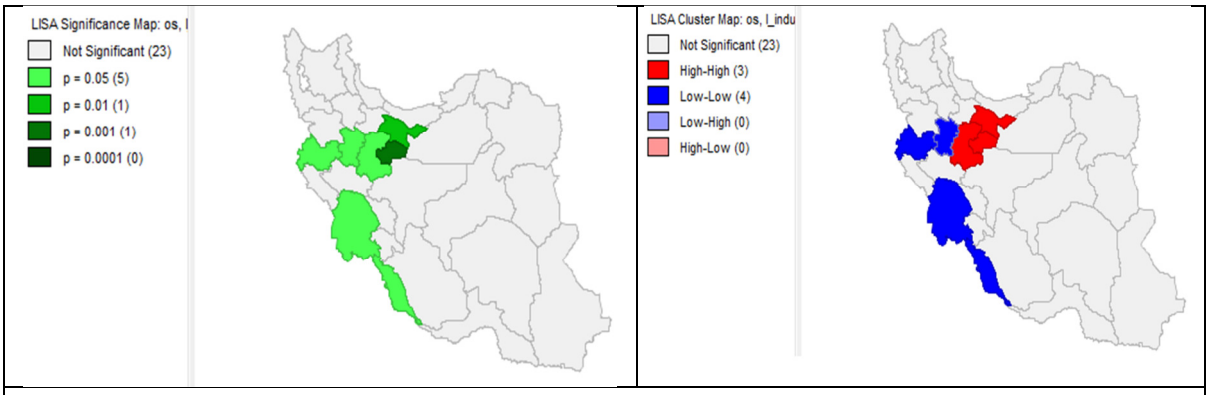
مأخذ: خروجی نرم‌افزار Geoda



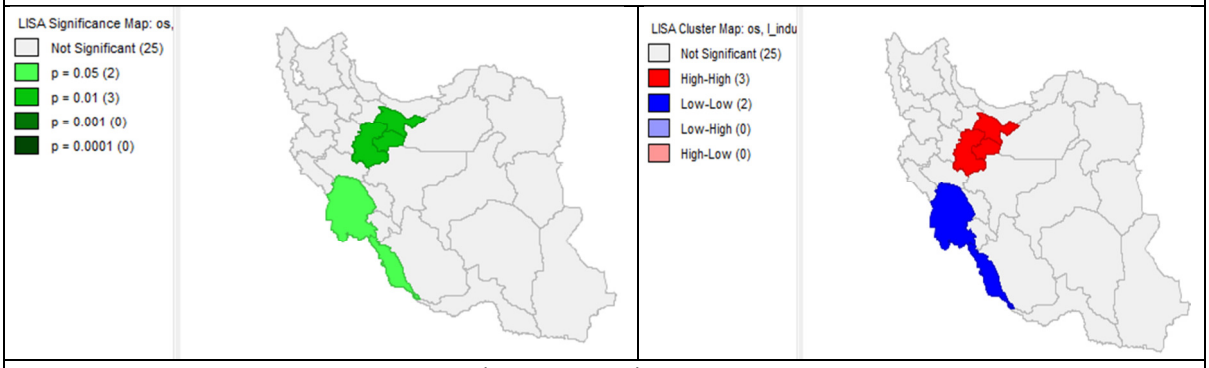
نمودار پراکنش موران برای سال ۱۳۸۴	نمودار پراکنش موران برای سال ۱۳۹۲

شکل ۲. نمودار پراکنش موران

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نقشه پراکنش محلی موران (نقشه لیزا LISA) برای سال ۱۳۸۴



نقشه پراکنش محلی موران (نقشه لیزا LISA) برای سال ۱۳۹۲

شکل ۳. نقشه پراکنش محلی لیزا (LISA)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. آزمون ریشه واحد

	ایم، پسران و شین	لیوین، لین چو	نتیجه
$\log\left(\frac{y_{it+1}}{y_{it}}\right)$	-۱۶/۳۱***	-۴/۹۷***	در سطح مانا است
$logy_{it}$	-۵/۰۰۶***	-۲/۵۲***	در سطح مانا است
$logT_{it}$	-۶/۹۰***	-۴/۴۰***	در سطح مانا است

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. آزمون F لیمر و هاسمن

	مدل اول	مدل دوم	مدل سوم	
	آماره	آماره	آماره	نتیجه
آزمون F لیمر	۷/۶۱***	۴/۷۲***	۸/۶۷***	اثرات ثابت بر ترکیبی ترجیح دارد.
آزمون هاسمن	۲۲۹/۳۷***	۱۱۶/۱۳***	۱۲۳/۱***	اثرات ثابت بر تصادفی ترجیح دارد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هشتم، پاییز ۱۳۹۶ (۱۱۲-۹۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 28, September 2017 (99-112)

تحلیل تأثیر یارانه بیمه صادراتی بر صادرات غیر نفتی با استفاده از رگرسیون فازی

*ئاسو اسماعیل‌پور[۱]، احمد اسدزاده[۲]، مصطفی شکری[۳]، حمید ذوالقدر[۴]

۱. دانشجوی دکترای اقتصاد پولی دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
۲. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
۳. دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
۴. دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

(دریافت: ۱۳۹٤/۱۲/۲۵ پذیرش: ۱۳۹۵/۳/۳۱)

Analysis of the Impact of Export Insurance Subsidies on Non-Oil Export: Fuzzy Regression Approach

*Aso Esmailpour[1], Ahmad Assadzadeh[2], Mostafa Shokri[3], Hammed Zolghader[4]

1. Ph.D. Student in Monetary Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran
2. Associate Professor, Faculty of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran
3. Ph.D. Student in Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran
4. Ph.D. Student in Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran

(Received: 15/March/2016 Accepted: 20/June/2016)

چکیده:

یکی از اهداف اساسی کشورهای در حال توسعه دست‌یابی به رشد و توسعه اقتصادی پایدار می‌باشد. در این راستا شناخت عواملی که بر رشد اقتصادی مؤثر هستند از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. با توجه به اهمیت بررسی عوامل مؤثر بر عرضه صادرات غیرنفتی در سیاست‌گذاری‌های تجاری، در این مطالعه تأثیر متغیرهای گوناگون از جمله یارانه بیمه‌های صادراتی بر عرضه صادرات غیر نفتی بررسی شده است. در این مقاله برای بررسی رابطه بین صادرات غیر نفتی با یارانه بیمه صادراتی ودیگر متغیرها در دوره ۱۳۷۴تا ۱۳۹۴ از روش رگرسیون فازی استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد که یارانه بیمه صادراتی دارای اثر مثبتی بر صادرات غیر نفتی کشور ایران می‌باشد. با توجه به نتایج به‌دست آمده از این مطالعه و اهداف اصلی پیش‌بینی شده در سند چشم‌انداز توسعه اقتصادی که کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی می‌باشد، پیشنهاد می‌شود برای افزایش صادرات غیر نفتی از تسهیلات یارانه‌ای از جمله یارانه بیمه صادراتی استفاده شود.

واژه‌های کلیدی: صادرات غیرنفتی، یارانه بیمه صادرات، رگرسیون فازی.

طبقه‌بندی JEL: B17، H26، C22.

Abstract:

One of the main goals of developing countries is abating of stable and enduring economic growth. Therefore, recognition of effective factors on economic growth is very important. Due to special significance of effective factors on non-oil exports in trade policy making, in this study the influence of different Variables such as efficacy of export insurance subsidy on non-oil exports has been studied. Because of the high power models to predict the behavior of economic systems based on fuzzy regression, fuzzy regression is used to examine the relationship between non-oil exports with export insurance subsidy and other variables in the period 1995 to 2015. The results obtained from this study show that short term and long-term export insurance subsidy have positive effect on non-oil exports of the country. According to these results and main foresighted objectives defined in future economic development document, which include reduction of dependency to oil export revenues, in order to increase non-oil exports it is suggested to use export insurance subsidy.

Keywords: Non-Oil Exports, Export Insurance Subsidy, Fuzzy Regression.
JEL: B17, H26, C22.

* **نویسنده مسئول:** ئاسو اسماعیل‌پور
E-mail: asoesmailpoor1986@gmail.com

*Corresponding Author: Aso Esmailpour

۱- مقدمه

یکی از راهبردهای توسعه و رشد اقتصادی که در سه دهه اخیر جایگاه ویژه‌ای را در میان کشورها پیدا کرده است "استراتژی (راهبرد) توسعه صادرات" می‌باشد. اصولاً کشورها از ابزارهای مختلفی برای تشویق صادرات استفاده می‌کنند. از جمله ابزارهای حمایتی می‌توان به معافیت‌های مالیاتی، تخفیف‌های تعرفه‌ای برای واردات مواد اولیه، کمک‌های بازاریابی، حمایت‌های بیمه‌ای، تضمین صادرات، یارانه‌های مستقیم (نقدی) و غیرمستقیم صادراتی و غیره اشاره کرد (پارسامنش، ۱۳۸۵: ۲۰۹ و احمدیان و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۵). در دهه‌های اخیر نفت همواره به عنوان محور توسعه اقتصادی و کسب درآمدهای ارزی کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت از جمله کشور ایران قرار داشته است (اوگان[1]، ۱۹۹۵: ۲۴). با این حال وابستگی کشورها به صادرات نفتی به دلیل وجود نوسانات بازارهای جهانی، موجب نوسان‌های زیادی در درآمدهای ارزی آنها شده است و چون منابع نفتی جزء منابع پایان‌پذیر به شمار می‌روند، این مسیر برای کشوری که در اندیشه توسعه پایدار است، اطمینان بخش نیست (روگرس و مولن[2]، ۱۹۹۸: ۳۹۹).

کشور ایران نیز به عنوان یکی از کشورهای صادرکننده نفت از این قاعده مستثنی نیست تا جایی که مهم‌ترین مشخصه اقتصاد کشور، وابستگی شدید به درآمدهای نفتی است و درآمدهای صادراتی کشور از ثبات لازم برخوردار نیست. پس هرگونه نوسان و تغییر ناگهانی در قیمت نفت باعث کسری تراز پرداخت‌های کشور خواهد شد. به همین دلیل باید صادرات غیرنفتی تشویق شود. بنابراین رشد پایدار اقتصاد کشور در گرو توسعه و ثبات صادرات غیرنفتی است (بی‌ریا و جبل عاملی، ۱۳۸۵: ۸۵ و موحد منش، ۱۳۹۵: ۶۶). صدور کالای غیر نفتی که از چند سال پیش در برنامه دولت ایران قرار گرفته است بدون اتکا به پشتوانه حمایتی نمی‌تواند به هدف‌های تعیین شده خود برسد. بازرگانان جهت دست‌یابی به بازارهای جهانی و افزایش سهم بازار و صادرات نیاز به حمایت دارند. یکی از راه‌های تشویق صادرات ایجاد ضمانت‌های ارزی توسط دولت برای صادرکنندگان می‌باشد. چنین تسهیلاتی معمولاً به صورت صندوق‌های ضمانت به وجود می‌آید و خطراتی که شرکت‌های بیمه در مورد ریسک‌های بازرگانی به عهده نمی‌گیرند را تحت پوشش قرار می‌دهند (زینال‌زاده، ۱۳۷۳: ۲۳۵).

صندوق ضمانت صادرات به عنوان سازمان متولی بیمه‌های صادراتی در ایران، در سال ۱۳۵۲ راه‌اندازی شد و تا سال ۱۳۵۷ به فعالیت خود ادامه داد. هدف از آن توسعه صادرات از طریق حفظ حقوق صادرکنندگان در مقابل خطرهای سیاسی- اقتصادی بود که به طور معمول شرکت‌های بیمه تجاری آنها را بیمه نمی‌کردند و همچنین تضمین اعتباری بود که به مصرف صادرات کالا و خدمات می‌رسید. اگر چه با توجه به هدف‌های نظام بیمه در کشور و همچنین اهمیت انواع بیمه، مطالعه‌های گوناگونی در این زمینه انجام گرفته است، اما اساس بیشتر این مطالعات بررسی رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد اقتصادی، رشد صادرات، رشد سرمایه‌گذاری و رشد درآمد یا توزیع آن با انواع بیمه است. در حقیقت این مطالعات بیشتر به بررسی روابط علّی میان بیمه و دیگر متغیرهای اقتصادی پرداخته‌اند. در این زمینه، بیمه‌های صادراتی و یارانه‌های آن نیز کمتر مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. بنابراین در این مطالعه، تأثیر متغیرهای گوناگون از جمله یارانه بیمه‌های صادراتی بر عرضه کل صادرات کشور بررسی شده است.

سؤالی که هم اکنون مطرح است، این است که آیا یارانه بیمه صادراتی تأثیر مثبتی بر عرضه صادرات غیرنفتی ایران دارد یا خیر؟ برای پاسخ به این سؤال از آمار و داده‌های صندوق ضمانت صادرات و بانک مرکزی برای محصولات غیرنفتی طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۴ استفاده شده است.

درادامه سازمان‌بندی مطالعه حاضر به صورت زیر می‌باشد:

در بخش دوم به ارائه مبانی نظری و در بخش سوم به بررسی مطالعات داخلی و خارجی در زمینه موضوع مورد بررسی پرداخته شده است. در بخش چهارم به ارائه الگوی مطالعه و در بخش پنجم و ششم تحلیل نتایج و پیشنهادها ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

صاحب نظران مکاتب اقتصادی مختلف، برای کنترل و جهت بخشی به مسیر تجارت به گونه‌ای که بیشترین سود عائد کشورشان شود، ابزارها و روش‌هایی را پیشنهاد داده‌اند که گاه توسط دیگر صاحب نظران مورد نقد قرار گرفته‌اند. تقریباً تمام مکاتب اقتصادی به نقش دخالت دولت‌ها در عرصه تجارت بین‌الملل پرداخته‌اند و یارانه، ابزاری است که در کنار دیگر ابزارهای مالی نظیر تعرفه‌ها بسیار مورد توجه قرار گرفته است

1. Ogan (1995)
2. Rogres and Mulen (1998)

(کس[1]، ۱۹۹۰: ۶۰۹). مرکانتلیست‌ها که حد فاصل سال‌های ۱۵۰۰ تا ۱۸۰۰ میلادی در اروپا ظهور یافته‌اند، محور نظرات و مطالعات خود را بر چگونگی شکل‌گیری شخصیت ملی و بین‌المللی یک ملت و نحوه به اوج رساندن منابع به ویژه در بخش تجارت خارجی قرار دادند. از نگاه این گروه، اگر کشوری قادر باشد موازنه تجاری را به سود خود متمایل کند یعنی افزایش صادرات در مقابل واردات آنگاه می‌تواند از محل دریافت‌های خود، به مازاد تجاری دست یافته و ثروتمند شود و این ثروت بالطبع موجب افزایش خریدهای داخلی و افزایش تولید و اشتغال خواهد شد. این مکتب، دولت را برای تحقق این منظور، مسئول نظارت بر تجارت دانسته و معتقد بود که دولت برای رسیدن به این نقطه می‌تواند از ابزارهای گوناگونی چون تعرفه‌ها، سهمیه‌ها، اعطای کمک به تولیدکنندگان، یارانه صادراتی و سیاست‌های مختلف تجاری استفاده نماید (جی کاربوه[2]، ۱۹۹۸: ۱۷).

۲-۱- نظریه‌های حامی پرداخت یارانه صادراتی

۲-۱-۱- نظریه حمایت از صنایع نوزاد

این نظریه عنوان می‌کند کشوری ممکن است در یک کالا مزیت نسبی داشته باشد ولی به علت فقدان دانش اولیه و سطح اندک تولید، این صنعت نتواند در کشور راه‌اندازی شود یا در صورت راه‌اندازی نتواند با سایر بنگاه‌های تأسیس شده در خارج، رقابت موفقی داشته باشد. هدف اصلی حمایت تجاری موقت، به منظور تأسیس، راه‌اندازی و حمایت از صنعت داخلی در دوران نوزادی است، تا جایی که با دستیابی به صرفه‌جویی‌های در مقیاس و مزیت نسبی بلندمدت، این صنعت بتواند به رقابت با سایر بنگاه‌های خارجی بپردازد.

در واقع یک بنگاه تولیدی در صنعتی جدید با مشکلات مختلفی دست به گریبان خواهد بود. بنگاه مزبور باید مدیریت و نیروی کار متخصص را تهیه و آموزش دهد و تکنیک‌های تولیدی جدید را فراگیرد. در ایجاد یا داخل شدن در بازارهای مرتبط با تولیدات خود تلاش نماید و روش‌هایی را برای کاهش هزینه تولید جستجو کند. اعطای یارانه به فعالیتی که مزایای یادگیری را باعث می‌شود، یکی از بهترین راه‌ها می‌باشد (میر، ۱۳۷۸: ۱۲۶).

اساس بحث حمایت از صنعت نوزاد متکی بر آثار یادگیری پویا است که به یک صنعت فعلاً غیررقابتی امکان می‌دهد بعد از یک دوره حمایت موقت به مزیت نسبی دست پیدا کند (رحیمی‌بروجردی، ۱۳۷۴: ۱۸۷).

۲-۱-۲- نظریه تجارت نو

این نظریه بر رقابت ناقص و صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس متمرکز است که بحث در خصوص صنعت نوزاد را موجب شده است. بحث این است که حمایت موقت تعرفه‌ای یا دادن یارانه به یک صنعت داخلی ممکن است به یک صنعت نوزاد اجازه دهد از طریق اثر مقیاس رشد کند و سرانجام در بازارهای صادراتی به یک وضعیت رقابتی دست یابد. اما نظیر جنبه‌های دیگر نظریه تجارت نو، مناسبت این نوع حمایت از صنعت نوزاد نیز سؤال انگیز است، آن هم زمانی که اندازه بازار داخلی کوچک است، صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس برای محصولات اولیه وجود ندارد، ورود به صنعت آزاد است، دولت‌ها تلافی جویانه عمل می‌کنند، یا در محیط سیاست‌گذاری دولتی فساد و پشتیبانی سیاسی حاکم است، به طوری که این بحث تنها پوشش برای حمایت‌گرایی نسنجیده است. این نظریه و نظریه حمایت از صنایع نوزاد در جهت هدفمند کردن اعطای یارانه صادراتی بیان شده ودر واقع به دنبال این مطلب هستند که کدام صنایع بایستی در پرداخت یارانه صادراتی در اولویت قرار گیرند (کراگمن[3]، ۱۹۸۴: ۲۱).

۲-۲- آثار اقتصادی اعطای یارانه صادراتی

اصولاً سیاست یارانه بر صادرات زمانی اعمال می‌گردد که کشورهای صادرکننده در بازار جهانی دارای مزیت نسبی نباشند و در نتیجه با پرداخت یارانه صادرکنندگان را یاری می‌دهند. بدین ترتیب یارانه باعث کاهش قیمت بین‌المللی به سطحی کمتر از سطح قیمت‌های داخلی کشور صادرکننده می‌شود و در نتیجه، رابطه مبادله را به نفع کشورهای وارد کننده تغییر می‌دهد. از این نظر اعمال سیاست یارانه بر صادرات توسط کشورهای صادرکننده، در واقع همانند اعمال تعرفه بر واردات توسط کشور وارد کننده عمل می‌نماید. برای روشن شدن

1. Cass (1990)
2. J Carbaugh (1998)
3. Krugman (1984)

موضوع چنانچه رابطه مبادله را برای کشور صادرکننده به صورت نسبت کالای صادراتی (px) به قیمت کالای وارداتی (pm) در نظر بگیریم و نرخ یارانه برابر با (sx) باشد، رابطه مبادله با وضع یارانه، به صورت زیر تغییر خواهد کرد:

(۱)

$$\frac{PX(1-SX)}{PM} < \frac{PX}{PM}$$

این رابطه نشان می‌دهد که رابطه مبادله در نتیجه وضع یارانه، به ضرر کشورهای صادرکننده یا به نفع کشورهای وارد کننده تغییر کرده است. این تغییر دقیقاً به معنی بهتر شدن رابطه مبادله به نفع کشور وارد کننده است. توضیح آنکه تعریف رابطه مبادله یک امر قراردادی است و می‌تواند به صورت $\frac{px}{pm}$ یا $\frac{pm}{px}$ تعریف شود. اما اگر این رابطه برای کشوری در گرفته شود، عکس آن برای کشور مقابل صادق خواهد بود. به این ترتیب به سادگی می‌توان نشان داد که تعرفه بر واردات، توسط کشور وارد کننده نیز همانند یارانه برصادرات عمل خواهد کرد. چنانچه نرخ تعرفه بر واردات را TM و رابطه مبادله را با توجه به نکات فوق $\frac{pm}{px}$ در نظر بگیریم، آنگاه خواهیم داشت:

$$\frac{PM(1+TM)}{\mathrm{PX}} > \frac{\mathrm{PM}}{\mathrm{PX}} \qquad (۲)$$

تحلیل فوق، تأثیر یارانه و تعرفه بر رابطه مبادله برای دو کشور را که طرف رابطه مبادله می‌باشند، نشان می‌دهد. اما براساس قضیه تقارن لرنر می‌توان نشان داد که تأثیر تعرفه بر واردات، معادل تأثیر مالیات بر صادرات یک کشور و تأثیر یارانه بر صادرات، معادل پرداخت یارانه بر واردات همان کشور خواهد بود. برای این منظور، چنانچه P_X^A، P_M^A، P_X^W و P_M^W را به ترتیب نشان دهنده قیمت کالای صادراتی در کشور A، قیمت کالای وارداتی در همان کشور، قیمت جهانی کالای صادراتی و قیمت جهانی کالای وارداتی در نظر بگیریم SX و SM نشان دهنده میزان یارانه بر صادرات و میزان یارانه بر واردات باشند، آنگاه با توجه به تأثیری که یارانه به دنبال خواهد داشت، این روابط را بین قیمت‌های یک کشور و قیمت‌های جهانی می‌توان در نظر گرفت:

(۳)

$$\frac{\mathrm{P_X^A}}{1+\mathrm{SX}} = \mathrm{P_x^W} \ , \mathrm{P_M^A} = \mathrm{P_M^W}$$

(۴)

$$\mathrm{P_M^A} = \frac{\mathrm{P_M^W}}{1+\mathrm{SM}} \ , \mathrm{P_X^A} = \mathrm{P_x^W}$$

رابطه (۳) در واقع بیانگر این واقعیت است که در صورت پرداخت یارانه بر صادرات، قیمت‌های جهانی کمتر از قیمت‌های داخلی کشور صادرکننده است و رابطه (۴) نشان دهنده این است که قیمت‌های وارداتی در صورت پرداخت یارانه، کمتر از قیمت‌های جهانی خواهند بود. اما قیمت کالای وارداتی در رابطه (۳) و قیمت کالای صادراتی در رابطه (۴) با قیمت جهانی برابر می‌باشند. حال با توجه به روابط (۳) و (۴) می‌توان رابطه مبادله برای کشور مورد نظر را به صورت زیر نوشت:

(۵)

$$\frac{\frac{P_X^A}{(1+Sm)}}{P_M^A} = \frac{P_X^W}{P_M^W}$$

(۶)

$$\frac{P_X^A}{P_M^A} = \frac{P_X^W}{P_M^W(1+SM)}$$

حال چنانچه فرض نماییم که S^*=SX=SM است؛ آنگاه به سادگی از روابط (۵) و (۶) رابطه زیر حاصل می‌شود:

(۷)

$$\frac{\mathrm{P_X^A}}{\mathrm{P_M^A}} = \frac{\mathrm{P_X^W}(1+\mathrm{S^*})}{\mathrm{P_M^W}}$$

رابطه فوق بیانگر قضیه تقارن لرنر در زمینه یکسان بودن تأثیر یارانه بر صادرات و تعرفه بر واردات می‌باشد. به عبارت دیگر هر دو رابطه، مبادله را به نفع کشور وضع کننده بهبود می‌بخشند. به همین ترتیب می‌توان یکسان بودن تأثیر تعرفه بر واردات و مالیات بر صادرات را نیز نشان داد. نتایج این قضیه برای روابط تجاری بین‌المللی و اقتصاد کشورها بسیار حائز اهمیت است. بر اساس این قضیه می‌توان گفت که تعرفه بر واردات یا یارانه بر صادرات، اگرچه می‌تواند باعث گسترش تولید داخلی یک کالا گردد، اما بدون تردید این موضوع به قیمت محدود شدن تولید و صادرات سایر کالاها امکان پذیر خواهد بود. بدین ترتیب وضع تعرفه بر واردات کالاهای صنعتی در کشورهای در حال توسعه می‌تواند منجر به کاهش صادرات کالاهای کشاورزی و پرداخت یارانه به صادرات توسط کشورهای پیشرفته، منجر به محدود شدن صادرات کالاهای صنعتی توسط این کشورها گردد. سیاست پرداخت یارانه تنها در صورتی می‌تواند به افزایش صادرات یک کشور منجر شود که با واکنش سایر کشورها روبه‌رو نگردد. در دنیای تجارت، برقراری یارانه توسط یک کشور می‌تواند به دو صورت با واکنش سایر

کشورها مواجه گردد: ۱- از طریق وضع تعرفه بر واردات کالای مورد نظر توسط کشور وارد کننده ۲- از راه پرداخت یارانه توسط کشور ثالث به منظور حفظ بازار در کشور وارد کننده. در صورت دوم حتی اگر کشور وارد کننده اقدام به هیچ گونه عکس‌العملی ننماید، پرداخت یارانه برای هر دو کشور صادرکننده، نتیجه معکوس خواهد داشت و این سیاست عملاً منجر به متضرر شدن هر دو کشور، و به نفع وارد کننده خواهد بود (صادقی، ۱۳۸۵: ۲۲۵).

۳- پیشینه تحقیق

در این قسمت ابتدا مطالعات خارجی و سپس مطالعات داخلی صورت گرفته در زمینه یارانه و بیمه صادراتی ارائه شده است.

۳-۱- مطالعات خارجی

براندر و اسپنسر[1] در مقاله‌ای تحت عنوان «یارانه صادراتی و بازار بین‌الملل» درصدد نشان دادن این مطلب هستند که اعطای یارانه به صادرات یکی از پیامدهای منطقی شرایط رقابت ناقص در تجارت بین‌الملل است و رفتار غیر همکاری، انگیزه‌ای را برای چنین سیاستی ایجاد می‌کند. به ویژه آنکه کشورها برای تصاحب سهم بازار با یکدیگر رقابت می‌کنند. در چنین شرایطی، اعطای یارانه به صادرات موقعیت نسبی بنگاه داخلی در رقابت‌های غیر همکاری با سایر بنگاه‌ها را بهبود می‌بخشد و باعث می‌شود بنگاه داخلی سهم بازارش گسترش یابد. با افزایش سهم بازاری، توسعه صادرات و به دنبال آن افزایش رفاه داخلی منتج می‌شود (براندر و اسپنسر، ۱۹۸۵: ۵۶).

ساتیاگو[2] رابطه بین یارانه صادراتی و تعادل تجاری را در اقتصادهای کوچک کشورهای در حال توسعه مورد بررسی قرار داد. در این مطالعه، یارانه‌های صادراتی به عنوان مکانیسمی برای افزایش رقابت در صادرات و یک منبع تزریقی برای دولت در جهت کاهش کسری تجاری به کار برده شده است. نتایج این مطالعه بیان می‌کند که یارانه‌های صادراتی، کسری تجاری را در صورتی به دنبال خواهد داشت که کشش قیمتی صادرات بالا و قیمت‌های داخلی دارای ثبات نسبی باشند. همچنین در صورت پایین بودن کشش قیمتی یا تغییر قیمت‌های داخلی، یارانه‌های صادراتی، کسری تجاری را افزایش می‌دهد (ساتیاگو، ۱۹۸۹: ۹۹).

براندر[3] در مقاله‌ای تحت عنوان «سیاست تجاری راهبردی» الگوی بازار ثالث را الگویی می‌داند که در آن یک یا چند بنگاه از کشور خودی و یک یا چند بنگاه از کشور خارجی با یکدیگر در بازار سومی رقابت می‌کنند. در الگوی بازار ثالث، تعرفه یا سهمیه وارداتی استفاده نمی‌شود و ابزار سیاست راهبردی یارانه صادراتی است که اثر آن کمک به بنگاه در مقابل رقیب خارجی است (براندر، ۱۹۹۵: ۲۰).

کاگیتانی[4] در مطالعه‌ای پرداخت یارانه صادراتی توسط دولت‌ها را تحت تأثیر فشارهای سیاسی تعداد تولیدکنندگان داخلی می‌داند و معتقد است که این تولیدکنندگان می‌توانند هزینه‌های شکل‌گیری یک گروه مؤثر را به منظور غلبه بر مسئله سواری مجانی تحمل کنند. وقتی تعداد تولیدکنندگان خارجی در مقایسه با تعداد تولیدکنندگان داخلی زیاد باشد تولیدکنندگان داخلی می‌توانند یک گروه فشار تشکیل داده و برای یارانه صادراتی بالاتر دولت را تحت فشار قرار دهند. وی معتقد است که اجرای سیاست یارانه صادراتی بهینه از نظر سیاسی می‌تواند رفاه اجتماعی را نسبت به زمانی که تجارت آزاد وجود دارد، کاهش دهد. دیدگاه وی بر این است که دولت به دنبال حداکثرسازی رفاه اجتماعی نیست بلکه حمایت سیاسی را به حداکثر می‌رساند (کاگیتانی، ۲۰۰۳: ۱۳۵).

بلادی و چاو[5] اثر یارانه‌های صادراتی بر واردات کالاهای سرمایه‌ای که در جهت تولید کالاهای صادراتی صورت می‌گیرد را بررسی کردند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که یارانه‌های صادراتی، تقاضا برای سرمایه‌های خارجی را به قیمت هزینه مصرف داخلی افزایش می‌دهد. همچنین نشان داده شد که یارانه‌های صادراتی می‌تواند با بحران تراز پرداخت‌ها ارتباط داده شود (بلادی و چاو، ۲۰۰۳: ۸۷۵).

رینسترا و توروی[6] ارتباط بین صادرات، ریسک اعتباری و ضمانت‌های اعتباری را بررسی کردند. در این مطالعه چگونگی تأثیر اعتبارات صادراتی کشورهای وارد کننده بر تولیدات کشاورزی و صنعتی و موضوع مهار ریسک‌های غیر پرداختی به وسیله ضمانت اعتبارات صادراتی بیمه مورد توجه قرار گرفت.

1. Brander & Spencer (1985)
2. Satiago (1989)
3. Brander (1995)
4. Kagitani (2003)
5. Beladi & Chao (2003)
6. Rienstra & Turvey (2002)

در این جهت یک الگوی تئوری ارائه شد و نشان داد که چگونه مهار ریسک از طریق بیمه اعتبارات صادراتی برای کشورهای وارد کننده‌ای که دارای ریسک بالایی هستند می‌تواند مقدار صادرات را افزایش دهد. نتیجه کلیدی این مطالعه بیان می‌کند که صادرات در حضور ریسک پرداختی کشش ناپذیر است، ولی بیمه می‌تواند منحنی صادرات را کشش‌پذیر کند (رینسترا و توروی، ۲۰۰۲: ۱۰).

ماه[1] در مطالعه‌ای تأثیر یارانه بیمه صادراتی را بر عرضه صادرات ژاپن بررسی کرده است. در این مطالعه از آزمون انگل- گرنجر و یوهانسن برای بررسی رابطه همجمعی بین متغیرها استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که سیستم بیمه صادراتی موجب افزایش صادرات ژاپن نشده و تأثیری بر افزایش صادرات این کشور نداشته است. همچنین علامت ضریب متغیر فشار تقاضای داخلی (نرخ بیکاری) برخلاف انتظار به‌دست آمده و در هیچ سطحی معنادار نشده است (ماه، ۲۰۰۶: ۶۴۶).

لوت و آرانز[2] در مطالعه‌ای معتقد بودند که جوایز صادراتی باعث کاهش قیمت‌های جهانی و تغییر شکل جریان‌های تجاری می‌شود. از نظر آنها به کار گرفتن جوایز صادراتی جهت تثبیت بازار داخلی باعث افزایش نوسان‌های بازار جهانی می‌گردد به گونه‌ای که جریانات تجاری به شرایط بازار جهانی کمتر و به سیاست‌های داخلی کشورها بیشتر بستگی پیدا می‌کند، بنابراین جوایز صادراتی یک تغییر شکل بازاری است که باعث افزایش تجارت کشور شده و منجر به تغییر شکل جریان‌های تجاری می‌شود (لوت و آرانز، ۲۰۰۷: ۶۴۶).

هشن و همکاران[3] در مقاله‌ای با استفاده از مدل سری زمانی فازی پیش‌بینی میزان صادرات تایوان را مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که روش فازی توانایی پیش‌بینی بهتری در دوره کوتاه‌مدت ارائه می‌کند (هشن و همکاران، ۲۰۱۰: ۱۴۶۵).

۳-۲- مطالعات داخلی

احمدوند به بررسی عملکرد بیمه‌های صادراتی و مبانی شکل‌گیری صندوق ضمانت صادرات پرداخته است. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که این صندوق توانسته است از سال ۱۳۷۳ به بعد، تنها کمتر از یک درصد از فعالیت‌های صادراتی را تحت پوشش قرار دهد که بسیار ناچیز است (احمدوند، ۱۳۸۰: ۱۶۸).

کلانتری و منطقی به بررسی عوامل مؤثر بر حق بیمه پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که خسارت بیمه‌ای مهم‌ترین عامل تأثیرگذار در تعیین حق بیمه کل است (کلانتری و منطقی، ۱۳۸۱: ۱۱۵).

صمدی رابطه بین بیمه و صادرات محصولات کشاورزی را با استفاده از آزمون‌های همگرایی یوهانسن و معیار خطای پیش‌بینی بررسی کرده است. نتایج این مطالعه بیان می‌کند که رابطه تعادلی بلندمدتی بین متغیرهای بیمه و صادرات وجود دارد، ولی رابطه علت و معلولی کوتاه‌مدتی بین آنها دیده نمی‌شود (صمدی، ۱۳۸۳: ۵۹).

استخر و زیبایی در مقاله‌ای تحت عنوان «ارزیابی تأثیر یارانه بیمه صادراتی بر صادرات محصولات کشاورزی» به رابطه بین یارانه بیمه صادراتی و عرضه صادرات محصولات کشاورزی پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که بیمه صادراتی در بلندمدت و کوتاه‌مدت دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر صادرات محصولات کشاورزی می‌باشد (استخر و زیبایی، ۱۳۸۸: ۱۸۵).

صادقی و همکاران به بررسی محاسبه هزینه‌های مبادله در اقتصاد ایران با رویکرد منطق فازی برای سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۸۵ پراخته‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که به طور کلی در سال‌های بعد از جنگ تحمیلی تا سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۷۲ هزینه‌های مبادله کاهش داشته است. پس از این سال‌ها هزینه‌های مبادله شروع به افزایش می‌کند و تا سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱ روند افزایشی مشاهده می‌شود. بعد از این افزایش، مشاهده می‌شود که هزینه‌های مبادله مجدداً تا سال ۱۳۸۵ کاهش می‌یابند (صادقی و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۲۵).

اخباری و همکاران به بررسی کاربرد منطق فازی در مدل‌سازی اقتصاد غیر قانونی (قاچاق) در ایران پرداخته‌اند. نتایج آنها نشان داد که بعضاً تخمین‌های نسبتاً متفاوتی را نسبت به مطالعات پیشین نشان می‌دهد که این موضوع عمدتاً به تفاوت در رویکرد بررسی و نیز دوره مدلسازی ارتباط می‌یابد (اخباری و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۱۷).

عظیمی و یحیی زاده‌فر به بررسی تأثیر برنامه‌های تشویقی

1. Mah (2006)
2. Lueth & Arranz (2007)
3. Hsien et al. (2010)

و کمک‌های صادراتی بر تجارت محصولات کشاورزی برای سال‌های ۱۳۸۹- ۱۳۷۶ پرداختند. در این بررسی، محصولات ۲۴ گانه بخش کشاورزی به سه گروه تقسیم شدند. گروه نخست شامل محصولات و زمانی بود که جایزه پرداخت نمی‌شد. گروه دوم یارانه ۱/۵ درصد و در نهایت گروه سوم بیش از ۱/۵ درصد یارانه دریافت می‌کرده‌اند. نتیجه تجزیه و تحلیل آنها نشان داد که بین گروه اول و دوم تفاوت معناداری وجود ندارد، اما بین گروه سوم با گروه اول و دوم از نظر آماری اختلاف معناداری وجود دارد. به بیان دیگر، برای تأثیرگذاری جوایز و تشویق‌های صادراتی لازم است مقدار جوایز از یک حد آستانه بالاتر باشد (عظیمی و یحیی زاده‌فر، ۱۳۹۲: ۱۲۱).

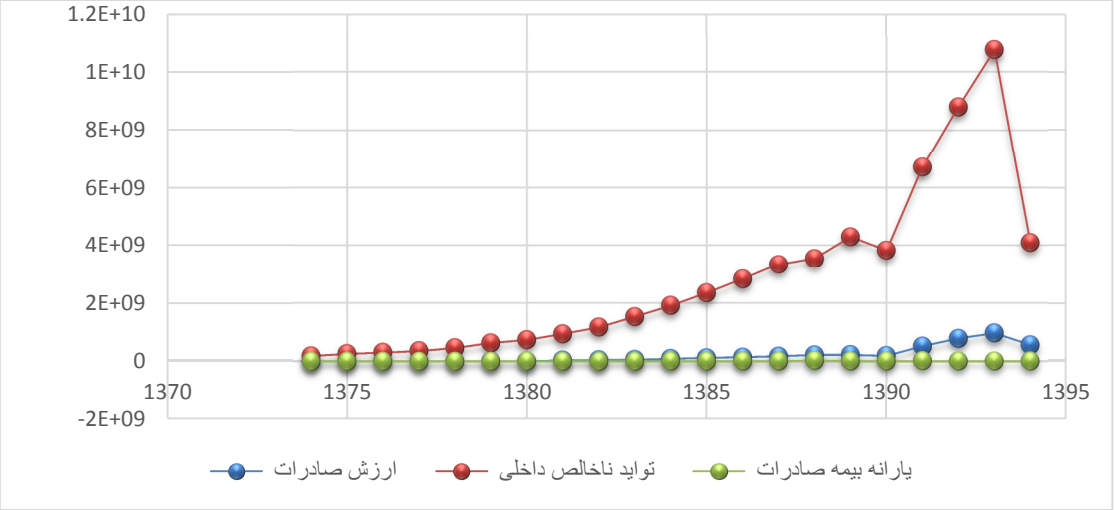
بررسی وضعیت کشور ایران از لحاظ یارانه بیمه صادراتی و تجربه گذشته ایران در مورد نوسانات غیر عادی درآمدهای نفتی موجب شده است تا سیاست‌گذاری‌هایی برای افزایش صادرات غیر نفتی انجام شود (جعفری صمیمی و کارگر، ۱۳۸۶: ۸۵). یارانه‌های صادراتی، کمک‌ها و هرگونه نفع و مزیت نسبی مالی است که توسط دولت به منظور تشویق صادرات محصولات خاص و گسترش یا حفظ بازار صادراتی پرداخت می‌شود. برای تشویق صادرات غیر نفتی و کاهش وابستگی اقتصاد به درآمدهای نفتی، می‌توان از سیاست‌های گوناگونی همچون یارانه صادراتی شامل پرداخت‌های مستقیم، اعطای معافیت‌های مالیاتی، پرداخت وام به صادرکنندگان، اعطای وام‌های کم‌بهره به خریداران خارجی و اعطای یارانه بیمه صادراتی به صادرکنندگان بهره برد که به منظور رونق و شکوفایی صادرات در یک بخش راهبردی پرداخت می‌شود. سیاست یارانه بیمه صادراتی در ایران در سال‌های اخیر و به ویژه با شروع دوباره فعالیت صندوق ضمانت صادرات از سال ۱۳۷۳ به صورت جدی به اجرا درآمده است. مطابق آمار تهیه شده، میزان یارانه بیمه صادراتی، تولید ناخالص داخلی و صادرات غیر نفتی در حد فاصل سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۴ به صورت جدول (۱) می‌باشد.

طبق شکل (۱)، پرداخت یارانه بیمه صادراتی در کشور، در طی سال‌های گذشته از روند مشخص و معیار اصولی پیروی نکرده و در چنین شرایطی از کارایی لازم برخوردار نبوده و گاه پیامدهای پیش‌بینی نشده‌ای را به دنبال داشته است. در عین حال جهت‌گیری یارانه‌ها می‌بایست به سمت محصولاتی باشد که ضمن ایجاد ارزش افزوده بیشتر، امکان ورود در عرصه رقابت جهانی را نیز داشته باشند. در همین راستا، اقداماتی در جهت پرداخت یارانه‌ها صورت گرفته است. در سال‌های گذشته علاوه بر یارانه و جوایز صادراتی، مشوق‌های مالی دیگری نیز در جهت توسعه صادرات برای صادرکنندگان در نظر گرفته شده است.

جدول ۱. میزان یارانه بیمه، تولید ناخالص داخلی و صادرات غیرنفتی (ارقام برحسب میلیون ریال)

سال	یارانه بیمه صادراتی (INS)	تولید ناخالص داخلی (GDP)	صادرات غیر نفتی (X)
۱۳۷۴	۰	۱۸۳۴۳۱۶۵۸	۵۶۸۸۶۷۳
۱۳۷۵	۰	۲۵۷۷۹۳۴۴۸	۵۴۳۴۹۹۳
۱۳۷۶	۵۲۹/۹۹۷	۳۰۳۳۴۳۳۲۸	۵۰۳۲۲۸۳
۱۳۷۷	۵۳/۰۸	۳۵۷۵۴۳۴۵۸	۵۲۷۳۲۹۳
۱۳۷۸	۱۲۷/۷۷۶	۴۵۷۹۴۵۹۴۰	۵۸۸۳۵۰۰
۱۳۷۹	/۹۶۶	۶۳۰۳۱۶۱۲۳	۶۵۸۴۷۲۵
۱۳۸۰	۱۳۳۱۳۲۱	۷۳۵۳۶۴۰۸۲	۷۳۹۲۰۸۸
۱۳۸۱	۱۹۴۶۰/۵	۹۳۸۳۰۸۲۷۳	۳۶۶۷۰۴۶۴
۱۳۸۲	۳۰۷۷۷۵	۱۱۶۷۴۰۶۶۹۹	۴۹۴۶۱۷۶۰
۱۳۸۳	۳۶۷۶۰۶	۱۵۲۹۴۷۶۰۴۳	۵۹۷۰۱۶۰۹
۱۳۸۴	۱۶۷۱۰۱۶	۱۹۰۹۳۲۶۰۵۰	۹۴۵۱۰۵۱۱
۱۳۸۵	۲۴۲۶۴۱۸	۲۳۴۸۱۶۵۱۹۳	۱۱۹۵۰۶۵۸۷
۱۳۸۶	۳۷۸۸۱۱۵	۲۸۲۵۵۱۶۳۰۰	۱۴۲۱۷۴۵۲۰
۱۳۸۷	۸۴۰۱۹۳۵	۳۳۳۳۲۳۵۰۰۰	۱۷۵۵۲۵۶۹۵
۱۳۸۸	۳۱۳۲۴۳۴۲	۳۵۴۳۵۷۴۰۰۰	۲۱۷۳۴۶۶۱۸
۱۳۸۹	۸۲۳۴۵۷۲	۴۳۰۰۵۳۱۰۰۰	۲۲۲۲۴۶۳۲۱
۱۳۹۰	۱۰۹۹۱۵۸۶	۳۸۲۹۴۵۷۵۳۷	۱۸۹۱۴۳۳۷۱
۱۳۹۱	۱۳۹۳۸۷۶۵	۶۷۱۸۳۸۰۲۹۶	۵۲۱۲۷۱۷۳۷
۱۳۹۲	۷۹۳۴۵۶۵	۸۸۰۰۱۷۸۷۷۸	۷۸۴۲۰۶۵۵۷
۱۳۹۳	۸۳۳۶۵۴۳	۱۰۷۵۹۰۰۰۰۰۰	۹۶۹۴۷۵۳۶۲
۱۳۹۴	۳۶۹۹۸۷۶	۴۰۹۷۴۷۲۵۶۷	۵۶۱۱۹۵۸۳۹

مأخذ: بانک مرکزی و صندوق ضمانت صادرات ایران



شکل ۱.تولید ناخالص داخلی (GDP)، صادرات غیر نفتی (X)، میزان یارانه بیمه صادراتی(I)

مأخذ: بانک مرکزی و صندوق ضمانت صادرات

٤- روش تحقیق

۴-۱- روش‌شناسی منطق فازی

منطق فازی نظریه‌ای برای اقدام در شرایط عدم اطمینان است. این نظریه قادر می‌باشد بسیاری از مفاهیم، متغیرها و سیستم‌هایی را که نادقیق و مبهم هستند، صورت بندی ریاضی ببخشد و زمینه را برای استدلال، استنتاج و تصمیم‌گیری در شرایط عدم اطمینان فراهم کند (لطفی‌زاده[1]، ۱۹۶۵: ۳۳۸).

در بسیاری از تحلیل‌های تجربی در زمینه‌های اقتصادی و مالی از تئوری مجموعه‌های فازی و مدل‌های منطق فازی استفاده می‌شود. برخلاف روش‌های پارامتری مرسوم، منطق فازی از نیاز به مدلسازی ریاضی محض و فروض توزیعی مربوطه اجتناب می‌کند. منطق فازی توصیفات زبان طبیعی سیاست‌های تصمیم‌گیری را به الگوریتمی که از یک مدل ریاضی استفاده می‌کند، ترجمه می‌نماید. این چنین مدلی شامل فازی سازی، استدلال و فازی زدایی است.

بنابراین، می‌توان با استفاده از برخی اطلاعات داده‌های عینی، اطلاعات کمّی و قضاوت‌های نظری و نیازهای اجتماعی در قالب یک زبان طبیعی (منطق فازی) امکان توصیف اثرات محیط را فراهم آورد. با توجه به تعاریف گفته شده از یارانه بیمه صادرات و ماهیت آن در می‌یابیم که جهت کمّی کردن و شناخت روند متغیر یارانه بیمه صادرات، می‌توانیم آن را به عنوان یک متغیر فازی در اقتصاد مطرح کنیم و با استفاده از روش رگرسیون فازی که یکی از زیرمجوعه‌های منطق فازی است به شناخت و توصیف وضعیت مناسبی از آن دست یابیم.

۴-۲- رگرسیون فازی

در رگرسیون خطی کلاسیک به ازای هر سری از متغیرهای ورودی، تنها یک مقدار مشخص برای متغیر خروجی محاسبه می‌گردد در حالی که رگرسیون فازی بازه‌ای از مقادیر ممکن را برای متغیر خروجی تخمین می‌زند. این مقادیر به وسیله یک توزیع امکانی که به صورت تابع عضویت نشان داده می‌شود، مشخص می‌گردند. بنابراین برخلاف رگرسیون کلاسیک که مبتنی بر تئوری احتمال می‌باشد، رگرسیون فازی براساس تئوری امکان و تئوری مجموعه‌های فازی پایه‌گذاری شده است. به طور کلی در شرایطی که موارد زیر اتفاق بیافتد از رگرسیون فازی استفاده می‌گردد.

۱. ناکافی بودن تعداد داده‌های مشاهده‌ای؛
۲. عدم تبعیت خطاها از توزیع نرمال؛
۳. مبهم بودن نحوه ارتباط بین متغیرهای مستقل و وابسته؛
۴. وجود ابهام در ارتباط با یک پیشامد؛
۵. نادرست بودن فرضیات خطی سازی (کوره‌پزان دزفولی، ۱۳۸۴: ۱۱۵).

محققین زیادی روش‌های مختلفی جهت حل مسائل رگرسیون فازی ارائه نموده‌اند. تاناکا[2] و همکاران برای اولین بار

1. Lotfezadeh (1965)

2. Tanaka et al. (1982)

به این مسئله پرداخته‌اند و از آن پس به طور گسترده‌ای تحقیقات در این زمینه ادامه یافته است که در این میان می‌توان به روش‌های پیشنهادی توسط ساویچ و پدریچ[1]، سلمینش[2] و ایوب وگوپتا[3] اشاره نمود.

در رگرسیون با ضرایب فازی، فرض می‌شود که مشاهدات و متغیرها دقیق، و ابهام در مدل و ضرایب رگرسیون است. در ادامه مدل رگرسیون امکانی تشریح می‌شود. فرض کنیم Y متغیر وابسته و X_1، X_2،.....، X_p و متغیرهای مستقل و تعداد مشاهدات n باشد، صورت کلی مدل رگرسیون فازی به شکل زیر خواهد بود:

(۸)

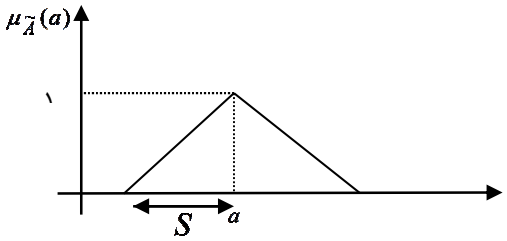
$$\tilde{Y}= f(X, A) = \tilde{A}_0 + \tilde{A}_1 X_1 + \tilde{A}_2 X_2 + \dots + \tilde{A}_p X_p$$

هدف برآورد پارامترهای مدل یعنی $\tilde{A}_0, \tilde{A}_1, \tilde{A}_2, \dots, \tilde{A}_p$ است به صورتی که مدل بهترین برازش را برای داده‌ها به دست آورد. برای یافتن پارامترهای فوق از تابع عضویت مثلثی متقارن رابطه (۹) استفاده شده است. البته می‌توان از توابع عضویت دیگر از قبیل نرمال، استفاده کرد، اما در این مقاله فقط تابع عضویت مثلثی متقارن مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد. تابع عضویت مثلثی متقارن به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۹)

$$\tilde{A}(X) = \begin{cases} 1 - \frac{a-x}{s}, & a - s \le X \le 0 \\ 1 - \frac{a-x}{s}, & a < X < A + S \end{cases}$$

هر عدد مثلثی را می‌توان به صورت $\tilde{A}$= (a, s) نشان داد. یک عدد مثلثی فازی به صورت شکل (۲)، قابل نمایش است:



شکل ۲. عدد مثلثی فازی $\tilde{A}$

a مقدار میانه و s پهنای $\tilde{A}$ را مشخص می‌کند. پارامتر s گستره عددی فازی است که نشان دهنده میزان فازی بودن عدد است. یعنی هر مقدار که s بیشتر باشد میزان فازی بودن عدد نیز بیشتر است. بنابراین خروجی رگرسیون رابطه (۸) را می‌توان به صورت رابطه (۱۰) نشان داد:

(۱۰)

$$\tilde{Y}= (a_0, s_0) + (a_1, s_1) X_1 + \dots + (a_2, s_2) X_2$$

در نتیجه، تابع عضویت متغیر خروجی رگرسیون رابطه (۹) به صورت زیر به‌دست می‌آید:

(۱۱)

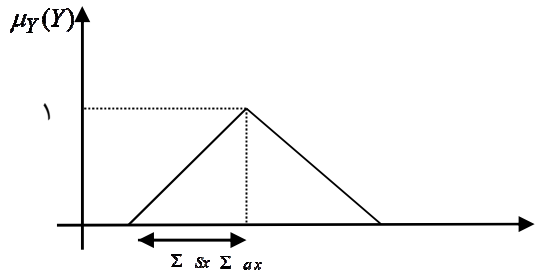
$$\mu_Y(Y) = \begin{cases} \max\left(\min\{\tilde{A}_X\}\right) \{X | Y = f(X, a)\} = \Phi \\ \text{otherwise} \end{cases}$$

با جایگزینی رابطه (۱۱) در (۹)، رابطه (۱۲) به‌دست می‌آید:

(۱۲)

$$\mu_Y(Y)=\begin{cases} 1 - \frac{|Y - \sum_{i=1}^{n} a_i X_i|}{\sum_{i=1}^{n} s_i |X_i|}, & X_i \neq 0 \\ 1 & X_i = 0 , Y_i = 0 \\ 1 & X_i = 0 , Y_i \neq 0 \end{cases}$$

$\mu_Y(Y)$ به صورت شکل (۳)، قابل نمایش است:



شکل ۳. تابع عضویت $\mu_Y(Y)$

حالت داده‌های غیر فازی در رگرسیون می‌تواند تبدیل به یک مدل برنامه‌ریزی خطی شود. در این حالت، هدف مدل رگرسیون، تعیین بهینه مقادیر پارامترهای $\tilde{A}$ است، به طوری که مجموعه فازی خروجی مدل رگرسیون شامل (Y_i) دارای درجه عضویت بزرگ‌تر یا مساوی h باشد. یعنی:

(۱۳)

$$\mu_Y(Y_i) \ge h$$

متغیر h عددی بین صفر و یک می‌باشد. با افزایش مقدار h، میزان فازی بودن خروجی‌ها نیز افزایش می‌یابد. در این پژوهش h=۰/۵ در نظر گرفته شده است. بنابراین می‌توان با توجه به مطالب مذکور، تابع هدف و قیدهای تابع برنامه‌ریزی خطی فازی را به صورت زیر نشان داد (کوره‌پزان دزفولی، ۱۳۸۴: ۱۱۵):

1. Savic & Pedrycz (1991)
2. Selmins (1987)
3. Ayyb & Gupta (1997)

(۱۴)

$$\min = \sum_{i=1}^{p} \sum_{j=1}^{n} S_i X_{ij}$$

(۱۵)

$$Y_i \leq \sum_{i=1}^{p} a_i X_{ij} + (1-h) \sum_{i=1}^{p} S_i X_{ij}$$

(۱۶)

$$Y_i \geq \sum_{i=1}^{p} a_i X_{ij} + (1-h) \sum_{i=1}^{p} S_i X_{ij}$$

به گونه‌ای که رابطه (۱۴) تابع هدف و رابطه‌های (۱۵) و (۱۶) قیدهای مدل برنامه‌ریزی فازی می‌باشند.

۴-۳- تبیین مدل

مدل پایه این مقاله از مطالعه ماه (۲۰۰۶) استخراج شده است. در مطالعه ماه چهار متغیر قیمت نسبی صادرات، شاخص قیمت مصرف کننده، تولید ناخالص داخلی و یارانه بیمه صادراتی به عنوان مهم‌ترین متغیرهای اثرگذار بر صادرات غیرنفتی ارائه شده اند. با توجه به مباحث مطرح شده در قسمت روش‌شناسی شکل رگرسیون فازی معادله برای بررسی اثر یارانه بیمه صادراتی بر عرضه صادرات محصولات غیر نفتی به صورت زیر خواهد بود.

(۱۷)

$$Xt = \tilde{A}_0 + \tilde{A}_1 RP + \tilde{A}_2 G + \tilde{A}_3 CPI + \tilde{A}_4 INS$$

و بنا بر رابطه (۴) می‌توان رابطه (۱۷) را به صورت زیر نوشت:

(۱۸)

$$Xt = (a_\circ, S_\circ) + (a_1, S_1) RP + (a_2, S_2) INS + (a_3, S_3) CPI + (a_4, S_4) G$$

X: ارزش کل صادرات غیر نفتی

RP: قیمت نسبی صادراتی

INS: یارانه بیمه صادراتی

CPI: شاخص قیمت کل مصرف کننده

G: تولید ناخالص داخلی کل محصولات غیر نفتی

در معادله (۱۸) قیمت نسبی صادراتی از تقسیم شاخص قیمت صادراتی بر شاخص قیمت کل عمده فروشی به دست آمده است. همچنین تمام متغیرها در لگاریتم طبیعی هستند. باید گفت که شاخص قیمت کل مصرف کننده، به عنوان نماینده فشار تقاضای داخلی مورد استفاده قرار گرفته است و INS برابر است با یک به علاوه نسبت یارانه بیمه صادرات که در این مطالعه به صورت: خسارات بیمه صادرات منهای حق بیمه صادرات منهای بازیافت خسارات، تعریف شده است.

این موضوع که آیا قرار دادن عبارت فشار تقاضای داخلی در سمت راست معادله عرضه صادرات صحیح است یا نه؟ مورد بحث است. دلیل قرارگیری فشار تقاضای داخلی در معادله عرضه صادرات، علاوه بر متغیر قیمت نسبی، به نواقص بازار، باز می‌گردد. البته، مقالات متعددی مانند زیلبرفارب (۱۹۸۰)[1] فینی (۱۹۹۴)[2] فرضیه فشار تقاضای داخلی را با استفاده از داده‌های سری زمانی آزموده‌اند، اما در آنها نیز مؤلفه‌های غیر ایستا لحاظ نشده‌اند. در این مطالعه همانند مطالعه ماه (۲۰۰۶)، از شاخص قیمت مصرف کننده به عنوان نماینده برای فشار تقاضای داخلی استفاده شده است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

هدف این قسمت تخمین ضرایب فازی (a_i ،s_i) است. در این مقاله از برنامه نرم‌افزاری WINQSB برای اجرای برآورد مدل استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده در جدول (۲) گزارش شده است.

جدول ۲. نتایج برآورد پارامترها

عرض از مبدأ	$a_\circ$	۴/۸۹۲۲	S_0	۰/۰۰۷۸
RP	a_1	−۱/۲۰۰۰	S_1	۰/۰۰۳۱
GDP	a_2	/۲۱۶۱	S_2	۰/۴۳۲۴
CPI	a_3	/۵۹۱۰	S_3	/۰۰۱۲
INS	a_4	/۰۰۶۳	S_4	/۰۰۴۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول (۲) a مقدار میانه و S پهنای A را مشخص می‌کند، پارامتر s گستره عددی فازی است که نشان دهنده میزان فازی بودن عدد است. یعنی هر مقدار که بیشتر باشد، میزان فازی بودن عدد نیز بیشتر خواهد بود. مطابق نتایج به‌دست آمده، تحلیل ضرایب هر یک از متغیرهای مذکور به صورت زیر است:

قیمت نسبی صادرات با ضریب فازی (۰/۰۰۳۱ و ۱/۲۰۰۰−) تأثیر منفی بر صادرات غیر نفتی دارد.

یارانه بیمه صادراتی عامل دیگری است که وارد مدل شده و با ضریب فازی (۰/۰۰۴۱، ۰/۰۰۶۳) تأثیر مثبت بر صادرات غیر نفتی دارد.

1. Zilberfarb (1980)
2. Faini (1994)

شاخص قیمت مصرف کننده با ضریب فازی (۰/۰۰۱۲ و۰/۵۹۱۰) رابطه مثبتی با صادرات غیر نفتی دارد.
تولید ناخالص داخلی محصولات غیر نفتی عامل دیگری است که با ضریب فازی (۰/۴۳۲۴، ۰/۲۱۶۱) تأثیر مثبتی بر صادرات غیر نفتی دارد.

نتایج حاصله در مورد ارتباط میان یارانه بیمه صادراتی و عرضه صادرات غیرنفتی در کشور، دلالت براین موضوع دارد که مطابق جدول (۲) یارانه بیمه صادراتی دارای اثر مثبت (۰/۰۰۴۱، ۰/۰۰۶۳) بر عرضه صادرات غیر نفتی است. به سخن دیگر، افزایش (کاهش) یارانه بیمه‌های صادراتی میزان صادرات محصولات غیرنفتی را افزایش (کاهش) می‌دهد. این ضریب فازی نشان می‌دهد که حداکثر تأثیرگذاری یارانه بیمه صادراتی بر عرضه صادرات غیر نفتی برابر ۰/۰۱۰۴ بوده و حداقل تأثیر آن برابر ۰/۰۰۶۳ است،، بلکه در بازه‌ای بین این دو حد بالا و پایین قرار می‌گیرد. همچنین شاخص قیمت مصرف کننده در الگو با ضریب (۰/۰۰۱۲ و۰/۵۹۱۰) دارای تأثیر مثبتی بر عرضه صادرات غیرنفتی است. گفتنی است که شاخص قیمت مصرف کننده بیانگر فشار تقاضای داخلی است. بنابراین در شرایطی که هزینه فرصت مصرف افزایش می‌یابد، انتظار می‌رود فشار تقاضا به سمت کالاهای سرمایه‌ای هدایت شود و این منجر به کاهش تقاضا برای کالاهای صادراتی محصولات غیر نفتی خواهد شد که به طور معمول کالاهای مصرفی هستند و به این طریق کالاهای بیشتری در عرصه صادرات وارد خواهد شد. با توجه به این که از نظر ملاحظات اقتصادسنجی الگوی برآورد شده قابل قبول و مطلوب است، پس در خصوص علامت برخلاف انتظار متغیر لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده؛ می‌توان فرضیه‌ای به این شرح مطرح کرد که با افزایش شاخص قیمت مصرف کننده یا افزایش تورم، هزینه فرصت افزایش می‌یابد (رحمتی، ۱۳۸۵: ۱۳) همچنین متغیر تولید ناخالص داخلی بخش محصولات غیر نفتی در الگو دارای اثر مثبت (۰/۴۳۲۴، ۰/۲۱۶۱.) بر صادرات غیر نفتی است. همچنین متغیر شاخص قیمت نسبی صادراتی اثری منفی (۰/۰۰۳۱، ۱/۲۰۰۰-) بر صادرات غیر نفتی دارد، بنابراین با افزایش قیمت نسبی صادراتی، میزان عرضه صادرات این محصولات از کشور کاهش می‌یابد.

٦- پیشنهادها

در این مطالعه به بررسی تأثیر یارانه بیمه صادراتی بر صادرات غیرنفتی با استفاده از روش رگرسیون فازی پرداخته شد. بر اساس نتایج به دست آمده در دوره زمانی ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۴ برای کشور ایران، یارانه بیمه صادراتی دارای اثر مثبت بر عرضه صادرات غیرنفتی است و افزایش (کاهش) یارانه بیمه‌های صادراتی موجب افزایش (کاهش) در عرضه صادرات محصولات غیرنفتی خواهد شد.

نتایج مطالعه نشان از وجود ارتباط منفی شاخص قیمت نسبی صادراتی محصولات غیرنفتی و صادرات این محصولات دارد. منفی بودن شاخص قیمت نسبی صادراتی محصولات غیر نفتی به آن معناست که با افزایش قیمت صادراتی، انتظار می‌رود عرضه صادرات کل محصولات غیر نفتی به طور میانگین کاهش یابد. به گونه‌ای که با افزایش قیمت صادراتی و جهانی این کالاها، میزان صادرات آنها از کشور کاهش می‌یابد. در کشورهای در حال توسعه نظیر ایران، صادرات از جمله مقولاتی است که نیاز به حمایت دارد. حمایت در مفاهیم اقتصادی به معنی تحمل هزینه‌ها به قصد سود و درآمد در آینده است. تجارب کشورهایی که امروزه در امر صادرات پیشتاز هستند نشان می‌دهد که در مقاطعی کوتاه یا میان‌مدت، بخش تجارت خارجی و به ویژه صادرات را به روش‌های مختلفی مورد تشویق و حمایت خود قرار داده‌اند. بدیهی است کشور ما نیز در جهت رسیدن به اهداف بلندمدت خود که در قالب جهش صادراتی، توسعه صادرات غیر نفتی و مانند آنها تبلور می‌یابد، لازم است در کوتاه‌مدت انگیزه‌های صادراتی قوی در دسترس و اختیار تجار و بازرگانان و سازمان‌های تجاری قرار داده و امکان استفاده و ارائه مشوق‌های صادراتی از جمله یارانه‌های صادراتی را فراهم آورد.

با توجه به اطلاعات به دست آمده از این مطالعه به نظر می‌رسد، یکی از مؤثرترین روش‌های پرداخت یارانه‌های غیر مستقیم، پرداخت به صورت یارانه بیمه صادراتی می‌باشد که متولی اصلی آن در ایران صندوق ضمانت صادرات است که با صدور انواع بیمه نامه‌ها و ضمانت نامه‌ها تجار و بازرگانان را در برابر نوسانات اقتصادی و سیاسی از امنیت لازم برخوردار می‌سازد. بنابراین با توجه به نتایج پیشنهاد می‌شود که میزان یارانه بیمه صادراتی حداقل در کوتاه‌مدت در ایران افزایش یابد

تا با تأثیرگذاری بر صادرات، بتوان به اهداف پیش‌بینی شده در سند چشم‌انداز توسعه اقتصادی که افزایش صادرات غیر نفتی و کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی می‌باشد، دست پیدا کرد.

در این تحقیق، به کارگیری اعداد فازی مثلثی، رویکرد قابل قبولی را در برخورد با یارانه بیمه صادراتی که در تحلیل اقتصادی صادرات غیر نفتی به کار می‌روند، ارائه می‌دهد. از تحلیل داده‌ها چنین بر می‌آید که نتایج حاصل از روش‌های ارائه شده، اطلاعات بیشتری را در اختیار تصمیم‌گیران در تعیین داده‌های اولیه طرح قرار می‌دهد. چرا که نتایج حاصل از محاسبات کلاسیک تنها با داده‌های قطعی به کار گرفته شده معتبر می‌باشند و با هر گونه تغییر در این داده‌ها (به خصوص تغییرات ناشی از عدم اطمینان در محیط تصمیم‌گیری)، اعتبار خود را از دست می‌دهند، اما نتایج حاصل از محاسبات فازی، با استفاده از داده‌هایی صورت می‌گیرد که تغییرات ناشی از عدم اطمینان در محیط تصمیم‌گیری از ابتدا در آنها مد نظر قرار داده شده است. این نتایج حتی در صورت تغییر داده‌های اولیه در بازه تعیین شده برای اعداد فازی مثلثی، همچنان معتبر خواهند بود.

منابع

احمدوند، محمدرحیم (۱۳۸۰). "مبانی شکل‌گیری و عملکرد بیمه‌های صادراتی در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۲، ۱۹۲-۱۶۸.

احمدیان یزدی، فرزانه؛ سلیمی‌فر، مصطفی و احمدی شادمهری، محمدطاهر (۱۳۹۴). "اثرات آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی بر جریان تجاری غیرنفتی ایران و چین طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۰". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۲۰، ۳۰-۱۱.

اخباری، محمد؛ اخباری، مهدیه و آقابابایی، رضا (۱۳۸۹). "کاربرد رویکرد منطق فازی در مدلسازی غیرقانونی (قاچاق) در ایران". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، شماره ۴، ۱۴۹-۱۱۷.

استخر، محمد و زیبایی، منصور (۱۳۸۸). "ارزیابی تأثیر یارانه بیمه صادراتی بر صادرات محصولات کشاورزی". *فصلنامه اقتصاد کشاورزی*، جلد ۳، شماره ۴، ۲۰۲-۱۸۵.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران www.cbi.ir

بی‌ریا، سهیلا و جبل عاملی، فرخنده (۱۳۸۵). "عوامل مؤثر بر صادرات پسته، زعفران و خرما در سبد کالاهای صادرات غیر نفتی (۱۳۸۰- ۱۳۷۰)". *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۵۴، ۱۰۱-۸۵.

پارسامنش، مهرداد (۱۳۸۵). "ارزیابی شیوه‌های پرداخت یارانه صادراتی در ایران و اثرات لغو آن". *مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی*، چاپ اول.

جعفری صمیمی، احمد و کارگر، ابراهیم (۱۳۸۶). "توسعه بیمه و رشد اقتصادی: تحلیل نظری و تجربی در ایران ۱۳۸۳-۱۳۳۸". *فصلنامه پژوهش نامه بازرگانی*، شماره ۴۵، ۱۱۳-۸۵.

رحمتی، داریوش (۱۳۸۵). "تأثیر کاهش تعرفه‌های وارداتی بر فقرا، چارچوب تعادل عمومی قابل محاسبه". پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه شیراز.

رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۷۴). "روابط تجاری بین‌المللی معاصر: تئوری‌ها و سیاست‌ها". *مرکز انتشارات علمی دانشگاه آزاد اسلامی*، تهران.

زینال‌زاده، ایرج (۱۳۷۳). "بیمه و تجارت خارجی". *نشر قانون*، چاپ اول، آذر ۱۳۷۳، تهران.

سایت صندوق ضمانت صادرات ایران www.http://egfi.ir.

صادقی، حسین؛ وفایی‌یگانه، رضا؛ غفاری، محمد حسن و مسائلی، ارشک (۱۳۸۹). "برآورد هزینه‌های مبادله در اقتصاد ایران با رویکرد منطق فازی". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۳، ۱۴۹-۱۲۵.

صادقی، محسن (۱۳۸۵). "آثار حقوقی الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی بر یارانه‌های صادراتی بخش صنعت". *مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی*، چاپ اول.

صمدی، عباس حسین (۱۳۸۳). "بررسی رابطه کوتاه‌مدت و دراز مدت میان صادرات محصولات کشاورزی و بیمه صادرات در ایران (۱۳۷۸-۱۳۵۳)". *فصلنامه بیمه و*

کشاورزی، شماره ۱، ۷۸-۵۹.

عظیمی، حسین و یحیی زاده‌فر، محمود (۱۳۹۲). "تأثیر برنامه‌های تشویقی و کمک‌های صادراتی بر تجارت محصولات کشاورزی". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، شماره ۲، ۱۳۵-۱۲۱.

کلانتری، عباس‌باقر و منطقی، خسرو (۱۳۸۱). "اندازه‌گیری تأثیر عوامل مؤثر بر حق بیمه کل و تعیین ظرفیت بالقوه بیمه‌ای کشور". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۴، ۱۴۲-۱۱۵.

کوره‌پزان دزفولی، امین (۱۳۸۴). "اصول تئوری مجموعه‌های فازی و کاربردهای آن در مدل‌سازی مسائل مهندسی آب". انتشارات جهاد دانشگاهی، چاپ دوم.

موحدمنش، صادق علی (۱۳۹۵). "کاربرد روش گشتاور تعمیم یافته در بررسی تأثیر ضریب نفوذ بیمه بر تولید ناخالص داخلی، مطالعه ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۷۸-۶۵.

میر، جرالد (۱۳۷۸). "مباحث اساسی اقتصاد توسعه". ترجمه آزاد ارمکی، غلامرضا، نشر نی، جلد دوم، تهران.

Ayyb, B. M. & Gupta, M. M. (1997). "Uncertainty Analysis in Engineering and Science: Fuzzy Logic, Statistics, and Neural Network Approach". *Kluwer Academic Publisher*, ch.12, written by Y-H.O Chang and B.M.Ayyb.

Beladi, H. & Chao, C. (2003). "The Role of Export Subsidies in Balance of Patmentcrisee". *European Journal of Political Economy*, 19, 875-884.

Brander, J. & Spencer, B. J. (1985). "Export Subsidies and International Market Share Rivalry". *Jourral of International Economics*, 23, 56-75.

Brander, J. (1995). "Strategic Trade Policy". National Bureau of Economic Research, *Working Paper*, no 20-50.

Cass, R. (1990). "Trade Subsidy Law: Can a Foolish Inconsistency be Good Enough for Government Work". *Law and policy in International Business*, 24, 609-661.

Faini, R. (1994). "Export Supply, Capacity and Relative Prices". *Journal of Development Economics,* 45, 81-100.

Hsien, L., Yi-Hsien, T. & Chi-Chen, W. (2010). "Application of Fuzzy Time Series Models for Forecasting the Amount of Taiwan Export". *Journal of Development Economics*, 37(2), 1465–1470.

J Carbaugh, R. (1998). "International Economicy". 6th California: Words Worth Publishing Company.

Kagitani, K. (2003). "The Number of Firms and Politics of Export Subsidy". Available at: www.rieb.kobe-u.ac.jp/academic/ra/dp/english/dp 135. pdf.

Krugman, P. (1984). "Import Protection as Export Promotion: International Competition in Presence of Oligopoly and Economies of Scale", in Rethinking International Trade, the M.I.T press, 21-34.

Lotfezadeh, A. (1965). "Fuzzy Sets". *Information and Control*, 8(3), 338-353.

Lueth, E. & Arranz, M. R. (2007). "A Gravity Model of Workers Remittances". *International Monetary Fund Working Paper. Working Paper*, No: 646-652.

Mah, J. S. (2006). "The Effect of Export Insurance Subsidy on Export Supply: The Experience of Japan". *Journal of Asian Economics*, 17, 646-652.

Ogan, O. (1995). "The Parallel Market for Foreign Exchange in an Oil Exporting Economy: the Case of Iran". *International Monetary Fund Paper,* pp. 24-69.

Rienstra, P. & Turvey, C. (2002). "The Relationship between Export, Credit Risk

and Credit Guarantees". *Working Paper University of Guelph*, pp, 10-20.

Rogres, Y. & Mulen, V. (1998). "Emperical Investigation of One Opec Countries Successful Non –Oil Export Performance". *Journal of Development Economics*, 55, 399-420.

Satiago, L. (1989). "Export Subsidies and Balance of Trade". *Journal of Development Economics,* 31, 99- 121.

Savic, D. & Pedrycz, W. (1991). "Evaluation of Fuzzy Regression Models". *Fuzzy Sets and Systems*, 39, 51-63.

Selmins, A. (1987). "Least Squares Model, Fitting to Fuzzy Vector Data". *Fuzzy Sets and Systems*, 8, 245-469.

Tanaka, H., Uejima, S. & Asai, K. (1982). "Linear Regression Analysis with Fuzzy Model". *IEEE Transaction on Systems Man*. Cybern. 12(6), 903-907.

Zilberfarb, B. (1980). "Domestic Demand Pressure, Relative Prices and The Export Supply Equation – More Empirical Evidence". *Economica,* 47, 443-450.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هشتم، پاییز ۱۳۹۶ (۱۲۶-۱۱۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 28, September 2017 (113-126)

نقش توسعه مالی در ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و ارتقاء رشد اقتصادی

***فرشید پورشهابی[۱]، مرضیه اسفندیاری[۲]**
۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه بجنورد، بجنورد، ایران
۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران
(دریافت: ۱۳۹٤/۱۲/۱۵ پذیرش: ۱۳۹۵/۳/۸)

The Role of Financial Development in the Arrival of Foreign Direct Investment and Promotion of Economic Growth

***Farshid Pourshahabi[1], Marzie Esfandiari[2]**
1. Assistant Professor of Economics, Bojnord University, Bojnord, Iran
2. Assistant Professor of Economics, Sistan and Baluchestan University, Zahedan, Iran
(Received: 5/March/2016 **Accepted:** 28/May/2016)

چکیده:

رشد اقتصادی همواره از اهداف مهم سیاستی در کشورهای مختلف است و در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران نیز دستیابی به نرخ بالای رشد اقتصادی ضروری به شمار می‌رود. با توجه به آنکه کشورهای در حال توسعه به دلیل عقب ماندگی تکنولوژیکی با کارایی پایین سرمایه‌گذاری رو به رو می‌باشند، بنابراین، این مجموعه از کشورها می‌توانند از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) به عنوان منبع مناسب انباشت سرمایه و ارتقاء رشد اقتصادی بهره ببرند. در اقتصاد ایران نیز با توجه به فراهم شدن امکان ورود FDI پس از اجرایی شدن توافق هسته‌ای از پتانسیل بهره‌برداری از این منبع برخوردار است. البته تأثیر ورود FDI بر رشد اقتصادی نیازمند زیرساخت‌های لازم از جمله توسعه مالی کشور میزبان می‌باشد. بنابراین در این مطالعه توسعه مالی به عنوان یک متغیر مهم در ورود FDI و ایجاد رشد اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است. نتایج مطالعه برای ۱۰ کشور آسیایی در حال توسعه شامل ایران در دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۶ نشان دهنده آن است که توسعه مالی یک متغیر تعیین کننده در ورود FDI به این مجموعه از کشورها می‌باشد، البته بر اساس نتایج، این عامل به تنهایی کافی نبوده و ثبات سیاسی نیز برای ورود FDI ضروری می‌باشد. همچنین نتایج نشان دهنده آن است که اگرچه FDI اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی داشته است، اما توسعه مالی به دلیل ضعیف بودن نهادها و ناکارایی در تخصیص اعتبارات اثر بازدارنده بر رشد اقتصادی این کشورها داشته است.

واژه‌های کلیدی: توسعه مالی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، رشد اقتصادی.
طبقه‌بندی JEL: F43، G30، F21.

Abstract:

Economic growth has always been an important objective of policy in different countries. In developing countries including Iran, to achieving a reasonable rate of economic growth is essential. Since developing countries are facing with low efficiency of investment due to technological backwardness, so this set of countries would be taking advantage from foreign direct investment (FDI) as a source of capital accumulation and promote economic growth. Iran has a good potential for utilization of this resource considering to entering the field of FDI after the implementation of the nuclear deal. But the impact of FDI on economic growth needs required fields, including the host country's financial development. Therefore, in this study financial development as an important variable in the FDI inflow and economic growth is considered. The results for 10 developing Asian countries including Iran in the period 1996-2013 indicate that financial development has a determining effect on FDI inflow to the set of countries, but this is not enough and political stability is essential for FDI inflow. Also, the results indicate that although FDI has a positive and significant effect on economic growth in these set of countries, but financial development has a deterrent effect on economic growth of these countries due to the weak institutions and inefficiency in the allocation of funds.

Keywords: Financial Development, Foreign Direct Investment (FDI), Economic Growth.
JEL: F43, G30, F21.

* **نویسنده مسئول:** فرشید پورشهابی
E-mail: f.pourshahabi@ub.ac.ir

*Corresponding Author: Farshid Pourshahabi

۱- مقدمه

بر اساس الگوهای کلاسیک، انباشت سرمایه از عوامل مهم رشد اقتصادی می‌باشد. کشورهای در حال توسعه از جمله ایران برای رشد اقتصادی نیازمند انباشت سرمایه می‌باشند. با توجه به محدودیت سرمایه در کشورهای در حال توسعه استفاده از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای انباشت سرمایه در این کشورها مورد توجه قرار گرفته است. سیاست‌های کلی برنامه ششم توسعه از جمله رشد اقتصادی شتابان، بهبود مستمر فضای کسب و کار، گسترش و تعمیق نظام جامع تأمین مالی و جذب سرمایه‌گذاران خارجی به خوبی نشان دهنده ضرورت جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و موضوع مورد بررسی می‌باشد (میرباقری هیر و شکوهی فر، ۱۳۹۵: ۹۵). بنابراین در این مطالعه با توجه به ضرورت موضوع، ارتباط بین میزان توسعه یافتگی مالی کشورهای در حال توسعه و ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به این کشورها مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین در ادامه جهت اهداف سیاستی اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سطح توسعه مالی کشورهای مورد بررسی بر رشد اقتصادی بررسی شده است (آق آرکاکلی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۳۳).

در ادبیات رشد اقتصادی درون‌زا (رومر[1]، ۱۹۸۶؛ لوکاس[2]، ۱۹۸۸؛ ۱۹۹۳) توسعه مالی می‌تواند بر رشد اقتصادی بلندمدت تأثیرگذار باشد. شومپیتر[3] (۱۹۱۱) در مورد آزادی عمل واسطه گری‌های مالی بر اهمیت نقش خدمات مالی بر رشد اقتصادی از طریق تأمین ابداعات تأکید می‌نماید. توسعه مالی رشد اقتصادی را به طور مستقیم و غیرمستقیم از طریق انباشت سرمایه داخلی و افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید بهبود می‌بخشد (دلیری، ۱۳۹۶: ۸۳). توسعه مالی از طریق افزایش تحرک پس‌اندازها و کاهش عدم تقارن اطلاعات منجر به بهبود تخصیص منابع می‌شود. همچنین از طریق توسعه مالی و گسترش نظارت بر عملکرد مدیران و بهبود کنترل شرکت‌ها، ریسک در شرکت‌ها کاهش می‌یابد (روبینی و سالای مارتین[4]، ۱۹۹۲: ۱۰؛ کینگ و لوین[5]، ۱۹۹۳: ۷۱۷). نتایج مطالعات نشان دهنده آن است که کشورهایی که از توسعه مالی بالاتری برخوردار هستند از مقاومت بیشتری در برابر بحران‌های پولی برخوردار می‌باشند (فدریک و کاریولی[6]، ۲۰۰۹: ۲۸۵).

توسعه مالی فرایندی است که در آن عوامل، سیاست‌ها و نهادهای لازم برای شکل‌گیری واسطه‌ها و بازارهای مالی مؤثر ایجاد شده و امکان دسترسی عمیق و گسترده به خدمات مالی فراهم می‌شود. توسعه مالی از طریق چند کانال می‌تواند به رشد اقتصادی منجر شود. برای مثال توسعه مالی در شکل افزایش اعتماد در سیستم مالی، خانوارها را به پس‌انداز بیشتر تشویق نموده که عرضه وجوه را برای سرمایه‌گذاران افزایش می‌دهد. همچنین توسعه مالی منجر به استفاده کاراتر از سرمایه‌های مالی می‌شود. از آنجا که منبع انباشت سرمایه، سرمایه‌گذاری است؛ بنابراین، برای انجام سرمایه‌گذاری می‌بایست یا پس‌انداز لازم در سیستم مالی وجود داشته باشد یا دولت بتواند با استفاده از هزینه‌های عمرانی سرمایه‌گذاری لازم را انجام دهد. ولی، مشکل موجود در کشورهای در حال توسعه این است که در این کشورها به دلیل ناکارایی بخش دولتی بیشتر درآمدها صرف هزینه جاری می‌شود و منابع برای هزینه‌های عمرانی کافی نیست. افزون بر این، در این کشورها با پایین بودن پس‌انداز و پایین بودن کارایی سرمایه‌گذاری به دلیل عقب ماندگی تکنولوژیکی سبب می‌شود که از سرمایه موجود به طور کارا استفاده نشود.

یکی از منابعی که می‌تواند کمبود انباشت سرمایه در کشورهای در حال توسعه را جبران کند، استفاده از سرمایه‌گذاری خارجی است. از بین انواع مختلف سرمایه‌گذاری خارجی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به دلیل مزیت‌هایی مانند انتقال تکنولوژی، ارتباط با بازارهای بین‌المللی، انتقال مهارت‌های مدیریتی و غیره منبعی مناسب‌تر برای انباشت سرمایه و به دنبال آن ارتقاء رشد اقتصادی می‌باشد (مهدوی و مهدوی، ۱۳۹۰: ۱۳۰). بر اساس تعریف کنفرانس تحقیقات و توسعه سازمان ملل (آنکتاد[7]) سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عبارت است از سرمایه‌گذاری که متضمن روابط اقتصادی بلندمدت بوده و نشان دهنده منافع پایدار و کنترل واحد اقتصادی مقیم یک کشور (کشور مادر) بر واحدهای اقتصادی مقیم کشور دیگر (شعبه فرعی بنگاه مادر) باشد.

نکات مثبت FDI عبارتند از: جذب سرمایه، افزایش موجودی ارز و صرفه‌جویی اعتباری، نوسازی صنایع، افزایش مهارت مدیریتی، افزایش اشتغال، نوآوری تولیدی، افزایش بازدهی سرمایه و نیروی کار، افزایش بهره‌وری، افزایش

1. Romer (1986)
2. Lucas (1988)
3. Schumpeter (1911)
4. Roubini & Sala-I-Martin (1992)
5. King & Levine (1993)
6. Federici & Carioli (2009)
7. UNCTAD

دستمزد واقعی کار در قبال کاهش قیمت تولیدات کیفی، افزایش درآمدهای مالیاتی دولت، ایجاد دانش فنی تازه، تحرک بخش‌های اقتصادی-اجتماعی، بهبود تراز پرداخت‌ها، افزایش قدرت رقابت و غیره. نکات منفی FDI نیز عبارتند از: دادن امتیازات خاص به کشور صادرکننده سرمایه، ایجاد ساختار بازار انحصاری در بلندمدت، از بین رفتن صنایع با مقیاس تولید کوچک، افزایش بیکاری، ایجاد کسری در تراز پرداخت‌ها، ایجاد هزینه اخذ برای میزبان سرمایه، توزیع نامتعادل درآمدها و رقابت با پروژه‌های سرمایه‌گذاری ملی، خروج سرمایه‌های داخلی، انحطاط صنایع داخلی و تأثیرپذیری از اقتصاد صادرکننده سرمایه و غیره (نجارزاده و ملکی، ۱۳۸۴: ۱۴۷؛ شاه‌آبادی و محمودی، ۱۳۸۵: ۹۲).

با وجود این که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یکی از متغیرهای مهم اقتصادی است که می‌تواند با توجه به ویژگی‌های خود بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت داشته باشد، اما نتایج مطالعات در زمینه تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در کشورهای مختلف متفاوت بوده است. در برخی از مطالعات وجود این رابطه مثبت تأیید شده است، اما در برخی از مطالعات نیز چنین ارتباطی بین رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مشاهده نشده است. دلیل عدم تأثیرگذاری مثبت آن می‌تواند عدم مهیا بودن شرایط داخلی کشور میزبان (از جمله توسعه مالی) برای جذب مزایای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باشد. بنابراین، این مطالعه درصدد آن است که تأثیر توسعه مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی را در ۱۰ کشور در حال توسعه آسیایی با تأکید بر ایران مورد آزمون قرار دهد. برای این منظور مطالعه در پنج بخش تدوین شده است. بخش دوم به شرح مختصر ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق در رابطه با موضوع مورد بررسی پرداخته است. همچنین تصریح الگو در بخش سوم مطالعه ارائه شده است، نتایج برآورد الگوی مطالعه در بخش چهارم ارائه شده است و در نهایت بخش پنجم شامل بحث و نتیجه‌گیری می‌باشد.

۲- ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

بر اساس تحلیل‌های تئوریک اثر ورود سرمایه بر رشد اقتصادی در طول زمان در حال افزایش می‌باشد. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از بین جریان‌های مختلف سرمایه‌گذاری خارجی بیشترین اثرگذاری را دارا می‌باشد، زیرا این نوع سرمایه‌گذاری هم از کانال افزایش موجودی سرمایه منجر به رشد اقتصادی می‌شود و هم از کانال افزایش بهره‌وری کل عوامل به رشد اقتصادی کمک می‌نماید. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی علاوه بر آنکه از چندین کانال بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد به صورت غیر مستقیم نیز منجر به افزایش رشد اقتصادی کشور می‌شود (غفاری و نیک‌نژاد،۱۳۹۱: ۱۴۷). طرفداران آزادی جریان سرمایه، انتقال دانش فنی، توسعه منابع انسانی، اشاعه مهارت‌های مدیریت و گسترش تجارت خارجی به ویژه دستیابی به بازارهای جدید صادراتی و افزایش بهره‌وری را از مزایای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌دانند. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق انجام فعالیت‌های تحقیق و توسعه، تنوع بخشیدن به ترکیب صادرات کشور میزبان، رقابت بین دانش فنی جدید و موجود و ارتقاء بهره‌وری عوامل تولید می‌تواند آثار مثبتی بر رشد اقتصادی کشور میزبان ایجاد نماید. دملو[1] بیان می‌نماید که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی منافع بیشتری از دیگر جریان‌های مالی دارد که علاوه بر افزایش موجودی سرمایه داخلی تأثیر مثبتی نیز بر رشد بهره‌وری از طریق انتقال تکنولوژی و تخصص مدیریتی دارد. برخی از مدل‌های اقتصادی بیان می‌نمایند که رابطه میان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی به مداخله عوامل دیگر مشروط است (دملو، ۱۹۹۷: ۱). به عنوان مثال، مدلی که توسط هرمس و لنسینک[2] ارائه شده است، پیش‌بینی نموده که اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی مشروط به توسعه بازارهای مالی کشورهای میزبان می‌باشد (هرمس و لنسینک، ۲۰۰۳: ۱۴۲). نتایج مطالعه هادی زنوز و کمالی دهکردی نیز نشان دهنده آن است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی کشورهای میزبان را تقویت می‌کند و درجه توسعه‌یافتگی کشور میزبان بر میزان جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر دارد (هادی زنور و کمالی دهکردی، ۱۳۸۸: ۱۱۳).

برخی از مطالعات تأثیر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی را تأیید نمی‌کنند. اقتصاددانان عوامل متعددی را به عنوان دلایل اصلی تفاوت عملکرد برخی از کشورها در جذب FDI بیان نموده‌اند. شرایط اقتصادی کشور شامل اندازه بازار، نرخ تورم، شدت باز بودن تجاری، نرخ دستمزد، نسبت بدهی خارجی به تولید ناخالص داخلی از آن جمله می‌باشند (طیبی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۳۳). برای مثال مطالعهٔ اتیکن و

1. De Mello (1997)
2. Hermes & Lensink (2003)

هریسون[1] (۱۹۹۹: ۶۰۵) برای ونزوئلا و حداد و هریسون[2] (۱۹۹۳: ۵۱) برای مراکش نشان دهندهٔ آن است که شرایط داخل کشور میزبان در تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی مؤثر بوده است. مطالعه خلیلی عراقی و سلیمی‌شندی نشان دهنده آن است که اثر ترکیبی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی برای کشورهای با درآمد بالا که از سطح توسعه مالی بالاتری برخوردار هستند، بیشتر از کشورهای با درآمد پایین می‌باشد و به عبارتی توسعه مالی باعث افزایش تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی می‌شود (خلیلی عراقی و سلیمی‌شندی، ۱۳۹۳: ۱۴۳). نتایج مطالعه جلائی و صباغ پورفرد نشان دهنده آن است که توسعه بازارهای مالی موجب افزایش اثر گذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در ایران می‌شود (جلائی و صباغ پورفرد، ۱۳۸۸: ۱۷۷).

نظریه‌های رشد درون‌زا انگیزه برقراری رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را بیان نموده و موجب ابداع راه‌های جدیدی برای تبیین اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی شده‌اند، که مطالعه ترابلسی[3] (۲۰۰۲) نشان دهنده این موضوع می‌باشد. با توسعه مالی و معرفی ابزارهای جدید تأمین و توسعه مالی، رشد اقتصادی بلندمدت از طریق کاهش ریسک، افزایش کارایی سرمایه از طریق تخصیص بهینه منابع و تحریک‌پذیری سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد (نقل از حسینی و همکاران، ۱۳۹۰: ۲۲). از نظر شاو[4] گسترش واسطه‌گری‌های مالی که در نتیجه آزادسازی مالی رخ می‌دهد، باعث افزایش انگیزه پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌شود و متوسط کارایی سرمایه‌گذاری را نیز افزایش می‌دهد. مؤسسات مالی از طریق کاهش ریسک با ایجاد تنوع دارایی، ایجاد صرفه‌های اقتصادی ناشی از مقیاس، افزایش در کارایی عملیات و کاهش هزینه‌های اطلاعات از طریق تقسیم کار و تخصصی نمودن کارها بازدهی واقعی پس‌اندازکنندگان را افزایش داده و هزینه‌های واقعی سرمایه‌گذاران را کاهش می‌دهند (سیفی‌پور، ۱۳۸۹: ۳۳).

مطالعات صورت گرفته در زمینه اثرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی به سه گروه تقسیم بندی می‌شوند که عبارتند از: ۱- رابطه علّیت از توسعه مالی به رشد اقتصادی می‌باشد و سیاست‌گذاران می‌توانند از طریق توسعه بخش مالی رشد اقتصادی را افزایش دهند. ۲- رشد اقتصادی منجر به توسعه مالی می‌شود و رشد اقتصادی تقاضا برای خدمات مالی و توسعه مالی را به همراه دارد. ۳- رابطه دوطرفه بین رشد اقتصادی و توسعه مالی، که در مراحل اولیه توسعه اقتصادی بخش مالی از طریق فراهم نمودن سرمایه باعث رشد اقتصادی می‌شود و در مراحل بعدی اقتصاد در حال رشد تقاضا برای خدمات مالی افزایش یافته و توسعه مالی شکل می‌گیرد (حسینی و دیگران، ۱۳۹۰: ۲۰).

توسعهٔ مالی منجر به استفاده بهتر از مزیت‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود و بر کارایی سرمایه‌گذاری داخلی نیز تأثیرگذار است و این تأثیر به وضعیت توسعهٔ مالی کشور میزبان بستگی دارد. بر اساس نظر اقتصاددانان، عملکرد خوب بازارهای مالی ریسک‌های طبیعی در سرمایه‌گذاری توسط بنگاه‌های محلی که به دنبال تقلید فناوری‌های جدید هستند را کاهش می‌دهد. با توجه به مطالعه آلفرو و دیگران[5] توسعه بازارهای محلی پیش شرط مهمی برای اثرگذاری مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی است. سیستم مالی، تخصیص کارآمد منابع را افزایش می‌دهد و با توجه به جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به ظرفیت جذب در کشور میزبان کمک می‌کند. سیستم‌های مالی توسعه یافته‌تر می‌توانند شرایط بهتری را برای برقراری ارتباط بنگاه داخلی با بنگاه خارجی ایجاد نماید و بر روند انتشار فناوری‌های مرتبط با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کمک کنند (آلفارو و همکاران، ۲۰۰۴: ۱۰۸). شومپیتر (۱۹۱۱) اهمیت واسطه‌های مالی توسعه یافته را در افزایش نوآوری تکنولوژیکی، موجودی سرمایه و رشد اقتصادی در یک قرن قبل مطرح نمود و مطالعات صورت گرفته در این زمینه تأیید می‌کنند که عملکرد خوب بازارهای مالی از طریق کاهش هزینه مبادله، سرمایه اختصاص داده شده در پروژه‌های با بازدهی بالا را تضمین نموده و در نتیجه رشد اقتصادی افزایش می‌یابد (گلداسمیت[6]، ۱۹۶۹؛ مککینون[7]، ۱۹۷۳ و شاو، ۱۹۷۳، به نقل از تقوی و همکاران، ۱۳۹۰: ۶۵).

با توجه به اهمیت مباحث رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی، در سال‌های اخیر مطالعات فراوانی در این حوزه انجام شده است که در ادامه به برخی از این مطالعات اشاره می‌شود:

1. Aitken & Harrison (1999)
2. Haddad & Harrison (1993)
3. Traboulsi (2002)
4. Shaw
5. Alfaro et al. (2004)
6. Goldsmith (1969)
7. McKinnon (1973)

جدول ۱. پیشینه مطالعاتی

محققین	موضوع	نتایج تحقیق
خلیلی عراقی و سلیمی شندی (۱۳۹۳)	بررسی رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی و رشد اقتصادی برای ۱۶ کشور آسیایی در فاصله سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۸۰	توسعه مالی باعث افزایش تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی می‌شود.
شهیدی و یاوری (۱۳۹۳)	بررسی همزمان رابطه میان رشد اقتصادی، موجودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و موجودی سرمایه داخلی در ایران در دوره ۱۳۵۵-۱۳۸۹	نتایج نشان دهنده آن است که افزایش سطح توسعه مالی بر رشد اقتصادی بی‌تأثیر بوده و موجودی سرمایه داخلی را نه تنها افزایش نداده، بلکه کاهش نیز داده است. همچنین ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تأثیری منفی بر رشد اقتصادی داشته و نتوانسته به انباشت سرمایه داخلی نیز کمکی کند.
موتمنی و آریانی (۱۳۹۲)	بررسی توسعه مالی در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا به عنوان پیش شرط مهم برای اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی	نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی از کانال توسعه بازارهای مالی مثبت و معنادار می‌باشد.
مهدوی و مهدوی (۱۳۹۰)	بررسی رابطه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی در ایران در فاصله سال‌های ۷۸-۱۳۴۶	نتایج مطالعه نشان می‌دهد که در ایران ضریب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و شاخص بازار مالی به تنهایی در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر معناداری بر تولید ناخالص داخلی ندارند، ولی شاخص اثر ترکیبی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بازار مالی زمانی که شاخص بازار مالی نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به کل بخش‌ها باشد، در بلندمدت و کوتاه‌مدت دارای تأثیر مثبت و معنادار بر تولید ناخالص داخلی است.
علیزاده و همکاران (۱۳۹۳)	بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی ترکیبی در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۸ برای کشورهای عضو D-8	نتایج به دست آمده حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در نمونه مورد بررسی است.
آدامز[1] (۲۰۰۹)	بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی بر رشد اقتصادی برای صحرای آفریقا برای دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۹۰	نتایج مطالعه نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ابتدا اثر منفی بر سرمایه‌گذاری مستقیم داخلی داشته است، اما در دوره‌های بعد اثر مثبت آن نمایان شده است.
آلفارو و همکاران[2] (۲۰۱۰)	بررسی تأثیر روابط پیشین در افزایش رشد اقتصادی از طریق بازارهای مالی محلی	یافته‌های مطالعه نشان دهنده آن است که افزایش در نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی منجر به رشد اقتصادی بالاتری در کشورهای برخوردار از بازارهای مالی توسعه یافته می‌شود.
آدنیبی و اوماسیکین[3] (۲۰۱۲)	بررسی رابطه علّی بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در فاصله سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۷۰در کشورهای غنا، سیرالئون، نیجریه و گامبیا	یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد که در کشورهای غنا، گامبیا و سیرالئون توسعه بازار مالی، منافع حاصل از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایجاد رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد، در حالی که در نیجریه هیچ رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدتی از طرف سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی مشاهده نمی‌شود.
انور و سیژونگ (۲۰۱۱)[4]	بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، انباشت سرمایه خارجی و انباشت سرمایه داخلی	یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد که توسعه مالی موجب رشد موجودی سرمایه داخلی شده است، اما تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد. همچنین افزایش در موجودی سرمایه خارجی موجب افزایش موجودی سرمایه داخلی و رشد اقتصادی شده است، اما موجودی سرمایه خارجی تنها به واسطه باز بودن اقتصاد و نرخ ارز واقعی تحت تأثیر قرار گرفته است.
شعیر و ابیدا[5] (۲۰۱۳)	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی و رشد اقتصادی، شواهد تجربی از کشورهای شمال آفریقا (تونس، موروکو، مصر و الجزایر)	یافته‌های مطالعه رابطه مثبت بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی را تأیید نموده و نشان می‌دهد توسعه سیستم مالی داخلی پیش شرط لازم برای ایجاد تأثیر مستقیم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی است.
لی چی[6] (۲۰۱۰)	بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی و رشد اقتصادی برای ۴۴ کشور در طی دوره (۲۰۰۵-۱۹۹۶)	نتایج نشان دهنده آن است که توسعه بخش مالی نقش مهمی‌در افزایش تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین بر اساس نتایج به دست آمده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی مکمل می‌باشند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Adams (2009)
2. Alfaro et al. (2010)
3. Adeniyi & Omisakin (2012)
4. Anwar & Sizhong (2011)
5. Sghaier & Abida (2013)
6. Li Chee (2010)

۳- تصریح الگو

در این مطالعه جهت اهداف تحقیق از دو مدل برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. موضوعات مهم مورد بررسی در این مطالعه عبارتند از: بررسی اثر غیرخطی توسعه مالی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بررسی اثر متقابل توسعه مالی و ریسک سیاسی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و بررسی اثر متقابل توسعه مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه آسیایی. جهت بررسی اثر توسعه مالی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از رابطه (۱-۳) بر پایه مدل به کار گرفته شده توسط دوتا و روی[1] (۲۰۰۸: ۹) استفاده شده است.

(۳-۱)

$$FDI = \alpha + \beta_1 FD + \beta_2 FD^2 + \beta_3 X + \varepsilon$$

در مدل فوق FDI نشان دهنده نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ورودی به تولید ناخالص داخلی، X ماتریس متغیرهای کنترل شامل: رشد سالانه تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز، درجه باز بودن تجاری، جمعیت و غیره می‌باشد. متغیرهای مستقل FD و FD^2 نشان دهنده توسعه مالی و مجذور متغیر توسعه مالی می‌باشد. توسعه مالی توسط متغیر نسبت اعتبارات بخش خصوصی و سپرده‌های پولی بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی جانشین شده است. جمله مجذور توسعه مالی نشان دهنده رابطه غیرخطی بین توسعه مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ورودی می‌باشد. ضریب مثبت متغیر توسعه مالی نشان دهنده اثر مثبت متغیر فوق بر FDI می‌باشد. همچنین ضریب منفی جمله مجذور توسعه مالی نشان دهنده اثر کاهشی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای سطوح بالاتر توسعه مالی می‌باشد.

با توجه به اهمیت بررسی ریسک سیاسی کشورها و بررسی این موضوع که آیا ریسک سیاسی کشورها نقش بالایی درتوانایی یک کشور برای استفاده از توسعه مالی در جهت ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بازی می‌نماید یا خیر می‌توان متغیر ریسک سیاسی کشورها ($POL\ RISK$) را وارد رابطه (۱-۳) نمود.

(۳-۲)

$$FDI = \alpha + \beta_1 FD + \beta_2 FD^2 + \beta_3 POL\ RISK + \beta_4 (FD * POL\ RISK) + \beta_5 Z_t + \gamma$$

علامت و معنی‌داری پارامتر β_4 نشان دهنده آن خواهد بود که برای یک سطح داده شده ریسک سیاسی، توسعه مالی بالاتر با سطح بالاتر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی همراه می‌باشد. برای سطوح داده شده ریسک سیاسی رابطه تقعر بین دو متغیر برقرار است و با سطوح پایداری سیاسی بالاتر، منحنی تقعر به سمت بالا انتقال پیدا خواهد نمود. متغیرهای مورد استفاده در مدل عبارتند از: FDI: نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از تولید ناخالص داخلی، FD: توسعه مالی جانشین شده توسط اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، FD^2: مجذور توسعه مالی جهت اندازه گیری رابطه غیر خطی بین متغیر توسعه مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، $POL\ RISK$: ریسک سیاسی محاسبه شده توسط پایگاه اطلاعاتی شاخص‌های حکومت جهانی (WGI)، ER: نرخ ارز، g: درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی سرانه، POP: جمعیت کشور و نشان دهنده ظرفیت بازار اقتصاد داخلی، TO: درجه باز بودن تجاری برابر با نسبت مجموع صادرات و واردات تقسیم بر تولید ناخالص داخلی، INF: درصد تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده (CPI)، FD × POL RISK: رابطه متقابل بین توسعه مالی و درجه ریسک سیاسی کشورها.

همچنین در این مطالعه جهت بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی از رابطه (۳-۳) بر پایه مدل به کار گرفته شده توسط عمران و بلبل[2] (۲۰۰۳: ۲۳۸) استفاده شده است.

(۳-۳)

$$\mathrm{G} = \mathrm{a} + b_1 R + b_2 T + b_3 C + e$$

در رابطه (۳-۳)، R بردار متغیرهایی است که به صورت عمومی به عنوان متغیرهای توضیح دهنده رشد شناخته می‌شوند، مانند: درآمد سرانه، سرمایه انسانی، سرمایه‌گذاری، توسعه مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی.T بردار متغیرهایی می‌باشد که مورد مطالعه می‌باشند و به صورت احتمالی می‌توانند رشد اقتصادی را متأثر نماید. C بردار متغیرهای انتخاب شده می‌باشد که معمولاً به عنوان متغیرهای کنترل در برآورد مدل رشد مورد استفاده قرار می‌گیرند، متغیرهای کنترل مانند: نرخ تورم، مخارج دولت، درجه باز بودن تجاری و نرخ ارز. با استفاده از تابع تولید کاب-داگلاس[3] خواهیم داشت:

(۳-۴)

$$Y = A(FS.FD)L^{\alpha}K^{\beta}$$

در رابطه فوق Y: محصول، A: بهره‌وری کل عوامل، FS:

1. Dutta & Roy (2008)

2. Omran & Bolbol (2003)
3. Cobb-Douglas

انباشت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، FD: توسعه مالی، L: نیروی کار، K: سرمایه، α و β سهم نیروی کار و سرمایه می‌باشد. با تفاضل لگاریتم گیری از رابطه (۴-۳) خواهیم داشت:

(۳-۵)

$$\hat{Y} = A'(FS.dFD + FD.dFS)/A + \alpha\hat{L} + \beta\hat{K}$$

در روابط فوق ^ نشان دهنده نرخ رشد و ' نشان دهنده مشتق بهره‌وری کل عوامل نسبت به $FS.dFD$ می‌باشد. آشکار است که $dFS = FDI$ و $\frac{A'Y}{A} = \lambda$ تولید نهایی بهره‌وری کل عوامل نسبت به تغییر در جمله اثر متقابل می‌باشد. رابطه (۵-۳) را می‌توان به صورت رابطه (۶-۳) نوشت:

(۳-۶)

$$\hat{Y} = \lambda.FS.\frac{dFD}{Y} + \lambda.FD.FDI/Y + \alpha\hat{L} + \beta\hat{K}$$

در رابطه (۶-۳) عبارت $FD.FDI/Y$ نشان دهنده رابطه متقابل بین متغیرهای توسعه مالی و نسبت FDI می‌باشد. همچنین رابطه (۶-۳) را می‌توان به صورت رابطه رشد در شکل تابعی قابل برآورد تبدیل نمود. این کار را می‌توان با استفاده از جایگزین نمودن $\hat{K}$ با نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی، برابر با مقدار ثابت قرار دادن $\lambda.FS.\frac{dFI}{Y}$ و رشد درآمد سرانه با g انجام داد. درآمد سرانه، توسعه مالی و نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، عناصر بردار R می‌باشند، که معمولاً رشد اقتصادی را تعیین می‌نمایند.

(۳-۷)

$$g = a + b_{11}y + b_{12}\,FDI/GDP + b_{13}\,I/GDP + b_{14}FD + b_2FD.FDI/GDP + b_3C + \epsilon$$

متغیرهای مورد استفاده در مدل (۷-۳) عبارتند از g: رشد درآمد سرانه، y: لگاریتم طبیعی درآمد سرانه، I/GDP: نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی، FDI/GDP: نسبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به تولید ناخالص داخلی، FD: نسبت اعتبارات داخلی اعطایی به بخش خصوصی، FDI/GDP×FD: رابطه متقابل بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی، GC/GDP: نسبت مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی.

کشورهای مورد بررسی در این مطالعه عبارتند از ۱۰ کشور در حال توسعه آسیایی که از درجه تجاری بالایی برخوردار می‌باشند. کشورهای فوق عبارتند از: ایران، اندونزی، تایلند، چین، پاکستان، فیجی، فیلیپین، مالزی، هند و ترکیه. دوره زمانی مورد مطالعه با توجه به محدودیت‌های آماری سال‌های (۲۰۱۳-۱۹۹۶) می‌باشد و منبع داده‌های مورد استفاده پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی (WDI) و پایگاه اطلاعاتی شاخص‌های حکومت جهانی (WGI) می‌باشد. تکنیک‌های اقتصادسنجی مورد استفاده جهت برآورد مدل‌های مورد بررسی تکنیک اقتصاد سنجی پانل دیتا می‌باشد که شامل آزمون‌های ریشه واحد و آزمون‌های هم انباشتگی در داده‌های پانل می‌باشد.

۴- نتایج برآورد الگو

جهت برآورد مدل‌های مورد نظر ابتدا نتایج آزمون مانایی متغیرها توسط آزمون‌های ایم، پسران و شین[1] (۱۹۹۷) و لوین، لین و چو[2] (۱۹۹۷) برای مجموعه کشورهای مورد بررسی قرار گرفته است و سپس با توجه به اینکه در مدل‌های مورد بررسی متغیرهای نامانا وجود دارد، بنابراین وجود رابطه هم انباشتگی بین متغیرهای مدل جهت جلوگیری از برآورد رگرسیون کاذب مورد آزمون قرار گرفته است. آزمون هم انباشتگی کائو[3] (۱۹۹۹) وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل‌های مورد بررسی در این مجموعه از کشورها را تأیید نموده است. همچنین پیش از برآورد مدل ابتدا با استفاده از آزمون F لیمر مدل پانل دیتا و بر اساس آزمون هاسمن مدل اثرات ثابت جهت برآورد مدل انتخاب شده است. نتایج برآورد رابطه ۲ برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در جدول ۲ ارائه شده است.

بر اساس نتایج به دست آمده توسعه مالی اثر مثبت و معنی‌داری بر میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ورودی دارد. دلیل این موضوع آن است که کشورهای دارای بخش مالی کارا دارای مزایای رقابتی در بخش‌های صنعتی نیز می‌باشند. توسعه مالی با کارایی توزیع منابع، تحرک پس‌اندازها، کاهش مشکل اطلاعات نامتقارن و کاهش ریسک زمینه ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتری را فراهم می‌نماید. البته بر اساس نتایج به دست آمده از ضریب متغیر مجذور توسعه مالی اثر توسعه مالی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پس از عبور از یک سطح مشخص منفی می‌شود. همچنین نتایج نشان دهنده آن است که ریسک سیاسی موجود در کشورهای فوق به تنهایی اثر بازدارنده بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای مورد بررسی ندارد. دلیل این موضوع آن است که کشورهای در حال توسعه همواره با درصدی از بی‌ثباتی سیاسی همراه می‌باشند و در نتیجه آن وجود بی‌ثباتی سیاسی به تنهایی

1. Im, Pesaran & Shin (1997)
2. Levin, Lin & Chu (1997)
3. Kao (1999)

مانعی بر افزایش قابلیت کشورها در ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به شمار نمی‌رود.

بر اساس مطالعه صورت گرفته اثر متقابل توسعه مالی و ریسک سیاسی منفی و معنی‌دار می‌باشد. بر این اساس اگر چه توسعه مالی از عوامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌باشد، اما این عامل به تنهایی کافی نمی‌باشد و ثبات سیاسی در شرایط توسعه مالی جهت ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ضروری می‌باشد. ثبات سیاسی نشان دهنده آن است که ریسک اعتباری کمتری در اقتصاد وجود دارد و دولت‌ها نیز قادر می‌باشند که از توسعه مالی کشور خود حمایت نمایند. بنابراین سطوح توسعه مالی بالا همراه با بی‌ثباتی سیاسی بیشتر با کاهش جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی همراه است. در کشورهای فوق اثرگذاری توسعه مالی به وضعیت سیاسی کشورها بستگی دارد و بی‌ثباتی سیاسی به عنوان مانعی برای نهادهای مالی در جهت بهره‌مندی از منافع کارایی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عمل می‌نماید.

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد مدل پانل دیتا با اثرات ثابت برای FDI

Independent variables	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵
constant	−۲/۱۴۲۵۴۷ (−۵/۵۲۸۶۵۳)	-۴۳/۷۰۵۱۴ (-۳/۰۶۶۳۵۴)	-۲/۱۰۴۰۰۱ (-۴/۳۰۸۶۲۷)	−۳/۱۲۴۱۸۳ (−۳/۰۴۳۲۶۴)	−۴۲/۳۳۷۹۲ (−۴/۰۴۸۷۷۵)
FD	۰/۱۰۸۷۹۴ (۱۱/۱۶۴۶۲)	۰/۱۰۰۰۹۶۳ (۱۰/۱۴۵۴۰)	۰/۱۰۹۱۹۵ (۱۱/۱۸۶۲۱)	۰/۱۰۶۱۲۷ (۱۱/۱۴۷۷۹)	۰/۱۰۱۶۱۶ (۱۰/۳۱۲۸۷)
FD^2	−۰/۰۰۰۴۰۵ (−۸/۸۹۹۵۵۴)	−۰/۰۰۰۳۶۴ (−۷/۳۵۷۱۹۷)	−۰/۰۰۰۴۰۷ (−۸/۶۰۲۷۴۵)	−۰/۰۰۰۳۸۵ (−۸/۷۱۷۸۹۷)	−۰/۰۰۰۳۶۱ (−۸/۰۰۳۴۴۳)
Pol risk	۰/۵۷۴۷۵۰ (۴/۸۹۹۵۵۴)	۰/۳۸۶۰۵۰ (۳/۱۸۴۳۹۹)	۰/۵۷۴۰۰۷ (۴/۸۸۶۱۳۳)	۰/۴۸۵۲۴۰ (۴/۱۹۰۶۰۸)	۰/۴۱۷۳۱۷ (۳/۷۰۱۴۲۰)
Pol risk*FD	-۰/۰۰۹۳۲۳ (-۳/۹۲۳۷۱۹)	-۰/۰۰۹۰۴۵ (-۳/۷۵۸۷۹۱)	-۰/۰۰۹۵۰۹ (-۳/۶۱۵۹۰۸)	-۰/۰۰۸۸۶۱ (-۳/۹۴۹۰۵۱)	-۰/۰۰۹۳۷۷ (-۳/۸۳۶۱۵۵)
g	-	۲/۲۸۹۵۵۴ (۲/۹۲۱۱۶۸)	–	–	–
INF	-	۱/۳۲۲۳۳۶ (۱/۶۴۵۹۸۴)	–	–	–
OPEN	-	-	−۰/۰۰۰۵۸۲ (−۰/۱۵۶۴۴۲)	–	–
Log(ER)	-	-	-	۰/۲۹۷۲۳۰ (۳/۶۵۲۲۶۲)	–
Log(PoP)	–	–	–	–	۲/۲۱۵۳۲۸ (۳/۸۴۲۰۷۸)
R^2 D-W	۰/۷۹۷۱۶۸ ۱/۷۶۶۵۱۵	۰/۸۰۴۶۷۰ ۱/۷۶۹۹۶۹	۰/۷۹۹۱۹۲ ۱/۷۶۶۲۹۵	۰/۸۰۴۷۴۴ ۱/۷۶۹۵۳۶	۰/۸۰۶۹۶۴ ۱/۷۶۳۸۶۹

(توضیحات: اعداد داخل پرانتز معرف آماره t می‌باشد.)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج به دست آمده درجه باز بودن تجاری اثر معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشورهای مورد نظر نداشته است. همچنین نتایج نشان دهنده آن است که افزایش نرخ ارز اثر مثبت و معنی‌داری بر میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای مورد بررسی دارد. دلیل این موضوع آن است که هر چه پول رایج در کشور مبدأ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نسبت به کشور میزبان قوی‌تر باشد، به دلیل ارزان تمام شدن هزینه سرمایه برای سرمایه‌گذار، انگیزه برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در آن کشور افزایش می‌یابد. محاسبات نشان دهنده آن است که جمعیت اثر مثبت و معنی‌داری بر ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای مورد بررسی دارد. دلیل مثبت بودن اثر متغیر مورد نظر تقاضای بالای محصولات و خدمات ارائه شده توسط سرمایه‌گذار مستقیم خارجی می‌باشد. بر اساس جدول ۲ تورم اثر معنی‌داری بر ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این کشورها نداشته است. تورم‌های بالا و بی‌ثباتی ناشی از آن موجب بی‌معنی

شدن اثر این متغیر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شده است.

نتایج به دست آمده در جدول ۳ نشان دهنده آن است که اندازه اقتصاد اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد درآمد سرانه کشورهای مورد بررسی داشته است. دلیل این موضوع آن است که کشورهای در حال توسعه با توجه به بازار بزرگی که رودرروی خود دارند، بنابراین تولید داخلی امکان رشد بالایی را جهت پاسخ‌گویی به تقاضای فوق دارد. سرمایه‌گذاری داخلی نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد درآمد سرانه این مجموعه از کشورها داشته است. سرمایه‌گذاری داخلی با افزایش سرمایه فیزیکی به عنوان یک عامل تولید منجر به افزایش رشد تولید در این کشورها شده و در نتیجه آن درآمد سرانه افزایش می‌یابد. بر اساس نتایج به دست آمده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر معنی‌داری بر رشد درآمد کشورهای مورد بررسی نداشته است. اگرچه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با افزایش انباشت سرمایه و نیز انتقال تکنولوژی مناسب و پیشرفته و افزایش کارایی سرمایه به صورت مستقیم می‌تواند منجر به افزایش رشد درآمد سرانه کشورها شود، اما با توجه به اینکه حجم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در مقایسه با حجم اقتصاد این کشورها کوچک می‌باشد، بنابراین میزان اثرگذاری آن بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه معنی‌دار نبوده است.

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد مدل پانل دیتا با اثرات ثابت برای رشد درآمد سرانه

Independent variables	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵
constant	−۱۳/۰۲۰۴۳ (−۲/۳۱۶۷۱۷)	-۱۶/۵۷۱۳۹ (-۳/۰۰۹۷۳۳)	-۱۲/۵۸۳۳۵ (-۲/۲۴۲۲۳۰)	−۱۵/۷۴۴۹۷ (−۲/۵۶۱۲۱۱)	۱۶/۴۲۸۲۴ (−۲/۷۲۵۹۹۱)
y	۱/۹۸۴۲۱۲ (۲/۴۰۱۰۸۵)	۱/۹۷۹۳۴۰ (۲/۵۸۷۸۶۶)	۱/۹۰۷۴۱۶ (۲/۳۰۵۲۵۹)	۳/۵۳۱۷۹۴ (۳/۹۶۰۷۷۵)	۳/۴۴۷۱۶۷ (۳/۶۴۳۰۸۶)
I	۰/۱۹۸۸۳۱ (۸/۲۸۸۵۵۰)	۰/۱۸۹۵۹۹ (۱۰/۰۰۶۸۱)	۰/۱۷۴۰۷۶ (۶/۱۶۷۹۸۹)	۰/۱۵۱۴۸۹ (۶/۰۰۱۹۲۶)	۰/۱۴۲۷۱۸ (۵/۹۱۳۶۰۶)
FDI	۰/۰۸۱۰۷۷ (۰/۵۰۶۱۶۴)	۰/۰۷۸۸۳۸ (۰/۵۳۴۸۰۶)	۰/۰۸۶۲۹۱ (۰/۵۵۰۲۸۹)	۰/۲۳۸۶۶۸ (۱/۹۴۵۳۵۹)	۰/۲۳۷۸۹۹ (۱/۹۰۷۴۲۸)
FD	-۰/۰۷۰۹۳۱ (-۱۱/۳۰۰۹۳)	-۰/۰۶۹۷۶۶ (-۱۲/۴۳۱۹۴)	-۰/۰۷۳۶۵۲ (-۱۲/۱۰۳۸۹)	-۰/۰۷۳۶۴۸ (-۱۳/۲۴۷۱۰)	-۰/۰۷۵۲۳۹ (-۱۳/۸۱۵۶۹)
FDI*FD	۰/۰۰۲۰۱۹ (۱/۲۷۱۷۷۹)	۰/۰۰۲۰۸۳ (۱/۴۵۶۷۴۸)	۰/۰۰۲۰۳۲ (۱/۳۴۹۳۱۸)	۰/۰۰۰۸۴۰ (۰/۷۶۷۵۵۷)	۰/۰۰۰۸۲۴ (۰/۷۴۵۰۹۳)
Log(GC)	-	۱/۵۱۷۶۲۴ (۱/۶۷۵۵۴۹)	–	–	–
OPEN	-	-	۰/۰۱۱۲۵۲ (۱/۲۶۵۰۶۹)	–	۰/۰۰۷۵۸۵ (۰/۸۰۰۶۴۶)
Log(CPI)	-	-	-	−۱/۸۵۹۰۸۶ (−۴/۷۲۲۹۱۲)	−۱/۶۱۵۲۵۷ (−۲/۶۳۰۲۷۰)
R^2 D-W	۰/۹۲۲۲۶۶ ۱/۸۹۶۷۷۶	۰/۹۲۷۴۹۵ ۱/۹۱۶۷۰۱	۰/۹۲۳۲۸۹ ۱/۹۳۳۰۳۱	۰/۹۱۹۶۹۳ ۱/۹۳۴۰۸۶	۰/۹۱۹۷۱۷ ۱/۹۵۷۷۹۸

(توضیحات: اعداد داخل پرانتز معرف آماره t می‌باشد.)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول ۳ نشان دهنده آن است که توسعه مالی اثر منفی و بازدارنده‌ای برای رشد درآمد سرانه این مجموعه از کشورها داشته است. دلیل این موضوع ظرفیت نهادی ضعیف موجود در ساختار اقتصادی کشورهای فوق می باشد که منجر به ناکارایی فراگیر در مکانیزم تخصیص اعتبارات در این کشورها می شود. همچنین عوامل دیگری از جمله انتقال منابع از سرمایه‌گذاری‌های مولد به سمت مصرف، بی‌ثباتی‌های اقتصادی، سطح حقوق مالکیت و نااطمینانی سیاسی نیز می توانند منجر به منفی شدن اثر توسعه مالی بر رشد درآمد سرانه کشورهای فوق شود. مطابق جدول ۳ اثر درجه باز بودن تجاری کشورهای مورد بررسی بر رشد درآمد سرانه آنها مثبت، اما از نظر آماری بی‌معنی می‌باشد که نشان دهنده آن است که

این کشورها نتوانسته‌اند از دسترسی به بازارهای خارجی و افزایش مقیاس تولید به درستی استفاده نمایند.

همان‌طور که در جدول ۳ ملاحظه می‌شود با توجه به آنکه ظرفیت‌های نهادی موجود در کشورهای در حال توسعه دارای ساختار ضعیف می‌باشند، بنابراین با توجه به آنکه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر معنی‌داری بر رشد اقتصادی این کشورها نداشته است، اثر متقابل بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی نیز از نظر آماری اثر معنی‌داری بر رشد درآمد سرانه کشورهای فوق نداشته است. همچنین بر اساس نتایج به دست آمده مخارج دولت اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی داشته است. دلیل این امر را می‌توان این موضوع دانست که در کشورهای در حال توسعه سهم دولت در اقتصاد زیاد می‌باشد و در نتیجه آن با افزایش مخارج مصرفی دولت رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. در نهایت نیز نتایج مطالعه نشان دهنده آن است که افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در کشورهای فوق اثر منفی و معنی‌داری بر رشد درآمد سرانه این مجموعه از کشورها داشته است. افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در سطوح پایین برای افزایش تولید و سودآوری بنگاه‌های اقتصادی لازم می‌باشد، اما تورم بالا با کاهش سطح رقابت‌پذیری بنگاه‌های داخلی همراه می‌باشد که اثر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی دارد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه جهت بررسی اثر غیر خطی توسعه مالی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بررسی اثر متقابل توسعه مالی و ریسک سیاسی بر ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نیز بررسی اثر متقابل توسعه مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه از ۲ مدل استفاده شده است. نتایج برآوردی مدل اول نشان دهنده آن است که توسعه مالی منجر به افزایش میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ورودی می‌شود. البته اثر توسعه مالی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پس از عبور از یک سطح مشخص منفی می‌شود. نتایج به دست آمده نشان دهنده آن است که ریسک سیاسی موجود در کشورهای فوق به صورت مستقیم اثر بازدارنده بر جذب سرمایه گذاری مستقیم خارجی ندارد، زیرا کشورهای در حال توسعه همواره با درصدی از بی ثباتی سیاسی همراه می باشند و در نتیجه آن وجود بی ثباتی سیاسی تأثیر چندانی بر ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نداشته است.

بر اساس نتایج به دست آمده اثر متقابل توسعه مالی و ریسک سیاسی منفی و معنی‌دار می‌باشد. بر این اساس اگرچه توسعه مالی از عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌باشد، اما این عامل به تنهایی کافی نمی‌باشد و ثبات سیاسی در شرایط توسعه مالی جهت ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ضروری است. درجه باز بودن تجاری اثر معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشورهای مورد نظر نداشته است. بنابراین کشورهای مورد بررسی نتوانسته‌اند از دسترسی به بازارهای خارجی و افزایش مقیاس تولید به درستی استفاده نمایند. افزایش نرخ ارز اثر مثبت و معنی‌داری بر میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای مورد بررسی داشته است. با افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول داخلی به دلیل ارزان تمام شدن هزینه سرمایه برای سرمایه‌گذار خارجی، انگیزه برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور افزایش می‌یابد.

برآوردها نشان دهنده آن است که جمعیت اثر مثبت و معنی‌داری بر ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای مورد بررسی داشته است. دلیل مثبت بودن اثر آن تقاضای بالا برای محصولات و خدمات ارائه شده توسط سرمایه‌گذار مستقیم خارجی ناشی از بزرگ بودن بازار می‌باشد. بر اساس نتایج تورم اثر معنی‌داری بر ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این کشورها نداشته است. نتایج مدل ۲ نشان دهنده آن است که اندازه اقتصاد اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد درآمد سرانه کشورهای مورد بررسی داشته است. دلیل این موضوع آن است که کشورهای در حال توسعه با توجه به بازار بزرگی که رودرروی خود دارند می‌توانند تولید داخلی را افزایش داده و رشد اقتصادی بالایی را تجربه نمایند.

سرمایه‌گذاری داخلی نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد درآمد سرانه این مجموعه از کشورها داشته است. سرمایه‌گذاری داخلی با افزایش سرمایه فیزیکی به عنوان یک عامل تولید منجر به افزایش رشد تولید در این کشورها شده و در نتیجه آن درآمد سرانه افزایش می‌یابد. بر اساس نتایج به دست آمده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد درآمد کشورهای مورد بررسی نداشته است. با توجه به اینکه حجم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در مقایسه با حجم اقتصاد این کشورها کوچک می‌باشد، بنابراین میزان اثر گذاری آن بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه معنی‌دار نبوده است.

نتایج نشان دهنده آن است که توسعه مالی اثر منفی و بازدارنده‌ای برای رشد درآمد سرانه این مجموعه از کشورها داشته است. دلیل این موضوع ظرفیت نهادی ضعیف موجود در ساختار اقتصادی کشورهای فوق می باشد که منجر به ناکارایی

فراگیر در مکانیزم تخصیص اعتبارات در این کشورها می شود. اثر متقابل بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی نیز از نظر آماری اثر معنی‌داری بر رشد درآمد سرانه کشورهای فوق نداشته است. همچنین بر اساس نتایج به دست آمده مخارج دولت اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی داشته است. دلیل این موضوع سهم بالای دولت در اقتصاد این مجموعه از کشورها می‌باشد که با افزایش مخارج مصرفی دولت رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

اثر درجه باز بودن تجاری کشورهای مورد بررسی بر رشد درآمد سرانه آنها از نظر آماری بی‌معنی می‌باشد. همچنین بر اساس نتایج به دست آمده افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در کشورهای در حال توسعه مورد بررسی اثر منفی و معنی‌داری بر رشد درآمد سرانه این مجموعه از کشورها داشته است. افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در سطوح پایین برای افزایش تولید و سودآوری بنگاه‌های اقتصادی لازم می‌باشد، اما سطح تورم بالا با کاهش سطح رقابت‌پذیری بنگاه‌های داخلی همراه می‌باشد، که اثر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی داشته است.

۶- پیشنهادهای سیاستی

با توجه به نتایج به دست آمده سیاست‌های پیشنهادی زیر می‌تواند در ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و دست‌یابی کشورهای در حال توسعه به رشد اقتصادی بالا با توجه به سیاست‌های توسعه مالی کمک نماید:

بر اساس نتایج افزایش حجم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ورودی برای افزایش رشد اقتصادی لازم می‌باشد، بنابراین بایستی سیاست‌های مناسب در خصوص جذب سرمایه‌گذاران خارجی اتخاذ گردد. بازبینی قانون جلب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با هدف گسترش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشور از طریق تسهیل شرایط عمومی پذیرش سرمایه، ارائه تسهیلات تشویقی، ارائه مشوق‌های مالیاتی، شفاف نمودن قوانین، تسهیل ورود و خروج سرمایه، حذف بروکراسی اداری و شناسایی نقاط ضعف قانونی و بر طرف نمودن آنها می‌تواند مفید باشد. همچنین با توجه به اثر بازدارنده مخاطرات سیاسی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی لزوم کاهش مخاطرات سیاسی جهت کاهش هزینه‌های معاملاتی موجب تشویق سرمایه‌گذاران خارجی برای انجام سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود. سیاست‌های حکمرانی خوب از قبیل ثبات سیاست‌های دولت، ایجاد سیستم قانونی شفاف، برطرف نمودن مناقشات خارجی و بهره‌مندی از دیپلماسی فعال سیاسی می‌تواند در این زمینه راه‌گشا باشد.

همچنین جهت افزایش سرمایه‌گذاری خارجی ورودی افزایش حمایت از حقوق مالکیت معنوی که نقش اساسی در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شرکت‌های خارجی دارد، بایستی مورد توجه قرار گیرد. در این راستا عضویت در سازمان‌های جهانی و موافقت نامه‌های بین‌المللی و نهادهای آموزشی اثرگذار می‌باشد. اتخاذ راهبرد برون‌گرا یا استراتژی توسعه صادرات در تجارت خارجی و همکاری‌های مشترک با کشورهای منطقه و کشورهای اسلامی، بهره‌مندی از توافق‌های یک‌پارچگی منطقه‌ای، حذف موانع تجاری و پیوستن به اتحادیه‌های تجاری موجود در جهان در این راستا می‌تواند مفید باشد. یکنواختی سیاست‌های اقتصاد کلان (پولی و مالی) در جهت شکل‌گیری شرایط اطمینان و ثبات در کشور از جمله جلوگیری از نوسانات نرخ ارز که منجر به بی‌ثباتی و نااطمینانی اقتصادی و کاهش امنیت سرمایه برای سرمایه‌گذار می‌شود و تک نرخی نمودن نرخ ارز و تثبیت آن در سطح مناسب با استفاده از سیستم نرخ ارز شناور مدیریت شده می‌تواند ثبات نسبی را در بازار ارز به همراه داشته باشد. همچنین سیاست‌های برون‌گرا همراه با کاهش تدریجی موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای در برابر تجارت خارجی در جهت آزادسازی اقتصادی می‌تواند نقش بالایی در رقابت‌پذیر نمودن بنگاه‌های داخلی و جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته باشد.

با توجه به اثر بازدارنده توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی، وضع قوانین قوی در بخش مالی و نیز نظارت بر سیستم بانکداری، افزایش کارایی توزیع منابع، تحرک پس‌اندازها و کاهش مشکل اطلاعات نامتقارن موجبات افزایش کارایی بخش مالی را فراهم می‌آورد که بازارهای مالی توسعه یافته نشان دهنده پویایی اقتصاد بوده و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتری را به داخل کشور جذب می‌نماید که اثر مثبت غیرمستقیم بر رشد اقتصادی کشور خواهد داشت. از سوی دیگر منجر به از بین رفتن اثر بازدارنده توسعه مالی بر رشد اقتصادی این کشورها خواهد شد. همچنین آزادسازی مالی و عدم سرکوب مالی با ایجاد تعادل در بازار پول در کشور منجر به توسعه سیستم بانکی و ایجاد فضای رقابتی بین بانک‌ها می‌شود که با ارائه خدمات مناسب‌تر برای سرمایه‌گذاران خارجی همراه بوده و جذب بیشتر سرمایه‌گذاران خارجی را به همراه دارد.

با توجه به اثر مثبت سرمایه‌گذاری داخلی بر رشد اقتصادی تخصیص اعتبارات داخلی توسط بانک‌ها به سرمایه‌گذاران مولد

داخلی نیز می‌تواند به عنوان سیاستی در جهت ارتقاء تولیدات داخلی و رشد اقتصادی دنبال گردد. این موضوع بهره‌برداری از بازار موجود در کشور را توسط تولیدات داخلی فراهم می‌نماید. همچنین کاهش حجم تصدی‌گری‌های دولت می‌تواند منجر به کاهش فساد در اقتصاد گردد و محیط مناسب‌تری را برای سرمایه‌گذاری داخلی فراهم نماید. اجرای سیاست‌های اصل ۴۴ قانون اساسی و خصوصی سازی اقتصاد نیز می‌تواند نقش بسزایی در افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کشور داشته باشد که به عنوان نشانه مناسب بودن وضعیت اقتصادی کشور منجر به تشویق سرمایه‌گذاران خارجی برای ورود به کشور می‌شود. همچنین تلاش دولت در جهت بهبود فضای کسب و کار نیز می‌تواند در افزایش سرمایه‌گذاری داخلی و در نتیجه آن ارتقاء رشد اقتصادی کشور مؤثر باشد.

منابع

آق ارکاکلی، آنامحمد؛ یحیی زاده‌فر، محمود و نوبخت، مهدی (۱۳۹۵). "مطالعه توسعه مالی بین الملل و نقش آن بر جهانی شدن اقتصاد در کشور ایران با استفاده از داده‌های تابلویی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۲، ۵۶-۳۷.

تقوی، مهدی؛ امیری، حسین و محمدیان، عادل (۱۳۹۰). "توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای منا با استفاده از روش پانل پویا GMM". *مجله دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، شماره ۱۰، ۸۲-۶۳.

جلائی، سید عبدالمجید و صباغ پورفرد، مینا (۱۳۸۸). "بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی ایران از مسیر بازارهای مالی". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۳۳، ۱۸۸-۱۷۱.

حسینی، سید مهدی؛ اشرفی، یکتا و صیامی‌عراقی، ابراهیم (۱۳۹۰). "بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران با معرفی متغیرهای جدید". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال نوزدهم، شماره۶۰، ۳۴-۱۹.

خلیلی عراقی، منصور و سلیمی‌شندی، رقیه (۱۳۹۳). "رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه مالی و رشد اقتصادی: مطالعه موردی کشورهای منتخب آسیایی". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۲۲، شماره ۷۱، ۱۵۶-۱۴۳.

دلیری، حسن (۱۳۹۶). "بررسی اثر متقابل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی (مطالعه تطبیقی ایران و ۱۳۶ کشور دنیا)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۹۶-۸۱.

دودانگی، محمد (۱۳۹۵). "عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۳، ۱۴۷-۱۳۱.

سیفی‌پور، رویا (۱۳۸۹). "بررسی تجربی تأثیر سطح توسعه مالی بر رشد اقتصادی". *مجله مطالعات مالی*، شماره ۵، ۵۲-۳۳.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و محمودی، عبداله (۱۳۸۵). "تعیین کننده‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران". *جستارهای اقتصادی ایران*، سال ۵، شماره ۳، ۱۲۹-۹۲.

شهیدی، آمنه و یاوری، کاظم (۱۳۹۳). "توسعه مالی، موجودی سرمایه، سرمایه‌گذاری خارجی و رشد اقتصادی در ایران". *سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۱، ۶۸-۴۱.

طیبی، سید کمیل؛ پورشهابی، فرشید؛ خانی‌زاده امیری، مجتبی و کاظمی، الهام (۱۳۹۲). "اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن تجاری بر سرمایه‌گذاری داخلی و رشد اقتصادی (مطالعه موردی ۱۰ کشور در حال توسعه آسیایی)". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۲۱، شماره ۷، ۱۵۲-۱۳۱.

علیزاده، محمد؛ بابایی، مجید؛ جعفری، محمد و خدایی، مهدی (۱۳۹۳). "اثر متقابل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو D-8 (مدل معادلات همزمان)". *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، سال ۲، شماره ۶، ۱۰۴-۸۷.

غفاری، فرهاد و نیک‌نژاد، الهام (۱۳۹۱). "بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی برخی از کشورهای منطقه منا". *فصلنامه علوم اقتصادی*، سال ۶، شماره۲۰، ۱۷۲-۱۴۷.

مهدوی، رحمان و مهدوی، روح اله (۱۳۹۰). "تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه بازار مالی بر رشد اقتصادی ایران، *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، شماره ۱۴،

۱۴۷-۱۲۹.

موتمنی، مانی و آریانی، فائزه (۱۳۹۲). "تأثیر توسعه مالی در اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا". *فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، سال ۶، شماره ۱۸، ۱۵-۱.

میربـاقری هیـر، میرناصـر و شـکوهی فـرد، سـیامک (۱۳۹۵). "بررسی تطبیقی اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد و فقـر در کشورهای منتخـب اسـلامی (رویکـرد داده‌هـای تـابلویی)". *فصـلنامه علمـی پژوهشـی پـژوهش‌هـای رشـد و توسـعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۵، ۱۰۸-۹۳.

نجـارزاده، رضـا و ملکـی، مهـران (۱۳۸۴). "بررسـی تـأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی با تأکیـد بـر کشورهای صادرکننده نفت". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۷، شماره ۲۳، ۱۶۴-۱۴۷.

هادی زنوز، بهروز و کمالی دهکردی، پروانه (۱۳۸۸). "اثـر FDI بر رشد اقتصادی کشورهای میزبان". *فصلنامه پژوهش‌هـای اقتصادی ایران*، سال ۱۳، شماره ۳۹، ۱۳۸-۱۱۳.

Adams, S. (2009). "Foreign Direct Investment, Domestic Investment, and Economic Growth in Sub-Saharan Africa". *Journal of Policy Modeling*, 31, 939–949.

Adeniyi, O. & Omisakin, O. (2012). "Foreign Direct Investment, Economic Growth and Financial Sector Development in Small Open Developing Economies". *Economic Analysis & Policy,* 42(1), 105-127.

Aitken, B. J. & Harrison, A. (1999). "Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela". *American Economic Review*, 89, 605-618.

Alfaro, L., Areendam, Ch., Sebnem, K. O. & Selin, S. (2004). "FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Markets". *Journal of International Economics*, 64(1), 89–112.

Alfaro, L., Chanda, A., Ozcan, S. & Selin, S. (2010). "Does Foreign Direct Investment Promote Growth? Exploring the Role of Financial Markets on Linkages". *Journal of Development Economics* ,91, 242–256.

Anwar, S. & Sizhong, S. (2011). "Financial Development, Foreign Investment and Economic Growth in Malaysia". *Journal of Asian Economics*, 22, 335–342.

De Mello, L. R. Jr. (1997). "Foreign Direct Investment in Developing Countries: A Selective Survey". *Journal of Development Studies*, 34(1), 1–34.

Dutta, N. & Roy, S. (2008). "Foreign Direct Investment, Financial Development and Political Risks". *MPRA Paper*, No. 10186, posted 27, August 2008 08:28 UTC.

Federici, D. & Carioli, F. (2009). "Financial Development and Growth: An Empirical Analysis". *Economic Modelling*, 26(2), 285–294.

Goldsmith, R. W. (1969). "Financial Structure and Development". *Yale University Press*, New Haven, CT, 1969.

Haddad, M. & Harrison, A. (1993). "Are There Positive Spillovers from Direct Foreign Investment?". *Journal of Development Economics*, 42(1), 51-74.

Hermes, N. & Lensink, A. (2003). "Foreign Direct Investment, Financial Development and Economic Growth". *Journal of Development Studies*, 140, 142-163.

Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1997). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". *Mimeo, Department of Applied Economics*, University of Cambridge, Working Paper, No. 9526.

Kao, C. (1999). "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data". *Journal of Econometrics*, 90, 1–44.

King, R. G. & Levine, R. (1993). "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right". *The Quarterly Journal of Economics,* 108(3), 717-737.

Levin, A., Lin, C. F. & Chu, J. (1997). "Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties". University of California, San Diego.

Li Chee, Y. (2010). "The Impact of FDI and Financial Sector Development on Economic Growth: Empirical Evidence from Asia and Oceania". *International Journal of Economics And Finance,* 2, 107-119.

Lucas, R. (1988). "On the Mechanics of Economic Development". *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.

Lucas, R. (1993). "On the Determinants of Direct Foreign Investment: Evidence from East and Southeast Asia". *World Development*, 21, 391-409.

McKinnon, R. I. (1973). "Money and Capital in Economic Development". *The Brookings Institution.*

Omran, M. & Bolbol, A. (2003). "Foreign Direct Investment, Financial Development, and Economic Growth: Evidence from the Arab Countries". *Review of Middle East Economics and Finance,* 1(3), 231–249.

Romer, p. (1986). "Increasing Return and Long-Run Growth". *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.

Roubini, N. & Sala-i-Martin, X. (1992). "Financial Repression and Economic Growth". *Journal of Development Economics*, 39, 5-30.

Schumpeter, J. A. (1911). "The Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest and the Business Cycle". 1934 Translation, Cambridge, Mass: Harvard University Press.

Sghaier, I. M. & Abida, Z. (2013). "Foreign Direct Investment, Financial Development and Economic Growth: Empirical Evidence from North African Countries". *Journal of International and Global Economic Studies*, 6(1), 1-13.

Shaw, E. S. (1973). "Financial Deepening in Economic Development". New York: Oxford University Press.

Traboulsi, O. (2002). "Desk Research on Regional Communities of Practice". *World Bank Institute: Washington DC*; UNDP: New York.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هشتم، پاییز ۱۳۹۶ (۱۴۰-۱۲۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 28, September 2017 (127-140)

تحلیل تأثیر شدت انرژی بر ارتباطات پسینی و پیشینی بخش انرژی با سایر بخش‌های اقتصادی با تأکید بر بخش کشاورزی

***شکوه محمودی[۱]، سید عبدالمجید جلائی اسفندآبادی[۲]**

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه شهید باهنر، کرمان ، ایران

۲. استاد اقتصاد دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران

(دریافت: ۱۳۹۵/۲/۱۶ پذیرش: ۱۳۹۵/۶/۶)

The Effect of Energy Intensity on Economy Sectors by Input-Output Approach

***Shokooh Mahmoodi[1], Seyyed Abdolmajid Jalaei[2]**

1. M.A. Student in Energy Economics, Bahonar University, Kerman, Iran
2. Professor of Economics, Bahonar University, Kerman, Iran

(Received: 5/May/2016 **Accepted:** 27/August/2016)

چکیده:

در این مطالعه با استفاده از مسیر جدول داده-ستانده تأثیر شوک‌های شدت انرژی بر مصرف انرژی بخش‌های سه‌گانه اقتصادی بررسی شده است و با محاسبه شاخص ارتباط‌پسین بخش انرژی با هر یک از زیربخش‌های اقتصادی، میزان وابستگی هر زیربخش با بخش انرژی مشخص شده و همچنین شاخص‌های قدرت انتشار و ضریب حساسیت بخش انرژی در ارتباط با بخش کشاورزی نیز محاسبه گردیده است. نتایج نشان می‌دهد که بخش صنعت بیشترین میزان وابستگی به بخش انرژی را داشته و ۳ درصد از نهاده‌های مورد نیاز خود را از بخش انرژی تأمین می‌کند و پس از آن بخش خدمات و کشاورزی به ترتیب با تأمین ۱/۳ , ۱/۲ درصد از نهاده‌های خود از بخش انرژی در رتبه‌های بعدی از جهت وابستگی به انرژی قرار دارند همین‌طور ضرایب حساسیت و قدرت انتشار برای بخش انرژی در ارتباط با بخش کشاورزی نشان‌دهنده این است که میزان اثرگذاری بخش انرژی بر بخش کشاورزی بیشتر است از اثرپذیری این بخش از بخش کشاورزی. با محاسبه شوک شدت انرژی و لحاظ کردن اثرات آن بر مصرف انرژی بخش‌های اقتصادی، شاخص ارتباط پسین بخش انرژی با هر یک از بخش‌ها به طور یکسان افزایش پیدا کرد و میزان وابستگی بخش‌ها با لحاظ اثر شوک‌های شدت انرژی افزایش می‌یابد همچنین ضرایب حساسیت و قدرت انتشار هر دو کاهش یافته و نشان می‌دهد که میزان اثرگذاری و اثرپذیری بخش انرژی از بخش کشاورزی پس از شوک شدت انرژی کاهش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: شدت انرژی، جدول داده-ستانده، بخش‌های اقتصادی.

طبقه‌بندی JEL: C23، O30، R12.

Abstract:

In this research the effect of energy intensity shocks on energy use of three sectors of economy is studied through input-output table and the dependence of every following section on energy section is computed by calculating forward linkage index of energy sector with each following section. The results show that industy sector has most dependence on energy sector and provide 3% of it's input from energy sector and after that services and agriculture sectors provide 1.3 and 1.2 percent of their input from energy sector. The coefficients of sensitivity and Power of Dispersion Index of energy sector associated with the agricultural sector indicate that the impact of energy sector on the agricultural sector is greater than the influence of this sector from agricultural sector. By calculating energy intensity shock and considering it's effect on energy use of economy sectors, forward linkage index of energy sector with each sector is increased equally and also their dependence is increased too.

Keywords: Energy Intensity, Input-Output Table, Economy Sectors.
JEL: C23, O30, R12.

*** نویسنده مسئول:** شکوه محمودی
E-mail: shokooh.mahmoodi@yahoo.com

*Corresponding Author: Shokooh Mahmoodi

۱- مقدمه

شدت انرژی شاخصی برای تعیین کارایی انرژی در سطح اقتصاد ملی هر کشور می‌باشد که از تقسیم مصرف نهایی انرژی (یا عرضه انرژی اولیه) بر تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌گردد و نشان می‌دهد که برای تولید مقدار معینی از کالاها و خدمات (بر حسب واحد پول) چه مقدار انرژی به کار رفته است. عوامل بسیاری در تعیین شدت انرژی یک کشور مؤثر می‌باشد. شدت انرژی می‌تواند متأثر از سطح استانداردهای زندگی، عوامل آب و هوایی یا ساختار اقتصادی و صنعتی یک کشور باشد. کشورهایی که دارای سطح بالاتری از استاندارد زندگی هستند مصرف بیشتری داشته و در نتیجه این امر بر شدت انرژی آنها تأثیر می‌گذارد (مولایی و همکاران، ۱۳۹۴: ۲۷). بهینه سازی ساختمان‌ها و تجهیزات، ترکیب سوخت‌های مورد استفاده در بخش حمل و نقل و حتی مسافت بین مکان‌های جغرافیایی، شیوه‌های حمل و نقل و تکنولوژی به کار رفته در خودروها و وسایل نقلیه، ظرفیت حمل و نقل عمومی، اقدامات صورت گرفته در امر بهینه سازی مصرف انرژی، حوادث طبیعی و قیمت‌ها یا یارانه‌های انرژی برخی از عوامل تأثیر گذار در شدت انرژی می‌باشند (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۱).

امروزه بحث انرژی در استراتژی سیاست‌های کلان بسیاری از کشورها به عنوان شاخص توسعه مطرح می‌باشد. به‌طور کلی هر چقدر مصرف انرژی بخش صنعت در کشوری بیشتر باشد نشان‌دهنده رشد آن کشور در امر توسعه است. البته مصرف انرژی به تنهایی کافی نیست بلکه این افزایش مصرف انرژی باید توأم با کاهش شدت مصرف انرژی باشد تا بتواند توسعه پایداری را ایجاد نماید. بررسی و مقایسه وضعیت ایران و سایر کشورهای جهان از نظر چگونگی مصرف انرژی و میزان اثربخشی آن بر توسعه اقتصادی با استفاده از شاخص‌های کلان اقتصاد انرژی نشان می‌دهد که ایران در جایگاه مناسبی قرار ندارد (لطفعلی پور و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۵).

انرژی به عنوان یک نهاده تأثیر گذار در فرآیند تولید می‌باشد لذا شدت انرژی و نوسانات ناشی از آن می‌تواند بخش‌های اقتصاد ایران را متأثر نموده و اثرات نهاده‌ها و ستانده‌های سایر بخش‌ها را تغییر دهد. یکی از ابزارهای مناسب جهت ارزیابی روابط بین بخشی و تعیین بخش‌های اولویت دار، فنون استفاده از جداول داده -ستانده می‌باشد. این جداول توانایی ارائه تابلوی جامعی از وضعیت بخش‌های اقتصادی را دارند و با طراحی مدل‌های ریاضی و تلفیق نتایج آنها می‌توانند شبیه‌سازی‌های مناسبی برای تحلیل سیاست‌گذاری‌های اقتصادی ارائه دهند (بیدآباد، ۱۳۸۳: ۱۰۹).

در این پژوهش تلاش شده است با استفاده از مسیر جدول داده–ستانده و محاسبه روابط پسین و پیشین این بخش‌ها با بخش انرژی تأثیرات نوسانات شدت با دقت بیشتری مشخص گردد. در اکثر مقالات پیشین که از جدول داده–ستانده بهره برده‌اند تنها روابط بین بخش‌ها محاسبه شده است. در این تحقیق علاوه بر روابط بین بخشی شدت مصرف انرژی و شوک شدت انرژی نیز از این جدول استخراج گردیده است فلذا هدف از این مطالعه بررسی تأثیر شوک‌های شدت مصرف انرژی بر مصرف انرژی بخش‌های سه گانه اقتصادی و اندازه‌گیری میزان وابستگی یا تأثیرپذیری هر یک از این بخش‌ها از نوسانات به وجود آمده در شدت انرژی می‌باشد.

از این رو در چارچوب پژوهش انجام شده، پس از مقدمه ادبیات موضوع، در بخش سوم چارچوب نظری جدول داده–ستانده، بخش چهارم برآورد مدل و در بخش پایانی نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲- ادبیات موضوع

در سطح جهانی و داخلی مطالعات متعددی راجع به اثرات تغییرات انرژی بر بخش‌های اقتصادی انجام شده که در این بخش به مهم‌ترین آنها اشاره می‌شود.

عباسی‌نژاد و وافی نجار در مقاله خود به بررسی کارایی و بهره‌وری انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی و تخمین کشش نهاده‌ای و قیمتی انرژی در بخش صنعت و حمل و نقل با روش TSLS (۱۳۷۹-۱۳۵۰) پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که؛ روند کلی شاخص شدت انرژی در سه بخش صنعت، کشاورزی و حمل و نقل صعودی بوده و لذا طی دوره مورد بررسی کارایی انرژی کاهش یافته است و به طور مشابه شاخص کشش نقطه‌ای انرژی که درصد تغییر در رشد سالانه انرژی در ازای درصد تغییر در ارزش افزوده بخش را نشان می‌دهد برای اکثر سال‌ها، بزرگ‌تر از یک بوده که در مجموع حاکی از نزولی بودن بهره‌وری انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی در سه دهه مورد بررسی است. نتایج نشان دهنده مطلوب بودن کشش نهاده‌ای انرژی پایین بودن نسبی کشش‌های قیمتی است و گویای این است که تغییرات اندک

قیمت انرژی به تنهایی نمی‌تواند تأثیر قابل توجهی در میزان مصرف ان در بخش حمل و نقل داشته باشد مگر در سطح افزایش‌های بالا و با فرض ثابت بودن قیمت سایر عوامل و اعمال سیاست‌های تبعیض قیمت، برای انتقال مصرف از یک سوخت یا نهاده به سمت یک سوخت یا نهاده دیگر (عباسی‌نژاد و وافی‌نجار، ۱۳۸۳: ۱۱۳). در مقاله‌ای دیگر عباسی‌نژاد با استفاده از تکنیک جدول داده- ستانده اثر افزایش صددرصد در قیمت فرآورده‌های نفتی در بخش‌های مختلف اقتصادی ایران را محاسبه کرده است. طبق محاسبات انجام شده، افزایش قیمت تولید ناشی از افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی در کل اقتصاد ۴/۴۹ درصد و افزایش شاخص هزینه زندگی خانوار ۵/۳۷ درصد خواهد بود و بخش‌های حمل و نقل، آب و برق و گاز و خدمات کسب و کار به ترتیب با ۱۶ درصد، ۸/۳ و ۵/۸ درصد بیشترین تأثیرپذیری میزان تورم را داشته‌اند. در ادامه محاسبه شاخص پیوندهای پیشین و نیز شاخص پراکندگی بخش فرآورده‌های نفتی به ترتیب با ارقام ۱/۳۶ و ۰/۷۲ نشان می‌دهد که فرآورده‌های نفتی بیش از متوسط کل سایر بخش‌ها با سایر بخش‌ها در ارتباط بوده و نیز این ارتباط به طور تقریباً یکسان و متوازن در بیشتر بخش‌ها توزیع شده است (عباسی‌نژاد، ۱۳۸۵: ۱). در پژوهشی دیگر با عنوان "تحلیل الگوی داده- ستانده انرژی در بخش کشاورزی ایران"، ذوقی پور و ترکمانی الگوی مصرف انرژی و شاخص‌های کارایی انرژی را در طول دوره ۱۳۸۰-۱۳۵۰ مورد بررسی و تحلیل قرار داده اند. نتایج نشان می‌دهد که کل نهاده انرژی از ۱۱۱/۵۰ مگا ژول در سال ۵۰ به ۳۷۸/۱۵ در سال ۸۰ و انرژی ستاده از ۱۲۲/۳۹ به ۳۸۴/۶۰ مگا ژول افزایش یافته است. شاخص‌های کارایی انرژی شامل نسبت داده- ستاده انرژی، بهره‌وری انرژی و انرژی خالص در فاصله سال‌های میانی کاهش پیدا کرده‌اند. این امر نشان دهنده این است که روند مصرف نهاده‌ها در تولیدات کشاورزی ایران با تولیدات نهایی همراه نمی‌باشد (ذوقی پور و ترکمانی، ۱۳۸۶: ۱). همین‌طور پورمهر در پایان نامه کارشناسی ارشد خود، در قالب سه سناریوی افزایش ۲۰، ۱۰ و۳۰ درصدی در قیمت جهانی نفت، تأثیر این تغییر را فقط از طریق شاخص قیمت واردات بر شاخص قیمت‌های داخلی مطالعه کرده است. به این منظور با استفاده از الگوی خود توضیح برداری (VAR) و داده‌های سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۸۰ اثر افزایش قیمت جهانی نفت بر شاخص قیمت واردات ایران برای هر یک از گروه کالاها و خدمات مورد بررسی قرار گرفته است و همچنین از طریق تحلیل داده- ستانده سال ۱۳۸۰ مرکز آمار ایران، اثر تغییرات شاخص قیمت واردات، بر شاخص قیمت‌های تولیدکننده و مصرف کننده داخلی ایران محاسبه شده است. نتایج نشان داده است که سه سناریو فوق، شاخص‌های قیمت مصرف کننده و تولید کننده در سال اول پس از افزایش قیمت جهانی نفت، افزایش می‌یابد (پورمهر، ۱۳۸۸: ۳). همین‌طور در پژوهشی دیگر اسلامی اندارگلی و صادقی با استفاده از تکنیک جدول داده- ستانده سال ۱۳۸۵ به بررسی تأثیر اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بر بخش‌های مختلف اقتصادی پرداخته‌اند. در این پژوهش اثرات افزایش قیمت حامل‌های انرژی در قالب دو سناریو و در دو مرحله (اثرات مستقیم و غیر مستقیم) بر بخش‌های مختلف اقتصادی ایران محاسبه شده است. طبق محاسبات صورت گرفته در این مطالعه، در مورد اعمال سناریو اول (قیمت مصوب حامل‌های انرژی در سال ۱۳۹۰) و افزایش قیمت در مرحله اول (اثرات مستقیم) باید گفت که با افزایش قیمت حامل‌های انرژی در این سناریو، صنعت آجر با بیشترین درصد افزایش قیمت محصول یعنی ۱۳۸ درصد در رتبه اول بیشترین تأثیرپذیری، بخش سیمان با افزایش قیمت ۸۶ درصد در رتبه دوم و صنعت خدمات حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات با تغییر قیمتی برابر ۶۵ درصد در رتبه سوم این معیار اثر گذاری قرار دارند. همچنین بیشترین میزان افزایش قیمت محصولات بخش‌های مختلف در سناریو دوم (قیمت بر اساس پیش بینی موسسه بین‌المللی انرژی) به ترتیب، مربوط به صنایع آجر، سیمان و کاشی و سرامیک با افزایشی معادل ۴۷۳/۶۸، ۳۴۷/۷۴ و۱۹۹/۸۱ درصد قرار دارند (اسلامی اندارگلی و صادقی، ۱۳۹۰: ۸۵).

در مطالعات خارجی انجام شده می‌توان به پژوهش فتینی و بیکن[1] اشاره کرد که در گزارش بانک جهانی با عنوان اثرات اقتصادی افزایش قیمت انرژی تا سطح قیمت‌های مرزی در ایران با استفاده از جدول داده-ستانده، اثرات تورمی افزایش قیمت حامل‌های انرژی را بر قیمت سایر بخش‌های اقتصادی مورد بررسی قرار داده‌اند، نتایج نشان دهنده این است که تعدیل قیمت‌ها تا سطح قیمت‌های مرزی باعث افزایش ۱۳ درصدی سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. همچنین افزایش قیمت انرژی باعث کاهش کسری بودجه عمومی شده و بیش

1. Fetini & Bacon (1999)

از تجارت خارجی تأثیر مثبت دارد؛ اما در بخش صادرات، چون صادرات ایران محدود و انرژی‌بری پایین دارند، افزایش قیمت انرژی، تأثیر کمی بر صادرات دارد. در بخش واردات هزینه تولید کالاهای داخلی افزایش می‌یابد که باید با مکانیسم درست از آنها حمایت شود تا قدرت رقابت در بازار جهانی را داشته باشد (فتینی و بیکن، ۱۹۹۹: ۴). همچنین در گزارشی بانک جهانی[1] با استفاده از جدول داده–ستانده به بررسی اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی (در چارچوب طرح هدفمندی یارانه‌ها) بر افزایش قیمت در بخش‌های مختلف اقتصاد و تورم کل اقتصاد پرداخته است. طبق نتایج به دست آمده در صورتی که قیمت حامل‌های انرژی در سال ۲۰۰۳، به سطح قیمت جهانی برسد، تورم به میزان ۳۰/۵ درصد افزایش خواهد یافت. اگر قیمت‌های داخلی در یک دوره سه ساله (از سال ۲۰۰۴)، به سطح قیمت‌های جهانی تعدیل یابد، در سال ۲۰۰۶ حدود ۳۱/۹ درصد به تورم موجود در طول دوره مورد بررسی اضافه خواهد شد و میزان تورم افزوده شده ناشی از افزایش قیمت‌های حامل‌های انرژی در سال‌های ۲۰۰۴، ۲۰۰۵ و ۲۰۰۶ به ترتیب ۹/۴، ۹/۰ و ۹/۸ درصد خواهد بود که به این معنی است که این میزان به تورم سالیانه افزوده می‌شود. در صورتی که تعدیل قیمت‌ها در یک دوره ۵ ساله صورت گیرد و شروع این تعدیل از سال ۲۰۰۳ باشد، مجموع تورم به وجود آمده در پایان سال ۲۰۰۷، برابر ۳۶/۹ درصد بوده و در طی این پنج سال میزان افزایش تورم برابر ۵/۹، ۵/۹، ۶/۳، ۷/۰ و ۷/۳ درصد خواهد بود. در نهایت نتایج این مطالعه نشان دهنده تورمی در حدود ۳۰/۵ درصد برای کل اقتصاد است (بانک جهانی، ۲۰۰۳: ۱). ازکان و همکاران[2] با هدف تعیین مصرف انرژی در کل بخش کشاورزی در دوره ۲۰۰۰–۱۹۷۵ به تحلیل داده–ستانده انرژی در بخش کشاورزی کشور ترکیه پرداخته‌اند. نهاده‌های مورد نظر در محاسبه مصرف انرژی شامل نیروی انسانی، ماشین آلات، الکتریسیته، گازوییل، کود شیمیایی، بذر و ستاده انرژی شامل ۳۶ کالای کشاورزی بود. نتایج به دست آمده در این تحقیق نشان دهنده این است که کل نهاده‌های انرژی و کل ستاده انرژی در طی زمان افزایش یافته است. اما نسبت ستاده انرژی (انرژی خروجی) به نهاده انرژی (انرژی ورودی) در طی زمان کاهش پیدا کرده است. یعنی در حقیقت بخش کشاورزی در مصرف نهاده‌ها به صورت کارا عمل نکرده که این امر موجب ایجاد مشکلات زیست محیطی نظیر انتشار گاز گلخانه‌ای، گرم شدن هوا و غیره خواهد شد (ازکان[3] و همکاران، ۲۰۰۴: ۳۹). در مطالعه‌ای دیگر که توسط چنگ و همکاران[4] انجام شده است به بررسی تأثیر اقتصادی آلودگی بخش ساختمان از طریق جدول داده ستانده پرداخته‌اند. در این مطالعه علاوه بر بررسی تأثیر آلودگی بخش ساختمان بر سایر بخش‌ها اثرات آن بر روی خود بخش ساختمان نیز بررسی شده است که با استفاده از روش تفکیک بخش‌ها در تحلیل جدول داده–ستانده بخش ساختمان را به دو بخش تقسیم کرده است، یک بخش ساختمان و بخش آلودگی ساختمان. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که زمانی که بخش ساختمان آلودگی بیشتری تولید می‌کند ستاده‌هایش به سایر بخش‌ها کاهش می‌یابد و دریافت داده‌هایش از سایر بخش‌ها افزایش می‌یابد و این نشان دهنده این است که زمانی که بخش ساختمان آلودگی بیشتری تولید می‌کند کارآیی اقتصادی‌اش هم کاهش می‌یابد و این طور نتیجه می‌گیرد که باید به منظور بهبود کارآیی اقتصادی از شدت آلودگی کاسته شود. این مهم قابل بسط به سایر بخش‌ها نیز می‌باشد (چنگ و همکاران، ۲۰۰۵: ۱۹۴۰). شی[5] در مقاله‌ای تحت عنوان"قیمت انرژی و شدت انرژی در چین: یک تجزیه تحلیل ساختاری و مطالعه اقتصادسنجی" چگونگی تأثیرگذاری قیمت انرژی بر شدت انرژی را طی دوره ۲۰۰۲–۱۹۸۰ در چین بررسی کرده است. در این تحقیق از روش داده–ستانده و مدل اقتصادسنجی استفاده شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد محرک قیمتی باعث بهبود کارایی انرژی شده است و نشان‌دهنده وجود حساسیت بسیار بالا شدت انرژی نسبت به قیمت انرژی است. به خصوص در بخش صنعت نسبت به کل اقتصاد این حساسیت بیشتر است. به طوری که در کوتاه مدت کشش قیمتی شدت انرژی برای تمام اقتصاد به طور متوسط ۰/۱۳– بوده در صورتی که برای بخش صنعتی ۰/۲۹– و در بلندمدت کشش قیمت شدت انرژی برای بخش صنعتی ۰/۷۸– بوده است (شی، ۲۰۰۶: ۴).

گروهی از مطالعات برای محاسبه شدت انرژی و کارایی نهاده‌های تولید از روش داده ستانده استفاده می‌کنند (کراتن،

1. Word Bank (2003)
2. Ozkan et al. (2004)
3. Ozkan et al. (2004)
4. Cheng et al. (2005)
5. Shi (2006)

۲۰۰۷: ۲۹۵). رآ[1] در مقاله‌ای کارایی بنگاه را بر اساس عملکرد بهترین بنگاه نمونه اندازه‌گیری می‌کند (رآ، ۲۰۰۷: ۴۵۳).

اینکلار و مارسل[2] نیز کارایی نهاده‌های معینی مانند نیروی کار، انرژی یا سرمایه را برای صنایع مختلف بررسی می‌کنند (اینکلار و مارسل، ۲۰۰۷: ۳۴۳).

گروه دیگری از مطالعات از روش داده- ستانده برای محاسبه صادرات مستقیم و غیر مستقیم کالاهای نهاده‌ای استفاده می‌کنند. دایزن باخر و ولازکوئز[3] مشاهده کردند بخش کشاورزی در اقتصاد آندلس کوچک است اما سالانه ۹۰ درصد مصرف آب را به خود اختصاص داده است. مطالعه آنها نشان داد، بخش قابل توجهی از آب مصرفی در قالب کالاهای کشاورزی صادر می‌شود (دایزن باخر و ولازکوئز، ۲۰۰۷ : ۱۸۵).

کوندو[4] نیز در مقاله‌ای رابطه بین صادرات کالای صنعتی و مصرف آب را بررسی می‌کند. در آن مقاله صادرات مستقیم و غیرمستقیم آب در قالب کالاهای صنعتی با استفاده از جدول داده ستانده ژاپن محاسبه می‌شود (کوندو، ۲۰۰۵: ۱۰۹).

لین و جیانگ[5] در بررسی خود پس از برآورد میزان یارانه‌های تخصیصی به بخش انرژی به روش شکاف قیمتی، در قالب مدل CGE بر پایه داده‌های سال ۲۰۰۷، به بررسی اثرات اصلاح یارانه انرژی بر متغیرهای اقتصاد کلان در چین پرداخته‌اند. نتایج بیانگر آن است که تحت سناریوی حذف کامل انرژی بدون باز توزیع درآمد، کاهش رفاه اقتصادی، تولید ناخالص داخلی و اشتغال به ترتیب ۲/۰۳، ۱/۵۶ و ۱/۴۱ درصد می‌شود. تحت سناریو حذف کامل یارانه انرژی و باز توزیع ۳۵ درصد از درآمد آن به اقتصاد آثار مثبتی را داشته به‌طوری‌که رفاه اقتصادی، تولید ناخالص داخلی و اشتغال به ترتیب۰/۱۶، ۰/۳۷ و۰/۵۳ درصد افزایش می‌یابد. در سناریوی سوم در صورت باز توزیع ۵۰ درصد ذخایر حذف یارانه، رفاه اقتصادی۱/۵۲ درصد، تولید ناخالص داخلی ۱/۷۴ درصد و اشتغال نیز ۲/۰۷ درصد افزایش خواهد داشت (لین جیانگ، ۲۰۱۰: ۲۷۳).

۳- مبانی نظری

این تحقیق به دنبال بررسی اثر نوسان‌های شدت انرژی بر بخش‌های عمده اقتصادی در ایران طی سال ۱۳۹۰ می‌باشد. در این بخش، ابتدا مبانی نظری در ارتباط با مدل ARCH و GARCH و روش اندازه‌گیری نوسان‌ها تشریح می‌شود و پس از آن به مبانی جدول داده – ستانده و کاربردهای آن پرداخته می‌شود.

۳-۱- روش اندازه‌گیری نوسان‌ها

روش‌های متفاوتی برای اندازه‌گیری نوسانات یک متغیر وجود دارد. یکی از این روش‌ها استفاده از میانگین قدرمطلق تفاوت بین مقدار واقعی متغیر از روند آن است. روش دیگر، استفاده از میانگین مربعات مقدار واقعی متغیر نسبت به روند آن و شاخص دیگر، میانگین حسابی قدرمطلق مقادیر تغییرات یک سری زمانی است که نسبت به روند زمانی آن متغیر تحویل شده است (مرادپور اولادی و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۵۹). در این پژوهش از روش ARCH برای اندازه‌گیری نوسانات شدت انرژی استفاده شده است.

انواع مدل‌های GARCH برای به دست آوردن نااطمینانی در بسیاری از مطالعات اخیر مورد استفاده قرار گرفته است. در این مدل، واریانس شرطی بر اساس اطلاعات دوره قبل و خطای پیش‌بینی گذشته تغییر کرده و نشان دهنده نااطمینانی است. ساده‌ترین مدل برای واریانس شرطی مدل ARCH(q) پیشنهاد شده توسط انگل بوده که در آن واریانس شرطی میانگین وزنی خطاهای پیش‌بینی گذشته می‌باشد (کازرونی و دولتی، ۱۳۸۶: ۲۹۲).

مدل‌های ARCH مدل‌های غیرخطی هستند که در آنها واریانس شرطی خودرگرسیونی ثابت نمی‌باشد. فرم خطی کلی ARCH(q) به صورت زیر می‌باشد:

۱-۳

$$P_t = \mu + \sigma^2{}_t\,\varepsilon_t$$
$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} a_i (P_{t-i} - \mu)^2$$
$$\omega > 0\,,\ a_i \geq 0$$

ε_t یک دنباله iid از یک متغیر تصادفی با میانگین صفر و واریانس واحد از یک توزیع خاص در نظر گرفته می‌شود.

این مدل‌ها نوعی از مدل‌های غیر خطی هستند که موارد استفاده زیادی دارند. در واقع مدل‌های ARCH اجازه می‌دهند که واریانس شرطی در طول زمان تغییر کند. این مدل‌ها در مدل سازی بسیاری از پدیده‌های اقتصادی مفید است چرا که

1. Raa (2007)
2. Inklar & Marcel (2007)
3. Diezenbacher & Velazquez (2007)
4. Kondo (2005)
5. Lin & Jiang (2010)

یکی از ویژگی سری‌های اقتصادی این است که دارای تغییرپذیری خوشه‌ای هستند یعنی تغییرات بزرگ در متغیر مورد نظر منجر به تغییرات بزرگ و تغییرات کوچک در متغیر موردنظر منجر به تغییرات کوچک می‌شود.

۳-۲- چارچوب نظری جدول داده- ستانده

ساختار انتزاعی جدول داده- ستانده را می‌توان به کمک جدول ۱ نشان داد. این جدول به چهار ناحیه تقسیم می‌شود. این تقسیم‌بندی نتیجه تجزیه مصارف به دو گروه واسطه و نهایی، و منابع به دو گروه تولید شده و نخستین است. ناحیه یک جدول داده–ستانده معمولاً مربع بوده و قسمت اصلی جدول را تشکیل می‌دهد، زیرا گردش کالاها و خدمات در فرایند تولید جاری، یا داد و ستد آنها میان بخش‌های تولیدی، در همین قسمت نشان داده می‌شود. در حالت کلی شمار بخش‌های تولیدی n بوده و هر سطر نماینده یک بخش است. بخش‌ها بر اساس طبقه‌بندی خاصی مرتب می‌شوند و ترتیب آنها در سطرها و ستون‌های جدول یکسان است. بخشی که در سطرها به عنوان فراهم کننده، دهنده یا فروشنده کالاها و خدمات تلقی می‌شود، در ستون‌ها گیرنده، ستاننده و خریدار کالاها و خدمات است. بنابراین در محل تلاقی سطر i و ستون j، کمّیت X_{ij} ستانده بخش j از فراورده‌های بخش i است. جمع افقی این کمّیت‌ها کل ستانده‌های همه بخش‌های تولیدی از فراورده‌های بخش i است. یعنی:

$$\sum_{i=1}^{n} X_{ij} = W_i \qquad ۲-۳$$

جمع عمودی، کل ستانده‌های بخش j از فرآورده‌های دیگر بخش‌ها است. یعنی:

$$\sum_{j=1}^{n} X_{ij} = U_i \qquad ۳-۳$$

ناحیه ۲ جدول برای فرآورده‌های بخش‌های گوناگون، اجزاء تقاضای نهایی یا مصارف نهایی آنها را نمایان می‌سازد. تقسیم بندی این ناحیه گاهی بر حسب تقسیمات نهادی مانند شرکت‌ها، خانوارها، دولت، دنیای خارج و گاهی بر حسب سرشت عملیات نهایی مانند تشکیل سرمایه ثابت، مصرف نهایی و خالص مبادلات خارجی است. در عمل معمولاً ملاک طبقه‌بندی، ترکیبی از نهادها و عملیات است. در ایران معمولاً طبقه‌بندی به صورت زیر است:

هزینه‌های مصرفی خانوارها، هزینه‌های مصرفی دولت، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (در ماشین آلات و ساختمان)، افزایش موجودی و صادرات. در برخی جداول واردات به صورت منفی در قسمت تقاضای نهایی منظور می‌شود.

جدول ۱. ساختار انتزاعی جدول داده- ستانده

واردات	تولید	کل عرضه = کل تقاضا	بخش‌های مصرف کننده		بخش‌ها
			مصرف نهایی جمع صادرات سرمایه دولت مصرف	مصرف واسطه 1. . . . j. . . n جمع	
M_1	X_1	Z_1	ناحیه ۲ $C_i\ G_i\ I_i\ E_i\ F_i$	ناحیه ۱ X_{ij} $U_j\ w_i$	1 . بخش‌های i تولیدکننده n جمع
			ناحیه ۴	ناحیه ۳ V_{ij} V_J	اجزا ارزش افزوده جمع
				X_j	تولید

مأخذ: بانک مرکزی ایران

بنابراین تقاضای نهایی عبارت از جمع مصرف خانوارها C_i و مصرف دولت G_i و تشکیل سرمایه I_i و صادرات E_i می‌باشد:

$$F_i = C_i + G_i + I_i + E_i \qquad ۴-۳$$

طبعاً کل تقاضا یا جمع تقاضای نهایی و واسطه می‌باشد:

$$W_i + F_i = Z_i \qquad ۵-۳$$

و از آنجایی که تقاضای کل مساوی عرضه کل است و عرضه کل نیز شامل تولیدات داخلی X_i و واردات M_i می‌باشد، لذا:

$$Z_i = M_i + X_i = \sum_j X_{ij} + F_i = W_i + F_i \qquad ۶-۳$$

به عبارت دیگر در نواحی ۱ و ۲ هر یک از سطرهای جدول یا مقصد، فرآورده‌های بخش مربوطه نمایان می‌شود.

در ناحیه ۳، اجزاء ارزش افزوده‌ای که در هر یک از بخش‌ها ایجاد می‌شود، یعنی نهاده‌های نخستین، نشان داده شده است. این نهاده‌ها از آن رو نخستین نامیده می‌شوند که بر خلاف مقادیر مندرج در سطرهای نواحی ۱ و ۲ جدول، جزء فرآورده‌های تولید جاری نیستند. به این اعتبار مصرف سرمایه موجود یا استهلاک، به کارگماردن نیروی انسانی و بهره‌برداری از زمین، از جمله نهاده‌های نخستین هستند. تقسیمات ارزش افزوده غالباً عبارت است از: درآمد کارکنان یا جبران خدمات کارکنان، سود شرکت‌ها و درآمد کارکنان مستقل یا مازاد عملیاتی و خالص مالیات‌های غیر مستقیم.

با در نظر گرفتن نواحی ۱ و ۳ جدول می‌توان به بخش‌ها از زاویه‌ای دیگر، یعنی ستون‌ها نگریست و به ترکیب هزینه هر یک از آنها پی برد. زیرا جمع ارزش نهاده‌های واسطه و نهاده‌های نخستین، مساوی ارزش تولید است.

$$X_j = \sum_{j=1}^{n} X_{ij} + V_j = U_j + V_j \qquad ۷-۳$$

در ناحیه ۴ قاعدتاً باید جمله ارزش افزوده‌ای که مستقیماً در بخش‌های تقاضای نهایی ایجاد شده و همه جا مصرف می‌شود، درج شود.

از معادله ۳-۷ پیداست که تولید بخش i ام مساوی است با جمع مصارف از محل فرآورده‌های آن بخش منهای واردات فرآورده‌های مشابه (خسروی،۱۳۹۳: ۳).

$$X_i = \sum_{j=1}^{n} X_{ij} + F_i - M_i \qquad ۸-۳$$

٤- برآورد مدل

۴-۱- شاخص ارتباط پسین

پیوندهای پسین مستقیم نشان می‌دهد که بخش jام در فرایند تولید خود چه میزان از کالاها و خدمات سایر بخش‌ها را به عنوان واسطه مورد استفاده قرار می‌دهد. هر چه شاخص مذکور بیشتر باشد، وابستگی بخش مذکور به سایر بخش‌های اقتصاد منطقه، بیشتر است. ضریب پیوستگی پسین هر بخش عبارت است از؛ نسبت داده‌های واسطه مورد نیاز آن بخش به تولیدات بخش مذکور. یعنی:

۱-۴

$$DBL_j = \sum_{i=1}^{n} a_{ij} \quad , \quad \sum a_{ij} = \frac{\sum X_{ij}}{X_j}$$

که در آن DBL_j پیوند پسین مستقیم بخش jام در سطح منطقه را نشان می‌دهد. این ضریب درجه تخصصی شدن بخش‌های تولیدی را نشان می‌دهد. هر قدر شاخص DBL_j بیشتر باشد، میزان وابستگی بخش jام به کالا و خدمات سایر بخش‌های منطقه‌ای بیشتر است.

۴-۲- شاخص ارتباط پیشین

ضریب پیوستگی پیشین هر بخش عبارت است از؛ نسبت مجموع تقاضای واسطه‌ای هربخش به تقاضای کل آن بخش، که به صورت رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

۲-۴

$$DFL_i = \sum_{j=1}^{n} B_{ij}$$

که در آن $B_{ij} = \frac{x_{ij}}{D_i}$ ، D_i در این رابطه تقاضای کل بخش مورد نظر است و DFL_i شاخص پیوند پیشین مستقیم بخش iام است.

ماتریس B_{ij} نشان می‌دهد که به ازای افزایش یک واحد تولید بخش iام در سطح منطقه، چه میزان بخش مذکور تولید خود را مستقیماً به بخش j می‌فروشد. هر چه شاخص مذکور بیشتر باشد، بیانگر آن است که بخش مذکور در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصاد، نسبت بیشتری از تولید خود را به سایر بخش‌های اقتصاد به عنوان کالای واسطه می‌فروشد.

شاخص‌های پسین کل[1] (TB) و پیشین کل[2] (TF)

شاخص‌هایی که در بالا از آنها صحبت شد، بر اساس روابط مستقیم میان بخش‌های گوناگون بنا شده‌اند. هر یک از بخش‌ها برای تولید کالاهای خود به کالای تولیدی سایر بخش‌ها نیازمندند و سایر بخش‌ها نیز برای پاسخ به نیاز مذکور نیازمند تولید سایر بخش‌هاست. لذا می‌توان مشاهده کرد که بخش‌ها به صورت موجی، یک افزایش در تقاضا را به یکدیگر منتقل می‌نمایند. این ارتباط غیر مستقیم را می‌توان به کمک معکوس ماتریس ضرایب فنی به دست آورد. بنابراین:

1. Total Backward
2. Total Forward

۳-۴

$$TB_j = \sum_{i=1}^{n} (L_{ij})^{-1}, TF_i = \sum_{j=1}^{n} (L_{ij})^{-1}$$

$(Lij)^{-1}$: معکوس ماتریس لئونتیف

با استفاده از تعاریف فوق، بخش‌های تولیدی را می‌توان به ۴ گروه طبقه‌بندی کرد. جدول ۲ بیانگر طبقه‌بندی مذکور می‌باشد.

جدول ۲. طبقه‌بندی کالاهای تولید شده بر اساس پیوندهای پسین و پیشین

Input / Output	۰/۵۵BL>	۰/۵۵BL<
۰/۵۵FL>	گروه دوم کالای واسطه صنعتی	گروه اول کالای اولیه واسطه
۰/۵۵FL<	گروه سوم کالای نهایی صنعتی	گروه چهارم کالای اولیه نهایی

مأخذ: مرکز آمار ایران

این تحقیق به دنبال بررسی اثر نوسان‌های شدت انرژی بر بخش‌های عمده اقتصادی در ایران طی سال ۱۳۹۰ می‌باشد. در این بخش، ابتدا مبانی نظری در ارتباط با مدل ARCH و GARCH شرح داده می‌شود و پس از آن به مبانی جدول داده – ستانده و کاربردهای آن پرداخته می‌شود.

۴-۳- شاخص‌های قدرت انتشار[1]، حساسیت[2] و ضریب تکاثر[3]

پیوندهای پسین مستقیم و غیر مستقیم متعارف نمی‌توانند شدت وابستگی‌های متوسط یک بخش از اقتصاد منطقه را نسبت به متوسط کل اقتصاد منطقه نشان دهند. تحت چنین شرایطی ممکن است شاخص یک بخش مستقل از اینکه شاخص متوسط کل اقتصاد بیشتر یا کمتر باشد، مورد سنجش قرار گیرد. برای رفع این نارسایی، از پیوندهای مستقیم و غیر مستقیم نرمال شده استفاده می‌شود. شاخص قدرت انتشار، آثار انتشار هر فعالیت اقتصادی را کمّی می‌کند و عبارت است از؛ حاصل‌ضرب تعداد بخش‌های اقتصادی در جمع ستونی ماتریس معکوس لئونتیف بخش مورد نظر یا به عبارت دیگر:

۴-۴

$$P_j = \frac{n \times \sum_{j=1} (L_{ij})^{-1}}{\sum_{j=1} \sum_{i=1} (L_{ij})^{-1}}$$

در رابطه فوق n تعداد بخش‌های اقتصاد در سطح منطقه است. این ضریب اندازه آثار افزایش ستانده یک بخش را نسبت به ستانده همه بخش‌ها نشان می‌دهد. اگر Pj >۱ باشد، بخش مورد بررسی از خلال نیازش به داده‌های واسطه، انگیزه‌های بیشتر از میانگین برای اقتصاد ایجاد می‌کند و اگر Pj <۱ باشد، بخش مورد بررسی انگیزه تولید ضعیفی برای اقتصاد دارد.

پیوندهای پیشین مستقیم و غیر مستقیم نرمال شده (شاخص حساسیت) نیز مکمل شاخص قدرت انتشار است و عبارت است از؛ حاصل ضرب تعداد بخش‌های اقتصاد در جمع ردیفی ضرایب ماتریس معکوس لئونتیف. شاخص مذکور از رابطه زیر به دست می‌آید:

۵-۴

$$q_i = \frac{n \times \sum_{i=1} (L_{ij})^{-1}}{\sum_{i=1} \sum_{j=1} (L_{ij})^{-1}}$$

اگر qi<۱ باشد، آثار ثانویه ناشی از این بخش در اقتصاد ناچیز است و انگیزه‌ای که به وسیله افزایش تقاضای نهایی ایجاد شده، بر روی این صنعت یا بخش مؤثر نیست. برعکس اگر qi> ۱ باشد، بخش مذکور می‌تواند بالقوه در درونی کردن فرآیند تولید و یکپارچگی اقتصاد نقش کلیدی داشته باشد و آثار ثانویه گسترده‌ای را ایجاد کند.

شاخص ضریب تکاثر نیز، از حاصل جمع هر ستون ماتریس معکوس لئونتیف برای هر بخش به دست می‌آید. این شاخص نشان می‌دهد که افزایش یک واحد تولید در یک بخش چه تأثیری بر تولید دیگر بخش‌های اقتصادی دارد. زمانی که تقاضای نهایی برای یک کالای معین تغییر می‌کند، از آنجا که به واسطه این تغییر، تقاضا برای نهاده‌های واسطه‌ای تغییر کرده، بنابراین تولید در بخش‌های دیگر نیز تحت تأثیر قرار می‌گیرد. ضریب تکاثر تولید در هر بخش نشان می‌دهد اگر تقاضای نهایی برای محصولات آن بخش یک ریال افزایش یابد، با فرض ثابت ماندن تقاضای نهایی سایر بخش‌ها، تولید آنها چه قدر تغییر خواهد کرد (دشتبان، ۱۳۷۴: ۳۰).

۴-۴- ارتباط پسین و پیشین بخش انرژی با سایر بخش‌های اقتصادی

در این مطالعه با استفاده از جدول داده–ستانده سال ۱۳۹۰ تمامی اجزاء جدول به چهار بخش کشاورزی، خدمات، صنعت و انرژی تقسیم شده‌اند و به منظور بررسی میزان وابستگی هر

1. Power of Dispersion Index
2. Sensitivity Index
3. Multiplier Coefficient

یک از بخش‌های اقتصادی با بخش انرژی، ارتباط پسین هر یک از این بخش‌ها با بخش انرژی محاسبه شده است. جدول ۳ ارتباط پسین بخش‌های سه گانه اقتصادی که از میانگین شاخص ارتباط پسین زیر بخش‌های اقتصادی به دست آمده را نشان می‌دهد.

نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد بخش صنعت بیشترین میزان وابستگی به بخش انرژی را داشته و ۳ درصد از نهاده‌های مورد نیاز خود را از بخش انرژی تأمین می‌کند و پس از آن بخش خدمات و کشاورزی در رتبه‌های بعدی از جهت وابستگی به بخش انرژی قرار دارند. این بخش‌ها نیز به ترتیب ۳/۱ درصد و ۲/۱ درصد از نهاده‌های خود را از بخش انرژی تأمین می‌کنند.

پس از محاسبه ارتباط پسین بخش با بخش انرژی، شدت مصرف انرژی در هر یک از این بخش‌ها نیز محاسبه گردید و با استفاده از روش ARCH نوسانات شدت انرژی در تمام بخش‌های اقتصادی محاسبه شد.

سپس اثر نوسانات یا شوک شدت انرژی بر روی مصرف انرژی بخش‌های اقتصادی لحاظ شد و مجدد ارتباط پسین این بخش‌ها با بخش انرژی محاسبه گردید تا تغییرات در میزان وابستگی بخش‌ها ملاحظه گردد. نتایج به دست آمده در جدول ۴ و ۵ نشان داده شده است.

جدول ۳. ارتباط پسین بخش انرژی با بخش‌های سه گانه اقتصادی قبل از لحاظ اثر شوک شدت انرژی

کشاورزی	خدمات	صنعت	
۰/۰۱۲	۰/۰۱۳	۰/۰۳۰	ارتباط پسین بخش انرژی

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴. ارتباط پسین بخش انرژی با سایر بخش‌ها پس از لحاظ اثر شدت انرژی

کشاورزی	خدمات	صنعت	
۰/۰۱۳	۰/۰۱۴	۰/۰۳۱	ارتباط پسین با بخش انرژی

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. ارتباط پسین بخش انرژی و رتبه زیر بخش‌های اقتصادی قبل و بعد از شوک شدت انرژی

زیر بخش‌ها	ارتباط پسین قبل از شوک	رتبه	ارتباط پسین پس از شوک	رتبه
کشاورزی				
زراعت و باغداری	۰,۰۲۰	۴۸	۰,۰۲۰	۴۵
دامداری، مرغداری، پرورش کرم ابریشم و زنبور عسل و شکار	۰,۰۰۳۷	۱۷	۰,۰۰۳۸	۱۸
جنگلداری	۰,۰۱۲	۳۲	۰,۰۱۲	۳۴
ماهیگیری	۰,۰۰۵۲	۲۵	۰,۰۰۵۳	۲۵
صنعت				
سایر معادن	۰,۰۲۸	۵۷	۰,۰۲۹	۵۸
ساخت محصولات غذایی و انواع آشامیدنی‌ها	۰,۰۰۴۴	۲۰	۰,۰۰۴۵	۲۰
ساخت محصولات از توتون و تنباکو	۰,۰۰۳۱	۱۴	۰,۰۰۳۲	۱۴
ساخت منسوجات	۰,۰۱۶	۴۲	۰,۰۱۶	۴۱
ساخت پوشاک، عمل آوری و رنگ کردن خز	۰,۰۱۵	۴۱	۰,۰۱۵	۴۰
دباغی و پرداخت چرم و سایر محصولات چرمی	۰,۰۰۹۱	۳۱	۰,۰۰۹۴	۳۱
ساخت چوب و محصولات چوبی	۰,۰۱۱	۳۴	۰,۰۱۱	۳۲
ساخت کاغذ و محصولات کاغذی	۰,۰۱۹	۴۷	۰,۰۲۰	۴۴
انتشار، چاپ و تکثیر رسانه‌های ضبط شده	۰,۰۱۲	۳۵	۰,۰۱۲	۳۵
ساخت کک، فراورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای	۰,۱۴	۶۴	۰,۱۴	۶۴
ساخت محصولات شیمیایی	۰,۰۱۲	۳۶	۰,۰۱۲	۳۳
ساخت محصولات از لاستیک و پلاستیک	۰,۰۱۲	۳۷	۰,۰۱۲	۳۶

ساخت سایر محصولات کانی غیر فلزی	۰,۰۴۰	۶۲	۰,۰۴۱	۶۲
ساخت فلزات اساسی	۰,۰۲۸	۵۸	۰,۰۲۹	۵۹
ساخت محصولات فلزی فابریکی به جز ماشین آلات و تجهیزات	۰,۰۰۷۲	۲۸	۰,۰۰۷۴	۲۷
ساخت ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۰,۰۰۴۵	۲۱	۰,۰۰۴۶	۲۲
ساخت ماشین آلات دفتری، حسابداری و محاسباتی	۰,۰۰۳۴	۱۶	۰,۰۰۳۵	۱۶
ساخت ماشین آلات و دستگاه‌های برقی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	۰,۰۰۴۸	۲۴	۰,۰۰۴۹	۲۴
ساخت رادیو و تلویزیون، دستگاه‌ها و وسایل ارتباطی	۰,۰۰۲۳	۱۰	۰,۰۰۲۳	۱۱
ساخت ابزار پزشکی، ابزار اپتیکی، ابزار دقیق و انواع ساعت	۰,۰۰۴۶	۲۳	۰,۰۰۴۷	۲۳
ساخت وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نیم تریلر	۰,۰۰۲۲	۱۱	۰,۰۰۲۳	۱۰
ساخت سایر تجهیزات حمل و نقل	۰,۰۰۳۶	۱۸	۰,۰۰۳۷	۱۷
ساخت مبلمان، مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر و بازیافت	۰,۰۰۳۲	۱۵	۰,۰۰۳۳	۱۵
ساختمان‌های مسکونی	۰,۰۰۱۸	۸	۰,۰۰۱۸	۸
سایر ساختمان‌ها	۰,۰۰۱۴	۶	۰,۰۰۱۴	۶
ساخت سایر محصولات کانی غیر فلزی	۰,۰۴۰	۶۲	۰,۰۴۱	۶۲
خدمات				
توزیع گاز طبیعی	۰,۰۰۱۵	۷	۰,۰۰۱۶	۷
عمده فروشی، خرده فروشی، تعمیر وسایل نقلیه و کالاها	۰,۰۲۴	۵۲	۰,۰۲۵	۴۹
هتل و خوابگاه	۰,۰۵۷		۰,۰۵۸	۶۰
رستوران	۰,۰۲۲	۴۹	۰,۰۲۳	۴۷
راه آهن	۰,۰۱۴	۳۳	۰,۰۱۴	۳۸
حمل و نقل جاده‌ای	۰,۰۰۰۴۴	۴	۰,۰۰۰۴۵	۴
حمل و نقل لوله‌ای	۰,۰۳۸	۶۰	۰,۰۳۹	۵۶
حمل و نقل آبی	۰,۰۰۰۸۸	۵	۰,۰۰۰۹	۵
حمل و نقل هوایی	۰,۰۰۲۰	۹	۰,۰۰۲۰	۹
خدمات پشتیبانی و انبارداری	۰,۰۲۶	۵۳	۰,۰۲۶	۵۰
پست و مخابرات	۰,۰۴۰	۶۱	۰,۰۴۱	۵۸
بانک	۰,۰۲۶	۵۴	۰,۰۲۷	۵۱
سایر واسطه گری‌های مالی و فعالیت‌های جنبی آنها	۰,۰۰۷۹	۲۹	۰,۰۰۸۱	۲۸
بیمه	۰,۰۰۲۴	۱۲	۰,۰۰۲۵	۱۲
خدمات واحدهای مسکونی شخصی	۰,۰۰۰۰۰۹۲	۱	۰,۰۰۰۰۰۹۴	۱
خدمات واحدهای مسکونی اجاری	۰,۰۰۰۰۴۱	۲	۰۰۰۰۰۴۲.	۲
خدمات واحدهای غیر مسکونی	۰,۰۰۰۲۲	۳	۰,۰۰۰۲۳	۳
خدمات دلالان مستغلات	۰,۰۲۶	۵۵	۰,۰۲۷	۵۲
کرایه و خدمات کسب و کار	۰,۰۱۷	۴۳	۰,۰۱۷	۴۲
امور عمومی	۰,۰۰۸۳	۳۰	۰,۰۰۸۵	۲۹
خدمات شهری	۰,۰۱۸	۴۴	۰,۰۱۹	۴۳
امور دفاعی	۰,۰۰۲۶	۱۳	۰,۰۰۲۷	۱۳
امور انتظامی	۰,۰۰۳۸	۱۹	۰,۰۰۳۹	۱۹
تأمین اجتماعی اجباری	۰,۰۲۷	۵۶	۰,۰۲۸	۵۳
آموزش ابتدائی دولتی	۰,۰۰۶۵	۲۶	۰,۰۰۶۷	۲۶

آموزش ابتدائی خصوصی	۰,۰۵۹	۶۱	۰,۰۶۰	۶۱
آموزش متوسطه عمومی و متوسطه فنی و حرفه‌ای دولتی	۰,۰۰۴۴	۲۲	۰,۰۰۴۵	۲۱
آموزش متوسطه عمومی و متوسطه فنی و حرفه‌ای خصوصی	۰,۰۵۱	۵۹	۰,۰۵۲	۵۹
آموزش عالی دولتی	۰,۰۱۱	۳۹	۰,۰۱۱	۳۲
آموزش عالی خصوصی	۰,۰۱۵	۴۰	۰,۰۱۵	۳۹
آموزش بزرگسالان دولتی	۰,۰۲۴	۵۱	۰,۰۲۵	۴۸
آموزش بزرگسالان خصوصی	۰,۰۳۴	۵۹	۰,۰۳۵	۵۶
بهداشت و درمان دولتی	۰,۰۰۶۹	۲۷	۰,۰۰۷۱	۲۷
بهداشت و درمان خصوصی	۰,۰۲۳	۵۰	۰,۰۲۴	۵۱
دامپزشکی	۰,۰۱۹	۴۶	۰,۰۱۹	۴۶
مددکاری اجتماعی	۰,۰۱۸	۴۵	۰,۰۱۹	۴۳
تفریحی، فرهنگی و ورزشی	۰,۰۱۳	۳۷	۰,۰۱۳	۳۷
مذهبی و سیاسی	۰,۰۸۲	۶۳	۰,۰۸۴	۶۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که از مقایسه جدول۳ و ۴ مشخص است، پس از اعمال اثر شوک شدت انرژی بر مصرف انرژی بخش‌های اقتصادی میزان شاخص ارتباط پسین تمام بخش به میزان۰/۱ درصد افزایش پیدا کرده و همه بخش‌ها به بخش انرژی وابسته‌تر شده‌اند. جدول ۵ نیز تغییرات رخ داده در ارتباط پسین زیر بخش‌ها و رتبه هر زیر بخش از جهت وابستگی به انرژی را در قبل و بعد از شوک شدت انرژی نشان می‌دهد. همان طور که ملاحظه می‌گردد زیر بخش "ساخت کک، فراورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت‌های هسته‌ای" در بخش صنعت بیشترین میزان وابستگی به بخش انرژی را قبل و بعد از شوک شدت انرژی دارا می‌باشد و پس از آن زیر بخش‌های"مذهبی و سیاسی"، "پست و مخابرات" و"آموزش متوسطه عمومی و متوسطه فنی و حرفه‌ای خصوصی" از بخش خدمات بالاترین سطح وابستگی به انرژی را دارا می‌باشند. و همچنین به ترتیب زیر بخش‌های "خدمات واحدهای مسکونی شخصی"، "خدمات واحدهای مسکونی اجاری"، "خدمات واحدهای غیر مسکونی" و "حمل و نقل آبی" همگی در بخش خدمات کمترین سطح وابستگی را در قبل و پس از شوک شدت انرژی دارا می‌باشند.

۴-۵- قدرت انتشار و ضریب حساسیت بخش انرژی با بخش کشاورزی

با محاسبه قدرت انتشار و ضریب حساسیت بخش انرژی با بخش کشاورزی و سپس لحاظ اثر شوک شدت انرژی بر مصرف انرژی بخش کشاورزی نتایج جدول ۶ به دست آمده است.

جدول ۶. قدرت انتشار و ضریب حساسیت بخش انرژی با بخش کشاورزی قبل و بعد از شوک شدت انرژی

	قبل از شوک شدت انرژی	پس از شوک شدت انرژی
قدرت انتشار	۱/۱۸۵۱	۰/۱۹۲۳
ضریب حساسیت	۰/۰۱۵۹۱	۰/۰۲۵۲

مأخذ: محاسبات محقق

نتایج نشان می‌دهد که قدرت انتشار بخش انرژی بسیار بیشتر است از ضریب حساسیت این بخش و بیانگر این است که میزان تأثیرگذاری بخش انرژی بر روی بخش کشاورزی بیشتر است از تأثیرپذیری آن از بخش کشاورزی. چرا که یکی از نهاده‌های اصلی بخش کشاورزی توسط بخش انرژی تأمین می‌گردد.

همچنین پس از لحاظ اثرات شوک شدت انرژی، قدرت انتشار بخش انرژی و تأثیرگذاری بخش انرژی بر بخش کشاورزی بسیار کاهش پیدا کرده است و از ۱/۱۸ به ۰/۱۹ کاهش پیدا کرده است که علت این تغییر را می‌توان اینطور تفسیر نمود که بخش کشاورزی به علت اثرپذیری و وابستگی بسیار بالایی که از بخش انرژی داشته است، پس از شوک شدت انرژی متحمل نوسانات و شوک عظیمی شده است و

میزان تولیدات این بخش به تأسی از بخش انرژی کاهش یافته و در نتیجه از تمامی نهاده‌ها از جمله انرژی کمتر استفاده نموده از این رو تأثیرپذیری پایینی هم از بخش انرژی خواهد داشت. در نهایت می‌توان این‌طور بیان نمود که بخش انرژی به دلیل تأثیر شدیدی که بر کشاورزی می‌گذارد شوک شدت انرژی، تأثیرپذیری بخش کشاورزی از نهاده‌های بخش انرژی را کاهش می‌دهد.

همچنین ضرایب حساسیت محاسبه شده برای بخش انرژی نیز پس از اعمال اثر شوک شدت انرژی افزایش پیدا کرده است و از ۰,۰۱۵ به ۰,۰۲۵ رسیده است که بیانگر افزایش اثرپذیری بخش انرژی از بخش کشاورزی است، که می‌توان اینطور تحلیل نمود که شوک شدت انرژی موجب افزایش اثرپذیری و حساسیت بخش انرژی از بخش‌های زیر مجموعه و مرتبط خود شده مانند بخش کشاورزی شده است فلذا ضریب حساسیت بخش انرژی پس از شوک شدت نرژی افزایش یافته است و بخش انرژی نسبت به بخش کشاورزی اثرپذیرتر شده است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه با استفاده از جدول داده- ستانده و محاسبه ضرایب پسین و پیشین قبل و بعد از شوک‌های شدت انرژی میزان وابستگی و حساسیت هر یک از بخش‌های اقتصادی نسبت به بخش انرژی مورد سنجش قرار گرفت. نتایج برآوردها و محاسبات صورت گرفته بر روی جدول داده-ستانده سال ۱۳۹۰ نشان دهنده وابستگی تمام بخش‌های اقتصادی به انرژی و تأثیر پذیری محسوس از این بخش می‌باشد. به طوری که در صورت وقوع هر نوع شوک و نوسان در جهت افزایش در شدت مصرف انرژی می‌تواند مصرف انرژی در بخش‌های اقتصاد را افزایش داده و موجب افزایش هزینه‌های انرژی گردد و ناکارآ بودن بسیاری از ساختارهای تولید در کشور و پایین بودن سطح بهره‌وری انرژی در آنها دلیلی است برای افزایش در سطح مصرف انرژی و بالا رفتن سطح وابستگی به انرژی در هنگام وقوع شوک شدت انرژی. ضمن اینکه مطابق نتایج تحقیق افزایش در میزان وابستگی بخش‌های اقتصادی به بخش انرژی پس از وقوع شوک شدت انرژی خود نشان از عدم وجود جایگزین مناسب برای انرژی در بخش‌های اقتصاد دارد و همچنین نشان‌دهنده حساسیت بخش‌های اقتصادی به نوسانات بخش انرژی می‌باشد. چرا که با وقوع شوک در شدت انرژی تمامی بخش‌های اقتصاد تحت تأثیر قرار گرفته و مصرف انرژی در آنها افزایش پیدا می‌کند.

در شرایط عدم وجود امنیت انرژی، وابستگی بخش‌های اقتصاد به انرژی نگران کننده بوده و می‌تواند ثبات اقتصادی را به خطر بیاندازد. با توجه به شوک‌های عظیم و متناوب انرژی که در سال‌های اخیر صورت گرفته، این سطح از وابستگی به انرژی زنگ خطری است برای کاهش شدت مصرف انرژی در بخش‌های اصلی اقتصاد و کاهش میزان وابستگی به این بخش. این مهم با افزایش میزان بهره‌وری در بخش‌های تولیدی، کاهش اتلاف انرژی، ایجاد اصلاحات در ساختار تولید، جایگزینی انرژی فسیلی با انرژی‌های پاک و تجدید پذیر امکان پذیر می‌باشد. سرمایه‌گذاری در این حوزه و توجه ویژه به این بخش نیز از الزامات کاهش وابستگی بخش‌های اقتصادی به انرژی می‌باشد.

گسترش جذب سرمایه در حوزه انرژی‌های نو و تجدیدپذیر به منظور جایگزینی با انرژی‌های فسیلی را می‌توان یکی از الزامات پیش رو کشور در سال‌های آینده دانست چرا که وابستگی تمام بخش‌های تولیدی کشور به انرژی محسوس بوده و به دلیل عدم وجود جایگزین برای انرژی‌های فسیلی در کشور یا به تعبیری نبود توجیه اقتصادی برای سرمایه‌گذاری در این حوزه توجه بیشتر سیاست‌مداران را به این بخش جلب می‌نماید چرا که تأثیرپذیری اقتصاد کشور از نوسانات بازار انرژی بالا بوده و هر نوسان می‌تواند اقتصاد کشور را متأثر و متلاطم سازد پس ضروری است تا با جایگزینی انرژی‌های نو و کاهش وابستگی به انرژی‌های فسیلی زمینه ثبات در اقتصاد کشور را فراهم آورد.

منابع

اسلامی اندارگلی، مجید و صادقی، حسین (۱۳۹۰). "تأثیر اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بر بخش‌های مختلف اقتصادی با استفاده از جدول داده- ستانده". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال ۱۳، شماره دوم، ۱۰۶-۸۵.

بیدآباد، بیژن (۱۳۸۳). "ارتباطات بین بخشی و هدفگذاری

افزایش اشتغال کشور". *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۱۲، شماره ۴۶، ۱۰۷-۱۳۵.

پورمهر، مهدی (۱۳۸۸). "اثر افزایش در قیمت جهانی نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران: یک تحلیل تعادل عمومی قابل محاسبه". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.

تراز نامه انرژی (۱۳۹۱). معاونت امور برق و انرژی، دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی.

چارچوب ساده جدول داده-ستانده(۱۳۹۱). معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی مرکز آمار ایران.

خسروی، خدیجه (۱۳۹۳). "بررسی تأثیر نوسان‌های قیمت جهانی نفت و گاز بر اشتغال و سرمایه‌گذاری بخش‌های اقتصادی ایران با رهیافت جدول داده – ستانده". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید باهنر کرمان

دشتبان، منیژه (۱۳۷۴). "برنامه‌ریزی منطقه‌ای به کمک جدول داده-ستانده مطالعه موردی استان کرمان". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی.

ذوقی‌پور، آمنه و ترکمانی، جواد (۱۳۸۶). "تحلیل الگوی داده – ستانده انرژی در بخش کشاورزی ایران، ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران". مشهد، انجمن اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی مشهد.

سوری، علی (۱۳۸۴). "تحلیل داده-ستانده". همدان، انتشارات نور علم.

عباسی‌نژاد، حسین (۱۳۸۵). "تحلیل اثر افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی بر بخش‌های اقتصادی با استفاده از جدول داده –ستانده". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۸، ۲۵-۱.

عباسی‌نژاد، حسین و وافی‌نجار، داریوش (۱۳۸۳). "بررسی کارایی و بهره‌وری انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی و تخمین کشش نهاده‌ای و قیمتی انرژی در بخش صنعت و حمل و نقل با روش TSLS". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۶، ۱۳۷-۱۱۳.

کازرونی، علیرضا و دولتی، مهناز (۱۳۸۶). "اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (مطالعه موردی ایران)". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۴۵. ۳۰۶-۲۸۳.

لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ مهدوی عادلی، محمد حسین و رضایی، حسن (۱۳۹۵). "بررسی رابطه میان مصرف انرژی، رشد اقتصادی و صادرات در بخش صنعت ایران (تحلیل مبتنی بر داده‌های پانل)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۳۴-۱۳.

مرادپور اولادی، مهدی؛ ابراهیمی، محسن و عباسیون، وحید (۱۳۸۷). "بررسی اثر عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۵، ۱۷۶-۱۵۹.

مولایی، محمدعلی؛ دهقانی، علی و حسین‌زاده، سمانه (۱۳۹۴). "رابطه بین مصرف انرژی و رشد تولید در بنگاه های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران (رهیافت علّیت گرنجر، تودا و یاماماتو و داده‌های تابلویی پویا)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۹، ۴۰-۲۵.

Cheng, E., Chiang, Y. & Tang, B. (2006). "Exploring the Economic Impact of Construction Pollution by Disaggregating the Construction Sector of the Input-Output Table".

Dietzenbacher, E. & Velazqez, E. (2007). "Analyzing Andalusian Virtual Water Trade in an Input-Output Framework". *Regional Studies*, 41(2), 185-196.

Fetini, H. & Bacon, R. (1999). "Economic Aspects of Increasing Energy Price Level in the Islamic Republic of Iran". *World Bank*.

Inklaar, R. & Marcel, P. (2007). "International Comparisons of Industry Output Inputs and Productivity Levels Methodology and New Results". *Economic Systems Research*, 19(3), 343- 363.

Kondo, K. (2005). "Economic Analysis of Water Resources in Japan: Using Factor Decomposition Analysis Based on Input Output Tables". *Environmental Economics and Policy Studies*, 7(2), 109-129.

Kratena, K. (2007). "Technical Change,

Investment and Energy Intensity". *Economic Systems Research*, 19(3), 295-314.

Lin, B. & Jiang, Zh. (2010). "Estimates of Energy Subsidies in China and Impact of Energy Subsidy Reform". *Energy Economics*, 33, 273–283.

Ozkan, B., Akcaoz, H. & Fert, C. (2004). "Energy Input–Output Analysis In Turkish Agriculture". *Renew Energy*, 29, 39–51.

Raa, T. (2007). "The Extraction of Technical Coefficients from Input and Output Data". *Economic Systems Research*, 19(4), 453-459.

Shi, X. (2006). "Energy Prices and Energy Intensity in China: A Structural Decomposition Analysis and Econometric Study". *Massachusetts Institute of Technology*. Center for Energy and Environmental Policy Research.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هشتم، پاییز ۱۳۹۶ (۱۶۴-۱۴۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 28, September 2017 (141-164)

اثرات مستقیم و غیر مستقیم نفت بر بهره‌وری کل عوامل تولید اقتصاد ایران (با استفاده از روش سیستم معادلات همزمان)

***ابوالفضل شاه‌آبادی[۱]، سارا ساری‌گل[۲]**

۱. استاد گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران

۲. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران

(دریافت: ۱۳۹۵/۱/۱۷ پذیرش: ۱۳۹۵/۶/۲)

Direct and Indirect Effects of Oil on Total Factor Productivity in Iran's Economy (Using Simultaneous Equations System)

***Abolfazl Shah-Abadi[1], Sara Sari Gol[2]**

1. Professor of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran
2. Ph.D. Student of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran

(**Received:** 5/April/2016 **Accepted:** 23/August/2016)

چکیده:

نفت نقش مهمی را در تأمین منابع مالی کشور ایفا می‌کند و می‌تواند به عنوان اهرمی مثبت در جهت ارتقاء بهره‌وری کل عوامل تولید و کاهش شکاف فنی کشور با کشورهای توسعه یافته عمل کند اما اکثر کشورهای صاحب درآمدهای نفتی با وجود حجم قابل توجه درآمدهای حاصل از این منابع، عملکرد مناسب اقتصادی ندارند. از این رو مطالعه حاضر با بهره‌گیری از سیستم معادلات همزمان به بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم نفت بر بهره‌وری کل عوامل تولید اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۷ پرداخته است. نتایج برآورد مدل به روش 3SLS نشان می‌دهد، اثر مستقیم درآمدهای نفتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید منفی و معنی‌دار است. همچنین اثر درآمدهای نفتی در معادلات انباشت سرمایه انسانی، انباشت تحقیق و توسعه داخلی و توسعه مالی منفی و معنی‌دار و در معادلات سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری و انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات مثبت ولی بی‌معنی است. براساس نتایج مطالعه، اثر انباشت سرمایه انسانی، انباشت تحقیق و توسعه داخلی، سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری، توسعه مالی و انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات مثبت و معنی‌دار و اثر توسعه مالی بر بهره‌وری کل عوامل تولید مثبت و بی‌معنی است. لذا براساس نتایج به دست آمده انتظار می‌رود سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران اقتصادی کشور با مدیریت درست منابع ارزی حاصل از فراوانی منابع نفتی از کانال تدوین صحیح سیاست‌های اقتصادی (هماهنگی سیاست‌های سمت عرضه و تقاضا با محوریت بسط بازار مؤلفه‌های دانش محور) در جهت ایجاد تحول فنی درون‌زا و بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید گام بردارند.

واژه‌های کلیدی: بهره‌وری کل عوامل تولید، نفت، معادلات همزمان، کشور ایران.

طبقه‌بندی JEL: D24، C30، Q40.

Abstract:

Oil plays an important role in financing the country and can be used as a positive tool for improving total factor productivity and can reduce technical gap with developed countries. But most of the oil countries with oil revenues, despite the considerable value of these resource revenues, do not have appropriate economic performance. Therefore, this study utilizes a system of simultaneous equations to evaluate the direct and indirect effects of oil on the economy's total factor productivity during the period 1978-2013. The results by 3SLS show, the direct effect of oil revenues on total factor productivity is negative and significant. Also the effect of oil revenues on the equations of human capital accumulation, domestic research and development accumulation and financial development equations are negative and significant and in the research and development spillovers of trade partners and information and communication technology accumulation equations are positive and non-significant. According to the results, the effect of human capital, domestic research and development accumulation, research and development spillovers of trade partners, and information and communication technology equations are positive and significant and the effect of financial development on total factor productivity is positive and non- significant. Therefore, it is expected that politicians and decision-makers with the management of appropriate resources (coordination of supply and demand side policies with a focus on the development of knowledge-based components market) take steps in order to create endogenous technical change and improve total factor productivity.

Keywords: Total Factor Productivity, Oil, Simultaneous Equations, Iran.
JEL: D24, C30, Q40.

* **نویسنده مسئول:** ابوالفضل شاه‌آبادی
E-mail: shahabadia@gmail.com

*Corresponding Author: Abolfazl Shah-Abadi

۱- مقدمه

مدل‌های رشد برون‌زا با در نظر گرفتن کمّیت و کیفیت عوامل مؤثر در تولید یعنی نیروی کار و سرمایه، به مدل‌سازی و بررسی رشد اقتصادی می‌پردازند که این رویکرد خالی از اشکال نبوده و یکی از اشکالات عمده وارده بر این دیدگاه را می‌توان عدم توجه به امکان رشد پویای اقتصادی در بلندمدت دانست، چرا که در این رویکرد، رشد مستمر و باثبات تولید به ازای هر واحد نیروی کار به رشد فناوری وابسته شده که آن نیز به صورت برون‌زا و خارج از مدل در نظر گرفته شده است. اواسط دهه ۸۰ میلادی دیدگاه‌های جدیدی با ارائه مدل‌های بهتری در جهت بیان جامع‌تر فرآیند رشد اقتصادی با تأکید بر حذف بازدهی نزولی مطرح شد، که سعی در اصلاح مدل‌های رشد نئوکلاسیک داشتند (رومر[1]، ۲۰۰۶: ۲۵). بازدهی نزولی نهاده‌های تولید در مدل‌های اولیه رشد باعث گردید، مدل‌های جدید رشد اقتصادی به دنبال عواملی باشند تا تفاوت در رشد اقتصادی بین کشورها را بهتر توضیح دهند. یکی از این عوامل، بهره‌وری کل عوامل تولید است (گوپتا و همکاران[2]، ۲۰۱۵: ۵). به تعبیری دیگر بررسی سهم بالای رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته بیان‌گر این واقعیت است که در دهه‌های گذشته سعی شده سهم عمده‌ای از رشد اقتصادی از طریق رشد بهره‌وری کل عوامل تولید تأمین می‌شود.

گفتنی است بر اساس سند چشم‌انداز ۲۰ ساله، کشور ایران باید در سال ۱۴۰۴ هجری شمسی به قدرت اول اقتصادی و علمی منطقه تبدیل شود همچنین در سند به موضوعاتی مانند رشد پرشتاب و مستمر اقتصادی، ارتقا نسبی سطح درآمد سرانه با تأکید بر تولید علم، برخورداری از دانش پیشرفته، توانایی در تولید علم و فناوری و تعامل سازنده و مؤثر با دیگر کشورها اشاره گردیده است. برای تحقق بخشیدن به اهداف مذکور، یعنی تحول از اقتصاد منابع و سرمایه محور به اقتصاد دانش محور، در ماده اول سند چشم‌انداز کشور، بهره‌وری کل عوامل تولید به عنوان مهم‌ترین برنامه راهبردی بلندمدت کشور پیش‌بینی شده است. به علاوه در برنامه چهارم و پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی ایران نقش بهره‌وری کل عوامل تولیدی به صورت جدی مورد توجه قرار گرفته است. در قانون برنامه چهارم توسعه تمام دستگاه‌های اجرایی ملی و استانی مکلف شده بودند تا الزامات و راهکارهای لازم را برای تحول کشور از اقتصاد منابع محور به اقتصاد بهره‌ور محور فراهم آورند، به طوری‌که سهم رشد بهره‌وری کل عوامل در رشد اقتصادی به ۳۱ درصد برسد و متوسط رشد سالانه بهره‌وری نیروی کار دست کم به ۳/۵ درصد، سرمایه یک درصد و بهره‌وری کل عوامل تولید به ۲/۵ درصد برسد و برنامه پنجم بدون هدف گذاری کمّی، دولت را موظف به تهیه و ابلاغ راهکارهای اجرایی ارتقاء بهره‌وری به دستگاه‌ها کرده است. این در حالی بوده که در سند چشم‌انداز ۲۰ ساله، سهم رشد بهره‌وری کل عوامل در رشد اقتصادی ۴۲ درصد هدف گذاری شده است و باید تا پایان برنامه پنجم توسعه نیمی از این هدف محقق شود (شاه‌چرا، ۱۳۸۹: ۸). از این‌رو شناخت عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران ضروری است. بهره‌وری کل عوامل تولید تحت تأثیر عوامل مختلفی قرار می‌گیرد و از جمله این عوامل می‌توان به نفت اشاره کرد.

بانک جهانی، استفاده از درآمدهای نفتی را به نحوی که آسیب‌های اقتصادی به حداقل و توسعه اقتصادی را به حداکثر برساند، به عنوان بزرگترین چالش کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت خام برشمرده است. در ایران نیز، نفت به عنوان یکی از مهم‌ترین منابع طبیعی، نقش بسزایی در دگرگونی‌های اقتصادی و سیاسی در قرن حاضر داشته است. زیرا از یک سو درآمدهای نفتی یک منبع عمده درآمد برای دولت بوده است و ازسوی دیگر اهمیت این ماده حیاتی برای اقتصاد کشورها، به ویژه کشورهای صنعتی موجب شده تا بر بسیاری از معادلات سیاسی در کشور تأثیر بگذارد. هم اکنون وابستگی به درآمدهای نفتی چنان است که در صورت نبودن این درآمدها، اقتصاد کشور دچار آشفتگی‌های شدیدی می‌شود. می‌توان ادعا کرد که نوسان درآمدهای نفتی مستقیماً بر چگونگی کارکرد اقتصاد کشور، رشد و رکود آن تأثیر می‌گذارد (ابراهیمی و سالاریان، ۱۳۸۸: ۷۹). این موضوع در حالی است که تقریبا همه صاحب‌نظران اقتصادی بر کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی تأکید دارند و بر این باور هستند که اتکا به درآمدهای نفتی عامل رکود اقتصادی و پایین بودن رشد بهره‌وری کل عوامل تولید است. درآمدهای نفتی علاوه بر اثر مستقیم، از طریق اثرگذاری بر کانال عوامل تولید جدید نیز بر بهره‌وری کل عوامل تولید مؤثر است. به تعبیری دیگر در کشورهای غنی از منابع طبیعی، عموما تصمیم‌های اقتصادی تحت تأثیر درآمدهای حاصل از اکتشاف و صادرات منابع طبیعی همانند نفت و نیز دسترسی آسان و ارزان این کشورها به انرژی قرار دارد. همین امر موجب انحراف قیمت نسبی عوامل تولید به نفع

1. Romer (2006)
2. Gupta et al. (2015)

نهاده‌های انرژی‌بر سنتی و به ضرر مؤلفه‌های دانش همچون تحقیق و توسعه و نوآوری در چنین کشورهایی شده است (ربیعی، ۱۳۸۸: ۱۳۰). کم توجهی به مؤلفه‌های دانش محور سبب کاهش بهره‌وری کل عوامل تولید می‌شود. البته بین کشورهای صاحب منابع نفتی کشورهایی مانند نروژ وجود دارند که وجود منابع نفتی توام با رشد اقتصادی، موجب بهبود مؤلفه‌های دانش محور و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید برای آنها بوده است. بنابراین استنباط اولیه این است که منابع طبیعی تأثیری دوجانبه بر اقتصاد کشورهای صاحب این منابع دارد. به طوری که از یک سو وجود چنین منابعی دارای آثار مثبت در کشورهایی مانند نروژ بوده و از سوی دیگر در گروهی دیگر از کشورها دارای آثار منفی بر رشد اقتصادی، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و مؤلفه‌های دانش محور بوده است.

از این‌رو با توجه به اهمیت نحوه اثرگذاری درآمدهای نفتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید، مطالعه حاضر با استفاده از سیستم معادلات همزمان به بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم نفت بر بهره‌وری کل عوامل تولید اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۷ پرداخته است. مطالعه در پنج بخش تنظیم شده است: ابتدا در بخش دوم، پیشینه پژوهش تشریح می‌گردد، سپس در بخش سوم متغیرها معرفی و مدل ارائه می‌شود، در بخش پنجم مدل برآورد و نتایج تفسیر می‌شوند و در بخش پایانی نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

۲-پیشینه پژوهش

سولو[1] (۱۹۵۶) براساس مدل نسبت‌های ثابت عوامل تولیدی هارود[2] (۱۹۳۹) و دومار[3] (۱۹۴۶) مدل ساده شده‌ای از رشد اقتصادی را معرفی می‌کند. در مدل مذکور، جزء باقیمانده یا پسماند با سهم بالایی بدون توضیح باقی می‌ماند و بیان می‌کند رشد سرمایه فیزیکی و رشد نیروی کار تنها بخشی از رشد تولید سرانه را توضیح می‌دهد (ویلن[4]، ۲۰۱۵: ۳۰). لذا، ناتوانی مدل رشد نئوکلاسیکی در تبیین تفاوت‌های بین کشورها به لحاظ نرخ‌های رشد تولید سرانه، زمینه بروز انتقادها را فراهم ساخت. شکست مدل‌های نئوکلاسیکی در راستای تبیین دقیق رشد تولید، راه را برای مدل‌هایی که بر تحلیل منابع رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (عامل پسماند) تمرکز دارند و به مدل‌های رشد درون زا معروف هستند، باز کرد. تحلیل‌های تاریخی، بهره‌وری کل عوامل تولیدی را به عنوان پسماند یا باقیمانده سولو در نظر می‌گیرند (توفیل و آحمد[5]، ۲۰۱۵: ۴۱). حال این سؤال مطرح می‌شود، چه عواملی بسترساز بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید در جامعه هستند؟ براساس نظر برخی از اقتصاددانان از جمله لاکاتا و همکاران[6] (۲۰۱۵)، لیاو و لیو[7] (۲۰۰۸) و گوپتا و همکاران (۲۰۱۵) یکی از عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید، نفت است.

تجربه تاریخ اقتصادی جهان طی چنددهه گذشته طیف گسترده‌ای از عملکرد توسعه کشورهای سرشار از منابع نفتی را نشان می‌دهد (کاربونیر و همکاران[8]، ۲۰۱۱: ۳). از اواسط قرن بیستم، از جمله سؤال‌های مهمی که بین اقتصاددانان مطرح شده این است که چرا کشورهای صاحب درآمدهای نفتی با وجود حجم قابل توجه درآمدهای حاصل از این منابع رشد اقتصادی و رشد بهره‌وری کل عوامل مناسبی ندارند (گوپتا و همکاران، ۲۰۱۵: ۱۲). از این‌رو در دهه ۱۹۷۰، تأثیر منابع طبیعی بر متغیرهای کلان اقتصادی توجه پژوهشگران اقتصادی را به خود معطوف نمود. ادبیات موجود در این زمینه ابتدا توسط آوتی[9] (۱۹۹۳ و ۱۹۹۷) و سپس به وسیله ساکس و وارنر[10] (۱۹۹۵، ۱۹۹۷ و ۲۰۰۱)، گیلفاسون[11] (۱۹۹۸، ۱۹۹۹، ۲۰۰۱، ۲۰۰۴ و ۲۰۰۸)، سالای مارتین و سوبرامانیان[12] (۲۰۰۳) و پاپیراکیس و گرلف[13] (۲۰۰۴ و ۲۰۰۶) مطرح شد و پیامدهای اثر منابع طبیعی بر اقتصاد با پدیده "نفرین منابع" ارزیابی شد. براساس نظر لندستروم[14] (۲۰۰۳: ۳) منابع نفتی از طریق کانال‌های مختلفی مانند ایجاد پدیده بیماری هلندی، گسترش رفتارهای رانت‌جویانه، افزایش فساد مالی و اداری، منحرف کردن بازارها، پررنگ‌تر شدن نقش دولت در اقتصاد، کاهش رابطه مبادله کالاهای اولیه و نادیده گرفته شدن مؤلفه‌های دانش بر اقتصاد کشورهای نفتی تأثیر می‌گذارد. براساس مشاهدات تجربی مطالعه شولیما[15] منابع نفتی از طریق بیماری

1. Solow (1956)
2 .Harrod (1939)
3. Domar (1946)
4 .Whelan (2015)

5. Tufail & Ahmed (2015)
6. Lucchetta et al. (2015)
7. Liao & Liu (2008)
8. Carbonnier et al. (2011)
9. Auty (1993, 1997)
10. Sachs & Warner (1995, 1997, 2001)
11. Gylfason (1998, 1999, 2001, 2004, 2008)
12. Sala-i-Martin & Subramanian (2003)
13. Papyrakis & Gerlagh (2004, 2006)
14. Lundström (2003)
15. Shwilima (2015)

هلندی، فساد و ارتشا، رانت جویی، کاهش بلندمدت رابطه مبادله، بی‌ثباتی در درآمدهای صادراتی، کاهش استفاده از مؤلفه‌های دانش محور موجب بروز انحرافاتی در عملکرد اقتصادهای متکی بر منابع شده و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد و در نهایت، برآیند رابطه منفی وفور منابع و رشد اقتصادی بر بهره‌وری کل عوامل تولید اثرگذار است (شولیما، ۲۰۱۵: ۱۳). گیلفاسون بیان می‌دارد سرمایه طبیعی، گرایشی به برون راندن انواع دیگر سرمایه‌ها دارد و بنابراین باعث کندی رشد اقتصادی و رشد بهره‌وری کل عوامل می‌شود (گیلفاسون، ۲۰۰۸ :۲۳).

لاکاتا و همکاران (۲۰۱۵: ۱۰) معتقدند نفت مهم‌ترین ثروت ملی هر کشور است. چنانچه برای استفاده درست و بهینه از این منابع و درآمدهای آن برنامه‌ریزی درستی به عمل آید، درآمدهای به دست آمده از نفت می‌تواند نقش تعیین کننده‌ای در بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید ایفا کند، در غیر این صورت درآمدهای نفتی بر بهره‌وری کل عوامل اثر منفی خواهد داشت. آنها بیان می‌دارند، عدم شناخت صحیح سیاست‌گذاران از ساختار اقتصادی و اتخاذ سیاست‌های ناصحیح اقتصادی (از جمله نرخ ارز، سیاست‌های تجاری و نرخ سود بانکی) در کشورهای نفتی موجب انحراف قیمت نسبی عوامل به ضرر عوامل درون‌زا (مؤلفه‌های دانش‌محور) شده است. به تعبیری دیگر، انحراف قیمت نسبی عوامل به نفع به کارگیری عامل سرمایه فیزیکی به ویژه وارداتی گردیده است، از این‌رو، درآمدهای حاصل از صادرات نفت بر بهره‌وری کل عوامل تأثیر مثبتی ندارد. به تعبیری دیگر به دلیل اتکا به درآمدهای نفتی سازوکار عرضه و تقاضای مؤلفه‌های دانش محور بر اساس اصول بازار تعیین نمی‌شود، همین امر کاهش قدرت رقابت پذیری و کاهش بهره‌وری کل عوامل تولید را در پی دارد. البته این بدان معنی نیست که تمام کشورهای دارای منابع طبیعی، عملکرد مناسبی در بهره‌وری کل عوامل تولید ندارند بلکه کشورهایی نظیر نروژ، ایالات متحده، مالزی و بوتسوانا با مدیریت صحیح منابع توانسته‌اند به پیشرفت‌های اقتصادی قابل توجهی دست یابند. بنابراین می‌توان گفت منابع طبیعی در ذات خود نعمت خدادادی بوده و با نحوه استفاده و مدیریت منابع، تدوین صحیح سیاست‌های اقتصادی (هماهنگی سیاست‌های سمت عرضه و تقاضا به ویژه در مؤلفه‌های دانش‌محور) می‌توان در جهت ایجاد تحول فنی درون‌زا، افزایش قدرت رقابت پذیری و ارتقاء بهره‌وری کل عوامل تولید گام برداشت (استیون[1]، ۲۰۱۲: ۱۱).

نتایج مطالعه لاکاتا و همکاران نشان می‌دهد، تنها پس از نیمه دوم دهه ۲۰۰۰ میلادی، اثر شوک‌های نفتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای فرانسه و ایالات متحده منفی و معنی‌دار است. همچنین حساسیت اصطکاک مالی در طول زمان برای ایالات متحده کاهش و برای کشورهای فرانسه و آلمان افزایش یافته است (لاکاتا و همکاران، ۲۰۱۵: ۱۱). به علاوه نتایج مطالعه آکپن و چوکو[2] مؤید آن است که فراوانی منابع طبیعی به واسطه اثرات نامطلوب بر انباشت سرمایه انسانی، کیفیت نهادها، سرعت رشد اقتصادی کشور نیجریه را کاهش داده است. آنها پیشنهاد می‌کنند با افزایش بودجه و مشارکت در آموزش و پرورش به منظور انباشت سرمایه انسانی و بهبود کیفیت نهادها، مزیت نسبی کشور را از منابع طبیعی به سمت تولید کالاهای صنعتی و دانش‌محور به منظور بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید و دستیابی به رشد اقتصادی مستمر سوق دهند (آکپن و چوکو، ۲۰۱۴: ۴۴). فیلیپوت[3] بیان می‌کند اثرگذاری منفی سرمایه طبیعی بر سرمایه انسانی قانون نیست و این موضوع بستگی به اتخاذ سیاست‌ها و تصمیم گیری‌های دولت بر انباشت سرمایه انسانی دارد (فیلیپوت،۲۰۱۰: ۳۲). نتایج مطالعه اسمیت[4] نشان می‌دهد، منابع طبیعی در حرکت ۵ کشور نروژ، سوئد، فنلاند، هلند و دانمارک به سوی نوآوری و بهبود مؤلفه‌های دانش محور مؤثر بوده به گونه‌ای که اگر این کشورها فاقد چنین منابع طبیعی بودند فعالیت‌های نوآوری در مسیر دیگری حرکت می‌کرد (اسمیت، ۲۰۰۷: ۵۳).

بنابراین می‌توان بیان داشت، درآمدهای نفتی اثری دوگانه بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد: از یکسو درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت باعث انحراف قیمت‌های نسبی عوامل تولید از مسیر واقعی خود شده و موجب گران شدن نسبی نهاده‌های جدید در قیاس با نهاده‌های سنتی تولید می‌گردد و بهره‌وری کل عوامل تولید کاهش می‌یابد و از سوی دیگر در صورت شناخت ساختار اقتصادی و چشم‌انداز اقتصاد جهانی و برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری صحیح در کشور به منظور هماهنگی مابین سیاست‌های سمت تقاضا با سیاست‌های علمی–آموزشی و پژوهشی، تقاضا برای مؤلفه‌های دانش‌محور، قدرت رقابت پذیری و سهم رشد بهره‌وری کل عوامل در رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

1. Stevens (2012)
2. Akpan & Chuku (2014)
3. Philippot (2010)
4. Smith (2007)

با نگاهی به مطالعات انجام شده در اقتصاد ملی می‌توان گفت گرچه مطالعاتی در خصوص عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران انجام شده ولی تاکنون مطالعه جامعی در قالب مجموعه معادلات و با محوریت اثرات مستقیم و غیرمستقیم نفت از کانال سایر عوامل جدید تولید بر بهره‌وری کل عوامل تولید انجام نشده است. مطالعه حاضر با نگرشی گسترده‌تر بر موضوع بهره‌وری کل عوامل تولید، کانال‌های غیرمستقیمی که به موجب آنها نفت می‌تواند بر بهره‌وری کل عوامل تولید مؤثر باشد، در نظر گرفته است. در ادامه به برخی از مطالعات تجربی انجام شده در اقتصاد ملی می‌پردازیم:

شاه‌آبادی و رحمانی به بررسی و تجزیه و تحلیل اثر مستقیم انباشت سرمایه تحقیق و توسعه داخلی و خارجی (فناوری متبلور واردات کالاهای واسطه‌ای – سرمایه‌ای) و سرمایه انسانی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت ایران طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۳۸ پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از تأثیر مثبت انباشت سرمایه تحقیق وتوسعه داخلی و سرریز انباشت تحقیق و توسعه شرکای تجاری، تعداد شاغلان دارای تحصیلات دانشگاهی (سرمایه انسانی) و شدت سرمایه بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت ایران است (شاه‌آبادی و رحمانی، ۱۳۸۷: ۱۸).

مبارک و محمدلو به ارزیابی گسترش سیاست‌های تجاری و درآمدهای نفتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید کشورهای عضو اوپک طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۵ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد، درجه باز بودن اقتصاد، شدت سرمایه، انباشت سرمایه‌گذاری خارجی، سرمایه انسانی، هزینه‌های تحقیق و توسعه تأثیر مثبت بر روی بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. از طرفی درآمدهای حاصل از صادرات نفتی در کشورهای عضو اوپک دارای تأثیر منفی بر بهره‌وری کل عوامل تولید است (مبارک و محمدلو، ۱۳۸۷: ۱۴۱).

امینی و حجازی‌آزاد عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران را با تأکید بر سرمایه انسانی، سرمایه تحقیق و توسعه دولتی، نسبت تولید بالفعل به بالقوه، به عنوان شاخص میزان استفاده از ظرفیت‌ها مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج برآورد الگو با استفاده از داده‌های آماری سری زمانی سال ۱۳۸۳-۱۳۴۷ نشان می‌دهد، در بلندمدت سرمایه انسانی، تحقیق و توسعه و نرخ بهره‌برداری از ظرفیت، اثرات مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری دارند (امینی و حجازی آزاد، ۱۳۸۷: ۱).

رحمانی و حیاتی با استفاده از روش داده‌های تابلویی برای ۶۹ کشور به بررسی اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید مطالعه بین کشوری در دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۹۳ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد، سرمایه‌گذاری داخلی در اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات و سرریزهای بین‌المللی آن هر دو اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید هم در نمونه کل کشورها و هم در نمونه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه دارد. طبق نتایج حاصله اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در کشورهای توسعه یافته بیش از کشورهای در حال توسعه است. دلیل آن را نیز سهم بیشتر کشورهای توسعه یافته از GDP به سرمایه‌گذاری در فناوری اطلاعات و ارتباطات و نیز وجود زیرساخت‌های مناسب اقتصادی، اجتماعی و اطلاعاتی مناسب این کشورها بیان کرده‌اند (رحمانی و حیاتی، ۱۳۸۶: ۲۵).

۳-معرفی متغیرها و ارائه مدل

مطالعه حاضر، تحلیلی-توصیفی است و با استفاده از روش معادلات همزمان به دنبال بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم نفت بر بهره‌وری کل عوامل تولید اقتصاد ایران است. بنابراین با بهره‌گیری از مبانی نظری و مطالعات تجربی و واقعیات جامعه آماری مورد مطالعه، مدل‌های پیشنهادی به صورت زیر ارائه می‌شوند، در این مطالعه با پیروی از مطالعات لاکاتا و همکاران (۲۰۱۵)، هان و شن[1] (۲۰۱۵)، چو و همکاران[2] (۲۰۱۴)، اسچیف و ونگ[3] (۲۰۱۳) و بهکارت و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی تأثیر انباشت سرمایه انسانی، انباشت تحقیق و توسعه داخلی، سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری، توسعه مالی و انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات به عنوان متغیرهای درون‌زا و درآمدهای نفتی، شدت سرمایه فیزیکی و رابطه مبادله بر بهره‌وری کل عوامل تولید به عنوان متغیر برون‌زا توجه می‌شود. در ادامه به معرفی متغیرهای ذکر شده می‌پردازیم:

انباشت سرمایه انسانی:

محققان بر اساس مدل‌های رشد اقتصادی درون‌زا و نقش تعیین کننده مؤلفه‌های جدید تولید به ویژه سرمایه انسانی در رشد و توسعه اقتصادی دریافته‌اند، سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی از طریق ایجاد تغییرات فنی و انتشار آن، به طور معنی‌داری بهره‌وری را تحت تأثیر قرار می‌دهد (شهریور و

1. Han & Shen (2015)
2. Chuo et al. (2014)
3. Schiff & Wang (2013)

جاجری[1]، ۲۰۱۲: ۸۳). اقتصاددانانی نظیر لوکاس[2] (۱۹۸۸)، رومر (۱۹۹۰)، بارو[3] (۱۹۹۱)، انگلبرچت[4] (۱۹۹۷)، آستریا[5] (۱۹۹۸) و چو و همکاران (۲۰۱۱) بر این باورند سرمایه انسانی یکی از مهم‌ترین تعیین کننده‌های بهره‌وری کل عوامل تولید است. همچنین در کشورهای نفتی به پشتوانه صادرات نفت، امکان سرمایه‌گذاری بر سرمایه انسانی و افزایش عرضه سرمایه انسانی مهیا گردیده و در صورت هماهنگی مابین سیاست‌های سمت تقاضا با عرضه، بازار سرمایه انسانی گسترش و بهره‌وری کل عوامل افزایش می‌یابد و ناهماهنگی مابین سیاست‌های سمت تقاضا با عرضه، منجر به تخصیص غیربهینه منابع محدود و تجدیدناپذیر نفت، انحراف قیمت نسبی عوامل تولید به ضرر سرمایه انسانی و کاهش رشد بهره‌وری کل عوامل تولید می‌شود. براساس مطالعات بلانچارد و اولنی[6] (۲۰۱۴)، گاشی[7] (۲۰۱۴)، اعظم و همکاران[8] (۲۰۱۵) و دیساو و همکاران[9] (۲۰۱۶) عوامل مؤثر بر انباشت سرمایه انسانی به صورت زیر ارائه می‌شود:

(۱)

$$LogH_t = \beta_1 + \beta_2 * LogOIL_t + \beta_3 * LogOPEN_t + \beta_4 * LogFD_t + \beta_5 * LogFDI_t + \beta_6 * LogEXPG_t + \varsigma_t$$

در رابطه (۱)، OIL: درآمدهای نفتی، OPEN: درجه باز بودن اقتصاد، FD: توسعه مالی، FDI: جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، EXPG: سهم هزینه‌های دولت در مخارج آموزشی و پژوهشی است.

انباشت تحقیق و توسعه داخلی:

در تئوری‌های جدید رشد اقتصادی برخلاف تئوری‌های رشد نئوکلاسیک، دانش و فناوری، به صورت درون‌زا در نظر گرفته شده است. ازجمله روش‌های درون‌زا کردن دانش و تغییرات فناوری، وارد کردن بخشی به نام تحقیق و توسعه در مدل است (رومر، ۲۰۰۶: ۸). الگوهای رشد درون‌زای مرتبط با تحقیق و توسعه توسط اقتصاددانانی همچون رومر (۱۹۹۰)، گروسمن و هلپمن[10] (۱۹۹۱) وآقیون و هویت[11] (۱۹۹۲) ارائه شده است. تحقیق و توسعه موجب استفاده کارآمدتر از منابع داخلی و جذب سرریز فناوری سایر کشورها می‌شود. کو و هلپمن (۱۹۹۴) بیان می‌کنند، فعالیت‌های تحقیق و توسعه در پیشرفت فناوری به عنوان سازوکار درونی اقتصاد در خلق اندیشه‌های جدید و موتور رشد اقتصادی و رشد بهره‌وری کل عوامل بوده و با این نگرش بیان می‌کنند، بهره‌وری کل عوامل تولید اقتصاد تابع فعالیت‌های تابع تحقیق و توسعه داخلی و خارجی است (دیپه و موتل، ۲۰۱۴: ۱۴). گفتنی است، میزان انباشت تحقیق و توسعه داخلی در کشورهای نفتی به دلیل اتکای بیش از حد منابع مالی بخش پژوهش به دولت، ناکافی بودن سهم اعتبارات پژوهشی از بودجه عمومی کشورها، واردات و خرید دانش فنی و فناوری ارزان قیمت به پشتوانه فروش ثروت‌های نفتی و احساس بی‌نیازی از سرمایه‌گذاری در تحقیقات، تقاضا محور نبودن فعالیت‌های تحقیقاتی ناشی از فقدان انگیزه کافی در بخش خصوصی برای سرمایه‌گذاری در تحقیقات به دلیل ناهماهنگی سیاست‌های سمت عرضه و تقاضای بازار تحقیقات، اندک است (شاه‌آبادی و ساری‌گل، ۱۰:۱۳۹۲). بر اساس مطالعات دیساو و همکاران (۲۰۱۴)، ارکن و همکاران[12] (۲۰۱۴)، لیچتنبرگ[13] (۱۹۹۸) و هو و ماتیوس[14] (۲۰۰۵) و چرنگل و همکاران[15] (۲۰۱۴) عوامل مؤثر بر انباشت تحقیق و توسعه داخلی در قالب معادله زیر ارائه می‌شود:

(۲)

$$LogR\&D_t = \beta_1 + \beta_2 * LogOIL_t + \beta_3 * LogH_t + \beta_4 * LogOPEN_t + \beta_5 LogIVA_t + \nu_t$$

در رابطه (۲)، OIL: درآمدهای نفتی، H: انباشت سرمایه انسانی، Open: درجه بازبودن اقتصاد و IVA: نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی است.

سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری:

تحقیق و توسعه در کشورهای در حال توسعه سهم ناچیزی از تولید ناخالص داخلی را به خود اختصاص داده است، لذا این میزان تحقیق و توسعه برای کاهش شکاف فناوری مناسب نیست. اما با توجه به آنکه بیش از ۹۰ درصد از فعالیت‌های تحقیق و توسعه جهان در کشورهای توسعه یافته گروه G7 صورت می‌گیرد، کشورهای در حال توسعه می‌توانند از کانال‌های مختلف با جذب سرریز تحقیق و توسعه و فناوری کشورهای توسعه یافته، فرآیند پیشرفت فناوری، افزایش

1. Shahrivar & Jajri (2012)
2. Lucas (1988)
3. Barro (1991)
4. Engelberchet (1997)
5. Austria (1998)
6. Blanchard & Olney (2014)
7. Gashi (2014)
8. Azam et al. (2015)
9. Dissou et al. (2016)
10. Grossman & Helpman (1991)
11. Aghion & Howitt (1992)
12. Erken et al. (2014)
13. Lichenberg (1998)
14. Hu & Mathews (2005)
15. Schernegell et al. (2014)

بهره‌وری و ایجاد مزیت نسبی اکتسابی را تسریع بخشند (کو و هلپمن[1]، ۱۹۹۵: ۸۷۰). همچنین برخی از صاحب نظران معتقدند، کشورهای در حال توسعه می‌توانند از طریق واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، اقدام به پر کردن شکاف فناوری خود با سایر کشورهای توسعه یافته نمایند، البته با توجه به آنکه حجم قابل توجهی از کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای از کشورهایی وارد می‌شود که در فعالیت‌های تحقیق و توسعه پیشرو هستند وابستگی بیشتر کشورهای در حال توسعه را در صورت غیرهدفمند بودن واردات به همراه دارد، زیرا میزان تأثیرگذاری سرریز فناوری‌ها از کشورهای توسعه یافته تابع ظرفیت جذب (گستردگی بازار سرمایه انسانی و بازار تحقیق و توسعه داخلی) است (اسچیف و ونگ، ۲۰۱۳: ۳۹۹). بر اساس مطالعات چرنگل و همکاران (۲۰۱۳)، بن‌حبیب و اشپیگل[2] (۱۹۹۴)، پین و کینگ‌چانگ[3] (۲۰۰۸) و جیندرا و روجک[4] (۲۰۱۴) عوامل مؤثر بر انباشت تحقیق و توسعه شرکای تجاری در قالب معادله زیر ارائه می‌شود:

(۳)

$$LogR\&D_t^f = \gamma_1 + \gamma_2 * LogOIL_t + \gamma_3 * LogGDPC_t + \gamma_4 * LogH_t + \gamma_5 * LogOPEN_t + \varpi_t$$

در رابطه (۳)، OIL: درآمدهای نفتی، CI: تولید ناخالص داخلی سرانه، Open: درجه بازبودن اقتصاد، و H: انباشت سرمایه انسانی است.

توسعه مالی:

از دیگر عوامل بسترساز بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید می‌توان از توسعه مالی نام برد. شومپیتر[5] (۱۹۱۱) از بنیانگذاران اصلی دیدگاه اثرگذاری بازارهای مالی بر رشد اقتصادی بود. گلداسمیت[6] (۱۹۶۹) ، مک کینون و شاو[7] (۱۹۷۳) مسیرهای جدیدی را برای تبیین ارتباط بین توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی ارائه نموده‌اند. کینگ و لوین[8] (۱۹۹۳) معتقدند توسعه مالی می‌تواند اثر پایداری بر رشد اقتصادی از طریق رشد بهره‌وری داشته باشد. همچنین بهکارت و همکاران (۲۰۱۱)، خان[9] (۲۰۰۵) و کینگ و لوین (۱۹۹۳) بیان می‌دارند واسطه‌های مالی بر رشد بهره‌وری کل عوامل و تغییر فناوری مؤثر هستند، زیرا واسطه‌های مالی می‌توانند در تخصیص منابع مؤثر واقع شوند و بهره‌وری کل عوامل را بهبود دهند. همچنین گفتنی است، در کشورهایی که دولت‌ها خود را صاحبان درآمدهای کلان نفتی می‌دانند و نظارت ضعیفی بر عملکرد آنها وجود دارد، از رانت عظیم نفتی بهره می‌برند، تمایلات رانت‌جویانه در این کشورها نه تنها رشد اقتصادی را به تعویق می‌اندازد بلکه منجر به تقویت بخش دولتی و تضعیف بخش خصوصی می‌شود (جهادی و علمی، ۱۳۹۰: ۱۹). همچنین باید بیان داشت در صورتی که درآمدهای نفتی به سوی استفاده بیشتر از عوامل تولید جدید هدایت شود توسعه مالی از طریق بسط بازار عوامل تولید جدید نقش تعیین‌کننده‌ای در اصلاح ساختار اقتصادی و بهبود بهره‌وری کل عوامل دارد. بر اساس مطالعات کویسینا[10] (۲۰۱۴)، مک‌کینون و شاو (۱۹۷۳)، بارو و سالائی- مارتین[11] (۱۹۹۵) و بالتاجی[12] (۲۰۰۷) عوامل مؤثر بر توسعه مالی در قالب معادله زیر ارائه می‌شود:

(۴)

$$LogFD_t = \lambda_1 + \lambda_2 * LogOIL_t + \lambda_3 * LogTFP_t + \lambda_4 * LogIRI_t + \lambda_5 LogFO_t + \lambda_6 LogOPEN_t + \psi_t$$

در رابطه (۴)، OIL:درآمدهای نفتی، TFP: بهره‌وری کل عوامل تولید، IRI: نرخ واقعی سود بانکی، FO: بازبودن مالی و OPEN: درجه باز بودن اقتصاد است.

انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات:

بر اساس نظر اتکینسون ومک‌کی[13] (۲۰۰۷) فناوری اطلاعات و ارتباطات از سه طریق بر بهره‌وری کل اثر دارد: آثار خارجی شبکه؛ بهبود مکمل‌ها با پذیرش فاوا و بهبود دسترسی به دانش. افرادی مانند رینکون ازنار و ویچی[14] (۲۰۰۴) و کاستیگلیون[15] (۲۰۰۸) بیان می‌دارند، داشتن زیرساخت‌های اطلاعاتی کارا می‌تواند با کاهش هزینه‌ها و غلبه بر محدودیت‌های مکانی و زمانی، انتقال اطلاعات را تسهیل و باعث افزایش بهره‌وری شود. شایان ذکر است، کشورهایی که از منابع نفتی فراوان برخوردارند، می‌توانند با مدیریت صحیح منابع، زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات را به منظور افزایش قدرت رقابت‌پذیری، تبدیل ثروت تجدیدناپذیر نفت به

1. Coe & Helpman (1995)
2. Ben Habib & Spiegel (1994)
3. Ping & Qingchang (2008)
4. Jindra & Rojec (2014)
5. Schumpeter (1911)
6. Goldsmith (1969)
7. McKinnon & Shaw (1973)
8. King & Levine (1993)
9. Khan (2005)
10. Kobosina (2014)
11. Barro & Sala-i-Martin (1995)
12. Baltagi (2007)
13. Atkinson & McKay (2007)
14. Rincon-Aznar & Vecchi (2014)
15. Castiglione (2008)

ثروت تجدیدپذیر، ایجاد مزیت نسبی اکتسابی و بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید توسعه دهند (تیلور[1]، ۲۰۱۲: ۹). براساس مطالعات تیلور (۲۰۱۲)، لی و شیو (۲۰۱۲) و یو و واک[2] (۲۰۰۴) عوامل مؤثر بر انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات در قالب معادله زیر ارائه می‌شود:

(۵)

$$LogICT_t = \lambda_1 + \lambda_2 * LogOIL_t + \lambda_3 * LogH_t + \lambda_4 * LogINOV_t + \beta_5 * LogOPEN_t + \nu_t \quad (5)$$

در رابطه (۵)، OIL: درآمدهای نفتی، CI: درآمدسرانه، H: انباشت سرمایه انسانی، INO: نوآوری، OPEN: درجه باز بودن اقتصاد است.

در نهایت معادله بهره‌وری کل عوامل تولید به صورت زیر تصریح می‌شود:

(۶)

$$LogTFP_t = \varphi_1 + \varphi_2 * LogOIL_t + \varphi_3 * LogH_t + \varphi_4 * LogR\&D_t + \varphi_5 * LogR\&D^f + \varphi_6 * LogFD_t + \varphi_7 * LogICT_t + \varphi_8 * Log\frac{K}{L} + \varphi_9 * LogTE + \varepsilon_t$$

در رابطه (۶)، OIL: درآمدهای نفتی، H: انباشت سرمایه انسانی، R&D: انباشت تحقیق و توسعه داخلی، $R\&D^f$: سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری، FD: توسعه مالی، ICT: انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات، $\frac{K}{L}$ شدت سرمایه فیزیکی و TE: رابطه مبادله است.

قبل از برآورد مدل و تجزیه وتحلیل نتایج توجه به نکات زیر حایز اهمیت است.

– داده‌های آماری مورد نیاز برای متغیرهای مورد مطالعه از پایگاه‌های اطلاعاتی از قبیل بانک جهانی، مرکز آمار ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سایر منابع آماری طی دوره زمانی ۱۳۹۲–۱۳۵۷ استخراج شده است.

– برای محاسبه بهره‌وری کل عوامل تولید از رابطه زیر استفاده شده است.

(۷)

$$TFP_t = \frac{Y_t}{\alpha K_t + (1-\alpha) L_t}$$

Y: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، K_t: انباشت سرمایه فیزیکی به قیمت ثابت، L: نیروی کار، α: کشش (سهم درآمدی) سرمایه و β کشش (سهم درآمدی) نیروی کار است. به دلیل فقدان آمار مربوط به سهم نیروی کار و سرمایه فیزیکی در تولید ناخالص داخلی ایران اقدام به تخمین تابع تولید شده است.

– انباشت تحقیق و توسعه داخلی ایران و سایر شرکای تجاری مورد مطالعه در اولین سال دوره مورد مطالعه با استفاده از روش مطالعه گریلیچز[3] (۱۹۹۸) و کو و همکاران[4] (۲۰۰۸) محاسبه شده است.

(۸)

$$S_{0t}^d = \frac{R\ \&\ D_0}{(g+\delta)}$$

S_{0t}: انباشت تحقیق و توسعه داخلی در اولین سال دوره مورد مطالعه

$R\&D_0$: هزینه تحقیق و توسعه کشور در اولین سال دوره مورد مطالعه

در رابطه بالا g نیز به صورت زیر محاسبه شده است:

(۹)

$$g = \frac{\left[\ln\left(\frac{R\ \&\ D_T}{R\ \&\ D_0}\right)\right]}{T}$$

g: متوسط رشد انتهای دوره به ابتدای دوره زمانی برای متغیر iام

δ: با توجه به مقاله کو و همکاران (۱۹۹۷ و ۱۹۹۹)، نرخ تنزیل ۱۰ درصد در نظر گرفته شده است.

T: دوره زمانی

در ضمن انباشت S_t برای سال‌های بعد نیز برابر است با:

(۱۰)

$$S_t^d = (1-\delta) * S_{t-1}^d + R\ \&\ D_t$$

– همچنین با استفاده از فرمول (۱۱) و رهیافت لیچتنبرگ و پوتری (۱۹۹۸) انباشت تحقیق وتوسعه خارجی (از کانال واردات کالاها و جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی) محاسبه شده است.

(۱۱)

$$S_t^{f-FDI} = \sum \frac{FDI_{jt}}{GDP_{Jt}} S_{jj}^{dt} \; ; S_t^{f-IM} \ \frac{IM_{jt}}{GDP_{jt}} * S_{jj}^{dt}$$

S_{it}^{f-IM} و S_{it}^{f-FDI} به ترتیب انباشت تحقیق و توسعه خارجی کشور از کانال جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و انباشت تحقیق و توسعه خارجی کشور از کانال واردات کالا از شرکای تجاری در سال t، GDP_{jt} تولید ناخالص داخلی

1. Taylor (2012)
2. Yoo & Kwak (2004)
3. Griliches (1998)
4. Coe et al. (2008)

کشور j ام در سال t و S_{jt}^{d} انباشت R&D داخلی کشور j در سال t را نشان می‌دهند. از آنجا که عمده واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای در بیشتر سال‌های مورد مطالعه کشور ایران از کشورهای توسعه یافته گروه G7 صورت گرفته و بیش از ۹۰ درصد از هزینه‌های تحقیق و توسعه جهان تنها به این گروه از کشورها تعلق دارد، لذا منظور از شرکای تجاری کشورهای گروه G7 می‌باشند.

– از میانگین سال‌های تحصیلی بارو و لی[1] که از دقت بیشتری برخوردار است برای سنجش میزان انباشت سرمایه انسانی استفاده شده است.

– از نسبت اعتبارات اختصاص داده شده به بخش خصوصی به GDP برای سنجش توسعه مالی استفاده شده است.

– از انباشت سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات برای سنجش فناوری اطلاعات و ارتباطات استفاده شده است.

– به پیروی از مطالعه لاکاتا و همکاران (۲۰۱۵) از درآمدهای نفتی برای متغیر نفت استفاده شده است.

– از نسبت انباشت سرمایه فیزیکی به شاغلین برای متغیر شدت سرمایه فیزیکی استفاده شده است.

جدول۱ . طبقه‌بندی متغیرهای موجود در مدل بهره‌وری کل عوامل تولید

نام متغیر	طبقه	نام متغیر	طبقه
بهره‌وری کل عوامل تولید	درونزا	شدت سرمایه فیزیکی	برونزا
درآمدهای نفتی	برونزا	رابطه مبادله	برونزا
انباشت سرمایه انسانی	درونزا	نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی	برونزا
انباشت تحقیق و توسعه داخلی	درونزا	جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	برونزا
سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری	درونزا	سهم هزینه‌های دولت در مخارج آموزشی و پژوهشی	برونزا
توسعه مالی	درونزا	درآمد سرانه	برونزا
انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات	درونزا	نرخ واقعی سود بانکی	برونزا
درجه بازبودن اقتصاد	برونزا	نوآوری	برونزا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤- برآورد مدل و تفسیر نتایج

معادلات همزمان، متفاوت از مدل‌های تک معادله‌ای، مدل‌هایی هستند که در آنها بیش از یک متغیر وابسته و در نتیجه بیش از یک معادله وجود دارد. یک مشخصه منحصر به فرد مدل‌های معادلات همزمان آن است که متغیر وابسته در یک معادله، به عنوان متغیری توضیحی در معادله دیگر از سیستم فوق ملحوظ است. بنابراین اینگونه متغیرهای توضیحی وابسته، استوکاستیک بوده و معمولاً با جزء اخلال معادله‌ای که در آن به عنوان متغیر توضیحی وارد شده‌اند، دارای همبستگی هستند. در چنین مواقعی روش حداقل مربعات کلاسیک به علت ناسازگار بودن تخمین‌های حاصله، قابل کاربرد نیست. به عبارت دیگر برآوردهای فوق، صرف نظر از حجم نمونه (به هر اندازه که بزرگ باشد) هیچ‌گاه به مقادیر حقیقی نخواهد گرایید (گجراتی، ۱۳۸۵: ۸۵۳). گفتنی است سیستم معادلات همزمان حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) نسبت به سیستم معادلات همزمان حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS)، از لحاظ مجانبی کاراتر بوده، فرض استقلال پسماندها را در نظر نمی‌گیرد. همچنین سیستم معادلات همزمان حداقل مربعات سه مرحله‌ای تنها برای معادلاتی مناسب است که در مسئله تشخیص پذیری، بیش از حد مشخص (فراشناسا) باشد (همان). مدل معادلات همزمان[2] به دلیل ویژگی‌های منحصر به فرد خود، از روش‌های خاصی جهت برآورد برخوردار است. انتخاب روش مناسب برای برآورد این نوع از مدل‌ها در گرو شناسایی ابعاد مختلف آن است. تشخیص مدل، انتخاب متغیرهای برون‌زا و همزمانی، از مهم‌ترین مسائلی هستند که قبل از برآورد مدل باید به آنها پرداخته شود. در پیوست آزمون‌های برآورد مدل آورده شده و در ادامه به تفسیر نتایج تجربی مدل ارائه شده در قسمت قبل پرداخته می‌شود.

نتایج برآورد مدل بهره‌وری کل عوامل تولید به روش 3SLS در جدول (۲) آورده شده است. نتایج برآورد معادله بهره‌وری کل عوامل تولید نشان می‌دهد، اثر مستقیم درآمدهای نفتی و رابطه مبادله بر بهره‌وری کل عوامل تولید منفی و معنی‌دار و اثر انباشت سرمایه انسانی، انباشت تحقیق و توسعه داخلی، سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری، انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات و شدت سرمایه فیزیکی بر بهره‌وری کل عوامل تولید مثبت و معنی‌دار و اثر توسعه مالی بر بهره‌وری کل عوامل تولید مثبت و بی‌معنی است.

در خصوص اثر مستقیم درآمدهای نفتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌توان بیان داشت، اتکا به درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت، فقدان شناخت ساختار اقتصادی و

1. Barro & Lee

2. Simultaneous Equations

چشم‌انداز اقتصاد جهانی و فقدان برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری صحیح در کشور سبب ناهماهنگی مابین سیاست‌های سمت تقاضا با سیاست‌های علمی- آموزشی و پژوهشی، موجب افزایش قیمت نسبی عوامل دانش‌محور گردیده و انگیزه‌های خصوصی و عمومی را برای تقاضای سرمایه‌های انسانی، انجام فعالیت‌های نوآورانه و رشد فناوری درون‌زا کاهش داده است. به طور نمونه جهت‌گیری سیاست‌های پولی، مالی، ارزی و تجاری منجر به تحریف قیمت نسبی عوامل تولید و حتی منفی شدن نرخ سود بانکی واقعی، تقویت دستوری ارزش پول ملی به پشتوانه ثروت‌های تجدیدناپذیر و در نتیجه سبب افزایش قیمت نسبی مؤلفه‌های دانش شده است. حال آنکه در صورت مدیریت صحیح این منابع و هماهنگی مابین سیاست‌های سمت تقاضا با سیاست‌های علمی- آموزشی و پژوهشی شاهد گسترش بازار مؤلفه‌های جدید تولید، تبدیل ثروت تجدیدناپذیر به تجدیدپذیر و افزایش سهم رشد بهره‌وری کل عوامل در رشد اقتصادی خواهیم بود. نتایج با مطالعه لاکاتا و همکاران (۲۰۱۵)، سانگ و پارک[1] (۲۰۱۱) و مبارک و محمدلو (۱۳۸۷) سازگار است.

همچنین براساس نتایج تخمین اثر انباشت سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید مثبت و معنی‌دار است. سرمایه انسانی با ایجاد بازده به مقیاس صعودی و ایجاد صرفه‌جویی‌های خارجی در تولید، بهره‌وری عوامل تولید را افزایش می‌دهد. پیترزاک و بالاسرزاک[2] (۲۰۱۶)؛ توفیل و آحمد (۲۰۱۵)؛ شهریور و جاجری (۲۰۱۳) و امینی و حجازی آزاد (۱۳۸۷) به همین نتیجه دست یافتند.

در خصوص اثرگذاری انباشت تحقیق و توسعه داخلی و سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری بر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌توان گفت، امروزه بسیاری از کشورهای توسعه‌یافته درصدد خلق مزیت‌های نسبی جدید هستند که این امر در گرو گسترش بازار مؤلفه‌های جدید تولید اعم از تحقیق و توسعه داخلی و جذب تحقیق و توسعه خارجی و ... بوده و نتیجه گسترش این بازارها، افزایش سهم رشد بهره‌وری کل عوامل در رشد اقتصادی است. نتایج با مطالعه ادکوییست و هنرکسون[3] (۲۰۱۶)، آکپن و آیپاتوآ[4] (۲۰۱۶)، چرنگل و همکاران (۲۰۱۳)، امینی و حجازی آزاد (۱۳۸۷) و شاه‌آبادی و رحمانی (۱۳۸۷) سازگار است.

اثر توسعه مالی بر بهره‌وری کل عوامل تولید مثبت ولی بی‌معنی است. به نظر می‌رسد به دلیل وجود ساختار اقتصادی نامناسب، ضعف بخش خصوصی در جذب و مدیریت منابع در جهت سرمایه‌گذاری و فقدان وجود نظام تدبیر شایسته اعتبارات پرداختی به بخش خصوصی، اثر توسعه مالی بر بهره‌وری کل عوامل تولید ایران بی‌معنی است. به تعبیری دیگر میزان اعطای تسهیلات به بخش خصوصی موجب توسعه مالی نمی‌شود بلکه نحوه تخصیص اعتبارات سبب توسعه مالی می‌شود. همچنین باید خاطر نشان ساخت، نرخ سود بانکی در کشور ایران به صورت دستوری تعیین می‌شود که از یکسو موجب افزایش تقاضای منابع مالی و از سوی دیگر موجب کاهش انگیزه پس‌اندازکنندگان جهت عرضه منابع مالی می‌گردد و این موضوع موجب تخصیص غیر بهینه منابع و رانت در نظام مالی کشور می‌گردد. در حالی‌که بر اساس مطالعات سردارقلو[5] (۲۰۱۵)، هان و شن (۲۰۱۵) و شاه‌آبادی و فعلی (۱۳۹۰)، توسعه مالی بر بهره‌وری کل عوامل تولید اثر مثبت و معنی‌داری دارد.

همچنین انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات نیز با کاهش هزینه‌ها یا غلبه بر محدودیت‌های مکانی و زمانی موجب تسهیل در انتقال اطلاعات و افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید می‌شود. نتایج با مطالعه ادکوییست و هنرکسون (۲۰۱۶)، جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۷) و محمودزاده و رزاقی (۱۳۸۷) هماهنگ است.

شدت سرمایه فیزیکی نیز بر بهره‌وری کل عوامل تولید اثر مثبت و معنی‌داری دارد. شدت سرمایه فیزیکی به دلیل سهمش در تولید و سایر بخش‌های اقتصادی سبب بهبود بهره‌وری کل عوامل تولید شده است. رابطه مبادله اثر منفی و معنی‌داری بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد، می‌توان گفت، از یکسو وزن اصلی صادرات کشور ایران را صادرات منابع نفتی تشکیل می‌دهد ازاین‌رو افزایش قیمت نفت موجب بهبود رابطه مبادله شده و این امر گسترش واردات و کاهش تقاضای تولید داخلی نسبت به تولید خارجی را در پی داشته و از سوی دیگر وزن اصلی کالاهای صادراتی کشور، کالاهایی بوده که جایگزین برای آنها در نظام جهانی وجود دارد. از این‌رو قدرت چانه زنی کشور در تعیین قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی اندک بوده است و همین امر موجب آسیب به بازار عوامل جدید تولید و کاهش بهره‌وری کل عوامل تولید شده است. شاه‌آبادی و فعلی

1. Song & Park (2011)
2. Pietrzak & Balcerzak (2016)
3. Edquist & Henrekson (2016)
4. Apokin& Ipatova (2016)
5. Serdaroğlu (2015)

(۱۳۹۰) و امینی و حجازی‌آزاد (۱۳۸۷) به همین نتیجه دست یافتند.

همان‌گونه که از جدول (۲) مشاهده می‌شود، اثر درآمدهای نفتی بر انباشت سرمایه انسانی منفی و معنی‌دار، اثر جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن اقتصاد مثبت و معنی‌دار و اثر سهم هزینه‌های دولت در مخارج آموزشی و پژوهشی و توسعه مالی بر انباشت سرمایه انسانی مثبت و بی‌معنی است.

درآمدهای نفتی یکی از عوامل موثر بر انباشت سرمایه انسانی است، زیرا از یک‌سو مدیریت ناصحیح درآمدهای نفتی موجب انحراف قیمت‌های نسبی به ضرر تقاضای مؤلفه‌های دانش‌محور از جمله سرمایه انسانی شده و از سوی دیگر کشور ایران به پشتوانه فروش درآمدهای نفتی، اقدام به سرمایه‌گذاری قابل توجه در حوزه آموزش، بهداشت و در نتیجه عرضه سرمایه انسانی نموده ولی به دلیل فقدان هماهنگی سیاست‌های سمت تقاضا با عرضه سبب اتلاف منابع و بیکاری سرمایه انسانی شده است. در حالی‌که با مدیریت صحیح منابع نفتی و اتخاذ سیاست‌های هماهنگ در عرضه و تقاضای مؤلفه‌های دانش محور از سوی دولت، بازار سرمایه انسانی توسعه می‌یابد. نتایج با مطالعه کومار[1](۲۰۱۴)، احمدیان یزدی (۱۳۹۴) و امامی میبدی و همکاران (۱۳۹۰) سازگار است.

براساس نظر بلانچارد و اولنی (۲۰۱۴: ۱۴) ایجاد پویایی و تحول فناوری در چرخه تولید، افزایش قدرت رقابت‌پذیری بین‌المللی و گسترش تجارت خارجی، نیاز به نیروی کار ماهر و متخصص را افزایش داده و افراد را به منظور جذب افکار، اندیشه‌ها و علوم و فنون جدید تشویق، می‌کنند و از این راه زمینه توسعه سرمایه انسانی را فرآهم می‌آورد. اثر توسعه مالی بر انباشت سرمایه انسانی مثبت ولی بی‌معنی است. توسعه مالی در صورت وجود ساختار اقتصادی مناسب و تخصیص بهینه منابع می‌تواند موجب بهبود سرمایه انسانی شود. نظام‌های مالی کارآمد، بیشترین سهم از اعتبارات را به فعالین اقتصادی و کارآفرینانی که بیشترین فعالیت را در انجام فعالیت‌های نوآورانه دارند، تخصیص می‌دهند و از این طریق سرمایه انسانی را بهبود می‌بخشند اما نحوه تخصیص اعتبارات در ایران بدین گونه نیست. به نظر می‌رسد به دلیل آنکه هزینه سرمایه انسانی توسط دولت تأمین می‌شود و سرمایه انسانی در کشور ایران در گرو توسعه مالی نیست، اثر توسعه مالی بر انباشت سرمایه انسانی بی‌معنی است. آخمت و همکاران[2] (۲۰۱۴) و سحابی و همکاران (۱۳۹۰) به همین نتیجه دست یافتند.

همچنین جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر انباشت سرمایه انسانی اثر مثبت و معنی‌داری دارد. زیرا سرمایه انسانی در فرآیند بهره‌گیری از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی جهت بومی کردن فناوری حاصل از سرمایه‌های خارجی و فعالیت‌های تحقیق و توسعه نقش تعیین‌کننده‌ای دارد. نتایج با مطالعه اعظم و همکاران[3](۲۰۱۶) و نگهداری (۱۳۹۳) سازگار است.

اثر سهم هزینه‌های دولت در مخارج آموزشی نیز بر انباشت سرمایه انسانی مثبت و بی‌معنی است. زیرا دولت در گسترش بنیه علمی اقتصاد نقش مهمی را دارد و از این طریق تأثیر مهمی در تشکیل سرمایه انسانی می‌گذارد. گفتنی است، صرفاً گسترش کمی آموزش به پشتوانه درآمدهای نفتی به معنای توسعه بازار سرمایه انسانی در کشور نبوده است، بلکه به دلیل اتخاذ سیاست‌های ناصحیح سمت تقاضا و بنابراین تعیین قیمت‌های نسبی ناصحیح برای مؤلفه‌های دانش‌محور از جمله سرمایه انسانی موجب شده است تا بازار سرمایه انسانی تقاضا محور نباشد. نتایج با مطالعه دیساو و همکاران(۲۰۱۶) سازگار است.

بر اساس نتایج برآورد معادله انباشت تحقیق و توسعه داخلی در جدول (۲)، اثر درآمدهای نفتی، درجه باز بودن اقتصاد، ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی منفی و معنی‌دار و اثر انباشت سرمایه انسانی بر انباشت تحقیق و توسعه داخلی مثبت و بی‌معنی است.

اثر درآمدهای نفتی بر انباشت تحقیق و توسعه داخلی منفی و معنی‌دار است. به نظر می‌رسد مدیریت ناصحیح درآمدهای نفتی در قالب فقدان هماهنگی سیاست‌های سمت تقاضا با سیاست‌های علمی- پژوهشی باعث برهم زدن بازار مؤلفه‌های دانش‌محور از جمله انباشت تحقیق و توسعه داخلی و تخصیص نامناسب درآمدهای ناشی از صادرات این منابع شده است. و همین امر موجب بی‌معنی شدن اثر درآمدهای نفتی بر انباشت تحقیق و توسعه داخلی شده است.

براساس نتایج برآورد اثر انباشت سرمایه انسانی بر انباشت تحقیق و توسعه داخلی مثبت ولی بی‌معنی است. وگل[4] (۲۰۱۳: ۵۲۵) بیان می‌دارد، سرمایه انسانی هسته اصلی اقتصاد دانش

1. Kumar (2014)

2. Akhmat et al. (2014)
3. Azam (2016)
4. Vogel (2013)

محور، حیاتی‌ترین نهاده و منبع فکری برای انجام فعالیت‌های تحقیق و توسعه است و وجود نیروی انسانی لازم و کافی عاملی مهم برای فعالیت‌های تحقیق و توسعه است، اما بهبود در تعداد پژوهشگران و محققان در کشور موجب افزایش فعالیت‌های تحقیق و توسعه نمی‌شود، زیرا ناهماهنگی مابین سیاست‌های سمت تقاضا با سیاست‌های پژوهشی موجب کاهش انگیزه برای تقاضای فعالیت‌های تحقیق و توسعه می‌شود. لذا در این صورت انتظار پر کردن شکاف فناوری از فعالیت‌های تحقیق و توسعه، افزایش قدرت رقابت‌پذیری و بهره‌وری کل عوامل تولید دور از انتظار است. شاه‌آبادی و سلیمی (۱۳۹۴) و شاه‌آبادی و حیدری (۱۳۹۰) نیز به همین نتیجه دست یافتند.

با توجه به نتایج برآورد جدول (۲)، درجه باز بودن اقتصاد بر انباشت تحقیق و توسعه داخلی اثر منفی و معنی‌دار است. می‌توان گفت بنگاه‌های داخلی با ورود فناوری‌های خارجی به کشور از طریق واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای به پشتوانه دلارهای نفتی ارزان قیمت، خود را ملزم به انجام فعالیت‌های تحقیق و توسعه نمی‌دانند. البته دلیل این امر، می‌تواند ناشی از انحراف قیمت‌های نسبی به نفع سرمایه فیزیکی به‌ویژه سرمایه فیزیکی وارداتی باشد. نتایج مطابق با نتایج مطالعه تارکان و کایا[1] (۲۰۱۱) و شاه‌آبادی و سلیمی (۱۳۹۴) است.

مطابق با نتیجه مطالعه تارکان و کایا (۲۰۱۱)، شاه‌آبادی و سلیمی (۱۳۹۴) و شاه‌آبادی و حیدری (۱۳۹۰)، ارزش افزوده بخش صنعت (درصدی از تولید ناخالص داخلی) بر انباشت تحقیق و توسعه داخلی اثر منفی و معنی‌داری دارد. به نظر می‌رسد در اقتصاد ایران، به دلیل واردات و خرید دانش فنی و فناوری ارزان قیمت به پشتوانه فروش ثروت‌های نفتی، بنگاه‌های اقتصادی، نیازی به انجام فعالیت‌های تحقیقاتی احساس نمی‌کنند.

نتایج برآورد معادله سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری در جدول (۲) نشان می‌دهد، اثر درآمدهای نفتی و درجه باز بودن اقتصاد مثبت و بی‌معنی و اثر درآمد سرانه انباشت سرمایه انسانی بر سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری مثبت و معنی‌دار است.

اثر درآمدهای نفتی بر سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری مثبت و بی‌معنی است. می‌توان گفت در کشور ایران به دلیل اتکا به درآمدهای نفتی و اتخاذ سیاست‌های ناصحیح اقتصادی شاهد انحراف در قیمت‌های نسبی عوامل دانش محور بوده‌ایم. همین امر موجب کاهش انگیزه فعالان اقتصادی جهت انجام فعالیت‌های تولیدی مولد شده و منابع به سمت فعالیت‌های غیرمولد و ضروری سوق پیدا کرده است. از این‌رو کشور ایران نتوانسته از اثر درآمدهای نفتی بر سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری جهت ایجاد مزیت نسبی اکتسابی و افزایش قدرت رقابت‌پذیری استفاده چندانی کند. هاردینگ و ونابل[2] (۲۰۱۶) نیز به همین نتیجه دست یافتند.

براساس نتایج برآورد، اثر تولید ناخالص داخلی سرانه بر سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری مثبت و معنی‌دار است. به تعبیری دیگر اندازه بازار داخلی یکی از عوامل مهمی است که بر سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری اثر می‌گذارد و تولید ناخالص داخلی بیانگر اندازه بازار داخلی و توان اقتصادی است. نتایج مطالعه شاه‌آبادی و ساری‌گل (۱۳۹۵) نیز موید همین نتیجه است.

همچنین انباشت سرمایه انسانی بر سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری اثر مثبت و معنی‌داری دارد. از این‌رو کشور ایران می‌تواند از منافع سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری بهره گیرد. می‌توان بیان داشت، تجارت خارجی کانال اصلی برای انتقال اندیشه‌ها، افکار، دانش و فناوری‌های پیشرفته است. پذیرش، قبول، انطباق و پیروی از این فناوری‌ها به شدت به انباشت سرمایه انسانی در کشور دریافت کننده بستگی دارد، لذا به کارگیری فناوری‌های برتر و توان رقابتی بیشتر در بازار، مستلزم به کارگیری و افزایش سرمایه انسانی است (ایساکسون[3]، ۲۰۰۲). بن‌حبیب و اشپیگل (۱۹۹۴) و پین و کینگ چانگ[4] (۲۰۰۸) نشان داده‌اند سرمایه انسانی سرعت جذب و انتشار فناوری را افزایش می‌دهد و ظرفیت کشور را در ایجاد تکنیک‌های مناسب تولید مشخص می‌کند، از این‌رو نقش مؤثری در جذب و تطبیق فناوری سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری دارد. البته توجه به این نکته نیز حائز اهمیت است که ضریب سرمایه انسانی بر سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری ناچیز است. به نظر می‌رسد مهم‌ترین دلیل این امر می‌تواند ناشی از ناهماهنگی سیاست‌های کلان اقتصادی با سیاست‌های علمی- آموزشی و پژوهشی باشد، زیرا در کشور ایران سیاست‌های سمت تقاضا متناسب و هماهنگ با

1. Türkcan& Kaya (2011)

2. Harding &Venabel (2016)
3. Isaksson (2002)
4. Ping & Qingchang (2008)

سیاست‌های علمی- آموزشی و پژوهشی اتخاذ نمی‌گردد و نتیجه اتخاذ سیاست‌های کلان نامناسب به منحرف شدن قیمت‌های نسبی به ضرر بازار مؤلفه‌های دانش محور از جمله سرمایه انسانی منجر می‌گردد. همچنین با توجه به آنکه سهم قابل توجهی از منابع کشور صرف آموزش نیروی انسانی می‌شود اما از آن به نحو مطلوبی بهره‌برداری نمی‌شود. نتایج با مطالعه پین و کینگ چانگ (۲۰۰۸) و شاه‌آبادی و ساری‌گل (۱۳۹۵) سازگار است.

اثر درجه بازبودن اقتصاد بر سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری مثبت ولی بی‌معنی است. می‌توان گفت، با باز شدن درهای اقتصاد به سوی تجارت جهانی، ورود کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای ضروری، فناوری‌های پیشرفته، دانش و مدیریت و ... برای انجام فعالیت‌های اقتصادی آسان‌تر است. دلیل بی‌معنی بودن اثر درجه بازبودن اقتصاد بر سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری را می‌توان در هدفمند نبودن تجارت کشور ایران در سرریز نوآوری فناورانه دانست، زیرا غیرهدفمند بودن واردات کالاها در جذب نوآوری فناورانه شرکای تجاری موفق سبب می‌شود تا کشور از مزایای تحقیق و توسعه شرکای تجاری ناشی از واردات کالاها شرکای تجاری بهره‌مند نشود و وابستگی بیشتر کشور به کشورهای توسعه یافته را بدنبال داشته باشد. نتایج با مطالعه لو و نگ (۲۰۱۰) و شاه‌آبادی و ساری‌گل (۱۳۹۵) سازگار است.

نتایج برآورد معادله توسعه مالی در جدول (۲) نشان می‌دهد، اثر درآمدهای نفتی، نرخ سود واقعی بانکی و درجه باز بودن اقتصاد بر توسعه مالی منفی و معنی‌دار و اثر باز بودن مالی مثبت و معنی‌دار و اثر بهره‌وری کل عوامل تولید بر توسعه مالی مثبت و بی‌معنی است.

درآمدهای نفتی بر توسعه مالی اثر منفی و معنی‌داری دارد. از یکسو بخش اعظمی از درآمدهای نفتی به بخش دولتی تزریق شده و اقتصاد دولتی را تقویت، بخش خصوصی را تضعیف کرده است و این امر به حاکمیت انحصار، رقابت‌پذیری پایین و تخصیص غیر بهینه منابع منجر و مانع توسعه بخش مالی شده است در حالی‌که در صورت مدیریت صحیح منابع نفتی در جهت حمایت از بخش خصوصی، ثروت تجدیدناپذیر به ثروت تجدیدپذیر تبدیل و از این طریق موجب گسترش بازارهای مالی می‌شود. نتایج مطابق با مطالعه انوانی و همکاران[1] (۲۰۱۶) است.

همچنین، نرخ سود بانکی یکی از ابزارهای پولی است که بر توسعه مالی اثر منفی و معنی‌داری دارد. مک‌کینون و شاو (۱۹۷۳) مسئله آزادسازی نرخ سود بانکی و تأثیر آن بر اقتصاد را مورد توجه قرار دادند به این نتیجه رسیدند که حذف کنترل از نظام مالی و آزادسازی نرخ سود بانکی، سبب توسعه بخش مالی می‌گردد. اما در کشور ایران نرخ سود بانکی به صورت دستوری تعیین شده و سیاست‌های مداخله‌گرانه در بازار منجر به تخصیص غیربهینه منابع و در نتیجه بر توسعه بازارهای مالی اثر منفی دارد.

گفتنی است، درجه باز بودن اقتصاد بر توسعه مالی اثر منفی و معنی‌داری دارد. به تعبیری دیگر، به دلیل فقدان سیستم‌های بانکی کارا، وجود پدیده سرکوب مالی به دلیل مداخلات بی‌رویه دولت و نبود بازارهای سرمایه فعال، بازارهای مالی کشور کارا نیستند و باز بودن تجاری در کشور، تقاضا برای خدمات مالی کشورهای خارجی را افزایش داده و به دلیل نبود بازارهای مالی کارا، بازارهای مالی خارجی مکانی برای تأمین نیازهای داخلی خواهند شد و از این‌رو بازارهای مالی داخلی توسعه نیافتند. بر اساس نتایج برآورد معادله توسعه مالی، بین باز بودن مالی و توسعه مالی رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. نتایج مطالعه بالتاجی و همکاران (۲۰۰۸)، محمدی و همکاران (۱۳۹۳) و طیبی و همکاران (۱۳۹۰) نشان می‌دهد، باز بودن مالی و تجاری و حضور در صحنه بین‌المللی به بهتر شدن اقتصاد و توسعه مالی کشورها کمک می‌کند. همچنین اثر بهره‌وری کل عوامل تولید بر توسعه مالی مثبت و بی‌معنی است. دلیل بی‌معنی بودن اثر را می‌توان در ناچیز بودن یا حتی منفی سهم رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران دانست.

بر اساس نتایج برآورد معادله انباشت فناوری اطلاعات ارتباطات در جدول (۲) خاطر نشان می‌گردد، اثر درآمدهای نفتی، درجه باز بودن اقتصاد و درآمد سرانه بر انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات مثبت و معنی‌دار و اثر نوآوری و بهره‌وری کل عوامل تولید بر انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات مثبت و بی‌معنی است.

یکی از عوامل موثر بر انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات، ارزهای حاصله از فروش ثروت نفت است. اثر درآمدهای نفتی بر انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات مثبت و معنی‌دار است. می‌توان بیان داشت، از آنجا که اقتصاد کشور عمدتاً بر فروش منابع نفتی تکیه داشته و از این درآمدها در

1. Nwani et al. (2016)

جهت بهبود فناوری اطلاعات و ارتباطات بهره گرفته شده است. نتایج با مطالعه تیلور (۲۰۱۲) هماهنگ است.

همچنین باید بیان داشت؛ استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات نیاز به تلاش‌های تکمیلی در حوزه نوآوری دارد و به تعبیری دیگر پیاده‌سازی موفق فناوری اطلاعات و ارتباطات نیاز به پژوهش و نوآوری دارد. اما اثر نوآوری بر انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات مثبت و بی‌معنی است دلیل این امر را باید در ناسازگاری سیاست‌های سمت تقاضا در جهت حرکت از اقتصاد منابع و سرمایه محور به سوی اقتصاد دانش‌محور و تسهیل زمینه فعالیت‌های نوآورانه جستجو کرد.

اثر بهره‌وری کل عوامل تولید نیز بر انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات اثر مثبت و بی‌معنی است. دلیل بی‌معنی بودن اثر را می‌توان در ناچیز بودن یا حتی منفی سهم رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران دانست. نتایج با مطالعه لاندول[1] (۲۰۰۷) و ادکوئیست (۲۰۰۵) سازگار است.

همچنین بر اساس نتایج مطالعه، درآمد سرانه بر انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات اثر مثبت و معنی‌داری دارد. زیرا افزایش درآمد سرانه از یک طرف، منابع مالی بیشتری برای سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و ارتباطات فراهم می‌آورد از طرف دیگر با افزایش درآمد و قدرت خرید، تقاضا برای فناوری اطلاعات و ارتباطات افزایش می‌یابد. نتایج با مطالعه لی و شیو (۲۰۱۲)، سلمانی و همکاران (۱۳۹۴) و سبحانی و محمدی گیگلو (۱۳۸۴) سازگار است.

رابطه درجه باز بودن اقتصاد و انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات مثبت و معنی‌دار است. به تعبیری دیگر، سرریز فناوری اطلاعات و اطلاعات در اقتصادهای باز بیشتر است. در واقع فناوری اطلاعات می‌تواند از طریق کانال‌های تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور سرریز کند زیرا کالاهای فناوری اطلاعات و ارتباطات بخشی از کالاهای صادراتی و وارداتی را تشکیل می‌دهند. کاسلی و کلمن[2] (۲۰۰۱)، سلمانی و همکاران (۱۳۹۴) و سبحانی و محمدی گیگلو (۱۳۸۴) به همین نتیجه دست یافتند.

سناریوسازی:

در این بخش از مطالعه دو سناریو مختلف در خصوص تغییر درآمدهای نفتی بررسی می‌شود.

سناریو اول:

در سناریو اول با استفاده از پارامترهای تخمین زده شده در قسمت قبل، به بررسی واکنش افزایش درآمدهای نفتی بر متغیرهای بهره‌وری کل عوامل تولید، انباشت سرمایه انسانی، انباشت تحقیق و توسعه داخلی، سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری، فناوری اطلاعات و ارتباطات و توسعه مالی پرداخته شده است. در نمودار (۱) واکنش متغیرهای مذکور به افزایش درآمدهای نفتی آورده شده است:

بر اساس نمودار (۱)، افزایش درآمدهای نفتی باعث کاهش متغیرهای بهره‌وری کل عوامل تولید، انباشت سرمایه انسانی، انباشت تحقیق و توسعه داخلی، توسعه مالی و افزایش انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات و سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری می‌شود. از این‌رو براساس نتایج نمودارها مشخص است در صورت ادامه روند کنونی در استفاده از منابع نفتی و سیاست‌گذاری نامناسب در خصوص مؤلفه‌های دانش محور، شاهد کاهش این مؤلفه‌ها در آینده خواهیم بود.

سناریو دوم:

در سناریو دوم با استفاده از پارامترهای تخمین زده شده در قسمت قبل، به بررسی واکنش کاهش درآمدهای نفتی بر متغیرهای بهره‌وری کل عوامل تولید، انباشت سرمایه انسانی، انباشت تحقیق و توسعه داخلی، سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری، انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات و توسعه مالی پرداخته شده است. در نمودار (۲) واکنش متغیرهای مذکور به کاهش درآمدهای نفتی آورده شده است. براساس نمودار مذکور کاهش درآمدهای نفتی باعث افزایش متغیرهای بهره‌وری کل عوامل تولید، انباشت سرمایه انسانی، انباشت تحقیق و توسعه داخلی، توسعه مالی و کاهش انباشت فناوری اطلاعات و ارتباطات و سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری می‌شود. گفتنی است در صورت کاهش درآمدهای نفتی و وابستگی به این منابع و تغییر جهت سیاست‌ها به نفع به کارگیری از مؤلفه‌های دانش محور، متغیرهای مذکور افزایش می‌یابد.

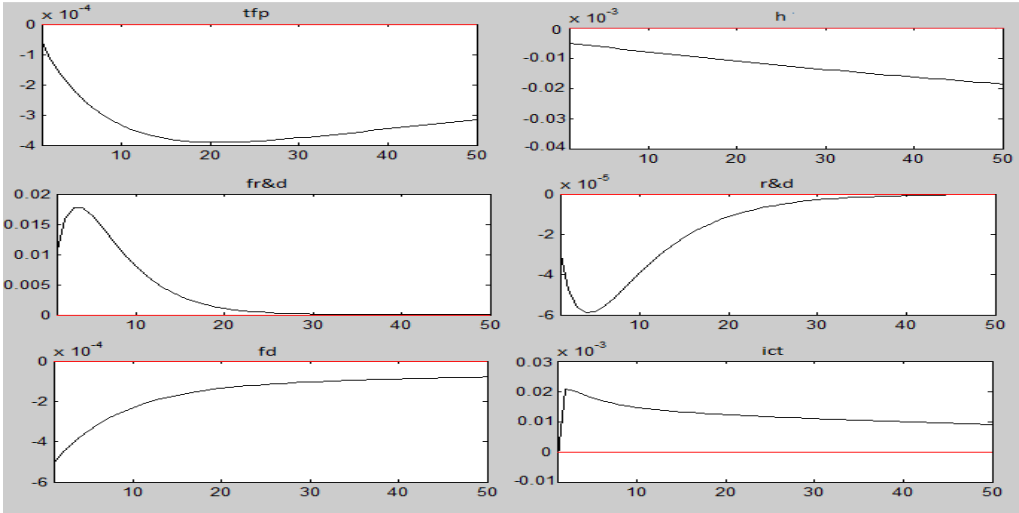
1. Lundvall (2007)
2. Caselli & Coleman (2001)

جدول ۲. نتایج برآورد معادلات به روش 3SLS

LogTFP		LogH		LogR&D		LogR&D^{f}		LogFD		LogICT	
C	۵/۶۳ (۱۳/۱۶)	C	−۳/۱۴ (−۵/۳۶)	C	۶/۵۶ (۲/۰۱)	C	−۵/۶۸ (−۳/۳۳)	C	۱۱/۱۵ (۴/۱۶)	C	−۱۵/۳۶ (−۲/۱۲)
LogOIL	−۰/۲۱ (−۲/۹۸)	Log OIL	−۰/۲۶ (−۲/۲۱)	LogOIL	−۰/۱۹ (−۲/۳۱)	LogOIL	۰/۷۱ (۱/۱۷)	LogOIL	−۰/۳۲ (−۵/۳۹)	LogOIL	۰/۰۱ (۲/۱۵)
LogH	۰/۰۵ (۲/۳۲)	LogOPEN	۰/۴۵ (۴/۷۱)	LogH	۰/۹۶ (۱/۱۰)	LogCI	۰/۳۱ (۲/۱۲)	LogIRI	−۰/۰۱۶ (−۲/۸۹)	LogTFP	۰/۸۷ (۱/۱۳)
LogR&D	۰/۰۱ (۲/۹۴)	LogFD	۰/۱۳ (۱/۶۲)	LogIVA	−۰/۰۰۳ (−۲/۲۷)	LogOPEN	۰/۰۱ (۰/۸۱)	LogFO	۰/۰۶ (۴/۹۸)	LogINO	۰/۰۰۹ (۱/۱۰)
LR&D^{f}	۰/۰۰۵ (۳/۱۹)	LogFDI	۰/۳۲ (۴/۳۷)	LogOPEN	−۱/۶۲ (−۳/۹۱)	LogH	۰/۰۰۱ (۳/۰۲)	LogOPEN	−۰/۰۸ (−۲/۳۲)	LogOPEN	۰/۴۳ (۳/۱۹)
LogFD	۰/۱۶ (۱/۰۵)	LogEXPG	۰/۹۸ (۱/۲۵)	AR(1)	۱/۳۷ (۷/۲۳)	AR(1)	۰/۶۲ (۴/۱۲)	LogTFP	۰/۰۱ (۱/۱۸)	Log CI	۰/۰۴ (۲/۰۱)
LogICT	۰/۰۲۵ (۲/۲۳)	AR(1)	−۰/۲۶ (−۱/۲۳)	AR(2)	−۰/۶۴ (−۳/۰۲)	AR(2)	−۰/۴۳ (−۲/۶۹)	AR(1)	۰/۵۷ (۳/۴۳)	AR(1)	۰/۵۲ (۲/۱۵)
LogTE	−۰/۰۰۷ (−۲/۳۵)	AR(2)	−۰/۲۲ (−۱/۹۹)	D-W	۲/۰۱	D-W	۲/۱۱	AR(2)	−۰/۵۶ (−۲/۳۲)	AR(2)	−۰/۴۲ (−۲/۲۱)
LogK/L	۰/۰۳۹ (۲/۵۶)	D-W	۱/۹۳	R^2	۰/۹۸	R^2	۰/۹۹	D-W	۱/۹۵	D-W	۱/۹۹
AR(1)	۰/۹۰ (۰/۹۸)	R^2	۰/۹۵					R^2	۰/۸۷	R^2	۰/۸۱
AR(2)	−۰/۵۱ (−۳/۱۱)										
D-W	۱/۹۵										
R^2	۰/۹۱										

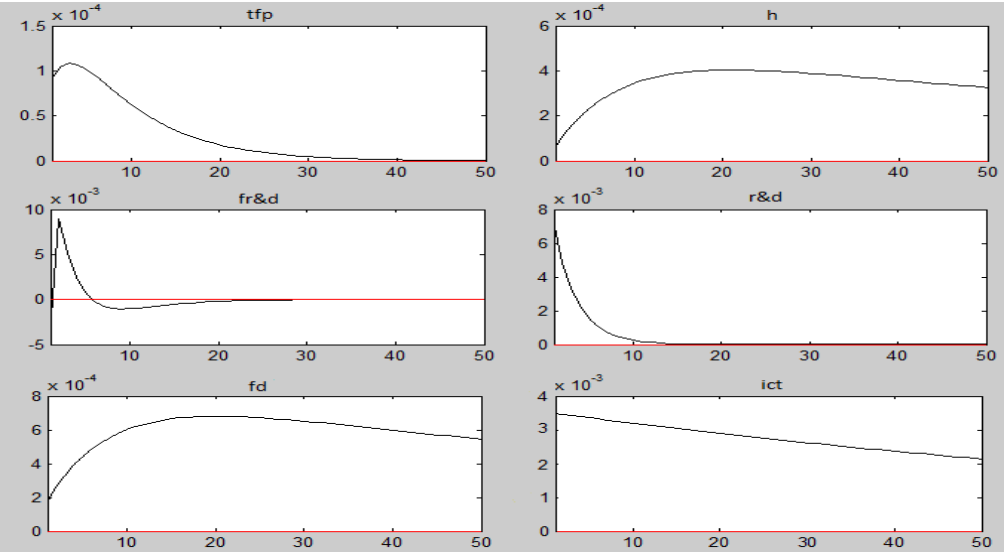
* اعداد داخل پرانتز بیانگر مقدار آماره t-statistic است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش



نمودار ۱. واکنش متغیرها به افزایش درآمدهای نفتی

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۲. واکنش متغیرها به کاهش درآمدهای نفتی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

بررسی سهم بالای رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته بیان‌گر این واقعیت است که در دهه‌های گذشته سعی شده سهم عمده‌ای از رشد اقتصادی از طریق رشد بهره‌وری کل عوامل تولید تأمین می‌شود. این در حالی است که از یک سو به رغم تلاش‌هایی که در کشور ایران صورت گرفته و برخورداری از توانمندی‌های بالقوه مثل جمعیت و فراوانی منابع انسانی، وسعت، فراوانی منابع و انرژی ارزان، هنوز نتوانسته در قالب برنامه‌های توسعه، فاصله توسعه‌ای خود را با جهان صنعتی کاهش دهد. از سویی دیگر، نفت نقش مهمی را در تأمین منابع مالی کشور ایفا می‌کند و می‌تواند به عنوان اهرمی مثبت در جهت گسترش بازار عوامل جدید تولید، ارتقاء بهره‌وری کل عوامل تولید و کاهش شکاف فنی کشور ایران با کشورهای توسعه یافته عمل کند، اما چرا چنین نشده است؟ لذا مطالعه حاضر با بهره‌گیری از سیستم معادلات همزمان به بررسی اثرات مستقیم و غیر مستقیم نفت بر بهره‌وری کل عوامل تولید ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۷ پرداخته است. نتایج برآورد مدل به روش 3SLS نشان می‌دهد، اثر مستقیم درآمدهای نفتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید منفی و معنی‌دار است. همچنین اثر درآمدهای نفتی در معادلات سرمایه انسانی، انباشت تحقیق و توسعه داخلی و توسعه مالی منفی و معنی‌دار و در معادلات سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری و فناوری اطلاعات و ارتباطات مثبت ولی بی‌معنی است. براساس نتایج مطالعه، اثر سرمایه انسانی، انباشت تحقیق و توسعه داخلی، سرریز تحقیق و توسعه شرکای تجاری، توسعه مالی و فناوری اطلاعات و ارتباطات مثبت و معنی‌دار و اثر توسعه مالی بر بهره‌وری کل عوامل تولید مثبت و بی‌معنی است. از این‌رو براساس نتایج می‌توان بیان داشت کشور ایران با اتکا به درآمدهای نفتی و مدیریت نامناسب منابع و سیاست‌های ناهماهنگ و غیرهدفمند اقتصادی منجر به انحراف قیمت‌های نسبی عوامل تولید به نفع نهاده‌های سنتی از یک سو و بالتبع به ضرر گستردگی بازار عوامل جدید تولید گردیده و همین امر سبب افزایش شکاف فناوری مابین ایران با کشورهای توسعه یافته و در نتیجه کاهش رشد بهره‌وری کل عوامل تولید گردیده است. لذا توجه به پیشنهادهای زیر می‌تواند تسهیل کننده حرکت کشور در جهت تحول از یک اقتصاد نهاده و سرمایه محور به یک اقتصاددانش‌محور، تبدیل ثروت‌های تجدیدناپذیر به تجدیدپذیر، کاهش شکاف فناوری و بهبود بهره‌وری کل عوامل به منظور تحقق اهداف سند چشم‌انداز و برنامه‌های توسعه اقتصادی باشد:

- اصلاح ساختار اقتصادی و حرکت به سمت اقتصاد دانش‌محور و بهره‌ور محور به منظور گسترش بازار سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه از طریق اتخاذ سیاست‌های صحیح و هدفمند سمت تقاضا جهت انحراف قیمت‌های نسبی عوامل به نفع عوامل تولید جدید؛ چراکه در کشور ایران، به پشتوانه ثروت‌های نفتی و اتخاذ سیاست‌های نامناسب سمت تقاضا (پولی، ارزی، مالی و تجاری) قیمت‌های نسبی عوامل جدید تولید در مقایسه با قیمت سرمایه فیزیکی وارداتی گران شده

است. این موضوع موجب شده بازار عوامل جدید تولید که رشد بهره‌وری کل عوامل تولید مبتنی بر آنهاست چروکیده شود، تقاضای عوامل جدید تولید توسط فعالین اقتصادی کاهش یابد و در نهایت شاهد وابستگی یک طرفه اقتصاد ایران به اقتصاد جهانی، چروکیدگی، انزوا و شکنندگی اقتصاد، اقتصادی برون‌زا و دورن‌نگر از سوی دیگر باشیم.

- فعالیت‌های تحقیق و توسعه داخلی در کشور سهم اندکی از تولید ناخالص داخلی را به خود اختصاص می‌دهند حال آنکه، کشور برای کاهش شکاف فناوری و افزایش ظرفیت‌های تولیدی خود با کشورهای توسعه یافته می‌تواند از سرریز فعالیت‌های تحقیق و توسعه کشورهای دیگر بهره بگیرد؛ البته جذب دانش و فناوری‌های نوین از سایر کشورها، تطبیق آنها با شرایط محلی و طراحی مدل‌های جدید مستلزم توجه به عوامل جدید تولید و گسترش بازار آنها است که این موضوع در گرو اصلاح سیاست‌های کلان اقتصادی و هماهنگ بودن سیاست‌های سمت تقاضا و عرضه به منظور گسترش بازار عوامل جدید تولید است.
- فراهم نمودن زمینه‌ها و فرصت‌های بهتر از طریق کاهش ناهماهنگی موجود بین قیمت‌های نسبی عوامل سنتی و جدید تولید و مدیریت صحیح منابع نفتی به منظور جلب مشارکت بخش خصوصی و ترغیب سرمایه‌گذاری در اجرای فعالیت‌ها برای رشد فناوری اطلاعات و ارتباطات در کشور.
- درآمدهای نفتی موجب پرداخت تنواع یارانه‌ها در کشور گردیده که این امر موجب انحراف قیمت نسبی به نفع عوامل سنتی تولید گردیده است، از این‌رو یکی از راهکارهای اصلاح ساختار اقتصادی و ایجاد انگیزه در فعالین اقتصادی به سمت تقاضای عوامل جدید تولید، هدفمند کردن اعتبارات، اختصاص یارانه و اعتبارات بلندمدت با نرخ سود پایین به فعالیت‌های تحقیق و توسعه به منظور کاهش شکاف فناوری به منظور افزایش قدرت رقابت‌پذیری و افزایش نقش رشد بهره‌وری کل عوامل در رشد اقتصادی اقتصاد کشور است.
- توسعه مالی از طریق بسط بازار عوامل جدید تولید که این امر در گرو مدیریت صحیح منابع نفتی و تغییر رویکرد از اقتصاد منابع و سرمایه محور به اقتصاد دانش محور از طریق هماهنگی بیشتر سیاست‌های کلان اقتصادی با سیاست‌های علمی-آموزشی.

منابع

ابراهیمی، محسن و سالاریان، محمد (۱۳۸۸). "بررسی پدیده نفرین منابع طبیعی در کشورهای صادرکننده نفت و تأثیر حضور در اوپک بر رشد اقتصادی کشورهای عضو آن". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۶، شماره ۲۰، ۱۰۰-۷۷.

امینی، علیرضا و حجازی آزاد، زهره (۱۳۸۷). "تحلیل نقش سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه در ارتقاء بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال دهم، شماره ۳۵، ۳۰-۱.

جهادی، محبوبه و علمی، زهرا (۱۳۹۰). "تکانه‌های قیمت نفت و رشد اقتصادی (شواهدی از کشورهای عضو اوپک)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، شماره ۲*، ۴۰-۱۱.

ربیعی، مهناز (۱۳۸۸). "اثر سرمایه انسانی و نوآوری بر رشد اقتصادی در ایران". *مجله دانش و توسعه*، شماره ۲۶، ۱۴۲-۱۲۲.

رحمانی، تیمور و حیاتی، سارا (۱۳۸۶). "بررسی اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید؛ مطالعه بین کشوری". *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۳، ۵۲-۲۵.

سبحانی، حسن و محمدی‌گیگلو، اسلام (۱۳۸۴). "برآورد تأثیر متغیرهای اقتصادی بر توسعه فناوری اطلاعات در کشورهای در حال توسعه". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۴۰، ۳۸-۱.

سحابی، بهرام؛ حسنی، محمد و میرزایی، امیر (۱۳۹۰). "بررسی تأثیر توسعه مالی بر سرمایه انسانی در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های مدیریت*، شماره‌های ۹۲ و ۹۳، ۳۵-۲۵.

شاه‌آبادی، ابوالفضل (۱۳۸۲). "بررسی عوامل تعیین کننده بهره‌وری کل عوامل اقتصادی در ایران". *دوفصلنامه نامه مفید*، شماره ۹، ۵۸-۲۷.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و حیدری، آرش (۱۳۹۰)."بررسی عوامل تعیین‌کننده شدت تحقیق و توسعه در کشورهای منتخب در حال‌توسعه و توسعه یافته: رهیافت پانل دیتا". *فصلنامه علمی-پژوهشی سیاست علم و فناوری، دوره ۱، شماره ۴*، ۹۵-۱۱۱.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و رحمانی، امید (۱۳۸۷). "نقش انباشت تحقیق و توسعه داخلی و خارجی بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت". *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، شماره ۱۴، ۳۸-۱۸.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و ساری‌گل، سارا (۱۳۹۲). "بررسی مقایسه‌ای تأثیر نوآوری بر نابرابری درآمد کشورهای اوپک و کشورهای منتخب توسعه‌یافته". *فصلنامه تخصصی رشد فناوری*، دوره ۹، شماره ۳۵، ۱۴-۲.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و ساری‌گل، سارا (۱۳۹۵). "اثر حکمرانی و حقوق مالکیت فکری بر سرریز دانش در کشورهای در حال توسعه منتخب". *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۷۸، ۱۲۳-۹۳.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و فعلی، پریسا (۱۳۹۱). "تأثیر توسعه مالی بر بهره‌وری کل عوامل تولید ایران". *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، شماره‌های ۲۳ و ۲۴، ۱۳۳-۱۱۱.

شاه‌چرا، مهشید (۱۳۸۹). "بررسی برنامه پنجم توسعه کشور". *پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*.

طیبی، سید کمیل؛ حاجی کرمی، مرضیه و سریری، مرضیه (۱۳۹۰). "تحلیل درجه باز بودن مالی و تجاری روی توسعه مالی ایران و شرکای تجاری (۲۰۰۹-۱۹۹۶)". *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه، شماره ۴*، ۶۰-۳۹.

گجراتی، دامودار (۱۳۸۵). "مبانی اقتصادسنجی". ترجمه حمید ابریشمی، چاپ اول، جلد دوم، ناشر مؤسسه انتشارات دانشگاه تهران.

مبارک، اصغر و محمدلو، نویده (۱۳۸۷). "اثر سیاست‌های تجاری و درآمدهای نفتی بر بهره‌وری کل عوامل کشورهای منتخب اوپک". *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، شماره ۱۳، ۱۶۱-۱۴۱.

محمدی، حسین؛ اعلایی، محمد مهدی و اصغرنژاد، الهام (۱۳۹۳). "بررسی عوامل موثر بر توسعه مالی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی". *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، دوره ۲، شماره ۶ ۳۷-۲۵.

Aghion, P. & Howitt, P. (1992). "A Model of Growth through Creative Destruction". *Econometrical*, 60(2), 323-351.

Akpan, G. E. & Chuku, Ch. (2014). "Natural Resources, Human Capital and Economic Development in Nigeria: Tracing the Linkages". *Journal of Economics and Sustainable Development,* 5 (21), 44-50.

Atkinson, R. D. & McKay, A. (2007). "Digital Prosperity: Understanding the Economic Benefits of the Information Technology Revolution". *Washington, DC: Information Technology and Innovation Foundation*.

Austria, M. S. (1998). "Productivity Growth in the Philippines after the Industrial Reforms". *Philippine Institute for Development Studies*, 98(26), 1-26.

Auty, R. M. (1993). "Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis". *Resources Policy*, 20(1), 77-87.

Auty, R. M. (1997). "Natural Resource Endowment, The State and Development Strategy". *Journal of International Development*, 9(4), 651-663.

Azam, M., Khan, S., Zainal, Z. B., Karuppiah, N. & Khan, F. (2015). "Foreign Direct Investment and Human Capital: Evidence from Developing Countries". *Investment Management and Financial Innovations*, 12(3), 155-162.

Barro, R. & Sala-i-Marti, X. (1995). "Economic Growth". NewYork. McGraw-Hill, *Advanced Series in Economic*.

Barro, R. J. (1991). "Economic Growth in a Cross-Section of Countries". *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-443.

Bekaert, G., Lundblad, C. & Harvey, C. R. (2011). "Financial Openness and Productivity". World Development, 39 (1), 1-19.

Ben Habib, J. & Spiegel, M. (1994). "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data". *Journal of Monetary Economics*, 34(2), 143-173.

Birba, O. & Diagne, A. (2012). "Determinants of Adoption of Internet in Africa: Case of 17 Sub-Saharan Countries". *Structural Change and Economic Dynamics*, 23, 463–472.

Blanchard, E. & Olney, W. (2014). "Globalization and Human Capital Investment: How Export Composition Drives Educational Attainment". Available At:

http://www.colorado.edu/economics/seminars/SeminarArchive/2014-15/Olney.pdf

Carbonnier, G., Wagner, N. & Brugger, F. (2011). "The Impact of Resource-Dependence and Governance on Sustainable Development". *CCDP Working Paper*.

Castiglione, C. (2008). "ICT Investments and Technical Efficiency in Italian Manufacturing Firms: The Productivity Paradox Revisited". *Department of Economics of Trinity College Dubline*, Working Paper 0408.

Chou, Y. CH., Chuang, H. CH. & Shao, B. B. (2014). "The Impacts of Information Technology on Total Factor Productivity: A Look at Externalities and Innovations". *International Journal of Production Economics*, 158, 290-299.

Coe, D. T. & Helpman, E. (1993). "International R&D Spillover". *IMF Working Paper* 93/94.

Coe, D. T. & Helpman, E. (1995). "International R&D Spillovers". *European Economic Review,* 39(5), 859-887.

Coe, D. T., Helpman, E. & Hoffmaister, A. W. (1997). "North-South R&D Spillovers". *The Economic Journal*, 107(440), 134-149.

Coe, D. T., Helpman. E. & Hoffmaister, W. (2008). "International R&D Spillovers and Institutions". *IMF Working Paper*, Available At: https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2008/wp08104.pdf

Dieppe, A. & Mutl, J. (2014). "International R&D Spillovers Technology Transfers, R&D Synergies". *European Central Bank Working Paper*, 1504.

Dissou, Y., Didic, S. & Yakautsava, T. (2016). "Government Spending on Education, Human Capital Accumulation, and Growth". *Economic Modelling*, 58, 9-21.

Engelbrecht, H. (1997). "International R&D Spillovers, Human Capital and Productivity in OECD Economics: An Empirical Investigation". *European Economic Review*, 41 (8), 1479-1488.

Erken, H., Donselaar, P. & Thurik, P. (2014). "Total Factor Productivity and the Role of Entrepreneurship". *SSRN Electronic Journal*, DOI: 10.2139/ssrn. 1398767 Source: RePEc

Gashi, P. (2014). "Human Capital and Export Decisions: The Case of Small and Medium Enterprises in Kosovo". *Croatian Economic Survey*, 16(2), 90-120.

Grossman, G. M. & Helpman, E. (1991). "Innovation and Growth in the Global Economy". Cambridge, MA and London: *MIT Press*.

Gupta, P., Grace Li, B. & Yu, J. (2015). "From Natural Resource Boom to Sustainable Economic Growth: Lessons for Mongolia". *International Monetary Fund (IMF) Working Paper*.

Gylfason, Th. (1998). "Output Gains from Economic Stabilization". *Journal of Development Economics,* 56 (1), 81-96.

Gylfason, Th. (2001). "Natural Resource and Economic Growth: What is the Connection?". *Cesifo working Paper*, No, 530.

Gylfason, Th. (2004). "Natural Resources and Economic Growth: from Dependence to Diversification". *CEPR Discussion Papers*, No, 4804.

Gylfason, Th. (2008). "Development and Growth in Mineral-Rich Countries". *CEPRD Iscussion Papers*, No, 7031.

Gylfason, Th., Herbertsson, T. T. & Zoega, G. (1999). "A Mixed Blessing. Macroeconomic Dynamics". *Cambridge University Press*.

Han, J. & Shen, Y. (2015). "Financial Development and Total Factor Productivity Growth: Evidence from China". Fin*ancial and Real Sector Challenges in Emerging Economies*, 51(1), 261-274.

Hu, M. C. & Mathews, J. A. (2005). "National Innovative Capacity in East Asia". *Research Policy*, 34(9), 1322–1349.

Jindra, B. & Rojec, M. (2014). "Knowledge Spillovers from FDI and Positioning of Ceecs in Times of a Global Shift in Production and Innovation–A Policy Perspective". *GRINCOH Working Paper Series*, 2.14.

Khan, U. S. (2005). "Macro Determinants of Total Factor Productivity in Pakistan". *Munich Personal RePEc Archive*, MPRA Paper 8693, 2.

King, R. G. & Levine, R. (1993). "Finance, Entrepreneurship, and Growth: Theory and Evidence". *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 513-542.

Li, R. & Shiu, A. (2012). "Internet Diffusion in China: A Dynamic Panel Data Analysis". *Telecommunications Policy,* 36, 872–887.

Lichtenberg, F. R. & Potterie, B. P. (1998). "International R&D Spillovers". *European Economic Review*, 42, 1483-1491.

Lio, M., & Liu, M. C. (2008). "Governance and Agricultural Productivity: A Crossnational Analysis". *Food Policy*, 33(6), 504–512.

Lucas, R. E. (1988). "On the Mechanics of Economic Development". *Journal of Monetary Economics*, 21(1), 3-42.

Lucchetta, M., Paradiso, A. & Savona, R. (2015). "Oil Price Shocks, Financial Frictions and TFP Dynamics". *Syrto Working Paper Series*, 19.

Lundström, S. (2003)."Technological Opportunities and Growth in the Natural Resource Sector". *Working Papers in Economics*.

Mckinnon, R. I. (1973). "Money and Capitalin Economic Development". *Brookings Institution*, Washington, DC.

Nwani, Ch., Iheanacho, E. & Okogbue, Ch. (2016). "Oil price and the Development of Financial Intermediation in Developing Oil-Exporting Countries: Evidence from Nigeria". *Cogent Economics & Finance*, 4(1), 1-15.

Papyrakis, E. & Gerlagh, R. (2004). "The Resource Curse Hypothesis and Its Transmission Channels". *Journal of Comparative Economics*, 32, 181-193.

Papyrakis, E., & Gerlagh, R. (2006). "Resource Windfalls, Investment and Long-Term Income". *Resources Policy*, 31(2), 117-128.

Rincon-Aznar, A. & Vecchi. M. (2004). "The Dynamic Impact of ICT Spillovers on Companies Productivity Performance". *National Institute of Economic and Social Research (NIESR)*, Discussion Paper 245.

Romer, D. (2006). "Advanced Macroeconomics". *McGraw-Hill Companies*, USA, Third Edition.

Romer, P. M. (1990). "Endogenous Technological Change". *Journal of Political Economy*, 98(5), 71-101.

Sachs, J. D. & Warner, A. M. (1997). "Natural Resource Abundance and Economic Growth". *Harvard Institute for International Development: Working Paper*.

Sachs, J. D., & Warner, A. M. (1995). "Natural Resource Abundance and Economic Growth". *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No, 5398.

Salai-I-Martin, X. & Suberamanain, A. (2003). "Addressing the Natural Resource Curse: An Illustration From Nigeria". *NBER Working Paper*, No. 9804.

Scherngell, T., Orowiecki, M. & Hu, Y. (2014). "Effects of Knowledge Capital on Total Factor Productivity in China: A Spatial Econometric Perspective". Paper Presented at the 53rd ERSA Congress 2013 in Palermo, Italy.

Schiff, M. & Wang, Y. (2013). "North – South Trade- Related Technology Diffusion and Productivity Growth: Are Small States Different?". *International Economic Journal,* 27 (3), 399-414.

Schumpeter, J. (1911). "The Theory of

Economic Development". Cambridge, Mass: Harvard University Press.

Seo, H. J. & Lee, S. L. (2006). "Contribution of Information and Communication Technology to Total Factor Productivity and Externalities Affects". *Information Technology for Development*, 12(2), 159-173.

Shahrivar, R. B. & Jajri, I. B. (2012). "Investigating the Interaction between FDI and Human Capital on Productivity Growth". *Research Journal of International Studies*, 23, 76-93.

Smith, K. (2007). "Innovation and Growth in Resource-based Economies". *Australian Innovation Research Centre, CEDA Growth*, 50-57.

Solow. R. M. (1956). "A Contribution to Theory of Economic Growth". *Quartely Journal of Economics*, 70, 65-94.

Stevens, P. (2012). "An Embargo on Iranian Crude Oil Exports: How Likely and with What Impact?". *EEDP Programme Paper*.

Tufail, M. & Ahmed, A. M. (2015). "Measuring Total Factor Productivity and Finding the Determinants of Total Factor Productivity at Sectoral Level: A Case Study of Pakistan". *Industrial Engineering Letters*, 5(6), 38-54.

Vogel, J. (2013). "The Two Faces of R&D and Human Capital: Evidence from Western European Regions". *Papers in Reginal Sience,* 94(3), 525-551.

Whelan, K. (2015). "Determinants of Total Factor Productivity". *Advanced Macroeconomics Notes*, 25(3), 1-32.

Yoo, S. H. & Kwak, S. J. (2004). "Information Technology and Economic Development in Korea: A Causality Study". *International Journal of Technology Management*, 27(1), 57-67.

پیوست ۱:

آزمون‌های معادلات همزمان:

جهت تشخیص دقیق‌تر معادلات همزمان ساختاری مدل بهره‌وری کل عوامل تولید، آزمون‌هایی لازم است انجام شود که در ادامه به آنها پرداخته می‌شود.

جدول ۳. نتایج آزمون معادلات بهره‌وری کل عوامل تولید

	خودهمبستگی	همسانی واریانس	آزمون متغیرهای حذف شده	آزمون برون‌زایی
LogOIL	۰/۰۰۰۰۰	۰/۱۷۳۵	LM=۲۱/۸۲ =$\chi^2_{7,0.05}$ ۱۹,۹۸	۰/۰۰۰۰۰
LogH	۰/۰۰۰۰۰	۰/۱۵۲۱	LM=۲۰/۵۲=$\chi^2_{7,0.05}$ ۱۷,۲۱	۰/۰۰۰۰۰
LogR&D	۰/۰۰۰۰۰	۰/۰۱۵۰	LM=۲۰/۱۱=$\chi^2_{7,0.05}$ ۱۷,۲۹	۰/۰۰۰۰۰
LogR&D[f]	۰/۰۰۰۰۰	۰/۱۸۹۸	LM=۳۲/۱۰=$\chi^2_{7,0.05}$ ۱۷,۱۱	۰/۰۰۰۰۰
LogFD	۰/۰۰۰۰۰	۰/۸۷۱	LM=۲۷/۱۵=$\chi^2_{7,0.05}$ ۱۴,۰۱	۰/۰۰۰۰۰
LogICT	۰/۰۰۰۰۰	۰/۳۸۷	LM=۱۸/۳۶=$\chi^2_{7,0.05}$ ۱۴,۵۵	۰/۰۰۰۰۰
نتیجه	فرضیه صفر مبنی بر عدم خود همبستگی رد می‌شود.	فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس پذیرفته می‌شود.	فرضیه صفر مبنی بر عدم فراشناسایی رد می‌شود.	فرضیه صفر مبنی بر برون‌زایی متغیرها رد می‌شود.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

آزمون برون‌زایی: هاسمن[1] (۱۹۶۷) آزمون همزمانی را برای بررسی اینکه متغیرهای درون‌زا موجود در سمت راست معادلات ساختاری الگوی همزمان، نقش درون‌زا را دارند، معرفی کرده است.

1. Hausman (1967)

آزمون متغیرهای حذف شده: این آزمون در واقع آزمونی برای تشخیص فراشناسایی بودن معادلات الگوی همزمان است و توسط هاسمن (۱۹۸۳) معرفی شده است.

آزمون خود همبستگی: وودریج[1] (۱۹۹۱) آزمونی را برای بررسی وجود خودهمبستگی و تعیین مرتبه آن در معادلات الگوی همزمان ارائه داده است.

آزمون ناهمسانی واریانس: جهت بررسی بود یا نبود مشکلی به نام ناهمسانی واریانس در رگرسیون، آزمون‌های بروش پاگان، آرچ LM، وایت و ... مورد استفاده قرار می‌گیرد. نتایج آزمون‌های مذکور در جدول (۳) آورده شده است.

آزمون ریشه واحد

پیش از تخمین الگو لازم است پایایی متغیرهای مورد نظر در مدل، مورد آزمون قرار گیرد که در این مطالعه برای بررسی پایایی داده‌های سری زمانی از آزمون ریشه واحد دیکی فولر (ADF) استفاده گردیده است. نتایج به دست آمده در جدول (۴) نشان می‌دهد، تمامی متغیرهای مدل در تفاضل مرتبه اول مانا هستند.

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر (ADF)

متغیر	سطح متغیرها					تفاضل مرتبه اول				
	تعداد وقفه	آماره ADF	مقادیر بحرانی			تعداد وقفه	آماره ADF	مقادیر بحرانی		
			٪۱	٪۵	٪۱۰			٪۱	٪۵	٪۱۰
LogTFP	۱	-۱/۱۳٤	-۲/۱۱۳	-۱/۸۳۲	-۱/۵۵	۱	-۳/۳۲۱	-۲/٦۲٤	-۱/۲۵۲	-۱/۲۱۰
LogOIL	۱	-۲/۹٤۸	-۳/۲۸۳	-۳/۵۹۸	-۳/۸۱٤	۱	-٤/٤٤٤	-٤/۲٤۱	-۳/۱٦۸	-۳/٦۱۸
LogR&D	۱	-۰/٦۲۲	-۲/۲۱۷	-۱/۵۲٦	-۱/۱۱	۱	-٤/۷۷	-۲/٤٦۷	-۱/۹۳۲	-۱/۵٦
Log R&D[f]	۱	-۱/۱۱٤	-۳/٦۹٦	-۲/۷۵۸	-۲/۱۱۸	۱	-٤/۸۹	-٤/۲۳٦	-۳/۱٦۱	-۳/۱۱۸
LogFD	۱	-۰/۷٦۳	-۳/۲۱٤	-۲/۱۱۲	-۲/۰۳۵	۱	-٤/۱٤۸	-٤/۰٦٦	-۳/۱۰۸	-۳/۰۰۵
LogICT	۱	-۱/۱۸٦	-٤/۲٦٤	-۳/۵۹۲	-۳/٤۸٤	۱	-٤/۹۷۸	-٤/۲۰۰	-۳/۱٦۸	-۳/۲۵۰
LogFDI	۱	-۱/٦۸٤	-۳/۸۸٤	-۳/۵۵۲	-۳/۱۰۸	۱	-٤/۵۸٤	-٤/۱۰٦	-۳/٦٤۸	-۳/۳٤۳
LogIRI	۱	-۱/٦۱۹	-۳/۹٤۹	-۳/۵٤۵	-۳/۱۵۵	۱	-٦/۱۵۲	-٤/۱۰٦	-۳/۵۳۸	-۳/۲٦۸
LogEXPG	۱	-۰/۱۳۳	-۳/۸۵۱	-۲/۷٦	-۲/٦۰۹	۱	-۵/۵٤۱	-۳/۷۰۸	-۲/۹۰٤	-۲/۱۲۳
LogINO	۱	-۲/۷۰۳	-٤/٤۷۰	-۳/۵۱۲	-۳/۳۱۲	۱	-۱/٤۳٦	-۲/٦٤۰	-۱/۹۲٤	-۱/۱۱
LogOPEN	۱	۲/۹۰۹	-٤/۵۵۱	-۳/۹۲۲	-۳/۱۱۵	۱	-۳/٦۸	-۳/٦۰	-۲/۹۱۷	-۲/٤۳۲
LogIVA	۱	-۳/۳۲٤	-٤/۳۱	-۲/٤۵۳	-۲/٦۱۰	۱	-۵/۱۳۱	-۳/٦۱۹	-۲/۹۵۷	-۲/۹۸۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

آزمون هم‌انباشتگی

شایان ذکر است استفاده از تفاضل متغیرها در تحلیل روابط بلندمدت بین متغیرها، باعث از دست دادن اطلاعات راجع به مقادیر اصلی متغیرها می‌شود که برای حل این مشکل مفهوم هم‌انباشتگی مطرح می‌گردد. لذا برای بررسی هم‌انباشتگی مدل، از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون – جوسیلیوس[2] و برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی از کمّیت‌های آماره آزمون تریس[3] و حداکثر مقدار ویژه[4] استفاده شده است (بالتاجی، ۲۰۰۸: ۵۳). فرض صفر در هر دو آزمون، به معنای عدم وجود هم‌انباشتگی است. بر اساس نتایج این آزمون در جدول (۵)، بر مبنای هر دو آماره، هم‌انباشتگی در سطح احتمال ۵ درصد تأیید شده است. از این‌رو، فرض صفر مبنی بر عدم هم

1. Wooldridge (1991)
2. Johansen Cointegration Test
3. Trace
4. Maximum Eigenvalue

انباشتگی رد می‌شود.

جدول ۵. آزمون ماتریس اثر (λ_{trace}) و حداکثر مقادیر ویژه (λ_{MAX})

متغیر	آزمون	فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵ درصد	احتمال
LogTFP	λ_{trace}	$r=0$	$r \geq 1$	۸۹/۵۲	۷۸/۶۱	۰/۰۰۲
		$r=1$	$r \geq 2$	۴۲/۴۵	۴۸/۸۵	۰/۱۳۱۸
		$r=2$	$r \geq 3$	۲۴/۱۸	۳۰/۷۹	۰/۲۲۰۱
		$r=3$	$r \geq 4$	۱۰/۳۹	۱۸/۴۹	۰/۱۶۲۰
	λ_{MAX}	$r=0$	$r \geq 1$	۴۸/۰۶	۳۷/۸۷	۰/۰۰۷
		$r=1$	$r \geq 2$	۱۹/۵۳	۲۸/۵۷	۰/۵۱۸۷
		$r=2$	$r \geq 3$	۹/۷۹	۲۴/۱۳	۰/۵۵۷۵
		$r=3$	$r \geq 4$	۵/۲۹	۱۸/۲۶	۰/۵۷۶۲
LogOIL	λ_{trace}	$r=0$	$r \geq 1$	۹۹/۹۳	۶۹/۲۱	۰/۰۰۰۸
		$r=1$	$r \geq 2$	۵۱/۶۹	۴۷/۸۵	۰/۰۰۱۵
		$r=2$	$r \geq 3$	۲۲/۰۲	۳۲/۷۹	۰/۰۳۹۱
		$r=3$	$r \geq 4$	۱۲/۴۷	۱۵/۴۹	۰/۲۰۵۶
	λ_{MAX}	$r=0$	$r \geq 1$	۳۹/۲۶	۳۶/۸۷	۰/۰۸۶۳
		$r=1$	$r \geq 2$	۲۸/۶۶	۲۹/۵۸	۰/۰۲۶۲
		$r=2$	$r \geq 3$	۱۷/۵۵	۲۱/۱۳	۰/۱۳۷۴
		$r=3$	$r \geq 4$	۹/۶۶	۱۹/۲۶	۰/۲۷۹۲
LogH	λ_{trace}	$r=0$	$r \geq 1$	۱۰۴/۸۶	۷۹/۳۲	۰/۰۰۰
		$r=1$	$r \geq 2$	۷۰/۳۴	۴۷/۸۵	۰/۰۰۰۱
		$r=2$	$r \geq 3$	۳۹/۰۲	۳۳/۷۹	۰/۰۰۰۱
		$r=3$	$r \geq 4$	۲۰/۶۱	۱۵/۴۹	۰/۰۰۱۷
	λ_{MAX}	$r=0$	$r \geq 1$	۴۴/۱۶	۳۵/۸۳	۰/۰۰۲۳
		$r=1$	$r \geq 2$	۲۶/۳۲	۲۶/۹۸	۰/۰۴۵
		$r=2$	$r \geq 3$	۲۳/۲	۲۵/۱۴	۰/۰۲۳
		$r=3$	$r \geq 4$	۱۴/۲۹	۱۴/۲۶	۰/۰۳۶۷
LogR&D	λ_{trace}	$r=0$	$r \geq 1$	۱۳۱/۳۷	۶۹/۸۱	۰/۰۰۰
		$r=1$	$r \geq 2$	۷۲/۹۸	۵۷/۸۵	۰/۰۰۱
		$r=2$	$r \geq 3$	۳۱/۶۷	۲۶/۷۹	۰/۰۱۷
		$r=3$	$r \geq 4$	۱۴/۱۵	۱۵/۴۹	۰/۰۸۸۸
	λ_{MAX}	$r=0$	$r \geq 1$	۶۸/۳۳	۳۱/۸۷	۰/۰۰۰
		$r=1$	$r \geq 2$	۲۷/۲۱	۲۹/۵۸	۰/۰۳۹۷
		$r=2$	$r \geq 3$	۱۹/۶۱	۲۲/۱۴	۰/۰۷۲۹
		$r=3$	$r \geq 4$	۱۲/۲۷	۱۴/۲۶	۰/۲۱۰۸
LogR&D[f]	λ_{trace}	$r=0$	$r \geq 1$	۷۳/۴۵	۶۳/۵۱	۰/۰۰۳۸
		$r=1$	$r \geq 2$	۵۱/۳۲	۴۸/۸۵	۰/۰۱۵۹
		$r=2$	$r \geq 3$	۲۳/۸۱	۲۸/۵۹	۰/۱۷۱۵
		$r=3$	$r \geq 4$	۹/۶۳	۱۹/۴۹	۰/۴۱۰۳
	λ_{MAX}	$r=0$	$r \geq 1$	۳۵/۱۲	۳۳/۸۷	۰/۰۰۱۸
		$r=1$	$r \geq 2$	۲۷/۴۶	۲۷/۵۷	۰/۰۴۱۸
		$r=2$	$r \geq 3$	۱۳/۲	۲۵/۱۳	۰/۱۷۸۹
		$r=3$	$r \geq 4$	۱۰/۷۳	۱۷/۲۶	۰/۵۳۶۵

LogFD	λ_{trace}	$r=0$	$r \geq 1$	۱۵۸/۳۲	۱۱۵/۲۱	۰/۰۰۰
		$r=1$	$r \geq 2$	۱۲۴/۰۷	۹۵/۷۵	۰/۰۰۰
		$r=2$	$r \geq 3$	۸۱/۰۵	۶۱/۸۱	۰/۰۰۱۴
		$r=3$	$r \geq 4$	۴۷/۹۶	۴۷/۸۵	۰/۰۶۵۶
	λ_{MAX}	$r=0$	$r \geq 1$	۳۸/۷۶	۴۶/۳۳	۰/۰۰۵۵
		$r=1$	$r \geq 2$	۱۹/۰۳	۴۰/۰۷	۰/۰۰۵۳
		$r=2$	$r \geq 3$	۳۱/۷۶	۳۵/۸۷	۰/۱۱۱
		$r=3$	$r \geq 4$	۵۴/۳۲	۶۹/۸۱	۰/۴۰۱۶
LogICT	λ_{trace}	$r=0$	$r \geq 1$	۷۱/۷۵	۴۷/۸۵	۰/۰۰۰
		$r=1$	$r \geq 2$	۳۹/۷۸	۳۶/۷۹	۰/۰۰۱
		$r=2$	$r \geq 3$	۵۱/۳۶	۳۲/۰۷	۰/۰۰۱۸
		$r=3$	$r \geq 4$	۴۲/۵۷	۳۳/۸۷	۰/۱۴۲
	λ_{MAX}	$r=0$	$r \geq 1$	۳۰/۹۶	۲۷/۵۸	۰/۰۰۱۸
		$r=1$	$r \geq 2$	۱۶/۲۹	۲۱/۱۳	۰/۰۰۳۶
		$r=2$	$r \geq 3$	۹۶/۹۴	۷۰/۸۱	۰/۰۰۴۲
		$r=3$	$r \geq 4$	۴۷/۰۵	۵۶/۸۵	۰/۲۰۶۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

شبیه‌سازی

آزمون‌های شناسایی معادلات همزمان کمک زیادی در تصریح دقیق‌تر مدل نموده و اعتبار مدل را افزایش می‌دهند. از طرف دیگر به دلیل اینکه در سیستم معادلات همزمان آماره R^2 در فاصله (۱، ∞−) قابل تغییر است، در بررسی قدرت توضیح‌دهندگی مدل و بنابراین خوبی برازش معادلات (قدرت شبیه‌سازی درون نمونه‌ای مدل) نمی‌توان به آماره R^2 استناد نمود. در این شرایط از شاخص‌های دیگری نظیر ضریب همبستگی خطی ساده بین مقادیر تاریخی و شبیه‌سازی شده، ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE)[1]، شاخص تایل[2] و آماره کارتر- نیگر[3] (R^2_{CN}) استفاده شده است. در اینجا جهت بررسی خوبی برازش از آماره‌های RMSE و R^2_{CN} استفاده شده است.

جدول ۶. نتایج مقادیر آماره‌های RMSE و R^2_{CN}

معادله	RMSE	R^2_{CN}
LogTFP	۰/۰۳۱۱	۰/۹۹۹
LogOIL	۰/۰۱۱۶	۰/۹۲۵
LogH	۰/۱۱۱۲	۰/۹۴۴
LogR&D	۰/۰۳۳۲	۰/۹۱۷
LogR&D^f	۰/۰۱۱۷	۰/۹۱۶
LogFD	۰/۰۷۴۳	۰/۹۱۱
LogICT	۰/۰۴۲۵	۰/۹۸۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Root of Mean Square Error
2. Theil Inequality Coefficient
3. Carter- Nager

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هشتم، پاییز ۱۳۹۶ (۱۸۰-۱۶۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 28, September 2017 (165-180)

بررسی عوامل مؤثر بر تمرکزجغرافیایی صنایع غذایی و آشامیدنی با استفاده از داده‌های پانل پویا

محمدعلی مقصودپور
مربی علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، مجتمع آموزش عالی بافت، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران
(دریافت: ۱۳۹٤/۱۲/۱۱ پذیرش: ۱۳۹۵/۳/۸)

Factors Affecting the Geographic Concentration of Food and Drink Industries Using Dynamic Panel Data

Mohammad-Ali Maghsoudpour
Lecturer in Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran
(**Received:** 1/March/2016 **Accepted:** 28/May/2016)

چکیده:
این مقاله با هدف بررسی عوامل مؤثر بر تمرکز جغرافیایی صنایع غذایی و آشامیدنی با استفاده از داده‌های پانل پویا، برای ۲۸ استان کشور در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۰ انجام گرفته است. برای سنجش میزان تمرکز بنگاه‌ها از شاخص تمرکز هرفیندال- هیرشمن (HHI) استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان دهنده اثر مثبت و معنی‌دار متغیر نخست شهری (با ضریب ۱/۰۷) بر تمرکز جغرافیایی صنایع غذایی و آشامیدنی است که نشان می‌دهد این صنایع تمایل به استقرار در نزدیکی نخست شهرها (بزرگ‌ترین شهر استان) را دارند. با این حال رابطه معکوسی بین متغیر فاصله اقتصادی (با ضریب ۰/۰۶۷-) و تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی وجود دارد که نشان می‌دهد فاصله اقتصادی مانعی برای تمرکز بنگاه‌ها می‌باشد. همچنین متغیر سهم استان از موجودی سرمایه کشور (با ضریب ۰/۱۴۶) اثر مثبت معنی‌داری بر تمرکز بنگاه‌ها داشته است. بر اساس یافته‌های تحقیق به کارگیری سیاست‌های لازم جهت کاهش فاصله اقتصادی بین استان‌ها توصیه می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: تمرکز جغرافیایی، صرفه‌های محلی شدن، صرفه‌های شهرنشینی، فاصله اقتصادی.
طبقه‌بندی JEL: R12، R53، P23.

Abstract:
This article aims to examine the factors influencing the geographic concentration of food and drink industries using dynamic panel data for 28 provinces in the period from 2001 to 2012. Herfindahl-Hirschman concentration index is used to measure the concentration of firms. The results show positive and significant effect of primacy (with a coefficient 1/07) on the geographic concentration of food and beverage which shows that these industries tend to settle near the first cities (largest city). However, there is an inverse relationship between economic distance variable (with a coefficient -0/067) and geographic concentration of food & beverage industries that shows economic distance is an obstacle for firms concentration. The province share of the capital stock of the country (with a coefficient 0.146) had a significant positive effect on firms concentration. According to the results, using the policies to reduce economic distance between provinces is recommended.

Keywords: Geographic Concentration, Localization Economies, Urbanization Economies, Economic Distance.
JEL: R12, R53, P23.

*Corresponding Author: Mohammad-Ali Maghsoudpour E-mail: Maghsoudpour@uk.ac.ir

۱- مقدمه

موفقیت اقتصادی یک بنگاه نه تنها به کارایی تکنیکی و اقتصادی آن بستگی دارد؛ بلکه مکان استقرار بنگاه نیز تعیین کننده و مهم است. ضرورت و اهمیت انتخاب مکان برای بنگاه صنعتی تا حدی است که در ادبیات این حوزه به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار بر موفقیت اقتصادی بنگاه صنعتی به شمار می‌رود به این علت که مکان می‌تواند بر رشد اشتغال بنگاه، خروج بنگاه از صنعت، سود آوری بنگاه و رقابت آن تأثیرگذار باشد (نصراللهی و صالحی قهفرخی، ۱۳۹۱: ۷۶).

مطالعه چگونگی استقرار و پراکندگی بنگاه‌ها و واحدهای تولیدی در بین مناطق مختلف کشور و عوامل تأثیرگذار بر این پراکندگی بسیار حائز اهمیت بوده و می‌تواند در شکل گیری برنامه‌ریزی منطقه‌ای نقش بسزایی داشته باشد. امروزه توزیع و پراکندگی فعالیت‌های اقتصادی در مناطق مختلف جهان یا یک کشور تفاوت‌هایی دارد که جغرافیای اقتصادی[1] قادر به پاسخگویی بخشی از این تفاوت‌ها می‌باشد. این شاخه از اقتصاد، به مطالعه مکان، توزیع و سازماندهی فضایی فعالیت‌های اقتصادی در سطح جهان یا یک منطقه می‌پردازد.

عوامل مختلفی در انتخاب مکان فعالیت یک بنگاه می‌توانند نقش داشته باشند. نئوکلاسیک‌ها و نهادگرایان عوامل مؤثر بر مکان‌یابی بنگاه‌ها را عوامل بیرونی تلقی می‌کنند و معتقدند که یک بنگاه اقتصادی در جستجوی مکانی است که سود وی را حداکثر کند (یا هزینه را حداقل نماید). از این‌رو عواملی مانند هزینه‌های حمل و نقل، میزان دسترسی به زیربناها از قبیل جاده، برق، آب، گاز و ...، دسترسی به نیروی کار (ماهر و غیرماهر)، دسترسی به بازار، وجود صرفه‌های تجمیع، سرمایه انسانی، تکنولوژی، مالیات و مشوق‌های دولتی و ... منجر به تغییر توابع هزینه و سود بنگاه‌ها شده و بنابراین بر انتخاب مکان فعالیت اقتصادی بنگاه اثر می‌گذارند. در مقابل؛ رفتارگرایان بر نقش عوامل درونی بنگاه از قبیل اندازه بنگاه و نوع مالکیت، نوع صنعت، ویژگی‌های کارفرما یا مؤسس (محل سکونت او، تجارب قبلی وی و ...) تأکید می‌کنند (نصراللهی و صالحی قهفرخی، ۱۳۹۱: ۷۷-۷۶)

یکی از ویژگی‌های معماگونه اقتصاد شهری، خوشه‌ای شدن[2] بنگاه‌ها می‌باشد. خوشه‌ای شدن[3] از خاصیتی معماگونه برخوردار است؛ زیرا پراکندگی در مناطق مجزا، رقابت بین بنگاه‌ها را در جذب کارگران کاهش می‌دهد و شاید بنگاه را به مشتری‌های پراکنده‌اش نزدیک‌تر نماید. مزایای ظریفی در خوشه‌ای شدن بنگاه‌ها وجود دارد که برای بسیاری از صنایع این مزایا بر هزینه‌های آشکار متمرکز شدن برتری دارد. استفاده مشترک از اندوخته نیروی کار، استفاده مشترک از تأمین کننده‌های نهاده‌های واسطه‌ای و استفاده از اطلاعات سه مزیت خوشه‌ای شدن برای بنگاه‌ها می‌باشد (سولیوان، ۱۳۸۶: ۶۱).

اگر چه انتظار می‌رود که صنایع غذایی به دلیل برخی ویژگی‌ها، از جمله پراکنده بودن بازار آن به صورت یکنواخت‌تر در استان‌های مختلف، دارای توزیع یکنواختی باشد و نه متمرکز، با این حال مطالعه چگونگی استقرار و پراکندگی صنایع غذایی و آشامیدنی کشور نشان می‌دهد که از یک پراکندگی ناهمگون و نامتعادل در بین استان‌ها و مناطق مختلف کشور برخوردار هستند به طوری که نوعی تمرکز و خوشه‌ای شدن را می‌توان در بین این گروه از تولیدکنندگان شاهد بود (جدول ۱). در این مقاله به بررسی عوامل مؤثر بر این تمرکز پرداخته شده است.

سازماندهی مقاله بدین صورت است که بعد از مقدمه حاضر، به ادبیات موضوع تحقیق در دو زیربخش مبانی نظری و مبانی تجربی پرداخته شده است. در ادامه پس از پرداختن به روش‌شناسی تحقیق، یافته‌های تحقیق آمده است. در بخش پایانی، ضمن تفسیر یافته‌های تحقیق جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی آمده است.

۲- ادبیات موضوع

در این بخش ابتدا مبانی نظری تحقیق و پس از آن پیشینه تحقیق بیان شده است.

۲-۱- مبانی نظری تحقیق

تصمیمات مکانی بنگاه‌ها بر پایه حداکثر کردن سود استوار است. به چند دلیل سود بالقوه یک بنگاه، از یک مکان نسبت به مکان دیگر متفاوت می‌باشد: اول اینکه انتقال نهاده‌ها و

1. Economic Geography
2. Clustering

۳. خوشه‌ای شدن بنگاه‌ها به معنی تمرکز فعالیت‌های اقتصادی یک صنعت خاص در محدوده مشخص مکانی است (فرهمند و بدری، ۱۳۹۱: ۱۴۴).

محصولات هزینه‌بر است و مکان‌هایی کـه دارای هزینـه‌هـای حمل و نقل نسبتاً پایینی هستند، سود بیشتری را ایجاد خواهنـد کرد (به شرط برابری بقیه شرایط). دوم اینکه برخی نهاده‌هـا را به طور کامل نمی‌توان حمل کرد و مکان‌هـایی بـا نهـاده‌هـای محلی ارزان به وجود آورنده سودهایی بـالاتر خواهنـد بـود (بـه شرط برابـری بقیـه شـرایط). سـوم اینکـه برخـی بنگـاه‌هـا از هم‌جواری با دیگر بنگاه‌ها در یک صنعت مشابه سود مـی‌برنـد (صرفه‌جویی‌های ناشی از محلی شدن[1]) و عده‌ای از بنگاه‌هـا از بودن در یک شهر متنوع و بزرگ سود می‌برند (صرفه‌جویی‌های ناشی از شهرنشینی[2]). چهارم اینکه بخش عمـومی بـا دریافـت مالیات، کالاها و خدمات عمومی را فراهم می‌آورد و مکان‌هـای برخوردار از یک بخش عمومی نسبتاً کارا، سودهای بـالاتری را تولید خواهد کرد (بـه شـرط برابـری بقیـه شـرایط) (سـولیوان، ۱۳۸۶: ۹۸).

تمرکز بنگاه‌هایی که به تولید کالاهـای مشـابه بـا امکـان جانشینی بالا مـی‌پردازنـد در یـک مکـان جغرافیـایی، یکـی از ویژگی‌های معماگونه اقتصاد شهری اسـت. زیـرا پراکنـدگی در مناطق مجزا، رقابت بین بنگاه‌ها را در جـذب کـارگران کـاهش می‌دهد و شاید بنگاه را به مشتری‌های پراکنـده‌اش نزدیـک‌تـر نماید. و از این نظر انتظار می‌رود که بنگاه‌ها تمایلی بـه تمرکـز در کنار هم نداشته باشند. با این حال در موارد متعددی می‌توان شاهد تجمع گروهی از تولیدکنندگان کالاهای مشابه در نزدیک همدیگر بود. طبعاً این تمرکز جغرافیـایی[3] بنگـاه‌هـا مزایـایی را برای آنها باید داشته باشد که این مزایا بتوانند بـر هزینـه‌هـای ناشی از تمرکز غلبه نماید. در ادامه بـه بررسـی دلایـل تمرکـز جغرافیایی بنگاه‌ها پرداخته شده است.

۲-۱-۱- استفاده مشترک از تأمین کنندگان نهاده‌ها

با گرد هم آمـدن واحـدهای تولیـدی مشـابه، مقیـاس تولیـد افزایش می‌یابد. در نتیجه، تولید برای تولیدکنندگان واسـطه‌ای در آن محـدوده جغرافیـایی مقرون به صرفه مـی‌شـود. در غیـر این صورت بنگاه تولیدکننده کالا بایـد نهـاده‌هـای مصـرفی خـود را از مکانی دورتر تهیه کند و افزایش هزینه‌های حمـل و نقل برای بنگاه منجر بـه بـالا رفـتن هزینـه‌هـای تولیـد کـالا می‌شود. این حالت به ویژه در شرایطی که حمل و نقل نهاده‌ها به دلیل حجیم بودن، شکستنی بـودن و... بسیار هزینه‌بر باشد؛ یا در شرایطی که بنگاه‌ها در صورت نزدیکی مـی‌تواننـد بـرای کاهش هزینه‌ها، نهاده‌ای را به صـورت مشـترک بـه اسـتخدام بگیرند و از آن در تولید اسـتفاده کننـد، بنگـاه‌هـا را بـه سـوی تجمیع سـوق می‌دهد. همچنین تمرکز جغرافیـایی بنگـاه‌هـای مختلف منجر به ایجاد صـرفه‌هـای ناشـی از مقیـاس در تولیـد نهاده‌های واسطه‌ای مشترک مانند بانکداری، بیمه، سیستم‌های حمل و نقل، خدمات امنیتـی و... می‌شوند که کل بنگـاه‌هـا از مزایای اینگونه صرفه‌ها بهره می‌برند. بـه هر حال پایین آمـدن هزینه‌های بنگاه‌های مجاور بـه دلیـل صـرفه‌جـویی در هزینـه نهاده‌های مصرفی، تولید را از نظر اقتصادی مقـرون بـه صـرفه کرده، باعث افزایش تولید هر بنگاه و افـزایش تعـداد بنگـاه‌هـا می‌شود (فرهمند و بدری، ۱۳۹۱: ۱۴۴).

بنگاه‌ها در نزدیکی یکدیگر مستقر می‌شوند تا به این وسیله هزینه به دست آوردن نهاده‌ها و هزینه انتقال محصولات خـود را به مشتریان زیردست خود کاهش دهند. هندرسن نیـز معتقـد است که به دلیل وجود صرفه‌هـای محلـی[4] ناشـی از مقیـاس، هنگامی که بنگاه‌ها به صورت متمرکز تولید نمایند بسیار کاراتر است. زیرا مجاورت فضایی یا تراکم بالای فعالیت در یک محل سبب می‌شود که هزینـه‌هـای حمـل و مبادلـه اجـزا در میـان تولیدکننده‌ها و هزینه‌های حمل برای شهروندان محلی کاهش یابد و آثار خارجی مثبت[5] قابل توجهی ایجاد شـود (هندرسـن[6]، ۲۰۰۰: ۶). مارشال[7] (۱۹۲۰: ۱۰۲) به بررسی مزایای بنگاه‌هـای موجود در یک صـنعت کـه در یـک مکـان نزدیـک هـم قـرار گرفته‌اند، پرداخت. او معتقد بود که تمرکز باعث می‌شود بنگاه‌ها بتواننـد ورودی‌هـای خـاص یـک صـنعتماننـد فنـاوری یـا سرمایه‌گذاری را به صورت مشترک اسـتفاده کننـد. بـه عنـوان نمونه، یک بنگـاه صـادراتی کـه در منطقـه خاصـی قـرار دارد می‌تواند زیرساخت‌های لازم حمل و نقل برای سایر بنگاه‌هـایی که نخستین بار وارد بازارهای صادراتی می‌شوند را تأمین کند و از این طریق باعث کاهش هزینه‌های ورود گردیـده و موفقیـت بنگاه‌های مزبور را رقـم زنـد (پـور عبادالهـان کـویچ و همتـی،

1. Localization Economies
2. Urbanization Economies
3. Geographic Concentration

۴. اثراتی هستند که بنگاه‌ها به وسیله یادگیری از سـایر بنگـاه‌هـا در صـنایع مرتبط در یک منطقه محلی کسب می‌کنند (سامتی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۱).
5. Positive Externalities
6. Henderson (2000)
7. Marshall (1920)

۱۳۹۴: ۱۲۵-۱۲۴).

۲-۱-۲- استفاده مشترک از بازار کار

مجاورت فیزیکی بنگاه‌ها، هزینه‌های نقل و انتقال کارگران را هم برای کارگران و هم برای کارفرمایان کاهش می‌دهد. به علاوه بنگاه‌ها از اینکه در آینده به چه درجه‌ای از مهارت‌های شغلی نیاز دارند اطمینان کافی ندارند. در مکانی که تمرکز جغرافیایی بنگاه‌ها وجود دارد، بنگاه‌ها با کارگران بیشتر و در نتیجه گوناگونی در مهارت مواجه هستند که خود هزینه‌های جستجو و دستمزد را برای بنگاه کاهش می‌دهد. از طرف دیگر احتمال از دست دادن کار برای کارگرانی که در یک گروه از بنگاه‌ها مشغول به کار هستند کمتر از کارگرانی است که در یک بنگاه دورافتاده مشغول به کار می‌شوند. پس کارگران برای کار در یک گروه از بنگاه‌ها حاضر به قبول دستمزد کمتری می‌شوند که خود منجر به بالا رفتن میزان اشتغال و رشد اقتصادی می‌شود (فرهمند و بدری، ۱۳۹۱: ۱۴۵-۱۴۴). یکی از دلایلی که بنگاه‌ها می‌خواهند در یک مکان قرار گیرند این است که تجمیع به بنگاه‌ها اجازه می‌دهد که از لحاظ تأمین نیروی کار متخصص و ماهر در مضیقه نباشند. در واقع تجمیع باعث ایجاد یک بازار با ثبات از نیروی کار متخصص می‌شود (پورعبادالهان کویچ و همتی، ۱۳۹۴: ۱۲۵).

۲-۱-۳- سرریز دانش و تکنولوژی

زمانی که بنگاه‌های مشابه، مجاور یکدیگر واقع شوند و موجب تمرکز یک صنعت در یک منطقه گردند، سرریزهای دانش و تکنولوژی در بین آنها افزایش می‌یابد. در چنین وضعیتی ایده‌های نوآور کمتر می‌توانند مخفی بمانند به خصوص زمانی که کارکنان بنگاه‌های مختلف، بتوانند به راحتی با یکدیگر ارتباط داشته باشند؛ یک چگالی بالا از فعالیت‌های اقتصادی تبادل اطلاعات را تسهیل می‌کند (هریس و اونیدس[1]، ۲۰۰۰: ۱۵). بنگاه‌هایی که از نظر جغرافیایی به هم می‌پیوندند، می‌توانند حداکثر جریان اطلاعات و ایده‌های نو را خلق کنند. به عبارت دیگر دانش تولید، دانش فنی و دانش بازار راحت‌تر تسهیم شده و سریع‌تر به خلاقیت‌های ارزشمند تبدیل می‌شود (پورعبادالهان کویچ و همتی، ۱۳۹۴: ۱۲۵). استقرار بنگاه‌ها در نزدیکی یکدیگر منجر به سرریزهای دانش و آگاهی می‌شود. همچنین منجر به مبادله سریع‌تر مهارت، ایده‌ها و نوآوری‌ها بین کارگران آن صنعت با یکدیگر می‌شوند و به منبع جدیدی از ایده‌ها و ابداعات تبدیل می‌شوند (سولیوان، ۱۳۸۶: ۱۰۱). تجمیع واحدها باعث ایجاد صرفه‌جویی‌هایی می‌شود که نمونه‌ای از عوارض جانبی مثبت در تولید می‌باشد، یعنی هزینه تولید بنگاه در اثر افزایش تولید بنگاه‌های دیگر کاهش می‌یابد. این سرریزهای مثبت سبب خوشه‌ای شدن بنگاه‌ها و همچنین هدایت کننده تمرکز وسیعی از اشتغال خواهد شد (صباغ کرمانی، ۱۳۸۰: ۸۷).

۲-۱-۴- وجود مزایای طبیعی

در برخی مناطق موهبت‌های طبیعی وجود دارد که به راحتی قابل تغییر نیستند. از این جمله می‌توان به زمین، شرایط آب و هوایی، رودخانه (به خصوص رودخانه‌های قابل کشتیرانی)، نیروی کار غیرقابل تحرک، جنگل و غیره اشاره نمود. بر اساس این موهبت‌ها، می‌توان درک نمود چرا تمرکز برخی بنگاه‌ها در مناطق خاصی بیشتر است[2] یا اینکه چرا برخی بنگاه‌ها در یک منطقه تمایل به تولید کالای کاربر و در منطقه دیگر گرایش به تولید کالای سرمایه‌بر دارند.

۲-۱-۵- استفاده از صرفه‌های شهرنشینی

در مباحث اقتصاد شهری صرفه‌جویی‌های ناشی از شهرنشینی به عنوان یک عامل تأثیرگذار بر خوشه‌ای شدن بنگاه‌ها ذکر می‌شود. صرفه‌جویی‌های ناشی از شهرنشینی به مواردی اشاره دارد که هزینه‌های تولیدکنندگان به خاطر افزایش جمعیت کل یک ناحیه شهری کاهش می‌یابد (سولیوان، ۱۳۸۶: ۸۵). مشخص است که افزایش جمعیت شهری که یک فعالیت اقتصادی در آنجا انجام می‌گیرد با کاهش هزینه سرانه زیرساخت‌ها و کاهش هزینه سرانه دسترسی به بازار برای تولیدکنندگان منافعی را برای آنها به همراه خواهد داشت. لذا با افزایش جمعیت ساکن در شهرهای بزرگ تمایل بنگاه‌ها به استقرار در این نواحی (یا نواحی نزدیک به آنها) افزایش می‌یابد. ادامه این روند در طول زمان می‌تواند منجر به شکل‌گیری

1. Harris & Ioannides (2000)

۲. به عنوان مثال به خاطر تمرکز قسمت زیادی از منابع نفت و گاز کشور در استان‌های خوزستان و بوشهر، شاهد هستیم که صنایع مربوط به نفت، گاز و پتروشیمی در این مناطق تمرکز بیشتری دارند.

تمرکز جغرافیایی بنگاه‌ها شود.

۲-۲- مروری بر مطالعات تجربی

خراط زبردست در تحقیق خود با هدف شناسایی عواملی که در مکان‌یابی فعالیت‌های بزرگ صنعتی در مناطق مختلف از نظر توسعه صنعتی در ایران نقش دارند، پرداخته است. برای دستیابی به اهداف این مطالعه، یک نمونه ۲۶۳ تایی از کارگاه‌های بزرگ صنعتی کشور (۵۰ نفر کارکن و بیشتر) با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌بندی شده انتخاب گردیده است. برای دریافت اطلاعات مورد نیاز و تجزیه و تحلیل آنها پرسشنامه‌ای تنظیم و برای مدیران یا صاحبان کارگاه‌های بزرگ انتخاب شده ارسال گردید. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که از میان عوامل مؤثر در مکان‌یابی فعالیت‌های بزرگ صنعتی در مناطق مختلف از نظر توسعه صنعتی، دسترسی آسان به برق صنعتی، وجود زمین و امکانات کافی برای گسترش آتی کارگاه، قیمت ارزان زمین، سهولت دسترسی به منابع انرژی و سوختی، پتانسیل رشد اقتصادی منطقه و دسترسی آسان به مواد اولیه مورد نیاز در مکان‌یابی فعالیت‌های صنعتی بزرگ در کلیه مناطق چهارگانه از دیدگاه صنعت (فعال، نیمه فعال، کم فعال و کمتر فعال) مهم بوده‌اند. تفاوت قابل توجهی بین عوامل مهم در مکان‌یابی کارگاه‌های بزرگ صنعتی واقع در مناطق فعال و کمتر از نظر توسعه صنعتی وجود دارد. این مطالعه همچنین نشان می‌دهد که عوامل مربوط به سیاست‌های تشویقی و کنترلی دولت در مکان‌یابی فعالیت‌های بزرگ صنعتی در مناطق فعال از دیدگاه صنعت مهم نبوده‌اند اما این عوامل در مناطق کم توان به عنوان عامل مؤثر در مکان‌یابی فعالیت‌های صنعتی بزرگ مورد توجه قرار گرفته‌اند (خراط زبردست، ۱۳۷۸: ۴۴).

مهرگان و تیموری در تحقیق خود با اندازه‌گیری میزان تمرکز جغرافیایی استانی برحسب اشتغال و با استفاده از شاخص EG، به بررسی تأثیر عوامل مؤثر در این نوع تمرکز برای دوره ۱۳۸۵- ۱۳۷۹ می‌پردازند و برای این کار مدل اقتصادسنجی پانل دیتا و روش تجمیعی[1] مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج این ارزیابی برای دورهٔ مورد مطالعه نشان می‌دهد که سه استان سمنان، قزوین و تهران به ترتیب دارای بیشترین تمرکز جغرافیایی فعالیت‌های مختلف در خود می‌باشند. همچنین سه عاملِ موجودی سرمایهٔ انسانی، دسترسی به حمل و نقل و دسترسی به بازار مصرف به ترتیب بیشترین تأثیر معنی‌دار را بر میزان تمرکز جغرافیایی صنایع در بین استان‌ها دارند (مهرگان و تیموری، ۱۳۹۱: ۱۰۵).

مهرگان و تیموری در مقاله‌ای با عنوان محاسبه شدت تمرکز جغرافیایی صنایع در بین استان‌های کشور، با هدف اندازه‌گیری میزان تمرکز جغرافیایی در صنعت ایران با استفاده از شاخص EG برای سال ۱۳۸۵ و همچنین بررسی دلایلی که می‌توانند باعث ایجاد این نوع تمرکز شوند به این نتیجه دست یافتند که بیش از نیمی از صنایع اقتصاد ایران دارای تمرکز جغرافیایی بسیار شدیدی هستند. به طوری که صنعت تولید ماشین آلات اداری، حسابگر و محاسباتی با میزان ۰/۵۱ بالاترین تمرکز و صنایع تولید مواد غذایی و تولید محصولات لاستیکی به ترتیب با میزان ۰/۰۰۹ و ۰/۰۰۵ دارای کمترین میزان تمرکز جغرافیایی در صنعت ایران می‌باشند (مهرگان و تیموری، ۱۳۹۱b: ۱۷۵).

نصراللهی و صالحی قهفرخی در پژوهشی که با هدف بررسی عوامل مؤثر بر مکان‌یابی بنگاه‌های صنعتی طراحی شده است به بررسی عوامل مؤثر بر مکان‌یابی بنگاه‌های صنعتی از دیدگاه رفتارگرایان با استفاده از مدل لوجیت- پروبیت پرداخته‌اند. تمام بنگاه‌های صنعتی جدیدی که طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۸۰ در استان یزد تأسیس شده‌اند داده‌های این پژوهش را تشکیل می‌دهند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که بنگاه‌های خصوصی تمایل داشته‌اند تا در نزدیکی شهرهای بزرگ مستقر شوند. این در حالی است که بنگاه‌های با اندازه بزرگ و متوسط تمایل دارند دور از شهرها مستقر شوند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد، مشوق‌های دولتی از جمله عوامل مؤثر بر مکان‌یابی بنگاه‌های صنعتی به شمار رفته و می‌تواند به عنوان ابزار سیاست‌گذاری برای هدایت بنگاه‌ها به دیگر شهرها تلقی شود (نصراللهی و صالحی قهفرخی، ۱۳۹۱: ۷۵).

دهقان شبانی مقاله‌ای را با هدف تحلیل تأثیر چگالی جمعیت بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد منطقه‌ای اقتصاد در چارچوب مدل جغرافیای اقتصادی جدید در دو بخش عمده نظری و تجربی انجام داده است. در بخش نظری به طراحی مدلی در چارچوب مدل جغرافیای اقتصادی جدید پرداخته که در

1. Pooling

آن، متغیر چگالی جمعیت به عنوان عامل مؤثر بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد منطقه‌ای وارد شده است. در بخش تجربی براساس روابط رشد استخراج شده در بخش نظری، الگوی اقتصادسنجی طراحی شده که برای ۲۸ استان ایران طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۷۹ توسط روش سیستمی داده‌های تابلویی پویا برآورد گردیده است. نتایج حاصل از برآورد مدل حاکی از تأثیر مثبت چگالی جمعیت بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد اقتصادی استان‌ها در ایران است (دهقان شبانی، ۱۳۹۲: ۵۵).

کامپی[1] و همکاران در مطالعه خود عوامل مؤثر بر مکان‌یابی بنگاه‌ها را در دوره زمانی ۱۹۹۴-۱۹۸۰ در اسپانیا مورد بررسی قرار داده‌اند. در این تحقیق از متغیر تراکم جمعیت (نسبت جمعیت به مساحت) به عنوان شاخصی برای سنجش صرفه‌های شهرنشینی[2] و از شاخص هیرشمن-هرفیندال به عنوان متغیری برای سنجش صرفه‌های محلی شدن استفاده شده است. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد که نوع صنعتی که بنگاه در آن مشغول به فعالیت است، شاخص صرفه‌های شهرنشینی و شاخص صرفه‌های محلی شدن بر انتخاب مکان بنگاه مؤثر است (کامپی و همکاران، ۲۰۰۴: ۲۶۵).

مارسال[3] اثر صرفه‌های شهرنشینی و محلی شدن را بر انتخاب مکان بهینه در کشور اسپانیا مورد بررسی قرار می‌دهد و نتیجه می‌گیرد که صرفه‌های ناشی از تجمع (شهرنشینی و محلی شدن) اثر معنی‌داری بر انتخاب مکان بنگاه داشته است. همچنین صرفه‌های شهرنشینی بر انتخاب مکان بهینه در بنگاه‌های با سطح تکنولوژی بالا تأثیر معنی‌داری داشته‌اند در حالی که انتخاب مکان بهینه در بنگاه‌های با سطح تکنولوژی پایین بیشتر تحت تأثیر صرفه‌های ناشی از محلی شدن صورت گرفته است (مارسال، ۲۰۰۴: ۵۶۵).

دوراکس[4] و همکاران اثر صرفه‌های تجمع و مشوق‌های دولتی را بر مکان‌یابی بنگاه‌ها در انگلستان در دوره زمانی ۱۹۹۲-۱۹۸۶ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق آنها نشان دهنده اثر معنی‌دار صرفه‌های تجمع بر مکان‌یابی بنگاه‌ها می‌باشد. در حالی که مشوق‌های دولتی اثر دوگانه بر مکان‌یابی بنگاه‌ها دارد. اگر در مناطقی که بنگاه‌ها استقرار می‌یابند صنایع دیگری موجود باشند، وجود مشوق‌های دولتی عامل مؤثری در مکان‌یابی بنگاه‌ها است اما اگر بنگاه‌های صنعتی دیگری در منطقه موجود نباشد اثر مشوق‌های دولتی محدود می‌باشد. همچنین اگر برای بنگاه مکان‌های دیگری موجود باشد که از لحاظ مزیت‌های طبیعی یا صرفه‌های تجمع دارای شرایط بهتری باشند، در این حالت اثر مشوق‌های دولتی اندک می‌باشد (دوراکس و همکاران، ۲۰۰۷: ۴۱۳).

سریدر و وان[5] عوامل مؤثر بر مکان‌یابی بنگاه‌ها را به سه دسته کلی متغیرهای جغرافیایی اقتصادی (نزدیکی به نهاده و موجود بودن مواد خام)، زیربناها و خدمات (وجود راه آسفالته، دسترسی به انواع انرژی و دسترسی به خطوط تلفن) و قوانین و مقررات دولتی و ویژگی‌های بنگاه (مالکیت، اندازه و ...) تقسیم می‌کنند. همچنین نتیجه تحقیق آنها برای کشورهای چین، هند و برزیل نشان می‌دهد که با افزایش اندازه شهر، احتمال استقرار بنگاه‌ها در آن شهر هم افزایش پیدا می‌کند[6]. با این حال پایتخت‌ها غالباً مکان مناسبی برای استقرار بنگاه‌ها نمی‌باشد مخصوصاً اگر پایتخت‌ها شهرهای بسیار بزرگی باشند[7] (سریدر و وان، ۲۰۱۰: ۱۱۳).

جفری[8] و همکاران در تحقیقی با عنوان چه زمانی صرفه‌های محلی شدن و صرفه‌های شهرنشینی مهم هستند؟ با استفاده از داده‌های مربوط به ۱۷۶۰۰ بنگاه که در فاصله سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۴ در ۴۷۷ شهر اسپانیا تأسیس شده بودند، به بررسی تأثیر صرفه‌های محلی شدن و صرفه‌های شهرنشینی بر انتخاب مکان این بنگاه‌ها پرداخته‌اند. متغیر وابسته در این تحقیق تعداد بنگاه‌های جدید هستند و شاغلین هر منطقه در صنعت مورد نظر (صنعت i) به عنوان پروکسی برای صرفه‌های محلی شدن استفاده شده است. همچنین از کل شاغلین منطقه به استثنای شاغلین صنعت i به عنوان پروکسی سنجش اثر صرفه‌های شهرنشینی استفاده شده است.

1. Campi et al. (2004)

۲. استفاده از این متغیر می‌تواند به طور غیرمستقیم منعکس کننده دسترسی به زمین و قیمت آن نیز باشد. با این حال از آنجایی که جمعیت یک منطقه بر کل مساحت آن منطقه تقسیم می‌شود (نه مساحت ناحیه‌ای که بنگاه در آن قرار دارد)، نمی‌تواند به درستی منعکس کننده اثر تراکم جمعیت و صرفه‌های شهرنشینی باشد.

3. Marsal (2004)

4. Devereux (2007)

5. Sridhar & Wan (2010)

۶. در این تحقیق از اندازه شهرها به عنوان متغیری برای سنجش اثر صرفه‌های شهرنشینی استفاده شده است.

۷. علت این امر می‌تواند این باشد که هزینه‌های ازدحام (از قبیل ترافیک، قیمت بالای زمین و مسکن و ...) بر منافع آن غلبه نماید.

8. Jofre et al. (2012)

نتایج این تحقیق نشان‌دهنده اثر مثبت صرفه‌های محلی شدن و شهرنشینی بر انتخاب مکان بنگاه‌های جدید می‌باشد. به طوری که کشش مکان‌یابی بنگاه‌ها نسبت به صرفه‌های محلی شدن ۰/۴۷ و نسبت به صرفه‌های شهرنشینی ۰/۴۲ به دست آمده است (جفری و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۱).

با بررسی و مرور نتایج مطالعات پیشین صورت گرفته پیرامون مکان‌یابی بنگاه‌ها، عوامل مؤثر بر انتخاب مکان یک فعالیت اقتصادی را می‌توان به چند دسته کلی تقسیم کرد. دسته‌ای از مطالعات صورت گرفته میزان دسترسی بنگاه به نهاده‌ها، بازار مصرف و زیرساخت‌های کافی و مناسب را عاملی اساسی در تصمیم‌گیری و انتخاب مکان یک فعالیت اقتصادی دانسته‌اند. دسته‌ای دیگر به پتانسیل رشد اقتصادی منطقه و مشوق‌ها و حمایت‌های دولتی اشاره دارند و دسته‌ای دیگر به نقش پررنگ صرفه‌های تجمع (صرفه‌های شهرنشینی و صرفه‌های محلی شدن) در انتخاب یک مکان برای استقرار یک بنگاه نوعی اشاره دارند که در این تحقیق سعی شده است که با انتخاب متغیرهای مناسب اثرگذاری عوامل فوق بررسی شود[1].

۳- روش شناسی تحقیق

۳-۱- انتخاب و تصریح مدل

در این تحقیق برای بررسی عوامل مؤثر بر انتخاب مکان فعالیت صنایع غذایی و آشامیدنی و تمرکز آنها از تحقیق سریدر و وان (۲۰۱۰: ۱۱۷) استفاده شده است. آنها عوامل مؤثر بر مکان‌یابی بنگاه را به سه دسته کلی متغیرهای جغرافیایی اقتصادی، متغیرهای زیربنایی و خدماتی و متغیرهای مربوط به قوانین و مقررات دولتی و ویژگی‌های بنگاه تقسیم می‌کنند.

برای سنجش اثرگذاری متغیرهای جغرافیایی اقتصادی از متغیرهای وقفه تمرکز جغرافیایی صنایع غذایی و آشامیدنی، نخست شهری استان، سهم استان از کل جمعیت کشور و سهم استان از موجودی سرمایه کشور استفاده شده است. استفاده از متغیر وقفه تمرکز جغرافیایی (به عنوان متغیر توضیحی) در مدل از آن جهت است که می‌تواند منعکس‌کننده اثر صرفه‌های محلی شدن باشد. متغیر نخست شهری نیز به عنوان متغیری که اثر صرفه‌های شهرنشینی بر مکان‌یابی بنگاه‌ها را نشان می‌دهد به کار گرفته شده است. ضمن آنکه سهم استان از جمعیت کشور و سهم استان از موجودی سرمایه کل کشور هم می‌تواند منعکس کننده شرایط جغرافیایی و اقتصادی هر استان باشد و هم پتانسیل رشد اقتصادی منطقه را نشان می‌دهد. همچنین از متغیر فاصله اقتصادی برای سنجش اثر زیرساخت‌ها در انتخاب مکان فعالیت بنگاه استفاده شده است. فاصله اقتصادی اشاره به سهولت و سختی انتقال کالاها، خدمات، نیروی کار، سرمایه، اطلاعات و ایده بین مناطق دارد از این‌رو می‌تواند متغیر مناسبی برای نشان دادن اثر زیرساخت‌ها بر مکان‌یابی بنگاه‌ها باشد. از آنجایی که داده‌های مربوط به ویژگی‌های بنگاه‌های صنایع غذایی و آشامیدنی استان‌های کشور و همچنین حمایت‌های دولت از این صنایع در دسترس نبود، این متغیر به ناچار از مدل کنار گذاشته شد. با این تفاسیر مدل مورد استفاده در این تحقیق به شکل رابطه (۱) تعریف می‌شود.

(۱)

$$Fc_{it} = \alpha + \beta X_{it} + \delta Di_{it} + \varepsilon_{it}$$

در اینجا Fc تمرکز جغرافیایی صنایع غذایی، X بردار متغیرهای جغرافیایی اقتصادی، Di متغیر فاصله اقتصادی، ε جزء اخلال مدل و i و t به ترتیب نشان دهنده استان و سال می‌باشد. با جای‌گذاری متغیرهای جغرافیایی اقتصادی مورد نظر در بردار X، رابطه (۱) به شکل رابطه (۲) تصریح می‌شود.

(۲)

$$Fc_{it} = \alpha + \tau Fc_{i\,(t-1)} + \beta Di_{it} + \eta Po_{it} + \gamma Pr_{it} + \delta Sa_{it} + \varepsilon_{it}$$

در این رابطه Fc_{t-1}، Di، Po، Pr و Sa به ترتیب؛ تمرکز بنگاه‌ها با یک دوره وقفه، فاصله اقتصادی، سهم استان از جمعیت کشور، نخست شهری و سهم استان از موجودی سرمایه کشور می‌باشد.

در نهایت با گرفتن لگاریتم از دو طرف رابطه (۲) مدل نهایی به شکل رابطه (۳) در می‌آید. مزیت گرفتن لگاریتم از متغیرها این است که علاوه بر انجام بهتر برآورد مدل، می‌توان نتایج حاصل را به صورت کشش تعبیر و تفسیر نمود. به گونه‌ای که ضرایب متغیرها نشان دهنده کشش آن متغیر نسبت به متغیر وابسته

---

۱. متأسفانه تاکنون تحقیقات زیادی در مورد مکان یابی فعالیت‌های اقتصادی در ایران صورت نگرفته است و در تحقیقات قبلی موردی که نقش صرفه‌های تجمع در انتخاب مکان فعالیت‌های اقتصادی را بررسی کرده باشد مشاهده نشد.

می‌باشند. در این رابطه (L) نشان دهنده لگاریتم می‌باشد.

(۳)

$$LFc_{it} = \alpha + \tau LFc_{i\,(t-1)} + \beta LDi_{it} + \eta LPo_{it} + \gamma LPr_{it} + \delta LSa_{it} + \varepsilon_{it}$$

۳-۲- معرفی متغیرهای مورد استفاده در مدل

۳-۲-۱- تمرکز بنگاه‌ها

برای سنجش میزان تمرکز جغرافیایی بنگاه‌ها، شاخص‌های مختلفی وجود دارد که می‌توان به شاخص الیسون-گلاسر[1]، ناکامورا-پل[2] و هیرشمن-هرفیندال[3] اشاره کرد. الیسون و گلایسر متغیر $G=\sum_i (s_i - x_i)^2$ را به عنوان معیاری برای محاسبه تمرکز جغرافیایی پیشنهاد می‌کنند که در آن s_i سهم منطقه i در اشتغال صنعت مورد بررسی است و x_i سهم ناحیه i در اشتغال کل مناطق (اشتغال کشور) می‌باشد (مهرگان و تیموری، ۱۳۹۱b: ۱۸۵-۱۸۴).

شاخص ناکامورا و پل به صورت $S = \frac{X_j}{X}$ تعریف می‌شود که X ارزش افزوده کل کشور در بخش صنعت و X_j ارزش افزوده بخش صنعت منطقه j (که در اینجا j معرف استان است) را نشان می‌دهد (دهقان شبانی و اکبری، ۱۳۹۴: ۲۱۳).

در این تحقیق از شاخص هیرشمن-هرفیندال استفاده شده است[4] که این شاخص به صورت زیر تعریف می‌شود (دهقان شبانی، ۱۳۹۲: ۷۵).

(۴)

$$Fc = \frac{(\frac{x_{kj}}{X_j})^2}{(\frac{X_k}{X})^2}$$

در این رابطه Fc تمرکز جغرافیایی بنگاه‌ها را نشان می‌دهد. x_{kj} ارزش افزوده صنعت k (در این تحقیق صنایع غذایی و آشامیدنی) را در استان j نشان می‌دهد. X_j ارزش افزوده کل صنایع استان j را نشان می‌دهد (به این ترتیب صورت کسر سهم ارزش افزوده صنعت k را از ارزش افزوده کل صنایع هر استان نشان می‌دهد). در مخرج کسر دو عبارت X_k و X وجود دارد که به ترتیب نشان دهنده مجموع ارزش افزوده کل صنایع غذایی و آشامیدنی کشور و ارزش افزوده کل صنایع کشور می‌باشد (به این ترتیب مخرج کسر سهم صنعت k را از کل ارزش افزوده صنایع کشور نشان می‌دهد). به این ترتیب متغیر تمرکز صنایع غذایی در مدل به صورت نسبت سهم ارزش افزوده صنایع غذایی هر استان به سهم ارزش افزوده صنایع غذایی کشور تعریف می‌شود. مقدار بیشتر این شاخص نشان دهنده تمرکز بیشتر است. داده‌های مورد نیاز برای محاسبه شاخص تمرکز صنایع غذایی هر استان از آمار حساب‌های منطقه‌ای ایران (۱۳۹۱-۱۳۷۹) موجود در سایت مرکز آمار ایران استفاده شده است.

۳-۲-۲- فاصله اقتصادی[5]

فاصله اقتصادی اشاره به سهولت و سختی انتقال کالاها، خدمات، نیروی کار، سرمایه، اطلاعات و ایده بین مناطق دارد. فاصله در این چارچوب، یک مفهوم اقتصادی است. هر چند فاصله اقتصادی مرتبط با فاصله اقلیدسی است اما دسترسی و کیفیت زیرساخت‌های حمل و نقل و ارتباطات نیز بر آن اثرگذار است. فاصله اقتصادی بیان کننده دسترسی به بازار برای مبادله کالاها و خدمات و ایده است که به صورت زمان یا هزینه پولی در نظر گرفته می‌شود (بانک جهانی، ۲۰۰۹: ۶).

برای محاسبه شاخص فاصله اقتصادی دو معیار مورد استفاده قرار گرفته است. یکی هزینه حمل کالاها، خدمات و سرمایه فیزیکی است که برای اندازه‌گیری آن از هزینه حمل و نقل کالاها و خدمات استفاده می‌شود و دیگری هزینه انتقال ایده و ابداعات که برای اندازه‌گیری آن از هزینه تحرک سرمایه

1. Ellison & Glaeser
2. Nakamura & Paul
3. Herfindahl & Hirschman

۴. علت انتخاب این شاخص دسترسی به داده‌های لازم (ارزش افزوده صنایع استان‌ها به تفکیک زیربخش‌ها) برای محاسبه آن است (به علت ناقص بودن آمار شاغلین استان‌ها در زیربخش صنایع غذایی و آشامیدنی، قادر به استفاده از شاخص الیسون و گلایسر نبوده‌ایم). ضمن اینکه یکی از پرکاربردترین شاخص‌های سنجش تمرکز نیز می‌باشد (به عنوان مثال دهقان شبانی (۱۳۹۲) نیز از آن استفاده کرده است). کاربرد شاخص ناکامورا و پل بیشتر در زمانی است که تمرکز جغرافیایی کل صنعت سنجیده شود اما برای سنجش تمرکز جغرافیایی زیربخش‌ها (مانند زیربخش صنایع غذایی و آشامیدنی) شاخص هیرشمن-هرفیندال مناسب‌تر است. شاخص هیرشمن-هرفیندال در واقع همان شاخص ناکامورا و پل است که بر سهم هر استان از کل صنایع کشور تقسیم می‌شود و به این ترتیب مقدار شاخص تمرکز برای استان‌های صنعتی کمتر و برای غیرصنعتی (یا کمتر صنعتی) بیشتر می‌شود. در جدول (۱) هم ملاحظه می‌شود که با استفاده از شاخص ناکامورا و پل، استان آذربایجان غربی در رتبه هفتم قرار می‌گیرد اما با استفاده از شاخص هیرشمن هرفیندال در رتبه نخست (۲۰/۹۱) قرار گرفته است.

5. Economic Distance

انسانی استفاده شده است (کانلی و لیگان[1]، ۲۰۰۲: ۱۶۰). لازم به ذکر است که هر کدام از این دو معیار به طور غیرمستقیم فاصله جغرافیایی را در خود دارند (بانک جهانی، ۲۰۰۹: ۷۵). برای محاسبه معیار هزینه حمل کالاها، خدمات و سرمایه فیزیکی، میانگین کرایه هر تن کیلومتر طی شده بر حسب استان مبدأ در نظر گرفته شده که داده‌های آن از سالنامه آماری حمل و نقل جاده‌ای گردآوری شده است و برای محاسبه معیار هزینه تحرک سرمایه انسانی در استان‌های ایران، قیمت بلیط هواپیما بر حسب استان مبدأ از دفاتر هواپیمایی و تعداد مسافران وارد شده به استان مبدأ از سالنامه آماری حمل و نقل هوایی گردآوری شده و یک میانگین وزنی محاسبه شده است[2]. با ترکیب این دو معیار، شاخص فاصله اقتصادی به دست آمده است که مقدار آن بین صفر و یک بوده و هر چه این عدد به صفر نزدیک باشد، به این معنی است که فاصله اقتصادی این استان تا سایر استان‌ها کمتر است[3].

۳-۲-۳- نخست شهری

نخست شهری به سهم بزرگ‌ترین شهر منطقه (استان) از کل جمعیت شهری اشاره دارد. این متغیر از تقسیم جمعیت بزرگ‌ترین شهر نظام شهری هر استان به کل جمعیت شهری آن استان محاسبه شده است. این متغیر برای سنجش دسترسی بنگاه به بازار متمرکز نزدیک (در داخل استان) استفاده شده است. ضمن اینکه وجود نخست شهر باعث شکل‌گیری صرفه‌های شهرنشینی می‌شود و تمایل بنگاه‌ها به استقرار در نزدیکی این شهرها (برای استفاده از این صرفه‌ها) را افزایش می‌دهد.

۳-۲-۴- سهم استان از جمعیت کشور

برای محاسبه این متغیر جمعیت هر استان در سال‌های مختلف بر جمعیت کشور در آن سال تقسیم شده است. آمار مربوط به جمعیت استان‌ها و کشور از سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران جمع‌آوری شده است. از آنجایی که آمار جمعیت مطابق سرشماری‌های انجام گرفته موجود است، برای سال‌هایی که آماری از جمعیت در دسترس نبوده است، با استفاده از میانگین نرخ رشد جمعیت در طول دوره، تخمین جمعیت انجام گرفته است.

۳-۲-۵- سهم استان از موجودی سرمایه کشور

متغیر سهم استان از موجودی سرمایه کشور از تقسیم موجودی سرمایه هر استان بر کل موجودی سرمایه کشور محاسبه شده است[4].

در جدول (۱) متوسط سهم هر استان از ارزش افزوده صنایع غذایی و آشامیدنی کشور[5] و شاخص تمرکز هیرشمن-هرفیندال برای صنایع غذایی و آشامیدنی هر استان در طول دوره تحقیق محاسبه شده است. ملاحظه می‌شود که ۱۹/۷ درصد از ارزش افزوده صنایع غذایی کشور مربوط به استان تهران است. سهم ارزش افزوده استان‌های تهران، خراسان رضوی، فارس، آذربایجان شرقی، خوزستان، مازندران، آذربایجان غربی و اصفهان از ارزش افزوده کشور ۶۵/۲ درصد است که تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی را در این ۸ استان نشان می‌دهد. همچنین مقدار شاخص هیرشمن هرفیندال هم نشان می‌دهد که بیشترین تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی در استان‌های آذربایجان غربی، تهران، خراسان رضوی، مازندران و فارس وجود دارد.

خلاصه اطلاعات آماری متغیرها در جدول (۲) آمده است. بیشترین مقدار شاخص تمرکز جغرافیایی صنایع غذایی با ۲۰/۹۱ مربوط به استان آذربایجان غربی و کمترین مقدار این شاخص مربوط به استان بوشهر با ۰/۱۷ است. همچنین بیشترین مقدار شاخص فاصله اقتصادی مربوط به استان هرمزگان و کمترین مربوط به استان قم می‌باشد. شاخص نخست شهری نشان می‌دهد که ۹۸/۳ درصد جمعیت شهرنشین استان قم در شهر قم ساکن هستند در حالی که این رقم در استان مازندران ۱۶/۸ درصد می‌باشد. همچنین استان

1. Conley & Ligon (2002)

۲. انتخاب شاخص برای این معیار بر اساس مقاله "فاصله اقتصادی و سرریز بین کشوری"، کانلی و لیگان (۲۰۰۲) و مقاله "فاصله اقتصادی و رشد منطقه‌ای در ایران"، دهقان شبانی و اکبری (۱۳۹۴) صورت گرفته است.

۳. برای توضیح بیشتر این متغیر رجوع شود به مقاله «فاصله اقتصادی و رشد منطقه‌ای در ایران» (دهقان شبانی و اکبری، ۱۳۹۴: ۲۱۳).

۴. داده‌های مربوط به متغیر فاصله اقتصادی و موجودی سرمایه استان‌ها برای سال‌های (۱۳۸۸-۱۳۸۰) از مقاله «فاصله اقتصادی و رشد منطقه‌ای در ایران» (دهقان شبانی و اکبری: ۱۳۹۴) دریافت شده است و برای بقیه سال‌ها با روش مشابه محاسبه شده است.

۵. این نسبت در واقع شاخص ناکامورا و پل (۲۰۰۹: ۳۰۷) است.

تهران در طـول دوره تحقیـق بـه طـور متوسـط ۱۹ درصـد از جمعیت کشور و ۴۴/۴۳ درصد از موجودی سرمایه کشـور را در خود جای داده است.

جدول ۱. سهم هر استان از ارزش افزوده صنایع غذایی و آشامیدنی کشور و شاخص تمرکز هر استان (متوسط دوره)

ردیف	نام استان	سهم استان از ارزش افزوده صنایع غذایی کشور (درصد)	شاخص تمرکز HHI	ردیف	نام استان	سهم استان از ارزش افزوده صنایع غذایی کشور (درصد)	شاخص تمرکز HHI
۱	تهران	۱۹/۷۲	۲۰/۴۵	۱۵	مرکزی	۱/۹۸	۰/۸۲
۲	خراسان رضوی	۸/۱۲	۱۸/۱	۱۶	چهارمحال و بختیاری	۱/۵۳	۲/۹
۳	فارس	۷/۹۸	۱۳/۶	۱۷	زنجان	۱/۳۶	۱/۴۵
۴	آذربایجان شرقی	۷/۱۴	۸/۵۸	۱۸	قم	۱/۳۴	۱/۴۲
۵	خوزستان	۶/۴	۵/۰۶	۱۹	سیستان و بلوچستان	۱/۲۸	۴/۰۳
۶	مازندران	۶/۳۵	۱۴/۳۹	۲۰	لرستان	۱/۲۵	۲/۶۳
۷	آذربایجان غربی	۴/۸۵	۲۰/۹۱	۲۱	سمنان	۱/۲۱	۱/۱۷
۸	اصفهان	۴/۶۳	۱/۶۸	۲۲	اردبیل	۱/۱۹	۳/۰۸
۹	گیلان	۳/۳۳	۶/۶۹	۲۳	یزد	۱/۱۸	۰/۷۲
۱۰	قزوین	۲/۹۲	۲/۶۴	۲۴	کردستان	۱/۱۵	۲/۷۹
۱۱	کرمانشاه	۲/۶۳	۵/۳۳	۲۵	هرمزگان	۱/۰۷	۰/۵۰
۱۲	کرمان	۲/۵۹	۱/۸	۲۶	بوشهر	۰/۷۶	۰/۱۷
۱۳	همدان	۲/۳۶	۵/۱۱	۲۷	کهکیلویه و بویراحمد	۰/۴۴	۱/۵۲
۱۴	گلستان	۲/۱۷	۸/۷۲	۲۸	ایلام	۰/۲۹	۰/۵۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. خلاصه اطلاعات آماری متغیرها

متغیر	شاخص تمرکز جغرافیایی هیرشمن-هرفیندال	شاخص فاصله اقتصادی	نخست شهری (درصد)	سهم استان از جمعیت کشور (درصد)	سهم استان از موجودی سرمایه کشور (درصد)
انحراف معیار	۶/۴	۰/۳	۱۶/۳	۴	۸/۱۲
بیشترین مقدار	۲۰/۹۱ (آذربایجان غربی)	۱/۱۹ (هرمزگان)	۹۸/۳ (قم)	۱۹ (تهران)	۴۴/۴۳ (تهران)
کمترین مقدار	۰/۱۷ (بوشهر)	۰/۰۹ (قم)	۱۶/۸ (مازندران)	۱ (ایلام)	۰/۲۴ (کهکیلویه و بویر احمد)
دامنه تغیرات	۲۰/۷۴	۱/۱	۸۱/۵	۱۸	۴۴/۱۹
میانگین داده‌ها	۵/۶	۰/۴۳	۴۶	۳	۳/۵۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۳-۳- روش تخمین مدل

بـا حضـور وقفـه متغیـر وابسـته (FC_{it-1}) در میـان متغیرهـای توضیحی، مدل به صورت پویا مورد بررسی قرار گرفته است. در مدل داده‌های تلفیقی با متغیر وابسته به صورت وقفه در طـرف راست، برآوردهای OLS از سازگاری لازم برخوردار نیست. بـر این اساس روش‌های برآورد دو مرحلـه‌ای 2SLS یـا GMM قابل استفاده است. بر اساس نظـر ماتیـاس و سوسـتر[1] بـرآورد 2SLS به دلیل انتخاب نادرست متغیرهای ابزاری، ضمن ایجاد واریانس‌های بزرگ برای ضرایب، عدم معنی‌داری آماری را نیـز

1. Matias & Suster

در پی دارد. بنابراین، روش گشتاور تعمیم یافته (GMM) توسط آرلانو و باند[1] برای حل این مشکل پیشنهاد شده است (مکیان و همکاران، ۱۳۹۱: ۶۳).

روش گشتاورهای تعمیم یافته برای به دست آوردن پارامترهای سازگار، نیازمند تعداد دوره‌های زمانی زیادی نیست و برای پانل‌هایی با دوره زمانی کم و مقاطع زیاد نیز مناسب است. از طرف دیگر، خودهمبستگی محدودی در جمله خطای منجر شده از معادله تخمین زننده‌های GMM، برای برآورد مدل‌های پویای تابلوی در نظر گرفته می‌شود (آرلانو و باند، ۱۹۹۱: ۲۸۹).

٤- تخمین مدل و تفسیر یافته‌های تحقیق

۴-۱- بررسی مانایی متغیرها

گام اول در برآورد الگوی مورد نظر، بررسی مانایی متغیرها است که براساس آزمون لوین-لین و چاو[2] و آزمون فیشر-دیکی فولر تعمیم یافته[3] که آزمون‌های مربوط به داده‌های پانل می‌باشند، صورت گرفته است. با توجه به نتایج ارائه شده آزمون مانایی متغیرها در جدول (۳)، ملاحظه می‌شود که متغیرهای تمرکز بنگاه‌ها، نخست شهری و نسبت جمعیت استان به کشور در سطح مانا هستند؛ اما متغیرهای دیگر نامانا بوده و با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

۴-۲- آزمون هم انباشتگی داده‌های پانلی

تخمین مدل در حالت نامانا بودن متغیرها باعث ایجاد رگرسیون کاذب در مدل می‌شود. برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب روش‌های تفاضل‌گیری و آزمون هم انباشتگی وجود دارد، اما هنگام استفاده از تفاضل متغیرها در برآورد ضرایب الگو اطلاعات ارزشمندی در رابطه با سطح متغیرها از دست می‌رود لذا این روش برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب مناسب نمی‌باشد. می‌توان برای رفع این مشکل از آزمون هم‌انباشتگی استفاده کرد. مفهوم هم انباشتگی تداعی کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند (نوفرستی، ۱۳۸۹: ۸۷). در تحلیل‌های آزمون هم‌انباشتگی پانلی، وجود روابط بلندمدت اقتصادی آزمون می‌شوند. ایده اصلی در تجزیه و تحلیل هم انباشتگی آن است که اگر چه بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی نامانا (حاوی روندهای تصادفی) هستند؛ اما ممکن است در بلندمدت ترکیب خطی این متغیرها، مانا (و بدون روند تصادفی) باشند (بهرامی و پهلوانی، ۱۳۹۳: ۲۱۸).

در صورت نامانایی متغیرهای مدل اگر بین آنها هم انباشتگی برقرار باشد، نتایج حاصل از تخمین مدل قابل اعتماد خواهد بود. در این مقاله به منظور بررسی آزمون هم انباشتگی در مدل از دو روش پدرونی[4] و کائو[5] استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها (با فرضیه صفر مبنی بر عدم هم انباشتگی برای این دو آزمون) در جدول (۴) و جدول (۵) نشان داده شده است.

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول (۴) و جدول (۵) ملاحظه می‌گردد که هم انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل در دو آماره گروه PP و ADF و در دو آماره پانل PP و ADF مربوط به آزمون پدرونی و همچنین آماره مربوط به آزمون کائو در سطح یک درصد پذیرفته می‌شود. این نتایج نشان می‌دهد که یک ارتباط قوی بلندمدت میان متغیر تمرکز صنایع غذایی با متغیرهای توضیحی مدل وجود دارد.

۴-۳- تخمین مدل

در این قسمت به تخمین مدل؛

$$LFc_{it} = \alpha + \tau LFc_{i\,(t-1)} + \beta LDi_{it} + \eta LPo_{it} + \gamma LPr_{it} + \delta LSa_{it} + \varepsilon_{it}$$

با استفاده از روش Panel-GMM پرداخته شده است. به این منظور از نرم‌افزار Eviews 8 استفاده شده است که نتایج تخمین در جدول (۶) مشاهده می‌شود.

برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن روش GMM برای برآورد مدل از دو آزمون استفاده می‌شود.

۱- آزمون سارگان که برای اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش از حد، یعنی صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری به کار می‌رود که فرضیه صفر این آزمون نشان دهنده متغیرهای ابزاری مناسب است.

۲- آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول AR (1) و مرتبه

1. Arellano & Bond
2. Levin, Lin & Chu
3. Fisher-ADF
4. Pedroni
5. Kao

دوم (2) AR است که این آزمون نیز بـرای بررسـی اعتبـار و صحت متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود.

آرلانو و باند (۱۹۹۱) بیان می‌کنند که در تخمین GMM بایـد جملات اخلال همبستگی مرتبه اول (1) AR داشته باشند اما دارای همبستگی سریالی مرتبه دوم (2) AR نباشـند (دهقـان شبانی، ۱۳۹۲: ۷۹).

مقادیر آزمون سارگان و آزمون همبسـتگی پسـماندهای مرتبـه اول (1) AR و مرتبـه دوم (2) AR در جـدول (۶) گـزارش شده است. بر اساس تنایج این آزمون‌ها، صـحت اعتبـار نتـایج مدل آزمون شده بر اساس روش GMM تأیید می‌شود.

جدول ۳. نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرها

ردیف	نام متغیر	آزمون لوین، لین و چو		آزمون فیشر- دیکی فولر تعمیم یافته*		درجه مانایی
		آماره	احتمال	آماره	احتمال	
۱	LFc	-۱۸/۹۱۳۹	۰/۰۰۰۰	۱۷۹/۸۱۶	۰/۰۰۰۰	I (0)
۲	LDi	-۲/۲۵۸۲۹	۰/۰۰۰۰	۱۳۱/۰۱۹	۰/۰۰۰۰	I (1)
۳	LPr	-۳۹/۸۶۳۸	۰/۰۰۰۰	۷۶/۶۶۲۵	۰/۰۳۴۸	I (0)
۴	LSa	-۵/۳۱۷۵۸	۰/۰۰۰۰	۱۰۵/۱۳۶	۰/۰۰۰۱	I (1)
۵	LPo	-۲/۳۶۸۵۴	۰/۰۰۹	۱۶/۲۲۶۳	۰/۰۹۳۳	I (0)

*وقفه انتخابی برای آماره ADF- Fisher توسط معیار شوارتز انتخاب شده است

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴. نتایج آزمون هم انباشتگی پدرونی

ردیف	Pedroni Cointegration	با عرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند	
		آماره آزمون	P-value	آماره آزمون	P-value
۱	Panel v-Statistic	-۳/۴۶۵	۰/۹۹۹	-۲/۷۷۹	۰/۹۹۷
۲	Panel rho-Statistic	۳/۰۸۴	۰/۹۹۹	۴/۶۰۱	۱/۰۰۰
۳	Panel PP-Statistic	-۲/۸۱۱	۰/۰۰۲	-۷/۸۰۲	۰/۰۰۰
۴	Panel ADF-Statistic	-۴/۶۵۷	۰/۰۰۰	-۶/۰۷۷	۰/۰۰۰
۵	Group rho-Statistic	۵/۴۵۲	۱/۰۰۰	۶/۵۲۱	۱/۰۰۰
۶	Group PP-Statistic	-۶/۰۰۶	۰/۰۰۰	۹/۵۳۰	۰/۰۰۰
۷	Group ADF-Statistic	-۳/۷۷۱	۰/۰۰۰	-۲/۴۸۷	۰/۰۰۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج آزمون هم انباشتگی کائو با استفاده از آماره ADF

ردیف	آماره	احتمال	نتیجه آزمون
۱	۱/۸۱۲۹۰۹	۰/۰۳۴۹	فرضیه صفر مبنی بر عدم هم انباشتگی در مدل رد می‌شود

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۶. نتایج تخمین مدل (Panel GMM)

ردیف	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری (p)
۱	تمرکز بنگاه‌ها با یک دوره وقفه (Fc (-1))	۰/۲۹۲۷۲۶	۰/۰۲۰۸۴۹	۱۴/۰۴۰۵۷	۰/۰۰۰۰
۲	فاصله اقتصادی (Di)	-۰/۰۶۷۷۱۴	۰/۰۰۸۸۸	-۷/۶۲۵۷۸۹	۰/۰۰۰۰
۳	نخست شهری (Pr)	۱/۰۷۶۸۵۲	۰/۵۳۳۲۷۹	۲/۰۱۹۳۰۵	۰/۰۴۴۵
۴	نسبت سرمایه استان به کشور (Sa)	۰/۱۴۶۱۴۰	۰/۰۸۶۶۳۱	۱/۶۸۶۹۲۳	۰/۰۹۲۹
۵	نسبت جمعیت استان به کشور (Po)	۰/۲۶۱۹۸۶	۰/۳۲۴۰۷۵	۰/۸۰۸۴۱۰	۰/۴۱۹۶
۶	آزمون سارگان	۲۶/۴۰۰۲۷ = آماره J		۰/۲۸۲۳۳۷ = سطح احتمال آماره J	
۷	آزمون خودهمبستگی مرتبه اول AR (1)	Prob AR (1) =۰/۰۰۰۱			
۸	آزمون خودهمبستگی مرتبه دوم AR (2)	Prob AR (2) =۰/۳۲۰۲			
۹	تعداد مشاهدات: ۲۵۱	تعداد استان‌ها: ۲۸	دوره زمانی: ۱۲سال (۱۳۹۱-۱۳۸۰)		

*متغیر وابسته تمرکز بنگاه‌ها می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۴- تفسیر یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد مدل به روش GMM، در جدول (۶) مشاهده می‌شود که در ادامه به تفسیر نتایج تحقیق پرداخته شده است.

- ضریب متغیر تمرکز بنگاه‌ها با یک دوره وقفه مطابق با مبانی نظری جغرافیای اقتصادی جدید اثر مثبت و معنی‌داری را بر تمرکز بنگاه‌ها دارد و نشان می‌دهد که یک افزایش یک درصدی در تمرکز بنگاه‌ها در یک سال مشخص، می‌تواند باعث افزایش ۰/۲۹ درصدی در تمرکز بنگاه‌ها در سال بعد شود. علت این امر وجود صرفه‌های ناشی از محلی شدن در صنایع غذایی و آشامیدنی کشور است.

- ضریب متغیر فاصله اقتصادی منفی و معنی‌دار شده است که مفهوم آن این است که کاهش فاصله اقتصادی بین استان‌های کشور می‌تواند بر تمرکز مکانی بنگاه‌های صنایع غذایی و آشامیدنی اثر افزاینده‌ای داشته باشد. فاصله اقتصادی نشان دهنده هزینه دسترسی به بازار فروش و مواد اولیه برای یک بنگاه نوعی است. یکی از عواملی که در مکان‌یابی یک فعالیت اقتصادی مؤثر می‌باشد هزینه دسترسی به بازار است. کاهش فاصله اقتصادی بین استان‌ها باعث کاهش هزینه‌های دسترسی بنگاه‌ها به بازار شده و تمایل آنها را برای تمرکز در کنار همدیگر، برای استفاده از منافع تجمیع از قبیل صرفه‌های محلی شدن را افزایش می‌دهد.

- ضریب متغیر نخست شهری مثبت و از نظر آماری معنی‌دار شده است. کشش این متغیر نسبت به متغیر وابسته ۱/۰۷ درصد به دست آمده است که در بین متغیرهای توضیحی بیشترین مقدار را دارا می‌باشد. مکان‌های نزدیک به نخست شهر به دو دلیل برای مکان‌یابی بنگاه‌ها جذابیت دارند. یکی وجود صرفه‌های شهرنشینی است که مطابق مبانی نظری و مطالعات دهقان شبانی (۱۳۹۲)، کامپی و همکاران (۲۰۰۴)، مارسال (۲۰۰۴) و دوراکس و همکاران (۲۰۰۷) اثر مثبت و معنی‌داری بر مکان‌یابی بنگاه‌ها دارد. و دلیل دوم آن است که نخست شهر اندازه بازار بنگاه را گسترده‌تر می‌کند. ضریب این متغیر نشان می‌دهد که با افزایش نخست شهری در یک استان، تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی در آن استان افزایش خواهد یافت.

- متغیر سهم استان از جمعیت کشور هر چند که مثبت شده است و نشان می‌دهد که تمرکز صنایع غذایی در استان‌های پرجمعیت می‌تواند بیشتر باشد؛ اما از نظر آماری تأیید نشده است. دلیل معنی‌دار نشدن این متغیر می‌تواند به مواردی از قبیل وسعت استان و پراکندگی جمعیت مرتبط باشد. چرا که برای بنگاه‌ها دسترسی به جمعیت متراکم حائز اهمیت است. همچنین از آنجایی که تحرک پذیری نیروی کار در بین استان‌ها وجود دارد در صورت نیاز به نیروی کار در یک استان امکان تأمین آن از سایر استان‌ها وجود دارد.

– سهم استان از موجودی سرمایه (به عنوان یکی از عوامل تولید) کشور هم اثر مثبت بر تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی دارد و نشان می‌دهد که یک افزایش یک درصدی در سهم استان از موجودی سرمایه کشور می‌تواند باعث افزایش ۰/۱۴ درصدی تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی در آن استان شود.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

مطالعه چگونگی توزیع صنایع غذایی و آشامیدنی در بین استان‌های کشور نشان دهنده تمرکز این صنایع در تعداد معدودی از استان‌ها می‌باشد. به طوری که ۶۵/۲ درصد از کل ارزش افزوده ایجاد شده صنایع غذایی و آشامیدنی کشور متعلق به ۸ استان تهران، خراسان رضوی، فارس، آذربایجان شرقی، خوزستان، مازندران، آذربایجان غربی و اصفهان می‌باشد. در این تحقیق برای شناسایی عوامل مؤثر بر تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی از داده‌های پانل پویا و روش GMM در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۰ برای ۲۸ استان کشور استفاده شده است. همچنین برای سنجش تمرکز جغرافیایی صنایع غذایی و آشامیدنی از شاخص تمرکز هرفیندال- هیرشمن (HHI) استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که با افزایش نخست شهری استان‌ها و افزایش سهم استان از موجودی سرمایه کشور، تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی افزایش می‌یابد. رابطه مستقیم نخست شهری و تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی نشان می‌دهد که این صنایع تمایل به استقرار در نزدیکی نخست شهرها را دارند تا بتوانند علاوه بر استفاده از صرفه‌های ناشی از شهرنشینی، اندازه بازار پیش روی خود را گسترش دهند. با این حال نتایج تحقیق نشان می‌دهد رابطه معکوسی بین فاصله اقتصادی و تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی وجود دارد که نشان می‌دهد فاصله اقتصادی مانعی برای تمرکز بنگاه‌ها می‌باشد. همچنین ضریب مثبت و معنی‌دار وقفه متغیر وابسته در مدل نشان می‌دهد که صنایع غذایی و آشامیدنی برای استفاده از صرفه‌های محلی شدن تمایل به تمرکز و فعالیت در کنار همدیگر را دارند.

بر اساس یافته‌های تحقیق به کارگیری توصیه‌های سیاستی زیر پیشنهاد می‌گردد:

تمرکز جغرافیایی بنگاه‌ها در کنار یکدیگر به آن علت صورت می‌گیرد که منافع تمرکز بر هزینه‌های آن غلبه می‌نماید. اما ممکن است تمرکز بنگاه‌ها در نقاط مشخص از نظر عدالت اجتماعی مطلوب و مورد توجه دولت نباشد. به این معنی که دولت تمرکززدایی و رشد متوازن استان‌ها را بر منافع فردی و گروهی بنگاه‌ها ترجیح دهد. از آنجا که در مبانی نظری جغرافیای اقتصادی، تمرکز بنگاه‌ها امری مطلوب محسوب می‌شود لذا توصیه‌های زیر در جهت حمایت از تمرکز جغرافیایی صورت می‌گیرد. بدیهی است که اگر سیاست دولت تمرکززدایی باشد عکس این توصیه‌ها پیشنهاد می‌شود.

– از آنجایی که تمرکز بنگاه‌ها در کنار یکدیگر می‌تواند با ایجاد صرفه‌های محلی شدن بر عملکرد بنگاه‌ها اثر مثبتی داشته باشد، و نتایج این تحقیق نشان داد که بنگاه‌ها در انتخاب مکان فعالیت خود به صرفه‌های محلی شدن توجه می‌کنند؛ لذا استفاده از سیاست‌های حمایتی برای خوشه‌ای شدن و استقرار بنگاه‌ها در کنار یکدیگر توصیه می‌گردد تا این صنایع بتوانند با استفاده از مزایای خوشه‌ای شدن و تمرکز در کنار همدیگر، تولید و اشتغال بیشتری را ایجاد نمایند.

بنگاه‌ها در انتخاب مکان خود به میزان دسترسی به زیرساخت‌ها و کیفیت آنها توجه می‌کنند و نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین شاخص فاصله اقتصادی (به عنوان متغیری که اثر زیرساخت‌ها را بر انتخاب مکان و تمرکز بنگاه نشان می‌دهد) و تمرکز صنایع غذایی و آشامیدنی رابطه معکوسی وجود دارد. لذا استفاده از سیاست‌هایی که منجر به کاهش فاصله اقتصادی بین استان‌ها شود توصیه می‌گردد تا با این کار زمینه تمرکز جغرافیایی برای صنایع غذایی و آشامیدنی و استفاده از منافع تمرکز برای آنان افزایش یابد.

منابع

بهرامی، جابر و پهلوانی، مصیب (۱۳۹۳). "تأثیر جهانی شدن بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای منتخب MENA با استفاده از روش GMM". *مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، سال بیست و یکم، شماره ۸، ۲۲۶-۲۰۵.

پورعبادالهان کویچ، محسن و همتی، مجتبی (۱۳۹۴). "سنجش موقعیت مکانی بنگاه و بررسی تأثیر آن بر تصمیم صادراتی بنگاه‌های صنعتی ایران". *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، سال دوم، شماره ۱، ۱۴۲-۱۲۱.

خراط زبردست، اسفندیار (۱۳۷۸). "توسعه صنعتی مناطق و عوامل مؤثر در مکان یابی فعالیت‌های صنعتی بزرگ". *فصلنامه هنرهای زیبا*، دوره ۶، شماره ۶، ۵۵-۴۴.

دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۲). "تأثیر چگالی جمعیت بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد منطقه‌ای در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هجدهم، شماره ۵۴، ۹۲-۵۵.

دهقان شبانی، زهرا و اکبری، نعمت الله (۱۳۹۴). "فاصله اقتصادی و رشد منطقه‌ای در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال پانزدهم، شماره ۲، ۲۲۲-۲۰۳.

سامتی، مرتضی؛ فتح آبادی، مهدی و رنجبر، همایون (۱۳۹۳). "اثرات صرفه‌های تجمع صنعتی و شهرنشینی بر رشد اقتصادی: شواهدی از بازارهای ایران". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال هشتم، شماره۳ (پیاپی ۲۷)، ۳۶-۱۷.

سولیوان، آ (۱۳۸۶). " مباحثی در اقتصاد شهری". ترجمه جعفر قادری و علی قادری، تهران، انتشارات نور علم، جلد ۱ و ۲.

صباغ کرمانی، مجید (۱۳۸۰). "*اقتصاد منطقه‌ای (تئوری و مدل‌ها)*". تهران، انتشارات سمت.

فرهمند، شکوفه و بدری، فروزنده السادات (۱۳۹۱). "بررسی رابطه بین تجمیع و رشد اقتصادی در منتخبی از کشورهای آسیا- اقیانوسیه". *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه*، شماره، دوره ، ۱۵۸-۱۴۰.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۴) /www.amar.org.ir.

مکیان، سید نظام الدین؛ مصطفوی، سید محمدحسن؛ حاتمی، راضیه و دهقانپور، محمدرضا (۱۳۹۱). "بررسی اثر رشد تجارت بر رشد توسعه انسانی در کشورهای منتخب آسیا: رهیافت داده‌های تابلویی". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۹، شماره ۱، ۷۰-۵۵.

مهرگان، نادر و تیموری، یونس (۱۳۹۱b). "محاسبه شدت تمرکز جغرافیایی صنایع در بین استان‌های کشور". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی سال بیستم*، شماره ۶۱، ۱۹۲-۱۷۵.

مهرگان، نادر، تیموری، یونس (۱۳۹۱). "ارزیابی تمرکز جغرافیایی استانی صنعت و عوامل مؤثر بر میزان آن در ایران". *فصلنامه جغرافیا و آمایش شهری- منطقه‌ای*، دوره ۲، شماره ۵، ۱۲۰-۱۰۵.

نصراللهی، زهرا و صالحی قهفرخی، فخرالسادات (۱۳۹۱). "عوامل مؤثر بر مکان‌یابی بنگاه‌های صنعتی از دیدگاه رفتارگرایان، مدل لوجیت- پروبیت". *مجله علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۸، ۹۰-۷۵.

نوفرستی، محمد (۱۳۸۹). "ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی". تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *Review of Economic Studies*, 58(12), 277-297.

Campi, M. T. C., Blasco, A. S. & Marsal, E. V. (2004). "The Location of New Firms and the Life Cycle of Industries". *Small Business Economics*, 22, 265–281.

Conley, T. & Ligon, E. (2002). "Economic Distance and Cross-country Spillover". *Journal of Economic Growth*, 7(2), 157-187.

Devereux, M. P., Griffith, R. & Simpson, H. (2007). "Firm Location Decision, Regionals Grants and Agglomeration Externalities". *Journal of Public Economics*, 91, 413-435.

Harris, T. F. & Ioannides, Y. M. (2000). "Productivity and Metropolitan Density (No. 0016)". *Department of Economics*, Tufts University.

Henderson, J. V. (2000). "The Effects of Urban Concentration on Economic Growth". *NEBR Working Paper,* No. 7503.

Jofre, M. J., Marin, L. R. & Viladecans, M. E. (2012). "When Are Localization and Urbanization Economies Important? 52nd Congress of the European Regional Science Association: "Regions in Motion - Breaking the Path". 21-25 August 2012, Bratislava, Slovakia. *Provided in Cooperation with: European Regional Science Association (ERSA).*

Marsal, E. V. (2004). "Agglomeration Economies and Industrial Location: City-Level Evidence". *Journal of Economic*

Geography, 4, 565- 582.

Marshall, A. (1920). "Principles of Economics". 8th ed. MacMillan, London.

Nakamura, R. & Paul, C. J. (2009). "Measuring Agglomeration; Handbook of Regional Growth and Development Theories". *Great Britain by MPG Books Ltd*, Bodmin, Cornwall.

Sridhar, K. S. & Wan, G. (2010). "Firm Location Choice in Cites: Evidence from China, India and Brazil". *China Economic Review*, 21, 113-122.

World Bank (2009). "World Development Report: Reshapimg Economic Geographic". *Washangton DC Press*.

دانشگاه پیام نور
فصلنامه علمی- پژوهشی
پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

فرم اشتراک:

علاقه‌مندان به اشتراک فصلنامه علمی پژوهشی *«پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی»*، مبلغ ۲۰۰/۰۰۰ ریال جهت اشتراک سالانه نشریه، به شماره حساب ۲۱۷۸۶۰۹۰۰۱۰۰۷ نزد بانک ملی ایران، شعبه بنفشه تهران واریز کرده و فیش آن را به همراه این فرم، پس از تکمیل، به دفتر مجله ارسال، یا به شماره ۳۴۰۲۱۱۵۱- ۰۸۶ فاکس نمایند.

نام: .....

نام خانوادگی: .....

نشانی: .....

کد پستی: .....

شماره همراه: .....

شماره ثابت: .....

نشانی الکترونیکی: .....

Contents

Estimated Interactions between Non-Oil Exports and Economic Growth through the Quantitative and Qualitative Strengthening of Inputs; MS-VAR Approach 17
Ali Mahdiloo, Hosein Asgharpour, Mohammad Mehdi Barghi Oskooei

Study of Regional Development Targeted Incentives Using DID Approach, Case Study: Tax Exemptions Article 132 of Direct Tax Act 33
Yeganeh Mousavi Jahromi, Mohammad Reza Razavi, Farhad Khodadad Kashi, Seied Hossien Eizadi

An Investigation of Energy Consumption, Economic Growth and CO2 Emission in the Iranian Economic Sectors 51
Rouhollah Shahnazi, Ebrahim Hadian, Lotfollah Jargani

Examination of the Relationship between Economic Growth and Saving Rate in Low and High Inflation Countries 71
Teymor Rahmani, Elnaz Bagherpur Oskoei

Measuring Economic Growth Inequality and Examining Growth Convergence of Iran's Provinces (Spatial Econometric Approach) 83
Sohrab Delangizan, Younes Goli, Yahya Goli

Analysis of the Impact of Export Insurance Subsidies on Non-Oil Export: Fuzzy Regression Approach 99
Aso Esmailpour, Ahmad Assadzadeh, Mostafa Shokri, Hamed Zolghadr

The Role of Financial Development in the Arrival of Foreign Direct Investment and Promotion of Economic Growth 113
Farshid Pourshahabi, Marzie Esfandiari

The Effect of Energy Intensity on Economy Sectors by Input-Output Approach 127
Shokooh Mahmoodi, Seyyed Abdolmajid Jalaei

Direct and Indirect Effects of Oil on Total Factor Productivity in Iran's Economy (Using Simultaneous Equations System) 141
Abolfazl Shah-Abadi, Sara Sari Gol

Factors Affecting the Geographic Concentration of Food and Drink Industries Using Dynamic Panel Data 165
Mohammad-Ali Maghsoudpour

- Editorial board should welcome deep and reasonable reviews, and prevent superficial and poor reviews, and deal with one-sided and contemptuous reviews.
- Editorial board should record and archive the whole review's documents as scientific documents and to keep confidentially the reviewers' name.
- Editorial board must inform the final result of review to corresponding author immediately.
- Editorial board should keep the article's contents confidentially and do not disclose its information to others.
- Editorial board ought to prevent any conflict of interests due to any personal, commercial, academic and financial relations which may impact on accepting and publishing the presented articles.
- Editor-in-chief should check each type of research and publication misconduct which reviewers report seriously.
- If a research and publication misconduct occurs in an article, editor-in-chief should omit it immediately and inform indexing databases or audiences.
- In the case of being a research and publication misconduct, editorial board is responsible to represent a corrigendum to audiences rapidly.
- Editorial board must benefit of audiences' new ideas in order to improve publication policies, structure and content quality of articles.

References

1. “Standard Ethics”, approved by Vice-Presidency for Research & Technology, the Ministry of Science, Research and Technology.
2. Committee on Publication Ethics, COPE Code of Conduct, www.publicationethics.org

- **Plagiarism:** Plagiarism is the act of taking someone else's writing, conversation, idea, claims or even citations without any acknowledgment or explanation of the work producer or speaker.
- **Wrongful Appropriation:** Wrongful appropriation occurs when author(s) benefits another person's efforts and after a little change and manipulations in the research work, publish it on his/her own definitions
- **False Attribution: It represents that a person is the author of a work but she/ he was not involved in the research.**

4. Reviewers' Responsibility

Reviewers must consider the followings:

- Qualitative, contextual and scientific study in order to improve articles' quality and content.
- To inform editor-in-chief when accepts or reject the review and introduce an alternative.
- Should not accept the articles which consider the benefits of persons, organizations and companies or personal relationships; also the articles which she/he, own, contributed in its writing or analyze.
- The reviewing must be carried out upon scientific documents and any self, professional, religious and racial opinion is prohibited.
- Accurate review and declaration of the article's strengths and weaknesses through a clear, educational and constructive method.
- Responsibility, accountability, punctuality, interest, ethics adherence and respect to others' right.
- Not to rewrite or correct the article according to his/her personal interest.
- Be sure of accurate citations. Also reminding the cases which haven't been cited in the related published researches.
- Avoid of express the information and details of articles.
- Reviewers should not benefit new data or contents in favor of/against personal researches; even for criticism or discrediting the author(s). The reviewer is not permitted to reveal more details after a reviewed article being published.
- Reviewer is prohibited to deliver an article to another one for reviewing except with permission of editor-in-chief. Reviewer and co-reviewer's identification should be noted in each article's documents.
- Reviewer shouldn’t contact with the author(s). Any contact with the authors should be made through the editorial office.
- Trying to report “research and publication misconduct” and submitting the related documents to editor-in-chief.

5. Editorial Board Responsibilities

- Journal maintenance and quality improvement are the main aims of editorial board.
- Editorial board should introduce the journal to universities and international communities and publish the articles of other universities and international societies on their priority.
- Editorial board must not have quota and excess of their personal article publishing.
- Editorial board is responsible for selecting the reviewers as well as accepting or rejecting on article after reviewers' comments.
- Editorial board should be well-known experts with several publications. They ought to be responsible, accountable, truth, adhere to professional ethics and contribute to improve journal aims.
- Editorial board is expected to have a database of suitable reviewers for journal and to update the information regularly.
- Editorial board should try to aggregate qualified moral, experienced and well-known reviewers

Payame Noor University Research Journals' Publication Ethics

This publication ethics is a commitment which draws up some moral limitations and responsibilities of research journals. The text is adapted according to the "Standard Ethics", approved by the Ministry of Science, Research and Technology, and the publication principles of Committee on Publication Ethics (COPE).

1. Introduction

Authors, Reviewers, editorial boards and editor-in-chiefs ought to know and commit all principles of research ethics and related responsibilities. Article submission, review of reviewers and editor-in-chief's acceptance or rejection, are considered as journals law compliance otherwise the journals have all the rights.

2. Authors Responsibilities

- Authors should present their works in accordance with journal's standards and title.
- Authors should ensure that they have written their original works/researches. Their works/researches should also provide accurate data, underlying other's references.
- Authors are responsible for their works' accuracy.

Note 1: Publishing an article is not known as acceptance of its contents by journal.

- Duplicate submission is not accepted. In other words, none of the article's' parts, should not carry on reviewing or publishing elsewhere.
- Overlapping publication, where the author uses his/her previous findings or published date with changes, is rejected.
- Authors are asked to have authors' permission for an accurate citation. When using ones direct speech, a quotation mark (" ") is necessary.
- Corresponding author should ensure that the complete information of all involved authors in the article.

Note 2: Do not write the statement of "Gift Authorship" and do not omit the statement of "Ghost Authorship".

- Corresponding author is responsible for the priorities of co-authors after their approval.
- Paper submission means that all of the authors have satisfied whole financial and local supports and have introduced them.
- Author(s) is/are responsible for any fault or inaccuracy of the article and in this case, journal's authorities should be informed immediately.
- Author(s) is/are asked to provide and reserve raw data one year after publication, in order to be able to respond journal audiences' questions.

3. Research and Publication Misconduct

Author(s) should avoid the research and publication misconduct. If some cases of research and publication misconduct occur within each steps of submission, review, edition or publication, journals have the right to legal action. The cases are listed as below:

- **Fabrication:** Fabrication is the practice of inventing data or results and reporting them in the research. Both of these misconducts are fraudulent and seriously alter the integrity of research. Therefore, articles must be written based on original data and use of falsified or fabricated data is strongly prohibited**.**
- **Falsification:** Falsification is the practice of omitting or altering research materials, equipment, data, or processes in such a way that the results of the research are no longer accurately reflected in the research record.

Advisory Editorial Board:

Abdoli, G.	Fallahi, M. A.	Mehrara, M.	Rezaei, E.
Abunuri, A.	Fotros, M. H.	Mehregan, N.	Saadat, R.
Abunuri, E.	Ghaffari, H.	Mir Bagheri Hir, M. N.	Sadeghi Shahdani, M.
Afshari, Z.	Ghaffari, Gh.	Mohamad Zadeh, P.	Salimifar, M.
Agheli, L.	Gilak Hakim Abadi, M. T.	Mohamad Vand, M. R.	Samadi, H.
Ahmadi Shadmehri, M. T.	Gholi Zadeh, A.A.	Mohseni Zenoozi, S. J.	Seyyed Noorani, S. M.
Akbari, N.	Hakkak, M.	Molaei, M.	Shahabadi, A.
Akbari Moghadam, B.	Hazeri Niri, H.	Montazer Hojat, A. H.	Shahiki Tash, M. N.
Akbarian, R.	Hekmati Farid, M.	Monsef, A.	Shavvalpur, S.
Asgharpur, H.	Homayuni Far, M.	Moshiri, S.	Soheyli, K.
Bakhshi, L.	Jafari, A.M.	Mousaee, M.	Suri, A.
Cheshomi, A.	Jafari Samimi, A.	Najar Zadeh, R.	Taghi Nejad Omran, v.
Dadgar, Y.	Karimzadeh, M.	Nasrollahi, K.	Yavari, K.
Dahmardeh, N.	Kazeroni, A. R.	Nasrollahi, Z.	Yahyaabadi.A
Dehghani, A.	Khalili Eraghi, M.	Paseban, F.	Yahyazadeh, A.
Ebrahimi, M.	Khoda Bakhshi, A.	Pour Faraj, A.	Zaraanezhad, M.
Ehsanfar, M. H.	Khoda Panah, M.	Pour Moghim, S. J.	Zobeiri, H.
Emadzadeh, M.	Khoshnoudi, A.	Rafat, B.	
Emami Meybodi, A.	Komijani, A.	Rahmani, T.	
Ezzati, M.	Lashkari, M.	Ranjpour, R.	
Fallahi, F.	Makkeyan, S. N.	Rasekhi, S.	

Impact Factor:

The impact factor of this journal is 1.413 (IF =1.413) from the Islamic World Science Citation Center (ISC).

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Director: Hadi Ghaffari
Chief Editor: Mohammad Reza Lotfali pur
Editorial Staff Secretary: Ali Younessi

Editorial Board:

1	S.P. Singh	Professor	IIT Roorkee, India
2	Abolghasem Esna Ashari	Associate Professor	Payame Noor University
3	Farhad Khodadad Kashi	Professor	Payame Noor University
4	Mohammad Reza Seied Nurani	Professor	Allame Tabatabaee University
5	Mahdi Sadeghi Shahdani	Associate Professor	Economic Sciences University
6	Mohammad Hassan Fotros	Professor	Bu Ali Sina University
7	Mohammad Reza Lotfali pur	Professor	Ferdowsi University
8	Hadi Ghaffari	Associate Professor	Payame Noor University
9	Gholamreza Mesbahi Moghadam	Associate Professor	Imam Sadegh University
10	Mohammad Ali Molaei	Associate Professor	Shahrud Universit of Technology

Persian Editor: Mohsen Zolfaghari
English Editor: Hadi Ghaffari
Price: 50000 rials
Published by: Payame Noor University of Markazi Province
Address: Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, P.O. Box 38135-1136, Payame Noor University of Markazi Province, Arak, Iran
Phone: 086-32247853
Fax: 086-34021151
Mobile: 09185288130
E-mail: egdr@pnu.ac.ir
Web: egdr.journals.pnu.ac.ir

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Vol. 7, No. 28, September 2017