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: مژگان عیوضی

کارشناس فصلنامه: مهدیه آقایی

ویرایش و صفحه‌آرایی: احمد آقایی

طراح جلد: فاطمه ملک افضلی

شمارگان چاپ: ۱۰۰ نسخه

قیمت: ۵۰۰۰۰ ریال

شاپای الکترونیک: ۶۸۹۱-۲۲۵۱

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 علمی‌کشور دارای درجه علمی- پژوهشی است.

داوران فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

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

این فصلنامه دارای ضریب تأثیر (IF = 0.63) از پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) می‌باشد.

بر اساس رتبه‌بندی نشریات علمی در سال ۱۳۹۱، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی حائز رتبه اول ضریب تأثیر (IF = 0.63) در بین کلیه مجلات علمی پژوهشی اقتصادی کشور و نیز کسب رتبه چهارم در بین تمام مجلات علمی پژوهشی و علمی ترویجی کشور گردید و در بین ۱۰ نشریه برتر کشور قرار گرفت.

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.

همچنین در دومین و سومین جشنواره ملی هفته پژوهش و تجلیل از پژوهشگران برگزیده سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴، 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

دانشگاه پیام نور

تاریخ: ۹۳/۹/۲۵

شماره: ۱/۷۰۷۳/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

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

يَرْفَعِ اللَّهُ الَّذِينَ آمَنُوا مِنكُمْ وَالَّذِينَ 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

وهمت والای فرهیختگان نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران وشایسته تقدیر است .

بدینوسیله باتبریک 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 شمارا مسئلت می نمایم .

رضا فرجی دانا

۲۵/۹/۹۴

وزیر علوم، تحقیقات و فناوری

دانشگاه پیام نور

تاریخ: ۹۴/۹/۲۲

شماره: ۵۸/۱۰۴۰۹/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 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

«نشریه برتر دانشگاه»

در سومین جشنواره نکوداشت هفته پژوهش و تقدیر از پژوهشگران و فناوران برتر سال ۱۳۹۴ 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

نشر حفظی www.hefzi.ir

حق چاپ محفوظ. شماره ۲۰۲۲

شماره: ۱/۹۲۷۹/ص

تاریخ: ۱۳۹۵/۰۹/۲۴

دانشگاه پیام نور

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 آینده‌ی 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

Code: T-77 حق چاپ محفوظ

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 و 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.

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 مسئولیت های 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 و 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

سخن سردبیر

اعضای محترم هیئت تحریریه، داوران گرامی، مدیر مسئول محترم، مدیر داخلی محترم و کارشناسان عزیز

خبر مسرت بخش ارتقاء ضریب تأثیر فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی مایه خرسندی و مباهات برای کلیه دست اندر کاران آن است. بدیهی است این پیشرفت مرهون زحمات و تلاش‌های بی‌شائبه همه عزیزانی است که در کلیه بخش‌های فصلنامه مشارکت دارند. مجله‌ای که توانسته جایگاه خود را به عنوان **"معتبرترین"** نشریه علمی کشور تثبیت کند.

اینجانب به نوبه خود مراتب تقدیر و تشکر خود را از همه عزیزان به شرح زیر اعلام می‌نمایم:

- هیئت محترم تحریریه که با وسعت دید و نظرات علمی چارچوب‌های کلی را تعیین می‌نمایند.
- اعضای محترم هیئت علمی سراسر کشور که بر ما منت نهاده و با دقت و ریزبینی علمی مقالات را ارزیابی نموده و بهترین‌ها را بر می‌گزینند.
- مدیر مسئول محترم جناب آقای دکتر غفاری که صمیمانه از هر کوششی در جهت ارتقاء مجله دریغ ندارند.
- مدیر داخلی محترم جناب آقای دکتر یونسی که با فداکاری و تلاش مجدانه امور مختلف مجله را مدیریت می‌نمایند.
- کارشناسان عزیز به ویژه سرکار خانم آقایی که با حسن سلوک و دلسوزانه موجبات انجام سریع و درست امور را فراهم می‌نمایند.

سلامتی، بهروزی و موفقیت همه بزرگواران را از خداوند منان خواستارم.

سرافراز باشید

محمد رضا لطفعلی‌پور

پاییز ۱۳۹۵

فهرست مطالب

بررسی رابطه میان مصرف انرژی، رشد اقتصادی و صادرات در بخش صنعت ایران (تحلیل مبتنی بر داده‌های پانل)..... ۱۷
محمد رضا لطفعلی‌پور، محمد حسین مهدوی عادلی، حسن رضایی

انتخاب شرکای تجاری در چارچوب نظریه همگرایی باشگاهی..... ۳۹
خدیجه نصراللهی، کریم آذربایجانی، محمدرضا زین‌العابدینی

مدل‌سازی و پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل‌های ARIMA، مارکف سوئیچینگ و ANFIS..... ۵۵
مرتضی صالحی سربیژن

کاربرد روش گشتاور تعمیم یافته در بررسی تأثیر ضریب نفوذ بیمه بر تولید ناخالص داخلی، مطالعه ایران..... ۶۹
صادق علی موحدمنش

تأثیر توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی ایران: مطالعه موردی مراکز استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۵..... ۸۳
محمد علی مقصودپور

اقتصاد سایه و نقش آن درکنترل آسیب‌های زیست محیطی کشورهای منا..... ۱۰۷
عباس میرزایی، رضا اسفنجاری کناری، ابوالفضل محمودی، مهدی شعبان‌زاده

آیا تعامل میان فساد و آزادسازی مالی بر رشد اقتصادی تأثیرگذار است؟ شواهدی از کشورهای صادر کننده نفت (OPEC)..... ۱۱۹
ابراهیم انواری، احمد صلاح منش، مجید شیخ انصاری، مهوش مرادی

عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران و اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی..... ۱۳۳
حسین استادی

تبیین تأثیرپذیری رشد اقتصادی از بهبود کارایی مصرف انرژی..... ۱۴۵
مهدی صادقی شاهدانی

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و چهارم، پاییز ۱۳۹۵ (۳۸ـ۱۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 24, September 2016 (17-38)

بررسی رابطه میان مصرف انرژی، رشد اقتصادی و صادرات در بخش صنعت ایران (تحلیل مبتنی بر داده‌های پانل)

*محمد رضا لطفعلی‌پور[۱]، محمد حسین مهدوی عادلی[۲]، حسن رضایی[۳]

۱. استاد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
۲. استاد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

(دریافت: ۱۳۹۳/۸/۷ پذیرش: ۱۳۹٤/۲/۲٤)

Study on the Relationship between Energy Consumption, Economic Growth and Export Industry in Iran (Analysis Based on Panel Data)

*Mohammad Reza Lotfalipour[1], Mohammad Hossein Mahdavi Adeli[2], Hassan Rezaei[3]

1. Professor of Ferdowsi University, Mashhad, Iran
2. Professor of Ferdowsi University, Mashhad, Iran
3. Ph.D. Student of Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran

(**Received:** 29/Oct./2014 **Accepted:** 14/May/2015)

چکیده:

به دلیل محدودیت منابع انرژی و اهمیت آن در زنجیره عرضه هم به عنوان کالای نهایی برای مصرف‌کنندگان و هم به عنوان نهاده برای تولیدکنندگان از یک طرف و از طرف دیگر با توجه به نوسانات زیاد قیمت آن و افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای، سیاست‌های حفاظت از آن و عوامل تأثیرگذار بر عرضه و تقاضای آن در دهه‌های اخیر مورد توجه مجامع علمی و سیاست‌گذاری قرار گرفته است. در این مطالعه رابطه بین مصرف انرژی، صادرات و رشد اقتصادی در بخش صنعت ایران با استفاده از آمارهای ترکیبی مصرف انرژی، صادرات و ارزش افزوده زیر بخش‌های صنعتی در حد تفصیل کدهای ۲ رقمی ISIC طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۰ مورد آزمون قرار گرفته است. برای مطالعه رابطه علّیت و پویایی بین متغیرهای مورد بررسی در بخش صنعت از علّیت تودا-یاماموتو و تصحیح خطای برداری استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد از صادرات به مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت رابطه علّیت وجود ندارد اما در سایر موارد بین مصرف انرژی، صادرات و رشد اقتصادی رابطه علّیت کوتاه‌مدت، بلندمدت و قوی دوطرفه مثبت وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، مصرف انرژی، صادرات، داده‌های تابلویی، تصحیح خطای برداری.
طبقه‌بندی JEL: L60، Q43، C23.

Abstract:

Due to limitation of energy resources and its importance in the supply chain as the final products for consumers and inputs for manufacturers on the one hand, and On the other hand, due to the large fluctuations in prices and increased greenhouse gas emissions conservation policies and factors affecting supply and demand in recent decades have been considered by the scientific and policy communities.

In this study, the relationship between energy consumption, export and economic growth in the industrial sector of the Iranian economy has been tested. For this purpose, the panel data of energy consumption, export and value added of the industrial sector in the ISIC 2-digit level detail over the years 2002 to 2012 were used.

To study causality and dynamics between variables in the industrial sector the Toda-Yamamoto causality and vector error correction model were used. The results show bidirectional short-run, long-run and strong causality between variables, Except for one case that from exports to energy consumption and economic growth in the short run, there is no causality.

Keywords: Economic Growth, Energy Consumption, Exports, Panel Data, Error Correction.
JEL: L60, Q43, C23.

* **نویسنده مسئول:** محمد رضا لطفعلی‌پور
E-mail: Lotfalipour@um.ac.ir

*Corresponding Author: Mohammad Reza Lotfalipour

۱- مقدمه

نوسانات زیاد قیمت انرژی و افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای توجه دانشگاهیان و سیاست‌گذاران را به طراحی سیاست حفاظت از انرژی معطوف نموده است. این نوع از سیاست نمی‌تواند به‌طور خودسرانه و بدون در نظر گرفتن روابط علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی وضع شود؛ زیرا پیامدهای سیاست انرژی غالباً وابسته به نوع رابطه علّت و معلولی بین این دو نوع متغیر است (ادریف شرفی و کربالی[1]، ۲۰۱۲: ۲۳۸؛ مولایی و همکاران، ۱۳۹۴: ۲۶). اگر یک کشور وابسته به انرژی باشد هر گونه سیاست‌های اصلاح ساختاری با هدف کاهش مصرف انرژی ممکن است باعث کاهش رشد اقتصادی شود.

صادرات نیز علاوه بر اینکه یکی از اجزاء تولید ناخالص داخلی است و افزایش آن باعث رشد اقتصادی می‌شود، صنایع صادراتی برای تداوم صادرات به ناچار باید خود را با شرایط و فرصت‌های جدید علمی، اقتصادی، بازاری و فنی بین‌المللی هماهنگ نمایند که خود این باعث رشد بهره‌وری و تداوم بخش رقابت‌پذیری کل اقتصاد خواهد شد. از طرفی افزایش صادرات با فراهم آوری ارز خارجی و امکان واردات کالاهای نهاده‌ای و سرمایه‌ای با فناوری بالا، زمینه ساز رشد تولید می‌شود (نعمت الهی و گرشاسبی، ۱۳۹۳: ۷۷). همچنین صادرات تقاضای جدیدی را به‌خصوص برای صنایعی که از تقاضای داخلی کافی برخوردار نیستند ایجاد می‌نماید که باعث ایجاد بازارهایی با اندازه کارا می‌شود و امکان استفاده از صرفه‌های ناشی از مقیاس را فراهم می‌آورد.

با توجه به اهمیت موضوع، در این مطالعه با الهام از مطالعات لی[2] (۲۰۱۴)؛ بخت و عثمان[3] (۲۰۱۴)؛ اولادل و ادرینده[4] (۲۰۱۱)؛ سامی[5] (۲۰۱۱)؛ نارایان و اسمیت[6] (۲۰۰۹)؛ نسرین و انوار[7] (۲۰۱۴)؛ شهباز و همکاران[8] (۲۰۱۴)؛ سادرسکی[9] (۲۰۱۲) و مطالعات متعدد دیگری که در جدول (۲) آمده‌اند، رابطه بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و صادرات در بخش صنعت ایران بررسی می‌شود که از چند ویژگی قابل توجه نسبت به مطالعات قبلی در این زمینه برخوردار است. اول اینکه علی‌رغم تنها مطالعه موجود در رابطه بین مصرف انرژی، صادرات و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران، بخش صنعت به طور خاص مطالعه نشده است. دوم، با توجه به قدرت بالای آزمون‌های پانل دیتا، در این مطالعه از داده‌های پانل زیر بخش‌های ۲۳ گانه بخش صنعت ایران استفاده شده است که در مطالعات قبلی از داده‌های سری زمانی استفاده شده است و سوم اینکه رابطه علیّت گرنجری بین متغیرها با استفاده از دو روش تودا و یاماموتو و تصحیح خطا بررسی شده است و نتایج آنها با هم مقایسه شده‌اند. در راستای هدف مطالعه، در بخش دوم مبانی نظری و مطالعات تجربی در این زمینه مرور شده است؛ در بخش سوم روش تحقیق و در بخش چهارم داده‌ها معرفی شده‌اند. در بخش پنجم نتایج مطالعه آورده شده است و در بخش ششم و پایانی بحث و نتیجه‌گیری انجام گرفته است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی به لحاظ نظری از دو روش متفاوت بررسی شده است. در مدل‌های رشد نئوکلاسیکی انرژی به طور ساده به عنوان نهاده واسطه‌ای تولید در نظر گرفته می‌شود (تسانی،[10] ۲۰۱۰: ۵۸۳). به اعتقاد طرفداران این دیدگاه، مکانیسم‌هایی وجود دارد که علی‌رغم محدودیت منابع انرژی، رشد اقتصادی می‌تواند حفظ شود. این عقیده بر مبنای امکان پذیری تغییر تکنولوژیکی و جانشینی سایر نهاده‌های فیزیکی به جای انرژی شکل گرفته است. بر این اساس انرژی تنها یکی از نهاده‌های غیر ضروری در فرایند تولید است. از سوی دیگر تئوری اقتصادی اکولوژیکی بیان می‌کند که مصرف انرژی به‌ویژه در اقتصادهای مدرن یک عامل محدودکننده رشد اقتصادی است. اقتصاددانان اکولوژیکی بر این عقیده‌اند که تغییرات تکنولوژیکی و دیگر نهاده‌های فیزیکی احتمالاً نمی‌توانند جایگزین نقش مهم انرژی در فرایند تولید شوند (التی و آدم[11]، ۲۰۱۳: ۴۲). آنها همچنین انرژی را به عنوان منبع نخست ارزش مطرح می‌کنند زیرا سایر نهاده‌های سنتی مثل نیروی کار و سرمایه نمی‌توانند بدون انرژی نقش ایفا کنند. از لحاظ تئوریکی انتخاب سیاست انرژی مناسب بستگی به جهت واقعی رابطه علّت و معلولی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی دارد و در این زمینه چهار فرضیه مطرح شده است که عبارتند از:

1. Eddrief-Cherfi & Kourbali (2012)
2. Li (2014)
3. Bekhet & Othman (2014)
4. Oladele & Oderinde (2011)
5. Sami (2011)
6. Narayan & Smyth (2009)
7. Nasreen & Anwar (2014)
8. Shahbaz et al. (2014)
9. Sadorsky (2012)
10. Tsani (2010)
11. Altaee & Adam (2013)

الف- فرضیه رشد انرژی پایه[1]؛ طبق این فرضیه، علّیت از مصرف انرژی به رشد اقتصادی است و کشورهایی که وابسته به مصرف انرژی هستند با کاهش مصرف انرژی رشدشان کاهش می‌یابد.

ب- فرضیه حفاظت[2] (صیانت)؛ طبق این فرضیه، رابطه علّیت از رشد اقتصادی به مصرف انرژی است و مصرف پایین‌تر انرژی ممکن است اثر کمتری بر روی رشد اقتصادی بگذارد و اقتصاد کمتر وابسته به انرژی است و در نتیجه سیاست‌های حفاظت ممکن است رشد اقتصادی را تحت تأثیر منفی قرار ندهد (اسلان و همکاران[3]، ۲۰۱۳: ۲۸۱).

پ- فرضیه خنثایی[4]؛ به عدم علّیت بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی اشاره دارد و به این مفهوم است که سیاست‌های با هدف صرفه‌جویی در مصرف انرژی به رشد اقتصادی لطمه نمی‌زند و رشد اقتصادی نیز منجر به مصرف بیشتر انرژی نمی‌شود. استدلال شده است که دلیل اصلی بی‌تأثیری انرژی بر رشد اقتصادی هزینه‌های قابل اغماض انرژی است. همچنین اثر انرژی بر رشد اقتصادی وابسته به ساختار اقتصاد و سطح رشد اقتصادی است و در فرایند توسعه اقتصادی، ساختار تولید اقتصاد به سمت بخش‌های خدماتی سوق پیدا می‌کند که وابستگی کمتری به انرژی دارند (بووایو و سلمی[5]، ۲۰۱۴: ۳۹).

ت- فرضیه بازخورد[6]، اشاره می‌کند که مصرف انرژی و رشد اقتصادی به یکدیگر وابسته و مکمل یکدیگر هستند. این فرضیه از علّیت دو طرفه حمایت می‌کند.

رابطه علّی بین صادرات و رشد اقتصادی نیز در قالب سه فرضیه مطرح می‌شود:

فرضیه اول، فرضیه رشد صادرات پایه[7] است که وجود رابطه علّیت را از صادرات به رشد اقتصادی می‌داند. توسعه صادرات علاوه بر اینکه یکی از اجزای تولید ناخالص داخلی است اما مهم‌تر از آن اثرات جانبی توسعه صادرات بر رشد اقتصادی از طریق تخصص‌گرایی و افزایش بهره‌وری نیروی کار و ایجاد انگیزه ابداع و نوآوری می‌باشد.

در طرف مقابل فرضیه صادرات رشد پایه[8] مطرح است. از نظر طرفداران این فرضیه، بهبود بهره‌وری نیروی کار در نتیجه رشد تکنولوژیکی باعث ایجاد مزیت نسبی در کشورها و متعاقب آن توسعه صادرات می‌شود. دسته سوم از فرضیات در این زمینه به رابطه علّی دو طرفه بین صادرات و رشد اقتصادی اشاره دارند (شاکری و مالکی، ۱۳۸۹: ۶؛ حیدری و سعیدپور، ۱۳۹۱: ۶۰).

به لحاظ نظری دلایلی وجود دارد که صادرات و مصرف انرژی می‌توانند یکدیگر را تحت تأثیر قرار دهند؛ گسترش صادرات تقاضا برای عوامل تولید را افزایش می‌دهد که یکی از مهم‌ترین عوامل تولید انرژی است. همچنین وقتی که محصولات صادراتی تولید شدند برای بارگیری و حمل آنها به بنادر، فرودگاه‌ها یا سایر ایستگاه‌های حمل و نقل و بارگیری مجدد برای مقاصد خارج از کشور نیازمند ماشین آلات هستند و ماشین آلات و تجهیزات مورد استفاده در تولید، پردازش و حمل و نقل کالای صادراتی نیازمند انرژی هستند.

اگر رابطه علّیت از مصرف انرژی به صادرات باشد، بیانگر این است که مصرف انرژی موتور رشد صادرات است و کاهش چشمگیر در مصرف انرژی ناشی از یک برنامه حفاظت از انرژی می‌تواند توانایی تولید کالا برای صادرات را تحت تأثیر قرار دهد. از طرفی ممکن است بین مصرف انرژی و صادرات یک رابطه بازخورد دو طرفه وجود داشته باشد. در این مورد مصرف انرژی و صادرات دارای اثرات مکمل و وابستگی متقابل می‌باشند. ممکن است رابطه بین مصرف انرژی و صادرات خنثی بوده و از نظر آماری معنادار نباشد یا رابطه علّیت از صادرات به مصرف انرژی باشد، در این حالت اجرای سیاست‌های مبتنی بر محدودیت مصرف انرژی باعث کاهش رشد صادرات نخواهد شد.

محصولات وارداتی نیز می‌توانند تقاضا برای انرژی را از دو طریق تحت تأثیر قرار دهند. اول اینکه واردات جریان تجارت به یک کشور است و این نیازمند یک شبکه حمل و نقل با عملکرد مناسب برای جابجایی کالاها است.

دوم اینکه ترکیب واردات می‌تواند مصرف انرژی را تحت تأثیر قرار دهد، به‌ویژه اگر محصولات وارداتی انرژی‌بر باشند مثل اتومبیل، ماشین ظرفشویی، تهویه مطبوع و غیره.

1. Energy –Led Growth
2. Conservation Hypothesis
3. Aslan et al. (2013)
4. Neutrality Hypothesis
5. Bouoiyour & Selmi (2014)
6. Feedback Hypothesis
7. Export-Led Growth (ELG)
8. Growth-Led Export (GLE)

جدول ۱. مهم‌ترین مطالعات تجربی انجام شده خارجی در زمینه ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی

نویسنده	نوع داده‌ها و دوره زمانی	تکنیک و روش	نمونه آماری	جهت علّیت
اگو[1] و همکاران (۲۰۱۱)	پانل ۱۹۷۰-۲۰۰۶	هم‌انباشتگی و علّیت پانلی	۲۱ کشور آفریقایی	دو طرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی
ابالبا و ددا[2] (۲۰۱۳)	سری زمانی ۱۹۷۱- ۲۰۱۰	تصحیح خطا	نیجریه	از مصرف انرژی به رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و عدم وجود رابطه علّیت در بلندمدت
اپرجیس و پاین[3] (۲۰۱۲)	پانل ۱۹۹۰-۲۰۰۷	هم‌انباشتگی پانل و ECT	۸۰ کشور	دو طرفه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت
ازترک و همکاران[4] (۲۰۱۰)	پانل ۱۹۷۱-۲۰۰۵	هم‌انباشتگی و علّیت پانل	۵۱ کشور با درآمد پایین و متوسط	از رشد اقتصادی به مصرف انرژی در کشورهای با درآمد پایین و دوطرفه در کشورهای با درآمد متوسط
تاگو و همکاران[5] (۲۰۱۲)	پانل ۱۹۸۰-۲۰۰۷	ARDL	کشورهای گروه G- 7	دو طرفه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی (برای هر دو مورد تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر)
دوگان[6] (۲۰۱۴)	سری زمانی ۱۹۷۱-۲۰۱۱	علّیت گرنجر	کشورهای کنیا، زیمبابوه، کنگو و بنین	از مصرف انرژی به رشد اقتصادی (کنیا) از رشد اقتصادی به مصرف انرژی (بنین، کنگو، زیمبابوه)
کام و همکاران[7] (۲۰۱۲)	سری زمانی ۱۹۷۰-۲۰۰۸	آزمون علّیت با رویکرد بوت استرپ	فرانسه، آلمان، آمریکا، ایتالیا، انگلیس	دو طرفه بین مصرف گاز طبیعی و رشد اقتصادی در فرانسه، آلمان و آمریکا و یک طرفه از مصرف گاز طبیعی به رشد اقتصادی در ایتالیا و انگلیس
کپلن و همکاران[8] (۲۰۱۱)	سری زمانی ۱۹۷۱-۲۰۰۶	تصحیح خطا ECT	ترکیه	دو طرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی
لائو و همکاران[9] (۲۰۱۱)	پانل ۱۹۸۰-۲۰۰۶	هم‌انباشتگی و آزمون علّیت پانل	۱۷ کشور آسیایی	در کوتاه‌مدت از مصرف انرژی به رشد اقتصادی و در بلندمدت از رشد اقتصادی به مصرف انرژی
لی و همکاران[10] (۲۰۱۱)	سری زمانی ۱۹۸۵-۲۰۰۷	OLS پویا	چین	از مصرف انرژی به رشد اقتصادی در بلندمدت
منگاکی و ازترک[11] (۲۰۱۳)	پانل ۱۹۷۵-۲۰۰۹	تصحیح خطای پویا	۲۶ کشور اروپایی	از مصرف انرژی فسیلی به رشد اقتصادی
منگاکی[12] (۲۰۱۱)	پانل ۱۹۹۷-۲۰۰۷	آزمون‌های علّیت پانل	۲۷ کشور اروپایی	دو طرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Eggoh et al. (2011)
2. Abalaba & Dada (2013)
3. Apergis & Payne (2012)
4. Ozturk et al. (2010)
5. Tugcu et al. (2012)
6. Dogan (2014)
7. Kum et al. (2012)
8. Kaplan et al. (2011)
9. Lau et al. (2011)
10. Li et al. (2011)
11. Menegaki & Ozturk (2013)
12. Menegaki (2011)

جدول ۲. مهم‌ترین مطالعات تجربی انجام شده خارجی در زمینه ارتباط بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و صادرات

نویسنده	نوع داده‌ها و دوره زمانی	تکنیک و روش	نمونه آماری	جهت علّیت
ارکان و همکاران[1] (۲۰۱۰)	سری زمانی ۱۹۷۰-۲۰۰۶	هم‌انباشتگی و علّیت گرنجر	ترکیه	رابطه معنادار بین مصرف انرژی و صادرات در بلندمدت آزمون علّیت گرنجر نیز نشان دهنده وجود علّیت یک طرفه از مصرف انرژی به صادرات است.
اولادل و اُدریند (۲۰۱۱)	سری زمانی ۱۹۷۰-۲۰۰۶	ARDL و علّیت تودا-یاماموتو	غنا و نیجریه	از مصرف برق به صادرات (غنا) از مصرف برق و صادرات به رشد اقتصادی (نیجریه)
آل ملالی و شی‌تینگ (۲۰۱۴)	پانل ۱۹۹۰-۲۰۱۱	حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FMOLS)	۱۸۹ کشور و در قالب شش منطقه مختلف، یعنی، آسیا و اقیانوسیه، شرق اروپا، آمریکا، خاورمیانه و شمال آفریقا(MENA)، زیر صحرای آفریقا (SSA)، و غرب اروپا	به استثنای شرق اروپا، در تمام کشورها رابطه مثبت بین متغیرهای تجارت و مصرف انرژی وجود دارد. در سطح کشوری رابطه بازخورد دوطرفه بین متغیرهای تجارت و مصرف انرژی وجود دارد زمانی که سهم تجارت کالاها و خدمات نسبت به GDP قابل ملاحظه باشد و سطح توسعه یافتگی کشور بالا باشد.
بخت و عثمان (۲۰۱۴)	سری زمانی ۱۹۷۱-۲۰۱۱	ARDL و ECT	مالزی	وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای رشد اقتصادی، صادرات و سرمایه‌گذاری خارجی با مصرف برق
بک و کیم[2] (۲۰۱۱)	سری زمانی ۱۹۶۰-۲۰۰۶	خود توضیح برداری (VAR)	بیست اقتصاد بزرگ (G-20)	تغییرات در آزادی تجاری اقتصاد منجر به تغییرات متناسب در مصرف انرژی می‌شود و هر شوکی در مصرف انرژی نیز منجر به نوسان در آزادی تجاری.
دی‌دی‌اوگلو و کایا (۲۰۱۳)	پانل ۱۹۸۰-۲۰۱۰	تکنیک هم‌انباشتگی پانل، علّیت گرنجر و پانل پویا	۲۵ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD)	وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مصرف انرژی، واردات و صادرات و وجود رابطه علّیت دوطرفه بین آنها و همچنین علامت کشش بلندمدت برای همه جفت متغیرهای صادرات، واردات و مصرف انرژی مثبت است و ۱٪ افزایش در صادرات و واردات به ترتیب باعث ۰/۲۱٪ و ۰/۱۶٪ افزایش در مصرف انرژی می‌شود.
سادرسکی (۲۰۱۲)	پانل ۱۹۸۰-۲۰۰۷	تکنیک هم‌انباشتگی پانل	۷ کشور آمریکای جنوبی	پویایی‌های کوتاه‌مدت نشان دهنده بازخورد دوطرفه بین مصرف انرژی و صادرات، رابطه کوتاه‌مدت یک طرفه از مصرف انرژی به واردات و همچنین وجود رابطه علّیت بلندمدت بین مصرف انرژی و واردات و صادرات
سامی[3] (۲۰۱۱)	سری زمانی ۱۹۶۰-۲۰۰۷	ARDL و ECT	ژاپن	از صادرات و تولید ناخالص داخلی به مصرف برق
شهباز و همکاران (۲۰۱۴)	پانل ۱۹۸۰-۲۰۱۰	هم‌انباشتگی پانل و علّیت گرنجر	۹۱ کشور با درآمد بالا، متوسط و پایین	رابطه بین باز بودن تجاری و مصرف انرژی در کشورهای با درآمد بالا به شکل u معکوس است و در کشورهای با درآمد متوسط و پایین به شکل u است. همچنین علّیت دوطرفه بین باز بودن تجاری و مصرف انرژی وجود دارد.
لی (۲۰۱۴)	سری زمانی ۱۹۷۹-۲۰۱۱	VAR و علّیت گرنجر	چین	دو طرفه بین صادرات و مصرف انرژی‌های نو
ناجی و همکاران[4] (۲۰۱۳)	سری زمانی ۱۹۷۰-۲۰۰۹	هم‌انباشتگی و علّیت گرنجر	نیجریه	از مصرف انرژی به صادرات

1. Erkan et al. (2010)
2. Baek & Kim (2011)
3. Sami (2011)
4. Nnaji et al. (2013)

نارایان و اسمیت[1] (۲۰۰۹)	پانل ۱۹۷۴-۲۰۰۲	هم‌انباشتگی و علّیت گرنجر پانلی	۶ کشور ایران، کویت، عمان، عربستان، اسرائیل و سوریه	رابطه علّیت کوتاه‌مدت از مصرف انرژی به رشد اقتصادی و از رشد اقتصادی به صادرات. رابطه علّیت گرنجر بلندمدت از صادرات و مصرف انرژی به رشد اقتصادی و از صادرات و رشد اقتصادی به مصرف انرژی
نسرین و انوار (۲۰۱۴)		هم‌انباشتگی پانل و علّیت گرنجر	۱۵ کشور آسیایی	وجود اثر مثبت آزادی تجاری و رشد اقتصادی بر مصرف انرژی در بلندمدت و همچنین وجود علّیت گرنجر بلندمدت دوطرفه بین متغیرهای آزادی تجاری، رشد اقتصادی و مصرف انرژی در درازمدت

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. مطالعات تجربی انجام شده داخلی در زمینه ارتباط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی

نویسنده	نوع داده‌ها و دوره زمانی	تکنیک و روش	نمونه آماری	جهت علّیت
آرمن و زارع (۱۳۸۴)	سری زمانی ۱۳۴۶-۱۳۸۱	تودا-یاماموتو، ARDL و ECT	ایران	انواع مختلف رابطه علّی بین حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی
آرمن و همکاران (۱۳۸۹)	سری زمانی ۱۳۴۶-۱۳۸۶	الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و تصحیح خطا (ECT)	ایران	رابطه علّیت یک طرفه از تولید صنعتی به مصرف انرژی و رابطه علّی دو طرفه بین مصرف گاز طبیعی و تولید صنعتی
آماده و همکاران (۱۳۸۸)	سری زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۲	(ARDL) و (ECT)	ایران	رابطه علّی کوتاه‌مدت و بلندمدت از مصرف انرژی به رشد اقتصادی
بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)	پانل ۱۹۷۰-۲۰۰۶	آزمون‌های هم‌انباشتگی	کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته	میزان اثر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه بیشتر از توسعه یافته است.
بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)	سری زمانی ۱۳۴۶-۱۳۸۴	آزمون همجمعی گریگوری-هانسن	ایران	رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی
حسنی صدرآبادی و همکاران (۱۳۸۶)	سری زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۰	آزمون همگرایی و علّیت هیسائو	ایران	علّیت یک طرفه از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی
دامن کشیده و همکاران (۱۳۹۲)	پانل ۱۹۹۰-۲۰۰۹	OLS	کشورهای منتخب سند چشم انداز ۲۰ ساله ایران	رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی
شکیبایی و احمدلو (۱۳۹۰)	سری زمانی ۱۳۴۶-۱۳۸۶	هم‌انباشتگی و تصحیح خطای برداری	ایران	انواع مختلف رابطه علّی بین مصرف حامل‌های انرژی و ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی
صادقی و همکاران (۱۳۹۳)	پانل ۱۹۸۰-۲۰۰۹	گشتاورهای تعمیم یافته	کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا	رابطه یک طرفه از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی
فضل‌زاده و تجویدی (۱۳۸۷)	پانل ۱۳۷۳-۱۳۸۵	الگوی خود توضیح برداری (VAR)	ایران	رابطه علّی دو طرفه بین مصرف انرژی و ارزش افزوده صنایع کوچک
فطرس و منصوری (۱۳۸۸)	سری زمانی ۱۳۴۶-۱۳۸۵	علّیت تودا-یاماموتو	ایران	رابطه یک طرفه از ارزش افزوده صنعتی به مصرف انرژی
مهرآرا و همکاران (۱۳۹۰)	پانل ۱۹۷۲-۲۰۰۸	علّیت تودا-یاماموتو و ECT	۱۰ کشور منتخب صادر کننده نفت	در کوتاه‌مدت از رشد مصرف انرژی به رشد اقتصادی و در بلندمدت رابطه دو طرفه

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Narayan & Smyth (2009)

جدول ۴. مطالعه تجربی انجام شده داخلی در زمینه ارتباط بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و صادرات

نویسنده	نوع داده‌ها و دوره زمانی	تکنیک و روش	نمونه آماری	جهت علّیت
حیدری و سعیدپور (۱۳۹۱)	سری زمانی ۱۳۴۶-۱۳۸۶	آزمون همجمعی و الگوی ECT	ایران	در بلندمدت از مصرف انرژی به رشد اقتصادی و از رشد اقتصادی به صادرات غیر نفتی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵. مطالعات تجربی انجام شده داخلی با استفاده از روش خودرگرسیون برداری پانلی

نویسنده	عنوان مطالعه	نوع داده‌ها و دوره زمانی	تکنیک و روش	نمونه آماری
احمدی شادمهری و همکاران (۱۳۹۲)	بررسی رابطه علیّت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی: با استفاده از داده‌های پانل بر مبنای مدل تصحیح خطای برداری در کشورهای عضو آسه آن	پانل ۱۹۷۸-۲۰۰۸	الگوی تصحیح خطای برداری پانلی (PVECM)	کشورهای عضو گروه آسه آن
بهبودی و همکاران (۱۳۹۰)	بررسی رابطه بین مخارج بهداشتی سرانه و درآمد سرانه در کشورهای با درآمد پایین و متوسط (رهیافت علیّت در داده‌های تابلویی)	پانل ۲۰۰۳-۲۰۰۷	الگوی خود توضیح برداری پانلی (PVAR)	کشورهای با درآمد پایین و متوسط
شریفی رنانی و همکاران (۱۳۹۲)	تحلیل نقش مؤلفه‌های آزادسازی اقتصادی بر عملکرد بازارهای مالی کشورهای منا	پانل ۱۹۸۶-۲۰۰۹	الگوی خود توضیح برداری پانلی (PVAR)	کشورهای در حال توسعه منا
فضل‌زاده و تجویدی (۱۳۸۷)	مدیریت انرژی در صنایع ایران: مطالعه موردی: رابطه علّی بین مقدار برق مصرفی و ارزش افزوده صنایع کوچک (۴۹-۱۰ نفر کارکن)	پانل ۱۳۷۳-۱۳۸۵	الگوی خود توضیح برداری پانلی (PVAR)	زیر بخش‌های ۲۳ گانه صنایع کوچک ایران
قنبری و خاکسار (۱۳۹۰)	رابطه بین مصرف برق، انتشار آلاینده‌ها و تولید ناخالص داخلی؛ مقایسه بین کشورهای کم درآمد و پردرآمد	پانل ۱۹۷۶-۲۰۰۶	الگوی خود توضیح برداری پانلی (PVAR)	کشورهای کم درآمد و پردرآمد
مداح و دل‌قندی (۱۳۹۲)	بررسی اثر کیفیت نهادها و عملکرد سیاست‌های اقتصادی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای گروه G-8 و اوپک	پانل ۲۰۰۰-۲۰۱۰	الگوی خود توضیح برداری پانلی (PVAR)	کشورهای G-8 و عضو اوپک
ملااسمعیلی دهشیری و همکاران (۱۳۹۱)	بررسی ارتباط میان ثبات سیاسی، سرمایه انسانی و جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رهیافت خودرگرسیون برداری تابلویی: مورد کشورهای در حال توسعه	پانل ۲۰۰۱-۲۰۰۹	الگوی خود توضیح برداری پانلی (PVAR)	۱۸ کشور در حال توسعه
مهرآرا و همکاران (۱۳۹۰)	بررسی رابطه میان رشد مصرف برق و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب صادرکننده نفت	پانل ۱۹۷۲-۲۰۰۸	الگوی تصحیح خطای برداری پانلی (PVECM)	۱۰ کشور منتخب صادر کننده نفت

مأخذ: یافته‌های تحقیق

سیاست‌های حفاظت از انرژی ممکن است مفید بودن و کارائی کالاهای وابسته به انرژی را کاهش دهد و احتمال ورود چنین کالاهایی را کمتر کند. همچنین امکان دارد رابطه دو طرفه بین واردات و مصرف انرژی وجود داشته باشد یا رابطه از نظر آماری معنی‌دار بین دو متغیر وجود نداشته باشد (سادرسکی، ۲۰۱۲: ۴۷۸؛ نسرین و انوار، ۲۰۱۴: ۸۳؛ شهباز و همکاران[1]، ۲۰۱۴: ۱۲۶؛ آل ملالی و شیاتینگ[2]، ۲۰۱۴: ۴۸۵؛ دداگلو و کایا[3]، ۲۰۱۳: ۴۷۰ و لین و اسمیث[4]، ۲۰۱۰: ۱۹۶۴).

از نظر تاریخی بررسی رابطه این متغیرها به لحاظ روش شناسی آماری، چهار مرحله را طی کرده‌اند. در مرحله اول مبتنی بر متدولوژی خودرگرسیون برداری (VAR) بدون توجه به خواص مانایی متغیرها بودند. در مرحله دوم با استفاده از متغیرهای نامانا فرایند دو مرحله‌ای انگل-گرنجر را برای آزمون روابط هم‌انباشتگی دو متغیر به کار برده‌اند. مرحله سوم شامل مطالعاتی می‌شود که تخمین‌زننده‌های چند متغیره مانند روش جوهانسن را مورد استفاده قرار می‌دهند که در آن بیش از دو متغیر در روابط هم‌انباشتگی و تحلیل علّیت مورد استفاده قرار می‌گیرند. در مرحله چهارم مطالعات بر مبنای آزمون ریشه واحد، هم‌انباشتگی و علّیت گرنجر یا انواع دیگر علّیت بنا

1. Shahbaz et al. (2014)
2. Al-mulali & Sheau-Ting (2014)
3. Dedeoglu & Kaya (2013)
4. Lean & Smyth (2010)

شده‌اند (شهاتیت[1]، ۲۰۱۴: ۳۵۰).

۲-۲- مطالعات تجربی

مطالعات متعددی در مورد رابطه بین مصرف انرژی، صادرات و رشد اقتصادی انجام شده است که بررسی این مطالعات می‌تواند در انجام بهتر این مطالعه کمک کند. برای بهره‌گیری از تعداد بیشتر آنها به اختصار در جداول ۱ الی ۵ آورده شده‌اند.

۳- روش تحقیق

۳-۱- خودرگرسیون برداری پانلی

به دلیل مزایای روش داده‌های تابلویی از جمله محدودیت‌های استفاده از مدل‌های سری زمانی در دوره‌های کوتاه‌مدت همچون محدودیت‌های آماری و همچنین زمانی که اطمینانی نسبت به برون‌زا بودن یک متغیر وجود نداشته باشد، می‌توان از روش خودرگرسیون برداری در قالب داده‌های تابلویی (panel var) استفاده کرد. panel var روش var مرسوم را در بردارد با این تفاوت که داده‌ها از نوع ترکیبی (پانل) می‌باشند. به کمک این روش می‌توان ارتباط بین متغیر وابسته را با مقادیر گذشته آن و همچنین مقادیر گذشته سایر متغیرها تبیین کرد. فرم ساختاری var به صورت زیر می‌باشد:

(۱)

$$y_{it}^1 + b_{12}y_{it}^2 = \gamma_{10} + \gamma_{11}y_{i,t-1}^1 + \gamma_{12}y_{i,t-1}^2 + \varepsilon_{it}^1$$

$$b_{21}y_{it}^1 + y_{it}^2 = \gamma_{20} + \gamma_{21}y_{i,t-1}^1 + \gamma_{22}y_{i,t-1}^2 + \varepsilon_{it}^2$$

$$\begin{pmatrix}\varepsilon_{it}^1\\ \varepsilon_{it}^2\end{pmatrix} \backsim N(0,\Omega) \text{ where } \Omega = \begin{pmatrix}\omega_1^2 & 0\\ 0 & \omega_2^2\end{pmatrix}$$

به طوری که دنباله‌های y_{it}^1 و y_{it}^2 مانا هستند.

ε_{it}^1 و ε_{it}^2 جملات اختلال به ترتیب با واریانس ω_1 و ω_2 بوده و مستقل از یکدیگر می‌باشند. حداکثر وقفه‌های وارد شده در این معادلات یک وقفه می‌باشد به همین دلیل معادلات بالا فرم ساختاری یک الگوی خود رگرسیون برداری پانل مرتبه اول را تشکیل می‌دهند. ساختار سیستم فوق به گونه‌ای است که امکان تأثیرگذاری هر یک از دو متغیر بر دیگری فراهم است. البته اگر b_{12} مساوی صفر نباشد، ε_{it}^1 تأثیر غیر مستقیمی بر y_{it}^1 خواهد داشت. تأثیرگذاری همزمان y_{it}^1 بر y_{it}^2 نشان دهنده این است که معادلات فوق دارای فرم کاهش یافته نیستند. اگر فرم ساختاری بالا به صورت ماتریسی نوشته شود معادلات زیر حاصل می‌شود:

(۲)

$$\begin{bmatrix}1 & b_{12}\\ b_{21} & 1\end{bmatrix}\begin{bmatrix}y_{it}^1\\ y_{it}^2\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}\gamma_{10}\\ \gamma_{20}\end{bmatrix} + \begin{bmatrix}\gamma_{11} & \gamma_{12}\\ \gamma_{21} & \gamma_{22}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}y_{i,t-1}^1\\ y_{i,t-1}^2\end{bmatrix} + \begin{bmatrix}\varepsilon_{it}^1\\ \varepsilon_{it}^2\end{bmatrix}$$

$$\Rightarrow By_{it} = \Gamma_o + \Gamma_1 y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}\ ,\ \varepsilon_{it} \backsim N(0,\Omega)$$

معادله فوق برای حالت دو متغیره می‌باشد؛ فرم ساختاری pvar برای حالت n متغیره به صورت زیر می‌باشد.

(۳)

$$\begin{bmatrix}y_{it}^1\\ y_{it}^2\\ .\\ .\\ .\\ y_{it}^n\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}\gamma_{10}\\ \gamma_{20}\\ .\\ .\\ .\\ \gamma_{n0}\end{bmatrix} + \begin{bmatrix}\gamma_{11} & \gamma_{12} & \cdots & \gamma_{1n}\\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \cdots & \gamma_{2n}\\ . & . & \cdots & .\\ . & . & \cdots & .\\ . & . & \cdots & .\\ \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \cdots & \gamma_{nn}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}y_{i,t-1}^1\\ y_{i,t-1}^2\\ .\\ .\\ .\\ y_{i,t-1}^n\end{bmatrix} + \begin{bmatrix}\varepsilon_{it}^1\\ \varepsilon_{it}^2\\ .\\ .\\ .\\ \varepsilon_{it}^n\end{bmatrix}$$

به دلیل وجود مکانیزم بازخورد در فرم ساختاری، معادلات (۱) و (۲) قابل تخمین نیستند، برای حل این مشکل باید فرم ساختاری را به صورت زیر به فرم حل شده pvar تبدیل نمود:

(۴)

$$\begin{bmatrix}y_{it}^1\\ y_{it}^2\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}\frac{\gamma_{10}-b_{12}\gamma_{20}}{1-b_{21}b_{12}}\\ \frac{-b_{21}\gamma_{10}+\gamma_{20}}{1-b_{21}b_{12}}\end{bmatrix} + \begin{bmatrix}\frac{\gamma_{11}-b_{12}\gamma_{21}}{1-b_{21}b_{12}} & \frac{\gamma_{12}-b_{12}\gamma_{22}}{1-b_{21}b_{12}}\\ \frac{-b_{21}\gamma_{11}+\gamma_{21}}{1-b_{21}b_{12}} & \frac{-b_{21}\gamma_{12}+\gamma_{22}}{1-b_{21}b_{12}}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}y_{i,t-1}^1\\ y_{i,t-1}^2\end{bmatrix} + \begin{bmatrix}\frac{\varepsilon_{it}^1-b_{12}\varepsilon_{it}^2}{1-b_{21}b_{12}}\\ \frac{-b_{21}\varepsilon_{it}^1+\varepsilon_{it}^2}{1-b_{21}b_{12}}\end{bmatrix}$$

فرم حل شده را به اختصار به صورت زیر می‌توان نوشت:

(۵)

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

1. Shahateet (2014)

$$\begin{pmatrix} e_{it}^1 \\ e_{it}^2 \end{pmatrix} \backsim N(0,\sum) \text{ where } \sum = \begin{pmatrix} \delta_1^2 & \delta_{12} \\ \delta_{12} & \delta_2^2 \end{pmatrix}$$
$$\Rightarrow y_{it} = A_o + A_1 y_{i,t-1} + e_{it} \ , e_{it} \backsim N(0,\sum)$$

(۶)

Where $A_o = B^{-1}\Gamma_o, A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ and $e_{it} = B^{-1}\varepsilon_{it}$

معادله (۶) یک معادله استاندارد می‌باشد حال می‌توان معادلات (۵) را با روش ols برآورد نمود (ملا اسمعیلی دهشیری و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۲؛ شریفی‌رنانی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۳؛ مداح و دل قندی،۱۳۹۲: ۱۴۳).

۳-۲- آزمون ریشه واحد پانلی

آزمون‌های ریشه واحد داده‌های پانل دارای قدرت بیشتری از آزمون‌های ریشه واحد برای هر مقطع به طور جداگانه است. آزمون‌های ریشه واحد زیادی مطرح شده‌اند مانند مادالا و وو[1] (۱۹۹۹)؛ چو[2] (۲۰۰۱)؛ لوین و همکاران[3] (۲۰۰۲)؛ (LLC)؛ آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[4](ADF)؛ آزمون ایم، پسران و شین[5] (IPS). فیلیپس پرون (PP)؛ برتونگ[6] (BRE) و هادری[7] (Hadri). این آزمون‌ها عموماً بر مبنای فرایندهای خود رگرسیون مرتبه اول ((AR(1)) به شرح زیر هستند:

(۷)

$$y_{it} = \mu_i + \tau_i t + \rho_i y_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن $t = 1, \dots, T$ تعداد دوره‌ها و $i = 1, \dots, N$ تعداد مقاطع، τ_i روند فردی و μ_i اثر ثابت ویژه هر مقطع، ρ_i ضریب خودرگرسیون و ε_{it} جزء خطا است. اگر $\rho_{i=1}$ باشد y_{it} دارای ریشه واحد است. آزمون‌های ریشه واحد به طور کلی برحسب اینکه ρ_i ثابت یا متغیر باشد به دو گروه طبقه‌بندی می‌شوند. آزمون‌هایی که فرض می‌کنند پارامتر اتورگرسیون بین مقاطع ثابت است (یعنی$\rho_i = \rho$)؛ لوین و همکاران (۲۰۰۲)؛ برتونگ و هادری از این فرض استفاده می‌کنند. در حالی که مادالا و وو (۱۹۹۹)؛ چو (۲۰۰۱)؛ ایم و همکاران (۲۰۰۳)، دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون فرض می‌کنند که ρ_i بین مقاطع متغیر است. فرضیه صفر هر دو گروه از آزمون‌های ریشه واحد پانلی یکسان است و آن اینکه یک ریشه واحد در همه سری‌ها وجود دارد. فرضیه مقابل بر حسب اینکه آیا فرض می‌شود ρ_i ثابت است یا متغیر، متفاوت است. برای آزمون‌هایی که فرض می‌کنند که ρ_i ثابت است، فرضیه مقابل، پایائی همه سری‌هاست و به صورت زیر بیان می‌شود:

$$H_0: \rho_i = 0 \quad \text{for all i} \quad ,$$
$$H_a: \rho_i = \rho < 0 \ \ for\ all\ i$$

برای گروه دیگر آزمون‌ها که فرض می‌کنند ρ_i بین مقاطع متفاوت است، فرضیه مقابل این است که در تعدادی (نه لزوماً در همه) سری‌ها ریشه‌های واحد وجود دارد.

$$H_0: \rho_i = 0 \quad \text{for all i و } H_a: \rho_i < 0 \quad for\ all\ i$$

آزمون‌های لوین و همکاران فرض می‌کنند که ضریب خودرگرسیون یکسان است اما با در نظر گرفتن اثرات ثابت و روندهای زمانی خاص هر مقطع، ناهمگنی را در نظر می‌گیرند. آزمون لوین و همکاران از یک آزمون ADF برای هر مقطع با برآورد رگرسیون زیر استفاده می‌کنند.

(۸)

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{pi} \theta_{ij} \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

دو رگرسیون جداگانه تخمین زده می‌شود؛ ابتدا برای Δy_{it} و سپس برای y_{it-1}. متعاقب آن خطاهای معادله (۹) و (۱۰) با استفاده از خطای استاندارد معادله (۸) نرمال می‌شوند تا معادله (۱۱) به دست آید.

(۹)

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{pi} \theta_{ij} \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

(۱۰)

$$y_{it-1} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{pi} \theta_{ij} \Delta y_{it-j} + v_{it-1}$$

(۱۱)

$$\hat{v}_{it-1} = \frac{e_{it-1}}{\sigma_{\varepsilon i}} \quad \text{و} \quad \hat{e}_{it} = \frac{e_{it}}{\sigma_{\varepsilon i}}$$

سپس با رگرسیون e_{it} بر روی v_{it-1} معادله (۱۲) به دست می‌آید.

$$\hat{e}_{it} = \rho \hat{v}_{it-1} + \hat{\varepsilon}_{it} \qquad (۱۲)$$

فرضیه صفر و مقابل در آزمون ریشه واحد لوین و همکاران به صورت زیر است:

$$H_0 : \rho_1 = \cdots = \rho_n = \rho = 0 \text{ و } H_a : \rho = \cdots = \rho_n = \rho < 0$$

در آزمون ایم و همکاران (۲۰۰۳)، آزمون ADF برای هر مقطع به صورت انفرادی محاسبه می‌شود و میانگین آماره‌های

1. Maddala & Wu (1999)
2. Choi (2001)
3. Levin et al. (2002)
4. Augmented Dickey Fuller Test
5. Im et al. (2003)
6. Breitung (2000)
7. Hadri (2000)

ADF مقاطع آماره آزمون t معمولی را می‌دهد. آزمون IPS با تخمین معادله ADF زیر شروع می‌شود.

(۱۳)

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^{pi} \theta_{ij} \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

آماره t، میانگین آماره‌های t برای ضریب جزء خودرگرسیون در آماره‌های ADF انفرادی است و به صورت زیر حساب می‌شود:

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} t \qquad (۱۴)$$

آماره t فوق استاندارد می‌شود و به طور مجانبی به سمت یک توزیع نرمال استاندارد همگرا می‌شود. فرضیه‌های صفر و مقابل در آزمون ایم و همکاران (۲۰۰۳) به صورت زیر است:

$$H_0 : \beta = 0 , \quad H_a : \beta_i = 0 \ \text{ for } i = 1, 2, \dots, N_1$$
$$\text{and } \beta_i < 0 \ \text{ for } i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

۳-۳- تعیین تعداد وقفه بهینه

به طور معمول، تأثیر تغییرات متغیرهای مستقل بر روی متغیر وابسته آنی نیست و اثر تصمیم‌گیری اقتصادی روی متغیر مورد نظر با وقفه ظاهر می‌شود. یافتن وقفه بهینه در مدل‌های خودرگرسیونی (VAR) مسئله مهمی به شمار می‌آید زیرا تحلیل علیّت و نتایج آن، به تعداد وقفه های متغیرهای توضیحی وابسته است.

به‌طور کلی سه روش در انتخاب تعداد وقفه بهینه وجود دارد. در روش نخست، وقفه بدون هیچ آزمون آماری و تنها بر اساس نظر محقق تعیین می شود. در این روش، محقق خود تصمیم می‌گیرد که متغیر وابسته، حداکثر از تغییرات چند دوره پیشین خود یا دیگر متغیرهای توضیحی متأثر می‌شود. مشکل این روش آن است که متکی بر نظر فردی محقق است و ممکن است یک مدل در تحقیقات مختلف، نتایج متفاوتی بدهد. در روش دوم، شاخص‌های آماری هم چون شاخص اطلاعات آکاییک، (AIC)[1]، شوارتز، (SC)[2]، حنان–کوئین (HQ)[3]، خطای پیش‌بینی نهایی (FPE)[4]، آزمون نسبت راستنمایی تعدیل شده (LR)[5]، مشخص کننده حداکثر وقفه بهینه هستند. در این روش، وقفه‌ها تا جایی اضافه می شوند که شاخص های فوق حداقل شوند. این روش نیز به ویژه در مدل های دارای بازه زمانی کوتاه مشکل ساز است، زیرا با هر وقفه، یک درجه از درجات آزادی مدل کاسته می‌شود. در روش سوم، ترکیبی از دو روش فوق به‌کار رفته است. بدین صورت که محقق بر اساس دانش و بازه زمانی مدل خود، حداکثر وقفه را مشخص می نماید و سپس با استفاده از شاخص آکاییک و شوارتز، بهترین میزان وقفه را در این بازه از پیش تعیین شده، مشخص می‌کند (میرشجاعیان حسینی و رهبر، ۱۳۸۹: ۷۵).

۳-۴- آزمون‌های هم‌انباشتگی پانل[6]

با توجه به اینکه آزمون‌های ریشه واحد، هم‌انباشتگی متغیرها را نشان می‌دهند، در این مرحله وجود یا عدم وجود روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرها مورد آزمون قرار می‌گیرد. معادله هم‌انباشتگی پانل به صورت معادله (۱۵) است:

$$y_{it} = \gamma_i + k_{it} + \lambda_i x_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۵)$$

که در آن γ_i اثرات ثابت و λ_i شیب می‌توانند بین مقاطع انفرادی تغییر یابند.

(۱۶)

$$\varepsilon_{it} = \psi_i \varepsilon_{it-1} + v_{it}$$

و ψ_i ضرایب خود رگرسیون اجزاء اخلال ε_{it} معادله (۱۵) هستند.

پدرونی (۱۹۹۹)[7] هفت آزمون هم‌انباشتگی را معرفی کرد که در دو گروه بین بعدی و میان بعدی، تقسیم‌بندی می‌شوند. گروه اول؛ آماره‌های آزمون درون بعدی هستند و عبارتند از: آماره پانل γ[8]، آماره‌های پانل ρ از نوع فیلیپس– پرون[9]، آماره پانل t از نوع فیلیپس– پرون[10]، آماره پانل t از نوع دیکی–فولر تعمیم یافته[11]؛ گروه دوم آماره‌های آزمون بین بعدی هستند و عبارتند از: آماره‌های ρ فیلیپس– پرون گروهی[12]، آماره t فیلیپس– پرون گروهی[13]، آماره ADF t گروهی[14]. چهار مورد اول از طریق ترکیب نمودن ضرایب خودرگرسیون در بین مقاطع مختلف برای آزمون‌های مختلف بر روی اجزاء اخلال تخمین زده شده به دست می‌آیند. سه آزمون بعدی (آماره‌های بین بعدی) بر مبنای میانگین‌گیری از ضرایب تخمین انفرادی برای هر مقطع به دست می‌آیند. آماره‌های آزمون درون بعدی

1. Akaike Information Criterion
2. Schwarz Information Criterion
3. Hannan-Quinn information criterion
4. Final Prediction Error
5. Sequential Modified LR Test Statistic

6. Panel Cointegration Test
7. Pedroni (1999)
8. Panely-Statistics
9. Panel Phillips–Perron type r-statistics
10. Panel Phillips–Perron type t-statistic
11. Augmented Dickey–Fuller (ADF) type t-statistic
12. Group Phillips–Perron type ρ -statistics
13. Group Phillips–Perron type t-statistic
14. Group ADF type t-statistic

فرضیه صفر عدم انباشتگی را آزمون می‌کنند. فرضیه صفر و مقابل به صورت $H_0 : \psi_i = 1$ و $H_a : \psi_{i=}\psi < 1$ برای تمام iها می‌باشد. فرضیه صفر و مقابل آماره‌های بین بعدی به صورت $H_0 : \psi_i = 1$ و $H_a : \psi_i < 1$ برای تمام iها می‌باشد.

۳-۵- آزمون علّیت تودا-یاماموتو (رابطه علّیت میان متغیرها)

تودا و یاماموتو[1] در سال ۱۹۹۵ یک روش ساده در قالب یک مدل خود رگرسیون برداری (VAR) تعدیل یافته برای بررسی رابطه علّیت گرنجری پیشنهاد دادند. این روش نسبت به سایر روش‌های علّیت دارای مزایای زیر است (زیرامبا[2]، ۲۰۱۳: ۹۰):

۱- در این روش نیازی به یکسان بودن درجه انباشتگی متغیرها نیست.

۲- این روش به وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها حساس نیست.

۳- روش آزمون بسیار ساده بوده و بسیاری از ضعف‌های سایر روش‌های اقتصادسنجی را ندارد.

۳-۵-۱- نحوه انجام آزمون علّیت تودا-یاماموتو

در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌های بهینه (k) مدل خودرگرسیون برداری با داده‌های پانلی (pvar)[3] را با استفاده از معیارهای انتخاب الگو مانند آکائیک و شوارتز انتخاب کرده و سپس تعداد ماکزیمم ریشه‌های واحد (d_{max}) را تعیین نموده و در نهایت یک مدل خود رگرسیون برداری را با تعداد وقفه‌های ($k + d_{max}$) تشکیل دهیم. لازم به ذکر است فرایند انتخاب وقفه زمانی معتبر خواهد بود که $k \geq d_{max}$ باشد. پس اگر مدل دو متغیره زیر را در نظر بگیریم و فرض کنیم که $k + d_{max} = 2$ باشد خواهیم داشت:

(۱۷)

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

که در آن $\begin{bmatrix} \varepsilon_{it}^1 \\ \varepsilon_{it}^2 \end{bmatrix}$، بردار جملات اخلال ترکیبی و از نوع اختشاش سفید[4] است (ابریشمی و همکاران، ۱۳۹۲: ۴۲).

در این روش علی‌رغم آنکه طول وقفه بهینه برابر با k است اما الگوی VAR با d+k وقفه برآورد می‌شود به همین دلیل به VAR گسترش یافته معروف است. الگوی مذکور به روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط (SUR)[5] برآورد می‌شود و سپس با انجام آزمون والد، صفر بودن ضرایب وقفه‌های بهینه (k وقفه) در هر معادله، آزمون می‌شود. برای مثال برای آزمون این فرضیه که y^2 علّیت y^1 نیست، محدودیت $\alpha_{12}^{(1)} = 0$ آزمون می‌شود.

به این منظور برای بررسی علّیت گرنجری با این روش، سه معادله (VAR) گسترش یافته به شکل زیر تخمین می‌زنیم.

(۱۸)

$$VA_{i,t} = \alpha_i^{va} + \sum_{j=1}^{k+d} \beta_{i,j}^{va} VA_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k+d} \delta_{i,j}^{va} EN_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k+d} \gamma_{i,j}^{va} EX_{i,t-j} + \lambda_i^{va} ECT_{i,t-1}^{va} + \eta_{i,t}$$

(۱۹)

$$EN_{i,t} = \alpha_i^{en} + \sum_{j=1}^{k+d} \beta_{i,j}^{en} VA_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k+d} \delta_{i,j}^{en} EN_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k+d} \gamma_{i,j}^{en} EX_{i,t-j} + \lambda_i^{en} ECT_{i,t-1}^{en} + \upsilon_{i,t}$$

(۲۰)

$$EX_{i,t} = \alpha_i^{ex} + \sum_{j=1}^{k+d} \beta_{i,j}^{ex} VA_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k+d} \delta_{i,j}^{ex} EN_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{k+d} \gamma_{i,j}^{ex} EX_{i,t-j} + \lambda_i^{ex} ECT_{i,t-1}^{va} + \upsilon_{i,t}$$

در معادلات فوق d ماکزیمم درجه انباشتگی متغیرهای الگو و k طول وقفه بهینه برای هر الگو است (دیوید و آن، ۲۰۱۴: ۶۸)[6].

1. Toda & Yamamoto (1995)
2. Ziramba (2013)
3. Panel Var
4. White Noise
5. Seemingly Unrelated Regression
6. David & Ann (2014)

۳-۶- الگوی تصحیح خطا[1] (ECT)

مبنای آماری استفاده از مدل‌های تصحیح خطای برداری وجود همجمعی بین متغیرهای اقتصادی است (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۱۰۰).

این مدل‌ها به سادگی ساخته می‌شوند و در استفاده از آنها نیازی به اطلاعات قبلی در خصوص روابط علّی میان متغیرها وجود ندارد. لذا در این الگوها نیازی به تصریح روابط ساختاری کوتاه‌مدت یا دانش ساختاری از روابط علّی میان متغیرهای الگو نمی‌باشد. به خصوص زمانی که اطلاعات دقیقی از چگونگی کارکرد فرایند دنیای واقعی یا عوامل تعیین‌کننده متغیرهای الگو وجود ندارد، توسل به الگوهای خود توضیح برداری اجتناب ناپذیر می‌باشد. در این رویکرد از نظریه و دانش قبلی محقق تنها برای تعیین متغیرهایی که باید وارد الگو شود، استفاده می‌گردد (رضوی و سلیمی‌فر، ۱۳۹۲، ۱۶).

مدل خود توضیح برداری این تحقیق به صورت زیر می‌باشد:

(۲۱)

$$\Delta VA_{i,t} = \alpha_i^{va} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{i,k}^{va} \Delta VA_{i,t-k} + \sum_{j=1}^{m} \delta_{i,j}^{va} \Delta EN_{i,t-j} + \sum_{s=1}^{q} \gamma_{i,s}^{va} \Delta EX_{i,t-S} + \lambda_i^{va} ECT_{i,t-1}^{va} + \eta_{i,t}$$

(۲۲)

$$\Delta EX_{i,t} = \alpha_i^{ex} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{i,k}^{ex} \Delta VA_{i,t-k} + \sum_{j=1}^{m} \delta_{i,j}^{ex} \Delta EN_{i,t-j} + \sum_{s=1}^{q} \gamma_{i,s}^{ex} \Delta EX_{i,t-S} + \lambda_i^{ex} ECT_{i,t-1}^{ex} + \eta_{i,t}$$

(۲۳)

$$\Delta EN_{i,t} = \alpha_i^{en} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{i,k}^{en} \Delta VA_{i,t-k} + \sum_{j=1}^{m} \delta_{i,j}^{en} \Delta EN_{i,t-j} + \sum_{s=1}^{q} \gamma_{i,s}^{en} \Delta EX_{i,t-S} + \lambda_i^{en} ECT_{i,t-1}^{en} + \eta_{i,t}$$

(۲۴)

$$\Delta VA_{i,t} = \alpha_i^{va} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{i,k}^{va} \Delta VA_{i,t-k} + \sum_{j=1}^{m} \delta_{i,j}^{va} \Delta EN_{i,t-j} + \sum_{s=1}^{q} \gamma_{i,s}^{va} \Delta EX_{i,t-S} + \lambda_i^{va} ECT_{i,t-1}^{va} + \eta_{i,t}$$

Δ عملگر تفاضل مرتبه اول، p، q، m و r تعداد وقفه‌های بهینه، ECT جزء تصحیح خطای نوسانات کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی بلندمدت و ν، μ، υ و η اجزاء اخلال هستند. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا (ECT) آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند.

٤- داده‌ها

در این مقاله رابطه بین رشد اقتصادی، صادرات و مصرف انرژی برای ۲۳ رشته فعالیت صنعتی با ۱۰ نفر کارکن و بیشتر با استفاده از داده‌های ترکیبی (تلفیق داده‌های مقطعی[2] و داده‌های سری زمانی[3]) بررسی شده است. برای این منظور از آمارهای مصرف انرژی، ارزش افزوده و صادرات به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ استفاده شده و با نمادهای EX: ارزش صادرات رشته فعالیت‌های صنعتی؛ VA: ارزش افزوده رشته فعالیت‌های صنعتی و EN: ارزش انرژی مصرفی رشته فعالیت‌های صنعتی، نشان داده شده‌اند.

٥- نتایج

۵-۱- نتایج آزمون ریشه واحد و تعداد وقفه بهینه

نتیجه آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین (IPS) نشان دهنده وجود ریشه واحد در سطح اطمینان ۹۹ درصد برای مقادیر متغیرها در سطح می‌باشد. اما فرضیه وجود ریشه واحد برای تفاضل متغیرها رد می‌شود و نشان دهنده وجود هم‌انباشتگی مرتبه اول[4] متغیرها است (جدول ۶).

در تحقیق حاضر با توجه به نوع مدل و کوتاه بودن بازه زمانی مورد مطالعه، حداکثر چهار وقفه پیشنهاد شد و با توجه به آماره شوارتز که در انتخاب تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند، ۳ وقفه به عنوان وقفه بهینه انتخاب شد (جدول ۷).

1. Error Correction Model

2. Cross Section Data
3. Time Series Data
4. Cointegration of Order One

۵-۲- نتایج آزمون علّیت تودا-یاماموتو

با توجه به تعداد سه وقفه بهینه در الگوهای VAR بین متغیرها و مرتبه اول انباشتگی متغیرها، مدل VAR با چهار وقفه تخمین زده شد و ضرایب وقفه‌های بهینه متغیرها (وقفه‌های اول تا سوم) با آزمون والد مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در جدول (۸) نشان داده شده است که در آن j وقفه‌های بهینه و i زیربخش‌های صنعتی هستند.

نتایج آزمون علّیت تودا – یاماموتو نشان می‌دهد غیر از عدم وجود رابطه علّیت از صادرات به مصرف انرژی، بین سایر متغیرهای الگو رابطه علّیت دو طرفه وجود دارد.

۵-۳- نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی

با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های هم‌انباشتگی پدرونی، اکثر آماره‌های آزمون، فرض صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی را رد می‌کنند همچنین طبق نظر پدرونی، اگر آماره اول مقدار مثبت بزرگ و شش آماره دیگر مقدار منفی بزرگ داشته باشند، فرضیه صفر رد می‌شود (پدرونی؛ ۱۹۹۹: ۶۶۸). بنابراین رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد (جدول ۹).

۵-۴- تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی از دو آماره ماتریس اثر (λ-Trace) و حداکثر مقادیر ویژه (λ-Max) استفاده شده است. هر دو آماره وجود یک بردار هم‌انباشتگی را تأیید می‌کنند زیرا کمّیت آماره λ-Trace =۱۲/۰۴ از مقدار بحرانی ۱۵/۴۹ در سطح ۹۵٪ کمتر است و فرضیه صفر رد نمی‌شود. کمّیت آماره λ-Max =۷/۷۲ کمتر از مقدار بحرانی ۱۴/۲۶ در سطح احتمال ۹۵٪ است و فرضیه صفر رد نمی‌شود و بنابراین یک ترکیب خطی پایا را نشان می‌دهد. بنابراین یک بردار پایا تأیید می‌شود. بنابراین با توجه به جدول (۱۰) یک بردار هم‌انباشتگی و لذا یک رابطه هم‌انباشتگی مثبت بین متغیرهای مصرف انرژی، صادرات و ارزش افزوده وجود دارد.

۵-۵- نتایج علّیت کوتاه‌مدت و بلندمدت در مدل تصحیح خطا

نتایج تخمین مدل تصحیح خطای برداری در جدول (۱۱) آمده است. ضریب تصحیح خطا ((ECT(-۱) در معادله‌های تصحیح خطا دارای علامت منفی است و نشان دهنده تعدیل خطای کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی بلندمدت و مقدار عددی آن نشان دهنده سرعت تعدیل خطای کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی بلندمدت است. در مورد متغیر انرژی این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره ۵/۵ درصد خطای کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی بلندمدت تعدیل می‌شود. در مورد متغیر ارزش افزوده در هر دوره ۰/۰۴ درصد و در مورد صادرات هم ۲۶/۳ درصد خطای کوتاه‌مدت در هر دوره تصحیح می‌شود.

جدول ۶. نتایج آزمون ریشه واحد ایم، پسران و شین (IPS)

متغیر	سطح		تفاضل اول		نتیجه آزمون
	آماره	سطح احتمال	آماره	سطح احتمال	
VA	-۰/۹۷	۰/۱۶	-۲/۸۰	۰	همه متغیرها انباشته از درجه یک هستند
EX	-۰/۹۸	۰/۱۶	-۵/۸۰	۰	
EN	۰/۶۵	۰/۷۴	-۷/۶۰	۰	

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۷. نتایج آزمون تعیین تعداد وقفه بهینه

طول وقفه	LR	AIC	SC	HQ
۰	–	۹۱/۸۲	۹۱/۸۹	۹۱/۸۵
۱	۹۵۷/۸۶	۸۴/۸۰	۸۵/۰۶	۸۴/۹۱
۲	۷۹/۴۸	۸۴/۳۳	۸۴/۷۷	۸۴/۵۱
۳	۶۸/۳۴	۸۳/۹۲	۸۴/۵۶*	۸۴/۱۸
۴	۲۸/۳۴*	۸۳/۸۳*	۸۴/۶۵	۸۴/۱۶*

علامت * نشان دهنده وقفه بهینه می‌باشد.

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۸. نتایج آزمون علّیت تودا–یاماموتو (**H_0**: عدم وجود علّیت)

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	فرضیه H_0	آماره والد	نتیجه‌گیری
رشد اقتصادی	مصرف انرژی	$\delta_{i,j}^{va}=0$ i=۱تا۲۳ و j=۱تا۳	χ^2=۱۴/۸۷ (۰/۰۰)	EN⟹ VA
	صادرات	$\gamma_{i,j}^{va}=0$ i=۱تا۲۳, j=۱تا۳	χ^2=۲۲/۹۹ (۰/۰۰)	EX⟹ VA
مصرف انرژی	رشد اقتصادی	$\beta_{i,j}^{en}=0$ i=۱تا۲۳, j=۱تا۳	χ^2=۱۶/۸۷ (۰/۰۰)	VA ⟹ EN
	صادرات	$\gamma_{i,j}^{en}=0,$ i=۱تا۲۳, j=۱تا۳	X^2=۳/۰۰ (۰/۳۹)	EX ⇏ EN
صادرات	رشد اقتصادی	$\beta_{i,j}^{ex}=0,$ i=۱تا۲۳, j=۱تا۳	X^2=۷/۵(۰/۰۵۷)	VA ⟹ EX
	مصرف انرژی	$\delta_{i,j}^{ex}=0,$ i=۱تا۲۳, j=۱تا۳	X^2=۳۶/۱۰ (۰/۰۰)	EN ⟹ EX

مأخذ: محاسبات تحقیق–اعداد داخل پرانتز سطح احتمال هستند

جدول ۹. نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی با استفاده از آماره‌های مختلف (**H_0**: عدم وجود بردار هم‌انباشتگی)

	آماره‌های آزمون	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	بدون عرض از مبدأ و روند
در بین ابعاد	Panel v-Statistic	۶/۰۶ (۰/۰۰)	۶/۳۴ (۰/۰۰)	۵/۲۴ (۰/۰۰)
	Panel rho-Statistic	−۲/۰۴ (۰/۰۰)	۳/۰۴ (۰/۹۹)	−۱/۴۳ (۰/۰۷)
	Panel PP-Statistic	−۷,۰۷ (۰/۰۲)	−۱/۶۳ (۰/۰۵)	−۴/۳۲ (۰/۰۰)
	Panel ADF-Statistic	−۸/۸۶ (۰/۰۰)	−۱/۹۷ (۰/۰۲۴)	−۵/۵۸ (۰/۰۰)
در میان ابعاد	Group rho-Statistic	۲/۶۱ (۰/۹۹)	۴/۷۰ (۱)	۱/۲۹ (۰/۹)
	Group PP-Statistic	−۸/۷۸ (۰/۰۰)	−۹/۵۳ (۰/۰۰)	−۵/۳۰ (۰/۰۰)
	Group ADF-Statistic	−۱۰/۳۹ (۰/۰۰)	−۵/۰۲ (۰/۰۰)	−۸/۳۵ (۰/۰۰)

– مقادیر داخل پرانتز سطح احتمال هستند

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۱۰. تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

آزمون	فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال
ماتریس اثر	r=۰ *	r≥۱	۳۵/۵۵	۲۹/۷۹	۰/۰۰
	r≤۱	r≥۲	۱۲/۰۴	۱۵/۴۹	۰/۱۵
حداکثر مقادیر ویژه	r=۰*	r=۱	۲۳/۵۰	۲۱/۱۳	۰/۰۲
	r≤۱	r =۲	۷/۷۲	۱۴/۲۶	۰/۴۰

* بیانگر رد فرضیه Ho و وجود یک بردار هم‌انباشتگی در سطح ۵٪ می‌باشد.

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۱۱. نتایج تخمین مدل تصحیح خطای برداری

متغیرهای توضیحی	متغیرهای وابسته					
	D(EN)	آماره t	D(VA)	آماره t	D(EX)	آماره t
ECT (-۱)	-۰/۰۵۵	-۳/۵۷	-۰/۰۰۰۴	-۳/۰۸	-۰/۲۶	-۲/۱
D(EN(-۱))	۱/۱۹	۷/۰۹	-۰/۰۰۵۳	-۳/۷۴	۶/۷۷	۴/۹۹
D(EN(-۲))	-۱/۰۱	-۳/۳	-۰/۰۰۳۳	-۱/۳	۷/۳۸	۲/۹۹
D(EN(-۳))	-۰/۴	-۲/۴	-۰/۰۰۶۰	-۴/۳۳	-۲/۷۲	-۲/۰۴
D(VA(-۱))	-۲۲/۷۱	-۲/۳۷	۰/۰۴۱۶	۰/۵۲	-۱۸۶/۸۱	-۲/۴۱
D(VA(-۲))	۸/۴۵	۰/۸۳	۰/۶۵۹۳	-۷/۷۵	-۱۴/۵۳	-۰/۱۸
D(VA(-۳))	۲۷/۶۷	۲/۴۲	۰/۰۲۲۹	۰/۲۴	-۲۱/۱۲	-۰/۲۳
D(EX(-۱))	-۰/۰۲	-۱/۳	۰/۰۰۰۲	۱/۶۹	-۰/۳۲	-۱/۱۸
D(EX(-۲))	-۰/۰۱	-۰/۶۶	۰/۰۰۰۲	۱/۶۶	۰/۲۲	-۲/۷۴
D(EX(-۳))	-۰/۰۵	-۲/۱۹	۰/۰۰۰۳	۱/۴۹	۱۱۴۰۲۰۹	۱/۲۳
C	۱۵۱۱۴۳	۲	۶۶۸	۱	۰/۴۵	۲
R-squared	۰/۵۲		۰/۴۲		۰/۴۵	

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۱۲. نتایج آزمون علّیت گرنجری در معادله تصحیح خطای رشد اقتصادی

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	علّیت	فرضیه H_0	آماره والد	نتیجه‌گیری
رشد اقتصادی	مصرف انرژی	کوتاه‌مدت	$\delta_{i,j}^{va}=0$ i=۱تا۲۳, j=۱تا۳	F=۱۰/۱۴ (۰/۰۰) χ^2= ۳/۴۴(۰/۰۰)	علّیت وجود دارد
		قوی (توأم)	$\delta_{i,j}^{va}=\lambda_i^{va}=0$ i=۱تا۲۳, j=۱تا۳	F=۹/۳۲ (۰/۰۰) χ^2 =۳۷/۳۱(۰/۰۰)	علّیت وجود دارد
	صادرات	کوتاه‌مدت	$\gamma_{i,s}^{va}=0$ i=۱تا۲۳, s=۱تا۳	F=۱/۸۲ (۰/۱۴) χ^2 =۵/۴۸ (۰/۱۴)	علّیت وجود ندارد
		قوی (توأم)	$\gamma_{i,s}^{va}=\lambda_i^{va}=0$ i=۱تا۲۳, s=۱تا۳	F=۸/۱۲ (۰/۰۰) χ^2 =۳۲/۵۱(۰/۰۰)	علّیت وجود دارد
	ECT_{t-1}^{va}	بلندمدت	λ_i^{va} =0	t=۳/۰۸ (۰/۰۰) F= ۹/۵۰(۰/۰۰) χ^2=۹/۵۰ (۰/۰۰)	علّیت وجود دارد

– مقادیر داخل پرانتز سطح احتمال هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۱۳. نتایج آزمون علّیت گرنجری در معادله تصحیح خطای مصرف انرژی

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	علّیت	فرضیه H_0	آماره والد	نتیجه‌گیری
مصرف انرژی	رشد اقتصادی	کوتاه‌مدت	$\beta_{i,j}^{en}=0$ i=۱تا۲۳, k=۱تا۳	F= ۶/۲۴(۰/۰۰) χ^2 =۱۸/۷۲(۰/۰۰)	علّیت وجود دارد
		قوی (توأم)	$\beta_{i,j}^{en}=\lambda_i^{en}=0$ i=۱تا۲۳, k=۱تا۳	F= ۷/۷۷(۰/۰۰) χ^2 =۳۱/۱۰(۰/۰۰)	علّیت وجود دارد
	صادرات	کوتاه‌مدت	$\gamma_{i,s}^{en}=0$ i=۱تا۲۳, s=۱تا۳	F= ۱/۷۸(۰/۱۵) χ^2 =۵/۳۴(۰/۱۵)	علّیت وجود ندارد
		قوی (توأم)	$\gamma_{i,s}^{en}=\lambda_i^{en}=0$ i=۱تا۲۳, s=۱تا۳	F= ۳/۳۲(۰/۰۱) χ^2 =۱۳/۲۹(۰/۰۰)	علّیت وجود دارد
	ECT_{t-1}^{en}	بلندمدت	λ_i^{en} =0	t= −۳/۵۶(۰/۰۰) F= ۱۲/۷۱(۰/۰۰) χ^2= ۱۲/۷۱(۰/۰۰)	علّیت وجود دارد

– مقادیر داخل پرانتز سطح احتمال هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۱۴. نتایج آزمون علّیت گرنجری در معادله تصحیح خطای صادرات

متغیر وابسته	متغیر تأثیرگذار	علّیت	فرضیه H_0	آماره والد	نتیجه‌گیری
صادرات	رشد اقتصادی	کوتاه‌مدت	$\beta_{i,k}^{ex}=0$ i=۱تا۲۳, k=۱تا۳	F=۲/۱۴ (۰/۰۹۸) χ^2 =۶/۴۲(۰/۰۹۳)	علّیت وجود دارد
		قوی (توأم)	$\beta_{i,k}^{va}=\lambda_i^{ex}=0$ i=۱تا۲۳, k=۱تا۳	F=۲/۵۱ (۰/۰۴) χ^2 =۱۰/۰۷(۰/۰۴)	علّیت وجود دارد
	مصرف انرژی	کوتاه‌مدت	$\delta_{i,j}^{ex}=0$ i=۱تا۲۳, j=۱تا۳	F=۱۱/۰۸ (۰/۰۰) χ^2 =۳۳,۲۵ (۰/۰۰)	علّیت وجود دارد
		قوی (توأم)	$\delta_{i,j}^{ex}=\lambda_i^{ex}=0$ i=۱تا۲۳, j=۱تا۳	F= ۱۱/۴۷(۰/۰۰) χ^2 =۴۵/۹۰(۰/۰۰)	علّیت وجود دارد
	ECT_{t-1}^{ex}	بلندمدت	λ_i^{ex} =0	t=۲/۰۹ (۰/۰۳۸) F= ۴,۴۰(۰/۰۳۸) χ^2=۴/۴۰ (۰/۰۳۶)	علّیت وجود دارد

– مقادیر داخل پرانتز سطح احتمال هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۱۲) نتایج آزمون علّیت گرنجری در معادله تصحیح خطای رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. برای بررسی علیّت کوتاه‌مدت[1] از آزمون والد بر روی ضرایب متغیرهای با وقفه معادله تصحیح خطا استفاده شده است و برای بررسی علیّت بلندمدت[2] از آزمون والد بر روی ضریب جزء تصحیح خطا (ECT(−۱)) و برای بررسی علّیت توأم (قوی)[3] از آزمون والد بر روی ضرایب متغیرهای با وقفه معادله تصحیح خطا و ضریب جزء تصحیح خطا (ECT(−۱)) به طور همزمان استفاده شده است. مطابق جدول (۱۲) از متغیر مصرف انرژی رابطه علّیت کوتاه‌مدت و قوی به رشد اقتصادی وجود دارد و از متغیر صادرات علّیت کوتاه‌مدت وجود ندارد اما علّیت قوی (توأم) وجود دارد و از دو متغیر مصرف انرژی و صادرات علّیت بلندمدت به متغیر رشد اقتصادی وجود دارد.

مطابق جدول (۱۳) از رشد اقتصادی علّیت کوتاه‌مدت و قوی به مصرف انرژی وجود دارد و از متغیر صادرات علّیت کوتاه‌مدت وجود ندارد اما علّیت قوی وجود دارد و تنها تفاوت

1. Short-Run Causality
2. Long-Run Causality
3. Strong Causality

آزمون علّیت تصحیح خطا با نتایج حاصل از علّیت تودا-یاماموتو نبود رابطه علّیت از صادرات به رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت است و در سایر موارد در کوتاه‌مدت دو روش مؤید یکدیگر هستند. از دو متغیر رشد اقتصادی و صادرات در بلندمدت رابطه علّیت به سمت مصرف انرژی وجود دارد.

مطابق جدول (۱۴) از دو متغیر رشد اقتصادی و مصرف انرژی، رابطه علّیت کوتاه‌مدت، بلندمدت و قوی به متغیر صادرات وجود دارد.

مطابق نتایج حاصل شده در سه جدول فوق، غیر از یک مورد که از متغیر صادرات به سمت متغیر مصرف انرژی رابطه علّیت وجود ندارد، بین سایر متغیرها رابطه علّیت کوتاه‌مدت، بلندمدت و قوی دو طرفه وجود دارد.

مقایسه نتایج به دست آمده با نتایج سایر مطالعات در این زمینه

نتایج به دست آمده در این مطالعه در زمینه ارتباط دو سویه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی با نتایج مطالعات تجربی داخلی متعددی همسو و سازگار می‌باشد، از جمله مطالعه مهرآرا و همکاران (۱۳۹۰)؛ بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)؛ نجارزاده و عباس محسن (۱۳۸۳)؛ ملکی (۱۳۸۳)؛ دامن کشیده و همکاران (۱۳۹۲).

مطالعات دیگری وجود دارند که رابطه یک طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی را نشان می‌دهند؛ از جمله مطالعه حیدری و سعیدپور (۱۳۹۱)؛ حسنی صدرآبادی و همکاران (۱۳۸۶)؛ دیلمی‌نژاد و استادحسین (۱۳۸۹)؛ صادقی و همکاران (۱۳۹۳). در مطالعه دیگری که توسط مهرآرا (۲۰۰۷) برای یازده کشور صادرکننده نفت که ایران نیز جزء آنها می‌باشد انجام گرفته، رابطه یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف انرژی گزارش شده است. اما مطالعه قبادی (۱۳۷۶) هیچ گونه رابطه‌ای را بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی نشان نمی‌دهد. مطالعات پهلوانی و همکاران (۲۰۰۵)[1]؛ اکبری و کریمی هسینجه (۱۳۷۹) عدم تأثیرگذاری صادرات غیر نفتی بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهند.

مطالعه حیدری و سعیدپور (۱۳۹۱) نشان دهنده رابطه یک طرفه از رشد اقتصادی به صادرات غیر نفتی می‌باشد، در مطالعه عطرکار روشن (۱۳۸۶) رابطه علّیت از صادرات به رشد اقتصادی گزارش شده است و مطالعه مهدوی عادلی و دهنوی (۱۳۹۰) نشان می‌دهد در کشورهای در حال توسعه، تنها در بلندمدت توسعه صادرات باعث رشد اقتصادی می‌شود اما در کشورهای OECD در بلندمدت و کوتاه‌مدت رابطه علّیت دو طرفه میان رشد اقتصادی و توسعه صادرات وجود دارد که نتیجه اخیر سازگار با نتیجه مطالعه حاضر در رابطه بین دو متغیر صادرات و رشد اقتصادی است.

همچنین نتایج به دست آمده در این مطالعه در زمینه ارتباط دو سویه بین مصرف انرژی و صادرات با نتایج مطالعات تجربی خارجی متعددی همسو و سازگار می‌باشد از جمله مطالعه بخت و عثمان (۲۰۱۴)؛ لی (۲۰۱۴)؛ بک و کیم (۲۰۱۱)؛ آل‌ملالی و شی تینگ (۲۰۱۴)؛ دی‌دی اوگلو و کایا (۲۰۱۳)؛ سادرسکی (۲۰۱۲)؛ شهباز و همکاران (۲۰۱۴)؛ نسرین و انوار (۲۰۱۴) و ارکن و همکاران (۲۰۱۰)[2] که با تفصیل بیشتری در جدول (۲) آورده شده‌اند.

تنها مطالعه داخلی انجام شده توسط حیدری و سعیدپور (۱۳۹۱) در زمینه رابطه بین مصرف انرژی و صادرات هیچ گونه رابطه‌ای را بین این دو متغیر نشان نمی‌دهد.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

این مقاله به بررسی رابطه پویای بین متغیرهای مصرف انرژی، صادرات و ارزش افزوده رشته فعالیت‌های ۲۳ گانه صنعتی ایران با استفاده از داده‌های پانل طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ پرداخته است. برای این منظور ابتدا با استفاده از آزمون علّیت تودا-یاماموتو رابطه علّیت بین متغیرها مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد به جز یک حالت که از متغیر صادرات به مصرف انرژی رابطه علّیت وجود ندارد، در سایر موارد بین سایر متغیرها رابطه علّیت دوطرفه وجود دارد.

در ادامه علّیت کوتاه‌مدت، بلندمدت و توأم (قوی) بین متغیرهای مصرف انرژی، صادرات و رشد اقتصادی و سرعت تعدیل خطای کوتاه‌مدت به سمت مقدار تعادلی بلندمدت بررسی شد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانل پدرونی نشان دهنده هم‌انباشتگی متغیرها و وجود یک بردار هم‌انباشتگی است. نتایج مطالعه با استفاده از الگوی تصحیح خطا نشان دهنده وجود رابطه علّیت دو طرفه بین متغیرهای مصرف انرژی، صادرات و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت، بلندمدت و توأم (قوی) می‌باشد و تنها در کوتاه‌مدت از متغیر صادارت به سمت متغیر مصرف انرژی رابطه علّیت وجود ندارد اما رابطه علّیت بلندمدت و قوی

1. Pahlavani (2005)

2. Erkan et al. (2010)

وجود دارد. همچنین از این متغیر انواع روابط علّیت به رشد اقتصادی وجود دارد. نتایج روابط علّیت دو روش تصحیح خطا و تودا- یاماموتو غیر از یک رابطه علّیت مؤید یکدیگر هستند.

به عنوان نتیجه‌گیری کلی به دست آمده از این مطالعه می‌توان بیان کرد که با توجه به تأثیرپذیری رشد اقتصادی و صادرات از مصرف انرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، پیشنهاد می‌شود در اتخاذ سیاست‌های حفاظت از انرژی مثل سرمایه‌گذاری در بهره‌وری انرژی و سیاست‌های مدیریت تقاضا مثل توقف تدریجی یارانه‌های انرژی با احتیاط عمل شود تا با توجه به اینکه صنعت کشور تاکنون از مزیت استفاده از انرژی ارزان بهره‌مند بوده، قدرت رقابت‌پذیری آن و در نتیجه رشد اقتصادی و صادرات و به تبع آن اشتغال تحت تأثیر منفی قرار نگیرد. همچنین اگر اثر صادرات بر مصرف انرژی در نظر گرفته نشود، باعث می‌شود تقاضای انرژی کمتر از واقع برآورد شود و ممکن است منجر به کمبود عرضه در آینده شود. اشاره ضمنی دیگر آن تقابل سیاست‌های زیست محیطی با هدف کاهش مصرف انرژی و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای با سیاست‌های گسترش تجاری است که برای اجتناب از تحت تأثیر قرار گرفتن صادرات از سیاست‌های زیست محیطی، پیشنهاد می‌شود سهم نسبی مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر نسبت به انرژی‌های فسیلی غیر قابل تجدیدپذیر و مخرب محیط زیست افزایش یابد.

همچنین با توجه به رابطه بازخورد دوطرفه بین صادرات و رشد اقتصادی، از فرضیه مشترک رشد صادرات محور و صادرات رشد محور پشتیبانی می‌کند و نشان دهنده کارایی استراتژی توسعه صادرات برای دستیابی به رشد مستمر می‌باشد.

از طرف دیگر با توجه به تأثیرگذاری کوتاه‌مدت و بلندمدت رشد اقتصادی بر مصرف انرژی پیشنهاد می‌شود جهت حفاظت از انرژی، به جای سیاست‌های مبتنی بر کاهش کمّی در مصرف انرژی، در زمینه افزایش بهره‌وری انرژی و کاهش شدت مصرف انرژی سرمایه‌گذاری لازم صورت گیرد تا منافع بلندمدت در استفاده کارا از انرژی حاصل شود.

منابع

آرمن، سید عزیز و زارع، روح‌الله (۱۳۸۴). "بررسی رابطه علیّت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۴۶". *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۷، شماره ۲۴، ۱۴۳-۱۱۷.

آرمن، سید عزیز؛ کمالی، پروانه و هیبتی، رضا (۱۳۸۹). "بررسی رابطه بین مصرف حامل‌های انرژی و تولید صنعتی در ایران". *مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هفتم، شماره ۲۷، ۴۶-۱۹.

آماده، حمید؛ قاضی، مرتضی و عباسی‌فر، زهره (۱۳۸۸). "بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی و اشتغال در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۶، ۳۸-۱.

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن و نوری، مهدی (۱۳۹۲). "بهره‌وری نیروی کار و تورم در کشورهای منتخب صادرکننده نفت". *نامه مفید*، سال نوزدهم، شماره ۹۶، ۴۶-۲۹.

احمدی شادمهری، محمد طاهر؛ قزلباش، اعظم و دانش‌نیا، محمد (۱۳۹۲). "بررسی رابطه علیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی: با استفاده از داده‌های پانل بر مبنای مدل تصحیح خطای برداری در کشورهای عضو آسه آن". *دو فصلنامه اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، سال بیستم، شماره ۶، ۱۸۰-۱۵۷.

اکبری، محمدرضا و کریمی هسنیجه، حسین (۱۳۷۹). "تأثیر رشد صادرات بر رشد اقتصادی و تشکیل سرمایه". *برنامه و بودجه*، شماره ۵۲ و ۵۳، ۸۴-۶۳.

بهبودی، داوود؛ باستان، فرانک و افشاری، مجید (۱۳۹۰). "بررسی رابطه بین مخارج بهداشتی سرانه و درآمد سرانه در کشورهای با درآمد پایین و متوسط (رهیافت علیّت در داده‌های تابلویی)". *مدلسازی اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۳ (پیاپی ۱۵)، ۹۶-۸۱.

بهبودی، داود؛ اصغرپور، حسین و قزوینیان، محمدحسن (۱۳۸۸). "شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران (۱۳۴۶-۱۳۸۴)". *پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳، ۸۴-۵۳.

بهبودی، داود؛ باستان، فرانک و فشاری، مجید (۱۳۸۸). "بررسی رابطه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته". *مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۶، شماره ۲۳، ۲۱-۱.

حسنی صدرآبادی، محمد حسین؛ عمادالاسلام، هدیه و کاشمری، علی (۱۳۸۶). "بررسی رابطه علّی مصرف انرژی، اشتغال و تولید ناخالص داخلی ایران طی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۵۰".

پژوهش‌نامه علوم انسانی و اجتماعی، شماره ۲۴، ۵۸-۳۱.

حیدری، حسن و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۱). "تحلیل پویای اقتصادسنجی بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و صادرات غیر نفتی در ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۳۳، ۸۳-۵۳.

دامن‌کشیده، مرجان؛ عباسی، احمد؛ عربی، حسین و احمدی، حسن (۱۳۹۲). "سند چشم‌انداز بیست ساله ایران". *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، سال اول، شماره ۲، ۶۹-۵۵.

دیلمی‌نژاد، رضا و استادحسین، رضا (۱۳۸۹). "بررسی رابطه بین مصرف انرژی و ارزش افزوده بخش‌های منتخب اقتصادی". *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۵۵، ۱۴۰-۱۲۵.

رضوی، سید عبدالله و سلیمی‌فر، مصطفی (۱۳۹۲). "اثر جهانی شدن اقتصاد بر رشد اقتصادی با استفاده از روش خود توضیحی برداری". *فصلنامه مطالعات راهبردی جهانی شدن*، شماره ۱۲، ۳۲-۹.

شاکری، عباس و مالکی، امین (۱۳۸۹). "آزمون رابطه رشد صادرات غیر نفتی و رشد اقتصادی در ایران با استفاده از داده‌های فصلی و به تفکیک کدهای دو رقمی (ISIC)". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال هجدهم، شماره ۵۶، ۲۶-۵.

شریفی رنانی، حسین؛ میرفتاح، مریم و ملااسماعیلی، حسن (۱۳۹۲). "نقش مؤلفه‌های آزادسازی اقتصادی بر عملکرد مالی برخی از کشورهای در حال توسعه منا". *پژوهش‌های پولی-بانکی*، شماره ۱۵، ۲۶-۱.

شکیبایی، علیرضا و احمدلو، مجید (۱۳۹۰). "بررسی رابطه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد زیربخش‌های اقتصادی در ایران (۱۳۸۶-۱۳۴۶): رهیافت تصحیح خطای برداری". *مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۳۰، ۲۰۳-۱۸۱.

صادقی، سید کمال؛ قمری، نیر و فشاری، مجید (۱۳۹۳). "بررسی رابطه علی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای منطقه MENA (رهیافت گشتاور تعمیم یافته در داده‌های تابلویی)". *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، شماره ۱۷، ۱۴۰-۱۲۱.

عطرکار روشن، صدیقه (۱۳۸۶). "گسترش صادرات و رشد اقتصادی، شواهدی از ایران پس از انقلاب". *پژوهش‌نامه علوم انسانی و اجتماعی*، شماره ۲۶، ۱۳۴-۱۱۱.

فضل‌زاده، علی‌رضا و تجویدی، مینا (۱۳۸۷). "مدیریت انرژی در صنایع ایران؛ مطالعه موردی: رابطه علّی بین مقدار برق مصرفی و ارزش افزوده صنایع کوچک". *مطالعات اقتصاد انرژی*، سال پنجم، شماره ۱۹، ۱۶۲-۱۴۷.

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

قبادی، نسرین (۱۳۷۶). "بررسی رابطه علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران". دومین همایش ملی انرژی ایران، کمیته ملی انرژی جمهوری اسلامی ایران، وزارت نیرو.

قنبری، علی و خاکسارآستانه، سمانه (۱۳۹۰). "رابطه بین مصرف برق، انتشار آلاینده‌ها و تولید ناخالص داخلی؛ مقایسه بین کشورهای کم درآمد و پردرآمد". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هشتم، شماره ۳۱، ۱۴۴-۱۲۱.

مداح، مجید و دل قندی، مژده (۱۳۹۲). "بررسی اثر کیفیت نهادها و عملکرد سیاست‌های اقتصادی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای گروه جی ۸ و اوپک (رهیافت خود رگرسیون برداری در داده‌های تابلویی)". *اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، سال بیستم، شماره ۶، ۱۵۵-۱۳۳.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۳). "آمارکارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر به تفکیک کدهای ۲ رقمی ISIC". ویرایش دوم، سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۰.

ملااسمعیلی دهشیری، حسن؛ صامتی، مرتضی و صامتی، مجید (۱۳۹۱). "بررسی ارتباط میان ثبات سیاسی، سرمایه انسانی و جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رهیافت خودرگرسیون برداری تابلویی: مورد کشورهای در حال توسعه منتخب". اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی، روش‌ها و کاربردها، دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج.

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

مهدوی عادلی، محمد حسین 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 پانلی". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، شماره ۲۹، ۲۴-۱.

مهرآرا، محسن؛ فرمهینی فراهانی، راضیه و حسن‌زاده، آیت (۱۳۹۰). "بررسی رابطه میان رشد مصرف برق و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب صادرکننده نفت". *مدلسازی اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۴، ۹۰-۶۹.

مولایی، محمدعلی؛ دهقانی، علی و حسین زاده، سمانه

(۱۳۹۴). "رابطه بین مصرف انرژی و رشد تولید در بنگاه‌های 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*، سال پنجم، شماره ۱۹، ۴۰-۲۵.

میرشجاعیان حسینی، حسین و رهبر، فرهاد (۱۳۸۹). "بررسی رابطه علیّت میان مؤلفه‌های توسعه پایدار در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (منا)". *مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۲۵، ۸۸-۶۳

نجارزاده، رضا و عباس محسن، اعظم (۱۳۸۳). "رابطه بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد بخش‌های اقتصادی در ایران". *مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۲، ۸۱-۶۱.

نعمت اللهی، سمیه و گرشاسبی، علیرضا (۱۳۹۳). "بررسی تغییرات تنوع‌پذیری صادرات غیرنفتی در شرایط تحریم‌های بین‌المللی با تأکید بر دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۳". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۴، ۹۲-۷۵.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). "ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی". تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

Abalaba, B. P. & Dada, M. A. (2013). "Energy Consumption and Economic Growth Nexus: New Empirical Evidence from Nigeria". *International Journal of Energy Economics and Policy*, 3(4), 412-423.

Al-mulali, U. & Sheau-Ting, L. (2014). "Econometric Analysis of Trade, Exports, Imports, Energy Consumption and Co2 Emission in Six Regions". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 33, 484–498.

Altaee ,H. H. A. & Adam, M. H. M. (2013). "Electricity Consumption-GDP Nexus in Bahrain: A Time Series Analysis". *Journal of Economics and Sustainable Development*, 4(20), 42-51.

Apergis, N. & Payne, J. E. (2012). "Renewable and Non-Renewable Energy Consumption-Growth Nexus: Evidence from A Panel Error Correction Model". *Energy Economics*, 34,733-738.

Aslan, A., Kum, H., Ocal, O. & Gosbasl, O. (2013). "Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from Micro Data", *Proceedings of ASBBS*, 20(1), 280-288.

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.

Bekhet, H. A. & Othman, N. S. (2014). "Long-Run Elasticities of Electricity Consumption, FDI, Export and GDP in Malaysia". *International Journal of Economics and Finance*, 6(8), 78-90.

Bouoiyour, J. & Selmi, R. (2014). "The Nexus between Electricity Consumption and Economic Growth in MENA Countries". *Energy Studies Review*, 20(2), 25-44.

Breitung, J. (2000). "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data". *Advances in Econometrics*, 15, 161–177.

Choi, I. (2001). "Unit Root Tests for Panel Data". *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249–272.

David, U. & Ann, T. (2014). "Causality Dynamics between Money Supply and Inflation in Nigeria: A Toda-Yamamoto Test and Error Correction Analysis". *Journal of Empirical Economics*, 3(2), 63-75.

Dedeoglu, D. & Kaya, H. (2013). "Energy Use, Exports, Imports and GDP: New Evidence from the OECD Countries". *Energy Policy*, 57, 469–476.

Dogan, E. (2014). "Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from Low-Income Countries in Sub-Saharan Africa". *International Journal of Energy Economics and Policy*, 4(2), 154-162.

Eddrief-Cherfi, S. & Kourbali, B. (2012). "Energy Consumption and Economic Growth in Algeria: Cointegration and Causality Analysis". *International Journal of Energy Economics and Policy*, 2(4), 238-249.

Eggoh, J. C., Bangake, C. & Rault, C. (2011).

"Energy Consumption and Economic Growth Revisited in African Countries". *Energy Policy*, 39, 7408–7421.

Erkan, C., Mucuk, M. & Uysal, D. (2010). "The Impact of Energy Consumption on Exports: The Turkish Case". *Asian Journal of Business Management*, 2(1), 17-23.

Hadri, K. (2000). "Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Application". *Econometric Journal*, 3, 148–161.

Im, K., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.

Kaplan, M., Ozturk, I. & Kalyoncu, H. (2011). "Energy Consumption and Economic Growth in Turkey: Cointegration and Causality Analysis". *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 2, 31-41.

Kum, H., Ocal, O. & Aslan, A. (2012). "The Relationship Among Natural Gas Energy Consumption, Capital and Economic Growth: Bootstrap-Corrected Causality Tests from G-7 Countries". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 16, 2361–2365.

Lau, E., Chye, X. & Choong, C. (2011). "Energy-Growth Causality: Asian Countries Revisited". *International Journal of Energy Economics and Policy*, 1(4), 140-149.

Lean, H. H. & Smyth, R. (2010). On The Dynamics of Aggregate Output, Electricity Consumption and Exports in Malaysia: Evidence from Multivariate Granger Causality Tests". *Applied Energy*, 87, 1963–1971.

Levin, A., Lin, C. F. & Chu, C. S. J. (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties". *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24.

Li, F., Dong, S., Li X., Liang Q. & Yang, W. (2011). "Energy Consumption-Economic Growth Relationship and Carbon Dioxide Emissions in China". *Energy Policy*, 39, 568-574.

Li, L. (2014). "Empirical Research on the Relationship between China Export and New Energy Consumption". *International Journal of Energy Economics and Policy*, 4(2), 229-237.

Maddala, G. S. & Wu, S. (1999). "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 631–52.

Mehrara, M. (2007). "Energy Consumption and Economic Growth: The Case of Oil Exporting Countries". *Energy Policy*, 35, 2939–2945.

Menegaki, A. (2011). "A Markeing Mix for Renewable Energy in Europe, Based on Consumer Stated Preference". *Renewable Energy*, 39, 30-39.

Menegaki, A. N. & Ozturk, I. (2013). "Growth and energy nexus in Europe revisited: Evidence from a fixed effects political economy model". Energy Policy, 61, 881-887.

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

Nasreen, S. & Anwar, S. (2014). "Causal Relationship between Trade Openness, Economic Growth and Energy Consumption: A Panel Data Analysis of Asian Countries". *Energy Policy*, 69, 82–91.

Nnaji, C., Chukwu, J. & Moses, N. (2013). "Does Domestic Energy Consumption Contribute to Exports? Empirical Evidence from Nigeria". *International Journal of Energy Economics and Policy*, 3(3), 297-306.

Oladele, O. & Oderinde, L. (2011). "Output, Electricity Consumption and Exports in Nigeria and Ghana Evidence from Multivariate Causality Test". *Applied Econometrics and International Development*, 11(2), 153-164.

Ozturk, I., Aslan, A. & Kalyoncu, H. (2010). "Energy Consumption and Economic Growth Relationship: Evidence from Panel Data For Low and Middle Income Countries". *Energy Policy*, 38, 4422-4428.

Pahlavani, M., Wilson. E. & Worthington. A. C. (2005). "Trade-GDP Nexus in Iran: An Application of the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model", *Working Paper,* University of Wollongong.

Pedroni, P. (1999). "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-670.

Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika*, 75(2), 335–346

Sadorsky, P. (2012). "Energy Consumption, Output and Trade in South America". *Energy Economics*, 34, 476–488.

Sami, J. (2011). "Multivariate Cointegration and Causality between Exports, Electricity Consumption and Real Income per Capita: Recent Evidence from Japan". *International Journal of Energy Economics and Policy*, 1(3), 59-68.

Shahateet, M. I. (2014). "Modeling Economic Growth and Energy Consumption in Arab Countries: Cointegration and Causality Analysis". *International Journal of Energy Economics and Policy*, 4(3), 349-359.

Shahbaz, M., Nasreen, S., Hui Ling, C. & Sbia, R. (2014). "Causality between Trade Openness and Energy Consumption: What Causes What in High, Middle and Low Income Countries". *Energy Policy*, 70, 126–143.

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

Tsani, S. Z. (2010). "Energy Consumption and Economic Growth: A Causality Analysis for Greece". *Energy Economics*, 32 (3), 582-590.

Tugcu, C. T., Ozturk, I. & Aslan, A. (2012). "Renewable and Non-Renewable Energy Consumption and Economic Growth Relationship Revisited: Evidence from G7 Countries". *Energy Economics*, 34, 1942-1950.

Ziramba, E. (2013). "Hydroelectricity Consumption and Economic Growth Nexus. Time Series Experience of Three African Countries". *European Scientific Journal*, 9(1), 85-95.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و چهارم، پاییز ۱۳۹۵ (۵۴ـ۳۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 24, September 2016 (39-54)

انتخاب شرکای تجاری در چارچوب نظریه همگرایی باشگاهی

خدیجه نصراللهی[۱]، کریم آذربایجانی[۲]، *محمدرضا زین‌العابدینی[۳]

۱. دانشیار اقتصاد دانشگاه اصفهان

۲. استاد اقتصاد دانشگاه اصفهان

۳. دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه اصفهان

(دریافت: ۱۳۹٤/۵/۱۹ پذیرش: ۱۳۹٤/۷/۲۲)

Trade Partner Choosing; Club Convergence Approach

Khadijeh Nasrollahi[1], Karim Azarbaiejani[2], * Mohammad Reza Zeinolabedini[3]

1. Associte Professor in Economic, Isfahan University, Isfahan, Iran
2. Professor in Economic, Isfahan University, Isfahan, Iran
3. M.A. Student in Economic Isfahan University, Isfahan, Iran

(**Received:** 10/Aug./2015 **Accepted:** 14/Oct./2015)

چکیده:

هدف این مطالعه ارزیابی همگرایی باشگاهی بین کشور ایران و شرکای تجاری آن طی دوره زمانی ۱۳۹۲– ۱۳۵۷ با استفاده از آزمون لوگ تی (Log(t)) و الگوی با متغیر وابسته محدود بوده است. سپس با استفاده از الگوی با متغیر وابسته محدود عوامل مؤثر بر شکل‌گیری این باشگاه‌های اقتصادی تحلیل شده است.

با برآورد الگو در قالب داده‌های تابلویی وجود همگرایی باشگاهی درآمدی در بین ایران و برخی از شرکای تجاری آن تأیید شده است. در مجموع نتایج نشان می‌دهد که این توان و ظرفیت جهت همگرایی درآمدی ایران با کشورهای بلیز، الجزایر، مصر، فیجی، گواتمالا، هندوراس، هند، کریباتی، مراکش، نیکاراگوئه، سوازیلند، تایلند، تونگا، تونس و ویتنام وجود دارد تا با تشکیل یک بلوک اقتصادی مؤثر، روابط و تعاملات درونی را جهت رسیدن به رشد اقتصادی بالاتر و همگرایی سریع‌تری افزایش دهند.

واژه‌های کلیدی: توسعه اقتصادی، همگرایی باشگاهی، درآمد سرانه، انباشت سرمایه، نیروی کار.

طبقه‌بندی JEL: F59، O11، O21.

Abstract:

The aim of this study has been to evaluate the club convergence between Iran and its trading partners over the period 1978-2013. For this purpose, this paper has used log(t) test with the limited dependent variable. Then, by using a sequential dependent variable model, factors affecting the formation of these club has been investigated and identified.

According to estimated model in the form of panel data, a convergence club income between Iran and some of its trading partners has been confirmed. The results show that there are the potential for income convergence of Iran and Belize, Algeria, Egypt, Fiji, Guatemala, Honduras, India, Kiribati, Morocco, Nicaragua, Swaziland, Thailand, Tonga, Tunisia and Vietnam countries and they can form an effective economic block, and strength their internal relationships in order to achieve higher economic growth and faster convergence.

Keywords: Economic Development, Club Convergence, Income Per Capita, Capital Stock, Labor Force.
JEL: F59, O11, O21.

* **نویسنده مسئول:** محمدرضا زین‌العابدینی
E-mail: m_zeinolabedini@yahoo.com

*Corresponding Author: Mohammad Reza Zeinolabedini

۱- مقدمه

یکی از قضایای مهم استخراج شده از الگوهای رشد نئوکلاسیک به ویژه سولو، فرضیه همگرایی[1] است. این فرضیه به عنوان ویژگی اصلی الگوی رشد برون‌زا عمدتاً از دهه ۱۹۹۰ به بعد و به دنبال پژوهش‌های تجربی گسترده بارو و سالای مارتین[2] (۱۹۹۰، ۱۹۹۱، ۱۹۹۵ و ۱۹۹۷) مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است (رحمانی، ۱۳۸۳: ۱۶۳)؛ به شکلی که در ابتدای قرن بیست و یکم، همگرایی یکی از چالش‌های اصلی و عناوین برجسته پژوهش‌های اقتصادی بوده است. موضوع همگرایی درآمدی منطقه‌ای در سال‌های اخیر توجه فزاینده‌ای را به خود جلب کرده است. این توجه با تعمیق و گسترش فرایند ادغام در اروپا به ویژه در پرتو انتظارات مربوط به اثرات سرریز برای کشورهای جدید عضو اتحادیه اروپا در بخش شرقی این قاره تشدید شده است. این امر، این تصور را ایجاد می‌کند که درآمد سرانه اقتصادهای یک منطقه به‌رغم شرایط اولیه آنها، به سمت همگرایی سوق پیدا می‌کند. از این‌رو دولت‌های ملّی به منطقه گرایی[3] و تشکیل ترتیبات منطقه‌ای روی آورده‌اند تا از این طریق اقتصاد خود را در مقابل مشکلات جهانی حفظ کنند و ارتقای سرمایه‌گذاری و رشد را در درون مناطق میسّر سازند (شکیبایی و کبری بطا، ۱۳۸۸: ۳۶).

الگوی سنتی رشد نئوکلاسیک تأمین کننده منطق ساده‌ای برای این فرضیه بود. به‌دلیل اینکه تابع تولید از وضعیت بازده ثابت نسبت به مقیاس برخوردار است و به‌دلیل اینکه بازده نهایی سرمایه نزولی است، کشورهای با موجودی سرمایه نسبتاً اندک، از بازده نهایی سرمایه بالاتری برخوردارند و به سمت کشورهای توسعه‌یافته‌تر مناطق سوق پیدا می‌کنند. این امر به دیدگاهی در مورد همگرایی قابل درک به دو شکل مختلف منجر شده است.

شکل اول بر حسب سطح درآمد است. اگر مناطق بر اساس ترجیحات و تکنولوژی مشابه هم باشند، پس سطح درآمد پایدار آنها هم یکسان است و در طول زمان تمایل دارند که به آن سطح درآمد سرانه دست‌یابی پیدا کنند. در شکل دوم، همگرایی بر حسب نرخ رشد است. چون در الگوی سولو نرخ رشد تکنولوژی به‌طور برون‌زا تعیین می‌شود و تکنولوژی ماهیت یک کالای عمومی را دارد، همه مناطق سرانجام به یک نرخ رشد پایدار یکسان دسترسی پیدا می‌کنند (اسلام[4]، ۱۹۹۵: ۱۱۳۱).

پژوهش بامول[5] (۱۹۸۶) از جمله کارهای اولیه در زمینه همگرایی اقتصادی است. وی در پژوهش خود، با استفاده از داده‌های مدیسون دریافته است که در بین کشورهای صنعتی، کشورهای فقیرتر همانند ژاپن و ایتالیا در فاصله سال‌های ۱۸۷۰ تا ۱۹۷۹ نوعی همگرایی اقتصادی را تجربه کرده‌اند. این کشورها (فقیرتر)، شکاف درآمد سرانه خود را با کشورهای ثروتمندتر همانند ایالات متحده و کانادا سریع‌تر از بین برده‌اند. او اثرات سرریز پیشرفت‌های صنعتی متقابل و سرمایه‌گذاری بین‌المللی را موجب این همگرایی می‌داند (احمدیان یزدی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۵). از نظر او، در نمونه مورد مطالعه‌اش، دو باشگاه همگرایی، باشگاه کشورهای صنعتی یا کشورهایی با بازار آزاد و باشگاه کشورهای سوسیالیستی وجود داشته است.

عدم موفقیت نظریه رشد نئوکلاسیک در تبیین رشد پایدار، در سال‌های اخیر در قالب گونه جدیدی که به دنبال عوامل درون‌زای انباشت هستند، مورد پیگیری قرار گرفته است. این الگوهای رشد درون‌زا در معنای وسیع خود فرایندهای مختلفی مثل منطقه‌ای کردن آموزش جمعی، انباشت و نوآوری که مانع از کاهش بازده اجتماعی سرمایه‌گذاری می‌شود، را مطرح می‌کنند. این امر آن شکل از انباشت سرمایه که بازده آنها کاهنده نیست، را از طریق برانگیختن نرخ رشد بلندمدت بالاتر فراهم می‌کند (مارتین و اوتاوینو[6]، ۲۰۰۱: ۹۵۶). همچنین این امکان را پدید می‌آورد که اقتصادهای ملی و منطقه‌ای بسته به شرایط اولیه به تعادل‌های بلندمدت مختلف دسترسی پیدا کنند. اگر اقتصادهای منطقه‌ای برحسب پارامترهای اصلی رشد مثل نرخ رشد سرمایه انسانی و نوآوری‌های تکنولوژیک متفاوت باشند یا اگر اثرات سرریز منطقه‌ای دانش ضعیف باشد، ممکن است به شکلی که نظریه همگرایی مطلق مطرح می‌کند، به شرایط پایدار یکسان همگرایی پیدا نکنند ولی ممکن است بین گروه‌های مشابه (باشگاه‌ها) اقتصادهای منطقه‌ای همگرایی وجود داشته باشد (شایگانی و فدایی، ۱۳۹۳: ۱۰۷).

تمرکز این مقاله بر فرضیه همگرایی باشگاهی است که این تصور را پیش می‌آورد که درآمد سرانه اقتصادهای منطقه‌ای که مشخصات ساختاری آنها مشابه است همگرایی پیدا می‌کنند. به این مفهوم که شرایط اولیه آنها نیز شبیه هم است.

1. Convergence Hypothesis
2. Baro & Sala-I-Martin
3. Regionalism
4. Islam (1995)
5. Baumol (1986)
6. Martin & Ottaviano (2001)

بر اساس اطلاعات مندرج در پایگاه‌های آماری بانک مرکزی و مرکز آمار، ایران طی چند سال اخیر دارای نرخ رشد منفی بوده است به گونه‌ای که برآورد می‌شود اگر رشد اقتصادی سال ۹۳ در حالت بدبینانه، یک درصد شود، در این صورت در سال ۹۴ باید ۸/۷ درصد رشد حاصل شود تا از نظر تولید ناخالص داخلی به سطح سال ۹۰ رسید. پس ایران نیاز به نرخ رشد بالا و متداوم جهت بهبود وضع خود دارد. از سوی دیگر، ایران با داشتن جمعیتی معادل ۱٪ جمعیت جهان لازم است حداقل به میزان ۱٪ از حجم تجارت جهانی را به خود اختصاص دهد و این مستلزم توسعه صادرات غیر نفتی و حضور مؤثر در مبادلات تجاری منطقه‌ای و بین‌الملل است. این امر در حالی است که علی‌رغم سال‌ها حضور در یکپارچگی‌ها و بلوک‌های مختلف تجاری منطقه‌ای لیکن به دلایل مختلف، این حضور فرصت مناسبی را جهت تسریع رشد اقتصادی و دستیابی به اهداف اقتصادی و تجاری ایران فراهم ننموده است.

لذا این سؤال همواره دغدغه خاطر اقتصاددانان بوده است که مناسب‌ترین شرکای تجاری ایران که می‌تواند فرصت دستیابی به رشد مناسب اقتصادی را در صحنه اقتصاد جهانی برای ایران فراهم آورند، کدام‌اند. به عبارتی، این سؤال در ذهن تداعی می‌شود که آیا ایران علی‌رغم آنکه دارای توان و ظرفیت بالایی جهت حضور در اقتصاد جهانی است، می‌تواند با تشکیل بلوک‌های تجاری و شناسایی شرکای تجاری سریع‌تر به همگرایی برسد یا خیر. از این‌رو، سؤال محوری این مطالعه این است که آیا در بین شرکای تجاری ایران در بلوک‌های مختلف تجاری، همگرایی باشگاهی وجود دارد یا خیر، و اگر وجود دارد، ترکیب بهینه آن جهت همگرایی برای ایران کدام است؟

بنابراین، هدف این پژوهش، ارزیابی وجود همگرایی باشگاهی در بین ایران و شرکای تجاری آن و تعیین مناسب‌ترین شرکای تجاری ایران با استفاده از رویکرد همگرایی باشگاهی است. این اهداف در چارچوب فرضیه وجود همگرایی باشگاهی در بین شرکای تجاری ایران و انتخاب مناسب‌ترین شرکای تجاری ایران بر اساس همگرایی باشگاهی پی‌گیری شده است.

در این مطالعه برای بررسی تأثیر متغیرهای ساختاری بر شکل‌گیری باشگاه‌ها از الگوی لاجیت استفاده و جهت تمرکز بیشتر بر نحوه تأثیرگذاری متغیرهای مهم تجارت (صادرات و واردات و حجم کل تجارت)، این سه متغیر نیز به الگوی تصریحی اضافه شده‌اند. بدین منظور ساختار این مقاله بدین گونه است که در بخش دوم به مبانی نظری موضوع پرداخته شده است، در بخش سوم پیشینه پژوهش و در بخش چهارم روش پژوهش توضیح داده شده و در بخش پنجم به برآورد الگو و تفسیر نتایج و در نهایت در بخش ششم نیز نتیجه‌گیری آورده شده است.

۲- مبانی نظری

بر مبنای فرضیه همگرایی، اگر چند اقتصاد یا منطقه را در نظر گرفته که از جهت پارامترهای الگوی رشد نئوکلاسیک کاملاً مشابه باشند و لذا تولید سرانه بلندمدت یکسانی داشته باشند، اقتصاد یا منطقه‌ای که سطح تولید سرانه پایین‌تری دارد، دارای نرخ رشد تولید سرانه بالاتری خواهد بود. این شکل فرضیه را همگرایی مطلق یا غیر شرطی β [1] می‌نامند. اما از آنجا که کشورها از جهت پارامترهای الگوی رشد تفاوت دارند، تولید بلندمدت آنها نیز متفاوت است و الزاماً کشور دارای تولید سرانه پایین، نرخ رشد تولید سرانه بالاتری نخواهد داشت، امّا باز هم کشور یا منطقه‌ای که از تولید سرانه بلندمدت خود دورتر است، نرخ رشد تولید سرانه بالاتری خواهد داشت، که این شکل فرضیه را همگرایی شرطی β [2] می‌نامند. شکل دیگری از فرضیه همگرایی، که در ادبیات اقتصادی مطرح شده است همگرایی سیگما σ [3] است،که ادعا می‌کند با گذشت زمان، نابرابری در سطح تولید سرانه کشورها یا مناطق، رو به کاهش است (رحمانی، ۱۳۸۳: ۱۶۹). به اعتقاد رومر [4] (۲۰۰۱) فرضیه همگرایی نتیجه طبیعی فرض همگن از درجه یک بودن تابع تولید نئوکلاسیک، نسبت به دو نهاده نیروی کار مؤثر و سرمایه است. وی پس از مطرح کردن فرضیه همگرایی الگوی رشد نئوکلاسیک سولو، این فرضیه را برای الگوهای رشد درون‌زا نیز تعمیم داده است. در ادبیات همگرایی چنان‌چه اقتصادها به یک سطح تعادل باثبات از درآمد سرانه نزدیک شوند، شاهد همگرایی مطلق خواهیم بود و چنان‌چه به سطوح باثبات خود همگرا شوند، همگرایی شرطی به وقوع خواهد پیوست. یک حالت از فرضیه همگرایی شرطی، همگرایی باشگاهی است. در این فرضیه کشورهای فقیر دارای ساختار مشابه و کشورهای

1. Absolute or Unconditional β-Convergence
2. Conditional β-Convergence
3. σ-Convergence
4. Romer (2001)

غنی ساختاری مشابه هم دارند و زمانی کـه کشـورها در سـطح یکنواخت درآمد سرانه قرار مـی‌گیرنـد، دو مسـیر رشـد متـوازن وجود خواهد داشت. تعدادی از اقتصاددانان معتقدند، شکل‌گیری همگرایی باشگاهی، سبب ایجـاد توزیـع دوقلـه‌ای در وضـعیت درآمد جهانی کشورها شده است (رنجبـر و علمـی، ۱۳۸۷: ۵۶). یک نوع از نظریه‌های رشد (اذریادیس و دراژن[1]، ۱۹۹۰؛ گالور[2]، ۱۹۹۶) نشـان مـی‌دهنـد کـه حتـی اقتصـادهایی کـه از نظـر مشخصه‌های ساختاری (از نظر عواملی همچون فناوری تولیـد، ترجیحات، سیاست‌های دولتی و غیره) به هم شـباهت بیشـتری دارند، در صورتی‌که شرایط اولیه متفاوتی داشته باشـند، ممکـن است با وضعیت‌هـای متفـاوت تعـادل پایـدار همگـرا شـوند. از این‌رو، در بین گروهـی از اقتصـادهای مشـابه نیـز یـک مسـیر مشترک رشد متوازن تنها وقتی مورد انتظـار اسـت کـه شـرایط اولیه آن اقتصادها بر پایه دستیابی به تعادل پایدار مشابه باشـد. به این پدیـده، همگرایـی باشـگاهی گفتـه مـی‌شـود. بنـابراین مجموعه‌ای از اقتصادها، با دستیابی به یک تعادل پایدار مشـابه، یک باشگاه همگرایی را تشکیل می‌دهند.

بـر اسـاس فرضـیه لینـدر، شـباهت تقاضـا در کشـورها تعیین‌کننده تجارت آنها بـا یکـدیگر اسـت. وی سـطوح درآمـد سرانه را شاخص مشابهت تقاضـا در نظـر مـی‌گیـرد. در نتیجـه حجم تجارت بین کشورهایی که از لحـاظ درآمـدی، همگرایـی دارند بیشتر است (تقوی، ۱۳۸۴: ۱۱۹). همان‌گونه کـه توضـیح داده شد، همگرایـی باشـگاهی یکـی از مباحـث نـوین در علـم اقتصاد و از اهمیت و جایگاه خاصی، علـی‌الخصـوص در زمینـه رشد و توسعه اقتصاد بین‌الملل برخوردار اسـت. لـذا نتـایج ایـن پژوهش می‌تواند در تعیین ترکیب بهینـه تجـاری ایـران جهـت رشد و توسعه کشور کاملاً مؤثر واقع شود. نتـایج ایـن پـژوهش برای دست‌اندرکاران اقتصادی به‌ویژه بخش تجـارت خـارجی از جمله وزارت صنعت معدن و بازرگانی، بانک مرکـزی و معاونـت برنامه‌ریزی ریاست جمهور قابل کاربرد است.

۳- پیشینه پژوهش

مهم‌ترین و گسـترده‌تـرین پـژوهش‌هـا در زمینـه همگرایـی در امریکا، ژاپن و کشورهای اروپایی در دهه ۱۹۹۰، انجـام گرفتـه است. این پژوهش‌ها مبنای کار بسیاری از پژوهش‌هـای بعـدی در این زمینه بوده است (رحمـانی و حسـن‌زاده، ۱۳۹۰: ۱۱). در این بخـش بـه پیشـنه پـژوهش، بـه ترتیـب داخلـی و خـارجی پرداخته شده است.

الف- پژوهش‌های داخلی

افشاری اولین پژوهش در زمینـه همگرایـی در داخـل کشـور را انجام داده است. وی با استفاده از الگـوی رشـد سـولو- سـوان فرضیه همگرایی را بین اسـتان‌هـای ایـران طـی دوره ۱۳۶۷-۱۳۷۴ آزمون کرده است. نتـایج پـژوهش وی نشـان مـی‌دهـد فرضیه همگرایی β بین استان‌هـای کشـور رد نمـی‌شـود، امـا سرعت همگرایـی بسـیار پـایین اسـت. بـه طـوری کـه بـرای همگرایی کامل بین استان‌ها به یک دوره ۶۴ سـاله نیـاز اسـت (افشاری، ۱۳۷۸: ۱۸-۱).

رحمانی و رحمانی و عسـگری بـا اسـتفاده از الگـوی رشـد نئوکلاسیک، فرضیه همگرایی بین استان‌های ایـران را آزمـون کرده‌اند. البتـه بـه دلیـل فقـدان داده‌هـای مربـوط بـه GDP[3] استان‌ها، در پژوهش‌های مذکور از سپرده‌های دیداری به عنوان جانشـینی بـرای GDP اسـتفاده شـده اسـت. نتـایج پـژوهش رحمانی نشان می‌دهد همگرایی مطلق بین اسـتان‌هـای ایـران ضعیف است. رحمانی و عسگری در پژوهش خود بـا اسـتفاده از روش الگوی همگرایی بارو و سالای مارتین، نقش سیاست‌های دولت را در همگرایی درآمد سرانه بین استان‌ها آزمون کرده‌انـد. نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد، سیاست‌های منطقه‌ای دولـت در تسریع همگرایی بین استان‌هـای کشـور نـاموفق و حتـی در جهت عکس، عمل کـرده اسـت (رحمـانی، ۱۳۸۳: ۱۸۰-۱۵۵؛ رحمانی و عسگری ۱۳۸۴: ۱۸۰-۱۵۵).

شکیبایی و کبری بطا با استفاده از الگوی جاذبه، به بررسـی همگرایی اقتصادی در منطقه آسیای جنوب غرب، پرداختـه، بـه این نتایج دست یافته‌اند: با توجـه بـه اینکـه همگرایـی در ایـن منطقه ضعیف بوده، در صورتی که به دنبال تشـکیل منطقـه‌ای قوی با همگرایی بیشتر باشیم، پیشنهاد می‌شود که چنـد کشـور منتخب از این مجموعه نظیـر ایـران، پاکسـتان، ترکیـه هسـته مرکزی گروه همگرایی را تشکیل دهند. در واقع پـژوهش آنهـا نیز به صورت ضمنی حاکی از وقوع همگرایی باشـگاهی اسـت (شکیبایی و کبری بطا، ۱۳۸۸: ۴۷-۲۳).

مکیان و خاتمی طـی پژوهشـی همگرایـی اقتصـادی را در منطقه منا مورد بررسی قرار داده‌اند. برای این منظور، از الگـوی

1. Azariadis & Drazen (1990)
2. Galor (1996)
3. Gross Domestic Production

سری زمانی با استفاده از آزمون‌های اقتصادسنجی ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته، ریشه واحد زیوت-اندریوز با شکست ساختاری درون زا و آزمون‌های ریشه واحد داده‌های تابلویی ایم، پسران، شین وهمچنین لوین، لین و چو استفاده کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که دو گروه همگرایی بین کشورهای منتخب منطقه منا وجود دارد، همچنین، بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد ایم، پسران، شین و آزمون لوین، لین و چو فرضیه همگرایی درآمد سرانه کل نمونه کشورهای منتخب، به سمت درآمد سرانه منطقه پذیرفته می‌شود. به عبارتی در مجموع، کشورهای منتخب به سمت کاهش شکاف درآمدی نسبت به میانگین درآمد سرانه این گروه حرکت کرده‌اند (مکیان و خاتمی، ۱۳۹۰: ۱۵۸-۱۳۵).

دائی کریم‌زاده و همکاران طی پژوهش خود، همگرایی درآمدی در گروه تجاری دی‌هشت[1] را از طریق سه روش آزمون، آزمون همگرایی سیگما، شاخص‌های تایل و آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار داده‌اند و به نتایج زیر دست یافته‌اند: نتایج حاصل از آزمون این سه روش بیانگر واگرایی درآمدی بین اعضای گروه است. بنابراین تشکیل گروه دی هشت در جهت دستیابی به همگرایی درآمدی بین اعضا این گروه کمکی نکرده است (دائی کریم‌زاده و همکاران، ۱۳۹۲: ۷۲-۵۹).

علمی و رنجبر طی پژوهش خود به بررسی همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۹ با استفاده از رگرسیون چندکی ناپارامتریک و رویکرد پویایی‌های توزیع، پرداخته‌اند. نتایج حاصل از پژوهش آنها حاکی از شکل‌گیری دو باشگاه همگرایی بین استان‌های کشور است که اکثر استان‌ها نیز به سمت باشگاه فقیر در حال همگرایی‌اند (علمی و رنجبر، ۱۳۹۳: ۲۱۰-۱۸۹).

ب-پژوهش‌های خارجی

روش مسلّط در ادبیات همگرایی/ واگرایی از پارادایم نئوکلاسیک، پس از انجام پژوهش‌های بنیادی توسط بامول (۱۹۸۶)؛ بارو و سالای مارتین[2] (۱۹۹۱) و منکیو و همکاران[3] (۱۹۹۲) بوده است.

بامول اولین پژوهش در زمینه همگرایی اقتصادی را انجام داده است. وی در پژوهش خود، با استفاده از داده‌های مدیسون دریافته است که در فاصله سال‌های ۱۸۷۰ تا ۱۹۷۹ در بین کشورهای صنعتی، کشورهای فقیرتر همانند ژاپن و ایتالیا نوعی همگرایی اقتصادی را تجربه کرده‌اند. این کشورها (فقیرتر)، شکاف درآمد سرانه خود را با کشورهای ثروتمندتر همانند ایالات متحده و کانادا با سرعت بیشتری از بین برده‌اند. وی اثرات سرریز پیشرفت‌های صنعتی متقابل و سرمایه‌گذاری بین‌المللی را موجب این همگرایی می‌داند. از نظر وی، در نمونه مورد مطالعه‌اش، دو باشگاه همگرایی، باشگاه کشورهای صنعتی یا کشورهایی با بازار آزاد و باشگاه کشورهای سوسیالیستی وجود داشته است (بامول، ۱۹۸۶: ۱۰۷-۸۵).

راسخ و همکاران[4] طی پژوهش خود با کاربرد الگوی ARIMA[5] به بررسی همگرایی درآمدی ۲۴ کشور OECD[6] بین سال‌های ۱۹۹۰-۱۹۵۰ پرداخته‌اند. متغیرهای مورد استفاده در این الگو، سرمایه‌گذاری، مصرف دولت و صادرات است که همگی آنها به عنوان سهمی از تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شده‌اند. با کاربرد این روش نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که می‌توان حمایت ناچیزی از فرضیه همگرایی درآمدی بین این کشورها در دوران پس از جنگ جهانی دوّم کرد (راسخ و همکاران، ۲۰۰۱: ۱۵۷-۱۴۹).

رنجپور و کریمی تکانلو[7] با استفاده از داده‌های فصلی درآمد سرانه واقعی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۵ و کاربرد آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی به آزمون همگرایی مطلق و همگرایی شرطی بین ۱۰ عضو جدید اتحادیه اروپا پرداخته‌اند. طبق یافته‌های پژوهش فرضیه همگرایی مطلق بین اعضای جدید اتحادیه اروپا پذیرفته شده در حالی که فرضیه همگرایی شرطی بین این کشورها پذیرفته نشده است (رنجپور و کریمی تکانلو، ۲۰۰۸: ۱۶۶-۱۵۷).

عدنان و همکاران[8] به آزمون همگرایی درآمدی مطلق (بتا و سیگما) و آزمون همگرایی درآمدی شرطی بین سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۷۳ با استفاده از داده‌های درآمد سرانه واقعی بین کشورهای آسیای شمالی و شرقی پرداخته‌اند. طبق نتایج این پژوهش گرچه نمی‌توان شواهدی مبنی بر پذیرش فرضیه همگرایی مطلق پیدا کرد، اما نتایج همگرایی درآمدی شرطی را

1. D8
2. Barro & Sala-i-Marti (1991)
3. Mankiw et al. (1992)
4. Rassekh et al. (2001)
5. Auto Regressive Moving Average.
6. Organization for Economic Co-operation and Development
7. Ranjpour & KarimiTakanlou (2008)
8. Adnan et al. (2010)

برای کشورهای آسیای شمالی و شرقی تأیید می‌کند (عدنان و همکاران، ۲۰۱۰: ۴۳-۱).

نتایج پژوهش بارتکاوسکا و ریدل[1] در زمینه وجود همگرایی باشگاهی در بین مناطق اروپایی، وجود شش باشگاه همگرایی را تأیید می‌کند، آنها جهت این پژوهش یک فرایند دومرحله‌ای را در نظر گرفته‌اند: در مرحله اول به طور درون‌زا به شناسایی گروهی مناطق که یک سطح از حالت پایدار همگرایی دارند، پرداخته‌اند و در مرحله دوم به تحلیل نقش شرایط اولیه و ویژگی‌های ساختاری، برای اعضای هر یک از این باشگاه‌های منطقه‌ای پرداخته‌اند (بارتکاوسکا و ریدل، ۲۰۱۲: ۳۱-۲۱).

گوش و همکاران[2] به مطالعه وجود واگرایی درآمدی در بین استان‌های هند، و تخمین باشگاه‌های همگرایی درآمدی استانی با استفاده از بسط الگوی فیلیپس و سول[3] (۲۰۰۶) برای فاصله زمانی ۱۹۶۸ تا ۲۰۰۸، به صورت درون‌زا پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنها حاکی از وجود سه باشگاه همگرایی در بین استان‌های هند است (گوش و همکاران، ۲۰۱۴: ۷۴۲-۷۳۳).

در یک جمع‌بندی این گونه می‌توان بیان کرد که: این پژوهش، هم به لحاظ قلمرو مکانی و هم به لحاظ روش تحلیل از مطالعه‌های انجام گرفته در این زمینه، متمایز است، به این ترتیب که در ایران مطالعات انجام گرفته، نوعاً در ارتباط با همگرایی استانی بوده، در حالی که این مطالعه به موضوع همگرایی باشگاهی بین شرکای اصلی تجاری ایران در سطح بین‌الملل پرداخته است که می‌تواند در تدوین روابط مالی و تجاری‌ای که در آینده، ایران با هر یک از این کشورها خواهد داشت، نقش تعیین کننده‌ای داشته باشد.

٤-روش پژوهش

۴-۱- نوع پژوهش و الگو

در این مطالعه تلاش بر آزمون فرضیه وجود همگرایی باشگاهی در بین شرکای تجاری ایران بوده و از این طریق وجود یا عدم وجود همگرایی باشگاهی در بین ایران و شرکای تجاریش مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. در صورت تأیید فرضیه وجود همگرایی باشگاهی برای ایران، به تعیین ترکیب مناسب شرکای تجاری جهت همگرایی باشگاهی برای ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۷۰ پرداخته و برای آزمون فرضیه‌ها از روش داده‌های تابلویی استفاده شده است.

در این پژوهش جهت تجزیه و تحلیل رفتار دوره گذار درآمد سرانه شرکای تجاری ایران، از[4] $log(t)$ که توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) توسعه یافته، استفاده شده است. به این شکل که معمولاً داده‌های تابلویی به صورت رابطه ۱ تجزیه می‌شوند:

(۱)

$$\log\ y_{it} = \varphi_i \mu_t + \varepsilon_{it}$$

که در آن φ_i جزء مشخصه و μ_t عامل مشترک و ε_{it} جزء خطا است. در مقابل در تصریح انجام شده در این پژوهش، لگاریتم درآمد سرانه، $\log\ y_{it}$، قابل استخراج از نماد داده‌های تابلویی به شکل رابطه ۲ است:

(۲)

$$\log\ y_{it} = \left(\varphi_i + \frac{\varepsilon_{it}}{\mu_t}\right)\mu_t = \delta_{it}\mu_t$$

که درآن δ_{it} در برگیرنده عامل خطا و جزء تصریحی خاص هر واحد است، بنابراین نشان دهنده ویژگی است که در طی زمان تغییر می‌کند. در حالی که الگوی اوّل بیانگر رفتار انفرادی لگاریتم درآمد ($\log\ y_{it}$) هر یک از مقاطع از طریق عامل مشترک و دو جزء مشخصه μ_t و ε_{it} است. الگوی دوّم به دنبال توضیح لگاریتم درآمد سرانه از طریق سهم (δ_{it}) مسیر مشترک رشد (μ_t) متناظر با اقتصاد iام است. به منظور الگوسازی ضرایب گذار δ_{it}، یک ضریب نسبی گذار، h_{it}، به شکل رابطه (۳) قابل استخراج است:

(۳)

$$h_{it} = \frac{\log y_{it}}{\mathrm{N}^{-1}\sum_{i=1}^{N}\log y_{it}} = \frac{\delta_{it}}{\mathrm{N}^{-1}\sum_{i=1}^{N}\delta_{it}}$$

به گونه‌ای که مسیر رشد مشترک حذف و از این‌رو، h_{it} نشان دهنده مسیر گذار اقتصاد iام نسبت به میانگین مقاطع است و تفسیری دوگانه دارد: اوّل، این ضریب رفتار انفرادی هر یک از مقاطع را در رابطه با سایر اقتصادها، بررسی می‌کند، دوّم، این ضریب انحراف حرکت نسبی اقتصاد iام از مسیر مشترک رشد μ_t را در بر دارد. در وضعیت همگرایی، به ازاء همه iها، زمانی که همه اقتصادها، به سمت یک مسیر مشترک انتقال حرکت

1. Bartkowska & Riedel (2012)
2. Ghosh et al. (2014)
3. Phillips & Sul (2006)

4. Log t Test.

می‌کنند، t به سمت بی‌نهایت میل و h_{it} به سمت ۱ گرایش پیدا می‌کند. بنابراین واریانس مقطعی h_{it} مشخص شده توسط $V_t^2 = N^{-1}\sum_{i=1}^{N}(h_{it}-1)^2$ به سمت صفر همگرا می‌شود.

در شرایط نبود همگرایی، چند نتیجه محتمل است، برای مثال V_t ممکن است به یک عدد مثبت میل کند (خوش رفتار باشد)، که به نوعی گویای همگرایی باشگاهی است یا در یک کرانه وسیع باقی بماند و نه همگرا و نه واگرا شود.

به منظور تصریح فرضیه صفر همگرایی، فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، (δ_{it}) را در قالب یک رابطه شبه پارامتری به شکل رابطه (۴) الگوبندی کرده‌اند:

(۴)

$$\delta_{it} = \delta_i + \frac{\sigma_i \varepsilon_{it}}{l(t)t^{\alpha}}$$

که در آن δ_i ثابت، σ_i پارامتر خاص مقیاس و ε_{it} دارای توزیع نرمال (۰/۱) است و $l(t)$ نیز تابع متغیر خیلی کند (زمانی که t به بی‌نهایت میل می‌کند، $l(t)$ نیز به بی‌نهایت گرایش پیدا می‌کند) و α نیز نرخ اضمحلال است. فرضیه صفر همگرایی می‌تواند به شکل رابطه (۵) نیز نوشته شود:

(۵)

$$h_0 : \delta_i = \delta \;\&\; \alpha \geq 0$$

و در مقابل فرضیه یک $h_A : \delta_i \neq \delta \;\&\; \alpha < 0$ آزمون می‌شود. لازم به ذکر است که تحت فرضیه صفر الگوهای مختلف گذار برای اقتصادهای i و j از جمله واگرایی موقت امکان پذیر است. این امر اشاره دارد به اینکه در دوره‌هایی $\delta_i \neq \delta_j$ است.

در نتیجه، روش ارائه شده توسط سول و فیلیپس، محقق را قادر به شناسایی همگرایی حتی در موارد واگرایی موقت می‌سازد. در حالی‌که سایر آزمون‌ها مانند آزمون‌های ایستایی در این مورد ناتوانند، به‌ویژه، روش‌های آزمون ایستایی سری زمانی قادر به شناسایی هم‌حرکتی مجانبی دو سری زمانی نیستند و بدون تردید همگرایی را رد می‌کنند.

با توجه به معادله (۴) فیلیپس و سول نشان داده‌اند که تحت فرضیه همگرایی، واریانس مقطعی h_{it} به فرم رابطه (۶) محدود می‌شود:

(۶)

$$V_t^2 = \frac{A}{l(t)t^{2\alpha}} \quad \text{as } t \to \infty \;\; \& \; A>0$$

که با توجه به آن می‌توان رابطه (۷) را به عنوان پایه آزمون همگرایی استخراج کرد:

(۷)

$$\log\left(\frac{V_1^2}{V_t^2}\right) - 2\log\, l(t) = a + b\log(t) + U_t$$

$$for\; t = [rT], [rT]+1, \ldots, T$$

در حالی که $r \in (0,1)$ و $l(t)$ تابع متغیر خیلی کند است، بر پایه شبیه‌سازی مونت کارلو[1]، فیلیپس و سول فرض می‌کنند به ازای نمونه‌های زیر t=50، $l(t)=\log(t)$ و $r = 0.3$ قابل آزمون است. سرانجام، با استفاده از $b = 2\alpha$ یک آزمون سازگار t یک طرفه استوار نسبت به ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی[2] (HAC) برای آزمون فرضیه $\alpha \geq 0$ به کار برده می‌شود. اگر $t_{\hat{b}} < -1.65$ باشد، فرضیه صفر همگرایی در سطح معناداری ۰/۰۵ رد می‌شود.

اگر همگرایی در کل نمونه رد شود، این آزمون برای زیرگروه‌هایی از نمونه با پیگیری ساز و کار خوشه‌بندی ارائه شده توسط سول و فیلیپس تکرار می‌شود. این آزمون به صورت خلاصه شامل ۴ مرحله به شکل زیر است:

۱. واحدها به ترتیب نزولی بر اساس آخرین دوره پانل مرتب می‌شوند.

۲. به وسیله آزمون $\log(t)$ همگرایی باشگاهی شناسایی می‌شود، به صورت دقیق‌تر این مرحله از طریق اضافه کردن تک تک مناطق به یک گروه متشکل از دو کشور با بالاترین درآمد در نقطه شروع، و تکرار آزمون $\log(t)$ تا وقتی که برای این گروه، $t_{\hat{b}}$ بزرگ‌تر از ۱/۶۵- شود، دنبال می‌شود.

۳. آزمون $\log(t)$ برای این گروه و تمامی واحدهای باقیمانده نمونه برای کنترل همگرایی آنها انجام می‌شود.

۴. در غیر این‌صورت سه مرحله اوّل برای باقیمانده اعضای نمونه دنبال و اگر هیچ باشگاهی یافت نشد، نشان‌دهنده آن است که آن واحدها واگرایی دارند.

سرانجام برای آزمون اینکه هیچ‌یک از زیر گروه‌های اصلی

1. Monte Carlo
2. Heteroskedasticity & Autocorrelation

نمی‌توانند در باشگاه‌های همگرایی بزرگ‌تر ادغام شوند، آزمون ادغام[1] انجام می‌شود.

انجام آزمون ادغام و آزمون $log(t)$ به‌دلیل عدم وجود نرم‌افزاری جهت محاسبه، به پیروی از بارتکاوسکا وریدل، این آزمون‌ها در محیط برنامه Matlab (14) کدنویسی و برآورد شده‌اند.

با توجه به فرضیه همگرایی باشگاهی، اقتصادهایی که پارامترهای ساختاری مشابهی دارند تنها در صورت داشتن شرایط اولیه همانند، می‌توانند به یکدیگر همگرایی پیدا کنند. این پژوهش بر متغیرها و پارامترهای اولیه و ساختاری نیز متمرکز می‌شود و شاخص‌هایی که این عوامل را در نظر می‌گیرد را اندازه‌گیری می‌کند.

بر اساس این الگو، میزان احتمال تأثیرگذاری هر یک از این متغیرها بر شکل‌گیری باشگاه‌ها به صورت رابطه (۸) تعریف می‌شود:

(۸)

$$P_t = F_N(\mathrm{CLUB}_x) = \frac{\exp(\log it)}{1+\exp(\log it)}$$

و

$$logit = \alpha + \beta_1 AGG + \beta_2 CS + \beta_3 LF + \beta_4 EX + \beta_5 IM + \beta_6 TT + u$$

F تابع توزیع تجمعی با یک اختلاف لجستیک استاندارد است که شامل بعضی از متغیرهای اقتصادی نیز می‌شود. $P = F_N(Dum\ CLUB)$ احتمال هم باشگاه بودن یک اقتصاد جدید است. α، β_1، β_2، β_3، β_4، β_5 و β_6 نیز ضرایب قابل برآورد هستند. سایر متغیرهای الگو عبارتند از:

AGG: تراکم جمعیت.

CS: انباشت سرمایه.

LF: نیروی کار.

EX: میزان صادرات کشور ایران به هر یک از شرکای تجاری.

IM: میزان واردات کشور ایران از هر یک از شرکای تجاری

TT: حجم کل تجارت کشور ایران با هر یک از شرکای تجاری.

الگوهای لاجیت ممکن است به شکل توابع خطی یا لگاریتمی برآورد شوند که شکل تابع خطی برای محاسبه آسان‌تر است و در اکثر مطالعات از آن استفاده و پارامترهای الگو به روش حداکثر راست‌نمایی محاسبه می‌شود.

از این‌رو، پس از شناسایی همگرایی باشگاهی، به منظور الگوسازی شاخص‌های رفتاری آنان از یک الگوی لاجیت استفاده شده است، چرا که این الگوها توانایی الگوسازی رفتار پیچیده در هر جمعیت آماری را با استفاده از تکنیک‌های ساده ریاضی دارند. چارچوب عملکرد ریاضی الگوهای لاجیت بر اساس تئوری حداکثرسازی مطلوبیت است. الگوهای لاجیت را به‌طور کلی می‌توان به دو دسته اصلی الگوهای لاجیت ساده و آشیانه‌ای تقسیم کرد. هر یک از این الگوها نیز به دو دسته الگوهای لاجیت دوتایی، و الگوهای لاجیت چندگانه، تقسیم می‌شوند. الگوهای لاجیت دوتایی، تنها توانایی الگوسازی رفتارهای انتخاب بین ۲ دسته انتخاب را دارند، در حالی‌که الگوهای لاجیت چندگانه، تعداد انتخاب‌های بیشتری را پوشش می‌دهند.

در این پژوهش از اطلاعات و آمار داده‌های تابلویی در فاصله زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۷ استفاده و جهت جمع‌آوری داده از پایگاه‌های اینترنتی همچون بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و پایگاه‌های اینترنتی معتبری همچون WTO، WDI و ... استفاده شده است.

به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها از شیوه‌های تحلیل آماری و رگرسیون در محیط نرم‌افزارهای Excel و Stata(14) بهره‌برداری شده است. قلمرو مکانی این پژوهش کشور ایران و شرکای تجاری آن و دوره مورد بررسی در این مطالعه ۱۳۹۲-۱۳۵۷است.

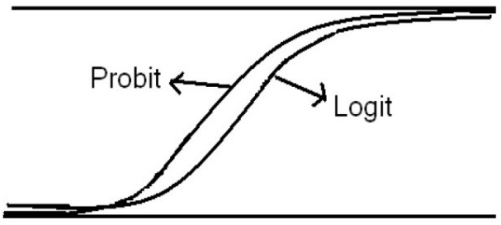
جهت بررسی عوامل تأثیرگذار بر شکل‌گیری باشگاه‌ها به پیروی از بارتکاوسکا و ریدل (۲۰۱۲) از یک الگوی ترتیبی لاجیت بهره‌برداری شده است.

با توجه به متغیر وابسته پژوهش (عضویت یا عدم عضویت در باشگاه) که یک متغیر مجازی صفر و یک است، مقادیر به دست آمده برای U (جمله خطا) نیز دو مقداری بوده و در نتیجه دارای توزیع نرمال نیست. ناهمسانی واریانس Uها، امکان عدم تأمین شرط $0 \leq E(Y/X) \leq 1$ و در نتیجه قرار نگرفتن y بین صفر و یک و مقدار پایین R^2 از دیگر مشکلاتی است که در تخمین این‌گونه الگوها بروز پیدا می‌کند. عموماً توابع توزیع تجمعی که برای متغیر وابسته دو مقداری استفاده می‌شود

1. Merging Test

عبارتند از: لجستیک و نرمال که اولی شرایط استفاده از الگوی لوجیت و دومی پروبیت یا نرمیت را فراهم می‌کند. هر چند که در مطالعات تجربی الگوهای لوجیت و پروبیت به‌عنوان جایگزین یکدیگر به کار می‌روند اما توزیع لجستیک دنباله چپ و راست را بهتر نشان می‌دهد به طوری که دو سر انتهایی منحنی توزیع تجمعی لوجیت کم شیب‌تر است یعنی منحنی نرمال نسبت به منحنی لجستیک سریع‌تر به سمت خطوط مجانبی میل می‌کند. بنابراین توصیه می‌شود هنگامی که متغیرهای توضیحی دامنه تغییرات وسیعی دارند از تابع لجستیک و در غیر این صورت از تابع توزیع نرمال استفاده شود (گرین، ۲۰۰۱: ۷۶۸).

نمودار ۱. منحنی توزیع تجمعی لوجیت و پروبیت



در این پژوهش به دلیل نوسانات متغیرهای توضیحی الگو از الگوی لوجیت برای بررسی میزان تأثیر متغیرهای ساختاری بر احتمال عضویت در باشگاه به‌صورت رابطه شماره (۹) استفاده شده است:

(۹)

$$P_t = F_N(CLUB_i) = \frac{\exp(\alpha+\beta X_i)}{1+\exp(\alpha+\beta X_i)}$$

که F تابع توزیع تجمعی لجستیک استاندارد شامل بعضی از متغیرهای اقتصادی است. در اینجا، FN(CLUBi) احتمال هم‌باشگاه شدن یک کشور با یک باشگاه موجود است. α و β نیز بردار ضرایب قابل برآورد هستند. پارامترهای الگوی لوجیت به‌روش حداکثر راست‌نمایی تخمین زده می‌شود. در الگوی لوجیت کشش‌پذیری متغیر توضیحی iام (X_i) را می‌توان از رابطه (۱۰) به‌دست آورد (گرین و انگونگولا، ۱۹۹۳: ۱۰۵)[1]:

(۱۰)

$$E = \frac{\partial \beta X_i}{\partial X_i}.\frac{X_i}{\partial \beta X_i} = \frac{\exp(\alpha+\beta X_i)}{(1+\exp(\alpha+\beta X_i))^2}.\beta_i.\frac{X_i}{\partial \beta X_i}$$

کشش مربوط به هر متغیر توضیحی بیان می‌کند که تغییر یک درصدی X_i باعث تغییر چند درصدی احتمال موفقیت متغیر وابسته (CLUB$_i$=1) می‌شود.

با توجه به نوع متغیر توضیحی، دو روش جداگانه برای محاسبه اثر نهایی در الگوی لوجیت وجود دارد:

۱- اگر X_i متغیر کمّی باشد، تغییر احتمال موفقیت متغیر وابسته (DUM MP$_I$X=1) بر اثر تغییر یک واحدی X_i که اثر نهایی[2] خوانده می‌شود، به‌صورت رابطه ۱۱ محاسبه می‌شود:

(۱۱)

$$ME = \frac{\partial \beta X_i}{\partial X_i} = \frac{\exp(\alpha+\beta X_i)}{(1+\exp(\alpha+\beta X_i))^2}.\beta_i$$

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود در این الگو مقدار تغییر در احتمال، به احتمال اولیه و بنابراین به ارزش‌های اولیه همه متغیرهای مستقل و ضرایب آنها بستگی دارد.

۲- اگر X_i متغیر مجازی باشد، اثر نهایی برای این متغیر عبارت است از تغییر احتمال موفقیت متغیر وابسته (CLUBi=1) بر اثر تغییر X_i از صفر به یک، در حالی که سایر متغیرها در یک مقدار (X_i^*) ثابت نگه داشته شوند. مقدار اثر نهایی متغیر توضیحی مجازی (MED) از طریق رابطه (۱۲) قابل محاسبه است:

(۱۲)

$$P(CLUB_i=1 \mid x_i=1, x^*) - P(CLUB_i=1 \mid x_i=0, x^*)$$

مقادیر ثابت سایر متغیرها (X_i^*)، تحت عنوان «حالت نمونه[3]» شناخته می‌شود. نحوه مشخص کردن مقدار حالت نمونه به این صورت است که برای متغیرهای مجازی مقدار مد آنها و برای سایر متغیرها مقدار میانگین آنها مدنظر قرار می‌گیرد (خداوردی‌زاده و همکاران، ۱۳۸۷: ۴۸).

متغیرهای این پژوهش نیز از نوع کمّی است، پس جهت به دست آوردن اثر نهایی از روش اول استفاده شده است.

۵- برآورد الگو و تفسیر نتایج

در ابتدا جهت شناسایی و تعیین تعداد باشگاه‌های موجود در بین شرکای تجاری ایران، طی دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۲، ۲۰۵

1. Green & Ngongola (1993)

2. Marginal Effect
3. Typical Case

شریک تجاری (شامل ایران) شناسایی شده که به دلیل در دسترس نبودن اطلاعات مربوط به درآمد سرانه این کشورها طی دوره زمانی مربوطه، تعداد ۹۴ کشور حذف و در نهایت آزمون $log(t)$ در بین ۱۱۱ کشور باقیمانده صورت گرفته و وجود ۸ باشگاه تجاری در بین آنها شناسایی شده که ایران نیز متعلق به باشگاه ۶ در کنار کشورهای بلیز، الجزایر، مصر، فیجی، گواتمالا، هندوراس، هند، کریباتی، مراکش، نیکاراگوئه، سوازیلند، تایلند، تونگا، تونس و ویتنام است.

جهت بررسی عوامل مؤثر بر تشکیل باشگاه‌های اقتصادی، از دو سناریو استفاده شده است، در سناریوی اول، متغیرها نسبت به سرانه جمعیت محاسبه شده‌اند و در سناریوی دوم متغیرها، سرانه نسبت به نیروی کار اندازه‌گیری و نتایج نیز گزارش شده‌اند، اما با علم به اینکه ضرایب به دست آمده از برآورد الگو با متغیر ترتیبی، به‌صورت مستقیم قابل تفسیر نیست، لذا پس از گزارش نتایج برآورد در جدول‌های (۱) تا (۴)، ابتدا به انتخاب مناسب‌ترین الگوی برآوردی برای باشگاه ایران، جهت تجزیه و تحلیل و تفسیر نتایج پرداخته و سپس ضرایب نهایی با استفاده از نتایج الگوی برآوردی و رابطه (۱۱)، در جدول (۵) گزارش شده‌اند و در نهایت نیز تفسیر نتایج از طریق ضرایب نهایی محاسبه شده از نتایج مناسب‌ترین الگوی برآوردی صورت گرفته است.

سناریوی اول:

در این سناریو متغیرهای سرانه، نسبت به جمعیت اندازه‌گیری شده‌اند، به دلیل احتمال وجود هم‌خطی بین هر یک از متغیرهای واردات و صادرات و حجم کل تجارت، یک الگو با استفاده از متغیرهای واردات و صادرات به تفکیک همراه با سایر متغیرهای مؤثر در احتمال هم‌باشگاه شدن برآورد و الگوی دیگر با همان ساختار و استفاده از متغیر حجم کل تجارت برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد این الگوها در دو جدول (۱) و (۲) آورده شده‌اند.

نکته:

در هر خانه دو ردیف عدد دیده می‌شود که عدد اول مربوط به ضریب متغیر در باشگاه مربوطه و ردیف دوم نیز مربوط به انحراف معیار ضریب متغیر می‌شود، سطح معنی‌داری ضریب هر متغیر توسط علایم زیر مشخص شده است:

معنی‌داری در سطح زیر ۸۵ درصد

*معنی‌داری در سطح ۸۵ درصد

**معنی‌داری در سطح ۹۰ درصد

*** معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد

همان‌طور که گفته شد، به دلیل عدم امکان تفسیر مستقیم ضرایب حاصل از برآورد، ابتدا جداول مربوط به نتایج برآوردی گزارش شده و سپس به انتخاب مناسب‌ترین الگوی برآوردی پرداخته شده و سپس تجزیه و تحلیل و تفسیر نتایج، طبق الگوی مناسب انتخاب شده صورت گرفته است.

در الگوی برآوردی بعدی، حجم کل تجارت وارد و اثرات حاصله در جدول (۲) گزارش شده است.

سناریوی دوم:

در این سناریو متغیرها سرانه نسبت به نیروی کار اندازه‌گیری شده‌اند. به دلیل احتمال وجود هم‌خطی بین هر یک از متغیرهای واردات و صادرات و حجم کل تجارت، در این سناریو نیز یک الگو با استفاده از متغیرهای واردات و صادرات به تفکیک همراه با سایر متغیرهای مؤثر در احتمال هم باشگاه شدن و الگوی دیگر با همان ساختار و استفاده از متغیر حجم کل تجارت برآورد و نتایج حاصل در دو جدول (۳) و(۴) آورده شده‌اند.

همان‌طور که در قبل نیز گفته شد، ابتدا نتایج حاصل از الگوی برآوردی در جدول‌های (۱) تا (۴) آورده شده‌اند. اما به دلیل عدم امکان تفسیر مستقیم نتایج حاصل از برآورد الگوی با متغیر وابسته ترتیبی، ابتدا به تعیین مناسب‌ترین برآورد پرداخته و سپس با استفاده از نتایج حاصل از برآورد مناسب‌ترین الگو و رابطه (۱۱)، به محاسبه اثرات نهایی ضرایب پرداخته، و تجزیه و تحلیل نتایج نیز طبق ضرایب نهایی صورت گرفته است.

یکی از ابزارهای اصلی جهت انتخاب مناسب‌ترین الگوی برآوردی برای باشگاه ایران، استفاده از نسبت درست‌نمایی است. بدین صورت که هر الگوی برآوردی که دارای بیشترین نسبت درست‌نمایی باشد، به‌عنوان مناسب‌ترین الگوی برآوردی انتخاب می‌شود (لانسدل و گنگاهاران[1]، ۲۰۰۳: ۵-۱). در بین برآوردهای انجام شده در چهار حالت و دو سناریو، برآورد با متغیرهای سرانه جمعیت در قالب الگوی با متغیرهای صادرات و واردات به تفکیک، به دلیل داشتن بزرگ‌ترین نسبت درست‌نمایی (۱۵/۸-) در بین الگوهای برآورد شده، به عنوان مناسب‌ترین الگو انتخاب شده است.

1. Lansdell & Gangadharan (2003)

جدول ۱. برآورد الگو با متغیرهای واردات و صادرات

متغیر/ باشگاه	باشگاه ۱	باشگاه ۲	باشگاه ۳	باشگاه ۴	باشگاه ۵	باشگاه ۶	باشگاه ۷	باشگاه ۸
عرض از مبدأ	-249.4153	-3.93067 7.564199’	3.83133 3.535414’	-1.96544 2.924623’	5.62272 3.150107**	5.698653 3.458395**	0.153144 4.056348’	-28.0231 14.86975***
تراکم جمعیت	1.155611	-0.08102 0.090709’	0.0348088 0.042811’	0.083559 0.035933***	-0.03993 0.0489185’	-0.0433553 0.0645629’	0.083868 0.0550304*	0.14625 0.0850512**
انباشت سرمایه سرانه	0.0003425	6.45e-5 3.34e-5***	0.000046 2.40e-5***	-8e-5 4.52e-5 ***	3.92e-5 5.40e-5 ،	-0.00012 0.000146’	-0.00028 0.000264’	-0.00021 0.000238’
نیروی کار سرانه	237.5841	-0.64554 12.36079’	-11.9516 6.375423***	-2.2067 4.073	-8.84271 4.159443***	-8.60599 4.412306***	-0.21743 5.03646’	31.9072 16.88367***
صادرات سرانه	-0.0079192	-0.00043 0.000705’	0.000647 0.000558’	-0.00111 0.000850*	-0.0016163 0.0017933’	0.0006044 0.0010836’	-0.011 0.0074023*	0.000428 0.002672’
واردات سرانه	0.01460	0.000251 0.000903’	-0.001 0.000810’	0.00163 0.001178*	0.000536 0.001645’	-0.00049 0.0014561’	0.005697 0.004038*	-0.00013 0.0038566’
نسبت درستنمایی	0.000000	-8.3103	-17.6294	-22.77512	-17.80981	-15.8752	-13.236	-7.927

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲. برآورد الگو با متغیر حجم کل تجارت

متغیر/ باشگاه	باشگاه ۱	باشگاه ۲	باشگاه ۳	باشگاه ۴	باشگاه ۵	باشگاه ۶	باشگاه ۷	باشگاه ۸
عرض از مبدأ	-1682.31	-4.11814 7.30776’	4.215252 3.520299’	-0.612 2.6604’	5.65741 3.1097***	5.2156 3.25438**	-2.45342 3.60604’	-28.5566 **13.93414
تراکم جمعیت سرانه	6.83025	-0.06005 0.07189’	0.01209 0.039413’	0.086423 0.033729**	-0.03323 0.046406’	-0.045845 0.0632626’	0.09676 0.05916*	0.1465378 0.84805
انباشت سرمایه سرانه	0.0003478	6.93e-5 3.2e-5***	2.24e-5 1.27e-5**	-2.92e-5 2.08e-5 *	5.01e-5 4.97e-5 ،	-0.00013 0.000142’	-0.00034 0.000265*	-0.0002147 0.0002223’
نیروی کار سرانه	1783.154	-0.83556 12.0378’	-11.6582 6.20589***	-3.7677 3.902648’	-8.9411 4.110023***	-8.036038 4.19134***	2.870792 4.382345’	32.18203 15.9707***
حجم تجارت کل سرانه	0.00847	-0.00013 9.25e-5*	-3.2e-5 4.55e-5،	1.42e-5 6.30e-5،	-0.00053 0.000378*	0.0001208 0.0002565’	-0.00063 0.0008656’	0.0003073 0.0003596’
نسبت درستنمایی	0	-8.4	-18.512	-23.8985	-18.0326	-15.967	-15	-7.928

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۳. برآورد الگو با متغیرهای واردات و صادرات

متغیر/ باشگاه	باشگاه ۱	باشگاه ۲	باشگاه ۳	باشگاه ۴	باشگاه ۵	باشگاه ۶	باشگاه ۷	باشگاه ۸
عرض از مبدأ	-523.157	-5.04832 2.540156***	-3.29748 1.173869***	-3.51054 1.063915***	-0.92444 0.840141’	-0.78164 0.885569’	0.016903 0.875455’	-1.32925 1.029718’
تراکم جمعیت	6.08126	-0.05352 0.07994’	0.030393 0.038487’	0.086976 0.03563***	-0.02228 0.039361’	-0.0252 0.049293’	0.083743 0.055773*	0.05396 0.053092’
انباشت سرمایه	-0.0002694	3.55e-5 1.79e-5***	3.01e-5 1.46e-5***	-5.21e-5 2.57e-5***	-7.94e-6 2.86e-5،	-5.17e-5 6.39e-5،	-0.00021 0.000181’	-0.00021 0.000236’
صادرات	-0.00929	-0.00025 0.00043’	0.000403 0.000339’	-0.00071 0.000463*	-0.00118 0.001009’	-7.75e-5 0.000638’	-0.00749 0.004432**	0.001373 0.002815’
واردات	0.0236	0.00018 0.000546’	-0.00063 0.00049’	0.001049 0.000636**	0.00095 0.00095’	0.00021 0.000811’	0.004093 0.002545**	-0.00136 0.002646’
نسبت درست‌نمایی	0.000000	-8.473431	-19.07993	-22.84327	-20.22131	-18.1660’	-12.56664	-12.023

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴. برآورد الگو با متغیر حجم کل تجارت

متغیر/ باشگاه	باشگاه ۱	باشگاه ۲	باشگاه ۳	باشگاه ۴	باشگاه ۵	باشگاه ۶	باشگاه ۷	باشگاه ۸
عرض از مبدأ	-752.13	-5.2743 2.444***	-2.9855 1.1068***	-3.0987 0.9376***	-0.9774 0.8397 ’	-0.7603 0.8779 ‘	-0.2438 0.8516 ‘	-1.36 0.0988*
تراکم جمعیت سرانه	9.5707	-0.03718 0.05959 ‘	0.00775 0.0355’	0.0881 0.03294***	-0.0109 0.0367 ’	-0.0233 0.0483 ‘	0.09478 0.0586**	0.0507 0.0517 ‘
انباشت سرمایه سرانه	0.00008	0.0000385 0.0000168***	0.0000157 8.11e-6 ***	-0.000018 0.000012*	9.01e-۶ 0.000024 ‘	-0.0000478 0.0000608 ‘	-0.00003 0.00002*	-0.0002 0.0002 ‘
حجم کل تجارت سرانه	0.00711	-0.0000626 0.0000427*	-0.0000258 0.000029’	0.0000147 ‘0.000034	-0.000132 0.00015 ‘	0.000046 0.0001 ‘	-0.0003 0.0006 ‘	-0.0001 0.00062*
نسبت درست‌نمایی	0	-8.57	-20	-24.34	-21	-18.18	-14.8	-12.16

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. ضرایب نهایی مربوط به مناسب‌ترین الگو

متغیر/ باشگاه	باشگاه ۱	باشگاه ۲	باشگاه ۳	باشگاه ۴	باشگاه ۵	باشگاه ۶	باشگاه ۷	باشگاه ۸
تراکم جمعیت	۰	-0.000218	0.000253959	0.018681274	-0.000327	-0.0003	0.010788076	$1.9117e^{-12}$
انباشت سرمایه سرانه	۰	2.787E-07	$1.74695e^{-8}$	$-2.2291e^{-6}$	$9.191e^{-8}$	$-7.82e^{-7}$	$-6.378e^{-5}$	$-7.79e^{-17}$
نیروی کار سرانه	۰	-0.01107	-0.530147	-0.0714618	-2.1876932	-2.0913506	-0.0401117	2.02947148
صادرات سرانه	0	$-1.158e^{-8}$	$2.21163e^{-8}$	$-1.114e^{-5}$	$-2.237e^{-5}$	$1.0584e^{-6}$	-0.0006423	$5.0693e^{-16}$
واردات سرانه	۰	$6.2945e^{-5}$	$-5.7449e^{-6}$	0.000134823	$1.0398e^{-6}$	$-2.609e^{-6}$	0.000416234	$-7.383e^{-17}$

مأخذ: محاسبات تحقیق

در ادامه ضرایب نهایی مربوط به مناسب‌ترین الگو محاسبه و در جدول (۵) گزارش شده‌اند.

با توجه به عضویت ایران در باشگاه ششم، مشاهده می شود که وقتی متغیرها برحسب سرانه جمعیت محاسبه و برآورد شده‌اند ضریب نهایی مربوط به متغیر صادرات سرانه مثبت است، و تفسیر آن بدین صورت است که ایران با توسعه صادرات خود با کشورهای عضو این باشگاه، احتمال هم باشگاه شدن خود با این باشگاه را افزایش می‌دهد. لذا بر این اساس، اعضای باشگاه ۶ با پی‌گیری گسترش واردات می‌توانند در جهت ارتقا همگرایی خود عمل کنند. اما ضرایب نهایی سایر متغیرها، همچون تراکم جمعیت، انباشت سرمایه سرانه، نیروی کار سرانه و واردات سرانه منفی است و دلالت بر این موضوع دارد که ایران با تقویت هر کدام از این متغیرها می‌تواند از همگرایی خود با این باشگاه کم کند.

از طرف دیگر با توجه به ضرایب نهایی متغیرهای حاصل از الگوی انتخاب شده، ضریب نهایی متغیر صادرات سرانه برای باشگاه‌های ۳ و ۶ و ۸ نیز مثبت است. بدین صورت تفسیر می‌شود که صادرات ایران به هر یک از اعضای این سه باشگاه، به احتمال همگرایی اعضای این باشگاه در باشگاه مربوطه کمک می‌کند، لذا مناسب‌ترین شرکای تجاری ایران به طور کلی اعضای باشگاه سه و شش و هشت که کشورهای بحرین، آلمان، اسپانیا، فرانسه، یونان، ایتالیا، جمهوری کره، نیوزیلند، پرتغال، بلیز، الجزایر، مصر، فیجی، گواتمالا، هندوراس، هند، کریباتی، مراکش، نیکاراگوئه، سوازیلند، تایلند، تونگا، تونس، ویتنام، بروندی، جمهوری آفریقای مرکزی، کنگو، زئیر، کنگو، اتیوپی، گینه، گامبیا، ماداگاسکار، موریتانی، مالاوی، نیجر، رواندا، توگو و زیمبابوه را شامل می شوند، قابل انتخاب هستند. زیرا با گسترش صادرات ایران به هر یک از این اعضا، می‌توان به همگرایی باشگاه مربوطه کمک کرد، لذا جهت توسعه صادرات پیشنهاد می شود که این کشورها، مقصد صادرات ایران باشند.

اما نکته شایان ذکر و مهم دیگر، این است که با وجود مزایای همگرایی درآمدی و باشگاهی، ایران در صورت تمایل و داشتن توان و ظرفیت جهت اصلاح زیرساخت‌های خود می‌تواند به عضویت در یک باشگاه بالاتر (همان طور که دیده می‌شود، باشگاه یک و دو به عنوان عالی‌ترین و بالاترین باشگاه‌ها شناخته می‌شود) درآید. در این صورت باید بر عواملی که از احتمال هم‌باشگاهی با باشگاه موجود می‌کاهد و در باشگاه اول و دوم مثبت است، توجه کند. در الگوی انتخاب شده، ضرایب نهایی متغیرهای برآوردی در باشگاه یک برابر صفر است، اما ضریب نهایی مربوط به متغیر انباشت سرمایه در باشگاه دوم، مثبت است. متغیر انباشت سرمایه در زمره شاخص‌های شرایط اولیه در فرایند رشد نیز هست. لذا جهت رشد و توسعه باید بر این متغیر تأکید کرده و این امر بدین معنا است که نظریه الگوی رشد نیز در این پژوهش تأیید شده است. از این‌رو مشخص می‌شود که ایران با تأکید و توجه ویژه به این متغیر یعنی انباشت سرمایه می‌تواند به یک باشگاه بالاتر دستیابی و همگرایی داشته باشد.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

همان طور که مشخص شد، هدف از انجام این پژوهش مشخص نمودن وضع تجاری ایران و تعیین کشورهای هم‌باشگاه، جهت همگرایی با آنها، و تشخیص و بررسی عوامل مؤثر بر تشکیل باشگاه‌های تجاری بوده است. لذا برای تحقق این اهداف از آزمون t استفاده و مشخص شد که ایران با کشورهای بلیز، الجزایر، مصر، فیجی، گواتمالا، هندوراس، هند، کریباتی، مراکش، نیکاراگوئه، سوازیلند، تایلند، تونگا، تونس و ویتنام تشکیل یک باشگاه تجاری را داده‌اند که باشگاه ۶ام در بین ۸ باشگاه موجود در بین شرکای تجاری ایران است. این امر بیانگر این است که ایران وضعیت باشگاهی مناسبی ندارد، لذا لازم است که متغیرهای اصلی و ساختاری مؤثر در تشکیل این باشگاه‌ها را شناسایی کرد، تا بتوان با بررسی آنها و تمرکز بر هر کدام وضعیت کشور را بهبود بخشید. لذا بدین منظور از الگوهای با متغیر وابسته ترتیبی استفاده شد که نتایج حاصل از برآورد این الگو با داده‌های موجود در پایگاه‌های آماری معتبردر سال ۲۰۱۳، در کل نشان می‌دهد که با تمرکز بر وضعیت انباشت سرمایه و صادرات و به دنبال آن حجم تجارت، از طریق بهبود هر یک از این متغیرها می‌توان به یک باشگاه بالاتر و مطلوب‌تر که به نوعی گویایی درآمد پایدار بالاتر نیز هست، دستیابی پیدا کرد.

۷- پیشنهادات

با توجه به نتایج برآورد الگو، این پیشنهادات جهت توسعه و بهبود تجارت مطرح می‌شود:

پیشنهاد اول: با توجه به ضریب مثبت متغیر صادرات در مناسب‌ترین برآورد در باشگاه ایران که باشگاه ۶ است، لذا از طریق افزایش صادرات به هر یک از اعضای این باشگاه که شامل کشورهای بلیز، الجزایر، مصر، فیجی، گواتمالا، هندوراس، هند، کریباتی، مراکش، نیکاراگوئه، سوازیلند، تایلند، تونگا، تونس، ویتنام است می‌توان به احتمال هم باشگاه بودن با این اعضا و تشکیل باشگاه تجاری افزود و دلیل آن نیز ممکن است ماهیت صادرات به این کشورها و صادرات مواد خام و اولیه باشد.

پیشنهاد دوم: می‌توان از طریق افزایش واردات از این اعضا از احتمال هم‌باشگاهی کم کرد. اما از طرفی، طبق نتایج برآوردی، ضریب متغیر صادرات در سه باشگاه ۳ و ۶ و ۸ نیز مثبت است، و گویای این امر است که با افزایش صادرات ایران به هر یک از کشورهای عضو سه باشگاه ۳ و ۶ و ۸ می‌توان به احتمال همگرایی و هم‌باشگاه شدن اعضای سه باشگاه ۳ و ۶ و ۸ در باشگاه مربوطه، کمک کرد، در نتیجه پیشنهاد می‌شود که جهت توسعه صادرات، مقصد صادرات، اعضای باشگاه ۳ و ۶ و ۸ باشد.

منابع

احمدیان یزدی، فرزانه؛ سلیمی فر، 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*، سال پنجم، شماره ۲۰، ۳۰-۱۱.

افشاری، زهرا (۱۳۷۸). "بررسی همگرایی استان‌های ایران: آزمون نظریه سولو-سوان". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌نامه بازرگانی*، شماره ۱۳، ۱۸-۱.

تقوی، مهدی (۱۳۸۴). "شکاف نسبی درآمدی و تغییر جهت تجارت خارجی در اقتصاد ایران (۱۳۸۱-۱۳۵۳)". *فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال چهارم، شماره ۱۷، ۱۳۵-۱۱۹.

خداوردی‌زاده، محمد؛ حیاتی، باب‌آل و کاوسی‌کلاشمی؛ محمد (۱۳۸۷). "برآورد ارزش تفرجی روستای توریستی کندوان آذربایجان شرقی با استفاده از ارزش‌گذاری شرطی". *علوم محیطی*، شماره ۴، ۴۳-۵۲.

دائی کریم‌زاده، سعید؛ آذربایجانی، کریم و جوانمردی، محمد (۱۳۹۲). "آزمون همگرایی درآمدی در کشورهای دی هشت (رهیافت‌های همگرایی سیگما، شاخص‌های تایل و آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۰، ۷۲-۵۹.

رحمانی، تیمور (۱۳۸۳). "رشد اقتصادی وهمگرایی منطقه‌ای در ایران". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۶، ۱۸۰-۱۵۵.

رحمانی، تیمور و حسن‌زاده، ابراهیم (۱۳۹۰). "اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای". *فصلنامه علمی*

پژوهشی تحقیقات الگوسازی اقتصادی، شماره ۵، ۱۹-۳.

رحمانی، تیمور و عسگری، حشمت (۱۳۸۴). "بررسی نقش سیاست‌های دولت در همگرایی منطقه‌ای در استان‌های ایران با به‌کارگیری روند سپرده‌های دیداری". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۶، ۱۸۰-۱۵۵.

رنجبر، امید و علمی، زهرا (۱۳۸۷). "تحلیل شکل‌گیری همگرایی اقتصادی در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا: یافته‌های جدید". *نامه اقتصادی*، شماره ۱، ۶۸-۴۹.

شایگانی، بیتا و فدائی، مهدی (۱۳۹۳). "بررسی آثار ترتیبات ارزی بر همکاری‌های تجاری منطقه‌ای در کشورهای منتخب اسلامی (روش دومرحله‌ای گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۵، ۱۲۰-۱۰۵.

شکیبایی، علیرضا و کبری‌بطا، فاطمه (۱۳۸۸). "همگرایی اقتصادی در منطقه آسیای جنوب غربی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌نامه بازرگانی*، شماره ۵۳، ۴۷-۲۳.

عظیمی، حسین (۱۳۷۱). "مدارهای توسعه نیافتگی در اقتصاد ایران". تهران، نشر نی.

علمی، زهرا و رنجبر، امید (۱۳۹۳). "آزمون همگرایی باشگاهی بین استان‌های ایران: یافته‌های جدید با استفاده از تحلیل ناپارامتریک". *فصلنامه علمی پژوهشی تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۹، شماره ۱، ۲۱۰-۱۸۹.

مکیان، نظام‌الدین و خاتمی، سمانه (۱۳۹۰). "بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای منطقه منا ۲۰۰۸-۱۹۸۰". *مجله پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار*، شماره ۳، ۱۵۸-۱۳۵.

Adnan, H., Shahzad, H. & Wahid, A. (2010). "Income Convergence Hypothesis: Regional Comparison of Selected East and South Asian Economies". *Mpra Paper*, 23739, 1-43.

Azariadis, C. & Drazen, A. (1990). "Threshold Externalities in Economic Development". *Quarterly Journal of Economic Development*, 105(2), 501-526.

Barro, R.j. & Sala-i-Martin, X. (1990). "Economic Growth and Convergence across The United States". *NBER Working Papers 3419, National Bureau of Economic Research*, Inc.

Barro, R. j. & Sala-i-Martin, X. (1991). "Convergence Across States and Regions". *Brooking Papers on Economic Activity*, 22(1), 107-182.

Barro, R. j. & Sala-i-Martin, X. (1995). "Economic Growth". *Journal of Economic Dynamics and Control*. 21(4-5), 895-898.

Barro, R. j. & Sala-i-Martin, X. (1997). "Technological Diffusion, Convergence, and Growth". *Journal of Economic Growth*, 2(1), 1-26.

Bartkowska, M. & Riedl, A. (2012). "Regional Convergence Clubs in Europe: Identification and Condition". *Economic Modelling*, 29, 21-31.

Baumol, W. J (1986). "Productivity Growth, Convergence and Welfare: What The Long Run Data Show?". *American Economic Review,* LXXVI, 85-107.

Galor, O. (1996). "Convergence? Inferences from Theoretical Models". *The Economic Journal,* 106(437), 1056-1069.

Ghosh, M., Ghoshray, A. & Malki, I. (2014). "Regional Divergence and Club Convergence in India". *Economic Modelling*, 30, 733-742.

Green, D. A. G &. Ngongola, D. H. (1993). "Factors Affecting Fertilizer Adoption In Lees Developed Countries: an Aplication of Multivariate Logistic Analysis in Malawi". *Journal of Agricultural Economics,* 44(1), 99-109.

Greene, W. (2001). "Fixed and Random Effects in Nonlinear Models". *New York University, Leonard N. Stern School Finance Department Working Paper Seires01-01*, New York University, Leonard N. Stern School of Business.

Islam, N. (1995). "Growth Empirics: A Panel Data Approach". *Quarterly Journals of Economics*, 110(4), 1127-1170.

Lansdell, N. & Gangadharan, L. (2003). "Comparing Travel Cost Models and The Precision of Their Consumer Surplus Estimates: Albert Park And Maroondah Reservoir". *Australian Economic Papers*.

Mankiw, N.G., Romer, D. & Weil, D. (1992). "A Constribution to The Empirics of Economic Growth". *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-438.

Martin, P. & Ottaviano, G. I. P. (2001). "Growth and Agglomeration". *International Economic Review*, 42(4), 947-968.

Phillips, P. C. B. & Sul, D. (2007). "Transition Modeling and Econometric Convergence Tests, Cowles Foundation Discussion Papers 1595". *Cowles Foundation for Research in Economics*, Yale University.

Ranjpour, R. & Karimi Takanlou, Z. (2008). "Evaluation of the Income Convergence Hypothesis in Ten New Members of the European Union". *Panoecomicus*, 2, 157-166.

Rassekh, F., Panik, M. & Kolluri, B. (2001). "A Test of the Convergence Hypothesis: The OECD Experience, 1950-1990". *International Review of Economics*, 10, 149-157.

Romer, D. (2001). "Advanced Macro Economics". *McGraw Hill Press*.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و چهارم، پاییز ۱۳۹۵ (۶۸ـ۵۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 24, September 2016 (55-68)

مدل‌سازی و پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل‌های ARIMA، مارکف سوئیچینگ و ANFIS

***مرتضی صالحی سربیژن[1]**
۱. عضو هیئت علمی گروه صنایع دانشگاه زابل، ایران
(دریافت: ۱۳۹٤/۷/۱۱ پذیرش: ۱۳۹٤/۸/۱۷)

Modeling and Predicting of Iran's Economic Growth Using ARIMA, Markov Switching and ANFIS Models

***Morteza Salehi Sarbijan[1]**
1. Faculty Member of Industrial Engineering, Zabol University, Iran
(**Received:** 3/Oct./2015 **Accepted:** 8/Nov./2015)

چکیده:
یکی از مسائل مهم در اقتصاد پیش‌بینی رشد اقتصادی می‌باشد. پیش‌بینی صحیح رشد اقتصادی، اثر مهمی در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی‌های اقتصادی دولت دارد و می‌تواند علاوه بر ایجاد زمینه توسعه روش‌های جدید پیش‌بینی، سیاست‌گذاران را در تصمیم‌گیری آتی یاری رساند. پیش‌بینی بر اساس مدل‌های چند متغیری اقتصادسنجی با محدودیت‌های زیادی همراه است، بنابراین یک روش جایگزین استفاده از مدل‌های تک متغیری است. اما اکثر روش‌های تک متغیری برای حصول به نتیجه خوب نیاز به داده‌های زیادی دارند. از این رو در این مطالعه کارایی مدل میانگین متحرک خودرگرسیون تجمعی (ARIMA) با روش‌های مارکف سوئیچینگ و شبکه عصبی فازی (ANFIS) در پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران مقایسه می‌شود. برای تخمین مدل از داده‌های دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۴ استفاده شده است. سپس کارایی این مدل‌ها در پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران برای دوره ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ با استفاده از معیارهای RMSE، MAE و MAPE ارزیابی و مقایسه شده است. مقایسه این معیارها حاکی از این است که بهترین عملکرد متعلق به روش ANFIS است. همچنین مدل مارکف سوئیچینگ عملکرد بهتری نسبت به مدل ARIMA دارد.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، مارکف سوئیچینگ، ARIMA، ANFIS.
طبقه‌بندی JEL: B41، C52، O5.

Abstract:
Economic growth forecast is a major problem in economy that has a significant impact in government policy and economic planning. It also helps policy makers for future decisions. Multivariate econometric forecasting models associated with many limitations, so an alternative approach is the use of univariate models, but most of these methods need a lot of data to achieve the best result. In this study, data from 1959 to 2005 were used to estimate the models. Then the performances of auto regressive integrated moving average (ARIMA) model in the economic growth forecast of Iran was evaluated and compared with Markov switching method and fuzzy neural network (ANFIS) for the period from 2006 to 2013 using the Criteria RMSE, MAE and MAPE. Results showed that ANFIS model had the best performance. Furthermore, Markov switching method was more suitable than ARIMA model.

Keywords: Economic Growth, Markov Switching, ANFIS, ARIMA.
JEL: B41, C52, O5.

* **نویسنده مسئول:** مرتضی صالحی سربیژن
E-mail: m.salehisarbijan@uoz.ac.ir

*Corresponding Author: Morteza Salehi Sarbijan

۱- مقدمه

در شرایط موجود اقتصاد کشور، توافق همگان، به ویژه اقتصاددانان، کارشناسان و سیاست‌گذاران کشور بر روی این مسئله اساسی اقتصادی کشور است که رشد اقتصادی و تولید در کشور، متناسب با ظرفیت منابع انسانی و طبیعی اقتصاد کلّی نیست و به صورت کارا از توان، ظرفیت و پتانسیل‌های اقتصادی کشور بهره‌برداری نمی‌گردد، لذا نرخ بیکاری بالا منابع از جمله نیروی کار در کشور وجود دارد. از طرفی چون رشد اقتصاد ملی بیشتر بر نفت تکیه دارد، لذا دارای نوسان‌های زیادی می‌باشد و این نوسان و ناپایداری در برنامه‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی مشاهده می‌شود. عوامل مذکور در کنار دلایل دیگر باعث پایین آمدن بهره‌وری در اقتصاد ملّی گردیده و همین مسئله نیاز اساسی در زمینه تغییر ساختارها در جهت استفاده صحیح از منابع و پتانسیل‌های اقتصاد کشور را ایجاد نموده است لذا با توجه به موارد فوق‌الذکر بررسی روند حرکت متغیرهای اقتصادی و از آن جمله تولید ناخالص داخلی کشور که به معنی قدرت اقتصادی ملّی همیشه مطرح بوده، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. تغییرات تولید ناخالص داخلی به عنوان رشد اقتصادی قلمداد می‌گردد و به نوعی بیانگر روند تحولات اقتصادی و نشانگر بزرگ شدن اندازه اقتصاد ملی طی این دوره می‌باشد. تولید ناخالص داخلی به معنی مجموع تولید کالاها و خدمات نهایی مبادله شده در یک سال است و عبارت ناخالص زمانی که اقلامی مانند استهلاک از حساب‌ها کسر گردد به خالص تبدیل می‌شود. بنابراین از تولید ناخالص داخلی می‌توان برای مقایسه جایگاه یک کشور از لحاظ اقتصادی در میان سایر کشورها استفاده کرد و حتی این متغیر یکی از معیارهایی است که رشد اقتصادی یک کشور را نشان می‌دهد. رشد اقتصادی هر کشور، بیانگر رشد مداوم تولید است، که در اغلب موارد، با افزایش جمعیت و معمولاً با تغییرات زیربنایی همراه است (قره‌باغیان، ۱۳۷۲: ۱۱). امروزه رشد اقتصادی به دلایل زیر مطلوب جوامع است: ۱) بهبود آشکاری در وضعیت معاش، آسایش و مصرف شمار زیادی از مردم پدید آورده: به نحوی که اکنون در مقایسه با گذشته، مردم از تغذیه، وسائل زندگی، پوشاک، وسائل آموزشی و کالاهای مادی بیشتری برخوردارند؛ ۲) رشد، باعث افزایش محدوده انتخاب انسان به ویژه برای زنان و کودکان برای انتخاب شغل و نوع زندگی و پذیرش ارزش‌ها می‌شود؛ ۳) پیشرفت فناوری سبب می‌شود میلیون‌ها نفر از انجام کارهای طاقت فرسای جسمی بی‌نیاز و در وقت انسان‌ها صرفه‌جویی شده و طبیعت در تسلّط نسبی بشر قرار گیرد؛ ۴) رشد موجب شکوفایی استعدادها و به کارگیری قوه ابتکار و خلاقیت در زمینه علوم مختلف از جمله در سازماندهی روابط اجتماعی، سیاسی و اقتصادی و تشکیل نهادهای مربوطه شده و سبب حاکمیت قانون، همراه با مشارکت عمومی در صحنه‌های سیاسی گردد؛ ۵) وابستگی متقابل مثبت و فزاینده جهانی؛ به نحوی که جهان به منزله دهکده کوچکی شده که هرچه در یک نقطه کوچک و دور افتاده اتفاق بیفتد، تمام دنیا از آن مطلع می‌شوند، از رشد اقتصادی بلندمدت ناشی می‌شود و ۶) قدرت سیاسی و نظامی کشور در داخل و در عرصه بین‌الملل افزایش می‌یابد (جهانیان، ۱۳۸۸: ۲۶).

پیش‌بینی بر اساس مدل‌های چند متغیره اقتصادسنجی با محدودیت‌های زیادی همراه است، برای مثال ممکن است اطلاعات در خصوص متغیرهای توضیحی که بر متغیر وابسته اثر می‌گذارند، وجود نداشته و همچنین برای پیش‌بینی متغیرهای وابسته ابتدا باید متغیرهای توضیحی پیش‌بینی شوند که در برخی موارد پیش‌بینی متغیرهای توضیحی امری دشوارتر از پیش‌بینی متغیر وابسته است. از این رو یک روش جایگزین استفاده از مدل‌های تک متغیر است که با استفاده از حافظه تاریخی متغیر اقدام به مدل‌سازی و پیش‌بینی می‌کند. اکثر این روش‌ها برای پیش‌بینی نیاز به داده‌های زیادی دارند، اما دسترسی به داده‌های زیاد از نظر کمّی و کیفی نیاز به زمان و هزینه زیادی دارد. از این رو روش‌هایی که بتوانند با داده‌های کم پیش‌بینی مناسبی انجام دهند بسیار مورد توجه است. روش‌های پیش‌بینی فازی، به دلیل استفاده از اعداد فازی به جای اعداد قطعی، در مقایسه با دیگر روش‌های پیش‌بینی به داده‌های کمتری نیاز دارند. از آنجا که یکی از مشکلات محققان در ایران عدم دسترسی به آمارهای کافی مخصوصاً آمارهای متغیرهای کلان اقتصادی است، در این مطالعه به معرفی مدل‌های ARIMA، مارکف سوئیچینگ و ANFIS جهت پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران پرداخته و عملکرد این مدل‌ها در پیش‌بینی ایستای رشد اقتصادی ایران مقایسه می‌شود. در بخش دوم به ادبیات موضوع تحقیق و در بخش سوم به متدولوژی اقتصادسنجی پرداخته می‌شود. سپس در بخش چهارم نتایج تحقیق و در بخش پنجم بحث و نتیجه‌گیری مطرح شده و در بخش پایانی پیشنهادات مقاله ارائه می‌شود.

۲- پیشینه تحقیق

در ادبیات اقتصادی، بررسی علل رشد اقتصادی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار بوده و توجه اقتصاددانان بسیاری را به خود جلب نموده و در این باره حجم گسترده‌ای از مطالعات را به خود اختصاص داده است. مطالعات اولیه عمدتاً بر نقش سرمایه فیزیکی به عنوان عامل رشد تأکید داشته است و مطالعات اخیر با گسترش مفهوم سرمایه از حیطه محدود به "ماشین آلات و تجهیزات" به محدوده وسیع‌تر دانش متبلور شده در انسان و تحقیقات از یک سو و نهادهای اجتماعی از سوی دیگر را نیز شامل می‌شود، تلاش نموده‌اند نواقص تحلیل‌های کلاسیک رشد اقتصادی را برطرف نمایند.

برخی از اقتصاددانان همانند استوارت میل، لوئیس، واگنر، برو و نورث هر کدام به نوعی، عوامل نهادی و سرمایه‌های اجتماعی را برای تبیین رشد کشورها پیشنهاد می‌کنند. در این باره کشوری که سرمایه‌گذاری را برای فعالیت، انتقال فناوری از خارج و تخصص و مهارت افراد جذب می‌کند، باید نهادها و قوانین آن به تولید گرایش داشته و اقتصاد آن برای تجارت بین‌المللی و رقابت در سطوح بازارهای جهانی باز باشد و نهایتاً نهادهای اقتصادی آن پایدار باشند. بنابراین، زیرساخت هر اقتصاد، حکومت و مقررات آن و نهادهایی که به آنها قدرت می‌بخشند، از جمله عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی هر کشوری هستند (جونز[1]، ۱۹۹۷: ۴۶).

مطالعات زیادی در زمینه رشد اقتصادی و پیش‌بینی با شبکه عصبی و مدل‌های خودرگرسیونی صورت گرفته است که در زیر به ذکر چندین مورد پرداخته می‌شود.

گن و ونگ[2] با استفاده از مدل BVAR[3] به پیش‌بینی تولید ناخالص‌داخلی فصلی سنگاپور پرداخته‌اند. مدل‌سازی برای دوره ۱۹۷۶:۱-۱۹۸۸:۴ انجام شده است و برای دوره ۱۹۸۹:۱-۱۹۹۲:۴ پیش‌بینی شبیه‌سازی شده است. آنها با توجه به عملکرد مناسب مدل در پیش‌بینی، سادگی شناسایی، برآورد و به‌کارگیری مدل به این نتیجه رسیده‌اند که این مدل برای تکمیل مدل ساختاری اقتصادسنجی برای انجام قضاوت‌های اقتصادی مناسب است (گن و ونگ، ۱۹۹۳: ۱۶).

سوانسن و وایت[4] به ارزیابی عملکرد شبکه‌های عصبی در مدل‌سازی و پیش‌بینی نه متغیر فصلی و ماهانه اقتصاد کلان آمریکا از جمله GNP و خالص صادرات کالاها و خدمات به صورت فصلی می‌پردازند و بیان می‌کنند که نتایج مناسبی در مقایسه با حالات دیگر به دست آمده است. آنها همچنین می‌افزایند که معیار اطلاعات شوارتز (SIC) در داده‌های درون-نمونه، راهنمای مناسبی برای عملکرد خارج-نمونه نیست (سوانسن و وایت، ۱۹۹۷: ۵۴۹).

ابی‌سینگه[5] یک متدولوژی برای فرمول‌بندی رگرسیون پویا با استفاده از متغیرهایی با دامنه زمانی مختلف ارائه کرد. در این مقاله پیش‌بینی GDP فصلی سنگاپور با استفاده از متغیر ماهانه تجارت خارجی انجام شده است. در مدل ارائه شده، با استفاده از ترکیبات غیرخطی نمایی از متغیر ماهانه تجارت خارجی چندین متغیر ساخته شده و با استفاده از آنها و تأخیر پیشین خود متغیر GDP، برآورد و پیش‌بینی انجام شده است (ابی‌سینگه، ۱۹۹۸: ۵۰۶). هوکینن و ویرن[6] با استفاده از مدلی بر پایه نظریه کینز به نام مدل فصلی دپارتمان اقتصاد بانک فنلاند[7] (QMED) به پیش‌بینی کوتاه‌مدت ۵۰ متغیر اقتصاد کلان به‌ویژه نرخ رشد فصلی GDP و نرخ بیکاری پرداخته‌اند. آنها با استفاده از شبیه‌سازی تصادفی و با به‌کارگیری متغیرهای درون‌زا و برون‌زا برای دوره ۱۹۹۶-۱۹۷۶ عملکرد پیش‌بینی برای ۲۴ دوره را بهبود بخشیده‌اند (هوکینن و ویرن، ۱۹۹۹: ۷۵۳).

استاک و واتسون[8] در بررسی جامعی، نقش متغیرهای مالی و دیگر سری‌های زمانی اقتصاد کلان را در پیش‌بینی نرخ رشد GDP و تورم ۷ کشور OECD بررسی کردند. آنها با استفاده از داده‌ها به پیش‌بینی چهارگام برای دوره‌های ۱۹۷۱:۱-۱۹۸۴:۴ و ۱۹۸۵:۱-۱۹۹۹:۴ با استفاده از ۲۶ سری شاخص پرداختند (استاک و واتسون، ۲۰۰۳: ۷۸۸).

بافیگی و همکاران[9] به پیش‌بینی نرخ رشد GDP آلمان، فرانسه، ایتالیا و ناحیه اروپا با استفاده از مدل بریج[10] (BM) و مدل‌های پایه دیگری مثل ARIMA و VAR و یک مدل ساختاری پرداخته‌اند. آنها با استفاده از داده‌های ۱۹۸۰: ۱-۱۹۹۰: ۴ به پیش‌بینی یک و دو گام رو به جلو پرداخته‌اند و نتیجه گرفته‌اند که به شرطی که در محدوده افق پیش‌بینی چند شاخص موجود باشد، BM بهتر عمل می‌کند. آنها همچنین نتیجه گرفته‌اند بهتر است برای تک تک کشورها نرخ رشد

1. Jones (1997)
2. Gan & Wong (1993)
3. Bayesian Vector Autoregressive
4. Swanson & White (1997)
5. Abeysinghe (1998)
6. Hukkinen & Viren (1999)
7. Quarterly Model of the Economics Department of the Bank of Finland
8. Stock & Watson (2003)
9. Baffigi et al. (2004)
10. Bridge Model

پیش‌بینی شود تا اینکه برای کل اتحادیه اروپا یک بار پیش‌بینی انجام شود (بافیگی و همکاران، ۲۰۰۴: ۴۴۸).

شوماخر[1] عملکرد پیش‌بینی GDP آلمان را با استفاده از داده‌های پانلی فصلی اقتصادی (۱۲۴ سری فصلی در دوره ۱۹۷۸: ۱-۲۰۰۴: ۱) با معیار MSE مورد بررسی قرار داده است. او با استفاده از تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) استاتیک، تحلیل مؤلفه اصلی پویا در دامنه فرکانس و یک مدل دیگر و مدل الگوی آتورگرسیو نهایتاً نتیجه گرفت که به طور متوسط پیش‌بینی خارج نمونه یک گام و چهار گام سه مدل عاملی از مدل الگوی آتورگرسیو بهتر بوده است (شوماخر، ۲۰۰۷: ۲۷۱). بعداً شوماخر این کار را با استفاده از داده‌های ماهانه و فصلی و مدل عاملی با روشی مرکب از الگوریتم EM و برآوردگر مؤلفه اصلی بهبود بخشید (شوماخر، ۲۰۰۸: ۳۸۷). همچنین شوماخر به بررسی اثر داده‌های بین‌المللی برای پیش‌بینی GDP آلمان پرداخت و توانست به دقت بهتری برسد (شوماخر، ۲۰۱۰: ۹۶).

بانبورا و رونستلر[2] با استفاده از شاخص‌های ماهانه در DFM به پیش‌بینی GDP فصلی ناحیه اروپا پرداخته‌اند (بانبورا و رونستلر، ۲۰۱۱: ۳۳۴).

ژانگ و کی[3] با استفاده از شبکه‌های عصبی و ARIMA به پیش‌بینی ۱۰ سری زمانی ماهانه اقتصادی آمریکا پرداخته‌اند. آنها در این مقاله با حذف روند و اثر فصلی موجود در داده‌ها به نتایج مناسبی رسیدند و نتیجه گرفتند که پیش پردازش داده‌ها نقش بسیار مؤثری در عملکرد پیش‌بینی دارد به طوری که نتایج اجرای شبکه عصبی بدون پیش پردازش داده‌ها از نتایج روش ARIMA بدتر بوده است. آنها به منظور مقایسه نتایج، از معیارهای RMSE و MAE و MAPE استفاده کردند (ژانگ و کی، ۲۰۰۵: ۵۰۲).

همزاسبی[4] به منظور پیش‌بینی سری‌های فصلی با استفاده از شبکه‌های عصبی با در نظر گرفتن ترم‌های فصلی توانسته‌اند مدلی جدید به نام SANN ارائه دهند که عملکرد مدل در پیش‌بینی چهار سری از جمله سری الگوی مسافران هوایی بین‌المللی و ارزش کل تولید صنعت ماشین‌آلات تایوان با معیارهایی چون MSE و MAE و MAPE بهتر از دیگر مدل‌ها بوده است (همزاسبی، ۲۰۰۸: ۴۵۵۱).

وانگ[5] نیز مطالعه مقایسه‌ای بین مدل سری‌زمانی فازی و مدل ARIMA با هدف پیش‌بینی صادرات تایوان انجام داد. مدل بررسی شده، روش سری‌زمانی شامل مدل‌های اکتشافی و مدل مارکف است. در این پژوهش برای تحقیق بیشتر در مورد اینکه آیا پیش‌بینی مدل به طول دوره مورد بررسی وابسته است، دوره مورد مطالعه به سه دوره زمانی تقسیم شده است. نتایج حاصل از پیش‌بینی توسط مدل‌های فوق برای سه دوره زمانی حاکی از آن است که برای دوره زمانی طولانی مدل ARIMA خطای پیش‌بینی کمتری دارد اما وقتی که دوره زمانی کوتاه‌تر می‌شود عملکرد سری‌زمانی فازی بهتر می‌شود. همچنین مدل اکتشافی نسبت به مدل مارکف خطای پیش‌بینی کمتری دارد. وانگ در پایان بیان می‌کند که با توجه به عملکرد مدل اکتشافی در بهبود نتایج پیش‌بینی و روش محاسبه ساده آن، زمانی که با کمبود مشاهدات مواجه هستیم یا بخواهیم پیش‌بینی دقیق‌تری انجام دهیم مدل سری‌زمانی فازی بسیار مفید است (وانگ، ۲۰۱۱: ۹۲۹۷).

کین و همکاران[6] به مقایسه عملکرد پیش‌بینی خارج از نمونه روش نشانگرهای اتوماتیک مقدم[7] (ALIs) با مدل‌های ساختاری اقتصاد کلان[8] (MESMs) برای پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی فصلی و تورم سه کشور چین، اندونزی و فیلیپین پرداخته‌اند. آنها به این نتیجه رسیدند که روش ALI به طور کلی در کوتاه‌مدت (یک فصل رو به جلو) بهتر عمل می‌کند ولی با افزایش افق پیش‌بینی عملکرد ضعیف‌تری نسبت به روش‌های ساختاری دارد (کین و همکاران، ۲۰۰۸: ۴۰۰).

برهومی و همکاران[9] به مقایسه عملکرد مدل‌های عاملی مختلف برای پیش‌بینی GDP فصلی فرانسه پرداخته‌اند. مدل‌های یاد شده هم در دامنه زمان و هم در دامنه فرکانس بوده‌اند. آنها با استفاده از داده‌های اقتصادی ماهانه ۱۹۹۳-۲۰۰۷ و با استفاده از معیار RMSE به مقایسه مدل‌های مختلف برای سه پایگاه داده کوچک (۲۰ متغیر)، متوسط (۵۱ متغیر) و بزرگ (۱۴۰ متغیر) با دو شیوه پیش‌بینی بازگشتی و غلتان[10] پرداخته‌اند و نتیجه گرفته‌اند که عمدتاً مدل‌های ساده‌تر بهتر جواب می‌دهند (برهومی و همکاران، ۲۰۱۰: ۱۴۳).

پوزولس و همکاران[11] با به کارگرفتن سیستم‌های استنتاج فازی و با استفاده از تخمین ناپارامتری واریانس باقی مانده‌ها، یک متدلوژی اتوماتیک برای پیش‌بینی کوتاه و بلندمدت

1. Schumacher (2007)
2. Banbura & Runstler (2011)
3. Zhang & Qi (2005)
4. Hamzacebi (2008)
5. Wang (2011)
6. Qin et al. (2008)
7. Automatic Leading Indicators
8. Macroeconomic Structural Models
9. Barhoumi et al. (2010)
10. Rolling
11. Pouzols et al (2008)

سری‌های زمانی ارائه کرده‌اند و آن را بر روی شش سری زمانی الگو از جمله اعداد لکه خورشیدی تست کرده‌اند و عملکرد روش آنها در مقایسه با روش‌های LS-SVM[1]، OP-ELM[2] و k-NN بر پایه آتورگرس کننده‌ها بهتر بوده است (پوزولس و همکاران، ۲۰۰۸: ۲۱۶۶).

جیووانیس[3] با استفاده از تکنیک ANFIS چهار متغیر مهم اقتصاد کلان آمریکا که عبارتند از GDP، نرخ تورم، نرخ بهره اوراق قرضه شش ماهه و نرخ بیکاری، را پیش‌بینی کرده است. در این پژوهش از داده‌های فصلی GDP برای دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۱ و از داده‌های ماهانه برای دیگر متغیرها برای دوره ۲۰۰۹-۱۹۵۰ استفاده شده است. او عملکرد این روش را با روش‌هایی که بیشتر به کار رفته است مقایسه کرده است. او ANFIS را با روش‌های مختلف خطی ARIMA و غیرخطی STAR مقایسه کرده و نتیجه گرفته است که در همه موارد عملکرد خارج از نمونه این روش از منظر RMSE و MAE نتایج بهتری داشته است. برای ANFIS تنها از یک تابع عضویت مثلثی استفاده کرده است. مضاف بر این، در پیش‌بینی متغیر GDP روش‌های مختلف ARIMA عملکرد بهتری از روش‌های STAR داشته‌اند (جیووانیس، ۲۰۱۰: ۶۶۰).

میرباقری به پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران از دو روش شبکه عصبی فازی و منطق فازی برای دوره زمانی ۲۰۰۶-۲۰۰۲ پرداخت و از متغیرهای مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی، رشد صادرات، نسبت تورم برای پیش‌بینی استفاده کرد و این مدل را بهترین مدل برای پیش‌بینی رشد معرفی کرد. نتایج نشان داد که شبکه عصبی فازی بهتر از منطق فازی به پیش‌بینی تورم ایران می‌پردازد (میرباقری، ۲۰۱۰: ۹۲۶).

جعفری صمیمی و همکاران در تحقیق خود مقایسه‌ای بین سه روش سری‌های زمانی، شبکه‌های عصبی و هموار سازی نمایی برای پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران انجام دادند. آنها از داده‌های فصلی ۲۰۰۳-۱۹۹۸ استفاده کردند و نتایج پیش‌بینی‌های هر روش را محاسبه و با مقادیر واقعی بر اساس معیار خطای اندازه‌گیری مقایسه کردند. نتایج حاکی از عملکرد بهتر شبکه عصبی نسبت به دو روش دیگر در پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران است (جعفری صمیمی و همکاران، ۲۰۰۷: ۲۰؛ جعفری‌صمیمی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۵).

در این مطالعه به مدل‌سازی و پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران در قالب مدل‌های ARIMA، مارکف سوئیچینگ و ANFIS پرداخته می‌شود.

۳- روش تحقیق

۳-۱- مدل سری زمانی ARIMA

یک سری‌زمانی ایستا[4] را می‌توان به روش‌های گوناگونی مدل‌سازی نمود. یکی از متداول‌ترین مدل‌سازی‌ها در اقتصادسنجی بر پایه متدولوژی باکس و جنکینز[5] و تکیه بر مقادیر گذشته سری زمانی و جملات خطای استوکاستیک می‌باشد. این نوع مدل‌سازی که به مدل‌سازی ARIMA مشهور است، به طور گسترده توسط محققین مورد استفاده قرار گرفته است و حالت کلی آن برای ARIMA(p,d,q) به صورت رابطه (۱) است (کانگ[6]، ۱۹۸۰: ۶۶). (متغیر y_t ایستا در سطح فرض شده است).

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \varepsilon_{t-j} \qquad (۱)$$

با وجود کاربرد فراوان رابطه (۱) در مدل‌سازی سریهای زمانی، چنان‌چه مشاهده می‌شود پارامترهای این مدل در طول زمان ثابت فرض می‌شود. به عبارت دیگر، این رابطه در طول زمان به صورت خطی تعدیل می‌شود. اما اکثر متغیرهای اقتصادی در طول زمان به صورت خطی تعدیل نمی‌شوند. به عنوان مثال در مباحث چرخه‌های تجاری مشاهدات تجربی نشان می‌دهد سرعت تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی در دوران رکود سریع‌تر از دوران رونق اقتصادی است. لذا مدل‌های ARIMA برای مدل‌سازی اینگونه متغیرها چندان مناسب نخواهد بود چرا که این مدل‌ها برای مدل‌سازی تعدیلات خطی به‌کار می‌روند و در تغییرات متغیرها در طی زمان تفاوتی قائل نمی‌شوند. البته لازم به ذکر است در برخی مباحث که فرض خطی بودن تعدیل متغیر خدشه اساسی به مطالعه وارد نمی‌کند، استفاده از مدل‌سازی ARIMA برای ساده‌سازی مدل بسیار مناسب است. با توجه به مطالب مذکور برای مطالعه فرایندهای تعدیل خطی و مدل‌سازی سری‌های زمانی که رفتار غیرخطی دارند، نیازمند توسعه مدل‌های ARIMA خواهیم بود. روش‌های خطی که در یک سطح وسیع برای مدل‌سازی متغیرهای اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرند، با توجه به رفتار نامتقارن اکثر این متغیرها، در دستیابی به تغییرات

1. Least-Squares Support Vector Machine
2. Optimally Pruned Extreme Learning Machine
3. Giovanis (2010)
4. Stationary
5. Box-Jenkins Methodology
6. Kang (1980)

نامتقارن این متغیرها عاجزند و این مسئله باعث افزایش رغبت محققان برای استفاده از مدل‌های غیرخطی که نسبت به مدل‌های خطی انعطاف بیشتری دارند، شده است. در میان مدل‌های غیرخطی، مدل اتورگرسیو تعمیم یافته[1]، مدل دوگانه[2]، مدل اتورگرسیو آستانه‌ای[3]، مدل‌های با انتقال ملایم[4]، شبکه‌های عصبی[5] و مدل مارکف سوئیچینگ اتورگرسیو را می‌توان نام برد.

۳-۲- مدل مارکف سوئیچینگ

در مدل‌های غیرخطی فرض بر این است که رفتار متغیری که مدل‌سازی روی آن انجام می‌گیرد در وضعیت‌های مختلف متفاوت بوده و تغییر می‌کند (مهدیلو و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۳). مدل‌های غیر خطی از لحاظ سرعت تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به دو گروه عمده تقسیم می‌شوند. در برخی از این مدل‌های غیر خطی، تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به صورت ملایم و آهسته[6] انجام می‌گیرد (مانند مدل‌های STAR[7] و شبکه مصنوعی[8]) در برخی دیگر از این مدل‌های غیر خطی این انتقال به سرعت انجام می‌گیرد که مدل مارکف سوئیچینگ از این نوع مدل‌ها می‌باشد. در مدل‌های STAR و شبکه مصنوعی فرایند تبدیل رژیم تدریجی است؛ فرایند تعدیل در این مدل‌ها بستگی به وضعیت سیستم دارد. برخلاف این مدل‌ها، در مدل انتقال مارکف، تبدیل رژیم به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است. مدل‌های مارکف سوئیچینگ توسط همیلتون[9] در سال ۱۹۸۹ برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شده‌اند (همیلتون، ۱۹۸۹: ۳۶۰). برای درک بهتر مدل مارکف سوئیچینگ، متغیر ایستای y_t را فرض نمایید که برای رژیم اول $s_t = 1$ توسط فرآیند اتورگرسیو رابطه (۲) توصیف می‌شود. حال فرض کنید متغیر y_t برای رژیم دوم $s_t = 2$ توسط مدل اتورگرسیو متفاوت رابطه (۳) تبیین شود.

$$\begin{matrix} y_{t=}\alpha_1 + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{1t} \to N(0, \sigma_1^2) \end{matrix} \qquad (۲)$$

$$\begin{matrix} y_t = \alpha_2 + \beta_2 y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{2t} \to N(0, \sigma_2^2) \end{matrix} \qquad (۳)$$

با فرض اینکه متغیر y_t، فرآیند اتورگرسیو مرتبه P و با m رژیم، مدل‌سازی شود $(MS(m) - AR(p))$ رابطه (۴) را خواهیم داشت.

$$y_t = \sum_{i=1}^{m} (\sum_{j=1}^{p} (\beta_{ij} y_{t-j}) + u_{it}) I_i(S_t = i)$$
$$I_i(S_t = i) = \begin{Bmatrix} S_t = i \to 1 \\ S_t \neq i \to 0 \end{Bmatrix} \qquad (۴)$$

در رابطه (۴) احتمال انتقال وضعیت از یک رژیم به رژیم دیگر در قالب احتمالات شرطی قابل محاسبه خواهد بود. به عنوان مثال در مدل فوق، P_{ij} که نشانگر انتقال از رژیم i به رژیم j است به صورت رابطه (۵) تعریف می‌شود.

$$P_{ij} = P(S_{t+1} = j | S_t = i); \sum_{j=1}^{m} P_{ij} = 1, \forall i, j \in (1,2, \dots, m) \qquad (۵)$$

همچنین $u_t \approx N(0, \sigma^2)$ می‌باشد و S_t نتیجه یک زنجیره مارکف با N رژیم است و S_t برای همه tها مستقل از u_t است. به طوری که P_{12} احتمال انتقال از رکود به رونق و P_{21} احتمال از رژیم رونق به رکود خواهد بود و P_{11} احتمال پایداری رژیم رکود و P_{22} احتمال پایداری رژیم رونق را نشان خواهد داد. مدل‌های مارکف سوئیچینگ برای پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی ایران بسته به اینکه کدام قسمت مدل اتورگرسیو وابسته به رژیم باشد و تحت تأثیر آن انتقال یابد به انواع مختلف طبقه‌بندی می‌شود. آنچه در مطالعات اقتصادی بیشتر مورد توجه است شامل چهار حالت مدل‌های مارکف سوئیچینگ در میانگین (MSM)، عرض از مبدأ (MSI)، پارامترهای اتورگرسیو (MSA) و ناهمسانی در واریانس (MSH) می‌باشد. با توجه به این واقعیت که بر اساس نظریه‌های اقتصادی و مشاهدات تجربی برخی از متغیرهای اقتصادی دارای رفتار غیرخطی هستند، با استفاده از مدل‌های یاد شده می‌توان این گونه متغیرها را به صورت غیرخطی مدل‌سازی کرد. در حالت کلی می‌توان انواع مختلف مدل‌های اتورگرسیو مارکف سوئیچینگ را با استفاده از مدل اتورگرسیو خطی تبیین نمود. با فرض یک مدل اتورگرسیو مرتبه p مطابق رابطه (۶) داریم.

$$\Delta y_t = V + \sum_{i=1}^{p} A_i \Delta y_{t-i} + u_t$$
$$\begin{Bmatrix} V = V(S_t) \to MSI \\ A_i = A_i(S_t) \to MSA \\ VAR(u) = (VAR(u))(S_t) \to MSH \end{Bmatrix} \qquad (۶)$$

که در مدل رابطه (۶) Δy_t نماینده متغیر رشد تولید و همچنین

1. Generalized Autoregressive Model
2. Bilinear Model
3. Threshold Autoregressive Model
4. Smooth Transition
5. Artifical Neural Network
6. Smooth Transition
7. Smooth Transition Autoregressive
8. Artificial Neural Network
9. Hamilton (1989)

$V(S_t)$ به عنوان میانگین فرآیند یا عرض از مبدأ در رژیم‌های مختلف می‌باشد. همچنین A_i و B_i به ترتیب ضرایب متغیرهای AR و MA هستند. ε_t سری باقیمانده‌ها می‌باشد. حال اگر رابطه (۶) را به صورت رابطه (۷) بازنویسی کنیم. مدل MSM قابل تبیین است. خلاصه مدل‌های MS-AR در جدول (۱) ارائه شده است (کرولزیک[1]، ۱۹۹۷: ۱۱).

با توجه به این واقعیت که برخی از متغیرهای اقتصادی بر اساس نظریه‌های اقتصادی و مشاهدات تجربی دارای رفتار غیر خطی هستند، لذا می‌توان این گونه متغیرها را با استفاده از مدل‌های مندرج در جدول (۱) مدل‌سازی نمود. در نهایت باید متذکر شد که تخمین مدل مارکف سوئیچینگ از روش‌هایی نظیر تخمین حداکثر درست‌نمائی[2]، ماکزیمم حداکثر انتظار[3] و روش نمونه برداری گیبس[4] انجام می‌گیرد. برای آنکه بتوان بهترین مدل را از میان مدل‌های فوق انتخاب نمود در این مطالعه استرتژی انتخاب مدل به صورت زیر خواهد بود.

- تعیین تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای حاضر در مدل با استفاده از آماره اطلاعاتی آکاییک برای تمام حالت‌های ممکن مدل مارکف سوئیچینگ
- مقایسه حالت‌های تخمین زده شده بر مبنای سه ویژگی:
  - داشتن بیشترین ضرایب معنادار (به ویژه اجزای وابسته به رژیم)
  - داشتن بیشترین مقدار تابع حداکثر راستنمایی
  - داشتن حداقل واریانس جملات اخلال

۳-۳- شبکه عصبی – فازی (ANFIS)

عبارت ANFIS که مخفف سیستم استنتاج عصبی–فازی تطبیقی است، یک پارادایم عصبی–فازی کارا و شفاف است که برای اولین بار توسط جانگ[5] و همکاران در سال ۱۹۹۷ ارائه شد. استنتاج فازی سوگنو انتخاب مناسبی است که نیاز به عملیات غیرفازی سازی ندارد و در مدل‌سازی‌های فازی نمونه‌گرا[6] به وفور مورد استفاده قرار گرفته است. یک سیستم استنتاج فازی با دو ورودی x_1 و x_2 و یک خروجی y را در نظر بگیرید. برای یک مدل سوگنوی مرتبه اول، مجموعه‌ای از دو قاعده فازی اگر آنگاه را به صورت زیر در نظر بگیرید (جانگ، ۱۹۹۷: ۵۵).

$$O_i^2 = \omega_i = \mu_{\tilde{A}_{1,i}}(x_1)\mu_{\tilde{A}_{2,i}}(x_2), \qquad i = 1,2$$

اگر x_1 متعلق به $\tilde{A}_{1,1}$، x_2 متعلق به $\tilde{A}_{1,2}$، آنگاه $z_1 = p_1x_1 + q_1x_2 + r_1$. اگر x_1 متعلق به $\tilde{A}_{2,1}$، x_2 متعلق به $\tilde{A}_{2,2}$، آنگاه $z_2 = p_2x_1 + q_2x_2 + r_2$.

ساختار ANFIS معادل در نمودار (۱) با فرض یکسان بودن توابع برای همه گره‌ها آمده است. برای لایه‌های دوم تا چهارم، O_i^k نشان دهنده خروجی قاعده iاُم در لایه kاُم است. لایه ۱:

$$\Delta y_t = \mu(S_t) + \sum_{i=1}^{p} A_i\,(\Delta y_t - \mu(S_t)) + u_t \rightarrow MSM \qquad (۷)$$

خروجی هر گره در این لایه درجه عضویتی از یک مجموعه فازی متناظر با هر ورودی است. تابع عضویت این مجموعه فازی می‌تواند هر تابع عضویت پارامتری مناسب مثل تابع گاوسی باشد. پارامترهای توابع عضویت همان پارامترهای مقدم سیستم استنتاج هستند.

$$O_{j,i}^1 = \mu_{\tilde{A}_{j,i}}(x_j), \qquad i,j = 1,2$$

توجه کنید که $O_{j,i}^1$ خروجی jاُمین ورودی در قاعده iاُم در لایه اول می‌باشد.

لایه ۲: خروجی هر گره در این لایه قدرت آتش قاعده را نشان می‌دهد. برای محاسبه خروجی می‌توان از حاصل ضرب یا کمینه مقدار تمامی سیگنال‌های ورودی یا هر T نرم دیگری (برای عملگر AND) استفاده کرد.

لایه ۳: خروجی هر گره در این لایه، مقدار نرمال شده خروجی لایه دوم می‌باشد.

$$O_i^3 = \overline{w_i} = \frac{w_i}{w_1 + w_2}, \qquad i = 1,2$$

لایه ۴: خروجی هر گره در این لایه مقادیر نرمال‌شده هر قاعده فازی است. ضرایب معادله خطی چندجمله‌ای هر قاعده همان پارامترهای پیامد در سیستم استنتاج هستند.

$$O_i^4 = \overline{w_i}z_i = \overline{w_i}(p_ix + q_iy + r_i), \qquad i = 1,2$$

لایه ۵: خروجی این گره، خروجی نهایی سیستم است که مجموع تمامی سیگنال‌های ورودی می‌باشد.

$$y = \sum_{i=1}^{2} \overline{w_i}z_i = \frac{\sum_{i=1}^{2} \overline{w_i}z_i}{\sum_{i=1}^{2} \overline{w_i}}$$

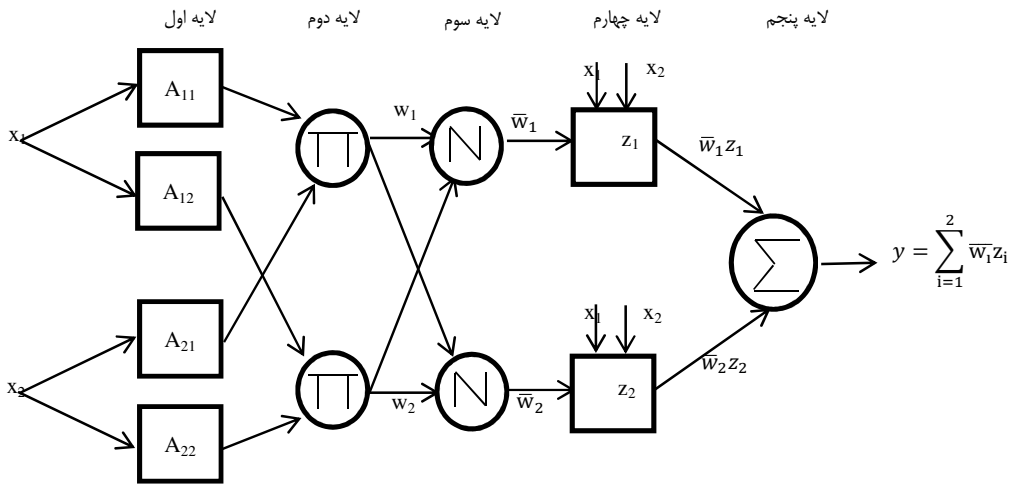
برای اینکه در یک مدل عصبی–فازی غیرخطی، پارامترها را تعیین کنیم، ترکیب روش کاهش شیب با پس انتشار خطا می‌تواند برای آموزش شبکه عصبی به کار گرفته شود. با این وجود معمولاً این روش بهینه‌سازی برای همگرایی به زمان زیادی نیاز دارد.

1. Krolzig (1997)
2. Maximum Likelihood Estimation (MLE)
3. Expectation Maximization (EM)
4. Gibbs Sampling Approach
5. Jang et al. (1997)
6. Sample-Based

جدول ۱. خلاصه مدل‌های MS-AR

توضیحات		MSM		MSI	
		میانگین متغیر	میانگین ثابت	عرض از مبدأ متغیر	عرض از مبدأ ثابت
A_iثابت	σثابت	MSM	Mخطی	MSI	خطی
	σمتغیر	MSMH	MSH	MSIH	MSH
A_iمتغیر	σثابت	MSMA	MSA	MSIA	MSA
	σمتغیر	MSMAH	MSAH	MSIAH	MSAH

مأخذ: کرولزیک (۱۹۹۷: ۱۴)



نمودار ۱. ساختار معادل ANFIS

اگر مجموعه پارامترهای مدل S فرض شود، دو زیرمجموعه S_1 و S_2 به قسمی وجود دارد که S_2 مجموعه پارامترهای خطی آن می‌باشد. نظریه علمی‌ای که در پس قانون آموزش هایبرید قرار دارد این است که برای مقادیر ثابت معین پارامترهای مجموعه S_1، پارامترهای مجموعه S_2 می‌توانند به وسیله روش حداقل مربعات با تابع هدف کمینه‌سازی مجموع مربعات خطا، پیدا شوند و تضمین کنند که نقطه بهینه سراسری[1] را به دست می‌دهند. هنگامی که مقادیر پارامترهای مجموعه S_2 ثابت شدند، پارامترهای مجموعه S_1 با روش کاهش شیب بروز می‌شوند (جانگ، ۱۹۹۷: ۶۰).

با توجه به ساختار ANFIS در نمودار (۱)، اگر مقادیر پارامترهای مقدم ثابت فرض شوند خروجی نهایی می‌تواند به صورت ترکیبی خطی از پارامترهای نتیجه نوشته شود. خروجی نهایی را می‌توان به صورت رابطه (۸) بازنویسی کرد.

$$\begin{aligned} y = \overline{w}_1(p_1x + q_1y + r_1) \\ + \overline{w}_2(p_2x + q_2y \\ + r_2) \\ = (\overline{w}_1x)p_1 \\ + (\overline{w}_1y)q_1 + (\overline{w}_1)r_1 \\ + (\overline{w}_2x)p_2 \\ + (\overline{w}_2y)q_2 + (\overline{w}_1)r_2 \end{aligned} \quad (۸)$$

که نسبت به پارامترهای نتیجه p_1، q_1، r_1، p_2، q_2 و r_2 خطی است. در این حالت S_1 مجموعه پارامترهای مقدم (غیرخطی) و S_2 مجموعه پارامترهای نتیجه (خطی) می‌باشد. در حرکت (گام) رو به جلو الگوریتم آموزش، خروجی‌های گره رو به جلو تا رسیدن به لایه ۴ حرکت می‌کنند و سپس پارامترهای نتیجه بر اساس روش حداقل مربعات تعیین می‌شود. در گام رو به عقب، سیگنال‌های خطا پس انتشار یافته و پارامترهای مقدم به وسیله کاهش شیب بروز می‌شوند. جدول (۲) فعالیت‌های هر گام را نشان می‌دهد (جانگ، ۱۹۹۷: ۶۲).

1. Global Optimum Point

جدول ۲. دو گام موجود در الگوریتم هایبرید برای ANFIS

	گام رو به جلو	گام رو به عقب
پارامترهای مقدم	ثابت	کاهش شیب
پارامترهای نتیجه	برآوردگر حداقل مربعات	ثابت
سیگنال‌ها	خروجی سیگنال‌ها	سیگنال‌های خطا

مأخذ: جانگ (۱۹۹۷: ۶۲)

به طور خلاصه با به‌کارگیری مدل فازی سوگنو به عنوان سیستم استنتاج و ترکیب آن با برآوردگر حداقل مربعات و روش کاهش شیب، ساختار ANFIS برای مدل سازی عصبی–فازی غیرخطی و نیز به منظور پیش‌بینی سری‌های زمانی در دامنه زمان بسیار مناسب است.

۳-۴- معیارهای ارزیابی کارایی مدل‌های پیش‌بینی

به هنگام مدل‌سازی (برازش) و همچنین پس از فرایند برازش نیاز است تا عملکرد مدل ارزیابی شود. معیارهای خطا نقش بسیار مهمی در کالیبره کردن یا پالایش یک مدل دارند به طوری که با آن می‌توان به درستی برای یک مجموعه از سری‌های زمانی پیش‌بینی کرد. از این معیارهای ارزیابی می‌توان به میانگین قدرمطلق خطا[1]، و جذر میانگین مجموع مربعات خطا[2] و میانگین قدرمطلق درصد خطا[3] اشاره کرد (آرمسترونگ و کولوپی[4]، ۱۹۹۲: ۷۵). میانگین قدر مطلق خطا که با MAE نشان داده می‌شود، رابطه (۹) متوسط قدر مطلق خطاها را نشان می‌دهد (آزاده و همکاران، ۲۰۰۸: ۲۱۷۱).

$$MAE = \frac{\sum|Y_t - \hat{Y}_t|}{n} \qquad (۹)$$

جذر میانگین مجموع مربعات خطا (RMSE) که در رابطه (۱۰) نشان داده شده است میزان خطا به ازای هر مشاهده یعنی میانگین آنها به دست می‌آید.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum(Y_t - \hat{Y}_t)^2}{n}} \qquad (۱۰)$$

میانگین قدرمطلق درصد خطا از جمله معیارهای خطای درصدی است که محبوبیت فراوانی دارد و اخیراً بسیار مورد استفاده قرار گرفته است. شاید بتوان گفت پر استفاده‌ترین معیار بدون واحد است. این معیار در رابطه (۱۱) با MAPE نشان داده می‌شود (همان، ۲۰۰۸: ۲۱۷۱).

$$MAPE = \frac{1}{n}\sum\left|\frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t}\right| \times 100 \qquad (۱۱)$$

از آنجایی که RMSE اندازه خطا را نشان می‌دهد، نسبتا در مقایسه با دیگر معیارها برای تصمیم‌گیران مفیدتر است و به همین خاطر است که نسبت به دیگر معیارها بیشتر به کار می‌رود به طوری که کاملاً در ادبیات موضوع نیز اغلب به چشم دیده می‌شود.

٤- نتایج تحقیق

۴-۱- داده‌های تحقیق

داده‌های مورد نیاز به منظور مقایسه مدل‌های مذکور، شامل سری زمانی تولید ناخالص داخلی ایران[5] به قیمت پایه سال ۱۳۷۶ از سال ۱۳۳۸ تا ۱۳۹۲ بوده که از پایگاه اینترنتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری شده و در هر سه مدل پیش‌بینی دوره ۱۳۸۴–۱۳۳۸ به آموزش و دوره ۱۳۹۲–۱۳۸۵به تست مدل‌ها اختصاص داده شده است.

برای محاسبه نرخ رشد اقتصادی سالیانه ایران از رابطه (۱۲) استفاده شده است.

$$GGDP = \big(log(GDP) - log\big(GDP(-1)\big)\big) \qquad (۱۲)$$

همچنین، جهت طراحی مدل ARIMA از نرم‌افزار Eviews6 و طراحی مدل‌های مارکف سوئیچینگ و ANFIS به ترتیب از نرم‌افزارهای OxMetrics6 و Matlab7 استفاده شده است.

۴-۲- آزمون مانایی

در این مطالعه از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ایران به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ به عنوان شاخص رشد اقتصادی ایران در دوره زمانی ۱۳۹۲–۱۳۳۸ استفاده شده است. با توجه به اینکه اولین اصل در کار با داده‌های سری‌زمانی ارزیابی مانایی سری‌زمانی است در ادامه مانایی رشد اقتصادی ایران با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس –پرون (PP) مورد بررسی قرار گرفته است که نتایج آن در جدول (۳) نشان داده شده است. چنان که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، هر دو آزمون ADF و PP نشان می‌دهند که متغیر سری‌زمانی رشد تولید ناخالص داخلی ایران در سطح مانا است.

1. Mean Absolute Error
2. Root Mean Square Error
3. Mean Absolute Percentage Error
4. Armstrong & Collopy (1992)

5. Gross Domestic Product

جدول ۳. نتایج آزمون‌های ریشه واحد سری رشد تولید خالص داخلی ایران

آزمون	عرض از مبدأ	روند	آماره آزمون	P-Value	نتیجه
ADF	++	++	-۳/۹۵	۰/۰۰۳۳	ماناست
PP	++	++	-۳/۹۵	۰/۰۰۳۳	ماناست

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۳- آزمون BDS

با توجه به اینکه این مطالعه مدل خطی ARIMA را با مدل‌های غیر خطی ANFIS و مارکف سوئیچینگ مقایسه می‌کند، ابتدا باید آزمون شود که متغیر نرخ رشد اقتصادی ایران دارای روند خطی است یا غیر خطی، سپس نتایج مدل‌های مختلف بر این اساس مقایسه می‌شود. آزمون BDS[1] یکی از آزمون‌هایی است که برای بررسی وجود روابط خطی یا غیر خطی در سری‌های زمانی بیشترین کاربرد را دارد. جدول (۴) نتایج این آزمون را برای رشد اقتصادی ایران نشان می‌دهد. همان طور که مشاهده می‌شود، فرضیه صفر مبنی بر اینکه رشد اقتصادی ایران دارای روند خطی است رد می‌شود.

جدول ۴. نتایج آزمون BDS سری رشد تولید ناخالص داخلی ایران

Dimension	Prob.	z-Statistic	Std. Error	BD Statistic
۲	۰/۰۰	۳/۷۵۳	۰/۰۱۱	۰/۰۳۹۹
۳	۰/۰۰	۳/۵۷	۰/۰۱۷	۰/۰۶۱
٤	۰/۰۰	٤/۲۹٦	۰/۰۲۰	۰/۰۸۸
٥	۰/۰۰	٤/۹۷۹	۰/۰۲۱	۰/۱۰۸
٦	۰/۰۰	٥/٦۰۸	۰/۰۲۱	۰/۱۱۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

یعنی با توجه به نتایج جدول بالا می‌توان گفت رشد اقتصادی ایران تقریباً روند غیر خطی دارد. بنابراین انتظار می‌رود مدل‌های غیر خطی عملکرد مناسب‌تری نسبت به مدل خطی ARIMA در پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران داشته باشند.

۴-۴- نتایج مدل ARIMA

بعد از مرحله آماده سازی داده‌ها به مرحله ساخت مدل می‌رسیم. بنا بر متدلوژی باکس-جنکینز بعد از ایستاسازی داده‌ها، بایستی مقادیر پارامترها را تعیین کرد. برای این کار، با استفاده از چند قانون از روی همبستگی نگار می‌توان مقادیر ممکن پارامترهای p، q، را تعیین کرد. با بررسی نمودار ACF[2] می‌توان مرتبه ترم‌های MA را تعیین کرد. به طور مشابه از روی نمودار PACF[3] می‌توان مرتبه ترم‌های AR را تعیین کرد. با توجه به حداکثر مقادیر پارامترهای بالا می‌توان چندین مدل مختلف ایجاد کرد. برای این مدل‌ها باید معیارهای زیر را لحاظ کرد تا مدل‌های مجاز و مناسب برای پیش‌بینی حاصل شوند. این معیارها به صورت:۱) آماره t هر یک از ترم‌ها ۲) معیارهای انتخاب مدل مثل AIC، SIC، HQ ۳) آماره دوربن-واتسن مدل برای بررسی خودهمبستگی ۴) R^2 تعدیل شده ۵) ایستایی و معکوس‌پذیری ریشه‌های مدل برآورد شده ۶) نرمال بودن سری مانده‌ها با آزمون Normality ۷) خودهمبستگی در سری مانده‌ها با آزمون بروش-گادفری[4] Serial Correlation LM ۸) ناهمسانی واریانس در سری مانده‌ها با آزمون ARCH LM می‌باشند.

لازم به ذکر است که آزمون خودهمبستگی بروش-گادفری از یک چارچوب عمومی‌تر و بهتری نسبت به آماره دوربن-واتسن برای بررسی خودهمبستگی برخوردار است (راهنمای ایویوز ۷، ۲۰۰۹، ۱۱۸). اگر در مدلی آماره t یکی از ترم‌های به کار رفته معنی‌دار نباشد یا اگر شرایط ایستایی و معکوس پذیری برای ریشه‌های مدل برقرار نباشد، آن مدل حذف می‌شود. سپس برای تمامی مدل‌ها سه آزمون شماره‌های ۶، ۷ و ۸ انجام می‌شود و اگر تمامی آنها در سطح ۵٪ پذیرفته شدند مدل معتبر و قابل انتخاب است. سپس از بین مدل‌ها، بسته به معیارهای آمده در ۲، ۳ و ۴ می‌توان بهترین‌ها را انتخاب کرد. در این مرحله تعداد جملات میانگین متحرک (MA) و خود رگرسیون (AR) با استفاده از توابع ACF و PACF از روش باکس-جنکیز تعیین شده است. بهترین مدل ARIMA(1,0,1) است. آماره آزمون جارک- برا برای جمله باقیمانده خطا مدل برابر (۰/۶۷۳) ۰/۷۹۰۹ است. یعنی جمله باقیمانده این مدل توزیع نرمال است. پس از انتخاب بهترین مدل برازش شده در این مرحله رشد تولید ناخالص داخلی ایران برای دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۵ پیش‌بینی شده است. در این مدل برای پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران متغیر مجازی برای سال‌های رشد مثبت مقدار یک و رشد منفی مقدار صفر استفاده شد. جدول (۵) مقادیر واقعی، پیش‌بینی شده و خطای پیش‌بینی توسط مدل ARIMA(1,0,1) را در دوره مورد بررسی نشان می‌دهد.

1. Brock, Dechert and Scheinkman
2. Autocorrelation Function
3. Partial Autocorrelation Functions
4. Breusch-Godfrey

جدول ۵. مقادیر واقعی، پیش‌بینی شده و خطای پیش‌بینی مدل ARIMA(1,0,1)

سال	مقدار واقعی	مقدار پیش‌بینی	خطای پیش‌بینی
۱۳۸۵	۰/۰٦٤۰٤	۰/۰٦٤۹۱	-۰/۰۰۰۸٦
۱۳۸٦	۰/۰٦٤٤	۰/۰٦٥۸	-۰/۰۰۱۳۷
۱۳۸۷	۰/۰٦۰٥۲	۰/۰٦۰٦٥	-۰/۰۰۰۱۲
۱۳۸۸	۰/۰٥۷۰۷	۰/۰٥۷۳۰	-۰/۰۰۰۲۲
۱۳۸۹	۰/۰٥۳۹۹	۰/۰٥۷۹٤	-۰/۰۰۳۹٤
۱۳۹۰	۰/۰٥۱۲۲	۰/۰٥٦٥۱	-۰/۰۰٥۲۸
۱۳۹۱	-۰/۰٦۸	-۰/۰۷۳۲۳	۰/۰۰٥۲۳
۱۳۹۲	-۰/۰۲۲	-۰/۰٤۲۷۷	۰/۰۲۰۷۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۶. مقادیر واقعی، پیش‌بینی شده و خطای پیش‌بینی مدل مارکف سوئیچینگ MS-AR (3, 1)

سال	مقدار واقعی	مقدار پیش‌بینی	خطای پیش‌بینی
۱۳۸۵	۰/۰٦٤۰٤	۰/۰٦۲۷۹	۰/۰۰۱۲٥
۱۳۸٦	۰/۰٦٤٤	۰/۰٦۳۸٦	۰/۰۰۰٥٦
۱۳۸۷	۰/۰٦۰٥۲	۰/۰٦۲۲۱	-۰/۰۰۱٦۹
۱۳۸۸	۰/۰٥۷۰۷	۰/۰٥۸٤٥	-۰/۰۰۱۳۸
۱۳۸۹	۰/۰٥۳۹۹	۰/۰٥۷٤٦	-۰/۰۰۳٤۷
۱۳۹۰	۰/۰٥۱۲۲	۰/۰٥٤۳٥	-۰/۰۰۳۱۳
۱۳۹۱	-۰/۰٦۸	-۰/۰٥۹٤۳	-۰/۰۰۸٥٦
۱۳۹۲	-۰/۰۲۲	-۰/۰۲۰۳٤	-۰/۰۰۱٦٥

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۵- نتایج مدل مارکف سوئیچینگ

طبق استراتژی انتخاب مدل که در بخش معرفی روش و مدل تحقیق به آن اشاره گردید مدل بهینه با ۴ وقفه برای متغیر رشد اقتصادی ایران و تعداد انتخاب شده رژیم بهینه نیز ۳ می‌باشد ((MS(3)-AR(1)). جدول (۶) نتایج حاصل از تخمین مدل مارکف سوئیچینگ را نشان می‌دهد.

۴-۶- مدل ANFIS

داده‌های مورد استفاده در تحقیق به سه دسته مجزا از هم تفکیک می‌شوند. یک دسته برای آموزش شبکه (Training) که عموماً ۵۰ تا ۸۵ درصد تعداد داده‌ها را شامل می‌شود، دسته دوم برای تست شبکه (Testing) که در واقع وقتی دقت و خطا شبکه روی داده‌های آموزشی زیاد می‌شود برای جلوگیری از بیش-برازش (ایجاد تصادفی بودن در خط برازش) روی داده‌های تست مقدار خطا رو هم حساب می‌کند و پارامترهای شبکه‌ای که مقدار خطای تست کمتری دارند را به عنوان جواب نهایی انتخاب می‌کند. دسته سوم داده‌های اعتبارسنجی یا داده‌های چک (Checking) نام دارند که برای پیش‌بینی استفاده می‌شوند. مدل مورد استفاده برای آموزش و پیش‌بینی ANFIS یک سامانه استنتاج فازی سوگنو با تابع عضویت ورودی تفاوت دو تابع سیگموئید و توابع خروجی خطی را در یک ساختار عصبی اجرا می‌کند و برای فرایند آموزش از ترکیبی از روش‌های آموزش پس انتشار خطا و حداقل مربعات خطا استفاده می‌کند. بدین ترتیب یک سیستم عصبی فازی طراحی شده است که قابلیت یادگیری دارد و بدین صورت عمل می‌کند که در هر دور آموزش، هنگام حرکت رو به جلو خروجی‌های گره‌ها به صورت عادی تا لایه آخر محاسبه می‌شوند. و سپس پارامترهای نتیجه توسط روش کمترین مجموع مربعات خطا محاسبه می‌شوند.

در ادامه پس از محاسبه خطا در بازگشت رو به عقب نسبت خطا بر روی پارامترهای شرط، پخش شده و با استفاده از روش شیب نزولی خطا مقدار آنها تصحیح می‌شود. برای مدل‌سازی و آموزش شبکه از طریق تغییر مداوم توابع عضویت مختلف، تعداد توابع عضویت و تعداد وقفه‌های متغیر، از طریق آزمون و خطا شبکه‌ای با سه تابع عضویت تفاوت دو تابع سیگموئید برای ورودی و توابع خطی برای خروجی و یک وقفه از متغیر ساخته شده است. جدول (۷) مقادیر واقعی و پیش‌بینی شده توسط مدل ANFIS و همچنین خطای پیش‌بینی را نشان می‌دهد.

۴-۷- مقایسه عملکرد مدل‌های مختلف پیش‌بینی

در این بخش با توجه به نتایج به دست آمده از روش‌های مختلف در پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران به مقایسه عملکرد این مدل‌ها با استفاده از معیارهای MAE، RMSE و MAPE پرداخته شده است. که نتایج این معیارها در جدول (۸) برای مدل‌های مختلف آورده شده است. همان‌طور که در جدول (۸) مشاهده می‌شود هر کدام از مقادیر معیارهای مربوط به مدل پیش‌بینی ANFIS کمترین مقدار را دارا می‌باشند بنابراین، این مدل به عنوان بهترین مدل انتخاب می‌شود. نکته قابل توجه دیگر این است که روش مارکف سوئیچینگ اگر چه

نسبت به روش ARIMA عملکرد بهتری دارد اما نسبت به روش ANFIS عملکرد ضعیف‌تری دارد.

جدول ۷. مقادیر واقعی، پیش‌بینی شده و خطای پیش‌بینی مدل شبکه عصبی–فازی ANFIS

سال	مقدار واقعی	مقدار پیش‌بینی	خطای پیش‌بینی
۱۳۸۵	۰/۰۶۴۰۴	۰/۰۶۳۵۷	۰/۰۰۰۴۷
۱۳۸۶	۰/۰۶۴۴	۰/۰۶۴۶۵	-۰/۰۰۰۲۲
۱۳۸۷	۰/۰۶۰۵۲	۰/۰۶۰۴۳	۰/۰۰۰۰۹
۱۳۸۸	۰/۰۵۷۰۷	۰/۰۵۸۳۰	-۰/۰۰۱۲۲
۱۳۸۹	۰/۰۵۳۹۹	۰/۰۵۴۵۰	-۰/۰۰۰۵۱
۱۳۹۰	۰/۰۵۱۲۲	۰/۰۵۲۳۴	-۰/۰۰۱۱۲
۱۳۹۱	-۰/۰۶۸	-۰/۰۷۳۸۱	۰/۰۰۵۸۱
۱۳۹۲	-۰/۰۲۲	-۰/۰۲۷۶۵	۰/۰۰۵۶۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۸. مقایسه عملکرد روش‌های مختلف در پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران

معیار	ARIMA	MS	ANFIS
MAE	۰/۰۰۴۷۲	۰/۰۰۲۷۱	۰/۰۰۱۸۹
RMSE	۰/۰۰۷۹۴	۰/۰۰۳۶۱	۰/۰۰۲۹۳
MAPE	۱۵/۴۷۵۷	۵/۰۸۸۶	۵/۱۰۰۰۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

داده‌های حساب ملی یکی از مهم‌ترین ابزارهای آماری در برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری‌های اقتصادی است. از این رو پیش‌بینی متغیرهای عمده از اهمیت خاصی برخوردار است. رشد اقتصادی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی است که همواره مورد توجه سیاست‌گذاران بوده و پیش‌بینی آن از اولویت بالایی برخوردار است. از آنجا که پیش‌بینی بر اساس مدل‌های چند متغیر اقتصادسنجی با محدودیت‌های زیادی همراه است، هدف اصلی این مطالعه شناسایی روش مناسب برای پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران از طریق رویکرد تک متغیری با استفاده از روش‌های ARIMA، مارکف سوئیچینگ و ANFIS طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۳ است. بدین منظور از معیارهای ارزیابی عملکرد مدل‌های پیش‌بینی RMSE، MAE و MAPE استفاده شده است. از میان این سه روش مشاهده شد که روش ANFIS در پیش‌بینی خطای کمتری دارد و به عنوان بهترین روش انتخاب شد. نتیجه دیگری که می‌توان از این مطالعه گرفت مقادیر معیارهای خطای کمتر مدل مارکف سوئیچینگ نسبت به مدل ARIMA می‌باشد که با توجه به اینکه مدل مارکف سوئیچینگ غیر خطی می‌باشد می‌توان رابطه غیر خطی بین روند رشد اقتصادی ایران را نتیجه گرفت.

٦- پیشنهادات

با توجه به دقت پیش‌بینی بالاتر الگوریتم پیشنهادی این مطالعه، استفاده از این تکنیک در پیش‌بینی سایر متغیرهای اقتصادی پیشنهاد می‌گردد. نهایتاً پیشنهاد می‌شود روش‌های جدید پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی از جمله روش‌های ترکیبی که هر کدام دارای مزیت‌هایی در پیش‌بینی هستند و امکان پیش‌بینی دقیق‌تر را فراهم می‌کنند، برای مطالعات آتی بیشتر استفاده شود تا شرایط لازم برای تصمیم‌گیری و سیاست‌گذاری مناسب فراهم شود. با توجه به اینکه متوسط رشد بلندمدت اقتصادی کشور طی سال‌های پس از بازسازی جنگ تحمیلی (سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۱) ۳/۷ درصد در سال بوده، محاسبات صورت گرفته در مورد عناصر اصلی تشکیل دهنده رشد اقتصادی ایران در بیش از پنج دهه گذشته نشان می‌دهد که رشد موجودی سرمایه، عامل اصلی شکل دهنده رشد اقتصادی کشور بوده است. به گونه‌ای که میزان رشد موجودی سرمایه و رشد اقتصادی بسیار نزدیک به یکدیگر حرکت کرده‌اند. از آنجا که انباشت سرمایه فیزیکی، تقریباً به طور مستمر در حال افزایش بوده است، میزان رشد اقتصادی مثبتی برای کشور به وجود خواهد آورد. بر این اساس پیشنهاد سیاستی بر پایه توجه به مقوله سرمایه‌گذاری و حمایت از بنگاه‌های اقتصادی و تولیدات داخلی می‌باشد.

منابع

جعفری‌صمیمی، احمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور و قادری، سامان (۱۳۹۳). "اثرات نامتقارن کل‌های پولی دیویژیا بر تورم در ایران: کاربرد روش چرخشی مارکوف". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۶، ۴۰-۲۱.

جهانیان، ناصر (۱۳۸۸). "*اسلام و رشد عدالت محور*". تهران، سازمان انتشارات پژوهشگاه فرهنگ و اندیشه اسلامی، شماره ۱، جلد اول.

قره‌باغیان، مرتضی (۱۳۷۲). "*رشد نوین اقتصادی*". تهران، خدمات فرهنگی رسا، شماره ۱، جلد دوم.

مهدیلو، علی؛ صادقی، حسین و عصاری آرانی، عباس (۱۳۹۴). "برآورد تأثیر غیرخطی فرصت‌های رانت‌جویی بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱۸، ۳۰-۱۱.

Abeysinghe, T. (1998). "Forecasting Singapore's Quarterly GDP with Monthly External Trade". *International Journal of Forecasting,* 14(3), 505-513.

Armstrong, J. S. & Collopy, F. (1992). "Error Measures for Generalizing about Forecasting Methods: Empirical Comparisons". *International Journal of Forecasting,* 8(1), 69-80.

Azadeh, A., Saberi, M., Ghaderi, S. F., Gitiforouz, A. & Ebrahimipour, V. (2008). "Improved Estimation of Electricity Demand Function by Integration of Fuzzy System and Data Mining Approach". *Energy Conversion and Management,* 49(8), 2165–2177.

Baffigi, A., Golinelli, R. & Parigi, G. (2004). "Bridge Models to Forecast the Euro Area GDP". *International Journal of Forecasting*, 20(2), 447-460.

Banbura, M. & Runstler, G. (2011). "A Look into the Factor Model Black Box: Publication Lags and the Role of Hard and Soft Data in Forecasting GDP". *International Journal of Forecasting*, 27, 333–346.

Barhoumi, K., Darne, O. & Ferrara, L. (2010). "Are Disaggregate Data Useful for Factor Analysis in Forecasting French GDP". *Journal of Forecasting,* 29(2), 132-144.

EViews 7 User's Guide II (2009). "Quantitative Micro Software", LLC.

Gan, W. B. & Wong, F. C. (1993). "A Bayesian Vector-autoregression Model for Forecasting Quarterly GDP". *The Singapore Experience. Singapore Economic Review,* 38(2), 15-34.

Giovanis, E. (2010). "Application of Adaptive Network-based Fuzzy Inference System in Macroeconomic Variables Forecasting". *World Academy of Science. Engineering and Technology*, 64, 660-667.

Hamilton, J. (1989). "A New Approach to The Economic Analysis of Nonstationary Time Series and The Business Cycle". *Econometrica: Journal of the Econometric Society,* 57(2), 357–384.

Hamzacebi, C. (2008). "Improving Artificial Neural Networks' Performance in Seasonal Time Series Forecasting". *Information Sciences*, 178(23), 4550-4559.

Hukkinen, J. & Viren, M. (1999). "Assessing the Forecasting Performance of a Macroeconomic Model". *Journal of Policy Modeling*, 21(1), 753-768.

Jafari-Samimi, A., Shirazi, B. & Fazlollahtabar, H. (2007). "A Comparison between Time Series, Exponential Smoothing and Neural Network Methods to Forecast GDP of Iran". *Iranian Economic Review*, 12(19), 19-35.

Jang, J. S. R., Sun, C. T. & Mizutani, E. (1997). "Neuro-Fuzzy and Soft Computing: A Computational Approach to Learning and Machine Intelligence", *Prentice Hall*.

Jones, I. C. (1997). "Introduction to Economic Growth". New York: W.W. Norton and Co. First Edition.

Kang, C. S. A. (1980). "Identification of Autoregressive Integrated Moving Average Time Series". Ph.D. Thesis, Arizona State University.

Krolzig, H. (1997). "Markov-Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference, and Application to Business Cycle Analysis". Springer, Berlin.

Mirbagheri, M. (2010). "Fuzzy-Logic and Neural Network Fuzzy Forecosting of

Iran GDP Growth". *African Journal of Business Management,* 4(6), 925-929.

Pouzols, F. M., Lendasse, A. & Barros, A. B. (2008). "Autoregressive Time Series Prediction by Means of Fuzzy Inference Systems Using Estimation of Electricity Demand Function by Integration of Fuzzy System and Data Mining Approach". *Energy Conversion and Management*, 49(2), 2165–2177.

Qin, D., Cegas, M. A., Ducanes, G., Magtibay-Ramos, N. & Quising, P. (2008). "Automatic Leading Indicators versus Macroeconometric Structural Models: A Comparison of Inflation and GDP Growth Forecasting". *International Journal of Forecsting,* 24(3), 399–413.

Schumacher, C. (2007). "Forecasting German GDP Using Alternative Factor Models Based on Large Datasets". *Journal of Forecasting*, 26(1), 271–302.

Schumacher, C. (2008). "Real-time Forecasting of German GDP Based on a Large Factor Model with Monthly and Quarterly Data". *International Journal of Forecasting,* 24(3), 386–398.

Schumacher, C. (2010). "Factor Forecasting Using International Targeted Predictors: The Case of German GDP". *Economics Letters*, 107(2), 95–98.

Stock, J. H. & Watson, M. W. (2003). "Forecasting Output and Inflation: the Role of Asset Prices". *Journal of Economic Literature*, 41(3), 788–829.

Swanson, N. R. & White, H. (1997). "A Model Selection Approach to Real-Time Macroeconomic Forecasting Using Linear Models and Artificial Neural Networks". *The Review of Economics and Statistics*, 79(1), 540-550.

Wang, Ch. (2011). "A Comparison Study between Fuzzy Time Series Model and ARIMA Model for Forecasting Taiwan Export". *Expert Systems with Applications,* 38(8), 9296–9304.

Zhang, G. P. & Qi, M. (2005). "Neural Network Forecasting for Seasonal and Trend Time Series". *European Journal of Operational Research*, 160(2), 501-514.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و چهارم، پاییز ۱۳۹۵ (۸۲ـ۶۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 24, September 2016 (69-82)

کاربرد روش گشتاور تعمیم یافته در بررسی تأثیر ضریب نفوذ بیمه بر تولید ناخالص داخلی، مطالعه ایران

***صادق علی موحدمنش[۱]**
۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور
(دریافت: ۱۳۹٤/۹/۳ پذیرش: ۱۳۹٤/۱۱/۱٤)

Application of the GMM Method in Analyzing the Effect of Insurance Penetration Rate on GDP, The Case of Iran

***Sadegh Ali Movahed Manesh[1]**
1. Assistant Professor of Economics, Payame Noor University
(**Received:** 24/Nov./2015 **Accepted:** 3/Feb./2016)

چکیده:

بازارهای مالی، یکی از مهم‌ترین مکانیسم‌های جذب سرمایه و توزیع کارای سرمایه به وسیله انتقال پس‌اندازها به سمت سرمایه‌گذاری می‌باشند. با توجه به اهمیت بیمه در فعالیت‌های اقتصادی کشور، به بررسی اثر توسعه صنعت بیمه بر تولید ناخالص داخلی ایران پرداخته شده است. برای بررسی این موضوع اثر ضریب نفوذ بیمه و درجه باز بودن تجاری بر تولید ناخالص داخلی ایران طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۰ مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا، از مدل تعمیم یافته آورام (۲۰۱۰) استفاده شده است. وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای این مدل نیز توسط آزمون جوهانسون- جوسیلیوس تأیید شد. یافته‌های این تحقیق با استفاده از روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) در چارچوب داده‌های سری زمانی پویا، نشان دهنده اثر مثبت ضریب نفوذ بیمه بر تولید ناخالص داخلی ایران می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: صنعت بیمه، ضریب نفوذ بیمه، تولید ناخالص داخلی، رشد اقتصادی، روش‌گشتاور تعمیم یافته.
طبقه‌بندی JEL: O4، Q53، C33.

Abstract:

Financial markets is one of the most important mechanisms to attract investment and efficient distribution of assets by transferring savings to investment. Given the importance of insurance in the country's economic activities, the effect of insurance industry on the GDP of Iran is calculated. Thus the insurance penetration rate and degree of trade openness on GDP in Iran during 1971-2013 were examined. The generalized model of Avram (2010) were used. Long-term equilibrium relationship between the variables of the model was confirmed by Johansen-Juselius tests. According to GMM, the results showed a positive effect of country's insurance penetration rate on the GDP of Iran.

Keywords: Insurance Industry, Insurance Penetration Rate, GDP, Economic Growth, GMM Method.
JEL: O4, Q53, C33.

* **نویسنده مسئول:** صادق علی موحدمنش
E-mail: sa.movahedmanesh@gmail.com

*Corresponding Author: Sadegh Ali Movahed Manesh

۱- مقدمه

صنعت بیمه به عنوان یکی از شاخص‌های مهم توسعه‌یافتگی مطرح می‌شود. این صنعت نه تنها از عمده‌ترین نهادهای اقتصادی می‌باشد، بلکه فعالیت سایر نهادها را نیز پشتیبانی می‌نماید (کریمی، ۱۳۹۲: ۱۸۴). صنعت بیمه، مجموعه‌ای است که با محیط غیر بیمه‌ای خارج از خود در ارتباط و تعامل گسترده‌ای می‌باشد و با فراهم کردن زمینه رشد و توسعه، به لحاظ ماهیت و آثار خود مانع از عمیق‌شدن شکاف طبقاتی می‌شود. این امر تنش‌ها و التهاب‌های اجتماعی و سیاسی را کاهش می‌دهد (درخشیده، ۱۳۹۲: ۵).

با توجه به رابطه رشد مالی، توسعه مالی رشد اقتصادی از طریق کانال‌های بهره‌وری نهایی سرمایه، کانال بهره‌وری پس‌انداز به سرمایه‌گذاری، نرخ پس‌انداز و نوآوری در فناوری انجام می‌گیرد (لوین[1]، ۱۹۹۷: ۶۹۱). عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی از طریق این کانال‌ها به وسیله واسطه‌های مالی تحقق می‌یابد. این وظایف به منظور تسهیل تبادل کالا، خدمات و دارایی، ارائه مکانیزمی برای ادغام منابع با هم و انتقال آنها به مولدترین بخش اقتصاد جهت سرمایه‌گذاری، مدیریت ریسک و اطلاعات قیمت برای کمک به هماهنگ کردن تصمیم‌گیری غیر متمرکز در بخش‌های مختلف اقتصاد، به منظور پاکسازی و حل و فصل پرداخت‌ها به کار می‌رود (مرتن و بودای[2]، ۱۹۹۵: ۳۱-۳).

در میان واسطه‌های مالی، مؤسسات بیمه نقش مهمی را بر عهده دارند و از ابزار اصلی مدیریت ریسک برای شرکت‌ها و اشخاص به شمار می‌روند. این مؤسسات، از طریق صدور بیمه‌نامه‌ها، وجوه را جمع‌آوری و آن را به واحدهای اقتصادی که با کسری بودجه مواجه‌اند، جهت تأمین مالی سرمایه‌گذاری واقعی انتقال می‌دهند. اهمیت بیمه به دلیل سهم بالای این بخش در قسمت مالی، تقریباً در کشورهای در حال توسعه رو به رشد است (اوکی، ۲۰۱۲: ۷۰۱۷-۷۰۱۶).

با توجه به اهمیت موضوع بیمه و مطالب ذکر شده، هدف تحقیق حاضر ارزیابی عملکرد توسعه صنعت بیمه بر رشد اقتصادی ایران می‌باشد. سؤال این تحقیق بر این فرضیه بنا شده است که، ضریب نفوذ بیمه اثر معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی ایران دارد. در این مقاله پس از مقدمه، به بیان مبانی نظری و پیشینه در ارتباط با تحقیق پرداخته خواهد شد. روش‌شناسی و یافته‌های تحقیق مباحث بعدی را تشکیل می‌دهند. بخش پایانی نیز به نتیجه‌گیری و جمع‌بندی اختصاص یافته است.

1. Levine (1997)
2. Merton & Bodie (1995)

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

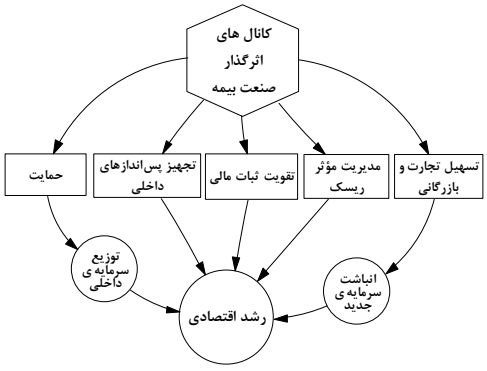
بازارهای مالی، یکی از مهم‌ترین مکانیسم‌های جذب سرمایه و توزیع کارای سرمایه به وسیله انتقال پس‌اندازها به سمت سرمایه‌گذاری می‌باشند (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۳) در این ارتباط، بیجهات[3] (۱۸۷۳) نقش مؤسسات مالی در رشد اقتصادی را بیان کرده است. البته، ایده اصلی ارتباط رشد اقتصادی و ساختار توسعه مالی به شومپیتر[4] (۱۹۱۱) برمی‌گردد. شومپیتر به اهمیت سیستم بانکی در رشد اقتصادی و شرایط برجسته آن تأکید کرده است و بر این اساس مؤسسات مالی فعال می‌توانند از طریق شناسایی و تأمین مالی سرمایه‌گذاری مولد منجر به نوآوری و رشد در آینده شوند (یحیی‌زاده‌فر و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۵). در ادبیات پیشین اقتصاددانانی از قبیل؛ گلداسمیت[5] (۱۹۶۹)، مک‌کینون[6] (۱۹۷۳) و شاو[7] (۱۹۷۳) پیشنهاد کرده‌اند که سیستم مالی نقش مهمی در رشد اقتصادی ایفا کرده است. در این مدل‌ها، مک‌کینون و شاو نشان داده‌اند که توسعه مالی، پس‌انداز و انباشت سرمایه را افزایش می‌دهد، و این امر منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود. نظریات اخیر توسط گرین وود و جوانوویک[8] (۱۹۹۰)، بن‌سیونگا و اسمیت[9] (۱۹۹۱)، لوین[10] (۱۹۹۱)، کینگ و لوین[11] (۱۹۹۳) بن سیونگا و همکاران[12] (۱۹۹۵) تئوری‌های مختلفی در چارچوب فعالیت‌های مالی و خدماتی در پیوند با رشد پایدار توسعه داده شده است. به طور خاص، توسعه مالی با افزایش تخصیص منابع و در نتیجه صرفه‌جویی نسبت به مقیاس ممکن است، نرخ پس‌انداز را کاهش دهد (چان لیو و مین هو، ۲۰۰۶: ۶۶۸ و شمس و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۹). هیکس[13] (۱۹۶۹) نیز، از جمله

3. Bagehot (1873)
4. Schumpeter (1911)
5. Goldsmith (1969)
6. McKinnon (1973)
7. Shaw (1973)
8. Greenwood & Jovanovic (1990)
9. Bencivenga & Smith (1991)
10. Levine (1991)
11. King & Levine (1993a)
12. Bencivenga et al. (1995)
13. Hicks (1969)

اقتصاددانانی بود که نظریات خود را در ارتباط با نقش مؤسسات مالی در رشد اقتصادی مطرح نمود. در سال‌های بعد، مرتن و بودای[1] (۱۹۹۵) و لوین[2] (۱۹۹۱، ۱۹۹۷، ۲۰۰۴) در بررسی‌های خود به نقش حمایتی مؤسسات مالی بر رشد اقتصادی به طرق مختلف پی بردند.

بیمه در واسطه‌گری مالی در ارتباط با نیاز واحدهای تجاری و خانوارها، مشابه بانک‌ها و بازار سرمایه عمل می‌کند. خدمات بیمه‌ای از توابع ارزشمند اقتصادی است که تا حدود زیادی از دیگر واسطه‌های مالی مجزا می‌باشد (تایو و آپانیسل[3]، ۲۰۱۴: ۱۲۱). با در نظر گرفتن اهمیت نقش بیمه در فرایند رشد، مطالعات تجربی متعددی در ارتباط با اثر بیمه بر رشد در سازمان ملل متحد انجام شده است. با این حال، هیچ اتفاق نظری در ارتباط با تأثیر توسعه بیمه و رشد اقتصادی وجود ندارد. به عنوان مثال، مطالعات کراک و همکاران[4] (۲۰۰۹)، هایس و سومگی[5] (۲۰۰۸)،آرنا[6] (۲۰۰۸)، و چن و همکاران[7] (۲۰۱۱) نشان داده است که بیمه اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است. با این وجود، وب و همکاران[8] (۲۰۰۲) در مطالعه‌ای، نشان داده‌اند که بیمه بر رشد اقتصادی اثر معنی‌دار و مثبتی نداشته است. در واقع، اکثر مطالعات موجود در ارتباط با رشد و بیمه در کشورهای توسعه‌یافته و چند کشور صنعتی متمرکز شده است. همچنین، مطالعات نظری و شواهد عملی نشان داده‌اند که کشورهای دارای سیستم مالی توسعه‌یافته از رشد اقتصادی بلندمدت و سریعی بهره می‌برند. بازارهای مالی توسعه‌یافته با تأثیر مثبت بر بهره‌وری و رشد اقتصادی موجب شده‌اند تا اهمیت رابطه رشد مالی در نتیجه افزایش سهم بخش بیمه در بخش مالی در اغلب کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، در حال افزایش باشد (جهانگرد، ۱۳۹۰: ۵۴). شرکت‌های بیمه به موجب ماهیت فعالیت‌شان یکی از کانال‌های مهم پس‌اندازی و در نتیجه نهادهای مهم و محوری مالی می‌باشند که علاوه بر تأمین امنیت فعالیت‌های اقتصادی از طریق ارائه خدمات بیمه‌ای قادرند نقشی مهم و اساسی در تحرک و پویایی بازارهای مالی و تأمین وجوه قابل سرمایه‌گذاری فعالیت‌های اقتصادی داشته باشند (حسن‌زاده، ۱۳۸۷: ۲۳۹).

نظر به موضوع تحقیق حاضر، شناسایی کانال‌های اثرگذار بخش بیمه بر رشد اقتصادی دارای اهمیت می‌باشد. اسکیپر[9] (۱۹۹۷) نشان داده است که فعالیت در بازار بیمه، هم به عنوان ارائه‌دهنده انتقال ریسک و پرداخت غرامت و هم به عنوان یک سرمایه‌گذار نهادی ممکن است به طرق مختلف؛ الف) تجهیز پس‌اندازهای داخلی، ب) مدیریت مؤثر ریسک‌های مختلف در نتیجه تشویق انباشت سرمایه جدید، ج) تقویت ثبات مالی، د) تسهیل تجارت و بازرگانی، ه) حمایت به منظور کاهش یا کاستن خسارات؛ و پیشبرد مؤثرتر توزیع سرمایه داخلی به رشد اقتصادی کمک نماید و موجب بهبود عملکرد سیستم مالی شود.



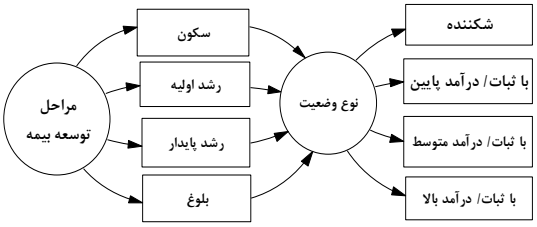
شکل ۱. کانال‌های اثرگذاری بخش بیمه بر تولید و رشد اقتصادی
مأخذ: (اسکیپر، ۱۹۹۷).

از دیدگاه دیگر، بیمه به عنوان یکی از اجزای بازار مالی، نقش مهمی در توسعه و رشد اقتصادی دارد. در واقع صنعت بیمه به عنوان یک نهاد مالی، از یک سو منجر به اطمینان و تسهیل فعالیت‌های اقتصادی و از سوی دیگر به عنوان یک مؤسسه مالی منجر به تقویت بنیه اقتصادی کشور می‌گردد. در شکل (۲) مراحل توسعه بیمه نشان داده شده است.

بر اساس نظر آژانس توسعه بین المللی ایالات متحده (USAID) و طبق شکل (۲)، صنعت بیمه در ازای رشد درآمد سرانه مراحل چهارگانه سکون، رشد اولیه، رشد پایدار و بلوغ را طی می‌کند. این مراحل از شرایط برون بخشی صنعت مانند عوامل اقتصادی، حقوقی و سیاسی و شرایط درون بخشی مانند

1. Merton & Bodia (1995)
2. Levin (1991, 1997, 2004)
3. Taiwo & Apanisile (2014)
4. Curak et al. (2009)
5. Hais & Sumegi (2008)
6. Arena (2008)
7. Chen et al. (2011)
8. Webb et al. (2002)
9. Skipper (1997)

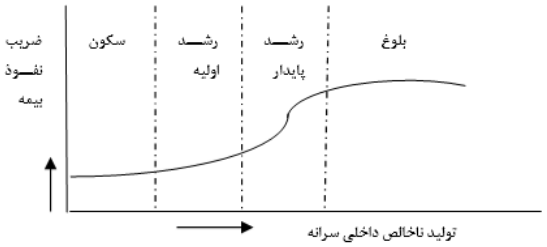
زیرساختارهای نهادی، منابع فنی و ظرفیت تعهد ریسک متأثر می‌شوند (صفرزاده و جعفری، ۱۳۹۲: ۶۰).



شکل ۲. مراحل مؤثر بر توسعه بیمه

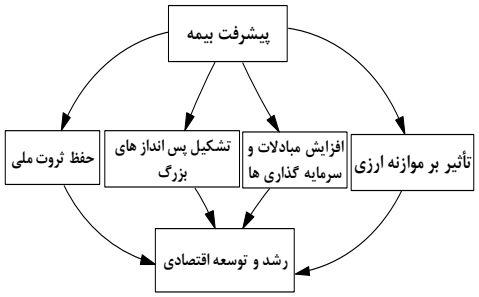
مأخذ: صفرزاده و جعفری، ۱۳۹۲

در شکل (۳) فرایند توسعه صنعت بیمه در سطوح مختلف توسعه اقتصادی و رشد اقتصادی در قالب منحنی «S» به تصویر کشیده شده است. در این شکل مراحل چهارگانه توسعه صنعت بیمه به وسیله خطوط نقطه‌چین از هم جدا شده‌اند (جهانگرد، ۱۳۹۰: ۵۶).



شکل ۳. مراحل توسعه بازار بیمه و تولید

پیشرفت بیمه، می‌تواند منجر به حفظ ثروت ملی و تشکیل پس‌اندازهای بزرگ شود و در ارتباطی متقابل با رشد و توسعه اقتصادی، افزایش مبادلات و توسعه سرمایه‌گذاری‌ها است. در شکل (۴) مراحل مؤثر توسعه بیمه بر رشد و توسعه اقتصادی کشور نشان داده شده است.



شکل ۴. مراحل مؤثر توسعه بیمه بر رشد و توسعه اقتصادی کشور

با توجه به مبانی نظری بیان شده، مطالعات داخلی و خارجی متعددی در ارتباط با بیمه و رشد اقتصادی انجام گرفته است که در قسمت زیر به برخی از آنها اشاره می‌شود.

چائو و همکاران[1] همگرایی توسعه اقتصادی و مصرف بیمه‌های زندگی و عمومی کشور مالزی را مورد بررسی قرار داده‌اند. هدف مطالعه آنها تعیین رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین مصرف بیمه عمر و عمومی با توسعه اقتصادی از طریق تولید ناخالص داخلی (GDP) بوده است. در مطالعه آنها از روش تصحیح خطای برداری (VECM) برای برآورد استفاده شده است. نتایج تحقیق بیانگر اثر مثبت و معنی‌داری اشتغال کل و حق بیمه زندگی بر توسعه اقتصادی در کوتاه‌مدت بوده است. تولید ناخالص داخلی وقفه‌دار، موجودی سرمایه، اشتغال کامل و حق بیمه عمومی رابطه مثبت و قابل توجهی بر توسعه اقتصادی بلندمدت بازار بیمه کشور مالزی داشته‌اند (چائو و همکاران، ۲۰۱۳: ۵۳۸).

اثر فعالیت بخش بیمه و رشد اقتصادی توسط ریچترکوا و کوراب[2] مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج تحقیق اثر مثبت فعالیت‌های بیمه بر رشد اقتصادی را نشان داده است که این نتیجه برای سیاست‌گذاران جهت تنظیم موضوعات سیاستی در بازار بیمه مهم بوده است (ریچترکوا و کوراب، ۲۰۱۳: ۲۶۷۷-۲۶۸۳). ایلهان و بهادیر[3] به‌بررسی نقش بیمه در رشد اقتصادی طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۹۹ پرداخته‌اند. به این منظور با به کارگیری مدل رشد اقتصادی اثر متغیرهای نرخ رشد اشتغال، نرخ افزایش حق بیمه‌های پرداختی و درجه بازبودن اقتصاد را بر نرخ رشد اقتصادی سرانه کشورهای تحت بررسی با استفاده از روش مقطعی محاسبه نموده‌اند. نتایج حاکی از ارتباط مثبت بین بیمه و رشد اقتصادی بوده است (ایلهان و بهادیر، ۲۰۱۱: ۱). آورام و نگوین[4] رابطه بین بیمه و رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه رابطه مثبت و معنی‌داری بین رشد بیمه و رشد اقتصادی، به ویژه برای بیمه‌های زندگی و غیر زندگی را توضیح می‌دهد. همچنین، نتایج بیان داشته که باید به عوامل قانونی در حمایت بیشتر برای نقش بیمه در ادبیات مالی و رشد توجه بیشتری شود (آورام و نگوین، ۲۰۱۰: ۲).

مطالعات آدامز و همکاران[5] رابطه گرنجری بیمه و رشد

1. Chau et al. (2013)
2. Richterková & Koráb (2013)
3. Ilhan & Bahadir (2011)
4. Avram & Nguyen (2010)
5. Adams et al. (2009)

اقتصادی و اعطای وام توسط بانک‌های سوئد را شامل می‌شود. مطالعات بیمه زندگی نشان داده است که افزایش توسعه اقتصادی تأثیر مثبت و قابل توجهی بر تقاضای بیمه زندگی داشته است (آدامز و همکاران، ۲۰۰۹: ۲۱). آرنا با به کارگیری روش داده‌های ترکیبی، اثر بیمه‌های عمر و غیر عمر را بر تولید ناخالص داخلی دو گروه از کشورهای صنعتی و در حال توسعه بررسی نموده است. نتایج حاصل از تحقیق نشان داده است؛ در کشورهای با درآمد بالا نسبت به کشورهای در حال توسعه اثر بیمه غیر عمر و عمر بر رشد اقتصادی بیشتر بوده است (آرنا، ۲۰۰۸: ۲۱-۱). در مطالعه‌ای هایس و سومگی[1] به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و رشد تولید ناخالص داخلی با توسعه بیمه برای کشورهای اتحادیه اروپا پرداخته‌اند. در مطالعه آنها از داده‌های سری زمانی ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۵ با استفاده از روش پانل‌دیتا و تابع کاپ‌داگلاس استفاده شده است. نتایج نشانگر یک رابطه مثبت و معنی‌دار بین بیمه عمر و رشد اقتصادی برای کشورهای عضو اروپا بوده است (هایس و سومگی، ۲۰۰۸: ۴۰۵). در مطالعه‌ای کوگلر و افوقی[2] با بررسی «آیا بیمه رشد اقتصادی را حمایت می‌کند؟» در کشور انگلستان به این نتیجه رسیده‌اند که بیمه‌های عمر هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت رشد اقتصای را حمایت می‌کنند در حالی‌که رشد اقتصادی نه در کوتاه‌مدت و نه در بلندمدت بیمه‌های عمر را حمایت نمی‌کند (کوگلر و افوقی، ۲۰۰۵: ۸-۱). اثر بانک و بیمه روی رشد اقتصادی توسط وب و همکاران مورد تحلیل و ارزیابی قرار گرفته است. یافته‌های تحقیق نشان داد، بیمه و بانک روی رشد اقتصادی تأثیر دارند و اثر مشترک این دو روی رشد اقتصادی بیشتر است (وب و همکاران، ۲۰۰۲: ۳۸-۱).

در مطالعات اوترل[3] (۱۹۹۰)، همانند بین‌استوک و همکاران (۱۹۸۸)، و براون و کیم[4] (۱۹۹۳) مشاهده شده است که تولید ناخالص داخلی سرانه در تعیین تقاضای بیمه زندگی قابل توجه بوده است. پس از آن بک و وب[5] (۲۰۰۳)، دریافتند که کشورهای با درآمد بالاتر، تورم کمتر و بانک‌های توسعه یافته مصرف بیمه عمر بالاتری داشته‌اند. میرزایی و همکاران به بررسی تأثیر شاخص‌های مهم بیمه‌ای بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۹ پرداخته‌اند. آنها از دو شاخص ضریب نفوذ بیمه و حق بیمه سرانه به عنوان دو شاخص مهم بیمه‌ای استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از تخمین مدل، بیانگر این بود که، یک ارتباط مثبت اما، با معنی‌داری ضعیف بین ضریب نفوذ بیمه و رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک وجود داشته است. ولی هیچ رابطه معنی‌داری بین حق بیمه سرانه و رشد اقتصادی در این کشورها مشاهده نگردید (میرزایی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۲-۱).

رابطه بین توسعه بیمه‌های زندگی و غیر زندگی و رشد اقتصادی در ایران توسط شهبازی و همکاران با کاربرد رهیافت آزمون کرانه‌ها مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج نشان دهنده وجود رابطه هم‌جمعی میان متغیرهای تحقیق بوده است. همچنین، نتایج نشان داده است که بیمه زندگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر رشد اقتصادی تأثیر معنی‌دار داشته و مطابق با انتظارات تئوریک بوده است. یافته‌های تحقیق، یک رابطه علّی یک‌طرفه از توسعه بیمه‌های غیر زندگی به رشد اقتصادی را نشان داد، ولی رشد اقتصادی علّت توسعه بیمه‌های زندگی و غیر زندگی نبوده است (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۱). صفری و همکاران در پژوهشی با به کارگیری روش داده‌های تابلویی به بررسی رابطه میان توسعه بخش بیمه و رشد اقتصادی در ایران و کشورهای منتخب طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۷۶ دست زده‌اند. بر اساس نتایج حاصله ملاحظه گردید که رابطه معنی‌دار و مثبتی بین متغیرهای پژوهش و رشد اقتصادی برقرار است و با افزایش ضریب نفوذ بیمه (نسبت حق بیمه به تولیدناخالص داخلی) رشد اقتصادی در کشورهای مورد نظر با افزایش مواجه بوده است (صفری و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۵۲-۱۳۱).

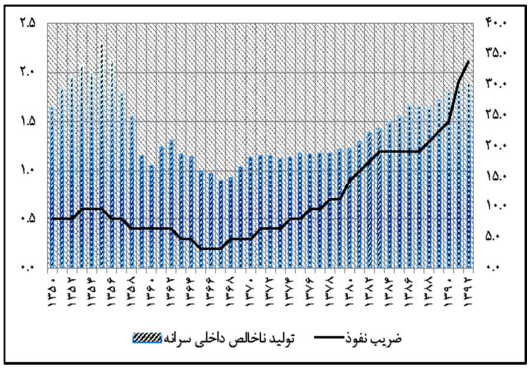
۳- بیمه و رشد اقتصادی در ایران

در نمودار (۱)، وضعیت صنعت بیمه کشور در مقایسه با رشد اقتصادی در طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۰ ترسیم شده است.

مطابق نمودار (۱) بین رشد اقتصادی و ضریب نفوذ بیمه یک ارتباط مثبت وجود دارد که نشان می‌دهد با افزایش نرخ ضریب نفوذ بیمه در کشور میزان رشد اقتصادی کشور نیز افزایش می‌یابد. مقادیر سمت چپ نمودار نشان دهنده مقادیر متغیر نرخ ضریب نفوذ بیمه و مقادیر سمت راست مربوط به تولید ناخالص داخلی سرانه است. همان طور که در نمودار

1. Hais & Sumegi (2008)
2. Kugle & Ofoghi (2005)
3. Outreville (1990)
4. Browne & Kim (1993)
5. Beck & Webb (2003)

ملاحظه می‌شود، در سال ۱۳۵۵ ایران بیشترین تولید ناخالص داخلی سرانه را داشته است و برابر با ۳۶/۷ میلیارد ریال بوده است. در این سال نرخ ضریب نفوذ بیمه معادل ۰/۶ درصد می‌باشد. متغیر نرخ ضریب نفوذ بیمه از سال ۱۳۶۷ روندی صعودی داشته و این روند از مقدار ۰/۲ در این سال تا مقدار ۲/۱ در سال ۱۳۹۲ ادامه داشته است. تولید ناخالص داخلی سرانه نیز، از سال ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۲ روندی افزایشی داشته و از مقدار ۱۷/۹ میلیارد ریال در سال ۱۳۷۳ به مقداری معادل ۳۰/۲ در سال ۱۳۹۲ رسیده است.

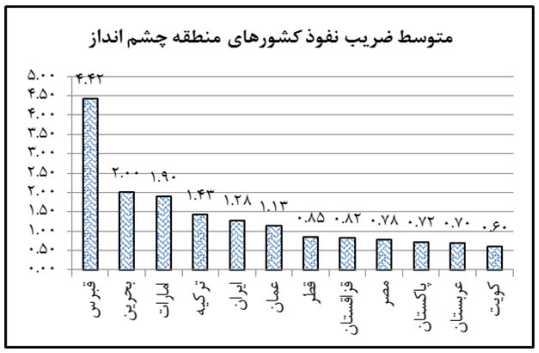


نمودار ۱. مقایسه نرخ ضریب نفوذ بیمه و تولید ناخالص داخلی سرانه ایران طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۰.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

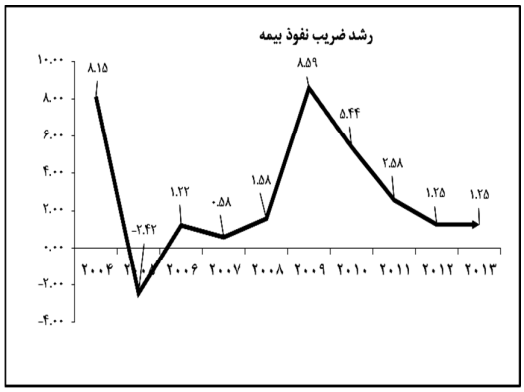
برای مقایسه وضعیت صنعت بیمه کشور با کل اقتصاد از شاخص ضریب نفوذ بیمه استفاده می‌شود. این شاخص حاصل تقسیم حق بیمه تولیدی به تولید ناخالص داخلی است و بیانگر حرکت سریع‌تر یا آهسته‌تر، صنعت بیمه در مقایسه با مجموعه اقتصاد کشور است (سال‌نامه آماری صنعت بیمه، ۱۳۹۲: ۳۵). در این قسمت متوسط ضریب نفوذ بیمه ایران با کشورهای چشم‌انداز و همچنین، رشد ضریب نفوذ بیمه ایران طی ۱۰ سال گذشته (۲۰۱۳-۲۰۰۴) مقایسه شده است. نتایج نمودار (۲) نشان می‌دهد کشورهای قبرس و کویت به ترتیب بیش‌ترین و کمترین مقدار از متوسط ضریب نفوذ بیمه را شامل می‌شوند.

در این میان، کشور ایران با متوسط ۱/۲۸ درصد از ضریب نفوذ بیمه، بعد از کشور ترکیه در رتبه پنجم قرار گرفته است. نتایج نمودار (۳) نشان می‌دهد ایران در سال ۲۰۰۹ از بیشترین رشد در بخش ضریب نفوذ بیمه برخوردار بوده است. این در حالی است که در سال ۲۰۱۳ (۱۳۹۲) با کاهش زیادی نسبت به سال ۲۰۰۹ روبه‌رو بوده و در طی این سال‌ها (۲۰۱۳-۲۰۰۹) روندی کاهشی داشته است.



نمودار ۲. مقایسه متوسط ضریب نفوذ بیمه کشور ایران با کشورهای منطقه چشم‌انداز.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

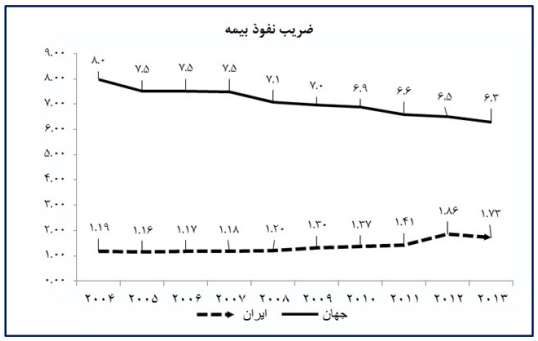


نمودار ۳. مقایسه رشد ضریب نفوذ بیمه کشور ایران طی دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۴.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس برآورد نشریه زیگما از ضریب نفوذ بیمه، در سال ۲۰۱۳ رتبه جهانی ایران ارتقاء یافت و به جایگاه پنجاه و سوم رسیده است. این در حالی است که مقدار دقیق ضریب نفوذ بیمه از ۱/۸۶ درصد در سال ۱۳۹۱ به ۱/۷۳ درصد در سال ۱۳۹۲ رسیده است. دلیل کاهش ضریب نفوذ بیمه کشور در سال ۱۳۹۲، رشد کمتر حق بیمه تولیدی در مقایسه با رشد اسمی GDP است و پایین آمدن رشد حق بیمه تولیدی در بازار بیمه نسبت به سال قبل به نوعی متأثر از خروج پوشش‌های درمان تکمیلی بازنشستگان سازمان تأمین اجتماعی و بازنشستگان کشوری از پورتفوی صنعت بیمه برخلاف ضوابط و مقررات بیمه‌های بازرگانی است (همان، ۳۷). طبق نمودار (۴)، نرخ ضریب نفوذ ایران با میانگین جهانی تفاوت چشمگیری دارد و با اینکه همراه با رکود جهانی نرخ جهانی ضریب نفوذ بیمه در

جهان در حال کاهش می‌باشد؛ اما روند متغیر نرخ ضریب نفوذ بیمه در ایران صعودی بوده است. علی‌رغم کاهش فاصله بین ضریب نفوذ بیمه کشور و جهان، همچنان این اختلاف قابل توجه است.



نمودار ۴. مقایسه ضریب نفوذ بیمه ایران با جهان طی دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۴.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤- روش تحقیق و معرفی داده‌ها

داده‌ها و اطلاعات مربوط به متغیرهای مدل از سایت مرکز آمار ایران، سایت بانک مرکزی و سایت بیمه استخراج شده‌اند. دوره زمانی این پژوهش نیز سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۰ انتخاب گردید.

در این مطالعه از روش گشتاور تعمیم یافته[1] (GMM) جهت تخمین مدل استفاده شده است. این مدل از یک سو، نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اخلال نداشته و اساس آن بر این فرض استوار است که جملات اخلال در معادلات، با مجموعه متغیرهای ابزاری غیر همبسته است. از سوی دیگر، به لحاظ احتمال وجود همبستگی جمله خطا با متغیرهای توضیحی در مدل اثرات ثابت، از اعتبار بالاتری برخوردار است.

فرم ریاضی و جبری روش گشتاور تعمیم یافته به صورت زیر بیان می‌شود.

(۱)

$$Y_{i,t} = \alpha_1 + \beta_2 Y_{i,t-1} + \gamma X_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t}$$

در رابطه فوق؛ Y متغیر وابسته که در این مطالعه توسعه اقتصادی است، X مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی، μ بیانگر اثرات انفرادی یا ثابت کشورها، ε جمله اختلال و t و i نشان دهنده واحد مشاهده دوره زمانی است.

دلیل به کار بردن روش گشتاور تعمیم یافته (GMM) به این صورت است که در الگوی معرفی شده متغیر مستقل به صورت وقفه در سمت راست مدل آورده شده لذا برای برآورد مدل نمی‌توان از برآوردهای OLS استفاده کرد و لازم است از روش برآورد دومرحله‌ای 2SLS یا روش گشتاور تعمیم یافته (GMM) استفاده شود (دادگر، ۱۳۹۲: ۲۲). به طور کلی و بر اساس نظر بارو و لی[2] (۱۹۹۶) در معادلاتی که در تخمین آنها اثرات غیر قابل مشاهده خاص هر کشور و وجود وقفه متغیر وابسته در متغیرهای توضیحی مشکل اساسی است از تخمین‌زن گشتاور تعمیم‌یافته (GMM)، که مبتنی بر مدل‌های پویای پانلی است استفاده می‌شود. برای تخمین مدل به وسیله این روش لازم است ابتدا متغیرهای ابزاری به کار رفته در مدل مشخص شوند (طیبی و همکاران، ۱۳۹۰: ۵۲).

همان طور که بیان شد و بر اساس دیدگاه آرلانو و باند روشی در ارتباط با موضوع تخمین زننده مدل گشتاور تعمیم یافته پیشنهاد شد که شامل حذف اثرات ویژه فردی مستقل از زمان η_i با گرفتن تفاضل مرتبه اول از معادله (۱) است. رابطه مزبور با انجام این عمل به صورت معادله (۲) در می‌آید:

(۲)

$$Y_{i,t}-Y_{i,t-1}=\beta(Y_{i,t-1}-Y_{i,t-2})+\gamma(X_{i,t}-X_{i,t-1})+(\varepsilon_{i,t}-\varepsilon_{i,t-1})$$

در این حالت $(Y_{i,t-1}-Y_{i,t-2})$ با $(\varepsilon_{i,t}-\varepsilon_{i,t-1})$ دارای همبستگی هستند. تخمین حداقل مربعات معمولی معادله (۲)، تخمین سازگار و بدون تورشی از β را به دست نمی‌دهد. بنابراین، بایستی ابزار معتبری برای مدل پیدا کرد.

با فرض اینکه (الف) جملات خطا به صورت سریالی همبسته نیستند:

(۳)

$$E[\varepsilon_{i,t}\ \varepsilon_{i,t-1}]=0 \quad ,for i=1,...,N \quad and\ s\neq t$$

و (ب) حالات اولیه از قبل تعیین شده هستند:

(۴)

$$E[Y_{i,t}\ \varepsilon_{i,t-1}]=0 \quad ,for i=1,...,N \quad and\ t\geq 2$$

آرلانو و باند (۱۹۹۱) محدودیت‌های گشتاوری زیر را بیان کردند:

(۵)

1. Generalized Method of Moments

2. Barro & Lee (1996)

$$E[Y_{i,t}\ (\varepsilon_{i,t}-\varepsilon_{i,t-1}]=0, for\ i=1,3...,T$$
$$and\ s\geq 2$$

از آنجا که مقادیر دو دوره و یا بیشتر وقفه‌دار $Y_{i,t}$ با $(Y_{i,t-1}-Y_{i,t-2})$ و نه با $(\varepsilon_{i,t}-\varepsilon_{i,t-1})$ هم بسته هستند، می‌توان آنها را به عنوان ابزارهای معتبری برای معادله در نظر گرفت (آرین مهر و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۰؛ بوبکری و همکاران[1]، ۲۰۰۹: ۴۴-۱۶).

سازگاری تخمین‌زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)؛ آرلانو و بوور[2] (۱۹۹۵) و بلوندل و باند[3] (۱۹۹۸) آزمون شود. اولی آزمون سارگان[4] از محدویت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. آماره آزمون سارگان دارای توزیع χ^2 با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد است. دومی آزمون همبستگی سریالی است که به‌وسیله آماره M_2 وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(۲) در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. در این آزمون، تخمین زن GMM زمانی دارای سازگاری است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند (گل خندان و همکاران، ۱۳۹۴: ۳۱).

با توجه به مطالب گفته شده، در این مقاله از روش گشتاور تعمیم یافته سری زمانی استفاده شده است. الگوی به کار رفته در این مطالعه به صورت زیر بوده و برگرفته از مطالعه آورام (۲۰۱۰) است.

(۶)

$$GDPS=\delta_1+\delta_2\ INS+\delta_3\ OPEN+\delta_4\ LGOV+\delta_5\ INF$$
$$+\delta_6\ GDPS(-1)+\delta_7\ LTRbalance+\delta_8\ LINV+\varepsilon_t$$

که در آن؛ INS متغیر ضریب نفوذ بیمه، OPEN درجه باز بودن تجاری، INF نرخ تورم، GDPS تولید ناخالص داخلی سرانه، LTRbalance لگاریتم تراز تجاری، LINV لگاریتم سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص و LGOV لگاریتم مخارج دولتی است.

۵- یافته‌های تحقیق

۵-۱- آزمون پایایی متغیرها

در ادبیات سری زمانی بررسی پایایی متغیرها مورد استفاده در مدل امری ضروری است و ناپایا بودن آن در سطح ممکن است منجر به رگرسیون کاذب شود. بدین منظور، آزمون پایایی متغیرهای مدل به‌وسیله آزمون‌های متداول دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس پرون (PP) انجام شده است.

نتایج جدول (۱) و (۲) نشان می‌دهد که بر اساس این دو آزمون، متغیرهای نرخ تورم، تراز تجاری، مخارج دولتی و درجه باز بودن تجاری در سطح مانا هستند و سایر متغیرها با یک وقفه مانا شده‌اند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر و فیلیپس پرون در سطح متغیرها

متغیر	آزمون دیکی فولر		آزمون فیلیپس پرون	
	در سطح	نتیجه	در سطح	نتیجه
LINF	-۴/۶۷	مانا	۳/۹۸	مانا
INS	-۰/۰۴	نامانا	۱/۴۵	نامانا
LTRBALANCE	-۲/۸۹	مانا	-۲/۸۲	مانا
LINV	-۱/۹۹	نامانا	-۲/۳۱	نامانا
LGOV	-۳/۳۷	مانا	-۳/۴۳	مانا
GDPS	-۱/۶۸	نامانا	-۱/۲۸	نامانا
OPEN	-۳/۲۹	مانا	-۳/۲۹	مانا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر و فیلیپس پرون در تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	آزمون دیکی فولر		آزمون فیلیپس پرون	
	با تفاضل	نتیجه	با تفاضل	نتیجه
INS	-۷/۷۱	مانا	-۶/۲۶	مانا
LINV	-۵/۱۲	مانا	-۵/۰۴	مانا
GDPS	-۴/۲۷۳	مانا	-۴/۲۷۲	مانا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Boubakri et al. (2009)
2. Arellano & Bover (1995)
3. Blundell & Bond (1998)
4. Sargan Test.

۵-۲- آزمون هم‌انباشتگی متغیرها

هم‌جمعی بیانگر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند. در این مطالعه، برای تعیین بردارهای هم‌گرایی یا روابط بلندمدت از روش هم‌انباشتگی جوهانسون–جوسیلیوس استفاده شده است. البته قبل از تخمین بردارهای هم‌انباشتگی، برای تعیین وقفه بهینه از معیار شوارتز–بیزین، که معمولاً وقفه کمتری را پیشنهاد می‌کند، استفاده شده است. وقفه بهینه بر اساس معیار شوارتز–بیزین یک انتخاب شده است.

جدول‌های (۳) و (۴) بیانگر نتایج به دست آمده از آزمون‌های ماتریس اثر و حداکثر مقدار ویژه جهت تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی است.

جدول ۳. نتایج آزمون ماتریس اثر

سطح احتمال	مقادیر بحرانی (۰/۰۵)	آماره ماتریس اثر	مقادیر ویژه	فرضیه صفر
۰/۰۰	۲۹/۷۹	۳۸/۵۹	۰/۴۸	H0: r=0*
۰/۱۷	۱۵/۴۹	۱۱/۶۱	۰/۲۱	H0: $r \leq 1$
۰/۱۸	۳/۸۴	۱/۷۷	۰/۰۴	H0: $r \leq 2$

* معرف رد فرضیه صفر و وجود یک بردار هم‌انباشتگی در سطح معنی‌دار ۵٪ است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه

سطح احتمال	مقادیر بحرانی (۰/۰۵)	آماره حداکثر مقادیر ویژه	مقادیر ویژه	فرضیه صفر
۰/۰۰۶	۲۱/۱۳	۲۶/۹۸	۰/۴۸	H0: r=0*
۰/۲۲۲	۱۴/۲۶	۹/۸۴	۰/۲۱	H0: $r \leq 1$
۰/۱۸۳	۳/۸۴	۱/۷۷	۰/۰۴	H0: $r \leq 2$

* معرف رد فرضیه صفر و وجود یک بردار هم‌انباشتگی در سطح معنی‌دار ۵٪ است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج و بر اساس هر دو آماره آزمون ماتریس اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه، در سطح اطمینان ۵٪ فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل رد گردیده و فرضیه مقابل یعنی وجود یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرها رد نمی‌شود. این امر حاکی از وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی است.

۵-۳- برآورد مدل

برآورد مدل طی دوره زمانی مورد نظر با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته انجام شده است. نتایج برآوردی مدل در جدول (۵) نشان داده شده است. نتایج جدول (۵) نشان داده است، متغیر ضریب نفوذ بیمه که از شاخص‌های مهم بیمه محسوب می‌شود نقش مثبت و معنی‌داری بر رشد و توسعه اقتصادی کشور داشته است. این مسئله فرضیه پژوهش مبنی بر تأثیر مثبت و معنی‌دار ضریب نفوذ بیمه بر رشد اقتصادی را تأیید می‌کند. میزان تأثیر این متغیر ۵/۳۶ درصد بر رشد اقتصادی تخمین زده شده است. بر این اساس نسبت حق بیمه تولیدی به تولید ناخالص داخلی بیشتر بوده است. متغیر درجه باز بودن اقتصاد نیز، که برابر با مجموع واردات و صادرات به تولید ناخالص داخلی است بر رشد اقتصادی همانند نتیجه مطالعه آورام (۲۰۱۰) اثری مثبت و معنی‌دار داشته و مطابق با انتظارات نظری است.

با افزایش یک درصدی خود، تولید ناخالص داخلی سرانه را با افزایش ۷/۶۷ درصدی مواجه می‌کند. مثبت بودن علامت به دست آمده مؤید این مطلب است که طی دوره مورد مطالعه درجه باز بودن اقتصاد شرایط مناسبی را برای رشد اقتصادی کشور فراهم نموده است.

در ایران، با توجه به اینکه حجم زیادی از صادرات کشور را نفت و فرآورده‌های آن تشکیل می‌دهد، اما صادرات دیگر کالاهای غیر نفتی می‌تواند زمینه توسعه و رشد کشور را از طریق تراز تجاری میسر سازند. در این مطالعه اثرگذاری متغیر تراز تجاری بر رشد اقتصادی مثبت و معنی‌داری بوده و از کششی معادل ۱/۴۸ درصد برخوردار بوده است. اثر تورم نیز در دوره زمانی ۴۲ ساله تأثیر منفی و در عین حال معنی‌داری بر رشد اقتصادی داشته است. متغیر مخارج دولتی نیز، با ۱ درصد تغییر منجر به کاهش ۱/۰۷ درصد متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه شده است. این متغیر اگر چه اثری منفی داشته است اما معنی‌دار و مطابق با انتظارات تئوریک بوده است. سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص نیز، متغیر رشد را با افزایش روبه‌رو می‌سازد و معادل ۰/۴۵ درصد اقتصاد کشور را با رشد همراه می‌کند.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته

متغیر	(A)	(B)	(C)
C	۷۶/۳۷	۶۰/۲۹	۲۳/۶۳
	(۱۴/۰۲)	(۲۳/۰۶)	(۱۳/۲۰)
INF	-۰/۸۷	-۲/۸۶	-۰/۹۹
	(۰/۴۲)	(۰/۴۱)	(۰/۲۲)
INS	۴/۰۴	۱/۷۹	۵/۳۶
	(۰/۴۸)	(۰/۶۸)	(۰/۴۶)
GDPS (-1)	۰/۸۸	۰/۹۱	۰/۵۴
	(۰/۰۳۲)	(۰/۰۳)	(۰/۰۵)
LINV	۲/۳۲	۲/۳۱	۲/۱۵
	(۰/۷۷)	(۰/۸۹)	(۱/۱۸)
LGOV	-۸/۹۹	-۶/۷۳	-۳/۷۲
	(۱/۳۸)	(۲/۳۴)	(۰/۹۹)
OPEN	۱۴/۱۵	-	۷/۶۷
	(۲/۸۶)	-	(۱/۸۴)
LTRBALANCE	-	۱/۵۹	۱/۴۸
	-	(۰/۴۱)	(۰/۷۰)
آماره سارگان-J آماره -J) سطح احتمال (سارگان	۲۶/۹۱ (۰/۰۰)	۱۳/۱۵ (۰/۰۶)	۵۲/۰۸ (۰/۰۰)
ضریب تعیین-R^2	۰/۸۷	۰/۸۹	۰/۹۳
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۸۴	۰/۸۷	۰/۹۲

اعداد داخل پرانتز نشان دهنده انحراف معیار است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٦- بحث و نتیجه‌گیری

ارزیابی عملکرد توسعه بیمه بر رشد اقتصادی ایران هدف اصلی و مهم مطالعه حاضر را تشکیل داده است. این مطالعه با توجه به شاخص مهم بیمه‌ای (ضریب نفوذ بیمه) و درجه باز بودن اقتصادی طی دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۲ به دلیل وقفه‌دار بودن متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته انجام شده است.

در ابتدا متغیرهای مدل به لحاظ مانایی مورد برآورد قرار گرفته‌اند. سپس به دلیل نامانا بودن برخی از متغیرها، آزمون هم‌انباشتگی انجام شده است و وجود روابط بلندمدت بین متغیرهای وابسته و توضیحی به روش جوهانسون به اثبات رسیده است. در ادامه، مدل مورد مطالعه برآورد شده است. با توجه به نتایج و شواهد موجود تأثیر ضریب نفوذ بیمه بر رشد اقتصادی معنی‌دار و قابل قبول بوده است. این نتیجه با نتایج الحسن و فیادور[1] (۲۰۱۴) در ارتباط با ضریب نفوذ بیمه و رشد اقتصادی در کشور غنا هماهنگ و سازگار بوده است. نتایج تحقیق آنها نشان داده است که رابطه مثبت بلندمدت بین ضریب نفوذ بیمه و رشد اقتصادی وجود داشته است. همچنین، اثر فعالیت بخش بیمه و رشد اقتصادی توسط ریچترکوا و کوراب[2] (۲۰۱۳) مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج تحقیق آنها نیز، اثر مثبت فعالیت‌های بیمه بر رشد اقتصادی را نشان داده است که این نتیجه برای سیاست‌گذاران جهت تنظیم موضوعات سیاستی در بازار بیمه مهم بوده است.

متغیر درجه باز بودن اقتصاد نیز، اثری مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی داشته است. در مطالعه فرهادی (۱۳۸۳) بازبودن اقتصاد بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه اثر معنی‌دار و مثبت داشته است. ایلهان و همکاران[3] (۲۰۱۱) نیز، با بررسی نقش بیمه بر رشد اقتصادی نه تنها به ارتباط مثبت بین بیمه و رشد اقتصادی دست یافته‌اند، بلکه، اثر درجه بازبودن اقتصاد بر نرخ رشد اقتصادی سرانه را، معنی‌دار دانسته‌اند. اگر چه متغیر نرخ تورم تأثیر اندک و منفی بر رشد اقتصادی داشته است، اما در مقایسه با مطالعه پیرایی و دادور (۱۳۹۰) نتیجه یکسانی از لحاظ معنی‌داری داشته است. وی با بررسی تأثیر تورم بر رشد اقتصادی ایران با تأکید بر نااطمینانی تورم در دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۳ به این نتیجه رسیده است که تأثیر تورم بر رشد اقتصادی منفی است.

اشرفی و همکاران (۱۳۹۲) نیز، با بررسی رشد جمعیت و تورم بر رشد اقتصادی کشورهای گروه D8، اثر تورم بر تولید ناخالص داخلی را منفی و معنی‌دار به دست آورده است. نتایج برآوردی تأثیر منفی متغیر مخارج دولتی بر رشد را نشان داده است. اثر این متغیر بر تولید ناخالص داخلی کشورهای عضو اوپک توسط تاری و ستاری (۱۳۸۴) مورد ارزیابی قرار گرفته است که بر اساس نتایج کسب شده، مخارج دولتی اثری منفی بر رشد اقتصادی داشته است. مهم‌ترین چارچوب مفهومی این پژوهش نقش مهم و اساسی بیمه در انتقال و کاهش ریسک جهت تخصیص بهینه منابع و رشد اقتصادی بوده است.

1. Alhassan & Fiador (2014)
2. Richterková & Koráb (2013)
3. Ilhan et al. (2011)

منابع

آرین مهر، شهرام؛ یحیی آبادی، ابوالفضل و هرتمنی، امیر (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر خصوصی سازی بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو گروه D8 با استفاده از مدل پانل پویای برآورد شده به روش GMM". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۳، ۲۸-۱۱.

اشرفی، آتنا؛ یحیی‌آبادی، ابوالفضل و صمدی، سعید (۱۳۹۲). "تحلیل اثر رشد جمعیت و تورم بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه D8". اولین همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران با رویکرد حمایت از تولید ملی، ۱۶-۱، ۲۸ آذر ۱۳۹۲.

پیرایی، خسرو و دادور، بهاره (۱۳۹۰). "تأثیر تورم بر رشد اقتصادی در ایران با تأکید بر نااطمینانی". *پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۱۱، شماره ۱، ۸۰-۶۷.

تاری، فتح الله و ستاری، رسول (۱۳۸۴). "بررسی تأثیر مخارج دولت و مالیات‌ها بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک". مجله *پژوهش‌نامه اقتصادی*، شماره ۱۶، ۱۸۲-۱۵۳.

جهانگرد، اسفندیار (۱۳۹۰). "بیمه و رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۱۹، شماره ۵۹، ۸۰-۵۳.

حسن‌زاده، علی و کاظم‌نژاد، مهدی (۱۳۸۷). "مروری بر نقش صنعت بیمه در اقتصاد و بازار سرمایه ایران و برخی کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته". *فصلنامه صنعت بیمه*، شماره ۳ و ۴، ۲۶۹-۲۳۱.

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

درخشیده، حامد (۱۳۹۲). "ضرورت توسعه فرهنگ بیمه". *ماهنامه تازه‌های جهان بیمه*، شماره ۱۵۷، ۱۴-۵.

سالنامه آماری صنعت بیمه(۱۳۹۲)، بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران، ۳۵.

شهبازی، کیومرث؛ خداپرستی، رامین‌بشیر و احترامی، محمود (۱۳۹۲). "رابطه بین توسعه بیمه‌های زندگی و غیر زندگی و رشد اقتصادی در ایران: کاربرد رهیافت آزمون کرانه‌ها". *پژوهش‌نامه بیمه*، سال بیست و هشتم، شماره ۳، ۴۷-۲۱.

شمس، شهاب‌الدین؛ علیزاده ثانی، محسن و جعفری، حمید (۱۳۹۳). "بررسی ارتباط بین شاخص‌های توسعه مالی بخش بانکی و غیر بانکی در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۵، ۸۶-۷۷.

صفرزاده، اسماعیل و جعفری، هدی (۱۳۹۲). "ارتباط غیر خطی بین ضریب نفوذ بیمه و درآمد سرانه". *فصل نامه مدلسازی اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۴، ۷۰-۵۳.

صفری، سکینه؛ مهدوی، غدیر و سلطانی، حامد (۱۳۹۰). "تحلیل ارتباط گسترش صنعت بیمه و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه منتخب (الجزایر، اندونزی، مالزی، پاکستان، ترکیه، فیلیپین، مصر و هند) و مقایسه آن با ایران طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۷۶"، *فصل‌نامه علوم اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱۵، ۱۳۱-۱۵۲.

طیبی، سید کمیل؛ حاجی کرمی، مرضیه و سریری، هما (۱۳۹۰). "تحلیل درجه باز بودن مالی و تجاری روی توسعه مالی ایران و شرکای تجاری (۲۰۰۹-۱۹۹۶)". *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، جلد ۱ شماره ۴. ۶۰-۳۹.

فرهادی، علیرضا (۱۳۸۳). "بررسی آثار تجارت خارجی بر رشد اقتصادی ایران". *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، دوره ۹ شماره ۱، ۵۸-۲۷.

کریمی، سید محمد (۱۳۹۲). "ارزیابی عملکرد صنعت بیمه کشور و تبیین چشم‌انداز آینده". *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، سال یکم، شماره ۲، ۲۰۲-۱۸۳.

گل‌خندان، ابوالقاسم؛ خوانساری، مجتبی و گل‌خندان، داود (۱۳۹۴). "نظامی‌گری و رشد اقتصادی: شواهدی تجربی از کشورهای منطقه منا در قالب الگوی پانل‌پویا". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱۸، ۵۰-۳۱.

میرزایی، امیر؛ حسنی، محمد و نورالدینی، سیدصدرالدین (۱۳۹۳). "اثر شاخص‌های مهم بیمه‌ای بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو اوپک با استفاده از مدل پانل پویا به روش GMM". *پژوهش‌نامه بیمه*، سال بیست و نهم، شماره ۱، ۲۲-۱.

یحیی‌زاده‌فر، محمود؛ طهرانچیان، امیرمنصور و حامی، مهیار (۱۳۹۳). "سرمایه اجتماعی و توسعه مالی در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۶، ۸۸-۷۳.

Adams, M., Andersson, J., Andersson, L. F. & Lindmark, M. (2009). "Commercial banking, insurance and economic growth in Sweden between 1830 and 1998. Accounting". Business & Financial History, 19(1), 21-38.

Alhassan, A. L. & Fiador, V. (2014). "Insurance-Growth Nexus in Ghana: An Autoregressive Distributed Lag Bounds Cointegration Approach". *Review of Development Finance,* 4(2), 83-96.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). "Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations". *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.

Arellano, M. & Bover, O. (1995). "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Component Models". *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.

Arena, M. (2008). "Does Insurance Market Activity Promote Economic Growth?". *World Bank Policy Research Working Paper*, N. 4098.World Bank Washington. D. C. Administration, Vienna, Austria, 1-21.

Avram, K. H. & Nguyen. Y. A. (2010). "Insurance and Economic Growth: A Cross Country Examination". Australian Centre for Financial Studies- Finsia Banking and Finance Conference 2010, 2-45.

Bagehot, W. (1991). "Lombard Street: A Description of Money Market". Philadelphia: Orion Editions.

Barro, Robert J. and Lee, Jong Wha. (1996). "International Measures of Schooling Years and Schooling Quality." *American Economic Review*, 86(2), 218–23.

Beck, T. & Webb, I. (2003). "Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption Across Countries". *World Bank Economic Review*, 17(1), 51-88.

Beenstock, M., Dickinson, G. & Khajuria, S. (1988). "The Relationship between Property-Liability Insurance Premiums and Income: An International Analysis". *The Journal of Risk and Insurance*, 55(2), 259-272.

Bencivenga, V. R. & Smith, B. D. (1991). "Financial Intermediation and Endogenous Growth". *Review of Economic Studies*, 58, 195–209.

Bencivenga, V. R., Smith, B. D. & Starr, R. M. (1995). "Transactions Costs, Technological Choice, and Endogenous Growth". *Journal of Economic Theory*, 67, 153–177.

Blundell, R. & Bond, S. (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models". *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.

Boon, T. K. (2005). "Do Commercial Banks, Stock Market and Insurance Market Promote Economic Growth? An Analysis of the Singapore Economy". *Unpublished Working Paper.* Nanyang Technological University, Singapore.

Boubakri, N., Smaoui, H. and Zammiti, M (2009). "Privatization Dynamic and Economic Growh". *Journal of Business and Policy Research*, 4(2), 16-44.

Chau, W. H., Khi, A., Low, K. & Teng, L (2013). "Economic Development Cointegration and Malaysian Life and General Insurance Consumption". *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, 7(10), 538-546.

Chen, P. F., Li, C. C. & Chen, C. F. (2011). "How Does the Development of the Life Insurance Market Affect Economic

Growth? Some International Evidence". *Journal of International Development*, 24(7), 865-893.

Chun Liu, W. & Min Hsu, C. (2006). "The Role of Fnancial Development in Economic Growth: The Experiences of Taiwan, Korea, and Japan". *Journal of Asian Economics,* 17, 667–690.

Curak, M., Loncar, S. & Poposki, K. (2009). "Insurance Sector Development and Economic Growth in Transition Countries". *International Research Journal of Finance and Economics*, 34(1). 29-41.

Dams, M., Andersson, J., Andersson, L. F. & Lindmark, M. (2009). "Commercial Banking, Insurance and Economic Growth in Sweden between 1830 and 1998". *Accounting, Business & Financial History*, 19 (1), 21 - 38.

Goldsmith, R. W. (1969). "Financial Structure and Development". New Haven, CT: Yale University Press.

Greenwood, J. & Jovanovic, B. (1990). "Financial Development, Growth and the Distribution of Income". *Journal of Political Economy*, 98, 1076–1107.

Hais, P. & Sumegi, K. (2008). "The Relationship of Insurance and Economic Growth in Europe: A Theoretical and Empirical Analysis". *Journal of Applied Economics and Economic Policy*, 35(4), 405-431.

Han, L., Li, D., Moshirian, F. & Tian, Y. (2010). "Insurance Development and Economic Growth". *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 35(3), 183-199.

Hicks. J. (1977). "A Theory of Economic History". *Clarendon Press*, Oxford.

Ilhan, E. E. & Taha Bahadır, S. R. (2011). "The Relationship between Insurance Sector and Economic Growths: An Econometric Analysis". *International Journal of Economic Research,* 2(2), 1-9.

King, R. G. & Levine, R. (1993a). "Finance and Growth: Schumpeter Might be Right". *Quarterly Journal of Economics*, 108, 717–737.

Kugler, M. & Ofoghi, R. (2005). "Does Insurance Promote Economic Growth? Evidence from the UK". *Working Paper, May, Division of Economics, University of Southampton,* UK. http://repec.org/mmfc05/paper8.pdf, 1-8.

Levine, R. (1997). "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda". *Journal of Economic Literature*, 35(2), 688-726.

Levine, R. (1991). "Stock Markets, Growth, and Tax Policy". *The Journal of Finance,* 46, 1445–1465.

Levine, R. (2004). "Denying Foreign Bank Entry: Implications for Bank Interest Margins". In: Ahumada, L. A., Fuentes, J. R. (Eds.), Bank Market Structure And Monetary Policy. Banco Central de Chile, Santiago, Chile, pp. 271-292.

McKinnon, R. I. (1973). "Money and Capital in Economic Development". Washington, DC: The Brookings Institution.

Merton, R. C. & Bodie, Z. (1995). "A conceptual framework for analyzing the financial environment". Harvard Business School Working Paper. No. 95-062. 3-31.

Oke, M. O. (2012). "Insurance Sector Development and Economic Growth in Nigeria". *African Journal of Business Management*, 6(23), 7016-7023.

Outreville, J. F. (1990). "The Relationship between Insurance, Financial Development and Market Structures in Developing Countries: An International Cross-Sectional Study". *UNCTAD Review*, 53-69.

Richterkova, Z. A. & Korab, P. T. (2013). "Impact of insurance sector activity on economic growth – a metaanalysis". Acta Univ. Agric. Silvic. Mendelianae Brun, 61,

2677-2683.

Schumpeter, J. A. (1911). "The Theory of Economic Development". Cambridge, MA: Harvard University Press.

Shaw, E. S. (1973). "Financial Deepening in Economic Development". New York: Oxford University Press.

Skipper, H. D. (1997). "Foreign Insurers in Emerging Markets: Issues and Concerns". *Center for Risk Management and Insurance Occaisional Paper 972*. Available on: http://rmictr.gsu.edu/Papers/FOREIGN.pdf.

Taiwo, A. N. & Apanisile, O. T. (2014). "Relationship between Insurance and Economic Growth in Sub-Saharan African: A Panel Data Analysis". *Modern Economy*, 5, 120-127.

Webb, I., Grace, M. F. & Skipper, H. D. (2002). "The Effect of Banking and Insurance on the Growth of Capital and Output". *Working Paper 02*, *Center for Risk Management and Insurance*, 1-38.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و چهارم، پاییز ۱۳۹۵ (۱۰۶_۸۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 24, September 2016 (83-106)

تأثیر توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی ایران: مطالعه موردی مراکز استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۵

***محمد علی مقصودپور[۱]**
۱. عضو هیئت علمی گروه اقتصاد مجتمع آموزش عالی بافت، دانشگاه شهید باهنر کرمان
(دریافت: ۱۳۹٤/۸/۲۲ پذیرش: ۱۳۹٤/۱۰/۲۱)

The Impact of Heterogeneous Distribution of Population on Economic Growth of Iran: Case Study of Centers in the Provinces of Iran (1976-2014)

***Mohammadali Maghsoudpour[1]**
1. Fculty Member of Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran
(**Received:** 13/Nov./2015 **Accepted:** 11/Jan./2015)

چکیده:
این مقاله با استفاده از مدل‌های رشد درون‌زا و روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)، در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۵ انجام گرفته است. برای سنجش چگونگی توزیع جمعیت، ۳۱ مرکز استان در سال ۱۳۹۰ انتخاب شد. سپس با استفاده از شاخص تمرکز هرفیندال-هیرشمن (HHI) توزیع جمعیت در بین آنها محاسبه و به عنوان شاخص توزیع ناهمگون جمعیت-در دو وضعیت با تهران و بدون تهران- به مدل رشد درون‌زای اقتصادی اضافه شد. نتایج تحقیق نشان دهنده تأثیر منفی توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی ایران است. بر اساس یافته‌های تحقیق به کارگیری سیاست‌های تمرکززدایی و توزیع متعادل جمعیت توصیه می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: توزیع جمعیت، تراکم جمعیت، رشد اقتصادی، اقتصاد شهری.
طبقه‌بندی JEL: F23، F36، F43.

Abstract:
This paper uses the endogenous growth model and the Auto Regressive Distributed Lag Method (ARDL), has been done during 1976 to 2014. To measure the distribution of the population, provincial capitals were selected. Then using Herfindahl -Hirschman Index (HHI), their population distribution calculated and as an index of heterogeneous distribution of population has been added to the economic model of endogenous growth. The results show a negative impact of uneven distribution of population on economic growth of Iran. According to the results, the application of the policies of decentralization and balanced distribution of the population recommended.

Keywords: Population Distribution, Population Density, Economic Growth, Urban Economy.
JEL: F23, F36, F43.

* **نویسنده مسئول:** محمد علی مقصودپور
E-mail: maghsoudpour@uk.ac.ir

*Corresponding Author: Mohammadali Maghsoudpour

۱- مقدمه

از دیرباز بررسی نقش جمعیت و آثار آن بر اقتصاد جوامع مختلف، کانون توجه اندیشمندان بوده است. بر همین اساس، تحقیقات مختلفی پیرامون نقش جمعیت در رشد اقتصادی صورت گرفته است.

در اقتصادهای دانش محور امروزی، کشورهای با جمعیت بزرگ‌تر، به دلیل آن چیزی که اقتصاددان‌ها آن را بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس در تولید دانش جدید و درجه تخصص گرایی بیشتر در انواع مختلفی از سرمایه انسانی می‌نامند، سریع‌تر پیشرفت می‌کنند (دلالی اصفهانی و همکاران، ۱۳۹۱: ۶۷).

افزایش جمعیت سبب تقسیم کار می‌شود که به نوبه خود سبب ایجاد راهکارهای جدید می‌شود و بهبود روش‌های گوناگون صنعتی و تکنولوژی را به همراه خواهد داشت. افزایش اندازه بازار اجازه تخصصی‌تر شدن بیشتر را می‌دهد و چون هزینه‌های ثابت نوآوری بین تعداد زیادی سرشکن می‌شود، نرخ نوآوری افزایش می‌یابد (دهقان شبانی، ۱۳۹۱: ۴۳).

اهمیت روز افزون سرمایه انسانی موجب شده است که علاوه بر نقش کمّیت نیروی انسانی، کیفیت نیروی کار هم مورد توجه قرار گیرد. منطبق با نظریات رشد اقتصادی درون‌زا، کیفیت نیروی انسانی یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی می‌باشد (رحمانی و مظاهری ماربری، ۱۳۹۳: ۶۵). بهبود کیفیت نیروی کار از طریق سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی که آموزش، سلامت و تجربه ابعاد اصلی آن به شمار می‌آیند، حاصل می‌شود. در حقیقت، سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی بیانگر سرمایه‌گذاری در فعالیت‌هایی چون آموزش، سلامت و بهداشت و تجربه است که به بهبود و ارتقای بهره‌وری افراد در بازار کار می‌انجامد.

علاوه بر کمّیت و کیفیت نیروی انسانی، ساختار سنی جمعیت برای رشد اقتصادی بسیار مهم و قابل توجه است. در بررسی علل پیشرفت جوامع، ترکیب سنی جمعیت از شاخص‌های مهم به شمار می‌رود. جوان یا پیر بودن جمعیت، عامل مؤثری در رشد و توسعه اقتصادی و برنامه‌های میان مدت و بلندمدت اقتصادی -اجتماعی است و برنامه‌های آموزشی، بهداشتی و تربیت نیروی متخصص، با توجه به ترکیب سنی جمعیت طراحی می‌شود.

دسته دیگری از مطالعات بین جمعیت و رشد اقتصادی، به بررسی ناهمگونی‌های ساختاری جمعیت از قبیل ناهمگونی‌های نژادی، فرهنگی، مذهبی، توزیعی، قومی و قبیله‌ای و اثر آنها بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. ناهمگونی جمعیت از یک سو، چون موجب اختلاف در ترجیحات عوامل اقتصادی است، می‌تواند اثر منفی بر بهره‌وری و رشد اقتصادی داشته باشد. از سویی دیگر منافعی از قبیل تنوع در توانایی‌های افراد، تجربه‌ها و فرهنگ‌ها به همراه دارد که می‌تواند اثر مثبتی بر بهره‌وری، خلاقیت، نوآوری و رشد اقتصادی داشته باشد.

باید توجه داشت که نه تنها جمعیت، بلکه تراکم جمعیت نیز سبب پیشرفت اجتماعی، مبادله اطلاعات و ایده‌ها و در نتیجه فعال سازی نوآوری و پیشرفت فنی می‌شود و انتشار و تغییرات تکنولوژی را افزایش می‌دهد. در مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید، مجاورت عامل مثبتی برای بهره‌وری و رشد اقتصادی است. مجاورت فضایی یا تراکم بالای جمعیت و فعالیت‌های اقتصادی در یک محل، با افزایش تعاملات اجتماعی بین افراد و بنگاه‌ها، سبب افزایش سرریز اطلاعات در میان نیروی کار و تولیدکننده‌ها می‌شود و عملکرد بازار کار و محصول را کاراتر می‌کند. تراکم جمعیت نه تنها سبب انتشار تکنولوژی می‌شود، بلکه نیاز و توانایی استفاده از تکنولوژی جدید را نیز فراهم می‌سازد؛ زیرا چگالی جمعیت ویژه‌ای در ایجاد تقاضا برای تغییرات تکنولوژی لازم است که بازار محلی لازم را برای آن به وجود آورد. این چگالی جمعیت تغییر تکنولوژی را، به ویژه در کشورهای با سطح تکنولوژی پایین، تقویت می‌کند. تراکم بالای جمعیت ارتباطات و مبادله را تسهیل می‌کند و اندازه بازار و امکان تخصصی شدن را افزایش می‌دهد و موجب افزایش تقاضا برای ابداعات می‌گردد. همچنین تراکم جمعیت بالا، هزینه سرانه ثابت ایجاد زیرساخت لازم برای پیشرفت تکنولوژی را کاهش می‌دهد. این اثرات موجب افزایش بهره‌وری، ترغیب فعالان اقتصادی، انتشار تکنولوژی‌های جدید و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی می‌شود (کلاسن و نستمن[1]، ۲۰۰۶: ۶۲۲).

مبانی نظری اقتصاد شهری بر این نکته تأکید دارند که افزایش تراکم جمعیت پیرامون نیروی کار، می‌تواند بر تشکیل سرمایه انسانی و بهره‌وری و رشد اقتصادی تأثیرگذار باشد. در این راستا، توجه به عوامل مکانی نیروی انسانی مانند در نظر گرفتن چگونگی توزیع جمعیت در یک کشور، می‌تواند منجر به توضیح بهتر و دقیق تر مطالعات رشد شود.

1. Klasen & Nestmann (2006)

نتایج سرشماری‌های جمعیتی در ایران، توزیع نامتعادل جمعیت در نقاط شهری را نشان می‌دهد به طوری که در سال ۱۳۹۰، ۳۹/۶ درصد از جمعیت شهرنشین کشور (۲۱/۲ میلیون نفر) تنها در ۸ شهر[۱] تهران، مشهد، اصفهان، کرج، تبریز، شیراز، اهواز و قم ساکن بوده‌اند (مرکز آمار ایران، گزیده نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن، ۱۳۹۰: ۱۲).

این مقاله با هدف بررسی تأثیر توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل‌های رشد درون‌زا و روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده[۲] (ARDL)، در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۵ انجام گرفته است. برای سنجش چگونگی توزیع جمعیت در نقاط شهری ایران، یک نمونه از شهرهای ایران شامل ۳۱ شهر که مراکز استان‌ها در سال ۱۳۹۰ هستند، انتخاب شده و جمعیت آنها از سال ۱۳۵۵ تا ۱۳۹۳ گردآوری و سپس با استفاده از شاخص تمرکز هرفیندال-هیرشمن[۳] (HHI) به بررسی چگونگی توزیع جمعیت در بین این شهرها پرداخته شده است. از آنجایی که جمعیت ساکن در تهران تفاوت عمده‌ای با دیگر مراکز استان‌ها دارد، شاخص تمرکز هرفیندال-هیرشمن به دو صورت با تهران و بدون تهران محاسبه شده است و در دو مدل جداگانه به بررسی و مقایسه نتایج پرداخته شده است. ساختار مقاله در هفت بخش اصلی سازماندهی شده است؛ در بخش دوم مبانی نظری تحولات جمعیتی و رشد اقتصادی بررسی شده و سنجش چگونگی توزیع جمعیت در بخش سوم آمده است، در بخش چهارم مروری بر تحقیقات انجام شده صورت گرفته است. الگوی نظری این مقاله در بخش پنجم توضیح داده می‌شود و در بخش ششم مدل مورد استفاده و روش تخمین آن آورده شده است و در بخش آخر مقاله نتایج و پیشنهادها ارائه شده است.

۲- مبانی نظری تحقیق

در این بخش ابتدا چارچوب حسابداری رشد کلان بررسی شده است. در ادامه پس از پرداختن به مبانی نظری تحولات جمعیتی و رشد اقتصادی و ذکر خلاصه‌ای از تحقیقات صورت گرفته در هر مورد، به مبانی نظری توزیع جمعیت و کانال‌های اثرگذاری آن بر رشد اقتصادی پرداخته شده است.

۲-۱- چارچوب حسابداری رشد کلان

رشد اقتصادی از دو منبع عمده ناشی می‌شود: انباشت عوامل (سرمایه فیزیکی و نیروی کار) و بهره‌وری در استفاده از عوامل (بهره‌وری کل عوامل تولید). دغدغه‌های مربوط به ماهیت انباشت عوامل و پایداری رشد در بلندمدت، باعث شکل‌گیری اهمیت بالای تحلیل منابع رشد در سیاست‌گذاری‌ها شده است. برای توضیح عملکرد کلان اقتصادی در بلندمدت، تولید ناخالص داخلی به عنوان تولید در نظر گرفته می‌شود. نهاده سرمایه به صورت موجودی سرمایه ثابت ناخالص (انباشت سرمایه سرمایه‌گذاری شده ثابت ناخالص گذشته) در نظر گرفته می‌شود، با فرض اینکه جریان خدمات ناشی از موجودی سرمایه با موجودی سرمایه نسبت مستقیم دارد. در میان متغیرها، دقت موجودی سرمایه بیش از سایر متغیرها محل مناقشه است، زیرا برای چنین چیزی به نرخ استهلاک و موجودی سرمایه اولیه مشابه نیاز است. در حالی که مواردی از این دست را نمی‌توان از آمارهای رسمی استخراج کرد[۴]. ورودی نیروی کار به صورت تعداد ساعت‌های کار در نظر گرفته می‌شود، به شرطی که داده‌های مربوط به ساعات کار در دسترس باشند. با این حال از آنجا که در کشورهای کمتر توسعه یافته، چندان نمی‌توان به داده‌های مربوط به ساعات کار متکی بود، از تعداد شاغلان به عنوان نهاده نیروی کار استفاده می‌شود[۵] (مک ماهون و اسکوایر[۶]،۱۳۹۲: ۶۱).

مطالعات بسیاری در زمینه حسابداری رشد با هدف توضیح سهم بهره‌وری کل عوامل تولید از رشد انجام گرفته است. این روش‌شناسی گسترش یافته و عواملی مانند آموزش، صرفه مقیاس، تخصیص منابع، پیشرفت دانش، تغییر در کیفیت نهاده‌ها، عوامل فضایی و جغرافیایی و نظایر اینها را در بر می‌گیرد. این مطالعات باعث شده است که امروزه موضوع اصلی حسابداری رشد، نقش رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (که همان رشد باقیمانده تولید است) از رشد اقتصادی باشد.

---

۱. منظور از شهر، هر یک از نقاط جغرافیایی است که دارای شهرداری باشد که در سال ۱۳۹۰، ۱۳۳۱ نقطه بوده‌اند (مرکز آمار ایران،۱۳۹۰).

2. Auto Regressive Distributed Lag Method (ARDL)

3. Herfindahl -Hirschman Index

۴. یکی از محدودیت‌های تحقیقات منطقه‌ای در ایران نبودن آمار رسمی برای موجودی سرمایه استان‌ها است. این محدودیت (در کنار محدودیت‌های دیگر از قبیل نیروی کار و شاغلان یا تحصیلات عالی) سبب شده است تحقیق حاضر در سطح ملی صورت بگیرد.

۵. این محدودیت در این تحقیق نیز وجود داشته است و سبب شده است که از تعداد شاغلان به عنوان نهاده نیروی کار استفاده شود. همچنین در این تحقیق، برای بررسی تأثیر کیفیت نیروی کار بر رشد اقتصادی، از سهم شاغلان با تحصیلات عالی از کل اشتغال استفاده شده است.

6. McMahon & Squire

جدول ۱. خلاصه‌ای از تحقیقات انجام گرفته در مورد اثر کمّیت جمعیت بر رشد اقتصادی

ردیف	محقق	عنوان تحقیق و مورد مطالعه	نتایج
۱	داوسون و تیفن[1] (۱۹۹۸)	تجزیه و تحلیل رابطه علّیت و هم جمعی بین جمعیت و تولید ناخالص داخلی برای کشور هند طی دوره زمانی (۱۹۹۳-۱۹۵۰)	در بلندمدت هیچ ارتباط خطی و روند مشترکی بین این دو متغیر وجود ندارد.
۲	داکوستا و کارول[2] (۲۰۰۱)	بررسی فرضیه همگرایی منطقه‌ای و منابع رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های تابلویی ۳۱ منطقه کشور چین طی سال‌های (۱۹۹۶-۱۹۷۸)	میان رشد جمعیت و نرخ رشد درآمد سرانه استان‌ها رابطه منفی و معنادار وجود دارد.
۳	ساواس[3] (۲۰۰۸)	ارتباط بین تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت در کشورهای آسیای مرکزی طی سال‌های (۲۰۰۷-۱۹۸۹)	رابطه بلندمدت مثبت و قوی بین جمعیت و درآمد سرانه وجود دارد.
۴	عباس خان و همکاران[4] (۲۰۱۳)	تأثیر رشد جمعیت و تورم بر شاخص تولید ناخالص داخلی : مطالعه کشورهای در حال توسعه	یک درصد افزایش در نرخ رشد جمعیت، منجر به ۰/۸۰۷ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی شده است.
۵	سوری و کیهانی حکمت (۱۳۸۲)	متغیرهای جمعیتی، اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران (۱۳۷۹-۱۳۳۸)	رشد جمعیت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد
۶	بخشی دستجردی و خاکی نجف‌آبادی (۱۳۹۰)	بررسی تأثیر جمعیت بر رشد اقتصادی در چارچوب الگوی رشد بهینه در اقتصاد ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۰)،کاربردی از الگوریتم ژنتیک	چنان‌چه در دوره مورد مطالعه، جمعیت کشور رشد نمی‌کرد، سطوح واقعی مصرف سرانه، پس‌انداز سرانه، سرمایه سرانه و محصول ملی سرانه که در طول سال‌های گذشته اتفاق افتاده است، در جایگاه پایین‌تری قرار می‌گرفت.
۷	اسدزاده و همکاران (۱۳۹۴)	بررسی تأثیر افزایش جمعیت بر تولید ناخالص داخلی سرانه ایران با استفاده از رهیافت ARDL در دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۳۶۰)	رشد جمعیت تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد.

مأخذ: اسدزاده و همکاران (۱۳۹۴) و یافته‌های تحقیق

جدول ۲. خلاصه‌ای از تحقیقاتی که به بررسی رابطه کیفیت نیروی کار و رشد اقتصادی پرداخته‌اند

ردیف	محقق	عنوان تحقیق و مورد مطالعه	نتایج
۱	بلوم[5] و دیگران (۲۰۰۴)	تأثیر سلامت نیروی کار بر رشد اقتصادی برای ۱۰۴ کشور	سلامت اثر مثبت و معناداری بر ستاده کل داشته است و با در نظر گرفتن تجربه نیروی کار نتیجه بهتری به دست آمده است.
۲	کورایس[6] (۲۰۰۴)	تأثیر مخارج سلامت عمومی و تفاوت اجزاء تشکیل دهنده این هزینه بر رشد اقتصادی در ۱۷ منطقه اسپانیا	هزینه‌های جاری دولتی سلامت بر روی بهره‌وری تأثیر مثبتی داشته است، در حالی که سرمایه‌گذاری دولت در خدمات درمانی تأثیری بر بهره‌وری نداشته است.
۳	تامانگ[7] (۲۰۱۱)	تأثیر مخارج آموزشی بر رشد اقتصادی کشور هند	بین مخارج آموزشی و رشد اقتصادی رابطه‌ای بلندمدت وجود دارد و اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی کمتر از اثر سرمایه فیزیکی است.

1. Dawson & Tiffin (1998)
2. Dacosta & Carroll (2001)
3. Sauas (2008)
4. Abbas Khan et al. (2013)
5. Bloom et al. (2004)
6. Currais (2004)
7. Tamang (2011)

۴	سیموئز[1] (۲۰۱۱)	رابطه بین سطوح مختلف آموزشی و رشد اقتصادی در کشورهای OECD	رابطه بلندمدت معناداری بین آموزش عالی و رشد اقتصادی و همچنین، سطح پایین آموزشی و رشد اقتصادی وجود دارد.
۵	عمادزاده و همکاران (۱۳۸۸)	اثر کیفیت نیروی کار بر رشد اقتصادی در منتخبی از کشورها برای دوره (۲۰۰۰-۱۹۶۰)	نتایج برآورد مدل در کشورهای با درآمد بالا حاکی از اثرگذاری مثبت و معنی‌دار متغیرهای آموزش، تجربه و سلامت نیروی کار و شاخص امید به زندگی بر رشد اقتصادی بوده است. در کشورهای با درآمد متوسط نیز این نتیجه تأیید شده است اما در کشورهای کم درآمد تنها متغیرهای آموزش و تجربه نیروی کار بر رشد اقتصادی مؤثر بوده است.
۶	عربی و کاظمی (۱۳۹۳)	تأثیر شاخص توسعه انسانی بر تولید ناخالص داخلی ایران در دوره (۱۳۹۰-۱۳۵۰)	شاخص توسعه انسانی در کوتاه‌مدت اثر ناچیز و غیرقابل ملاحظه‌ای بر تولید ناخالص داخلی دارد، ولی این اثر در بلندمدت قوی‌تر می‌شود.
۷	محمدی و امیدوار (۱۳۹۴)	اثرات متقابل سرمایه انسانی و نهادها بر فرایند رشد اقتصادی و اشارات آن برای اقتصاد ایران برای ۹۰ کشور در دوره زمانی (۲۰۱۰-۲۰۰۱)	با وجود سرمایه‌گذاری‌های عظیم در سرمایه انسانی(در ایران) که عمدتاً توسط درآمدهای نفتی تأمین مالی شده است، کیفیت پایین نهاده باعث کندی رشد اقتصادی شده است.

مأخذ: محمدی و امیدوار (۱۳۹۴) و عمادزاده و همکاران (۱۳۸۸) و یافته‌های تحقیق

جدول ۳. خلاصه‌ای از تحقیقاتی که به بررسی رابطه ساختار سنی جمعیت و رشد اقتصادی پرداخته‌اند

ردیف	محقق	عنوان تحقیق و مورد مطالعه	نتایج
۱	برگ[2] (۱۹۹۶)	بررسی رابطه بین ساختار سنی و مصرف کل و ترکیب پس‌انداز کل در سوئد	جمعیت گروه‌های سنی ۴۰-۲۰ سال و جمعیت گروه سنی ۶۵ سال و بالاتر و همچنین نسبت جمعیت ۶۵ سال و بالاتر به جمعیت ۶۵-۲۰ سال، دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر تابع مصرف بوده‌اند.
۲	اندرسون[3] (۲۰۰۱)	بررسی اثر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی برخی از کشورهای اسکاندیناوی (۱۹۹۲-۱۹۵۰)	اثر منفی افزایش سهم جمعیت بالای ۶۵ سال از کل جمعیت بر رشد GDP سرانه و اثر مثبت گروه‌های سنی دیگر بر رشد اقتصادی.
۳	بلوم و فینلی[4] (۲۰۰۹)	تغییر جمعیتی و رشد اقتصادی در آسیا	اثرپذیری بالای رشد درآمد سرانه از رشد جمعیت گروه سنی ۶۴-۱۵ سال برای ۱۳ کشور جنوب و شرق آسیا.
۴	مهرگان و رضایی (۱۳۸۸)	اثر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی (برای ۱۷۱ کشور دنیا در دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۶۶)	نسبت جمعیت زیر ۱۵ سال به کل جمعیت و بار تکفل سنین جوان دارای اثر منفی و نسبت جمعیت ۱۵ تا ۶۴ سال به کل جمعیت، نسبت جمعیت ۶۵ سال و بالاتر به کل جمعیت و بار تکفل سنین پیر دارای اثر مثبت بر رشد اقتصادی است.
۵	عرب مازار و کشوری شاد (۱۳۸۴)	بررسی اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی (۱۳۸۱-۱۳۳۸)	نرخ رشد نسبت جمعیت ۶۴-۱۵ سال به کل جمعیت در بلندمدت، درآمد سرانه را به میزان ۲۷/۱ درصد افزایش خواهد داد. همچنین یک درصد رشد نسبت نیروی کار شاغل به جمعیت در سن کار، سبب ۸۹/۱ درصد رشد درآمد سرانه در بلندمدت خواهد شد.
۶	محمدپور و همکاران (۱۳۹۲)	بررسی اثر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی ایران (۱۳۸۸-۱۳۴۵)	اثر نرخ رشد کلی جمعیت و نرخ رشد جمعیت فعال بر روی نرخ رشد درآمد سرانه، منفی است و نرخ رشد جمعیت ۶۴-۱۵ سال، نرخ تعداد شاغلان با تحصیلات عالی و شاخص امید به زندگی اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشور در بلندمدت دارند.

مأخذ: محمدپور و همکاران (۱۳۹۲)

1. Simoes (2011)
2. Berg (1996)
3. Andersson (2001)
4. Bloom & Finlay (2009)

۲-۲- مبانی نظری تحولات جمعیتی و رشد اقتصادی

ارتباط بین جمعیت و رشد اقتصادی از موضوعات قابل توجهی است که در تمامی دیدگاه‌های اقتصادی، از کلاسیکی تا تئوری‌های نوین اقتصادی به آن توجه شده است. نقش نیروی انسانی در فرایند تولید از منظر نظریه‌های اقتصادی، در طول زمان دچار دگرگونی‌های قابل توجهی شده است. این دگرگونی‌ها، دامنه‌ای را در بر می‌گیرد که در یک سوی آن مفهومی به نام نیروی کار وجود دارد که تنها با توانمندی‌های فیزیکی ارزیابی می‌شود و در سوی دیگر، مفهوم سرمایه انسانی قرار دارد که حاصل انباشت دانش، مهارت و تجربه انسان‌هاست (هوشمند و دیگران، ۱۳۸۷: ۶۷).

در نظریه رشد اقتصادی، در زمینه تأثیر جمعیت بر رشد اقتصادی مطالعات گسترده‌ای انجام شده است، که می‌توان این مطالعات را به ۴ دسته کلی تقسیم نمود:

۲-۲-۱- مطالعاتی که به بررسی رشد کمّی جمعیت و اثر آن بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند

رشد جمعیت به عنوان تأمین‌کننده نیروی کار (به عنوان یکی از عوامل اصلی تولید) و ایجاد تقاضا در اقتصاد دارای اهمیت است. به طور کلی دو نوع نگرش نسبت به رشد جمعیت وجود دارد: نگرش اول، نگرش منفی و نگرش دوم، نگرش مثبت می‌باشد. دیدگاه تئوریکی گروهی از اقتصاددانان نظیر مالتوس، بکر و بارو، سولو و بارو[1]، مخالف افزایش جمعیت بوده و معتقدند افزایش جمعیت از طریق کاهش منابع تجدید شونده، عامل منفی برای رشد اقتصادی به حساب می‌آید. از دیگر سو و از منظر بهینگی، اقتصاددانانی چون کوزنتس، سیمون، بوسراپ و کریمر[2]، معتقدند افزایش جمعیت منجر به بهبود تکنولوژی می‌شود و در نتیجه عامل مثبتی برای رشد اقتصادی به حساب می‌آید. آنها بر این دیدگاه هستند که در یک گروه بزرگ‌تری از جمعیت، احتمال کلی بیشتری وجود دارد که گروه‌های بزرگ‌تری از محققان و مهندسان شکل گرفته و در نتیجه ظرفیت و توان جامعه در ابداع علوم جدید بالا رفته و از این مسیر، درآمد سرانه نیز افزایش یابد (محمدپور و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۰۳).

در زمینه اثرگذاری جمعیت بر رشد اقتصادی مطالعات متعددی صورت گرفته است که بنا به دوره زمانی تحقیق و مکان مورد مطالعه، نتایج متفاوت و گاه متضادی ارائه کرده‌اند.

۲-۲-۲- مطالعاتی که تمرکز آنها بر تأثیرگذاری کیفیت نیروی انسانی بر رشد اقتصادی است

منطبق با نظریات رشد اقتصادی درون‌زا، کیفیت نیروی انسانی یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی است. مطالعات انجام شده توسط منکیو، رومر و ویل نشان داده است که نرخ رشد بلندمدت اقتصادی با سطح درآمد اولیه کشور همبستگی بالایی ندارد و پایین بودن موجودی سرمایه فیزیکی، تنها عامل رشد پایین اقتصادی در کشورها نیست، بلکه برخی از عوامل به خصوص سرمایه انسانی است که باعث تسریع رشد اقتصادی می‌گردد. نیروی انسانی کارآمد، امکان افزایش تولید و ارزش افزوده را فراهم می‌آورد و بی‌توجهی به این عامل مهم می‌تواند از دلایل توسعه نیافتگی در برخی از کشورهای در حال توسعه باشد. سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و افزایش سهم آن در کل سرمایه‌گذاری کشور، باعث بهره‌برداری بهتر از سرمایه فیزیکی می‌گردد و عامل مهمی در فرآیند رشد و توسعه اقتصادی به شمار می‌رود (ربیعی، ۱۳۸۸: ۱۲۴-۱۲۳).

اهمیت روز افزون سرمایه انسانی موجب شده است که نقش کمّیت و به ویژه کیفیت نیروی کار بیشتر مورد توجه و بررسی قرار گیرد تا سهم و تأثیر این عامل مهم در رشد اقتصادی به درستی مشخص شود. آموزش، سلامت و تجربه ابعاد اصلی سرمایه انسانی به شمار می‌آیند و سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی بیانگر سرمایه‌گذاری در فعالیت‌هایی چون آموزش، سلامت، بهداشت و تجربه است که منجر به بهبود و ارتقای بهره‌وری افراد در بازار کار می‌شود (عمادزاده و همکاران، ۱۳۸۸: ۲).

۲-۲-۳- مطالعاتی که به بررسی تأثیر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند

تغییر ساختار سنی جمعیت ـ که در نتیجه تغییر نرخ رشد جمعیت به وجود می‌آید ـ می‌تواند اثرات مهم و تعیین کننده بر رشد اقتصادی داشته باشد. تغییر ساختار سنی جمعیت از راه‌های مختلف بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد. از یک طرف با تغییر سهم جمعیت در سن کار از کل جمعیت، بازار نیروی کار را متأثر می‌کند و از طرف دیگر، بر اساس نظریه چرخه زندگی،

1. Malthus (1798), Solow (1957), Barro (1988), Becker (1989)
2. Kuznets (1967), Simon (1981), Boserup (1989), Kremer (1993)

مصرف و در نتیجه پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد (عرب مازار و کشوری شاد، ۱۳۸۴: ۲۸).

بلوم و ویلیامسن (۱۹۹۸) و بلوم و فینلی (۲۰۰۹)، ضمن تأیید اینکه در مدل‌های رشدی که در آنها، تنها از متغیر نرخ رشد کل جمعیت به عنوان تنها متغیر جمعیتی استفاده شده است، رشد جمعیت اثری بر رشد اقتصادی ندارد، نشان داده‌اند که ساختار سنی جمعیت برای رشد اقتصادی بسیار قابل توجه و مهم می‌باشد. مطالعات گسترده‌ای پیرامون بررسی اثر ساختار جمعیت بر رشد اقتصاد به صورت تئوری و تجربی توسط محققان علم اقتصاد انجام گرفته است. شالوده این مطالعات حاکی از آن است که کاهش نرخ مرگ و میر و نیز کاهش میزان باروری اثرات قابل توجهی بر رفتار گروه‌های مختلف سنی خواهد داشت. به طور مثال با کاهش باروری و نرخ زاد و ولد، از تعداد نوزادان کاسته شده و لذا خانواده‌ها، به ویژه بانوان زمان بیشتری برای پرداختن به فعالیت‌های اقتصادی و شرکت در تولید و در نتیجه پس‌انداز در اختیار خواهند داشت، که این پس‌انداز با توجه به در اختیار داشتن وقت بیشتر می‌تواند صرف پرداختن به اموری نظیر فراگیری دانش از سوی والدین شود. از سویی، کودکان و افرادی که در سن بازنشستگی قرار دارند، نسبت به پس‌اندازشان تمایل به مصرف بالایی دارند و این برخلاف گروه سنی فعال جامعه می‌باشد، که سهم قابل توجهی از درآمد خود را صرف پس‌انداز می‌کنند. اما افزایش جمعیت در سن کار (به شرطی که بازار کار قابلیت جذب شمار بیشتری از نیروی کار را در فعالیت‌های مولد داشته باشد)، با افزایش عرضه نیروی کار، سبب افزایش رشد اقتصاد می‌شود. از سویی دیگر با کاهش نرخ مرگ و میر و افزایش امید به زندگی، تمایل به افزایش سرمایه انسانی و پس‌انداز از سوی افراد جامعه بیشتر می‌شود که خود به معنی افزایش کارایی نیروی کار جامعه است و بر این اساس پیش‌بینی می‌شود سرمایه‌گذاری‌ها بهبود یابند (محمدپور و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۰۵-۲۰۴).

جدول ۴. خلاصه‌ای از تحقیقاتی که به بررسی رابطه ناهمگونی‌های نژادی، قومی و قبیله‌ای و مذهبی با رشد اقتصادی پرداخته‌اند

ردیف	محقق	عنوان تحقیق و مورد مطالعه	نتایج
۱	استرلی و لوین[1] (۱۹۹۷)	تراژدی رشد آفریقا: سیاست‌ها و اختلاف‌های قومی	جوامع دارای نژادها و مذاهب مختلف، ترجیحات متفاوتی دارند و بنابراین اعمال سیاست عمومی در این جوامع بهینه نیست.
۲	بانک جهانی[2] (۲۰۰۹)	تغییر جغرافیای اقتصادی	تراکم بالاتر جمعیت، فواصل کوتاه‌تر بین مناطق و تفاوت (ناهمگونی) کمتر برای دستیابی موفقیت آمیز به توسعه ضروری‌اند و باید از آنها حمایت شود.
۳	راتنا و دیگران[3] (۲۰۰۹)	آیا ناهمگونی برای رشد اقتصادی بد است؟	اثر ناهمگونی‌های مذهبی و نژادی بر رشد اقتصادی مشهود است.
۴	راپاسینقا و چیلتون[4] (۲۰۰۹)	گرایشات مذهبی و رشد اقتصادی	ارتباط منفی و معنادار بین رشد اقتصادی و گرایشات مسیحی، کاتولیک و پروتستان وجود دارد.
۵	اکبری و همکاران (۱۳۹۰)	تحلیل منطقه‌ای رشد اقتصادی در ایران (با تأکید بر رهیافت 3D)	اثر مثبت چگالی جمعیت بر رشد اقتصادی و اثر منفی فاصله اقتصادی، ناهمگونی مذهبی و پراکندگی قومیتی جمعیت بر رشد منطقه‌ای در ایران.
۶	دهقان شبانی و اکبری (۱۳۹۳)	تحلیل ناهمگونی جمعیت بر رشد منطقه‌ای در ایران	اثر منفی ناهمگونی مذهبی بر رشد منطقه‌ای در ایران.
۷	دهقان شبانی و اکبری (۱۳۹۴)	فاصله اقتصادی و رشد منطقه‌ای در ایران	اثر منفی فاصله اقتصادی بر رشد منطقه‌ای در ایران.

مأخذ: اکبری و همکاران (۱۳۹۰)، دهقان شبانی و اکبری (۱۳۹۴)

1. Easterly & Levine (1997)
2. World Bank (2009)
3. Ratna et al. (2009)
4. Rupasingha & Chilton (2009)

۲-۲-۴- مطالعاتی که به بررسی ناهمگونی‌های ساختاری جمعیت و اثر آنها بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند

ناهمگونی در مقیاس ملی ناهمگونی‌های نژادی، فرهنگی، مذهبی، توزیعی، قومی و قبیله‌ای تعریف شده، یکی از متغیرهای مهم تأثیرگذار بر رشد اقتصادی می‌باشد که در سال‌های اخیر مورد توجه قرار گرفته است. ناهمگونی جمعیتی از طرفی، موجب اختلاف ترجیحات و تبعیض شده و در نتیجه، منجر به سیاست‌های ضد بهره‌وری و کاهش رشد اقتصادی می‌شود، از سویی دیگر منافعی شامل تنوع در توانایی‌ها، تجربه‌ها و فرهنگ‌ها به همراه دارد که ممکن است به بهره‌وری، خلاقیت و نوآوری منجر و موجب افزایش رشد اقتصادی شود (دهقان شبانی و اکبری، ۱۳۹۳: ۹۷).

در مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید، اصل کلیدی این است که مجاورت، عامل مثبتی برای بهره‌وری است. زیرا مجاورت با کارگزاران اقتصادی (بنگاه‌ها) موجب افزایش رقابت، افزایش ابداعات، تسریع نشر فناوری و ... می‌شود و بهره‌وری و رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. متغیرهای جغرافیایی-اقتصادی هر منطقه، نقاط قوت، ضعف، فرصت و تهدیدهای یک منطقه را که بر رشد اقتصادی آن منطقه اثرگذار است، نشان می‌دهد (دهقان شبانی و اکبری، ۱۳۹۴: ۲۰۷).

در مورد اثر ناهمگونی‌های نژادی، قومی و قبیله‌ای و مذهبی تحقیقات زیادی صورت گرفته است ولی پیرامون ناهمگونی در توزیع جمعیت تحقیقی مشاهده نشد که این تحقیق قصد دارد به بررسی تاثیر توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی در ایران بپردازد. از این رو در ادامه خلاصه‌ای از تحقیقاتی که به بررسی تأثیر ناهمگونی‌های نژادی، قومی و قبیله‌ای و مذهبی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند، آورده می‌شود و سپس به بررسی ناهمگونی توزیع جمعیت و مبانی نظری آن پرداخته خواهد شد.

۲-۳- مبانی نظری توزیع جمعیت

۲-۳-۱- دلایل توزیع ناهمگون جمعیت

در نظام شهری بیشتر کشورهای در حال توسعه، توزیع جمعیت نامتعادل بوده و بزرگ‌ترین شهر سهم نسبتاً بزرگی از جمعیت کشور را به خود اختصاص می‌دهد. در ادبیات اقتصاد شهری، دو عامل اصلی برای تمرکزهای وسیع جمعیت در شهرهای اصلی بیان می‌شود. عامل اول نقش زیرساخت‌ها و عامل دوم نقش سیاست می‌باشد.

در کشورهایی که شبکه حمل و نقل بین شهری از کارایی مناسبی برخوردار نیست، هزینه‌های حمل کالا در درون کشور نسبتاً بالا خواهد بود که این موضوع تمایل به داشتن شهرهای اصلی بزرگ را تقویت می‌کند. سولیوان[1] معتقد است که در بیشتر کشورهای در حال توسعه، سرمایه‌گذاری اساسی در جاده‌ها و امکانات ارتباطات از راه دور در اطراف و درون پایتخت انجام می‌گیرد و در نواحی دیگر، سرمایه‌گذاری در این مورد کمتر است. این نوع سیاست زیرساختی به وجود آورنده هزینه‌های حمل و نقل بالا در درون کشور می‌باشد و توسعه شهرهای اصلی بزرگ را تشویق می‌کند (سولیوان، ۱۳۸۶: ۱۶۴).

آندس و گلایسر[2] در مورد نقش سیاست در ایجاد شهرهای اصلی بزرگ اظهار داشتند که کشورهایی که به وسیله نظام دموکراسی اداره نمی‌شوند نسبت به کشورهایی که دارای نظام دموکراسی قوی می‌باشند، شهرهای اصلی بزرگ‌تری دارند. ایشان علّت این امر را این می‌دانند که برای حفظ نظام سیاسی در این کشورها (غیر دموکراتیک)، منابع از حوزه‌های نفوذی مانند نواحی خارج از پایتخت گرفته می‌شود و در بین مردم پایتخت بازتوزیع می‌گردد تا رضایت خاطر آنان را حفظ نموده و تهدید بالقوه آنان را برای ثبات سیاسی حکومت به حداقل برسانند. این امر باعث می‌شود در طول زمان مهاجرت به پایتخت به دو دلیل رخ دهد: اول برای تأمین کالاها و خدمات مورد نیاز توده مورد حمایت (ساکنین پایتخت) و دوم برای مورد توجه (حمایت) واقع شدن (آندس و گلایسر، ۱۹۹۵: ۲۰۱).

۲-۳-۲- تأثیر توزیع جمعیت بر رشد اقتصادی

یکی از متغیرهای جغرافیایی-اقتصادی هر کشور، چگونگی توزیع جمعیت در آن کشور است. توزیع متعادل جمعیت در یک کشور دسترسی به نیروی کار (به ویژه نیروی کار متخصص) را برای بنگاه‌ها ساده‌تر می‌نماید. تمرکز جمعیت موجب تمرکز فضایی صنایع، افزایش زیرساخت‌های اقتصادی از قبیل زیرساخت‌های حمل و نقل و ارتباطات، تسهیل ارتباطات و مبادله، افزایش اندازه بازار و امکان تخصصی شدن و افزایش تقاضا برای ابداعات می‌گردد (فرهمند و اکبری، ۱۳۸۷: ۷۹).

1. Sullivan
2. Andes & Glaeser (1995)

در ادامه به بررسی هر یک از کانال‌های اثرگذاری توزیع جمعیت بر رشد اقتصادی پرداخته می‌شود.

یکی از این کانال‌ها تأثیر توزیع متعادل جمعیت بر بازار کار می‌باشد. توزیع متعادل جمعیت در کشور می‌تواند از دو طریق بر بازار نیروی کار تأثیرگذار باشد: اول اینکه دسترسی به نیروی کار متخصص را در تمام نقاط ساده‌تر می‌کند و امکان تخصصی شدن نیروی کار در فرایند تولید بیشتر می‌شود. این امر ضمن فراهم آوردن نیروی کار لازم در کلیه نقاط کشور، از هدر رفتن نیروی کار در نقاط پر تراکم هم می‌تواند بکاهد. دوم، اثرگذاری توزیع متعادل جمعیت بر کیفیت نیروی کار و شکل گیری سرمایه انسانی است.

در نظریات جدید رشد اقتصادی، کانون اصلی توجهات از سرمایه فیزیکی به سرمایه انسانی تغییر یافته است. سرمایه انسانی دانش و مهارت کسب شده به وسیله نیروی کار است که با تحصیل رسمی، تجربه کاری و تعاملات اجتماعی شکل می‌گیرد. یکی از شیوه‌های افزایش سرمایه انسانی، یادگیری از راه تقلید و الگوگیری است. شهرها با فراهم آوردن امکان برخورد بیشتر بین کارگرانی که وظایف مشابهی را انجام می‌دهند، موجب تسهیل یادگیری و افزایش ثمربخشی نیروی کار می‌شوند.

یکی از نهاده‌های لازم برای خلاقیت، ارتباطات شخصی بین مردمی است که دارای علایق و ایده‌های مشترک می‌باشند. ارتباطات چهره به چهره مؤثرترین ابزار انتقال ایده‌های ظریفی است که به توسعه محصولات جدید و فرایندهای تولید می‌انجامد. یک شهر فرصت‌های بسیاری را برای مردم جهت تعامل با کسانی که دارای علایق مشترک هستند، فراهم می‌آورد و از این طریق می‌تواند باعث ارتقای تفکر خلاق شود (سولیوان، ۱۳۸۶: ۲۴). روشن است که امکان این تعاملات با افزایش تراکم جمعیت بیشتر می‌شود. به عبارت دیگر هر چقدر که جمعیت یک شهر بیشتر شود می‌تواند فرصت‌های بیشتری را برای تفکر خلاق، نوآوری و افزایش بهره‌وری نیروی کار فراهم آورد.

رومر[1] اندیشه را یکی از داده‌های تولید می‌داند. طبق مدل رشد رومر برای ایجاد رشد، تعداد اندیشه‌های جدید باید در طول زمان افزایش یابد. در مدل رشد رومر رشد اندیشه‌ها وابسته به رشد جمعیت است به این صورت که جمعیت بیشتر می‌تواند تولیدکننده اندیشه‌های بیشتر باشد و از آنجا که اندیشه‌ها رقابت ناپذیر هستند، بنابراین بازدهی فزاینده ایجاد می‌کند و رشد اقتصادی افزایش می‌یابد (چارلز[2]، ۱۳۷۹: ۵۳).

کانال دوم، تأثیر توزیع متعادل جمعیت بر بنگاه‌های اقتصادی است. 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 محصولات هزینه‌بر است و مکان‌هایی که دارای هزینه‌های حمل و نقل نسبتاً پایینی هستند، سود بیشتری را ایجاد خواهند کرد (به شرط برابری بقیه شرایط). دوم اینکه برخی نهاده‌ها را به طور کامل نمی‌توان حمل کرد و مکان‌هایی با نهاده‌های محلی ارزان به وجود آورنده سودهایی بالاتر خواهند بود (به شرط برابری بقیه شرایط). سوم اینکه برخی بنگاه‌ها از همجواری با دیگر بنگاه‌ها در یک صنعت مشابه سود می‌برند (صرفه‌جویی‌های ناشی از محلی شدن) و عده‌ای از بنگاه‌ها از بودن در یک شهر متنوع و بزرگ سود می‌برند (صرفه‌جویی‌های ناشی از شهرنشینی). چهارم اینکه بخش عمومی با دریافت مالیات، کالاها و خدمات عمومی را فراهم می‌آورد و و مکان‌های برخوردار از یک بخش عمومی نسبتاً کارا، سودهای بالاتری را تولید خواهد کرد (به شرط برابری بقیه شرایط) (سولیوان، ۱۳۸۶: ۹۸).

افزایش جمعیت شهرهای کوچک می‌تواند باعث پایین آمدن هزینه‌های مبادله و تولید برای بنگاه‌ها شود. شهرها به لحاظ اقتصادی، دارای دو ویژگی صرفه‌جویی در مقیاس (کاهش هزینه‌ها به خاطر افزایش مقیاس) و صرفه‌جویی‌های ناشی از تجمع (کاهش هزینه‌ها به خاطر تجمع افراد یا بنگاه‌ها در کنار همدیگر) هستند و زمینه را برای فعالیت‌های گوناگون اقتصادی فراهم می‌کنند (لعل و یاوری، ۱۳۹۰: ۲۳).

با افزایش جمعیت، بازار بالقوه پیش‌روی بنگاه‌ها افزایش یافته و تولید بنگاه‌ها در مقیاس بزرگ‌تری صورت می‌گیرد که این امر سبب شکل‌گیری صرفه‌جویی‌های مقیاس می‌شود. همچنین افزایش جمعیت می‌تواند هزینه‌های حمل و نقل محصول از بنگاه تا بازار مصرف را کاهش دهد.

افزایش جمعیت و تراکم بالای آن در شهرها، با کاهش هزینه سرانه ثابت ایجاد زیرساخت‌های لازم، باعث می‌شود که امکانات زیربنایی، تولیدی، خدماتی و تسهیلات اجتماعی و رفاهی بیشتری فراهم شود که این مسئله باعث جذب بنگاه‌ها و فعالیت‌های گوناگون می‌شود. با تجمع و تمرکز بخشی از

1. Romer

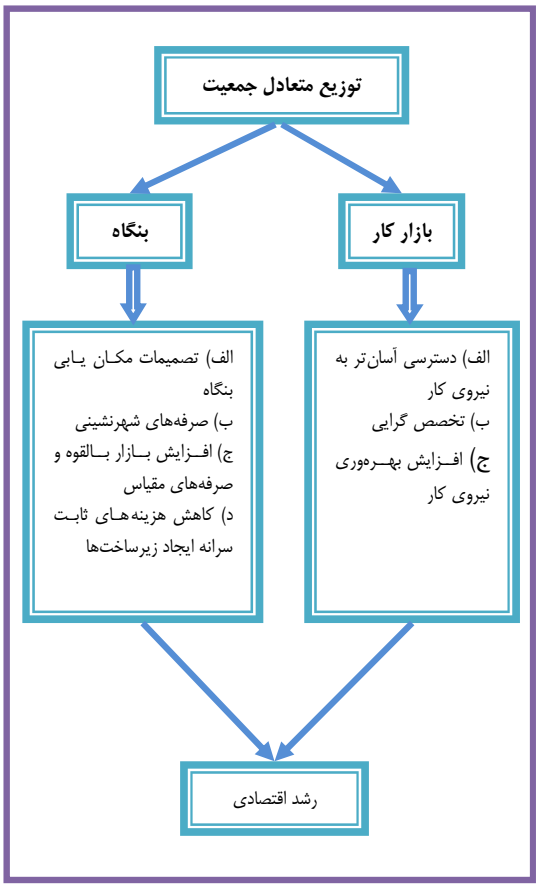
2. Charles

صنایع و مشاغل (و به طور کل سرمایه) در کنار یکدیگر، انواع دیگری از تولیدات و خدمات نیز ارائه می‌گردد. بنابراین افزایش جمعیت شهرها باعث شکل‌گیری تجمع مکانی گروهی از تولیدکننده‌ها و ارائه دهنده‌های کالا و خدمات می‌شود که این تجمع استفاده از سرریزهای مثبت یکدیگر را برای آنها به همراه خواهد داشت و باعث به وجود آمدن صرفه‌جویی‌های ناشی از تجمع می‌گردد.

در اقتصادهای امروزه که وابستگی کمّی به منابع طبیعی دارند، افزایش جمعیت به همراه گسترش شهرنشینی، موجب تشویق تخصص گرایی بیشتر و سرمایه‌گذاری بیشتر در سرمایه انسانی و انباشت سریع‌تر دانش‌های جدید می‌شود. تخصص گرایی در مهارت‌های محدود، زمانی که بازار برای این مهارت‌ها بزرگ‌تر است بیشتر خواهد شد. از آنجایی که تعداد فروشندگان و خریدارانی که با هم در تعامل‌اند اندازه بازار را تعیین می‌کند، تحلیل اسمیت بیان می‌کند زمانی که جمعیت بزرگ‌تر است، درآمدهای سرانه و رشد اقتصادی بیشتر خواهد شد. همچنین جمعیت بیشتر می‌تواند با تخصص‌گرایی بیشتر، موجب افزایش تولید در مقایسه با مصرف شود. جمعیت بزرگ‌تر با توسعه بازار و کاهش هزینه‌های همکاری متخصصان، منجر به تقسیم بیشتر نیروی کار و تخصص‌گرایی بیشتر می‌شود (دلالی اصفهانی و همکاران، ۱۳۹۱: ۷۳).

سانچال و هانسبرگ[1] (۲۰۱۲) معتقدند که مجاورت فیزیکی تولید، مردم و شرکت‌ها در مناطق پرجمعیت، محیطی را ایجاد می‌کند که تسهیل‌کننده اقتصاد مقیاس، دسترسی به منابع، پیشرفت‌های فناوری، بازار کار کارآمد و جریان ایده‌ها و اطلاعات است.

تغییر در توزیع جمعیت و متعادل شدن آن، علاوه بر اینکه می‌تواند باعث ارتقای کارایی بنگاه‌های موجود در مناطق کم جمعیت شود، می‌تواند باعث ایجاد بنگاه‌های جدید نیز شود. زیرا افزایش جمعیت باعث می‌شود که شهرها به مکان‌های جذاب و مناسب برای سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها تبدیل شوند. از طرفی دیگر از آنجایی که موضوع تحقیق حاضر بررسی تأثیر توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی می‌باشد، کاهش ناهمگونی جمعیت به معنی این است که نرخ رشد جمعیت در کلان شهرهای کشور از دیگر نقاط شهری کمتر باشد. باید توجه داشت که در مباحث اقتصاد شهری رابطه U معکوس بین تمرکز جمعیت و رشد اقتصادی وجود دارد[2]. علّت این امر آن است که علاوه بر جنبه‌های مثبتی که در مورد افزایش جمعیت یک شهر گفته شد، جنبه‌های منفی تراکم جمعیت هم از قبیل آلودگی هوا، هزینه‌های بالای حمل و نقل و مسکن، ترافیک و آلودگی صوتی و... نیز افزایش می‌یابد که اثر منفی بر بهره‌وری و رشد اقتصادی دارند. با افزایش تمرکز جمعیت در یک شهر، به نقطه‌ای می‌رسیم که پیامدهای منفی تمرکز بر پیامدهای مثبت آن غلبه می‌کند. شکل (۱)، مسیرهای اثرگذاری توزیع متعادل جمعیت بر رشد اقتصادی را با توجه به مطالب گفته شده، نشان می‌دهد.



شکل ۱. مسیرهای اثرگذاری توزیع متعادل جمعیت بر رشد اقتصادی
مأخذ: یافته‌های تحقیق

در این تحقیق دو فرضیه مطرح و آزمون شده است: فرضیه اول این است که توزیع جمعیت (متعادل یا نامتعادل بودن) بر رشد اقتصادی اثرگذار است. فرضیه دوم این است که کلان شهر تهران به مرحله‌ای رسیده است که اثرات منفی تمرکز

1. Sanchal & Hansberg (2012)

۲. برای مطالعه بیشتر رجوع کنید به فرهمند و بدری (۱۳۹۱)

جمعیت بر اثرات مثبت آن غلبه نموده است و باید تمرکززدایی صورت گیرد.

۳- سنجش چگونگی توزیع جمعیت در ایران

برای سنجش چگونگی توزیع جمعیت در نقاط شهری ایران، یک نمونه از شهرهای ایران شامل ۳۱ شهر که مراکز استان‌ها در سال ۱۳۹۰ هستند، انتخاب شده و جمعیت آنها از سال ۱۳۵۵ تا ۱۳۹۳ گردآوری شد. برای جمع‌آوری آمار جمعیت از سالنامه‌های آماری استانی مرکز آمار ایران استفاده شده است و برای سال‌هایی که آمار جمعیت شهرها در دسترس نبوده است، جمعیت شهر با استفاده از میانگین نرخ رشد جمعیت در دوره سرشماری تخمین زده شده است. سپس با استفاده از شاخص تمرکز هرفیندال-هیرشمن به بررسی چگونگی توزیع جمعیت در بین این شهرها پرداخته شده است.

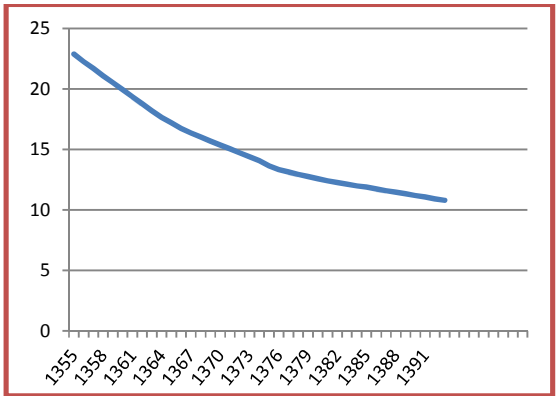
شاخص هرفیندال-هیرشمن مطلوب‌ترین شاخص برای سنجش درجه تمرکز شهری است. این شاخص را هرفیندال (۱۹۵۰) در پایان نامه دکتری خود در دانشگاه کلمبیا بیان کرد و سپس هیرشمن (۱۹۶۴) آن را تشریح کرد. این شاخص از معیارهای مطلق نابرابری است و به صورت مجموع توان دوم سهم جمعیت نظام شهری محاسبه می‌شود و به صورت زیر نمایش داده می‌شود (شاطریان و همکاران، ۱۳۹۰: ۹۱):

$$HHI=\sum_{i=1}^{n}\left[\frac{P_i}{P}\times 100\right]^2$$

P_i جمعیت شهر i و P جمعیت کل شهرها (مجموع n شهر) و n تعداد شهرها است.

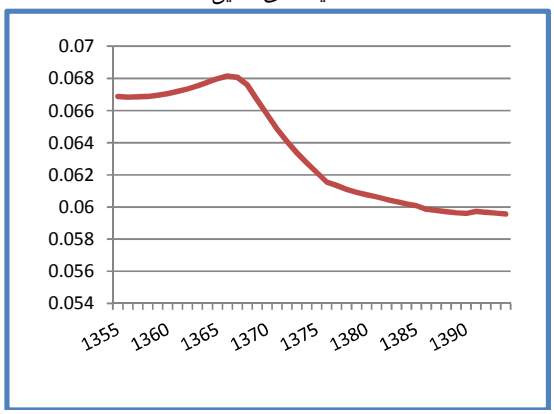
هر چقدر که توزیع جمعیت نظام شهری یک منطقه به سمت برابری بیشتر حرکت نماید، این شاخص کمتر می‌شود و کمترین مقدار آن زمانی حاصل می‌شود که جمعیت به صورت برابر در بین n شهر توزیع شود. همچنین بیشترین مقدار آن زمانی است که کل جمعیت در یک شهر متمرکز شده باشد[۱].

نتایج سرشماری‌های جمعیتی در ایران، توزیع نامتعادل جمعیت در نقاط شهری را نشان می‌دهد[۲]. با این حال شاخص HHI محاسبه شده برای جمعیت ۳۱ شهر مرکز استان در دوره زمانی (۱۳۹۳-۱۳۵۵)، نشان می‌دهد که به طور پیوسته از این عدم تعادل کاسته شده و جمعیت مراکز استان‌ها، به همدیگر نزدیک‌تر شده است. این شاخص به دو شکل محاسبه شده است. نمودار (۱)، مقدار این شاخص را برای ۳۱ شهر مراکز استان نشان می‌دهد و نمودار (۲) این شاخص را برای ۳۰ شهر مرکز استان (بدون تهران)، نشان می‌دهد.



نمودار ۱. روند شاخص پراکندگی در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۵ با تهران

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۲. روند شاخص پراکندگی در دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۵ بدون تهران

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان طور که نمودارهای (۱) و (۲) نشان می‌دهد، توزیع جمعیت در بین مراکز استان‌ها متعادل‌تر شده است. به عبارت دیگر در دوره زمانی تحقیق، سرعت رشد جمعیت در مراکز استانی کوچک‌تر بیشتر از مراکز بزرگ‌تر بوده است و از نابرابری توزیع جمعیت در دوره زمانی تحقیق کاسته شده است. هدف تحقیق حاضر این است که اثر این تغییر در توزیع جمعیت را بر رشد اقتصادی ایران بررسی نماید.

---

۱. یکی از محدودیت‌های این شاخص این است که با تغییر تعداد شهرها تغییر می‌کند (با افزایش n کاهش می‌یابد). برای رفع این محدودیت تعداد شهرها در دوره مورد مطالعه ثابت گرفته شده است.

۲. به عنوان مثال بر اساس سرشماری سال ۱۳۹۰، جمعیت ساکن در پر جمعیت‌ترین مرکز استان (تهران) بیش از ۷۴ برابرِ کم جمعیت‌ترین مرکز استان (یاسوج) می‌باشد.

٤- مروری بر مطالعات تجربی

در مطالعه و بررسی پیشینه تحقیق، موردی که به بررسی توزیع جمعیت و رشد اقتصادی پرداخته باشد مشاهده نشد. بیشتر مطالعاتی که در این زمینه انجام گرفته‌اند به بررسی تمرکز جمعیت و بهره‌وری و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. از آنجایی که به نوعی تمرکز جمعیت در شهرهای مورد مطالعه در دوره زمانی تحقیق رخ داده است از این تحقیقات به عنوان پیشینه تحقیق استفاده شده است.

فرهمند و بدری در مقاله‌ای با عنوان بررسی رابطه بین تجمیع و رشد اقتصادی در منتخبی از کشورهای آسیا و اقیانوسیه، به بررسی رابطه بین تجمیع (در قالب تمرکز شهری) و رشد اقتصادی در چارچوب مدل رگرسیونی رشد سولو - سوان با استفاده از داده‌های دوره ی زمانی ۲۰۰۹–۱۹۸۰ پرداخته‌اند. بدین منظور، شاخص‌های نخست شهری (نسبت جمعیت بزرگ‌ترین شهر به کل جمعیت شهری منطقه) و نسبت جمعیت ساکن در شهرهای بزرگ (شهری۷۵۰) به عنوان جانشین برای تمرکز شهری و تجمیع استفاده شده است. نتایج برآورد مدل رشد اقتصادی با وارد کردن متغیرهای سطح و توان دوم نخست شهری نشان می‌دهد که نخست شهری به شکل توان دوم بر رشد اقتصادی اثر دارد و این اثر به صورت U معکوس است. به عبارت دیگر، رشد اقتصادی با افزایش نخست شهری ابتدا افزایش می‌یابد و در یک نقطه به اوج می‌رسد و بعد از آن با افزایش بیشتر نخست شهری رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. همچنین ضریب متغیر شهری ۷۵۰ نیز مثبت و معنی‌دار است و نشان می‌دهد که تجمیع در شهرهایی که بیش از ۷۵۰ هزار نفر جمعیت دارند با رشد اقتصادی رابطه خطی مثبت و معنی‌دار دارد (فرهمند و بدری، ۱۳۹۱: ۱۳۹).

سامتی و همکاران در مقاله‌ای با عنوان اثرات صرفه‌های تجمع صنعتی و شهرنشینی بر رشد اقتصادی: شواهدی از بازارهای ایران، از طریق برآورد تابع تولید گسترش یافته سولو، اثرات صرفه‌های تجمع صنعتی و شهرنشینی در استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۸۹–۱۳۷۹ را مورد آزمون قرار می‌دهند. نتایج تحقیق آنها بیان می‌دارد که صرفه‌های شهرنشینی[1] هم در استان‌های صنعتی و هم غیر صنعتی اثر مثبت و معنادار بر بهره‌وری نیروی کار در صنایع کارخانه‌ای دارد که به طور متوسط به ترتیب معادل ۰/۱۴ و ۰/۸۷ می‌باشد، در حالی که صرفه محلی شدن[2] اثر منفی دارد. به عبارت دیگر، تجمع بنگاه‌ها به‌گونه‌ای نبوده است که بتواند برای آنها صرفه ایجاد نماید. اما همگام با رشد شهرها، تولید نیز افزایش یافته است، یعنی صرفه‌های شهرنشینی که از کاهش هزینه تولید بنگاه‌ها همگام با افزایش کل تولید شهر به دلیل بزرگ‌شدن شهرها ایجاد می‌شود، سبب بهبود بهره‌وری نیروی کار در صنایع کارخانه‌ای استان‌های ایران شده است. از این‌رو، اثر بازار داخلی (شامل صرفه محلی‌شدن و شهرنشینی) در استان‌های صنعتی از نظر آماری معنادار نیست؛ ولی در استان‌های غیر صنعتی اثر مثبت بر بهره‌وری دارد (سامتی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۷).

میترا[3] در تحقیقی با عنوان رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصادهای شهرنشینی (مورد صنایع هند)، با استفاده از یک مدل پانل برای پانزده ایالت اصلی هند، در پی ارائه شواهدی از جنبه‌های مثبت اقتصاد شهری است. نتایج تحقیق وی نشان می‌دهد که در ۱۱ مورد از ۱۷ صنعت مورد مطالعه، رشد بهره‌وری کل عوامل تولید به جمعیت شهری با گسترش صنایع واکنش نشان می‌دهد. وی عنوان می‌کند که جمعیت شهری یا گسترش صنایع، منافعی را برای بنگاه‌ها از طریق امکان بهبود کیفیت نیروی کار و ارتقای استفاده بهره‌ور از منابع فراهم می‌کند (میترا، ۲۰۰۰: ۹۸).

کومار و کوبر[4] در تحقیق خود با عنوان شهرنشینی، سرمایه انسانی و تفاوت بهره‌وری در کشورهایی از سراسر دنیا، به بررسی اثر سلامتی، آموزش و شهرنشینی بر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌پردازند. در این تحقیق برای تخمین بهره‌وری کل عوامل تولید از مدل رشد سولو استفاده شده است. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد که شهرنشینی اثر مثبت، معنی‌دار و قابل توجهی بر بهره‌وری کل عوامل تولید داشته است (کومار و کوبر، ۲۰۱۲: ۱۴).

سانچال و هانسبرگ معتقدند که مجاورت فیزیکی تولید، مردم و شرکت‌ها در مناطق پرجمعیت، محیطی را ایجاد می‌کند که تسهیل کننده اقتصاد مقیاس، دسترسی به منابع، پیشرفت‌های فناوری، بازار کار کارآمد و جریان ایده‌ها و اطلاعات است. در حالی که تعداد زیادی از مطالعات اثرات

---

۱. صرفه‌های ناشی از شهرنشینی اثراتی هستند که بنگاه‌ها به وسیله یادگیری از سایر بنگاه‌ها (نه لزوماً مرتبط) در شهر کسب می‌کنند.

۲. صرفه‌های ناشی از محلی شدن که به آن اثرات خارجی مارشال، آرو و رومر (MAR) نیز گفته می‌شود اثراتی هستند که بنگاه‌ها به وسیله یادگیری از سایر بنگاه‌ها در صنایع مرتبط در یک منطقه محلی کسب می‌کنند.

3. Mitra (2000)

4. Kumar & Kober (2012)

بهره‌وری و افزایش تراکم را در ایالات متحده و اروپا بررسی کرده‌اند، تعداد اندکی در هند، به عنوان یک اقتصادی که به سرعت در حال گسترش است و در آن سطح و تنوع تراکم جمعیت بسیار بالاتر است، انجام شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که دو برابر شدن تراکم جمعیت در هند باعث یک افزایش ۱۳ تا ۲۱ درصدی در بهره‌وری نیروی کار می‌شود. همچنین دو برابر شدن تراکم بنگاه‌ها باعث افزایش ۶ تا ۱۲ درصدی در بهره‌وری نیروی کار می‌شود. این نتایج با یافته‌های تحقیق‌های قبلی در مورد آمریکا و اروپا متفاوت است. به طوری که نتایج برای آمریکا و اروپا بین ۶ تا ۱۲ درصد هستند. این نتایج حاکی از آن است که اثر تراکم بر بهره‌وری نیروی کار در هند بیشتر است (سانچال و هانسبرگ، ۲۰۱۲: ۳-۲).

کامبز و همکاران[1] در تحقیقی با عنوان مزایای بهره‌وری شهرهای بزرگ، عنوان می‌کنند که در شهرهای بزرگ‌تر، به طور متوسط بنگاه‌ها دارای بهره‌وری بیشتری هستند که دو دلیل اصلی دارد: دلیل اول این است که رقابت شدید در شهرهای بزرگ، تنها به بنگاه‌هایی که دارای بیشترین بهره‌وری هستند اجازه بقا می‌دهد و بنگاه‌های با بهره‌وری پایین در جریان رقابت حذف می‌شوند. دومین دلیل وجود صرفه‌های اقتصادی ناشی از تجمیع در شهرهای بزرگ است که با گسترش تعاملات بین افراد و بنگاه‌ها، بهره‌وری را افزایش می‌دهد. این عوامل تمایل بنگاه‌ها به ساکن شدن در شهرهای بزرگ‌تر را افزایش می‌دهد (کامبز و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۵۴۵).

ملاحظه می‌شود که در این تحقیقات به افزایش تمرکز جمعیت پرداخته شده است ولی به این مسئله که جمعیت در نقاط شهری به چه صورت (متوازن یا غیر متوازن) پراکنده شده است، پرداخته نشده است. فرضیه اصلی این تحقیق این است که توزیع متعادل جمعیت در نقاط شهری از طریق ایجاد تمرکز و صرفه‌های شهرنشینی و تجمع در این نقاط، می‌تواند زمینه رشد اقتصادی بیشتر را در این نقاط فراهم نماید و تخصیص بهینه منابع و کارایی بیشتر را در یک اقتصاد به همراه داشته باشد. بنابراین با توجه به مبانی نظری تحقیق انتظار می‌رود که یک رابطه معکوس بین شاخص پراکندگی و رشد اقتصادی در ایران داشته باشیم. بدین معنی که نزدیک شدن جمعیت مراکز استان‌ها به همدیگر اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته باشد.

1. Combes et al. (2012)

۵- مدل مورد استفاده و روش تخمین آن

در این مقاله مطابق با مبانی نظری مطرح شده، به بررسی تأثیر توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته می‌شود. ارائه مدل برای برآورد این اثر بر اساس مدل‌های رشد درون‌زا بوده و چارچوب مدل را تابع تولید کاب داگلاس تشکیل می‌دهد. مدل ارائه شده مطابق تابع تولید ارائه شده توسط بلوم[2] و همکاران (۲۰۰۴: ۵) می‌باشد که می‌توان آن را به شکل زیر معرفی نمود؛

(۱)

$$Y=AK^{\alpha}L^{\beta}e^{\varphi H+\eta Zi}$$

در رابطه فوق (Y) نشانگر ستاده (تولید ناخالص داخلی)، K موجودی سرمایه فیزیکی، L نیروی کار، H سرمایه انسانی[3] و Zi برداری از سایر متغیرهای تأثیرگذار بر تولید ناخالص داخلی است.

رابطه (۱) را می‌توان با اضافه کردن شاخص پراکندگی جمعیت به شکل زیر نوشت:

(۲)

$$Y=AK^{\alpha}L^{\beta}e^{\gamma u+\delta hl+\tau d+\varepsilon}$$

در رابطه فوق (Y) نشانگر ستاده (تولید ناخالص داخلی)، K موجودی سرمایه فیزیکی، L نیروی کار، hl سهم شاغلان با تحصیلات عالی از کل شاغلان کشور، u شاخص پراکندگی جمعیت، d متغیر مجازی جنگ تحمیلی، e عدد نپر، ε جزء اخلال مدل و A پیشرفت فنی است.

با گرفتن لگاریتم از دو طرف رابطه (۲) داریم:

(۳)

$$y_i=\mu+\alpha k_i+\beta l_i+\gamma u_i+\delta hl_i+\tau d_i+\varepsilon_i$$

در رابطه فوق، yi ،ki و li به ترتیب نشانگر لگاریتم‌های Y_i، K_i و L_i هستند. داده‌های مربوط به متغیرهای تولید ناخالص داخلی، موجودی سرمایه و نیروی کار از سایت بانک مرکزی ایران و مرکز آمار و اطلاعات راهبردی وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی و متغیرهای شاغلان با تحصیلات عالی و جمعیت شهرها از سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران و محاسبات محقق جمع آوری شده است. در این تحقیق برای بررسی تأثیر توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی در ایران، معادله (۳) مورد برآورد قرار گرفته است. خلاصه اطلاعات آماری متغیرها

2. Bloom et al. (2004)

۳. بلوم و همکاران در تحقیق خود برای سنجش اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی از میانگین سال‌های تحصیل، متوسط تجربه نیروی کار و سلامتی استفاده کرده‌اند. در این تحقیق از درصد شاغلان با تحصیلات عالی استفاده می‌شود.

در جدول (۵) آمده است. بیشترین رقم تولید ناخالص داخلی مربوط به سال ۱۳۸۹ و کمترین آن مربوط به سال ۱۳۶۰ می‌باشد. بیشترین و کمترین مقدار موجودی سرمایه هم به ترتیب مربوط به سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۵۵ می‌باشد.

جدول ۵. اطلاعات آماری متغیرها

متغیر	تولید ناخالص داخلی	موجودی سرمایه	نیروی کار	توزیع ناهمگون جمعیت		درصد شاغلان با تحصیلات عالی
توضیحات	تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه ۱۳۷۶ (میلیارد ریال)	موجودی سرمایه خالص به قیمت پایه ۱۳۷۶ (میلیارد ریال)	تعداد کل شاغلان کشور (نفر)	چگونگی توزیع جمعیت در بین مراکز استان‌ها با استفاده از شاخص هرفیندال ـ هیرشمن		نسبت شاغلان با تحصیلات عالی از کل شاغلان (درصد)
				با تهران	بدون تهران	
انحراف معیار	۱۰۸۵۶۱/۲۹	۵۲۷۰۰۱/۱	۶۱۹۴۷۴۹	۰/۰۳۵۹۷۳	۰/۰۰۳۳۶۲	۶/۳۲
بیشترین مقدار	۵۳۹۲۱۹/۳	۲۴۳۱۸۵۲	۲۶۶۴۳۰۰۵	۰/۲۲۸۸۹	۰/۰۶۸۱۶	۲۳/۵
کمترین مقدار	۱۷۰۲۸۱	۵۷۴۵۹۶	۸۳۰۸۶۴۱	۰/۱۰۸۱۷	۰/۰۵۹۵۵	۳/۰۴
دامنه تغییرات	۳۶۸۹۳۸/۳	۱۸۵۷۲۵۸	۱۸۳۳۴۳۶۴	۰/۱۲۰۷۲	۰/۰۰۸۶۱	۲۰/۴۶
میانگین داده‌ها	۳۱۶۸۶۶/۶۷	۱۲۰۸۸۲۸	۱۶۳۱۴۸۳۱	۰/۱۵۰۶۷۸	۰/۰۶۳۶۷	۱۰/۲۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۶. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیّرها

ردیف	نام متغیر	آماره ADF	مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد	نتیجه آزمون
۱	تولید ناخالص داخلی (y)	-۳/۷۶	-۲/۹۲	پایا با یک بار تفاضل گیری I(1)
۲	نیروی کار (l)	-۲/۷۹	-۲/۶	پایا با یک بار تفاضل گیری I(1)
۳	موجودی سرمایه (k)	-۴/۳۷	-۲/۹۲	پایا با یک بار تفاضل گیری I(1)
۴	توزیع ناهمگون جمعیت با تهران (u)	-۳/۲۱	-۲/۹۲	پایا در سطح I(0)
۵	توزیع ناهمگون جمعیت بدون تهران (u)	-۴/۰۹	-۳/۲۵	پایا در سطح I(0)
۶	سهم شاغلان با تحصیلات عالی از اشتغال (hl)	-۳/۸۲	-۲/۹۴	پایا با یک بار تفاضل گیری I(1)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به منظور بررسی تأثیر توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی ایران در دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۵، از الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده می‌شود. در این تحقیق، به دلیل تعداد زیاد متغیرهای توضیحی و کم بودن حجم مشاهدات نسبت به تعداد متغیرها، استفاده از روش جوهانسون و مدل خود توضیحی برداری نتایج مطلوبی ارائه نمی‌داد. برای رفع اشکال مزبور، روش آزمون تجربی مورد استفاده، الگوی ARDL با به کارگیری نرم‌افزار مایکروفیت[1] انتخاب گردید. به طور کلی، روش‌هایی همچون انگل گرنجر[2] در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک (تعداد مشاهدات کم) سروکار دارند، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارند؛ زیرا برآوردهای حاصل از آنها بدون تورش نبوده و در نتیجه، انجام آزمون فرضیه با استفاده از آمارهای آزمون معمول بی‌اعتبار خواهد بود (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۸۷). به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرند. امروزه کاربرد مدل‌های خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) در اقتصادسنجی فراوان شده است که برخی از ویژگی‌های این روش به قرار زیر است:

اول اینکه این رویکرد بین متغیرهای وابسته و توضیحی تفاوت قائل می‌شود و مشکل درون‌زایی را حل می‌کند. دوم اینکه اجزای بلندمدت و کوتاه‌مدت را به طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به متغیرهای از قلم افتاده و خودهمبستگی را برطرف می‌کند. سوم اینکه لازم نیست درجه پایایی متغیرها یکسان باشد و متغیرهای الگو می‌توانند I(0) یا

1. Microfit
2. Engel-Granger

I(1) باشند. چهارم اینکه در حجم نمونه‌های کوچک، برآوردهای حاصل از این روش تورش‌دار نیست. همچنین الگوی ARDL تخمین مدل بلندمدت و الگوی تصحیح خطا را نیز انجام می‌دهد و می‌توان تفاوت نتایج حاصل از بررسی را به روشنی ارائه نمود (عباسی‌نژاد و گودرزی فراهانی، ۱۳۹۲: ۳۰۷).

همچنین در روش ARDL برای هر یک از متغیرها با استفاده از معیارهایی مانند شوارتز- بیزین، آکائیک و حنان کوئین، وقفه‌های بهینه انتخاب می‌شود که در این تحقیق از معیار شوارتز بیزین استفاده شده است. ضمن اینکه حداکثر وقفه، ۲ تعیین شده است.

قبل از پرداختن به آزمون همجمعی، آزمون پایایی برای همه متغیرهای مدل انجام می‌شود تا این اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرها جمعی از مرتبه دو یعنی I(2) نیستند و بدین وسیله از نتایج ساختگی اجتناب شود. در هنگام وجود متغیرهای I(2) در مدل، آماره‌های F محاسبه شده قابل اعتماد نیستند زیرا آزمون F مبتنی بر این فرض است که همه متغیرهای موجود در مدل I(0) و I(1) هستند. لذا انجام آزمون ریشه واحد در مدل ARDL برای تعیین اینکه هیچ یک از متغیرها جمعی از رتبه دو یا بیشتر نیستند، ضروری است (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۱).

بدین منظور متغیرهای مدل مورد بررسی، با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) آزمون شدند. نتایج نرم‌افزاری بررسی پایایی سری زمانی متغیرهای تحقیق در جدول (۶) ارائه شده است.

ملاحظه می‌شود که متغیر توزیع ناهمگون جمعیت (u) در سطح پایا است و بقیه متغیرها دارای مرتبه پایایی I(1) هستند یعنی با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند.

٦- نتایج و تفسیر یافته‌های تحقیق

۶-۱- نتایج مدل

در این قسمت به بررسی نتایج تخمین مدل؛

$$y_i=\mu+\alpha k_i+\beta l_i+\gamma u_i+\delta hl_i+\tau d_i+\varepsilon_i$$

با استفاده از الگوی ARDL پرداخته می‌شود. لازم به ذکر است که استنباط و تجزیه و تحلیل نتایج در روش ARDL، مشتمل بر سه معادله پویا[1]، بلندمدت[2] و تصحیح خطا[3] می‌باشد.

معادله پویا مبتنی بر یک مدل خودرگرسیونی است که نتایج آن در جدول شماره (۷) نشان داده شده است. همان طور که از جدول شماره (۷) مشخص است، ضریب تعیین (R^2) برابر ۹۹ درصد (برای هر دو مدل) و آماره F هم برابر ۶۷۸/۸ برای مدل (۱) و ۶۰۹/۷ برای مدل (۲) می‌باشد که نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی بالای هر دو مدل است. همچنین آزمون‌های آسیب شناسی[4] (تشخیص) برقراری تمام فروض کلاسیک (نبود خودهمبستگی، شکل تبعی صحیح، نرمال بودن جمله پسماند و وجود واریانس همسانی) را برای مدل‌های مورد نظر تأیید می‌کنند که مقادیر آنها در سطر آخر جدول شماره (۷) مشاهده می‌شود.

پس از برآورد معادله پویا، برای اطمینان از وجود رابطه بلندمدت (کاذب نبودن رگرسیون) باید آزمون بنرجی، دولادو و مستر را برای حصول اطمینان از وجود هم‌انباشتگی انجام دهیم. برای انجام این آزمون باید ضریب با وقفه متغیر وابسته را از عدد یک کم کرده و بر انحراف معیارش تقسیم نمود. نتایج این آزمون در جدول (۸) آمده است. همان طور که مشاهده می‌شود، آماره t محاسباتی آزمون بنرجی، دولادو و مستر برای اطمینان از وجود هم‌انباشتگی برابر ۸/۴۳۴۱ در مدل (۱) و ۹/۴۴۷ در مدل (۲) به دست آمده که از مقادیر جدول بنرجی- دولادو و مستر، به لحاظ قدر مطلق بیشتر است. به عبارت دیگر، بر اساس این آزمون، فرضیه صفر مبنی بر فقدان رابطه بلندمدت رد و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای توضیحی مدل با متغیر مستقل پذیرفته می‌شود.

پس از انجام آزمون هم‌انباشتگی و اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، می‌توان با تخمین الگوی بلندمدت، ضرایب مدل کوتاه‌مدت و بلندمدت را نیز تفسیر نمود. نتایج تخمین رابطه بلندمدت تأثیر توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی ایران در جدول شماره (۹) آمده است.

در بررسی رابطه بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی، وجود رابطه بلندمدت مورد تأیید قرار می‌گیرد. در این حالت ما می‌توانیم با استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM)، رابطه کوتاه‌مدت در بین متغیرهای مدل را به رابطه بلندمدت آنها ارتباط دهیم که نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا در جدول شماره (۱۰) آورده شده است.

1. Dynamic
2. Long-run
3. Error-Correction Model (E.C.M)
4. Diagnostic Tests

جدول ۷. الگوی پویای ARDL

ردیف	متغیر توضیحی	مدل ۱ (با تهران)			مدل ۲ (بدون تهران)		
		ضریب	آماره t	سطح معناداری	ضریب	آماره t	سطح معناداری
۱	تولید ناخالص داخلی با وقفه یک ((y(-1))	۰/۳۹	۵/۴۲	۰/۰۰۰	۰/۲۲	۲/۷۷	۰/۰۰۹
۲	نیروی کار (l)	۰/۳۳	۲/۴۳	۰/۰۲۱	۱/۲۷	۳/۶۵	۰/۰۰۱
۳	موجودی سرمایه (k)	۰/۲۷	۷/۰۷	۰/۰۰۰	۰/۲۵	۷/۷۸	۰/۰۰۰
۴	توزیع ناهمگون جمعیت (u)	-۴۶/۹۶	-۳/۰۴	۰/۰۰۵	-۷۰/۳۲	-۱/۸۴	۰/۰۷۵
۵	سهم شاغلان با تحصیلات عالی از اشتغال (hl)	-۰/۰۰۹	-۰/۱۱	۰/۹۱۲	-۰/۰۷	-۰/۵۰۸	۰/۶۲
۶	متغیر مجازی جنگ تحمیلی (d)	-۰/۰۹۷	-۵/۱۲	۰/۰۰۰	-۰/۱	-۳/۱۸	۰/۰۰۳
۷	عرض از مبدأ (c)	۸/۶۱	۶/۴۸	۰/۰۰۰	۱۲/۷۳	۶/۳۵	۰/۰۰۰
۸	آماره‌های آزمون	D.W = ۱/۹۵ F آماره =۶۷۸/۸ R^2=0/99			D.W = ۱/۸۱ F آماره =۶۰۹/۷ R^2=0/99		
۹	آزمون‌های آسیب شناسی	A: Serial Correlation =۰/۰۰۴۴۲[۰/۹۴۷] B: Functional Form = ۰/۵۹۰۲۸[۰/۴۴۲] C: Normality =۲/۳۶۰۱ [۰/۳۰۷] D:Heteroscedasticity =۰/۰۹۱۴۷[۰/۷۶۲]			A: Serial Correlation =۲/۵۰۸۵[۰/۱۱۳] B: Functional Form =۲/۲۶[۰/۱۳۲] C: Normality =۰/۳۸۴ [۰/۸۲۵] D: Heteroscedasticity =۰/۲۷۱[۰/۶۰۲]		

*متغیر وابسته تولید ناخالص داخلی می‌باشد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۸. مقادیر آزمون بنرجی- دولادو- مستر برای اطمینان از وجود هم‌انباشتگی

مدل	مجموع ضرایب	مجموع انحراف معیار	آماره	مقدار بحرانی	نتیجه
۱	۰/۳۹۱۲۹	۰/۰۷۲۱۷۲	۸/۴۳۴۱	-۴/۰۵	وجود رابطه بلندمدت تأیید می‌گردد
۲	۰/۲۲۷۲۳	۰/۰۸۱۸	۹/۴۴۷	-۴/۰۵	وجود رابطه بلندمدت تأیید می‌گردد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۹. الگوی بلندمدت متناظر ARDL

ردیف	متغیر توضیحی	مدل ۱ (با تهران)			مدل ۲ (بدون تهران)		
		ضریب	آماره t	سطح معناداری	ضریب	آماره t	سطح معناداری
۱	نیروی کار (l)	۰/۵۵	۲/۴۱	۰/۰۲۲	۰/۵۶	۵/۵۵	۰/۰۰۰
۲	موجودی سرمایه (k)	۰/۴۵	۷/۶۵	۰/۰۰۰	۰/۳۳	۶/۸۸	۰/۰۰۰
۳	توزیع ناهمگون جمعیت (u)	-۵/۰۲	-۲/۷۷	۰/۰۰۹	-۵/۴	-۰/۷۰۱	۰/۴۸۹
۴	سهم شاغلان با تحصیلات عالی از اشتغال (hl)	-۰/۱۴	-۱/۰۳	۰/۳۰۸	-۰/۰۱	-۱/۵۸۸	۰/۱۲۳
۵	متغیر مجازی جنگ تحمیلی (d)	-۰/۱۶	-۴/۹۸	۰/۰۰۰	-۰/۱۳	-۳/۵۵۷	۰/۰۰۱
۶	عرض از مبدأ (c)	۱۴/۱۴	۱۵/۱۲	۰/۰۰۰	۱۶/۴۸	۱۳/۰۴	۰/۰۰۰

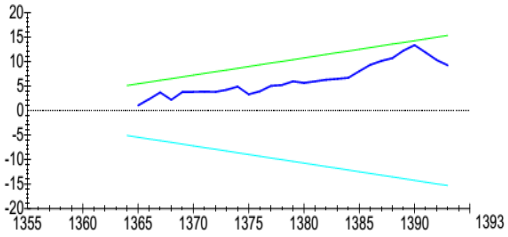
مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۱۰. الگوی تصحیح خطای متناظر ARDL

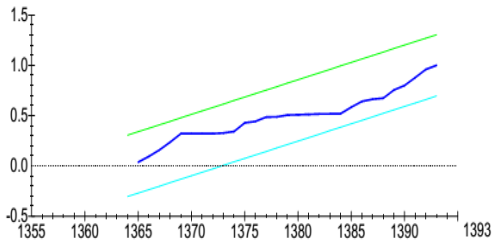
ردیف	متغیر توضیحی	مدل ۱ (با تهران)			مدل ۲ (بدون تهران)		
		ضریب	آماره t	سطح معناداری	ضریب	آماره t	سطح معناداری
۱	تفاضل مرتبه اول نیروی کار (dl)	۰/۳۳	۲/۴۳	۰/۰۲۰	۰/۸۴	۲/۶۳	۰/۰۱۳
۲	تفاضل مرتبه اول موجودی سرمایه (dk)	۰/۲۷	۷/۰۵	۰/۰۰۰	۰/۲۶	۷/۷۸	۰/۰۰۰
۳	تفاضل مرتبه اول توزیع ناهمگون جمعیت (du)	-۴۶/۹۶	-۳/۰۴	۰/۰۰۵	۶۶/۱۵	۱/۶۵	۰/۱۰۸
۴	تفاضل مرتبه اول سهم شاغلان با تحصیلات عالی از اشتغال (dhl)	-۰/۰۰۹	-۰/۱۱۱	۰/۹۱۲	-۰/۰۷	-۰/۵۰۸	۰/۶۲
۵	تفاضل مرتبه اول متغیر مجازی جنگ تحمیلی (dd)	-۰/۰۹۷	-۵/۱۲	۰/۰۰۰	-۰/۱	-۳/۱۸	۰/۰۰۳
۶	تفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ (dc)	۸/۶۱	۶/۴۸	۰/۰۰۰	۱۲/۷۳	۶/۳۵	۰/۰۰۰
۷	عبارت تصحیح خطا با یک وقفه زمانی Ecm(-1)	-۰/۶۱	-۸/۴۳	۰/۰۰۰	-۰/۷۷	۹/۴۴	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ملاحظه می‌شود که ضریب جمله تصحیح خطا (ecm) که نشان دهنده سرعت تعدیل مدل به سمت تعادل است، معنادار و بین اعداد صفر و منفی یک به دست آمده است که نشان می‌دهد رابطه بین متغیرهای توضیحی و متغیر مستقل میل به تعادل بلندمدت دارد. همچنین برای آزمون ثبات ساختاری[1] ضرایب آماره پسماند تجمعی[2] (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی[3] (CUCUMQ) محاسبه شده است که نتایج آن در نمودارهای (۲) و (۳) آمده است.



نمودار ۲. آزمون پایداری ضرایب (CUSUM)



نمودار ۳. آزمون پایداری ضرایب (CUSUMQ)

*خطوط راست معنی‌داری سطح پنج درصد را نشان می‌دهد.

مشاهده می‌شود که نمودارهای ارائه شده در داخل فاصله اطمینان قرار دارد. پس فرضیه صفر مبنی بر پایداری ضرایب پذیرفته می‌شود.

۶-۲- تفسیر یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد هر دو مدل (با تهران و بدون تهران) به روش ARDL، مؤید یکدیگر است که این امر دقت و استحکام نتایج و یافته‌های تحقیق را تقویت می‌نماید. در ادامه به تفسیر نتایج تحقیق پرداخته شده است.

۱- تأثیر متغیر نیروی کار (L) بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی ایران در دوره زمانی تحقیق، مطابق مبانی نظری و تحقیقات پیشین، مثبت و از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد، که این موضوع ضرورت توجه هر چه بیشتر به مسئله اشتغال نیروی کار را یادآوری می‌نماید. لازم به ذکر است که اشتغال نیروی کار علاوه بر آنکه مستقیماً می‌تواند موجب افزایش تولید شود، از طریق اثرات اشاعه‌ای، افزایش هر چه بیشتر تولید را به همراه خواهد داشت. از آنجایی که ضریب این متغیر در حالت لگاریتمی، کشش جزئی تولید نسبت به عامل تولید نیروی کار است، بنابراین نتایج این الگو بیانگر آن است که یک درصد افزایش (کاهش) در اشتغال نیروی کار در کوتاه‌مدت و بلندمدت برای مدل (۱) به ترتیب ۰/۳۳ و ۰/۵۵ درصد و برای مدل (۲) به ترتیب ۱/۲۷ و ۰/۵۶ درصد، تولید ناخالص داخلی را افزایش (کاهش) می‌دهد.

۲- تأثیر متغیر موجودی سرمایه (k) بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی ایران در دوره زمانی تحقیق، مطابق

1. Structural Stability
2. Cumulative Sum of Recursive Residuals
3. Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

مبانی نظری و تحقیقات پیشین، مثبت و از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد، ضریب این متغیر در مدل (۱)، در کوتاه‌مدت ۰/۲۷ و در بلندمدت ۰/۴۵، و برای مدل (۲) به ترتیب ۰/۲۵ و ۰/۳۳ به دست آمده است و نشان می‌دهد که کشش جزئی تولید نسبت به موجودی سرمایه هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت نسبت به کشش عامل تولید نیروی کار کوچک‌تر است که این مسئله اهمیت نیروی کار نسبت به سرمایه را در رشد اقتصادی کشور نشان می‌دهد.

۳- هر چند که ضریب متغیر درصد شاغلان با تحصیلات عالی از کل شاغلان کشور (hl) هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت (برای هر دو مدل) منفی بوده و با انتظارات تئوریک مغایرت دارد، اما در هر دو مورد از نظر آماری معنی‌دار نیست. مطابق مباحث تئوریکی، افزایش سرمایه انسانی می‌تواند باعث افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی گردد. از آنجایی که درصد شاغلان با تحصیلات عالی یکی از شاخص‌های سنجش سرمایه انسانی است، انتظار می‌رفت که اثرگذاری آن بر رشد اقتصادی مثبت باشد. هر چند در تحقیق حاضر رابطه مثبت و معنی‌دار بین سهم شاغلان با تحصیلات عالی از اشتغال و رشد اقتصادی به اثبات نرسید، لیکن این به معنی عدم پذیرش نقش مثبت تحصیلات در فرایند رشد اقتصادی نیست. معنی‌دار نشدن ضریب مذکور می‌تواند به چند دلیل باشد: اول اینکه آموزش‌هایی که افراد در دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی می‌آموزند با بازار کار هماهنگی نداشته باشد. دوم اینکه بیشتر آموخته‌های دانشگاهی مباحث تئوری می‌باشند در حالی که در بازار کار به آموخته‌های عملی بیشتر نیاز است. سوم اینکه بسیاری از افراد تحصیل کرده مطابق با رشته تحصیلی خود به کار گماشته نمی‌شوند و عدم تطابق آموخته‌های نیروی کار با مهارت‌های مورد نیاز شغلی وی پیش می‌آید. چهارم کاهش انگیزه در نیروی کار به علّت مرتبط نبودن شغل با رشته تحصیلی وی که می‌تواند به کاهش بهره‌وری نیروی کار منجر گردد. لذا انتظار می‌رود با بهبود و اصلاح موارد ذکر شده، شرایط برای اثرگذاری مثبت این متغیر بر رشد اقتصادی در ایران فراهم شود.

۴- با توجه به اینکه وقوع جنگ تحمیلی در دوره مورد مطالعه تحقیق رخ داده است از متغیر مجازی (d) برای سنجش اثرگذاری جنگ تحمیلی بر رشد اقتصادی استفاده شده است. به دلایل خسارت‌های جنگ تحمیلی به زیرساخت‌ها و موجودی سرمایه فیزیکی کشور، که باعث پایین آمدن سرانه سرمایه فیزیکی در کشور شد، انتظار می‌رود که اثر منفی بر رشد اقتصادی کشور داشته باشد. ملاحظه می‌شود که اثر این متغیر در هر دو مدل، در کوتاه‌مدت و بلندمدت معنی‌دار و منفی بوده است.

۵- تأثیر متغیر توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی در هر دو مدل منفی شده است و مفهوم آن این است که کاهش ناهمگونی در توزیع جمعیت بر رشد اقتصادی اثر مثبت دارد. با این حال در مدل اول (با تهران) از نظر آماری معنی‌دار شده است ولی در مدل دوم (بدون تهران) معنی‌دار نشده است. اثر منفی توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی به دلایل زیر مطابق انتظارات تئوریکی است:

با گسترش توسعه شهری، شهرهای دارای تمرکز بالای اولیه تبدیل به مناطق پر ازدحام و پر هزینه می‌شوند و کارایی تولیدکنندگان و مصرف کنندگان در آنها کاهش می‌یابد (فرهمند و بدری، ۱۳۹۱: ۱۴۸). بنابراین توزیع جمعیت در شهرهای کوچک و میانی، کارایی بیشتری خواهد داشت.

افزایش جمعیت در شهرهای کوچک و میانی، باعث ایجاد دو ویژگی صرفه‌جویی در مقیاس (کاهش هزینه‌ها به خاطر افزایش مقیاس) و صرفه‌جویی‌های ناشی از تجمع (کاهش هزینه‌ها به خاطر تجمع افراد یا بنگاه‌ها در کنار همدیگر) می‌شود و زمینه را برای فعالیت‌های گوناگون اقتصادی فراهم می‌کند (سامتی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۰). نتیجه تحقیق دهقان شبانی (۱۳۹۲: ۵۵) تأثیر مثبت چگالی جمعیت بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد اقتصادی استان‌ها در ایران را تأیید می‌کند.

مجاورت فیزیکی تولید، مردم و شرکت‌ها در مناطق پرجمعیت می‌تواند محیطی را ایجاد کند که تسهیل کننده اقتصاد مقیاس، دسترسی به منابع، جریان ایده‌ها و اطلاعات، پیشرفت فناوری و در نتیجه افزایش بهره‌وری باشد. شهرهای بزرگ با فراهم آوردن امکان برخورد بیشتر بین افراد و گسترش تعاملات بین افراد و بنگاه‌ها، فرصت‌هایی را برای آموختن مهارت برای کارگران فراهم می‌آورند و موجب انتشار آگاهی و دانش، تسهیل یادگیری، افزایش تفکر خلاق و نوآوری و در نتیجه ارتقای بهره‌وری و رشد اقتصادی می‌شوند (سولیوان، ۱۳۸۶: ۲۴).

افزایش جمعیت در شهرهای کوچک و میانی با افزایش عرضه صنایع زیربنایی مانند آب، برق، راه‌ها و نیز تسهیلات خدمات عمومی مانند آموزش و بهداشت که اغلب به وسیله

دولت و شهرداری‌ها فراهم می‌شود، صرفه‌جویی‌های گسترده‌ای برای بنگاه‌ها برای فعالیت در شهر فراهم می‌کند. به طور کلی زیرساخت‌ها باعث انتقال دانش فنی، توسعه منابع انسانی، اشاعه مهارت‌های مدیریت و گسترش تجارت خارجی به ویژه دستیابی به بازارهای جدید می‌شود و بهره‌وری و رشد را در اقتصاد بالا می‌برد (شهرکی و قادری، ۱۳۹۴: ۱۱۶).

فعالیت‌های گوناگون و مختلف، همواره بر تمرکز در یک مکان خاص و فعالیت در کنار یکدیگر گرایش دارند تا از این طریق، به منافع دوسویه برآمده از تسهیم هزینه‌های خدمات و تسهیلات دست یابند. زیرا به دلیل تجمع و تمرکز بخشی از صنایع و مشاغل (و به طور کل سرمایه) در کنار یکدیگر، انواع دیگری از تولیدات و خدمات نیز ارائه می‌گردد. بنابراین تجمع مکانی گروهی از تولیدکننده‌ها و ارائه دهنده‌های کالا و خدمات، موجب می‌شود تا آنها از سرریزهای مثبت یکدیگر بهره‌مند شوند (لعل و یاوری، ۱۳۹۰: ۲۳).

در شهرهای بزرگ‌تر، به طور متوسط بنگاه‌ها دارای بهره‌وری بیشتری هستند که دو دلیل اصلی دارد: دلیل اول این است که رقابت شدید در شهرهای بزرگ، تنها به بنگاه‌هایی که دارای بیشترین بهره‌وری هستند اجازه بقا می‌دهد و بنگاه‌های با بهره‌وری پایین در جریان رقابت حذف می‌شوند. دومین دلیل وجود صرفه‌های اقتصادی ناشی از تجمیع در شهرهای بزرگ است که با گسترش تعاملات بین افراد و بنگاه‌ها، بهره‌وری را افزایش می‌دهد. این عوامل تمایل بنگاه‌ها به ساکن شدن در شهرهای بزرگ‌تر را افزایش می‌دهد (کامبز و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۵۴۴).

در گزارش بانک جهانی (۲۰۰۹: ۳) مطرح شده که نواحی نزدیک‌تر به تراکم اقتصادی بالا، دارای درآمد بالاتری هستند، زیرا دسترسی آسان‌تری به منافع روابط متقابل و مبادله دارند و از سرریزهای حاصل از مجاورت به چگالی اقتصادی شامل تبادل اطلاعات و انتقال تکنولوژی سریع‌تر و راحتر، دسترسی به بازارهای نیروی کار بزرگ و داشتن دسترسی راحت‌تر بنگاه‌ها به مشتری و عرضه‌کنندگان کالاها و خدمات، سود می‌برند و اینها همه عواملی است که باعث رشد اقتصادی مناطق با چگالی بالای اقتصادی است (اکبری و همکاران، ۱۳۹۰: ۸۸)

توزیع متوازن جمعیت، زمینه فعالیت‌های اقتصادی در نقاط کم جمعیت را افزایش داده و با فراهم آمدن زمینه استفاده از امکانات طبیعی و عوامل تولید بالقوه در کلیه نقاط، باعث تخصیص بهتر منابع و کارایی بیشتر می‌شود که این امر می‌تواند باعث تسریع در رشد اقتصادی کشور شود. نکته قابل توجه این است که اثر منفی توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی در بلندمدت کمتر می‌شود که علّت آن استفاده مناطق کم جمعیت از سرریزهای اطلاعات و دانش و تکنولوژی مناطق پرجمعیت در بلندمدت می‌باشد. سرعت انتقال این سرریزها تابع معکوسی از فاصله اقتصادی[1] مناطق است.

۶- مهم‌ترین ضریب برآوردی حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا، ضریب جمله تصحیح خطا ((ecm(-۱)) است؛ زیرا نحوه ارتباط تعادلی میان متغیرها بر اساس این جزء تشریح می‌شود. معنی‌دار بودن این ضریب با آماره ۰/۶۱- برای مدل (۱) و ۰/۷۷- برای مدل (۲)، نشان می‌دهد که اصل تصریح مدل در بلندمدت صحیح بوده و تمام ارتباطات تعادلی توضیح داده شده از سوی متغیرهای توضیحی به سمت متغیر وابسته است. زیرا ارتباطات بلندمدت به خودی خود نشانگر رابطه علّیت نبوده و تنها مؤید وجود ارتباطات تعادلی در بین متغیرهای مدل می‌باشد. اما معنی‌داری جزء ((ecm(-۱)) نشان می‌دهد که این تصریح فرض شده در بلندمدت صحیح بوده است. با توجه به نتایج مشخص است که در هر دوره (سال)، در مدل (۱) به میزان ۶۱ درصد و در مدل (۲) به میزان ۰/۷۷ درصد، از عدم تعادل در تولید ناخالص داخلی تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق به منظور سنجش چگونگی توزیع جمعیت از شاخص تمرکز هرفیندال- هیرشمن (HHI) استفاده شد. سپس با اضافه کردن این متغیر به یک مدل رشد درون‌زای اقتصادی، به بررسی تأثیر توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی ایران پرداخته شد. به علّت تفاوت عمده جمعیت تهران با دیگر مراکز استان‌ها، شاخص HHI به دو صورت با تهران و بدون تهران محاسبه، و در دو مدل جداگانه به بررسی و مقایسه دو وضعیت پرداخته شد. نتایج تحقیق نشان دهنده تأثیر مثبت متغیرهای نیروی کار و موجودی

۱. فاصله اقتصادی اشاره به سهولت و سختی انتقال کالاها، خدمات، نیروی کار، سرمایه، اطلاعات و ایده بین مناطق دارد (دهقان شبانی و اکبری، ۱۳۹۴: ۲۰۳).

سرمایه بر رشد اقتصادی (در هر دو مدل) است که با مبانی نظری رشد اقتصادی مطابقت دارد.

نکته جالب تحقیق تأثیر منفی (اما بی‌معنی) متغیر درصد شاغلان با تحصیلات عالی از کل شاغلان کشور، بر رشد اقتصادی ایران است. که با مباحث تئوریکی مطابقت نداشت. برای اثرگذاری این متغیر بر رشد اقتصادی مطابق انتظارات تئوریکی، موارد زیر توصیه می‌گردد:

صالحی اصفهانی[1] معتقد است که تخصیص نادرست نیروی کار و سازگاری پایین افراد با شغل آنها، از میزان بهره‌وری نیروی کار می‌کاهد و انگیزه یادگیری مهارت‌های خاص را کاهش می‌دهد. بر این اساس اشتغال و به کارگیری فارغ التحصیلان عالی در شغل‌های مرتبط با تخصص و رشته تحصیلی آنها می‌تواند در ارتقای بهره‌وری نیروی کار مؤثر باشد (صالحی اصفهانی، ۲۰۰۰: ۱۳).

از آنجایی که تأثیرپذیری رشد اقتصادی از تحصیلات به این بستگی دارد که تحصیل کرده‌ها چگونه می‌توانند از تحصیلات خود برای کمک به توسعه استفاده کنند، کاربردی کردن مباحث ارائه شده در دانشگاه‌ها و مراکز آموزشی متناسب با بازار کار پیشنهاد می‌گردد.

هماهنگی دانشگاه‌ها و مراکز آموزشی با بازار کار برای تربیت نیروی کار متخصص مورد نیاز کشور و متناسب کردن و به روز کردن مباحث ارائه شده در دانشگاه‌ها و مراکز آموزشی با نیاز بازار کار نیز می‌تواند در افزایش سرمایه انسانی و بهبود بهره‌وری مؤثر باشد.

در این تحقیق دو فرضیه مطرح و آزمون شده است: فرضیه اول این است که توزیع جمعیت (متعادل یا نامتعادل بودن) بر رشد اقتصادی اثرگذار است که نتایج هر دو مدل این فرضیه را تأیید می‌کنند. به این معنی که کاهش ناهمگونی در توزیع جمعیت، باعث افزایش رشد اقتصادی ایران شده است. به عبارت دیگر توزیع متعادل‌تر جمعیت می‌تواند رشد اقتصادی را افزایش دهد.

توزیع متعادل‌تر جمعیت در بین شهرها مستلزم این است که نرخ رشد جمعیت در شهرهای کوچک و میانی بیشتر از شهرهای بزرگ‌تر باشد. به این ترتیب شهرهای کوچک و میانی به مناطق با چگالی بالای جمعیت و فعالیت اقتصادی تبدیل می‌شوند که بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت خواهند داشت. این مطلب با یافته‌های سامتی و همکاران (۱۳۹۳: ۱۷)، دهقان شبانی (۱۳۹۲: ۵۵)، سانچال و هانسبرگ (۲۰۱۲: ۴۱)، کومار و کوبر (۲۰۱۲: ۲۵۵۷) مطابقت دارد.

فرضیه دوم این است که کلان شهر تهران به مرحله‌ای رسیده است که اثرات منفی تمرکز جمعیت بر اثرات مثبت آن غلبه نموده است و باید تمرکززدایی صورت گیرد. نتایج مدل (۱) که در آن شاخص HHI با تهران محاسبه و در مدل منظور شده است، رابطه معکوس و معنی‌داری را بین ناهمگونی توزیع جمعیت و رشد اقتصادی نشان می‌دهد. در حالی که در مدل (۲) که شاخص HHI بدون تهران در مدل منظور شده است، این رابطه معکوس از نظر آماری معنی‌دار نشده است. این نتایج نشان می‌دهد که کاهش تمرکز جمعیت تهران می‌تواند بر رشد اقتصادی اثر مثبت داشته باشد. در مباحث اقتصاد شهری رابطه U شکل معکوسی بین تمرکز شهری و رشد اقتصادی وجود دارد. بدین معنی که با افزایش جمعیت یک شهر، در ابتدا اثرات مثبت تجمیع بر اثرات منفی آن غلبه می‌کند و در نتیجه اثر مثبت بر رشد اقتصادی می‌گذارد. اما با افزایش تمرکز به مرحله‌ای می‌رسیم که اثرات منفی تراکم جمعیت و فعالیت‌های اقتصادی بر اثرات مثبت آن غلبه می‌کند و افزایش تمرکز اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که تمرکززدایی از تهران می‌تواند به افزایش رشد اقتصادی منجر شود. بر این اساس پیشنهاد می‌گردد که با شناسایی عوامل مهاجرت جمعیت به کلان شهرها (به خصوص تهران) و تلاش در جهت بهبود آنها، از مهاجرت افراد جلوگیری شود تا با توزیع متعادل‌تر جمعیت در مناطق مختلف جغرافیایی کشور و استفاده کاراتر از منابع و امکانات بالقوه هر منطقه، رشد اقتصادی مناطق (و در نتیجه کل کشور) تسریع یابد.

همچنین از مقایسه مدل‌های ۱ و ۲ در جدول شماره ۱۰ می‌توان به اهمیت انتقال پایتخت سیاسی کشور – که از مباحث عمده محافل سیاسی اخیر بوده است– در راستای سیاست‌های تمرکززدایی پی برد. چرا که کاهش تمرکز جمعیت تهران بر رشد اقتصادی اثر مثبت داشته است. البته در این خصوص مطالعات کارشناسی شده بیشتر نیاز می‌باشد که اهم موارد را در این خصوص مورد بررسی قرار دهند.

1. Salehi Esfahani (2000)

منابع

آذربایجانی، کریم؛ شهیدی، آمنه و محمدی، فرزانه (۱۳۸۸). "بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت و رشد در چارچوب یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال نهم، شماره دوم، ۱۷-۱.

اسدزاده، احمد؛ خداوردیزاده، صابر، بهشتی، کریم و شمالی، عادل (۱۳۹۴). "بررسی تأثیر افزایش جمعیت بر تولید ناخالص داخلی سرانه ایران با استفاده از رهیافت ARDL در دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۳۶۰)". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، شماره ۱۴، ۸۷-۶۹.

اکبری، نعمت‌الله؛ خوش اخلاق، رحمان و دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۰). "تحلیل منطقه‌ای رشد اقتصادی در ایران (با تأکید بر رهیافت 3D)"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال یازدهم، شماره دوم، ۱۰۶-۸۷.

بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۴) (http://tsd.cbi.ir/).

بخشی دستجردی، رسول و خاکی نجف آبادی، ناهید (۱۳۹۰). "بررسی تأثیر جمعیت بر رشد اقتصادی در چارچوب الگوی رشد بهینه در اقتصاد ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۰) کاربردی از الگوریتم ژنتیک". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۶، شماره ۱، ۲۲-۱.

چارلز اروینگ، ج (۱۳۷۹). "مقدمه‌ای بر رشد اقتصادی". ترجمه حمید سهرابی و غلامرضا گرایی نژاد، تهران، انتشارات سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی.

دلالی اصفهانی، رحیم؛ مؤیدی، مجید و سادات حسینی، عظیمه (۱۳۹۱). "تأثیرات تغییرات جمعیت، مقیاس اقتصاد و فناوری بر فرایند رشد اقتصادی". *معرفت فرهنگی اجتماعی*، سال چهارم، شماره اول، ۸۰-۶۳.

دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۱). "تحلیل تأثیر و چگالی جمعیت بر تغییرات فناوری منطقه‌ای در ایران". *فصلنامه معرفت فرهنگی اجتماعی*، سال چهارم، شماره اول، ۶۲-۴۳.

دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۱). "تحلیل تأثیر تجمیع فعالیت‌های صنعتی بر رشد منطقه‌ای اقتصاد در ایران". *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، شماره هشتم، ۵۵-۲۳.

دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۲). "تأثیر چگالی جمعیت بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد منطقه‌ای در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۵۴، ۹۲-۵۵.

دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۲). "تأثیر چگالی فعالیت اقتصادی بر بهره‌وری نیروی کار در استان‌های ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هجدهم، شماره ۵۵، ۱۱۷-۹۳.

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 دوم، ۲۲۲-۲۰۳.

دهقان شبانی، زهرا و اکبری، نعمت الله (۱۳۹۳). "تحلیل تأثیر ناهمگونی جمعیت بر رشد منطقه‌ای در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*. سال چهاردهم، شماره دوم، ۱۱۶-۹۷.

ربیعی، مهناز (۱۳۸۸). "اثر نوآوری و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران". *مجله دانش و توسعه*، سال شانزدهم، شماره ۲۶، ۱۴۲-۱۲۲.

رحمانی، تیمور و مظاهری‌مازبری، مرتضی (۱۳۹۳). "بررسی تأثیر مهاجرت بر انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه (۲۰۰۰-۱۹۷۵)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱۷، ۷۴-۶۱.

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.

سوری، علی و کیهانی حکمت، رضا (۱۳۸۲). "متغیرهای جمعیتی، اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران". *پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۹ و ۱۰، ۸۴-۶۰.

سولیوان، آ (۱۳۸۶). "مباحثی در اقتصاد شهری". ترجمه جعفر قادری و علی قادری، تهران، انتشارات نور علم، جلد ۱ و ۲.

شاطریان، محسن؛ اشنویی، امیر و حمیدزارعی، فرشاد (۱۳۹۰). "تحلیل و مقایسه توزیع اندازه شهرها در سیستم شهری ایران و کشورهای همسایه". *پژوهش‌های جغرافیای انسانی*، شماره ۷۸، زمستان ۱۳۹۰، ۹۹-۸۵.

شهرکی، مهدی و قادری، سیمین (۱۳۹۴). "تأثیر زیرساخت‌های آموزش و سلامت بر رشد اقتصادی ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال پنجم، شماره نوزدهم، ۱۳۶-۱۱۵.

عباسی‌نژاد، حسین و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۲). "اقتصادسنجی کاربردی با نرم‌افزارهای Microfit و Eviews". تهران، انتشارات نور علم.

عرب مازار، عباس و کشوری شاد، علی (۱۳۸۴). "بررسی اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۱۵، ۵۱-۲۷.

عربی، زهرا و کاظمی، ابوطالب (۱۳۹۳). "تأثیر شاخص توسعه انسانی بر تولید ناخالص داخلی ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱۷، ۱۲۴-۱۰۹.

عمادزاده، مصطفی؛ دلالی اصفهانی، رحیم، صمدی، سعید و محمدی، فرزانه (۱۳۸۸). "اثر کیفیت نیروی کار بر رشد اقتصادی در منتخبی از کشورها". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۶،شماره ۱، ۲۶-۱.

فرهمند، شکوفه و اکبری، نعمت الله (۱۳۸۷). "تحلیل فضایی توسعه شهری در ایران (رشد تعداد شهرها)". *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۴، ۹۸-۷۳.

فرهمند، شکوفه و بدری، فروزنده السادات (۱۳۹۱). "بررسی رابطه بین تجمیع و رشد اقتصادی در منتخبی از کشورهای آسیا و اقیانوسیه". *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه*، شماره ۵، ۱۵۸-۱۳۹.

لعل، کامبیز و یاوری، علیرضا (۱۳۹۰). "سواری مجانی در اقتصاد شهری تهران و ابزارهای مالیه شهری برای کنترل آن". *ماهنامه اقتصاد شهر*، شماره نهم، بخش ویژه، ۳۲-۱۹.

محمدپور، غلامرضا؛ بخشی دستجردی، رسول، جعفری، سمیه و اثنی عشری، هاجر (۱۳۹۲). "بررسی اثر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی ایران". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۸، شماره ۲، ۲۲۴-۲۰۱.

محمدی، تیمور و امیدوار، سیروس (۱۳۹۴). "اثرات متقابل سرمایه انسانی و نهادها بر فرایند رشد اقتصادی و اشارات آن برای اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال پانزدهم، شماره اول، ۲۰۸-۱۸۵.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۴) /www.amar.org.ir

مرکز آمار ایران گزیده نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن ۱۳۹۰. /www.amar.org.ir

مرکز آمار و اطلاعات راهبردی وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی (۱۳۹۴): http://www.amarkar.ir/

مک ماهون، گری و اسکوایر، لین (۱۳۹۲). "تبیین رشد اقتصادی: پروژه تحقیقات جهانی". ترجمه علی سرزعیم و سعید شجاعی، تهران، مجلس شورای اسلامی، مرکز پژوهش‌ها.

مهرگان، نادر و رضائی، روح الله (۱۳۸۸). "اثر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی". *پژوهشهای اقتصادی ایران*، شماره ۱۳، ۱۴۶-۱۳۷.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). "ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی". تهران، موسسه خدمات فرهنگی رسا.

هوشمند، محمود؛ شعبانی، محمدعلی و ذبیحی، اعظم (۱۳۸۷). "نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۵، شماره ۲، ۸۳-۶۳.

Abbas Khan, Z., Yahya, F., Nauman, M. & Farooq, A. (2013). "The Association and Impact of Inflation and Population Growth on GDP: A Study of Developing World". *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research In Business*, 4(9), 903-910

Andersson, B. (2001). "Scandinavian Evidence on Growth and Age Structure". *Regional Studies*, 35 (5), 377-390.

Andes, A. F. & Glaeser, E. L (1995). "Trade and Circuses: Explaining Urban Giants". *Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 195-227.

Barro, Robert J. (1989). "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Working Paper*, No. 3120, Cambridge, Mass: NBER, September 1989.

Becker, Gary. S. & Barro, Robert J. (1988). "A Reformulation of the Economic

Theory of Fertility". *Quarterly Journal of Economics*, 103, 1-25.

Berg, L. (1996). "Age Distribution, Saving and Consumption in Sweden". *Working Paper Series*, Department of Economics, Uppsala University.

Bloom, D. E., Canning, D. & Sevilla, J. (2004). "The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach", *World Development*, 32(1), 1–13.

Bloom, D. E. & Finlay, J. E. (2009). "Demographic Change and Economic Growth in Asia", *Asian Economic Policy Review*, 4, 45-64.

Bloom, D. E. & Williamson, J. G. (1998). "Demographic Transitions and Economic Miracles in Emerging Asia". *World Bank Economic Review*, 12(3), 419-455.

Boserup, E. (1981). "Population and Technological Change: A Study of Long-Term Trends". Chicago: *University Of Chicago Press.* ISBN 9780226066745.

Combes, P. Ph., Duranton, G., Gobillon, L., Puga, D. & Roux, S. (2012). "The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection". *Econometrica*, 80(6), 2543–2594

Currais, L. (2004). "Public Health Capital and Productivity in the Spanish Regions: A Dynamic Panel Model". *World Development*, 32(5), 871-885.

Dacosta, M. & Carroll, W. (2001). "Township and Village Enterprises, Openness and Regional Economic Growth in China", *Post-Communist Economies*, 13(1), 229-241.

Dawson, P. J. & Tiffin, R. (1998). "Is There a Long-Run Relationship between Population Growth and Living Standards? the Case of India". *The Journal of Development Studies,* 5(34), 149-156

Easterly, W. & Levine, R. (1997). "Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions". *Quarterly Journal of Economics*. 112, 1203-1250.

Klasen, S. & Nestmann, T. (2006). "Population, Population Density and Technological Change", *Journal of Population Economics*, 19(3),.611-626.

Kremer, Michael (1993). "Population Growth and Technological Change: One Million B.C. to 1990". *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 681-716.

Kumar, A. & Kober, B. (2012). "Urbanization, Human Capital, and Cross-Country Productivity Differences." *Economics Letters*,117(1), 14–17.

Kuznets, Simon (1967). "Population and Economic Growth, in Population Problems". *Proceedings of the American Philosophical Society,* 3, 170-193.

Malthus, T. R. (1798). "An Essay on the Principle of Population, as It Affects the Future Improvement of Society with Remarks on the Speculations of Mr. Godwin, M.Condorcet, and Other Writers", First Edition. J. Johnson, London.

Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. N. (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth". *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-437.

Mitra, A. (2000). "Total Factor Productivity Growth and Urbanization Economies: a Case of Indian Industries". *RURDS*, 12(2), 97-108.

Ratna, N., Grafton, R. & Kompas, T. (2009). "Is Diversity Bad for Economic Growth? Evidence from State-Level Data in the US". *The Journal of Socio Economics,* 38, 859-870.

Romer, P. M. (1986). "Increasing Returns and Long Run Growth," *Journal of Political Economy,* 94(5), 1002–1037.

Rupasingha, A. & Chilton, B. (2009). "Religious Adherence and County Economic Growth in the US". *Journal of*

Economic Behavior & Organization, 72, 438-450.

Salehi Esfahani, H. (2000). "Political Economy of Growth in MENA Countries: A Framework for Country Case Studies", *GDN Working Paper*.

Sanchal, P. & Hansberg, R. E. (2012). "Labor Productivity and Density: Examining the Economic Geography of India." (This Thesis can be viewed in http://arks.princeton.edu/ark:/88435/dsp010k225b92g)

Sauas, Bilal. (2008). "The Relationship between Population and Economic Growth". *Central Journal of Asian Economies*, 22(3), 183-161.

Simões, M. C. N. (2011). "Education Composition and Growth: A Pooled Mean Group Analysis of OECD Countries". *Panoeconomicus*, 58(4), 455-471.

Simon, Julian L. (1981). "The Ultimate Resource". Princeton, NJ: Princeton University Press.

Solow, R. (1957). "Technical Change and the Aggregate Production Function". *Review of Economics and Statistics*, 39, 312-320.

Tamang, P. (2011). The Impact of Education Expenditure on India's Economic Growth". *Journal of International Academic Research*, 11(3), 14-20.

World Bank (2009). "World Development Report: Reshapimg Economic Geographic", Washangton DC Press.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و چهارم، پاییز ۱۳۹۵ (۱۱۸ـ۱۰۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 24, September 2016 (107-118)

اقتصاد سایه و نقش آن در کنترل آسیب‌های زیست محیطی کشورهای منا

عباس میرزایی[۱]، رضا اسفنجاری کناری[۲]، *ابوالفضل محمودی[۳]، مهدی شعبان‌زاده[۴]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز
۲. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه گیلان
۳. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه پیام نور
۴. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران

(دریافت: ۱۳۹٤/۹/۱۸ پذیرش: ۱۳۹٤/۱۱/۱۹)

Shadow Economy and its Role in Control of Environmental Damages of MENA Countries

Abbas Mirzaei [1], Reza Esfanjari Kenari [2], *Abolfazl Mahmoodi[3], Mehdi Shabanzadeh[4]

1. Ph.D. Student of Agricultural Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran
2. Assistant Professor of Agricultural Economics, Gilan University, Gilan, Iran
3. Assistant Professor of Agricultural Economics, Payam-e-Noor Universit, Tehran, Iran
4. Ph.D. Student of Agricultural Economics,Tehran University, Tehran, Iran

(**Received:** 9/Dec./2015 **Accepted:** 8/Feb./2016)

چکیده:

یکی از نگرانی‌های بزرگ آینده انسان شرایط زیست بر روی کره زمین است. تخریب محیط زیست به وسیله انسان‌ها علاوه بر کاهش گسترده منابع طبیعی باعث تغییرات آب و هوایی نیز شده است. شناخت عوامل و مشکلات زیست محیطی اولین قدم حفظ شرایط مطلوب زیستی است. بر این اساس، در مطالعه حاضر اثر اقتصاد سایه بر فشارهای زیست محیطی و همچنین نقش سطح فساد اداری و سیاسی در این رابطه بررسی شده است. برای این منظور، فشار بر طبیعت به وسیله مجموع کاهش انرژی، مواد معدنی و جنگلی خالص و همچنین خسارت ناشی از دی اکسید کربن اندازه‌گیری شد. همچنین از داده‌های تلفیقی ۱۵ کشور منطقه منا در دوره ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۳ برای بررسی این رابطه استفاده شد. نتایج نشان داد که ارتباط بین اقتصاد سایه و فشار زیست محیطی مثبت و معنی‌دار است. به طوری‌که افزایش ۱ درصدی در اندازه اقتصاد سایه باعث افزایش ۳/۱۹ درصدی فشارهای زیست محیطی می‌شود. همچنین نتایج نشان داد که ارتباط بین اندازه اقتصاد سایه و فشار بر طبیعت به سطح فساد کشورها بستگی دارد، به طوری‌که افزایش سطح فساد، اثر اقتصاد سایه بر فشارهای زیست محیطی را افزایش می‌دهد. بنابراین، تولید در اقتصاد سایه کشورها منجر به عدم رعایت قوانین زیست محیطی توسط بنگاه‌ها و در نتیجه افزایش فشارهای زیست محیطی می‌شود.

واژه‌های کلیدی: اقتصاد سایه، فساد، فشارهای زیست محیطی، کشورهای منا.

طبقه‌بندی JEL: Q53، Q56، Q58.

Abstract:

One of the major concerns for the future of human is living conditions on Earth. Environmental degradation by humans has caused to climate change in addition to vast reduction of natural resources. Recognition of environmental problems and factors is the first step in maintaining desirable biological conditions. Accordingly, in present study, was investigated the effect of shadow economy on environmental pressures and also the role of political and administrative corruption level in this regard. For this purpose, the pressure on nature was measured by sum of energy, mineral, net forest depletions and carbon dioxide damage. Also, panel data of 15 MENA countries from 1999 to 2013 were used to test this relationship. The result showed that relationship between the shadow economy and the environmental pressure is positive and significant. As, a 1% increase in the size of shadow economy increases the pressure on nature to 3.19%. Also, the result showed that the relationship between the size of shadow economy and the pressure on nature are dependent on the levels of countries corruption, so that increase in the corruption level increases the effect of shadow economy on environmental pressures. Therefore, production in the shadow economy of countries causes failure to comply environmental regulations by firms and increase of environmental pressures

Keywords: Shadow Economy, Corruption, Environmental Pressure, MENA Countries.
JEL: Q53, Q56, Q58.

* **نویسنده مسئول:** ابوالفضل محمودی
E-mail: A.mahmoodi@pnu.ac.ir

*Corresponding Author: Abolfazl Mahmoodi

۱- مقدمه

مفهوم "توسعه پایدار" برای اولین بار در سال ۱۹۸۰ میلادی توسط اتحادیه بین‌المللی حفاظت از طبیعت و منابع طبیعی (IUCN) معرفی شد. این اتحادیه، توسعه پایدار را بهبود رفاه بشر با حفاظت از منابع مواد خام مورد استفاده برای نیازهای انسانی و دفع زباله انسان‌ها به منظور جلوگیری از آسیب رساندن به انسان تعریف می‌کند. پایداری زیست محیطی، همراه با ثبات اقتصادی و اجتماعی سه رکن اساسی پایداری را تشکیل می‌دهند (مولدن و همکاران[1]، ۲۰۱۱: ۱۱۸). مفهوم توسعه پایدار از آنجا مطرح گردید که فعالیت‌های انسان موجب تغییرات زیست محیطی بی‌سابقه‌ای در سطح جهانی شده است. اثرات گازهای گلخانه‌ای و از بین رفتن لایه ازن، انقراض سریع گونه‌ها، جنگل‌زدایی و کاهش منابع طبیعی به طور انکارناپذیری تابع فعالیت‌های انسانی و اقتصاد سایه کشورها است (اسپانگنبرگ[2]، ۲۰۰۷: ۱۴۹).

فعالیت‌های اقتصادی که در تولید ناخالص ملی (GNP) محاسبه یا مشاهده نمی‌شوند، به عنوان تعریف رایجی از اقتصاد سایه پذیرفته شده‌اند (فیج[3]، ۱۹۹۴: ۱۲۲). اشنایدر[4] (۲۰۰۲: ۲۵) معتقد است که فعالیت‌های حوزه اقتصاد سایه (غیر رسمی) بنا به ماهیت خود می‌تواند تبعات مختلفی از جمله شیوع فساد، کاهش درآمد مالیاتی دولت، کاهش اطلاع و نفوذ دولت در حوزه اقتصاد و ... را به همراه داشته باشد. یکی از مهم‌ترین تبعات این فعالیت‌ها می‌تواند در حوزه محیط زیست و به شکل انتشار آلودگی و تخریب محیط زیست باشد (لطفعلی پور و همکاران، ۱۳۹۳: ۶۵). اشنایدر بیان می‌دارد که، فعالیت‌های حوزه اقتصاد سایه بخشی از فعالیت‌های اقتصادی هستند که به دلیل فرار از مالیات (همچون مالیات‌های زیست محیطی) و نیز طفره رفتن از الزامات و استانداردهای تولید (که بخشی از آنها در حوزه استانداردهای زیست محیطی تولیدی تعریف می‌شوند) عملاً از دید ناظرین اقتصادی مغفول مانده و در زمره فعالیت‌های غیر رسمی و سایه‌ای به فعالیت خود ادامه می‌دهند. بین سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۱ به طور میانگین ۳۴/۵ درصد از تولید ناخالص داخلی رسمی بیش از ۱۶۲ کشور جهان از طریق فعالیت‌های غیر رسمی حاصل شده است (بیسواس و همکاران[5] ۲۰۱۲: ۱۱۷). بخش‌های غیر رسمی اقتصاد می‌تواند مخاطرات زیست محیطی را افزایش دهد (بلکمن[6]، ۲۰۰۰: ۲۰۶۸).

در حالت کلی، تولید در اقتصاد سایه می‌تواند بر عدم رعایت استانداردهای زیست محیطی توسط کارخانه‌ها یا بنگاه‌ها مؤثر باشد (بیسواس و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۱۶). بنگاه‌هایی که فعالیت‌های غیر رسمی انجام می‌دهند، خود را فارغ از الزامات و ضوابط رسمی می‌دانند، لذا توجه کمتری به ملاحظات زیست محیطی داشته و می‌توانند شدت تولید آلودگی و تخریبی بیشتری در مقایسه با بنگاه‌های حوزه رسمی اقتصاد داشته باشند. با این حال، به خصوص در کشورهای در حال توسعه تولید کننده مواد خام، بررسی ارتباط میان محیط زیست و اقتصاد سایه کمتر مورد توجه واقع شده است (چادوری و ماخوپادیای[7]، ۲۰۰۶: ۳۶۹). به عنوان مثال، در کشورهای در حال توسعه خاورمیانه و آفریقای شمالی (MENA)، سهم بسیار بزرگی از صادرات کشورها را منابع طبیعی تشکیل می‌دهند (کستانتینی و مونی[8]، ۲۰۰۷: ۸۶۹). این عامل و در کنار آن افزایش جمعیت و تقاضای انسانی موجب تخریب گسترده محیط زیست این کشورها شده است به طوری‌که این مقدار از ظرفیت بازسازی زیست محیطی، مخصوصاً از اواسط دهه ۱۹۷۰، بسیار بیشتر شده است (گل خندان و همکاران، ۱۳۹۴: ۳۳). همچنین سهم قابل توجه اقتصاد سایه در کشورهای این منطقه و رعایت نکردن استانداردهای زیست محیطی و افزایش فساد باعث تشدید نگرانی‌ها درباره وضعیت زیست محیطی کشورهای این حوزه شده است (اشنایدر و همکاران[9]، ۲۰۱۰: ۵۶۴). بنابراین، این پرسش که روند رشد اقتصادی و افزایش سهم اقتصاد سایه چگونه با محیط زیست پایدار این کشورها سازگار می‌شود، با توجه به اهداف این کشورها برای طراحی سیاست‌ها، بسیار با اهمیت است.

تاکنون هم در کشورهای در حال توسعه و هم در کشورهای توسعه یافته مطالعات گوناگونی در زمینه نقش و تأثیر اقتصاد بر محیط زیست انجام شده است. بر این اساس، در بسیاری از مطالعات، اثر بخش غیر رسمی بر آلودگی به صورت موردی و در سطح یک کشور تحلیل شده است. بیلر[10] (۱۹۹۴: ۳)، اثر استخراج از معادن غیر رسمی بر آلودگی محیط زیست در برزیل را بررسی نمود. همچنین بلکمن و بانیستر[11] (۱۹۹۸: ۲۱-۱) و

1. Moldan et al. (2011)
2. Spangenberg (2007)
3. Feige (1994)
4. Schneider (2002)
5. Biswas et al. (2012)
6. Blackman (2000)
7. Chaudhuri & Mukhopadhyay (2006)
8. Costantini & Monni (2007)
9. Schneider et al. (2010)
10. Biller (1994)
11. Blackman & Bannister (1998)

بلکمن (۲۰۰۰: ۲۰۷۰) به بررسی اثر گاز پروپان مورد استفاده در بخش غیر رسمی آجرسازی بر محیط زیست در مکزیک پرداختند. نتایج حاصل از مطالعات فوق اثر بخش غیر رسمی بر آلودگی‌های زیست محیطی را تأیید می‌کند. چادوری و ماخوپادیای (۲۰۰۶) و باکسی و بوس[1] (۲۰۱۰) به بررسی کارایی قوانین زیست محیطی بر بخش غیر رسمی پرداخته‌اند. نتایج حاصل از مطالعات آنها نیز نشان می‌دهد که فشارهای قانونی زیاد، بنگاه‌ها را به سمت فعالیت‌های سایه هدایت می‌کند. فرزانگان در مطالعه‌ای به بررسی تئوری حجم اقتصاد سایه بر آلودگی آب و هوا در ۱۳۹ کشور پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد که فعالیت‌های اقتصاد سایه بر آلودگی آب تأثیرگذار است. به طوری‌که افزایش هر یک درصد در اندازه اقتصاد سایه، آلودگی آب را ۰/۱۷ درصد افزایش می‌دهد (فرزانگان[2]، ۲۰۱۰: ۱۲). بیسواس و همکاران (۲۰۱۲: ۱۱۸) برخلاف بررسی‌های گذشته، در بررسی‌های خود یک تحلیل جامع و کامل را در نظر گرفتند که در برگیرنده فعالیت‌ها در همه بخش‌های غیر رسمی مربوط به شمار زیادی از کشورها باشد. در این مطالعه از شاخص CO_2 و SO_2 برای معیار فشار بر طبیعت استفاده شد. این محققان با استفاده از داده‌های تلفیقی سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۵ در بیش از ۱۰۰ کشور به این نتیجه رسیدند که اندازه اقتصاد سایه بزرگ‌تر، باعث آلودگی بیشتر آب و هوا می‌گردد. همچنین مطالعه فوق نشان داد که این اثر می‌تواند به وسیله کنترل سطح فساد اداری و سیاسی کشورها متعادل گردد. به طور کلی مطالعات انجام شده در حوزه اقتصاد غیر رسمی در ایران را می‌توان در دو گروه کلی طبقه‌بندی نمود. در برخی از مطالعات، محوریت کار، محاسبه و برآورد حجم اقتصاد غیر رسمی (سایه) می‌باشد. هر چند که در خلال کار و به صورت ضمنی به برخی از عوامل مؤثر بر آن نیز پرداخته شده است. در این دسته می‌توان به مطالعات عرب مازار یزدی (۱۳۸۰: ۷۷)؛ پژویان و مداح (۱۳۸۳: ۵۶) و شکیبایی و رئیس‌پور (۱۳۸۶: ۲۱) اشاره کرد. اما در ایران مطالعات کمّی در زمینه اثر اقتصاد سایه بر تخریب زیست محیطی به چشم می‌خورد. در این مورد تنها می‌توان به مطالعات نصراللهی و طالعی اردکانی (۱۳۹۱) و مزینی و مراد حاصل (۱۳۹۳) اشاره کرد. نصراللهی و طالعی اردکانی برای نخستین بار به بررسی تأثیر متغیرهای شاخص سیاسی و نسبت جمعیت فعال به کل جمعیت بر متغیر پنهان اقتصاد سایه‌ای پرداختند. همچنین اولین کسانی بودند که به بررسی اثرات منفی اقتصاد سایه بر روی محیط زیست پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که به ازای یک واحد افزایش در اندازه اقتصاد سایه، آلودگی هوا در ایران ۰/۱۷ درصد افزایش می‌یابد (نصراللهی و طالعی اردکانی، ۱۳۹۱: ۵۰). مزینی و مراد حاصل در مطالعه‌ای به بررسی اثر فعالیت‌های غیر رسمی اقتصادی بر آلودگی هوا (برآورد منحنی زیست محیطی کوزنتس) پرداختند. آنها در این مطالعه با استفاده از روش پانل به بررسی اثر فعالیت‌های حوزه غیر رسمی اقتصاد بر کیفیت زیست محیطی ۱۴۰ کشور پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که فعالیت‌های غیر رسمی موجب کاهش و تخریب کیفیت محیط زیست شده است (مزینی و مراد حاصل، ۱۳۹۳: ۶۵).

از این رو، هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی اثر اندازه اقتصاد سایه بر میزان فشار بر طبیعت در کشورهای خاورمیانه و آفریقای شمالی (منا) است. اما در مطالعه حاضر علاوه بر بررسی اثر اقتصاد سایه، همانند مطالعه بیسواس و همکاران نقش کنترل فساد اداری و سیاسی در رابطه میان فعالیت‌های اقتصاد سایه و فشار بر طبیعت نیز بررسی خواهد شد. به عبارت دیگر در این مطالعه اثر تخریبی فعالیت‌های سایه بر محیط زیست در سطوح مختلف کنترل فساد کشورها نیز بررسی خواهد شد. اما لازم به ذکر است، در مقایسه با مطالعه بیسواس و همکاران، این مطالعه دارای این مزیت است که در آن از یک شاخص کامل مانند شاخص فشار بر طبیعت که در برگیرنده فشارهای زیست محیطی است به منظور بررسی اثر اقتصاد سایه بر محیط زیست استفاده شده است.

۲- مواد و روش‌ها

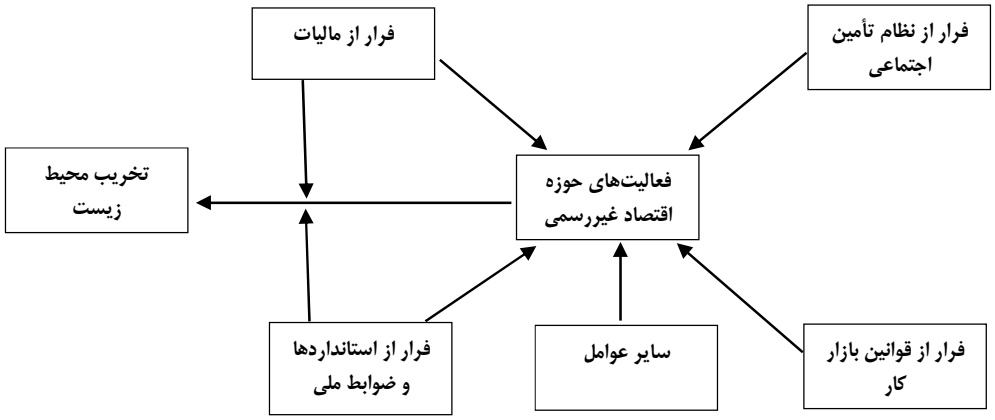
بر اساس مباحث تئوریک، مدلی که برای بررسی عوامل اثرگذار بر تخریب زیست محیطی در نظر گرفته می‌شود می‌تواند در برگیرنده متغیرهای متفاوتی باشد. با این رویکرد در ادامه، به منظور دستیابی به اهداف مورد نظر، ابتدا با بهره‌گیری از نظریات مختلف اقتصادی و مطالعات تجربی مختلف صورت گرفته، ارتباط میان اندازه اقتصاد سایه با آلودگی و تخریب زیست محیطی مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس، شاخص مناسبی برای در نظرگرفتن فعالیت‌های اقتصادی تعریف و الگوی عوامل اثرگذار بر تخریب زیست محیطی تصریح خواهد شد. در ادامه نیز به روش برآورد الگوی انتخاب شده و چگونگی جمع‌آوری داده‌ها در مطالعه حاضر اشاره خواهد شد.

1. Baksi & Bose (2010)
2. Farzanegan (2010)

۲-۱- ارتباط اندازه اقتصاد سایه با محیط زیست

فعالیت‌های حوزه اقتصاد غیر رسمی (سایه) می‌تواند به دلایل مختلفی شکل گرفته و نمود یابند. آن بخش از فعالیت‌های این حوزه که به دلیل فرار از استانداردهای تولیدی و نظام مالیاتی شکل گرفته‌اند، می‌توانند منشأ تخریب محیط زیست گردند. این موضوع در قالب مدل مفهومی موجود در نمودار (۱) به تصویر کشیده شده است (اشنایدر، ۲۰۰۲: ۱۱).

لازم به توضیح است در این نمودار، منظور از سایر عوامل آن دسته از زمینه‌های به وجود آورنده و تحریک کننده اقتصاد غیر رسمی می‌باشند که با وزن و اهمیتی کمتر در طبقه‌بندی ارائه شده می‌گنجند. مثلاً اثر سیاست‌های تعرفه‌ای دولت بر تجارت یا اثر سیاست‌های دولت همچون یارانه‌ها در مقطعی از زمان که منجر به ایجاد بازار سیاه یا قاچاق می‌گردند یا وضع سهمیه‌بندی در بعضی کالاها در برخی مقاطع زمانی یا وضع برخی ضوابط بهداشتی و ایمنی موردی بر بعضی کالاها و مواردی از این دست باعث می‌شوند عاملین اقتصادی به فعالیت‌های اقتصادی غیر رسمی ورود نمایند. در مطالعه حاضر به نقش کنترل فساد نیز در این رابطه پرداخته می‌شود. به طوری‌که کنترل فساد می‌تواند سهم اقتصاد سایه در حوزه اقتصاد را کاهش و در نتیجه تأثیر غیر مستقیمی بر بهبود کیفیت محیط زیست داشته باشد (بیسواس و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۱۵).



نمودار ۱. مدل مفهومی ارتباط فعالیت‌های حوزه اقتصاد غیررسمی (اقتصاد سایه) با محیط زیست
مأخذ: (اشنایدر، ۲۰۰۲: ۱۱)

۲-۲- انتخاب شاخص زیست محیطی و تدوین الگوی عوامل اثرگذار بر تخریب زیست محیطی

تعامل میان محیط زیست و فعالیت‌های اقتصادی را می‌توان با استفاده از روش‌های مختلف بررسی نمود. مطالعات بسیاری اثرات زیست محیطی ناشی از رشد اقتصادی را بررسی کرده‌اند که بر اساس منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) بوده است (بولاتف و جنکینز[1]، ۲۰۱۰: ۴۱۰). صحبت از یک منحنی منحصر به فرد برای تمام انواع تخریب‌های محیط زیست ممکن نیست. همین مورد موجب شک و تردید در مورد تعمیم فرضیه EKC شده است (اوزلر و اوباچ[2]، ۲۰۰۹: ۷۹). توسعه شاخص‌های زیست محیطی برای سیاست‌گذاری‌ها در راستای اصول توسعه پایدار ضروری است و به عنوان یکی از اهداف اصلی در دستور کار کنفرانس جهانی سازمان ملل متحد در مورد محیط زیست و توسعه در ریودوژانیرو در سال ۱۹۹۲ به تصویب رسید. پس از آن، مراحل مختلفی برای اندازه‌گیری پیامدهای زیست محیطی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی از طریق توسعه شاخص‌ها و معیارهای زیست محیطی در چارچوب حسابداری معمولی در نظر گرفته شد. شاخص‌های مرتبط با فعالیت‌های اقتصادی و محیط زیست را می‌توان به شرح زیر نام برد: شاخص توسعه پایدار محیط زیست (ESI) (وف[3]، ۲۰۰۱: ۴)؛ شاخص عملکرد محیط زیست (EPI) (بوهرینگر و جچم[4]، ۲۰۰۷: ۸-۱)؛ شاخص آسیب پذیری محیط زیست (EVI) (سینگ و همکاران[5]، ۲۰۱۲: ۲۸۱)، شاخص

1. Boulatoff & Jenkins (2010)
2. Özler & Obach (2009)
3. WEF (2001)
4. Bohringer & Jochem (2007)
5. Singh et al. (2012)

پایداری و رفاه اقتصادی (ISEW) (سس[1]، ۲۰۰۰: ۳)؛ تولید خالص ملی سبز (UN، ۱۹۹۳)؛ ردپای اکولوژیکی (EF) (ویکرناجل و همکاران[2]، ۱۹۹۹: ۳۷۵) و پس‌انداز خالص تعدیل شده (ANS) (همیلتون و کلمن[3]، ۱۹۹۹: ۳۳۳). بحث در مورد بهترین رویکرد و استفاده از شاخص‌های توسعه پایدار ادامه دارد (ویلسون و همکاران[4]، ۲۰۰۷: ۲۹۹). شاخص‌های EF و ANS نسبت به شاخص‌های ذکر شده دیگر جهت اندازه‌گیری کیفیت زندگی مناسب‌تر می‌باشند (آسیکی[5]، ۲۰۱۲: ۳۲۴). استفاده از منابع مصرف شده بدون در نظر گرفتن کشور اصلی که در آن استخراج (تولید) صورت می‌پذیرد از ایرادات شاخص EF است. به عبارت دیگر در شاخص EF فقط بحث مصرف منابع طبیعی مطرح است و به این موضوع که منبع ممکن است از کشور دیگری استخراج شده باشد، توجه نمی‌شود (ازلر و اوباچ، ۲۰۰۹: ۷۹). از این رو، شاخص EF برای استفاده در مطالعات چندان مناسب نیست. در مقابل، اتلاف سرمایه‌های طبیعی در داخل کشور (ANS) بدون چنین ایرادی است. بنابراین، استفاده از این شاخص، امکان مشاهده اثر فعالیت‌های اقتصادی بر پایداری زیست محیطی داخلی را فراهم می‌سازد. از این رو، در این مطالعه از شاخص ANS برای بررسی اثر فعالیت‌های اقتصادی بر وضعیت خرابی‌های زیست محیطی استفاده می‌شود. ANS ترکیبی از سرمایه‌گذاری در سه شکل سرمایه فیزیکی، انسانی و طبیعی است؛ به عبارت دیگر ANS عبارت است از:

$$ANS = NNS + E - R - P \qquad (۱)$$

در رابطه فوق NNS صرفه جویی خالص ملی، E هزینه جاری آموزش، R رانت منابع (تخلیه انرژی، مواد معدنی و جنگل) و P آسیب ناشی از دی اکسید کربن (CO_2) است. لازم به ذکر است که صرفه‌جویی خالص ملی از کسر استهلاک سرمایه‌های ثابت از پس‌انداز ناخالص ملی به دست آمده است. برتری ANS نسبت به نرخ پس‌انداز معمولی در انعکاس درست رفاه مردم توسط مطالعات متعدد نشان داده شده است. همچنین در بسیاری از مطالعات، رابطه مثبت بین پس‌انداز خالص تعدیل شده سرانه جاری و تغییرات آتی در مصرف سرانه یافت شده است (فریرا و همکاران[6]، ۲۰۰۸: ۲۳۳). رابطه مثبت و معنی‌داری بین ANS و رفاه نیز وجود دارد، که توسط شاخص توسعه انسانی و نرخ مرگ و میر نوزادان تعریف شده است (جنگنه[7]، ۲۰۰۹: ۱۱۲۷).

در مطالعه حاضر متغیر فشار بر طبیعت به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده که به صورت حقیقی به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۵ و بر حسب دلار (PN) اندازه‌گیری شده است. لازم به ذکر است که فشار بر طبیعت به وسیله مؤلفه عدم سرمایه‌گذاری که از داده‌های پس‌انداز خالص تعدیل شده (ANS) بانک جهانی استخراج شده، اندازه‌گیری شده است (بانک جهانی، ۲۰۱۲). این متغیر از مجموع خرابی دی‌اکسید کربن سرانه (CDD)، کاهش مواد معدنی سرانه (MD)، کاهش انرژی سرانه (ED) و کاهش خالص جنگل سرانه یا جنگل زدایی سرانه (NFD) به دست آمده است (آسیکی، ۲۰۱۲: ۳۲۵).

$$PN = CDD + MD + ED + NFD \qquad (۲)$$

با توجه به مباحث مطرح شده و با پیروی از مطالعه چادوری و ماخوپادیای (۲۰۰۶)، باکسی و بوس (۲۰۱۰) و بیسواس و همکاران (۲۰۱۲)، در مطالعه حاضر برای بررسی اثر اندازه اقتصاد سایه بر شاخص زیست محیطی از رابطه (۳) استفاده می‌شود:

$$\log(pn_{it}) = \alpha + \beta_1 \log(se_{it}) + \beta_2 cor_{it} + \beta_3 \log(se_{it} * cor_{it}) + \beta_k Z_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

در رابطه فوق log (PN) لگاریتم فشار بر طبیعت سرانه، log (se) لگاریتم سهم اقتصاد سایه در GDP، cor نماینده‌ای از سطح فساد اداری و سیاسی، log (cor*se) بر هم کنش بین اقتصاد سایه و سطح فساد و Z یک بردار از متغیرهای اثرگذار بر فشار زیست محیطی است که شامل وقفه مرتبه اول لگاریتم درآمد سرانه (log (gni))، لگاریتم تراکم جمعیت (log (pd))، لگاریتم آزادسازی تجاری (log (op))، لگاریتم نرخ ثبت نام در مدارس (log (er)) و شاخص دموکراسی (de) است. لازم به ذکر است که i و t در رابطه (۳)، به ترتیب بیانگر کشور و دوره زمانی است.

۳- روش برآورد الگو و جمع‌آوری داده‌ها

با توجه به آنکه الگوی عوامل اثرگذار بر تخریب زیست محیطی (رابطه ۳)، در قالب مدل پانل یا داده‌های ترکیبی تبیین شده است لذا لازم است به منظور برآورد و تفسیر نتایج الگوی

1. CES (2000)
2. Wackernagel et al. (1999)
3. Hamilton & Clemens (1999)
4. Wilson et al. (2007)
5. Asiki (2012)
6. Ferreira et al. (2008)
7. Gnegne (2009)

فوق از مدل پانل استفاده شود. یک مدل داده‌های ترکیبی تلفیقی از داده‌های مقطع عرضی و سری زمانی است که به صورت رابطه (۴) بیان می‌شود.

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

در رابطه فوق Y_{it}، بیانگر متغیر وابسته برای واحد (i) در طول زمان (t) است. همچنین α، عرض از مبدأ و X_{it}، بیانگر برداری از متغیرهای توضیحی برای واحد (i) در طول زمان (t)، است. ui، خطای ویژه فردی یا زمانی (اثر فردی یا زمانی) یا به عبارت دیگر، ناهمگنی غیر قابل مشاهده میان واحدها یا دوره‌های زمانی و ε_{it}، خطای مدل می‌باشد. در استفاده از الگوی داده‌های پانل جهت برآورد رابطه (۴)، انجام دو آزمون همگنی و هاسمن بسیار مهم و ضروری است. بر اساس آزمون همگنی، اگر ناهمگنی پارامترها در بین افراد و مقاطع یا در طول سری نادیده گرفته شود می‌تواند به برآوردهای ناسازگار یا بی‌معنی از پارامترها منجر شود (تورش ناهمگنی). در این حالت‌ها آشکار است که از رگرسیون داده‌های پانلی که عرض از مبدأهای ناهمگن را نادیده می‌گیرند نباید استفاده نمود (فطرس و همکاران، ۱۳۸۹: ۷۷-۵۹). جهت انجام آزمون همگنی در ادبیات اقتصادسنجی به طور معمول از آزمون F استفاده می‌گردد و بر این اساس مدل برتر انتخاب می‌شود. این آزمون را می‌توان به صورت رابطه زیر بیان نمود:

$$F(n-1, nt-n-k) = \frac{(R^2_{LSDV} - R^2_{POOLED})/n-1}{1-R^2_{LSDV}/nt-n-k} \quad (۵)$$

در رابطه (۵)، R^2_{LSDV} و R^2_{POOLED} به ترتیب ضریب تعیین الگوهای متغیر مجازی و رگرسیون ادغامی می‌باشند. همچنین در این رابطه، n تعداد مقطع‌ها، T تعداد مشاهدات در هر مقطع و K تعداد رگرسورها را نشان می‌دهد. بر این اساس و بر پایه فرضیه صفر می‌توان مدل برتر را انتخاب نمود. پس از انجام آزمون همگنی برای تخمین معادلات با توجه به ویژگی‌های الگو، باید مشخص گردد که کدام یک از روش‌های اثرات ثابت یا اثرات تصادفی مناسب می‌باشند. برای این منظور نیز در مطالعات به طور معمول از آزمون هاسمن استفاده می‌گردد. آماره آزمون هاسمن که دارای توزیع چی-دو می‌باشد، بر اساس رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$h = (beta_f - beta_r)(var_f - var_r)^{-1}(beta_f - beta_r) \quad (۶)$$

در رابطه (۶)، $beta_f$ و $beta_r$ به ترتیب بردار ضرایب معادلات اثرات ثابت و اثرات تصادفی می‌باشند. var_f و var_r نیز ماتریس واریانس -کواریانس معادله‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی را نشان می‌دهند. بر اساس فرضیه صفر در آزمون هاسمن در تخمین معادلات لازم است اثرات تصادفی در نظر گرفته شود با این وجود فرضیه مقابل در آزمون هاسمن بر اثرات ثابت در تخمین الگو تأکید دارد (فطرس و همکاران، ۱۳۸۹: ۷۳).

دوره زمانی مطالعه حاضر بین سال‌های ۱۹۹۹ و ۲۰۱۳ می‌باشد. کلیه اطلاعات مورد استفاده در مطالعه مربوط به ۱۵ کشور منطقه منا شامل ایران، کویت، لبنان، ترکیه، عربستان، یمن، عمان، قطر، امارات، سوریه و فلسطین در خاورمیانه و کشورهای مصر، مراکش و تونس و لیبی در شمال آفریقا می‌باشد. اطلاعات مربوط به این کشورها برای برآورد رابطه (۳) از پایگاه توسعه اقتصادی بانک جهانی (WDI) و همچنین سازمان خوار و بار جهانی (FAO) استخراج گردیده است.

٤- بحث و نتیجه‌گیری

در ابتدا پس از ارائه خلاصه آماری از متغیرهای تحت بررسی (جدول ۱)، ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است. در مدل‌های ترکیبی نیز همانند مدل‌های سری زمانی، در صورت ناایستا بودن متغیرها، مسئله رگرسیون کاذب ایجاد می‌گردد. بنابراین، کاربرد آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی جهت تضمین صحت و اعتبار نتایج امری ضروری است. آزمون‌های ریشه واحد متعددی برای داده‌های ترکیبی وجود دارد که از میان آنها آزمون‌های لوین لین چو (LLC) و ایم، پسران و شین (IPS) از شهرت بیشتری برخوردار می‌باشند. بر این اساس در این مطالعه نیز جهت بررسی ایستایی متغیرها از آزمون‌های فوق استفاده شد. جدول (۲) نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرها را نشان می‌دهد. همان گونه که از جدول فوق مشخص است همه متغیرهای مورد بررسی در سطح ایستا یا به عبارت دیگر I(0) می‌باشند. این موضوع بیانگر آن است که کلیه متغیرها در الگوی تحت بررسی هم انباشته از درجه صفر می‌باشند.

با اطمینان از ایستایی متغیرهای الگوی تحت بررسی می‌توان از اطلاعات مربوط متغیرها جهت برآورد الگو استفاده نمود. با این وجود در استفاده از الگوی داده‌های پانل، قبل از برآورد الگو علاوه بر انجام آزمون ریشه واحد، انجام دو آزمون همگنی و هاسمن نیز بسیار مهم است. چرا که در برآورد الگو به روش داده‌های پانل، پرسش اصلی آن است که باید اثرات

گروهی در برآورد الگو در نظر گرفته شود یا خیر؟ بر این اساس و به جهت بررسی این موضوع دو آزمون فوق انجام و نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است. بر اساس نتایج آزمون همگنی بین مقاطع، با توجه به معنی‌دار بودن آماره F در سطح احتمال کمتر از یک درصد، فرضیه برابری عرض از مبدأها پذیرفته نشده و رد می‌شود. اما آماره F جهت بررسی همگنی بین سال‌های مورد بررسی نشان داد که فرضیه صفر مبنی بر وجود همگنی رد نمی‌شود. در نتیجه در برآورد الگو لازم است تنها اثرات گروهی یا ناهمگنی بین مقاطع (کشورها) در نظر گرفته شود و مدل به صورت پانل یک‌طرفه برآورد گردد. همچنین بر اساس آزمون هاسمن، با توجه به معنی‌داری آماره کای-دو محاسبه شده در سطح احتمال یک درصد، فرضیه صفر مبنی بر به کارگیری روش اثرات تصادفی رد شده و بر این اساس لازم است جهت تخمین ضرایب الگو از روش اثرات ثابت استفاده شود.

جدول ۱. خلاصه آماری داده‌ها

متغیرهای مدل	نماد	میانگین	خطای معیار	حداقل	حداکثر
لگاریتم فشار بر طبیعت سرانه (بر حسب دلار)	log(PN)	۴/۸۶	۱/۷۲	۱/۸۵	۹/۰۲
لگاریتم سهم اقتصاد سایه از GDP (به صورت %)	log(se)	۳/۳۹	۰/۲۶	۲/۹۳	۳/۷۲
شاخص فساد	cor	۳/۳۶	۰/۶۷	۲/۱	۵/۳
لگاریتم درآمد سرانه (بر حسب دلار)	log(gni)	۸/۰۲	۱/۱۲	۶/۵۳	۱۰/۷۶
لگاریتم تراکم جمعیت (نفر در کیلومتر مربع)	log(pd)	۴/۰۷	۰/۳۲	۳/۵۴	۴/۶۷
لگاریتم سهم تجارت از تولید ناخالص داخلی (به صورت %)	log(op)	۳/۹۷	۰/۴۴	۲/۹۲	۴/۷۹
لگاریتم نرخ ثبت نام در مدارس (به صورت %)	log(er)	۴/۳	۰/۲۳	۳/۶	۴/۵۲
شاخص دموکراسی (بین ۱۰- تا ۱۰)	de	-۲/۱	۵/۵۸	-۹	۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. بررسی ایستایی متغیرها

متغیرها	آزمون LLC	آزمون IPS	نتایج
Log(Pn)	-۱۰/۰۲*	-۸/۶۱*	I(0)
$Log(gni)_{-1}$	-۱۲/۱۱*	-۱۱/۱۱*	I(0)
Log(pd)	-۱۰/۷۰*	-۱۳/۶۰*	I(0)
Log(er)	-۵/۲۲*	-۴/۹۱*	I(0)
Log(op)	-۲/۲۰*	-۲/۸۷*	I(0)
(de)	-۳/۷۴*	-۴/۶۴*	I(0)
Log(se)	-۶/۶۲*	-۵/۱۲*	I(0)
(cor)	-۴/۶۸*	-۴/۴۵*	I(0)
Log(se)*cor	-۵/۲۴*	-۷/۱۷*	I(0)

*معنی‌دار در سطح۱ درصد ** معنی‌دار در سطح ۵ درصد *** معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون F و آزمون هاسمن

نوع آزمون	مقدار آماره	سطح احتمال
آزمون همگنی بین کشورها یا مقاطع (F)	۲۷/۲	۰/۰۰
آزمون همگنی بین سال‌ها (F)	۱/۰۸	۰/۴۵
آزمون هاسمن (X^2)	۳۲۴/۰۶	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. بررسی عوامل اثرگذار بر تخریب زیست محیطی در منطقه منا

متغیرهای توضیحی	ضرایب	T-Test
$Log(gni)_{-1}$	۱/۱۹*	۱/۷۷
Log(pd)	۰/۱۳	۰/۲۲
Log(er)	۰/۳۶	۰/۷۰
Log(op)	۰/۶۳*	۱/۷۵
(de)	−۰/۰۴*	−۲
Log(se)	۳/۱۹*	۱/۸۵
(cor)	−۰/۱۸	−۱
Log(se)*cor	۰/۰۰۴***	۴
α (عرض از مبدأ)	−۲۰/۲۴***	−۴/۱۹
آزمون نرمال بودن جزء خطا (آماره جاکوئه–برا)	۰/۷۲	
آزمون عدم خود همبستگی (آماره LM)	۰/۱۸	
آزمون ناهمسانی واریانس وایت	۳/۴	

*معنی‌دار در سطح ۱ درصد **معنی‌دار در سطح ۵ درصد ***معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با انجام آزمون‌های مربوطه و اطمینان از مناسب بودن مدل پانل، الگوی عوامل اثرگذار بر تخریب زیست محیطی در منطقه منا برای دوره زمانی ۲۰۱۳–۱۹۹۹ به روش اثرات ثابت برآورد شد. نتایج حاصل از برآورد الگوی فوق در جدول (۴) ارائه شده است. نتایج آزمون‌های بررسی فروض روش OLS، نشان از نرمال بودن، همسانی واریانس و عدم خود همبستگی اجزای خطا دارد و فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن، همسانی واریانس و عدم خود همبستگی رد نشده است. همچنین نتایج جدول نشان می‌دهد که افزایش سهم اقتصاد سایه از GDP باعث افزایش فشار زیست محیطی کشورهای منطقه منا خواهد شد. به طوری که افزایش ۱ درصدی در سهم اقتصاد سایه از GDP زمانی که کنترل فساد اداری و سیاسی در نظر گرفته نشود، باعث افزایش ۳/۱۹ درصدی فشار بر طبیعت سرانه می‌شود. این یافته با یافته‌های مطالعات بیسواس و همکاران (۲۰۱۲) و مزینی و مرادحاصل (۱۳۹۳) سازگار است. بیسواس و همکاران از مطالعه بر روی ۱۰۰ کشور در حال توسعه به چنین نتیجه‌ای دست یافتند. همچنین مزینی و مرادحاصل چنین نتیجه‌ای را از تحلیل بر روی دو گروه از کشورهای با درآمد بالا و کشورهای با درآمد متوسط و پایین به دست آوردند. اما در مطالعه مزینی و مرادحاصل به نقش کنترل فساد در این رابطه اشاره نشده است. برای بررسی اثر اندازه اقتصاد سایه بر فشارهای زیست محیطی با در نظر گرفتن شاخص فساد اداری و سیاسی کشورهای منطقه مورد نظر، از متغیر بر هم کنش اندازه اقتصاد سایه و سطح فساد استفاده گردید. مثبت بودن ضریب این متغیر بیانگر آن است که افزایش سطح فساد باعث می‌گردد که اثر اقتصاد سایه بر فشار زیست محیطی بیشتر گردد و برعکس. به عبارت دیگر، کنترل فساد اداری و سیاسی باعث تعدیل اثر اقتصاد سایه بر فشارهای زیست محیطی می‌شود. در اینجا سه سطح حداقل، میانگین و حداکثر برای شاخص فساد در نظر گرفته شده است. سطح حداقل، میانگین و حداکثر شاخص فساد برای کشورهای منطقه منا به ترتیب ۲/۱، ۳/۳۶ و ۵/۳ است (جدول ۱). در سطح حداقل فساد، اثر متغیر اقتصاد سایه بر فشارهای زیست محیطی به میزان ۰/۰۰۸ واحد افزایش می‌یابد که این میزان از حاصلضرب سطح فساد انتخابی در ضریب متغیر بر هم کنش سطح فساد و اقتصاد سایه به دست آمده است. در سطح میانگین فساد و حداکثر فساد، اثر اقتصاد سایه بر فشارهای زیست محیطی به ترتیب به میزان ۰/۰۱ و ۰/۰۲ واحد افزایش می‌یابد. از این رو، و با توجه به نتایج مشخص است که با افزایش سطح فساد در کشورهای منطقه منا اثر رشد اقتصاد سایه بر فشارهای زیست محیطی افزایش می‌یابد. این یافته مطابق با نتایج مطالعه بیسواس و همکاران (۲۰۱۲) است. مطالعه بیسواس و همکاران (۲۰۱۲: ۱۱۷) تنها مطالعه‌ای است که مشابه با مطالعه حاضر به نقش کنترل فساد در تعدیل اثر اندازه اقتصاد سایه بر تخریب زیست محیطی پرداخته است. اما در مطالعه فوق، آلودگی هوا به عنوان نماینده‌ای از تخریب زیست محیطی در نظر گرفته شده است.

حال آنکه در مطالعه حاضر تمام ابعاد تخریب زیست محیطی اعم از کاهش انرژی، مواد معدنی و جنگلی خالص و همچنین آلودگی هوا (خسارت ناشی از دی اکسید کربن) لحاظ شده است.

از سوی دیگر نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که برای کشورهای منطقه منا، رابطه مثبت بین درآمد سرانه و فشار زیست محیطی برقرار است. نتایج مطالعه مارادیان و مارتینز[1] (۲۰۰۱: ۲۹۳) و آسیکی (۲۰۱۲: ۳۲۸) مطابق با نتایج مطالعه حاضر است. از نتیجه به دست آمده می‌توان فهمید که کشورهای منطقه منا برای رسیدن به رشد اقتصادی به سمت افزایش بی‌رویه مصرف منابع و فشار بر محیط زیست گرایش پیدا کرده‌اند. مطابق بر تحلیل منحنی کوزنتس در مراحل اولیه رشد، وجود رابطه مثبت میان درآمد سرانه و فشار زیست محیطی این کشورها قابل توجیه است. همچنین مطابق نتایج، افزایش تجارت جهانی و یا آزادسازی تجاری، فشار زیست محیطی کشورهای منا را به طور معنی‌داری افزایش می‌دهد. این نتیجه سازگار با یافته‌های مطالعه بروقسی و ورسلی[2] (۲۰۰۳: ۷۵) و آسیکی (۲۰۱۲: ۳۲۸) می‌باشد. اثر شاخص دموکراسی بر فشارهای زیست محیطی نیز معنی‌دار و منفی می‌باشد. به عبارت دیگر دموکراسی بیشتر در کشورهای منطقه منا، فشار زیست محیطی را کاهش خواهد داد. این یافته مطابق با انتظار است، چرا که در جوامع دموکرات، دولت‌ها پاسخگویی بیشتری به تقاضای جامعه برای پاک سازی محیط زیست دارند که این باعث کاهش فشارهای زیست محیطی می‌شود. از سوی دیگر نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد که اثر متغیر نرخ ثبت نام در مدارس بر فشار زیست محیطی معنی‌دار نیست. این یافته به این دلیل است که کیفیت آموزش این دسته از کشورها برای بهبود شرایط زیست محیطی مناسب نمی‌باشد.

۵- پیشنهادها

در کشورهای در حال توسعه منطقه منا، منابع طبیعی سهم بسیار بزرگی از صادرات را تشکیل می‌دهند. در کنار این عامل افزیش جمعیت و تقاضای انسانی موجب تخریب گسترده محیط زیست این کشورها شده است که این مقدار از ظرفیت بازسازی زیست محیطی، مخصوصاً از اواسط دهه ۱۹۷۰، بسیار بیشتر است. سهم قابل توجه اقتصاد سایه در کشورهای این منطقه و رعایت نکردن استانداردهای زیست محیطی و افزایش سطح فساد باعث تشدید نگرانی‌ها درباره وضعیت زیست محیطی کشورهای این حوزه شده است. از این رو در این مطالعه به بررسی ارتباط بین سهم اقتصاد سایه از GDP با فشارهای زیست محیطی پرداخته شد. در این بررسی، فشار بر طبیعت به وسیله مؤلفه عدم سرمایه‌گذاری اندازه‌گیری شد. متغیر فوق از داده‌های پس‌انداز خالص تعدیل شده (ANS) شامل مجموع کاهش خالص جنگل، مواد معدنی، انرژی و خرابی دی‌اکسید کربن محاسبه شده است. همچنین، نقش کنترل فساد در تعدیل اثرگذاری اقتصاد سایه بر فشار طبیعت بررسی شد. نتایج نشان داد که افزایش سهم اقتصاد سایه از GDP باعث افزایش فشارهای زیست محیطی می‌شود. همچنین تولید در اقتصاد سایه باعث می‌شود که بنگاه‌ها، قوانین زیست محیطی را رعایت نکرده و در نتیجه فشارهای زیست محیطی افزایش می‌یابد. از این رو، دولت‌مردان کشورهای منطقه منا از جمله ایران بایستی توجه بیشتری به کنترل سهم بخش غیر رسمی در اقتصاد نمایند. همچنین لازم است تا نقش کنترل فساد در تعدیل این اثر ارزیابی گردد. یافته‌ها نشان دهنده آن است که کنترل فساد می‌تواند اثر اقتصاد سایه بر فشارهای زیست محیطی را تعدیل کند. کنترل فساد باعث می‌گردد که بنگاه‌های متخلف موجود در بخش رسمی و غیر رسمی که با دادن رشوه سعی در زیر پا گذاشتن قوانین زیست محیطی دارند، از این کار دست کشیده و در نتیجه قوانین و استانداردهای زیست محیطی اجرا شده و فشارهای زیست محیطی کاهش یابد. از این رو دولت‌های این کشورها بایستی با این عامل مبارزه نمایند. همچنین با توجه به سایر نتایج به دست آماده از مطالعه توصیه می‌گردد که برای تضمین پایداری توسعه اقتصادی و جلوگیری از تخریب محیط زیست بایستی بخشی از درآمدهای حاصل از استخراج و بهره‌برداری منابع طبیعی در کشورهای منطقه منا صرف ساخت زیربناها و سرمایه‌گذاری در آموزش، بهداشت و توسعه فناوری‌های دوست‌دار محیط زیست و بخشی دیگر از این درآمدها نیز برای جبران استهلاک منابع طبیعی تخصیص یابد.

1. Muradian & Martinez (2001)
2. Borghesi Vercelli (2003)

منابع

پژویان، جمشید و مداح، مجید (۱۳۸۳). "بررسی اقتصادی قاچاق در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهشنامه اقتصادی*، سال ۶، شماره ۲۰، ۷۰-۴۳.

شکیبایی، علیرضا و رئیس‌پور، علی (۱۳۸۶). "بررسی روند تحولات اقتصاد سایه‌ای در ایران با رویکرد DYMIMIC". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۳، ۳۶-۱۷.

عرب مازار یزدی، علی (۱۳۸۰). "اقتصاد سیاه در ایران، اندازه، علل و آثار آن در سه دهه اخیر". *فصلنامه علمی پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه*، شماره ۶۲ و ۶۳، ۱۰۲-۶۱.

فطرس، محمدحسن؛ غفاری، هادی و شهبازی، آزاده (۱۳۸۹). "مطالعه رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۱، شماره ۱، ۷۷-۵۹.

گل‌خندان، ابوالقاسم؛ خوانساری، مجتبی و گل‌خندان، داود (۱۳۹۴). "نظامی‌گری و رشد اقتصادی: شواهدی تجربی از کشورهای منطقه منا در قالب الگوی پانل‌پویا". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱۸، ۵۰-۳۱.

لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ فلاحی، محمدعلی و اسماعیل‌پورمقدم، هادی (۱۳۹۳). "اثر رشد اقتصادی، تجارت و توسعه مالی بر کیفیت محیط زیست در ایران (براساس شاخص ترکیبی)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۵، ۷۶-۶۱.

مزینی، امیرحسین و مرادحاصل، نیلوفر (۱۳۹۳). "بررسی اثر فعالیت‌های غیررسمی اقتصادی بر آلودگی هوا (برآورد منحنی زیست محیطی کوزنتس)". *فصلنامه علمی پژوهشی مجله علوم و تکنولوژی محیط زیست*، دوره ۱۶، شماره ۳، ۷۴-۶۳.

نصراللهی، زهرا و طالعی اردکانی، سمانه (۱۳۹۱). "تخمین اقتصاد سایه‌ای و بررسی اثرات آن روی آلودگی هوا مطالعه موردی: اقتصاد ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، دوره ۱۲، شماره ۴، ۵۴-۲۷.

Asiki, A. A. (2012). "Economic Growth and its Impact on Environment: A Panel Data Analysis". *Journal of Ecological Indicators*, 24, 324-333.

Baksi, S. & Bose, P. (2010). "Environmental Regulation in the Presence of an Informal Sector". Working Paper Number: 2010-03, *Department of Economics, the University of Winnipeg*.

Biller, D. (1994). "Informal Gold Mining and Mercury Pollution in Brazil". *Policy Research Working Paper* 1304, The World Bank, Washington, D.C.

Biswas, A., Farzanegan, M. R. & Thum, M. (2012). "Pollution, Shadow Economy and Corruption: Theory and Evidence". *Journal of Ecological Economics*, 75, 114-125.

Blackman, A. & Bannister, G. (1998). "Community Pressure and Clean Technology in the Informal Sector: an Econometric Analysis of The Adoption of Propane by Traditional Mexican Brick Makers". *Journal of Environmental Economics and Management*, 35, 1–21.

Blackman, A. (2000). "Informal Sector Pollution Control: What Policy Options Do We Have?". *World Development*, 28, 2067–2082.

Bohringer, C. & Jochem, P. E. P. (2007). "Measuring the Immeasurable– A Survey of Sustainability Indices". *Journal of Ecological Economics*, 63, 1–8.

Borghesi, S. & Vercelli, A. (2003). "Sustainable Globalization". *Ecological Economics*. 44(1), 77–89.

Boulatoff, C. & Jenkins, M. (2010). "Long-Term Nexus between Openness, Income and Environmental Quality". *Journal of International Advances in Economic Research*, 16(4), 410–418.

CES. (2000). "Index of Sustainable and

Economic Welfare". *United Nations Economics Commission for Europe.*

Chaudhuri, S. & Mukhopadhyay, U. (2006). "Pollution and Informal Sector: A Theoretical Analysis". *Journal of Economic Integration*, 21, 363–378.

Costantini, V. & Monni, S. (2007). "Environment, Human Development and Economic Growth". Journal of Ecological Economics, 64(4), 867–880.

Farzanegan, M. R. (2010). "The Effects of The Shadow Economy on The Environment: An Empirical Investigation". F*ourth World Congress of Environmental and Resource Economists,* Montreal, Canada.

Feige, E. L. (1994). "The Underground Economy and the Currency Enigma". *Public Finance,* 49, 119–136.

Ferreira, S., Hamilton, K. & Vincent, J. R. (2008). "Comprehensive Wealth and Future Consumption: Accounting for Population Growth". *Journal of World Bank Economic Review,* 22(2), 233–248.

Gnegne, Y. (2009). "Adjusted Net Saving and Welfare Change". *Journal of Ecological Economics,* 68(4), 1127–1139.

Goodland, R. (1995). "The Concept of Environmental Sustainability". *Journal of Annual Review of Ecology and Systematics*, 26, 1–24.

Greene, W. H. (2008). "Econometric Analysis", 6th Edition, Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Hamilton K. & Clemens, M. (1999). "Genuine Savings Rates in Developing Countries". *Journal of World Bank Economic Review*, 13(2), 333–356.

Moldan, B., Janouskova, S. & Hak, T. (2011). "How to Understand and Measure Environmental Sustainability: Indicators and Targets". *Ecological Indicators*, http://dx.doi.org/10.1016/j.ecolind.2011.04.033, 112-124.

Muradian, R. & Martinez-Alier, J. (2001). "Trade and The Environment: From A Southern's Perspective". *Journal of Ecological Economics*, 36(2), 281–297.

Özler, S. I. & Obach, B. K. (2009). "Capitalism, State Economic Policy and Ecological Foot-Print". *Journal of Global Environmental Politics*, 9(1), 79–108.

Schneider, F. (1994). "Measuring the Size and Development of the Shadow Economy. Can the Causes be Found and the Obstacles be Overcome? In: Brandstaetter, H., Güth, W. (Eds.)", Chapter 10 of Essays on Economic Psychology, 193–212.

Schneider, F. (2002). "Size and Measurement of the Informal Economy in 110 Countries Around the World". *Workshop of Australian National Tax Centre.*

Schneider, F., Buehn, A. & Montenegro, C.E. (2010). "Shadow Economies all Over the World: New Estimates for 162 Countries from 1999 to 2007". *World Bank Policy Research Working Paper* No.5356, Washington D.C.

Singh, R. K., Murty, H. R., Gupta, S.K. & Dikshit, A. K. (2012). "An Overview of Sustainability Assessment Methodologies". *Journal of Ecological Indicators*, 15, 281–299.

Spangenberg, J. H. (2007). "Biodiversity Pressure and the Driving Forces Behind". *Journal of Ecological Economics*, 61, 146–158.

UN, (1993). "Integrated Environmental and Economic Accounting". Series F No. 61,New York.

WEF. (2001). "Environmental Sustainability Index". http://www.ciesin org/indicators/ ESI/ index.html.

Wilson, J., Tyedmers, P. & Pelot, R. (2007). "Contrasting and Comparing Sustainable Development Indicator Metrics". *Journal of Ecological Indicators*, 7, 299–314.

Wackernagel, M., Onisto, L., Bello, P., Linares, A. C., Falfan, I. S. L., Garcia, J. M., Guerrero, A. I. S. & Guerrero, M.G.S. (1999). "National Natural Capital Accounting with the Ecological Footprint Concept". *Journal of Ecological Economics*, 29(3), 375–390.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و چهارم، پاییز ۱۳۹۵ (۱۳۲ـ ۱۱۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 24, September 2016 (119-132)

آیا تعامل میان فساد و آزادسازی مالی بر رشد اقتصادی تأثیرگذار است؟ شواهدی از کشورهای صادر کننده نفت (OPEC)

ابراهیم انواری[۱]، احمد صلاح منش[۲]، مجید شیخ انصاری[۳]، *مهوش مرادی[٤]

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز
۳. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه یزد
۴. دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز

(دریافت: ۱۳۹٤/۱۰/۲۰ پذیرش: ۱۳۹٤/۱۲/۳)

Do the Interactions between Corruption and Financial Liberalization Affect Economic Growth? Evidence from OPEC

Ebrahim Anvari[1], Ahmad Salahmanesh[2], Majid Sheikh Ansari[3], *Mahvash Moradi[4]

1. Assistant Professor of Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran
2. Assistant Professor of Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran
3. M.A. in Economics, Yazd University, Yazd, Iran
4. Ph.D. Student in Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran

(Received: 10/Jan./2016 **Accepted:** 22/Feb./2016)

چکیده:

بررسی اثر فساد دولتی و آزادسازی حساب مالی بر رشد اقتصادی یکی از موضوعات اصلی در مطالعات اخیر اقتصادی است. اما بررسی تأثیر همزمان این دو پدیده بر رشد کشورها مقوله‌ای بوده که از نگاه محققان پنهان مانده است. این پژوهش به صورت تجربی و تئوری به بررسی این مسئله می‌پردازد که چگونه اثر منفی فساد دولتی توسط آزادسازی مالی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. مدل تئوری نشان از آن دارد که در صورت آزادسازی حساب مالی، کشورهای با فساد بیشتر نرخ‌های مالیات بالاتری را وضع می‌کنند، بنابراین، اثر منفی فساد دولتی بر رشد اقتصادی در این کشورها تشدید می‌شود. در مدل تجربی، کشورهای عضو سازمان کشورهای صادرکننده نفت در دوره ۲۰۱۳-۱۹۹۰ مورد بررسی قرار گرفته‌اند. نتایج حاصل از مدل گشتاورهای تعمیم یافته نشان از آن دارد که تعامل میان آزادسازی مالی و فساد دولتی منفی است و بیانگر این حقیقت است که بخشی از اثر آزادسازی مالی بر رشد اقتصادی با افزایش نرخ فساد کاهش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، فساد دولتی، آزادسازی مالی.
طبقه‌بندی JEL: F43، O43، O40.

Abstract:

Investigating the effect of government corruption and financial liberalization on economic growth is a fundamental issue in recent economic literature. However, considering these two phenomena simultaneously have been ignored by researchers. This paper, empirically and theoretically, studies how negative effect of corruption can be affected by financial liberalization. The results show that, by liberalizing financial account, high corrupt countries levy more taxes and therefore the negative effect of corruption on economic growth intensified. In empirical model, we include OPEC countries for the duration of 1990-2013. Estimation results by GMM method show that the negative signs of the interaction between financial liberalization and corruption imply that the partial impact of financial openness on economic growth decreases as the degree of corruption increases..

Keywords: Economic Growth, Government Corruption, Financial Liberalization.
JEL: F43, O43, O40.

* **نویسنده مسئول:** مهوش مرادی
E-mail: moradi.mahvash67@gmail.com

*Corresponding Author: Mahvash Moradi

۱- مقدمه

بسیاری از اقتصاددانان بر اهمیت بررسی اثرات فساد دولتی بر رشد و توسعه اقتصادی هم از بعد تئوری و هم از بعد تجربی تأکید کرده‌اند (برای مثال اریچ و لو[1] ۱۹۹۹؛ مائورو[2] ۱۹۹۵؛ ۲۰۰۲، مو[3] ۲۰۰۱؛ گلاسر و ساکز[4] ۲۰۰۶؛ وال و ایبن[5] ۲۰۱۱). دولت‌های فاسد از طریق دریافت رشوه از بنگاه‌های خصوصی قراردادهایی را به این بنگاه‌ها اعطا می‌کنند که باعث اتلاف منابع ملی می‌شوند، همچنین با دریافت مالیات‌های جمع‌آوری شده و عدم به‌کارگیری این مالیات‌ها در راستای رفاه جمعی زمینه‌های شکل‌گیری توسعه نیافتگی را فراهم می‌آورند (ویل[6]، ۲۰۰۸: ۴). طبق گزارش بانک جهانی (۱۹۹۷، ۲۰۰۱) اقتصادهای جهان در سال هزینه فسادی بیش از یک تریلیون دلار را متحمل می‌شوند. همچنین، بر طبق نظر نورث[7] (۱۹۹۰: ۷) نهادهای کارآمد که در تأمین حقوق مالکیت به طور موفق عمل می‌کنند، باعث ترغیب سرمایه‌گذاری می‌شوند و برای رشد و توسعه اقتصادی ضروری هستند. کشورهای دارای نهادهای ضعیف در نهادینه کردن قوانین کارآمد نیستند و حقوق مالکیت در این کشورها حفظ نمی‌شود. بنابراین، بنگاه‌های اقتصادی فاقد انگیزه سرمایه‌گذاری و نوآوری می‌شوند زیرا در این کشورها بازدهی سرمایه‌گذاری به یغما برده می‌شود. پژوهشگرانی همچون ناک و کیفر[8] (۱۹۹۵: ۲۰۷) و اصم‌اغلو و همکاران (۲۰۰۱، ۲۰۰۲) نتایجی مشابه با مطالعه نورث به دست آورده‌اند. فساد دولتی و نهادهای ضعیف در اغلب موارد وابسته هستند. در کشورهایی که سیستم اجرای قانون ضعیف است، فساد دولتی رایج است زیرا مقامات دولتی فاسد توسط قانون مجازات نمی‌شوند و سیستم قضایی ضعیف می‌باشد. فساد دولتی خود باعث ایجاد نهادهای ناکارا و ضعیف می‌شود زیرا مقامات دولتی فاسد، انگیزه‌ای قوی برای ایجاد و حفظ سیستم قانونی با کیفیت پایین را دارند و منافع حاصل از فساد بیشتر از دستمزد مقامات دولتی است (بکر و استیگلر[9]، ۱۹۷۴: ۱۴، یحیی زاده فر و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۵).

اثر آزادسازی مالی بر رشد اقتصادی توسط پژوهشگران بسیاری مورد مطالعه قرار گرفته است (برای مثال کوئین[10] ۱۹۹۷؛ رودریک[11] ۱۹۹۸؛ کوئین و تویودا[12] ۲۰۰۸). با توجه به مدل‌های رشد نئوکلاسیک، برای همه کشورهای شرکت کننده در بازار مالی بین‌المللی، آزادسازی مالی باعث گسترش مزایای اقتصادی می‌شود به طوری که کشورهای غنی موقعیت‌های سرمایه‌گذاری مناسبی را در کشورهای فقیر به وجود می‌آورند و در مقابل کشورهای فقیر که تولید نهایی سرمایه بزرگ‌تری نسبت به کشورهای غنی دارند، سرمایه‌های کمیاب از کشورهای غنی به دست می‌آورند (حکمتی فرید و همکاران، ۱۳۹۴: ۹۷). اما این مسئله که آیا آزادسازی برای همه کشورها مفید است در هاله‌ای از ابهام قرار دارد زیرا نتایج این مطالعات گمراه کننده است. همچنین، این مسئله که آیا آزادسازی برای کشورهای با نهادهای قوی مفید است نیز بدون پاسخ باقی مانده است. در حالی که نتایج حاصل از مطالعات کاری[13] (۱۹۹۸)، بکرت و همکاران[14] (۲۰۰۵) و کوئین و تویودا (۲۰۰۸) نشان از آن دارد که آزادسازی حساب سرمایه حتی در کشورهای با نهادهای کارآمد هیچ اثر مثبتی بر رشد اقتصادی ندارد، دورهام[15] (۲۰۰۴) و کلین[16] (۲۰۰۵) وجود اثر مثبت را تأیید نموده‌اند، اگرچه نتایج بسته به دوره و نمونه مورد مطالعه متفاوت بوده است.

این مقاله با تمرکز بر اثر فساد دولتی بر رشد اقتصادی، به دنبال پاسخ به این پرسش است که آیا آزادسازی حساب سرمایه برای کشورهای با نهاد کارآمد مفید است؟ این پژوهش با دو رویکرد مجزا به موضوع نگریسته است. یکی از دیدگاه نظری که با تشکیل یک مدل دو کشوری سعی در کشف اتفاقی دارد که در صورت آزادسازی مالی در کشوری با ساختار فاسد رخ می‌دهد. دوم از منظر تجربی که با به کارگیری یک مدل گشتاور تعمیم یافته این موضوع را برای کشورهای نفتی مورد بررسی قرار می‌دهد. بخش تئوریک این مقاله بر پایه پژوهش تورنل و ولاسکو[17] (۱۹۹۲: ۱۲۲۵) می‌باشد، که نشان داده‌اند نهادهای برتر و کارآمد ترویج جریان سرمایه و رشد اقتصادی را ارتقاء می‌دهند. در حالی که مقاله آنها صراحتاً به نقش نهادهای یک کشور در بررسی رابطه بین جهانی شدن و رشد اقتصادی اشاره می‌کند، بر اهمیت فساد دولتی تأکید

1. Ehrlich & Lui (1999)
2. Mauro (1995)
3. Mo (2001)
4. Glaeser & Saks (2006)
5. De Vaal & Ebben (2011)
6. Weil (2008)
7. North (1990)
8. Knack & Keefer (1995)
9. Becker & Stigler (1974)
10. Quinn (1997)
11. Rodrik (1998)
12. Quinn & Toyoda (2008)
13. Kraay (1998)
14. Bekaert et al. (2005)
15. Durham (2004)
16. Klein (2005)
17. Tornell & Velasco (1992)

نکرده‌اند. در این پژوهش پیرو مطالعه مائورو (۲۰۰۲) و وال و ایبن (۲۰۱۱) متغیر فساد به مدل اضافه می‌شود. البته برخلاف این دو مطالعه یک مدل دو کشوری مورد مطالعه قرار می‌گیرد که درجه فساد متفاوتی دارند. ساماندهی مقاله بدین ترتیب است که در قسمت دوم، به پیشینه تحقیق اشاره می‌شود. در بخش سوم مبانی نظری بحث شده است. نتایج اقتصادسنجی در بخش چهارم ارائه می‌شود، بخش پنجم به جمع‌بندی اختصاص دارد.

۲- مطالعات پیشین

از آنجایی که در پژوهش‌های داخلی صورت گرفته با موضوع مطالعه حاضر به صورت همزمان اثر فساد و آزادسازی بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار نگرفته است، می‌توان مطالعات پیشین را به دو بخش تقسیم کرد. مطالعاتی که اثر آزادسازی بر رشد اقتصادی را موضوع پژوهش خود قرار داده‌اند و از دیدگاه‌های متفاوتی به این مسئله پرداخته‌اند. ابریشمی و همکاران اثر آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی را بی‌اهمیت یا بسیار ناچیز توصیف کرده‌اند (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۶: ۱۰۳ و ۱۳۸۸: ۴۴). رحیمی بروجردی به این نتیجه دست یافته است که اگرچه به طور کلی اثر باز بودن اقتصادی بر رشد اقتصادی مثبت است اما این اثر در کشورهایی که با فشارهایی در سیاست‌های داخلی همراه‌اند بی‌اهمیت می‌باشد (رحیمی بروجردی، ۱۳۸۴: ۶۲). مهرآرا و رضایی اثر آزادسازی تجاری را منوط به محیط نهادی کشورها می‌دانند و تصریح می‌کنند همان طور که در کشورهای با محیط نهادی بی‌کیفیت اثر آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی منفی است، در کشورهای با محیط نهادی باکیفیت این اثر مثبت است (مهرآرا و رضایی، ۱۳۸۹: ۲۵). از سوی دیگر گرجی و علی پوریان؛ یوسفی و مبارک؛ طیبی و همکاران و جعفری صمیمی و همکاران همگی با روش‌های متفاوت به این نتیجه دست یافته‌اند که اثر آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار است (گرجی و علی پوریان، ۱۳۸۵: ۱۹۱؛ یوسفی و مبارک، ۱۳۸۷: ۱۵؛ طیبی و همکاران ۱۳۸۸: ۶۳ و جعفری صمیمی و همکاران ۱۳۸۸: ۱۶).

بخش دوم پژوهش‌های پیشین مورد مطالعه به بررسی اثر فساد بر رشد اقتصادی می‌پردازد. برومندجزی اثر فساد بر رشد اقتصادی را منفی و معنادار برآورد می‌کند (برومندجزی، ۱۳۸۷: ۱۰۸). صباحی و ملک الساداتی به این نتیجه دست یافته‌اند که سیاست‌های کنترل فساد در کشورهای پردرآمد با رشد اقتصادی ارتباط مثبت و معناداری دارند اگرچه همین ارتباط در مورد کشورهای کم درآمد منفی و معنادار است (صباحی و ملک الساداتی، ۱۳۸۸: ۱۳۲). در پژوهش دیگری که فساد اقتصادی را به دانش بنیانی مربوط می‌کند، دل‌انگیزان و همکاران تأکید می‌کنند که در اقتصادهای با سطح دانش‌بنیانی بالا، کنترل فساد آثار مثبتی بر جای می‌گذارد در حالی که در اقتصادهای با سطح دانش بنیانی متوسط و پایین، کنترل فساد باعث کاهش رشد اقتصادی می‌گردد (دل‌انگیزان و همکاران، ۱۳۹۳: ۸۸). همچنین، جعفری صمیمی و همکاران در پژوهشی متفاوت به این نتیجه دست یافته‌اند که درجه باز بودن اقتصاد بر کاهش فساد اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری دارد و هرچه اندازه دولت کوچک‌تر باشد فساد اقتصادی کمتر است (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۱۴).

مطالعات خارجی بسیاری در زمینه مقاله حاضر صورت گرفته است که از دیدگاه‌های گوناگون به موضوع مورد بحث پرداخته‌اند. به عنوان نمونه برخی از پژوهشگران معتقدند تضاد نیروهای مختلف مانند کاهش هزینه‌های تعرفه‌ای و افزایش هزینه دستمزدها (ماندال و مارجیت[1]، ۲۰۱۳: ۷۴۳)، افزایش مطلوبیت نهایی فساد همزمان با افزایش هزینه آن توسط فعالیت‌های بازدارنده بین‌المللی (باکسی و همکاران[2]، ۲۰۰۹: ۲۲۰) و کاهش اندازه بخش غیر قانونی در اثر کاهش نرخ بهره و افزایش اندازه آن در اثر آزادسازی تجاری (مارجیت و همکاران[3]، ۲۰۰۷: ۷۸۰) می‌تواند اثر نامشخصی بر نتیجه آزادسازی در کشورهای در حال توسعه داشته باشد. همچنین تاوار[4] اصلاحات همزمان و سریع در نهادهای اقتصادی و سیاسی را موجب کاهش فساد و ایجاد وقفه بین اصلاح نهادهای اقتصادی و سیاسی را موجب افزایش فساد در اثر آزادسازی تجاری می‌داند (تاوار، ۲۰۰۷: ۱۰۶۲).

از سوی دیگر، بسیاری از پژوهشگران نتیجه آزادسازی تجاری بر رشد و توسعه را منوط به شرایط و نهادهای اقتصادی کشورها می‌دانند. بلک برن و فورگس[5] آزادسازی را برای کشوری با حکومت و نهادهای ناسالم مضر دانسته و معتقدند به افزایش فساد و فقر منجر می‌شود (بلک برن و فورگس، ۲۰۱۰: ۱۳۳۰). کانیدا و همکاران تأکید می‌کنند که در کشورهای با درجه فساد بالا به دلیل نرخ‌های بالاتر مالیات، آزادسازی منجر

1. Mandal & Marjit (2013)
2. Baksi et al. (2009)
3. Marjit et al. (2007)
4. Tavares (2007)
5. Blackburn & Forgues-Puccio (2010)

به افزایش اثرات منفی فساد می‌گردد (کانیدا و همکاران، ۲۰۱۴: ۸۹). ابسفلد به این نتیجه دست می‌یابد که کشورهای در حال توسعه به منظور بهره‌مندی از منافع آزادسازی نیازمند نهادهای کنترل‌کننده قدرت و آزادسازی پتانسیل‌های تولیدی می‌باشند (ابسفلد[1]، ۲۰۰۹: ۷۵). همچنین فراتچر و بوشیر[2] با مدنظر قرار دادن افق زمانی بر این نکته تأکید می‌کنند که اگرچه منافع آزادسازی تجاری ممکن است خود را فوراً نشان دهد، اما استمرار این روند در میان‌مدت و بلندمدت نیازمند نهادهای با کیفیت داخلی و ترتیبات فرایند آزادسازی می‌باشد (فراتچر و بوشیر، ۲۰۰۸: ۸۰).

۳- مبانی نظری

هر اقتصادی شامل دولت، بنگاه با عمر بی‌نهایت و نسل‌های تداخلی است. هر فردی در هر نسلی برای دو دوره زندگی می‌کند، یعنی در هر دوره‌ای افراد جوان و پیر وجود دارند و زمان گسسته است (از ۰ تا ∞). هر فردی که در زمان t به دنیا می‌آید مطلوبیت را منحصراً از مصرف در دوره دوم c_{t+1} به دست می‌آورد. به دلیل عدم وجود نااطمینانی در اقتصاد، می‌توان فرض کرد مطلوبیت تابعی خطی از مصرف در دوره دوم است، $u(c_{t+1}) = c_{t+1}$. جمعیت هر نسل در طول زمان ثابت است. زمان حوادث از t تا t+1 به صورت زیر است (کانیدا و همکاران، ۲۰۱۱: ۶):

- افراد در ابتدای دوره t به دنیا می‌آیند.
- تولید در زمان t رخ می‌دهد و افراد دستمزدها را پس‌انداز می‌کنند. دولت از بنگاه‌ها مالیات جمع‌آوری می‌کند.
- افراد بین پس‌انداز، قرض دادن و قرض گرفتن تصمیم می‌گیرند.
- در پایان دوره t دولت در مورد فساد تصمیم می‌گیرد و نرخ مالیات بر تولید بنگاه‌ها برای زمان t+1 تعیین می‌شود.
- تولید در زمان t+1 رخ می‌دهد و دولت مالیات‌های اعمال شده را از بنگاه‌ها جمع‌آوری می‌کند. افراد بازدهی مربوط به سرمایه و آنچه را که قرض داده‌اند به دست می‌آورند و اگر در زمان t قرض گرفته باشند تعهدات خود را بازپرداخت می‌کنند. افراد همه درآمد خود را مصرف می‌کنند.

متغیرهای انتخابی دولت اختلاس از بودجه عمومی و نرخ مالیات بر شرکت‌ها است. فرض می‌شود نسبت مشخصی از افراد خصوصی با دولت ارتباط نزدیک دارند و از طریق سوءاستفاده از بودجه عمومی اختلاس می‌کنند. در این حالت، دولت ذینفع است زیرا تصمیمات دولت بر اساس افرادی است که با دولت تبانی کرده‌اند. بدون وجود تبانی، دولت مالیات شرکت‌ها را بر اساس حداکثر کردن مصرف سرانه انتخاب می‌کند. به دلیل اینکه تصمیمات دولت در راستای جمع‌آوری مالیات در انتهای دوره t می‌باشد، عاملان قدیمی در زمان t و عاملان جدید در زمان t+1 در فرایند سیاسی تصمیم‌گیری که در زمان t+1 رخ می‌دهد شرکت می‌کنند. دولت در اجرای سیاست‌های خود در زمان t+1 به تصمیمات خود که در پایان t اتخاذ کرده متعهد است.

در این اقتصاد، سه نوع سرمایه وجود دارد. اول، سرمایه حقیقی است که توسط افراد در اقتصاد عرضه می‌شود. سرمایه حقیقی در واقع ترکیب سرمایه فیزیکی و انسانی است و قابل مبادله بین کشورها نیست. دوم، سرمایه عمومی است که توسط دولت عرضه می‌شود. سرمایه عمومی زیرساخت‌های یک اقتصاد را تشکیل می‌دهد، و تولیدات نهایی یک اقتصاد را به طور مثبت تحت تأثیر قرار می‌دهد. هر دو سرمایه (حقیقی و عمومی) طی یک دوره مستهلک می‌شوند. سومین سرمایه، سرمایه مالی است که برای قرض دادن و قرض گرفتن در سیستم مالی به کار می‌رود. اگر کشورها به طور بین‌المللی یکپارچه باشند، سرمایه مالی در بازارهای مالی بین‌المللی مبادله می‌شود.

۳-۱- بخش تولید

کالاهای نهایی تابعی از سرمایه حقیقی و نیروی کار هستند اما با پیروی از مطالعه بارو[3] (۱۹۹۰: ۱۱۵) سرمایه عمومی را وارد تابع تولید می‌کنیم. تابع تولید به فرم کاب داگلاس به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_t = AZ_t^{\alpha}[(1-\theta_t)g_t L_t]^{1-\alpha}$$

که Y محصول، L نیروی کار، Z سرمایه حقیقی کل، A تکنولوژی، g مخارج عمومی است. به دلیل اینکه نشت هزینه‌های عمومی به علّت فساد دولتی به وجود می‌آید، سرمایه عمومی از مخارج عمومی ساخته می‌شود. سرمایه عمومی توسط $(1-\theta)g$ $(0<\theta<1)$ نشان داده می‌شود و θ_g اتلاف از منظر بخش تولید است. منابع اتلاف شده توسط افرادی که با دولت در تبانی هستند مورد اختلاس قرار می‌گیرد.

1. Obstfeld (2009)
2. Fratzscher & Bussiere (2008)
3. Barro (1990)

به عبارت دیگر، θ اختلاس از بودجه عمومی است، که توسط تصمیمات جمعی دولت تعیین می‌شود.

دولت بر تولید نهایی مالیات وضع می‌کند و بنگاه سود خالص خود را با این فرض که رفتار دولت ثابت است حداکثر می‌کند،

$$(1-\tau_t)Y_t - w_t L_t - q_t Z_t$$

که τ نرخ مالیات روی تولید نهایی، w نرخ دستمزد، و q قیمت سرمایه حقیقی است. در این حالت، بنگاه و دولت در یک بازی اشتاکلبرگ قرار می‌گیرند که دولت رهبر و بنگاه پیرو است. با توجه به نرخ سوء استفاده از بودجه عمومی، θ، و نرخ مالیات، τ، قیمت عوامل تولید در بازار رقابتی برابر:

$$q_t = \alpha(1-\tau_t)\frac{Y_t}{Z_t} \quad (۱)$$

$$w_t = (1-\alpha)(1-\tau_t)\frac{Y_t}{L_t} \quad (۲)$$

۳-۲- اشخاص

هر شخصی با محدودیت بودجه‌ای به صورت زیر در دوره اول و دوم مواجه است،

$$k_t + d_t \le w_t \quad (۳)$$

و

$$c_{t+1} \le q_{t+1}\emptyset k_t + r_{t+1}d_t \quad (۴)$$

که k سرمایه‌گذاری در پروژه است. زمانی که d مثبت است قرض دادن وجود دارد و زمانی که منفی است قرض گرفتن وجود دارد. اگر شخصی وقتی جوان است یک پروژه سرمایه‌گذاری را شروع کند، سپس سرمایه حقیقی $\emptyset k$ را در دوره دوم به دست می‌آورد که با قیمت q به بنگاه فروخته می‌شود، و ∅ بهره‌وری تولید سرمایه حقیقی است. اگر شخص سرمایه مالی را در دوره اول قرض دهد، در دوره دوم بازدهی ناخالص،r، را دریافت می‌کند و اگر در دوره اول سرمایه مالی را قرض بگیرد، در دوره دوم نرخ بهره ناخالص، r، را پرداخت می‌کند.

به علّت مشکل اعتباری، سرمایه‌گذاران با محدودیت استقراض روبه‌رو هستند. محدودیت اعتباری هر شخصی به صورت زیر است (آگیون و همکاران[1]، ۲۰۰۵: ۲۰۰)،

$$d_t \ge -v w_t \quad (۵)$$

که $v \in [0,\infty)$ درجه محدودیت اعتباری و w پیش پرداخت برای پروژه سرمایه‌گذاری است. افراد می‌توانند سرمایه مالی را v بار تا سقف w وام بگیرند. محدودیت پروژه سرمایه‌گذاری به صورت زیر است:

$$k_t \ge 0 \quad (۶)$$

ناهمگنی افراد با توجه به بهره‌وری سرمایه حقیقی سنجیده می‌شود. بهره‌وری ∅ بین افراد مختلف متفاوت است و در بازه [۰، ۱] قرار دارد.

هر فردی c_{t+1} را با توجه به معادلات ۳-۶ حداکثر می‌کند. مسئله حداکثرسازی به صورت زیر است:

$$\max_{d_t}(r_{t+1} - \emptyset q_{t+1})d_t$$

با توجه به قید

$$-\frac{\mu}{1-\mu}w_t \le d_t \le w_t$$

که $\mu = \frac{v}{1+v}$. زمانی که $r_{t+1} - \emptyset q_{t+1} > 0$، برای فرد بهینه است که $d_t = w_t$ و $k_t = 0$ را انتخاب کند. اما زمانی که $r_{t+1} - \emptyset q_{t+1} < 0$، برای فرد بهینه است که $d_t = -\frac{\mu w_t}{1-\mu}$ و $k_t = \frac{w_t}{1-\mu}$ را انتخاب کند.

قضیه ۱: فرض کنیم $\emptyset_t = \frac{r_{t+1}}{q_{t+1}}$، داریم،

- اگر $\emptyset_t > \emptyset$، سپس $k_t = 0$ و $d_t = w_t$
- اگر $\emptyset_t < \emptyset$، سپس $k_t = \frac{w_t}{1-\mu}$ و $d_t = -\frac{\mu w_t}{1-\mu}$

۳-۳- دولت

دولت به دنبال بودجه متعادل است و توسط معادله زیر ارائه می‌شود:

$$g_{t+1}L_{t+1} = \tau_{t+1}Y_{t+1}$$

با استفاده از این معادله، تابع تولید را به صورت زیر بازنویسی می‌کنیم:

$$Y_{t+1} = A^{\frac{1}{\alpha}}(1-\theta_{t+1})^{(1-\alpha)/\alpha}\tau_{t+1}^{(1-\alpha)/\alpha}Z_{t+1} \quad (۷)$$

سپس قیمت سرمایه و دستمزدها به صورت زیر است:

$$q_{t+1} = \alpha A^{1/\alpha}(1-\tau_{t+1})(1-\theta_{t+1})^{(1-\alpha)/\alpha}\tau_{t+1}^{(1-\alpha)/\alpha} \quad (۸)$$

$$w_{t+1} = (1-\alpha)A^{1/\alpha}(1-\tau_{t+1})(1-\theta_{t+1})^{(1-\alpha)/\alpha}\tau_{t+1}^{(1-\alpha)/\alpha}z_{t+1} \quad (۹)$$

که $z_{t+1} := Z_{t+1} / L_{t+1}$

سرمایه حقیقی کل که توسط سرمایه‌گذاران عرضه می‌شود به صورت زیر است:

$$Z_{t+1} = \int_{\emptyset_t}^{1} \emptyset\, k_t L_t\, d\emptyset = \frac{w_t(1-\emptyset_t^2)}{2(1-\mu)}L_t \quad (۱۰)$$

1. Aghion et al. (2005)

با توجه به $L_{t+1} = L_t$ و معادلات ۹ و ۱۰ سرمایه حقیقی برابر:

$$z_{t+1} = \frac{(1-\tau_t)\tau_t^{(1-\alpha)/\alpha}(1-\alpha)A^{1/\alpha}(1-\theta_t)^{(1-\alpha)/\alpha}(1-\theta_t^2)}{2(1-\mu)} z_t \quad (۱۱)$$

پویایی سرمایه حقیقی به علّت نرخ مالیات، اختلاس از بودجه عمومی، درجه محدودیت اعتباری و تعداد پس‌اندازکنندگان (وام گیرندگان) است.

فرض می‌شود نسبتی از جمعیت کل، γ، در هر نسلی در یک فرایند سیاسی شرکت می‌کنند و از بودجه عمومی سوء استفاده می‌کنند. تصمیمات جمعی در مورد نرخ مالیات (τ_{t+1}) و درجه فساد سیاسی (θ_{t+1}) توسط عواملی که در دوره t متولد می‌شوند و با دولت تبانی دارند تعیین می‌شود. میانگین هندسی مصرف سرانه و اختلاس بودجه عمومی را به صورت زیر حداکثر می‌کنند:

$$\max_{\tau_{t+1},\ \theta_{t+1}} c_{t+1}^{-1-\beta} b_{t+1}^{\beta}$$

که $\bar{c}$ مصرف سرانه و b اختلاس سرانه‌ای است که توسط عاملانی که با دولت تبانی دارند دریافت می‌شود. β درجه فساد سیاسی است. به این دلیل که دولت در مدل اشتاکلبرگ رهبر است، مسئله حداکثرسازی را با وارد کردن شرط مرتبه اول بنگاه‌ها، یعنی معادلات ۸ و ۹ حل می‌کند. مصرف افرادی با $\emptyset < \emptyset_t$ توسط $c_{t+1} = \emptyset_t q_{t+1} w_t$ نشان داده می‌شود و مصرف افرادی با $\emptyset > \emptyset_{t+1}$ توسط $c_{t+1} = \frac{1}{1-\mu}(\emptyset - \mu\emptyset_t) q_{t+1} w_t$ نشان داده می‌شود. بنابراین،

$$\frac{\bar{c}_{t+1}}{q_{t+1} w_t} = \emptyset_t \int_0^{\emptyset_t} d\emptyset + \frac{1}{1-\mu}\int_{\emptyset_t}^{1}(\emptyset - \mu\emptyset_t)d\emptyset = \frac{1}{2(1-\mu)}(\emptyset_t^2 - 2\mu\emptyset_t + 1) \quad (۱۲)$$

با توجه به معادلات ۷ و ۱۰:

$$Y_{t+1} = A^{1/\alpha}(1-\theta_{t+1})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \tau_{t+1}^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} (1-\emptyset_t^2) w_t L_t /(2(1-\mu))$$

بنابراین، اختلاس سرانه از بودجه عمومی، $b_{t+1} = \theta_{t+1} g_{t+1}/\gamma$، به صورت زیر است:

$$b_{t+1} = \frac{\theta_{t+1}\tau_{t+1} Y_{t+1}}{\gamma L_t} = A^{1/\alpha}\theta_{t+1}(1-\theta_{t+1})^{(1-\alpha)/\alpha} \tau_{t+1}^{1/\alpha} \frac{(1-\emptyset_t^2) w_t}{2(1-\mu)\gamma}$$

متغیرهای انتخابی تصمیمات جمعی τ_{t+1} و θ_{t+1} و q_{t+1} هستند، بنابراین مسئله حداکثرسازی دولت به دو مسئله حداکثرسازی تبدیل می‌شود:

$$\max_{\tau_{t+1}} (1-\tau_{t+1})^{1-\beta} \tau_{t+1}^{\frac{(1-\alpha)(1-\beta)+\beta}{\alpha}}$$

$$\max_{\theta_{t+1}} (1-\theta_{t+1})^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \tau_{t+1}^{\beta}$$

راه حل این مسائل عبارتند از:

$$\tau^* = (1-\alpha)(1-\beta) + \beta$$

و

$$\theta^* = \frac{\alpha\beta}{(1-\alpha)(1-\beta)+\beta}$$

با توجه به این دو راه‌حل نرخ مالیات و سهم اختلاس بودجه عمومی تابعی افزایشی از درجه فساد سیاسی هستند. اگر انگیزه فساد وجود نداشته باشد، $\beta = 0$ و نرخ مالیات برابر $1-\alpha$ می‌باشد.

به دلیل اینکه $(1-\theta^*)\tau^* = 1-\alpha$، قیمت سرمایه و نرخ دستمزد برابر می‌شود با:

$$\bar{q} = \alpha A^{1/\alpha}(1-\alpha)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}(1-\tau^*) \quad (۱۳)$$

$$\bar{w}_t := (1-\alpha)^{\frac{1}{\alpha}} A^{1/\alpha} z_t (1-\tau^*) \quad (۱۴)$$

اگر نرخ رشد یک اقتصاد برابر با $\Gamma_{t+1} = \frac{z_{t+1}}{z_t}$ باشد، داریم:

$$\Gamma_{t+1} = \frac{(1-\tau^*)(1-\alpha)^{1/\alpha}A^{1/\alpha}(1-\emptyset_t^2)}{2(1-\mu)} \quad (۱۵)$$

۳-۴- نرخ‌های رشد تعادلی

نرخ رشد تعادلی از معادله ۱۵ مشتق می‌شود. در ادامه بحث نرخ رشد تعادلی در دو اقتصاد باز و بسته مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳-۵- مدل با اقتصاد بسته

در یک اقتصاد بسته، بازار مالی در درون آن کشور تسویه می‌شود. با توجه به قضیه ۱، شرط تسویه بازار مالی برابر است با:

$$w_t\emptyset_t - \frac{\mu w_t}{1-\mu}(1-\emptyset_t) = 0$$

یا به طور هم ارز،

$$\emptyset_t = \mu \quad (۱۶)$$

در این حالت، نرخ رشد تعادلی یک اقتصاد بسته برابر است با:

$$\Gamma_{t+1} = \frac{(1-\tau^*)(1-\alpha)^{1/\alpha}A^{1/\alpha}(1-\mu^2)}{2(1-\mu)} \quad (۱۷)$$

در یک اقتصاد بسته زمانی که پارامتر فساد، β، افزایش می‌یابد، نرخ رشد کاهش می‌یابد زیرا نرخ مالیات بر درآمد حاصل از دستمزد بالاتر است.

۳-۶- مدل دو کشوری

در این بخش یک مدل دو کشوری که متشکل از کشور ۱ و کشور ۲ می‌باشد مورد تحلیل قرار می‌گیرد. جهت بررسی اثر فساد دولتی بر رشد اقتصادی فرض می‌شود که دو کشور در محدودیت‌های اعتباری، تکنولوژی و جمعیت یکسان هستند، اما در درجه فساد دولتی یکسان نیستند. بر فرض ۱یک شرط پارامتری اعمال می‌شود.

فرض ۱

$$\mu(1-\beta^1) \le 1-\beta^2 < 1-\beta^1 \qquad (۱۸)$$

در نابرابری دوم، درجه فساد در کشور ۱ کمتر از کشور ۲ است، یعنی $\beta^1 < \beta^2$. بر این اساس، نرخ مالیات تعادلی در کشور ۱ کمتر از کشور ۲، $\tau^1 < \tau^2$ و اختلاس بودجه عمومی در کشور ۱ کمتر از کشور ۲ است، $\theta^1 < \theta^2$. نابرابری اول این فرض را تضمین می‌کند که برای همه $t \ge 0$، $\emptyset_t^2$ کمتر از یک باشد. به عبارت دیگر، با توجه به نابرابری اول، در کشور ۲ همیشه عاملانی وجود دارند که سرمایه می‌سازند[۱].

اگر هر کشوری دارای اقتصاد بسته باشد، نرخ رشد کشور ۱ بیشتر از کشور ۲ می‌شود، زیرا $\tau^1 < \tau^2$. اگر هر دو کشور در زمان t یکپارچه باشند، در زمان t+1 با نرخ بهره جهانی مشترک مواجه می‌شوند. بنابراین، $r_{t+1} = q^{-1}\emptyset_t^1 =$ $q^{-2}\emptyset_t^2$ ، که مجدداً به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$(1-\beta^1)\emptyset_t^1 = (1-\beta^2)\emptyset_t^{2\,2}$$

این عبارت نشأت گرفته از $\beta^1 < \beta^2$ می‌باشد که $\emptyset_t^1 < \emptyset_t^2$، یعنی زمانی که دو کشور از نظر مالی یکپارچه هستند، تعداد پس‌انداز کنندگان (وام گیرندگان) در کشور ۲ نسبت به کشور ۱ بزرگ‌تر (کوچک‌تر) است.

به دلیل اینکه بازار مالی بین‌المللی در دو کشور تسویه شده، باید $B_{t+1}^1 + B_{t+1}^2 = 0$، و دارایی مالی خارجی که کشور i نگهداری می‌کند توسط $B_{t+1}^i = \frac{\emptyset_t^i - \mu}{1-\mu} w_t^i L_t$ داده شده است. بنابراین و با توجه به $1-\tau^i =$ $\alpha(1-\beta^i)$[۲]، داریم:

$$(\emptyset_t^1 - \mu)(1-\beta^1)z_t^1 + (\emptyset_t^2 - \mu)(1-\beta^2)z_t^2 = 0 \qquad (۱۹)$$

با توجه به $\emptyset_t^1 < \emptyset_t^2$ و معادله ۱۹، برای همه $t \ge 0$، $\emptyset_t^1 < \mu < \emptyset_t^2$. طبق معادلات ۱۵ و ۱۷ در یک اقتصاد بسته اثرات فساد دولتی تنها در مالیات بر درآمد حاصل از دستمزد منعکس می‌شود، در حالی که در یک مدل دو کشوری اثرات در هر دوی نرخ مالیات و $\emptyset_t^i$، منعکس می‌شود. مالیات‌ها بازدهی سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهند و باعث جریان سرمایه مالی از کشور با نرخ مالیات بالا به کشور با نرخ مالیات پایین می‌شوند. اکنون می‌توان نرخ‌های رشد را بین دو کشور ۱ و ۲ مقایسه نمود.

۳-۷- گزاره ۱

فرض کنید کشور ۱ و کشور ۲ در درجه محدودیت اعتباری، تکنولوژی، ترجیحات و جمعیت یکسان هستند اما در فساد متفاوت هستند (طبق فرض ۱). سپس، رتبه‌بندی رشد اقتصادی به صورت زیر می‌شود:

$$\Gamma_o^1 > \Gamma_c^1 > \Gamma_c^2 > \Gamma_o^2$$

که Γ_c^i و Γ_o^i به ترتیب نرخ رشد کشور i در حالتی که اقتصاد بسته و باز است را نشان می‌دهد.

اثبات: به دلیل اینکه نرخ مالیات در کشور ۲ بیشتر از کشور ۱ می‌باشد، نرخ رشد در کشور بسته ۱ بیشتر از کشور بسته ۲ است ($\Gamma_c^1 > \Gamma_c^2$). بنابراین، با توجه به $\emptyset_t^1 < \mu < \emptyset_t^2$ و معادله ۱۵، $\Gamma_o^1 > \Gamma_c^1$ و $\Gamma_c^2 > \Gamma_o^2$.

اگرچه در گزاره ۱، Γ_o^1 و Γ_o^2 در طول زمان متغیر هستند، اما رتبه‌بندی نرخ رشد تغییر نمی‌کند. با توجه به این گزاره آزادسازی حساب سرمایه برای کشورهای با نرخ فساد کم مفید است، در حالی که برای کشورهای با فساد بالا مضر است. بنابراین تفاوت بین نرخ رشد در دو کشور توسط آزادسازی حساب سرمایه توضیح داده می‌شود.

در حالتی که هر دو کشور بسته باشند، نرخ بهره تعادلی در کشوری که فساد کمتر است (نسبت به کشور با فساد بیشتر) بزرگ‌تر می‌باشد زیرا بازدهی پروژه سرمایه‌گذاری بزرگ‌تر است. به دلیل اینکه نرخ رشد در یک اقتصاد بسته مستقل از نرخ بهره است، اثر منفی فساد بر رشد اقتصادی تنها در نرخ مالیات وضع شده بر درآمد حاصل از دستمزد منعکس می‌شود.

در حالتی که دو کشور از نظر مالی یکپارچه باشند، سرمایه مالی از کشوری که نرخ بهره پایین‌تر است به کشوری که نرخ بهره بالاتر است جریان می‌یابد، و در تعادل به نرخ بهره جهانی مشترک می‌رسند. اثرات ورود و خروج سرمایه مالی بر رشد اقتصادی در $\emptyset_t^i$ تعادلی منعکس می‌شود. تعداد

---

۱. در تعادل $\emptyset_t^1 < \emptyset_t^2$، بنابراین $\emptyset_t^1 < 1$ تضمین می‌شود.

۲. زیرا $1-\tau^i = \alpha(1-\beta^i)$

پس‌اندازکنندگان در کشوری که فساد بیشتر (کمتر) می‌باشد بزگتر (کوچک‌تر) است. زمانی که حساب سرمایه آزاد می‌شود، اثرات ورود و خروج سرمایه مالی بر رشد اقتصادی، اثر منفی فساد دولتی را تشدید می‌کند. در نتیجه، تفاوت در نرخ‌های رشد بین دو کشور افزایش می‌یابد.

٤- مدل و نتایج اقتصادسنجی

مدل به کار گرفته شده در این مطالعه به صورت زیر می‌باشد:

(۲۰)

$$GDP_{i,t} = \alpha_1 GDP_{i,t-1} + \alpha_2 FO_{i,t} + \alpha_3 FO_{i,t} \times CI_{i,t} + \beta X_{i,t} + \mu_t + \eta_i + u_{i,t}$$

که GDP رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی، FO باز بودن مالی، CI شاخص فساد، X متغیرهای توضیحی شامل تورم INF، رشد جمعیت POP، باز بودن تجاری OPN، اعتبارات اختصاص یافته به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی CRE، مخارج دولت GOV و امید به زندگی LIF، μ اثر زمان، η اثر کشور، u جمله خطا، i کشور، t زمان هستند. انتظار می‌رود α_3 منفی باشد زیرا آزادسازی مالی باعث کاهش نرخ رشد کشوری می‌شود که فساد بیشتری دارد، در حالی که α_2 باید مثبت باشد زیرا آزادسازی مالی باعث افزایش نرخ رشد کشوری می‌شود که فساد کمتری دارد.

داده‌های به کار گرفته شده در این پژوهش برای کشورهای صادرکننده نفت از بانک جهانی و شاخص Chinn-Ito[1] استخراج شده است. دوره زمانی مورد مطالعه به علّت محدودیت‌های موجود ۲۰۱۳-۱۱۹۰ انتخاب شده است.

در این الگو وقفه متغیر وابسته یعنی رشد اقتصادی، به صورت متغیر مستقل در طرف راست ظاهر می‌شود. به این ترتیب امکان پارامتربندی مجدد مدل، به روش داده‌های تلفیقی پویا به وجود می‌آید.

لازم به ذکر است هنگامی‌که در مدل داده‌های تلفیقی، متغیر وابسته به صورت وقفه در طرف راست ظاهر می‌شود دیگر برآوردگرهای OLS سازگار نیست (هشیائو[2]، ۱۹۸۶؛ آرلانو و باند[3] ۱۹۹۱ و بالتاجی ۱۹۹۵) و باید به روش‌های برآورد دو مرحله‌ای 2SLS یا گشتاورهای تعمیم یافته GMM[4] آرلانو و باند (۱۹۹۱) متوسل شد. برآورد 2SLS ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به دست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشند. بنابراین روش GMM توسط آرلانو و باند برای حل این مشکل پیشنهاد شده است. این تخمین زن از طریق کاهش تورش نمونه، پایداری تخمین را افزایش می‌دهد.

در معادلاتی که در تخمین آنها اثرات غیرقابل مشاهده خاص هر کشور و وجود وقفه متغیر وابسته در متغیرهای توضیحی مشکل اساسی است از تخمین‌زن گشتاور تعمیم یافته که مبتنی بر مدل‌های پویای پانلی است استفاده می‌شود. برای تخمین مدل توسط این روش لازم است ابتدا متغیرهای ابزاری به کار رفته در مدل مشخص شوند. سازگاری تخمین‌زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱: ۲۸۰)؛ آرلانو و بوور[5] (۱۹۹۵: ۴۸) و بلوندل و باند[6] (۱۹۹۸: ۱۳۰) آزمون شود. اولی آزمون سارگان[7] از محدویت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. آزمون دوم، آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) است. این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزاری به کار می‌رود. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. تخمین زننده GMM سازگار است اگر همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد.

۴-۱- آزمون مانایی

پیش از برآورد مدل، لازم است تا آزمون‌های تشخیص در خصوص متغیرهای مدل مورد بررسی قرار گیرد. یکی از مهم‌ترین آزمون‌های تشخیص، چه در داده‌های سری زمانی و چه داده‌های پانلی، آزمون مانایی متغیرها می‌باشد. چرا که وجود نامانایی در متغیرهای مدل می‌تواند منجر به بروز رگرسیون کاذب گردد، از این‌رو لازم است مانایی تمامی متغیرهای مورد بررسی آزمون شوند. این پژوهش از دو آزمون شناخته شده مانایی بهره گرفته است، لوین، لین و چو (۲۰۰۲) و ایم، پسران و شین (۲۰۰۳). برای تشریح این آزمون‌ها الگوی AR(1) بین بخشی زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Y_{i,t} = \rho_i Y_{i,t-1} + X'_{it}\delta_i + \varepsilon_{i,t} \qquad (۲۱)$$

که در آن Y رشد اقتصادی، i= 1, 2, …, N معرف کشورها، t= 1, 2, …, T بیانگر دوره زمانی، ρ_i ضریب همبستگی برای هر مقطع، $X_{i,t}$ نماینده عرض از مبدأ و روند

۱. جهت مطالعه بیشتر این شاخص به چین و ایتو (۲۰۰۸) مراجعه نمایید.
2. Hsiao (1986)
3. Arrelano & Bond (1991)
4. Generalized Method of Moments
5. Arellano & Bover (1995)
6. Blundell & Bond (1998)
7. Sargan Test

زمانی می‌باشند و $\varepsilon_{i,t}$ جمله اخلالی است که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و ورایانس δ^2 می‌باشد و فرض می‌شود در بین کشورهای مختلف مستقل از هم هستند. بر اساس الگوی فوق اگر $|\rho_i| < 1$ باشد، در این صورت Y_i ایستا و چنان‌چه $|\rho_i| = 1$ باشد Y_i دارای ریشه واحد است و ناایستاست یعنی $I(1)$.

در مورد ρ_i دو پیش فرض وجود دارد: فرض اول اینکه ρ_i برای تمامی کشورها یکسان است یعنی $\rho_i = \rho$. آزمون لوین، لین و چو براین اساس تعریف شده است. فرض دوم اینکه ρ_i بین کشورها یکسان نیست. آزمون ایم، پسران و شین بر اساس معادله زیر است:

$$H_0: \rho_i = 0 \qquad i = 1, 2, \dots, N$$

$$H_1: \begin{cases} 0 < N_1 < N \\ \rho_i < 0 & i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \rho_i = 0 & i = N_1 + I, N_1 + 2, \dots, N \end{cases}$$

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی و ریشه واحد متغیرهای پژوهش

متغیرها	آزمون لوین، لین و چو		آزمون ایم، پسران و شین	
	در سطح	با یک بار تفاضل‌گیری	در سطح	با یک بار تفاضل‌گیری
GDP	−۱۰/۷۴ (۰/۰۰۰)	−۱۸/۵۹ (۰/۰۰۰)	−۹/۶۴ (۰/۰۰۰)	−۱۶/۴۳ (۰/۰۰۰)
GDP(-1)	−۹/۶۷ (۰/۰۰۰)	−۱۷/۵۰ (۰/۰۰۰)	−۸/۵۵ (۰/۰۰۰)	−۱۵/۵۱ (۰/۰۰۰)
FO	−۱/۷۸ (۰/۳۷۰)	−۴/۸۴ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۳۵ (۰/۵۰۵)	−۵/۴۹ (۰/۰۰۰)
FO×CI	۰/۹۴۱ (۰/۸۲۶)	−۱۴/۴۳ (۰/۰۰۰)	۱/۵۲ (۰/۹۳۶)	−۱۲/۷۷ (۰/۰۰۰)
CI	−۰/۱۹۷ (۰/۴۲۱)	−۷/۸۲ (۰/۰۰۰)	۱/۷۱ (۰/۹۵۷)	−۳/۵۶ (۰/۰۰۰)
OPN	−۱/۴۱ (۰/۰۷۸)	−۱۲/۴۰ (۰/۰۰۰)	−۱/۴۴ (۰/۰۷۴)	−۱۱/۹۳ (۰/۰۰۰)
POP	−۰/۸۸ (۰/۱۸۸)	−۸/۷۸ (۰/۰۰۰)	−۱/۳۴ (۰/۲۲۵)	−۸/۳۰ (۰/۰۰۰)
INF	۵/۰۶ (۱/۰۰۰)	−۳۶/۶۱ (۰/۰۰۰)	۵/۳۲ (۱/۰۰۰)	−۱۱/۴۸ (۰/۰۰۰)
CRE	−۱/۷۰ (۰/۴۴۳)	−۱۱/۵۰ (۰/۰۰۰)	−۰/۲۴۵ (۰/۴۰۳)	−۹/۷۶ (۰/۰۰۰)
GOV	−۳/۰۸ (۰/۰۰۱۰)	−۱۲/۳۶ (۰/۰۰۰)	−۲/۲۳ (۰/۰۱۲۷)	−۱۱/۲۶ (۰/۰۰۰)
LIF	−۱/۸۵ (۰/۰۳۲۱)	−۴/۱۸ (۰/۰۰۰)	−۱/۴۹ (۰/۰۶۶۹)	−۶/۴۶ (۰/۰۰۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق

در آماره آزمون‌های لوین، لین و چو و ایم، پسران و شین فرض صفر مبنی بر ناایستایی است. نتایج حاصل از آزمون مانایی در جدول شماره ۱ به تصویر کشیده شده است.

همان طور که مشاهده می‌گردد به غیر از متغیرهای رشد، رشد با وقفه، باز بودن تجاری، مخارج دولت و امید به زندگی که در سطح مانا هستند متغیرهای دیگر دارای ریشه واحد بوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌گردند. از آنجا که تعدادی از متغیرهای مدل دارای ریشه واحد می‌باشند به منظور جلوگیری از انجام رگرسیون کاذب از آزمون هم‌انباشتگی پانل بین متغیرهای مدل استفاده می‌شود.

۴-۲- آزمون هم‌انباشتگی داده‌های پانلی

تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی پانلی، وجود روابط بلندمدت را آزمون و سپس آنها را برآورد می‌کنند. ایده اصلی در تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی این است که اگر چه بسیاری از سری‌های زمانی ناایستا و دارای روندهای تصادفی هستند، اما ممکن است ترکیب خطی متغیرها در بلندمدت، ایستا و بی‌روند باشد (اندرس، ۲۰۰۴). همانند سری‌های زمانی، بررسی وجود هم‌انباشتگی متغیرها در داده‌های پانلی نیز مهم است.

آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی، در مقایسه با آزمون‌های هم‌انباشتگی برای هر مقطع به صورت جداگانه، دارای قدرت بیشتری هستند، زیرا این آزمون‌ها حتی در شرایطی که دوره زمانی کوتاه‌مدت و اندازه نمونه نیز کوچک باشد، قابل استفاده هستند (بالتاجی، ۲۰۰۵). به این دلیل، هم‌انباشتگی متغیرها و آزمون‌های آن در داده‌های پانلی مورد بحث قرار می‌گیرد. در ادامه برای انجام آزمون هم‌انباشتگی داده‌های پانلی از آزمون پدرونی (۲۰۰۴) استفاده شده است. پدرونی دو نوع آزمون پیشنهاد داده است:

نوع اول مبتنی بر رویکرد درون گروهی است که شامل چهار آماره Panel v-statistic، Panel p-statistic، Panel pp-statistic و Panel ADF-statistic می‌باشد. فرضیه صفر $H_0: \rho_i = 1$ و فرضیه مقابل برای این آماره‌ها به صورت $H_1: \rho_i = \rho < 1$ می‌باشد. آزمون دوم پدرونی، مبتنی بر روش بین‌گروهی است. این روش شامل سه آماره Group p-statistic، Group PP-statistic، و Group ADF-statistic می‌باشد. فرضیه مقابل برای آماره این آزمون‌ها به صورت $H_1: \rho_i < 1$ برای تمامی iها است. نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی پدرونی در جدول شماره ۲ ارائه شده است.

با توجه به نتایج جدول ۲، متغیرهای مدل با استفاده از آماره‌های مختلف آزمون هم‌انباشتگی پدرونی معنادار هستند و فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها رد و هم‌انباشتگی میان متغیرها در بلندمدت تأیید می‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی الگو به روش پدرونی

آزمون درون گروهی		آزمون بین گروهی	
Panel v-statistic	۹/۲۱ (۰/۰۰۰۰)	Group rho-statistic	۱/۲۳ (۰/۸۸۴)
Panel rho-statistic	۰/۷۸۵ (۰/۲۳۹)	Group PP-statistic	−۴/۷۵ (۰/۰۰۰۱)
Panel PP-statistic	−۳/۸۵ (۰/۰۰۰۰)	Group ADF-statistic	−۱/۸۹ (۰/۰۲۹۱)
Panel ADF-statistic	−۲/۳۱ (۰/۰۰۰۲)		

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۳- نتایج برآورد مدل

در جدول شماره ۳ نتایج حاصل از برآورد مدل به روش GMM در کشورهای صادر کننده نفت برای دوره ۲۰۱۳-۱۹۹۰ به تصویر کشیده شده است. در مدل مورد نظر، رشد اقتصادی به عنوان متغیر وابسته و رشد با وقفه، آزادسازی مالی، آزادسازی مالی ضرب در فساد، شاخص فساد، آزادسازی تجاری، جمعیت، تورم، اعتبارات بخش خصوصی، مخارج دولت و امید به زندگی به عنوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شده‌اند.

جدول ۳. نتایج برآورد مدل به روش GMM

متغیر	ضریب	آماره Z	احتمال
GDP(-1)	۰/۱۸	۱/۹۸	۰/۰۴۷
FO	۵/۱۵	۲/۴۲	۰/۰۱۵
FO×CI	−۰/۰۳۲	−۱/۷۵	۰/۰۸۰
CI	−۰/۰۵۹	−۱/۹۱	۰/۰۱۰
OPN	۰/۱۸۶	۳/۲۳	۰/۰۰۱
POP	۰/۶۴۷	۲/۷۹	۰/۰۰۵
INF	−۰/۰۰۲	−۲/۰۹	۰/۰۹۲
CRE	۰/۱۸۱	۰/۹۵	۰/۳۴۳
GOV	۰/۲۹۳	۴/۰۴	۰/۰۰۰
LIF	۰/۰۲۶	۰/۰۳	۰/۹۸۰
مقدار آماره مربوطه به آزمون‌های تشخیص			
Sargan	۶۳/۴۳	۱/۰۰۰	
First-order S.C.	−۳/۳۱	۰/۰۰۴	
Second-order S.C.	۱/۲۰۳	۰/۳۷۹	

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۳، آزمون سارگان صورت گرفته در مدل و آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) نیز صحت اعتبار نتایج مدل‌های آزمون شده بر اساس روش GMM را تأیید می‌کنند.

اثر آزادسازی مالی بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار است. طبق مک کینون (۱۹۷۳)، توسعه مالی با افزایش سطح پس‌انداز و در نتیجه افزایش سطح سرمایه‌گذاری به رشد اقتصادی منجر خواهد شد. آزادسازی مالی از طریق دو مجرا بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. نخست، سرمایه‌گذاری را تشویق و به طور مستقیم نرخ رشد را از طریق انباشت سرمایه تحت تأثیر قرار می‌دهد. دوم، واسطه‌گری‌های مالی در حالتی که سطح سرمایه‌گذاری ثابت باشد می‌توانند باعث بهبود در تخصیص منابع شوند.

مطابق با انتظار، علامت منفی مربوط به متغیر فساد ضربدر آزادسازی مالی نشان دهنده اثر کاهنده آزادسازی بر رشد اقتصادی در کشورهایی است که با فساد اقتصادی علی‌الخصوص در بخش دولتی مواجه هستند. این نتیجه در معدود مطالعات پیشین انجام شده نیز مورد تأیید بوده است. دلیل این امر می‌تواند متوجه خروج سرمایه‌ها و دارایی‌های ناشی از فعالیت‌های رانت جویانه به سبب پولشویی باشد. همچنین عدم شفافیت و اعتماد می‌تواند مانعی بزرگ برای ورود سرمایه بوده یا حتی موجب خروج سرمایه گردد. از سوی دیگر اندک سرمایه‌های وارد شده ممکن است به جای ورود به بخش‌های مولد و مؤثر در رشد اقتصادی وارد فعالیت‌های غیر مولد و رانت جویانه شود.

با توجه به نتایج، اثر فساد مالی بر رشد اقتصادی منفی و معنادار است. وجود فساد باعث هدایت نامناسب استعدادهای جامعه می‌گردد. در شرایطی که فساد در جامعه شایع شود، افراد جامعه خصوصا نیروهای انسانی بااستعداد به جای استفاده از خلاقیت و نوآوری خود سعی می‌کنند از رهگذر پرداخت رشوه و توافق با مقامات دولتی اقدام به کسب یک رانت قانونی یا مجوز دولتی نمایند. حال آنکه این افراد به طور بالقوه می‌توانستند ظرفیت جامعه را از لحاظ پیشرفت‌های فنی ارتقاء دهند (مورفی و همکاران، ۱۹۹۱: ۵۲۵). بنابراین انجام فعالیت‌های رانت‌جویانه توسط باهوش‌ترین افراد جامعه که گاهی از آن به عنوان راه‌حل بهینه دوم یاد می‌شود، جامعه را از پتانسیل‌های واقعی خود محروم نموده و با این تخصیص غیربهینه سرمایه‌های انسانی به رشد اقتصادی زیان می‌رساند (تانزی، ۱۹۹۸: ۵۵۹).

درجه باز بودن تجاری یکی از عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی است و به طرق مختلف باعث افزایش رشد اقتصادی می‌گردد. گسترش بازارها باعث رشد تولیدات جهانی و رشد اقتصادهای داخلی و خارجی شده و در نهایت منجر به افزایش درآمد برای کل اقتصاد می‌شود. همچنین، کاهش محدودیت‌های تجاری از طریق فراهم آوردن جذب فناوری کشورهای توسعه یافته از سوی کشورهای در حال توسعه، رشد صرفه‌های ناشی از مقیاس در تولید، کاهش اختلالات قیمتی و دستیابی به استفاده کارآمدتر منابع بین بخش‌های اقتصادی باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود (محمدی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۵۲).

با توجه به نتایج، افزایش جمعیت منجر به افزایش رشد اقتصادی در کشورهای صادر کننده نفت شده است. افزایش جمعیت منجر به بهبود تکنولوژی می‌شود و در نتیجه عامل مثبتی برای رشد اقتصادی به حساب می‌آید (اشرفی و همکاران، ۱۳۹۲: ۴). در یک گروه بزرگ‌تری از جمعیت، احتمال کلی بیش‌تری وجود دارد که گروه‌های بزرگ‌تری از محققان و مهندسان شکل گرفته و در نتیجه ظرفیت و توان جامعه در ابداع علوم جدید بالا رفته و از این مسیر، درآمد سرانه نیز افزایش یابد.

متغیر نرخ تورم اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. وجود نرخ‌های تورم بالا موجب افزایش هزینه مبادله و کاهش سرمایه‌گذاری به نفع فعالیت‌های غیرتولیدی و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی می‌شود. طبق نظر استاکمن افزایش نرخ تورم، منتج به سطح تعادلی بلندمدت پایین‌تری برای تولید می‌شود. طبق مدل استاکمن، از آنجایی که نرخ تورم بالاتر قدرت خرید تراز پولی را کاهش می‌دهد؛ مردم هنگامی که تورم افزایش می‌یابد، خرید نقدی کالاها و سرمایه را کاهش می‌دهند. متناسباً سطح تولید در پاسخ به افزایش در نرخ تورم کاهش می‌یابد (سهیلی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۳۰).

اثر مخارج دولت بر رشد اقتصادی از کانال‌هایی چون جبران شکست بازار، بهبود کارایی عوامل تولید، توزیع بهتر ثروت و درآمد، توسعه قوانین حقوقی و تملیکی، ارائه کالاهای عمومی، ایجاد زیرساخت‌ها، تخصیص بهینه منابع، و مصرف بهینه درآمدهای صادراتی و مالیاتی مثبت و معنادار بوده است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

با نگاهی به مطالعات صورت گرفته در حوزه فساد و آزادسازی مالی می‌توان به این نتیجه دست یافت که اکثر پژوهش‌های صورت گرفته اثر این دو مقوله را بر رشد اقتصادی به صورت جداگانه بررسی نموده‌اند. مطالعه حاضر با استفاده از یک مدل تجربی و تئوری سعی در بهتر شناساندن اثر تقابل میان فساد و آزادسازی مالی بر رشد کشورهای عضو OPEC در طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۰ داشته است. نتایج حاصل از مدل تئوری نشان از آن دارد که اثر منفی فساد دولتی در کشورهایی که فساد کمتری دارند کاهش می‌یابد اگر آن کشورها حساب سرمایه خود را آزاد سازند زیرا سرمایه مالی از کشورهای با فساد بالا به درون این کشورها جریان می‌یابد. مدل تجربی با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد شده است و نتایج حاصل از تخمین نشان از آن دارد که آزادسازی مالی، آزادسازی تجاری، جمعیت و مخارج دولت اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارند. همچنین، شاخص فساد، تورم و تقابل میان فساد و آزادسازی حساب سرمایه اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارند.

آز آنجا که نتیجه‌گیری پژوهش حکایت از آن دارد که آزادسازی مالی در کشورهایی که با فساد دولتی درگیرند موجب آسیب زدن به فرایند رشد اقتصادی می‌گردد و با توجه به داده‌های مربوط به درجه فساد کشورهای مورد مطالعه، به نظر می‌رسد آزادسازی مالی اثر معکوس در اغلب این کشورها خواهد داشت. اما توصیه سیاستی به این کشورها طبیعتاً نمی‌تواند عدم آزادسازی مالی و حفظ وضعیت موجود از لحاظ عدم شفافیت و فساد دولتی باشد. بنابر نتایج به دست آمده مبنی بر تأثیر منفی فساد بر رشد اقتصادی و تأثیر مثبت آزادسازی مالی، طبیعتاً توصیه سیاستی کارا می‌بایست تلاش این کشورها در جهت از بین بردن فساد دولتی و اهتمام به شفافیت در فعالیت‌های اقتصادی علی‌الخصوص در بخش دولتی به عنوان پیش زمینه آزادسازی مالی باشد.

منابع

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن و تمدن‌نژاد، علیرضا (۱۳۸۶). "بررسی اثر آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی، با تأکید بر متغیرهای مرسوم در مدل رشد (مورد کشورهای در حال توسعه)". *نامه مفید*، دوره ۱۳، شماره ۶۳، ۱۲۰-۱۰۳.

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن و تمدن‌نژاد، علیرضا (۱۳۸۸). "بررسی رابطه تجارت خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای

در حال توسعه: روش گشتاورهای تعمیم یافته". *دانش و توسعه*، دوره ۱۶، شماره ۲۶، ۶۲-۴۴.

اشرفی، آتنا؛ یحیی آبادی، ابوالفضل و صمدی، سعید (۱۳۹۲). "تحلیل تأثیر رشد جمعیت و تورم بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه D8". اولین همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران، ۲۸ آذر ماه.

برومندجزی، شهرزاد (۱۳۸۷). "فساد، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی (مطالعه موردی: ایران)". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۵، شماره ۲، ۱۲۹-۱۰۷.

جعفری صمیمی، احمد؛ علمی، زهرا و صیادزاده، علی (۱۳۹۰). "فساد، اندازه دولت و درجه بازی اقتصاد در مدل‌های رشد". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، دوره ۱۵، شماره ۶۱، ۱۳۴-۱۱۳.

جعفری صمیمی، احمد؛ فرهنگ، صفر؛ رستم‌زاده، مهدی و محمدزاده، مهدی (۱۳۸۸). "تأثیر توسعه مالی و آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی در ایران". *پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۴، ۲۱-۱.

حکمتی فرید، صمد؛ عزتی شورگلی، احمد؛ عزتی، رضا و دهقانی، علی (۱۳۹۴). "تأثیر جهانی شدن و کنترل فساد بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد سرانه پایین، درآمد سرانه متوسط و درآمد سرانه بالا". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱۸، ۱۱۲-۹۵.

دل‌انگیزان، سهراب؛ کریمی، محمدشریف و خالوندی، زینب (۱۳۹۳). "بررسی اثر شاخص دانش بنیانی اقتصاد بر رابطه درک فساد مالی و رشد (رهیافت داده‌های تابلویی پویا)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۵، ۱۰۴-۸۷.

رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۸۴). "بررسی مدل‌های کاربردی پیرامون رابطه میان رشد اقتصادی و آزادسازی تجاری". *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی*، دوره ۵، شماره ۱۷، ۷۷-۵۱.

سهیلی، کیومرث؛ دل‌انگیزان، سهراب و پورمحمودیان، پرتو (۱۳۹۲). "برآورد تأثیر نرخ‌های متفاوت تورم بر نرخ رشد اقتصادی و تعیین حد آستانه‌ای نرخ تورم در ایران در قالب مدل‌های غیرخطی". *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، دوره ۸، شماره ۱۶، ۱۴۰-۱۲۱.

صباحی، احمد و ملک‌الساداتی، سعید (۱۳۸۸). "اثر کنترل فساد مالی بر رشد اقتصادی". *پژوهشنامه بازرگانی*، دوره ۱۴، شماره ۵۳، ۱۵۸-۱۳۱.

طیبی، کمیل؛ سامتی، مرتضی و ترکی، لیلا (۱۳۸۹). "اثر آزادسازی مالی بر نوسان‌های رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه". *اقتصاد و تجارت نوین*، دوره ۵، شماره ۲۰-۱۹، ۱۶-۱.

طیبی، کمیل؛ سامتی، مرتضی؛ عباسلو، یاسر و اشراقی سامانی، فرشته (۱۳۸۸). "اثرات آزادسازی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشور"". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۶، شماره ۳، ۷۸-۵۵.

گرجی، ابراهیم و علی پوریان، معصومه (۱۳۸۵). "تحلیل اثر آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک". *پژوهشنامه بازرگانی*، دوره ۱۰، شماره ۴۰، ۲۰۳-۱۸۷.

محمدی، تیمور؛ ناظمان، حمید و خداپرست پیرسرایی، یونس (۱۳۹۳). "بررسی رابطه علّیت پویای بین توسعه مالی، باز بودن تجاری و رشد اقتصادی: مقایسه موردی دو کشور نفتی ایران و نروژ". *فصلنامه اقتصاد انرژی ایران*، دوره ۳، شماره ۱۰، ۱۷۸-۱۵۱.

مهرآرا، محسن و رضایی، عباسعلی (۱۳۸۹). "کیفیت نهادها و آثار آزادسازی تجاری در کشورهای در حال توسعه منتخب". *پژوهشنامه بازرگانی*، دوره ۱۴، شماره ۵۶، ۳۲-۱.

یوسفی، محمدقلی و مبارک، اصغر (۱۳۸۷). "بررسی مقایسه‌ای تأثیر آزادسازی مالی و تجاری بر رشد اقتصادی و توسعه مالی ایران". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۵، شماره ۳، ۲۰-۱.

یحیی‌زاده‌فر، محمود؛ طهرانچیان، امیرمنصور و حامی، مهیار (۱۳۹۳)." سرمایه اجتماعی و توسعه مالی در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۶، ۸۸-۷۳.

Acemoglu, D., Johnson, S. & Robinson, J. A. (2002). "Reversal of Fortune: Geography & Institutions in The Making of The Modern World Income Distribution". *Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1231-1294.

Acemoglu, D., Johnson, S. & Robinson, J. A. (2001). "The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation". *American Economic Review*, 91(5), 1369-1401.

Aghion, P., Howitt, P. & Mayer-Foulkes, D. (2005). "The Effect of Financial Development on Convergence: Theory & Evidence". *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 173-222.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carol Evidence & An Application to Employment Equations". *Review of Economic Studies,* 58(2), 277-297.

Arrelano, M. & Bover, O. (1995). "Another Look at The Instrumental Variable Estimation of Error Components Models". *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.

Baksi, S., Bose, P. & Pandey, M. (2009). "The Impact of Liberalization on Bureaucratic Corruption". *Journal of Economic Behavior and Organization*, 72(1), 214–224.

Baltagi, B. H. (1995). "Econometric Analysis of Panel Data". NewYork: John Wiley & Sons Ltd.

Baltagi, B. H. (2005). "Econometric Analysis of Panel Data". John Wiley & Sons Inc. New York, USA.

Barro, R. J. (1990). "Government Spending in A Simple Model of Endogenous Growth". *Journal of Political Economy*, 98(5), 103-125.

Becker, G. S. & Stigler, G. J. (1974). "Law Enforcement, Malfeasance, & Compensation of Enforces". *Journal of Legal Studies*, 3(1), 1-18.

Bekaert, G., Harvey, C. R. & Lundblad, C. (2005). "Does Financial Liberalization Spur Growth?". *Journal of Financial Economics*, 77(1), 3-55.

Blackburn, K. & Forgues-Puccio, G. F. (2010). "Financial Liberalization, Bureaucratic Corruption and Economic Development". *Journal of International Money and Finance*, 29(7), 1321–1339.

Blundell, R. & Bond, S. (1998). "Initial Conditions & Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models". *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.

Chinn, M. D. & Ito, H. (2008). "A New Measure of Financial Openness". *Journal of Comparative Policy Analysis*, 10(3), 309-322.

De Vaal, A. & Ebben, W. (2011). "Institutions & The Relation between Corruption & Economic Growth". *Review of Development Economics*, 15(1), 108-123.

Durham, J. B. (2004). "Absorptive Capacity & The Effects of Foreign Direct Investment & Equity Foreign Portfolio Investment on Economic Growth". *European Economic Review,* 48(2), 285-306.

Ehrlich, I. & Lui, F. T. (1999). "Bureaucratic Corruption & Endogenous Economic Growth". *Journal of Political Economy*, 107(6), 270-293.

Enders, W. (2004). "Applied Econometric Time Series". New York: Wiley Press.

Fratzscher, M. & Bussiere, M. (2008). "Financial Openness and Growth: Short-Run Gain, Long-Run Pain?". *Review of International Economics*, 16(1), 69–95.

Glaeser, E. L. & Saks, R. E. (2006). "Corruption in America". *Journal of Public Economics*, 90(6-7), 1053-1072.

Hsiao, C. (1986). "Analysis of Panel Data". Cambridge. MA: Cambridge University Press.

Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels". *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.

Klein, M. W. (2005). "Capital Account Liberalization, Institutional Quality & Economic Growth: Theory & Evidence". *NBER Working Paper*, No. 11112.

Knack, S. & Keefer, P. (1995). "Institutions & Economic Performance: Cross-Country Tests Using Alternative Institutional Measures". *Economics & Politics*, 7(3), 207-227.

Kraay, A. (1998). "In Search of The Macroeconomic Effects of Capital

Account Liberalization". *Unpublished Manuscript*, World Bank, Washington.

Kunieda, T., Okada, K. & Shibata, A. (2011). "Corruption, Globalization, and Economic Growth: Theory And Evidence". MPRA Paper, No. 35355.

Kunieda, T., Okada, K. & Shibata, A. (2014). "Corruption, Capital Account Liberalization, and Economic Growth: Theory And Evidence". *International Economics*, 139, 80–108.

Levin, A., Lin, C. F. & Chu, J. C. S. (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic & Finite-Sample Properties". *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.

Mandal, B. & Marjit, S. (2013). "Trade Reform, Intermediation and Corruption". *Economic Modelling*, 33(C), 741–746.

Marjit, S., Ghosh, S. & Biswas, A. (2007). "Informality, Corruption and Trade Reform". *European Journal of Political Economy*, 23(3), 777–789.

Mauro, P. (1995). "Corruption & Growth". *Quarterly Journal of Economics*, 110(3), 681-712.

Mauro, P. (2002). "The Persistence of Corruption & Slow Economic Growth". *IMF Working Papers,* No. 213.

McKinnon, R. I. (1973). "Money & Capital in Economic Development". Washington, D.C., Brookings Institution.

Mo, P. H. (2001). "Corruption & Economic Growth". *Journal of Comparative Economics,* 29 (1), 66-79.

Murphy, K. M., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1991). "The Allocation of Talent: Implications for Growth". *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 503–530.

North, D. C. (1990). "Institutions, Institutional Change & Economic Performance". *Cambridge University Press*, Cambridge.

Obstfeld, M. (2009). "International Finance and Growth in Developing Countries: What Have We Learned?", *IMF Staff Papers*, 56(1), 63-111.

Pedroni, P. (2004). "Panel Cointegration: Asymptotic & Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests With an Application To The PPP Hypothesis". *Econometric Theory,* 20(3), 597-625.

Quinn, D. (1997). "The Correlates of Change in International Financial Regulation". *American Political Science Review*, 91(3), 531-551.

Quinn, D. P. & Toyoda, A. M. (2008). "Does Capital Account Liberalization Lead to Growth?". *Review of Financial Studies*, 21(3), 1403-1449.

Rodrik, D. (1998). "Who Needs Capital-Account Convertibility? In: Fischer, S., Cooper, R.N., Dornbusch, R., Garber, P.M., Massad, C., Polak, J.J., Rodrik, D., Tarapore, S.S., (Eds.), Should the IMF Pursue Capital-Account Convertibility? (Essays in International Finance, No. 207, International Finance Section, Department of Economics, Princeton University, Princeton, 55-65.

Tanzi, V. (1998). "Corruption Around the World: Causes, Consequences, Scope & Cures". *IMF Staff Papers*, 45(4), 559–594.

Tavares, S. C. (2007). "Do Rapid Political and Trade Liberalizations Increase Corruption?". *European Journal of Political Economy*, 23(4), 1053–1076.

Tornell, A. & Velasco, A. (1992). "The Tragedy of The Commons and Economic Growth: Why Does Capital Flow from Poor to Rich Countries?". *Journal of Political Economy,* 100(6), 1208-1231.

Weil, D. N. (2008). "Economic Growth". 2nd edition. Addison-Wesley, Boston.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و چهارم، پاییز ۱۳۹۵ (۱۴۴ـ۱۳۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 24, September 2016 (133-144)

عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران و اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی

*حسین استادی[1]
۱. استادیار گروه اقتصاد، واحد دهاقان، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران
(دریافت: ۱۳۹۵/۲/۱۱ پذیرش: ۱۳۹۵/٤/٦)

Important Factors of Iran Economic Growth by Considering the Effects of Increased Energy Prices

*Hossein Ostadi[1]
1. Assistant Professor of Economics, Dehaghan Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran
(**Received:** 30/Apr./2016 **Accepted:** 26/June/2016)

چکیده:
رشد صنعتی و توسعه اقتصادی تا حد زیادی به مقدار و سطح استفاده کارآمد از حامل‌های انرژی ارتباط دارد و لذا در تجارت جهانی بیشترین سهم به عامل انرژی اختصاص دارد. با توجه به آنکه رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین اهداف اقتصاد کلان می‌باشد و نرخ آن نشان دهنده سرعت افزایش یا کاهش تولید ناخالص داخلی و در نتیجه، سرعت بهبود یا کاهش سطح رفاه و برخورداری افراد است و با توجه به سهم قابل توجه بخش صنعت در تولید ناخالص داخلی، در این پژوهش، عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی ایران با توجه به اثرات طرح هدفمندسازی یارانه‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی بررسی شده است. متغیرهای تحقیق شامل سری‌های زمانی اقتصاد ایران بر اساس آخرین داده‌های منتشر شده توسط بانک مرکزی ایران می‌باشد. در این تحقیق، پس از اجرای آزمون ریشه واحد و بررسی مانایی متغیرها بر اساس آزمون دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته (ADF)، ضرایب مدل با استفاده از سیستم معادلات همزمان و به روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای در محیط نرم‌افزار Eviews برآورد شده است.
یافته‌های تحقیق، بیانگر آن است که ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی، اثر مثبت و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی دارد. با توجه به آنکه اندازه دولت با شاخص نسبت هزینه‌های دولت به تولید ناخالص داخلی سنجیده می‌شود، ضریب مربوط به متغیر مخارج دولت منفی و به لحاظ آماری در سطح ۶ درصد، معنی‌دار است. گسترش دخالت دولت در اقتصاد از طریق پدیده جانشینی جبری یا پدیده رانش و جایگزین شدن بخش دولت به جای بخش خصوصی باعث کاهش هزینه‌های سرمایه‌گذاری خصوصی گردیده و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. ضرایب مربوط به متغیر قیمت حامل‌های انرژی نیز منفی و معنی‌دار است و نشان دهنده آن است که پدیده تورم و افزایش قیمت حامل‌های انرژی باعث افزایش هزینه‌های تولید در کوتاه‌مدت گردیده و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را کاهش می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، قیمت حامل‌های انرژی، طرح هدفمندسازی یارانه‌ها، اقتصاد ایران.
طبقه‌بندی JEL: O47، O41، H2.

Abstract:
Economic growth is one of the most important goals of macroeconomics in current communities and its rate shows the rate of increase or reduction of GDP and improvement or reduction rate of welfare of people. This study evaluates the important factors of economic growth in Iran based on the effects of subsidy targeting plan. The study period is 1991-2012 and the study variables are including time series of Iran economy. After performing unit root test and evaluation of the stationary of variables based on Augmented Dickey-Fuller Test (ADF), the model coefficients are estimated by concurrent equations system and Two-Stage Least Square Method (2SLS) in Eviews software.
The study findings show that value added of various economic sectors has positive and significant impact on GDP and economic growth. As the government size is evaluated by government costs to GDP ratio, the coefficient of government expenditures variable is negative and significant at level 6% statistically. The coefficient of public level variable of prices is negative and significant and it shows that inflation phenomenon and increasing the price of energy carriers increase production costs in short-term and GDP growth rate is reduced. The elimination of paid subsidies to manufactures and increases of production costs of economic enterprises and serious economic sanctions reduce economic growth rate.

Keywords: Economic Growth, Energy Prices, Subsidies Targeting Plan, Iran Economy.
JEL: O47, O41, H2.

* **نویسنده مسئول:** حسین استادی
E-mail: Dr.Ostadi@dehaghan.ac.ir
*Corresponding Author: Hossein Ostadi

۱- مقدمه

میزان تولید ناخالص داخلی، درآمد سرانه و نرخ رشد اقتصادی، از مهم‌ترین شاخص‌های عملکردی اقتصاد کلان است. در حالی که میزان تولید و درآمد سرانه، بیانگر میزان متوسط رفاه اقتصادی افراد جامعه است، نرخ رشد اقتصادی، سرعت افزایش یا کاهش تولید ناخالص داخلی و به تبع آن سرعت بهبود یا کاهش سطح رفاه و برخورداری مردم را نشان می‌دهد. به علاوه شاخص‌هایی چون بیکاری و فقر نیز عموماً تحت تأثیر تولید و رشد اقتصادی قرار دارند، به نحوی که رشد اقتصادی بالاتر، در بلندمدت به کاهش نرخ بیکاری و سطح فقر می‌انجامد (کریمی پتانلار و همکاران، ۱۳۹۴: ۵۳). با توجه به اهمیت میزان تولید و رشد اقتصادی در هر جامعه، دستیابی به تولید بیشتر و نرخ رشد بالاتر، همواره دغدغه دولت‌ها و ملت‌ها بوده است. از این رو، یکی از مهم‌ترین اهداف اقتصاد کلان که مورد تأکید تمامی دولت‌ها و برنامه‌ریزان اقتصادی در کشورهای جهان می‌باشد، دستیابی به رشد اقتصادی مداوم و پایدار است.

یارانه نیز یکی از مقوله‌های اجتماعی بحث برانگیز در حوزه اقتصاد است که در سال‌های اخیر در اقتصاد ایران روند رو به بحرانی شدن را در پیش گرفته است. از یک‌سو، پرداخت یارانه‌های گسترده طی بیش از چهار دهه با هدف پایین نگه داشتن سطح عمومی قیمت‌ها و در نهایت افزایش رفاه مصرف‌کننده، با مالکیت گسترده و تصدی‌گری دولت بر اقتصاد ملی، مانع ایجاد تحرک و پویایی لازم در اقتصاد ایران شده است به طوری که تولید خالص سرانه در کشور طی بیش از سه دهه رشد قابل ملاحظه‌ای نداشته است و نه تنها قابل مقایسه با کشورهای توسعه یافته نیست، بلکه حدود نصف میانگین جهانی است (نعمت الهی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۲). از سوی دیگر، انجام اصلاحات ساختاری در اقتصاد ملی از جمله ایجاد تغییر و تحول در مقوله‌ای مانند یارانه‌ها به دلیل حجم، گستردگی و عمق آن تقریباً همه مصرف کنندگان و بخش وسیعی از تولیدکنندگان در کشور را دچار تغییرات گسترده در تخصیص منابع می‌کند. اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها دارای تأثیرات فراگیری بر عوامل اقتصادی، خصوصاً تولیدکنندگان و سرمایه‌گذاران است و با تحت تأثیر قرار دادن بخش‌های مختلف اقتصاد می‌تواند تأثیرات گسترده‌ای را در اقتصاد ایران نمایان سازد. هدف اصلی این پژوهش، بررسی عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی ایران با در نظرگرفتن اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی ناشی از اجرای طرح هدفمندسازی یارانه‌ها بر رشد اقتصادی کشور می‌باشد (جنت، ۱۳۸۸: ۲۸).

۲- مبانی نظری تحقیق

رشد اقتصادی به افزایش کمّی و مداوم در تولید یا درآمد سرانه از طریق ارتباط با افزایش در نیروی کار، مصرف، سرمایه و حجم تجارت اطلاق می‌گردد. رشد اقتصادی نه تنها ممکن است شامل تولید بیشتر از طریق استفاده بیشتر از منابع و مواد اولیه باشد، بلکه به معنی افزایش کارایی تولید و افزایش میزان تولید به مقیاس مواد اولیه مورد استفاده نیز هست (قره‌باغیان، ۱۳۹۳: ۷). در سطح کلان، افزایش تولید ناخالص ملی[1] یا تولید ناخالص داخلی[2] در سال مورد نظر به نسبت مقدار آن در یک سال پایه، رشد اقتصادی محسوب می‌گردد.

روند رشد اقتصادی به کمک دو نوع عامل اقتصادی و غیراقتصادی مشخص می‌شود. رشد اقتصادی بستگی به منابع طبیعی، منابع انسانی، سرمایه، خلاقیت و تکنولوژی دارد که عوامل اقتصادی محسوب می‌گردند. اما رشد اقتصادی بدون تغییر و تحول در عوامل غیراقتصادی از قبیل سازماندهی اجتماعی، شرایط سیاسی و ارزش‌های اخلاقی، غیرممکن است و اینها عوامل غیراقتصادی هستند (همان: ۷۸). مکانیسم اثرگذاری عوامل یاد شده به شرح زیر است:

۲-۱- عوامل اقتصادی اثرگذار بر رشد اقتصادی

عوامل اقتصادی مؤثر بر رشد عبارتند از:

۱) منابع طبیعی: وجود منابع طبیعی فراوان، امری ضروری است. البته برای رشد اقتصادی باید در کنار منابع سرشار، استفاده مطلوب و صحیح از این منابع نیز مدّ نظر قرار گیرد، تا میزان اتلاف منابع به حداقل رسیده و دوره استفاده از منابع، طولانی شود.

۲) تمرکز سرمایه: سرمایه، به معنی ذخیره عوامل فیزیکی قابل تولید مجدّد در روند تولید است. تمرکز سرمایه، یک عامل کلیدی در روند رشد اقتصادی است. از یک سو، تمرکز سرمایه بر تقاضا اثر می‌گذارد و از سوی دیگر، برای تولید آتی، کارآیی تولید ایجاد خواهد کرد. به همین دلیل، تمرکز سرمایه و شتابان کردن روند آن برای افزایش تولید ملّی، به نحوی که بتواند با افزایش جمعیت مقابله کند، لازم است.

۳) سازمان تولید: سازمان‌دهی تولید، نقش مهمی در جریان

1. GNP
2. GDP

رشد اقتصادی دارد. سازمان‌دهی تولید به معنی حداکثر استفاده از عوامل تولید در فعالیت‌های اقتصادی است، که به کمک عوامل تولید (سرمایه و کار) می‌آید و بازدهی آنها را افزایش می‌دهد.

۴) پیشرفت‌های تکنولوژیک: تغییرات تکنولوژیک در پیوند با تحوّل روش‌های تولید و منبعث از نوآوری و استفاده از روش‌های نوین در تولید است. تغییرات تکنولوژی سبب افزایش بهره‌وری کار، بازدهی سرمایه و سایر عوامل تولید می‌شود.

۵) تقسیم کار و مقیاس تولید: تخصیص و تقسیم کار، سبب افزایش بازدهی نیروی کار می‌شود. این مسئله، سبب تولید در مقیاس زیاد شده و به توسعه صنعتی کشور می‌انجامد.

۶) تغییرات زیربنایی: تغییرات زیربنایی نمایان‌گر انتقال از جامعه سنتی کشاورزی به بخش مدرن صنعت است؛ که شامل انتقال رو به رشد از نهادهای اجتماعی موجود، طرز تفکر اجتماعی موجود و ایجاد انگیزه است. چنین تغییراتی سبب افزایش فرصت‌های اشتغال، بازدهی زیاد نیروی کار، افزایش تمرکز سرمایه، استفاده بیشتر از منابع طبیعی جدید و بالأخره بهبود در نحوه تولید می‌شود.

۲-۲- عوامل غیراقتصادی اثرگذار بر رشد اقتصادی

سه دسته از عوامل غیراقتصادی اثرگذار بر رشد اقتصادی، عبارتند از:

۱) عوامل اجتماعی: شیوه تفکر اجتماعی، ارزش‌ها، نهادها، عرف و فرهنگ بر رشد اقتصادی بی‌تأثیر نیستند.

۲) عامل انسانی: نیروی انسانی، یک عامل مهم در رشد اقتصادی مدرن است. البته رشد اقتصادی تنها بستگی به اندازه‌ها و میزان نیروهای انسانی ندارد، بلکه به کارآیی آن نیز بستگی دارد.

۳) عوامل سیاسی و تشکیلاتی: عوامل سیاسی و تشکیلاتی نیز نقش مهمی در رشد نوین اقتصادی دارند. رشد اقتصادی بریتانیا، آلمان غربی، آمریکا، ژاپن، فرانسه و هلند، تا حدّی به‌دلیل ثبات سیاسی، بوروکراسی و تشکیلات اداری قوی این کشورها از قرن نوزدهم به بعد است (قره‌باغیان، ۱۳۹۳: ۷۸).

۲-۳- نقش عامل انرژی در رشد اقتصادی

سرمایه و نیروی‌کار اعم از متخصص و غیرمتخصص از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی هستند که در توابع رشد در نظر گرفته می‌شوند. در نظریه‌ها و مدل‌های جدید رشد اقتصادی، عامل انرژی نیز وارد مدل شده است، ولی اهمیت آن در مدل‌های مختلف یکسان نیست (فطرس و همکاران: ۱۳۹۱: ۵۵). استرن (۱۹۹۳)[1] به نقل از آیرس و نایر[2] (۱۹۹۴) بیان می‌کند که در مدل بیوفیزیکی رشد، انرژی تنها عامل و مهم‌ترین عامل رشد است. نیروی کار و سرمایه، عوامل واسطه‌ای هستند که برای به کارگیری به انرژی نیاز دارند. استرن همچنین به نقل از اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برنت (۱۹۷۸)[3] و دنیسون (۱۹۷۹)[4] بیان می‌کند که انرژی از طریق تأثیری که بر نیروی کار و سرمایه دارد، به طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر است و مستقیماً اثری بر رشد اقتصادی ندارد. امروزه علاوه بر نهاده‌های کار و سرمایه، انرژی نیز به عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید در بحث‌های اقتصادی مطرح است و تولید تابعی از نهاده‌های کار، سرمایه و انرژی در نظر گرفته می‌شود. همچنین فرض بر این است که بین میزان استفاده از نهاده‌ها و سطح تولید رابطه‌ای مستقیم وجود دارد. البته بایستی به این نکته توجه نمود که کشورهای صنعتی پیشرفته، کشورهای نوین صنعتی و کشورهای در حال توسعه، در ازای یک درصد رشد اقتصادی میزان مصرف انرژی متناسبی ندارند.

در دهه‌های اخیر، انرژی یکی از مهم‌ترین نهاده‌های تولید در اقتصاد جهان بوده است. با وجود تحولاتی که در سال‌های اخیر در ساختارهای تولیدی جوامع پیشرفته و توسعه‌یافته، مبنی بر پیشرفت‌های تکنولوژیکی و وابستگی کمتر به مواد خام و نهاده‌های اولیه، رخ داده است، بررسی نقش عامل انرژی در ترکیب و ساختار تولید جهانی بیانگر آن است که در سال‌های اخیر، رشد مصرف انرژی بیشتر از رشد تولید ناخالص داخلی می‌باشد و این مسئله، افزایش شدت انرژی طی سال‌های اخیر را نشان می‌دهد. از سوی دیگر مصرف انرژی تابع معکوسی از قیمت آن است و تغییر قیمت انرژی، اثری مهم در مصرف انرژی و در نتیجه در تولید ناخالص داخلی دارد. بحث انرژی و حامل‌های آن به عنوان یکی از عوامل اصلی در تداوم رشد کشورهای صنعتی و تولید اقتصادی اجتماعی سایر کشورها از اهمیت بسزایی برخوردار است. این موضوع در ایران به دلیل نقش محوری انرژی به ویژه سهم بالای درآمدهای حاصل از نفت خام و فرآورده‌های آن در درآمد ملی و نیز سهم بالای یارانه‌های پرداختی به مصرف حامل‌های انرژی، مقدار و نحوه پرداخت آن به بخش‌های تحت پوشش و سایر مسائل مربوطه،

1. Stern (1993)
2. Ayres & Nair (1994)
3. Brendt (1978)
4. Denison (1979)

طی چند سال اخیر مورد توجه سیاست‌گذاران و اقتصاددانان به منظور یافتن راهی بهتر برای منطقی کردن امر تخصیص یارانه‌ها بوده است. زیرا زیاد بودن حجم یارانه‌های پرداختی در زمینه انرژی، خود عامل مهمی در افزایش کسری بودجه دولت، افزایش نرخ مصرف بی‌رویه منابع انرژی، قاچاق حامل‌های انرژی، محدود شدن منبع ارزی و توزیع ناعادلانه ثروت‌های ملی محسوب می‌گردد. از سوی دیگر، پایین بودن قیمت انرژی در داخل کشور منجر به اقتصادی شدن روش‌ها و فنونی می‌گردد که اتلاف انرژی در آنها زیاد است. این امر منجر به افزایش شدت انرژی نسبت به بسیاری از دیگر کشورها شده است. شدت انرژی نشان می‌دهد که برای تولید مقدار معینی از کالاها و خدمات چه میزان انرژی به مصرف رسیده است. کشور ایران به عنوان کشوری رو به رشد و برخوردار از منابع بزرگ نفت و گاز یکی از کشورهای مهم جهان در مبحث انرژی است. بنابراین، برنامه‌ریزی برای تولید و مصرف انرژی از جمله کاهش شدت انرژی مصرفی بخش‌های اقتصادی کشور از اهمیت فراوانی برخوردار است (آرمن و زارع، ۱۳۸۴: ۱۱۹). بر اساس آمارهای رسمی، ایران پس از ازبکستان، آذربایجان و قزاقستان دارای بالاترین شدت انرژی است و لازم است که با سیاست‌گذاری مناسب، به اصلاح روند در کشور پرداخته شود. اما سؤالی که مطرح است این است که اصلاح قیمت حامل‌های انرژی و توزیع نقدی یارانه در سطح اقتصاد خرد و کلان چه پیامدهایی به دنبال خواهد داشت. با اجرای قانون هدفمند شدن یارانه‌ها و در نتیجه، افزایش حامل‌های انرژی، سرمایه‌گذاری در بعضی بخش‌ها کاهش یافته و باعث کاهش تولید در آن بخش‌ها شده است (بیدآباد، ۱۳۸۳: ۱۰۷). گر چه عواملی مانند جایگزینی انرژی با سایر نهاده‌های تولیدی، بهبود فناوری‌های تغییر در ترکیب منابع انرژی و تغییر ترکیب کالاهای تولیدی می‌تواند تا اندازه زیادی موجب کاهش مصرف و کاهش شدت انرژی شده و در نتیجه موجب تضعیف رابطه رشد اقتصادی و مصرف انرژی گردد، اما به هر حال بایستی قبول کرد که این عوامل تنها تا حد معینی قادر هستند که وابستگی رشد اقتصادی به مصرف انرژی را کاهش دهند. در شرایطی که مصرف انرژی بر روی تولید تأثیر مثبتی داشته باشد، افزایش مصرف انرژی سبب رشد اقتصادی می‌شود، در این صورت باید در اجرای هر گونه سیاست قیمتی انرژی با احتیاط کامل عمل شود. کشور ایران دارای منابع عظیم انرژی است و انرژی نیز به صورت یکی از مهم‌ترین عوامل تولید در زیربخش‌های اقتصادی مطرح می‌باشد و اعمال هرگونه سیاست قیمتی در رابطه با حامل‌های انرژی اثر مستقیمی بر تولید و رشد اقتصادی کشور خواهد داشت (آماده و همکاران، ۱۳۸۸: ۳۵).

۲-۴- نقش دولت و سیاست‌های اقتصادی در رشد اقتصادی

اقتصاددانان کلاسیک عمدتاً عدم دخالت دولت در اقتصاد را تجویز می‌کنند، ولی کینز دولت را عامل رفع بحران‌ها معرفی می‌کند. امروزه اقتصاددانان صرف نظر از مکاتب فکری مختلف بر دخالت دولت در راه نیل به رشد اقتصادی تأکید می‌ورزند. رشد و شکوفایی کشورهای پیشرفته تا حد زیادی مرهون دخالت و رهبری دولت‌ها بوده است. دولت‌ها می‌توانند با استفاده از ابزارهای مالی و پولی که در اختیار دارند، منحنی تقاضای اقتصاد را انتقال دهند و از این طریق، به اهداف مهمی، چون رشد تولید یا کاهش بیکاری، مهار تورم و تثبیت اقتصادی دست یابند (فلاحتی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۱۷).

در سال‌های اخیر توجه اقتصاددانان در تلاش جهت یافتن توضیحی برای رشد اقتصادی خیره کننده در کشورهای شرق آسیا و ناکامی اغلب کشورهای افریقایی و امریکای لاتین در دستیابی به اهداف توسعه در نیمه دوم قرن بیستم، بر مباحث بلندمدت رشد و توسعه به ویژه سهم سیاست‌های دولت و نقش و کارکرد نهادها متمرکز شده و در این زمینه نظریات جدیدی مطرح شده است (آذرمند، ۱۳۸۵: ۱۲۰). در مباحث جدید بر کارکرد نهادهایی تأکید می‌شود که با شکل دادن ساختار انگیزشی می‌توانند فعالیت‌های مولّد را در جامعه به پیش برده یا مانعی بر سر راه آن باشند. به نظر می‌رسد اختلاف زیادی که در ماهیت و عملکرد نهادها میان کشورهای مختلف وجود دارد یکی از علل بسیار مهم تفاوت در سطوح توسعه یافتگی کشورهاست. نهادها اعم از رسمی و غیر رسمی تعیین کننده انگیزه‌ها و محدودیت‌های اقتصادی بوده و می‌توانند بخشی از علل موفقیت یا ناکامی فرآیندهای توسعه در کشورهای مختلف را توضیح دهند. نورث (۱۹۹۱)[1] با تمایز قائل شدن بین سازمان‌ها و نهادها، سازمان‌ها را به بازیگران و نهادها را به قوانین بازی تشبیه می‌کند. در کشورهای در حال توسعه، کانون‌های قدرت و نهادهای سیاسی و حقوقی، نقش تعیین کننده‌ای در فرآیند توسعه دارند (آذرمند، ۱۳۸۵: ۱۲۲). عوامل نهادی نظیر قوانین اقتصادی، سیاست‌های دولت، نظام‌های حقوقی و غیره، شکل دهنده محیط‌های اقتصادی برای تولید و

1. North (1991)

تجارت هستند. اگر ساختار یک اقتصاد، سرمایه‌گذاری و تولید را تشویق کند موجبات توسعه و پیشرفت اقتصادی را فراهم می‌کند. اگر کارآفرینان نتوانند نسبت به دریافت بازده سرمایه‌گذاری خود مطمئن باشند، سرمایه‌گذاری نخواهند کرد. این امر برای سرمایه‌گذاری در سرمایه‌های فیزیکی، مهارت یا فناوری صادق است. به طور کلی دولت به عنوان یک عامل مهم و مؤثر می‌تواند با تصمیمات خود و اجرای سیاست‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی بر روی رشد اقتصادی اثر گذارد. مهم‌ترین سیاست‌های اقتصادی اثرگذار دولت بر روی رشد اقتصادی عبارتند از: ۱) سیاست‌های تشویق به پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، ۲) سیاست‌های تحقیق و توسعه، (۳) سیاست حذف موانع برای فعالیت‌های بخش خصوصی، ۴) گسترش خدمات اجتماعی و زیرساخت‌ها، ۵) سیاست‌های پولی، مالی و کسر بودجه، ۶) سیاست‌های حمایتی در حوزه تجارت خارجی، ۷) سیاست‌های توزیع مجدد درآمد میان اقشار کم درآمد جامعه.

۳- پیشینه تحقیق

برخی از مطالعات و تحقیقات تجربی انجام شده درباره عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی کشور ایران عبارتند از:

۱ـ متغیرهای جمعیتی، اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران: در طول تاریخ، دولت‌ها با اندازه‌های متفاوت در شرایط زندگی اقتصادی و اجتماعی مردم دخالت کرده‌اند. به نظر اقتصاددانان کینزی، برخی اوقات در شرایط رکود اقتصادی حضور فعال‌تر دولت‌ها لازم و برخی اوقات وجود آنان مزاحمت‌هایی را برای رشد اقتصادی به وجود می‌آورد و باید تا حد زیادی محدود شود. بر این اساس، می‌توان ادعا کرد مخارج دولت نشان دهنده تمهیداتی است که برای دست‌یابی به رشد اقتصادی شکل می‌گیرد. سطح مخارج دولت، نشان دهنده حجم عملیات یا اندازه دولت است. بنابراین همیشه اندازه مطلوب دخالت دولت در فعالیت‌های اقتصادی، مورد توجه اقتصاددانان بوده است. این تحقیق با وارد کردن متغیرهای جمعیتی، تأثیر اندازه دولت بر نرخ رشد اقتصادی را بررسی و نشان می‌هد که نه تنها متغیرهای جمعیتی بر رشد اقتصادی تأثیرگذار است، بلکه تأثیر اندازه دولت را نیز مشخص می‌کند. بار تکفل، سنین پیر و جوان با اندازه دولت رابطه مثبت دارد. علاوه بر این هنگامی که متغیرهای جمعیتی وارد معادلات رشد می‌شوند، تأثیر اندازه دولت بر نرخ رشد اقتصادی به‌طور معنی‌دار منفی می‌شود (سوری و کیهانی‌حکمت، ۱۳۸۲: ۵۳).

۲ـ تحلیل متغیرهای اثرگذار بر رشد اقتصادی: این پژوهش به تحلیل چگونگی اثربخشی عوامل اثرگذار بر رشد اقتصادی در سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۹پرداخته است. نتایج نشان دهنده اثربخشی سرمایه‌گذاری و اشتغال بر رشد اقتصادی است. به نظر می‌رسد که انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی و سیاست‌های اقتصادی نقش بسیار مهمی در تأثیرپذیری رشد اقتصادی خواهد داشت. نتایج تحقیق حاکی از عدم تأثیرپذیری سرمایه‌گذاری دولتی از نرخ سود سپرده‌های بانکی بلندمدت است و در عوض نشان دهنده تأثیرپذیری بالای این متغیر از درآمدهای نفتی و تولید ناخالص داخلی است. سرمایه‌گذاری خصوصی و دولتی نقشی اساسی در افزایش تولید دارند به نحوی که نتایج تجربی نشانگر اثربخشی بیشتر سرمایه‌گذاری دولتی نسبت به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بر رشد اقتصادی ایران است. نتایج آزمون‌های علّیت نشان دهنده مسیر علّی یک طرفه از جانب سرمایه‌گذاری دولتی بر رشد اقتصادی است در حالی که این بحث در مورد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی، مسیری معکوس را نشان می‌دهد (نیکومرام، ۱۳۸۲: ۲۵۵).

۳ـ آثار غیرخطی متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد اقتصادی با تأکید بر نرخ ارز- مورد ایران: در این مطالعه ضمن آزمون عدم تقارن نوسانات نرخ ارز (برحسب تکانه‌های مثبت و منفی) بر تولید حقیقی، با استفاده از الگوی رگرسیونی سری زمانی غیرخطی (STR)، عوامل تعیین کننده رشد تولید حقیقی در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۶ـ۱۳۳۸ تبیین شده است. در تصریح معادله رشد تولید، علاوه بر لحاظ کردن تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز، تأثیر سایر عوامل (متغیرهای کنترلی) شامل هر دو گروه عوامل طرف عرضه (مانند درآمدهای نفتی و سرمایه‌گذاری) و عوامل طرف تقاضا (مانند مخارج دولت) مورد توجه قرار گرفته است. نتایج به دست آمده در زمینه فرضیه اصلی تحقیق مبنی بر عدم تقارن تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز، دلالت بر آن دارد که تکانه‌های منفی اثرات به مراتب بیشتری بر کاهش رشد اقتصادی نسبت به تکانه‌های مثبت دارد. در حقیقت، تکانه‌های منفی نرخ ارز حقیقی (تقویت ارزش حقیقی پول داخلی) رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد، در حالی که تکانه‌های مثبت نرخ ارز اثر مشابهی بر تولید نداشته و قادر نیست تولید را به سطح اولیه آن برگرداند. در ادامه با استفاده از مدل‌های غیرخطی و بررسی روابط میان تولید و متغیرهای سیاستی، ضمن مشاهده افزایش قدرت توضیح دهندگی مدل، می‌توان نتیجه گرفت که رشد تولید حقیقی در اقتصاد ایران نسبت به سطوح متفاوت رشد مخارج دولتی رفتاری نامتقارن

نشان می‌دهد. متغیرهای کاهش نرخ ارز، نسبت سرمایه‌گذاری به تولید، مخارج دولت و عدم تعادل پولی در رژیم پایین مخارج دولتی، اثرات با اهمیتی بر رشد اقتصادی دارند، اما در رژیم بالا اثرات متغیرهای مذکور به میزان قابل توجهی کاهش پیدا می‌کند (مهرآرا و سرخوش، ۱۳۸۹: ۲۰۱).

۴ـ الگوسازی و پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران با رویکرد شبکه عصبی GMDH: در این تحقیق از شبکه عصبی GMDH، به‌عنوان ابزاری با قابلیت بالا در مسیریابی و تشخیص روندهای غیرخطی پیچیده، به‌ویژه با تعداد مشاهدات محدود، برای الگوسازی و پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت در ایران استفاده شده است. ابتدا الگویی بنیادی شامل ۷ متغیر همراه با وقفه اول رشد تولید ناخالص داخلی طراحی و سپس با استفاده از فرایند قیاسی و نیز کنار گذاشتن هر متغیر از الگوی بنیادی، در مجموع ۱۸ مدل اجرا شد. نتایج تحقیق نشان داد الگوهای حاصل از کنار گذاشتن رشد صادرات کل، رشد صادرات نفت و رشد حجم تجارت از الگوی بنیادی، به ترتیب بیش‌ترین سهم را در کاهش خطای پیش‌بینی دارا هستند. همچنین اثر مضاعف رشد هزینه‌های دولت بر متغیر هدف، مؤید نتایج مطالعات اخیر در کشورهای در حال توسعه نفتی است. برتری شبکه عصبیGMDH در دقت پیش‌بینی رشد اقتصادی نسبت به روش ARIMA، بر اساس معیارهای خطا نیز مورد تأیید قرار گرفت (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱).

۵- بررسی تأثیر متغیرهای نهادی بر رشد اقتصادی در کشورهای جهان: در این تحقیق، ارتباط بین متغیرهای نهادی و نرخ‌های بلندمدت رشد اقتصادی در ۸۰ کشور مختلف جهان در دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۱ مورد بررسی قرار گرفته است. نهادها اعم از اقتصادی، سیاسی و حقوقی تعیین کننده انگیزه‌ها و محدودیت‌های فعالیت‌های اقتصادی بوده و بخش عمده‌ای از تفاوت در نرخ‌های سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی بین کشورها را توضیح می‌دهند. به منظور بررسی عملکرد نهادها بر مبنای ادبیات موضوع، شاخص‌های مناسبی انتخاب شده و در الگوهای رشد مورد استفاده قرار گرفته‌اند. این شاخص‌ها شامل آزادی اقتصادی، شاخص ثبات سیاسی و شاخص حاکمیت قانون است. نتایج این تحقیق نشان دهنده ارتباط معنی‌دار رشد بلندمدت اقتصادی با عملکرد نهادهای اقتصادی، سیاسی و حقوقی است. در بخش دیگر این تحقیق، روند تغییرات رشد اقتصادی و عوامل تعیین کننده آن به ویژه متغیرهای نهادی در ایران مورد بررسی قرار گرفته است (جعفری‌صمیمی و آذرمند، ۱۳۸۴: ۱۱).

۶ـ تأثیر تأمین اجتماعی بر رشد اقتصادی در ایران، دوره ۱۳۸۳ـ۱۳۵۲: تأمین اجتماعی در پیشرفت و توسعه کشورها اهمیت به‌سزایی دارد. به گونه‌ای که امروزه یکی از شاخص‌های اصلی سنجش پیشرفت هر کشور میزان رشد و گستردگی تأمین اجتماعی آن است. تأمین اجتماعی در حقیقت بر افزایش رفاه اقتصادی اثر می‌گذارد. بنابراین، تأمین اجتماعی تأثیر مستقیم بر تولید ملی و اقتصاد ملی دارد و می‌تواند افزایش این دو شاخص و سرانجام رشد اقتصادی را در پی داشته باشد که خود زمینه اشتغال بیشتر را فراهم می‌کند. در این پژوهش، تأثیر نظام تأمین اجتماعی از بعد بیمه‌ای بر رشد اقتصادی ایران در سال‌های ۱۳۸۳ـ۱۳۵۲ بررسی شده است. برای این منظور، نخست به کمک سه شاخص، سهم سرمایه‌گذاری و هزینه‌ها و اشتغال تأمین اجتماعی، از سرمایه‌گذاری و هزینه‌ها و اشتغال کل محاسبه شده و سپس از یک مدل خطی بهره گرفته شده است که در آن رشد تولید ناخالص داخلی، متغیر وابسته و سهم سرمایه‌گذاری تأمین اجتماعی در سرمایه‌گذاری ملی، سهم هزینه‌های تأمین اجتماعی در هزینه‌های مصرف کل و سهم اشتغال مشمول تأمین اجتماعی در کل اشتغال ملی، به عنوان متغیرهای مستقل مدل در نظر گرفته شده‌اند. بر پایه یافته‌ها، سهم هزینه‌های تأمین اجتماعی در هزینه‌های مصرفی کل و سهم اشتغال مشمول تأمین اجتماعی در اشتغال کل، در دوره مورد بررسی روند افزایشی داشته است. همچنین تأثیر سهم سرمایه‌گذاری تأمین اجتماعی در سرمایه‌گذاری ملی و سهم اشتغال مشمول تأمین اجتماعی در کل اشتغال ملی بر رشد تولید ناخالص داخلی مثبت بوده و سهم هزینه‌های تأمین اجتماعی در هزینه‌های مصرفی کل، تأثیری معنی‌دار نداشته است (نونژاد و بهارلو، ۱۳۸۸: ۳۲).

۷ـ تأثیر متغیرهای پولی بر رشد اقتصادی در ایران با رویکرد پول‌گرایان: بین اقتصاددانان در مورد تأثیر متغیرهای پولی بر متغیرهای واقعی اختلاف نظر وجود دارد. برخی از اقتصاددانان معتقدند تغییر حجم پول فقط تولید اسمی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و بر متغیرهای واقعی اقتصاد نظیر اشتغال واقعی، تولید واقعی و رشد اقتصادی واقعی تأثیری ندارد. برخی دیگر معتقدند به علت وجود توهم پولی در عوامل اقتصادی، متغیرهای پولی می‌توانند در کوتاه‌مدت و حتی در بلندمدت نیز متغیرهای واقعی را تحت تأثیر قرار داده و رشد اقتصادی را افزایش دهند. در این تحقیق، نظریه‌های مختلف اقتصادی در این خصوص مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفته و با استفاده از آمار و اطلاعات موجود، این نظریه‌ها در خصوص اقتصاد ایران، آزمون

شده است. به بیان دیگر، این پژوهش با رویکرد پول‌گرایان به بررسی خنثی بودن یا خنثی نبودن پول طی دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۷در اقتصاد ایران پرداخته است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که در مجموع بین متغیرهای واقعی اقتصاد (تولید و اشتغال) و حجم پول رابطه معنی‌داری وجود ندارد و سیاست‌های پولی در ایران خنثی است. در اقتصاد ایران، تولید ناخالص داخلی واقعی به جز سال‌های اخیر دارای نوسانات شدید نیست و دارای یک مسیر طبیعی است. نرخ بیکاری دارای نوسانات بسیار زیادی است و دارای نرخ طبیعی نیست (لشکری، ۱۳۸۹: ۷۹).

۸ـ تأثیر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر روی ارزش افزوده بخش صنعت: در این تحقیق، اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر ارزش افزوده بخش صنعت بررسی شده است. میزان افزایش در شاخص قیمت حامل‌های انرژی بر اساس قانون مصوب مجلس در سال ۱۳۸۹ تعیین شده است. بر این اساس، میزان ارزش افزوده بخش صنعت برای مدت ۵ سال در ۳ سناریو بر اساس الگوی شبیه‌سازی پویا، پیش‌بینی گردیده است. بر اساس سناریوهای مختلف، قیمت حامل‌های انرژی به ترتیبی افزایش می‌یابد که در سناریوی اول دولت در سال اول اجرای طرح ۱۰۰ هزار میلیارد ریال، در سناریوی دوم ۲۰۰ هزار میلیارد ریال و در سومین سناریو ۴۰۰ هزار میلیارد ریال درآمد کسب می‌کند و قیمت حامل‌های انرژی طی ۵ سال به ۹۰ درصد متوسط قیمت فوب خلیج فارس خواهد رسید. بر اساس نتایج به دست آمده، در صورت افزایش نیافتن قیمت حامل‌های انرژی، ارزش افزوده با نرخ متوسط ۱۰ درصد افزایش می‌یابد. در سناریوی اول میزان ارزش افزوده با نرخ رشد متوسط ۵/۱ درصد افزایش می‌یابد. در سناریوی دوم این میزان با نرخ رشد متوسط ۴/۱ درصد افزایش می‌یابد. در سناریوی سوم، این میزان در سال اول تا سوم با نرخ رشد ۰/۸- درصد کاهش‌می‌یابد و در سال چهارم و پنجم با نرخ رشد متوسط ۷/۳ درصد رشد می‌یابد (صمصامی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱).

بحث انرژی و حامل‌های آن به عنوان یکی از عوامل اصلی در تداوم رشد کشورهای صنعتی و تولید اقتصادی در کشورهای در حال توسعه، از اهمیت بسزایی برخوردار است. این موضوع در ایران به دلیل نقش محوری انرژی و سهم بالای درآمدهای حاصل از نفت خام و فرآورده‌های آن در درآمد ملی و نیز سهم بالای یارانه‌های پرداختی به مصرف حامل‌های انرژی، مقدار و نحوه پرداخت آن به بخش‌های تحت پوشش، طی چند سال اخیر مورد توجه سیاست‌گذاران و اقتصاددانان بوده است. با توجه به اثرات فراگیر ناشی از اجرای طرح هدفمندسازی یارانه‌ها در اقتصاد ایران، خصوصاً افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و افزایش قیمت حامل‌های انرژی و با توجه به پیامدهای این طرح و اثر بر هزینه‌های تولید و اثر بر ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی، در این پژوهش عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی ایران و اثر تغییر قیمت حامل‌های انرژی به دنبال اجرای طرح هدفمندسازی یارانه‌ها، بررسی شده است.

٤- روش و مدل پژوهش

این پژوهش از نوع همبستگی است و در آن رابطه بین رشد اقتصادی و متغیرهای تأثیرگذار، مطالعه شده است. داده‌های آماری مورد استفاده مربوط به سری‌های زمانی اقتصاد ایران است و با توجه به آخرین داده‌های منتشر شده توسط بانک مرکزی ایران که مربوط به سال ۱۳۹۱می‌باشد، دوره زمانی مورد بررسی در این پژوهش، ۱۳۹۱ــ۱۳۷۱ می‌باشد. مانایی متغیرها و سری‌های زمانی پژوهش بر اساس آزمون دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته[1] (ADF) مورد آزمون قرار گرفته است و ضرایب مدل پژوهش با استفاده از سیستم معادلات همزمان و روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای در محیط نرم‌افزار Eviews برآورد شده است.

مدل مورد استفاده در این پژوهش از نوع سیستم معادلات همزمان می‌باشد و در رابطه شماره (۱) ارائه شده است:

(۱)

$$EG = f(IV, OV, GE, TO)$$
$$IV = f(K1, L1, P1, P2)$$
$$OV = f(K2, L2, P1, P2)$$

که در آن:

EG: رشد اقتصادی

IV: ارزش افزوده بخش صنعت

OV: ارزش افزوده سایر بخش‌ها

GE: مخارج دولت

TO: درجه بازبودن تجاری (با شاخص نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی)

K: سرمایه فیزیکی

L: نیروی کار

P: شاخص قیمت حامل‌های انرژی (P1: قیمت بنزین، P2: قیمت برق)

1. Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)

۵- تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مدل

۵-۱- بررسی مانایی سری‌های زمانی تحقیق

اگر متغیرهای سری‌زمانی پایا نباشند، ممکن است مشکلی به نام رگرسیون کاذب بروز کند. در این گونه رگرسیون، هر چند ممکن است هیچ رابطه یا مفهومی بین متغیرها وجود نداشته باشد ولی ضریب تعیین بالا باشد. یک متغیر سری‌زمانی وقتی پایا است که واریانس و ضرایب خودهمبستگی آن در طول زمان ثابت باشد.

در این پژوهش، به منظور بررسی مانایی متغیرهای مدل از آزمون دیکی ـ فولر افزوده یا تعمیم‌یافته در محیط نرم‌افزار Eviews استفاده شده است. بر اساس جدول شماره ۱ و نتایج حاصل از آزمون مذکور، نتایج مانایی حاکی از آن است که برخی متغیرهای تحقیق در سطح و بعضی با یک تفاضل مانا هستند اما دیفرانسیل همه متغیرها و سری‌های زمانی مورد استفاده در مدل، در سطح معنی‌دار پنج درصد، مانا می‌باشند. از این‌رو در این پژوهش، متغیرها به صورت تفاضلی وارد مدل شده‌اند.

جدول ۱. آزمون مانایی سری‌های زمانی پژوهش
(آزمون دیکی ـ فولر تعمیم‌یافته)

سری‌زمانی	سطح / تفاضل	آماره t	سطح معنی‌داری	نتیجه آزمون
EG	تفاضل	-۲/۹۸۵۷	۰/۰۴۸۶	مانا
IV	تفاضل	-۴/۶۹۴۹	۰/۰۰۰۸	مانا
OV	تفاضل	-۴/۹۰۴۴	۰/۰۰۰۵	مانا
GE	تفاضل	-۱/۹۹۴۳	۰/۰۴۵۸	مانا
TO	تفاضل	-۲/۶۵۰۲	۰/۰۱۰۱	مانا
K1	تفاضل	-۴/۷۰۶۹	۰/۰۰۰۸	مانا
K2	تفاضل	-۴/۹۸۳۳	۰/۰۰۰۴	مانا
L1	تفاضل	-۵/۹۷۶۹	۰/۰۰۰۱	مانا
L2	سطح	-۳/۲۳۲۷	۰/۰۲۷۸	مانا
P1	تفاضل	-۳/۴۸۶۷	۰/۰۱۵۸	مانا
P2	تفاضل	-۳/۰۳۹۳	۰/۰۴۲۹	مانا

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۲- برآورد مدل به روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای

قبل از به‌کارگیری روش معادلات همزمان برای برآورد یک معادله، باید با استفاده از مسئله تشخیص، میزان مشخص بودن آن معادله تعیین شود. تعیین درجه تشخیص معادله، مشخص می‌کند، کدام یک از روش‌ها برای برآورد مدل مناسب است. با توجه به مباحث مربوط به تشخیص معادلات همزمان و با توجه به اینکه در این پژوهش با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی نمی‌توان روابط مدل را تخمین زد، از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای استفاده شده است.

خلاصه نتایج حاصل از برآورد مدل به روش سیستمی در جداول شماره ۲ تا ۵ ارائه شده است. ضریب دوربین واتسون نشان از عدم وجود خودهمبستگی داشته و ضریب تعیین نیز بیانگر قدرت توضیح دهندگی مدل می‌باشد.

۵-۳- آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها

نتایج حاصل از آزمون نرمال بودن باقیمانده‌ها بر روی مدل تحقیق و آماره‌های مربوطه از جمله آماره جارک ـ برا[1] بیانگر آن است که فرضیه صفر نرمال بودن باقیمانده‌ها را نمی‌توان رد نمود.

جدول ۲. نتایج آماری حاصل از برآورد مدل

نماد	ضریب	آماره t	سطح معنی‌داری
C (1)	۰/۶۰۱۹	۴/۳۷۲	۰/۰۰۰۱
C (2)	۰/۲۰۸۷	۱۳/۵۴۳	۰/۰۰۰۱
C (3)	۰/۶۴۱۳	۴۸/۱۶۱	۰/۰۰۰۱
C (4)	-۰/۰۰۴۴	-۱/۹۶۴	۰/۰۵۳۱
C (5)	۰/۰۰۲۶	۰/۶۶۵	۰/۵۰۷۸
C (6)	۰/۷۱۲۶	۰/۱۸۳	۰/۸۵۵۰
C (7)	۲/۸۵۲۰	۳/۲۵۷	۰/۰۰۱۷
C (8)	۰/۰۰۳۲	۰/۰۱۹	۰/۹۸۴۵
C (9)	-۰/۰۰۸۰	-۵/۵۲۹	۰/۰۰۰۱
C (10)	-۰/۰۰۷۱	-۵/۰۶۴	۰/۰۰۰۱
C (11)	۸/۷۲۲۰	۵/۶۲۸	۰/۰۰۰۱
C (12)	۰/۲۷۰۸	۲/۱۲۲	۰/۰۳۷۰
C (13)	-۰/۰۵۸۷۰	-۰/۷۸۸	۰/۴۳۲۷
C (14)	-۰/۰۰۳۱	-۳/۷۴۰	۰/۰۰۰۴
C (15)	-۸/۶۹۲۰	-۵/۱۵۴	۰/۰۰۰۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Jarque-Bera

جدول ۳. معادله اول

EG = C(1) + C(2)*IV + C(3)*OV + C(4)*GE + C(5)*TO	
R^2 = ۰/۹۸۸	D-W = ۱/۷۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴. معادله دوم

IV = C(6) + C(7)*K1 + C(8)*L1 + C(9)*P1 + C(10)*P2	
R^2 = ۰/۹۶۵	D-W = ۱/۸۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. معادله سوم

OV = C(11) + C(12)*K2 + C(13)*L2 + C(14)*P1 + C(15)*P2	
R^2 = ۰/۹۶۲	D-W = ۱/۷۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

٦- بحث و نتیجه‌گیری

بر اساس نتایج پژوهش، ارزش‌افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی، اثر مثبت و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی دارد.

با توجه به آنکه اندازه دولت با شاخص نسبت هزینه‌های دولت به تولید ناخالص داخلی سنجیده می‌شود، گسترش دخالت دولت در اقتصاد از طریق پدیده جانشینی جبری یا پدیده رانش[1] و جایگزین شدن بخش دولت به جای بخش خصوصی باعث کاهش هزینه‌های سرمایه‌گذاری خصوصی گردیده و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.

ضریب مربوط به متغیر سرمایه فیزیکی، مثبت و به لحاظ آماری معنی‌دار است. به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاری در بخش‌های اقتصادی باعث رشد ارزش افزوده گردیده و فرایند رشد اقتصادی را تسریع می‌کند.

به لحاظ نظری، گرچه تورم ملایم محرک رشد است اما تورم‌های شدید قادر است مشکلات و موانعی را در مسیر فرایند رشد اقتصادی ایجاد نماید. با توجه به آنکه تغییر پایه‌ای در سطح عمومی قیمت‌ها خود بازتابی از تغییرات در شاخص قیمت حامل‌های انرژی است، پدیده تورم و افزایش قیمت حامل‌های انرژی باعث افزایش هزینه‌های تولید در کوتاه‌مدت گردیده و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی را کاهش می‌دهد (در بلندمدت اگر شرایط ورود تکنولوژی فراهم باشد، افزایش قیمت حامل‌های انرژی ممکن است باعث کاهش مصرف انرژی و در نتیجه، افزایش تولید از طریق ارتقای سطح بهره‌وری گردد). با توجه به ضرایب مربوط به متغیر قیمت حامل‌های انرژی، می‌توان نتیجه گرفت، با حذف یارانه‌های پرداختی به تولیدکنندگان یا عدم عرضه ارزان قیمت مواد اولیه به آنان، هزینه‌های تولید بنگاه‌های اقتصادی افزایش یافته و در نتیجه، باعث کاهش در تولید و کاهش نرخ رشد اقتصادی می‌گردد.

۷- پیشنهادات

بر اساس نتایج تحقیق، پیشنهاد می‌گردد، با تقویت ارزش افزوده بخش‌های اقتصادی کشور خصوصاً بخش صنعت، از طریق توسعه دامنه سیاست‌های ارشادی و فعالیت‌های تحقیق و توسعه، زمینه لازم جهت تسریع رشد اقتصادی کشور فراهم گردد. با توجه به آنکه گسترش بیش از حد مخارج دولت از طریق ایجاد بی‌انظباطی مالی و اشاعه رانت‌جویی، باعث ایجاد عدم‌تعادل‌های کلان اقتصادی بازارها و کاهش بهره‌وری اقتصادی و ایجاد فشار بر روی طرح‌های عمرانی دولت می‌گردد، لذا اجرای گام به گام سیاست تقلیل هزینه‌های جاری و مصرفی دولت و کاهش اندازه بخش عمومی در اقتصاد ایران اجتناب‌ناپذیر است. در شرایطی که بخش صنعت در اقتصاد ایران، وابستگی شدیدی به یارانه پرداختی به حامل‌های انرژی دارد، حذف یک‌باره یارانه پرداختی بر روی انرژی برق، گاز طبیعی، بنزین و گازوئیل، باعث افزایش شدید هزینه‌های نهایی تولید گردیده و سطح بهینه تولید و رقابت‌پذیری صنایع مختلف را تحت تأثیر قرار داده است. کاهش تولیدات صنعتی نیز موجب اختلال در فرایند رشد اقتصادی شده است. با توجه به آنکه بخش‌هایی مانند صنعت و حمل و نقل در فرایند رشد اقتصادی دارای نقش محوری بوده و شدت مصرف انرژی نیز در آنها بالا می‌باشد، حذف یارانه پرداختی به حامل‌های انرژی، بایستی در چند مرحله و به تدریج اجرا گردد تا صنایع کشور فرصت لازم برای تطبیق زمانی و تجدید ساختار و بهبود شیوه تولید خود و مقابله با پیامدهای منفی ایجاد شده را در اختیار داشته باشند. ضروری است، دولت با استفاده مؤثر و کارا از محل درآمدها و پس‌اندازهایی که در اثر حذف یا کاهش یارانه‌ها ایجاد می‌شود با اجرای سیاست‌های حمایتی غیریارانه‌ای و استفاده از سیاست‌های افزایش بهره‌وری در کنار سیاست‌های قیمتی، پیامدهای منفی ناشی از افزایش قیمت حامل‌های انرژی در بخش‌های آسیب‌پذیر مانند بخش صنعت و بخش حمل و نقل را کاهش دهد.

1. Crowding Out

منابع

آذرمند، حمید (۱۳۸۵). "نقش نهادهای سیاسی و حقوقی در توسعه اقتصادی". *فصلنامه روند*، سال هفدهم، شماره ۵۰ و ۵۱، ۱۷۱-۱۱۹.

آرمن، سیدعزیز و زارع، روح‌الله (۱۳۸۴). "بررسی رابطه علّیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳۴۶". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هفتم، شماره ۲۴، ۱۴۴-۱۱۷.

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

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن؛ احراری، مهدی و میرقاسمی، سوده (۱۳۸۸). "الگوسازی و پیش‌بینی رشد اقتصادی ایران با رویکرد شبکه عصبی GMDH". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۸، ۲۴-۱.

بیدآباد، بیژن (۱۳۸۳). "ارتباطات بین بخشی و هدف‌گذاری افزایش اشتغال کشور". *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۴۶، ۱۳۶-۱۰۷.

جعفری‌صمیمی، احمد و آذرمند، حمید (۱۳۸۴). "بررسی تأثیر متغیرهای نهادی بر رشد اقتصادی در کشورهای جهان". *مجله دانش و توسعه*، شماره ۱۶، ۳۶-۱۱.

جنت، محمدصادق (۱۳۸۸). "ابعاد و نتایج طرح هدفمندکردن یارانه‌ها". *دنیای اقتصاد*، شماره ۱۹۹۳، ۳۰-۲۸.

سوری، علی و کیهانی‌حکمت، رضا (۱۳۸۲). "متغیرهای جمعیتی، اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۹ و ۱۰، ۷۵-۵۳.

صمصامی، حسین؛ ناظم، محسن و قربان‌نژاد، مجتبی (۱۳۹۰). "تأثیر افزایش قیمت حامل‌های انرژی بر روی ارزش افزوده بخش صنعت". هشتمین همایش ملی انرژی.

فطرس، محمدحسن؛ آقازاده، اکبر و جبرائیلی، سودا (۱۳۹۱). "بررسی میزان تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه (شامل ایران)، دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۰". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال نهم، شماره ۳۲، ۷۲-۵۱.

فلاحتی، علی؛ الماسی، مجتبی و آقایی، فاطمه (۱۳۸۸). "تأثیر سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی". *دوفصلنامه علمی* پژوهشی جستارهای اقتصادی، سال ششم، شماره ۱۱، ۱۳۱-۱۰۹.

قره‌باغیان، مرتضی (۱۳۹۳). "اقتصاد رشد و توسعه". جلد اول، نشر نی.

کریمی پتانلار، سعید؛ نادمی، یونس و زبیری، هدی (۱۳۹۴). "اندازه دولت و بیکاری در اقتصاد ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱۸، ۶۴-۵۱.

لشکری، محمد (۱۳۸۹). "تأثیر متغیرهای پولی بر رشد اقتصادی در ایران با رویکرد پول‌گرایان". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال اول، شماره ۱، ۱۰۶-۷۹.

مهرآرا، محسن و سرخوش، اکبر (۱۳۸۹). "آثار غیرخطی متغیرهای کلان اقتصادی بر رشد اقتصادی با تأکید بر نرخ ارز (مورد ایران)". مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۳، ۲۲۸-۲۰۱.

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*، سال پنجم، شماره ۱۹، ۲۴-۱۱.

نونژاد، مسعود و بهارلو، علی‌اصغر (۱۳۸۸). "تأثیر تأمین اجتماعی بر رشد اقتصادی در ایران (۱۳۸۳-۱۳۵۲)". *مجله کار و جامعه*، شماره ۱۰۸، ۴۳-۳۲.

نیکومرام، هاشم (۱۳۸۲). "تحلیل متغیرهای اثرگذار بر رشد اقتصادی". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۰ و ۱۱، ۲۸۰-۲۵۵.

Ayres, R. & Nair, I. (1984). "Thermodynamics and Economics". *Physics Today*, 35, 62-71.

Basu, R. (2002). "An Analysis of Energy Use and its Relationship to Changes in Economic Structure: The Canadian Example between 1971 and 1990". *14th International Conference on Input-Output Techniques,* Montréal, October 10-15, 2002.

Berndt, E. R. (1978). "Aggregate Energy, Efficiency, and Productivity Measurement". *Annual Review of Energy*, 3, 225-273.

Denison, E. F. (1979). "Explanation of Declining Productivity Growth". *Survey of Current Business*, 59(8), Part II, 1-24.

North, D. (1991). "Institutions". *Journal of Economic Perspectives*, 5(1), 97-112.

Stern, D. I. (1993). "Energy and Economic Growth in the USA: A Multivariate Approach". *Energy Economics*, 15, 137-150.

The World Bank (2008). "Social and Economic Development". *Group Middle East and North Africa Region*.

پیوست‌ها:

System: SYS01
Estimation Method: Weighted Two-Stage Least Squares
Date: 10/11/15 Time: 04:16
Sample: 1361 1391
Included observations: 31
Total system (balanced) observations 93
Linear estimation after one-step weighting matrix

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.601956	0.137679	4.372175	0.0000
C(2)	0.208748	0.015413	13.54356	0.0000
C(3)	0.641322	0.013316	48.16072	0.0000
C(4)	-0.004448	0.002264	-1.964678	0.0531
C(5)	0.002640	0.003968	0.665371	0.5078
C(6)	0.712619	3.886223	0.183371	0.8550
C(7)	2.852017	0.875619	3.257143	0.0017
C(8)	0.003177	0.162545	0.019548	0.9845
C(9)	-0.008011	0.001288	-5.529319	0.0000
C(10)	-0.007121	0.001406	-5.063811	0.0000
C(11)	8.721995	1.544350	5.628252	0.0000
C(12)	0.270832	0.127620	2.122176	0.0370
C(13)	-0.058706	0.074436	-0.788677	0.4327
C(14)	-0.003118	0.000834	-3.740205	0.0004
C(15)	−8.691993	1.686320	−5.154415	0.0000
Determinant residual covariance		5.05E-10		

Equation: EG=C(1)+C(2)*IV+C(3)*OV+C(4)*GE+C(5)*TO
Instruments: IV OV GE TO KI K2 L1 L2 P1 P2 C
Observations: 31

R-squared	0.988801	Mean dependent var	12.45030
Adjusted R-squared	0.988751	S.D. dependent var	0.389439
S.E. of regression	0.004244	Sum squared resid	0.000450
Durbin-Watson stat	1.742150		

Equation: IV=C(6)+C(7)*K1+C(8)*L1+C(9)*P1+C(10)*P2
Instruments: IV OV GE TO KI K2 L1 L2 P1 P2 C
Observations: 31

R-squared	0.964889	Mean dependent var	10.98235
Adjusted R-squared	0.959487	S.D. dependent var	0.567747
S.E. of regression	0.114274	Sum squared resid	0.339525

Durbin-Watson stat	1.801296

Equation: OV=C(11)+C(12)*K2+C(13)*L2+C(14)*P1+C(15)*P2
Instruments: IV OV GE TO KI K2 L1 L2 P1 P2 C
Observations: 31

R-squared	0.962369	Mean dependent var	11.96853
Adjusted R-squared	0.956580	S.D. dependent var	0.341354
S.E. of regression	0.071129	Sum squared resid	0.131544
Durbin-Watson stat	1.762042		

System Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/11/15 Time: 04:17
Sample: 1361 1391
Included observations: 31

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.268319	0.371975	1	0.5419
2	-0.435636	0.980522	1	0.3221
3	0.352679	0.642641	1	0.4228
Joint		1.995138	3	0.5734

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.992844	6.61E-05	1	0.9935
2	3.324424	0.135949	1	0.7123
3	3.183441	0.043465	1	0.8349
Joint		0.179480	3	0.9808

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.372041	2	0.8303
2	1.116471	2	0.5722
3	0.686106	2	0.7096
Joint	2.174618	6	0.9030

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و چهارم، پاییز ۱۳۹۵ (۱۵۶ـ۱۴۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 24, September 2016 (145-156)

تبیین تأثیرپذیری رشد اقتصادی از بهبود کارایی مصرف انرژی

***مهدی صادقی شاهدانی[1]**
۱. دانشیار اقتصاد، دانشگاه امام صادق
(دریافت: ۱۳۹٤/۱۱/۱۵ پذیرش: ۱۳۹۵/۳/۱۲)

Energy Efficiency Improvement and its Impact on Economic Growth

***Mehdi Sadeghi Shahdani[1]**
1. Associate Professor of Economics, Imam Sadiq University, Tehran, Iran.
(Received: 4/Feb./2016 **Accepted:** 1/June./2016)

چکیده:

رابطه بین دو مفهوم کارایی انرژی و کارایی اقتصادی یکی از موضوعات بحث انگیز می‌باشد. اکثر تحلیل گران بر این نکته اتفاق نظر دارند که سیاست‌گذاری‌ها باید به گونه‌ای باشد که هزینه‌های کارایی انرژی را با مزایای آن تعدیل کند. در عین حال برخی دیگر نیز بر این عقیده‌اند که تنها بازارهای رقابتی برای رسیدن به سطح مطلوبی از کارایی انرژی کافی است. گروه دیگر می‌گویند که سطح کارایی انرژی که در بازارهای امروزه به دست می‌آید از سطحی که در صورت اجرای کامل فناوری‌های کاهش دهنده هزینه به وجود می‌آید بسیار کمتر خواهد بود. مدل نظری ارائه شده در این مقاله از چند فرض ساده کننده استفاده کرده است که می‌توانند در تحقیقات آینده تعمیم داده شوند. استفاده از تابع تولید کاب ــ داگلاس در این مدل، وقتی کشش جانشینی بین خدمات انرژی و سایر نهاده‌ها برابر با یک گرفته شده است، تقریباً یک حالت خاص است. از تبیین تئوریک پیگیری شده در این مقاله به این نتیجه می‌رسیم که تغییر هزینه خدمات انرژی، اثر یکسانی بر موجودی سرمایه و رشد اقتصادی بلندمدت دارد. بدیهی است که در درازمدت، موجودی سرمایه کلی (K)، خدمات انرژی (X) و تولید کل (Y) با نرخ مشترک g که همان نرخ طبیعی رشد جمعیت است رشد می‌کنند. بدین ترتیب در شرایط پایدار نرخ رشد خدمات انرژی از نرخ رشد اقتصاد بزرگ‌تر یا کوچک‌تر نخواهد بود. این مدل به ما می گوید در شرایط تعادل بلندمدت نرخ رشد خدمات انرژی مقید به نرخ رشد اقتصاد است. همچنین بهبود کارایی انرژی موجبات افزایش موجودی سرمایه، مصرف خدمات انرژی و فعالیت اقتصادی کل را به دنبال خواهد داشت.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، کارایی انرژی، خدمات انرژی، کشش جانشینی، فعالیت اقتصادی.
طبقه‌بندی JEL: O13، O32، O40.

Abstract:

Since efficiency improvements may be viewed as a form of technical change that both reduces the effective cost of energy services and stimulates economic activity, energy demand may, under some circumstances ,rise even as energy productivity improves. This paper examines this hypothesis using a simple model that distinguishes the roles of energy and energy services in production activities. This paper examines this hypothesis using a simple model that distinguishes the roles of energy and energy services in production activities. This paper considers a model of economic growth where improvements in energy efficiency constitute a form of technical change that stimulates increased levels of capital investment and economic activity. The model examined here include energy services, not energy per se, in the aggregate production function. A structure is specified in which energy services are produced using both energy and non-energy inputs like capital stock. In this model, improved energy efficiency entails increased energy use only if (i) energy accounts for a large fraction of the total cost of energy services and (ii) the production of energy services constitutes a substantial fraction of economic activity. The theoretical model examined in this paper employs a number of simplifying assumptions that might be generalized in future research. The model's focus on the Cobb-Douglas production function, where the elasticity of substitution between energy services and other inputs is set equal to one, constitutes something of a special case. The Cobb-Douglas functional form is useful because it permits the analysis of closed-form solutions to the model. Relaxing this assumption is unlikely to affect the insights that emerge by developing the distinction between energy use and energy services. According to the model justified for Iran , improvements in energy will cause a net increase in energy use and economic activity. Additionally , changes in the cost of energy services have identical impacts on capital accumulation and long run economic growth. Changes in unit cost will have major impacts o aggregate economic activity if energy services constitute a large share of gross output.

Keywords: Economic Growth, Energy Efficiency, Energy Services, Substitution Elasticity, Economic Activity.
JEL: O13, O32, O40.

* **نویسنده مسئول:** مهدی صادقی شاهدانی
E-mail: shahdani@yahoo.com

*Corresponding Author: Mehdi Sadeghi Shahdani

۱- مقدمه

اگر چه بحث بر سر ریشه‌های «شکاف کارایی» همچنان استمرار دارد، ولی یک ادبیات نوظهور آن را تا حدودی به شکست‌های بازار در رابطه با عدم تقارن اطلاعات، هزینه‌های مبادله و تصمیم‌گیری‌های لحظه‌ای نسبت می‌دهد. دخالت‌های دولت برای تسهیل ورود فناوری‌های مؤثر در هزینه و کارایی انرژی زمانی توجیه اقتصادی خواهد داشت که هزینه برنامه‌ها و سیاست‌های اتخاذ شده برای فائق آمدن بر این گونه محدودیت‌های بازار، کمتر از منافع حاصل باشد (خازوم[1]، ۱۹۸۰: ۲۴). تحلیل‌گران فناوری عموماً کارایی انرژی را راهی برای کاهش هزینه‌های زیست محیطی مصرف انرژی بدون ایجاد کاهش در تهیه خدمات انرژی می‌دانند. (رابیا[2] و فیصل، ۲۰۱۵: ۲۱۵). از این نقطه نظر، بهبود فناوری می‌تواند از ورود بحث‌های ریشه‌ای پیرامون قیمت گذاری کارای انرژی، به خصوص مشکلات مربوط به سنجش هزینه‌های خارجی و مخالفت‌های سیاسی با مالیات بر انرژی جلوگیری نماید (سانستاد و هوارت[3]، ۱۹۹۴: ۸۱۵).

در این مقاله ضمن بررسی پیشینه مطالعات انجام گرفته و تأکید بر ملاحظات تجربی به تبیین نظری رابطه انرژی مصرفی در فرایندهای تولیدی و رشد اقتصادی خواهیم پرداخت. اصلاح شدت انرژی و کاهش هزینه خدمات انرژی و تبیین تئوریک رابطه بهبود کارایی مصرف انرژی و رشد اقتصادی پایان بخش این مقاله خواهد بود. نوآوری مقاله در بررسی تئوریک رابطه بین کارایی انرژی، خدمات انرژی و سطح فعالیت‌های اقتصادی در سطح کلان اقتصاد می‌باشد. تطبیق این رابطه بر واقعیت‌های اقتصاد ایران از جنبه‌های دیگر این نوآوری است. در این مقاله از واژه کارایی انرژی به تناوب استفاده می‌شود که منظور میزان انرژی مصرفی به ازا یک واحد فعالیت اقتصادی می‌باشد. کارایی اقتصادی همان مفهوم اقتصاد خردی را داراست (شوجی و همکاران[4]، ۲۰۱۴: ۱۱۰)، همچنین منظور از تولید ناخالص، تولید ناخالص داخلی است.

۲- پیشینه مطالعات انجام گرفته

اعتقاد به این مطلب که بهبود کارایی انرژی می‌تواند لزوماً باعث کاهش مصرف انرژی گردد، توسط خازوم مورد تردید قرار گرفته است (خازوم، ۱۹۸۰: ۲۷). وی معتقد است که بهبود کارایی انرژی، هزینه مؤثر خدمات انرژی را کاهش می‌دهد و چون کاهش هزینه‌ها متضمن افزایش تقاضاست، بهبود در کارایی انرژی باعث کاهشی به نسبت کمتر در مصرف انرژی می‌شود. اگر تقاضای خدمات انرژی به اندازه کافی نسبت به هزینه، کشش پذیر باشد مسلماً بهبود در کارایی انرژی، تقاضای انرژی را افزایش خواهد داد. به دنبال مقاله مذکور، به طور جدی روی اهمیت تجربی این« اثربرگشتی» در این ادبیات مطالعاتی صورت گرفت. به عنوان مثال دوماگان و ماونت[5] (۱۹۹۳: ۱۸۱) از یک مدل لاجیت[6] تعمیم یافته برای بررسی تأثیرات بهبود کارایی بر تقاضای برق خانگی در ایالت نیویورک استفاده نموده و مشاهده کردند که در بسیاری از موارد، اثرات برگشتی بی‌اهمیت است. تحقیق دیگری نشان می‌دهد که مطالعات و بررسی‌هایی که خدمات انرژی را ثابت فرض می‌کنند، معمولاً صرفه‌جویی حاصل از فناوری‌های کارای انرژی را یک تا بیست درصد بیش از حد تخمین می‌زنند (سانستاد و هوارت، ۱۹۹۴: ۸۱۳). بر اساس این تحقیق اهمیت کم اثرات برگشتی را می‌توان با دو دسته از عوامل توضیح داد: اولاً) تقاضای خدمات به خصوص در بخش خانگی که معمولاً خدمات انرژی در حد اشباع یا نزدیک به آن است و مصرف انرژی نسبت به هزینه، کشش پذیر است. ثانیاً) هزینه‌های انرژی در بخش خانگی اغلب جزء کوچکی از هزینه خدمات انرژی کل اقتصاد است. لذا تغییرات بزرگ در شدت انرژی[7]، تغییر چندانی در انگیزه مصرف کنندگان ایجاد نمی‌کند. این تعمیم به معنی این نیست که بهبود کارایی انرژی همیشه توأم با کاهش مصرف انرژی است (تایون و همکاران[8]، ۲۰۰۹: ۵۴۷۶).

اسکات[9] در تحقیق میدانی خود تأثیر بهبود کارایی انرژی بر گرمایش خانگی را مورد بررسی قرار داده است. در مواردی که مصرف کنندگان برای صرفه‌جویی در مصرف انرژی، اتاق‌های کمتری از منزلشان را گرم نگه می‌دارند، عایق کاری بدنه ساختمان و تدابیر مشابه دیگر، به منظور بهبود کارایی بیشتر، انگیزه‌های نیرومندی برای افزایش سطح خدمات انرژی فراهم

1. Khazzoom (1980)
2. Rabia & Faisal (2015)
3. Sanstad & Howarth (1994)
4. Shujie (2014)
5. Dumagan & Mount (1993)
6. Logit
7. Energy Intensity
8. Taiwen et al. (2009)
9. Scott (1980)

می‌کند. این پدیده بیشتر در مورد خانوارهای کم درآمدی صادق است که کارایی انرژی پایین و در نتیجه هزینه انرژی بالایی را تحمل می‌کنند و البته جزء کوچکی از بازار مصرف خانگی را تشکیل می‌دهند (اسکات، ۱۹۸۰: ۱۳۵).

مقاله بروکس[1] برای بررسی اثرات کارایی انرژی بر رشد اقتصادی بلندمدت، این بحث را گسترش می‌دهد. اساس مطلب بروکس این است که بهبود کارایی انرژی مؤثر بر هزینه را می‌توان نوعی پیشرفت فنی تلقی کرد که تولید و سرمایه‌گذاری خالص را افزایش داده و لذا رشد اقتصادی را تسریع می‌کند. چرا که تقاضای خدمات انرژی بوسیله درآمد مصرف کنندگان و نیاز به انرژی به عنوان یک نهاده تعیین می‌شود. در صورت ثابت بودن سایر شرایط، افزایش رشد اقتصادی باید به افزایش تقاضای انرژی منجر شود. به عبارت دیگر اگر اثر رشد به اندازه کافی بزرگ باشد، ممکن است آثار مستقیم کاهش در ضرایب تولید انرژی را جبران کرده و بنابراین بهبود کارایی انرژی در واقع رشد مصرف انرژی را افزایش دهد (بروکس، ۱۹۹۰: ۲۰۰).

بروکس بدون هیچ پیش شرطی و به طور کلی ادعا می‌کند که: کاهش در انرژی بری محصول چنانچه به اقتصاد آسیب نرساند باعث افزایش تقاضای انرژی در سطح کلان اقتصادی می‌شود. اما به نظر می‌رسد که استدلال وی بیشتر متکی بر تلقی عامیانه و ساده شده از رابطه تاریخی بین مصرف انرژی و فعالیت اقتصادی است (بروکس، ۱۹۹۰: ۲۰۱). در این راستا، گراب[2] (۱۹۹۰: ۷۸۴) ضمن رد جزییات استدلال بروکس، ادعا می‌کند که بروکس نتایج تجربی متناقض درباره اثر برگشتی را نادیده گرفته است. با این حال بروکس (۱۳۹۳: ۳۴۶ و ۱۳۹۲: ۳۹۱). در مخالفت با این مطلب، می‌گوید که طرفداران بهبود کارایی انرژی تا حد زیادی بازتاب‌های کلان اقتصادی را که با طرح‌هایشان ایجاد می‌شود نادیده گرفته‌اند (اینهابر و ساندرز[3]، ۱۹۹۴).

ساندرز با آوردن یک نمونه تاریخی معروف نشان می‌دهد چرا خازوم و بروکس چنین چیزی را بدیهی فرض کرده‌اند. پیش از انقلاب صنعتی مصرف انرژی منحصر در چوب و سایر منابع تجدید پذیر بود و لذا سوخت‌های فسیلی به خاطر کمبود فناوری‌های کارا که آنها را قابل استفاده کند دارای اهمیت اقتصادی نبودند. در این شرایط موج ابداعات، بازدهی حرارتی موتورهای بخار و زغال سنگ سوز را بالا برد و توأماً نیاز انرژی صنعت فولاد را کاست. این ارتقای کارایی، هزینه مؤثر استفاده از زغال سنگ را کاهش داد و باعث تغییرات گسترده‌ای در روش‌های تولید و ساختار اقتصاد شد. در نتیجه این تغییرات، مصرف زغال سنگ در اواخر قرن نوزدهم به طور سرسام‌آوری رشد نمود. به عبارت دقیق‌تر ساندرز مدل ساده‌ای از رشد اقتصادی را در نظر می‌گیرد که تولید کل تابعی از نهاده‌های کار، سرمایه و انرژی است (ساندرز، ۱۹۹۲: ۱۳۳). ساندرز ثابت می‌کند که اگر هزینه مؤثر تولید و مصرف انرژی در طول زمان ثابت باشد، تأثیر خالص تغییر فناوری بهبود دهنده مصرف انرژی بر مصرف درازمدت انرژی به طور قطع به کشش جانشینی بین انرژی و شاخص کل نهاده‌های کار و سرمایه بستگی دارد. اگر این کشش کمتر از یک باشد، بهبود کارایی انرژی ـ طبق نظر تحلیل‌گران فناوری ـ مستلزم کاهش مصرف انرژی خواهد بود. اما چنانچه کشش مساوی یا بزرگ‌تر از یک باشد مصرف انرژی همراه با کارایی آن افزایش می‌یابد. درجه جانشین پذیری بین انرژی و سایر عوامل در تابع تولید کل به طور جدی در دهه ۱۹۷۰ و اوایل دهه ۱۹۸۰ مورد مطالعه قرار گرفت (برنت و وود[4]، ۱۹۷۹: ۲۶۳). اگر چه بیشتر مطالعات نشان می‌داد که نیروی کار و انرژی به طور نسبی جانشین هستند، اما یافته‌ها در مورد جانشینی سرمایه و انرژی نتایج متفاوتی را نشان می‌دادند. به طوری که بررسی‌های سری زمانی متعددی، نشانگر مکمل بودن انرژی و سرمایه و در مقابل، مطالعات برش مقطعی و مقایسه‌های بین‌المللی نشان می‌داد آنها جانشین هستند. سولو بحث می‌کند که با این تناقض عملی معلوم می‌شود که پیش فرض‌های اولیه مربوط به دیدگاه تابع تولید کل مناسب نیست (سولو، ۱۹۸۷: ۶۰۷). در جهانی که تقاضای انرژی با فعالیت‌های متنوعی در سطح بنگاه و خانوار ایجاد می‌شود، وقتی داده‌های نامتجانس به داده‌های ساده کلان تبدیل شوند، بسیاری از اطلاعات مهم از بین می‌رود. به روشی مشابه، شیپر و میرز بر اهمیت این مطلب تأکید می‌کنند که تحلیل تقاضای انرژی باید بر فناوری‌های خاص و رفتارهای مصرف کننده نهایی[5] مبتنی شود (شیپر و میر، ۱۹۹۲: ۱۵۲). به عبارت دیگر اعتقاد دارند که تنها در این نوع تعمیم است که تحلیل گران با ملاحظه

1. Brookes (1990)
2. Grubb (1990)
3. Inhaber & Saunders (1994)
4. Berndt & Wood (1979)
5. End–Use Activities

وابستگی‌های بین کارایی انرژی و کل اقتصاد می‌توانند به نتایج مفیدی دست یابند. علیرغم این نگرانی‌های روش شناختی، مدل‌های رشد کلان همچنان ابزار مهمی‌در اقتصاد انرژی هستند. در این رابطه، لبل با مروری بر ادبیات اقتصادسنجی مرتبط با این موضوع نتیجه می‌گیرد که کشش جانشینی بین انرژی و سایر نهاده‌ها از صفر تا یک تغییر می‌کند (لبل[1]، ۱۹۸۲: ۱۲۰). همچنین مان و ریچلز روی زمینه‌هایی که طبق آمار کشش جانشینی در حدود ۰/۴ می‌باشد مطالعه کرده و مشاهداتشان نشان می‌دهد که درجه جانشین پذیری مورد نیاز برای این که بهبود کارایی انرژی مصرف انرژی را افزایش دهد، بعید است که در یک سیستم اقتصادی واقعی مشاهده شود هرچند که احتمال آن به طور کامل منتفی نیست (مان و ریچلز[2]، ۱۹۹۲: ۹۵).

اما تفاوت روش شناسی ما نسبت به بقیه آن است که این مقاله جنبه دیگری از تحلیل ساندرز را مورد بررسی قرار می‌دهد که عمومیت نتایج آن را زیر سؤال می‌برد. ساندرز بدون در نظر گرفتن تفاوت بین مصرف انرژی، فرض کرده است که انرژی مستقیماً وارد تابع تولید می‌شود. این فرض عملاً مطابق با این نظریه است که خدمات انرژی تنها توسط نهاده انرژی تولید می‌شود. اما در واقع خدمات انرژی هم با انرژی و هم با نهاده‌های دیگر تولید می‌شود. از آنجا که هزینه انرژی عموماً جزء کوچکی از هزینه کل خرید و به کار انداختن تجهیزات انرژی‌بر است، افزایش زیاد در کارایی انرژی، کاهش به نسبت کمتری در هزینه خدمات انرژی به جا می‌گذارد. همچنین این مقاله، اقتصاد فرضی ساده‌ای را در نظر می‌گیرد که با یک تابع تولید کاب ـ داگلاس مشخص می‌شود و کشش جانشینی بین انرژی و سایر نهاده‌ها، واحد می‌باشد. این نوع تصریح از مدل برای قابل حل کردن مسئله بوده و نمونه مهمی را که توسط ساندرز (۱۹۹۲: ۱۳۵) بررسی شده روشن می‌کند. این تحلیل نشان می‌دهد که بهبود کارایی انرژی با فرض‌هایی که به مدل وارد کردیم می‌تواند تقاضای خدمات انرژی را بالا ببرد. در هر صورت این نتیجه وقتی محقق می‌شود که: اولاً) هزینه انرژی، هزینه کل به دست آوردن خدمات انرژی را تحت الشعاع قرار دهد. ثانیاً) مخارج خدمات انرژی نیز بخش بزرگی از فعالیت اقتصادی را تشکیل دهد.

۳- بررسی تجربه‌های مربوط به رابطه کارایی انرژی، مصرف انرژِی و عملکرد اقتصادی در جهان

یک روش برای ارزشیابی فرضیه خازوم ـ بروکس، در نظر گرفتن روندهای بلندمدت کارایی انرژی و فعالیت اقتصادی است. در این راستا فرضیه خازوم–بروکس که به طور مختصر بیان گردید، ادعا می‌کند که بهبود کارایی انرژی با ثابت بودن سایر شرایط، باید نسبت به حالت ثابت بودن کارایی، منجر به افزایش خالص در مصرف انرژی شود. برای تحقق این نتیجه، بهبود کارایی باید باعث افزایش به نسبت بیشتری در فعالیت اقتصادی و تقاضای خدمات انرژی گردد. آمار و اطلاعات مربوط به ایالات متحده در دوره زمانی بلندمدت ۱۹۲۹ تا ۱۹۷۰ به خوبی این مسئله را اثبات می‌کند. طی این سال‌ها و به مرور زمان، قیمت انرژی کاهش می‌یافت. بنابراین ممکن است که بهبود کارایی انرژی به دست آمده طی این دوره را به جای منسوب کردن به جانشینی متأثر از قیمت، عمدتاً به تغییر فناوری نسبت داد. طی این سال‌ها، نسبت مصرف انرژی به تولید ناخالص ملی ـ شاخصی هر چند ابتدایی ولی بسیار مورد استفاده برای کارایی انرژی ـ به علت تغییر در فناوری‌های تولید و ساختار اقتصادی به میزان ۲۱ درصد سقوط کرد. لازم به ذکر است که در همین دوره، تولید ناخالص ملی تا ۲۵۵ درصد افزایش یافت (دپارتمان تجارت آمریکا[3]، ۱۹۷۵: ۵۶) اگر نسبت انرژی به تولید طی این دوره ثابت مانده باشد، سطح مشاهده شده مصرف انرژی در سال ۱۹۷۰ تنها در صورتی می‌تواند به وجود آمده باشد که افزایش فعالیت اقتصادی طی سال‌های ۱۹۲۹ تا ۱۹۷۰ محدود به نرخ رشد ۱۸۲ درصد باشد. بنابراین برای این که بپذیریم فرضیه خازوم –بروکس یک تعمیم تجربی است، باید ثابت کرد که ۲۹ درصد از افزایش در تولید ناخالص ملی که طی این دوره به دست آمده، به خاطر بهبود کارایی انرژی بوده است، اما چنین ادعایی قابل قبول نیست. چنان که دنیسون[4] (۱۹۸۵: ۵۵) می‌نویسد، بهبود شیوه تولید و سرمایه‌گذاری فیزیکی علت اصلی ۵۴ درصد از افزایش در درآمد ملی طی سال‌های ۱۹۲۹ تا ۱۹۸۲ در آمریکا بوده است. اگر چه تفسیر خازوم ـ بروکس (خازوم، ۱۹۸۰: ۳۱) نشان

1. Lebel (1982)
2. Manne & Richels (1992)
3. U.S. Department of Commerce (1975)
4. Denison (1985)

دهنده این است که «بهبود کارایی انرژی» باید عامل ایجاد بیش از نیمی‌از کل این افزایش باشد، ولی آنها بیشتر تلاش کردند تا هزینه‌های نیروی کار و سرمایه را که فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند وارد مدل کنند؛ در حالی که ممکن است سرمایه‌گذاری فیزیکی قابل توجهی با بهبود کارایی یا بدون آن انجام شده باشد. با توجه به این مطلب که انرژی جزء کوچکی از کل فعالیت‌های اقتصادی را تشکیل می‌دهد، کارایی انرژی را از جنبه‌های ضروری محاسبات خود قلمداد نکرده‌اند که یکی از نقائص این استدلال که مربوط به رابطه بین کارایی انرژی و نرخ تولید انرژی است، می‌باشد. شیپر و میرز استدلال می‌کنند که میزان تولید انرژی تا اندازه‌ای متأثر از تغییرات رفتار مصرف کننده و ساختار اقتصادی است که به طور مفهومی با کارایی فنی مصرف انرژی تفاوت دارد (شیپر و میر[1]، ۱۹۹۲: ۷۵؛ هوارت[2] و همکاران، ۱۹۹۳: ۳۲). این دو نویسنده اطلاعات و داده‌های قابل ملاحظه‌ای را در مورد کارایی انرژی و خدمات انرژی در دامنه وسیعی از فعالیت‌های مصرفی انتهایی در کشورهای عمده صنعتی ارائه می‌دهند. در این راستا، ضمن محاسبه شاخص‌های کل کارایی انرژی و خدمات انرژی، تغییرات این شاخص‌ها را نسبت به نرخ تولید انرژی و فعالیت اقتصادی اندازه‌گیری نموده‌اند. به عنوان مثال در ژاپن علیرغم این که کارایی انرژی تنها ۱۴ درصد رشد داشته است، میزان تولید انرژی بین سال‌های ۱۹۷۳ تا ۱۹۸۸، به میزان ۲۸ درصد کاهش را نشان می‌دهد. حدود نیمی‌از تغییر میزان تولید انرژی را می‌توان ناشی از این امر تلقی کرد که خدمات انرژی همپای فعالیت‌های اقتصادی رشد نکرده است. در ایالات متحده نیز تغییرات خدمات انرژی و درآمد ملی رابطه نسبتاً قوی‌تری داشته است. به طوری که ۱۹ درصد بهبود کارایی انرژی با حدود ۲۳ درصد کاهش در میزان تولید انرژی همراه بوده است. طی دو دهه اخیر و به دلیل افزایش بهای انرژی، استفاده از داده‌های این دوره برای تحلیل فرضیه خازوم ـ بروکس کار پیچیده و مشکلی است. شوک‌های نفتی و تغییرات قیمت انرژی باعث یک اثر جانشینی گردیده که به نوبه خود نرخ تولید انرژی و اندازه‌گیری فنی کارایی انرژی را تحت تأثیر قرار داده است. بنابراین نمی‌توان کارایی انرژی که در واقعیت به وجود آمده است را آن طور که بروکس (۱۹۹۰: ۱۹۹) و نویسندگان بعدی معتقدند به تغییرات خالص در کیفیت فناوری نسبت داد. یافتن راه‌حلی در زمینه جنبه‌های تجربی فرضیه خازوم – بروکس به مدل‌های دقیقی احتیاج دارد که بتواند رویکردهای فنی را با کارایی انرژی، مطالعات اقتصاد خرد مربوط به تقاضای خدمات انرژی و مدل‌های اقتصاد کلان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری تلفیق کند. بدیهی است که ساختن چنین مدل‌هایی با توجه به محدودیت‌های متعدد زمانی و اطلاعاتی در چنین تحقیقی میسر نمی‌باشد.

٤- مفهوم کارایی مصرف انرژی

انرژی در وسایل و دستگاه‌های تبدیل کننده، به نوعی دیگر از انرژی، تبدیل می‌شود و از این طریق کالاها و خدمات ارائه می‌گردند. راندمان وسایل و تجهیزات مصرف کننده انرژی نیز در کارایی مصرف انرژی تأثیر بسزایی دارد. راندمان دستگاه‌ها و تجهیزات، متأثر از نوع تکنولوژی و عمر آنهاست. لذا هرچه تکنولوژی عقب افتاده‌تر باشد، مصرف انرژی بالاتر است. در بخش حمل و نقل، موتورهای بنزینی خارجی مصرف انرژی کمتری در مقایسه با موتورهای بنزینی داخلی دارند. اما موتورهای بنزینی خارجی گران‌تر از موتورهای بنزینی داخلی هستند. در بخش حمل و نقل هوایی نیز مصرف بنزین در هواپیماهای توپولوف به مراتب بیشتر از هواپیماهای ایرباس است. در بخش تجاری ساختمان‌های قدیمی‌در مقایسه با ساختمان‌های جدید مصرف انرژی بالاتری دارند. در بخش صنعت نیز ماشین‌ها و دستگاه‌های قدیمی نسبت به انواع جدید آنها انرژی بیشتری مصرف می‌کنند. بدیهی است که در کلیه موارد مذکور مصرف کنندگان انرژی به شکل عقلایی دستگاه‌های با راندمان پایین را مورد استفاده قرار می‌دهند. راندمان پایین دستگاه‌ها و وسایل مصرف کننده انرژی، عدم کارایی مصرف انرژی را موجب می‌شوند اما آنچه موجب می‌شود، بنگاه‌ها به این عدم کارایی تن در دهند رابطه قیمت انرژی با قیمت دستگاه‌ها و وسایل است.(صادقی و عاملی[3]، ۲۰۱۲: ۲۷) یک مصرف کننده موتور بنزینی داخلی با آگاهی از راندمان پایین این موتورها در مقایسه با نوع خارجی آن به این انتخاب دست می‌زند اما در این جریان منفعت خالص اقتصادی او حداکثر می‌شود. مصرف کننده اگر بخواهد انرژی را به

1. Schipper & Meyers (1992)
2. Howarth et al. (1993)
3. Sadeghi & Ameli (2012)

صورت کارا مصرف کند باید از منفعت خالص خود بکاهد و هزینه بالاتری را برای بهبود راندمان در دستگاه خود بپردازد که غیر عقلایی است.

۵- تشریح ساختار کلی مدل

یک اقتصاد رقابتی را با فرض پیوستگی در زمان در نظر می‌گیریم که در آن یک کالای مصرفی– سرمایه‌ای همگن با استفاده از نهاده‌های سرمایه (K)، خدمات انرژی[1] (X) و نیروی کار (L) با توجه به تابع $Y = \alpha K^{\beta} X^{\gamma} L^{1-\beta-\gamma}$ تولید ناخالص تولید می‌شود. در اینجا γ و β مقادیری مثبت می‌باشد که مقادیر آن می‌تواند از روش‌های اقتصادسنجی تخمین زده شود. خدمات انرژی با هزینه واحد ثابت c >۰ تولید می‌شوند که هر دو هزینه انرژی و ماشین آلات را شامل می‌شوند. Y تولید ناخالص را نشان می‌دهد که تابعی از سرمایه فیزیکی، خدمات انرژی و نیروی کار می‌باشد. خدمات انرژی به انرژی استفاده شده در فرایند تولید اطلاق می‌شود (مثل برق، گاز طبیعی و فرآورده‌های نفتی). در تولید خدمات انرژی از انرژی و سرمایه فیزیکی استفاده می‌شود. بنابراین تولید خالص که به دو بخش مصرف و سرمایه‌گذاری فیزیکی تقسیم می‌شود از رابطه Y–cX به دست می‌آید. عرضه نیروی کار در این مدل با جمعیت مساوی گرفته شده است، چنانچه تولید سرانه مساوی است با: $y = \alpha\, k^{\beta} x^{\gamma}$ که $k = \frac{K}{L}$ و $x = \frac{X}{L}$ به ترتیب سرمایه سرانه و خدمات انرژی سرانه می‌باشند y نیز تولید سرانه را نشان می‌دهد و جمعیت با نرخ ثابتی معادل (dL/dt)/L = g> 0 رشد می‌کند، (بدیهی است که این فرض که جمعیت به صورت نمایی رشد می‌کند غیرواقعی است و در عین حال فرض ما، تحلیل را ساده‌تر می‌کند.

اولاً) مدل حاضر فرض می‌کند «خدمات انرژی» و نه نهاده انرژی به خودی خود وارد تابع تولید کل می‌شود. در تحلیلی که خواهد آمد، نشان داده می‌شود زمانی که خدمات انرژی تنها با نهاده انرژی تولید شود این اختلاف از بین می‌رود. ثانیاً) این مدل تنها به حالتی توجه دارد که کشش جانشینی بین انرژی و سایر نهاده‌های تولیدی برابر با واحد می‌باشد. به عبارت دقیق‌تر تابع تولید در این مدل از نوع کاب –داگلاس می‌باشد. در هر نقطه از زمان بازده نهایی خدمات انرژی ($\partial x / \partial y$) با هزینه واحد (c) برابر گرفته شده است، به طوری که رابطه زیر برقرار است. در شرایط تعادل اشتغال کامل به صاحبان انرژی معادل بازدهی نهایی آنها پرداخت می‌شود.

(۱)

$$x = \frac{\gamma y}{c} = \left(\frac{\alpha\gamma}{c} k^{\beta}\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$$

این فرض بر این قضیه استوار است که بهای پرداختی به نهاده‌های تولیدی در بازار رقابتی به اندازه بازده نهایی آنهاست و بر این نکته تأکید می‌کند که در هر نقطه از زمان، تولید خالص نسبت به خدمات انرژی، حداکثر می‌شود. از این توضیح نتیجه گرفته می‌شود که $\gamma = (cx/y)$ سهمی‌از تولید ناخالص است که توسط تولید خدمات انرژی به دست می‌آید. از جانشین کردن معادله (۱) در تابع تولید خواهیم داشت:

(۲)

$$y = \left[\alpha\left(\frac{\gamma}{c}\right) k^{\beta}\right]^{\frac{1}{1-\gamma}}$$

در این مدل نیز فرض می‌شود که سهم ثابتی از تولید (s>0) به سرمایه‌گذاری فیزیکی اختصاص می‌یابد و داریم:

$dk/dt = sY$

که تعادل سرمایه‌گذاری– پس‌انداز را نشان می‌دهد. بدیهی است که انتخاب تولید ناخالص به جای تولید خالص محدودیت چندانی را ایجاد نمی‌کند. طبق فروض مدل، نسبت سرمایه‌گذاری فیزیکی به تولید خالص مقدار ثابتی و به میزان، $s/(1-\gamma)$ می‌باشد.

بنابراین، بیان مطلب فوق برحسب سرمایه سرانه عبارت است از:

(۳)

$$\frac{dk}{dt} = \frac{d\left(\frac{K}{L}\right)}{dt} = sy - gk = s\left[\alpha\left(\frac{\gamma}{c}\right)^{\gamma} k^{\beta}\right]^{\frac{1}{1-\gamma}} - gk$$

اگر چه نرخ پس‌انداز ثابت برای این تحلیل ضرورتی ندارد اما موجبات ساده سازی مشتق‌گیری را فراهم می‌کند. چنانچه نرخ پس‌انداز برای حداکثر شدن نرخ مطلوبیت اجتماعی درون‌زا اختیار شود، نتایج بسیار مشابهی نیز حاصل می‌شود (بلانچارد و فیشر[2]، ۱۹۸۹: ۱۱۱).

1. Energy Services

2. Blanchard & Fischer (1989)

بنابراین، اگر dk/dt مساوی صفر باشد، سرمایه سرانه برای حالت پایدار چنین اقتصادی به شکل زیر قابل محاسبه است:

(۴)

$$k^{*}=\left[\alpha\left(\frac{\gamma}{c}\right)^{\gamma}\left(\frac{s}{g}\right)^{1-\gamma}\right]^{\frac{1}{1-\beta-\gamma}}$$

معادله (۳) نشان می‌دهد وقتی که رابطه $k < k^{*}$ برقرار باشد در این صورت $dk/dt > 0$ و وقتی $k > k^{*}$ باشد آنگاه رابطه $dk/dt < 0$ برقرار است. نتیجه این است که با هر مقدار سرمایه اولیه، اقتصاد به طور یکنواخت به سمت حالت پایدار حرکت خواهد نمود (تاکایاما[1]، ۱۹۸۵: ۵۶).

در حالت پایدار، خدمات انرژی سرانه و تولید سرانه عبارتند از:

(۵)

$$x^{*}=\left[\alpha\left(\frac{\gamma}{c}\right)^{1-\beta}\left(\frac{s}{g}\right)^{\beta}\right]^{\frac{1}{1-\beta-\gamma}}$$

(۶)

$$y^{*}=\left[\alpha\left(\frac{\gamma}{c}\right)\left(\frac{s}{g}\right)^{\beta}\right]^{\frac{1}{1-\beta-\gamma}}$$

بدیهی است که در درازمدت، موجودی سرمایه کلی (K)، خدمات انرژی (X) و تولید کل (Y) با نرخ مشترک g که همان نرخ طبیعی رشد جمعیت است رشد می‌کنند. بدین ترتیب در شرایط پایدار نرخ رشد خدمات انرژی از نرخ رشد اقتصاد بزرگ‌تر یا کوچک‌تر نخواهد بود. این مدل به ما می‌گوید در شرایط تعادل بلندمدت نرخ رشد خدمات انرژی مقید به نرخ رشد اقتصاد است. چنانچه خدمات انرژی با نرخی بیشتر از نرخ رشد تعادلی اقتصاد رشد کند مصرف انرژی از سطح مطلوب آن فاصله خواهد گرفت. همان طور که مشاهده گردید مدل رشد در نظر گرفته شده در این مقاله از قالب مدل رشد سولو[2] (۱۹۵۶: ۷۵) تبعیت می‌کند با این تفاوت که نهاده خدمات انرژی در کنار نهاده‌های سرمایه و نیروی کار اضافه شده است. فروض مدل سولو دقیقاً مورد توجه قرار گرفته است. در این راستا تعادل سرمایه‌گذاری و پس‌انداز، نرخ رشد برون‌زای نیروی کار و تابع تولید کاب داگلاسی با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید از جمله فروض در نظر گرفته شده است که بر اساس آن مؤلفه‌های درون‌زا و مستقل تشخیص داده می‌شود. خدمات انرژی با استفاده از انرژی و سرمایه تولید می‌شود (همان، ۱۹۸۷: ۶۰۸). همچنین فرض شده درهر لحظه از زمان بازدهی نهایی خدمات انرژی (dy/dx) با هزینه واحد انرژی (c) مساوی است. نرخ پس‌انداز به صورت برون‌زا تعیین می‌گردد. بدین ترتیب متغیرهای تولید ناخالص (Y) سرمایه (K) خدمات انرژی (X) از جمله متغیرهای درون‌زا و سایر متغیرها و پارامترها مستقل به حساب می‌آیند. ساده‌سازی الگو آسیبی به نتایج گرفته شده از الگو وارد نمی‌کند و تأثیر آن بر نتایج اساسی الگو قابل ملاحظه نخواهد بود. فروض در نظر گرفته شده به ویژه در قسمت تولید خدمات انرژی بر شرایط اقتصاد ایران کاملاً مطابقت دارد.

۶- بهبود کارایی مصرف انرژی از طریق کاهش در هزینه خدمات انرژی

شدت انرژی، انرژی به کار رفته به ازائ یک واحد محصول می‌باشد. در ادبیات اقتصادی از این مفهوم با عنوان هزینه متوسط انرژی یاد می‌شود. از نتایجی که در بالا توضیح داده شد معلوم می‌شود که بهبود کارایی انرژی موجبات افزایش موجودی سرمایه، مصرف خدمات انرژی و فعالیت اقتصادی کل را به دنبال خواهد داشت. محاسبه کشش‌های زیر این مطلب را به وضوح نشان می‌دهد:

(۷)

$$\frac{\partial k^{*}/\partial c}{k^{*}/c}=-\frac{\gamma}{1-\beta-\gamma}<0$$

(۸)

$$\frac{\partial y^{*}/\partial c}{y^{*}/c}=-\frac{\gamma}{1-\beta-\gamma}<0$$

(۹)

$$\frac{\partial x^{*}/\partial c}{x^{*}/c}=-\frac{1-\beta}{1-\beta-\gamma}<-1$$

معادلات فوق، حساسیت درازمدت اقتصاد را نسبت به تغییرات هزینه خدمات انرژی نشان می‌دهند. علامت و بزرگی

1. Takayama (1985)
2. Solow (1956)

نسبی هر عبارت، از مشاهده‌هایی که نشان دهد، کدام یک از γ و β مثبت‌اند و همچنین رابطه $\beta+\gamma<1$ برقرار باشد، مشخص می‌شود. لازم به ذکر است که کاهش هزینه متوسط انرژی به معنای بهبود کارایی مصرف انرژی است.

طبق معادلات (۷) و (۸) تغییر هزینه خدمات انرژی، اثر یکسانی بر موجودی سرمایه و رشد اقتصادی بلندمدت دارد. بزرگی این اثر به مقدار ثابت بستگی دارد که بیانگر بخشی از محصول است که در تولید خدمات انرژی مورد استفاده قرار می‌گیرد. سهم زیاد خدمات انرژی γ به این معنی است که کاهش هزینه واحد باعث افزایش به نسبت بیشتری در سرمایه و تولید می‌گردد و هر چقدر γ به صفر نزدیک‌تر شود مقدار این کشش‌ها هم به سمت صفر میل می‌کند. بنابراین چنانچه خدمات انرژی سهم کوچکی از فعالیت اقتصادی را تشکیل دهد، کاهش هزینه خدمات انرژی اثر نسبتاً ناچیزی بر کارکرد کلان اقتصادی خواهد داشت. بدین ترتیب مقدار بزرگ‌تر γ نشان‌دهنده آن است که بهبود کارایی انرژی تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر عملکرد اقتصادی خواهد گذاشت.

معادله (۹) نشان می‌دهد که تغییر هزینه واحد خدمات انرژی سبب تغییرات نسبتاً زیادی در تقاضای خدمات می‌شود. برای پی بردن به اهمیت بازخوردهای کلان اقتصادی برآورد اثرات تغییر هزینه واحد، بهتر است این شاخص بلندمدت را با کشش کوتاه‌مدت که با دیفرانسیل‌گیری از معادله (۱) به دست می‌آید و با فروض ثابت بودن مقدار y مقایسه کنیم:

(۱۰)

$$\left(\frac{\partial x/\partial c}{x/c}\right)_{\bar{y}}=-1$$

بدیهی است که کشش بلندمدت معمولاً بزرگ‌تر از کشش کوتاه‌مدت است زیرا که کاهش هزینه واحد با برانگیختن تقاضا باعث تسریع رشد اقتصادی می‌شود. جالب اینجاست که با کوچک شدن سهم خدمات انرژی، کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت به هم نزدیک می‌شوند (دلیل آن این است که زمانی [$(۱-\beta-\gamma)/(۱-\beta)$]- به سمت (۱-) میل می‌کند که مقدار γ به سمت صفر میل نماید).

در این حالت روش‌های تعادل جزیی چارچوب نسبتاً خوبی از اثرات تغییر در هزینه خدمات انرژی است، اگر مخارج خدمات انرژی جزء بزرگی از تولید کل باشد. نهایتاً باید به این نتیجه رسید که بهبود کارایی انرژی زمانی موجب بهبود عملکرد اقتصادی می‌شود که سهم خدمات انرژِی از کل تولید ملی قابل ملاحظه باشد. در اقتصادهای نفتی شاهد چنین وضعیتی هستیم.

۷- بهبود کارایی انرژی و عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی

برای کامل کردن تحلیل، احتیاج به افزودن فرض‌های خاصی درباره فناوری مورد استفاده در تولید خدمات انرژی مشاهده می‌شود. در این مدل، فرض می‌شود که تولید یک واحد خدمات انرژی به ε واحد انرژی و co واحد کالای مصرفی ـ سرمایه‌ای احتیاج دارد. این فرض برای ما این مسئله را روشن می‌کند که خدمات انرژی با استفاده از ترکیبی از انرژی و ماشین آلات انرژی بر، که به خاطر نوع فناوری، نرخ $c=c_0+c_e\varepsilon$ داده- ستانده ثابتی دارند تولید می‌شود. انرژی نیز به نوبه خود با هزینه ثابت $۰<$ تولید می‌شود. از اینجا نتیجه گرفته می‌شود که هزینه واحد خدمات انرژی برابر است با c_e، در حالی که کل تقاضای انرژی مساوی است با $E=\varepsilon X$ یا به طور سرانه برابر با $e=\frac{E}{L}=\varepsilon x$ می‌باشد. در تولید خدمات انرژی (مثل برق) به دلیل راندمان سیستم‌های تبدیل کننده انرژی که پایین‌تر از صددرصد است، تقاضای کل انرژی بر حسب بشکه معادل نفت خام بیشتر از خدمات انرژی است.

در اینجا بهتر است که به اثرات تغییر شدت انرژی (شدت انرژی مصرف شده در تولید خدمات انرژی) بر روی خدمات انرژی، کل تولید ملی و موجودی سرمایه بلندمدت که به وسیله کشش‌ها به دست آمده است توجه نماییم:

(۱۱)

$$\frac{\partial k^*/\partial\varepsilon}{k^*/\varepsilon}=\frac{\partial k^*/\partial c}{k^*/c}\left(\frac{\varepsilon\partial c}{c\partial\varepsilon}\right)=-\left(\frac{\gamma}{1-\beta-\gamma}\right)\left(\frac{\varepsilon c_e}{c}\right)<0$$

(۱۲)

$$\frac{\partial y^*/\partial\varepsilon}{y^*/\varepsilon}=\frac{\partial y^*/\partial c}{y^*/c}\left(\frac{\varepsilon\partial c}{c\partial\varepsilon}\right)=-\left(\frac{\gamma}{1-\beta-\gamma}\right)\left(\frac{\varepsilon c_e}{c}\right)<0$$

(۱۳)

$$\frac{\partial x^*/\partial\varepsilon}{x^*/\varepsilon}=\frac{\partial x^*/\partial c}{x^*/c}\left(\frac{\varepsilon\partial c}{c\partial\varepsilon}\right)=-\left(\frac{\gamma}{1-\beta-\gamma}\right)\left(\frac{\varepsilon c_e}{c}\right)<0$$

شاخص‌های فوق از حاصل‌ضرب کشش هر متغیر نسبت به هزینه واحد در عبارت دیگری که نشان دهنده نسبت هزینه انرژی به هزینه کل تولید خدمات انرژی می‌باشد، به دست آمده است. اگر خدمات انرژی، سهم کوچکی از تولید ناخالص را داشته باشد، تغییرات هزینه واحد نیز تأثیری جزیی بر فعالیت اقتصادی کل خواهد داشت. از آنجا که بهبود کارایی انرژی، هزینه واحد را به نسبت کمتری کاهش می‌دهد، در صورتی که هزینه‌های انرژی صرف شده برای تولید خدمات انرژی، بخش کوچکی از کل هزینه خدمات انرژی باشد بدیهی است که این اثر حتی بیش از این نیز کاهش می‌یابد. اما اگر هزینه انرژی صرف شده در مقایسه با هزینه سرمایه صرف شده قابل توجه باشد بهبود کارایی انرژی تأثیر قابل توجهی بر عملکرد اقتصادی خواهد داشت (هوارت و همکاران، ۱۹۹۳: ۲۷).

معادله (۱۳) نشان می‌دهد که کاهش انرژی بری معمولاً باعث برانگیختن تقاضای خدمات انرژی می‌شود. به هر حال شدت این اثر به مقدار پارامترهای γ و $\frac{\varepsilon c_e}{c}$ بستگی دارد. هرچقدر سهم تولید کل ناشی از تولید خدمات انرژی به سمت صفر میل کند، کشش بلندمدت خدمات انرژی نسبت به انرژی بری نیز به مقداری معادل $\frac{\varepsilon c_e}{c}$ نزدیک‌تر می‌شود، مگر اینکه co مساوی صفر شود، و به عبارتی خدمات انرژی تنها با نهاده انرژی، تولید گردد و سرمایه در تولید آن استفاده نشود. در این حالت بهبود کارایی انرژی به نسبت کمتری تقاضای خدمات انرژی را افزایش می‌دهد. به همین صورت با کاهش سهم هزینه انرژی نیز مقدار کشش به صفر نزدیک می‌شود.

در آخرین مرحله نیز به اثرات تغییر کارایی انرژی بر مصرف بلندمدت انرژی پرداخته می‌شود. در حالت پایدار مصرف انرژی سرانه نیز با $e^* = \varepsilon x^*$ مشخص شده است. با دیفرانسیل‌گیری از این عبارت کشش بلندمدت تقاضای انرژی نسبت به انرژی بری به صورت زیر حاصل می‌شود:

(۱۴)

$$\frac{\partial e^* / \partial \varepsilon}{e^* / \varepsilon} = 1 + \frac{\partial x^* / \partial \varepsilon}{x^* / \varepsilon}$$

علامت این شاخص نامشخص می‌باشد و به حساسیت تقاضای خدمات انرژی به تغییر انرژی‌بری بستگی دارد. اگر کشش خدمات انرژی نسبت به انرژی‌بری کمتر از ۱ – باشد آنگاه این ایده که بهبود کارایی انرژی باعث افزایش خالص در مصرف انرژی می‌شود (ساندرز، ۱۹۹۲: ۱۳۵)، تأیید می‌گردد. اگر به هر شکل تقاضای خدمات انرژی نسبتاً کشش ناپذیر باشد آنگاه اثرات مستقیم تغییر انرژی‌بری، اثرات بازخوردی را که طی افزایش تقاضای خدمات انرژی به وجود می‌آید تحت‌الشعاع قرار خواهد داد.

معمولاً، تقاضای خدمات انرژی به احتمال زیاد نسبت به تغییرات انرژی‌بری کشش ناپذیر است. اگر بپذیریم که این مدل به جنبه‌های ضروری مسئله توجه داشته است، لذا باید انتظار داشته باشیم که بهبود کارایی انرژی منجر به کاهش مصرف انرژی گردد.

۸- بررسی وضعیت بهبود کارایی انرژی و عملکرد اقتصادی در ایران

شدت انرژی شاخصی برای تعیین کارایی انرژی در سطح اقتصاد ملی هر کشور می‌باشد که از تقسیم مصرف نهایی انرژی (با عرضه انرژی اولیه) بر تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌گردد و نشان می‌دهد که برای تولید مقدار معینی از کالاها و خدمات (برحسب 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. بهینه‌سازی 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 تأثیرگذار در شدت انرژی می‌باشند. در سال ۲۰۱۲، در سطح جهان به طور متوسط برای تولید یک میلیون دلار ارزش افزوده حدود ۱۱ تن معادل نفت خام انرژی مصرف شده است، در حالی که این رقم در ایران ۴۰ درصد بیشتر است.

مقایسه سرانه مصرف نهایی انرژی ایران به تفکیک حامل‌های انرژی با مقیاس جهانی نشان می‌دهد که سرانه مصرف گازطبیعی و نفت خام ۹ برابر متوسط مصرف سرانه جهانی می‌باشد. این امر از بهره‌وری پایین در بهره‌برداری، مصرف بالای انرژی و همچنین استفاده از کالاها و خدمات

انرژی بر ناشی می‌شود. مصرف سرانه در کشورهایی نظیر ترکیه، هند، چین، هنگ کنگ، پاکستان، آفریقا، ونزوئلا، و منطقه خاورمیانه از ایران پایین‌تر است (ترازنامه سال ۱۳۹۲).

بدین ترتیب در اقتصاد ایران پتانسیل بسیار برای بهبود کارایی انرژی وجود دارد که از این پتانسیل می‌توان در جهت رشد اقتصادی کشور استفاده نمود. چارچوب تئوریک مطرح شده در این مقاله نشان داد که در شرایطی می‌توان از بهبود کارایی انرژی در جهت بهبود عملکرد اقتصادی استفاده نمود. ابتدا تابع تولید کل اقتصاد که مشتمل بر نهاده‌های سرمایه خدمات انرژی و نیروی کار بود مورد برآورد قرار گرفت. در این برآورد از آمارهای سرمایه؛ خدمات انرژی، نیروی کار و تولید ناخالص برای دوره ۱۳۹۲-۱۳۴۶ استفاده شده است. آمارهای خدمات انرژی از ترازنامه انرژی وزارت نیرو و آمارهای تولید ملی و سرمایه ازسایت بانک مرکزی استخراج شده است. برای این تخمین از نرم‌افزار Eviews8 استفاده شده است. ضرایب مدل در سطح ۹۵ درصد معنادار بوده است. بر این اساس در تابع $Y = \alpha K^{\beta} X^{\gamma} L^{1-\beta-\gamma}$ ضرایب مدل به ترتیب معادل ۲۲/۱، ۰/۲، و ۰/۷ به دست آمد. سهم خدمات انرژی در تولید ملی سهم قابل ملاحظه‌ای است. مقادیر معادله $c = c_0 + c_e \varepsilon$ به ترتیب ۰/۳۵، ۰/۰۵، ۰/۵ و ۰/۶ می‌باشد. در محاسبه ضرایب این معادله روش حسابداری مبنای محاسبات بوده است.

بر اساس معادله زیر:

$$\frac{\partial y^* / \partial c}{y^* / c} = -\frac{\gamma}{1-\beta-\gamma} < 0$$

تغییر در هزینه واحد خدمات انرژی، عملکرد اقتصادی را بهبود می‌بخشد. همچنین کاهش در هزینه خدمات انرژی تقاضا برای خدمات انرژی را افزایش می‌دهد. بنابراین معادله زیر نیز در اقتصاد ایران صادق است.

$$\frac{\partial x^* / \partial c}{x^* / c} = -\frac{1-\beta}{1-\beta-\gamma} < -1$$

۹- بحث و نتیجه‌گیری

این مقاله یک مدل رشد اقتصادی را در نظر می‌گیرد که بهبود کارایی انرژی نوعی تغییر در فناوری به وجود می‌آورد و باعث افزایش سرمایه‌گذاری فیزیکی و فعالیت اقتصادی می‌شود. اگر کشش جانشینی بین انرژی و سایر نهاده‌ها مساوی یا بزرگ‌تر از واحد باشد، تغییر فناوری انرژی بر، باعث افزایش خالص در مصرف بلندمدت انرژی می‌شود. مدلی که در اینجا ارائه شده به جای انرژی ـ به تنهایی ـ خدمات انرژی را وارد تابع تولید کل می‌کند. برای این منظور ساختاری در نظر گرفته شده است که خدمات انرژی هم با انرژی و هم با دیگر نهاده‌ها (مثل سرمایه) تولید می‌شود. در این مدل در دو صورت بهبود کارایی انرژی مستلزم افزایش مصرف انرژی خواهد بود. اول اینکه هزینه انرژی بخش بزرگی از هزینه کل تولید خدمات انرژی باشد و ثانیاً در صورتی که تولید خدمات انرژی جزء قابل توجهی از فعالیت‌های اقتصادی را تشکیل دهد. در کشورهای نفت خیز شاهد چنین وضعیتی هستیم.

مدل نظری ارائه شده در این مقاله از چند فرض ساده کننده استفاده کرده است که می‌توانند در تحقیقات آینده تعمیم داده شوند. استفاده از تابع تولید کاب – داگلاس در این مدل، وقتی کشش جانشینی بین خدمات انرژی و سایر نهاده‌ها برابر با یک گرفته شده است، تقریباً یک حالت خاص است. از تبیین تئوریک پیگیری شده در این مقاله به این نتیجه می‌رسیم که تغییر هزینه خدمات انرژی، اثر یکسانی بر موجودی سرمایه و رشد اقتصادی بلندمدت دارد. بدیهی است که در درازمدت، موجودی سرمایه کلی (K)، خدمات انرژی (X) و تولید کل (Y) با نرخ مشترک g که همان نرخ طبیعی رشد جمعیت است رشد می‌کنند. بدین ترتیب در شرایط پایدار نرخ رشد خدمات انرژی از نرخ رشد اقتصاد بزرگ‌تر یا کوچک‌تر نخواهد بود. این مدل به ما می‌گوید در شرایط تعادل بلندمدت نرخ رشد خدمات انرژی مقید به نرخ رشد اقتصاد است. همچنین بهبود کارایی انرژی موجبات افزایش موجودی سرمایه، مصرف خدمات انرژی و فعالیت اقتصادی کل را به دنبال خواهد داشت. بررسی‌های تجربی در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که الگوی معرفی شده در این مقاله بر شرایط اقتصاد ایران تطبیق می‌کند. در ایران کارایی انرژی وضعیت مطلوبی ندارد. در تولید خدمات انرژی (برق) راندمان نیروگاه‌ها به‌طور متوسط حدود ۳۸ درصد است. این بدان معناست که در تولید برق ۶۲ درصد از انرژی مربوط به تلفات تبدیل است. به این مقدار نیز باید تلفات انتقال و توزیع را اضافه کرد. در تولید خدمات انرژی (فرآورده‌های نفتی) نیز وضعیت کارایی انرژی مطلوب نیست. حدود ۴۰ درصد از نفت خام به نفت کوره تبدیل می‌شود که ارزشی کمتر از نفت خام دارد. در تولید خدمات انرژی (گاز طبیعی) وضعیت تولید در

قسمت بالادستی و به ویژه در میادین مشترک مطلوب نیست. در میادین مشترک همسایگان بیش از جمهوری اسلامی برداشت می‌نمایند. همه این عدم کارایی‌ها در تولید خدمات انرژی موجب می‌شود که هزینه واحد انرژی افزایش پیدا کند.

۱۰- پیشنهادها

پیشنهاد می‌شود جهت رسیدن به مسیر توسعه پایدار تولید بهبود کارایی انرژی در دستور کار جدی دست اندرکاران برنامه‌ریزی انرژی کشور قرار گیرد تا بتوانیم از طریق استفاده مطلوب از منابع انرژی سطح تولید ملی را بهبود بخشیم. رسیدن به سطح بالاتر تولید ملی دائر مدار بهبود کارایی انرژی است و این راه از راه‌های دیگر زودتر ما را به مدار توسعه یافتگی نزدیک می‌کند.

منابع

وزارت نیرو، معاونت امور برق و انرژی، ترازنامه‌های سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۰.

Berndt, E. R. & Wood, D. O. (1979). "Engineering and Econometric Interpretations of Energy-Capital Complementarity". *The American Economic Review,* 69(3), 259-268.

Blanchard, O. J. & Fischer, S. (1989). "Lectures on Macroeconomics". *MIT Press*, Cambridge, Mass.

Brookes, L. (1993) "Energy Efficiency Fallacies: The Debate Concluded". *Energy Policy*, 1(2), 346-347.

Brookes, L. (1990). "The Greenhouse Effect: The Fallacies in the Energy Efficiency Solution". *Energv Policy*, 2(1), 199-201.

Brookes, L. (1992). "Energy Efficiency and Economic Fallacies: A Reply". *Energy Policy,* 3(2), 390-392.

Denison, E. (1985). "Trends in American Economic Growth, 1929-1982". *Brookings Institution*, Washington, D. C.

Dumagan, J. C. & Mount, T. D. (1993). "Welfare Effects of Improving End-Use Efficiency: Theory and Application to Residential Electricity Demand". *Resource and Energy Economics,* 17(2), 179-192.

Grubb, M. J. (1990). "Energy Eficiency and Economic Fallacies". *Energy Policy*, 2(1), 783-785.

Howarth, R. B., Schipper, L. & Andersson, B. (1993). "The Structure and Intensity of Energy Use: Trends in Five OECD Nations". *The Energy Journal*, 14(2), 27-45.

Inhaber, H. & Saunders, H. (1994). "Road to Nowhere: Energy Conservation Often Backfires and Leads to Increased Consumption". *The Sciences*, 34(6), 20-25.

International Energy Agency. (1987) "Energy Conservation in IEA Countries, Paris, Organization for Economic Co–Operation and Development". *International Energy Agency*, 127–131.

Kazi S., Rawshan A. B., Sharifah M. A. & Mokhtar, J. (2015). "Dynamics of Energy Use, Technological Innovation, Economic Growth and Trade Openness in Malaysia". *Energy*, 90, 1497-1507.

Khazzoom, D. J. (1980). "Economic Implications of Mandated Efficiency in Standards for Household Appliances". *Energy Journal*, 1(4), 21-39.

Rabia, K. & Faisal, A. (2015). "Linking Financial Development, Economic Growth and Energy Consumption in Pakistan". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 44, 211-220.

Sanstad, A. & Howarth, R. B. (1994). "Normal Markets, Market Imperfections, and Energy Efficiency". *Energy Policy*, 22(10), 811-818.

Saunders, H. (1992). "The Khazzoom-Brookes Postulate and Neoclassical Growth". *Energy Journal*, 13(4), 131-148.

Schipper, L. & Meyers, S. (1992). "Energy

Eficiency and Human Activity". Cambridge University Press, New York.

Scott, A. (1980). "The Economics of House Heating". *Energy Economics*, 2(1), 131-141.

Shujie, Y., Dan, L. & Tyler, R. (2012). "Energy Efficiency and Economic Development in China". *Asian Economic Papers*, 11(2), 100-117.

Solow, J. L. (1987). "The Capital-Energy Complementarity Debate Revisited". *American Economic Review*, 77(4), 605-614.

Solow, R. M. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth". *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.

Takayama, A. (1985). "Mathematical Economics". Cambridge University Press, New York.

US. Department of Commerce (1975). "Historical Statistics of the United States: Colonial Times to 1970". Government Printing Office, Washington, D.C.

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 معادل با شبای IR42 0170 0000 0217 8609 0010 07 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 و نام خانوادگی: .....

نشانی: .....

کدپستی: .....

شماره همراه: .....

شماره ثابت: .....

اشتراک از شماره: .....

تعداد: .....

نشانی الکترونیکی: .....

Contents

Study on the Relationship between Energy Consumption, Economic Growth and Export Industry in Iran (Analysis Based on Panel Data) 17
Mohammad Reza Lotfalipour, Mohammad Hossein Mahdavi Adeli, Hassan Rezaei

Trade Partner Choosing; Club Convergence Approach 39
Khadijeh Nasrollahi, Karim Azarbaiejani, Mohammad Reza Zeinolabedini

Modeling and Predicting of Iran's Economic Growth Using ARIMA, Markov Switching and ANFIS Models 55
Morteza Salehi Sarbijan

Application of the GMM Method in Analyzing the Effect of Insurance Penetration Rate on GDP, The Case of Iran 69
Sadegh Ali Movahed Manesh

The Impact of Heterogeneous Distribution of Population on Economic Growth of Iran: Case Study of Centers in the Provinces of Iran (1976-2014) 83
Mohammad Ali Maghsoudpour

Shadow Economy and its Role in Control of Environmental Damages of MENA Countries 107
Abbas Mirzaei, Reza Esfanjari Kenari, Abolfazl Mahmoodi, Mehdi Shabanzadeh

Do the Interactions between Corruption and Financial Liberalization Affect Economic Growth? Evidence from OPEC 119
Ebrahim Anvari, Ahmad Salahmanesh, Majid Sheikh Ansari, Mahvash Moradi

Important Factors of Iran Economic Growth by Considering the Effects of Increased Energy Prices 133
Hossein Ostadi

Energy Efficiency Improvement and its Impact on Economic Growth 145
Mehdi Sadeghi Shahdani

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.
- **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
- 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

Advisory Editorial Board:

Abdoli, G.	Fotros, M. H.	Mir Bagheri Hir, M. N.	Saadat, R.
Abu Nuri, A.	Ghaffari, H.	Mirzaei, H.	Sadeghi Shahdani, M.
Abunuri, E.	Ghaffari, Gh.	Mohamad Zadeh, P.	Salimifar, M.
Afshari, Z.	Gilak Hakim Abadi, M. T.	Mohamad Vand, M. R.	Samadi, H.
Agheli, L.	Hazeri Niri, H.	Mohseni Zenoozi, S. J.	Seyyed Noorani, S. M.
Ahmadi Shadmehri, M. T.	Hekmati Farid, M.	Molaei, M.	Shahabadi, A.
Akbari, N.	Heydari, H.	Montazer Hojat, A. H.	Shahiki Tash, M. N.
Akbari Moghadam, B.	Homayuni Far, M.	Monsef, A.	Shajari, H.
Akbarian, R.	Hortamani, A.	Moshiri, S.	Shavvalpur, S.
Asgharpur, H.	Jafari Samimi, A.	Mousaee, M.	Soheyli, K.
Bakhshi, L.	Karimzadeh, M.	Najar Zadeh, R.	Suri, A.
Cheshomi, A.	Kazeroni, A. R.	Nasrollahi, K.	Taghi Nejad Omran, v.
Dadgar, Y.	Khalili Eraghi, M.	Nasrollahi, Z.	Torki, L.
Dahmardeh, N.	Khoda Bakhshi, A.	Paseban, F.	Yavari, K.
Dehghani, A.	Khoda Panah, M.	Pour Faraj, A.	Yahyaabadi.A
Ebrahimi, M.	Khoshnoudi, A.	Pour Moghim, S. J.	Yahyazadeh, A.
Ehsanfar, M. H.	Komijani, A.	Rafat, B.	Zaraanezhad, M.
Emadzadeh, M.	Lashkari, M.	Rahmani, T.	Zarooki, Sh.
Emami Meybodi, A.	Makkeyan, S. N.	Ranjpour, R.	Zobeiri, H.
Ezzati, M.	Mehrara, M.	Rasekhi, S.	
Fallahi, M. A.	Mehregan, N.	Rezaei, E.	

Impact Factor:

The impact factor of this journal is 0.63 (IF = 0.63) 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: Mojgan Eivazi
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
Shapa: 2251-6891

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Vol. 6, No. 24, September 2016