بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی- پژوهشی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسئول: هادی غفاری

سردبیر: محمدرضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

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

ویراستار فارسی: محسن ذوالفقاری

ویراستار انگلیسی: هادی غفاری

کارشناس فصلنامه: مهدیه آقایی

ویرایش و صفحه‌آرایی: احمد آقایی

طراح جلد: فاطمه ملک افضلی

شمارگان چاپ: ۱۰۰ نسخه

قیمت: ۵۰۰۰۰ ریال

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 ی 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 = 1.413) از پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) می‌باشد.

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

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

این فصلنامه از اولین شماره در پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC)، بانک اطلاعات نشریات کشور (Magiran)، مرکز اطلاعات علمی جهاد دانشگاهی (SID)، پایگاه جهانی (EconLit)، پایگاه مجلات تخصصی (Noormags)، EBSCO، پرتال جامع علوم انسانی و Google Scholar 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 أوتوا 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 همّت والای اندیشمندان، محققان و فرهیختگان میهن عزیزمان موجب شکوه و اعتلای نظام مقدّس جمهوری اسلامی ایران و ارائه الگوی ایرانی و اسلامی پیشرفت و توسعه شده است. با کمال مسرّت به نمایندگی از خانواده بزرگ دانشگاه پیام نور کسب عنوان

«مجله برتر علمی و پژوهشی دانشگاه»

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

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

ابوالفضل فراهانی

رئیس دانشگاه

4045

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

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

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

تلاش متفکران، اندیشه ورزان و آحاد جامعه علمی کشور در راستای تحقق الگوی اسلامی ایرانی پیشرفت نشانگر عزم

وهمت والای فرهیختگان نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران و شایسته تقدیر است .

بدینوسیله با تبریک صمیمانه برای کسب عنوان

نشریه برتر در زمینه علوم انسانی

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

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

رضا فرجی دانا

۲۵/۹/۹۴

وزیر علوم، تحقیقات و فناوری

دانشگاه پیام نور

تاریخ: 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 ی 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 هـر سـتون ۸ سـانتیمتر، فاصـله دو سـتون 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 نویسـندگان بـا قلـم 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 بـا قلـم B Mitra نازک ۱۰، عنوان چکیده لاتین با قلم Times New Roman ضخیم ۹ و متن چکیده لاتین با قلـم Times New Roman نازک ۹ باشد.

۶- متن فارسی مقاله با قلم B Mitra نازک ۱۲، برای متن‌های لاتین با قلم Times New Roman نـازک ۱۱. تیترهـای اصـلی داخلـی 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 منبـع کلمـه 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 پـایین هـر مـورد بـا قلـم B Mitra, 11, bold می‌آید. پس از واژه‌های یادشده شمارهٔ آنها به عدد و پس از عدد نقطه می‌آیـد. توضـیح جـداول، نمودارهـا، و نقشـه‌هـا بـه قلـم B Mitra, 11، نازک باشد.

۱۰- در مواردی که مأخذ تصویر یا نقشه ذکر می‌شود، در پایین هر مورد سمت چپ، واژه "**مأخذ**": بـا قلـم 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، شـماره 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 مقـالات، 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 ضـمیمه مقاله ارسال نمایند.

نحوه ارسال مقاله

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

۲- ثبت نام در سامانه

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

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

۵- انتخاب گزینه ارسال مقاله.

۶- ارسال مقاله.

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

سایر نکات

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

منشور اخلاقی نشریات علمی ـ پژوهشی دانشگاه پیام‌نور

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

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

۱. مقدمه

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

۲. وظایف و تعهدات نویسندگان (Authors' Responsibilities)

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

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

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

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

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

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

۳. رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی

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

- **جعل داده‌ها (Fabrication):** عبارت است از گزارش مطالب غیرواقعی و ارائه داده‌ها یا نتیجه‌های ساختگی به عنوان نتایج آزمایشگاهی، مطالعات تجربی و یافته‌های شخصی. ثبت غیرواقعی آنچه روی نداده است یا جابه‌جایی نتایج مطالعات مختلف، نمونه‌هایی از این تخلف است.
- **تحریف داده‌ها (Falsification):** تحریف داده‌ها به‌معنای دستکاری مواد، ابزار و فرایند پژوهشی یا تغییر و حذف داده‌هاست به‌نحوی که سبب می‌گردد تا نتایج پژوهش با نتایج واقعی تفاوت داشته‌باشند.
- **سرقت علمی (Plagiarism):** سرقت علمی به استفاده غیرعمدی، دانسته یا بی‌ملاحظه از کلمات، ایده‌ها، عبارات، ادعا 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 ی 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، تجربه علمی و کاری، و التزام اخلاقی اهتمام ورزند.
- سردبیر مجله باید از داوری‌های عمیق و مستدل استقبال، از داوری‌های سطحی و ضعیف جلوگیری، و با داوری‌های مغرضانه، بی‌اساس یا تحقیرآمیز برخورد کند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله باید نسبت به ثبت و آرشیو اسناد داوری مقالات به عنوان اسناد علمی، و محرمانه نگاه داشتن اسامی داوران هر مقاله اقدام لازم را انجام دهند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله موظف به اعلام سریع نتیجه تصمیم گیری نهایی در مورد پذیرش یا رد مقاله به نویسنده مسئول هستند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله باید کلیه اطلاعات موجود در مقالات را محرمانه تلقی نموده و از دراختیار دیگران قراردادن و بحث درباره جزئیات آن با دیگران احتراز نمایند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله موظف‌اند از بروز تضاد منافع (Conflict of interests) در روند داوری، با توجه به هرگونه ارتباط شخصی، تجاری، دانشگاهی و مالی که ممکن است به طور بالقوه بر پذیرش و نشر مقالات ارائه شده تأثیر بگذارد، جلوگیری کنند.

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

منابع

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

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

فهرست مطالب

اثر تخریب محیط زیست بر رشد اقتصادی (شواهدی از ۳۲ کشور در حال توسعه) ۱۷
مجید احمدیان، قهرمان عبدلی، فرخنده جبل عاملی، محمود شعبان خواه، سید عادل خراسانی

بررسی شبه پارامتریک رشد اقتصادی و شهرنشینی در انتشار گاز CO_2 (مطالعه موردی: کشورهای آسیایی) ۲۹
محمدرضا لطفعلی‌پور، مرتضی بستام

مقایسه عملکرد برنامه‌های توسعه ایران با شاخص فقر چند بعدی محاسبه شده به روش آلکایر و فوستر ۴۵
محمدحسن فطرس، سوده قدسی

تأثیر آستانه‌ای نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) ۶۵
محمد مهدی برقی اسگویی، محمد خداوردیزاده، صابر خداوردیزاده، علی وفامند

تحلیل تأثیر توسعه مالی بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد اقتصادی در ایران: رویکرد داده‌های تابلویی پویای فضایی ۸۱
زهرا دهقان شبانی

آزمون اصابت پس‌انداز و تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای منتخب در حال توسعه آسیایی: شواهد تجربی جدید از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) ۹۵
امیرمنصور طهرانچیان

بررسی رابطه علّیت گرنجری بین مصرف نفت و تولید ناخالص داخلی ایران: رویکرد تغییر رژیم‌های اقتصادی ۱۱۱
مرتضی صالحی سربیژن

تأثیر کارایی هزینه و اندازه دولت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب جهان ۱۲۵
فرانک آقازاده بکتاش، منیره دیزجی

بررسی ارتباط توسعه اقتصادی، تنوع فعالیت‌ها و آزادسازی تجاری با شدت انرژی در بخش کشاورزی ۱۴۳
مهدی شعبان‌زاده، عمران طاهری ریکنده، فرشید ریاحی درچه

اثر ترکیب فعالیت‌های اقتصادی بر فساد: مطالعه کشورهای در حال توسعه ۱۵۷
پوریا اصفهانی

سخن سردبیر

آنچه پیش روی شماست، بیست و هفتمین شماره فصلنامه علمی پژوهشی **پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی** است که مربوط به تابستان ۱۳۹۶ می‌باشد و طبق وعده همیشگی قبل آغاز تابستان سال اقتصاد مقاومتی؛ تولید و اشتغال خدمت دانش پژوهان، اعضاء محترم هیئت علمی دانشگاه‌ها، اساتید و دانشجویان ارجمند تقدیم شده است.

انتشار به موقع این فصلنامه مرهون تلاش‌های ارزشمند محققین گرانسنگی است که افتخار چاپ مقالات خود را به این فصلنامه می‌دهند. ورود بسیار زیاد مقاله به فصلنامه و داوری سریع آنها که به لطف داوران ارجمند فصلنامه ممکن شده، باعث گردیده تاکنون موفق به ارائه نامه پذیرش به مقالات نویسندگان محترم تا زمستان ۱۳۹۷ شویم. هر چند که این امر، موجب مشقت برخی عزیزان می‌گردد که علاقه‌مند به چاپ مقالات خود در زمانی نزدیک‌تر هستند، از این بابت عذر ما را بپذیرید. در همین راستا یکی از راهکارهای رفع این مسئله افزایش تعداد مقالات در هر شماره بود که از اواخر سال ۱۳۹۵ اجرایی شد و در حال حاضر در هر شماره ۱۰ مقاله چاپ می‌شود. علاوه بر این عزیزانی که عجله داشته باشند می‌توانند با تماس با دفتر فصلنامه زمان مورد نظر برای انتشار الکترونیکی را اعلام فرمایند تا در مورد رفع مشکل ایشان تصمیم اتخاذ گردد.

علیرغم تمام تلاش‌های مشفقانه مدیر مسئول، اعضاء هیئت تحریریه، مدیر داخلی، کارشناس و داوران فصلنامه، خود را از خطا مبرا نمی‌دانیم و تمام اقدامات جهت حداقل نمودن نقاط ضعف با حساسیت و سرعت بالا به کار گرفته می‌شود. لذا ضمن تشکر از همه نویسندگان محترم مقالات، اساتید و دانشجویان عزیز، همچنان منتظر دریافت حاصل تحقیقات ارزشمند شما جهت چاپ و انتشار هستیم.

محمد رضا لطفعلی‌پور
تابستان ۱۳۹۶

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هفتم، تابستان ۱۳۹۶ (۲۸-۱۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 27, June 2017 (17-28)

اثر تخریب محیط زیست بر رشد اقتصادی (شواهدی از ۳۲ کشور در حال توسعه)

***مجید احمدیان[۱]، قهرمان عبدلی[۲]، فرخنده جبل عاملی[۳]، محمود شعبان خواه[٤]، سید عادل خراسانی[٥]**

۱. استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، ایران
۲. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، ایران
۳. دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، ایران
۴. استادیار دانشکده فنی دانشگاه تهران، ایران
۵. دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹٤/۱۰/۲۱ پذیرش: ۱۳۹۵/۲/۷)

Effect of Environment Degradation on Economic Growth (Evidence from 32 Developing Countries)

***Majid Ahmadian[1], Ghahreman Abdoli[2], Farkhondeh Jebel Ameli[3], Mahmood Shabankhah[4], Seyed Adel Khorasani[5]**

1. Professor of Economics, Tehran University, Tehran, Iran.
2. Associate Professor, Tehran University, Tehran, Iran.
3. Associate Professor, Tehran University, Tehran, Iran.
4. Assistant Professor, Tehran University, Tehran, Iran.
5. Ph.D. Student of Economics, Tehran University, Tehran, Iran.

(Received: 11/Jan/2016 Accepted: 26/April/2016)

چکیده:

در دهه‌های اخیر موضوع تخریب محیط زیست بیش از هر زمان دیگری مطرح شده و اهمیت بسزایی پیدا کرده است. از گذشته تاکنون نیز رشد اقتصادی مسئله‌ای بسیار با اهمیت و مورد توجه بوده است. از این‌رو هدف مطالعه حاضر بررسی رابطه رشد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست در منتخبی از کشورهای در حال توسعه (شامل ۳۲ کشور) برای دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۲ با استفاده از روش پانل پویا مبتنی بر روش تعمیم یافته گشتاورها (GMM) است. نتایج نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معناداری میان رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست (کاهش کیفیت محیط زیست) وجود دارد؛ به این معنا که افزایش شاخص تخریب محیط زیست، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد؛ این مورد به علّت بالا بودن نرخ برداشت و تخلیه منابع و تجاوز کردن نرخ برداشت از نرخ تجدید منابع و نظریه پناهگاه آلودگی در کشورهای مورد بررسی بوده است. همچنین نتایج آزمون سارگان و خودهمبستگی آرلانو-بوند به ترتیب نشان می‌دهند که ابزارها با جزء اخلال فاقد همبستگی هستند و مدل در تفاضل مرتبه اول خطا فاقد خودهمبستگی است. ضمناً نتایج آزمون علّیت تودا و یاماموتو نیز نشان دادند که رابطه یک طرفه از شاخص تخریب محیط زیست به رشد اقتصادی وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: شاخص تخریب محیط زیست، رشد اقتصادی، علّیت تودا و یاماموتو، پانل پویا، کشورهای منتخب در حال توسعه.
طبقه‌بندی JEL: C33، I18، O11.

Abstract:

In recent decades environment has been an important issue more than any other time. Hence, this study investigated the relationship between economic growth and environmental quality indicator in selected developing countries (including 32 country) for the period 2002-2013 by using a dynamic panel method based on generalized method of moments (GMM). The results show that there is a positive and significant relationship between economics growth and degradation of environment (environmental quality degradation), which means that an increase in environment degradation indicator increased the economic growth. This case is because of the rate of resource depletion begins to exceed the rate of resource regeneration and Pollution Haven Hypothesis in the studied countries. The results of Sargen and Arellano-bond autocorrelation test also respectively show, there is correlation between tools and component disruption and model does not have autocorrelation in the first order difference. Meanwhile results of Toda and Yamamoto Causality test show the existence of unilateral relationship from the Environment Degradation indicator to Economic Growth.

Keywords: Environmental Degradation Indicator, Economic Growth, Toda and Yamamoto Causality, Dynamic Panel, Selected Developing Countries.
JEL: C33, I18, O11.

* **نویسنده مسئول:** مجید احمدیان
E-mail: mahmadian@ut.ac.ir

*Corresponding Author: Majid Ahmadian

۱- مقدمه

رابطه بین رشد اقتصادی و محیط زیست تاریخچه طولانی دارد که از دهه ۱۹۷۰ با مطالعات مربوط به محدودیت‌های رشد و پایداری شروع می‌شود. در طی این دهه توجه اقتصاد محیط زیست به رشد اقتصادی معطوف شد که به جز عوامل نیروی کار و سرمایه، منابع طبیعی نیز در تابع تولید قرار گرفت و هدف عمده آن مسیر بهینه رشد اقتصادی با توجه به فرض ثابت بودن ذخیره منابع تجدید ناپذیر و منابع تجدیدپذیر بود (سولو[1]، ۱۹۸۶: ۱۴۲)

با توجه به تفاسیر بالا چه رابطه‌ای می‌تواند میان رشد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست وجود داشته باشد؟ جانسون و همکاران بر این باور هستند که سطح بالا از فعالیت‌های اقتصادی (مصرف و تولید) همواره نیازمند مقادیر بیشتری از انرژی و مواد اولیه است و فراورده‌های فرعی و زائد بیشتری به جا می‌گذارد. استخراج بی‌رویه منابع طبیعی، انباشت ضایعات و تمرکز بر روی آلاینده‌ها، می‌تواند ظرفیت زیست کره زمین را درهم بشکند و در نهایت با وجود افزایش درآمدها به تخریب کیفیت محیط زیست و کاهش رفاه بشر منجر شود (جانسون و همکاران[2]، ۱۹۹۴: ۲۳۵ و میرزایی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۰۳). بنابراین جهت حفظ محیط زیست و حمایت از فعالیت‌های اقتصادی، رشد اقتصادی باید متوقف شده و جهان باید به سمت یک حالت پایدار اقتصادی حرکت کند. از طرف دیگر، افرادی نیز معتقدند که سریع‌ترین راه بهبود محیط زیست از مسیر رشد اقتصادی صورت می‌گیرد؛ بدین گونه که با افزایش سطوح درآمدی، تقاضا برای کالا و خدماتی که کمتر ماده بر باشند، افزایش می‌یابد و این خود به ترویج و پذیرش معیارهای حفاظت محیط زیستی در فرایند تولیدات منجر می‌شود. همان‌طور که برخی محققین اشاره می‌کنند: بیشترین همبستگی بین درآمد و گسترش پذیرش معیارهای حفاظت زیست محیطی، نشان می‌دهد که در بلندمدت، قوی‌ترین راه برای بهبود محیط زیست، ثروتمند شدن است (بکرمن[3]، ۱۹۹۲: ۴۹۰). عده‌ای نیز ادعا می‌کنند که وضع قوانین زیست محیطی با تأثیر بر کاهش رشد اقتصادی، در عمل باعث کاهش کیفیت محیط زیست می‌شوند (گروسمن و کروگر[4]، ۱۹۹۳: ۱۸). با این حال، پژوهشگرانی معتقدند که ارتباط بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست، خواه مثبت، خواه منفی، در میان کشورهای جهان مقطوع و ثابت نیست (سلدن و سونگ[5]، ۱۹۹۴: ۱۵۲).

در این خصوص باید این نکته را در نظر داشت که از طرفی افزایش تخریب محیط زیست آثار مخربی از جمله آلودگی‌های صوتی و ترافیکی بر روی سلامت افراد اثر گذاشته و مردم را از انجام کارهایشان در کوتاه‌مدت و بلندمدت ناتوان کرده و منجر به کاهش بهره‌وری نیروی کار می‌شود؛ مسیرهای دیگری در ادبیات اقتصادی وجود دارد که در ادامه به بیان آنها پرداخته می‌شود. بنابراین بررسی رابطه رشد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست بسیار حائز اهمیت، مهم و لازم می‌باشد. این تحقیق از ۵ بخش تشکیل شده است؛ در بخش بعدی به مبانی نظری، سپس به پیشینه تحقیق، در بخش بعد از آن به بحث و نتایج و در بخش آخر نیز به بیان نتیجه‌گیری و پیشنهادات پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری

با توجه به تئوری‌ها و تحقیقات انجام شده، مهم‌ترین متغیرهای اقتصادی تأثیرگذار بر رشد اقتصادی عبارتند از: رشد جمعیت، هزینه‌های نهایی مصرف سرانه خانوار، تورم، سرمایه‌گذاری و درجه باز بودن کشورها. با توجه به نتایجی که در قسمت‌های بعدی این تحقیق ارائه می‌شود، متغیر وابسته مدل رشد اقتصادی می‌باشد و از بین متغیرهای اقتصادی تأثیرگذار بر رشد اقتصادی، متغیرهای رشد جمعیت، تورم و درجه باز بودن کشورها، به همراه شاخص تخریب محیط زیست به عنوان متغیرهای مستقل مدل در نظر گرفته شده‌اند؛ مدل استفاده شده در این تحقیق عبارت است از:

$$EG=EQ + PG + O + HC + Inf + I$$

شاخص تخریب محیط زیست: چگونگی اثرگذاری و تغییرات کیفیت محیط زیست بر روی رشد اقتصادی نشان می‌دهد که بیشتر این مسیرها در ادبیات اقتصادی مربوط به عرضه و بهره‌وری نیروی کار می‌باشد. آلودگی هوای ایجاد شده توسط CO_2، SO_2، NOx و CO و همچنین آلودگی‌های صوتی، ترافیکی بر روی سلامت افراد اثر گذاشته و مردم را از انجام کارهایشان در کوتاه‌مدت و بلندمدت ناتوان کرده و منجر به کاهش بهره‌وری نیروی کار می‌شوند. مسیرهای دیگری نیز در ادبیات اقتصادی وجود دارد. در بین آنها می‌توان به کاهش

1. Solow (1986)
2. Jansson et al. (1994)
3. Beckerman (1992)
4. Grossman & Krueger (1993)
5. Selden & Song (1994)

سرمایه فیزیکی اشاره کرد؛ در حقیقت، برخی از آلودگی‌ها از جمله SO_2، منجر به فرسایش تجهیزات سرمایه‌ای، افزایش فرسایش، تخریب جاده‌ها و تخریب سرمایه‌های عمومی می‌شوند. این موارد نیز سبب افزایش هزینه‌های عمومی، رها کردن و خارج شدن جمعیت از فعالیت‌های خصوصی می‌شود. یکی دیگر از مسیرها، تخریب و از بین رفتن رفاه است. لازم به ذکر است، برخی از آلاینده‌ها مانند SO_2 و NOx سبب اسیدی شدن رودخانه‌ها و برخی دیگر مانند CO و PM_{10} باعث ایجاد درد، ناراحتی و اختلالات سلامتی می‌شود. این موارد همچنین سبب کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری‌های مستقیم و مهارت‌های نیروی کار می‌شود. در نهایت مشخص شده که بهبود کیفیت محیط زیست سبب، تغییرات مثبتی در رفتار، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شود؛ بنابراین با این توصیف می‌توان بیان کرد که رابطه رشد اقتصادی و کاهش کیفیت محیط زیست منفی می‌باشد.

ضمناً از جهت دیگر، به منظور شتاب و افزایش توسعه اقتصادی به وسیله افزایش استخراج از منابع و گسترش کشاورزی، به علّت بالا بودن نرخ برداشت و تخلیه منابع و تجاوز کردن نرخ برداشت از نرخ تجدید منابع، ضایعات و پسماندها از نظر مقدار و آلودگی در طی دوره افزایش می‌یابد؛ بنابراین کیفیت محیط زیست شروع به کاهش و افت می‌کند چرا که تغییر ساختار با شدت مصرف انرژی صنعت همراه است که خود آن نیز به خدمات و دانشی نیاز دارد که بر پایه تکنولوژی مؤثر صنعت باشد و در نتیجه آن رشد اقتصادی افزایش می‌یابد (ارو[1] و همکاران، ۱۹۹۵: ۵۲۰).

لازم به ذکر است که قوانین زیست محیطی کمتر می‌تواند به محیط زیست آسیب برساند در واقع آلودگی سنگین و شدید به سمت کشورهای با قوانین ضعیف‌تر حرکت می‌کند. اقتصاددانان این مورد را نظریه پناهگاه یا لنگرگاه آلودگی[2] می‌نامند. این نظریه پناهگاه یا لنگرگاه آلودگی اشاره به احتمالات در خصوص کشورهای چند ملیتی دارد که فعالیت‌های با آلودگی بالا را خواستار می‌باشند و در بین کشورها جابه‌جا می‌شوند و به کشورهایی می‌روند که استانداردهای زیست محیطی پایینی را دارا می‌باشند. نظریه پناهگاه یا لنگرگاه آلودگی بیان می‌کند که استانداردهای زیست محیطی پایین یک منبع سودمند رقابتی است و سبب ایجاد الگوهای تجارتی و حرکت در آنها می‌گردد. نظریه پناهگاه یا لنگرگاه آلودگی اساساً یک تئوری است که بیان می‌کند که کشورهای با قوانین زیست محیطی بالا، صنایع آلوده کننده را از دست خواهند داد و کشورهای فقیر آنها را در بر می‌گیرند و در نتیجه افزایش آلودگی، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد (آنتویلر[3] و همکاران، ۲۰۰۱: ۸۹۰ و لیدل[4]، ۲۰۰۱: ۲۷).

بنابراین رابطه میان شاخص تخریب محیط زیست[5] و رشد اقتصادی در برخی از شرایط مثبت و در برخی دیگر منفی می‌باشد (در واقع بستگی به ویژگی‌های کشورهای مورد بررسی دارد)؛ در این تحقیق به علّت آنکه اغلب کشورهای مورد بررسی در حال توسعه می‌باشند، پیش‌بینی می‌گردد که این رابطه مثبت باشد. همان طور که قبلاً اشاره گردید به علّت بالا بودن نرخ برداشت از نرخ تجدید منابع و نظریه پناهگاه آلودگی ضایعات و پسماندها از نظر مقدار و آلودگی در طی دوره افزایش می‌یابد که خود آن نیز به خدمات و دانشی نیاز دارد که بر پایه تکنولوژی مؤثر صنعت باشد و در نتیجه آن رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

رشد جمعیت: به طور کلی دو نوع نگرش نسبت به رشد جمعیت وجود دارد، نگرش اول، منفی و نگرش دوم مثبت می‌باشد. نگرش منفی به توماس مالتوس بر می‌گردد، از نظر وی رشد جمعیت و تمرکز سرمایه، از طریق قانون بازدهی نزولی، رشد اقتصادی را مختل خواهد کرد (پیرس و وارفرد[6]، ۱۹۹۳: ۵۲۱). برخی از محققین دیدی منفی نسبت به رشد جمعیت داشتند (مقصود پور، ۱۳۹۵: ۷۹)؛ آنها باور داشتند جهت دست یابی به رشد اقتصادی، پیشرفت و ترقی، بایستی از طریق قانون، رشد جمعیت را به تأخیر انداخت. میل نیز بیان می‌کند، در غیبت پیشرفت‌های فنی در بخش کشاورزی و رشد همه جانبه جمعیت، به دلیل فزونی نرخ رشد جمعیت بر نرخ تمرکز سرمایه، سود شروع به کاهش می‌کند و در نهایت اقتصاد در شرایط عدم امکان افزایش تولید و رشد اقتصادی قرار خواهد گرفت. در مقابل در الگوهای رشد کینزی، تأکید بر اثر مثبت جمعیت بر رشد اقتصادی شده است. در نظریه رشد هارود، نرخ رشد طبیعی سیستم اقتصادی کاملاً تابعی از رشد جمعیت می‌باشد. بر اساس نظریه مذکور، سیاست‌گذاری اقتصادی باید به گونه‌ای برنامه‌ریزی کند، که نرخ‌های رشد واقعی با نرخ رشد

1. Arrow et al. (1995)
2. Shafik (1994)
3. Antweiler et al. (2001)
4. Liddle (2001)
۵. در این تحقیق از میزان کربن دی اکسید (CO2) منتشر شده به عنوان شاخص تخریب محیط زیست بهره گرفته شده است.
6. Pearce & Warford (1993)

طبیعی، تنظیم شوند (بخشی دستجردی و خاکی نجف آبادی، ۱۳۸۹: ۳). در نظریه رشد نئوکلاسیک نیز، تأثیر مثبت رشد جمعیت بر رشد اقتصادی تأیید می‌شود. در نظریه سولو، وجود یک نرخ رشد مثبت برای جمعیت، به منظور توضیح فرایند رشد اقتصادی ضروری می‌باشد؛ بنابراین می‌توان بیان کرد که رابطه رشد اقتصادی و رشد جمعیت می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

درجه باز بودن: افزایش درجه باز بودن می‌تواند باعث توسعه یک کشور در حال توسعه شود. زیرا هر چه اقتصاد کشوری در ارتباط با سایر کشورها پویاتر عمل نماید ضمن افزایش مبادلات اقتصادی، از کسب فناوری و خلاقیت سایر کشورها بهره‌مند گردیده و با افزایش بازدهی موجبات افزایش انگیزه و عامل تحرّک برای سرمایه‌گذاری را فراهم می‌نماید و زمینه توسعه مالی و تولیدی فراهم می‌شود. به طوری که آزادسازی با کاهش محدودیت‌ها و حذف نسبی تعرفه‌ها، موانع تجاری را به حداقل می‌رساند و زمینه ادغام اقتصادی را فراهم می‌آورد. به علاوه آزادسازی مالی می‌تواند مؤلفه‌ها و شاخص‌های اقتصادی در عرصه بین‌المللی را تحت تأثیر قرار دهد و مسیر مناسبی را در جهت کسب منافع اقتصادی به روی کشورها باز نماید و رشد اقتصادی آن کشورها را افزایش دهد، زیرا در این حالت مزیت نسبی کشورها در کالاهای مختلف به طور طبیعی مشخص شده و بر این اساس تجارت بین آنان صورت می‌گیرد و این پرمنفعت‌ترین شیوه است (طیبی و همکاران، ۱۳۹۰: ۴۰)؛ بنابراین می‌توان بیان کرد که رابطه رشد اقتصادی و درجه باز بودن می‌تواند مثبت باشد.[۱]

هزینه‌های نهایی مصرف سرانه خانوار: یکی دیگر از عوامل مهم اثرگذار بر رشد اقتصادی هزینه‌های نهایی مصرف سرانه خانوار می‌باشد، که با توجه به ادبیات اقتصادی موجود در این زمینه و تحقیقات انجام شده در این خصوص رابطه این دو متغیر مثبت می‌باشد؛ زیرا با افزایش هزینه‌های نهایی مصرف سرانه خانوار و در نظر گرفتن ظرفیت‌های موجود و توانایی تولید در اقتصاد، این افزایش باعث تحریک شدن بازار (رونق) و افزایش انگیزه تولیدکنندگان برای افزایش تولید می‌شود، از طرفی با توجه به اینکه مصرف یکی از اجزای تولید ناخالص داخلی می‌باشد، افزایش آن سبب افزایش تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی می‌شود (بگلیانی و همکاران، ۲۰۰۸: ۶۵۳).

تورم: وجود و ماهیت رابطه بین تورم و رشد اقتصادی یکی از موضوعات بسیار مهم و اساسی می‌باشد، که هر کدام از نظریات با توجه به نحوه اثرگذاری تورم بر روی رشد اقتصادی یا رشد بر روی تورم به نتایج متفاوتی در این زمینه دست یافته‌اند. معمولاً وجود نرخ‌های تورم بالا و متغیر موجب افزایش هزینه مبادله و کاهش سرمایه‌گذاری به نفع فعالیت‌های غیرتولیدی و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی می‌شود (دادگر و همکاران، ۱۳۸۵: ۶۲)[۲].

در ارتباط با وجود رابطه مستقیم میان این دو متغیر، استدلال‌هایی صورت گرفته است؛ یکی از این استدلال‌ها آن است که افزایش تورم باعث کاهش ارزش دارایی‌های حقیقی می‌شود. از آنجا که پس‌انداز رابطه‌ای معکوس با ثروت (دارایی) دارد، تورم به افزایش پس‌انداز و به تبع آن افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی منجر می‌گردد. دیدگاه دیگر منتسب به ساختارگرایان[۳] است. این‌گونه بحث می‌کنند که دستمزدهای اسمی، معمولاً با وقفه بعد از قیمت‌ها تعدیل می‌گردند که در این شرایط توزیع درآمد به نفع صاحبان سرمایه تغییر می‌کند. حال اگر فرض کالدور در توزیع درآمد پذیرفته شود و نیز فرض شود که تحرک ناقص سرمایه وجود دارد، در این صورت تورم با تغییر دادن توزیع درآمد و در پی آن افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، اثری مثبت بر نرخ رشد اقتصادی خواهد داشت (تمپل[۴]، ۲۰۰۰: ۴۰۱)؛ بنابراین رابطه تورم و رشد اقتصادی بستگی به نمونه مورد بررسی و شرایط حاکم بر آن دارد.

سرمایه‌گذاری: با توجه به کمبود منابع سرمایه‌گذاری و ضرورت تخصیص بهینه این منابع جهت تحریک رشد اقتصادی، لازم است مزیت‌های نسبی یک کشور در زمینه تخصیص منابع سرمایه‌گذاری، به درستی شناسایی شده و با هدایت منابع سرمایه‌گذاری به مولدترین و کارآمدترین بخش‌ها زمینه استفاده کارآمد از منابع محدود در جهت تسریع رشد اقتصادی فراهم گردد (محمدی و تقوی، ۱۳۸۸: ۱۷).

از جمله شرایط لازم جهت افزایش تولید و رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های اقتصادی است. سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های اقتصادی به طور کلی با افزایش بهره‌وری عوامل تولید، گسترش محدوده بازار، تعادل عرضه و تقاضا، ایجاد اثرات جانبی، ایجاد شرایط رقابتی بهتر و همچنین

---

۱. در این تحقیق از مجموع صادرات و واردات به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی، به عنوان شاخص درجه باز بودن استفاده شده است.

۲. در این تحقیق از شاخص قیمت مصرف کننده به عنوان شاخص تورم بهره گرفته شده است.

3. Structuralists

4. Temple (2000)

افـزایش سـطح رفـاه باعـث افـزایش تولیـد و رشـد اقتصـادی می‌شوند (اکبریان و قائدی، ۱۳۹۰: ۱۱).

۳- مطالعات تجربی انجام شده

آپرگیس[1] در مطالعـه‌ای بـه بررسـی وجـود رابطـه میـان رشـد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست در ۱۴ کشور آسـیایی در طی سال‌های ۱۹۹۰ الی ۲۰۱۱ پرداختند. وی بر روی درآمـد و سیاست‌های کشورهای مورد بررسی و اثری که بر روی رابطه انتشار آلودگی (محیط زیست) می‌گذارنـد، تمرکـز نمودنـد. او در بررسی‌های خود از روش گشتاورهای تعمیم یافتـه در داده‌هـای ترکیبی (پانل دیتا) بهره گرفت و در یک عملکرد چندگانه وجود فرضیه منحنی محـیط زیسـت کـوزنتس را بررسـی نمـود. وی وجود منحنی U شکل را با در نظر گرفتن رابطه میان آلودگی و درآمد سرانه مورد تحلیل قرار داد. در نتیجه بررسی‌ها مشـخص گردید که فرضیه منحنی محیط زیست کوزنتس در کشـورهای مورد مطالعه مورد تأیید قرار گرفت (آپرگیس، ۲۰۱۶: ۲۶۳).

منحنی محیط زیست کوزنتس یک ابزار پیچیده و قدرتمنـد به منظور تحقیق در خصوص رابطه توسعه اقتصادی و تخریـب محیط زیست می‌باشد. معمـولاً مطالعـات تجربـی در خصـوص منحنی محیط زیست کـوزنتس وجـود رابطـه U وارون شـکل میان آلودگی و درآمد سرانه را تأیید می‌کند. بـرآورد و اسـتخراج شاخص‌های آلودگی به منظور نمـایش کیفیـت محـیط زیسـت جامع و کافی نمی‌باشد. بنابراین، بررسی تجربی منحنی محـیط زیست کوزنتس در خصوص کیفیت محـیط زیسـت مناسـب‌تـر می‌باشد. در طی بررسی‌های انجام شده وجود رابطه میان رشـد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست در ایالـت گانسـو (در چین) مورد تأیید قرار گرفت. لازم به ذکر اسـت کـه بررسـی در طی سال‌های ۱۹۸۰ الی ۲۰۱۲ صورت گرفته و از روش بیـزین استفاده شده است. نتایج نشان داد کـه اثـرات فنـی و قـوانین و مقررات ممکن اسـت باعـث کـاهش و انتقـال منحنـی محـیط زیست کوزنتس به پایین شوند (وانگ[2] و همکاران، ۲۰۱۵: ۹۶).

مدل‌های مختلفی در خصوص بررسـی‌هـای وجـود رابطـه میان رشد اقتصادی و شاخص تخریب محـیط زیسـت بـه کـار گرفتـه شـده اسـت؛ کـه مـی‌تـوان بـه روش‌هـای پانـل دیتـا، رهیافت‌سنجی فضایی و برخـی روش‌هـای دیگـر اشـاره نمـود (استرن[3]، ۲۰۱۰: ۲۱۷۴).

مدل‌های تجربی معمولاً بر روی یـک تـک معادلـه خـاص تمرکز دارند. متغیرهای وابسته معمولاً اشـاره بـه شـاخص‌هـای خاصی از سطح آلودگی مشخصی در محیط زیست یا بر آلودگی خاصـی (از جملـه فسـفر، کـربن دی اکسـید، نیتـرات و ...) متمرکزند، یا به یک شاخص از تخریب یـا تهـی شـدن محـیط زیست (از جمله جنگل‌زایـی، زمـین‌هـای بیابـانی) توجـه دارنـد (فرهانی و همکاران، ۲۰۱۴: ۱۹۱).

اخیراً برخی از مدل‌های رشـد اقتصـادی بـه منظـور یـافتن پایه‌های تئوریکی رابطه میان رشد اقتصادی و شاخص تخریـب محیط زیست گسترش یافته‌اند، به عنوان مثال، مدل‌های رشـد برون‌زا که مرتبط با سـرمایه طبیعـی بـه عنـوان دارایـی تولیـد می‌باشد. ضمناً مدل‌های سبز سولو نیز منابع طبیعـی را در نظـر گرفته‌اند و بر آنها تمرکز نموده‌اند (دیندا[4]، ۲۰۰۴: ۴۳۱)

آپرگیس در مطالعه‌ای با استفاده از انتشار دی اکسید کـربن سرانه و تولید ناخالص داخلی سـرانه در بـازه زمـانی ۱۹۶۰ الـی ۲۰۱۳ در بین ۱۵ کشور بـه بررسـی وجـود رابطـه میـان رشـد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست پرداخته است. در این بررسی از روش پانل دیتا و سری زمانی بـا اسـتفاده از رهیافـت هم‌جمعی بهره گرفته شده است. با در نظر گرفتن اصول فرضیه محیط زیسـت کـوزنتس وجـود رابطـه U شـکل میـان انتشـار آلودگی و تولید بررسی گردید. در این مطالعه هـم‌جمعـی میـان انتشار دی اکسید کربن سرانه و تولید ناخالص داخلـی سـرانه و مربع تولید ناخالص داخلی سرانه مورد آزمون قرار گرفت. شواهد و نتایج روش هم‌جمعی پانل گیج کننـده بـوده اسـت. نتـایج در برخی از فواصل زمانی مورد مطالعـه وجـود رابطـه میـان رشـد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیسـت را تأییـد و در برخـی رد کرده اسـت. ایـن نتیجـه را مـی‌تـوان علّـت تـأثیر زمـان رد هم‌جمعی دانست (آپرگیس، ۲۰۱۶: ۲۶۵).

منحنی محیط زیست کـوزنتس اشـاره بـه رابطـه U وارون میان سطحی از آلودگی و درآمـد سـرانه دارد. تخریـب کیفیـت محیط زیست در مراحل اولیـه رشـد اقتصـادی و سـپس بهبـود کیفیت آن در مراحل بعدی می‌باشد. در اوایل دهه ۱۹۹۰، تعداد قابل توجهی از مطالعـات تجربـی در خصـوص منحنـی محـیط زیست کوزنتس به انجام رسید؛ اگر چه دلایـل نهـایی و اصـلی یافت نشد، منتهی وجود رابطه میان رشـد اقتصـادی و شـاخص تخریب محیط زیست، به عنـوان یـک تجربـه رایـج شناسـایی گردید. به هر حال، برخی از مطالعات اخیـر شـک و تردیـدهای

1. Apergis (2016)
2. Wang et al. (2015)
3. Stern (2010)
4. Dinda (2004)

زیادی را در خصوص روش شناسی و مفهوم نتایج تجربی ایجاد نمود و وجود رابطه میان رشد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست را مورد سؤال قرار داد. در حقیقت، اینکه چگونه رشد اقتصادی بر روی تخریب محیط زیست اثر می‌گذارد همچنان دارای تناقض است. بر این اساس شناسایی رابطه حقیقی میان شاخص تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی حائز اهمیت است. ضمناً گسترش مدل‌های اقتصادی با توجه به دیدگاه‌های مختلف ضروری و لازم است. این بررسی دیدگاه‌های مدل‌های نظری مختلف را که در این خصوص ارائه شده است، توضیح می‌دهد.

رابطه میان رشد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست اشاره به این فرضیه دارد که رابطه میان تخریب محیط زیست و درآمد سرانه به شکل U وارون نمایش داده می‌شود. رابطه منطقی از منحنی محیط زیست کوزنتس مشهود است. در مراحل اولیه صنعتی شدن، آلودگی با سرعت رشد می‌یابد چرا که افزایش مواد خروجی و تولیدی تقدم و اولویت پیدا می‌کند و مردم درآمد برایشان نسبت به محیط زیست جذابیت بیشتری دارد. در این مرحله، درآمد افزایش، به تبع آن رضایت خاطر برای افزایش پاکی محیط زیست به‌وسیله اختصاص سهم بیشتری از درآمد به آن افزایش می‌یابد، سازمان‌های قانون‌گذار اثر بیشتری بر روی محیط زیست می‌گذارند و سطح آلودگی شروع به کاهش می‌نماید.

درآمد سرانه، متغیر اصلی در میان متغیرهای توضیحی می‌باشد. اما این سخت خواهد بود که به منحنی صحیح و رایج رابطه میان رشد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست دست یافته شود؛ چرا که نتایج تجربی متفاوتی در خصوص فرضیه منحنی محیط زیست کوزنتس به دست آمده و در خصوص برخی از آلودگی‌ها تأیید شده است (بگلیانی و همکاران، ۲۰۰۸: ۶۵۱).

رابطه U واورن این مورد را نشان می‌دهد که رشد اقتصادی قادر خواهد بود که با بهبود محیط زیست سازگار باشد. انگیزه اصلی برای مطالعات تجربی در خصوص منحنی محیط زیست کوزنتس در مورد یافتن شواهدی به منظور وجود رابطه میان درآمد و کیفیت محیط زیست می‌باشد، بنابراین به دنبال پاسخ این سؤال که آیا رشد اقتصادی می‌تواند بخشی از راه حل برای مشکلات محیط زیست باشد، هستیم.

در اوایل دهه ۱۹۹۰، بحث در خصوص فرضیه منحنی محیط زیست کوزنتس بسیار داغ بود، و مطالعات تجربی زیادی برای پشتیبانی از رابطه U وارون به انجام رسید. وجود یک رابطه ذاتی و خودجوش بین فعالیت‌های اقتصادی و کیفیت محیط زیست بسیار مشهود است. در سطح مبانی نظری، نویسندگان مختلف سعی کرده‌اند، به بیان راه‌ها و روش‌هایی بپردازند که تأثیر تخریب محیط زیست بر فعالیت‌های اقتصادی را نشان دهند (رسه سودارمو و توربکه[1]، ۱۹۹۶: ۸۳).

این مبانی نظری می‌تواند به چهار دسته تقسیم شوند (پانایوتا[2]، ۲۰۰۰: ۴۰۱). مدل‌های رشد بهینه یابی بر پایه مدل رشد رمزی[3] ساخته شده و دسته اول را تشکیل داده‌اند (بکر[4]، ۱۹۸۲: ۱۶۵؛ تهونن و کولووینن[5]، ۱۹۹۳: ۱۰۵). اینها مدل‌های بهینه یابی پویا می‌باشند که مسئله آن حداکثر کردن مطلوبیت می‌باشد و بی‌نهایت مصرف کننده در آن حضور دارند، که از طریق نظریه کنترل بهینه حل می‌شوند؛ برخی از این مدل‌ها به اثرات آلودگی بر روی مسیر رشد توجه می‌کنند (وان در پلوئگ و ویتهاگن[6]، ۱۹۹۱: ۲۱۹). در حالی که مابقی تمرکزها بر روی نفرین منابع طبیعی می‌باشد (سولو، ۱۹۸۶: ۱۴۸). به طور کلی مدل‌های آلودگی و بهینه یابی رشد نشان می‌دهد که این مورد (آلودگی) سبب جلوگیری و کاهش آلودگی می‌شود. در دسته بندی دوم، نه تنها از آلودگی به عنوان یک جزء از تولید و تابع تولید توجه می‌شود، بلکه محیط زیست را نیز به عنوان عاملی از تولید در نظر می‌گیرند (لوپز[7]، ۱۹۹۴: ۱۶۳؛ چیکیلینسکی[8]، ۱۹۹۴: ۸۵۱ و جلدراپ و ویتهاگن[9]، ۲۰۰۰: ۴۴۷). کیفیت محیط زیست را می‌توان با حجمی‌از خسارتی که به تولید وارد می‌شود یا آلودگی که ایجاد می‌شود، مفهوم سازی کرد و اندازه‌گیری نمود؛ در زمانی که حجم محیط زیست در تابع تولید قرار داده می‌شود. بدین معنا که میزان قواعد و مالیات‌های مربوط به آلودگی برای سطح بهینه آن، به منظور دستیابی به سطح بهینه کیفیت محیط زیست در شرایط فضای پایدار کافی نمی‌باشد. گروه سوم متشکل از مدل‌های رشد درون‌زا می‌باشند که از تابع تولید نئوکلاسیک‌ها برای به دست آوردن مدل‌های رشد بهینه استفاده کرده‌اند (هوفکس[10]، ۱۹۹۶: ۳۳۳). بر اساس مطالعه‌ای از رومر این مدل‌ها بر اساس بازدهی ثابت یا فزآینده نسبت به مقیاس برای عوامل تولید مشخص شده‌اند. در این

1. Resosudarmo &Thorbecke (1996)
2. Panayotou (2000)
3. Ramsey
4. Becker (1982)
5. Tahvonen & Kuuluvainen (1993)
6. Van der Ploeg & Withagen (1991)
7. Lopez (1994)
8. Chichilinsky (1994)
9. Geldrop & Withagen (2000)
10. Hofkes (1996)

دسته‌بندی محیط زیست یا آلودگی به عنوان یک عامل تولید و کیفیت محیط زیست به عنوان یک استدلال و علّتی از تابع مطلوبیت می‌باشد.

در نهایت باید به سایر مدل‌های مربوط به تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی پرداخته شود. این دسته دارای دو مدل تعادل عمومی رشد و محیط زیست به همراه تجارت می‌باشد (کوپلند و تیلور[1]، ۱۹۹۴: ۷۸۳). در سال ۱۹۹۹ نیز برخی به برآورد هزینه‌های محدودیت‌های زیست محیطی در کشور نروژ و از طریق یک مدل پویا برای محیط زیست پرداختند و نام این بررسی خود را شکاف (کنترل) محیط زیست نامیدند. شبیه سازی آنها نشان می‌دهد که کاهش شکاف (کنترل) محیط زیست، سبب می‌شود که رشد اقتصادی در حدود ۰/۱ درصد در سال و رشد سالانه ثروت که از جمله ثروت‌های زیست محیطی می‌باشد، در حدود ۰/۲۳ درصد تا سال ۲۰۳۰ کاهش یابد. رزوسودارمو و توربک با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی و شبیه سازی‌هایی، نشان دادند که بهبود کیفیت محیط زیست، مشکلات سلامتی را کاهش و همچنین رشد اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (رزوسودارمو و توربک، ۱۹۹۶: ۸۳).

در حال حاضر روشن و واضح است که کیفیت محیط زیست بر روی عملکردهای اقتصادی اثر می‌گذارد (منصور، ۲۰۰۴: ۹۱). فعالیت‌های اقتصادی تقریباً در تمام بخش‌ها به نوبه خود سبب تخریب محیط زیست می‌شوند (شافیک[2]، ۱۹۹۴: ۷۵۷). اثرات فعالیت‌های اقتصادی بر روی کیفیت محیط زیست پیچیده می‌باشد و بستگی به برخی از عوامل دیگر مانند، ترجیحات، تکنولوژی تولید و ساختار اقتصادی دارد که همه اینها به نوعی به سطح توسعه وابسته می‌باشند. سطح آلودگی نیز به تولید ناخالص داخلی[3] و میزان توسعه بستگی دارد (فرضیه منحنی محیط زیستی کوزنتس[4]).

ارتباط بین سطح درآمد و سلامت جمعیتی در ادبیات اقتصادی در دهه‌های متمادی و به تعداد بسیار مورد مطالعه قرار گرفته است. چندین مسیر که از طریق آنها سلامت بر روی سطح خروجی (تولید) در یک کشور اثر می‌گذارد، شناسایی شده است. اولین مسیر آن است که مردم سالم و سلامت، سازنده‌تر هستند (بهره‌وری بالاتر دارند) و به عنوان نیروی کار بیشتر در دسترس قرار دارند. در حقیقت، آنها می‌توانند سخت‌تر و طولانی‌تر کار کنند و از فکر خود بهره گیرند. سلامت همچنین می‌تواند از طریق اثرات آموزش، تولیدات (پیامدهای) اقتصادی را بهبود بخشد. بهبود در سلامت، باعث بالا رفتن انگیزه افراد در سطح تحصیلات بالاتر می‌شود، زیرا بازدهی سرمایه‌گذاری با میزان تحصیلات فرد دارای رابطه می‌باشد. دانش آموزان سالم نیز، توانایی یادگیری و عملکرد بهتری را دارا خواهند بود. علاوه بر این سلامت سبب کاهش میزان مرگ و میر و افزایش امید به زندگی، تشویق به پس‌انداز بیشتر برای دوران بازنشستگی و در نتیجه افزایش سطح سرمایه‌گذاری و افزایش نسبت سرمایه به تولید می‌شود.

٤- بحث و نتیجه‌گیری

۴-۱- ارائه مدل

ابتدا پیش از آزمون‌های لازم برای تخمین مدل، به بررسی مانایی کلیه متغیرها از جمله رشد اقتصادی پرداخته می‌شود؛ زیرا تعداد سال‌های مورد بررسی بیش از ۱۰ سال می‌باشد. در مرحله بعد با استفاده از علّیت تودا و یاماموتو وجود و جهت رابطه دو متغیر شاخص تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا به برآورد مدل شاخص تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب در حال توسعه در سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۲ پرداخته و در نهایت به بررسی آزمون‌های سارگان و خودهمبستگی آرلانو بوند به منظور تعیین خوبی برازش مدل پرداخته خواهد شد.

۴-۲- آزمون ریشه واحد

در صورت عدم تأیید وجود ریشه واحد در متغیرهای رگرسیون، نتایج ساختگی حاصل نخواهد شد و نیازی به ادبیات هم انباشتگی نیست؛ در ابتدا آزمون ریشه واحد فیلیپس-پرون (PP)، دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و آزمون پسران و شین (lm) برای تمامی متغیرها، آزمون شده است. نتایج به ما نشان می‌دهند که برخی از متغیرهای مدل از جمله رشد جمعیت و تورم در سطح ۱۰٪ مانا (پایا) هستند و برخی از متغیرهای دیگر از جمله رشد اقتصادی، شاخص تخریب محیط زیست و هزینه‌های نهایی مصرف سرانه خانوار، سرمایه‌گذاری و درجه باز بودن با اولین وقفه مانا (پایا) می‌شوند، بنابراین متغیرها انباشته از مرتبه صفر یا I(۰) و یک، یا I(۱) هستند. نتایج در جدول (۱) ارائه شده‌اند.

1. Copeland & Taylor (1994)
2. Shafik (1994)
3. Gross Domestic Product
4. The Environmental Kuznets Curve Hypothesis

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد (مانایی) کلیه متغیرهای استفاده شده در تحقیق

متغیر	P-value	آزمون (lm)	P-value	آزمون (ADF)	P-value	آزمون (PP)	مرتبه انباشتگی
شاخص تخریب محیط زیست (سطح)	۰/۹۹۹۴	۳/۲۲۱۳۱	۰/۹۹۳۰	۳۹/۵۵۹۹	۰/۸۱۳۲	۵۳/۸۵۰۷	
شاخص تخریب محیط زیست (اولین وقفه)	۰/۰۱۸۱	-۲/۰۹۴۲۹	۰/۰۰۷۱	۹۵/۰۷۲۸	۰/۰۰۰۰	۲۰۹/۹۲۴	I(۱)
رشد جمعیت	۰/۰۰۰۰	-۵/۰۵۹۳۴	۰/۰۰۰۰	۱۵۶/۴۳۰	۰/۰۰۰۰	۱۵۹/۷۱۴	I(۰)
تورم	۰/۰۰۰۰	-۹/۰۴۲۱۹	۰/۰۰۰۰	۱۴۶/۹۴۷	۰/۰۰۰۰	۱۸۱/۸۲۲	I(۰)
هزینه نهایی مصرف سرانه خانوار (سطح)	۰/۹۹۹۶	۳/۳۷۵۱۰	۰/۹۹۹۷	۲۵/۲۷۴۱	۰/۹۹۹۳	۲۶/۹۰۲۸	
هزینه نهایی مصرف سرانه خانوار (اولین وقفه)	۰/۰۲۸۸	-۱/۸۹۸۰۰	۰/۰۲۹۱	۷۵/۳۲۸۵	۰/۰۰۰۰	۱۱۷/۷۸۲	I(۱)
رشد اقتصادی (سطح)	۰/۰۰۰۰	-۳۰/۴۷۴۱	۰/۰۰۰۰	۱۱۷۴/۶۷	۰/۰۰۰۰	۱۴۹۶/۶۲	
رشد اقتصادی (اولین وقفه)	۰/۰۰۹۱	-۲/۳۶۰۲۰	۰/۰۱۹۹	۸۹/۳۴۳۱	۰/۰۰۰۱	۱۱۶/۷۴۹	I(۱)
سرمایه‌گذاری (سطح)	۱/۰۰۰۰	۵/۴۶۴۶۶	۱/۰۰۰۰	۲۱/۲۶۱۲	۱/۰۰۰۰	۱۲/۴۸۵۸	
سرمایه‌گذاری (اولین وقفه)	۰/۰۲۵۱	-۱/۹۵۸۱۰	۰/۰۰۲۴	۸۷/۸۷۰۹	۰/۰۰۰۱	۱۰۳/۴۲۲	I(۱)
درجه باز بودن (سطح)	۰/۱۵۹۴	-۰/۹۹۷۰۹	۰/۲۳۵۸	۷۱/۷۷۸۱	۰/۰۰۳۸	۹۸/۲۱۷۲	
درجه باز بودن (اولین وقفه)	۰/۰۰۵۱	-۲/۵۶۸۸۲	۰/۰۰۴۹	۹۶/۹۵۸۶	۰/۰۰۰۰	۲۵۱/۴۶۵	I(۱)

مأخذ: محاسبات تحقیق

به منظور بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست دیگر نمی‌توان از یک رگرسیون ساده و بدون در نظر گرفتن مرتبه انباشتگی متغیرهای مستقل (توضیح دهنده) استفاده کرد، به همین منظور برای بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست باید از یک رگرسیون پویا میان این دو متغیر و سایر متغیرهای مستقل بهره جست؛ بنابراین باید از روش‌های دیگر همچون روش گشتاورهای تعمیم یافته[1] استفاده کرد، چرا که برخی از متغیرها انباشته از مرتبه صفر و برخی انباشته از مرتبه یک می‌باشند و استفاده از ادبیات هم‌جمعی لازم می‌باشد. همچنین برای رفع همبستگی متغیر با وقفه و سایر متغیرها از ماتریس ابزارها استفاده می‌شود، در اینجا، از روش آرلانو-بوند، تخمین‌زن روش گشتاورهای تعمیم یافته دو مرحله‌ای بهره گرفته شده است. لازم به ذکر است که پس از تخمین مدل، با استفاده از آزمون سارگان به بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها پرداخته می‌شود که در این آزمون فرضیه صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با جزء اخلال می‌باشد و همچنین آزمون خودهمبستگی آرلانو-بوند مورد بررسی قرار می‌گیرد تا درستی و خوبی برازش و تخمین مدل به خوبی توضیح داده شده باشد. لازم به ذکر است قبل از تخمین مدل، به منظور اثبات وجود رابطه میان دو متغیر رشد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست و همچنین تعیین جهت این رابطه از علّیت تودا و یاماموتو بهره گرفته شده است.

۴-۳- علّیت تودا و یاماموتو

تودا و یاماموتو در سال ۱۹۹۵، یک روش ساده به صورت تخمین یک مدل VAR تعدیل یافته، برای بررسی رابطه علّیت گرنجر پیشنهاد دادند. آنها استدلال کردند که این روش حتی در شرایط وجود یک رابطه هم‌جمعی بین متغیرها نیز معتبر می‌باشد. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌ها (K) بهینه مدل VAR و سپس درجه همگرایی ماکزیمم (dmax) را تعیین کرد و یک مدل VAR را با تعداد وقفه‌های (k + dmax) تشکیل داد. البته فرایند انتخاب وقفه زمانی معتبر خواهد بود که $k \geq dmaxk + dmax = 2$ باشد (تودا و یاماموتو، ۱۹۹۵: ۲۳۰). در این بخش برای انجام آزمون علّیت تودا و یاماموتو نیاز به دانستن وقفه بهینه است؛ با توجه به اینکه در این تحقیق تعداد کشورها از تعداد سال‌های مورد بررسی بیشتر می‌باشند، از معیار آکائیک برای تعیین وقفه بهینه استفاده می‌شود.

1. GMM (Generalized Method of Moments)

جدول ۲. نتایج تعیین وقفه بهینه بین متغیر رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست

وقفه	HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL
۰	۲/۸۸	۲/۹۲	۲/۸۵	۰/۰۵۹	NA	-۸۹/۴۱
۱	-۶/۱۵*	-۶/۰۲*	-۶/۲۳*	۶/۷۴*	۵۶۱/۹۸*	۲۰۵/۴۰۰۴*
۲	-۶/۷۰	-۶/۵۰	-۶/۸۳	۳/۶۷	۴۳/۲۵	۲۲۸/۸۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۳. نتایج آزمون علّیت تودا و یاماموتو بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست (آزمون والد)

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	Value	P-value	نتیجه
عدم رد H_0 (آزمون F)	شاخص تخریب محیط زیست ⟶ رشد اقتصادی	۰/۵۳۷۵	۰/۷۲۵۶۵۶	عدم رد H_0
عدم رد H_0 (آزمون کای دو)		۰/۵۳۶۵	۲/۱۷۶۹	
رد H_0 (آزمون F)	رشد اقتصادی⟶ شاخص تخریب محیط زیست	۰/۰۰۵۲	۴/۳۶۱۳۶۶	رد H_0
رد H_0 (آزمون کای دو)		۰/۰۰۴۵	۱۳/۰۸۴۱۰	

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴. نتایج تخمین مدل به روش حداقل مربعات تعمیم یافته

متغیر وابسته: رشد اقتصادی			
متغیر توضیحی	آزمون داده‌های ترکیبی (روش گشتاورهای تعمیم یافته)		
	ضریب	آماره t	P – value
شاخص تخریب محیط زیست	۰/۰۳۸۷۶۸۸	۲/۴۶	۰/۰۱۴
رشد جمعیت	-۰/۰۲۸۶۹۲۳	-۶/۷۷	۰/۰۰۰
تورم	-۰/۰۰۰۷۰۷۴	-۲/۷۲	۰/۰۰۷
هزینه‌های نهایی مصرف سرانه خانوار	۰/۲۵۲۱۰۹۲	۶/۵۰	۰/۰۰۰
درجه باز بودن	۰/۰۰۰۹۰۱۹	۵/۶۴	۰/۰۰۰
سرمایه‌گذاری	۸/۵۰	۲/۶۸	۰/۰۰۷
عرض از مبدا مدل	۰/۶۵۲۷۸۱	۳/۸۷	۰/۰۰۰
آماره Wald Chi2	۱۹۰۴۷/۰۰		
P-value	۰/۰۰۰۰۰		

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۲) مشاهده می‌شود که وقفه بهینه در آزمون علّیت برای دو متغیر شاخص تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی، ۲ است. ضمناً با توجه به نتایج جدول (۱) مرتبه انباشتگی دو متغیر شاخص تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی یک می‌باشد. وقفه مدل VAR، ۳ می‌باشد و آزمون علّیت تودا و یاماموتو با در نظر گرفتن وقفه ۳ بررسی می‌گردد.

با توجه به نتایج جدول ۳، در آزمون علّیت تودا و یاماموتو جهت علّیت از شاخص تخریب محیط زیست به رشد اقتصادی در سطح ۹۵٪ مورد تأیید قرار می‌گیرد؛ منتهی جهت علّیت از رشد اقتصادی در سطح ۹۵٪ به شاخص تخریب محیط زیست رد و مورد تأیید قرار نمی‌گیرد؛ بدین معنی که تغییرات متغیر شاخص تخریب محیط زیست باعث تغییر در متغیر رشد اقتصادی می‌شود.

۴-۴-تخمین مدل

همان‌طور که بیان شد، الگوی یاد شده با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد گردید؛ داده‌های لازم برای این مطالعه نیز از سایت بانک جهانی تهیه شده است. نتایج تخمین،

در جدول (۴) آورده شده است؛

نتایج به دست آمده (مشابه سایر بررسی‌ها می‌باشد و نتایج با تئوری‌های اقتصادی بیان شده سازگاری دارد) از تخمین مدل برای کشورهای منتخب در حال توسعه بر اساس جدول (۲) را می‌توان به صورت زیر بیان کرد: بر اساس جدول، آزمون Wald Chi2 نشان دهنده معناداری کل رگرسیون است؛ با توجه به مقادیر بحرانی تمامی‌متغیرها معنی‌دار می‌باشند. علامت ضریب متغیرهای شاخص تخریب محیط زیست، درجه باز بودن، سرمایه‌گذاری و هزینه‌های نهایی مصرف سرانه خانوار مثبت و علامت ضریب متغیرهای تورم و رشد جمعیت منفی است که با تئوری‌های ارائه شده توسط محققین سازگاری دارد؛ در ادامه به بررسی آزمون‌های سارگان و خودهمبستگی به منظور تعیین خوبی برازش مدل پرداخته خواهد شد.

۴-۵- آزمون سارگان

با توجه به نتایج آزمون سارگان، همان‌طور که در جدول زیر مشاهده می‌شود، نتایج حاکی از عدم همبستگی ابزارها با جزء اخلال می‌باشد، در مرحله بعد نیز به بررسی آزمون خودهمبستگی پرداخته می‌شود؛ نتایج آزمون سارگان در جدول (۵) ارائه شده است:

جدول ۵. نتایج آزمون سارگان

Estat Sargen	آماره	P-value
Sargen Test	۲۲/۱۰۲۱۹	۰/۹۲۵۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۶- آزمون خودهمبستگی

با توجه به نتایج آزمون خودهمبستگی، همان‌طور که در جدول زیر مشاهده می‌شود، مدل تخمین زده شده در تفاضل مرتبه اول خطا فاقد خودهمبستگی می‌باشد. نتایج آزمون خودهمبستگی در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ۶. نتایج آزمون خودهمبستگی آرلانو – بوند

Estat abond	Order	Z	P-value>Z
Arellano-Bond Test	۱	-۱/۰۱۰۱	۰/۳۱۲۴
Arellano-Bond Test	۲	-۱/۷۱۷۳	۰/۰۸۵۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۷- بحث و نتیجه‌گیری

امروزه افزایش تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی) و بهبود شرایط اقتصادی به همراه حفظ کیفیت محیط زیست یکی از مهم‌ترین اهداف سیاست‌گذاران کشورهای جهان، به خصوص در کشورهای در حال توسعه می‌باشد. آنچه که از مقایسه شرایط اقتصادی کشورهای مورد مطالعه قابل استنباط است، این است که بسیاری از کشورها باید بیش از پیش به مسئله آلودگی و کیفیت محیط زیست توجه کنند، چرا که یکی از مهم‌ترین منابع بهبود شرایط اقتصادی می‌باشد، که در بسیاری از کشورها در وضعیت مناسبی قرار ندارد؛ ضمناً با توجه به بررسی‌های صورت گرفته در این تحقیق با افزایش آلودگی (تخریب محیط زیست) در کشورهای مورد بررسی، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. اگر چه تلاش‌های بی‌شماری برای بهبود کیفیت محیط و کاهش آلودگی‌های زیست محیطی در بین کشورها صورت گرفته است، ولی باید این تلاش‌ها بیشتر و هدفمندتر باشند و مسایل جدید دنیای کنونی را نیز در بر بگیرند.

این تحقیق نیز با ارائه نگرشی متفاوت نسبت به موضوع تخریب محیط زیست و بررسی ارتباط میان این دو متغیر (رشد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست) سعی در بیان اهمیت موضوع آلودگی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی داشته است. از طرفی این پژوهش می‌تواند مورد استفاده محققان دیگر نیز قرار بگیرد؛ یافته‌های عمده تحقیق به شرح زیر می‌باشند:

رابطه پویا و معنی‌دار میان رشد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست در کشورهای منتخب در حال توسعه وجود داشته است؛ همان‌طور که نتایج آزمون‌های ریشه واحد، وقفه بهینه، علّیت تودا و یاماموتو، سارگان و خودهمبستگی نشان دادند، تمامی‌این موارد دلیلی بر انتخاب روش حداقل مربعات تعمیم یافته برای بررسی و تحقیق بوده است؛ لازم به ذکر است که رابطه منفی بین رشد اقتصادی، شاخص تورم، رشد جمعیت و همچنین رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و هزینه‌های نهایی مصرف سرانه خانوار، شاخص تخریب محیط زیست، سرمایه‌گذاری و درجه باز بودن اقتصاد در کشورهای منتخب در حال توسعه وجود داشته است.

۵- پیشنهادات

باتوجه به یافته‌های تحقیق می‌توان پیشنهاد داد که کشورهای جهان می‌توانند از طریق بهبود کیفیت محیط زیست و همچنین ایجاد بستری مناسب برای تحقق این هدف، و استفاده از تکنولوژی‌های پاک قدمی بزرگ و سازنده در بهبود رشد اقتصادی و کاهش آلودگی جامعه بردارند؛ چرا که از اهداف

اصلی جوامع و دولت‌ها، بهبود رفاه جامعه می‌باشد که این هدف والا با استفاده از بهبود کیفیت محیط زیست و رشد اقتصادی، با سرعت بیشتری قابل دست یابی است.

با توجه به روش مطرح شده (علّیت تودا و یاماموتو و برآورد حداقل مربعات تعمیم یافته) در این تحقیق، محققان می‌توانند: با توسعه روش مطرح شده و به کارگیری روش‌های دیگر از جمله روش ARDL به بررسی رابطه دو متغیر رشد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست، استفاده از روش‌های علّیت همچون علّیت شبکه GMDH برای تعیین وجود رابطه بین دو متغیر رشد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست و تلاش برای بیان راهکارهایی در جهت بهبود کیفیت محیط زیست کشورها و ساز و کار اثرگذاری این متغیر بر رشد اقتصادی، غنای بیشتری به آن بیفزایند، تا در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار گیرد.

منابع

اکبریان، رضا و قائدی، علی (۱۳۹۰). "سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های اقتصادی و بررسی تأثیر آن بر رشد اقتصادی". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۳، ۴۸-۱۱.

بخشی دستجردی، رسول و خاکی نجف آبادی، ناهید (۱۳۸۹). "بررسی تأثیر جمعیت بر رشد اقتصادی در چارچوب الگوی رشد در اقتصاد ایران (۱۳۸۰-۱۳۵۰)، کابردی از الگوریتم ژنتیک". *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۴، دوره ۴۶، ۲۲-۱.

دادگر، یداله؛ کشاورز حداد، غلامرضا و نیاترج، علی (۱۳۸۵). "تبیین رابطه تورم و رشد اقتصادی در ایران". *جستارهای اقتصادی*، شماره ۵، ۸۸-۵۹.

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

محمدی، حسین و تقوی، مهدی (۱۳۸۸). "تأثیر زیرساخت‌های سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی ایران". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۹، ۴۲-۱۵.

مقصودپور، محمد علی (۱۳۹۵). "تأثیر توزیع ناهمگون جمعیت بر رشد اقتصادی ایران: مطالعه موردی مراکز استان های ایران در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۵". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۱۰۲-۷۹.

میرزایی، عباس؛ اسفنجاری کناری، رضا؛ محمودی، ابوالفضل و شعبان‌زاده، مهدی (۱۳۹۵). "اقتصاد سایه و نقش آن درکنترل آسیب های زیست محیطی کشورهای منا". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۱۱۵-۱۰۳.

Antweiler, W., Copeland, B. R. & Taylor, M. S. (2001). "Is Free Trade Good for the Environment?". *American Economic Review*, 91, 877-908.

Apergis, N. (2016). "Environmental Kuznets Curves: New Evidence on Both Panel and Country-Level CO2 Emissions". *Energy Economics*, 54, 263–271.

Arrow, K., Bolin, B., Costanza, R., Dasgupta, P. & Folke, C. (1995). "Economic Growth, Carring Capacity and the Environment". *Science Policy Forum*, 268, 520–521.

Bagliani, M., Bravo, G. & Dalmazzone, S. (2008). "A Consumption-Based Approach to Environmental Kuznets Curves Using the Ecological Footprint Indicator". E*cological Economics*, 65(3), 650–661

Becker, R. A. (1982). "Intergenerational Equity: The Capital-Environment Trade-Off". *Journal of Environmental Economics and Management*, 9, 165–185.

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

Chichilinsky, G. (1994). "North-South Trade and the Global Environment". *The American Economic Review*, 84(4), 851–874.

Copeland, B. R. & Taylor, M. S. (1994). "North-South Trade and the Environment". *Quarterly Journal of Economics*, 109(3),

755–785.

Dinda, S. (2004). "Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey". *Ecological Economics*, 49, 431–455.

Farhani, S., Mrizak, S., Chaibi, A. & Rault, C. (2014). "The Environmental Kuznets Curve and Sustainability: A Panel Data Analysis". *Energy Policy*, 71, 189–198.

Geldrop, V. & Withagen, C. (2000). "Natural Capital and Sustainability". *Ecological Economics,* 32(3), 445–455.

Grossman, G. M. & Krueger, A. B. (1993). "Environmental Impacts of the North American Free Trade Agreement". In: Garber, P. The U.S. –Mexico Free Trade Agreement. MIT Press, Cambridge.

Hofkes, M. W. (1996). "Modelling Sustainable Development: An Economy-Ecology Integrated Model". *Economic Modelling*, 13, 333–353.

Jansson, A. M., Hammer, M., Folke, K. & Costanza, R. (1994). "Investing in Natural Capital". *The Ecological Economics Approach to Sustainability*, ISEE/Island Press, Washington, DC.

Liddle, B. (2001). "Free Trade and the Environment–Development System". *Ecological Economics*, 39(1), 21–36.

Lopez, R. (1994). "The Environment as a Factor of Production: the Effect of Economic Growth and Trade Liberalization". *Journal of Environmental Economics and Management,* 27, 163–184.

Mansour, S. A. (2004). "Pesticide Exposure–Egyptian Scene". *Toxicology*, 198, 91–115.

Panayotou, T. (2000). "Economic Growth and the Environment". *Working Paper 56*.Cambridge, MA: Harvard University, CID, 401–412.

Pearce, D. W. & Warford, J. J. (1993). "World without End: Economics, Environment and Sustainable Development". Oxford: Oxford University Press. *Ecological Economics*, 36, 513–531.

Resosudarmo, B. P. & Thorbecke, E. (1996). "The Impact of Environment Policies on Household Income for Different Socio-Economic Classes: The Case of Air Pollutants in Indonesia". *Ecological Economics*, 17(2), 83–94.

Selden, T. M. & Song, D. (1994). "Environmental Quality and Development: Is there a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions?". *Journal of Environmental Economics and Management,* 27, 147-162.

Shafik, N. (1994). "Economic Development and Environment Quality: An Econometric Analysis". *Oxford Economic Paper*, 46, 757–773.

Solow, R. M. (1986). "On the International Allocation of Natural Resources". *Scandinavian Journal of Economics*, 88(1), 141-149.

Stern, D. I. (2010). "Between Estimates of the Emissions-Income Elasticity". *Ecological Economics*, 69, 2173–2182.

Tahvonen, O. &. Kuuluvainen, J. (1993). "Economic Growth, Pollution and Renewable Resources". *Journal of Environmental Economics and Management,* 24, 101–118.

Temple, J. (2000). "Inflation and Growth: Stories Short and Tall". *Journal of Economic Surveys,* 14(4), 395-426.

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

Van der Ploeg, F. & Withagen, C. (1991). "Pollution Control and the Ramsey Problem". *Environmental and Resource Economics*, 1, 215–236.

Wang, L., Zhou, D. & Wang, Y. (2015). "An Empirical Study Of The Environmental Kuznets Curve for Environmental Quality in Gansu Province". *Ecological Indicators*, 56, 96–105.

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هفتم، تابستان ۱۳۹۶ (۴۴-۲۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 27, June 2017 (29-44)

بررسی شبه پارامتریک رشد اقتصادی و شهرنشینی در انتشار گاز CO_2 (مطالعه موردی: کشورهای آسیایی)

محمدرضا لطفعلی‌پور[۱]، *مرتضی بستام[۲]

۱. استاد دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران

۲. دانشجوی دکتری توسعه اقتصادی دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران

(دریافت: ۱۳۹٤/۱۰/۲۰ پذیرش: ۱۳۹۵/۱/۳۰)

The Semi-Parametric Study of Economic Growth and Urbanization in CO_2 Emissions (Case Study: Asian Countries)

Mohammad Reza Lotfalipour[1], *Morteza Bastam[2]

1. Professor, Department of Economics, Ferdowsi University, Mashhad , Iran

2. Ph.D. Student of Economic Development, Ferdowsi University, Mashhad, Iran

(**Received:** 10/Jan/2016 **Accepted:** 18/April/2016)

چکیده:

بررسی ابعاد اقتصادی انتشار گازهای آلاینده و پیامدهای آن، خصوصاً در شرایط کنونی که حجم آن با روند صعودی در حال افزایش است، بسیار مهم می‌نماید و موجب گشته توجه بیشتری به منظور مقابله با آثار مخرب آن جلب شود. در مطالعه حاضر، اثرات رشد اقتصادی و شهرنشینی بر انتشار دی اکسید کربن جهت تحلیل وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) بررسی شده است. چارچوب مدل STRIPAT برای آزمون تشکیل شد و مدل‌های پارامتریک و شبه پارامتریک پانل دیتا با اثرات ثابت برای ۲۲ کشور آسیایی در دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۰ برآورد گردید. با استفاده از اطلاعات موجود، علی‌رغم اینکه روش پارامتریک پانل دیتا وجود ارتباط U معکوس برای هر دو مدل مذکور را تأیید ننمود اما با استفاده از روش شبه پارامتریک پانل دیتا فرضیه EKC تنها برای متغیر رشد اقتصادی و انتشار گاز CO2 به اثبات رسید.

واژه‌های کلیدی: STRIPAT، مدل شبه پارامتریک، انتشار گاز CO_2، رشد اقتصادی و شهرنشینی.

طبقه‌بندی JEL: O44، Q52، C50.

Abstract:

Investigating economic aspects of pollutant emissions and their consequences, especially due to its increasing trend, is among important issues and accordingly in recent years much attention has been paid to its destructive impacts. In the present study, the impact of economic growth and urbanization on carbon dioxide emissions and existence of Environmental Kuznets Curve (EKC) is investigated. STRIPAT model framework was formed for the test and fixed impact parametric and semi-parametric panel data models were estimated for Asian countries from 2000 through 2014. Despite the fact that parametric panel data method didn't confirmed existence of inverted-U relationship for both models, but semi-parametric panel data confirmed EKC hypothesis just for economic growth and CO2 emissions variables.

Keywords: STRIPAT, Semi-Parametric Model, CO_2 Emissions, Economic Growth and Urbanization.
JEL: O44, Q52, C50.

* **نویسنده مسئول:** مرتضی بستام
E-mail: bastam.morteza@um.ac.ir

*Corresponding Author: Morteza Bastam

۱- مقدمه

کشورها خواهان رشد اقتصادی متوازن و توسعه پایدار هستند و این مستلزم برنامه‌ریزی برای کسب رشد اقتصادی بالا با کم‌ترین آثار سوء زیست محیطی است (صادقی و سعادت، ۱۳۸۳: ۱۶۳). در کنار نهاده‌های تولید از قبیل: سرمایه، نیروی کار و مواد اولیه، بخشی از محیط زیست نیز در تولید به کار می‌رود. بدین ترتیب با رشد اقتصادی یک کشور و گسترش همزمان تولید و مصرف انرژی، تهدیدهایی از قبیل تخریب منابع طبیعی و انتشار آلودگی نیز نمایان می‌شود و یک نوع جایگزینی میان رشد تولید و کیفیت محیط زیست صورت می‌گیرد. اما با توجه به اهداف برنامه‌هایی همچون "دستور کار ۲۱[1]" و "بیانیه هزاره[2]" برای تضمین توسعه پایدار، تخریب سرمایه‌های طبیعی نباید طی زمان افزایش یابد. بر این اساس بررسی ابعاد اقتصادی انتشار گازهای آلاینده و پیامدهای آن، خصوصاً در شرایط کنونی که حجم آن با روند صعودی در حال افزایش است، بسیار مهم می‌نماید (میرزایی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۰۳). کشورهای توسعه نیافته و در حال توسعه خواهان رسیدن به رشد اقتصادی مطلوب برای گذار از شرایط موجود هستند. این موضوع اغلب به ایجاد زیان‌های زیست محیطی (مانند استفاده فزاینده از منابع طبیعی و انتشار حجم بیشتری از آلاینده‌ها) می‌انجامد (لطفعلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۱: ۸۵). تمرکز عمده این توجهات روی آلودگی‌های صنعتی به واسطه رشد بیش از اندازه اقتصادهای صنعتی بود. در واقع همزمان با اینکه هدف اصلی بسیاری از سیاست‌های اقتصادی، دستیابی به سطح رشد اقتصادی بالاتر می‌باشد، مخاطرات زیست محیطی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی به یک موضوع مورد بحث تبدیل شد (امیر تیموری و خلیلیان، ۱۳۸۸: ۱۶۱).

با توجه به رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست، بدین معنا که رشد اقتصادی نیازمند مصرف انرژی بالاتر و در نتیجه باعث ایجاد آلودگی بیشتر (ناشی از مصرف انرژی) و تخریب محیط زیست می‌گردد لذا طرفداران محیط زیست معتقدند که برای بهبود وضعیت محیط زیست باید روند رشد اقتصادی کند شود (صادقی شاهدانی، ۱۳۹۵: ۱۴۱). این در حالی است که طرفداران رشد اقتصادی بر این باورند که رشد اقتصادی می‌تواند توأم با کاهش آلودگی و افزایش کیفیت محیط زیست باشد. وجود چنین اثری به خوبی در نوشتارهای منحنی زیست محیطی کوزنتس[3] مورد بحث قرار گرفته است (سلیمی‌فر و دهنوی، ۱۳۸۸: ۱۸۱). سیمون کوزنتس[4] در سال ۱۹۹۵رابطه درآمد سرانه و نابرابری درآمدی را به صورت یک رابطه U وارونه بیان می‌کند. او در مطالعه خود نشان می‌دهد که با افزایش درآمد سرانه، نابرابری درآمدی نیز در ابتدا افزایش می‌یابد و بعد از رسیدن به سطح معینی از درآمد- نقطه بازگشت[5]- شروع به کاهش می‌کند (نصرالهی و غفاری گولک، ۱۳۸۸: ۱۰۵). بر اساس فرضیه EKC، رشد اقتصادی همواره منجر به تخریب محیط زیست نمی‌گردد. از آن زمان به بعد مطالعات زیادی در زمینه بررسی صحت فرضیه کوزنتس برای کشورهای مختلف دنیا با سطوح متفاوت از رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست و برای آلاینده‌های متفاوت (اغلب گازهای گلخانه‌ای به ویژه CO_2) صورت گرفته است. اگر فرضیه EKC مورد تأیید قرار بگیرد در این صورت با توجه به ویژگی منحنی کوزنتس، رشد اقتصادی می‌تواند به جای اینکه تهدیدی برای محیط زیست باشد تبدیل به ابزاری برای بهبود کیفیت محیط زیست گردد (سلیمی‌فر و دهنوی، همان).

میزان انتشار گاز دی اکسید کربن در طی ۱۰ سال گذشته روندی رو به رشد داشته است. بدین صورت که در سال ۲۰۰۴ این میزان در کل جهان برابر ۲۹۱۴۳ میلیون تن است که بیشترین سهم انتشار این گاز با ۳۷ درصد متعلق به آسیا و اقیانوسیه است و بعد از آن آمریکای شمالی با ۲۵/۸ درصد، اروپا با ۲۵/۲ درصد، خاورمیانه با ۴/۹ درصد، آمریکای مرکزی با ۳/۶ درصد و در نهایت، آفریقا با ۳/۲ درصد می‌باشد. در سال ۲۰۱۴ میزان انتشار این گاز در کل جهان با رشد ۲۱/۸ درصدی نسبت به سال ۲۰۰۴ به مقدار ۳۵۴۹۹ میلیون تن رسیده است. این در حالی است که میزان انتشار CO_2در آمریکای شمالی و اروپا به ترتیب با کاهش ۵/۶ و ۹/۵ درصد روبه‌رو شده است. در حالی که آسیا و خاورمیانه به ترتیب با رشد ۵۵/۹ درصد و ۵۴/۳

---

۱. دستور کار ۲۱ (Agenda 21)، برنامه‌ای جهانی و مدون برای دستیابی به توسعه پایدار در قرن بیست و یکم است که سال ۱۹۹۲ (۱۳۷۱ خورشیدی) در ریودوژانیرو به تصویب رهبران جهان رسید. دستور کار ۲۱ الگویی مطلوب برای توسعه اقتصادی و ارتقاء کیفیت زندگی نسل حاضر بوده، بدون اینکه نسل آینده را از منابع طبیعی محروم سازد و در کنار مسائل اقتصادی، به مسائل اجتماعی و زیست محیطی نیز توجه داشته و برای آنها راه حل ارائه می‌نماید.

2. Millennium Statement

3. Environmental Kuznets Curve

4. Simon Kuznets

5. Turning Point

درصد بیشترین رشد را در طی این ده سال بـه خـود اختصـاص داده‌اند (گزارش بانک جهـانی، ۲۰۱۵). بـا توجـه بـه مشـکلات زیست محیطی که در سال‌های اخیر بـه وجـود آمـده اسـت در مطالعه حاضر به طـور تجربـی از آزمـون فرضـیه EKC بـرای انتشار CO_2 استفاده شـده اسـت. ایـن مطالعـه، اولـین مطالعـه تجربی است که به طور همزمان به بررسی فرضیه EKC برای انتشار CO_2 مرتبط با رشد اقتصادی و شهرنشینی در چـارچوب رگرسیون با تأثیرات تصادفی بر جمعیت، درآمد و تکنولـوژی بـا استفاده از روش‌های پارامتریک و شبه پارامتریک می‌پـردازد. در ادامه، در قسمت دوم مبانی نظری و معرفـی فرضـیه کـوزنتس بیان می‌شود. بخش سوم به شرح مختصری از پیشینه مطالعات اختصاص دارد. در قسـمت چهـارم متـدولوژی و روش تحقیـق، بخش پنجم یافته‌های تحقیق و در نهایت در بخش ششم بحث و نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲- مبانی نظری

دی اکسید کربن و اکسیدهای سولفور دو نوع مهم از آلاینده‌هـا هستند که در ادبیات بیشتر مورد اسـتفاده قـرار گرفتـه‌انـد. دی اکسید کربن نقشـی کـانونی در بحـث‌هـای کنـونی مـرتبط بـا حمایت از محیط زیست و توسعه پایدار ایفا می‌کند و بـه عنـوان عامل اصلی گرمایش جهانی تشخیص داده شده اسـت. ایـن دو گاز مستقیماً به استفاده از انرژی، که عامـل اساسـی در اقتصـاد جهانی برای تولید و مصرف می‌باشد، مـرتبط هسـتند. بنـابراین رشد اقتصادی و انتشـار ایـن گازهـا کاربردهـای مهمـی بـرای سیاست‌های اقتصادی و زیست محیطی دارد.

در اوایل دهه نود میلادی تحولی در نگرش‌های پیشین رخ داد که در بسیاری از مفاهیم بنیادین و مباحث مربوط به توسـعه پایدار تجدید نظر کرد. در این دوره بحث ایـن بـود کـه چگونـه می‌توان بدون ایجاد خطر برای محیط زیست به رشد اقتصـادی دست یافت. در این راستا نظریه خوش بینانه اکولـوژیکی وجـود داشت که طبـق آن سـریع‌تـرین مسـیر بهبـود کیفیـت محـیط زیست، رشد اقتصادی است. از این رو با وجود همبستگی میـان درآمد و پذیرش معیارهای حمایت محیط زیسـت در بلندمـدت، مطمئن‌ترین راه برای بهبود محیط زیست ثروتمند شدن اسـت. درآمدهای بالاتر تقاضا برای کالاهـا و خـدماتی کـه مـواد خـام کم‌تری را به کار می‌برند، افزایش می‌دهد و هـم‌زمـان افـزایش تقاضای معیارهای حمایت از محـیط زیسـت صـورت مـی‌گیـرد (گالئوتی و همکاران[1]، ۲۰۰۶: ۱۵۲). در مقابله با محدودیت‌های رشد، شافیک و بندیوپدیا[2] (۱۹۹۲: ۱۰) بیان کردند کـه تخریـب محیط زیست در اثر فعالیت‌های اقتصادی بیشتر، بر پایه فـرض ثبات فناوری، سلیقه‌ها و سرمایه‌گذاری زیسـت محیطـی اسـت. اما با افزایش درآمد تقاضای بهبود کیفیت محیط زیست افزایش خواهد یافت و منابع بیش‌تری برای سرمایه‌گذاری وجود خواهـد داشت. این استدلال شواهدی را تعیین کرد که روند رشد و آثـار زیست محیطی می‌توانند از یکدیگر جدا شود. این دیدگاه، رشـد سریع اقتصادی را همراه با سیاست زیست محیطی فعال در نظر می‌گیرد. اما این بحث به دلیـل کمبـود شـواهد ناشـی از عـدم موجودی داده‌های زیست محیطی، برای مدت طولانی تنهـا بـه صورت نظری باقی ماند (لطفعلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۱: ۸۵).

۲-۱- منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC)

در سال‌های گذشته مطالعات متعددی ارتباط U شکل معکوس، بین رشد درآمد سرانه و تخریب محیط زیست را بیان داشته‌انـد. این ارتباط آماری متأثر از کارهـای سـایمن کـوزنتس در شـکل ارتباطی بین درآمد و نابرابری، به نام منحنـی زیسـت محیطـی کوزنتس (EKC) معروف شده است. این منحنی بیان مـی‌کنـد که در مراحل آغـازین رشـد، تخریـب محـیط زیسـت افـزایش می‌یابد. اما با رسیدن به یک حد آسـتانه‌ای شـروع بـه کـاهش یافتن می‌کند. در واقع پس از اینکه درآمد سرانه از یـک حـدی گذشت (با رشد اقتصادی) تخریب محیط زیست کم‌تر مـی‌شـود و کیفیت محیط زیست دوباره شروع به افزایش مـی‌کنـد (دیـن محمدی، ۱۳۸۳: ۸۱). تحلیل تجربی فرضیه EKC را می‌تـوان به صورت مدل تئوریک ساده‌ای که توسط آندرونی و لوینسون[3] (۲۰۰۱: ۲۶۹) مطرح شده، شرح داد. بسیاری از اقتصاددانان قبل از آندرونی و لوینسون، سعی در تحلیـل ایـن فرضـیه از طریـق اقتصاد خرد داشتند. دیدگاه مشترک تمـامی آنهـا در ارتبـاط بـا مفهوم ایـن منحنـی و اسـتدلال تمـامی آنهـا بـر پایـه مسـئله حداکثرسازی مطلوبیت یک مصرف کننده بوده است. آنها بیـان کردند کـه تـابع مطلوبیـت مصـرف کننـده از دو جـزء تشـکیل می‌شود، این دو جزء شـامل مطلـوبیتی کـه از مصـرف کـالای استاندارد حاصل می‌شود و عدم مطلوبیتی که به موجب آلـودگی حاصل از مصرف پدید می‌آید، می‌باشد؛ به طوری که:

1. Galeotti et al. (2006)
2. Shafik & Bandyopadhyay (1992)
3. Andreoni & Levinson (2001)

$$U=U(C, P)$$
$$U_c > 0, U_p < 0 \qquad (۱)$$

که در آن: (C) مصرف کالای خصوصی، (P) آلودگی و (U) تابع مطلوبیت شبه مقعر برای مصرف کالای خصوصی و آلودگی می‌باشد.

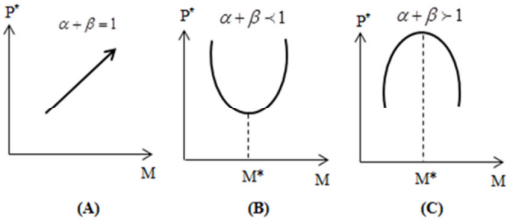
در این رابطه مصرف کالا از یک سو موجب افزایش مطلوبیت مصرف کننده و از سوی دیگر به دلیل ایجاد آلودگی سبب کاهش آن می‌شود. در نهایت با استفاده از حداکثرسازی و قاعده لاگرانژ رابطه زیر به دست می‌آید.

$$P^*(M) = \frac{\alpha}{\alpha+\beta} M \left(\frac{\alpha}{\alpha+\beta}\right)^{\alpha} \left(\frac{\alpha}{\alpha+\beta}\right)^{\beta} M^{\alpha+\beta} \qquad (۲)$$

رابطه (۲)، رابطه بین درآمد و آلودگی را نشان می‌دهد. بر اساس این معادله شکل تابع آلودگی و چگونگی ارتباط بین درآمد و آلودگی به شیب معادله و مقدار پارامترهای α و β بستگی دارد.

$$\frac{\delta P^*}{\delta M} = \frac{\alpha}{\alpha+\beta} - (\alpha+\beta)\left(\frac{\alpha}{\alpha+\beta}\right)^{\alpha}\left(\frac{\alpha}{\alpha+\beta}\right)^{\beta} M^{\alpha+\beta-1} \qquad (۳)$$

بر طبق رابطه (۳)، اگر تلاش‌ها و فعالیت‌های انجام شده برای کاهش آلودگی بازدهی ثابت به مقیاس داشته باشد، $\alpha+\beta=1$ و شیب منحنی $\left(\frac{\delta P^*}{\delta M}\right)$ ثابت و منحنی آلودگی به صورت یک خط با شیب مثبت است. از آنجا که $\beta \geq 0$ و $\alpha \geq 0$، بنابراین P^* هم‌زمان با افزایش M افزایش می‌یابد (نمودار ۱، A). اگر تلاش‌ها و فعالیت‌ها برای کاهش آلودگی، بازدهی نزولی نسبت به مقیاس داشته باشد، $\alpha+\beta<1$ و منحنی نسبت به مبدأ محدب است (نمودار ۱، B). در نهایت اگر فعالیت‌های کاهش آلودگی، بازدهی صعودی نسبت به مقیاس داشته باشد $(\alpha+\beta>1)$ و منحنی نسبت به مبدأ مقعر است (نمودار ۱، C). در این صورت تا سطح درآمدی مشخص، افزایش درآمد به آلودگی بیش‌تر منجر می‌شود و پس از آن سبب کاهش آلودگی می‌شود. این همان فرضیه زیست محیطی کوزنتس است (محمدباقری، ۱۳۸۹: ۱۰۱).



نمودار ۱. رابطه بین درآمد و آلودگی

مأخذ: لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۱)

۳- پیشینه تحقیق

در این قسمت، ادبیات موضوع از دو دیدگاه رشد اقتصادی- انتشار گاز و شهرنشینی- انتشار گاز مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۳-۱- رشد اقتصادی و انتشار گاز

مطالعات تجربی بر روی فرضیه‌های EKC آلودگی-درآمد توسط پژوهش گروسمن و کروگر[1] (۱۹۹۴ و ۱۹۹۵) که اولین شواهد از وجود منحنی U معکوس مرتبط با شاخص‌های مشخص آلودگی و GDP برای ۴۲ کشور بود، صورت گرفت. بعد از این تحقیق وجود فرضیه EKC توسط تحقیقات هلتزیکین و سلدن[2] (۱۹۹۵)، استرن و همکاران[3] (۱۹۹۶) تأیید شد. این فرضیه برای انتشار دی اکسید کربن، توسط تحقیقات کافمن و همکاران[4] (۱۹۹۸)، لیست و گلت[5] (۱۹۹۹) تأیید شد و همچنین در تحقیقات سلدن و سانگ[6] (۱۹۹۴) فرضیه EKC برای انتشار چهار ذرات اصلی آلوده کننده هوا مورد تأیید قرار گرفت. در مطالعات بعدی از مدل‌های مقطعی یا پانل یا اطلاعات کشوری برای آزمون فرضیه EKC درآمد- آلودگی استفاده شد. روکا و همکاران[7] (۲۰۰۱) فرضیه EKC برای ۶ عنصر آلوده کننده هوا را به عنوان شاخص‌های کیفیت محیط زیست در کشور اسپانیا مورد بررسی قرار دادند و نتایج فقط فرضیه انتشار سولفور را مورد تأیید قرار داد. نتایج کول و همکاران[8] (۱۹۹۷) نشان داد که فقط آلاینده‌های محلی موجود در اتمسفر هوا با فرضیه سازگار هستند. استرن و کامان[9]

1. Grossman & Krueger (1994, 1995)
2. Holtz-Eakin & Selden (1995)
3. Stern et al. (1996)
4. Kaufmann et al. (1998)
5. List & Gallet (1999)
6. Selden & Song (1994)
7. Roca et al. (2001)
8. Cole et al. (1997)
9. Stern & Common (2001)

(۲۰۰۱) یک نمونه جهانی و یک نمونه جداگانه‌ای از درآمد بالای کشورهای OECD برای آزمون فرضیه انتشار سولفور را مورد بررسی قرار دادند و نتایج آنها وجود فرضیه در این کشورها را تأیید کرد. استرن (۲۰۰۶) از داده‌های پانل برای ۸۲ کشور در بازه زمانی ۱۹۹۰-۱۹۷۱ برای تأیید وجود فرضیه EKC برای انتشار سولفور را مورد بررسی قرار داد. هاربوق و همکاران[1] (۲۰۰۲) نشان دادند که وجود الگو منحنی U شکل معکوس به تغییرات کشورها، شهرها و دوره زمانی بسیار حساس است. مارتینز و همکاران[2] (۲۰۰۴) وجود فرضیه EKC را برای انتشار کربن در ۲۲ کشور عضو OECD مورد بررسی قرار دادند. جونیی[3] (۲۰۰۶) شواهدی از منحنی U شکل را نسبت به منحنی U شکل معکوس بین انتشار سولفور و GDP با استفاده از روش پانل برای استان‌های چین در بازه زمانی ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۵ مشاهده کرد. تائو و همکاران[4] (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های استانی از سال ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۵ رابطه درآمد-آلودگی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان دهنده وجود منحنی U شکل وارونه بین رشد اقتصادی و گازهای آلوده کننده است. آکبوستانسی و همکاران[5] (۲۰۰۹) با استفاده از داده‌های پانل در ترکیه بین سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۶۸ هیچ شواهدی برای پذیرش فرضیه EKC برای انتشار کربن و بین سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۹۲ برای انتشار سولفور نیافتند. فودها و زاغدود[6] (۲۰۱۰) شواهد و مدارکی از ناهمگونی در آلاینده‌های هوا و رشد اقتصادی یافتند. یافته‌های آنها نشان داد که یک منحنی U شکل معکوس بین انتشار سولفور و رشد اقتصادی و یک ارتباط افزایشی یکنواخت بین انتشار کربن و رشد اقتصادی برای تونس وجود دارد. فوستن و همکاران[7] (۲۰۱۲) بر اساس آمار بلندمدت از سال ۱۸۳۰، وجود فرضیه EKC برای انتشار کربن و سولفور را با رشد اقتصادی تأیید کردند. استیو و تاماریت[8] (۲۰۱۲) نشان دادند که بین انتشار کربن با درآمد در اسپانیا در بازه زمانی ۲۰۰۷-۱۸۵۷ رابطه منحنی U شکل وارونه وجود دارد. به طور مشابه صبوری و همکاران (۲۰۱۲) برای مالزی به همین نتایج رسیدند. لیائو و کائو[9] (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های پانل برای ۱۳۲ کشور نشان دادند که انتشار کربن سرانه به طور یکنواختی در سطح درآمدی پایین افزایش یافته است و بعد از افزایش درآمد در یک سطح معین، روند ثابتی به خود می‌گیرد. این نتایج تجربی به نمونه کشورها و دوره زمانی در نظر گرفته شده حساس هستند و نشان دادند که بیشتر واگرا هستند تا همگرا (استیو و تاماریت، ۲۰۱۲: ۲۱۴۸). همچنین برخی از مطالعات در سال‌های اخیر تلاش دارند تا پیوند درآمد-آلودگی را با ترکیب متغیرهای انرژی در تابع نشان دهند و بیشتر این یافته‌ها فرضیه EKC را تأیید می‌کند به عنوان مثال می‌توان از تحقیقات شهباز و همکاران (۲۰۱۲) برای پاکستان، بائک و کیم[10] (۲۰۱۳) برای کره، کوهلر[11] (۲۰۱۳) برای آفریقای جنوبی، صبوری و سلیمانی (۲۰۱۳) برای سنگاپور و تایلند، شهباز و همکاران (۲۰۱۳) برای رومانی، شهباز و همکاران (۲۰۱۴) برای بنگلادش یاووس[12] (۲۰۱۴) برای ترکیه نام برد. با توجه به برخی پیشرفت‌ها در این زمینه، هنوز کاملاً نمی‌توان ارتباط بین رشد اقتصادی و انتشار گاز را نشان داد.

۳-۲- شهرنشینی و انتشار گاز

کول و نومایر[13] (۲۰۰۴: ۵) رابطه بین شهرنشینی و دیگر فاکتورهای جمعیتی و کیفیت محیط زیست را در ۸۶ کشور با استفاده از داده‌های پانل و همچنین مارتینز و همکاران (۲۰۰۷: ۴۹۷) تأثیر رشد جمعیت بر انتشار کربن را در کشورهای عضو اتحادیه اروپا طی بازه زمانی ۱۹۹۹-۱۹۷۵ مورد بررسی قرار دادند. پومانی وونگ و کانکو[14] در بازه زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۵ و با استفاده از داده‌های پانل برای ۹۹ کشور نشان دادند که سطوح شهرنشینی بر مصرف انرژی و انتشار کربن تأثیرگذار است (پومانی وونگ و کانکو، ۲۰۱۰: ۴۳۴). ژانگ و لین[15] تأثیر سطوح شهرنشینی بر انتشار کربن را برای نواحی جنوب، مرکز و شرق کشور چین مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که این تأثیرها برای مناطق متفاوت است (ژانگ و لین، ۲۰۱۲:

1. Harbaugh et al. (2002)
2. Martínez et al. (2004)
3. Juni (2006)
4. Tao et al. (2008)
5. Akbostancı et al. (2009)
6. Fodha & Zaghdoud (2010)
7. Fosten et al. (2012)
8. Esteve & Tamarit (2012)
9. Liao & Cao (2013)
10. Baek & Kim (2013)
11. Kohler (2013)
12. Yavuz (2014)
13. Cole & Neumayer (2004)
14. Poumanyvong & Kaneko (2010)
15. Zhang & Lin (2012)

۴۸۸). هر چند دو و همکاران[1] یک سهم ناچیزی از سطوح شهرنشینی بر افزایش انتشار کربن در چین را نشان دادند (دو و همکاران، ۲۰۱۲: ۳۷۱). شارما[2] با استفاده از داده‌های پانلی برای ۶۹ کشور نشان داد که تأثیر شهرنشینی بر افزایش انتشار کربن برای کشورهای با درآمد بالا، متوسط و پایین منفی است (شارما، ۲۰۱۱: ۳۷۶). علاوه بر آن برخی از کارهای تجربی فرضیه EKC را بین فاکتورهای جمعیتی و کیفیت محیط زیست پیشنهاد کرده‌اند که این فرضیه رابطه U معکوس را بین شهرنشینی و انتشار کربن با استفاده از STRIPAT نشان می‌دهد (وانگ و همکاران[3]، ۲۰۱۶: ۱۱۸۲). مارتینز و همکاران تأثیر شهرنشینی را با توجه به ناهمگونی مراحل توسعه در بین کشورها مورد بررسی قرار دادند و نشان دادند که فرضیه EKC بین شهرنشینی و انتشار کربن وجود دارد (مارتینز و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۳۴۴). ژو و همکاران[4] رابطه بین شهرنشینی و انتشار کربن را با استفاده از STRIPAT مورد بررسی قرار دادند که نتایج نشان دهنده منحنی U معکوس بین متغیرها در ۲۰ کشور بود (ژو و همکاران، ۲۰۱۲: ۸۴۸).

همچنین در ارتباط با مطالعات داخلی ترابی و همکاران در مقاله‌ای ارتباط بین میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای را با مصرف انرژی، درآمد و تجارت خارجی ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۰ و بر اساس منحنی زیست محیطی کوزنتس مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که مصرف سرانه انرژی، تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی و درجه باز بودن اقتصاد تأثیری مثبت و معنی‌دار بر میزان انتشار سرانه گاز دی اکسید کربن دارند. همچنین نتایج نشان دهنده آن است که عدم تعادل در سطح انتشار گاز دی اکسید کربن پس از گذشت حدود دو سال به واسطه تغییر متغیرهای سطح مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و درجه باز بودن اقتصاد تعدیل می‌شود (ترابی و همکاران، ۱۳۹۴: ۶۳).

فطرس و معبودی به بررسی رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران پرداختند. در مطالعه ایشان، وجود و جهت علّیت گرنجری بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن بررسی شد. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که رابطه علّیت دو طرفه‌ای بین رشد تولید ناخالص داخلی و نشر دی اکسید کربن وجود دارد. همچنین، رابطه‌ای علّی از مصرف انرژی به نشر دی اکسید کربن یافت می‌شود (فطرس و معبودی، ۱۳۹۰: ۱۸۹).

فطرس و برزگر در مقاله‌ای با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی داده‌های تلفیقی (پانلی)، اثر رشد اقتصادی، جمعیت شهری، درجه باز بودن اقتصاد و نابرابری درآمد بر انتشار گاز دی اکسید کربن برای کشورهای آسیای مرکزی (شامل ایران) طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۷ را مورد مطالعه، بررسی و آزمون قرار دادند. نتایج ایشان حاکی از آن بود که رشد اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری بر آلودگی هوا در کشورهای مورد نظر دارد و کشش پذیری انتشار گاز دی اکسید کربن تابعی افزایشی از ضریب جینی است (فطرس و برزگر، ۱۳۹۲: ۱۴۱).

بهبودی و همکاران با استفاده از روش علّیت گرنجر، به بررسی وجود یا فقدان رابطه علّی بین دی اکسید کربن، ارزش افزوده بخش صنعت و مصرف انرژی در ایران پرداختند. نتایج حاصل نشان داد که مصرف انرژی با انتشار دی اکسید کربن و ارزش افزوده بخش صنعت رابطه علّی دارد. به طوری که افزایش مصرف انرژی، در سال‌های مورد بررسی سبب افزایش انتشار دی اکسید کربن شده‌است. از سوی دیگر، افزایش مصرف انرژی سبب افزایش ارزش افزوده بخش صنعت و اشتغال نیز شده است (بهبودی و همکاران، ۱۳۹۰: ۳۳).

درگاهی و بهرامی غلامی عوامل مؤثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در کشورهای منتخب صنعتی و کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) را بررسی کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که اولاً شکل U وارون منحنی زیست محیطی کوزنتس برای کشورهای مورد مطالعه از جمله ایران، مورد تردید است. ثانیاً، نسبت ارزش افزوده تولیدات کارخانه‌ای به GDP (شاخصی از توسعه صنعتی)، نسبت تجارت به GDP (شاخصی از اندازه تجاری و باز بودن اقتصاد)، و شدت انرژی (شاخصی از کارایی مصرف انرژی) از عوامل کلان انتشار بوده‌اند (درگاهی و بهرامی غلامی، ۱۳۹۰: ۷۳).

از دیگر مطالعات داخلی می‌توان به مداح و عبداللهی (۱۳۹۱)؛ مهرآرا و همکاران (۱۳۹۱)؛ غزالی و زیبایی (۱۳۸۸)؛ زیبایی و شیخ زین‌الدین (۱۳۸۸)؛ برقی اسکویی (۱۳۸۷)؛ پورکاظمی و ابراهیمی (۱۳۸۷)؛ صالح و دیگران (۱۳۸۸) و پژویان و مرادحاصل (۱۳۸۶) اشاره کرد.

1. Du et al. (2012)
2. Sharma (2011)
3. Wang et al. (2016)
4. Zhu et al. (2012)

٤- متدولوژی و روش تحقیق

در این تحقیق به منظور بررسی فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای انتشار گاز CO_2 و ارتباط آن با سطح درآمد و شهرنشینی، مدل STRIPAT[1] استفاده می‌گردد. اهرلیچ و هولدرن[2] (۱۹۷۱)، مدل اثرات جمعیت، فراوانی درآمد و تکنولوژی (IPAT[3]) را برای محیط زیست ارائه نمودند. از آنجایی که این مدل شکل ساده‌ای است که در آن به طور جامع اثر زیست محیطی را بر زندگی افراد در نظر نمی‌گیرد و نمی‌تواند به صورت منفرد تعیین کند که کدامیک از عوامل بر محیط زیست اثر می‌گذارند، لذا با توجه به این محدودیت دایتز و روزا[4] (۱۹۹۷)، حالت تصادفی IPAT به نام STRIPAT را طراحی نمودند. در واقع مدل STRIPAT چارچوب مقداری و نسبی برای بررسی اثرات زیست محیطی می‌باشد. در این مدل:

$$I_i = aP_i^b A_i^c T_i^d \varepsilon_i \qquad (۴)$$

که I اشاره به اثرات زیست محیطی و P، A و T به ترتیب مربوط به عوامل جمعیت، فراوانی درآمد و تکنولوژی می‌باشد. ضرایب متغیرهای توضیحی به وسیله a، b و c نشان داده می‌شوند و d و ε خطای تصادفی را بیان می‌کند. اندیس i بیانگر مقاطع تحقیق است که در مطالعه حاضر مربوط به منتخب کشورهای آسیایی می‌باشد.

به منظور بررسی وجود EKC، یورک و همکاران[5] فرم درجه دوم عامل جمعیت و فراوانی درآمد را در قالب مدل STRIPAT به کار برده‌اند. فرم درجه دوم فراوانی درآمد که به وسیله تولید ناخالص داخلی سرانه اندازه‌گیری شده است، اشاره به تئوری اقتصادی در قالب یک منحنی U شکل معکوس دارد که وجود رابطه بین رشد اقتصادی و اثرات زیست محیطی را ارائه می‌دهد (آندرئونی و لوینسون، ۲۰۰۱: ۲۶۹). فرم درجه دوم متغیر جمعیت بر اساس درصد جمعیت شهرنشینی، بیان کننده تئوری‌های مدرنیزه شدن است که رابطه بین شهرنشینی و اثرات زیست محیطی را بیان می‌کند (مارتینز و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۳۴۴).

بر اساس مطالب ذکر شده، دو مدل جداگانه STRIPAT برای صحت فرضیه زیست محیطی کوزنتس در معادله‌های (۵) و (۶) ارائه می‌گردد:

$$\ln CE_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 \ln A_{it} + \beta_3 \ln EI_{it} + \beta_4 UR_{it} + \beta_5 UR_{it}^2 + T_t + \varepsilon_{it} \qquad (۵)$$

$$\ln CE_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 \ln A_{it} + \beta_3 (\ln A_{it})^2 + \beta_4 \ln EI_{it} + \beta_5 UR_{it} + T_t + \varepsilon_{it} \qquad (۶)$$

در این معادلات جهت بررسی کشش‌ها تمامی متغیرها به جز متغیر شهرنشینی به صورت لگاریتم طبیعی تبدیل شده‌اند. بر اساس فرضیه EKC معادلات فوق‌الذکر به صورت جداگانه تخمین زده می‌شوند. بر این اساس، اندیس i بیان‌گر کشورها و t زمان است. CE_{it} مقدار انتشار CO_2 کشور i در سال t، A سرانه تولید ناخالص داخلی، P جمعیت کل، EI مصرف انرژی (متغیر کمکی جهت مضرات تکنولوژیکی برای محیط زیست)، UR سطح شهرنشینی، α_i اثرات ویژه هر کشور که در طول زمان ثابت است و T_t شوک‌های تصادفی برای هر یک از مقاطع می‌باشد. استرن (۲۰۰۴) از T_t به عنوان عامل تکنولوژیکی جهت کنترل انتشار آلودگی در طول زمان استفاده نموده است.

در چارچوب فوق‌الذکر، ابتدا وجود رابطه "درآمد–شهرنشینی" و انتشار CO_2 از طریق رگرسیون پارامتریک پانل دیتا با اثرات ثابت آزمون می‌گردد. بالتاجی و لی[6] (۲۰۰۲)، با معرفی محدودیت مدل‌های خطی، مدل شبه پارامتریک پانل دیتا با اثرات ثابت را معرفی و به انعطاف‌پذیری آن نسبت به مدل‌های رایج اشاره نمودند. لذا در ادامه کار جهت بررسی ارتباط بین "درآمد–شهرنشینی" و انتشار CO_2، مدل شبه پارامتریک پانل دیتا با اثرات ثابت به کار گرفته می‌شود که می‌تواند ویژگی‌هایی را که در توابع لحاظ نشده است را در نظر بگیرد (دسبوردس و وراردی[7]، ۲۰۱۲: ۲۵۸). معادلات (۷) و (۸) مدل‌های شبه پارامتریک جهت آزمون فرضیه EKC را توصیف می‌نمایند:

$$\ln CE_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 \ln A_{it} + \beta_3 \ln EI_{it} + f(UR_{it}) + T_t + \varepsilon_{it} \qquad (۷)$$

1. Stochastic Relative of Impacts of Population, Affluence and Technology
2. Ehrlich & Holdren (1971)
3. Impacts of Population, Affluence and Technology
4. Dietz & Rosa (1997)
5. York et al. (2003)
6. Baltagi & Li (2002)
7. Desbordes & Verardi (2012)

$$\ln CE_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln P_{it} + f(\ln A) + \beta_4 \ln EI_{it} + \beta_5 UR_{it} + T_t + \varepsilon_{it} \quad (۸)$$

در معادلات بالا f(•) در مدل غیرقابل شناسایی است. زیرا متغیرهای درآمد-شهرنشینی به صورت غیر خطی وارد مدل شده است و اثرات ناهمگن مشاهده نشده (اثرات ثابت α_i) می‌توانند با تفاضل‌گیری مرتبه اول حذف گردد. بر این اساس:

$$\ln CE_{it} - \ln CE_{it-1} = \beta_1(\ln P_{it} - \ln P_{it-1}) + \beta_2(\ln A_{it} - \ln A_{it-1}) + \beta_4(\ln EI_{it} - \ln EI_{it-1}) + [f(UR_{it}) - f(UR_{it-1})] + T_t - T_{t-1} + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} \quad (۹)$$

$$\ln CE_{it} - \ln CE_{it-1} = \beta_1(\ln P_{it} - \ln P_{it-1}) + \beta_4(\ln EI_{it} - \ln EI_{it-1}) + \beta_5(UR_{it} - UR_{it-1}) + [f(A_{it}) - f(A_{it-1})] + T_t - T_{t-1} + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} \quad (۱۰)$$

با توجه به مطالعه بالتاجی و لی (۲۰۰۲)، به منظور پیوستگی تخمین مدل تفاضل مرتبه اول، می‌توان تفاضل دنباله سری‌های $[f(UR_{it}) - f(UR_{it-1})]$ از رابطه (۶) و $[f(A_{it}) - f(A_{it-1})]$ از رابطه (۷) را به صورت زیر نوشت:

$$p^k(UR_{it}, UR_{it-1}) = [p^k(UR_{it}) - p^k(UR_{it-1})] \quad (۱۱)$$

$$p^k(\ln A_{it}, \ln A_{it-1}) = [p^k(\ln A_{it}) - p^k(\ln A_{it-1})] \quad (۱۲)$$

که $p^k(UR)$ و $p^k(\ln A)$ اولین k دوره یک دنباله از توابع $(p_1(UR), p_2(UR), ...)$ و $(p_1(\ln A), p_2(\ln A), ...)$ می‌باشد. در عمل، یک مثال رایج و شاخص از سری‌های p^k می‌توانند به صورت نواری (spline) باشند. با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[1]، می‌توان ضرایب $\hat{\beta}$ و $\hat{\alpha}$ را تخمین زد و بر اساس رابطه (۸) و (۹) جزء اخلال برآورد گردد:

$$\hat{u}_{it} = \ln CE_{it} - \hat{\beta}_1 \ln P_{it} - \hat{\beta}_2 \ln A_{it} - \hat{\beta}_4 \ln EI_{it} - \hat{\alpha}_i = f(UR_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۱۳)$$

$$\hat{u}_{it} = \ln CE_{it} - \hat{\beta}_1 \ln P_{it} - \hat{\beta}_4 \ln EI_{it} + \hat{\beta}_5 UR_{it} - \hat{\alpha}_i = f(\ln A_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۱۴)$$

1. Ordinary Least Square

و در نهایت منحنی f(•) به راحتی می‌تواند به وسیله رگرس نواری[2] $\hat{u}_{it}$ بر روی UR_{it} در معادله (۱۳) یا $\ln A_{it}$ در معادله (۱۴) با استفاده از برخی تخمین زننده‌های ناپارامتریک استاندارد، برآورد گردد. در این تحقیق از روش رگرسیون B-spline با درجه k= ۴[3] استفاده شده است[4].

هدف از این تحقیق بررسی شواهدی بر رابطه غیر یکنواخت بین متغیرهای درآمد- شهرنشینی با انتشار گاز دی اکسید کربن تحت فرضیه زیست محیطی کوزنتس می‌باشد. بدین منظور از داده‌های غیرمتعادل پانل دیتا[5] برای ۲۲ کشور آسیایی[6] از جمله ایران در دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۰ استفاده شده است. آمار مربوط به داده‌ها و اطلاعات مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی، جمعیت کل و درصد جمعیت شهری به کل از گزارشات بانک جهانی و آمار مربوط به انتشار دی اکسید کربن از مؤسسه نفتی بریتانیا[7] (BP) استخراج گردیده است. متغیرهای به کار گرفته شده در جدول (۱) نشان داده شده است. لازم به توضیح است که همه متغیرها به جز درصد جمعیت شهرنشینی به کل جمعیت به صورت لگاریتم طبیعی تبدیل شده است. جهت برنامه‌نویسی، مدل با استفاده از نرم‌افزارهای STATA11 و Eviews 7 شکل گرفته است.

۵- یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۱) از پنج متغیر در تحقیق حاضر استفاده

2. Spline Regression

۳. بالتاجی و لی (۲۰۰۲) در مقاله خود بیان می‌کنند که به وسیله سری pk می‌توان توابع نامشخص را برآورد کرد که در آن منظور از k تعداد اولین دنباله‌های سری مذکور می‌باشد. اینکه درجه k بایستی چه مقدار باشد تا منجر به همبستگی بالا گردد در مطالعه نیوسون (۲۰۰۱) به تفصیل توضیح داده شده است. اما در بسیاری از مطالعات خارجی درجه k= ۴ به عنوان یک درجه مطلوب مورد استفاده قرار گرفته است که محقق در این مطالعه نیز به کار برده است.

۴. برای مطالعه بیشتر در خصوص توضیح انواع رگرسیون‌های غیرخطی می‌توان به مطالعات لیبوئیس و وراردی (۲۰۱۳)، رویستون وسائوربری (۲۰۰۷) و نیوسون (۲۰۰۱) مراجعه نمود.

5. Unbalanced Panel Data

۶. در این تحقیق از آمار و اطلاعات کشورهای ایران، بنگلادش، چین، هنگ‌کنگ، هندوستان، اندونزی، ژاپن، قزاقستان، کره جنوبی، کویت، مالزی، پاکستان، فیلیپین، قطر، عربستان سعودی، سنگاپور، تایلند، ترکیه، ترکمنستان، امارات، ازبکستان و ویتنام استفاده شده است. لازم به توضیح است که آمار و اطلاعات دیگر کشورهای کوچک و کم اهمیت آسیایی به دلیل نبود و فقدان آن در دسترس نیست. لذا امکان استخراج و استفاده آن وجود ندارد.

7. British Petrelium

شده است: لگاریتم انتشار دی اکسید کربن که بر حسب میلیون تن می‌باشد. حداکثر مقدار انتشار آن بین کشورهای مورد مطالعه متعلق به کشور چین و در سال ۲۰۱۴ و کمترین مقدار آن قطر برای سال ۲۰۰۰ است. لگاریتم مصرف انرژی که با lnEI به ازای ۱۰۰۰ واحد GDP نشان داده است دارای میانگین ۴/۹۴ می‌باشد. لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت ۲۰۱۱ با lnA نشان داده شده است. بیشترین مقدار بین سال‌های مورد بررسی ۱۱/۰۶ و کمترین آن ۶/۰۲ است. لگاریتم جمعیت کل (lnP) دارای میانگین ۱۷/۴۸ برای ۲۲ کشور آسیایی است. در نهایت درصد جمعیت شهری به کل جمعیت (UR) نشان دهنده آن است که به طور میانگین ۶۲/۴۹ درصد کل افراد کشورهای مورد تحقیق در شهرها زندگی می‌کنند.

جدول ۱. معرفی متغیرهای به کار گرفته شده در تحقیق

متغیر	واحد اندازه‌گیری	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
lnCE	لگاریتم انتشار دی اکسید کربن (میلیون تن)	۵/۴۲	۱/۲۲	۳/۲۸	۹/۱۸
lnEI	لگاریتم مصرف انرژی (معادل نفت) به ازای ۱۰۰۰ واحد GDP (به قیمت ثابت سال ۲۰۱۱).	۴/۹۴	۰/۵۵	۳/۷۰	۶/۷۳
lnA	لگاریتم تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت ۲۰۱۱)	۸/۴۶	۱/۵۴	۶/۰۲	۱۱/۰۶
lnP	لگاریتم جمعیت کل	۱۷/۴۸	۱/۸۱	۱۳/۲۹	۲۱/۰۳
UR	درصد جمعیت شهری به کل جمعیت	۶۲/۴۹	۲۴/۹۹	۲۳/۵۹	۱۰۰

مأخذ: گزارش بانک جهانی (۲۰۱۵)

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد بر روی متغیرهای مدل

		lnCE	lnEI	lnA	lnP	UR
ایم و پسران	سطح	-۰/۴۷ (۰/۳۲)	-۰/۶۹ (۰/۲۴)	۲/۱۸ (۰/۹۸)	۶/۱۴ (۱/۰۰)	۶/۶۰ (۱/۰۰)
	دیفرانسیل مرتبه اول	-۳/۶۶ (۰/۰۰)	-۲/۷۱ (۰/۰۰)	-۵/۰۷ (۰/۰۰)	-۷/۲۲ (۰/۰۰)	۹۱/۸۳ (۰/۰۰)
ADF	سطح	۷۲/۴۸ (۰/۲۹)	۵۴/۹۱ (۰/۱۲)	۲۹/۴۵ (۰/۹۵)	۴۱/۴۰ (۰/۵۸)	۳۳/۳۵ (۰/۷۶)
	دیفرانسیل مرتبه اول	۸۳/۷۷ (۰/۰۰)	۷۵/۶۲ (۰/۰۰)	۱۰۱/۰۱ (۰/۰۰)	۱۵۴/۰۴ (۰/۰۰)	۹۲/۱۵ (۰/۰۰)

* مقادیر داخل پرانتز ارزش احتمال آماره آزمون هستند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ابتدا جهت بررسی پایایی داده‌ها، از روش ایم و همکاران[1] (۲۰۰۳) در کنار روش ADF[2] استفاده شده است و برای بررسی وجود روابط هم‌انباشتگی[3] نیز از روش پدرونی[4] (۲۰۰۴) و کائو[5] (۱۹۹۹) استفاده شده است. لازم به ذکر است که آزمون پدرونی، نسبت به سایر روش‌ها از اهمیت بیشتری برخوردار است، زیرا پدرونی چندین آزمون برای هم‌انباشتگی ارائه کرده است که در آنها ضرایب و عرض از مبدأهای متفاوتی برای مقاطع در نظر گرفته شده است (پدرونی، ۲۰۰۴: ۵۹۷ و ۱۹۹۹: ۶۵۳).

نتایج آزمون ریشه واحد که بر روی تمام متغیرهای مدل انجام شده (جدول ۲) نشان می‌دهد که تمام متغیرهای مدل I(۱) هستند و با یک بار تفاضل‌گیری پایا خواهند شد. سیمز (۱۹۸۰) و سیمز و همکاران[6] (۱۹۹۰) معتقدند که حتی اگر

1. Im et al. (2003)
2. Augmented Dickey Fuller
3. Co-Integration
4. Pedroni (2004)
5. Kao (1999)
6. Sims et al. (1990)

متغیرها دارای ریشه واحد باشند، نباید تفاضل آنها را در معادله رگرسیونی وارد نمود تا اطلاعاتی که نشان دهنده وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرهاست، از میان نرود. در جدول (۳) نتایج آزمون پدرونی (۲۰۰۴) با تمامی آماره‌ها و نیز نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو (۱۹۹۹) نشان می‌دهد که در تمامی سطوح معنی‌داری، فرضیه صفر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی رد شده است و می‌توان متغیرها را در سطح وارد مدل کرد.

همان‌طور که در بخش قبل توضیح داده شد، بایستی دو مدل تخمین انتشار CO_2- درآمد و تخمین CO_2- شهرنشینی جهت آزمون EKC برآورد گردد. اما به دلیل ماهیت ترکیبی داده‌ها، لازم است که ابتدا آزمون ترکیب‌پذیری داده‌ها انجام شود. نتیجه این آزمون پس از انجام ۲۲ رگرسیون مقید و یک رگرسیون نامقید و محاسبه آماره مربوطه، برای هر یک از مدل‌های تخمین آماره‌های F به ترتیب برابر ۳۲۵/۲۲ و ۳۳۸/۷۱ گردید که امکان ترکیب داده‌های ۲۲ کشور ذکر شده را تأیید می‌کند.

جدول ۳. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پانلی

آزمون	مقدار آماره
هم‌انباشتگی کائو	-۵/۲۵
هم‌انباشتگی پدرونی (آماره PP)	-۱۰/۲۵
هم‌انباشتگی پدرونی (آماره PP موزون)	-۱۳/۵۲
هم‌انباشتگی پدرونی (آماره ADF)	-۵/۹۱
هم‌انباشتگی پدرونی (آماره ADF موزون)	-۷/۱۱

*ارزش احتمال در همه آزمون‌ها برابر (۰/۰۰) می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴. آزمون هاسمن جهت بررسی وجود اثرات ثابت و تصادفی

مدل	آماره کای دو	سطح احتمال	درجه وقفه
مدل انتشار CO_2- درآمد	۱۰/۷۲	۰/۰۱	۳
مدل انتشار CO_2- شهرنشینی	۵۰/۱۵	۰/۰۰	۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با انجام آزمون هاسمن، مقادیر آماره کای دو (χ^2) و سطح احتمال آن، فرض صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی را رد می‌کند و لذا اثرات موجود در داده‌های مدل‌ها از نوع ثابت است (جدول ۴).

نتایج تجربی برای مدل انتشار CO_2- درآمد در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. تخمین پارامتریک و شبه پارامتریک مدل انتشار CO_2- درآمد

متغیرها	مدل پارامتریک		مدل شبه پارامتریک[1]	
	ضرایب	آماره t *	ضرایب	آماره t *
ثابت(c)	-۲۲/۹۷	(۰/۰۰)-۹/۴۹		
lnEI	۰/۵۷	(۰/۰۲)۲/۵۲	۰/۲۱	(۰/۰۳)۲/۱۷
lnA	۱/۳۳	(۰/۰۱)۳/۲۷		
LnA^2	۰/۴۳	(۰/۰۰)۷/۳۹		
lnP	۱/۰۱	(۰/۰۰)۲۰/۵۶	۰/۸۲	(۰/۰۰)۶/۲۵
UR	۰/۰۱۱	(۰/۰۳)۲/۲۸	۰/۰۴	(۰/۰۰)۷/۹۸
$\overline{R}^2$	۰/۸۵		۰/۴۲	
تعداد مشاهدات	۲۸۹		۲۶۷	

* اعداد داخل پرانتز سطح احتمال را نشان می‌دهند.

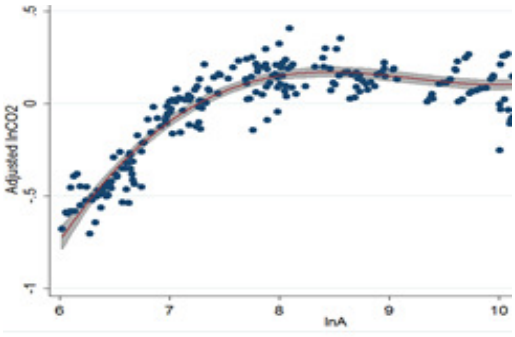
مأخذ: یافته‌های پژوهش

ستون اول جدول ۵، نتایج اثرات ثابت داده‌های تابلویی پارامتریک را در چارچوب فرضیه EKC نشان می‌دهد. یافته‌ها نشان دهنده معناداری بالای شدت مصرف انرژی و رابطه مثبت آن در انتشار آلودگی را در سطح ۵ درصد بیان می‌کند. به بیان دیگر افزایش یک درصدی در مصرف انرژی ۰/۵۷درصد میزان انتشار CO_2 را افزایش می‌دهد. متغیرهای جمعیت و شهرنشینی مانند آنچه در ادبیات موضوع و پژوهش‌های دیگر انجام شده است، رابطه مستقیم با آلودگی در سطح اطمینان ۹۵ درصد دارند. متغیرهای درآمد و فرم درجه دوم آن نیز تأثیر مستقیم بر افزایش انتشار CO_2 می‌گذارند که مطابق نتایج تحقیق در سطح خطای ۱ درصد معنی‌دار می‌باشد. بنابراین با استفاده از روش تخمین پارامتریک فرضیه منحنی کوزنتس برای کشورهای آسیایی تأیید نمی‌شود.

ستون دوم تخمین‌های متغیرهای کنترلی در مدل شبه

۱. در قسمت متدولوژی و روش تحقیق بیان گردید که در روش رگرسیون نواری توابع f(•) که ناشناخته هستند و نیاز به تخمین دارند با توجه به روش رگرسیون نواری B- spline، متغیر ثابت با تفاضل‌گیری از میان می‌رود. همچنین در معادلات (۱۳) و (۱۴) از آنجایی که شکل رابطه‌ای هر یک از متغیرهای شهرنشینی و درآمد را بر سطح آلودگی می‌خواهیم آزمون نمائیم؛ لذا متغیر ناشناخته دیگر به کار گرفته نمی‌شود. از سوی دیگر در پانل پارامتریک برای فرم درجه دوم از مربع هریک از متغیرهای شهرنشینی و درآمد برای آزمون فرضیه کوزنتس استفاده شده است. اما از آنجایی که رگرسیون‌های نواری غیر خطی هستند نیازی به استفاده مربع متغیرهای مذکور نمی‌باشد.

پارامتریک پانل دیتا با اثرات ثابت را نشان می‌دهد. متغیر مصرف انرژی مانند آنچه انتظار می‌رود مثبت و در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشد.



نمودار ۲. برازش جزئی درآمد و انتشار CO_2 مدل شبه پارامتریک

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین مدل شبه پارامتریک یک رابطه کاملاً معنادار برای جمعیت و شهرنشینی و اثر مثبت آن بر انتشار CO_2 را نشان می‌دهد. نکته حائز اهمیت در نمودار (۲) مربوط به برازش جزئی در رابطه با درآمد و انتشار CO_2 می‌باشدکه با توجه به مدل شبه پارامتریک به دست آمده است. شکل U معکوس که مربوط به فرضیه EKC است با استفاده از روش شبه پارامتریک به تأیید رسید. به عبارت دیگر در درآمدهای پایین کشورها به خصوص کشورهای در حال توسعه با درآمدهای پایین، همچنان که سطح درآمدیشان افزایش می‌یابد منجر به آلودگی هوا می‌شوند. و از آنجایی که تلاش این کشورها برای افزایش سطح درآمد خود می‌باشد، لذا بخش‌های متعدد اقتصادی آنها مانند بخش صنعت که غالباً در شهرها یا اطراف آن هستند آلودگی بیشتری تولید می‌کنند. بخشی از نمونه حاضر به کشورهای توسعه یافته مانند ژاپن، عدم انتشار آلودگی هوا را به مثابه کالای لوکس می‌پندارند. لذا با افزایش سطح درآمدی تقاضای آنان برای افزایش کیفیت محیط زیست ارتقا می‌یابد و راهکارها و سیاست‌های مناسب در جهت کنترل و کاهش آلودگی هوا را به کار می‌برند. حتی کشورهای با درآمد بالای نفتی مانند کشورهای توسعه یافته عمل نمی‌کنند و افزایش فعالیت آنها آلودگی و انتشار گاز بیشتر را به همراه دارد. نتایج تجربی برای مدل انتشار CO_2- شهرنشینی در جدول (۶) ارائه شده است.

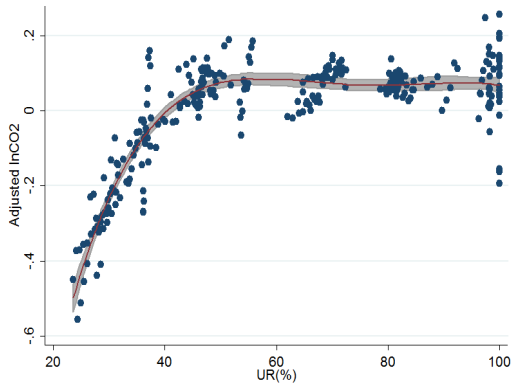
در بررسی فرضیه EKC برای شهرنشینی و انتشار CO_2، مدل پارامتریک نشان دهنده این است که همه متغیرها به جز شهرنشینی در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند. به عبارت دیگر افزایش هر یک از متغیرهای مصرف انرژی، درآمد و جمعیت منجر به افزایش انتشار آلودگی می‌گردد. همچنین تأثیر شهرنشینی و حالت درجه دوم آن مثبت و معنی‌دار است. اما به دلیل مثبت بودن ضریب UR^2 فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای شهرنشینی و ارتباط U معکوس آن با انتشار دی اکسید کربن با روش پارامتریک مورد قبول واقع نمی‌گردد.

جدول ۶. تخمین پارامتریک و شبه پارامتریک مدل انتشار CO_2- شهرنشینی

متغیرها	مدل پارامتریک		مدل شبه پارامتریک	
	ضرایب	آماره t *	ضرایب	آماره t *
ثابت(c)	-۲۵/۰۸	-۱۲/۱۰ (۰/۰۰)		
LnEI	۰/۵۱	۲/۳۰ (۰/۰۳)	۰/۳۹	۳/۳۵ (۰/۰۳)
lnA	۰/۷۸	۷/۴۲ (۰/۰۰)	۰/۷۳	۹/۸۳ (۰/۰۰)
lnP	۱/۰۱	۲۳/۰۱ (۰/۰۰)	۱/۰۱	۸/۴۴ (۰/۰۰)
UR	۰/۰۱	-۳/۰۸ (۰/۰۲)		
UR^2	۰/۵۱	۲/۲۶ (۰/۰۴)		
$\bar{R}^2$	۰/۸۷		۰/۵۶	
تعداد مشاهدات	۲۸۹		۲۶۷	

* اعداد داخل پرانتز سطح احتمال را نشان می‌دهند.

مأخذ: یافته‌های پژوهش



نمودار ۳. برازش جزئی شهرنشینی و انتشار CO_2 مدل شبه پارامتریک

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اما با توجه به روش شبه پارامتریک به کار رفته در ستون دوم جدول (۶) و نتایج آن، علاوه بر اینکه ارتباط مثبت متغیرهای مصرف انرژی، درآمد و جمعیت در سطح ۵ درصد اثبات می‌شود، فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای ارتباط شهرنشینی و انتشار دی اکسید کربن با U معکوس در نمودار (۳) به طور کامل مصداق نمی‌یابد. زیرا با وجود آنکه در ابتدا با افزایش نسبت جمعیت شهرنشینی، انتشار آلودگی هوا افزایش می‌یابد، اما بعد از آنکه به حداکثر خود رسید، ارتباط این دو متغیر معکوس نمی‌گردد. بلکه نمودار تقریباً کاملاً با کشش می‌گردد و تغییرات و سهم شهرنشینی اثری بر میزان آلایندگی هوا ندارد.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

در فرضیه زیست محیطی کوزنتس در ارتباط با شهرنشینی و انتشار CO_2 این نکته حائز اهمیت است که برخی از آلاینده‌های هوا مانند دی‌اکسید سولفور (SO_2) به دلیل ماهیت آنها پایداریشان در محیط زیست بیشتر است و لذا صدمه بیشتری به آن می‌زنند. در حالی که کاهش انتشار آلاینده‌هایی مانند CO_2 با بهبود کارایی و مدیریت انرژی بسیار مؤثر است. لذا پدیده شهرنشینی می‌تواند مفاهیم کلیدی نوگرایی[1] را بیان نماید. مفاهیمی که سهم آن را در بهبود مدیریت انرژی و مصرف آن پررنگ می‌سازد (مارتینز و همکاران، ۲۰۰۷: ۴۹۷).

در بسیاری از کشورهای توسعه یافته شامل اروپا و شمال آمریکا، میانگین نرخ شهرنشینی در سال ۲۰۱۱ به ۷۷/۷ درصد رسیده است اما برای کشورهای آسیایی این میانگین تنها ۴۴/۴ درصد می‌باشد. بر این اساس آمار و اطلاعات بیشتر و همچنین متغیرهای دیگری که به طور مستقیم و غیر مستقیم بر سطح آلودگی و انتشار آلاینده‌ها تأثیر می‌گذارد، می‌تواند به طور صحیح و دقیق‌تر فرضیه EKC را مورد آزمون، نقد و بررسی قرار دهد.

در پایان می‌توان مدعی شد که با تغییرات بنیادین در ساختار اقتصاد جهانی که نتیجه آن ظهور ابرقدرت‌های جدید اقتصادی در آسیا یعنی هند و چین بوده است، تا چندی شاهد افزایش فزاینده انتشار دی اکسید کربن خواهیم بود که این قاره را به یکی از آلوده‌ترین مناطق جهان تبدیل خواهد کرد. هر چند که به دلیل ماهیت این گاز، آسیب‌های ناشی از انتشار آن متوجه اکوسیستم زمین می‌شود و آثار آن عملاً تمامی کشورها را در بر خواهد گرفت. اما پس از آن آلاینده دی اکسید کربن به مرور کاهش می‌یابد که منطبق با فرضیه EKC می‌باشد، که رابطه درآمد و انتشار آلودگی با استفاده از روش شبه پارامتریک مؤید این موضوع می‌باشد.

لذا غالب کشورها خواهان رشد اقتصادی متوازن و توسعه پایدار هستند و این مستلزم برنامه‌ریزی برای کسب رشد اقتصادی بالا با کم‌ترین آثار سوء زیست محیطی است. در کنار نهاده‌های تولید از قبیل: سرمایه، نیروی کار و مواد اولیه، بخشی از محیط زیست نیز در تولید به کار می‌رود. بدین ترتیب با رشد اقتصادی یک کشور و گسترش همزمان تولید و مصرف انرژی، تهدیدهایی از قبیل تخریب منابع طبیعی و انتشار آلودگی نیز نمایان می‌شود و یک جایگزینی میان رشد تولید و کیفیت محیط زیست صورت می‌گیرد. بر این اساس وجود پیمان‌های بین‌المللی درخصوص اتخاذ و اجرای سیاست‌های مؤثر و اندازه‌گیری ساختار بهینه صنعتی و پیشروی به سوی صنایع با تکنولوژی بالا (High-Tech) که تولید بیشتر آنها به دلیل کارایی بالا، کاهش آلودگی هوا و در نهایت حفظ محیط زیست را به همراه دارد، لازم و مفید می‌باشد.

1. Modernity

منابع

امیر تیموری، سمیه و خلیلیان، صادق (۱۳۸۸). "بررسی رشد اقتصادی و میزان انتشار گاز CO2 در کشورهای عضو اوپک: رهیافت منحنی زیست محیطی کوزنتس". *علوم محیطی*، دوره ۷، شماره ۱، ۱۷۲-۱۶۱.

برقی اسگویی، محمدمهدی (۱۳۸۷). "آثار آزاد سازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (دی اکسید کربن) در منحنی زیست محیطی کوزنتس". *تحقیقات اقتصادی*، دوره۴۳، شماره ۸۲، ۲۱-۱.

بهبودی، داوود؛ کیانی، سیمین و ابراهیمی، سعید (۱۳۹۰). "رابطه علّی انتشار دی اکسید کربن، ارزش افزوده بخش صنعت و مصرف انرژی در ایران". *اقتصاد محیط زیست و انرژی*، شماره ۱، ۵۳-۳۳.

پژویان، جمشید و مرادحاصل، نیلوفر (۱۳۸۶). "بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۴، ۱۶۰-۱۴۱.

پورکاظمی، محمدحسین و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۷). "بررسی منحنی کوزنتس زیست محیطی در خاورمیانه". *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۴، ۷۲-۵۷.

ترابی، تقی؛ خواجویی‌پور، امین؛ طریقی، سمانه و پاکروان، محمدرضا (۱۳۹۴). "تأثیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و تجارت خارجی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال ۹، شماره ۱، ۸۴-۶۳.

درگاهی، حسن و بهرامی غلامی، مینا (۱۳۹۰). "عوامل مؤثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در اقتصادهای منتخب کشورهای صنعتی و کشورهای صادرکننده نفت (اوپک) و توصیه‌های سیاستی برای ایران: رویکرد داده‌های پانل". *اقتصاد محیط زیست و انرژی*، دوره ۱، شماره ۱، ۹۹-۷۳.

دین‌محمدی، مصطفی (۱۳۸۳). "*منحنی زیست محیطی کوزنتس، مروری بر ادبیات، نتایج و دلالت‌های آن*". مجموعه مقالات اولین سمینار تخصصی اقتصاد و منابع طبیعی، ۱۰۱-۸۱.

زیبایی، منصور و شیخ زین‌الدین، آذر (۱۳۸۸). "تنوع زیست محیطی و رشد اقتصادی: تحلیل مقطع کشوری (با تأکید بر کشورهای در حال توسعه)". *فصلنامه محیط شناسی*، دوره ۳۵، شماره ۴۹، ۷۲-۶۱.

سلیمی‌فر، مصطفی، و دهنوی، جلال (۱۳۸۸). "مقایسه منحنی زیست محیطی کوزنتس در کشورهای عضو OECD و کشورهای در حال توسعه: تحلیل مبتنی بر داده‌های پانل". *مجله دانش و توسعه*، دوره ۱۷، شماره ۲۹، ۲۰۰-۱۸۱.

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

صادقی شاهدانی، مهدی (۱۳۹۵). "تبیین تأثیرپذیری رشد اقتصادی از بهبود کارایی مصرف انرژی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶ شماره ۲۴، ۱۵۱-۱۴۱.

صالح، ایرج؛ شعبانی، زهره؛ باریکانی، سیدحامد و یزدانی، سعید (۱۳۸۸). "بررسی رابطه علّیت بین تولید ناخالص داخلی و حجم گازهای گلخانه‌ای در ایران (مطالعه موردی گاز دی اکسیدکربن)". *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، دوره ۱۷، شماره ۶۶، ۴۱-۱۹.

غزالی، سمانه و زیبایی، منصور (۱۳۸۸). "بررسی و تحلیل رابطه بین آلودگی محیطی و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های تلفیقی: مطالعه موردی آلاینده مونوکسیدکربن". *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)*، دوره ۲۳، شماره ۲، ۱۳۳-۱۲۸.

فطرس، محمدحسن و برزگر، حمیده (۱۳۹۲). "اثرات برخی متغیرهای کلان اقتصادی بر انتشار گاز دی اکسیدکربن در آسیای مرکزی و ایران". *اقتصاد کلان*، دوره ۸، شماره ۱۶، ۱۵۸-۱۴۱.

فطرس، محمدحسن و معبودی، رضا (۱۳۹۰). "رشد اقتصادی، مصرف انرژی و آلودگی هوا در ایران". *اقتصاد محیط زیست و انرژی*، شماره ۱، ۲۱۱-۱۸۹.

گزارش بانک جهانی (۲۰۱۵). به آدرس اینترنتی:
http://www.worldbank.org/en/topic/environment/brief/pollution

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

لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ فلاحی، محمدعلی و بستام، مرتضی (۱۳۹۱). "بررسی مسائل زیست محیطی و پیش‌بینی انتشار دی اکسید کربن در اقتصاد ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، دوره ۱، شماره ۳،

۸۱-۱۰۹.

محمدباقری، اعظم (۱۳۸۹). "بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن در ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۲۷، ۱۲۹-۱۰۱.

مداح، مجید و عبداللهی، مریم (۱۳۹۱). "اثر کیفیت نهادها بر آلودگی محیط زیست در چارچوب منحنی کوزنتس با استفاده از الگوهای پانل دیتا ایستا و پویا (مطالعه موردی: کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی)". *فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی*، دوره ۲، شماره ۵، ۱۸۶-۱۷۱.

مهرآرا، محسن؛ امیری، حسین و حسنی سرخ بوزی، محمد (۱۳۹۱). "رابطه مصرف انرژی و درآمد: آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس با استفاده از رویکرد مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم پانل". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره۲۰، شماره ۶۲، ۱۹۴-۱۷۱.

میرزایی، عباس؛ اسفنجاری کناری، رضا؛ محمودی، ابوالفضل و شعبان‌زاده، مهدی (۱۳۹۵). "اقتصاد سایه و نقش آن درکنترل آسیب‌های زیست محیطی کشورهای منا". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۱۱۵-۱۰۳.

نصراللهی، زهرا و غفاری گولک، مرضیه (۱۳۸۸). "توسعه اقتصادی و آلودگی محیط زیست در کشورهای عضو پیمان کیوتو و کشورهای آسیای جنوب غربی (با تأکید بر منحنی زیست محیطی کوزنتس)". *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۲، ۱۲۶-۱۰۵.

Akbostancı, E., Türüt-Aşık, S. & Tunç, G. İ. (2009). "The Relationship between Income and Environment in Turkey: Is there an Environmental Kuznets Curve?". *Energy Policy*, 37(3), 861-867.

Andreoni, J. & Levinson, A. (2001). "The Simple Analytics of the Environmental Kuznets Curve". *Journal of Public Economics*, 80(2), 269-286.

Baek, J. & Kim, H. S. (2013). "Is Economic Growth Good or Bad for the Environment? Empirical Evidence from Korea". *Energy Economics*, 36, 744-749.

Baltagi, B. H. & Li, D. (2002). "Series Estimation of Partially Linear Panel Data Models with Fixed Effects". *Annals of Economics and Finance*, 3(1), 103-116.

Cole, M. A. & Neumayer, E. (2004). "Examining the Impact of Demographic Factors on Air Pollution". *Population and Environment*, 26(1), 5-21.

Cole, M. A., Rayner, A. J. & Bates, J. M. (1997). "The Environmental Kuznets Curve: An Empirical Analysis". *Environment and Development Economics*, 2(4), 401-416.

Desbordes, R. & Verardi, V. (2012). "Refitting the Kuznets Curve". *Economics Letters,* 116(2), 258-261.

Dietz, T. & Rosa, E. A. (1997). "Effects of Population and Affluence on CO_2 Emissions". *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 94(1), 175-179.

Du, L., Wei, C. & Cai, S. (2012). "Economic Development and Carbon Dioxide Emissions in China: Provincial Panel Data Analysis". *China Economic Review,* 23(2), 371-384.

Ehrlich, P. R. & Holdren, J. P. (1971). "Impact of Population Growth". *American Association for the Advancement of Science*, 171(3977), 1212-1217.

Esteve, V. & Tamarit, C. (2012). "Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment between CO_2 and Income: The Environmental Kuznets Curve in Spain, 1857–2007". *Energy Economics*, 34(6), 2148-2156.

Fodha, M. & Zaghdoud, O. (2010). "Economic Growth and Pollutant Emissions in Tunisia: An Empirical Analysis of the Environmental Kuznets Curve". *Energy Policy,* 38(2), 1150-1156.

Fosten, J., Morley, B. & Taylor, T. (2012). "Dynamic Misspecification in the Environmental Kuznets Curve: Evidence from CO_2 and SO_2 Emissions in the United Kingdom". *Ecological Economics,* 76, 25-33.

Galeotti, M., Lanza, A. & Pauli, F. (2006). "Reassessing the Environmental Kuznets Curve for CO2 Emissions: A Robustness Exercise". *Ecological Economics*, 57, 152-

163.

Grossman, G. M. & Krueger, A. B. (1994). "Economic Growth and the Environment". *National Bureau of Economic Research*, 110, 353-378.

Grossman, G. M. & Krueger. A. B. (1995). "Economic Growth and the Environment". Q*uarterly Journal of Economics*, 110, 77-335.

Harbaugh, W. T., Levinson, A. & Wilson, D. M. (2002). "Reexamining the Empirical Evidence for an Environmental Kuznets Curve". *Review of Economics and Statistics*, 84(3), 541-551.

Holtz-Eakin, D. & Selden, T. M. (1995). "Stoking the Fires? CO_2 Emissions and Economic Growth". *Journal of Public Economics,* 57(1), 85-101.

Junyi, S. (2006). "A Simultaneous Estimation of Environmental Kuznets Curve: Evidence from China". *China Economic Review*, 17(4), 383-394.

Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data". *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44.

Kaufmann, R. K., Davidsdottir, B., Garnham, S. & Pauly, P. (1998). "The Determinants of Atmospheric SO2 Concentrations: Reconsidering the Environmental Kuznets Curve". *Ecological Economics*, 25(2), 209-220.

Kohler, M. (2013). "CO_2 Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Trade: A South African Perspective". *Energy Policy*, 63, 1042-1050.

Liao, H. & Cao, H. S. (2013). "How does Carbon Dioxide Emission Change with the Economic Development? Statistical Experiences from 132 Countries". *Global Environmental Change*, 23(5), 1073-1082.

List, J. A. & Gallet, C. A. (1999). "The Environmental Kuznets Curve: Does one Size Fit All?". *Ecological Economics*, 31(3), 409-423.

Martínez-Zarzoso, I. & Bengochea-Morancho, A. (2004). "Pooled Mean Group Estimation of an Environmental Kuznets Curve for CO_2". *Economics Letters*, 82(1), 121-126.

Martínez-Zarzoso, I. & Maruotti, A. (2011). "The Impact of Urbanization on CO_2 Emissions: Evidence from Developing Countries". *Ecological Economics*, 70(7), 1344-1353.

Martínez-Zarzoso, I., Bengochea-Morancho, A. & Morales-Lage, R. (2007). "The Impact of Population on CO2 Emissions: Evidence from European Countries". *Environmental and Resource Economics*, 38(4), 497-512.

Newson, R. B. (2001). "B-Splines and Splines Parameterized by their Values at Reference Points on the X-Axis". *Stata Technical Bulletin*, 10(57), 564-592.

Pedroni, P. (2004). "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis". *Econometric Theory*, 20(03), 597-625.

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

Poumanyvong, P. & Kaneko, S. (2010). "Does Urbanization Lead to Less Energy Use and Lower CO_2 Emissions? A Cross-Country Analysis". *Ecological Economics*, 70(2), 434-444.

Roca, J., Padilla, E., Farré, M. & Galletto, V. (2001). "Economic Growth and Atmospheric Pollution in Spain: Discussing the Environmental Kuznets Curve Hypothesis". *Ecological Economics*, 39(1), 85-99.

Royston, P. & Sauerbrei, W. (2007). "Multivariable Modeling with Cubic Regression Splines: A Principled Approach". *Stata Journal*, 7(1), 45-63.

Saboori, B. & Sulaiman, J. (2013). "CO2 Emissions, Energy Consumption and Economic Growth in Association of Southeast Asian Nations (ASEAN) Countries: A Cointegration Approach". *Energy,* 55, 813-822.

Saboori, B., Sulaiman, J. & Mohammad, S. (2012). "Economic Growth and CO2

Emissions in Malaysia: A Cointegration Analysis of the Environmental Kuznets Curve". *Energy Policy*, 51, 184-191.

Selden, T. M. & Song, D. (1994). "Environmental Quality and Development: is there a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions?". *Journal of Environmental Economics and Management*, 27(2), 147-162.

Shafik, N. & Bandyopadhyay, S. (1992). "Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-Country Evidence". *Policy Research Working Paper Series,* 10-51.

Shahbaz, M., Lean, H. H. & Shabbir, M. S. (2012). "Environmental Kuznets Curve Hypothesis in Pakistan: Cointegration and Granger Causality". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 16(5), 2947-2953.

Shahbaz, M., Mutascu, M. & Azim, P. (2013). "Environmental Kuznets Curve in Romania and the Role of Energy Consumption". *Renewable and Sustainable Energy Reviews,* 18, 165-173.

Shahbaz, M., Sbia, R., Hamdi, H. & Ozturk, I. (2014). "Economic Growth, Electricity Consumption, Urbanization and Environmental Degradation Relationship in United Arab Emirates". *Ecological Indicators*, 45, 622-631.

Sharma, S. S. (2011). "Determinants of Carbon Dioxide Emissions: Empirical Evidence from 69 Countries". *Applied Energy*, 88(1), 376-382.

Sims, C. A. (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica Journal of the Econometric Society*, 48(1), 1-48.

Sims, C. A., Stock, J. H. & Watson, M. W. (1990). "Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots". *Journal of the Econometrica*, 64(2), 113-144.

Stern, D. I. (2006). "Reversal of the Trend in Global Anthropogenic Sulfur Emissions". *Global Environmental Change*, 16(2), 207-220.

Stern, D. I. (2004). "The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve". *World Development,* 32(8), 1419-1439.

Stern, D. I. & Common, M. S. (2001). "Is there an Environmental Kuznets Curve for Sulfur*?*". *Journal of Environmental Economics and Management*, 41(2), 162-178.

Stern, D. I., Common, M. S. & Barbier, E. B. (1996). "Economic Growth and Environmental Degradation: The Environmental Kuznets Curve and Sustainable Development". *World Development*, 24(7), 1151-1160.

Tao, S., Zheng, T. & Lianjun, T. (2008). "An Empirical Test of the Environmental Kuznets Curve in China: A Panel Cointegration Approach". *China Economic Review*, 19(3), 381-392.

Wang, Y., Han, R. & Kubota, J. (2016). "Is there an Environmental Kuznets Curve for SO2 Emissions? A Semi-Parametric Panel Data Analysis for China". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 54, 1182-1188.

Yavuz, N. Ç. (2014). "CO_2 Emission, Energy Consumption, and Economic Growth for Turkey: Evidence from a Cointegration Test with a Structural Break". *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 9(3), 229-235.

York, R., Rosa, E. A. & Dietz, T. (2003). "STIRPAT, IPAT and IMPACT: Analytic Tools for Unpacking the Driving Forces of Environmental Impacts". *Ecological Economics*, 46(3), 351-365.

Zhang, C. & Lin, Y. (2012). "Panel Estimation for Urbanization, Energy Consumption and CO2 Emissions: A Regional Analysis in China". *Energy Policy*, 49, 488-498.

Zhu, H.-M., You, W. H. & Zeng, Z. F. (2012). "Urbanization and CO_2 Emissions: A Semi-Parametric Panel Data Analysis". *Economics Letters*, 117(3), 848-850.

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هفتم، تابستان ۱۳۹۶ (۶۴-۴۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 27, June 2017 (45-64)

مقایسه عملکرد برنامه‌های توسعه ایران با شاخص فقر چند بعدی محاسبه شده به روش آلکایر و فوستر

*محمدحسن فطرس[1]، سوده قدسی[2]

۱. استاد اقتصاد دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه بوعلی‌سینا، همدان، ایران

(دریافت: ۱۳۹۵/۶/۲۷ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۰/۱۸)

Comparing Iranian Development Plans by Multidimensional Poverty Index Calculated by Alkire-Foster Method

*Mohammad Hasan Fotros[1], Sudeh Ghodsi[2]

1. Professor of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran

2. Ph.D. Student of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran

(**Received:** 17/Sep/2016 **Accepted:** 7/Jan/2017)

چکیده:

برای سیاست‌گذاری و تدوین برنامه‌های فقرزدا در کشور، لازم است با بهره‌گیری از شاخص‌های سنجش فقر، پیش از هر اقدامی تصویری دقیق از وضعیت موجود ترسیم شود. در این مقاله سعی بر این است که شاخص فقر چند بعدی به روش آلکایر و فوستر طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۸ محاسبه گردیده و عملکرد برنامه‌های پنج ساله توسعه بر اساس شاخص مذکور مورد ارزیابی قرار گیرد. بدین منظور در این مطالعه از داده‌های خام هزینه - درآمد خانوار مرکز آمار ایران استفاده شده است. نتایج نشان داد که طی سال‌های ۱۳۹۳ – ۱۳۶۸ وسعت، شدت فقر و همچنین میزان فقر چند بعدی در هر دو مناطق شهری و روستایی کاهش یافته است. بیشترین مقدار نسبت سرشمار (وسعت فقر) و همچنین میانگین محرومیت افراد فقیر (شدت فقر) متعلق به سال ۶۸ است. نسبت سرشمار در سال‌های ۶۸، ۷۳، ۷۸، ۸۳ و ۹۳ در مناطق روستایی از نسبت سرشمار در مناطق شهری بیشتر است و در سال ۸۸ این نسبت در مناطق شهری بیشتر از مناطق روستایی است. عمق فقر نیز در تمامی سال‌ها در مناطق روستایی بیشتر از مناطق شهری است. بررسی عملکرد برنامه‌های توسعه نشان می‌دهد به طور کلی برنامه‌های توسعه سبب کاهش فقر چند بعدی طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۸ شده است.

واژه‌های کلیدی: فقر چند بعدی، برنامه‌های توسعه، روش آلکایر و فوستر.

طبقه‌بندی JEL: I32، I38، P25.

Abstract:

The main objective of this paper is to measure multidimensional poverty index (MPI) based on Alkire and Foster method and analyzing incidence and intensity of poverty in Iran in three dimensions for the period of 1989-2014. In this study, households' income-expenditure raw data published by the Statistical Center of Iran was used. The results show that the incidence and intensity and MPI are decreased in this period of study. The most incidence and intensity of poverty belongs to 1989. Also, the poverty incidence of rural areas is more than in urban areas in 1989, 1994, 1999, 2004, and 2014, but intensity of poverty in rural areas is more than urban areas in all years. Finally, the development plans have decreased MPI during all the period of 1989-2014.

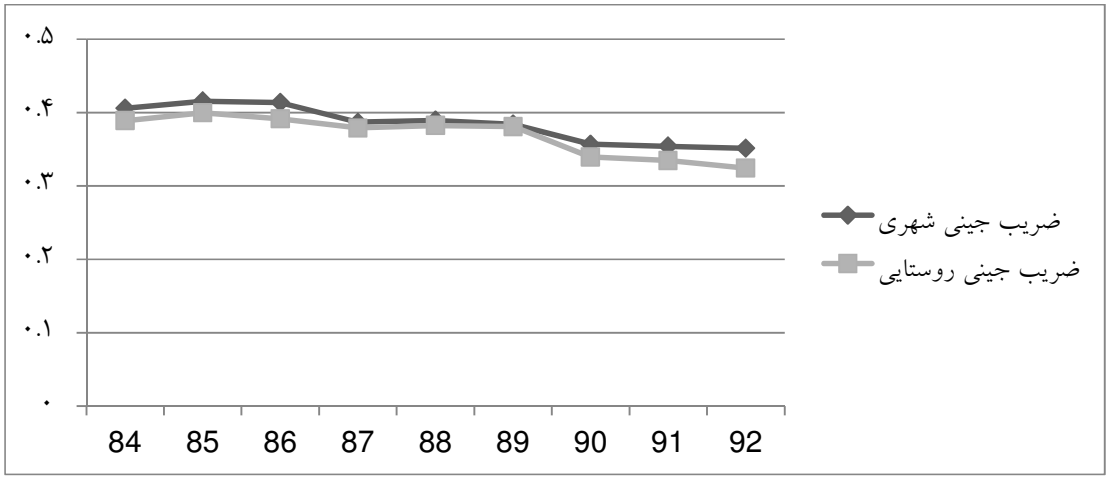
Keywords: Multidimensional Poverty, Alkire and Foster Method, Iranian Development Plans.
JEL: I32, I38, P25.

* **نویسنده مسئول:** محمدحسن فطرس
E-mail: mhfotros@hotmail.com

*Corresponding Author: Mohammad Hasan Fotros

۱- مقدمه

کاهش فقر و نابرابری از مهم‌ترین اهداف برنامه‌ریزان و سیاست‌مداران در جوامع مختلف جهان است به‌طوری که نخستین هدف از مجموعه اهداف توسعه هزاره، ریشه‌کنی فقر شدید و گرسنگی است. علی‌رغم کاهش فقر طی سال‌های گذشته در جهان هنوز افراد زیادی در فقر شدید به سر می‌برند. در ایران نیز سند چشم‌انداز بیست ساله کشور ویژگی یک جامعه ایرانی در افق این چشم‌انداز را جامعه‌ای برخوردار از سلامت، رفاه، امنیت اجتماعی، فرصت‌های برابر، توزیع مناسب درآمد، نهاد مستحکم خانواده، به دور از فقر، فساد، تبعیض و بهره‌مندی از محیط مطلوب بیان می‌کند. همچنین، مطابق برنامه‌های توسعه اقتصادی کشور یکی از سیاست‌های مهم این برنامه‌ها کاهش فقر است. بدین منظور، در اولین قدم برای سیاست‌گذاری و تدوین برنامه‌های کاهش فقر، ضروری است تصویری دقیق از وضعیت فقر ترسیم شود. بر اساس آمار و اطلاعات موجود در میزان دستیابی به اهداف توسعه هزاره، نسبت جمعیت با درآمد کمتر از یک دلار در روز در ایران از سال ۸۶ تا سال ۸۸ روند افزایشی و پس از آن روند کاهشی داشته و در سال ۹۳ نسبت به سال‌های قبل افزایش یافته است (سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور، ۱۳۹۵: ۲۵۸). همچنین بررسی ضریب جینی به عنوان یکی از معیارهای سنجش توزیع درآمد نشان می‌دهد که ضریب جینی در هر دو مناطق شهری و روستایی ایران از سال ۸۴ تا ۹۲ روند کاهشی داشته است و در تمامی این سال‌ها میزان ضریب جینی در مناطق روستایی از شهری کمتر است. مقدار ضریب جینی در هر دو مناطق شهری و روستایی در سال‌های ۸۸ و ۸۹ در مقایسه با سال قبل از آن افزایش و پس از آن کاهش یافته است؛ نمودار ۱ ضریب جینی مناطق شهری و روستایی ایران طی سال‌های ۹۲-۸۴ را نشان می‌دهد.



نمودار ۱. ضریب جینی مناطق شهری و روستایی ایران طی سال‌های ۹۲-۸۴

مأخذ: گزارش شاخص‌های ماده ۶۸ قانون برنامه پنجم توسعه مرکز آمار ایران

اما همان‌طور که در اهداف توسعه هزاره نشان داده شده است، فقر شدید، ابعاد گسترده‌ای دارد که نه تنها درآمد پایین بلکه آسیب‌پذیری در قبال بیماری، محرومیت از تحصیل، گرسنگی و سوءتغذیه مداوم، عدم دسترسی به تسهیلات رفاهی اولیه از جمله آب آشامیدنی را هم شامل می‌شود که زندگی انسان‌ها را تهدید می‌کند (میرباقری هیر، ۱۳۹۵: ۹۳). بنابراین بر اساس آنچه گفته شد، معیارهایی چون خط فقر، درصد افراد فقیر و شکاف فقر و بسیاری از معیارهای مانند آن به شناسایی فقیران و نیز تعداد یا درصد آنها می‌پردازد و تاکنون در بسیاری از تحقیقات استفاده شده است که همگی مبتنی بر رویکرد فقر درآمدی یا فقر ناشی از کمبود درآمد هستند. اما توجه صرف به درآمدها برای کاهش فقر دچار کاستی‌هایی جدی است و توجه صرف به درآمدها نمی‌تواند ابعاد مختلف فقر را از بین ببرد. این نگاه معتقد است که ریشه و علّت اصلی فقر را نمی‌توان کمبود یا نبود درآمد دانست، بلکه ریشه‌های اصلی آن در فقدان شرایطی است که امکان خروج از وضعیت فقر را برای افراد فقیر فراهم می‌کند. سن[1] دریافت که به‌جای تمرکز محدود بر درآمد به عنوان متغیر محوری، نظر خود را باید به عنصر قابلیت معطوف سازد. بر اساس این دیدگاه سن و همکارانش توانستند

1. Sen

با بسط و مفهوم‌سازی رویکردی نوین در مطالعات فقر که به رویکرد قابلیت معروف شده است، موجی جدید از چالش‌های نظری و کاربردی را در موضوع فقر پدید آورند. سن با طرح رویکرد قابلیت فصلی جدید را در تعریف، ارزیابی و سیاست‌های اجتماعی معطوف به فقر در ادبیات اقتصادی گشود. از منظر قابلیت، شکاف واقعی بین افراد، شکاف قابلیتی است و لذا خطوط فقر رایج نمی‌توانند معیار صحیحی برای اندازه‌گیری باشند. اندازه‌گیری فقر می‌بایست بر مبنای فقر قابلیتی باشد، فقر به معنی بی‌سوادی، فقدان آموزش، سوءتغذیه، تبعیض‌های جنسیتی و مانند آن معیارهای مناسب‌تری هستند؛ از این روی مؤسسه توسعه انسانی و فقر دانشگاه آکسفورد با همکاری برنامه توسعه سازمان ملل، شاخص فقر چند بعدی (MPI) را که رویکرد قابلیتی دارد در سال ۲۰۱۰ ارائه دادند و نخستین دور محاسبه شاخص توسط آلکایر و فوستر در جولای ۲۰۱۰ و پس از آن توسط گزارش توسعه انسانی در نوامبر ۲۰۱۰ صورت گرفت. شاخص فقر چند بعدی تاکنون برای ۱۰۴ کشور در حال توسعه توسط مؤسسه توسعه انسانی و فقر دانشگاه آکسفورد محاسبه شده است. در هر سال نیز محاسبه شاخص کشورها از طریق معیارهایی که بهبود می‌یابند صورت می‌گیرد.

شایان ذکر است، برای سیاست‌گذاری و تدوین برنامه‌های فقرزدا در کشور، لازم است با بهره‌گیری از شاخص‌های سنجش فقر، پیش از هر اقدامی تصویری دقیق از وضعیت موجود ترسیم شود. همچنین، با بررسی وضعیت فقر در طول زمان نیز می‌توان برنامه‌های سیاستی دارای اولویت را تعیین کرد. سنجش و بررسی شاخص فقر در ایران این امکان را فراهم می‌آورد که بایدهای مربوط به تدابیر علمی و دقیق مبتنی بر واقعیت‌های موجود، برای تحقق اهداف ایده‌آل شناخته شوند و بتوان با برنامه‌ریزی واقع گرایانه در راستای تحقق این اهداف گام برداشت. از آنجایی که در گزارش‌های منتشر شده بین‌المللی، به دلیل محدودیت دسترسی به داده‌های مورد نیاز برای محاسبه شاخص، شاخص فقر چند بعدی برای ایران توسط مؤسسه توسعه انسانی و فقر دانشگاه آکسفورد محاسبه نمی‌شود؛ از این روی، معیاری از اندازه شاخص فقر چند بعدی برای ایران در گزارش‌های بین‌المللی در دسترس نیست. بنابراین، ضروری به نظر می‌رسد که برای دسترسی به معیار مناسبی جهت مقایسه و بررسی وضعیت ایران در سطح بین‌الملل، شاخص فقر چند بعدی بر اساس معیارهای مشابه به روش پیشنهاد شده توسط آلکایر و فوستر در ایران اندازه‌گیری شود.

بر این اساس، هدف از این پژوهش، ارائه روش شناسی محاسبه شاخص فقر چند بعدی بر اساس آمار و اطلاعات موجود در کشور، به‌ویژه داده‌های موجود در سطح فردی است و با استفاده از آن می‌توان معیاری از وضعیت فقر چند بعدی در کشور به دست آورد. تحلیل وضعیت و ترسیم روند شاخص فقر چند بعدی نیز نیازمند محاسبه شاخص در دوره‌های زمانی متوالی است و تحلیل ایستای آن معیار مطلوبی را برای سیاست‌گذاری‌های اقتصادی کلان و خرد به دست نمی‌دهد. از این‌روی، در راستای ارتقای دانش موجود در زمینه فقر و شناخت و درک عمیق از وضعیت فقر، مطالعه حاضر با استفاده از روش آلکایر و فوستر به اندازه‌گیری شاخص فقر چند بعدی ایران طی سال‌های منتخب در فاصله سال‌های ۹۳-۶۸ می‌پردازد. با انجام این پژوهش می‌توان علاوه بر تعیین وسعت و شدت فقر، سهم هر یک از ابعاد مورد نظر در میزان شاخص فقر چند بعدی را مشخص کرد و با استفاده از نتایج آن توصیه‌های سیاستی مناسبی جهت بهبود تدوین و عملکرد برنامه‌های توسعه اقتصادی کشور ارائه داد (صادقی شاهدانی و خسروی، ۱۳۹۵: ۱۳).

این مقاله از شش بخش تشکیل شده است. در بخش دوم، مروری بر پیشینه تحقیق صورت می‌گیرد. در بخش سوم، مبانی نظری مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این بخش به اجزای شاخص از جمله ابعاد و زیرشاخص‌های مورد استفاده در شاخص مذکور پرداخته می‌شود. در قسمت روش تحقیق به شرح روش آلکایر و فوستر در محاسبه شاخص فقر چند بعدی و همچنین وسعت و شدت فقر پرداخته می‌شود. در نهایت مقاله با ارائه نتایج تحقیق و جمع‌بندی به پایان می‌رسد.

۲- پیشینه تحقیق

با توجه به اهمیت موضوع فقر، در دهه‌های اخیر مطالعاتی در مورد فقر چند بعدی با رویکردهای مختلف انجام شده است که جهت رعایت اختصار به برخی از آنها اشاره می‌شود.

حسینی‌نژاد و اقتصادیان شاخص‌های فقر را با استفاده از روش سلطه تصادفی طی برنامه‌های اول، دوم و سوم توسعه با یکدیگر مورد مقایسه قرار دادند. نتایج نشان داد که طی سال‌های اجرای برنامه‌های توسعه، راهبرد مشخصی به منظور کاهش فقر از سوی برنامه‌ریزان دنبال نشده است. آزمون معنی‌داری کاهش فقر در سال‌های مختلف نیز نشان می‌دهد که مقادیر شاخص‌های فقر، طی سال‌های اجرای برنامه‌های توسعه، روند مشخصی در راستای کاهش آن نداشته است

(حسینی‌نژاد و اقتصادیان، ۱۳۸۴: ۳۳).

شاهمرادی شاخص فقر چند بعدی را در استان کرمانشاه با استفاده از رویکرد نظریه اطلاعات که توسط معصومی و لوگو[1] ارائه شده است و با استفاده از داده‌های هزینه- درآمد خانوار طی دوره ۱۳۸۸- ۱۳۶۳ با در نظر گرفتن متغیرهای درآمد، تغذیه، آموزش و مسکن محاسبه کرده است (شاهمرادی، ۱۳۹۱: ۶).

حسن‌زاده بر اساس اطلاعات طرح هزینه- درآمد خانوارها و بر اساس شش ویژگی درآمد، تغذیه، حمل و نقل و ارتباطات، آموزش، مسکن و سلامت به اندازه‌گیری فقرچند بعدی در مناطق شهری و روستایی و کل کشور و نیز در نه منطقه کشور پرداخته است. در ابتدا میزان فقر تک‌بعدی هر یک از ابعاد ذکر شده با استفاده از شاخص واتس برای سال‌های ۱۳۶۳، ۱۳۶۸، ۱۳۷۴، ۱۳۷۹، ۱۳۸۴، ۱۳۸۹ و۱۳۹۰ محاسبه شده است. سپس شاخص فقر چند بعدی با استفاده از سه رویکرد واتس، نظریه اطلاعات و رویکرد وزنی محاسبه شده است. نتایج نشان داد در دوره مورد بررسی، شاخص‌های فقر تک بعدی تمام ابعاد دارای روندی کاهشی بوده و همچنین نرخ فقر در تمامی ابعاد به غیر از بعد "حمل و نقل و ارتباطات" در مناطق روستایی بیش از مناطق شهری است. به علاوه نرخ فقر چند بعدی در کل کشور بر اساس هر سه رویکرد طی این سال‌ها روندی کاهشی داشته است و بیشترین نرخ فقر در دو رویکرد واتس و نظریه اطلاعات مربوط به سال ۱۳۶۸ بوده است در حالی که با رویکرد وزنی بیشترین نرخ در سال ۱۳۶۳ است (حسن‌زاده، ۱۳۹۲: ۶).

یوسفی و همکاران به بررسی، سنجش و مقایسه فقر چندبعدی در ایل‌های عشایر کشور با استفاده از روش آلکایر و فوستر پرداختند. نتایج نشان داد که ۴۲ درصد ایل‌ها در دست کم ۳۰ درصد معیارها محروم و به‌طور میانگین شدت فقر آنها ۴۶ درصد است. همچنین، محرومیت ایل‌ها در معیارها و ابعاد متفاوت بوده است. از سویی، ارتقای وضعیت آموزش و بهداشت عشایر به‌ویژه دختران و زنان، بیشترین تأثیر را در کاهش فقر دارد که در هدف‌های توسعه هزاره نیز بر آن تأکید شده است (یوسفی و همکاران، ۱۳۹۲: ۴۷).

ارشدی و کریمی به اندازه‌گیری وضعیت فقر در مناطق شهری و روستایی ایران و با استفاده از آمار هزینه و درآمد خانوار، طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۶۸ پرداخته‌اند. نتایج دلالت بر آن دارد که برنامه‌های توسعه اقتصادی در کاهش فقر مناطق شهری نسبت به مناطق روستایی، موفقیت بیشتری داشته‌اند، میزان خطوط فقر مطلق در مناطق شهری نیز بیشتر از مناطق روستایی بوده است. در نهایت، میزان فقر مطلق و همچنین شکاف فقر مطلق در مناطق روستایی بالاتر از مناطق شهری بوده است (ارشدی و کریمی، ۱۳۹۲: ۳۵).

یگانلو با هدف تغییر دیدگاه از بعد درآمدی فقر به بعد محرومیت از امکانات و همسویی با نگرش‌های نوین فقر، به محاسبه شاخص چند بعدی فقر بر مبنای استان‌ها پرداخته است. بدین منظور شاخص را در سه بعد آموزش، سلامت و استاندارد زندگی و با استفاده از هشت زیرشاخص محاسبه کرده است که دو زیرشاخص تغذیه و مالکیت دارایی حذف شده‌اند. محاسبه شاخص با استفاده از داده‌های سرشماری عمومی نفوس و مسکن سال ۱۳۸۵ و در سطح کلان انجام شده است. نتایج نشان داد استان‌های ایلام، تهران، اصفهان، خوزستان، لرستان، هرمزگان، فارس، کرمانشاه، خراسان جنوبی و سیستان و بلوچستان استان‌های دارای محرومیت هستند و استان همدان با شاخص فقر چند بعدی ۰/۰۸۴۲ کمترین مقدار شاخص در کل کشور را به خود اختصاص داده است (یگانلو، ۱۳۹۳: ۷۳).

شیروانیان و بخشوده توزیع و شدت فقر را بر پایه ابعاد آموزش، مسکن، غذا، درآمد و سلامت در مناطق روستایی مورد ارزیابی قرار دادند. آنها نتیجه گرفتند که فقر به صورت چندبعدی پدیده‌ای همه‌گیر (اپیدمیک) در مناطق روستایی می‌باشد و سهم بالایی از فقر به ابعاد مسکن و آموزش مربوط می‌شود (شیروانیان و بخشوده، ۲۰۱۲: ۶۴۰).

بتانا[2] شاخص فقر چند بعدی را به روش آلکایر و فوستر برای ۱۴ کشور در صحرای آفریقا محاسبه کرده است. بدین منظور چهار زیرشاخص دارایی، سلامت، آموزش و توانمندسازی در نظر گرفته شدند. نتایج نشان دهنده تفاوت قابل ملاحظه‌ای در شاخص فقر کشورهای مورد بررسی است. نتایج نشان داد در تمامی کشورها مناطق روستایی در مقایسه با مناطق شهری فقیرتر هستند و در بین زیرشاخص‌ها نیز، زیرشاخص آموزش بیشترین سهم را در ایجاد فقر دارد (بتانا، ۲۰۰۸: ۲۷).

باتیستون[3] و همکاران به محاسبه شاخص فقر چند بعدی به روش آلکایر و فوستر برای شش کشور آرژانتین، برزیل، شیلی، السالوادور، مکزیک و اروگوئه در دوره ۲۰۰۶-۱۹۹۲ پرداختند. بدین منظور شش زیرشاخص درآمد، حضور فرزند در مدرسه، وضعیت سواد سرپرست خانوار، سیستم دفع فاضلاب،

1. Lugo

2. Batana (2008)

3. Battiston et al. (2009)

دسترسی به آب و مسکن در نظر گرفته شدند. نتایج نشان داد شاخص فقر چند بعدی السالوادور، برزیل، مکزیک و شیلی در این دوره به مقدار قابل توجهی کاهش یافته است. در مقابل، در مناطق شهری اروگوئه شاخص مذکور به مقدار کم کاهش و در مناطق شهری آرژانتین تفاوت محسوسی نداشته است. در تمامی کشورها، سیستم دفع فاضلاب و وضعیت سواد سرپرست خانوار بالاترین سهم را در شاخص فقر چند بعدی داشته‌اند (باتیستون و همکاران، ۲۰۰۹: ۲۶).

سانتوس[1] با استفاده از داده‌های پیمایش سطح زندگی در بوتان شاخص فقر چند بعدی را در دو مقطع زمانی ۲۰۰۳ و ۲۰۰۷ اندازه‌گیری کرده است. در این پژوهش از مخارج مصرفی در کنار شش معیار دیگر استفاده شده است که عبارتند از: سلامت، آموزش، دسترسی به برق، آب سالم، بهداشت و سرانه مسکن. در نواحی روستایی از دو معیار دسترسی به جاده و زمین شخصی نیز استفاده شده است (سانتوس، ۲۰۱۳: ۲۵۹).

آلکایر و همکاران به محاسبه شاخص فقر چند بعدی با این دیدگاه که این شاخص چارچوب معتبری ارائه می‌دهد که با آن می‌توان برآوردهای فقر درآمدی جهانی را کامل کرد، به محاسبه شاخص فقر چند بعدی برای بیش از صد کشور در حال توسعه پرداخته است. نتایج نشان داد در حدود ۱/۶۷ میلیون نفر در جهان در حال توسعه در فقر شدید به سر می‌برند و از نظر شاخص فقر چند بعدی فقیر هستند که این مقدار معادل ۳۲٪ کل جمعیت ۱۰۴ کشور در حال توسعه مورد بررسی است (آلکایر و همکاران، ۲۰۱۴: ۲۵۱).

بالن و داکلاس[2] به محاسبه شاخص فقر چند بعدی به روش آلکایر و فوستر برای کشور سودان و سودان جنوبی پرداختند. بدین منظور زیرشاخص‌های آموزش، مصرف، دسترسی به دارایی‌های عمومی و خصوصی در نظر گرفته شدند. نتایج نشان داد فقر در سودان به طور قابل ملاحظه‌ای کمتر از سودان جنوبی است (بالن و داکلاس، ۲۰۱۵: ۲۸).

سانتوس و همکاران از رویکرد آلکایر و فوستر برای ساختن شاخص فقر چندبعدی در آمریکای لاتین استفاده کرده‌اند. این شاخص، دو رویکرد نیازهای اساسی و رویکرد خط فقر را ترکیب می‌کند و برای ۱۷ کشور از منطقه آمریکای لاتین اندازه‌گیری شده است. بدین منظور سیزده زیر شاخص در قالب پنج بعد گروه‌بندی شده‌اند: مسکن شامل کیفیت مواد ساختمانی، سرانه اتاق و نوع مالکیت، امکانات اولیه شامل آب سالم، سرویس بهداشتی پیشرفته و برق، آموزش شامل حضور کودکان در مدرسه، نداشتن شکاف تحصیلی و میزان تحصیلات بزرگسالان، کار و حمایت‌های اجتماعی و در نهایت سطح زندگی شامل درآمد و کالاهای بادوام (سانتوس و همکاران، ۲۰۱۵: ۷).

۳- مبانی نظری

به‌دلیل ماهیت چندبعدی فقر، ارائه تعریف جامع و دقیقی از فقر مشکل است. فقر را می‌توان از جهات گوناگون تعریف کرد. تانسند[3] در دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ اعتقاد داشت که افراد، خانوارها و گروه‌های جمعیتی را زمانی می‌توان فقیر به حساب آورد که با فقدان منابع برای کسب انواع رژیم‌های غذایی، مشارکت در فعالیت‌ها و شرایط و امکانات معمول زندگی مواجه باشند. از دیدگاه بانک توسعه آسیا[4] نیز فقر، محرومیت از دارایی‌ها و فرصت‌هایی است که هر فرد مستحق آنها است. بوت و روانتری[5] نیز در اواخر قرن نوزدهم تلاش کردند که بین فقر مطلق و نسبی تمایز قائل شوند. از دیدگاه آنها فقر مطلق به عنوان ناتوانی در کسب حداقل استاندارد زندگی تعریف شده است و بستگی به چگونگی تعریف حداقل معاش دارد و فقر نسبی به‌عنوان ناتوانی در کسب یک سطح معین از استانداردهای زندگی که در جامعه فعلی، لازم یا مطلوب تشخیص داده می‌شود، تعریف شده است (ارضروم‌چیلر، ۱۳۸۴: ۱۲).

بر اساس تعاریف مختلف فقر مبتنی بر رویکرد درآمدی، شاخص‌هایی برای اندازه‌گیری فقر در مطالعات مختلف ارائه شده‌اند. از جمله این شاخص‌ها، شاخص نسبت افراد فقیر[6] است که به‌صورت نسبت تعداد افراد فقیر به تعداد کل افراد جامعه تعریف شده است. اندازه این شاخص بین صفر (حالتی که هیچ فقیری در جامعه وجود ندارد) و یک (حالتی که درآمد کلیه افراد جامعه کمتر از درآمد متناظر با خط فقر باشد) تغییر می‌کند. کاربرد این شاخص به دلیل برخی مشکلات آن با محدودیت مواجه است، از جمله اینکه نسبت به انتقال درآمد بین فقیرها و حتی بین فقیرها و غیرفقیرها و همچنین نسبت به کاهش درآمد فقرا حساس نیست. شاخص دیگر، شاخص نسبت شکاف درآمدی است که مقدار متوسط فاصله درآمد افراد فقیر تا خط

1. Santos (2013)
2. Ballon & Duclos (2015)
3. Townsand
4. Asian Development Bank
5. Booth & Rownetree
6. Headcount Ratio

فقر را به صورت نسبتی از خط فقر بیان می‌کند. شاخص مذکور برای بیان شدت یا عمق فقر به کار گرفته می‌شود. چنانچه دو شاخص مذکور با همدیگر به کار برده شوند، می‌توانند تصویر نسبتاً بهتری از فقر را ارائه دهند. در نهایت از جمله شاخص‌های درآمدی سنجش فقر می‌توان به شاخص فوستر، گریر و توربک (FGT)[1] اشاره کرد که نشان دهنده عمق و شکاف فقر است و در آن فقر تابعی از نسبت شکاف فقر می‌باشد (عصاری و مزینانی، ۱۳۹۰: ۸۲).

اما چنانچه بیان شد، روش درآمدی سنجش فقر که در آن درآمد افراد نسبت به خط فقر مورد بررسی قرار می‌گیرد محدودیت‌های بسیاری دارد. الگوی مصرفی افراد متفاوت است، از این‌رو خط فقر درآمدی نمی‌تواند سطح دسترسی افراد مختلف به حداقل نیازهای اساسی آنها را نشان دهد. رابطه بین درآمد و قابلیت به‌شدت تحت تأثیر متغیرهایی از قبیل سن افراد، جنس، محل جغرافیایی، محیط بیماری‌های واگیر و سایر متغیرهایی است که فرد بر آنها کنترلی نداشته یا کنترل کمی دارد. برخی نارسایی‌ها ممکن است بین محرومیت درآمدی و گوناگونی در تبدیل درآمد به عملکردها وجود داشته باشد. از یک سو ناتوانی‌های ناشی از سن بالا می‌تواند توانایی‌های انسان را در کسب درآمد کاهش دهد و از سوی دیگر و با وجود این بیماری‌ها تبدیل درآمد به قابلیت نیز مشکل خواهد بود. این موضوع موجب می‌شود که فقر واقعی (بر حسب محرومیت ناشی از کمبود قابلیت) از فقر درآمدی شدیدتر باشد. علاوه بر این، ترکیب درون خانواده پیچیدگی‌های روش درآمدی اندازه‌گیری فقر را بیشتر می‌کند. در صورت توزیع نابرابر درآمد در خانواده به نفع برخی از افراد آن، میزان محرومیت اعضای فراموش شده در روش درآمدی به‌طور کامل منعکس نخواهد شد. رابطه محرومیت نسبی بر حسب درآمد می‌تواند به محرومیت مطلق بر حسب قابلیت‌ها منجر شود. فقر نسبی فردی در یک کشور ثروتمند می‌تواند موجب کاهش فراوان در قابلیت وی شود حتی اگر درآمد این فرد از سطح استانداردهای جهانی بالاتر باشد. به‌رغم تفاوت مفهومی فقر ناشی از کمبود قابلیت و فقر درآمدی، این دو مفهوم با هم ارتباط دارند. درآمد یک ابزار مهم برای دستیابی به قابلیت‌هاست و افزایش قابلیت‌های بیشتر منجر به افزایش درآمد از طریق افزایش توانایی شخص می‌شود. این ارتباط برای محو فقر درآمدی درخور اهمیت است. ارتباط بین این دو نباید فراموش شود و فقر درآمدی ممکن است به‌تنهایی نتواند انگیزه نهایی برای سیاست فقرزدا باشد. با وجود اهمیت بیشتر رابطه‌های ابزاری، این رابطه‌ها نمی‌توانند درک اساسی از ماهیت و ویژگی‌های فقر به‌دست دهند (محمودی و صمیمی‌فر، ۱۳۸۴: ۷). از این‌رو، مؤسسه توسعه انسانی و فقر دانشگاه آکسفورد با همکاری برنامه توسعه سازمان ملل، شاخص فقر چند بعدی (MPI) را در سال ۲۰۱۰ ارائه دادند و نخستین دور محاسبه شاخص توسط آلکایر و فوستر در جولای ۲۰۱۰ و پس از آن توسط گزارش توسعه انسانی در نوامبر ۲۰۱۰ صورت گرفت.

در روش آلکایر و فوستر ترکیب محرومیت‌هایی که یک خانوار از آن رنج می‌برد، مشخص می‌شود و افراد فقیر را با استفاده از آستانه‌های محرومیت و فقر شناسایی می‌کنند. روش ارائه شده توسط آلکایر و فوستر روش انعطاف‌پذیری است که با استفاده از آن می‌توان ابعاد و زیرشاخص‌های مختلفی را برای سنجش فقر در نظر گرفت. روش فوق برای سنجش فقر در سطح ملی، منطقه‌ای و بین‌المللی طراحی شده است. همچنین از روش آلکایر و فوستر می‌توان برای نظارت بر کارآمدی برنامه‌های توسعه در طول زمان استفاده کرد. یکی از ویژگی‌های منحصر به فرد روش آلکایر و فوستر این است که درصد افراد فقیر و مجموعه محرومیت‌هایی را که هر فرد یا خانواده با آنها روبه‌رو است محاسبه می‌کند. این ویژگی مزیت‌های مهمی برای این روش ایجاد می‌کند. اول آنکه شاخص فقر می‌تواند شدت فقر یا به عبارت دیگر مجموع وزنی محرومیت‌هایی را که هر فرد تجربه می‌کند نشان دهد؛ و دوم آنکه در این روش می‌توان شاخص فقر چند بعدی را به منطقه یا گروه اجتماعی خاصی تجزیه کرد. با وجود اینکه شاخص فقر چند بعدی به روش آلکایر و فوستر نسبت به سایر روش‌ها دارای مزایای زیادی است ولی نباید از معایبی که دارد، غفلت کرد. شاخص فقر چند بعدی از داده‌هایی استفاده می‌کند که از نظرسنجی خانوارها به دست می‌آیند و تمام داده‌ها باید از یک نظرسنجی استخراج شوند. بنابراین، با توجه به محدودیت‌های موجود در دسترسی به داده‌ها، انتخاب ابعاد مناسب اهمیت بسیاری دارد. محدودیت‌های موجود در داده‌ها، ابعاد و زیرشاخص‌ها محاسبه شاخص فقر چند بعدی را با محدودیت‌های بسیاری روبه‌رو می‌کند. همچنین، جمع‌آوری اطلاعات طی سال‌های مختلفی صورت می‌گیرد که ممکن است مقایسه بین شاخص فقر چند بعدی بین کشورها را با مشکل روبه‌رو کند. علاوه بر این، در تعریف برخی از زیرشاخص‌ها مانند تغذیه اختلاف نظر وجود دارد. همچنین،

1. Foster, Greer & Thorbecke

ممکن است برخی کشورها فاقد بیش از یک زیرشاخص برای محاسبه شاخص مذکور باشند. بنابراین، محاسبه این شاخص نمی‌تواند موقعیت هر کشور در رده‌بندی بین‌المللی را به‌طور دقیق مشخص کند.

در قسمت بعدی به بررسی ابعاد، زیرشاخص‌ها و اهمیتی که هر یک از ابعاد در تعیین افراد فقیر دارند پرداخته می‌شود.

۳-۱- ابعاد، زیرشاخص‌ها و وزن‌ها

آلکایر برای شناسایی افراد محروم سه بعد سلامت، آموزش و استاندارد زندگی را در نظر می‌گیرد. هر بعد شامل چند زیرشاخص است. هشت زیرشاخص از بین ده زیرشاخص مطابق با اهداف توسعه هزاره هستند. بعد سلامت شامل دو زیرشاخص "تغذیه" و "مرگ و میر کودکان"؛ بعد آموزش شامل زیرشاخص‌های "سال‌های تحصیل" و "حضور فرزند در مدرسه" و بعد استاندارد زندگی نیز شامل زیرشاخص‌های "سوخت پخت و پز"، "دفع فاضلاب"، "دسترسی به آب آشامیدنی سالم"، "برق"، "کفپوش اتاق" و "تملک برخی دارایی‌ها" است.

برای نشان دادن اهمیت نسبی هر یک از ابعاد و زیرشاخص‌ها در تعیین افراد فقیر به آنها وزنی متناسب با میزان اهمیت آنها داده می‌شود. هر یک از سه بعد سلامت، آموزش و استاندارد زندگی وزن ۱/۳ دارند. زیرشاخص‌های هر بعد نیز وزن برابری دارند. بنابراین، هر یک از زیرشاخص‌های بعد سلامت و آموزش وزنی برابر ۱/۶ و هر یک از زیرشاخص‌های بعد استاندارد زندگی وزنی معادل با ۱/۱۸ (۶ ÷ ۱/۳) دارند. در صورتی که در محاسبه شاخص فقر چند بعدی زیرشاخص‌های کمتری در نظر گرفته شوند، وزن‌ها متفاوت خواهند بود.

به‌عنوان مثال، اگر در کشوری به‌دلیل محدودیت در جمع‌آوری داده‌ها اطلاعات مربوط به یکی از زیرشاخص‌های استاندارد زندگی در دسترس نباشد، در این صورت هر یک از چهار زیرشاخص بعدهای سلامت و آموزش وزنی معادل با ۱/۶ و هر یک از زیرشاخص‌های بعد استاندارد زندگی وزنی برابر با ۱/۱۵ (۵ ÷ ۱/۳) را به خود اختصاص می‌دهند.

به‌طور مشابه، اگر اطلاعات مربوط به یکی از زیرشاخص‌های بعد آموزش موجود نباشد، در این صورت هر یک از زیرشاخص‌های بعد سلامت وزنی معادل با ۱/۶، هر یک از زیرشاخص‌های بعد استاندارد زندگی وزنی برابر با ۱/۱۸ و زیرشاخص بعد آموزش وزن ۱/۳ را به خود اختصاص می‌دهند. در جدول ۱، جزئیات ۱۰ زیرشاخص، آستانه‌های محرومیت و همچنین وزن هر یک از زیرشاخص‌ها آورده شده است.

جدول ۱. ابعاد، زیرشاخص‌ها و وزن‌ها در شاخص فقر چند بعدی

ابعاد	زیرشاخص	محروم است اگر...	وزن
آموزش	سال‌های تحصیل	هیچ یک از اعضای خانوار ۵ سال تحصیل را به اتمام نرسانده باشد.	۱/۶
	حضور فرزند در مدرسه	هیچ یک از فرزندان در سن مدرسه، در سال‌های ۱ تا ۸ در مدرسه حضور نداشته باشد.	۱/۶
سلامت	مرگ و میر	هر کودکی که در خانوار فوت کرده باشد.	۱/۶
	تغذیه	تغذیه هر بزرگسال و کودکی که برای آنها اطلاعات تغذیه وجود داشته باشد که سوء تغذیه دارند.	۱/۶
استاندارد زندگی	برق	خانواری که برق نداشته باشد.	۱/۱۸
	فاضلاب	سیستم فاضلاب خانوار بهبود نیافته باشد (با توجه به دستورالعمل‌های MDG)، یا اگر بهبود یافته باشد با خانوارهای دیگر مشترک باشد.	۱/۱۸
	آب	خانوار به آب آشامیدنی سالم دسترسی نداشته باشد (با توجه به دستورالعمل‌های MDG) یا آب آشامیدنی سالم بیش از ۳۰ دقیقه پیاده‌روی در رفت و برگشت به خانه فاصله داشته باشد.	۱/۱۸
	کف پوش	کف پوش خانه از خاک، شن و ماسه یا کود باشد.	
	سوخت پخت و پز	سوخت پخت و پز با سرگین، چوب یا کربن باشد.	۱/۱۸
	تملک دارایی	خانوار حداکثر یکی از دارایی‌های زیر را در تملک خود داشته باشد: رادیو، تلویزیون، تلفن، دوچرخه، موتور، یخچال یا ماشین یا کامیون نداشته باشد.	۱/۱۸
			۱/۱۸

مأخذ: آلکایر و همکاران (۲۰۱۵)

٤- روش تحقیق

چنانچه گفته شد در این مقاله شاخص فقر چند بعدی به روش آلکایر و فوستر محاسبه می‌شود. این روش شامل دو مرحله است. در مرحله اول شناسایی افراد فقیر و در گام بعدی تجمیع افراد فقیر به منظور محاسبه شاخص برای کل جامعه صورت می‌گیرد. محاسبه شاخص فقر چند بعدی با استفاده از ماتریس X با ابعاد n×d صورت می‌گیرد. n تعداد افراد و d ابعاد مورد نظر هستند. در این صورت، عنصر x_{ij} در ماتریس X میزان دسترسی فرد i را در بعد j نشان می‌دهد. برای هر یک از ابعاد یک آستانه محرومیت به صورت z_j در نظر گرفته می‌شود. بنابراین آستانه محرومیت Z حداقل میزان دسترسی لازم برای فرد در هر بعد را نشان می‌دهد تا در صورت دسترسی به آن غیرمحروم در نظر گرفته شود. اگر میزان دسترسی فرد در بعد j از آستانه محرومیت مرتبط با آن (z_j) کمتر باشد فرد در آن بعد محروم است و اگر میزان دسترسی فرد حداقل به اندازه آستانه محرومیت باشد فرد در آن بعد محروم نیست.

ماتریس محرومیت $g_0=[g_{ij}]$ نشان دهنده افراد محروم در هر بعد است. به ازای مقادیر معین X، ماتریس محرومیت g_0 متشکل از اعداد صفر و یک است. هر عنصری از ماتریس X که از آستانه محرومیت مربوط به آن (z_j) کمتر باشد، فرد در آن بعد محروم است و در ماتریس محرومیت با یک ($g_{ij}^0 = 1$) مشخص می‌شود و هر عنصری که از آستانه محرومیت مربوط به آن کمتر نباشد، فرد در آن بعد محروم نیست و در ماتریس محرومیت با صفر ($g_{ij}^0 = 0$) مشخص می‌شود. بنابراین سطر iام ماتریس محرومیت g_{i0}، بردار محرومیت‌های فرد i در همه ابعاد و بردار ستونی g_{j0} نیز کل افراد محروم در هر بعد را نشان می‌دهد.

بردار وزن w نیز نشان دهنده اهمیت نسبی هر یک از ابعاد است. اگر ابعاد اهمیت نسبی یکسانی داشته باشند وزن یکسانی به آنها تعلق می‌گیرد و اگر بعدی اهمیت بیشتری در تعیین افراد فقیر داشته باشد وزن بیشتری را به خود اختصاص می‌دهد. جمع وزن‌ها نیز باید برابر یک باشد. نمره محرومیت هر فرد نیز از جمع وزنی محرومیت‌های وی به دست می‌آید. نمره محرومیت هر فرد با افزایش محرومیت وی افزایش یافته و زمانی که فرد در همه ابعاد محروم باشد به حداکثر مقدار خود می‌رسد و اگر فردی در هیچ یک از ابعاد محروم نباشد نمره محرومیت وی صفر خواهد بود.

پس از تعیین میزان محرومیت افراد، شناسایی افراد فقیر با استفاده از آستانه فقر k و تابع شناسایی ρ_k صورت می‌گیرد. آستانه فقر حداقل نمره محرومیت لازم برای تعیین فرد فقیر است. تابع شناسایی $\rho : R_+^d \times R_{++}^d \to \{0,1\}$ فرد فقیر را در جامعه X و با توجه به آستانه محرومیت z، وزن w و آستانه فقر k مشخص می‌کند. در این رابطه $x_i \in R_+^d$ و $z \in R_{++}^d$ می‌باشند. اگر فرد i فقیر باشد، تابع شناسایی طبق رابطه (۱) برابر با یک و اگر شخص فقیر نباشد، تابع شناسایی صفر خواهد بود:

(۱)

$$\begin{cases} \rho_k(x_i;z)=1 & \text{اگر } c_i \geq k \Rightarrow \text{فرد i فقیر است} \\ \rho_k(x_i;z)=0 & \text{اگر } c_i < k \Rightarrow \text{فرد i فقیر نیست} \end{cases}$$

پس از شناسایی افراد فقیر برای محاسبه شاخص فقر از ماتریس محرومیت حذفی $g^0(k)$ استفاده می‌شود. ماتریس محرومیت حذفی $g^0(k)$ از ماتریس محرومیت g0 و بر اساس رابطه $g_{ij}^0(k) = g_{ij}^0 \times \rho_k(x_{i.};z)$ به دست می‌آید. بدین ترتیب که هر عنصر ماتریس محرومیت حذفی حاصل ضرب عنصر متناظر در ماتریس محرومیت در تابع شناسایی است. بنابراین اگر فردی فقیر باشد و تابع شناسایی وی برابر با $\rho_k(x_i;z)=1$ باشد وضعیت محرومیت وی بدون تغییر باقی مانده و اطلاعات محرومیت وی حفظ می‌شود و در صورتی که فردی فقیر نباشد با تابع شناسایی $\rho_k(x_i;z)=0$ اطلاعات وی حذف خواهد شد. بنابراین، شاخص فقر چند بعدی از اطلاعات افراد فقیر استفاده می‌کند و اطلاعات افراد محرومی را که فقیر نیستند در نظر نمی‌گیرد. بردار نمره محرومیت‌های حذفی $c_i(k)$ نیز از ماتریس محرومیت حذفی طبق رابطه $c_i(k) = \sum_{j=1}^{d} w_j g_{ij}^0(k)$ به دست می‌آید. در صورتی که نمره محرومیت فرد از آستانه فقر بیشتر باشد نمره محرومیت حذفی وی با نمره محرومیت وی برابر خواهد بود و اگر نمره محرومیت فرد از آستانه فقر کمتر باشد نمره محرومیت حذفی وی به صورت رابطه (۲) برابر صفر است:

(۲)

$$\begin{cases} c_i(k)=c_i & \text{اگر } c_i \geq k \\ c_i(k)=0 & \text{اگر } c_i < K \end{cases}$$

پس از شناسایی افراد فقیر، می‌توان شاخص فقر چند بعدی را از طریق میانگین ماتریس محرومیت حذفی یا همچنین از تقسیم جمع وزنی افراد فقیر بر تعداد جمعیت کل در ابعاد مورد نظر

طبق رابطه (۳) به دست آورد:

(۳)

$$MPI = \mu(c(k)) = \frac{1}{n} \times \sum_{i=1}^{n} c_i(k)$$

۴-۱- وسعت و شدت فقر

می‌توان شاخص فقر چند بعدی را از ترکیب وسعت و شدت فقر نیز به دست آورد. نسبت سرشمار چند بعدی H[1] که به صورت نسبت افراد فقیر به کل جمعیت تعریف می‌شود و وسعت فقر را نشان می‌دهد و شدت فقر A، میانگین میزان محرومیت افراد فقیر است. در این صورت شاخص فقر چند بعدی (MPI) از رابطه (۴) به‌دست می‌آید:

(۴)

$$MPI = H \times A = \frac{q}{n} \times \frac{1}{q} \sum_{i=1}^{q} c_i(k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} c_i(k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{d} w_j g_{ij}^0$$

در این رابطه، q تعداد افراد فقیر، n کل جمعیت و $c_i(k)$ میزان محرومیت پنهانی فرد i است. از آنجایی که شاخص فقر چند بعدی حاوی اطلاعاتی است که وسعت و شدت فقر را نشان می‌دهد به آن نسبت سرشمار تعدیل شده (M_0) نیز گفته می‌شود.

یکی از ویژگی‌های مهم شاخص فقر چند بعدی این است که می‌توان آن را برای زیرگروه‌های جمعیتی مانند مناطق طراحی کرد. در این صورت اگر دو زیر گروه جمعیت شهری و جمعیت روستایی داشته باشیم شاخص فقر چند بعدی کل از جمع وزنی شاخص‌های فقر چند بعدی زیرگروه‌های جمعیتی به دست می‌آید. در این صورت، وزن‌ها نسبت جمعیت زیرگروه مورد نظر به جمعیت کل است (آلکایر و فوستر، ۲۰۱۱: ۴۸۰). سهم اثرگذاری فقر هر زیر گروه جمعیتی در شاخص فقر چند بعدی کل نیز با استفاده نسبت وزنی شاخص فقر چند بعدی آن زیر گروه به شاخص فقر چند بعدی کل به دست می‌آید. بر این اساس، اگر اثرگذاری گروه مورد نظر در شاخص فقر کل از نسبت جمعیت گروه به کل کشور یا استان مورد نظر بیشتر باشد، در این صورت میزان فقر گروه مذکور از متوسط کل بیشتر خواهد بود (آلکایر و همکاران، ۲۰۱۱: ۶).

علاوه بر این، می‌توان پس از محاسبه شاخص، سهم هر یک از ابعاد و زیرشاخص‌ها را در مقدار شاخص فقر چند بعدی مشخص کرد. این ویژگی ترکیب فقر چند بعدی را نشان می‌دهد. بدین منظور می‌توان شاخص فقر چند بعدی را از جمع وزنی نسبت سرشمار پنهانی در هر زیرشاخص به دست آورد. نسبت سرشمار پنهانی هر زیرشاخص خاص نیز از تقسیم مجموع افراد فقیری که در آن زیرشاخص محروم هستند بر کل جمعیت به دست می‌آید. علاوه بر این، می‌توان سهم درصدی هر زیرشاخص به شاخص فقر کل را محاسبه کرد. در صورتی که سهم افراد فقیر از شاخص خاصی به طور گسترده‌ای بیشتر از وزن آن باشد، این امر نشان می‌دهد که محرومیت نسبی بالا در این شاخص در کشور وجود دارد. افراد فقیر در این شاخص نسبت به شاخص‌های دیگر محروم‌تر هستند. مجموع سهم تمامی شاخص‌ها برابر ۱۰۰ درصد است.

۴-۲- تغییرات طی دوره زمانی

برای بررسی میزان تغییرات در نسبت سرشمار چند بعدی، میانگین محرومیت و همچنین شاخص فقر چند بعدی می‌توان از تغییرات مطلق و نسبی استفاده کرد. میزان تغییرات مطلق به صورت تفاوت در سطوح بین دو دوره و تغییرات نسبی به صورت تفاوت بین سطوح دو دوره به عنوان درصدی از دوره اولیه به دست می‌آید. بر اساس رابطه (۵)، تغییرات مطلق شاخص فقر چند بعدی طی دوره t^1 و t^2 برابر است با:

(۵)

$$\Delta MPI = MPI(X_{t^2}) - MPI(X_{t^1})$$

و به‌طور مشابه برای تغییرات مطلق در نسبت سرشمار و میانگین محرومیت می‌توان از روابط (۶) و (۷) استفاده کرد:

(۶)

$$\Delta H = H(X_{t^2}) - H(X_{t^1})$$

(۷)

$$\Delta A = A(X_{t^2}) - A(X_{t^1})$$

تغییرات نسبی شاخص فقر چند بعدی نیز به صورت رابطه (۸) به دست می‌آید:

(۸)

$$\delta MPI = \frac{MPI(X_{t^2}) - MPI(X_{t^2})}{MPI(X_{t^1})}$$

تغییرات نسبی نسبت سرشمار و میانگین محرومیت نیز به‌طور مشابه به دست می‌آیند.

۴-۳- روش شناسی محاسبه شاخص چند بعدی

1. Multidimensional Headcount Ratio

فقر در ایران

برای محاسبه شاخص چند بعدی فقر در ایران از داده‌های خام هزینه و درآمد خانوار که در فاصله سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۸ توسط مرکز آمار ایران گردآوری شده، استفاده شده است. داده‌های هزینه و درآمد خانوار در این سال‌ها شامل ۷۱۰۲۷۱ نفر در قالب ۱۶۰۳۲۹ خانوار می‌باشد که ۳۴۰۷۹۸ نفر آن در مناطق شهری و ۳۶۹۴۷۳ نفر آن در مناطق روستایی هستند. این نکته قابل ذکر است که افرادی که فاقد تمامی اطلاعات در تمامی ابعاد بودند حذف شدند.

در این مجموعه داده‌های خام، اطلاعات مربوط به دو بعد آموزش و استانداردهای زندگی موجود می‌باشد. هشت زیرشاخص موجود این دو بعد عبارتند از: سال‌های تحصیل، حضور فرزند در مدرسه، برق، حمام، آب، مصالح بنا، سوخت پخت و پز و تملک دارایی.

در بعد آموزش و زیرشاخص سال‌های تحصیل اگر در خانواری حداقل یک نفر دارای پنج سال تحصیل باشد تمامی اعضای خانوار غیرمحروم در نظر گرفته شدند. از این‌رو، افرادی که تحصیلات خود را در سطح پایه پنجم نهضت سوادآموزی تمام نکرده باشند و همچنین افرادی که وضعیت گواهی‌نامه آنها مشخص نباشد محروم در نظر گرفته شدند. علاوه بر این افرادی که دارای تحصیلات غیررسمی هستند در این زیرشاخص محروم هستند. در زیرشاخص حضور فرزند در مدرسه اگر فرزندانی که در سنین مدرسه (فرزندان ۷ الی ۱۵ سال) قرار دارند در کلاس‌های اول تا هشتم در مدرسه حضور نیافته باشند تمام اعضای خانواده محروم در نظر گرفته شدند.

در بعد استانداردهای زندگی، برای زیرشاخص برق عدم دسترسی به برق و برای زیرشاخص محیط مناسب بهداشتی، عدم دسترسی به حمام ملاک محرومیت در نظر گرفته شدند. در زیرشاخص سوخت پخت و پز، اگر سوخت پخت و پز خانوار از هیزم و زغال، سوخت حیوانی و زغال سنگ باشد خانوار محروم در نظر گرفته شده است. در زیرشاخص کفپوش خانه، مصالح عمده بنای محل سکونت در نظر گرفته شد. اگر بنای ساختمان از خشت و چوب یا خشت و گل باشد خانوار در این زیرشاخص محروم است. در رابطه با تملک دارایی اگر خانوار از بین رادیو، تلوزیون، تلفن، یخچال، دوچرخه و موتور دو دارایی داشته باشد محروم نیست. علاوه بر این، اگر خانوار ماشین یا کامیون داشته باشد در صورتی که هیچ یک از دارایی‌های مذکور (رادیو، تلوزیون، تلفن، یخچال، دوچرخه و موتور) را نداشته باشد محروم در نظر گرفته نمی‌شود.

در محاسبه شاخص فقر چند بعدی باید از اطلاعات جمع‌آوری شده از یک پرسشنامه استفاده کرد. بنابراین اگر اطلاعات زیرشاخصی در دسترس نباشد می‌توان اطلاعات متناسب دیگری را جایگزین کرد.

جدول ۲. ابعاد، زیرشاخص‌ها، آستانه‌های محرومیت و وزن‌ها برای محاسبه شاخص فقر چند بعدی ایران

ابعاد	زیرشاخص‌ها	محروم است اگر...	وزن
آموزش	سال‌های تحصیل	هیچ یک از اعضای خانواده ۵ سال تحصیل را به اتمام نرسانده باشد.	۱/۶
	حضور فرزند در مدرسه	هیچ یک از فرزندان در سن مدرسه، در سال‌های ۱ تا ۸ در مدرسه حضور نداشته باشد.	۱/۶
سلامت	بیمه درمانی	اعضای خانوار بیمه درمانی نداشته باشند.	۱/۳
استاندارد زندگی	برق	عدم دسترسی به برق	۱/۱۸
	حمام	عدم دسترسی به حمام	۱/۱۸
	آب	عدم دسترسی به آب لوله‌کشی	۱/۱۸
	مصالح بنا	مصالح بنای ساختمان از خشت و چوب یا خشت و گل باشد.	۱/۱۸
	سوخت پخت و پز	سوخت پخت و پز خانوار هیزم و زغال، سوخت حیوانی و زغال سنگ باشد.	۱/۱۸
	تملک دارایی	خانوار حداکثر یکی از دارایی‌های زیر را در تملک خود داشته باشد: رادیو، تلویزیون، تلفن، دوچرخه، موتور، یخچال و ماشین یا کامیون نداشته باشد.	۱/۱۸

مأخذ: تدوین تحقیق

به عنوان مثال در کلمبیا به دلیل فقدان اطلاعات مربوط به تغذیه و مرگ و میر کودکان، زیرشاخص بیمه سلامت جایگزین این دو زیرشاخص شده است. در این صورت اگر فرد به خدمات بیمه سلامت دسترسی نداشته باشد محروم در نظر گرفته شده است. همچنین در مکزیک دسترسی به بیمه سلامت عمومی یا خصوصی و همچنین خدمات درمانی جایگزین شده است. از آنجایی که در داده‌های خام هزینه و درآمد خانوار ایران نیز اطلاعات مربوط به بعد سلامت و دو زیرشاخص مرگ و میر کودکان و تغذیه موجود نیست، از این‌رو برای بررسی محرومیت خانوار در این بعد دسترسی به بیمه

درمانی جایگزین این دو زیرشاخص گردید. بنابراین در مجموع برای محاسبه شاخص فقر چند بعدی در ایران از ۹ زیرشاخص سال‌های تحصیل، حضور فرزند در مدرسه، دسترسی به بیمه درمانی، دسترسی به برق، دسترسی به حمام، دسترسی به آب، مصالح بنای ساختمان، دسترسی به سوخت پخت و پز و تملک دارایی در نظر گرفته شدند. جدول ۲، جزئیات ابعاد، زیرشاخص‌ها و وزن‌های مربوط به هر یک از آنها را که در محاسبه شاخص فقر چند بعدی ایران در نظر گرفته شدند نشان می‌دهد.

۴-۴- برنامه‌های پنج ساله توسعه

از زمان پیروزی انقلاب اسلامی تاکنون، سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان در قالب برنامه‌های توسعه، اهدافی نظیر تحقق عدالت اجتماعی از طریق کاهش فقر و بهبود توزیع درآمد را مدنظر قرار داده‌اند. برخی مواد قانونی این برنامه‌ها به‌طور مستقیم ابعاد و زیرشاخص‌های شاخص فقر چند بعدی را مورد هدف قرار داده‌اند و در برخی مواد قانونی اجرای برنامه به‌طور غیر مستقیم سبب بهبود وضعیت زیرشاخص‌ها شده است. در بررسی حاضر، عملکرد برنامه‌های پنج ساله توسعه (اول، دوم و سوم، چهارم و پنجم پس از انقلاب) در کاهش فقر چند بعدی، مورد بازبینی قرار گرفته است.

از برنامه اول توسعه به بعد آموزش، سلامت و همچنین استانداردهای زندگی توجه شده است. در تبصره ۶ برنامه و در بند «ح» آن تحت پوشش آموزش قرار دادن کلیه افراد واجب‌التعلیم در بخش‌های محروم و همچنین ایجاد و گسترش مدارس شبانه‌روزی در مقاطع مختلف و مدارس بیان شده است. در تبصره ۱۴ نیز دولت موظف شده است اقدامات لازم جهت تغییر بنیادی نظام آموزش و پرورش را به عمل آورد. علاوه بر این در بند خط مشی‌ها، گسترش کمّی و ارتقاء کیفی فرهنگ عمومی، تعلیم و تربیت و علوم و فنون در جامعه با توجه خاص نسبت به نسل جوان از طریق فراهم آوردن مقدمات و زمینه لازم برای طراحی تفصیلی و اجرای نظام جدید آموزش و پرورش و همچنین ایجاد امکانات آموزشی لازم برای تمامی کودکان لازم‌التعلیم و توسعه فضای آموزشی متناسب با رشد دانش‌آموز و ایجاد امکانات آموزشی و پرورشی لازم و تربیت نیروهای کافی برای تمامی مقاطع به ویژه‌کودکان لازم‌التعلیم با اولویت روستاها و در نهایت اولویت دادن به ریشه‌کنی بی‌سوادی در اقشار مولد ذکر شده است. در بعد استاندارد زندگی و به‌ویژه در زیرشاخص سوخت، جانشین نمودن بیشترین مقدار از گاز طبیعی به جای فراورده‌های نفتی و سایر سوخت‌های انرژی‌زا و توزیع گاز به ترتیب برای مصارف نیروگاه‌ها، صنایع، تجاری و خانگی با اولویت مناطق پرمصرف کشور، مناطق سردسیر و نواحی نزدیک مورد توجه قرار گرفته است. در بعد سلامت و زیرشاخص بیمه درمانی نیز تلاش در جهت تأمین قسط اسلامی و عدالت اجتماعی از طریق تعمیم بیمه‌های اجتماعی با اولویت روستائیان، عشایر و گروه‌های آسیب‌پذیر بیان شده است.

در برنامه دوم توسعه به منظور توسعه روستاهای محروم و ایجاد تعادل‌های منطقه‌ای در روستاها در طول برنامه، اقداماتی از جمله انجام طرح‌های عمرانی در زمینه برق‌رسانی، بهداشت و آبرسانی، فضاهای آموزشی در روستاهای محروم با اولویت اتمام طرح‌های نیمه تمام برنامه اول در دستور کار قرار گرفته است. توسعه فعالیت‌های تولیدی و اشتغال و خود اشتغالی در روستاهای محروم از طریق پرداخت مابه‌التفاوت کارمزد و سود مورد انتظار بانک در امور آب، مسکن و امور اجتماعی و پیش‌بینی آنها در بودجه سنواتی و همچنین رعایت اولویت در انتخاب و اجرای طرح‌های امور اجتماعی، زیربنائی و اشتغال‌زا برای روستاهای محروم و در نهایت احداث فضاهای چند منظوره فرهنگی، آموزشی، تربیتی، هنری و ورزشی در مراکز جمعیتی نقاط محروم کشور از دیگر موارد است. در برنامه دوم توسعه دولت موظف شده است تمهیدات لازم را برای اجباری کردن شرکت کودکان لازم‌التعلیم در آموزش اجباری و شرکت بی‌سوادان کمتر از ۴۰ سال در دوره‌های سوادآموزی فراهم آورد. از خط مشی‌های اساسی برنامه دوم توسعه تلاش در جهت تحقق عدالت اجتماعی بوده است. بدین منظور تعمیم، گسترش و بهبود نظام تأمین اجتماعی به وسیله تأمین منابع از محل بودجه عمومی به‌منظور پرداخت مستمری به اقشار نیازمند، زنان و کودکان بی‌سرپرست و معلولین، توسعه بیمه‌های اجتماعی و قرار دادن همه اقشار مردم تحت پوشش بیمه خدمات درمانی تا آخر برنامه دوم و پرداخت سهم سرانه دولت مطابق ضوابط قانون بیمه خدمات درمانی در دستور کار قرار گرفته است. علاوه بر این، عنایت به مناطق محروم و روستاها با اولویت اشتغال، بهداشت و آموزش، تولید و عمران و همچنین تحت پوشش قرار دادن کلیه کودکان و نوجوانان لازم‌التعلیم و تقویت آموزش‌های عمومی، تأمین بهداشت عمومی و گسترش بیمه همگانی منظور شده است. علاوه بر این، سعی در جهت‌دهی و هدایت سهم عمده منابع مالی به

بخش‌های اجتماعی شامل آموزش عمومی، بهداشت و درمان و سایر موارد نیز در دستور کار قرار گرفته است. علاوه بر این، در برنامه دوم توسعه به منظور ارتقای زیرشاخص‌های بعد استاندارد زندگی به منظور تشویق مردم برای وصل انشعابات فاضلاب اماکن مسکونی، سالیانه مبلغی به عنوان تسهیلات بانکی با صرف حداقل کارمزد، از طریق بانک‌ها تخصیص می‌یابد تا با معرفی شرکت‌های آب و فاضلاب استان‌ها به متقاضیان پرداخت گردد. همچنین دولت موظف شده است حداکثر تا پایان برنامه دوم توسعه روستاهای استان‌های گرمسیری را برق‌رسانی و شهرهای سردسیر و روستاهای تا شعاع پنج کیلومتری خط انتقال را گاز رسانی نماید. در برنامه سوم توسعه به منظور ارتقای زیرشاخص‌های بعد آموزش چنانچه در ماده ۱۴۳ آمده است، دولت موظف شده است به گونه‌ای برنامه‌ریزی و اقدام نماید که تبعیض بین مناطق شهری و روستایی نباشد و برای ورود دانش آموزان از ابتدائی به راهنمائی و متوسطه امکانات لازم فراهم گردد. همچنین هزینه تغذیه شبانه‌روزی دانش آموزان در مدارس شبانه‌روزی و سرویس ایاب و ذهاب هر هفته یک بار آنها به روستاها و مدارس و سایر هزینه‌های لازم در بودجه‌های سنواتی دیده شود.

در برنامه سوم توسعه و بر اساس ماده ۳۶، به منظور توسعه عدالت اجتماعی، نظام تأمین اجتماعی با هدف حمایت از اقشار مختلف جامعه در برابر رویدادهای اقتصادی، اجتماعی و طبیعی و پیامدهای آن از نظر بازنشستگی، بیکاری، پیری، از کارافتادگی، بی‌سرپرستی، در راه ماندگی، حوادث و سوانح و ناتوانی‌های جسمی، ذهنی، روانی و نیاز به خدمات بهداشتی درمانی و مراقبت‌های پزشکی به صورت بیمه‌ای و غیر آن (حمایتی و امدادی) حقی است همگانی و دولت مکلف است طبق قوانین، خدمات و حمایت‌های مالی فوق را برای یکایک افراد کشور تأمین کند. بر اساس ماده ۳۷ این برنامه فعالیت‌های بیمه‌ای در دو بخش همگانی و مکمل انجام می‌شود، به طوری که خدمات بیمه همگانی که با مشارکت بیمه شده، کارفرما (در صورت وجود کارفرما) و دولت (حسب تکالیف قانونی آن) تأمین می‌گردد شامل بیمه درمان، بازنشستگی، از کارافتادگی، بازماندگان و بیکاری است که کلیه بیمه‌شدگان از آن بهره‌مند خواهند شد. در بخش مکمل، بیمه‌های تأمین اجتماعی شامل خدماتی است که سطح بالاتری از خدمات بیمه همگانی را در بر می‌گیرد یا خدمات جدیدی را ارائه می‌کند یا هزینه بیشتری نسبت به تعهد بیمه همگانی تأمین می‌نماید. این بخش از خدمات بیمه‌ای بر اساس توافق بیمه‌شدگان و بیمه‌گر و با تعهد پرداخت هزینه توسط بیمه شده فعالیت نموده و گسترش می‌یابد.

در این مجموعه برنامه به منظور عمران شهری و توسعه و عمران روستایی و بر اساس ماده ۱۳۷، دولت موظف شده است همه ساله اعتبارات خاصی را پیش‌بینی نماید تا پس از پایان برنامه سوم، کلیه روستاهای بالای بیست خانوار از راه مناسب، مدرسه، آب شرب بهداشتی، برق و تلفن برخوردار باشند، اجرای این ماده سبب بهبود وضعیت خانوارها در ابعاد آموزش و استاندارد زندگی می‌شود.

در برنامه چهارم توسعه و بر اساس ماده ۵۲، در بعد آموزش دولت موظف شده است به‌منظور تضمین دسترسی به فرصت‌های برابر آموزشی به‌ویژه در مناطق کمتر توسعه یافته، گسترش دانش، مهارت و ارتقاء بهره‌وری سرمایه‌های انسانی و توسعه کمّی و کیفی آموزش عمومی اقدام‌هایی را به انجام برساند. از آن جمله، توسعه زمینه‌های لازم برای اجرای برنامه آموزش برای همه و اجباری کردن آموزش تا پایان دوره راهنمایی، به تناسب تأمین امکانات و به‌تدریج در مناطقی که آموزش و پرورش اعلام می‌کند به‌طوری که در پایان برنامه چهارم این امر محقق گردد و علاوه بر تأمین اعتبارات عمومی بخش آموزش، نسبت به اتخاذ تدابیر لازم به‌منظور توسعه استقلال مالی، مدیریتی و اجرائی واحدهای آموزشی (مدارس)، در جهت استفاده هر چه بیشتر از سرمایه و توان اجرایی بخش غیردولتی، در توسعه ظرفیت‌ها و ارتقاء بهره‌وری آنها اقدام نماید. علاوه بر این، تدوین و اجرای طرح راهبردی سوادآموزی کشور، با در نظر گرفتن شرایط جغرافیائی، زیستی، اجتماعی و فرهنگی مناطق مختلف کشور با رویکرد جلب مشارکت‌های مردمی و سازمان‌های غیردولتی به‌طوری که تا پایان برنامه چهارم، باسوادی افراد حداقل زیر سی سال به طور کامل تحقق یابد. همچنین، به‌منظور بهبود بعد آموزش و برای رفع محرومیت آموزشی فراهم کردن امکانات مناسب از طریق گسترش مدارس شبانه‌روزی، روستا مرکزی و خوابگاه‌های مرکزی، آموزش از راه دور و رسانه‌ای و تأمین تغذیه، آمد و شد و بهداشت دانش‌آموزان و سایر هزینه‌های مربوط به مدارس شبانه‌روزی و نیز ایجاد و گسترش اماکن و فضاهای آموزشی، پرورشی و ورزشی به تناسب جنسیت و تهیه و اجرای برنامه‌های لازم برای گسترش آموزش پیش‌دبستانی و آمادگی به‌ویژه در مناطق دوزبانه در دستور کار قرار گرفته است.

در ارتباط با بعد سلامت در ماده ۹۱، به‌منظور افزایش

اثربخش نظام ارائه خدمات سلامت در کشور و تقویت و توسعه نظام بیمه خدمات درمانی، اقداماتی منظور شده است. اول آنکه کلیه شرکت‌های بیمه تجاری و غیرتجاری صرفاً با رعایت قوانین و مقررات شورای عالی بیمه خدمات درمانی مجاز به ارائه خدمات بیمه پایه و مکمل می‌باشند. دوم آنکه تا پایان برنامه چهارم شورای عالی بیمه خدمات درمانی تمهیدات لازم جهت استقرار بیمه سلامت با محوریت پزشکی خانواده و نظام ارجاع را فراهم نماید. در نهایت به‌منظور تعمیم عدالت در بهره‌مندی از خدمات بهداشتی درمانی، خدمات بیمه پایه درمانی روستائیان عشایری، معادل مناطق شهری تعریف و اجرا می‌شود. علاوه بر این، بر اساس ماده ۹۶، دولت مکلف شده است با توجه به استقرار سازمانی نظام جامع تأمین اجتماعی در برنامه چهارم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران؛ پوشش جمعیتی، خدمات و حمایت‌های مالی مورد نظر در اصل بیست و نهم (۲۹) قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران را طبق قوانین از محل درآمدهای عمومی و درآمدهای حاصل از مشارکت مردم، از طریق فعالیت‌های بیمه‌ای، حمایتی و امدادی به‌صورت تدریجی افزایش و به اجرا بگذارد. در این ماده قانونی، افزایش پوشش بیمه‌های اجتماعی با توجه خاص به روستائیان و عشایر و شاغلین شهری که تاکنون تحت پوشش نبوده‌اند منظور شده است، به‌نحوی که برنامه بیمه‌های اجتماعی روستائیان و عشایر، با مشارکت دولت و روستائیان و عشایر پس از تهیه و تصویب دولت از سال دوم برنامه چهارم، به اجرا گذاشته شود. علاوه بر این، پوشش کامل (صد درصد) جمعیتی از بیمه همگانی پایه خدمات درمانی در دستور کار قرار گرفته است.

بر اساس ماده ۳۰، در بعد استاندارد زندگی و به‌ویژه نوع اسکلت بنای ساختمان، دولت موظف شده است به‌منظور هویت بخشی به سیمای شهر و روستا، استحکام‌بخشی ساخت و سازها، دستیابی به توسعه پایدار و بهبود محیط زندگی در شهرها و روستاها، اقداماتی را در بخش‌های عمران شهری و روستایی و مسکن به‌عمل آورد که از جمله آن می‌توان به ارتقای شاخص‌های جمعیت تحت پوشش شبکه آب شهری و فاضلاب، احیای بافت‌های فرسوده و نامناسب شهری، ایمن‌سازی و مقاوم‌سازی ساختمان‌ها و شهرها، ارتقای شاخص بهسازی مسکن روستایی، دادن کمک‌های اعتباری و فنی برای بهسازی و نوسازی مسکن روستایی و حمایت از ایجاد کارگاه‌های تولید و عرضه مصالح ساختمانی و عرضه‌کنندگان خدمات فنی اشاره کرد.

در برنامه پنجم توسعه و بر اساس ماده ۱۹، وزارت آموزش و پرورش موظف است به منظور تضمین دسترسی به فرصت‌های عادلانه آموزشی به تناسب جنسیت و نیاز مناطق به‌ویژه در مناطق کمتر توسعه‌یافته و رفع محرومیت آموزشی، نسبت به آموزش از راه دور و رسانه‌ای و تأمین هزینه‌های تغذیه، رفت و آمد، بهداشت و سایر امور مربوط به مدارس شبانه‌روزی اقدام نماید.

در بعد سلامت و زیرشاخص بیمه بر اساس ماده ۳۸، این طور آمده است که لازم است به‌منظور توسعه کمّی و کیفی بیمه‌های سلامت، دستیابی به پوشش فراگیر و عادلانه خدمات سلامت و کاهش سهم مردم از هزینه‌های سلامت به سی درصد در طول برنامه اقداماتی انجام شود. بدین منظور دولت مکلف شده است ساز و کارهای لازم برای بیمه همگانی و اجباری پایه سلامت را تا پایان سال اول برنامه تعیین و ابلاغ نموده و زمینه‌های لازم را برای تحت پوشش قرار دادن آحاد جامعه فراهم نماید. همچنین بر اساس ماده ۴۲، دولت مجاز است خانواده‌هایی را که سرپرست آنها تحت پوشش هیچ‌گونه بیمه‌ای نیست، تحت پوشش مقررات عام تأمین اجتماعی قرار دهد.

در بعد استاندارد زندگی و بر اساس ماده ۱۷۱، شورای عالی شهرسازی و معماری ایران مکلف است نسبت به احصاء مناطق ویژه نیازمند بهسازی و نوسازی در بافت‌های فرسوده و دسته‌بندی طرح‌های واقع در این مناطق، اقدام نماید. همچنین، دستگاه‌های اجرائی ذی ربط موظفند به منظور افزایش بهره‌وری و استحصال زمین نسبت به احیاء بافت‌های فرسوده و نامناسب روستایی اقدام نمایند. وزارت مسکن و شهرسازی و شهرداری‌ها نیز موظفند با اعمال سیاست‌های تشویقی و در چارچوب قانون حمایت از احیای بافت‌های فرسوده از اقدامات بخش غیردولتی برای احیاء و بازسازی بافت‌های فرسوده در قالب بودجه مصوب حمایت نمایند. علاوه بر این، وزارت مسکن و شهرسازی و شهرداری‌ها موظفند هر سال در طول برنامه حداقل ده درصد (۱۰٪) از بافت‌های فرسوده شهری را احیاء و بازسازی نمایند. در جهت توسعه روستایی و بر اساس ماده ۱۹۴، دولت مکلف است به منظور بهبود وضعیت روستاها در زمینه ارتقای سطح درآمد و کیفیت زندگی روستائیان و کشاورزان و کاهش نابرابری‌های موجود بین جامعه روستایی، عشایری و جامعه شهری، حمایت لازم را به‌عمل آورد. بدین منظور، ارتقاء شاخص‌های توسعه روستایی و ارائه خدمات نوین و تهیه برنامه اولویت‌بندی خدمات روستایی با توجه به شرایط منطقه‌ای و

محلی و تدوین سیاست‌های تشویقی در جهت مهاجرت معکوس «از شهر به روستا» و تثبیت نسبی جمعیت روستایی تا آخر سال اول برنامه در دستور کار قرار گرفته است. علاوه بر این، بهسازی، نوسازی، بازسازی و ایمن سازی ساختار کالبدی محیط و مسکن روستایی مبتنی بر الگوی معماری اسلامی ـ ایرانی با مشارکت مردم، دولت و نهادهای عمومی و ارتقای شاخص‌های توسعه عشایر از طریق اسکان و ساماندهی منظور شده است. در نهایت در جهت توسعه روستایی تعمیم و گسترش بیمه روستایی و پوشش صددرصد آن از طریق تقویت صندوق بیمه اجتماعی روستاییان و عشایر در دستور کار قرار گرفته است.

۵- تحلیل یافته‌ها

شاخص فقر چند بعدی ایران در سه بعد آموزش، سلامت و استاندارد زندگی و برای ۹ زیرشاخص سال‌های تحصیل، حضور فرزند در مدرسه، دسترسی به بیمه درمانی، دسترسی به برق، دسترسی به حمام، دسترسی به آب، مصالح بنای ساختمان، دسترسی به سوخت مناسب پخت و پز و تملک دارایی طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۸ برای مناطق شهری و روستایی محاسبه شده است. در جدول۳، نسبت سرشمار چند بعدی (H) یا وسعت فقر و میانگین محرومیت افراد فقیر (A) یا شدت فقر و همچنین شاخص فقر چند بعدی (MPI) ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۸ آورده شده است.

جدول ۳. حجم نمونه، نسبت سرشمار چند بعدی (H)، میانگین محرومیت (A) افراد فقیر، شاخص فقر چند بعدی (MPI) و تغییرات مطلق و نسبی در نسبت سرشمار چند بعدی، میانگین محرومیت افراد فقیر و شاخص فقر چند بعدی

سال محاسبه	حجم نمونه	نسبت سرشمار چند بعدی (H)	میانگین محرومیت (A)	شاخص فقرچند بعدی (MPI)	تغییرات در H		تغییرات در A		تغییرات در MPI	
					مطلق	نسبی	مطلق	نسبی	مطلق	نسبی
۶۸	۶۳۷۸۳	۶۵/۲۵	۵۸/۹	۰/۴۰۱۹	-	-	-	-	-	-
۷۳	۱۰۴۳۷۰	۴۳/۸۳	۵۱/۵۷	۰/۲۳۴۵	-۲۱/۴۲	-۳۲/۸۳	-۷/۳۳	-۱۲/۴۴	-۰/۱۶۷۴	-۴۱/۶۵
۷۸	۱۳۹۸۴۱	۴۳/۶۱	۵۲/۱۷	۰/۲۳۴۳	-۰/۲۲	-۰/۵۰	۰/۶	۱/۱۶	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۹
۸۳	۱۱۲۷۷۴	۳۳/۸۵	۴۸/۶۳	۰/۱۶۶۱	-۹/۷۶	-۲۲/۳۸	-۳/۵۴	-۶/۷۹	-۰/۰۶۸۲	-۲۹/۱۱
۸۸	۱۵۰۴۷۰	۷/۴۸	۴۹/۶۹	۰/۰۳۷۱	-۲۶/۳۷	-۷۷/۹۰	۱/۰۶	۲/۱۸	-۰/۱۲۹	-۷۷/۶۶
۹۳	۱۳۹۰۳۳	۴/۶۶	۴۸/۸۷	۰/۰۲۲۸	-۲/۸۲	-۳۷/۷۰	-۰/۸۲	-۱/۶۵	-۰/۰۱۴۳	-۳۸/۵۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. نسبت سرشمار چند بعدی (H)، میانگین محرومیت (A)، شاخص فقر چند بعدی (MPI)، سهم جمعیت هر گروه به جمعیت کل و سهم هر گروه در شاخص فقر چند بعدی در مناطق شهری و روستایی ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۸

	۶۸		۷۳		۷۸		۸۳		۸۸		۹۳	
	شهری	روستایی	شهری	روستایی	شهری	روستایی	شهری	روستایی	شهری	روستایی	شهری	روستایی
H (٪)	۳۹/۲۶	۸۸/۹۳	۲۴/۴۳	۷۴	۱۹/۴۳	۶۴/۵۱	۱۳/۲۱	۵۲/۴۲	۸/۳۵	۶/۵۹	۴/۵۵	۴/۷۷
A (٪)	۵۱/۴۸	۶۵/۶۶	۴۸/۷۷	۵۵/۹۲	۴۸/۹۲	۵۴/۹۸	۴۷/۸۱	۴۹/۳۶	۴۹/۳۵	۵۰/۰۴	۴۸/۳۱	۴۹/۴۱
MPI	۰/۲۰۲	۰/۵۸۴	۰/۱۱۹	۰/۴۱۳	۰/۰۹۵	۰/۳۵۴	۰/۰۶۳	۰/۲۵۸	۰/۰۴۱	۰/۰۳۳	۰/۰۲۲	۰/۰۲۳
سهم جمعیت (٪)	۴۷/۶۷	۵۲/۳۳	۶۰/۸۶	۳۹/۱۴	۴۶/۳۶	۵۳/۶۴	۴۷/۳۶	۵۲/۶۴	۵۰/۳۶	۴۹/۳۷	۴۹/۳۹	۵۰/۶۱
سهم در MPI (٪)	۲۳/۹۷	۷۶/۰۳	۳۰/۹۲	۶۹/۰۸	۱۸/۸۱	۸۱/۱۹	۱۸/۰۱	۸۱/۹۹	۵۶/۱۷	۴۳/۸۳	۴۷/۶۷	۵۲/۳۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول ۳، نسبت سرشمار (وسعت فقر) از سال ۶۸ با رقم ۶۵٪ به ۴ درصد در سال ۹۳ کاهش یافته است. میانگین محرومیت افراد فقیر یا شدت فقر نیز با رقم ۵۸ درصد در سال ۶۸ به رقم ۴۸ درصد در سال ۹۳ کاهش یافته است. شاخص فقر چند بعدی نیز در مقایسه با سال ۶۸ با رقم ۰/۴ کاهش چشمگیری داشته و در سال ۹۳ به ۰/۰۲ رسیده است. بر اساس

نتایج جدول (۳) در مقایسه با مطالعه حسن‌زاده (۱۳۹۲) نشان داد که در مطالعه مذکور نرخ فقر چند بعدی در کل کشور طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۶۳ روندی کاهشی داشته است و بیشترین نرخ فقر مربوط به سال ۱۳۶۸ بوده است که به لحاظ روند کاهشی فقر چند بعدی و همچنین بیشترین میزان فقر چند بعدی مطابق با نتیجه مطالعه فعلی می‌باشد.

در جدول ۴ نیز نسبت سرشمار چند بعدی (H)، میانگین محرومیت (A)، شاخص فقر چند بعدی (MPI)، سهم جمعیت هر گروه به جمعیت کل و سهم هر گروه در شاخص فقر چند بعدی در مناطق شهری و روستایی ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۸ آورده شده است. بر اساس جدول ۴، نسبت سرشمار در سال‌های ۶۸، ۷۳، ۷۸، ۸۳ و ۹۳ در مناطق روستایی از نسبت سرشمار در مناطق شهری بیشتر است. این نتیجه با یافته‌های بتانا (۲۰۰۸) سازگار است، بدین معنی است که در مناطق روستایی در مقایسه با مناطق شهری افراد فقیر بیشتری شناسایی شده‌اند. در سال ۸۸ این نسبت در مناطق شهری بیشتر از مناطق روستایی است. عمق فقر در تمامی سال‌ها در مناطق روستایی بیشتر از مناطق شهری است. بدین معنی که افراد در ابعاد بیشتری محروم هستند. چنانچه بیان شد، اگر اثرگذاری گروه مورد نظر در شاخص فقر کل از نسبت جمعیت گروه به کل کشور یا استان مورد نظر بیشتر باشد، در این صورت میزان فقر گروه مذکور از متوسط کل بیشتر خواهد بود.

در سال‌های ۶۸، ۷۳، ۷۸ و ۸۳ سهم مناطق روستایی در شاخص فقر چند بعدی از سهم جمعیتی این مناطق بیشتر است. اما در سال ۸۸ و ۹۳ این سهم در مناطق شهری بیشتر است. شایان ذکر است، در صورتی که سهم افراد فقیر از شاخص خاصی به طور گسترده‌ای بیشتر از وزن آن باشد، این امر نشان می‌دهد که محرومیت نسبی بالا در این شاخص در کشور وجود دارد. بدین معنی که افراد فقیر در این شاخص نسبت به زیرشاخص‌های دیگر محروم‌تر هستند. بر اساس جداول ۵ و ۶ طی سال‌های ۶۸، ۷۳، ۷۸ و ۸۳ زیرشاخص بیمه در بعد سلامت و همچنین زیرشاخص حمام در بعد استاندارد زندگی دارای این ویژگی هستند و سهم بیشتری از شاخص فقر چند بعدی را در مقایسه با وزن خود در هر دو مناطق شهری و روستایی به خود اختصاص داده‌اند. در سال ۶۸ و ۷۳ زیرشاخص مصالح بنا نیز در مناطق روستایی تا حدودی دارای این ویژگی است. در سال‌های ۸۸ و ۹۳ زیرشاخص سال‌های تحصیل و بیمه دارای سهم بیشتری در مقایسه با وزن خود هستند. این نتیجه با یافته‌های بتانا (۲۰۰۸)، باتیستون و همکاران (۲۰۰۹) و شیروانیان و بخشوده (۲۰۱۲) مبنی بر اینکه در بین زیرشاخص‌ها، زیرشاخص‌های بعد آموزش و زیرشاخص‌های بعد استاندارد زندگی بیشترین سهم را در ایجاد فقر دارند سازگار است.

جدول ۵. نسبت سرشمار پنهانی و سهم هر یک از ابعاد در MPI در مناطق شهری طی ۱۳۹۳-۱۳۶۸

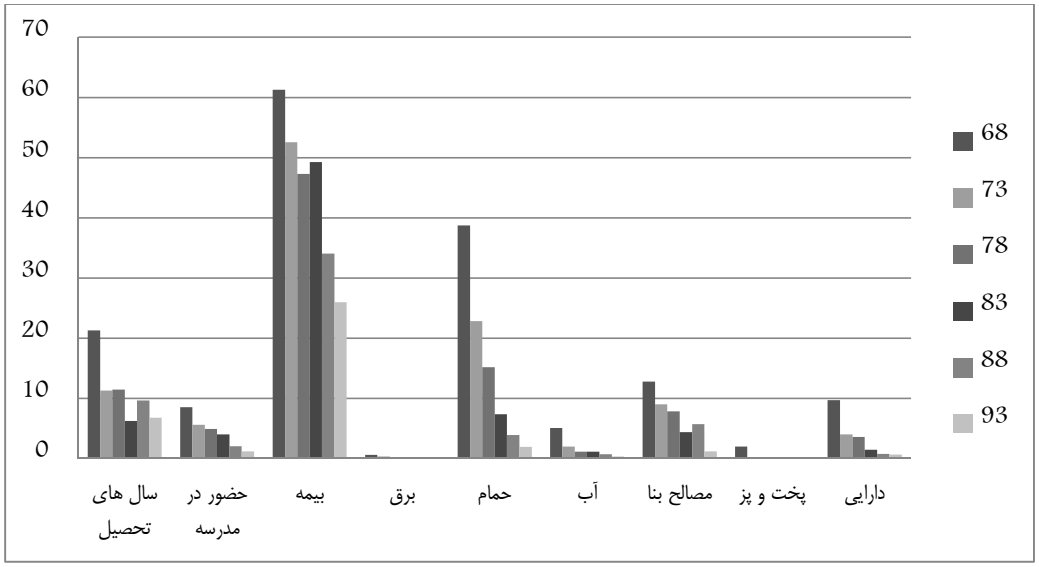
شهری	۶۸		۷۳		۷۸		۸۳		۸۸		۹۳	
	سرشمار پنهانی	سهم هر بعد	سرشمار پنهانی	سهم هر بعد	سرشمار پنهانی	سهم هر بعد	سرشمار پنهانی	سهم هر بعد	سرشمار پنهانی	سهم هر بعد	سرشمار پنهانی	سهم هر بعد
سال‌های تحصیل	۱۷/۹۴	۱۴/۷۹	۹/۱۹	۱۲/۸۵	۸/۴۱	۱۴/۷۵	۴/۵۹	۱۲/۱۰	۵/۳۰	۲۱/۴۲	۲/۸۱	۲۱/۲۹
حضور در مدرسه	۷/۰۶	۵/۸۳	۴/۰۷	۵/۶۹	۳/۴۰	۵/۹۶	۳	۷/۹۳	۱/۲۱	۴/۹۰	۰/۵۸	۴/۳۸
بیمه	۳۹/۰۶	۶۴/۴۲	۲۴/۴۰	۶۸/۲۶	۱۹/۳۵	۶۷/۸۵	۱۳/۲۱	۶۹/۷۲	۸/۳۱	۶۷/۱۹	۴/۵۴	۶۸/۸۴
برق	۰/۵۸	۰/۱۶	۰/۲۷	۰/۱۳	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۱	۰	۰
حمام	۲۹/۱۷	۸/۰۲	۱۶/۴۰	۷/۶۵	۱۰/۶۴	۶/۲۱	۶/۱۰	۵/۳۷	۱/۷۷	۲/۳۹	۰/۶۲	۱/۵۷
آب	۴/۳۷	۱/۲۰	۱/۶۷	۰/۷۸	۰/۸۶	۰/۵	۰/۹۷	۰/۸۶	۰/۲۷	۰/۳۷	۰/۱۲	۰/۳۱
مصالح بنا	۹/۸۱	۲/۷۰	۶/۲۸	۲/۹۳	۴/۷۷	۲/۷۹	۳/۱۶	۲/۷۸	۲/۳۰	۳/۱۰	۱/۱۸	۲/۹۹
پخت و پز	۱/۸۴	۰/۵۱	۰/۰۷	۰/۰۳	۰/۰۸	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۳
تملک دارایی	۸/۶۷	۲/۳۸	۳/۶۲	۱/۶۹	۳/۱۶	۱/۸۵	۱/۳۶	۱/۲۰	۰/۴۵	۰/۶۱	۰/۲۴	۰/۶۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۶. نسبت سرشمار پنهانی و سهم هر یک از ابعاد در MPI در مناطق روستایی طی ۱۳۹۳-۱۳۶۸

	۶۸		۷۳		۷۸		۸۳		۸۸		۹۳	
	سرشمار پنهانی	سهم هر بعد	سرشمار پنهانی	سهم هر بعد	سرشمار پنهانی	سهم هر بعد	سرشمار پنهانی	سهم هر بعد	سرشمار پنهانی	سهم هر بعد	سرشمار پنهانی	سهم هر بعد
سال‌های تحصیل	۴۹/۲۵	۱۴/۰۶	۲۶/۶۹	۱۰/۷۵	۲۵/۵۹	۱۲/۰۳	۱۱/۳۵	۷/۳۱	۴/۲۴	۲۱/۴۳	۳/۱۵	۲۲/۳۲
حضور در مدرسه	۲۷/۵۴	۷/۸۶	۱۳/۶۱	۵/۴۸	۱۶/۸۳	۷/۹۱	۱۲/۲۰	۷/۸۶	۱/۴۷	۷/۴۱	۰/۴۳	۳/۰۴
بیمه	۸۸/۴۷	۵۰/۵۰	۷۳/۸۲	۵۹/۴۷	۶۳/۸۰	۵۹/۹۷	۵۲/۳۰	۶۷/۳۸	۵/۶۰	۵۶/۶۲	۴/۶۸	۶۶/۲۲
برق	۲۸/۸۷	۲/۷۵	۱۶/۰۱	۲/۱۵	۵/۲۴	۰/۸۲	۱/۷۴	۰/۳۷	۰/۳۳	۰/۵۶	۰/۰۲	۰/۰۵
حمام	۸۳/۲۴	۷/۹۲	۶۵/۹۷	۸/۸۶	۵۲/۹۴	۸/۲۹	۳۵/۶۷	۷/۶۶	۲/۹۹	۵/۰۳	۰/۸۷	۲/۰۶
آب	۴۲/۴۰	۴/۰۳	۲۶/۳۳	۳/۵۴	۱۵/۷۹	۲/۴۷	۱۰/۴۱	۲/۲۴	۱/۰۷	۱/۷۹	۰/۶۲	۱/۴۵
مصالح بنا	۵۴/۲۵	۵/۱۶	۳۹/۱۵	۵/۲۶	۳۰/۱۱	۴/۷۲	۲۲/۶۵	۴/۸۶	۲/۸۴	۴/۷۸	۱/۸۰	۴/۲۶
پخت و پز	۳۳/۸۴	۳/۲۲	۷/۰۴	۰/۹۵	۶/۱۸	۰/۹۷	۳	۰/۶۵	۰/۴۱	۰/۶۹	۰/۰۲	۰/۰۴
تملک دارایی	۴۷/۲۸	۴/۵۰	۲۶/۴۷	۳/۵۵	۱۸/۰۳	۲/۸۳	۷/۷۷	۱/۶۷	۱	۱/۶۸	۰/۲۴	۰/۵۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

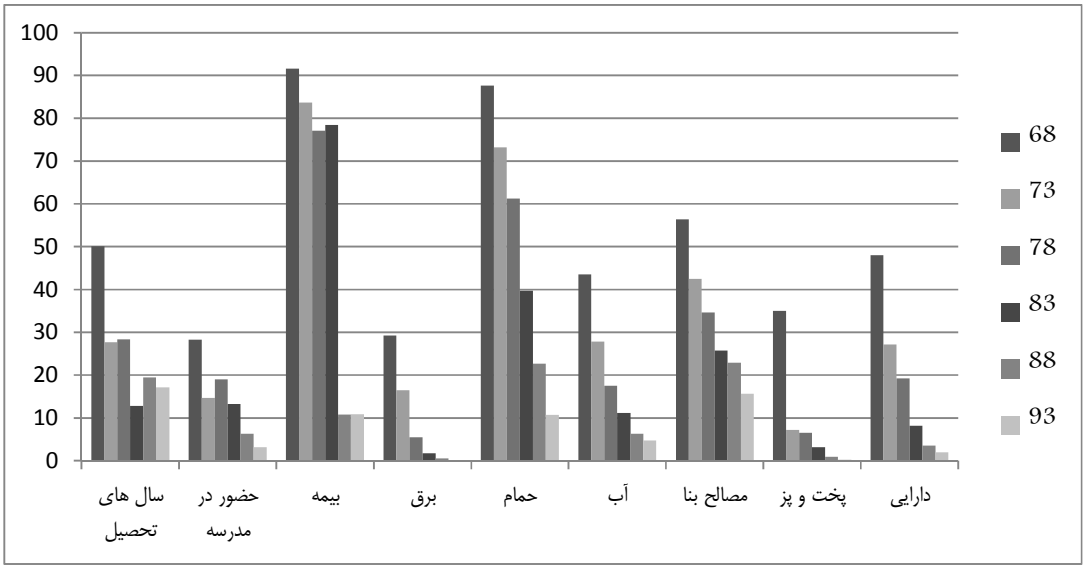


نمودار ۲. میزان محرومیت در هر یک از ابعاد در مناطق شهری طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نمودارهای ۲ و ۳ میزان نسبت سرشمار در هر یک از ابعاد طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۸ نشان داده شده است. بر اساس نمودار ۳، تعداد افراد محروم در مناطق شهری در ابعاد مختلف به طور کلی روند کاهشی داشته است. در بعد سال‌های تحصیل در سال ۸۸ تعداد افراد محروم در مقایسه با سال قبل افزایش یافته و پس از آن کاهش یافته است. در بعد سلامت و زیرشاخص بیمه تعداد افراد محروم در سال ۸۸ کاهش چشمگیری داشته است. در زیرشاخص مصالح بنا نیز در سال ۸۳ شاهد افزایش تعداد افراد محروم در مقاسیه با سال قبل از آن هستیم. همان‌طور که در نمودار ۳ نشان داده شده است، در مناطق روستایی تعداد افراد محروم در ابعاد مختلف روند کاهشی داشته است.

در بعد آموزش و زیرشاخص سال‌های تحصیل در سال ۸۸ در مقایسه با سال قبل از آن افزایش یافته است. در بعد سلامت و زیرشاخص بیمه در سال ۸۸ تعداد افراد محروم در این زیرشاخص به شدت کاهش یافته است.



نمودار ۳. میزان محرومیت در هر یک از ابعاد در مناطق روستایی طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۱- بررسی عملکرد برنامه‌های توسعه بر کاهش فقر چند بعدی

هدف اصلی برنامه اول توسعه آن بود که با سرمایه‌گذاری دولت در زمینه بازسازی خسارت‌های جنگ تحمیلی و بهره‌برداری حداکثری از ظرفیت‌های موجود، روندهای منفی اقتصادی را به نفع ایجاد رشد اقتصادی در کشور تغییر دهد و بستر تداوم رشد در آینده را فراهم کند. لذا در این برنامه رشد اقتصادی از اساسی‌ترین نیازهای توسعه ملی به شمار آمد. به منظور بررسی عملکرد برنامه اول توسعه، مقایسه مقادیر وسعت و شدت فقر بین سال‌های ۶۸ و ۷۳ نشان داد که وسعت فقر از ۶۲/۲۵ درصد در سال اول برنامه به ۴۳/۸۳ درصد در سال ۷۳ کاهش یافته است. علاوه بر این شدت فقر و شاخص فقر چند بعدی نیز طی برنامه اول توسعه کاهش یافته است. شاخص فقر چند بعدی سال ۷۳ گویای این واقعیت است که برنامه‌هایی مانند ریشه‌کنی بی‌سوادی، جایگزین کردن گاز طبیعی به جای فراورده‌های نفتی و تعمیم بیمه‌های اجتماعی که به طور مستقیم یا غیرمستقیم ابعاد آموزش، سلامت و استاندارد زندگی را مورد هدف قرار داده‌اند سبب کاهش تعداد افراد محروم در هر دو مناطق شهری و روستایی در تمامی ابعاد طی برنامه اول توسعه شده است. به‌ویژه تعداد افراد محروم در مناطق شهری در زیرشاخص‌های سال‌های تحصیل و حمام و در مناطق روستایی در زیرشاخص سال‌های تحصیل و سوخت پخت و پز کاهش چشمگیری داشته است.

استراتژی اصلی برنامه دوم توسعه تثبیت دستاوردهای برنامه اول توسعه، ایجاد ثبات در روندهای اقتصادی کشور و کاهش بار سنگین تحولات اقتصادی بر جامعه ذکر شده است. لذا در برنامه دوم نیز رشد و توسعه اقتصادی از اصلی‌ترین اهداف بود و تأکید خاصی بر پایداری آن داشت. مقایسه ارقام وسعت و شدت فقر بین سال‌های ۷۳ و ۷۸ نشان می‌دهد که وسعت و شدت فقر و همچنین شاخص فقر چند بعدی طی سال‌های برنامه دوم توسعه کاهش چشمگیری نداشته است. بررسی عملکرد برنامه دوم توسعه نشان می‌دهد که برخلاف فراهم کردن تمهیدات لازم برای اجباری کردن شرکت کودکان لازم‌التعلیم در آموزش اجباری و شرکت بی‌سوادان کمتر از ۴۰ سال در دوره‌های سوادآموزی، این تمهیدات نقش مؤثری در کاهش تعداد افراد محروم در زیرشاخص‌های سال‌های تحصیل و حضور فرزند در مدرسه در سال آخر برنامه توسعه نداشته‌اند. بررسی سایر زیرشاخص‌ها نشان می‌دهد که انجام طرح‌های عمرانی در زمینه برق‌رسانی، بهداشت و آبرسانی، فضاهای آموزشی در روستاهای محروم، تعمیم، گسترش و بهبود نظام تأمین اجتماعی و سایر تمهیداتی که به منظور ارتقای زیرشاخص‌های بعد استاندارد زندگی در برنامه دوم توسعه در دستور کار قرار گرفته، سبب شده است که تعداد افراد محروم در مناطق شهری در زیرشاخص حمام و در مناطق روستایی در زیرشاخص‌های برق و حمام کاهش قابل ملاحظه‌ای داشته باشد.

برنامه سوم با راهبرد اصلاحات اقتصادی مبتنی بر رویکرد "توسعه اقتصاد رقابتی" از طریق حرکت به سمت آزادسازی اقتصادی همراه با شکل‌گیری نظام جامع تأمین اجتماعی و اصلاحات قانونی و نهادی و لغو انحصارات برای فراهم شدن زمینه‌های مشارکت بخش خصوصی و کاهش تصدی‌گری دولت طراحی و تدوین شد. با توجه به شاخص سال ۸۳، در برنامه سوم توسعه، وسعت فقر از رقم ۴۳/۶۱ در سال ۷۸ به ۳۳/۸۵ درصد در سال ۸۳ و شدت فقر نیز از رقم ۵۲/۱۷ در سال ۷۸ به ۴۸/۶۳ درصد کاهش یافته است. اجرای مواد قانونی برنامه سبب شده است کاهش چشمگیری در بعد آموزش به‌ویژه زیرشاخص سال‌های تحصیل رخ دهد. طرح توسعه عمرانی شهری و روستایی نیز سبب شده است که تعداد افراد محروم در زیرشاخص‌های حمام و مصالح بنا در هر دو مناطق شهری و روستایی کاهش یابد. در زیرشاخص دارایی از بعد استاندارد زندگی نیز شاهد کاهش در محرومیت هستیم. اما نکته قابل ذکر این است که در بعد سلامت و زیرشاخص بیمه تعداد افراد محروم به نسبت شاخص قبل افزایش یافته است.

در برنامه چهارم توسعه علاوه بر تأکید بر ادامه سیاست‌های اصلاح ساختاری برنامه سوم توسعه، پایه‌های جدید برای تغییر در روند توسعه کشور طراحی شد. برنامه چهارم توسعه در قالب سند چشم‌انداز کشور در افق ۱۴۰۴ و با جهت‌گیری کلی رشد مستمر و پرشتاب اقتصادی شکل گرفت. هدف از این نوع برنامه‌ریزی، نگاه فعال و آینده‌ساز به مسائل بود که لازمه این نوع نگاه، حرکت بر پایه مدیریت چشم‌انداز است.

شاخص سال ۸۸ نشان می‌دهد که تعداد افراد فقیر یا وسعت فقر در مقایسه با سال ۸۳ کاهش چشمگیری داشته است. این امر بدان معنی است که در سال ۸۸ در مقایسه با سال‌های قبل از آن افراد فقیر کمتری شناسایی شده‌اند و علّت آن، کاهش میزان قابل توجه محرومیت در بعد سلامت و زیر شاخص دسترسی به بیمه درمانی است. در برنامه چهارم توسعه در بعد سلامت با اقداماتی که به‌منظور افزایش اثربخشی نظام ارائه خدمات سلامت در کشور و تقویت و توسعه نظام بیمه خدمات درمانی، منظور شده است، تعداد افراد محروم در زیرشاخص بیمه در مناطق شهری کاهش یافته است. به‌ویژه طرح افزایش پوشش بیمه‌های اجتماعی با توجه خاص به روستائیان و عشایر سبب شده است تعداد افراد محروم در این زیرشاخص در مناطق روستایی به طور قابل توجهی کاهش یابد. بنابراین به تبع آن تعداد افرادی که به عنوان فقیر چند بعدی شناسایی شده‌اند، کاهش یافته است. این امر نشان دهنده موفقیت طرح بیمه روستایی در کاهش فقر چند بعدی است. اما برخلاف برنامه‌هایی که به منظور کاهش محرومیت در بعد آموزش در برنامه چهارم برنامه‌ریزی شده است، تعداد افراد محروم در زیرشاخص‌های سال‌های تحصیل در هر دو مناطق شهری و روستایی افزایش یافته است. در حالی که این برنامه‌ها سبب کاهش محرومیت در زیرشاخص حضور فرزند در مدرسه شده است. در سایر زیرشاخص‌ها به جز مصالح بنا در مناطق شهری، شاهد کاهش در تعداد افراد محروم هستیم.

برنامه پنجم توسعه در چارچوب سند چشم‌انداز بیست ساله و با رویکرد مبنایی پیشرفت و عدالت در سال ۱۳۹۰ آغاز شد. تحقق رشد پرشتاب اقتصادی به میزان ۸ درصد در طول برنامه، بهبود توزیع درآمد و کاهش ضریب جینی به ۳۵ درصد در پایان برنامه، هدفمندکردن یارانه‌ها، مهار تورم و کاهش نرخ بیکاری به میزان ۷ درصد در پایان برنامه از جمله مهم‌ترین موضوع‌های قانون برنامه پنجم در بخش اقتصاد است. به منظور بررسی عملکرد برنامه پنجم توسعه، بررسی شاخص فقر چند بعدی در سال ۹۳ نشان می‌دهد که وسعت و شدت فقر در این سال کاهش یافته است. علاوه بر این شاخص فقر چند بعدی از رقم ۰/۰۳۷ در سال ۸۸ به رقم ۰/۰۲۲۸ در سال ۹۳ کاهش یافته است.

از نظر بررسی میزان محرومیت در زیرشاخص‌های مختلف، در برنامه پنجم توسعه با اجرای برنامه‌هایی که به‌منظور تضمین دسترسی به فرصت‌های عادلانه آموزشی و رفع محرومیت آموزشی طرح شده‌اند، تعداد افراد محروم در زیرشاخص‌های بعد آموزش کاهش یافته است. همچنین، با برنامه‌هایی که در جهت بهسازی و نوسازی شهری و توسعه روستایی صورت گرفته، تعداد افراد محروم در زیرشاخص مصالح بنا نیز کاهش خوبی داشته است. به‌طور کلی بر اساس عملکرد برنامه پنجم در تمامی ابعاد شاهد کاهش فقر چند بعدی هستیم.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

محاسبه شاخص فقر چند بعدی ایران به عنوان معیاری جهت ارزیابی فقر شدید در مناطق شهری و روستایی نشان داد که میزان فقر چند بعدی ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۸ کاهش یافته است؛ اما همچنان برای ریشه کنی فقر شدید در جامعه نیازمند برنامه‌ریزی‌های مدبرانه و دقیق به‌ویژه در زیرشاخص‌هایی که دارای تعداد افراد محروم بیشتری هستند، می‌باشیم. نتایج نشان داد برنامه‌های توسعه پنج ساله پس از

انقلاب اسلامی ایران در برخی سال‌ها و در زیرشاخص‌های مختلف سبب کاهش محرومیت شده‌اند اما در برخی زیرشاخص‌ها نتایج مطلوب حاصل نشده است. چنانچه در سال ۱۳۹۳ تعداد افراد محروم نشان می‌دهد که زیرشاخص‌های سال‌های تحصیل و بیمه در مناطق شهری و زیرشاخص‌های سال‌های تحصیل و مصالح بنا در مناطق روستایی از اولویت بیشتری در جهت کاهش فقر شدید در برنامه‌های توسعه آتی ایران برخوردار هستند.

منابع

ارشدی، علی و کریمی، عبدالعلی (۱۳۹۲). "بررسی وضعیت فقر مطلق در ایران در سال‌های برنامه اول تا چهارم توسعه". *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، سال یکم، شماره ۱، ۶۴-۳۵.

ارضروم چیلر، نسرین (۱۳۸۴). "ابعاد گوناگون فقر در ایران". بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *مجموعه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۲۷.

حسن‌زاده، نسرین (۱۳۹۲). "اندازه گیری فقر چند بعدی در ایران". پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه الزهراء، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی.

حسینی‌نژاد، سیدمرتضی و اقتصادیان، محمدرضا (۱۳۸۴). "ارزیابی عملکرد برنامه‌های توسعه در مورد کاهش فقر با استفاده از روش سلطه تصادفی". *فصلنامه سیاست‌ها و پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۳۶، ۵۹-۳۳.

سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور (۱۳۹۵). "*شاخص‌های ماده ۶۸ قانون برنامه پنجم توسعه ۱۳۹۳-۱۳۸۹* ". مرکز آمار ایران، دفتر ریاست، روابط عمومی و همکاری‌های بین‌الملل.

شاهمرادی، نوشین (۱۳۹۱). "*اندازه‌گیری فقر چند بعدی در استان کرمانشاه* ". پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه الزهرا.

صادقی‌شاهدانی، مهدی و خسروی، میثم (۱۳۹۵). "بررسی اشتراکات و تمایزاتِ مبانی نظری برنامه‌های توسعه در جمهوری اسلامی ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۳، ۳۲-۱۳.

عصاری، عباس و مزینانی، عاطفه (۱۳۹۰). "روش‌ها و شاخص‌های اندازه‌گیری فقر و رفاه اقتصادی". *فصلنامه راهبرد*، شماره ۲۷، ۱۰۱-۷۶.

Alkire, S., Foster, J., Seth, S. & Santos, M. *Brief Methodological Note and Results*". Oxford Poverty and Human Development Initiative, University of Oxford, Briefing 31.

قانون برنامه اول توسعه اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۶۹). مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

قانون برنامه پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۰). مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

قانون برنامه چهارم توسعه اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۳). مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

قانون برنامه دوم توسعه اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۷۳). مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

قانون برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۷۹). مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

محمودی، وحید و صمیمی‌فر، سیدقاسم (۱۳۸۴). "فقر قابلیتی". *رفاه اجتماعی*، دوره ۴، شماره ۱۷ (فقر و نابرابری در ایران)، ۲۷-۵.

میرباقری هیر، میرناصر و شکوهی فرد، سیامک (۱۳۹۵). "بررسی تطبیقی اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی (رویکرد داده های تابلویی)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۵، ۱۰۸-۹۳.

یگانلو، عطیه (۱۳۹۳). "شاخص چندبعدی فقر در ایران". تهران: مؤسسه تحقیقاتی تدبیر اقتصاد، چاپ اول.

یوسفی، علی؛ اسدی‌خوب، حسن و افشاری، محسن (۱۳۹۲). "ارزیابی فقر چندبعدی در عشایر کوچنده ایران". *اقتصاد کشاورزی*، جلد ۷، شماره ۲، ۶۷-۴۷.

Alkire, S. & Foster, J. (2011). "Counting and Multidimensional Poverty Measurement". *Journal of Public Economics*, 95, 476–487.

Alkire, S. & Robles, G. (2015). "*Multidimensional Poverty Index 2015:*

(2015). "*Multidimensional Poverty Measurement and Analysis*". Oxford Poverty & Human Development Initiative.

Alkire, S., Roche, J. M., Santos, M. & Seth, S. (2011). "*Multidimensional Poverty Index 2011: Brief Methodological Note*". Oxford Poverty & Human Development Initiative (OPHI), Oxford Department of International Development Queen Elizabeth House (QEH), University of Oxford.

Alkire, S. & Santos, M. (2014). "*Measuring Acute Poverty in the Developing World: Robustness and Scope of the Multidimensional Poverty Index*". Oxford Poverty & Human Development Initiative, University of Oxford, UK World Development, 59, 251–274.

Ballon, P. & Duclos, Y. (2015). "*Multidimensional Poverty in Sudan and South Sudan*". Oxford Poverty & Human Development Initiative, Working Paper No. 17

Batana, Y. M. (2008). "*Multidimensional Measurement of Poverty in Sub-Saharan Africa*". Oxford Poverty & Human Development Initiative, Working Paper No. 13.

Battiston, D., Cruces, G. & Lopez Calva, L. F. (2009). "*Income and Beyond: Multidimensional Poverty in Six Latin American Countries*". Oxford Poverty & Human Development Initiative, Working Paper No. 17.

Santos, M. E. (2013). "Tracking Poverty Reduction in Bhutan: Income Deprivation Alongside Deprivation in other Sources of Happiness". *Social Indicators Research,* 112(2), 259–290.

Santos, M. E., Villatoro, P., Mancero, X. & Gerstenfeld, P. (2015). "*A Multidimensional Poverty Index for Latin America*". OPHI, Working Paper No.79.

Shirvanian, A. & Bakhshoodeh, M. (2012). "Investigating Poverty in Rural Iran: The Multidimensional Poverty Approach". *Agricultural Sciences*, 3(5),

640-650.

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هفتم، تابستان ۱۳۹۶ (۸۰-۶۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 27, June 2017 (65-80)

تأثیر آستانه‌ای نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)

محمد مهدی برقی اسگویی[۱]، محمد خداوردیزاده[۲]، *صابر خداوردیزاده[۳]، علی وفامند[۴]

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، ایران
۲. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه ارومیه، ایران
۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز، ایران
۴. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز، ایران

(دریافت: ۱۳۹٤/۸/۲۹ پذیرش: ۱۳۹۵/۲/۱۱)

Threshold Effect of Income Inequality on Economic Growth in Selected Developing Countries: Panel Smooth Transition Regression

Mohammad Mahdi Bargi Osgooee[1], Mohammad Khodaverdizadeh[2], *Saber Khodaverdizadeh[3], Ali Vafamand[4]

1. Associate Professor of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran
2. Assistant Professor of Agricultural Economics, Urmia University, Urmia, Iran
3. Ph.D. Student in Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran
4. Ph.D. Student in Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran

(Received: 20/Nov/2015 **Accepted:** 30/Apr/2016)

چکیده:

این مقاله با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی تأثیر آستانه‌ای نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه را طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰ مورد بررسی قرار داده است. نتایج آزمون خطی بودن، قویاً وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه را تأیید می‌کند. همچنین لحاظ نمودن یک تابع انتقال با یک پارامتر آستانه‌ای که بیانگر یک مدل دو رژیمی است، برای تصریح رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد بررسی کفایت می‌کند. حد آستانه‌ای برای کشورهای منتخب در حال توسعه برابر ۰/۴۳ و پارامتر شیب نیز برابر ۰/۳۵ برآورد شده است. متغیر نابرابری درآمد در رژیم اول تأثیر مثبت و در رژیم دوم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین متغیر سرمایه انسانی در هر دو رژیم اثر متقارن و همسو بر رشد اقتصادی داشته است. نتایج دیگر حاکی از آن است که رشد جمعیت و درجه بازبودن تجاری اثرات ناهمسویی را بر رشد اقتصادی در رژیم‌های مورد بررسی گذاشته است.

واژه‌های کلیدی: نابرابری درآمد، رشد اقتصادی، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR).
طبقه‌بندی JEL: O16، E31، C23.

Abstract:

This paper investigates the threshold effects of income inequality on economic growth in developing countries for the period of 2000 to 2012, using Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model. The linearity test results indicate strongly nonlinear relationship among variables under consideration. Moreover, considering one transition function and one threshold parameter, as a two regime model, is sufficient to specification of nonlinear relationship among variables. The results indicate that threshold value for developing countries is 0.43 and the estimated slope parameter is 0.35. In the first regime the impact of income inequality is positive and in the second regime has a negative impact on economic growth. human capital in the both regimes has symmetric and consistent effect on economic growth. Other results indicate that population growth and trade openness had been asymmetric effect on economic growth in the both regimes.

Keywords: Income Inequality, Economic Growth, PSTR.
JEL: O16, E31, C23.

* **نویسنده مسئول:** صابر خداوردیزاده
E-mail: saber_khodaverdizadeh@yahoo.com

*Corresponding Author: Saber Khodaverdizadeh

۱- مقدمه

دستیابی به توسعه اقتصادی، به منظور ارتقای کیفیت زندگی مردم و افزایش سطح رفاه عمومی از جمله اهدافی است که جوامع مختلف جهان به دنبال آن می‌باشند. برای دستیابی به این مهم، رشد اقتصادی و توزیع درآمد از اهمیت بسزایی برخوردار هستند (صمدی و همکاران، ۱۳۹۴: ۵۷ و میرباقری هیر و شکوهی فرد، ۱۳۹۵: ۹۳). رشد اقتصادی به نوعی ضامن ارتقای تولیدات و سرمایه‌گذاری بیشتر بوده و توزیع مناسب درآمد سبب استفاده متناسب همگان از منابع موجود می‌گردد. دیدگاه‌های متفاوتی در ارتباط با توزیع درآمد و رشد اقتصادی وجود دارد. گروهی بر این باور هستند که باید از سیاست‌های اقتصادی متمایل به رشد حمایت کرد تا فرصت‌های لازم برای افزایش درآمد افراد فقیر به وجود آید. گروهی دیگر نیز معتقدند که رشد اقتصادی، به افزایش نابرابری در توزیع درآمد و دارایی منجر می‌شود و افزایش نابرابری در توزیع درآمد، موجب کاهش فقر نمی‌گردد. با این همه، در مطالعات کلان اقتصادی مسئله فقر و محرومیت را می‌توان از یک‌سو به مقدار تولید سرانه و از سوی دیگر، به درجه عدم تعادل در الگوی توزیع درآمد مرتبط دانست (عظیمی،۱۳۷۱:۴۰). هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر آستانه‌ای نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰ می‌باشد. پس از مقدمه، در بخش دوم ادبیات تحقیق و پژوهش‌های انجام شده مورد بررسی قرار گرفته و در بخش سوم مدل تحقیق معرفی می‌شود. در بخش چهارم مدل برآورد و نتایج تحلیل و در بخش پایانی خلاصه و نتایج ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

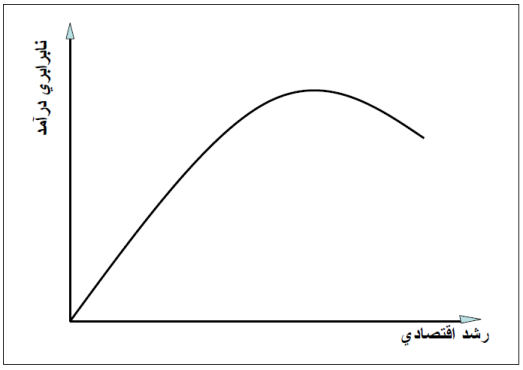
در خصوص ادبیات رابطه رشد و توزیع درآمد سه دوره قابل تمایز است: دوره نخست شامل دهه‌های ۱۹۴۰ و۱۹۵۰ می‌باشد که در این دوره اقتصاددانان، رشد و صنعتی شدن را راه‌حل اصلی کاهش فقر دانسته اما به پیامدهای توزیعی آن توجه زیادی نداشته‌اند. در دوره دوم که از اواسط دهه ۱۹۵۰ آغاز و تا اواسط دهه ۱۹۷۰ ادامه می‌یابد، بر تضاد میان رشد و توزیع درآمد و لزوم دخالت دولت جهت مدیریت فرایند رشد تأکید می‌شود. دوره سوم و پایانی نیز از اواسط دهه ۷۰ آغاز شده و تاکنون نیز ادامه دارد. در این دوره امکان وجود مبادله توزیع درآمد و رشد اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است.

در بررسی ارتباط بین نابرابری و رشد اقتصادی، در ابتدای امر لازم است بین دیدگاه "قدیم" و دیدگاه "جدید" تمایز قائل شویم. دیدگاه قدیم، دیدگاه مسلط بر اقتصاد توسعه در سراسر دهه ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ بود که در کارهای اقتصاددانانی مانند لوئیس[1] (۱۹۵۴) و نلسون[2] (۱۹۵۶) یافت می‌شود. دیدگاه قدیم تحت سلطه "بنیادگرایی سرمایه" قرار داشت، که در آن انباشت سرمایه کلید رشد اقتصادی است. بنیادگرایی سرمایه به خصوص با پذیرش و استفاده گسترده مدل رشد هارود-دومار در ادبیات توسعه همراه است. به منظور ترویج نرخ‌های بالای انباشت، در شرایطی که جریان سرمایه خارجی قابل توجه نباشد، یک کشور باید منابع لازم را از طریق نرخ‌های بالای پس‌انداز داخلی ایجاد کند. با این فرض که ثروتمندان میل بالاتری به پس‌انداز نسبت به فقرا دارند، تصور بر این بود که نابرابری درآمد به این نتیجه منجر می‌شود. این دیدگاه در عبارت زیر به وسیله هری جانسون[3] (۱۹۵۸) خلاصه شده است: "احتمال دارد که بین رشد سریع و توزیع برابر درآمد، تضاد وجود داشته باشد؛ و این توصیه که کشور فقیری که مشتاق توسعه است نباید چندان نگران توزیع درآمد باشد، احتمالاً توصیه بسیار خوبی است".

این موضوع که بین رشد و برابری امکان تبادل وجود دارد در دوران اولیه بعد از جنگ جهانی دوم، تفکر غالب در نظریه‌های توسعه بود. به علاوه، کوزنتس[4] (۱۹۵۵)، در یکی از مقاله‌های خود با عنوان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی این فرضیه را مطرح نمود که در مسیر توسعه اقتصادی هر کشور، نابرابری درآمد ابتدا افزایش یافته و پس از ثابت ماندن در سطح معینی، به تدریج کاهش می‌یابد. این الگو، بعداً به نام منحنی U معکوس کوزنتس معروف شد. کوزنتس، توسعه اقتصادی را به عنوان فرایندگذار از اقتصاد سنتی یا روستایی به اقتصاد نوین یا شهری مطرح می‌کند و نتیجه می‌گیرد که در مراحل اولیه توسعه، توزیع درآمد نابرابر می‌گردد، زیرا شمار کمی از مردم این توانایی را دارند که به بخش نوین یا مدرن منتقل شوند، به همین دلیل، اختلاف سطح دستمزد بین بخش سنتی و نوین زیاد است. در مراحل بعدی توسعه، توزیع درآمد رو به بهبود می‌گذارد، زیرا شمار بیش‌تری از مردم، جذب بخش نوین

1. Lewis (1954)
2. Nelson (1956)
3. Johnson (1958)
4. Kuznets (1955)

می‌شوند و به تدریج، به دلیل کم‌یابی نیروی کار در بخش سنتی، سطح دستمزد در بخش سنتی هم افزایش می‌یابد و به سطح دستمزد بخش نوین نزدیک می‌شود. از نظر نموداری، فرضیه کوزنتس ارتباط U معکوس بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد می‌باشد که در نمودار (۱) نشان داده شده است (گیلیس و رومر، ۱۳۷۹: ۱۱۷).



نمودار ۱. منحنی U معکوس فرضیه کوزنتس

اما از زمانی که فرضیه کوزنتس مطرح گردیده است، تاکنون ارتباط بین رشد و نابرابری درآمد به طور مکرر در مطالعات و مقالات مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. در واقع حدود پنجاه سال است که رابطه بین رشد و نابرابری درآمد توجه بسیاری از محققان را به خود جلب کرده است (ترناوسکی[1]، ۲۰۰۸: ۶۰۵).

در سال ۱۹۶۰ این فرضیه که نابرابری در کشورهای کمتر توسعه‌یافته بارزتر است، مجدداً از سوی کراویس[2] مطرح گردید. او همبستگی مثبت و پیچیده‌ای را بین درجه نابرابری و سطح درآمد واقعی سرانه مشاهده کرد. کراویس نیز مانند کوزنتس به این نتیجه رسید که در کشورهای توسعه نیافته نسبت به کشورهای صنعتی پراکندگی درآمد در بخش زیرین جدول توزیع کمتر و در بخش فوقانی آن بیشتر می‌باشد. بنابراین علّت نابرابری بیشتری که در کشورهای توسعه نیافته[3] مشاهده می‌گردد، می‌بایست در همین بخش فوقانی جدول توزیع جستجو شود. طبق نظر کراویس اختلاف بین‌المللی در درجات نابرابری را می‌توان به عواملی مانند اختلاف در توزیع خصوصیات ویژه مردم که بر عملکرد آنها در عرصه اقتصادی مؤثر است؛ موانع عرفی و قانونی تحرک اجتماعی، عوامل ساختاری که منشأ کارهایی با درآمد نابرابر و شدیداً تبعیض‌آمیز می‌باشد و به سازمان‌بندی سیاسی اجتماعی نسبت داد (چمپرنان[4]، ۱۹۷۴: ۸۰۵).

با گسترش توسعه اقتصادی در سراسر دنیا طی نیمه دوم قرن بیستم، آشکار شد که تجربه‌های زیادی از توسعه موفق وجود دارند که به نرخ‌های رشد اقتصادی قابل توجه دست یافته‌اند، بدون اینکه درجات بالایی از نابرابری درآمدی در آنها مشاهده گردد، برای مثال ببرهای آسیایی[5]. همچنین بسیاری از کشورها مانند کشورهای آمریکای لاتین به رغم نابرابری بسیار بالا، سابقه رشد اقتصادی ضعیفی داشته‌اند. بنابراین اقتصاددانان متعددی تأکید بر آثار منفی بالقوه نابرابری بر رشد کرده‌اند، ایده‌ای که پیش از این توسط میردال[6] (۱۹۷۳) رواج یافت. اقیون و همکاران[7] (۱۹۹۹) نتیجه گرفتند که دیدگاه قدیم به رشد آسیب می‌زند و با نتایج تجربی مغایر است.

ساز و کارهای مختلفی برای توجیه رابطه منفی بین نابرابری و عملکرد رشد پیشنهاد شده‌اند. بازار اعتبار تعیین کننده دسترسی محدود کشورهای فقیر به تأمین منابع مالی است که برای سرمایه‌گذاری در تشکیل سرمایه انسانی لازم است. از آنجا که در چنین محیطی بیشتر افراد مجبور به اتکا بر منابع مالی خود برای تأمین منابع مالی هستند، کاهش در نابرابری می‌تواند نرخ تشکیل سرمایه انسانی و رشد اقتصادی را افزایش دهد. کانال "مالی" دوم بر تأثیرات مختل کننده و ضدانگیزشی مالیات تأکید دارد که تحت فشارهای سیاسی، برای کاهش نابرابری‌های زیاد مطرح می‌شوند. توزیع مجدد درآمد از طریق افزایش بار مالیاتی بر سرمایه‌گذاران بالقوه، سرمایه‌گذاری و در نتیجه، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. کانال سوم بر این نکته تأکید دارد که نابرابری زیاد منجر به افزایش بیشتری از کارگزاران اقتصادی درگیر در فعالیت‌های رانت‌جویانه، فساد و بزهکاری می‌شود. این فعالیت‌ها حقوق مالکیت و انگیزه سرمایه‌گذاری را تهدید می‌کند. چهارمین

1. Turnovsky (2008)
2. Irving Kravis
۳. در اینجا منظور کراویس از کشورهای توسعه نیافته، کشورهایی است که در مراحل ابتدایی رشد اقتصادی قرار دارند.

4. Champernowne (1974)
۵. چهار ببر آسیایی یا اژدهاهای آسیایی لفظی است که برای اشاره به اقتصادهای توسعه یافته هنگ کنگ، کره جنوبی، سنگاپور و تایوان به کار می‌رود.
6. Gunnar Myrdal (1973)
7. Aghion et al. (1999)

کانال، از مطالعه مورفی و همکاران[1] (۱۹۸۹) نشأت می‌گیرد که نسخه تجدیدنظر شده از تئوری "فشار بزرگ"[2] می‌باشد. ایده مربوط به این بحث بدین گونه است که صنعتی شدن موفقیت‌آمیز نیازمند بازار بزرگی برای تقاضای داخلی به منظور سودآور نمودن فناوری‌هایی است که بازدهی‌های فزآینده دارند. درجه بالای نابرابری موجب کاهش تقاضای داخلی شده و در نتیجه گسترش محیط اقتصادی را که تسهیل‌کننده فشار بزرگ برای توسعه اقتصادی است، متوقف می‌سازد.

هیرشمن[3] (۱۹۷۳) نیز توجه خود را بر تأثیر نابرابری بر رشد، از طریق آنچه او "اثر تونل[4]" نامید، معطوف کرد. این اثر شامل اصول پایه‌ای زیر است:

- در مراحل اولیه توسعه و رشد، امکان تحمل افزایش نابرابری‌ها وجود دارد.
- تحمل افزایش نابرابری در طول زمان، در صورتی که گروه‌های کم درآمد موفق به نفع بردن از فرایند رشد نگردند، فرسایشی می‌شود.
- در بلندمدت، نابرابری‌های پایدار و در حال رشد احتمالاً در یک کشور در حال توسعه به "مصیبت‌های توسعه[5]" دامن می‌زنند؛ زیرا نابرابری‌ها منجر به تنش‌های داخلی و آن هم موجب بی‌ثباتی سیاسی می‌گردد.

هیرشمن بحث می‌کند که افراد رفاه فردی خود را به صورت نسبی ارزیابی می‌کنند، به این معنا که درآمد خود را با درآمد دیگران مقایسه می‌کنند. حتی اگر افراد فقیر منافعی به شکل درآمد واقعی کسب کنند، این حقیقت که گروه‌های دیگر بسیار بیشتر استفاده برده‌اند، منجر به احساس محرومیت نسبی در آنان خواهد شد.

۲-۱- تحلیل دیدگاه‌های مختلف در مورد رابطه رشد اقتصادی و توزیع درآمد

۲-۱-۱- دیدگاه اول: اولویت رشد اقتصادی بر توزیع درآمد

این دیدگاه معتقد است که توزیع بسیار نابرابر درآمد شرط لازم برای رشد سریع اقتصادی است (تودارو[6]، ۱۹۹۷: ۱۷۰).

استدلال اقتصادی این نظریه این است که شرط لازم رشد اقتصادی نرخ بالای پس‌انداز است، برای افزایش نرخ پس‌انداز باید درآمد طبقات بالای اجتماعی افزایش یابد چون ثروتمندان نیازهای اولیه خود را برطرف نموده و با افزایش درآمد میل نهایی به مصرف آنها کاهش و میل نهایی به پس‌انداز افزایش می‌یابد. ثروتمندان درآمدهای اضافی را پس‌انداز می‌کنند و رشد اقتصادی تسریع می‌شود. این نظریه برای تقویت استدلال خود از اثرات رخنه به پایین استفاده می‌کند که به شرح آن می‌پردازیم. اگر تولید یک جامعه افزایش یابد در مراحل اولیه طبقات بالای جامعه از آن بهره‌مند می‌شوند. در مراحل بعدی اثرات مصرف این طبقات به طبقات پایین سرایت می‌کند و آنها نیز از اثرات رشد تولید بهره‌مند می‌شوند. به اعتقاد نظریه‌پردازان این نظریه با افزایش درآمد ثروتمندان اثرات رخنه به پایین رشد اقتصادی در مرحله بعد درآمد فقرا را هم‌زمان با افزایش تولید افزایش می‌دهد و از فشارهای تورمی جلوگیری می‌کند. در صورتی که فقرا نیازهای اشباع نشده دارند و با افزایش درآمد تقاضای آنها برای کالاهای مصرفی افزایش می‌یابد و چون عرضه بی‌کشش است تنها قیمت‌ها بالا می‌رود. این نظریه در عمل صحیح نیست زیرا جامعه می‌تواند رشد داشته باشد ولی توزیع مناسب درآمد نداشته باشد و آثار رشد به طبقات پایین سرایت نکند.

۲-۱-۲- دیدگاه دوم: اولویت توزیع درآمد بر رشد اقتصادی

نظریه‌پردازان این دیدگاه با دیدگاه اول به چهار دلیل مخالفاند و توزیع درآمد را بر رشد اقتصادی در اولویت قرار می‌دهند. استدلال و دلایل آنها به شرح زیر است:

- ثروتمندان کشورهای در حال گذر تمایلی به پس‌انداز و صرفه جویی ندارند اغلب آنها بخش عمده‌ای از درآمد خود را صرف خرید کالاهای لوکس وارداتی، خانه های بزرگ و بسیار گران قیمت، مسافرت به کشورهای دیگر، خرید جواهرات و طلا و مصرف کالاها و خدماتی که بیشتر جنبه تفاخر دارد، می‌نمایند.
- افزایش درآمد اندک فقرا سطح زندگی آنها را از لحاظ تغذیه مناسب، بهداشت و آموزش پایین نگه می‌دارد و لذا

1. Murphy et al. (1989)
2. Big Push
3. Hirschman (1973)
4. Tunnel Effect
5. Development Disasters
6. Todaro (1997)

بهره‌وری اقتصادی آنها را کاهش می‌دهد که به‌طور مستقیم و غیرمستقیم بر کند شدن رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد چون بار اصلی تولید را این قشر بر دوش می‌کشد.

- افزایش سطح درآمد طبقات پایین، تقاضا برای کالاهای ضروری نظیر غذا، پوشاک، مسکن، آب آشامیدنی سالم، آموزش و امنیت که عمدتاً در داخل تولید می‌شود را بالا می‌برد و این امر به دنبال خود اشتغال و تولید ملی را افزایش می‌دهد. در صورتی که کالاهای مورد تقاضای ثروتمندان وارداتی بوده و موجب خروج ارز از کشور می‌شود و تولید ملی را کاهش می‌دهد.
- توزیع عادلانه درآمد ازلحاظ روانی انگیزه نیرومندی برای افزایش نرخ مشارکت عموم مردم در فعالیت‌های اقتصادی و همکاری با برنامه‌های توسعه اقتصادی ایجاد می‌کند. بی‌عدالتی عموم مردم و بالأخص اندیشمندان و آگاهان نوع‌دوست جامعه را علیه برنامه‌های اجرایی که موجب ظلم و شکاف طبقاتی شده برمی‌انگیزاند.

۲-۱-۳-دیدگاه سوم: نظریه اقتصاد اسلامی هم‌زمانی رشد اقتصادی و توزیع درآمد

در این دیدگاه رشد سریع اقتصادی با توزیع عادلانه درآمد به‌عنوان اهداف اصلی توسعه ناسازگار نیستند و هیچ‌کدام بر دیگری اولویت ندارند. هدف اصلی برنامه‌های توسعه اقتصادی باید ایجاد الگوی مطلوب رشد درآمد همگانی باشد، همگانی شدن جریان رشد اقتصادی، درآمد گروه‌های بسیار فقیر را هم‌زمان افزایش می‌دهد. اقتصاد اسلامی حتی قبل از تولید اعتقاد به توزیع عادلانه دارد. قبل از تولید کالا و خدمت عوامل تولید و منابع طبیعی باید بر اساس استحقاق افراد و مطابق با عدالت اجتماعی بین افراد جامعه توزیع شود. پس از تولید کالا و خدمت عواید حاصل از تولید باید بر اساس نسبت مشارکت در تولید تعیین و پرداخت شود. در نظریه اقتصاد اسلامی انسان خلیفه خداست بنابراین تولید برای وی و توسط وی صورت می‌گیرد لذا سهم نیروی کار نسبت به سایر عوامل تولید از اولویت برخوردار است. در نظریه اقتصاد اسلامی بین رشد اقتصادی و توزیع عادلانه درآمد، ثروت و امکانات اجتماعی سازگاری وجود دارد و هم‌زمانی آنها موجب هم‌افزایی می‌شود.

۳- پیشینه تحقیق

مطالعات متعددی در داخل و خارج به بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و رشد اقتصای پرداخته‌اند که در این بخش به برخی از آنها پرداخته می‌شود.

۳-۱- مطالعات خارجی

هسینگ[1] با استفاده از روش GARCH ارتباط بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد را طی سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۶۸ در آمریکا مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه رسید که نابرابری درآمد تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (هسینگ، ۲۰۰۵: ۶۴۳).

والکر[2] در مطالعه‌ای الگوهای توزیع درآمد را بین مناطق مختلف مورد بررسی قرار داده است. وی در پژوهش مذکور، رابطه میان توزیع نابرابر درآمد با رشد اقتصادی، سطح زندگی و منطقه جغرافیایی را مورد بررسی قرار داده است و نتیجه گرفت که در بلندمدت، ارتباط معکوس میان رشد اقتصادی سریع‌تر و توزیع برابر درآمد وجود ندارد (والکر، ۲۰۰۷: ۶۴۳).

کالویج و ورچر[3] در پژوهشی، نقش توزیع درآمد را در رابطه فقر با رشد اقتصادی، با استفاده از روش داده‌های ترکیبی مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها مفهومی به نام کشش درآمدی فقر را معرفی کرده‌اند که تغییرات فقر را با توجه به رشد درآمد نشان می‌دهد. در پژوهش مذکور، نشان داده می‌شود که کشش درآمدی فقر، به طور معناداری با توزیع اولیه درآمد ارتباط دارد (کالویج و ورچر، ۲۰۰۷: ۸۰۵).

هالتر و همکاران[4] ارتباط نابرابری درآمد و رشد اقتصادی را با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که نابرابری درآمد در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و در بلندمدت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی می‌گذارد (هالتر و همکاران،۲۰۱۴: ۸۱).

چو و همکاران[5] در قالب یک مدل پنل غیرخطی به بررسی ارتباط نابرابری درآمد و رشد اقتصادی ۷۷ کشور جهان پرداختند. نتایج نشان می‌دهند نابرابری مانع رشد اقتصادی در بسیاری از کشورهای در حال توسعه می‌باشد (چو و همکاران، ۲۰۱۴: ۱).

1. Hsing (2005)
2. Walker (2007)
3. Kalwij & Verschoor (2007)
4. Halter et al. (2014)
5. Cho et al. (2014)

هانگ و همکاران[1] با استفاده از داده‌های ۲۰۱۴-۱۹۴۵ کشور آمریکا نوسانات رشد اقتصادی و توزیع درآمد را مورد بررسی قرار دادند. آنها نشان دادند که نوسانات رشد اقتصادی تنها زمانی که رشد اقتصادی مثبت باشد موجب افزایش نابرابری می‌شود. اما در دوره‌ای که رشد اقتصادی منفی است، نوسانات رشد اقتصای اثر معناداری بر نابرابری درآمدی آمریکا نداشته است (هانگ و همکاران، ۲۰۱۵: ۲۱۲).

۳-۲-مطالعات داخلی

ابریشمی و همکاران در مقاله‌ای رابطه بین متغیرهای نابرابری و رشد اقتصادی را بر اساس آزمون علّیت گرنجر و آزمون همگرایی یوهانسن-یوسیلیوس در دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۵۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از آزمون نشان می‌دهد که یک رابطه علّی یک‌طرفه از سمت نابرابری درآمد به سمت رشد اقتصادی وجود دارد. به عبارت دیگر تغییرات نابرابری، علّت تغییرات در رشد اقتصادی است. همچنین نتایج مطالعه حاکی از آن است که افزایش نابرابری درآمد در بلندمدت سبب کاهش رشد اقتصادی می‌شود (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۴: ۱۳).

ابونوری و اژدری اثر توزیع درآمدی بر رشد اقتصادی ایران را طی سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۵۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از مطالعه آنها نشان می‌دهد که رابطه بین شاخص‌های نابرابری با رشد منفی بوده است (ابونوری و اژدری، ۱۳۸۴: ۵۲). مهرگان و همکاران رابطه بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد ایران را طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۴۷ با استفاده از مدل‌های رگرسیونی بررسی کردند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که ترکیب و سهم بخش‌ها در رشد اقتصادی، بر چگونگی توزیع درآمد تأثیر می‌گذارد. به طوری‌که هرچه سهم بخش کشاورزی افزایش یابد توزیع اقتصادی متعادل‌تر می‌شود (مهرگان و همکاران،۱۳۸۷: ۵۷).

اکبریان و فام‌کار به بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد، مخارج آموزشی و رشد اقتصادی طی دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۵۳ با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای پرداختند. نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهد که متغیر نابرابری درآمد با واسطه و بدون واسطه مخارج آموزشی دولت ارتباط منفی با نرخ رشد اقتصادی در ایران دارد. همچنین مخارج آموزشی دولت نیز با نرخ رشد اقتصادی رابطه منفی دارد (اکبریان و فام‌کار، ۱۳۸۹: ۱۶۱).

سلمانی و بیژنی با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی ایران و تأثیر درجه باز بودن طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۴۷ پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان می‌دهد که نابرابری درآمد در بلندمدت دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی ایران است و افزایش درجه باز بودن تجاری باعث کاهش اثر منفی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی ایران می‌شود (سلمانی و بیژنی، ۱۳۹۰: ۱۰۱).

موسوی جهرمی و همکاران به بررسی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمد در ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۶۳ با رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده پرداختند. یافته‌های تحقیق دلالت بر آن دارد که رشد اقتصادی و تورم تأثیر منفی، متغیرهای درآمد حاصل از مالیات بر درآمد، درآمدهای حاصل از نفت و گاز و بهره‌وری نیروی کار تأثیری مثبت بر برابری درآمد دارند. همچنین، بر اساس نتایج به دست آمده می‌توان اظهار داشت که رابطه میان رشد اقتصادی و توزیع درآمد با دیدگاه کوزنتس و کالدور مطابقت دارد (موسوی جهرمی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۱۷).

موتمنی با استفاده از رگرسیون هم‌جمعی کانونی به بررسی اثر نوسانات رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۰ پرداخت. نتیجه برآورد نشان از وجود رابطه‌ای معنادار و بلندمدت بین دو متغیر دارد؛ به نحوی که با افزایش نوسانات رشد اقتصادی، نابرابری درآمد نیز بیشتر می‌شود. افزایش یا کاهش رشد اقتصادی در صورتی که منجر به تحریک نوسانات شود، تشدید نابرابری درآمد را به همراه خواهد داشت (موتمنی، ۱۳۹۴: ۲۳).

تفاوت تحقیق حاضر با تحقیقات گذشته در این است که این مطالعه ارتباط غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم پانلی نابرابری درآمد و رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه را مورد بررسی قرار می‌دهد.

٤- روش‌شناسی تحقیق

۴-۱- مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی

در این قسمت به منظور بررسی تأثیر آستانه‌ای نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه، از تکنیک

1. Hung et al. (2015)

اقتصادسنجی رگرسیون انتقال ملایم پانلی[1] (PSTR) استفاده شده است. برای این منظور بر اساس گونزالز و همکاران[2] (۲۰۰۵) و مطالعه کولتیاز و هارولین[3] (۲۰۰۶) یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود:

(۱)

$$y_{it} = \mu_i + B'_0 x_{it} + B'_1 x_{it}\, G(q_{it}; \gamma, c) + u_{it} \quad i = 1, \dots, N, \; t = 1, \dots, T$$

که در رابطه (۱) y_{it} متغیر وابسته، x_{it} برداری از متغیرهای برون‌زا، μ_i اثرات ثابت مقاطع و u_{it} نیز جمله خطا است که $i.d.iN(0, \sigma_\varepsilon^2)$ در نظر گرفته شده است. تابع انتقال $G(q_{it}; \gamma, c)$ نیز بیانگر یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک است که توسط مقدار متغیر آستانه‌ای تعیین می‌شود و به صورت تابع لاجستیکی زیر تصریح می‌گردد:

(۲)

$$G(\gamma, c; q_{it}) = \left\{1 + \exp\left[-\gamma \prod_{j=1}^{m} (q_{it} - c_j)\right]\right\}^{-1}, \quad \gamma > 0, c_1 \le c_2, \dots, \le c_m$$

همچنین برای تابع انتقال داریم:

(۳)

$$G(\gamma, c; q_{it}) = \begin{cases} 1 & \text{if } q_{it} \ge c \\ 0 & \text{otherwis} \end{cases}$$

در رابطه (۲) γ پارامتر شیب و بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است و q_{it} متغیر انتقال یا آستانه‌ای می‌باشد که بر اساس مطالعه کولیتاز و هارولین می‌تواند از بین متغیرهای توضیحی، وقفه متغیر وابسته، یا هر متغیر دیگر خارج از مدل که از حیث مبانی تئوریکی در ارتباط با مدل مورد مطالعه بوده و عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد، انتخاب گردد. همچنین $c = (c_1, \dots, c_m)'$ یک بردار از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم است (کولیتاز و هارولین، ۲۰۰۶: ۱۵).

شکل تعمیم‌یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال نیز به صورت رابطه (۴) تصریح می‌شود:

(۴)

$$y_{it} = \mu_i + B'_0 x_{it} \; \sum_{j=1}^{r} [B'_j x_{it}] G_j(q_{it}^{j}; \gamma_j, c_j) + u_{it}$$

که در آن r بیانگر تعداد توابع انتقال به منظور تصریح رفتار غیرخطی می‌باشد و سایر موارد از قبل تعریف شده‌اند. قابل ذکر است که مدل PSTR با حذف اثرات ثابت از طریق حذف کردن میانگین‌های انفرادی و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی[4] (NLS) که معادل تخمین‌زن حداکثر درست‌نمایی[5] (ML) است، برآورد خواهد شد.

بر اساس مطالعات انجام شده توسط فوک و همکاران[6] (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵)، کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) و جوید[7] (۲۰۱۰) مراحل تخمین بدین صورت است که ابتدا آزمون خطی بودن در مقابل غیرخطی بودن انجام می‌شود و در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رابطه میان متغیرها، باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی موجود میان متغیرها انتخاب شود. اگر چه آزمون خطی بودن می‌تواند با آزمون فرضیه صفر $H_0: \gamma = 0$ یا $H_0: B_1 = 0$ انجام شود، اما از آنجایی که مدل PSTR تحت فرضیه صفر دارای پارامترهای مزاحم نامعین[8] است، آماره‌های آزمون هر دو فرضیه فوق غیر استاندارد هستند. به منظور حل این مشکل، لوکنن[9] (۱۹۸۸) و تراسورتا[10] (۱۹۹۸) استفاده از تقریب تیلور تابع انتقال را پیشنهاد کرده‌اند. برای این منظور گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) نیز در این خصوص تقریب تیلور تابع انتقال $G(q_{it}; \gamma, c)$ را بر حسب پارامتر γ حول مقدار $\gamma = 0$ پیشنهاد نموده‌اند که به صورت زیر می‌باشد:

(۵)

$$y_{it} = \mu_i + B_0 x_{it} + B_1 x_{it} q_{it} + \dots + B_m x_{it} q_{it}^{m} + u_{it}$$

طبق رابطه (۵) فرضیه صفر که بیانگر خطی بودن رابطه بین متغیرها است به صورت $H_0: B_1 = \dots = B_m = 0$ مطرح می‌گردد که رد فرضیه صفر دلالت بر وجود رابطه غیرخطی و عدم رد آن وجود رابطه خطی بین متغیرهای مدل را نشان می‌دهد. به منظور آزمون این فرضیه به تبعیت از کولیتاز و هارولین از آماره‌های ضریب لاگرانژ والد[11] (LM_W)، ضریب

1. Panel Smooth Transition Regression
2. Gonzalez et al. (2005)
3. Colletaz & Hurlin (2006)

4. Non-Linear Least Squares
5. Maximum Likelihood
6. Fok et al. (2004)
7. Jude (2010)
8. Contains Unidentified Nuisance Parameters
9. Luukkonen (1988)
10. Terasvirta (1998)
11. Wald Lagrange Multipliyer

لاگرانژ فیشر[1] (LM_F) و نسبت درست‌نمایی[2] (LR) استفاده می‌شود که توسط روابط زیر محاسبه می‌شوند:

(۶)
$$LM_W = \frac{TN(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0}$$

(۷)
$$LM_F = \frac{[(SSR_0 - SSR_1)/Km]}{[SSR_0/(TN - N - mK)]}$$

(۸)
$$LR = -2[\log(SSR_1) - \log(SSR_0)]$$

در روابط فوق، SSR_0 مجموع باقیمانده مدل پانلی خطی و SSR_1 مجموع مربعات باقیمانده غیرخطی PSTR است. همچنین T دوره زمانی، N تعداد مقاطع، K تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل و m تعداد حدهای آستانه‌ای می‌باشند. در شرایطی که نتایج به دست آمده از یک الگوی PSTR دلالت کند، در مرحله بعدی باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی انتخاب گردد. برای این منظور فرضیه صفر وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل دو تابع انتقال آزمون می‌شود. فرایند این آزمون نیز مشابه آزمون خطی بودن است، با این تفاوت که تقریب سری تیلور از تابع انتقال دوم مورد آزمون قرار می‌گیرد که به صورت رابطه (۹) تصریح می‌گردد:

(۹)
$$y_{it} = \mu_i + B_0 x_{it} + B_1 x_{it} G(q_{it}^{(1)}, \gamma, c) + B_{21} x_{it} q_{it}^{(2)} + \cdots + B_{2m} x_{it} q_{it}^{(2)m} + u_{it}$$

حال با توجه به رابطه (۹) آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده به وسیله آزمون فرضیه صفر $H_0: B_{21} = \cdots = B_{2m} = 0$ انجام می‌شود. در صورتی که فرضیه صفر رد نشود، لحاظ کردن یک تابع انتقال جهت بررسی رابطه غیرخطی میان متغیرهای تحت بررسی کفایت می‌کند. اما در صورتی که فرضیه صفر در این آزمون رد شود، حداقل دو تابع انتقال در مدل PSTR وجود خواهد داشت و در ادامه باید فرضیه صفر وجود دو تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل سه تابع انتقال آزمون شود. این فرایند تا زمانی که فرضیه صفر پذیرفته شود، باید ادامه داشته باشد.

۴-۲-تصریح مدل

در این مطالعه به منظور بررسی تأثیر آستانه‌ای نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰، از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی استفاده شده است. لازم به ذکر است که داده‌های مورد استفاده از سایت بانک جهانی[3] استخراج شده‌اند. همچنین الگوی اقتصادسنجی مورد استفاده در این تحقیق برگرفته از مدل چو و همکاران (۲۰۱۴) به صورت رابطه (۱۰) می‌باشد:

(۱۰)
$$GDP_{it} = \mu_i + a'_1 GINI_{it} + a'_2 POP_{it} + a'_3 HC_{it} + a'_4 OPEN_{it} + \sum_{j=1}^{r} [B'_1 GINI_{it} + B'_2 POP_{it} + B'_3 HC_{it} + B'_4 OPEN_{it}] G_j(q_{it}^j; \gamma_j, c_j) + u_{it}$$

که در رابطه (۱۰) متغیرهای مورد استفاده عبارتند از: GDP تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه بر اساس برابری قدرت خرید پول (به قیمت ثابت سال پایه (۲۰۰۵) که به عنوان متغیر درون‌زای مدل انتخاب شده است).

GINI: ضریب جینی که بدین صورت تعریف می‌شود: ضریب جینی یک واحد اندازه‌گیری پراکندگی آماری است که معمولاً برای سنجش میزان نابرابری در توزیع درآمد یا ثروت در یک جامعه آماری استفاده می‌شود. این ضریب با نسبتی تعریف می‌شود که ارزشی بین صفر و یک دارد.

متغیر نرخ رشد جمعیت (POP) به منظور بررسی تأثیر پویایی‌های جمعیت بر رشد اقتصادی در مدل لحاظ شده است. همچنین (HC) نشانگر شاخص سرمایه انسانی می‌باشد. OPEN شاخص درجه باز بودن اقتصاد که از نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود. لازم به ذکر است که ضریب جینی به عنوان متغیر انتقال انتخاب شده است. در واقع فرض می‌شود که در سطوح مختلف ضریب جینی، رابطه میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمد از یک الگوی غیرخطی و حتی نامتقارن تبعیت کند و این فرض

1. Fischer Lagrange Multipliyer
2. Likelihood Ratio
3. World Development Indicators

در مطالعه حاضر مورد آزمون قرار می‌گیرد. لازم به ذکر است برای تخمین مدل از نرم‌افزارهای Matlab و Eviews9 استفاده شده است.

۵- نتایج برآورد مدل

پیش از پرداختن به برآورد مدل PSTR، ویژگی ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، ضریب جینی، نرخ رشد جمعیت، سرمایه انسانی و درجه باز بودن تجاری پس از یک مرتبه تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند.

بر اساس مباحث مطرح شده در بخش روش‌شناسی، در مرحله اول فرضیه صفر خطی بودن مدل در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با در نظر گرفتن ضریب جینی به عنوان متغیر انتقال آزمون شده است. نتایج گزارش شده در جدول (۲) برای کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهند که تمامی آماره‌های ضریب لاگرانژ والد (LM_W)، ضریب لاگرانژ فیشر (LM_F) و نسبت درست‌نمایی (LR) برای یک و دو حد آستانه‌ای (M=2) و (M=1) از یک الگوی غیرخطی پیروی می‌کنند.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر (ADF) برای متغیرهای مدل

نام متغیر	آماره آزمون	مقدار بحرانی
GDP	۹۵/۸۶	۰/۰۰۰
GINI	۱۲۱/۹۳	۰/۰۰۰
POP	۱۳۵/۳۳	۰/۰۰۰
HC	۸۱/۸۱	۰/۰۰۰
OPEN	۲۰۰/۴۶	۰/۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲. آزمون‌های وجود رابطه غیرخطی

	M=1			M=2		
	LM_W	LM_F	LR	LM_W	LM_F	LR
$H_0: r = 0$ $H_0: r = 1$	۶۱/۰۰۵ (۰/۰۰۰)	۱۹/۷۹۲ (۰/۰۰۰)	۷۳/۴۰۸ (۰/۰۰۰)	۶۶/۶۷۷ (۰/۰۰۰)	۱۱/۰۴۰ (۰/۰۰۰)	۸۱/۹۰۸ (۰/۰۰۰)

توجه: M بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و r بیانگر تعداد توابع انتقال می‌باشد. همچنین مقادیر احتمال مربوط به هر آماره داخل پرانتز گزارش شده است.

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۳. آزمون‌های وجود رابطه غیرخطی باقیمانده

	M=1			M=2		
	LM_W	LM_F	LR	LM_W	LM_F	LR
$\begin{cases}H_0: r = 1\\H_0: r = 2\end{cases}$	۱۴/۳۰۴ (۰/۰۸۴)	۶/۳۴۲ (۰/۰۹۲)	۸/۲۸۳ (۰/۰۷۷)	۱۷/۳۰۲ (۰/۰۸۱)	۱/۹۵۶ (۰/۰۸۸)	۱۸/۱۳۲ (۰/۰۶۹)

مأخذ: نتایج تحقیق (با استفاده از نرم‌افزار Matlab)

جدول ۴. تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای در یک تابع انتقال

M=1			M=2		
معیار شوارتز	معیار آکائیک	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار شوارتز	معیار آکائیک	مجموع مجذور باقیمانده‌ها
-۲/۷۳۱۹	-۳/۷۴۱۲	۱/۴۱۹	-۲/۷۰۳۶	-۳/۷۱۷۲	۱/۴۱۹

مأخذ: نتایج تحقیق (با استفاده از نرم‌افزار Matlab)

پس از حصول اطمینان از وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه، در ادامه باید وجود رابطه غیرخطی باقیمانده را به منظور تعیین تعداد توابع انتقال مورد بررسی قرار داد. برای این منظور بر اساس مطالعه گونزالز و همکاران و کولیتاز و هارولین، فرضیه صفر وجود الگوی PSTR با یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با حداقل دو تابع انتقال مورد آزمون قرار گرفته که نتایج آن در جدول (۳) برای کشورهای در حال توسعه ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهند که لحاظ کردن یک تابع انتقال برای کشورهای در حال توسعه برای تعیین رابطه غیرخطی میان ضریب جینی و رشد اقتصادی کفایت می‌کند.

پس از حصول اطمینان از وجود رابطه غیرخطی میان متغیرها و لحاظ توابع انتقال جهت تصریح رفتار غیرخطی، اکنون باید حالت بهینه میان تابع انتقال با یک یا دو حد آستانه‌ای انتخاب گردد. برای این منظور مدل PSTR متناظر با هر یک از این حالات برآورد شده و از میان آنها بر اساس معیارهای مجموع مجذور باقیمانده‌ها، شوارتز[1] و آکائیک[2] مدل بهینه انتخاب می‌گردد. نتایج جدول (۴) که در خصوص کشورهای در حال توسعه آورده شده است، حاکی از آن است که بر اساس معیارهای شوارتز و آکائیک، مدل PSTR با یک حد آستانه‌ای، مدل بهینه‌ای برای کشورهای مذکور می‌باشد.

پس از انتخاب مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای که بیانگر یک مدل دو رژیمی است، در ادامه به برآورد مدل می‌پردازیم.

نتایج حاصل از تخمین مدل PSTR دو رژیمی در جدول شماره (۵) لحاظ شده است. پارامتر شیب که بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است، معادل ۰/۳۵برآورد شده است. همچنین حد آستانه‌ای ضریب جینی برای کشورهای در حال توسعه نیز مقدار ۰/۴۳ می‌باشد. به عبارت دیگر زمانی که مقدار ضریب جینی برابر با ۰/۴۳ هست، جهت یا شدت تأثیرگذاری نابرابری درآمد بر رشد تولید ناخالص داخلی تغییر می‌کند. به بیان دیگر، تغییر رژیم با سرعتی معادل ۰/۳۵ اتفاق می‌افتد. لذا در صورتی که مقدار ضریب جینی از ۰/۴۳ تجاوز کند، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن آن از حد آستانه‌ای فوق، در رژیم اول قرار خواهد گرفت. از آنجا که ضرایب متغیرها با توجه به مقدار متغیر انتقال (ضریب جینی) و پارامتر شیب تغییر می‌یابند و برای کشورهای مختلف و در طول زمان یکسان نمی‌باشند، نمی‌توان مقدار عددی ضرایب ارائه شده در جدول (۵) را مستقیماً تفسیر نمود و بهتر است علامت‌ها مورد تجزیه و تحلیل قرار بگیرند (شهبازی و سعیدپور، ۱۳۹۲: ۲۱).

به منظور ارائه درک واضح‌تر نتایج به دست آمده، دو رژیم حدی موجود برای کشورهای در حال توسعه مورد بررسی قرار می‌گیرند:

۱) رژیم حدی اول متناسب با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند و مقدار متغیر انتقال (ضریب جینی) کمتر از حد آستانه‌ای باشد، که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و به صورت رابطه (۱۱) تصریح می‌گردد:

(۱۱)

$$GDP = C + 0.002GINI - 0.162POP + 1.981HC + 0.273OPEN$$

۲) رژیم حدی دوم متناسب با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند، اما مقدار متغیر انتقال (ضریب جینی) بزرگ‌تر از حد آستانه‌ای باشد، که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و به صورت زیر تصریح می‌گردد:

(۱۲)

$$GDP = C - 0.003GINI + 0.164POP + 1.548HC + 0.243OPEN$$

جدول ۵. نتایج برآورد مدل PSTR

قسمت خطی مدل		قسمت غیر خطی مدل	
$\mathbf{GINI_0}$	۰/۰۰۲ (۲/۸۴-)	$GINI_1$	۰/۰۰۵- (۳/۶۴)
$\mathbf{POP_0}$	۰/۱۶۲- (۴/۰۷-)	POP_1	۰/۳۲۵ (۴/۴۱)
$\mathbf{HC_0}$	۱/۹۸۱ (۵/۳۳-)	HC_1	۰/۴۳۳ (۵/۳۱)
$\mathbf{OPEN_0}$	۰/۲۷۳ (۴/۶۵-)	$OPEN_1$	۰/۰۳- (۴/۷۳)
مکان وقوع تغییر رژیم C= 0.43			
ضریب تعدیل (سرعت تعدیل) γ= 0.35			

توجه: مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده آماره t می‌باشد. γ و C به ترتیب بیانگر پارامتر شیب و حد آستانه‌ای نابرابری درآمد می‌باشند.

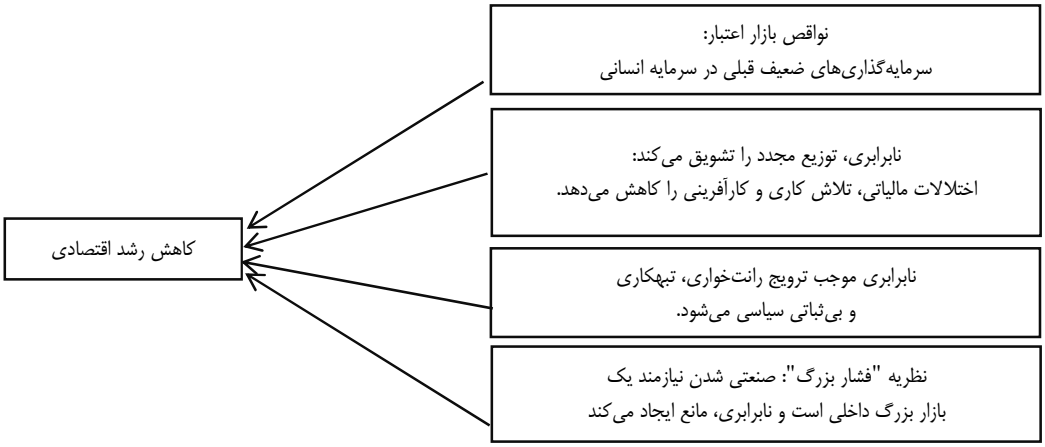
مأخذ: نتایج تحقیق (با استفاده از نرم‌افزار Matlab)

همان‌طور که در جدول (۵) مشاهده می‌گردد، متغیر ضریب

1. Schwarz Criterion
2. AIC Criterion

جینی در رژیم اول تأثیر مثبت و در رژیم دوم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. قابل ذکر است در صورتی که نابرابری درآمد کشورها از حد آستانه‌ای ۰/۴۳عبور کند وارد رژیم دوم خواهند شد. به وضوح این نتیجه نشانگر رابطه نامتقارن نابرابری درآمد و رشد اقتصادی در سطوح مختلف نابرابری درآمد می‌باشد. تأثیر مثبت نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه با دیدگاه تودارو سازگار می‌باشد بدین صورت که توزیع بسیار نابرابر درآمد شرط لازم برای رشد سریع اقتصادی می‌باشد (تودارو، ۱۳۷۷: ۱۷۰). به عبارتی دیگر رشد اقتصادی را مقدم بر توزیع درآمد قلمداد می‌کنند. استدلال اقتصادی این نظریه این است که شرط لازم رشد اقتصادی نرخ بالای پس‌انداز است، برای افزایش نرخ پس‌انداز باید درآمد طبقات بالای اجتماعی افزایش یابد چون ثروتمندان نیازهای اولیه خود را برطرف نموده و با افزایش درآمد میل نهایی به مصرف آنها کاهش و میل نهایی به پس‌انداز افزایش می‌یابد. ثروتمندان درآمدهای اضافی را پس‌انداز می‌کنند و رشد اقتصادی تسریع می‌شود. این نظریه برای تقویت استدلال خود از اثرات رخنه به پایین استفاده می‌کند یعنی اگر تولید یک جامعه افزایش یابد در مراحل اولیه طبقات بالای جامعه از آن بهره‌مند می‌شوند. در مراحل بعدی اثرات مصرف این طبقات به طبقات پایین سرایت می‌کند و آنها نیز از اثرات رشد تولید بهره‌مند می‌شوند. به اعتقاد نظریه‌پردازان این نظریه با افزایش درآمد ثروتمندان اثرات رخنه به پایین رشد اقتصادی در مرحله بعد درآمد فقرا را هم‌زمان با افزایش تولید افزایش می‌دهد و از فشارهای تورمی جلوگیری می‌کند. در صورتی که فقرا نیازهای اشباع نشده دارند و با افزایش درآمد تقاضای آنها برای کالاهای مصرفی افزایش می‌یابد و چون عرضه بی‌کشش است تنها قیمت‌ها بالا می‌رود.

دلیل دیگری برای این مسئله که چرا نابرابری احتمالاً منجر به رشد سریع‌تر می‌گردد به ایده تقسیم‌ناپذیری سرمایه برمی‌گردد که به این معناست که ایجاد صنایع غالباً مستلزم هزینه‌های اولیه بسیار زیادی می‌باشد، تأمین این هزینه در کشورهای توسعه نیافته که بازارهای مالی نامناسبی دارند، نیازمند تمرکز ثروت است. در نهایت همچنین بحث می‌شود که بدون انگیزه‌های کافی، نرخ‌های سرمایه‌گذاری برای خلق رشد پایدار، ناکافی باقی می‌مانند.



نمودار ۲. چگونگی اثرات نامساعد نابرابری بر رشد اقتصادی

مأخذ: برایان اسنودان و هوارد آر. وین، ۱۳۹۴

از طرف دیگر همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد نابرابری درآمد در رژیم دوم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی می‌گذارد که سازگار با دیدگاه‌های نظری و تجربی اقتصاددانان مختلف می‌باشد. آثار منفی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی سازگار با دیدگاه‌های میردال (۱۹۷۳) و اقیون و همکاران (۱۹۹۹) می‌باشد. بر اساس دیگاه آلسینا و پروتی[1] (۱۹۹۶) اثرات نامساعد نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی را می‌توان در نمودار (۲) نشان داد.

همچنین رشد جمعیت در رژیم اول تأثیر منفی و در رژیم

1. Alesina & Perotti (1996)

دوم تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است. تأثیر منفی رشد جمعیت بر رشد اقتصادی را می‌توان بدین گونه تحلیل کرد که با توجه به تابع تولید، به طور متوسط این کشورها در ناحیه دوم تولیدی قرار دارند به عبارتی با افزایش نیروی کار، تولید آنها کاهش می‌یابد. همچنین این تأثیر منفی با دیدگاه افرادی چون مالتوس[1] سازگار می‌باشد بدین صورت که مالتوسین‌ها معتقدند جمعیت مانع رشد و توسعه اقتصادی است. آنها بر این باورند که سرانجام رشد اقتصادی به واسطه رشد جمعیت محدود شده و بالأخره متوقف خواهد شد. بنابراین طرفداران نظریه مالتوس رشد کم‌تر جمعیت را تجویز کرده‌اند. همچنین برخی از مخالفین رشد جمعیت بر این عقیده هستند که یکی از دلایل بیکاری ساختاری موجود در کشورهای در حال توسعه رشد فزاینده‌ای هست که در سال‌های گذشته در مورد جمعیت اتفاق افتاده است. بنابراین ارتباط منفی رشد جمعیت و رشد اقتصادی با دیدگاه‌های (مالتوس، ۱۹۹۲)، (پورتنر[2]، ۱۹۹۶) و (حسن[3]، ۲۰۱۰) سازگار می‌باشد. از طرفی تأثیر مثبت رشد جمعیت بر رشد اقتصادی با دیدگاه موافقان رشد جمعیت از جمله مرکانتیلیست‌ها تطابق دارد. آنها تلاش می‌کنند فرایند توسعه را به روش‌های مختلف به تحولات جمعیتی نسبت دهند. جمعیت بالاتر به عنوان منبعی برای تولید ثروت شناخته شده و از این حیث برای جامعه دارای ارزش است. همچنین برخی اقتصاددانان مانند بوسراپ[4] (۱۹۸۱)، سیمون[5] (۱۹۹۸)، بکر و گلاسر[6] (۱۹۹۹) و ... رشد جمعیت را موتور رشد اقتصادی تلقی می‌کنند. رشد جمعیت به عنوان یکی از عمده‌ترین و مؤثرترین عوامل کاهش درآمد سرانه و به تبع آن، کاهش سطح زندگی و رفاه عمومی نیز شناخته شده است. اگر چه رشد نامطلوب جمعیت در شرایط عادی موجب فقر است، در عین حال، از همین عامل منفی می‌توان به عنوان عامل تولید و مصرف و به تبع آن، به عنوان عامل رشد تولید و شکوفایی اقتصادی بهره گرفت، مشروط بر اینکه برای بهره‌گیری از عامل منفی به گونه‌ای سنجیده و مطلوب، اصول و قواعد اقتصادی در جلب سرمایه، اعم از داخلی و خارجی، مورد بهره‌برداری قرار گیرد. در غیر این‌صورت، رشد نامطلوب جمعیت، موجب کاهش رفاه و افزایش فقر عمومی خواهد شد.

سرمایه انسانی در هر دو رژیم تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی گذاشته است با این توضیح که میزان تأثیرگذاری مثبت آن در رژیم دوم نسبت به رژیم اول ناچیز می‌باشد. مفهوم سرمایه انسانی نسبتاً در کشورهایی با وفور نیروی کار از اهمیت خاصی برخوردار می‌باشد. این کشورها طبیعتاً به دلیل نرخ رشد جمعیت بالا تحت شرایط اقلیمی معین صاحب نیروی کار زیادی هستند. مسئله کم‌یابی سرمایه ملموس در کشورهای مازاد نیروی کار می‌تواند توسط تسریع نرخ تشکیل سرمایه انسانی با سرمایه‌گذاری خصوصی و عمومی در بخش‌های آموزش و سلامت به صورت بین‌المللی حل شود. سرمایه مالی ملموس ابزار مؤثری در ترقی رشد اقتصادی کشور می‌باشد. بنابراین سرمایه انسانی، از مهم‌ترین عواملی است که می‌تواند ضمن تغییر خود، سایر نهاده‌های تولید را دگرگون یا متعادل کند و مبنایی برای نوآوری فراهم سازد و در سطح وسیع منجر به رشد اقتصادی شود.

تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی از دو ناحیه قابل بحث است: نخست سرمایه‌گذاری در منابع انسانی با فرض ثبات سایر شرایط، توان تولید افراد را افزایش می دهد. این برداشت در واقع محور اصلی نظریه سرمایه انسانی است و بر مبنای آن هر قدر انباشت سرمایه انسانی بیشتر باشد، انتظار می‌رود تولیدات با شتاب بیش‌تری رشد یابد. محور دیگر تحلیل‌ها بر این نکته متمرکز است که این سرمایه‌گذاری‌ها افزایش تولیدات را از ناحیه انتقال فناوری جدید و کاربرد آن محقق می سازد. بر مبنای این ملاحظات، هر قدر سرمایه انسانی از ناحیه آموزش بیشتر باشد، بسترهای لازم برای استفاده از فناوری وارداتی نیز بیش‌تر خواهد شد. همچنین مطالعات انجام شده توسط منکیو[7]، رومر[8] و ویل[9] 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 می گردد. البته این امر نیز باید عنوان گردد که با انباشت سرمایه انسانی نه تنها سرمایه انسانی به طور مستقیم موجب رشد اقتصادی خواهد شد، بلکه انباشت و استفاده بهینه

1. Malthus
2. Portner (1996)
3. Hasan (2010)
4. Boserup (1981)
5. Simon (1998)
6. Becker & Glaser (1999)
7. Mankiw
8. Romer
9. Will

از آن باعث افزایش بهره‌وری دیگر عوامل نیز خواهد شد که این اثر غیرمستقیم و درون‌زای سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی را می‌رساند.

متغیر درجه باز بودن تجاری در رژیم حدی اول تأثیر مثبت به اندازه ۰/۲۷ و در رژیم حدی دوم تأثیر منفی به اندازه ۰/۰۳- بر رشد اقتصادی دارد که البته میزان اثرگذاری منفی آن در رژیم دوم بسیار ناچیز می‌باشد. زیرا صادرات و واردات به واسطه تخصص‌گرایی، انتقال دانش و تکنولوژی می‌توانند بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت داشته باشند. شاید عامل اصلی که جهانی شدن اقتصاد را محقق می‌سازد، پیشرفت فناوری اطلاعات است که هزینه‌های ارتباط از راه دور را کاهش داده و اهمیت فاصله را در فعالیت‌های اقتصادی به حداقل رسانده است و تولید را افزایش داده و در نهایت باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود. اقتصاددانان کلاسیکی نیز در خصوص رابطه بین تجارت و رشد و توسعه اقتصادی معتقد هستند که تجارت خارجی عاملی برای رشد اقتصادی است. جهانی شدن با ارائه تجارت و ایجاد بسترهای سرمایه‌گذاری برای ایجاد اشتغال منجر به کاهش نابرابری درآمدی و فقر می‌شود. به طور کلی بخش‌های صنعتی و کشاورزی کشورهای در حال توسعه به طور کامل و بهینه مورد استفاده قرار نگرفته است. لذا با گسترش تجارت این کشورها توانایی افزایش در تولید را داشته و مازاد تولید ایجاد شده را می‌توانند صادر کنند. جهانی شدن اقتصاد باعث می‌شود که منابع استفاده نشده نیروی کار و زمین مورد استفاده قرار بگیرد و با آن تولید مازاد را صادر کنند. بنابراین تجارت از طریق توسعه بازار و تقسیم کار باعث می‌شود از ظرفیت‌های ماشین‌آلات موجود استفاده بیش‌تری گردد و نوآوری در تولید و بهره‌وری نیروی کار را افزایش دهد. در مجموع تجارت باعث می‌شود آن کشورها از بازده‌های فزاینده و توسعه گسترده اقتصادی بهره‌مند گردند. از طرفی تجارت این فرصت را ایجاد می‌کند که کشورها در تولید کالاهایی که عوامل تولید آن کالاها را دارند تخصص کسب نمایند. همچنین تجارت برای کشورهای در حال توسعه که بازارها در آنها کوچک است و دارای هزینه‌های تولیدی بالا می‌باشند، منجر به ایجاد صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس تولید شده و با استفاده از روابط تجاری، باعث افزایش صادرات شده و صرفه‌های اقتصادی هزینه‌ها را کاهش می‌دهد. اما در صورتی که افزایش حجم تجارت صرفاً بر مبنای صادرات مواد خام و اولیه و واردات کالاهای مصرفی باشد، می‌تواند بر رشد اقتصادی تأثیر منفی داشته باشد.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

هدف مطالعه حاضر بررسی تأثیر آستانه‌ای نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه است. در راستای هدف تحقیق، فرضیه تحقیق بیانگر این است که نابرابری درآمد اثرات نامتقارن بر رشد اقتصادی این گروه از کشورها دارد. مدل این تحقیق بر اساس روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) و طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰ برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که متغیر ضریب جینی در رژیم اول تأثیر مثبت و در رژیم دوم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. متغیر جمعیت نیز در رژیم اول و دوم به ترتیب تأثیر منفی و مثبت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه گذاشته است. سرمایه انسانی در هر دو رژیم تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی گذاشته است. متغیر درجه باز بودن تجاری نیز در رژیم حدی اول تأثیر مثبت و در رژیم حدی دوم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد که البته میزان اثرگذاری منفی آن در رژیم دوم بسیار ناچیز می‌باشد. با توجه به تأیید اثرگذاری غیرخطی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی، در اتخاذ سیاست‌هایی که ضریب جینی را دچار تغییر می‌کند باید به این نکته توجه داشت که، تغییرات جینی در دامنه‌های مختلف اثر یکسان بر رشد اقتصادی نداشته و بسته به رژیمی که اقتصاد در آن قرار دارد این اثرگذاری متفاوت می‌باشد.

با توجه به نتایج مطالعه موارد زیر پیشنهاد می‌گردد:

- با توجه به اینکه نابرابری درآمد در رژیم اول تأثیر مثبت و در رژیم دوم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد، سیاست‌های مناسب در جهت کاهش نابرابری درآمدی در دستور کار سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گیرد. در این راستا با توجه به تأثیر تجارت بین‌الملل بر توزیع درآمد و نقش آزادسازی تجاری بر عایدی عوامل تولید فراوان، پیشنهاد می‌شود سیاست‌هایی که به افزایش درجه باز بودن تجاری و کاهش محدودیت‌های تجاری منجر می‌شود، مورد توجه قرار گیرد تا بر این اساس توزیع درآمد به نفع عامل تولید فراوان کشور که همان نیروی کار است، گردد.
- از آنجایی که بر اساس یافته‌های تحقیق، بهبود و توسعه سرمایه انسانی منجر به رشد اقتصادی گردیده است و زمینه

بهبود توزیع عادلانه درآمدها را فراهم می‌سازد، لذا افزایش سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی توسط دولت در حوزه آموزش و بهداشت (که جزء وظایف اصلی دولت محسوب می‌شود)، بستر مناسبی را برای ارتقای سرمایه انسانی و در نتیجه رشد اقتصادی فراهم می‌سازد.

- با توجه به اثرات نامتقارن رشد جمعیت بر رشد اقتصادی، دولت‌مردان باید به گونه‌ای برنامه‌ریزی کنند که آهنگ رشد جمعیت را تثبیت کرده و از کاهش آن جلوگیری نمایند. البته در صورت افزایش باید به تناسب آن رشد اقتصادی و فرصت‌های جدید شغلی نیز جهت افزایش سطح رفاه این جمعیت باید به تناسب افزایش یابد.
- با توجه به اثر مثبت و معنی‌دار درجه باز بودن تجاری بر رشد اقتصادی و همچنین از آنجا که تأثیر منفی درجه باز بودن تجاری بر رشد اقتصادی در مقایسه با تأثیر مثبت آن ناچیز می‌باشد، سیاست افزایش درجه باز بودن تجاری جهت بهبود عملکردهای اقتصادی در میان کشورهای مورد بررسی توصیه می‌شود.

منابع

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، حسین و خطابخش، پریسا (۱۳۸۴). "بررسی رابطه رشد و توزیع درآمد در ایران". *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی*، سال ۵، شماره ۱۷، ۵۲-۱۳.

ابونوری، اسماعیل و اژدری، حسین (۱۳۸۴). "اثر توزیع درآمدی بر رشد اقتصادی با یک تحلیل بین کشوری با تأکید بر ایران". *مجله علوم انسانی دانشگاه الزهرا (س)*، شماره ۳۲، ۷۳-۵۲.

اکبریان، رضا و فام‌کار، مهسا (۱۳۸۹) "بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد، مخارج آموزشی و رشد اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۱، شماره ۱، ۱۸۵-۱۶۱.

تودارو، مایکل (۱۳۷۷). "*توسعه اقتصادی در جهان سوم*". ترجمه غلامعلی فرجادی، چاپ ششم، مؤسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی.

سلمانی، بهزاد و بیژنی، طاهره (۱۳۹۰). "نابرابری درآمد، باز بودن تجاری و رشد اقتصادی در ایران". *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، سال ۸، شماره ۱۶، ۱۲۰-۱۰۱.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و دهقانی احمدآباد، هانی (۱۳۸۹). "تأثیر عوامل نهادی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو گروهای دی هشت". *اقتصاد و تجارت نوین*، شماره‌های ۲۱ و ۲۲، ۷۵-۴۹.

شهبازی، کیومرث و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۲). "تأثیر آستانه‌ای توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه دی هشت". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۳، شماره ۱۲، ۳۸-۲۱.

صمدی، علی‌حسین؛ دهقان‌شبانی، زهرا و مرادی کوچی، عاطفه (۱۳۹۴). "تحلیل فضایی تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۹، ۷۲-۵۷.

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

گیلیس، ترکنز و رومر، اسنورگراس (۱۳۷۹). "*اقتصاد توسعه*". ترجمه غلام رضا آزادارمکی، تهران، نشر نی.

مهدوی عادلی، محمد حسین و رنجبرکی، علی (۱۳۸۴). "بررسی رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۸، ۱۳۸-۱۱۳.

مهرگان، نادر؛ موسایی، میثم و حکمت، رضا (۱۳۸۷). "رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران". *فصلنامه رفاه اجتماعی*، سال ۷، شماره ۲۸، ۷۷-۵۷.

موتمنی، مانی (۱۳۹۴). "بررسی اثر نوسانات رشد اقتصادی بر نابرابری درآمد در ایران با استفاده از رگرسیون هم جمعی کانونی". *دو فصلنامه جستارهای اقتصادی ایران*، سال دوازدهم، شماره ۱۶۳، ۱۷۹-۱۶۳.

موسوی‌جهرمی، یگانه؛ خدادادکاشی، فرهاد و فاطمه موسی‌پور، احمد (۱۳۹۳). "ارزیابی عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در جامعه". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال نوزدهم، شماره ۶۱، ۱۴۷-۱۱۷.

میرباقری هیر، میرناصر و شکوهی فرد، سیامک (۱۳۹۵). "بررسی تطبیقی اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی (رویکرد داده های تابلویی)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه*

اقتصادی، دوره ۶، شماره ۲۵، ۱۰۸-۹۳.

هوارد آر. وین و اسنودان، برایان (۱۳۹۴). "*کتاب اقتصاد کلان جدید: منشأ، سیر تحول و وضعیت فعلی*". ترجمه علی سوری و منصور خلیلی عراقی، انتشارات سمت.

Aghion, P., Caroli, E. & Garcia-Penalosa, C. (1999). "Inequality and Economic Growth; The Perspective of the New Growth Theories". *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1615-1660

Alesina, A. & Perotti, R. (1996). " Income Distribution, Political Instability and Investment". *European Economic Review*, 40(6), 1203-1228.

Becker, G. S. & Glaser, E. L. (1999). "Marphy K.M Population and Economic Growth". *American Economic Review,* 89(2), 1-19.

Boserup, E. (1981). "Population and Technological Change: A Study of Long-Term Trends". Chicago, *University of Chicago Press*, 8(1), 181-183.

Champernowne, D. G. (1974). "A Comparison of Measures of Inequality of Income Distribution". *The Economic Journal.* 84(336), 787-816.

Cho. D., Bo, K. & Doung, R. (2014). "Inequality and Growth: Nonlinear Evidence from Heterogeneous Panel Data". *KIEP Research Paper No Working Papers.*

Colletaz, G. & Hurlin, C. (2006). "Threshold Effects of the Public Capital Productivity: An International Panel SmoothTransition Approach". *Working Paper. University of Orléans.*

Daniel, H., Manuel, O. & Josef, Z. (2013). "Inequality and Growth: The Neglected Time Dimension". J*ournal of Economic Growth*, 19(1), 81-104.

Fok, D., Van Dijk, D. & Franses, P. (2004). "*A Multi-Level Panel STAR Model for US Manufacturing Sectors*". Working Paper, University of Rotterdam.

Gonzaez, A., Terasvirta, T. & Van Dijk, D. (2005). "Panel Smooth Transition Regression Models". *Working Paper Series in Economics and Finance*.

Halter, D., Oechslin, M. & Zweimullwer, J. (2014). "Inequality and Growth: the Neglected Time Dimension". *Journal of Economic Growth*, 19, 81-104.

Hasan, M. (2010). "The Long Run Relationship between Population and Per Capita Income Growth in China". *Journal of Policy Modeling*, 32(3), 355-372.

Hirschman, A. (1973), "The Changing Tolerance for Income Inequality in the Course of Economic Development". *Quarterly Journal of Economics*, 87(4), 544-566.

Hsing, Y. (2005). "Economic Growth and Income Inequality: The Case of The US". *International Journal of Social Economics*, 32(7), 639–647.

Hung, H., Fang, W., Miller, S. & Yeh, C. (2015). "The Effect of Growth Volatility on Income Inequality". *Economic Modelling*, 45, 212-222.

Johnson, H. G. (1958). "Planning and the Market in Economic Development". *Pakistan Economic Journal*, 8, 44-55.

Jude, E. (2010). "Financial Development and Growth: A Panel Smooth Regression Approach". *Journal of Economic Development*, 35, 15-33.

Kalwij, A. & Verschoor, A. (2007). "Not By Growth Alone: The Role of The Distribution of Income In Regional Diversity in Poverty Reduction". *European Economic Review*, 51(4), 805–829.

Lewis, W. A. (1954). "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour". *Manchester School of Economic and Social Studies*, 22(2), 139-191.

Luukkonen, R. (1988). "Testing Linearity

Against Smooth Transition Autoregressive Models". *Biometrika*, 75, 491-499.

Malthus, T. R. (1992). "An Essay on the Principle of Population*", Cambridge, Cambridge University Press.*

Murphy, K. M., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1989). "Income Distribution , Market Size and Industrialisation". *Quarterly Journal of Economics*, 104(3), 537-564.

Myrdal, K.G. (1973). "*Equity, Growth and Social Justice*". World Development, 1(11), 43-47.

Nelson, R. R. (1956). "A Theory of the Low Level Equilibrium Trap in Underdeveloped Economies". *The American Economic Review*, 46(5), 894-908.

Portner, C. (1996). "*Population and Economic Growth*". Available at http://faculty.washington.edu/cportner/portner/MScDiss.pdf.

Ramsy, F. (1928). "A Mathematical Theory of Saving". *Economic Journal*, 38, 543-559.

Romer, Paul, M. (1994). "The Origins of Endogenous Growth". *Journal of Economic Perspectives*, 8, 3–22.

Simon, J. (1998). "*The Economics of Population: Classic Writings*". Transaction Publishers, New Brunswick, New Jersey.

Terasvirta, T. (1998), "*Modeling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions*". in A. Ullah & D.E. Giles (eds.), Handbook of Applied Economic Statistics, Dekker, New York.

Todaro, M. P. (1997). "*Population Growth and Economic Development: Causes, Consequences, and Controversies*". in M.P. Todaro (Ed.), Reflections on Economic Development: The selected essays of Michael P. Todaro. Aldershot, Hants, Edward Elgar.

Turnovsky, S. J. (2008). "The Role of Factor Substitution in The Theory of Economic Growth and Income Distribution: Two Examples". *Journal of Macroeconomics,* 30(2), 604–629.

Walker, Douglas, O. (2007), "Patterns of Income Distribution Among World Regions". *Journal of Policy Modeling*, 29(4), 643–655.

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هفتم، تابستان ۱۳۹۶ (۹۴-۸۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 27, June 2017 (81-94)

تحلیل تأثیر توسعه مالی بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد اقتصادی در ایران: رویکرد داده‌های تابلویی پویای فضایی

زهرا دهقان شبانی
استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
(دریافت: ۱۳۹٤/۱۱/۱٤ پذیرش: ۱۳۹۵/۱/۲۳)

Analysis of the Effect of Financial Development on Industrial Concentration and Economic Growth in Iran: Spatial Dynamic Panel Data Approach

***Zahra Dehghan Shabani**
Assistant Professor in Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran
(Received: 3/Feb/2016 **Accepted:** 11/April/2016)

چکیده:

هدف مطالعه حاضر تحلیل تأثیر توسعه مالی بر تمرکز فعالیت صنعتی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران است. برای این منظور مدل اقتصادسنجی در چارچوب الگوی جغرافیای اقتصادی جدید طراحی شده که یک سیستم معادلات همزمان است که با استفاده از روش سیستمی داده‌های تابلویی پویای فضایی برای ۲۸ استان ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ برآورد شده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل حاکی از آن است که توسعه مالی (نسبت اعتبارات بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی) دارای تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی استان‌ها و رشد استان‌ها نیز دارای تأثیر مثبت بر توسعه مالی است. بنابراین یک ارتباط دو طرفه بین رشد و توسعه مالی در استان‌های ایران برقرار است. همچنین توسعه مالی بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی در استان‌های ایران تأثیرگذار نمی‌باشد که این نتیجه به دلیل یک‌پارچگی بازار مالی (سیستم بانک‌ها) در ایران است، که یک‌پارچگی، مزیت نسبی حاصل از توسعه مالی در یک استان را به عنوان یک عامل مؤثر بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی از بین خواهد برد.

واژه‌های کلیدی: رشد منطقه‌ای اقتصاد، توسعه مالی، تمرکز فعالیت‌های صنعتی، روش سیستمی داده‌های تابلویی پویای فضایی، ایران.
طبقه‌بندی JEL: G21، R11، C21.

Abstract:

The present study aims at analysing the effects of financial development on industrial concentration and regional economic growth in Iran.

For this aim, we have specified econometrics models and estimated them by using spatial system dynamic panel data (Arellano-Bover/ Blundell-Bond) for 28 provinces of Iran over the period 2001-2011

The results indicated that financial development has a positive and meaningful effect on regional economic growth and regional economic growth has a positive and meaningful effect on the financial development and financial development does not meaningful effect on industrial concentration.

Keywords: Financial Development, Regional Economic Growth, Industrial Concentration, Spatial System Panel Data Model, Iran.
JEL: G21, R11, C21.

*Corresponding Author: Zahra Dehghan Shabani E-mail: zdehghan@shirazu.ac.ir

۱- مقدمه

ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی توجه زیادی را به خود جلب کرده است. به هر حال، اختلاف دیدگاه در ارتباط عملکرد مالی و رشد اقتصادی وجود دارد. به این صورت که توسعه مالی بر رشد اقتصادی مؤثر است یا رشد اقتصادی عامل مؤثر بر توسعه بخش مالی است. فرضیه اول، در چارچوب رهبری عرضه[1] مطرح می‌شود که توسعه مالی یک پیش شرط برای رشد اقتصادی است. طبق این فرضیه توسعه مالی منجر به رشد اقتصادی می‌شود و علّیت از سمت توسعه مالی به سمت رشد اقتصادی است (کینگ و لوین[2]، ۱۹۹۳: ۷۱۹). فرضیه دوم پیروی تقاضا[3] است که ادعا می‌کند که رشد موجب توسعه مالی است (رابینسون[4]، ۱۹۵۲: ۸۶). در این فرضیه ادعا می‌شود که زمانی که یک اقتصاد رشد می‌کند، تقاضا برای مؤسسات مالی، محصولات و خدمات مالی در بازار افزایش می‌یابد.

علاوه بر دو فرضیه بالا، فرضیه سومی مطرح شده که توسعه مالی و رشد تکمیل کننده یکدیگر هستند و علّیت دوطرفه بین توسعه مالی و رشد وجود دارد. طبق نظر طرفداران این فرضیه، توسعه مالی برای رشد اقتصادی ضروری است و رشد اقتصادی به ناچار نیازمند سیستم مالی خوب و کارا است. به طوری که در مراحل ابتدایی توسعه، بهبود خدمات مالی و گسترش ابزارهای جدید مالی و تغییر ساختار مالی موجب رشد اقتصادی می‌شود. ولی در ادامه روند توسعه اقتصادی، با افزایش رشد اقتصادی تقاضا برای انواع جدیدتر ابزارها و خدمات مالی عامل تعیین کننده می‌شود (پاتریک[5]، ۱۹۶۶: ۱۷۵). با این حال برخی استدلال می‌کنند که هیچ پشتیبانی مبنی بر اینکه توسعه مالی موجب رشد می‌شود وجود ندارد (منیاه و همکاران[6]، ۲۰۱۴: ۳۸۶).

از دیدگاه منطقه‌ای علاوه بر موارد تأثیرگذاری توسعه مالی بر رشد که در بالا اشاره شد، تأثیر توسعه مالی از کانال تمرکز فعالیت‌های اقتصادی یک منطقه مهم است (آق آرکاکلی و همکاران، ۱۳۹۵: ۳۷). دسترسی به سرمایه نقدی و فیزیکی یکی از فاکتورهای مهم در مکان‌یابی بنگاه‌ها است. به گونه‌ای که اگر منطقه‌ای از نظر تأمین سرمایه (توسعه مالی) عملکرد خوبی داشته باشد موجب جذب بیشتر فعالیت‌های اقتصادی به آن منطقه می‌شود که تجمیع فعالیت‌ها از طریق ایجاد صرفه‌جویی ناشی از تجمیع محلی موجب رشد منطقه می‌شود.

در رابطه با ارتباط توسعه مالی و رشد اقتصادی مطالعات بسیاری انجام گرفته است که به طور کلی با توجه به مطالعات تحقیقی صورت گرفته نمی‌توان به نوعی جمع‌بندی جامع دست یافت، بلکه با توجه به اینکه توسعه مالی چگونه صورت گرفته است و شاخص‌های انتخابی برای نشان دادن توسعه مالی چگونه بوده و کشور مورد مطالعه در ردیف کشورهای توسعه یافته، در حال توسعه یا کشورهای فقیر بوده، به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند (میرباقری هیر و شکوهی فرد، ۱۳۹۵: ۹۳). ارتباط توسعه مالی و تمرکز فعالیت صنعتی تنها در یک مقاله مورد بررسی قرار گرفته است که آن مطالعه مربوط به هی[7] و همکاران (۲۰۱۴) در کشور چین بوده است که نتیجه این مطالعه نشان می‌دهد که هر چه یک منطقه از نظر بازار مالی عملکرد خوبی داشته باشد می‌تواند باعث تجمیع فعالیت‌ها در آن منطقه شود.

تفاوت این مقاله با مطالعات انجام شده در داخل در این است که تاکنون تحقیقی به بررسی تأثیر توسعه مالی بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران نپرداخته است و تنها تأثیر متغیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی ایران مورد بررسی قرار گرفته است. بنابراین سؤال اصلی که این مقاله در پی پاسخ به آن است این است که آیا توسعه مالی بر رشد و تمرکز فعالیت‌های صنعتی در استان‌های ایران تأثیرگذار است؟

برای پاسخگویی به این سؤال، مقاله حاضر در پنج بخش اصلی سازماندهی شده است. در بخش دوم مقاله، مبانی نظری ارتباط بین توسعه مالی، تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد اقتصادی بیان شده و در بخش سوم مقاله تصریح مدل و در بخش چهارم برآورد مدل آورده شده است. نتایج و پیشنهادات در بخش پنجم مقاله ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

به طور کلی، دو دیدگاه درباره توسعه مالی و رشد اقتصادی

1. Supply-Leading
2. King & Levine (1993)
3. Demand Following
4. Robinson (1952)
5. Patrick (1966)
6. Menyah et al. (2014)
7. He et al. (2014)

وجود دارد. دیدگاه اول، بیان می‌کند که توسعه مالی تأثیری بر رشد اقتصادی ندارد. لوکاس[1] (۱۹۸۸) معتقد است، اقتصاددانان عموماً اهمیت بازارهای مالی در توسعه اقتصادی را بیش از اندازه بزرگ جلوه می‌دهند، در حالی که این بازارها در بهترین وضعیت فقط نقش کوچکی در فرایند رشد اقتصادی ایفا می‌کنند. بنابراین، از این دیدگاه استنتاج می‌شود که دو متغیر توسعه مالی و رشد اقتصادی از یکدیگر مستقل‌اند.

دیدگاه دوم بر وجود رابطه بین توسعه بخش مالی و رشد اقتصادی تأکید می‌کند. این رویکرد را می‌توان به سه گروه تقسیم کرد. گروه اول به دیدگاه پیروی از تقاضا معروف است. این دیدگاه توسط رابینسون (۱۹۵۲) مطرح گردید. بر اساس این دیدگاه، رشد بخش واقعی، افزایش و تقاضای جدید را برای خدمات مالی در پی خواهد داشت. بر این اساس، توسعه و پیشرفت بازارهای مالی ناشی از افزایش تقاضا برای خدمات این بازارهاست که از رشد واقعی اقتصاد نشأت گرفته است. گروه دوم به دیدگاه رهبری عرضه موسوم است، طرفداران این دیدگاه جهت اثرگذاری را از سمت توسعه مالی به سمت رشد اقتصادی می‌دانند. نقش توسعه مالی بر رشد اقتصادی در تئوری‌های ساختار سرمایه برجسته شده است. این تئوری‌ها شامل تئوری بانک محور[2]، تئوری بازار محور[3]، تئوری خدمات مالی محور[4]، تئوری قوانین و امور مالی محور[5] است. طبق تئوری بانک محور بانک‌های تجاری از طریق بسیج منابع و کاهش ریسک به رشد اقتصادی کمک می‌کند. طبق تئوری بازار محور بازارهای مالی با عمکرد خوب انگیزه سودآوری را بیشتر و رشد اقتصادی را سریع‌تر می‌کند. تئوری خدمات مالی محور، که بر مبنای هر دو دیدگاه بانک محور و بازار محور است. این تئوری مطرح می‌کند که خدمات مالی در توسعه صنعتی و رشد اقتصادی مشارکت دارند. زیرا بازارها و نهادهای مالی به توزیع بهینه ریسک و بازدهی[6] کمک می‌کند[7]. دیدگاه تئوری قوانین و امور مالی محور مطرح می‌کند که سیستم مالی برای بنگاه‌ها، صنایع و موفقیت اقتصاد حیاتی هستند. به دلیل وجود قوانین، مقررات و سیاست‌ها در بازارها اصطکاک وجود دارد، بهبود و اصلاح در قوانین مالی موجب عملکرد بهتر بازارها و بنگاه‌های اقتصادی خواهد شد (انوار و کورای[8]، ۲۰۱۲: ۹۷۴).

گروه سوم ترکیب دیدگاه عرضه و تقاضا است. در این دیدگاه رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی دو طرفه است، به طوری که در مراحل اولیه رشد، بخش مالی از طریق گسترش بازارهای مالی و ایجاد مؤسسات مالی و عرضه خدمات و دارایی‌های مالی، نقش مهمی در رشد اقتصادی ایفا می‌کند اما با افزایش رشد اقتصادی و دستیابی به سطوح بالای رشد، گسترش بخش مالی تحت تأثیر رشد قرار می‌گیرد.

از دیدگاه منطقه‌ای علاوه بر موارد تأثیرگذاری توسعه مالی بر رشد، تأثیر توسعه مالی از کانال تأثیر بر تمرکز فعالیت‌های اقتصادی یک منطقه مهم است به این صورت که یک بازار مالی با عملکرد خوب، دسترسی آسان به منابع مالی کم هزینه را برای بنگاه‌ها فراهم می‌کند البته اگر بازار مالی به طور کامل یک‌پارچه باشد، تأمین مالی نمی‌تواند یک منبع ایجاد کننده مزیت نسبی باشد. چنانچه بازارهای مالی یک‌پارچه نباشد، به دلیل اینکه صنایع از نظر نیازهای مالی متفاوتند، توسعه مالی یک منطقه می‌تواند یک منبع مزیت نسبی باشد که صنایع را به مناطق دارای توسعه مالی خوب جذب کند و موجب تمرکز فعالیت‌های صنعتی در منطقه شود (هی و همکاران، ۲۰۱۴: ۸). با افزایش تعداد بانک‌های مستقل وام‌گیرندگان می‌توانند درخواست تأمین مالی خود را به چندین بانک بفرستند و بنابراین، احتمال دریافت اعتبار آنها همراه با افزایش تعداد بانک‌های مستقل در یک مکان افزایش می‌یابد. اندازه شعب بانک‌های محلی معیاری از ساختار و خدمات موجود آنها است. به‌گونه‌ای که شعبه‌های بانکی بزرگ‌تر می‌تواند تخصصی‌تر کار کرده و از مزیت نسبی در رابطه با انتقال اطلاعات به دلیل تخصصی شدن برخوردار شوند و به این ترتیب به دانشی ویژه مثلاً در رابطه با بخش‌های مختلف، دست یابند. این نوع دانش در رابطه با بنگاه‌های جدید ضروری است. با افزایش اطلاعات بانک، درخواست وام‌ها به علّت اطلاعات غیر متقارن در مورد

1. Lucas (1988)
2. Bank-Based
3. Market-Based
4. Financial Service Based
5. Law and Finance Based
6. Optimal Allocation of Risk and Returns

۷. برای مثال، با جمع‌آوری پس‌اندازها از بسیاری افراد و سرمایه‌گذاری آنها در دامنه وسیع و متنوعی از پروژه‌ها به توزیع ریسک می‌پردازند. علاوه بر این مؤسسات سپرده‌گذاری حتی به پس‌اندازکنندگان کوچک طبق قانون اعداد بزرگ اجازه دریافت نرخ بازدهی مطمئن می‌دهند.

8. Anwar & Cooray (2012)

ارزش بنگاه‌های جدید کمتر رد خواهد شد (پارکر[1]، ۲۰۰۴: ۱۵۴). شعب بانکی کوچک‌تر موقعیت نامناسبی در این زمینه دارند زیرا فاقد توانایی کافی برای سنجش کیفیت تقاضای مالی هستند. بنابراین تشکیل بنگاه‌های جدید در نواحی دارای شعب بانکی بزرگ‌تر افزایش می‌یابد. کمبود اعتبار موجود بر همه بنگاه‌ها در یک منطقه تأثیر می‌گذارد اما بنگاه‌های جدید به طور بالقوه آسیب‌پذیرترند زیرا آنها در مقایسه با بنگاه‌های تأسیس شده اتکای بیشتری بر اعتبار بانکی دارند. در مجموع بخش بانک محلی، عاملی مهم است که بر نرخ تشکیل بنگاه‌های جدید و تمرکز فعالیت صنعتی در یک منطقه مؤثر هستند.

از طرفی تمرکز فعالیت‌های صنعتی در مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید (NEG[2]) عامل مهمی در رشد منطقه است. بدین صورت که تمرکز فعالیت‌های صنعتی از طریق ایجاد صرفه‌جویی ناشی از تجمیع محلی موجب رشد منطقه می‌شود. صرفه‌جویی ناشی از تجمیع محلی زمانی رخ می‌دهد که هزینه‌های تولید بنگاه‌ها در صنعتی خاص، با افزایش تولید آن صنعت کاهش یابد. چنین مسئله‌ای بدان علّت است که تجمع‌های صنعتی اندوخته فراوان از نیروی کار دارد که کارایی بازار نیروی کار محلی را از طریق انطباق بین کارگران با کارفرمایان تسهیل می‌کند. همچنین وجود سرریزهای مفید دانش هم درون و هم بین صنایع محلی را بهبود می‌بخشد (دهقان شبانی، ۱۳۹۱: ۲۴ به نقل از مارتین[3] و همکاران، ۲۰۰۹). بنابراین، تجمیع بیشتر فعالیت‌ها با بهره‌وری بیشتر، دستمزدهای واقعی، استاندارد زندگی بهتر و رشد منطقه مرتبط است. با افزایش تمرکز فعالیت صنعتی در یک منطقه، درآمد دائمی نیروی کار منطقه، در نتیجه ایجاد کالاهای متنوع و همچنین افزایش دستمزد واقعی بیشتر شده است. افزایش درآمد دائمی موجب بیشتر شدن تقاضا برای تولیدات منطقه می‌شود و افزایش تولید منطقه به معنی افزایش رشد منطقه است. از طرفی، افزایش رشد منطقه موجب افزایش تقاضای منطقه برای کالاها و خدمات می‌شود و محرکی برای جذب صنایع به منطقه است. بنابراین تجمیع فعالیت‌ها بر رشد منطقه و رشد منطقه بر تجمیع فعالیت‌ها اثرگذار است (دهقان شبانی، ۱۳۹۱: ۲۵).

1. Parker (2004)
2. New Economic Geographic
3. Martin et al. (2009)

۳- تصریح مدل

انجام کارهای تحقیقاتی در علوم منطقه‌ای به طور وسیع مبتنی بر داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای است، که محقق با مراجعه به مکان‌ها و محل‌های مشخص شده که به صورت نقاطی در فضا تعیین مکان شده‌اند، به آنها دست پیدا می‌کند. حال وقتی در تحقیق با داده‌هایی روبه‌رو هستیم که دارای جزء مکانی هستند، دیگر به کارگیری شیوه‌های اقتصادسنجی عمومی چندان مناسب نمی‌باشد. زیرا در داده‌های مکان‌مند دو مشکل در مدل‌سازی روابط می‌تواند به وجود آید: ۱- وابستگی فضایی[4] و ۲- ناهمسانی فضایی[5]. این دو مسئله باعث نقض فروض کلاسیک در اقتصادسنجی عمومی می‌شود (اکبری، ۱۳۸۴: ۴۵). وابستگی فضایی موجب نقض این فرض می‌شود که متغیرهای توضیحی در نمونه‌های تکراری، ثابت هستند، زیرا در حالت وابستگی فضایی یک مشاهده مربوط به یک مکان در ارتباط با مشاهدات مکان‌های دیگر قرار می‌گیرد و ناهمسانی فضایی این فرض را که یک رابطه خطی یکه میان داده‌های مشاهدات نمونه وجود دارد، نقض می‌کند و در حالت ناهمسانی فضایی، انتظار می‌رود که در هر نقطه از فضا یک رابطه متفاوت وجود داشته باشد. بنابراین باید بعد مکان در برآورد روابط مورد توجه قرار گیرد (همان: ۴۶).

برای وارد کردن بعد مکان در مدل‌های رگرسیونی، از ماتریس وزنی فضایی[6] استفاده می‌شود که این ماتریس بر اساس فاصله (طول و عرض جغرافیایی) یا رابطه مجاورت (نقشه) ساخته می‌شود. در ماتریس نوع اول فاصله هر نقطه در فضا (یا هر مشاهده قرار گرفته در هر نقطه) نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه می‌گردد. بنابراین، مشاهداتی که به هم نزدیک‌ترند نسبت به آنهایی که از هم دورتر هستند، باید منعکس کننده وابستگی فضایی بالاتر باشند. به عبارت دیگر، وابستگی فضایی و تأثیرات آن بین مشاهدات باید با افزایش فاصله بین مشاهدات کاهش یابد. در ماتریس نوع دوم، اثرات فضایی از طریق رابطه مجاورت تعریف می‌گردد[7]. معیار

4. Spatial Autocorrelation
5. Spatial Heterogeneity
6. Spatial Weights Matrix
۷. برای مطالعه بیشتر این نوع ماتریس مجاورت به مقاله نعمت‌اله اکبری (۱۳۸۴) مراجعه فرمایید.

نزدیکی و مجاورت بر اطلاعات به دست آمده از روی نقشه جامعه مورد مطالعه مبتنی خواهد بود و بر اساس اطلاعات نقشه می‌توان تعیین کرد که کدام مناطق با هم همسایه هستند.

از آنجا که طبق مبانی نظری مطرح شده ارتباط سیستمی بین متغیرهای توسعه مالی و تمرکز فعالیت صنعتی با رشد اقتصادی وجود دارد، بنابراین برای برآورد باید از مدل‌های سیستمی استفاده شود که در این مقاله از مدل سیستمی داده‌های تابلویی پویای فضایی که توسط تکنیک گشتاور تعمیم یافته سیستمی برآورد می‌شود، استفاده شده است که مدل کلی آنها به صورت زیر می‌باشد:

$$y_t = \varphi y_{t-1} + \rho w y_t + x_t \beta + \iota_N \alpha + \varepsilon_t$$

که $y_t = (y_{1t}, ..., y_{Nt})$ یک بردار $N\times 1$ از مشاهدات برای دوره زمان t ام است. α عرض از مبدأ و ι_N یک برداری ستونی $N\times 1$ از عدد یک است. x_t یک ماتریس $N\times K$ از متغیرهای توضیحی غیر تصادفی است. W یک ماتریس وزنی فضایی $N\times N$ است. این ماتریس وابستگی بین واحدهای فضایی را تعریف می‌کند (ژانگ و سان[1]، ۲۰۱۵: ۳۸-۳۷).

برای تحلیل رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران از چارچوب الگوهای رشد جغرافیای اقتصادی جدید[2] استفاده شده که الگوی اقتصادسنجی آن به صورت زیر است:

(۱)

$$\begin{aligned} Ln(GDP_{it}) &= \alpha_0 + \alpha_1 Ln(GDP_{it-1}) + \\ &\rho W Ln(GDP_{jt}) + \alpha_2 Ln(K_{it}) + \alpha_3 Ln(AG_{it}) + \\ &\alpha_4 Ln(L_{it}) + \alpha_5 Ln(FD_{it}) + \varepsilon_{1it} \end{aligned}$$

که در آن $Ln(GDP_{it})$ و $Ln(GDP_{it-1})$ به ترتیب لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت استان i در زمان t و t-1، $Ln(K_{it})$ لگاریتم ذخیره سرمایه واقعی، $Ln(L_{it})$ لگاریتم نیروی کار، $Ln(AG_{it})$ لگاریتم تمرکز فعالیت‌های صنعتی و $Ln(FD_{it})$ لگاریتم توسعه مالی و $Ln(GDP_{jt})$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت سایر استان‌ها و W ماتریس مجاورت است. در این مقاله ماتریس مجاورت بر اساس فاصله ساخته شده است. علّت این است که در ماتریس‌های فضایی ساخته شده بر اساس مجاورت، اگر دو مشاهده دارای مرز یا یک رأس مشترک باشند، عنصر مربوطه در ماتریس عدد یک و در غیر این صورت، عدد صفر را به خود می‌گیرد. این بدان معنی است که یک واحد فضایی، بر واحد فضایی دیگر تأثیر می‌گذارد یا نمی‌گذارد. بنابراین، این معیار تعامل بین مشاهدات را تنها محدود به مشاهداتی که دارای مرز یا رأس مشترک هستند می‌کند. یعنی بین استان‌های غیرهمسایه ده کیلومتر دورتر، با استان‌های غیرهمسایه صد کیلومتر دورتر تفاوتی قائل نمی‌شود. در صورتی که طبق قانون معروف جغرافیا "همه چیز به هم مرتبط است، اما چیزهای نزدیک‌تر نسبت به چیزهای دورتر مرتبط‌تر هستند". بنابراین بهتر است در ساختن ماتریس وزنی فضایی، به جای اینکه صرفاً به مجاورت و داشتن مرز مشترک توجه کنیم، فاصله بین مشاهدات را معیار قرار دهیم (وگا و الهورست[3]، ۲۰۱۳: ۱۱). لازم به ذکر است که این ماتریس بر اساس ردیف نرمال شده است.

در مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید ارتباط دو سویه بین رشد و تمرکز فعالیت صنعتی وجود دارد بدین صورت که تمرکز موجب رشد منطقه و رشد منطقه محرک تمرکز فعالیت‌های صنعتی است. بنابراین تمرکز فعالیت صنعتی در معادله (۱) نیز یک متغیر درون‌زا و تابعی از رشد اقتصادی است. بنابراین مدل تمرکز فعالیت صنعتی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

(۲)

$$\begin{aligned} Ln(AG_{it}) &= \theta_0 + \theta_1 Ln(AG_{it-1}) + \\ &\rho W Ln(AG_{jt}) + \theta_2 Ln(GDP_{it}) + \\ &\theta_3 Ln(FD_{it}) + \theta_4 Ln(U_{it}) + \varepsilon_{2it} \end{aligned}$$

که در آن $Ln(AG_{it})$ و $Ln(AG_{it-1})$ به ترتیب

1. Zhang & Sun (2015)

۲. مدل جغرافیای اقتصادی جدید یک چارچوب تحلیلی است که توسط کروگمن در اوایل ۱۹۹۰ برای توضیح شکل‌گیری تجمیع‌های اقتصادی در فضای جغرافیایی مطرح شده که اثر فاصله در این مدل‌ها به طور صریح وارد شده است، به همین دلیل امروزه این مدل‌ها به عنوان یکی از شاخه‌های اصلی اقتصاد فضایی مطرح است (به دلیل تأکید این مدل بر جریان تجارت و استقرار صنعتی). تا به امروز، مدل جغرافیای اقتصادی جدید تنها چارچوب تعادل عمومی است که نحوه استقرار تجمیع‌های اقتصادی را به طور صریح از طریق مکانیزم‌های پایه خرد تعیین کرده است (فوجیتا و موری، ۲۰۰۵؛ اتاویانا و تیسه، ۲۰۰۴). این مدل‌ها، اثر متقابل بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس، اندازه بازار، فاصله و تمرکز صنعتی را بررسی می‌کنند (هریس، ۲۰۱۱؛ فوجیتا و موری، ۲۰۰۵).

3. Vega & Elhorst (2013)

لگاریتم تمرکز فعالیت صنعتی در استان i در سال t و t-1، $Ln(AG_{jt})$ لگاریتم تمرکز فعالیت صنعتی سایر استان‌ها، $Ln(GDP_{it})$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت استان، $Ln(FD_{it})$ لگاریتم توسعه مالی منطقه و $Ln(U_{it})$ لگاریتم شاخص اندازه بازار[1] است.

از طرفی طبق مبانی نظری ارائه شده در مورد توسعه مالی، رشد اقتصادی موجب توسعه مالی و توسعه مالی نیز ممکن است بر رشد اقتصادی تأثیرگذار باشد، بنابراین توسعه مالی نیز یک متغیر درون‌زا در معادله (۱) است که مدل توسعه مالی به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

(۳)

$$Ln(FD_{it}) = \lambda_0 + \lambda_1 Ln(FD_{it-1}) + \rho W Ln(FD_{jt}) + \lambda_2 Ln(GDP_{it}) + \lambda_3 Ln(Ict_{it}) + \varepsilon_{3it}$$

که در آن $Ln(FD_{it})$ و $Ln(FD_{it-1})$ به ترتیب لگاریتم توسعه مالی استان i در زمان t و t-1، $Ln(FD_{jt})$ لگاریتم توسعه مالی سایر استان‌ها، $Ln(GDP_{it})$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت استان و $\mathrm{Ln}(Ict_{it})$ لگاریتم سرمایه‌گذاری در زیرساخت اطلاعات و ارتباطات است.

زیرنویس i نشان‌دهنده استان‌های کشور (۲۸ استان[2]) و زیرنویس t بیانگر زمان که $t = 1380, \ldots 1390$ است.

با در نظر گرفتن معادلات (۱) تا (۳) الگوی اقتصادسنجی تحقیق که سیستم معادلات همزمان است به صورت زیر در نظر گرفته شده که با استفاده از روش برآورد سیستمی گشتاورهای تعمیم یافته GMM آرلانو- باور/ بلوندل- باند با در نظر گرفتن نقش مجاورت برآورد می‌شود:

(۴)

$$Ln(GDP_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(GDP_{it-1}) + \rho W Ln(GDP_{jt}) + \alpha_2 Ln(K_{it}) + \alpha_3 Ln(AG_{it}) + \alpha_4 Ln(L_{it}) + \alpha_5 Ln(FD_{it}) + \varepsilon_{1it}$$

$$Ln(AG_{it}) = \theta_0 + \theta_1 Ln(AG_{it-1}) + \rho W Ln(AG_{jt}) + \theta_2 Ln(GDP_{it}) + \theta_3 Ln(FD_{it}) + \theta_4 Ln(U_{it}) + \varepsilon_{2it}$$

$$Ln(FD_{it}) = \lambda_0 + \lambda_1 Ln(FD_{it-1}) + \rho W Ln(FD_{jt}) + \lambda_2 Ln(GDP_{it}) + \lambda_3 Ln(Ict_{it}) + \varepsilon_{3it}$$

هم‌زمانی این روابط به این صورت است که رشد اقتصادی طبق تئوری جغرافیای اقتصادی جدید[3] تابعی از تمرکز فعالیت صنعتی است. با افزایش تمرکز فعالیت صنعتی در یک منطقه درآمد دائمی نیروی کار منطقه (در نتیجه ایجاد کالاهای متنوع) افزایش یافته، افزایش درآمد دائمی موجب افزایش تقاضا برای تولیدات منطقه می‌گردد (دهقان شبانی، ۱۳۹۱: ۲۵) و افزایش تولید منطقه به معنی افزایش رشد است. از طرفی افزایش رشد منطقه بر تقاضای منطقه اثرگذار است که موجب افزایش تقاضای منطقه برای کالاها و محرک جذب بنگاه‌ها به منطقه و افزایش تجمیع این بنگاه‌ها در منطقه می‌شود. از طرفی بر طبق مبانی مطرح شده امکان وجود رابطه دو طرفه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود دارد. به طوری که در مراحل اولیه رشد، بخش مالی از طریق گسترش بازارهای مالی و ایجاد مؤسسات مالی و عرضه خدمات و دارایی‌های مالی، نقش مهمی در رشد اقتصادی ایفا می‌کند اما با افزایش رشد اقتصادی و دستیابی به سطوح بالای رشد، گسترش بخش مالی تحت تأثیر رشد اقتصادی قرار می‌گیرد.

۳-۱- منابع داده‌های آماری

آمار تولید ناخالص داخلی اسمی بدون نفت استانی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ از گزارش حساب‌های منطقه‌ای و سالنامه آماری استان‌های ایران گرفته شده است، که با توجه به شاخص قیمت استانی واقعی شده است.

برای محاسبه تمرکز فعالیت صنعتی از شاخص ناکامورا و پل (۲۰۰۹) استفاده شده است که در رابطه شماره (۵) آورده شده

---

1. Market Potential

۲. به دلیل اینکه قبل از سال ۱۳۸۳ آماری به صورت جدا برای استان‌های خراسان شمالی، خراسان جنوبی و خراسان رضوی ارائه نگردیده است، این سه استان به دلیل محدودیت اطلاعات آماری در این تحقیق تحت یک استان (خراسان) آورده شده است. ضمن اینکه آمار و اطلاعات استان البرز نیز تنها در سال ۱۳۹۰ موجود است. به همین دلیل اطلاعات این استان با استان تهران آورده شده است.

۳. برای مطالعه بیشتر مدل‌های جغرافیای اقتصادی جدید به مقالات زیر مراجعه فرمایید.

Fujita & Krugman (1995)
Fujita & Mori (2005)
Harris (2011)

است:

(۵)

$$S^{C}{}_{j}=\frac{X_j}{\sum_{j=1}^{J}X_j}=\frac{X_j}{X_*}\ ,\ j=1,...,J$$

X_* ارزش افزوده کل کشور در بخش صنعت است و X_j ارزش افزوده منطقه j در بخش صنعت را نشان می‌دهد. در اینجا j معرف استان است. $S^{C}{}_{j}$ میزان تمرکز بخش صنعت در منطقه j را نشان می‌دهد. این شاخص بین صفر و یک است، اگر صنعت به طور کامل در یک منطقه متمرکز شود، برابر یک و اگر صنعت با سهم‌های خیلی کوچک در یک تعداد مناطق بزرگی توزیع شود، این شاخص به سمت صفر میل می‌کند، برای محاسبه این شاخص از آمار و اطلاعات حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار استفاده شده است.

برای محاسبه شاخص اندازه بازار از شاخص لیو و میسنر[1] (۲۰۱۵) استفاده شده است که به صورت رابطه شماره (۶) است:

(۶)

$$U_i=\frac{Y_i}{d_i}+\sum_{J}\frac{Y_j}{d_{ij}}$$

که Y_i تولید ناخالص واقعی در استان مورد نظر (i) و d_i مساحت استان تقسیم بر عدد ۳/۱۴ است[2]. Y_j تولید ناخالص واقعی در سایر استان‌ها به جز استان مورد نظر است و d_{ij} فاصله مرکز هر استان تا مرکز استان مورد نظر (i) بر حسب کیلومتر است. آمار تولید ناخالص به صورت استانی از حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار جمع‌آوری شده است، که با توجه به شاخص قیمت استانی واقعی شده است.

در این مقاله مجموع تسهیلات پرداختی بانک‌ها به بخش غیردولتی و میزان هزینه‌های عمرانی دولت (تملک دارایی‌های سرمایه‌ای)، به عنوان سرمایه‌گذاری سالیانه در هر استان در نظر گرفته شده است که برای محاسبه این متغیر از سالنامه آماری استان‌ها و بانک مرکزی استفاده شده است. برای محاسبه ذخیره سرمایه واقعی از آمار سرمایه‌گذاری و روش نمایی استفاده شده است. در روش نمایی، ابتدا باید موجودی سرمایه از طریق تخمین تابع نمایی $IN_t = IN_0 e^{\lambda t}$ برآورد گردد. در این رابطه IN_t متغیر سرمایه‌گذاری ناخالص انجام شده در سال t و IN_0 سرمایه‌گذاری ناخالص انجام شده در سال پایه (۱۳۷۹) است. تبدیل لگاریتمی تابع نمایی به صورت $Ln(IN_t) = Ln(IN_0) + \lambda t$ است. پس از تخمین رابطه با روش OLS ضریب متغیر روند زمانی (λ) در معادله به دست می‌آید. برای تعیین موجودی سرمایه در سال ۱۳۷۹، بدون احتساب استهلاک سرمایه، از رابطه $K_0 = \frac{IN_0}{\lambda}$ استفاده می‌شود. با در نظر گرفتن استهلاک سرمایه و کسر ۵ درصد از موجودی سرمایه به عنوان استهلاک، موجودی سرمایه در سال ۱۳۷۹ به قیمت جاری محاسبه شده است. سپس با استفاده از تعریف K به صورت رابطه $K_t = \frac{K_{t-1} + I_t}{1+\delta}$ و بر اساس موجودی سرمایه در سال پایه، مقادیر موجودی سرمایه برای سال‌های مختلف قابل محاسبه است (زراء نژاد و انصاری، ۱۳۸۶: ۱۲-۱۱). در رابطه فوق، δ نشانگر نرخ استهلاک سرمایه و برابر ۵ درصد در نظر گرفته شده است. موجودی سرمایه با استفاده از شاخص قیمت استانی واقعی شده است.

در این تحقیق برای محاسبه فناوری اطلاعات و ارتباطات از عملکرد اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (عمرانی) امور اقتصادی استان از محل درآمد عمومی در فصل ارتباطات و فناوری اطلاعات استفاده شده است که در سالنامه آماری استان‌ها موجود است.

در این تحقیق از مبلغ تسهیلات پرداختی بانک‌ها به بخش غیردولتی تقسیم بر تولید ناخالص استان به عنوان شاخص توسعه مالی استفاده شده به دلیل اینکه ایران یک کشور در حال توسعه است و در کشورهای در حال توسعه، بانک‌ها مهم‌ترین بخش بازار پول را تشکیل می‌دهند که این به دلیل ضعف بازار سهام در مقابل بازارهای پولی، بازده بالاتر و ایمنی بیشتر در بخش پولی و چیرگی بخش دولتی در بازار پول است (شیوا، ۱۳۸۰: ۵۱). به همین دلیل شاخص توسعه مالی بخش بانکی در نظر گرفته شده که از سالنامه آماری استان‌ها مقدار آن محاسبه شده است. مطالعاتی که بر توسعه مالی صورت گرفته است، ارائه اعتبارات به بخش غیردولتی را جامع‌ترین شاخص فعالیت واسطه‌های مالی معرفی کرده‌اند. این معیار

1. Liu & Meissner

۲. فرض شده که استان دایره شکل است.

ارزش وام‌های ارائه شده توسط بانک‌های سپرده‌پذیر و سایر نهادهای مالی را به بخش خصوصی ارائه می‌کند (کلومبگ[1]، ۲۰۰۹: ۳۴۵). دیدگاه در این شاخص بر این است که اعتبارات فراهم شده برای بخش خصوصی موجب افزایش سرمایه‌گذاری و بهره‌وری نسبت به اعتبارات داده شده به بخش دولتی می‌شود. همچنین، استدلال می‌شود که وام‌هایی که به بخش خصوصی داده شده است، دقیق‌تر مورد ارزیابی واسطه‌گرهای مالی قرار می‌گیرد.

٤- برآورد مدل

۴-۱- نتایج برآورد معادله رشد در استان‌های ایران

طبق معادله (۴)، معادله رشد به صورت زیر است:

$$Ln(GDP_{it})=\alpha_0+\alpha_1 Ln(GDP_{it-1})+\rho WLn(GDP_{jt})+\alpha_2 Ln(K_{it})+\alpha_3 Ln(AG_{it})+\alpha_4 Ln(L_{it})+\alpha_5 Ln(FD_{it})+\varepsilon_{1it}$$

از آنجا که طبق مبانی نظری در معادله فوق، متغیر تمرکز فعالیت صنعتی و توسعه مالی با رشد ارتباطات درونی با یکدیگر دارند (تمرکز فعالیت صنعتی بر رشد و رشد بر تمرکز مؤثر است و همچنین توسعه مالی بر رشد و رشد نیز بر توسعه مالی مؤثر است) و چنانچه این ارتباط درونی در نظر گرفته نشود ضرایب برآورد شده تورش‌دار می‌شود و ضمن اینکه ε_{1it} می‌تواند شامل متغیرهای آب و هوا، زیرساخت‌های حمل و نقل، منابع طبیعی یا خدمات عمومی و ... برای یک استان باشد که با افزایش آنها رشد استان افزایش یا کاهش خواهد یافت و همچنین منطقه‌ای که از نظر شرایط آب و هوایی، زیرساخت‌های حمل و نقل، منابع طبیعی و خدمات عمومی بهتر باشد برای استقرار بنگاه‌ها جذاب‌تر خواهد بود. بنابراین یک ارتباط مثبت بین متغیرهای محیطی استان (ε_{1it}) و شاخص AG_{it} وجود دارد. زمانی که بین متغیرهای مستقل و جزء خطا ارتباط وجود دارد برآوردگر حداقل مربعات معمولی (OLS) تورش‌دار است و باید تکنیک دیگری استفاده شود و همچنین چنانچه یک شوک مثبت یا منفی در یک استان، سایر استان‌ها را تحت تأثیر قرار دهد، تورش همزمانی ایجاد خواهد شد. برای رفع این مشکلات و در نظر گرفتن تورش همزمانی استفاده از تکنیک گشتاور تعمیم یافته سیستمی (GMM) پیشنهاد می‌شود (مارتین و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۸۴).

از آنجا که داده‌های مورد استفاده برای برآورد معادله رشد، استانی هستند یعنی دارای بعد مکان می‌باشند، بنابراین باید نقش مجاورت و مکان در آن دیده شود و از تکنیک روش سیستمی گشتاور تعمیم یافته آرلانو-باور/ بلوندل- باند فضایی استفاده کرد. اما قبل از استفاده از تکنیک‌های سنجی فضایی باید مطمئن شد که میان متغیرها خودهمبستگی فضایی وجود داشته باشد. برای اطمینان از این موضوع از آزمون موران استفاده می‌شود که نتایج آن در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱. نتیجه آزمون موران

مقدار	احتمال
۰/۲۰۱۱	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

فرضیه صفر در آزمون موران این است که خودهمبستگی فضایی در بین متغیرها وجود ندارد. با توجه به نتایج جدول (۱) فرضیه صفر رد می‌شود و بنابراین وابستگی فضایی (خودهمبستگی فضایی) میان رشد استان‌ها وجود دارد.

در معادله رشد شش متغیر، ذخیره سرمایه واقعی (K)، تمرکز فعالیت‌های صنعتی (AG)، نیروی انسانی (L)، توسعه مالی (FD) و تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت سایر استان‌ها (GDI_{jt}) و تولید ناخالص داخلی واقعی بدون نفت دوره قبل استان مورد نظر (GDP_{it-1}) بر رشد تولید منطقه تأثیرگذار هستند. از آنجا که طبق مبانی نظری تمرکز فعالیت صنعتی و توسعه مالی بر رشد تأثیرگذار است و همچنین رشد نیز بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و توسعه تأثیر دارد، متغیر تمرکز فعالیت صنعتی و توسعه مالی به عنوان متغیر درون‌زا در برآورد مدل رشد تعریف شده است.

طبق جدول (۲) لگاریتم تمرکز فعالیت صنعتی دارای تأثیر مثبت بر تولید ناخالص داخلی و در سطح اهمیت ۹۵٪ معنادار می‌باشد. با افزایش یک واحد تمرکز صنعتی، تولید ناخالص داخلی منطقه ۰/۰۵۲ درصد افزایش می‌یابد. بر اساس تئوری جغرافیای اقتصادی جدید، تمرکز صنعتی در یک منطقه موجب جذب بخش ابداعات به منطقه، افزایش سرریزهای دانش و تغییرات فناوری در منطقه و تولید کالاهای متنوع و افزایش درآمد واقعی منطقه و رشد منطقه می‌گردد.

متغیر لگاریتم ذخیره سرمایه واقعی تأثیر مثبت و معنادار در

1. Colombage (2009)

سطح اهمیت ۹۵٪ بر تولید سرانه منطقه دارد. این ایده که هرچه ذخیره سرمایه فیزیکی بیشتر باشد، رشد اقتصادی نیز بیشتر است از زمان آدام اسمیت تاکنون وجود داشته است که مطالعات نظری مختلفی نیز بر برقراری و پایداری آن صحه گذاشته‌اند. متغیر لگاریتم نیروی کار دارای تأثیر مثبت و از نظر آماری معنادار بر رشد می‌باشد که این امر مطابق با تئوری‌های رشد است.

متغیر لگاریتم توسعه مالی تأثیر مثبت و معنادار در سطح اهمیت ۹۵٪ بر تولید سرانه دارد. بازارها و واسطه‌های مالی از طریق تجمیع و تجهیز پس‌اندازها، تخصیص منابع، اعمال کنترل بر شرکت‌ها، تسهیل مدیریت ریسک و تسهیل مبادلات کالاها، خدمات و قراردادها، از طریق کانال‌های انباشت سرمایه و تغییرات تکنولوژی بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارند.

همچنین ضریب همبستگی فضایی رشد دارای تأثیر مثبت و معنادار است به این معنی که رشد یک استان تحت تأثیر رشد استان‌های مجاور است به این صورت که با افزایش رشد همسایگان یک استان، رشد استان مورد نظر افزایش می‌یابد که این همان سرریز رشد در بین استان‌ها است. علّت این امر این است که رشد یک استان می‌تواند موجب افزایش در درآمد محلی آن استان شود که پیامد آن افزایش تقاضا برای کالاها، افزایش پس‌اندازهای داخلی و فرصت‌های اشتغال بیشتر است. تقاضای بیشتر موجب واردات کالای بیشتر می‌شود[1] و طبق تئوری رشد صادرات محور درآمد استان تولیدکننده و صادرکننده محصول را افزایش می‌دهد. همچنین به دلیل درآمد داخلی بیشتر انتظار داریم که پس‌اندازهای داخلی بیشتر و فرصت‌های شغلی بیشتر ایجاد شود، که طبق مدل منطقه‌ای هارود–دومار مناطق همسایه می‌توانند از دسترسی نیروی کار و سرمایه منفعت ببرند. بنابراین رشد یک منطقه می‌تواند از کانال ارتباطات تجاری، ارتباطات تقاضا و تحرک بین منطقه‌ای عوامل تولید موجب افزایش یا کاهش رشد سایر استان‌های همسایه‌اش شود.

مقادیر ردیف اول هر متغیر ضریب متغیر در مدل و مقادیر ردیف دوم مقدار آماره t و مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال است.

۱. زیرا به طور معمول یک منطقه قادر نیست کلیه کالاهای مورد نیازش را به صورت محلی تولید کند.

متغیرهای درون‌زا: لگاریتم تمرکز فعالیت صنعتی و لگاریتم توسعه مالی.

طبق نتایج جدول (۲)، آماره آزمون والد نشان می‌دهد که کل مدل معنادار است. برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن متغیرهای ابزاری در روش GMM از آزمون سارگان استفاده می‌شود که فرضیه صفر این آزمون نشان دهنده متغیرهای ابزاری مناسب است. طبق نتایج این آزمون، صحت اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در روش GMM فضایی تأیید می‌شود.

جدول ۲. نتایج برآورد معادله رشد استان‌های ایران طی دوره (۱۳۹۰-۱۳۸۰)

متغیرها	ضرایب
جزء ثابت	-۰/۶۳۵۵ (۰/۰۱۴) -۲/۴۶
لگاریتم تولید واقعی دوره قبل	۰/۶۳۳۵ (۰/۰۰۰)۲۲/۱۳
لگاریتم ذخیره سرمایه واقعی	۰/۱۰۳ (۰/۰۰۰)۱۰/۴۱
لگاریتم نیروی کار	۰/۰۳۶ (۰/۰۵۸) ۱/۹۰
لگاریتم تمرکز فعالیت‌های صنعتی	۰/۰۵۲ (۰/۰۰۰)۵/۷۷
لگاریتم توسعه مالی	۰/۰۱۳ (۰/۰۰۰) ۶/۴۰
ضریب همبستگی فضایی	۰/۳۰۴ (۰/۰۰۰) ۸/۱۸
ضریب تعیین مدل (R^2)	۲۵۰/۹۹
ضریب تعیین تعدیل یافته	۲۳۰/۹۹
والد	۳۶۱۰۰/۴۸۲۴ ۰/۰۰۰
سارگان	۲۵/۱۴ ۱/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۲- برآورد معادله تمرکز فعالیت‌های صنعتی

طبق معادله (۴) معادله تمرکز فعالیت‌های صنعتی به صورت زیر است:

$$Ln(AG_{it}) = \theta_0 + \theta_1 Ln(AG_{it-1}) + \rho W Ln(AG_{jt}) + \theta_2 Ln(GDP_{it}) + \theta_3 Ln(FD_{it}) + \theta_4 Ln(U_{it}) + \varepsilon_{2it}$$

از آنجا که اولاً طبق مبانی نظری در معادله فوق، متغیر تمرکز فعالیت صنعتی با رشد ارتباطات درونی با یکدیگر دارند و ثانیاً، ε_{2it} می‌تواند شامل متغیرهایی از جمله آب و هوا، زیرساخت‌های حمل و نقل، خدمات عمومی، وجود منابع طبیعی و ... برای یک استان باشد که با افزایش آنها تمرکز فعالیت صنعتی استان افزایش خواهد یافت و همچنین این عوامل می‌تواند بر رشد اقتصادی استان نیز مؤثر باشد، بنابراین یک ارتباط بین متغیرهای مستقل و جزء خطا وجود دارد و همچنین یک شوک مثبت یا منفی در یک استان، می‌تواند سایر استان‌ها را تحت تأثیر قرار دهد و تورش همزمانی ایجاد خواهد شد. بنابراین برای برآورد این معادله نیز مانند معادله رشد از روش GMM سیستمی استفاده می‌شود. از آنجا که داده‌های مورد استفاده برای برآورد معادله تمرکز، استانی هستند از تکنیک روش سیستمی گشتاور تعمیم یافته آرلانو- باور/ بلوندل- باند فضایی استفاده شده است.

چنانچه قبلاً نیز ذکر شده است قبل از استفاده از تکنیک‌های سنجی فضایی باید آزمون موران انجام شود که نتایج آن در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳. نتیجه آزمون موران

مقدار	احتمال
۰/۱۰۱۱	۰/۰۶۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۳) وابستگی فضایی (خودهمبستگی فضایی) میان متغیرهای استان‌ها وجود دارد.

در معادله بالا پنج متغیر، تمرکز فعالیت صنعتی در استان i در دوره قبل AG_{it-1}، لگاریتم تمرکز فعالیت صنعتی سایر استان‌ها AG_{jt}، لگاریتم تولید ناخالص واقعی بدون نفت GDP_{it}، لگاریتم توسعه مالی منطقه FD_{it} و شاخص اندازه بازار U_{it} وجود دارد.

از آنجا که تمرکز فعالیت صنعتی بر رشد تأثیرگذار است و همچنین رشد نیز بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی تأثیر دارد، متغیر رشد به عنوان متغیر درون‌زا در برآورد مدل رشد تعریف شده است.

جدول ۴. نتایج برآورد معادله تمرکز فعالیت‌های صنعتی طی دوره (۱۳۸۰-۱۳۹۰)

متغیرها	ضرایب
جزء ثابت	-۲/۹۳۱ (۰/۰۰۱) -۳/۳۵
لگاریتم تمرکز فعالیت صنعتی دوره قبل	۰/۸۳۵ (۰/۰۰۰) ۲۳/۵۰
لگاریتم شاخص بازار بالقوه	۰/۱۸۱ (۰/۰۰۱) ۳/۲۱
لگاریتم تولید واقعی	۰/۱۸۲ (۰/۰۰۳) ۳/۰۰
لگاریتم توسعه مالی	۰/۰۲۱ (۰/۳۷۰) ۰/۹۰
ضریب همبستگی فضایی	۰/۰۸۰ (۰/۶۸۵) ۰/۴۱
ضریب تعیین مدل (R^2)	۰/۸۸۸
ضریب تعیین تعدیل یافته	۰/۸۸۶
والد	۲۱۸۸/۱۴۲ ۰/۰۰۰
سارگان	۲۰۶/۹۵ ۰/۶۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقادیر ردیف اول هر متغیر ضریب متغیر در مدل و مقادیر ردیف دوم مقدار آماره t و مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال است.

متغیر درون‌زا: لگاریتم تولید طبق نتایج جدول (۴) متغیر لگاریتم تولید ناخالص واقعی بدون نفت منطقه تأثیر مثبت و معنادار در سطح اهمیت ۹۵٪ بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی در منطقه دارد. با افزایش رشد منطقه تمرکز صنایع در منطقه افزایش می‌یابد که این نتیجه سازگار با تئوری جغرافیای اقتصادی جدید است. متغیر لگاریتم توسعه مالی از نظر آماری تأثیری بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی در استان‌های ایران ندارد. علّت این امر می‌تواند به دلیل یک‌پارچگی بازار مالی (سیستم بانک‌ها) در ایران باشد، به این صورت که می‌توان در یک استان سپرده‌گذاری انجام داد و در استان دیگر اعتبار دریافت کرد که در این حالت مزیت نسبی حاصل از توسعه مالی در یک منطقه

از بین خواهد رفت.

لگاریتم تمرکز فعالیت صنعتی دوره قبل و اندازه بازار بالقوه دارای تأثیر مثبت و معنادار در سطح اهمیت ۹۵٪ می‌باشد. تمرکز تولیدات صنعتی در مدل جغرافیای اقتصادی جدید در منطقه‌ای صورت می‌گیرد که اندازه بازار بزرگ‌تری دارد یا اثرات خارجی مثبت بین بنگاه‌های مستقر در آن منطقه وجود دارد یا منطقه موجودی منابع طبیعی یا رژیم سیاستی متفاوتی نسبت به سایر مناطق دارد. از آنجا که هرچه تعداد بنگاه‌ها در یک منطقه بیشتر باشد صرفه‌جویی ناشی از تجمیع و اثرات خارجی بین بنگاه‌ها افزایش می‌یابد، بنابراین انتظار بر این است که تمرکز صنعتی دوره قبل تأثیر مثبت بر تمرکز در دوره جاری داشته باشد. اندازه بازار بالقوه شاخصی از تقاضای سطح ملی برای کالاهای یک منطقه است که هر چه تقاضا برای تولیدات منطقه بیشتر باشد موجب جذب بنگاه‌های بیشتری به منطقه خواهد شد.

ضریب همبستگی فضایی تمرکز از نظر اماری معنادار نیست. طبق نتایج جدول (۴)، آماره آزمون والد نشان می‌دهد که کل مدل معنادار است. برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن متغیرهای ابزاری در روش GMM از آزمون سارگان استفاده می‌شود که فرضیه صفر این آزمون نشان دهنده متغیرهای ابزاری مناسب است. طبق نتایج این آزمون، صحت اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در روش GMM فضایی تأیید می‌شود.

۴-۳- برآورد معادله توسعه مالی در استان‌های مرکز و پیرامون

طبق معادله (۴) معادله توسعه مالی به صورت زیر است:

$$Ln(FD_{it}) = \lambda_0 + \lambda_1 Ln(FD_{it-1}) + \rho W Ln(FD_{jt}) + \lambda_2 Ln(GDP_{it}) + \lambda_3 Ln(Ict_{it}) + \varepsilon_{3it}$$

در معادله بالا، تولید ناخالص واقعی بدون نفت استان i GDP_{it}، سرمایه‌گذاری در زیرساخت اطلاعات و ارتباطات Ict_{it}، توسعه مالی دوره قبل FD_{it-1} و توسعه مالی استان‌های مجاور FD_{jt} بر توسعه مالی تأثیرگذار هستند.

برای برآورد این معادله نیز مانند معادلات قبلی از روش GMM سیستمی استفاده می‌شود[۱]. از آنجا که داده‌های مورد استفاده برای برآورد معادله تمرکز، استانی هستند از تکنیک روش سیستمی گشتاور تعمیم یافته آرلانو- باور/ بلوندل-باند فضایی استفاده شد. همان‌طور که قبلاً نیز ذکر شده است قبل از استفاده از تکنیک‌های سنجی فضایی باید آزمون موران انجام شود که نتایج آن در جدول (۵) آورده شده است.

جدول ۵. نتیجه آزمون موران

مقدار	احتمال
۰/۰۵۲۲	۰/۰۰۷۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۵) وابستگی فضایی (خودهمبستگی فضایی) میان متغیرهای استان‌ها وجود دارد.

در این مدل متغیر لگاریتم تولید واقعی تأثیر مثبت و معنادار در سطح اهمیت ۰/۹۵ بر توسعه مالی دارد. به این معنی که رشد اقتصادی، افزایش و تقاضای جدید را برای خدمات مالی در پی خواهد داشت. بر این اساس، توسعه و پیشرفت بازارهای مالی ناشی از افزایش تقاضا برای خدمات این بازارهاست که از رشد واقعی اقتصاد نشأت گرفته است. در این مدل متغیر لگاریتم فناوری اطلاعات و ارتباطات از لحاظ آماری در سطح اهمیت ۹۰ درصد معنادار است. انتظار تئوریکی این است که توسعه زیرساخت فناوری اطلاعات و ارتباطات اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی را با کاهش عیوب بازار و ترویج توابع مالی تحکیم می‌بخشد. اشاعه فناوری اطلاعات و ارتباطات اصطکاک عمده بازار که هزینه‌های اطلاعات و معامله است را کاهش می‌دهد. همچنین می‌تواند باعث کاهش هزینه معاملاتی واسطه‌های مالی از جمله بانک‌های تجاری، مؤسسات تأمین مالی و... در نتیجه باعث گسترش کسب و کار شود.

در جدول ۶ مقادیر ردیف اول هر متغیر ضریب متغیر در مدل و مقادیر ردیف دوم مقدار آماره t و مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال است.

---

۱. از آنجا که اولاً طبق مبانی نظری در معادله فوق، متغیر توسعه مالی با رشد ارتباطات درونی با یکدیگر دارند و ثانیاً، ε_{3it} می‌تواند شامل متغیرهای نهادی و حاکمیتی و ... برای یک استان باشد که با بهبود آنها توسعه مالی استان افزایش خواهد یافت و همچنین این عوامل می‌تواند موجب افزایش رشد اقتصادی استان نیز باشد، بنابراین یک ارتباط بین متغیرهای مستقل و جزء خطا وجود دارد. بنابراین برای برآورد این معادله نیز مانند معادله رشد از روش GMM سیستمی استفاده می‌شود.

متغیرهای درون‌زا: لگاریتم تولید

همچنین ضریب همبستگی فضایی توسعه مالی دارای تأثیر مثبت و معنادار است به این معنی که توسعه مالی یک استان تحت تأثیر توسعه مالی استان‌های مجاور است به این صورت که با افزایش توسعه مالی همسایگان یک استان، توسعه مالی استان مورد نظر افزایش می‌یابد.

طبق نتایج جدول (۶)، آماره آزمون والد نشان می‌دهد که کل مدل معنادار است. برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن متغیرهای ابزاری در روش GMM از آزمون سارگان استفاده می‌شود که فرضیه صفر این آزمون نشان دهنده متغیرهای ابزاری مناسب است. طبق نتایج این آزمون، صحت اعتبار متغیرهای ابزاری مورد استفاده در روش GMM فضایی تأیید می‌شود.

جدول ۶. نتایج برآورد معادله توسعه مالی طی دوره (۱۳۹۰-۱۳۸۰)

متغیرها	ضرایب
جزء ثابت	-۲/۹۱۹ (۰/۰۰۰)-۳/۷۹
لگاریتم توسعه مالی دوره قبل	۰/۲۱۶ (۰/۰۰۰)۳/۹۲
لگاریتم تولید واقعی	۰/۶۷۲ (۰/۰۰۰)۴/۴۲
لگاریتم زیرساخت ارتباطات و فناوری اطلاعات	۰/۰۴۷ (۰/۱۰۵) ۱/۶۲
ضریب همبستگی فضایی	۱/۱۹ (۰/۰۰۰) ۱۷/۴۷
ضریب تعیین مدل (R^2)	۰/۷۶۷
ضریب تعیین تعدیل یافته	۰/۷۶۵
والد	۹۱۱/۳۷۳ ۰/۰۰۰
سارگان	۲۶/۵۹۸ ۱/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

مقاله حاضر در پی پاسخ به این سؤال است که، آیا توسعه مالی بر تمرکز فعالیت صنعتی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران تأثیرگذار است؟ به منظور پاسخ‌گویی به این سؤال، الگوی اقتصادسنجی فضایی تدوین شده که یک دستگاه سیستم معادلات همزمان است که در آن رشد منطقه، تمرکز فعالیت‌های صنعتی و توسعه مالی متغیرهای درون‌زا هستند. این دستگاه توسط برآوردگر سیستمی گشتاور تعمیم یافته آرلانو- باور/ بلوندل- باند فضایی برای ۲۸ استان ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۰ برآورد گردیده است. شاخص توسعه مالی در نظر گرفته شده در این مقاله نسبت اعتبارات بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی است.

طبق نتایج برآورد مدل‌ها (مدل رشد و توسعه مالی) متغیر لگاریتم توسعه مالی دارای تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران و رشد اقتصادی نیز دارای تأثیر مثبت بر توسعه مالی است و یک ارتباط دو طرفه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در استان‌های ایران برقرار است. این نتایج بیان می‌کند که توسعه مالی برای رشد اقتصادی ضروری است و رشد اقتصادی نیازمند سیستم مالی خوب و کارا است. به طوری که پاتریک (۱۹۹۶) بیان می‌کند که در مراحل ابتدایی توسعه، بهبود خدمات مالی و گسترش ابزارهای جدید مالی و تغییر ساختار مالی موجب رشد اقتصادی می‌شود. ولی در ادامه روند توسعه اقتصادی، با افزایش رشد اقتصادی تقاضا برای انواع جدیدتر ابزارها و خدمات مالی عامل تعیین‌کننده می‌شود. بنابراین توسعه مالی و رشد اقتصادی همدیگر را تکمیل می‌کنند.

همچنین نتایج مربوط به برآورد تمرکز فعالیت صنعتی نشان می‌دهد که توسعه مالی تأثیری بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی در ایران ندارد. علّت این امر با توجه به شاخص توسعه مالی در نظر گرفته شده می‌تواند به دلیل یک‌پارچگی سیستم بانک‌ها در ایران باشد، به این صورت که می‌توان در یک استان سپرده‌گذاری انجام داد و در استان دیگر اعتبار دریافت کرد که در این حالت مزیت نسبی حاصل از توسعه مالی در یک منطقه از بین خواهد رفت و توسعه مالی نمی‌تواند یک فاکتور مؤثر بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی در استان‌های ایران باشد.

منابع

آق ارکاکلی، آنامحمد؛ یحیی زاده‌فر، محمود و نوبخت، مهدی (۱۳۹۵). "مطالعه توسعه مالی بین الملل و نقش آن بر جهانی شدن اقتصاد در کشور ایران با استفاده از داده‌های تابلویی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۲، ۵۶-۳۷.

اکبری، نعمت‌اله (۱۳۸۴). "مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای". *فصلنامه اقتصادی ایران*، سال ۷، شماره ۲۳، ۶۸-۳۹.

دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۱). "تحلیل تأثیر تجمیع فعالیت‌های صنعتی بر رشد منطقه‌ای در ایران". *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، شماره ۸*، ۵۵-۲۳.

زراءنژاد، منصور و انصاری، الهه (۱۳۸۶). "اندازه‌گیری بهره‌وری سرمایه در صنایع بزرگ استان خوزستان". *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۴، ۲۶-۱.

شیوا، رضا (۱۳۸۰). "اثر تأمین مالی در درازمدت بر رشد و توسعه اقتصادی در ایران". *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، دوره ۹، شماره ۳۴، ۵۶-۳۳.

میرباقری هیر، میرناصر و شکوهی فرد، سیامک (۱۳۹۵). "بررسی تطبیقی اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی (رویکرد داده های تابلویی)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۵، ۱۰۸-۹۳.

Anwar, S. & Cooray, A. (2012). "Financial Development, Political Rights, Civil Liberties and Economic Growth: Evidence from South Asia". *Economic Modelling*, 29, 974–981

Colombage, S. R. (2009). "Financial Markets and Economic Performances: Empirical Evidence from Five Industrialized Economies". Re*search in International Business and Finance,* 23(3), 339-348.

Fujita, M. & Krugman, P. (1995). "When is the Economy Monocentric?: Von Thünen and Chamberlin Unified". *Regional Science and Urban Economics*, 25, 505–528.

Fujita, M. & Mori, T. (2005). "Frontiers of the New Economic Geography". *Papers in Regional Science,* 84(3), 377-405.

Harris, R. (2011). "Models of Regional Growth: Past, Present and Future". *Journal of Economic Surveys*, 25(5), 913-951.

He, Q., Xue, C. & Zhu, C. (2014). "Financial Development and Patterns of Industrial Specialization: Regional Evidence from China". *BOFIT Discussion Paper No*. 12/2014. Available at SSRN: http://ssrn.com/abstract=2428178 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2428178.

King, R. G. & Levine, R. (1993). "Finance and Growth: Schumpeter Might be Right?". *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717–737.

Liu, D. & Meissner, C. M. (2015). "Market Potential and the Rise of US Productivity Leadership". *Journal of International Economics*, 96(1), 72-87.

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

Martin, P., Mayer, T. & Mayneris, F. (2011). "Spatial Concentration and Plant-Level Productivity in France". *Journal of Urban Economics*, 69(2), 182-195.

Martin, R., Finglaton, B. & Garretsen, H. (2009). "*Analysis of the Main Factors of Regional Growth: an In-Depth Study of the Best and Worst Performing European Regions*". *Cambridge Econometrics.*

Menyah, K., Nazlioglu, S. & Wolde-Rufael, Y. (2014). "Financial Development, Trade Openness and Economic Growth in African Countries: New Insights from a Panel Causality Approach". *Economic Modelling*, 37, 386-394.

Nakamura, R. & Paul, C. J. (2009). "Measuring Agglomeration". *Handbook of Regional Growth and Development Theories*. Great Britain by MPG Books

Ltd, Bodmin, Cornwall.

Ottaviano, G. & Thisse, J. F. (2004). "Agglomeration and Economic Geography". *Handbook of Regional and Urban Economics*, 4, 2563-2608.

Parker, S. C. (2004). "The Economics of Self-Employment and Entrepreneurship". *Cambridge University Press*.

Patrick, H. T. (1966). "Financial Development and Economic Growth in under Developed Countries". *Economic Development and Cultural Change*, 14, 174–189.

Robinson, J. (1952). "*The Generalisation of the General Theory, the Rate of Interest and other Essays*". Macmillan, London, pp. 67–142.

Vega, S. H. & Elhorst, J. P. (2013). "*On Spatial Econometric Models Spillover Effects, and W*". In 53rd ERSA Congress, Palermo, Italy.

Zhang, Y. & Sun, Y. (2015). "Estimation of Partially Specified Dynamic Spatial Panel Data Models with Fixed-Effects". *Regional Science and Urban Economics*, 51, 37-46.

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هفتم، تابستان ۱۳۹۶ (۱۱۰-۹۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 27, June 2017 (95-110)

آزمون اصابت پس‌انداز و تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای منتخب در حال توسعه آسیایی: شواهد تجربی جدید از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)

امیرمنصور طهرانچیان
دانشیار دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران
(دریافت: ۱۳۹٤/۱۱/۳ پذیرش: ۱۳۹۵/۳/٤)

Testing Saving Incidence and International Capital Mobility in Selected Developing Asian Countries: New Empirical Evidence from Generalized Method of Moments (GMM)

***Amir Mansour Tehranchian**
Associate Professor of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
(**Received:** 23/Jan/2016 **Accepted:** 24/May/2016)

چکیده:
در این پژوهش، تحرک کامل سرمایه در کشورهای منتخب آسیا (۲۰۱۲-۲۰۰۵) بر اساس اصابت پس‌انداز بر تشکیل سرمایه ناخالص مورد آزمون تجربی قرار گرفته است. برای این منظور از داده‌های تابلویی مبتی بر روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده شده است. شواهد تجربی به دست آمده از این پژوهش نشان می‌دهند که تغییرات سرمایه‌گذاری و پس‌انداز در کشورهای منتخب آسیا همسو بوده و ارتباط بین آنها مثبت است. با عنایت به یافته‌های تحقیق، یک درصد افزایش در نسبت پس‌انداز، نسبت سرمایه‌گذاری را به طور متوسط ۰/۰۳ درصد افزایش می‌دهد. بنابراین فرض عدم تحرک کامل سرمایه، در این پژوهش رد نمی‌شود. با وجودی که تحرک ناقص سرمایه، می‌تواند شدت نفوذ نوسانات اقتصاد جهان در اقتصاد داخل را کاهش دهد، اما یک مسئله مهم در این خصوص، موضوع درجه تأثیرگذاری و کارایی سیاست مالی اقتصاد کلان است. با عنایت به الگوهای سنتی ماندل-فلمینگ، علاوه بر نوع نظام ارزی، میزان تحرک سرمایه نیز در درجه اثربخشی سیاست مالی اقتصاد کلان مؤثر است. از این رو، توجه به زیرساخت‌های قانونی جذب و حمایت از سرمایه خارجی و همچنین توسعه بازارهای مالی داخلی و کاهش ریسک سرمایه‌گذاری خارجی می‌تواند در افزایش درجه تحرک سرمایه مؤثر واقع شود.

واژه‌های کلیدی: اصابت پس‌انداز، تحرک بین‌المللی سرمایه، روش گشتاورهای تعمیم یافته.
طبقه‌بندی JEL: C23، F21، E21.

Abstract:
In this survey, the perfect capital mobility has been examined on the basis of saving incidence on gross capital formation in selected Asian countries during (2005-2012). For this aim, panel data based on generalized method of moments (GMM) is used to examine the model. The empirical results show that investment and savings changes are aligned in these countries and there is a positive relationship between them. According to empirical results, one percent rise in saving will increase investment by 0.03 percent. So, assumption of perfect immobility of capital is not rejected in this survey. Despite the fact that imperfect capital mobility can decrease the effect of global economy volatility on domestic economy, but still effectiveness and efficiency of macroeconomic fiscal policy should be considered. According to traditional method of Mundell-Fleming, not only exchange rate system can influence the degree of macroeconomic fiscal policy effectiveness, but also capital mobility can be effective too. So, strengthing the legal infrastructure of foreign capital absorbtion and assurance, and domestic financial market development and reducing foreign investment risk can be effecive in incresing the degree of capital mobility.

Keywords: Saving Incidence, International Capital Mobility, Generalized Method of Moments.
JEL: C23, F21, E21.

*Corresponding Author: Amir Mansour Tehranchian E-mail: a.tehranchian@umz.ac.ir

۱- مقدمه

در ادبیات اقتصاد توسعه، از سرمایه‌گذاری به عنوان موتور رشد اقتصادی نام می‌برند. تراکم سرمایه فیزیکی از یک سو به ایجاد ظرفیت تولید و از سوی دیگر به افزایش تقاضای کل منجر می‌شود. اگر قسمت بیش‌تر تقاضای کل یک کشور به سرمایه‌گذاری اختصاص یابد سبب افزایش رشد اقتصادی می‌گردد. برعکس هرگاه مقدار کم‌تر تقاضای کل یک کشور به سرمایه‌گذاری اختصاص داده شود باعث می‌شود که نرخ رشد اقتصادی کم‌تری داشته باشد. با این وجود در کنار امنیت، فناوری، زیر ساخت‌های حقوقی و ...، تأمین مالی از جمله مهم‌ترین مؤلفه‌های سرمایه‌گذاری است. اهمیت پس‌انداز ملی در تجهیز منابع جهت سرمایه‌گذاری و افزایش رشد اقتصادی مبتنی بر توان داخلی کشور بر کسی پوشیده نیست. به دلیل ارتباط دو سویه پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و همچنین رشد اقتصادی، این متغیرها از جمله موضوعاتی هستند که همواره در تنظیم سیاست‌ها و نظریه‌های اقتصادی مدنظر بوده‌اند. به طور معمول پس‌اندازهای انجام شده باید به سرمایه‌گذاری و سپس رونق تولید و توسعه ختم شود. هر کشوری برای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی نیازمند سرمایه‌گذاری بوده و شرط لازم برای سرمایه‌گذاری انجام پس‌انداز است. پس‌انداز به عنوان نیروی بالقوه اقتصاد باید به سرمایه‌گذاری تبدیل گردد و به صورت صحیح وارد چرخه تولید شده و به دنبال خود افزایش تولید و رشد اقتصادی را به بار آورد.

بر اساس مطالعات انجام شده، افزایش در میزان پس‌انداز به شرطی که انگیزه لازم برای سرمایه‌گذاری وجود داشته باشد، منجر به افزایش میزان سرمایه‌گذاری و در نهایت رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین عدم وجود این شرایط که به انگیزه سرمایه‌گذاری اشاره دارد باعث شده تا سرمایه‌گذاری از پس‌انداز عقب بماند. آنچه سرمایه‌گذاران به دنبال آن هستند کسب حداکثر سود و منفعت اقتصادی است. فرضی که در اقتصاد و به ویژه سرمایه‌گذاری وجود دارد این است که سرمایه‌گذاران منطقی عمل می‌کنند. سرمایه‌گذاران منطقی، اطمینان را به عدم اطمینان ترجیح می‌دهند. طبیعی است که در این حالت می‌توان گفت که سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز هستند. بنابراین هرچه ریسک کم‌تر و امنیت سرمایه‌گذاری بالاتر و احتمال بازگشت سرمایه بیش‌تر باشد، پس‌اندازهای در اختیار مردم بیش‌تر به سمت سرمایه‌گذاری سوق داده می‌شود. در شرایطی که زمینه برای سرمایه‌گذاری در کشوری فراهم نباشد و از طرف دیگر امکان حرکت سرمایه از مرزهای داخلی یک کشور وجود داشته باشد، این سرمایه‌های سرگردان که در داخل کشور امکان وارد شدن آنها به چرخه تولید وجود نداشت و یا بازده سرمایه‌گذاری در پروژه‌های داخلی به مقدار کافی رضایت صاحبان سرمایه‌های مذکور را جلب نمی‌کرد، آزادانه می‌توانند از مرزهای کشور مبدأ خارج شده و در پروژه‌های سودآور با بازدهی‌های بالا در اقصی نقاط جهان سرمایه‌گذاری شوند. در واقع انتقال سرمایه معمولاً زمانی اتفاق می‌افتد که سود و بازگشت سرمایه در یک نقطه از جهان بالاتر از نقطه دیگر باشد. در نتیجه این انتقال سرمایه، میان پس‌انداز داخلی و سرمایه‌گذاری داخلی شکافی ایجاد می‌شود، به این معنا که میزان پس‌انداز انجام شده در کشور بسیار فراتر از میزان سرمایه‌گذاری انجام شده در کشور می‌گردد. عکس این حالت نیز می‌تواند اتفاق بیافتد. به این معنا که زمینه برای سرمایه‌گذاری در کشوری بسیار مساعد بوده و این موجب جذب سرمایه‌های خارجی به کشور می‌گردد و در این شرایط بسته به میزان شکوفایی صنایع و موقعیت‌های سرمایه‌گذاری در کشور مزبور، حجم سرمایه‌گذاری در کشور بیش‌تر از پس‌اندازهای داخلی می‌گردد. این شکاف نشان دهنده ورود سرمایه خارجی به داخل کشور است که به طور دقیق نقطه مقابل حالت قبل است که به دلیل فراهم نبودن شرایط، سرمایه‌های داخلی از کشور خارج می‌شده‌اند.

بررسی ارتباط میان سرمایه‌گذاری داخلی و پس‌انداز ملی، بیش از آنکه در تحلیل اقتصاد داخلی مدنظر قرار گیرد، در تبیین رفتار تراز پرداخت‌ها اهمیت دارد. فلدشتاین و هاریوکا در تحلیل رفتار پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، چگونگی ارتباط بین این دو را به عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری درجه تحرک بین‌المللی سرمایه[1] معرفی نموده‌اند. آنها معتقد بودند که در صورت عدم وجود موانع در تحرک سرمایه بین کشورها،

1. International Capital Mobility

پس‌انداز ملی هر کشور می‌تواند سودمندترین پروژه‌ها را در اطراف و اکناف جهان انتخاب کند و به سمت آن حرکت نماید. در واقع صاحبان سرمایه حداکثر تلاش خود را می‌نمایند که سرمایه‌های خود را به سوی شرکت‌هایی هدایت کنند که کارایی بالاتری داشته و فعالیت آنها در رابطه با صنایع شکوفاتر و سودآورتر باشد. در نتیجه آن، روند غیر همسو و نامتجانس بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در داخل یک کشور تجربه خواهد گردید (فلدشتاین و هاریوکا[1]، ۱۹۸۰: ۳۱۴).

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

یکی از منابع عمده تأمین مالی سرمایه‌گذاری، استفاده از منابع خارجی است. به طور کلی سه دیدگاه برای استفاده از منابع خارجی وجود دارد. دیدگاه اول شامل نظریه‌هایی است که منابع خارجی را جهت رشد و پیشرفت اقتصادی مهم تلقی می‌کنند. از نظر صاحب‌نظران این دیدگاه، کشورهای در حال توسعه به اقتصادهای فقیر از نظر سرمایه، پس‌انداز اندک یا سرمایه‌گذاری اندک معروفند. در حالی که متوسط سرمایه‌گذاری‌های ناخالص در کشورهای توسعه یافته ۱۵ تا ۲۰ درصد تولید ناخالص ملی است، نرخ سرمایه‌گذاری ناخالص در کشورهای در حال توسعه به ۵ تا ۶ درصد می‌رسد. در واقع کشورهای در حال توسعه به واسطه نرخ پس‌انداز اندک نمی‌توانند از عهده تأمین مالی مخارج مربوط به استهلاک و تعویض کالاهای سرمایه‌ای برآیند. علاوه بر موارد یاد شده به دلیل ضعف علمی در کشورهای در حال توسعه، امکان استفاده درست از منابع موجود نیز کم است. در نتیجه برای چنین کشورهایی، منابع خارجی برای رسیدن به رشد اقتصادی ایده‌آل، امری مهم و اساسی است.

دیدگاه دوم شامل نظریاتی است که معتقدند کمک‌های خارجی جزء جدا ناشدنی عوامل رشد و توسعه نمی‌باشند. پروفسور بائر (۱۹۹۶) می‌نویسد: "برای کشورهای در حال توسعه، کمک‌های خارجی شرط لازم یا کافی جهت رهایی از فقر نیست، در عوض چنانچه شرایط لازم برای توسعه فراهم باشند و پروژه‌های بالاسری اجتماعی و اقتصادی انجام شده باشد، رشد و توسعه بدون کمک‌های خارجی امکان‌پذیر است. همچنین اگر شرایط یاد شده فراهم نباشد توسعه اقتصادی، حتی با حضور کمک‌های خارجی امکان پذیر نبوده و منابع خارجی به هرز می‌روند[2]" (بائر، ۱۹۹۶: ۱۲).

گروه سوم شامل آن دسته از نظریات است که کمک‌های خارجی را شرط کافی برای رشد اقتصادی نمی‌دانند. اما معتقدند با مدیریت صحیح بدهی خارجی، امکان رشد و توسعه اقتصادی میسر می‌گردد. این مدیریت شامل تخصیص وام‌های دریافتی به تولید کالاهای صادراتی، جلوگیری از اتلاف کمک‌های دریافتی و ... است (قره‌باغیان، ۱۳۷۲: ۵۰).

با توجه به سه دسته نظریات مطرح شده در خصوص اهمیت منابع خارجی در سرمایه‌گذاری داخلی، توجه به عوامل تعیین کننده کمک‌های خارجی حائز اهمیت است. به طور کلی چهار دسته از عوامل در تعیین کمک‌های خارجی مؤثرند. اولین عامل، میزان مازاد سرمایه در کشورهای ارائه دهنده کمک‌های خارجی است. عامل دوم، ظرفیت جذب کمک‌های خارجی توسط کشورهای دریافت کننده است. عامل سوم، عدم وجود منابع طبیعی و انسانی است و در نهایت چهارمین عامل، ظرفیت بازپرداخت کشورهای دریافت کننده کمک‌های خارجی است که به وسیله شاخص‌های بار بدهی خارجی مانند درصد بدهی خارجی به صادرات مورد آزمون قرار می‌گیرد.

در خصوص ارتباط بین رشد اقتصادی و کمک‌های خارجی سه الگوی نظری وجود دارد. الگوی تک شکافه، دوشکافه و سه شکافه. قبل از ارائه الگوهای دوشکافه و سه شکافه، اغلب الگوی‌های رشد بر اساس شکاف پس‌انداز[3] مطرح می‌شدند اما چنری و برنو[4] (۱۹۶۲) نشان دادند تنها عامل محدود کننده رشد، شکاف پس‌انداز نیست. ایشان اذعان داشتند، کشورهای در حال توسعه در ورود کالاهای سرمایه‌ای با محدودیت ارزی مواجه‌اند. بنابراین شکاف دوم،

1. Feldstein & Horioka (1980)

۲. منظور از به هرز رفتن منابع خارجی، کاربرد آنها در پروژه‌های غیرسودآور، تخصیص منابع خارجی به واردات کالاهای لوکس، مصرفی، اختلاس، فرار سرمایه و ... است.

3. The Saving Gap

4. Chenery & Bruno (1962)

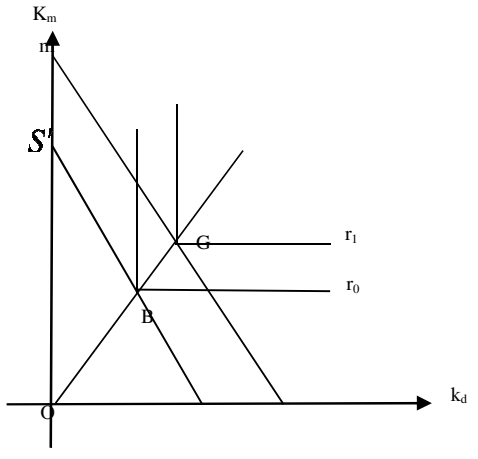
شکاف ارز خارجی است[1]. در الگوی رشد دو شکافه به غیرقابل جانشین شدن پس‌انداز با شکاف ارز خارجی تأکید شده است. به عبارت دیگر از نظر این مدل چنانچه محدودیت ارزی وجود داشته باشد، افزایش پس‌انداز تأثیری بر رشد اقتصادی نخواهد گذاشت. فرض دیگر این الگو این بود که کشورهای در حال توسعه ابتدا با محدودیت پس‌انداز و سپس با محدودیت ارز خارجی مواجه خواهند شد.

برای توضیح بیشتر تابع لئونتیف زیر را در نظر بگیرید:

(۱)

$$y = \min \{ak_d, bk_m\}$$

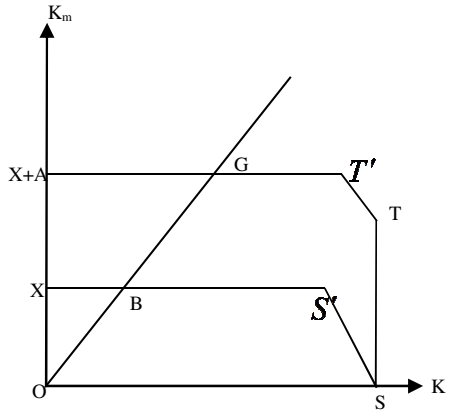
در تابع مورد نظر، تولید تابعی از کالاهای سرمایه‌ای داخلی (kd) و کالاهای سرمایه‌ای وارداتی (km) است. فرض کنید محدودیت بودجه در نمودار ۱، با SS' نشان داده شود. این محدودیت ارزش منابع قابل سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد. بنابراین پس‌انداز به اندازه os برحسب کالاهای سرمایه‌ای داخلی است که می‌تواند بر اساس شیب خط بودجه، جانشین کالاهای سرمایه‌ای وارداتی شود. در سطح منابع موجود، میزان تولید برابر r_0 است. اگر اقتصاد بخواهد سطح تولید را به r_1 افزایش دهد باید منابع به اندازه s-u افزایش یابد اما چون مقدار منابع در اختیار اقتصاد os است، بنابراین به اندازه s-u شکاف پس‌انداز وجود دارد.



شکل ۱. «شکاف پس‌انداز»

مأخذ: (white، ۱۹۹۲)

حال فرض کنید، محدودیت ارز خارجی نیز وجود داشته باشد. اگر در نمودار ۲، o-x حداکثر ارزش کالاهای صادراتی برحسب کالاهای سرمایه‌ای وارداتی باشد، خط بودجه برابر $XS'S$ خواهد بود. در این شرایط افزایش پس‌انداز اقتصاد را از B به G نخواهد برد. به بیان دیگر وقتی شکاف ارزی وجود داشته باشد تنها با افزایش پس‌انداز خط بودجه به سمت راست کشیده می‌شود و عرض از مبدأ آن هیچ تغییری نخواهد یافت. بنابراین پس‌انداز قابلیت جایگزینی برای محدودیت تجاری را ندارد. مسلماً در این شرایط افزایش صادرات یا دریافت کمک‌های خارجی، خط بودجه را به سمت بالا منتقل کرده و تولید را از B به G می‌رساند (وایت[2]، ۱۹۹۲: ۲۴۰-۱۶۳).



شکل ۲. «شکاف ارزی»

مأخذ: (white، ۱۹۹۲)

پس از ارائه الگوی رشد دو شکافه، مک کینون[3] (۱۹۶۴) با ارائه یک الگوی ریاضی به توجیه دیگری برای الگوی رشد دو شکافه می‌پردازد. در الگوی مک کینون فرض می‌شود اقتصاد دارای دو نوع کالای سرمایه است، کالای سرمایه‌ای وارداتی (kf) و کالای سرمایه‌ای داخلی (kd). طبق فرض تابع تولید به صورت زیر است:

(۲)

$$y = \min (akd, bkf)$$

که در آن y، درآمد ملی است. اگر فرض شود کالاهای سرمایه‌ای به طور کامل استفاده می‌شوند در این صورت:

1. Foreign Exchange Gap

2. White (1992)
3. Mckinnon (1964)

(۳)

$$y = akd = bkf$$

و اگر فرض شود پس‌انداز و صادرات تابعی از درآمد ملی باشند، در این صورت:

(۴)

$$s = sy$$

(۵)

$$E = ey$$

که در آن، S و E به ترتیب پس‌انداز و صادرات هستند.

ازآنجا که کل سرمایه موجود برابر مجموع سرمایه داخلی و خارجی است، بنابراین:

(۶)

$$k = kd + kf$$

با توجه به رابطه (۶):

$$I = Id + If \qquad (۷)$$

که در آن I، سرمایه‌گذاری است. از رابطه‌های (۳) و (۷) نتیجه می‌شود:

(۸)

$$aId = bIf$$

بنابراین:

$$I_d = \frac{b}{a} I_f \qquad (۹)$$

در نتیجه سرمایه‌گذاری کل برابر است با:

$$I = I_d + I_f = \frac{b}{a} I_f + I_f = (\frac{a+b}{a}) I_f \qquad (۱۰)$$

با توجه به رابطه اخیر:

$$I = \left[\frac{b(a+b)}{b(a)}\right].I_f = \left[\frac{b}{\frac{ba}{a+b}}\right].I_f \qquad (۱۱)$$

اگر فرض شود $V = \frac{ba}{a+b}$ است، در این صورت:

$$I = \frac{b}{v}.I_f \qquad (۱۲)$$

حال اگر F کل سرمایه خارجی وارد شده به اقتصاد باشد و تابعی از درآمد باشد، آن گاه:

(۱۳)

$$F = fy$$

در نتیجه حداکثر ارز موجود، fy +ey یا (f+e)y است.

اگر کل سرمایه‌گذاری خارجی از محل ارزهای موجود باشد، آن‌گاه:

(۱۴)

$$If = fy+ey = (f+e)y$$

حال با قرار دادن رابطه (۱۴) در (۱۲) نتیجه می‌شود:

$$I = \frac{b(f+e)}{v} y \qquad (۱۵)$$

از طرفی چون کل سرمایه‌گذاری در اقتصاد نمی‌تواند از مجموع پس‌اندازهای داخلی و کمک‌های خارجی بیشتر باشد، در این صورت:

(۱۶)

$$I = (s+f)y$$

حال اگر رابطه‌های (۱۵) و (۱۶) با هم در نظر گرفته شوند، آن‌گاه:

$$I = \min\left[\frac{b(f+e)}{v}.y\ ,(s+f).y\right] \qquad (۱۷)$$

همچنین اگر نرخ رشد (g) معادل $\Delta y / y$ باشد باتوجه به رابطه‌های (۳) و (۱۳)، g برابراست با:

$$g = \frac{v}{y}.I \qquad (۱۸)$$

با توجه به رابطه‌های (۱۷) و (۱۸):

$$g = Min\left[b(f+e)\quad , v(s+f)\right] \qquad (۱۹)$$

طبق رابطه ۱۹ نرخ رشد به این بستگی دارد که کدام یک از دو شکاف بر دیگری برتری داشته باشد. به عنوان مثال اگر کمبود سرمایه خارجی شدیدتر باشد، در این صورت:

$$\frac{b(f+e)}{v} y \langle (s+f)y \qquad (۲۰)$$

و نرخ رشد برابر است با:

$$g = b(e+f) \qquad (۲۱)$$

حال اگر شکاف ارزی شدیدتر باشد، افزایش پس‌انداز توان افزایش رشد اقتصادی را نخواهد داشت به این دلیل که g تابعی از s نخواهد بود (وایت، ۱۹۹۲: ۱۶۳).

پس از ارائه الگوی رشد دو شکافه انتقادهای زیادی بر آن وارد شد. از جمله این انتقادها این بود که منابع داخلی قابلیت

سرمایه‌گذاری در تولید کالاهای صادراتی را دارند. در نتیجه فرض عدم جانشینی پس‌انداز و محدودیت ارزی غیر واقعی است. اما یکی از مهم‌ترین انتقادهای وارد بر الگوی رشد دو شکافه این بود که دریافت وام‌های خارجی جدا از دو شکاف پس‌انداز و ارز خارجی ممکن است به علّت از بین بردن شکاف مالی دولت و رفع کسری بودجه باشد. بنابراین سومین محدودیتی که برای رشد معرفی شد، محدودیت شکاف مالی دولت بود. تیلور[1] (۱۹۹۰) و باچا[2] (۱۹۹۰) هرکدام مدلی را ارائه دادند که در آن سه شکاف پس‌انداز، ارز خارجی و کسری بودجه در نظر گرفته شده است. از نظر این دو، اقتصاد توسط منابع خارجی می‌تواند سه شکاف یادشده را پرکرده و در مسیر رشد قرار بگیرد (تیلور، ۱۹۹۰: ۵۵ و باچا، ۱۹۹۰: ۲۷۹).

از دهه ۱۹۸۰، رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، به یک چالش نظری در مباحث اقتصادی تبدیل شده است. در این خصوص، شواهد تجربی پیرامون ارتباط میان پس‌انداز وسرمایه‌گذاری، با مبانی نظری آن سازگاری ندارد. از این‌رو اقتصاددانان از آن به عنوان معما یاد می‌کنند. از این جهت که این بحث نخستین بار توسط فلدشتاین و هاریوکا[3] در سال ۱۹۸۰ مطرح شده است به معمای فلدشتاین و هاریوکا معروف است. در ادبیات اقتصادی و به ویژه اقتصاد بین‌الملل، معمای فلدشتاین و هاریوکا از اهمیت خاصی برخوردار است، زیرا رابطه میان این دو متغیر را مورد بررسی قرار می‌دهد. این دو در تحلیل رفتار پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، چگونگی ارتباط این دو متغیر را به عنوان شاخصی برای اندازه‌گیری درجه تحرک سرمایه بین کشورها معرفی کرده‌اند. طبق معمای فلدشتاین و هاریوکا، در کشورهای با تحرک بین‌المللی سرمایه بالا، بین نرخ سرمایه‌گذاری و نرخ پس‌انداز داخلی همبستگی پایینی وجود دارد و بالعکس. همچنین آنها به این فرضیه اشاره کرده‌اند که بر اساس فرض تحرک کامل سرمایه، نرخ‌های بهره واقعی همه کشورها یکسان می‌شوند. چرا که در این الگو ما فرض می‌کنیم که سیستم‌های اقتصادی مورد بحث، سیستم‌های اقتصادی باز و کوچک هستند که به بازارهای مالی دنیا دسترسی دارند. مقصود از واژه کوچک این است که این سیستم جزء کوچکی از بازار جهانی است و بنابراین به تنهایی نمی‌تواند بر نرخ بهره آثار قابل توجهی داشته باشد. همچنین مقصود ما از کاربرد عبارت دسترسی به بازارهای مالی دنیا این است که دولت حاکم بر یک کشور نمی‌خواهد در سطح جهانی مانع تحرک سرمایه شود. در توجیه این مطلب می‌توان چنین گفت که سیاست‌های درجه باز بودن مالی و تجاری به عنوان عاملی برای توسعه مالی است که در آن افزایش درجه باز بودن می‌تواند باعث توسعه یک کشور در حال توسعه شود. زیرا هرچه اقتصاد کشوری در ارتباط با سایر کشورها پویاتر عمل نماید، ضمن افزایش مبادلات اقتصادی، از کسب فناوری و خلاقیت سایر کشورها بهره‌مند گردیده و با افزایش بازدهی موجبات افزایش انگیزه و عامل تحرک برای سرمایه‌گذاری را فراهم می‌نماید و زمینه توسعه مالی فراهم می‌شود. بنابراین، نرخ بهره واقعی در چنین سیستم‌های اقتصادی با نرخ بهره جهانی برابر می‌شود. یعنی نرخ بهره حقیقی رایج در بازارهای مالی دنیا ($r = r^*$).

شرح این معما به این صورت است که فلدشتاین و هاریوکا، میزان تحرک سرمایه را به وسیله اندازه‌گیری شدت ارتباط بین نرخ پس‌انداز ملی و نرخ سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها به این منظور، رگرسیون مقطعی زیر را مورد تخمین قرار داده‌اند:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = \alpha + \beta\left(\frac{S}{Y}\right)_i + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \qquad (۲۲)$$

فلدشتاین و هاریوکا رابطه فوق را به عنوان مدل تحرک سرمایه بین‌المللی معرفی کرده‌اند. که در آن:

α: عرض از مبدأ

β: میزان تحرک سرمایه یا شاخص اندازه‌گیری شدت تحرک سرمایه

I: سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی

S: پس‌انداز ناخالص ملی

Y: تولید ناخالص داخلی

ε_i: جزء خطا است.

همچنین $\left(\frac{I}{Y}\right)_i$و $\left(\frac{S}{Y}\right)_i$ به ترتیب نرخ‌های سرمایه‌گذاری و پس‌انداز کشور i هستند.

در این رابطه ضریب β، از نقش بسیار مهمی برخوردار

1 Taylor (1990)
2. Bacha (1990)
3. Feldstein & Horioka (1980)

است و به آن ضریب فلدشتاین_ هاریوکا گفته می‌شود. مقدار این ضریب بین صفر و یک بوده و نشان دهنده درصدی از پس‌انداز است که به سرمایه‌گذاری اختصاص داده می‌شود. مثبت بودن مقدار آن نشان دهنده رابطه مستقیم بین نرخ پس‌انداز و نرخ سرمایه‌گذاری است و مقدار بزرگ‌تر آن نشان دهنده این مطلب است که بخش بیش‌تری از سرمایه‌گذاری به وسیله پس‌اندازهای داخلی تأمین مالی شده است. هرچه تحرک بین‌المللی سرمایه بالاتر باشد این ضریب به سمت صفر میل می‌کند و در شرایط عدم ارتباط مطلق میان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری مقدار ضریب β صفر می‌شود که نشان دهنده این است که سرمایه‌گذاری به طور کامل از منابع خارجی تأمین مالی شده است.

فلدشتاین و هاریوکا در مطالعه خود ۱۶ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD) را مورد بررسی قرار دادند[۱]. از دیدگاه آنها اگر تحرک کامل سرمایه جهانی وجود داشته باشد، رابطه میان پس‌اندازهای داخلی و سرمایه‌گذاری داخلی در آن کشورها کم یا بدون رابطه خواهد بود. نتایج حاکی از همبستگی بالای میان سرمایه‌گذاری داخلی و پس‌انداز در این کشورها است. این به معنای مقدار بالای ضریب β در میان کشورهای مورد مطالعه است (فلدشتاین و هاریوکا، ۱۹۸۰: ۳۲۰).

از جمله رویکردهای نظری که به ویژه در سال‌های اخیر مورد توجه اقتصاددان‌ها و اندیشمندان اقتصادی قرار گرفته، اثر سرریز سرمایه‌گذاری خارجی است. بر اساس این دیدگاه سپهردوست و همکاران (۱۳۹۱)، غفاری و نیک‌نژاد (۱۳۹۱) و نگهداری (۱۳۹۳) به بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری خارجی و سرمایه انسانی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند.

تکین[۲] به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، صادرات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای توسعه یافته با شرایط "اقتصاد کوچک" پرداخت. نتایج تحقیق وی نشان می‌دهد که یک رابطه علّت و معلولی بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تولید ناخالص داخلی در بین چند کشور و یک رابطه علّت معلولی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صادرات واقعی در بین بعضی از این کشورها و از صادرات واقعی به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در سایر کشورها وجود دارد (تکین، ۲۰۱۲: ۸۷۰).

نگهداری نقش سرمایه انسانی در اثربخشی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصاد کشورهای حوزه خلیج فارس را مورد بررسی قرار داد. نتایج تحقیق نشان داده است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق افزایش سرمایه فیزیکی اثر مثبت بر رشد اقتصادی این کشورها دارد اما بر سرمایه انسانی اثر منفی دارد (نگهداری، ۱۳۹۳: ۷۱).

چن و چن[۳] (۲۰۱۵)، هو[۴] (۲۰۰۰)و هو و هوآنگ[۵] (۲۰۰۶)، اوزمن و پارماکسیز[۶] (۲۰۰۳) و تلاتر و همکاران[۷] (۲۰۰۷) از روش همگرایی بین رژیمی و ضریب با زمان‌های متغیر برای بررسی رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و معمای فلدشتاین و هاریوکا استفاده کردند. نارایان و همکاران (۲۰۱۳) نشان دادند که آزمون این فرضیه به فراوانی داده‌ها بستگی دارد به طوری که داده با فراوانی بالا اطلاعات اضافی فراهم می‌کند. با وجود چنین اطلاعات اضافی، رابطه آماری و اقتصادی بین متغیرها تغییر خواهد کرد. فان و همکاران[۸] (۲۰۱۵)، نارایان و همکاران[۹] (۲۰۱۳)، و نارایان و همکاران[۱۰] (۲۰۱۵) نشان دادند که سودآوری بازار کالا به فراوانی داده‌ها بستگی دارد.

چانگ و اسمیت[۱۱] (۲۰۱۴) نشان دادند که با وجود ریسک بلندمدت در فرایند تکانه به حل معمای فلدشتاین-هاریوکا کمک می‌کند. بای و ژانگ[۱۲] (۲۰۱۰) به این نتیجه رسیدند که دو نوع محدودیت مالی- اجرای محدود و گستردگی محدود- به هم تعامل کرده و رابطه‌ای شدید بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری ایجاد می‌کنند و به صورت درون‌زا جریان سرمایه را محدود می‌کنند و در نتیجه معمای فلدشتاین-

---

۱. این کشورها عبارتند از: آلمان، آمریکا، اتریش، استرالیا، انگلیس، ایتالیا، ایرلند، بلژیک، دانمارک، ژاپن، سوئد، فنلاند، کانادا، نیوزلند، هلند و یونان.

2. Tekin (2012)
3. Chen & Chen (2015)
4. Ho (2000)
5. Ho & Huang (2006)
6. Özmen & Parmaksiz (2003)
7. Telatar et al. (2007)
8. Phan et al. (2015)
9. Narayan et al. (2013)
10. Narayan et al. (2015)
11. Chang & Smith (2014)
12. Bai & Zhang (2010)

هاریوکا را حل می‌کنند.

۲-۲- مطالعات تجربی

میلر[1] با استفاده از روش اقتصادسنجی انگل گرنجر[2] و داده‌های سالانه ۱۹۸۷-۱۹۴۸، به بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز در اقتصاد امریکای لاتین پرداخت. نتایج حاصل از پژوهش وی نشان می‌دهد که در دوره قبل از جنگ جهانی دوم و در شرایط نظام نرخ ارز ثابت، بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز رابطه سببی مثبت و معنادار وجود دارد. بر اساس یافته‌های این تحقیق، افزایش تحرک سرمایه، شکاف پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را به طور معنادار تحت تأثیر قرار می‌دهد (میلر، ۱۹۸۸: ۳۳).

در پژوهش انجام شده توسط تان هو[3] به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز در پنج کشور «آ سه آن» پرداخته شده است. در این پژوهش از روش انگل گرنجر بر اساس یک مدل تصحیح خطای برداری[4] بر مبنای داده‌های ۱۹۹۷-۱۹۶۷ استفاده شده است. نتایج این پژوهش بیان‌گر همبستگی بلندمدت و شدید بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز در کشورهای فوق است (تان‌هو، ۲۰۰۰: ۱۰).

فابیانا[5] به بررسی همبستگی بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز و تأثیر آن در تحرک سرمایه در کشورهای توسعه یافته طی سال‌های ۱۹۹۶-۱۹۶۰ پرداخت. وی برای این منظور از داده‌های ترکیبی استفاده کرده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که همبستگی مثبت و معناداری بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز وجود دارد. اما با توجه به شواهد تجربی تحرک سرمایه در این کشورها بعد از سال ۱۹۷۵ افزایش یافته که این بر خلاف نظریه فلدشتاین و هاریوکا است (فابیانا، ۲۰۰۰: ۲۱).

ویتا و آبوت[6] ارتباط بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز را به روش مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده[7] (ARDL) و با استفاده از داده‌های سالانه ۱۹۹۸-۱۹۴۶ کشورهای امریکای لاتین بررسی کردند. بر اساس یافته‌های این تحقیق در این کشورها از سال ۱۹۷۱ به بعد، به دلیل تحرک سرمایه، ضریب همبستگی بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز کاهش یافته است (ویتا و ابوت، ۲۰۰۲: ۲۹۵).

وحید و همکارانش[8] به بررسی رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در کشورهای جنوب آسیا با استفاده از روش اثرات ثابت[9] و اثرات تصادفی[10] داده‌های ترکیبی مربوط به سال‌های ۲۰۰۲-۱۹۷۳ پرداختند. نتایج به دست آمده بیان‌گر همبستگی مثبت اما ضعیف بین سرمایه‌گذاری و پس‌انداز در بنگلادش، نپال، سریلانکا، پاکستان و هند است. ایشان نشان دادند که همبستگی ضعیف بین متغیرهای فوق ناشی از تحرک سرمایه نبوده و به دلیل اندازه دولت در اقتصاد این کشورها است.

نارایان و نارایان[11] با استفاده از پسماندهای آزمون شکست ساختاری گریگوری و هانسن، به بررسی هم انباشتگی بین نرخ‌های پس‌انداز داخلی و سرمایه‌گذاری در کشورهای G7 طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۷۱ پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق، نشان دهنده عدم وجود هم انباشتگی بین متغیرهای مورد بررسی و در نتیجه تحرک بالای سرمایه در این کشورها است (نارایان و نارایان، ۲۰۱۰: ۲۰).

صفدری و مهریزی در مقاله‌ای به بررسی رابطه بلندمدت پنج متغیر (تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری خصوصی، سرمایه‌گذاری دولتی، بدهی خارجی و واردات) در ایران در سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۷۴ پرداختند. آنها با استفاده از آزمون خود رگرسیون برداری (VAR) به این نتیجه رسیدند که بدهی خارجی تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری خصوصی دارد. همچنین، سرمایه‌گذاری دولتی رابطه مثبتی با سرمایه‌گذاری خصوصی دارد (صفدری و مهریزی، ۲۰۱۱: ۹).

ما و لی رابطه پویا بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و معمای فلدشتاین-هاریوکا را برای کشورهای کمتر توسعه یافته و کشورهای توسعه یافته با استفاده از مدل هم‌جمعی با زمان‌های مختلف مورد بررسی قرار دادند. ضریب پس‌انداز

1. Miller (1988)
2. Engle & Granger
3. TanHui (2000)
4. Vector Auto Correction Model (VACM)
5. Fabiana (2000)
6. Vita & Abbott (2002)
7. Auto Regressive Distributed Lag
8. Wahid et al. (2008)
9. Fixed Effect
10. Random Effect
11. Narayan & Narayan (2010)

برای کشورهای توسعه یافته بالا و برای کشورهای کمتر توسعه یافته پایین، به دست آمده است (ما و لی، ۲۰۱۵: ۱۷۱).

ییلدیریم و اورمان[1] معمای هاریوکا– فلدشتاین را در صورت وجود شکست ساختاری در چین مورد بررسی قرار دادند. آنها از آزمون هم‌جمعی چند شکستی ماکی (۲۰۱۲) و تک ساختاری هانسن و گریگوری (۱۹۹۶) استفاده کردند. زمانی که هم‌جمعی بین پس‌انداز داخلی و سرمایه‌گذاری با وجود شکست‌های ساختاری درون‌زا تأیید شد از تخمین‌زن‌های حداقل مربعات معمولی تغییریافته (FMOLS) و حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) استفاده می‌شود. نتایج تحقیق آنها نشان داد که رابطه بین پس‌انداز داخلی و سرمایه‌گذاری در چین با حرکت به سمت رژیم نرخ‌های ارز انعطاف پذیر تغییر کرده است (ییلدیریم و اورمان، ۲۰۱۶: ۲۵).

مطالعات داخلی اندکی نیز در زمینه رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری انجام شده است. تعدادی از این مطالعات در ادامه آمده‌اند:

حسن پور کاشانی و ترکمانی رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در ایران را در طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۸۲ با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری[2] (VAR) مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان دهنده یک رابطه قوی یک طرفه از پس‌انداز به سرمایه‌گذاری در ایران است. در ادامه آنها پس از تعیین جهت علّیت، مدل فلدشتاین و هاریوکا را تخمین زده‌اند. در این رابطه، میزان تحرک سرمایه محاسبه شده نشان داد که افزایش در میزان پس‌انداز، به شرطی که انگیزه لازم برای سرمایه‌گذاری وجود داشته باشد، منجر به افزایش در میزان سرمایه‌گذاری و در نهایت رشد اقتصادی خواهد شد (حسن‌پور و ترکمانی، ۱۳۸۶: ۱).

طیبی و همکاران در تحقیقی به بررسی آزاد سازی مالی و تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای در حال توسعه پرداخته‌اند. به این منظور در چارچوب نظریه فلدشتاین و هاریوکا، تحرک بین‌المللی سرمایه در ۱۶ کشور منتخب در حال توسعه شامل ایران و کشورهای دارای بازارهای نوظهور را مورد آزمون قرار دادند. در این خصوص، پس از بررسی ایستایی پانلی داده‌های کشورهای مذکور در دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۹۸، مدل رگرسیونی با استفاده از روش اثرات تصادفی را برآورد کرده‌اند. نتایج نشان داد با آزادسازی‌های بیش‌تر، دسترسی به منابع وجوه مالی در کشورهای در حال توسعه افزایش یافته است. بنابراین کمک‌های خارجی و آزاد سازی مالی نقش مهمی در افزایش نرخ سرمایه‌گذاری داخلی ایفا می‌کنند. همچنین با توسعه جریان‌های ورودی سرمایه به کشورهای دارای بازارهای نوظهور، این کشورها چرخه‌های تولید و سرمایه‌گذاری خود را به حرکت در آورده و وابستگی‌شان به پس‌انداز داخلی کم می‌شود (طیبی و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۱۵).

علیزاده و گل خندان تحرک بین‌المللی سرمایه را برای کشورهای منطقه منا و گروه هفت بر اساس نظریه فلدشتاین و هاریوکا مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور، از تحلیل‌های هم انباشتگی پانلی و برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح شده، حداقل مربعات معمولی پویا و میانگین گروهی تلفیقی طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۴ استفاده کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان دهنده عدم هم انباشتگی بین نرخ‌های پس‌انداز و سرمایه‌گذاری داخلی در کشورهای گروه هفت و در نتیجه تحرک بالای سرمایه در این کشورها است. همچنین نتایج بیان‌گر وجود تحرک ناقص سرمایه برای کشورهای منطقه منا است (علیزاده و گل‌خندان، ۱۳۹۳، ۹۵).

با توجه به مبانی نظری و پیشینه تحقیق که در قسمت‌های قبل تشریح شد یک فرضیه برای پاسخ به سؤال این تحقیق به شرح زیر تدوین شده است: در کشورهای منتخب آسیا تحرک سرمایه کامل نیست.

۳- روش تحقیق

به منظور برآورد الگوی به کار رفته در این پژوهش از روش داده‌های تابلویی استفاده شده است. همچنین در این پژوهش کلیه داده‌های آماری مورد نیاز به روش کتابخانه‌ای و از سایت بانک جهانی[3] جمع‌آوری می‌شوند.

1. Yildirim & Orman (2016)
2. Vector Auto Regressive
3. World Bank

در قلمرو مکانی این پژوهش، ایران به عنوان یک کشور آسیایی، و ۱۴ کشور آسیایی در حال توسعه[۱] دیگر انتخاب شده‌اند. معیار اصلی در گزینش کشورها، شاخص متوسط نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی است. بر این اساس، ابتدا نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی کشورهای در حال توسعه آسیایی محاسبه شدند. سپس بر مبنای حداکثر داده‌های آماری موجود مربوط به این شاخص و متغیرهای موجود در الگوی پیشنهادی، دوره زمانی تعیین گردید. در مرحله بعد با عنایت به دوره زمانی، کشورهای آسیایی در حال توسعه که داده‌های فوق در خصوص آنها در دسترس بودند، بر اساس شاخص نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی به سه گروه عمده طبقه‌بندی شدند. این سه گروه شامل کشورهایی بودند که نسبت سرمایه‌گذاری خارجی به تولید ناخالص داخلی آنها بالا، متوسط و پایین در یک سوم کشورهای بالا، یک سوم متوسط و یک سوم پایین قرار می‌گرفتند. بر این اساس، ایران و کشورهایی که در یک طبقه قرار گرفته بودند، کشورهای منتخب و در حقیقت قلمرو مکانی پژوهش را تشکیل دادند. همچنین حدود زمانی داده‌های آماری آن، مربوط به سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۲ است.

در تحقیق حاضر با توجه به ماهیت الگو به دلیل وجود وقفه متغیر وابسته در سمت راست معادله و وجود اثرات غیرقابل مشاهده خاص هر کشور، به منظور تخمین معادله از الگوی داده‌های ترکیبی پویا استفاده می‌کنیم. روش داده‌های تابلویی[۲] (پانل دیتا) روشی برای تلفیق داده‌های مقطعی کشورها، بنگاه‌ها، خانوارها و ... طی دوره زمانی چند ساله است. مزیت این روش این است که ناهمگنی‌های مربوط به واحدها یا گروه‌ها را لحاظ می‌کند و برآوردهای نا اریب و سازگارتری را ارائه می‌دهد، در حالی که در روش‌های سنتی اقتصادسنجی مبتنی بر سری زمانی یا مقطعی این ناهمگنی‌ها نادیده در نظر گرفته می‌شود و احتمال تورش‌دار بودن نتایج وجود دارد. اکثر محققان اقتصادی به دنبال بررسی پویایی در روابط اقتصادی هستند. مزیت داده‌های تابلویی و الگوهای پویا در این نوع از داده‌ها، این امکان را فراهم آورده‌اند که پویایی روابط از این طریق بهتر درک شود. الگوهای پویا کاربردهای زیادی از جمله در برآورد معادله اولر مصرف خانوار، الگوهای تعدیل هزینه بنگاه، الگوهای رشد اقتصادی و غیره دارند. در الگوهای اقتصادسنجی رابطه پویایی به وسیله وارد شدن وقفه یا وقفه‌هایی از متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی در الگو مشخص می‌شود (بالتاجی[۳]، ۲۰۰۸: ۱۳۵). الگوی مورد نظر در این بخش الگوی پویای مبتنی بر روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM[۴]) است. تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته در ادبیات اقتصاد، اولین بار توسط هانسن و سینگلتون[۵] (۱۹۸۲) معرفی شد (موحد منش، ۱۳۹۵: ۶۵). این تخمین‌زن، به سرعت به عنوان یکی از پرکاربردترین روش‌های اقتصادسنجی، هم در برآورد مقطعی و هم در برآورد داده‌های ترکیبی مورد استفاده قرار گرفت. چرا که بسیار انعطاف‌پذیر بوده و تنها به فروض ضعیفی نیاز دارد (احسان فر، ۱۳۹۵: ۸۱). در معادلاتی که در تخمین آنها اثرات غیرقابل مشاهده خاص هر کشور یا وجود وقفه متغیر وابسته در متغیرهای توضیحی مشکل اساسی است، از تخمین زن گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، که مبتنی بر الگوهای پویای تابلویی است استفاده می‌شود (بارو و لی[۶]، ۱۹۹۶: ۱۸۷). نکته‌ای که در این روش اهمیت بالایی دارد این است که روش گشتاورهای تعمیم‌یافته هنگامی به کار می‌رود که تعداد مقاطع (N) بیش‌تر از دوره زمانی یا سال‌ها (T) باشد (N>T). در این پژوهش نیز به این صورت بوده و تعداد مقاطع بیش‌تر از دوره زمانی است (باند، ۲۰۰۲: ۱۵۸). برای تخمین الگو به وسیله این روش لازم است ابتدا متغیرهای ابزاری به کار رفته در الگو مشخص شوند. سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند[۷] (۱۹۹۱)، آرلانو و

۲. این کشورها عبارتند از: آذربایجان، اردن، ارمنستان، امارات، تاجیکستان، سنگاپور، عربستان، عمان، قرقیزستان، قزاقستان، لبنان، مالزی، مغولستان و هنگ‌کنگ.

2. Panel Data

3. Baltagi (2008)
4. Generalized Method of Moments
5. Hansen & Singleton (1982)
6. Barro & Lee (1996)
7. Arellano & Bond (1991)

باور[1] (۱۹۹۵) و بلوندل و باند[2] (۱۹۹۸) آزمون شود. اولین آزمون سارگان[3]، از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. دومی آماره‌ای است که وجود خود همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. عدم رد فرضیه صفر در هر دو آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم خود 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.

٤- یافته‌ها

به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های لوین لین چو، آزمون ایم- پسران و شین، آزمون فیشر ADF و فیشر فیلیپس پرون استفاده می‌شود. مدلا و وو (۱۹۹۹) نشان دادند که آزمون‌های IPS و فیشر شامل این فرض محدودکننده آزمون LLC که بنا بر فرض رقیب، p_i ها یکسان هستند، نمی‌باشند. هر دو آزمون IPS و فیشر اطلاعات به دست آمده از آزمون‌های ریشه واحد جداگانه را ترکیب می‌کنند. با این‌حال، امتیازی که آزمون فیشر نسبت به آزمون IPS دارد، عدم نیاز داشتن به پانل متوازن است. همچنین آزمون فیشر می‌تواند طول وقفه مختلفی را در رگرسیون‌های ADF جداگانه استفاده کند و برای هر آزمون ریشه واحد دیگر نیز به کار رود. مدلا و وو دریافتند که آزمون فیشر، گزینه برتری برای آزمون کردن فرض صفر مانایی و همچنین، برای آزمون هم‌انباشتگی در داده‌های تابلویی می‌باشد.

نتایج حاصل از مانایی متغیرهای آزمون نشان می‌دهند که متغیرهای نرخ سرمایه‌گذاری در سطح مانا بوده ولی نرخ پس‌انداز دارای ریشه واحد بوده و در سطح مانا نیست، برای این منظور مانایی نرخ پس‌انداز در تفاضل مرتبه اول تکرار می‌شود. برای پرهیز از وجود رگرسیون کاذب در تخمین‌ها و وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها، باید هم‌انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور جهت بررسی هم‌انباشتگی و وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو از آزمون هم انباشتگی کائو استفاده می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون هم انباشتگی

نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار احتمال
کائو	-۳/۰۶	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که در جدول (۱) می‌بینیم مقدار t در آزمون کائو برابر ۳/۰۶- و مقدار احتمال ۰/۰۰ حاصل شده است. فرض صفر این آزمون، عدم وجود هم انباشتگی می‌باشد و نتایج آزمون کائو وجود هم انباشتگی را رد نمی‌کند. بنابراین وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو و عدم وجود رگرسیون کاذب بین متغیرهای الگو در این کشورها اثبات می‌شود.

در این بخش بعد از انجام آزمون‌های مانایی و هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو و بدون نگرانی از بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌توان الگو را برآورد کرد. با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده در این خصوص تصریح پایه‌ای الگو و متغیرهای استفاده شده به صورت زیر است:

(۲)

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_{it} = \alpha + \theta\left(\frac{I}{Y}\right)_{it-1} + \beta\left(\frac{S}{Y}\right)_{it} + \mathcal{E}_t + \delta_i$$

که در معادله (۲):

$\left(\frac{I}{Y}\right)_{it}$:نرخ سرمایه‌گذاری برای کشور i در دوره t می‌باشد.

$\left(\frac{S}{Y}\right)_{it}$: نرخ پس‌انداز برای کشور i در دوره t می‌باشد.

$\mathcal{E}_t$: جز خطا

δ_i: تأثیرات ویژه مقطعی (تصادفی یا ثابت)

اندیس i نشان‌دهنده کشور و اندیس t نشان دهنده زمان است.

پویایی در الگو با وارد کردن $\left(\frac{I}{Y}\right)_{it-1}$ به عنوان مقدار با وقفه متغیر وابسته نشان داده شده است. نتایج حاصل از برآورد الگو با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در جدول شماره (۲) ارائه شده است.

با توجه به نتایج حاصل از تخمین می‌توان گفت که

1. Arellano & Bover (1995)
2. Blundell & Bond (1998)
3. Sargan Test

ضرایب متغیرهای الگو طبق انتظار بوده و از لحاظ آماری نیز در سطح اطمینان ۹۵٪ معنا دارند. بر اساس آزمون سارگان، فرضیه وجود هر نوع همبستگی بین متغیرهای ابزاری با پسماندها رد می‌شود. بر اساس این آزمون، متغیرهای ابزاری به کار گرفته در تخمین الگو از اعتبار لازم برخوردارند و اعتبار ضرایب جهت تفسیر تأیید می‌شود. بر اساس نتایج آزمون والد، فرضیه آزمون مبنی بر صفر بودن تمامی ضرایب در سطح معنی‌داری ۵ درصد رد می‌شود و لذا اعتبار ضرایب تایید می‌شود.

بر اساس نتایج تخمین الگو در جدول (۲)، همان طوری که انتظار می‌رود متغیر با وقفه نرخ سرمایه‌گذاری ارتباط مثبت و معناداری با متغیر نرخ سرمایه‌گذاری دارد. این نتیجه نشان دهنده پویایی متغیر سرمایه‌گذاری در طول زمان است. سرمایه‌گذاری متغیری است که مقادیر آن در دوره‌های گذشته می‌تواند نقش مؤثری را بر مقادیر آن در دوره‌های آتی داشته باشد. در تخمین الگوی مورد نظر مقدار ضریب با وقفه نرخ سرمایه‌گذاری برای کشورهای منتخب ۰/۲۶ می‌باشد که نشان می‌دهد اگر مقدار این ضریب در دوره گذشته یک واحد تغییر کند، مقدار آن در دوره جاری ۰/۲۶ واحد تغییر می‌کند که اثر آن نسبت به سایر متغیرها بالاست.

جدول ۲. نتایج حاصل از تخمین الگو

متغیر وابسته: نرخ سرمایه‌گذاری				
متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t	احتمال
وقفه اول نرخ سرمایه‌گذاری	۰/۲۶	۰/۰۳	۷/۶۵	۰/۰۰
نرخ پس‌انداز	۰/۰۳	۰/۰۰	۱۰/۵۳	۰/۰۰
تعداد ابزارها			۱۵	
آزمون			مقدار	احتمال
آزمون سارگان			۱۴/۹۸	۰/۳
آزمون والد			۱۰۲۳۲/۶۵	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج به دست آمده نشان می‌دهند که متغیر نرخ پس‌انداز داخلی به عنوان متغیر اصلی، اثر مثبت و معناداری بر نرخ سرمایه‌گذاری در کشورهای منتخب دارد. ضریب این متغیر در حدود ۰/۰۳ است و نشان می‌دهد که با یک درصد افزایش در متغیر پس‌انداز به عنوان شاخص تحرک سرمایه، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، میزان سرمایه‌گذاری در حدود ۰/۰۳ درصد افزایش می‌یابد. در این رابطه ضریب پس‌انداز، نقش بسیار مهمی در تحلیل‌های اقتصادی دارد و به آن ضریب فلدشتاین- هاریوکا گفته می‌شود.

سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌توان به وسیله آزمون سارگان، معتبر بودن ابزارها را آزمون کرد. فرضیه صفر در این آزمون، عدم وجود همبستگی بین ابزارها و پسماندها را نشان می‌دهد. در تخمین الگو علاوه بر اینکه از تفاضل متغیرها به عنوان ابزار استفاده می‌شود از وقفه اول پس‌انداز نیز به عنوان ابزار استفاده شده است. با توجه به نتایج حاصل از آزمون، احتمال آماره سارگان بیش‌تر از ۵ درصد بوده و فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد، پس ابزارهای استفاده شده در الگو معتبر بوده و می‌توان از آنها استفاده کرد. نتایج در جدول (۳) نشان داده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون سارگان

نوع آزمون	احتمال	آماره کای – دو
سارگان	۰/۳۰	۱۴/۹۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

به منظور اطمینان از عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات پسماند تفاضلی مرتبه اول، از آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم آرلانو- باند استفاده شده است. فرضیه H_0 این آزمون عدم وجود خودهمبستگی سریالی است که باید احتمال آماره آن در مرتبه دوم بزرگ‌تر از ۵ درصد باشد تا عدم وجود خودهمبستگی سریالی از مرتبه دوم تأیید شود. نتایج در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی آرلانو- باند

آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم آرلانو- باند	آمارهz	احتمال
کشورهای منتخب	-۰/۹۲	۰/۳۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول فوق، احتمال آزمون خودهمبستگی مرتبه دوم بیش‌تر از ۵ درصد است و فرضیه صفر آزمون مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات پسماند تفاضلی مرتبه اول رد نمی‌شود.

با استفاده از آزمون والد و با اعمال محدودیت بر روی ضرایب می‌توان معنی‌داری تک‌تک متغیرهای مورد استفاده در الگو را آزمون کرد. اگر احتمال آماره مورد نظر در آزمون والد کمتر از ۵ درصد باشد، در این صورت فرضیه صفر که مبتنی بر صفر بودن ضرایب است رد می‌شود و می‌توان تشخیص داد که متغیر مورد نظر بر متغیر وابسته تأثیرگذار است. نتایج آزمون والد در جدول (۵) نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون والد

متغیر	احتمال	آماره کای – دو
S=0	۰/۰۰	۱۱۰/۹۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون والد، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضریب پس‌انداز رد شده و متغیر مورد استفاده در الگو بر متغیر وابسته اثر می‌گذارد و از اعتبار لازم برای تفسیر برخوردار است. بنابراین تغییرات پس‌انداز باعث تغییرات سرمایه‌گذاری می‌شود و مقدار به دست آمده در تخمین مورد تأیید می‌باشد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

دستیابی به نرخ رشد اقتصادی بالا و پایدار از جمله مهم‌ترین اهداف سیاست‌های اقتصاد کلان محسوب می‌شود. در دهه ۱۹۶۰ ماندل و فلمینگ نشان دادند که در چارچوب یک اقتصاد باز اثربخشی سیاست‌های پولی و مالی، علاوه بر نوع نظام ارزی به درجه تحرک سرمایه وابسته است. به همین دلیل بررسی تجربی با محوریت "تحرک سرمایه"، مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است.

در سال ۱۹۸۰، فلدشتاین و هاریوکا از طریق مطالعه رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، به بررسی درجه تحرک سرمایه پرداختند. بر این اساس، اگر تحرک کامل سرمایه جهانی وجود داشته باشد، رابطه میان پس‌اندازهای داخلی و سرمایه‌گذاری داخلی کم یا بدون رابطه خواهد بود. در این مقاله، میزان تحرک سرمایه به وسیله اندازه‌گیری شدت ارتباط بین نرخ پس‌انداز ملی و نرخ سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار گرفته است. این تحقیق نشان داد که متغیر با وقفه نرخ سرمایه‌گذاری، ارتباط مثبت و معناداری با متغیر نرخ سرمایه‌گذاری دارد. این نتیجه نشان دهنده پویایی متغیر نرخ سرمایه‌گذاری در طول زمان است. همان‌طوری که نتایج نشان داد متغیر نرخ پس‌انداز اثر مثبت و معناداری بر نرخ سرمایه‌گذاری در کشورهای منتخب از جمله ایران دارد. با توجه به نتایج حاصل از تخمین الگو و ضریب پس‌انداز، تغییرات سرمایه‌گذاری و پس‌انداز در این کشورها همسو بوده و ارتباط بین آنها مثبت و ضعیف است. این ارتباط بیان می‌کند که یک درصد افزایش در نسبت پس‌انداز به تولید ناخالص داخلی، نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی را به طور متوسط ۰/۰۳ درصد افزایش می‌دهد و فرض عدم تحرک کامل سرمایه رد نمی‌شود. بدین ترتیب معمای فلدشتاین- هاریوکا در این پژوهش تأیید می‌شود. نتیجه به دست آمده در این پژوهش با نتایج تحقیق علیزاده و گل خندان (۱۳۹۳)، کوربین[1] (۲۰۰۱)، چاکرابارتی[2] (۲۰۰۶)، آددجی و تورنتن[3] (۲۰۰۸)، پلگرین و شیخ[4] (۲۰۰۸) مبنی بر تحرک ناقص سرمایه مطابقت دارد.

۶- پیشنهادها

با وجودی که تحرک ناقص سرمایه، می‌تواند شدت نفوذ نوسانات اقتصاد جهان در اقتصاد داخل را کاهش دهد، اما یک مسئله مهم در این خصوص، موضوع درجه تأثیرگذاری و کارایی سیاست مالی اقتصاد کلان است. با عنایت به الگوهای سنتی ماندل-فلمینگ، علاوه بر نوع نظام ارزی، میزان تحرک سرمایه نیز در درجه اثربخشی سیاست مالی اقتصاد کلان مؤثر است. از این‌رو، توجه به زیرساخت‌های قانونی جذب و حمایت از سرمایه خارجی و همچنین توسعه بازارهای مالی داخلی و کاهش ریسک سرمایه‌گذاری خارجی می‌تواند در افزایش درجه تحرک سرمایه مؤثر واقع شود.

1. Corbin (2001)
2. Chakrabarti (2006)
3. Adedeji & Thornton (2008)
4. Pelgrin & Schich (2008)

منابع

بهرامی، جاوید و اصلانی، پروانه (۱۳۸۴). "بررسی عوامل مؤثر بر پس‌انداز بخش خصوصی در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران*، سال هفتم، شماره ۲۳، ۱۴۵-۱۱۹.

حسن‌پور کاشانی، سمیه و ترکمانی، جواد (۱۳۸۶). "رابطه بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری در ایران، کاربرد الگوی خود توضیح برداری". ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران.

خرده فروش، امیر (۱۳۹۳). "تأثیر سیاست‌های پولی بر نرخ ارز: مطالعه موردی کشورهای منتخب در حال توسعه". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه مازندران.

سپهردوست، حمید؛ شاه آبادی، ابوالفضل و شجاعی، علیرضا (۱۳۹۱). "اثر سرریز تحقیق و توسعه خارجی و سرمایه انسانی بر کارایی فنی عوامل تولید". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۶۸، ۱۷۴-۱۴۹.

طیبی، سید کمیل؛ واعظ، محمد و ترکی، لیلا (۱۳۸۷). "آزاد سازی مالی و تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای منتخب در حال توسعه". *مجله علمی و پژوهشی شریف*، شماره ۴۵، ۱۱۹-۱۱۱.

علیزاده، محمد و گل خندان، ابولقاسم (۱۳۹۳). "تحرک بین‌المللی سرمایه و معمای فلدشتاین_ هاریوکا: مقایسه تطبیقی کشورهای منطقه منا و گروه هفت". *فصلنامه تحقیقات و توسعه اقتصادی*، شماره ۱۴، ۹۸-۶۷.

غفاری، فرهاد و نیک نژاد، الهام (۱۳۹۱). "بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی برخی از کشورهای منطقه منا". فصلنامه علوم اقتصادی، سال ششم، شماره ۲۰، ۱۷۲-۱۴۷.

قره باغیان، مرتضی (۱۳۷۲). "اقتصاد رشد و توسعه". جلد دوم، نشر نی. تهران. احسان‌فر، محمدحسین (۱۳۹۵). "تبیین اثر رشد اقتصادی و یک‌پارچه‌سازی بازار انرژی بر مصرف انرژی در ایران: رویکرد گشتاورهای‌تعمیم‌یافته". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۵، ۹۲-۸۱.

موحدمنش، صادق علی (۱۳۹۵). "کاربرد روش گشتاور تعمیم یافته در بررسی تأثیر ضریب نفوذ بیمه بر تولید ناخالص داخلی، مطالعه ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۷۸-۶۵.

نگهداری، ابراهیم (۱۳۹۳). "نقش سرمایه انسانی در اثربخشی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصاد کشورهای حوزه خلیج فارس". *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، سال دوم، شماره ۵، ۷۵-۶۷.

Adedeji, O. & Thornton, J. (2008). "International Capital Mobility: Evidence from Panel Cointegration Tests". *Economic Letters*, 99, 349-352.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *The Review of Economic Studies,* 58(2), 277-297.

Arrelano, M. & Bover, O. (1995), "Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error Components". *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.

Baer, W. (1996). "The Brazilian Economy: Growth and Development". Greenwood publishing Group, Westport, Connecticut, London.

Bacha, E. L. (1990). "A three gap models of foreign transfers and the GDP growth rate in developing countries". *Journal of Development Economics*, 32, 279-296.

Bai, Y. & Zhang, J. (2010). "Solving the Feldstein–Horioka Puzzle with Financial Frictions". *Econometrica*, 78, 603–632.

Baltagi, B. (2008). "*Econometric Analysis of Panel Data*". 3rd Edition, John Wiley & Sons.

Barro, R. & Lee, J. W. (1996). "International Measures of Schooling Years and Schooling Quality". American Economic Review, 86(2), 23-218.

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

Bond, S. R. (2002). "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice". *Portuguese Economic Journal*, 1(2), 141-162.

Chakrabarti, A. (2006). "The Saving-Investment Relationship Revisited: New Evidence from Multivariate Heterogeneous Panel Cointegration Analyses". *Journal of Comparative Economics*, 34, 402-419.

Chang, Y. & Smith, R. (2014). "Feldstein–Horioka puzzles". *European Economic Review*. 72, 98–112.

Chen, S. & Chen, C. (2015). "Revisiting the Feldstein–Horioka Puzzle with Regime Switching: New Evidence from European Countries". *Economic Model*, 49, 260–269.

Chenery, H. & Bruno, M. (1962). "Development Alternatives in Open Economy: The Case of Israel". *Economic Journal*, 77(285), 79-103.

Corbin, A. (2001). "Country Specific Effect in the Feldstein-Horioka Paradox: A Panel Data Analysis". *Economic Letters,* 72, 297-302.

Fabiana, R. (2000). "Capital Mobility in Developing Countries: Evidence from Panel Data". *Universidade de São Paulo Department of Economics*.

Feldstein, M. & Horioka, C. (1980). "Domestic Saving and International Capital Flows". *Economic Journal*, 90, 314-329.

Hansen, L. P. & Singleton, K. J. (1982). "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models". *Econometrica*, 50(5), 1269-1286.

Herwartz, H. & Xu, F. (2010). "A Functional Coefficient Model View of the Feldstein–Horioka Puzzle". *Journal of International Money and Finance*, 29, 37-54.

Ho, T. W. (2000). "Regime-Switching Investment–Saving Correlation and International Capital Mobility". *Applied Economics Letters*. 7, 619–622.

Ho, T. W. & Huang, H. C. (2006). "The Smooth-Saving-Retention-Coefficient with Country-Size". *Applied Economics Letters*, 13, 247–250

Kao, C. (1999). "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Co integration in Panel Data". *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.

Ma, W. & Li, H. (2015). "Time Varying Saving-Investment Relationship and the Feldstein-Horioka Puzzle". *Economic Modeling*, 53, 166-178.

Miller, S. M. (1988). "Are Saving and Investment Co-Integrated?". *Economics Letters,* 27, 31-34.

Narayan, P. K. & Narayan, S. (2010). "Testing for Capital Mobility: New Evidence from a Panel of G7 Countries". *Research in International Business and Finance*, 24(1), 15-23.

Narayan, P., Ahmed, H. & Narayan, S. (2015). "Do Momentum-Based Trading Strategies Work in the Commodity Futures Markets?". *Journal of Futur Mark,* 35, 868–891.

Narayan, P., Narayan, S. & Sharma, S. (2013). "An Analysis of Commodity Markets: What Gain for Investors?". *Journal of Bank Finance*, 37, 3878–3889.

Özmen, E. & Parmaksiz, K. (2003). "Policy Regime Change and the Feldstein–Horioka Puzzle: the UK Evidence". *Journal of Policy Model*, 25, 137–149.

Pelgrin, F. & Schich, S. (2008). "International Capital Mobility: What Do National Saving-Investment Dynamics Tell Us?". *Journal of International Money and Finance*, 27, 331-344.

Phan, D., Sharma, S. & Narayan, P. (2015). "Stock Returns Forecasting: Some new Evidence". *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 40, 38–51.

Safdari, M. & Mahrizi, M. (2011). "Comparing the Effect of Exchange Rate Changes on Output in Iran". *American Journal of Scientific Research*, 39, 5-11.

Tan Hui, B. (2000). "Savings, Investment and Capital Flows: An Empirical Study on the

Asean Economies". *Department of Economics Faculty of Economics and Management Universiti Putra Malaysia*, Working Paper 3.

Taylor, L. (1990). "foreign resource flows and developing country growth: A three-gap analysis". Research for Action, 55-90.

Tekin, R. B. (2012). "Economic Growth, Exports and Foreign Direct Investment in Least Developed Countries: A Panel Granger Causality Analysis". *Journal of Economic Modeling,* 29, 868–878.

Telatar, E., Telatar, F. & Bolatoglu, N. (2007). "A Regime Switching Approach to the Feldstein–Horioka Puzzle: Evidence from Some European Countries". *Journal of Policy Modeling*, 29, 523–533.

Vita, G. D. & Abbott, A. (2002). "Are Saving and Investment Cointegrated? An ARDL Bounds Testing Approach". *Economics Letters*, 77, 293-299.

Wahid, A. M. N., Salahuddin, M. & Noman, A. (2008). "Saving Investment Correlation in South Asia- A Panel Approach". *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 11, 153-159.

White, H. (1992). "The Machoeconomic Impact of Development Aid: A Critical Survey". *Journal of Development Studies*, 28, 163-240.

Yildirim, D. & Orman, E. (2016). "*the Feldstein-Horioka Puzzle in the Presence of Structural Breaks: Evidence from China*". ERC Working Papers in Economics, ERC Working Papers in Economics 16/01, 1-31.

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هفتم، تابستان ۱۳۹۶ (۱۲۴-۱۱۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 27, June 2017 (111-124)

بررسی رابطه علّیت گرنجری بین مصرف نفت و تولید ناخالص داخلی ایران: رویکرد تغییر رژیم‌های اقتصادی

مرتضی صالحی سربیژن
عضو هیئت علمی، دانشگاه زابل، ایران
(دریافت: ۱۳۹٤/۱۱/۱۹ پذیرش: ۱۳۹۵/۲/٦)

Evidence of Causality between Oil Consumption and Gross Domestic Product in Iran-Approach of Economic Regime Shift

***Morteza Salehi Sarbijan**
Faculty Member, Zabol University, Zabol, Iran
(Received: 8/Feb/2016 **Accepted:** 25/April/2016)

چکیده:
رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی توسط پژوهشگران بسیاری مورد بررسی قرار گرفته است. هر کدام با توجه به دوره زمانی و کشور مورد مطالعه، یکی از چهار فرضیه موجود در این زمینه (فرضیات رشد، صرفه‌جویی، خنثایی یا برخورداری) را تأیید کرده‌اند. هدف اصلی این مطالعه بررسی رابطه علّی بین مصرف نفت و تولید ناخالص داخلی ایران طی سال‌های ۱۹۶۷ تا ۲۰۱۳ می‌باشد. برای این منظور از مدل مارکف سوئیچینگ –اتورگرسیو (MS-AR) و آزمون علّیت گرنجر استفاده شده است. یافته‌ها نشان می‌دهد که رابطه تولید ناخالص داخلی و مصرف نفت در ایران دارای ساختار دو رژیمه بوده است. نتایج آزمون مارکف سوئیچینگ- علّیت گرنجر تغییراتی را در رابطه علّیت بین تولید ناخالص داخلی (GDP) و مصرف نفت (OC) در طی رژیم‌های اقتصادی نشان می‌دهد. در رژیم اقتصادی اول مصرف نفت علّیت گرنجر تولید ناخالص داخلی می‌باشد، همچنین شواهدی از رابطه علّیت گرنجر دو طرفه بین متغیرهای تولید ناخالص داخلی و مصرف نفت در اولین رژیم اقتصادی وجود دارد در حالی که هیچ رابطه علّیت گرنجری بین متغیرها در دوره‌های دومین رژیم اقتصادی یافت نشده است.

واژه‌های کلیدی: مصرف نفت، تولید ناخالص داخلی، علّیت گرنجر، مارکف سوئیچینگ–اتورگرسیو (MS-AR).
طبقه‌بندیJEL: C32، O13، Q43.

Abstract:
The relationship between energy consumption and economic growth has been studied by many researchers. These studies have been confirmed one of the four hypotheses in this field (growth assumptions, , neutral or have) according to the studied time period and country. This study investigates the causal relationship between oil consumption and GDP in Iran during 1967 to 2013. To achieve this aim, Markov switching model - Autoregressive (MS-AR) and Granger causality test were applied. The findings showed that the relationship between GDP and oil consumption had two regime structure in Iran. Results of the MS models showed that causality relationship between GDP and oil consumption (OC) was changed during economic regimes. Moreover, the evidences of bidirectional Granger causality (GC) were found between the variables in the first regime, while there was no GC between the variables in the second regime.

Keywords: Oil Consumption (OC), Gross Domestic Product (GDP), Granger Causality, Markov Switching Autoregressive (MS-AR).
JEL: C32, O13, Q43.

*Corresponding Author: Morteza Salehi Sarbijan E-mail: m.salehisarbijan@uoz.ac.ir

۱- مقدمه

رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در سال‌های اخیر، توجه زیادی را به خود جلب کرده است. محققان زیادی رابطه علّی بین مصرف انرژی و رشد تولید را با استفاده از رویکردهای اقتصادسنجی مختلف، کشورها و دوره‌های نمونه با نتایج متفاوت، مورد بررسی قرار دادند (مولایی و همکاران، ۱۳۹۴: ۲۵). دانستن این رابطه علّیت بین مصرف انرژی و تولید کاربردهای سیاسی مهمی داشته است. به عنوان نمونه اگر رابطه علّیت از سمت مصرف انرژی به سمت تولید ناخالص داخلی وجود داشته باشد هرگونه سیاست حفاظتی که مصرف انرژی را محدود می‌کند ممکن است منجر به کاهش رشد اقتصادی شود. با این حال اگر رابطه علّیتی از سمت تولید ناخالص داخلی به سمت مصرف انرژی وجود داشته باشد دلالت بر این امر دارد که به کارگیری سیاست‌های حفاظتی انرژی ممکن است تأثیر منفی بر فعالیت‌های اقتصادی اعمال نکند (بینح[1]، ۲۰۱۱: ۲). نتایج برخی محققان بیان می‌کند رابطه علّیت از طرف مصرف انرژی به رشد اقتصادی و برخی دیگر رابطه علّیت از سمت رشد اقتصادی به مصرف انرژی وجود دارد (لطفعلی پور و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۳). همچنین برخی محققان نشان داده‌اند که یا یک رابطه علّیت دو طرفه وجود دارد یا هیچ رابطه علّیتی وجود ندارد. به عنوان مثال برای آمریکا، کرفت و کرفت[2] و آبوصدرا و باغستانی[3] نشان دادند که یک رابطه علّی یک طرفه از سمت تولید ناخالص واقعی به سمت مصرف انرژی وجود دارد (کرفت و کرفت، ۱۹۷۸: ۴۰۱؛ آبوصدرا و باغستانی، ۱۹۸۹: ۲۸۵). در حالی که آکارسا و لانگ[4] و یو و هانگ[5]، با استفاده از آزمون‌های علّی مشابه مدعی شدند که هیچ رابطه علّیتی بین مصرف انرژی و GDP واقعی در آمریکا وجود ندارد. به نظر می‌رسد نتایج تجربی آزمون‌های استاندارد علّیت گرنجر، با توجه به دوره نمونه مورد مطالعه دلیلی بر شواهد متناقض و علّیت ناپایدار انرژی - تولید در ادبیات تحقیق تجربی موجود باشد (آکاراسا و لانگ، ۱۹۸۰: ۳۲۶ و یو و هانگ، ۱۹۸۴: ۱۸۷). در این میان یکی از نهاده‌های اساسی انرژی نفت می‌باشد. نفت خام به عنوان یکی از عوامل مهم در تولید، همواره جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد جهانی داشته است. به خصوص پس از وقوع تکانه‌های نفتی در دهه هفتاد که منجر به رکود اقتصادی در دنیای غرب شد، توجه به نفت و فراورده‌های نفتی به عنوان عامل مهم در تولید معطوف شده و در دهه هشتاد میلادی ارتباط بین مصرف نفت و رشد اقتصادی در کانون توجه تحلیل‌گران قرار گرفت. با توجه به اینکه ایران دارای منابع غنی و گسترده انرژی، مخازن بزرگ نفتی، معادن عظیم زیرزمینی و پتانسیل بالقوه انرژی است، تعیین رابطه بین نفت و رشد اقتصادی می‌تواند در تبیین سیاست‌های بخش انرژی کمک مؤثری نماید.

علی‌رغم انجام مطالعات متعدد در مورد رابطه علّی بین مصرف انرژی با رشد اقتصادی در کشور، تاکنون اثر علّیت مصرف نفت بر روی تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی) با رویکرد تغییر رژیم در کشور ایران انجام نگرفته است. لذا تعیین رابطه بین مصرف نفت و رشد اقتصادی، که در بردارنده دلالت‌های سیاستی متفاوت و مهمی برای سیاست‌گذاران بخش انرژی و اقتصاد کشور می‌باشد، ضروری است. در این راستا و با توجه به اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها که جوهره اساسی آن بر آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی و به‌خصوص قیمت نفت می‌باشد، مدل‌سازی رابطه علّی بین مصرف نفت و تولید در یک چارچوب غیرخطی برای پرداختن به اینچنین بی‌ثباتی‌ها و مدل‌سازی الگوهای متغیر علّیت در دوره‌های نمونه، بسیار مناسب است؛ درست در زمانی‌که بی‌ثباتی پارامترهای مدل برای محقق مشخص است. برای تحلیل رابطه علّی بین مصرف نفت و رشد اقتصادی و پرداختن به موضوعات بحث شده در بالا، ما تحلیل علّی گرنجر تبدیلی مارکف را به خدمت گرفتیم (ساراداکیس و همکاران[6]، ۲۰۰۵: ۶۷۰). این پژوهش، اولین تلاش برای بررسی تجربی رابطه بین مصرف نفت و تولید ناخالص داخلی با استفاده از متدولوژی علّیت گرنجر تبدیلی مارکف است. در این متدولوژی علّیت گرنجر، بر اساس یک مدل AR با پارامترهای متغیر زمانی است. به طور خاص، نوسان زمانی در پارامترها طراحی شده‌اند تا تغییرات در الگوهای علّیت را بین متغیرهای مورد مطالعه نشان دهد. اما این متدولوژی داده‌ها را قادر می‌سازد تا نقاط زمانی‌ای را به دست آورد که در آن نقاط تغییرات الگوی علّیت رخ می‌دهد. مزیت این مدل‌ها در این است که با در نظر گرفتن رژیم‌های مجزا از هم، این امکان را فراهم می‌کنند که بتوان تغییر در رابطه علّیت در طی زمان یا دوره‌های متفاوت را مورد بررسی قرار داد.

1. Binh (2011)
2. Kraft & Kraft (1978)
3. Abosedra & Baghestani (1989)
4. Akarca & Long (1980)
5. Yu & Hwang (1984)
6. Psaradakis et al. (2005)

در مطالعه حاضر با استفاده از مدل MS-AR، و سری‌های زمانی سالانه برای ایران، در طول ۱۹۶۷ تا ۲۰۱۳، ارتباط بین تولید ناخالص داخلی (GDP) و مصرف نفت (OC) را مورد مطالعه قرار دادیم. بهترین مدل برای توصیف رابطه بین GDP و OC، MSIA(2)-AR(1) است یعنی یک مدل مارکف سوئیچینگ با دو رژیم مختلف و ضرایب اتورگرسیو به فاز یا رژیم وابسته هستند. نتایج برآورد این مدل، علّیت گرنجر جهت‌دار بین OC و GDP در اولین رژیم است در حالی که هیچ علّیت گرنجری بین دو متغیر در رژیم دوم وجود ندارد.

در ادامه مقاله مبانی نظری و پیشینه تحقیق در بخش دوم و سوم آورده می‌شود. داده‌ها و متدولوژی تحقیق بخش چهارم این مقاله می‌باشد. در بخش پنجم و ششم به ترتیب نتایج تجربی و نتیجه‌گیری بحث می‌شود. در انتهای مقاله پیشنهادات آورده می‌شود.

۲- مروری بر مبانی نظری موضوع

در خصوص ارتباط بین متغیرهای مصرف انرژی، تولید و رشد اقتصادی در ادبیات اقتصاد کلان چهار فرضیه مطرح می‌باشد. فرضیه اول که به فرضیه رشد[1] معروف است بیان می‌کند که انرژی به عنوان یکی از عوامل تولید مهم به همراه نیروی کار و موجودی سرمایه در فرایند تولید محسوب گردیده و افزایش در مصرف انرژی می‌تواند منجر به افزایش سطح تولید و رشد اقتصادی شود. بنابراین در این سناریو سیاست‌های تحدید و صرفه‌جویی انرژی می‌تواند تأثیر معکوسی بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی داشته باشد. فرضیه دوم یا فرضیه مربوط به صرفه‌جویی انرژی[2]، بیانگر این است که سیاست‌های صرفه‌جویی انرژی در جهت کاهش مصرف انرژی و اتلاف آن تأثیر معکوس بر تولید و رشد اقتصادی نداشته و به افزایش آن کمک می‌کند. به عبارت دیگر این فرضیه در صورتی پذیرفته می‌شود که افزایش تولید ناخالص داخلی حقیقی منجر به افزایش مصرف انرژی شود. فرضیه خنثایی[3] یکی دیگر از فرضیات مطرح شده در خصوص ارتباط بین مصرف انرژی و تولید است که نشان می‌دهد، مصرف انرژی تأثیر اندک و ناچیزی بر تولید دارد. از این‌رو این فرضیه زمانی پذیرفته می‌شود که هیچ رابطه علّی بین متغیرهای مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی وجود نداشته باشد. به عقیده بلومی[4] دلیل عمده خنثی بودن اثر انرژی بر رشد اقتصادی این است که هزینه انرژی قابل اغماض بوده و به نظر نمی‌رسد که تأثیر معناداری بر روی رشد اقتصادی داشته باشد. همچنین استدلال شده است که اثر احتمالی مصرف انرژی بر روی رشد اقتصادی به ساختار اقتصاد و سطح رشد اقتصادی کشور مورد نظر بستگی دارد. هنگامی که اقتصاد رشد می‌یابد، ساختار تولید آن به بخش‌های خدمات متمایل می‌شود که به انرژی وابستگی زیادی ندارند (بلومی، ۲۰۰۹: ۲۷۴۶). فرضیه ارتباط متقابل یا فرضیه بازخورد[5] چهارمین فرضیه‌ای است که به ارتباط بین متغیرهای مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی می‌پردازد. بر اساس این فرضیه، مصرف انرژی و تولید ناخالص دارای ارتباط متقابل بوده و مکمل یکدیگر می‌باشند. بنابراین، در صورتی که ارتباط علّی دوطرفه بین این دو متغیر وجود داشته باشد، در آن صورت این فرضیه قابل رد نبوده و بهبود و ارتقای سیاست‌های مصرف انرژی می‌تواند زمینه افزایش سطح تولید و در نتیجه رشد اقتصادی را فراهم نماید (ازتورک[6]، ۲۰۱۰: ۳۴۲؛ اپرجیس و پاین[7]، ۲۰۱۰: ۶۵۶ و ازتورک و آجاراوسی[8]، ۲۰۱۰: ۱۹۳۹). پس از بیان فرضیات مطرح شده پیرامون ارتباط بین متغیرهای مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی، به منظور تحلیل بیشتر رابطه بین این دو متغیر، به دیدگاه برخی از اقتصاددانان پرداخته می‌شود. برخی از صاحب‌نظران اقتصادی، مانند برندت و وود[9]، در زمینه انرژی استدلال می‌کنند که در تابع تولید کل، انرژی یک عامل تولید است که ارتباط جدایی‌پذیر و ضعیفی با نیروی کار دارد. تابع تولید پیشنهادی آنها به صورت $Q=f\,[G(K,E),\,L]$ می‌باشد. آنها معتقدند که انرژی و سرمایه با هم ترکیب شده و عامل تولید G را ایجاد می‌کنند، سپس برای تولید محصول با کار ترکیب می‌شوند. بنابراین کار با G ترکیب می‌شود، نه با سرمایه و انرژی به صورت جداگانه. از سوی دیگر، برخی از اقتصاددانان معتقدند که انرژی در طبیعت مقدار ثابتی دارد، جبران‌پذیر بوده و قابل تبدیل به ماده است و از بین نمی‌رود. بنابراین در مدل‌های بیوفیزیکی رشد تولید کالاهای اقتصادی نیازمند صرف مقادیر فراوان انرژی در تولید است، لذا انرژی تنها عامل

1. Growth Hypothesis
2. Conservation Hypothesis
3. Neutrality Hypothesis
4. Belloumi (2009)
5. Feedback Hypothesis
6. Ozturk (2010)
7. Apergis & Payne (2010)
8. Ozturk & Acaravci (2010)
9. Brendt & Wood (1975)

و مهم‌ترین عامل رشد است. نیروی کار و سرمایه نیز عوامل واسطه‌ای هستند که برای به کارگیری، به انرژی نیاز دارند (برندت و وود، ۱۹۷۵: ۲۶۰).

استرن و کلولند[1] نیز با استفاده از ادبیات تابع تولید نئوکلاسیکی، عواملی که می‌توانند، رابطه بین مصرف انرژی و فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهند، مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها حالت کلی یک تابع تولید را به شکل زیر بیان می‌دارند:

$$(Q_1 \dots \dots Q_m) = f(A.X_1 \dots . X_n . E_1 \dots \dots . . E_p)$$

که در آن Q_i تولیدات مختلف اقتصادی از قبیل کالاهای تولیدی و خدمات، نهاده‌های مختلف تولیدی از قبیل سرمایه، نیروی کار و غیره، E_i نهاده‌های متفاوت انرژی مانند نفت، زغال سنگ و غیره می‌باشد و A وضعیت تکنولوژی که به عنوان شاخص بهره‌وری کل عوامل تعریف شده است. در این تابع رابطه بین انرژی و تولید کل از قبیل تولید ناخالص داخلی می‌تواند به وسیله عواملی از قبیل جانشینی بین انرژی و دیگر نهاده‌ها، تغییرات تکنولوژیکی، تغییر در ترکیب نهاده انرژی و تغییر در ترکیب محصول تولیدی تحت تأثیر قرار گیرد. تغییر در ترکیب دیگر نهاده‌ها برای مثال انتقال از اقتصاد کاربر به اقتصاد سرمایه بر نیز می‌تواند رابطه بین انرژی و تولید را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین ممکن است متغیر نهاده‌های X بهره‌وری کل عوامل را تحت تأثیر قرار دهد، که این بحث در مجموعه تغییرات تکنولوژیکی مورد بررسی قرار می‌گیرد (استرن و کلولند، ۲۰۰۴: ۴).

با توجه به مبانی نظری موجود، در خصوص توجیه وجود ارتباط بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی، می‌توان وجود چنین رابطه‌ای را از دیدگاه نظری تا حدود زیادی منطقی و قابل توجیه تلقی کرد.

۳- پیشینه تحقیق

مطالعات زیادی درباره رابطه علّیت گرنجری بین حامل‌های انرژی و متغیرهای کلان اقتصادی، به ویژه رشد اقتصادی طی دهه‌های اخیر انجام شده است. این مطالعات اغلب نتایج متفاوتی را حاصل نموده‌اند که به نظر می‌رسد ناشی از (الف) تفاوت در روش‌های به کار برده شده (ب) چگونگی تعیین وقفه بهینه برای آزمون علّیت و (ج) کشور مورد مطالعه باشد. استفاده از آزمون‌های علّیت برای بررسی ارتباط بین تولید و انرژی، یکی از متداول‌ترین روش‌های مورد استفاده در مطالعات تجربی می‌باشد.

۳-۱- مطالعات خارج از کشور

کرفت و کرفت، عقیل و بات[2]، چنگ و لای[3]، کالیونکو همکاران، آکارسا و لانگ، مهرآرا[4] و سویتاش و ساری[5] از جمله محققانی هستند که این موضوع را به تفصیل مورد مطالعه قرار داده‌اند.

کرفت و کرفت با استفاده از روش سیمز[6]، به مطالعه رابطه بین GDP و مصرف انرژی کشور آمریکا طی دوره ۱۹۷۲-۱۹۴۷ پرداخته و به این نتیجه رسیدند که یک رابطه علّیت یک‌طرفه از مصرف انرژی به تولید وجود دارد (کرفت و کرفت، ۱۹۷۸: ۴۰۲). در سال ۱۹۸۰ آکارسا و لانگ، با استفاده از داده‌های مطالعه فوق طی دوره ۱۹۷۲-۱۹۴۷، نشان دادند که هیچ گونه رابطه علّی بین مصرف انرژی و تولید آمریکا وجود ندارد (آکاراسا و لانگ، ۱۹۸۰: ۳۲۸).

آیرول و یو به بررسی رابطه علّی بین تولید و مصرف انرژی طی سال‌های ۱۹۸۰-۱۹۵۰ در کشورهای مختلف پرداخته و نشان می‌دهند که رابطه علّی یک‌طرفه از انرژی به تولید در کشور آلمان غربی وجود دارد، در حالی که این رابطه در ایتالیا و ژاپن دو طرفه می‌باشد. همچنین هیچ‌گونه رابطه علّی بین این دو متغیر در کشورهای انگلستان، کانادا و فرانسه دیده نمی‌شود (آیرول و یو، ۱۹۸۷: ۱۱۳).

چنگ و لای با استفاده از روش هیسائو، وجود رابطه علّی بین تولید و مصرف انرژی در تایوان طی دوره ۱۹۹۵-۱۹۹۳ را مورد آزمون قرار داده و نشان می‌دهند که رابطه علّی از تولید به سمت مصرف انرژی وجود داشته است، ولی مصرف انرژی رابطه علّی تولید نمی‌باشد (چنگ و لای، ۱۹۹۷: ۴۳۹).

عقیل و بات، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه علّی بین مصرف انرژی، رشد اقتصادی و اشتغال طی سال‌های ۱۹۹۴-۱۹۵۰ در پاکستان می‌پردازند و با استفاده از روش هیسائو و هم‌انباشتگی بین متغیرها نتیجه می‌گیرند که رشد اقتصادی، علّت مصرف انرژی است (عقیل و بات، ۲۰۰۱: ۱۰۸).

سویتاش و ساری، به مطالعه ۱۰ کشور در حال گذر طی دوره ۲۰۰۱-۱۹۴۵ پرداخته و نشان می‌دهند که یک رابطه دوطرفه بین مصرف انرژی و تولید کشور آرژانتین وجود دارد،

1. Stern & Cleveland (2004)

2. Aqeel & Butt
3. Cheng & Lai
4. Mehrara
5. Soytas & Sari
6. Sims

در حالی که در کشورهای ترکیه، فرانسه، آلمان و ژاپن، مصرف انرژی، علّت گرنجری تولید می‌باشد (سویتاش و ساری، ۲۰۰۳: ۳۳). در سال ۲۰۰۶، این محققان در مطالعه دیگری دوره ۲۰۰۴-۱۹۵۰ کشورهای G7 را مورد بررسی قرار داده و نشان می‌دهند که رابطه علّی دوطرفه بین مصرف انرژی و تولید در کشورهای کانادا، ایتالیا، ژاپن و انگلستان وجود داشته است، در حالی که این رابطه برای کشورهای فرانسه و آمریکا یک طرفه بوده و مصرف انرژی علّت تولید می‌باشد. در مورد آلمان، یک رابطه یک طرفه از تولید به مصرف انرژی تأیید شده است (سویتاش و ساری، ۲۰۰۶، ۷۴۰).

مهرآرا، رابطه علّیت بین مصرف انرژی سرانه و GDP سرانه را در ۱۱ کشور صادرکننده نفت طی دوره ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۲ با استفاده از داده‌های پانل و به کارگیری آزمون‌های ریشه واحد پانل[1] و هم انباشتگی پانل[2] مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاکی از وجود یک رابطه علّیت قوی از رشد اقتصادی به مصرف انرژی در کشورهای صادرکننده نفت است (مهرآرا، ۲۰۰۷: ۲۹۳۹).

لی[3] با تلفیق داده‌های سری زمانی سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۹۰ ۱۸ کشور در حال توسعه و استفاده از روش‌های پنلی نشان داد که مصرف انرژی، علّت گرنجری تولید در این کشورها می‌باشد (لی، ۲۰۰۵: ۴۱۵).

آزترک و همکاران[4] رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ۵۱ کشور در سه گروه کشورهای با درآمد پایین، با درآمد متوسط رو به پایین و درآمد متوسط رو به بالا مبتنی بر داده‌های تلفیقی طی دوره ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۵ مورد بررسی قرار دادند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد یک رابطه علّی یک طرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف انرژی در کشورهای با درآمد پایین و برای کشورهای با درآمد متوسط نیز رابطه دو طرفه و البته ضعیف میان مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی وجود دارد (آزترک و همکاران، ۲۰۱۰: ۳۴۰).

همچنین آزترک و همکاران به بررسی رابطه علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی کشور ترکیه در قالب روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۶۰ پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد هیچ رابطه علّیت کوتاه‌مدتی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی یافت نشد در حالی که علّیت در مدل‌سازی بلندمدت از سرانه تولید ناخالص داخلی[5] به سرانه مصرف انرژی[6] وجود دارد (آزترک و همکاران، ۲۰۱۳: ۷۲۷).

سان یونگ و سنگ هون[7] ارتباط علّیت بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی برای کشور مالزی را طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۶۵ با استفاده از مدل‌سازی اتورگرسیو برداری (VAR) مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق وجود رابطه علّیت دوطرفه بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی را به اثبات رساند (سان یونگ و سنگ هون، ۲۰۱۴: ۲۱۸).

چور فون و همکاران[8] رابطه علّیت مصرف انرژی و رشد اقتصادی ویتنام را با استفاده از چارچوب نئوکلاسیک رشد سولو برای دوره زمانی ۲۰۱۱- ۱۹۷۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج هم انباشتگی رابطه مثبت بین مصرف انرژی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه با رشد اقتصادی را نشان داد. همچنین نتایج حاکی از رابطه علّیت گرنجر یک‌طرفه از مصرف انرژی به رشد اقتصادی است (چورفون و همکاران، ۲۰۱۶: ۱۵۰۶).

محمد و همکاران[9] رابطه علّی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ۵ کشور ASEAN شامل اندونزی، مالزی، تایلند، سنگاپور و فیلیپین برای دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۰ با استفاده آزمون یوهانسن را مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق نشان داد که مصرف انرژی تقریباً رابطه بلندمدت و معنی‌داری با رشد اقتصادی تمام کشورهای مورد مطالعه دارد (محمد و همکاران، ۲۰۱۵: ۷۳۲).

فلاحی به بررسی رابطه علّیت گرنجری بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی آمریکا در قالب مدل‌سازی مارکف سوئیچینگ اتورگرسیو برداری (MS-VAR) پرداخت. نتایج تحقیق نشان از رابطه علّیت گرنجر دو طرفه بین متغیرها در رژیم اول دارد در حالی که هیچ رابطه علّیت بین متغیرها در رژیم دوم اقتصادی یافت نشد (فلاحی، ۲۰۱۱: ۴۱۶۵).

آلپر[10] در تحقیقی جدید به جای تأثیر مصرف انرژی بر رشد اقتصادی از داده‌های مصرف انرژی زیست توده[11] برای کشور آمریکا طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۶۱ استفاده نمود. وی با استفاده از مدل‌سازی ARDL نشان داد که مصرف انرژی زیست توده اثرات مثبتی بر رشد اقتصادی برای ایالات متحده

1. Panel Unit Root Tests
2. Panel Cointegration Tests
3. Lee (2005)
4. Ozturk et al. (2010)
5. Per Capita GDP
6. Per Capita Energy Consumption
7. Sun-Young & Seung-Hoon (2014)
8. Chor Foon et al. (2016)
9. Muhammad et al. (2015)
10. Alper (2016)
11. Biomass Energy

آمریکا دارد. علاوه بر این، نتایج علّیت گرنجر نشان می‌دهد که رابطه علّیت یک طرفه از مصرف انرژی زیست توده به تولید ناخالص داخلی وجود دارد (آلپر، ۲۰۱۶: ۳۶۲).

۳-۲- مطالعات داخل کشور

طاهری فرد و رحمانی با استفاده از آزمون‌های هم انباشتگی و علّیت گرنجری و مدل تصحیح خطا به بررسی روابط کوتاه مدت و بلندمدت متغیرهای تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و موجودی سرمایه در دوره زمانی ۱۳۷۳-۱۳۴۶ پرداخته‌اند. آنها نشان دادند که در کوتاه مدت رابطه معنی داری بین تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و موجودی سرمایه وجود ندارد. همچنین، رابطه بلندمدت از سوی تولید ناخالص داخلی به سمت مصرف انرژی وجود دارد، اما عکس آن صادق نیست. موجودی سرمایه نیز علّت تولید ناخالص داخلی نبوده است (طاهری‌فرد و رحمانی، ۱۳۷۶: ۱).

نتایج مطالعه ملکی با استفاده از داده‌های دوره ۱۳۷۶-۱۳۶۰ نشان می دهد که مصرف انرژی نه تنها در کوتاه‌مدت، بلکه در بلندمدت هم علّت تولید می باشد، در حالی که تولید، فقط در بلندمدت می‌تواند علّت مصرف انرژی به‌شمار رود (ملکی، ۱۳۷۸: ۴۵).

ابریشمی و مصطفایی به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فراورده‌های عمده نفتی، شامل بنزین، نفت سفید، نفت‌گاز و نفت کوره در دوره ۱۳۷۸-۱۳۳۸ پرداخته‌اند. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا حاکی از آن است که فقط در بلندمدت مصرف این فراورده‌ها علّت گرنجری تولید ناخالص داخلی ایران است. در عین حال هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تولید، علّت گرنجری مصرف این فراورده‌ها می‌باشد اگر چه این علّیت در کوتاه‌مدت ضعیف‌تر است (ابریشمی و مصطفایی، ۱۳۸۰: ۱۱).

آرمن و زارع به بررسی رابطه علّیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۴۶ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از پژوهش نشان می دهد که رابطه علّیت گرنجری یک طرفه از کل مصرف نهایی انرژی به رشد اقتصادی و رابطه علّیت گرنجری یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف گاز طبیعی و مصرف سوخت‌های جامد وجود دارد (آرمن و زارع، ۱۳۸۴: ۱۱۷).

دامن کشیده و همکاران به بررسی بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی برای هفت کشور منتخب مصر، ایران، عراق، لیبی، پاکستان، عربستان و سوریه با استفاده از مدل‌های پانل دیتا طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۰ پرداختند. نتایج به دست آمده از این پژوهش نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معنی‌داری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب طی سند چشم انداز بیست ساله ایران وجود دارد (دامن کشیده و همکاران، ۱۳۹۲: ۵۵).

مهرآرا و زارعی به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در قالب مدل غیرخطی حد آستانه‌ای طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۳۸ پرداختند. نتایج نشان داد که مدل‌های غیرخطی مبتنی بر آماره‌های تشخیصی و معنی‌دار بودن ضرایب نتایج رضایت بخش‌تری نسبت به مدل‌های خطی در تبیین رشد اقتصادی و مصرف انرژی ارائه می‌دهند (مهرآرا و زارعی، ۱۳۹۰: ۱۱).

شهبازی و همکاران به تأثیر مصرف فراورده‌های نفتی بر رشد اقتصادی در استان‌های کشور با استفاده از داده‌های تابلویی فصلی طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۷۹ پرداختند. نتایج حاکی از این است که مصرف بنزین و نفت گاز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی استان‌های کشور داشته و کشش تولید استان‌های کشور نسبت به بنزین و نفت گاز به ترتیب ۰/۲۲ و ۰/۱۹ بوده است (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۱: ۲۵).

صادقی و همکاران به بررسی رابطه علّی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای منطقه MENA با استفاده از گشتاور تعمیم یافته در داده‌های تابلویی طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۸۰ پرداختند. نتایج حاصل از تخمین مدل دلالت بر وجود رابطه علّی یک طرفه از مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی بوده و رابطه علّی دو طرفه بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای مورد بررسی برقرار نمی‌باشد (صادقی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۲۱).

فلاحی و هاشمی دیزج رابطه علّی بین مصرف نهایی انرژی و تولید ناخالص داخلی به روش مارکف سوئیچینگ و VAR را طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۴۶ مورد بررسی قرار دادند. نتایج تخمین این مدل با در نظر گرفتن دو رژیم متفاوت نشان می‌دهد که ۱) تولید، علّت گرنجری مصرف انرژی بوده و خنثی نمی‌باشد ۲) شدت این علّیت در دو رژیم متفاوت بوده ۳) تغییر در شدت علّیت بین مصرف انرژی و تولید در سال ۱۳۶۸ اتفاق می‌افتد ۴) مصرف انرژی فقط در رژیم ۱ علّت گرنجری تولید بوده است (فلاحی و هاشمی دیزج، ۱۳۸۹: ۱۳۱).

به رغم اینکه رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی توسط پژوهشگران بسیاری مورد بررسی قرار گرفته است، اما این مطالعات نتایج یکسانی نداشته و هر کدام با توجه به دوره زمانی مطالعه، متغیرهای مدل، کشورهای مورد مطالعه و جز

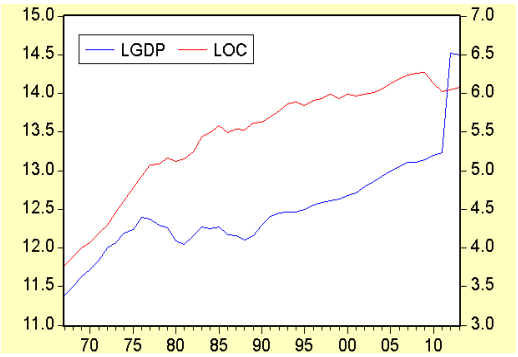
اینها یکی از چهار فرضیه موجود در این زمینه، یعنی فرضیه رشد، فرضیه صرفه‌جویی، فرضیه خنثایی یا فرضیه برخورداری را تأیید کرده‌اند. در این پژوهش، می‌خواهیم فرضیات رشد در کشور ایران را آزمون کنیم. بر اساس این فرضیات، افزایش در مصرف انرژی موجب رشد اقتصادی می‌شود. از آنجایی که در ادبیات تحقیق به بررسی رابطه علّیت بین مصرف نفت و تولید ناخالص داخلی پرداخته نشده است، در این پژوهش به دنبال این هستیم که مصرف نفت یک رابطه علّیت گرنجر برای رشد اقتصادی است یا رشد اقتصادی یک رابطه علّیت گرنجر برای مصرف نفت است یا اینکه هر دو متغیر ارتباط علّیت گرنجر برای یکدیگر هستند، یا هر دو متغیر ارتباط غیرعلّی برای هم دارند. در این مقاله مدل AR با MS ترکیب می‌گردد و آن را مدل‌های MS-AR یا اتورگرسیو تبدیلی مارکف می‌نامند. این مدل‌ها قادرند تغییرات در روابط بین این دو متغیر را نشان دهند. علاوه بر این، ضرایب این مدل، وابسته به زمان هستند و به وضعیت متغیرها بستگی دارند. بنابراین رابطه بین متغیرها می‌تواند در فازهای مجزا، مختلف باشند. علاوه بر این، این مدل‌ها بسیار منعطف هستند یعنی تغییرات در روابط بین متغیرها می‌تواند یک بار یا مکرراً رخ دهد یا دائمی باشند یا گذرا باشند.

وجه تمایز این پژوهش با مطالعه فلاحی و هاشمی دیزج در این است که مطالعه حاضر به بررسی ارتباط علّیت گرنجر بین مصرف نفت و تولید ناخالص داخلی در قالب MS-AR (مارکف سوئیچینگ- اتورگرسیو) می‌پردازد در حالی که مطالعه فلاحی و هاشمی دیزج به بررسی رابطه علّیت بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در قالب مدل‌سازی MS-VAR می‌پردازد. مدل‌های VAR به تعداد دوره‌های کم حساسند و به دلیل وجود ضعف‌های اساسی آن از جمله فرض ثابت بودن پارامترها در طی زمان، استفاده از روش‌های مناسب و دقیق، همچنین حساسیت نتایج آزمون‌های علّیت نسبت به دوره مورد بررسی منجر به نتایج دقیقی نمی‌شود. همچنین مطالعه حاضر برخلاف پژوهش فلاحی و هاشمی دیزج تفکیک رژیم‌ها را مطابق سال‌هایی که در رژیم خاص وجود دارند را نیز ارائه داده است.

٤- داده‌ها و متدولوژی اقتصادسنجی

۴-۱- داده‌ها

در این مطالعه از داده‌های سری زمانی سالانه GDP واقعی ایران به قیمت ثابت سال ۱۹۹۷، اعلام شده در شاخص‌های توسعه بانک جهانی (۲۰۱۳)[1] و کل مصرف نهایی نفت بر حسب میلیون بشکه معادل نفت خام طی دوره ۱۹۶۷ تا ۲۰۱۳، از پایگاه داده‌های آژانس بین‌المللی انرژی[2] استفاده شده است. این متغیرها به صورت لگاریتمی در بررسی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد که به ترتیب با LOC و LGDP نشان داده می‌شوند. نمودار (۱)، روند متغیرهای فوق طی دوره بررسی را نشان می‌دهد.



نمودار ۱. لگاریتم مصرف نفت و لگاریتم تولید ناخالص داخلی در ایران

مأخذ: بانک جهانی و آژانس بین‌المللی انرژی

۴-۲- متدولوژی اقتصادسنجی

همیلتون برای اولین بار مدل‌های مارکف سوئیچینگ را در اقتصاد مورد استفاده قرار داد. وی با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ خود رگرسیو[3] (MS-AR)، سیکل‌های تجاری[4] برای اقتصاد آمریکا را مورد بررسی قرار داد و نشان داد نتایج حاصل از تحقیق وی با رکود و رونق ارائه شده توسط مؤسسه ملی مطالعات اقتصادی[5] برای اقتصاد آمریکا مطابقت دارد (همیلتون، ۱۹۸۹: ۳۷۶). بعد از همیلتون محققان زیادی از مدل‌های مارکف سوئیچینگ برای بررسی عدم تقارن و غیر خطی بودن در سری‌های زمانی اقتصاد کلان استفاده نمودند (آرتیس و همکاران[6]، ۲۰۰۴: ۳۵؛ چن[7]، ۲۰۰۷: ۲۶۳؛ گالو و ادواردو[8]، ۲۰۰۸: ۳۰۱۱ و کلوگن و ماتئو[9]، ۲۰۰۹: ۵).بعضی از

1. World Development Indicators (WDI, 2013)
2. International Energy Agency (IEA)
3. Markov Switching Auto Regressive
4. Business Cycle
5. National Bureau of Economic Research
6. Artis et al. (2004)
7. Chen (2007)
8. Gallo & Edoardo (2008)
9. Clogni & Matteo (2009)

محققان مدل‌های ترکیبی مارکف سوئیچینگ و VAR را پیشنهاد داده‌اند (کرولیز[1]، ۱۹۹۷: ۲۵۱ و فلاحی، ۲۰۱۱: ۴۱۶۷) در این مدل‌ها عرض از مبدأ، ضرایب اتورگرسیو و واریانس خطا ممکن است وابسته به زمان باشد.

۴-۲-۱- مدل پیشنهادی

اگر متغیرهای مورد بررسی رفتارشان در طول زمان تغییر پیدا کنند یعنی رژیم‌ها در حال تغییر باشند، مدل‌های اتورگرسیو برآورد شده صحیح نخواهد بود. مدل‌های مارکف سوئیچینگ اتورگرسیو می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد تا علّیت بین این متغیرها که با رژیم‌ها در حال تغییرند را مورد بررسی قرار دهد. در این مدل‌ها، پارامترهای مدل AR به وضعیت متغیر (S_t) بستگی دارد که یک متغیر پنهان است. به بیان دیگر، پارامترهای فرایند AR، به رژیم بستگی خواهند داشت. اگر ما فرض کنیم S رژیم وجود دارد یعنی $S_t\{1,2,..,\ M\}$، در هر رژیم، y_t به وسیله فرایند AR با درجه تأخیر q به شرح رابطه (۱) به دست می‌آید.

$$y_t = \mu(S_t) + \sum_{i=0}^{q} \alpha_i\,(S_t) y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$
$$\varepsilon_t \sim NID(0, \sum(S_t))$$

در رابطه (۱) $\mu(S_t)$، میانگین یا عرض از مبدأ هر رژیم را نشان می‌دهد. α_i ضرایب تأخیر متغیرها در رژیم‌های مختلف و $\sum$، واریانس باقی مانده‌ها در هر رژیم را نشان می‌دهد. با فرض اینکه متغیر y_t، فرایند اتورگرسیو مرتبه P و با m رژیم، مدل‌سازی شود MS(m)-AR(p) رابطه (۲) را خواهیم داشت. در رابطه (۲) 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 (۳) تعریف می‌شود.

$$y_t = \sum_{i=1}^{m}\left(\sum_{j=1}^{p}(\beta_{ij} y_{t-j}) + \varepsilon_{it}\right) I_i(S_t = i)$$
$$I_i(S_t = i) = \begin{Bmatrix} S_t = i \rightarrow 1 \\ S_t \neq i \rightarrow 0 \end{Bmatrix} \qquad (۲)$$

$$P_{ij} = P(S_{t+1} = j | S_t = i);$$
$$\sum_{j=1}^{m} P_{ij} = 1, \forall i, j \in (1,2,\dots,m) \qquad (۳)$$

همچنین $\varepsilon_t \approx N(0, \sigma^2)$ می‌باشد و S_t نتیجه یک زنجیره مارکف با N رژیم است و S_t برای همه t ها مستقل از ε_t است. به طوری که P_{12} احتمال انتقال از رژیم ۱ به رژیم ۲ و P_{21} احتمال انتقال از رژیم ۲ به ۱ خواهد بود و P_{11} احتمال پایداری رژیم ۱ و P_{22} احتمال پایداری رژیم ۲ را نشان خواهد داد. مدل‌های مارکف سوئیچینگ می‌تواند با توجه 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 سوئچینگ 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 سوئچینگ را با استفاده از مدل اتورگرسیو خطی تبیین نمود. با فرض یک مدل اتورگرسیو مرتبه p مطابق رابطه (۴) داریم.

$$\begin{Bmatrix} V = V(S_t) \rightarrow MSI \\ A_i = A_i(S_t) \rightarrow MSA \\ VAR(u) = (VAR(u))(S_t) \rightarrow MSH \end{Bmatrix}$$
$$\Delta y_t = V + \sum_{i=1}^{p} A_i\,\Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

$$\Delta y_t = \mu(S_t) + \sum_{i=1}^{p} A_i\left(\Delta y_t - \mu(S_t)\right) + \varepsilon_t \rightarrow MSM \qquad (۵)$$

که در مدل رابطه (۴) Δy_t متغیر وابسته و همچنین $V(S_t)$ به عنوان میانگین فرایند یا عرض از مبدأ در رژیم‌های مختلف می‌باشد. u_t سری باقیمانده‌ها می‌باشد. حال اگر رابطه (۴) را به صورت رابطه (۵) بازنویسی کنیم. مدل MSM قابل تبیین است (رابطه ۵). در نهایت باید متذکر شد که تخمین مدل مارکف سوئچینگ از روش‌هایی نظیر تخمین حداکثر درست‌نمائی[2]، ماکزیمم حداکثر انتظار[3] و روش نمونه برداری گیبس[4] انجام می‌گیرد.

۴-۲-۲- مدل مارکف سوئیچینگ-علّیت گرنجر (MS-GC)

برای بررسی رابطه علّیت بین LGDP و LOC با ترکیب مدل مارکف سوئیچینگ-اتورگرسیو (MS-AR) بر اساس مدل علّیت گرنجر رابطه‌های (۶) و (۷) به دست می‌آیند.

1. Krolzig (1997)

2. Maximum Likelihood Estimation (MLE)
3. Expectation Maximization (EM)
4. Gibbs Sampling Approach

$$\begin{aligned} &\mathrm{LGDP}_t = \\ &\mathrm{c}(S_t) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i\,(S_t)\mathrm{LGDP}_{t-i} + \\ &\sum_{\mathrm{j}=1}^{\mathrm{p}} \gamma_j(S_t)\,\mathrm{LOC}_{t-j} + \varepsilon_t \\ &\varepsilon_t \sim IID(0, \sum(S_t)) \end{aligned} \qquad (۶)$$

$$\begin{aligned} &\mathrm{LOC}_t = \mathrm{c}(S_t) + \sum_{i=1}^{p} \theta_i\,(S_t)\mathrm{LGDP}_{t-i} + \\ &\sum_{\mathrm{j}=1}^{\mathrm{p}} \varphi_j(S_t)\mathrm{LOC}_{t-\mathrm{j}} + \varepsilon_t \\ &\varepsilon_t \sim IID(0, \sum(S_t)) \end{aligned} \qquad (۷)$$

برای تخمین مدل‌ها بهترین مدل را از بین مدل‌های MSIA-AR(q) یا MSIAH-AR(q)، با دو رژیم انتخاب می‌کنیم. در رابطه (۶) متغیر وابسته لگاریتم تولید ناخالص داخلی و در رابطه (۷) متغیر وابسته لگاریتم مصرف نفت می‌باشد. برای بررسی رابطه علّیت گرنجری بین دو متغیر در رابطه (۷) اگر هر یک از ضرایب تخمین زده شده $\mathrm{LGDP}_{t-1}, \ldots . \mathrm{LGDP}_{t-q}$ در رژیم‌های اقتصادی از لحاظ آماری معنی‌دار نباشد می‌توان گفت که GDP علّیت گرنجر LOC در آن رژیم نمی‌باشد. همه موارد برای ضرایب $\mathrm{LOC}_{t-1}, \ldots . \mathrm{LOC}_{t-q}$ در رابطه‌ای (۶) که متغیر وابسته LGDP باشد هم به کار می‌رود. پس ما می‌توانیم نتیجه بگیریم که LOC(LGDP)، یک علّیت گرنجر از GDP(LOC) است. اگر هر یک از ضرایب معادله $\gamma_j(S_t)(\theta_i(S_t)$ از لحاظ معنی‌داری غیر صفر باشند.

۵- نتایج تجربی

اولین گام در بررسی متغیرها، بررسی ساکن پذیری متغیرهای LGDP و LOC است. به این منظور، آزمون نقطه بهینه الیوت و همکاران[1] (۱۹۹۶: ۸۲۰) و آزمون ان جی و پرون[2] (۲۰۰۱: ۱۵۳۰) مورد استفاده قرار گرفت. جدول (۱) نتایج آزمون ریشه واحد را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر ریشه واحد در سطح معنی‌دار ۵٪ برای این متغیرها با KPSS رد نمی‌شود. بنابراین ما می‌توانیم نتیجه بگیریم که LGDP و LOC ایستا در سطح هستند (I(0)). با استناد به این نتایج، در مدل‌سازی این متغیرها می‌توان از آنها در سطح و بدون تفاضل‌گیری استفاده کرد. از آنجا که متغیرها هم انباشته‌اند ما از روش حداکثر درستنمایی جوهانسن[3] (۱۹۹۱) استفاده می‌کنیم تا وجود هم‌انباشتگی را بین LGDP و LOC بررسی کنیم. بر اساس جدول (۲)، فرضیه صفر در مورد عدم هم انباشتگی، رد می‌شود. بنابراین آنها هم انباشته‌اند و اولین آزمون برای بررسی آزمون علّیت بین متغیرهای LGDP و LOC برقراراست. در این پژوهش آزمون ساکن پذیری و هم انباشتگی با استفاده از نرم‌افزار Eviews 6 همچنین آزمون علّیت گرنجری و تخمین مدل‌های مارکف با نرم‌افزار OX-Metrics 5 انجام شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق

	Ng-Perron				KPSS
	MPT	MSB	MZt	MZa	LM-Stat
LOC	۰/۶۱۴	۱۴/۶۱۹	۰/۵۲۰	−۰/۵۰۹	−۰/۹۳
LGDP	۰/۷۱۸	۴۷/۳۱۲	۰/۶۵۶	۱/۱۳	۱/۵۳
Critical values at 5%	۰/۴۶۳	۳/۱۷	۰/۲۳	−۱/۹۸	−۸/۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

قبل از برآورد مدل MS-AR، درجه بهینه مدل AR باید تعیین گردد. به همین منظور ما از آماره AIC (معیار اطلاعات آکائیک) چند متغیره و حداکثر درستنمایی استفاده می‌کنیم و یک به عنوان درجه بهینه مدل AR به دست می‌آید[4]. بنابراین ما برای بررسی مدل بهینه ارتباط بین LGDP و LOC، MSIA-AR(1) و MSIAH-AR(1) با دو و سه رژیمه بین LGDP و LOC و بین LGDP و LOC را برآورد می‌کنیم.[5] بر اساس آزمون‌های AIC[6] و آزمون نسبت درستنمایی[7] (LR)، مدل انتخاب شده MS، MSIA(2)-AR(1) می‌باشد یعنی یک مدل MS با دو رژیم مختلف که هم ضرایب عرض از مبدأ و اتورگرسیو، به رژیم اقتصادی وابسته هستند.

1. Elliott et al. (1996).
2. Ng & Perron (2001)
3. Johansen (1991)

۴. بررسی‌های بیشتر باقیمانده‌های خطا مدل AR(1)، تأییدی برای این مدل می‌باشد.

۵. از آنجایی که قصد بررسی آزمون علّیت بین متغیرها را داریم تنها مدل‌هایی که پارامتر اتورگرسیو و وابسته به رژیمی دارند برآورد می‌شوند. به علاوه، ما خودمان را محدود به مواردی می‌کنیم که ۲ یا ۳ رژیمی هستند زیرا بیشتر تحقیق‌های کاربردی نشان داده‌اند که ۲ یا ۳ رژیم برای به دست آوردن رفتار غیرخطی داده‌های مالی و اقتصادی کافی هستند.

۶. ساراداکیس و سپاگنولو (۲۰۰۳) در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در پارامترها به اندازه کافی بزرگ است، استفاده از معیار آکائیک تعداد درست رژیم را تعیین می‌کند. با این وجود در بیشتر مطالعات تجربی تعداد رژیم بر اساس شناخت محقق از متغیرها تعیین می‌شود.

7. Likelihood Ratio Test

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌انباشتگی

آماره حداکثر مقادیر ویژه ($\lambda_{\max}$)	آماره اثر (λ_{trace})	ریشه مشخصه	فرضیه صفر
(۱۹/۵۶۷) ۱۹/۳۱۰	(۱۹/۳۴۵) ۱۷/۲۱۹	۰/۳۱۵	فاقد بردار هم‌انباشتگی
(۳/۶۷۹) ۰/۰۳	(۳/۷۹۱) ۰/۰۴	۰/۰۰۰۶	حداکثر یک بردار هم‌انباشتگی
(۲/۳۶۹) ۰/۰۱	(۲/۰۱) ۰/۰۳	۰/۰۰۰۰۵	حداکثر دو بردار هم‌انباشتگی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. نتایج تخمینی مدل MSIA(2)- AR(1)

	تولید ناخالص داخلی (GDP)	مصرف نفت (LOC)
رژیم صفر		
Intercept	(۴/۱۳)*۱/۸۹۳	(۲/۶۸)*۴/۳۲۶
LGDP(-1)	(۱۴/۶)*۰/۸۹۸	(-۱/۹۸)*-۰/۳۱۴
LOC(-1)	(-۳/۷۹)*-۰/۱۸۷	(۳/۹۷)*۰/۸۶۴
P_{00}	۰/۷۴۵	۰/۷۱
رژیم ۱		
Intercept	۰/۵۱۳ (۰/۷۸)	(-۳/۸۷)*-۱/۲۴۵
LGDP(-1)	(۱۳/۱)*۰/۸۱۵	(۳/۸۸)*۰/۲۲۱
LOC(-1)	۰/۰۳۸ (۰/۶۷)	(۲۸/۲)*۰/۸۹۸
P_{11}	۰/۸۱۹	۰/۷۰۱
AIC	-۲/۴۵۶	-۲/۷۶۵
Linearity LR-test	Chi^۲(۶) = ۱۷/۲۹۸ [۰/۰۱۲]	Chi^۲(۶)= ۲۵/۲۱۵ [۰/۰۱۹]

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برآورد همه پارامترهای مدل MSIA(2)-AR(1) با استفاده از الگوریتم EM در جدول (۳) گزارش شده است. در جدول (۳) در دو حالت وقتی که متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی و مصرف نفت وابسته باشند ضرایب متغیرها به تفکیک رژیم‌های اقتصادی همچنین احتمالات انتقال و دیگر ضرایب آورده شده است. مطابق جدول (۳) و آماره LR فرضیه رابطه خطی بودن مدل رد می‌شود و فرضیه رابطه غیرخطی بین متغیرها که یکی از خصوصیات مدل‌های مارکف سوئیچینگ می‌باشد تأیید می‌شود. مطابق جدول (۳) بر اساس احتمالات انتقال در حالتی که متغیر وابسته تولید ناخالص داخلی باشد (GDP) احتمال تغییر رژیم از صفر به رژیم یک برابر (۱-۰/۷۴۵)۰/۲۵۵ و احتمال تغییر از رژیم یک به صفر (۱-۰/۸۱۹) ۰/۱۸۱، همچنین احتمال ماندگاری در رژیم صفر و یک به ترتیب ۰/۷۴۵ و ۰/۸۱۹ می‌باشد. در حالتی که متغیر وابسته لگاریتم مصرف نفت باشد احتمال تغییر رژیم از صفر به رژیم یک برابر (۱-۰/۷۱)۰/۲۹ و احتمال تغییر از رژیم یک به صفر (۱-۰/۷۰۱) ۰/۲۹۹ می‌باشد، همچنین احتمال ماندگاری در رژیم صفر و یک به ترتیب ۰/۷۱ و ۰/۷۰۱ می‌باشد. با توجه به مقادیر احتمال ماندگاری رژیم‌ها برای مثال ۰/۷۱ یعنی اینکه اگر ما در دوره قبل در رژیم صفر باشیم به احتمال ۰/۷۱ در دوره بعد نیز در رژیم صفر خواهیم ماند و فقط به احتمال ۰/۲۹ تغییر رژیم خواهیم داد.

در راستای هدف اصلی تحقیق (بررسی رابطه علّیت بین تولید ناخالص داخلی و مصرف نفت در رژیم‌های اقتصادی) مطابق جدول (۳) وقتی متغیر وابسته در اولین رابطه لگاریتم تولید ناخالص داخلی باشد، ضریب تخمین زده شده مصرف نفت (OC) فقط در رژیم صفر از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. ((۳/۷۹-) ۰/۱۸۷-) نتیجه آماری نشان می‌دهد که مصرف نفت علّیت گرنجر تولید ناخالص داخلی در دوره‌های ۱۹۸۱-۱۹۷۷، ۱۹۸۹-۱۹۸۴ و ۲۰۰۵-۱۹۹۲ می‌باشد. نتایج تحقیق با برآورد ایجاد شده از پژوهش ابریشمی و مصطفایی (۱۳۸۰)، فلاحی و هاشمی دیزج (۱۳۸۹) و مهرآرا و زارعی (۱۳۹۰) همخوانی دارد که بیان شده است که مصرف فراورده‌های نفت علّیت گرنجر رشد اقتصادی می‌باشد. در اولین رژیم اقتصادی نتایج تخمین مدل ((۳/۷۹-) ۰/۱۸۷-) نشان دهنده رابطه منفی بین مصرف نفت و تولید ناخالص داخلی است که نتایج تحقیق اسکولی[1] و فلاحی و منتظری را تأیید می‌کند که این رابطه منفی ممکن است اول به دلیل اینکه مصرف انرژی در بخش‌هایی که محدودیت ظرفیت یا ناکارایی در مصرف انرژی دارند، باعث شده که یک رابطه منفی بین رشد اقتصادی و مصرف نفت در ایران وجود داشته باشد. دلیل دیگر رابطه منفی می‌تواند قیمت پایین فراورده‌های نفتی در ایران باشد که باعث جانشین‌سازی این فراورده‌ها به جای سایر عوامل تولید شده که این نیز با افزایش مصرف این فراورده‌ها، بهره‌وری آنها کاهش یافته است. نکته دیگر مربوط به رابطه منفی بین مصرف نفت در این رژیم این است که در این دوره، کشور هم انقلاب و هم چهار سال جنگ را تجربه کرده است، بنابراین نتایج دور از انتظار هم نمی‌باشد (اسکولی، ۲۰۰۷: ۱۱۹۲ و فلاحی و منتظری، ۱۳۸۹: ۱۱۱). در دومین رژیم ضریب مصرف نفت معنی‌دار نیست بنابراین هیچ اثر معنی‌داری از مصرف نفت به

1. Squalli (2007)

تولید ناخالص داخلی در طی رژیم دوم وجود ندارد و مصرف نفت علّیت گرنجر تولید ناخالص داخلی نمی‌باشد. می‌توان نتیجه گرفت که مصرف نفت در این دوره‌ها محرک رشد اقتصادی نبوده و بنابراین سیاست صرفه‌جویی در مصرف انرژی در این بخش‌ها را می‌توان بدون کند کردن رشد اقتصادی به کار گرفت (آرمن و زارع، ۱۳۸۸: ۸۸). مطابق دومین رابطه (متغیر مصرف نفت وابسته و تولید ناخالص داخلی مستقل) ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد بنابراین می‌توان گفت که تولید ناخالص داخلی علّیت گرنجر مصرف نفت در هر دو رژیم اقتصادی می‌باشد. به نظر می‌رسد که این علّیت دوطرفه از تولید ناخالص داخلی به مصرف نفت وجود دارد. بر این اساس، افزایش تولید ناخالص داخلی سبب افزایش مصرف نفت خواهد شد. این وضعیت نشان می‌دهد که به دلیل وابستگی درآمد کشور ایران به نفت و در تولید بخش‌های اقتصادی کشور جایگاه خود را به دست آورده است و می‌تواند عاملی برای رشد اقتصادی باشد. همچنین بهره‌روی رشد تولید ناخالص داخلی نمی‌تواند بدون افزایش تولید و مصرف نفت، از پایداری لازم برخوردار شود. با توجه به رابطه علّیت گرنجری هر دو رابطه می‌توان گفت شواهدی از رابطه علّیت گرنجر دوطرفه بین مصرف نفت و تولید ناخالص داخلی در اولین رژیم اقتصادی وجود دارد در حالی که هیچ رابطه علّیتی در معادله اول وقتی رژیم دوم رخ داده است وجود ندارد.

تخمین احتمالات انتقال دوره‌های با رژیم رشد کم و زیاد نیز در جدول (۴) و (۵) به تفکیک سال آورده شده است.

جدول ۴. طبقه‌بندی رژیم‌ها بر اساس احتمالات هموار شده (متغیر وابسته لگاریتم قیمت نفت)

رژیم یک رشد مصرف زیاد (تعداد سال)	رژیم صفر رشد مصرف کم (تعداد سال)
۱۹۶۸-۱۹۷۷ (۱۰)	۱۹۷۸-۱۹۸۹ (۱۲)
۱۹۹۰-۱۹۹۳ (۴)	۱۹۹۴-۱۹۹۵ (۲)
۱۹۹۶-۱۹۹۸ (۳)	۱۹۹۹-۲۰۰۱ (۳)
۲۰۰۲-۲۰۰۹ (۸)	۲۰۱۰-۲۰۱۳ (۴)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول (۴) هنگامی که متغیر مصرف نفت وابسته باشد، دوره‌های ۱۹۸۹-۱۹۷۸، ۱۹۹۵-۱۹۹۴، ۲۰۰۱-۱۹۹۹ و ۲۰۱۳-۲۰۱۰ در رژیم صفر و ۱۹۷۷-۱۹۶۸، ۱۹۹۳-۱۹۹۰، ۱۹۹۸-۱۹۹۶ و ۲۰۰۹-۲۰۰۲ در رژیم یک قرار می‌گیرند. جدول (۵) تفکیک دوره‌های رژیم صفر و یک را در هنگامی که متغیر وابسته لگاریتم تولید ناخالص داخلی می‌باشد نشان می‌دهد. مطابق این جدول دوره‌های ۱۹۸۱-۱۹۷۷، ۱۹۸۹-۱۹۸۴ و ۲۰۰۵-۱۹۹۲ رژیم صفر و ۱۹۷۶-۱۹۶۸، ۱۹۸۳-۱۹۸۲، ۱۹۹۱-۱۹۹۰ و ۲۰۱۳-۲۰۰۶ در رژیم یک قرار می‌گیرند.

جدول ۵. طبقه‌بندی رژیم‌ها بر اساس احتمالات هموار شده (متغیر وابسته لگاریتم تولید ناخالص داخلی)

رژیم یک رشد تولید متوسط (تعداد سال)	رژیم صفر رشد تولید کم (تعداد سال)
۱۹۶۸-۱۹۷۶ (۹)	۱۹۷۷-۱۹۸۱ (۵)
۱۹۸۲-۱۹۸۳ (۲)	۱۹۸۴-۱۹۸۹ (۶)
۱۹۹۰-۱۹۹۱ (۲)	۱۹۹۲-۲۰۰۵ (۱۴)
۲۰۰۶-۲۰۱۳ (۸)	-------

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۶- بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش با استفاده از مدل‌های مارکف سوئیچینگ اتورگرسیو (MS-AR) به بررسی رابطه علّیت گرنجری بین تولید ناخالص داخلی و مصرف نفت ایران بر پایه رژیم‌های اقتصادی با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۹۶۷ تا ۲۰۱۳ پرداختیم. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد:

۱. رابطه بین مصرف نفت و تولید ناخالص داخلی در ایران در دوره مورد مطالعه غیرخطی بوده و دارای یک ساختار دو رژیمه است.

۲. مصرف نفت علّیت گرنجر تولید ناخالص داخلی در رژیم اول طی دوره‌های ۱۹۸۱-۱۹۷۷، ۱۹۸۹-۱۹۸۴ و ۲۰۰۵-۱۹۹۲ می‌باشد.

نتیجه رابطه علّیت در دوره‌ای که تولید ناخالص داخلی در رژیم صفر قرار دارد نشان می‌دهد که مصرف نفت ایران به عنوان نهاده تولیدی مطرح می‌باشد، هر گونه محدودیت در مصرف آن، محدودیت در تولید را به دنبال خواهد داشت. با عنایت به اینکه انرژی ارزان نقش مهمی در تسهیل فرایند توسعه و صنعتی شدن داشته و صنعت کشور نیز تاکنون از مزیت انرژی ارزان برخوردار بوده است، با گرفتن این مزیت از صنعت، قدرت رقابتی آن با تولیدات خارجی از دست رفته و منجر به رکود و بیکاری در جامعه خواهد شد. لذا توصیه می‌شود کاهش در مصرف نفت از طریق افزایش کارایی صورت پذیرد.

۳. تولید ناخالص داخلی علّیت گرنجر مصرف نفت در دو رژیم

اقتصادی می‌باشد.

۴. رابطه علّیت گرنجر دوطرفه بین مصرف نفت و تولید ناخالص داخلی در اولین رژیم اقتصادی وجود دارد.

تولید ناخالص داخلی در بلندمدت در رژیم صفر از مصرف نفت متأثر می‌شود و هرگونه تغییر در مصرف نفت تغییرات تولید را سبب می‌شود. از طرف دیگر مصرف نفت نیز در بلندمدت از تولید متأثر می‌شود. بدین ترتیب که با تغییر تولید در بلندمدت مصرف نفت نیز تغییر می‌کند.

۵. بین مصرف نفت و تولید ناخالص داخلی در رژیم صفر رابطه منفی وجود داشته است. بنابراین، فرضیه‌های رشد اقتصادی مبتنی بر وجود یک رابطه مثبت بین تولید ناخالص داخلی و مصرف نفت برای ایران رد می‌شود.

۶. در دومین رژیم ضریب مصرف نفت معنی‌دار نیست بنابراین هیچ اثر معنی‌داری از مصرف نفت به تولید ناخالص داخلی در طی رژیم دوم وجود ندارد و مصرف نفت علّیت گرنجر تولید ناخالص داخلی نمی‌باشد.

۷- پیشنهادات

با توجه به وجود رابطه منفی بین مصرف نفت و تولید ناخالص داخلی در رژیم صفر توصیه می‌شود:

الف) سیاست‌های افزایش مصرف نفت برای تحریک تولید ناخالص داخلی ایران مناسب نیست (به دلیل رد فرضیه رشد) بنابراین، کاهش در مصرف نفت در بخش‌هایی که ناکارایی در مصرف انرژی دارند، می‌تواند با آزاد سازی منابع انرژی برای مصرف در بخش‌های جدید و یا حتی صادرات باعث افزایش تولید و رشد اقتصادی شود.

ب) از مصرف بی‌رویه این منبع انرژی در بخش‌های ناکارا جلوگیری به عمل آمده و در جهت استفاده بهینه از آن برنامه‌ریزی صحیح به عمل آید. این امر زمانی برجسته‌تر می‌شود که تأثیرگذاری منفی مصرف نفت بر محیط زیست را نیز در تصمیم‌گیری‌ها لحاظ نماییم.

همچنین لحاظ کردن متغیر مصرف انرژی زیست توده به جای مصرف نفت و تأثیر آن بر رشد اقتصادی به عنوان موضوعی جهت مطالعات آتی پیشنهاد می‌گردد.

منابع

آرمن، سید عزیز و زارع، روح الله (۱۳۸۸). "مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و ارتباط آن با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علّیت بر اساس روش تودا و یاماموتو". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۶، شماره ۲۱، ۹۲-۶۷.

آرمن، سید عزیز و زارع، روح الله (۱۳۸۴). "بررسی رابطه علّیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۸۱-۱۳۴۶". فصلنامه *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۷، شماره ۲۴، ۱۴۳-۱۱۷.

ابریشمی، حمید و مصطفایی، آذر (۱۳۸۰). "بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فراورده‌های عمده نفتی در ایران". مجله *دانش و توسعه*. دوره ۱۳، شماره ۱۴، ۴۵-۱۱.

دامن کشیده، مرجان؛ عباسی، احمد؛ عربی، حسین و احمدی، حسن (۱۳۹۲). "بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی؛ مطالعه موردی: کشورهای منتخب سند چشم انداز بیست ساله ایران". فصلنامه *سیاست‌های راهبردی و کلان*، دوره ۱، شماره ۲، ۶۹-۵۵.

شهبازی، کیومرث؛ اصغرپور، حسین و محرم زاده، کریم (۱۳۹۱). "تأثیر مصرف فراورده‌های نفتی بر رشد اقتصادی در استان‌های کشور". فصلنامه *مدلسازی اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۱۷، ۴۴-۲۵.

صادقی، سید کمال؛ قمری، نیر و فشاری، مجید (۱۳۹۳). "بررسی رابطه علّی بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای منطقه MENA (رهیافت گشتاور تعمیم یافته در داده‌های تابلویی)". مجله *پژوهش‌نامه اقتصاد کلان*، دوره ۹، شماره ۱۷، ۱۴۰-۱۲۱.

طاهری فرد، احسان و رحمانی، علی (۱۳۷۶). "رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در ایران". *دومین همایش ملی انرژی ایران*، کمیته ملی انرژی جمهوری اسلامی ایران، وزارت نیرو.

فلاحی، فیروز و منتظری شورکچالی، جلال (۱۳۸۹). "مصرف فراورده‌های نفتی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی ایران: یک رویکرد غیر خطی". فصلنامه *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۱۵، شماره ۴۴، ۱۳۳-۱۱۱.

فلاحی، فیروز و هاشمی دیزج، عبدالرحیم (۱۳۸۹). "رابطه علّیت بین GDP و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکف سوئیچینگ". فصلنامه *مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۱۵۲-۱۳۱.

لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ مهدوی عادلی، محمد حسین و رضایی، حسن (۱۳۹۵). "بررسی رابطه میان مصرف انرژی، رشد

اقتصادی و صادرات در بخش صنعت ایران (تحلیل مبتنی بر داده‌های پانل)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۳۴-۱۳.

ملکی، رضا (۱۳۷۸). "*بررسی رابطه علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران*". پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهید بهشتی.

مهرآرا، محسن و زارعی، محمود (۱۳۹۰). "اثرات غیر خطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی مبتنی بر رویکرد حد آستانه‌ای". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۵، ۴۴-۱۱.

مولایی، محمدعلی؛ دهقانی، علی و حسین‌زاده، سمانه (۱۳۹۴). "رابطه بین مصرف انرژی و رشد تولید در بنگاه های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران (رهیافت علّیت گرنجر، تودا و یاماماتو و داده‌های تابلویی پویا)". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۵، شماره ۱۹، ۴۰-۲۵.

Abosedra, S. & Baghestani, H. (1989). "New Evidence on the Causal Relationship between United States Energy Consumption and Gross National Product". *Journal of Energy and Development*, 14(2), 285–292.

Akarca, A. & Long, T. (1980). "On the Relationship between Energy and GNP: A Reexamination". *Journal of Energy and Development*, 5(2), 326–331.

Alper, A. (2016). "The Causal Relationship between Biomass Energy Use and Economic Growth in the United States". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 57(1), 362-366.

Apergis, N. & Payne, J. E. (2010). "Renewable Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from a Panel of OECD Countries". *Energy Policy*, 38(5), 656–660.

Aqeel, A. & Butt, M. S. (2001). "The Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Pakistan". *Asia-Pacific Development Journal*, 4(2), 101–110.

Artis, M., Krolzig, H. M. & Toro, J. (2004). "The European Business Cycle". *Oxford Economic Papers*, 56(3), 1–44.

Belloumi, M. (2009). "Energy Consumption and GDP in Tunisia: Cointegration and Causality Analysis". *Energy Policy*, 37(7), 2745–2753.

Binh, P. T. (2011)."Energy Consumption and Economic Growth in Vietnam: Threshold Cointegration and Causality Analysis". *International Journal of Energy Economics and Policy*, 1(1), 1-17.

Brendt, E. R. & Wood, D. O. (1975). "Technology, Prices and the Derived Demand for Energy". *Review of economics and Statistics*, 57(2), 259-268.

Chen, S. W. (2007). "Measuring Business Cycle Turning Points in Japan with the Markov Switching Panel Model". M*athematics and Computers in Simulation*, 76(2), 263-270

Cheng, S. B. & Lai, T. W. (1997). "An Investigation of Cointegration and Causality between Energy Consumption and Economic Activity in Taiwan Province of China". *Energy Economics*, 19(3), 435–444.

Chor Foon, T., Bee Wah, T. & Ilhan, O. (2016). "Energy Consumption and Economic Growth in Vietnam". *Renewable and Sustainable Energy Reviews,* 54(3), 1506-1514.

Clogni, A. & Matteo, M. (2009). "The Asymmetic Effects of Oil Shocks on Output Growth: a Markov-Switching Analysis for the G-7 Countries". *Economic Modelling*, 26(1), 1-29.

Elliott, G., Rothenberg, T. J. & Stock, J.H. (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root". *Econometrica*, 64(2), 813-836.

Erol, U. & Yu, E. S. H. (1987). "On the Causal Relationship between Energy and Income for Industrialized Countries". *Journal of Energy and Development*, 13(4), 113–122.

Fallahi, F. (2011). "Causal Relationship between Energy Consumption (EC) and GDP:A Markov-Switching (MS)

Causality". *Energy*, 36(5), 4165-4170.

Gallo, G. M. & Edoardo, O. (2008). "Volatility Spillovers, Interdependence and Comovements: a Markov Switching Approach". *Computational Statistics & Data Analysis,* 52(3), 3011-3026.

Hamilton, J. D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle". *Econometrica*, 57(3), 357-384.

Johansen, S. (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vector in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica*, 59, 1551-1580.

Kraft, J. & Kraft, A. (1978). "On the Relationship between Energy and GNP". *Journal of Energy and Development*, 3(2), 401–403.

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

Lee, C. C. (2005). "Energy Consumption and GDP in Developing Countries: a Cointegrated Panel Analysis". *Energy Economics*, 27(3), 415–427.

Mehrara, M. (2007). "Energy Consumption and Economic Growth: the Case of Oil Exporting Countries". *Energy Policy*, 35(1), 2939-2945.

Muhammad, A., Abdul Qayyum, K., Bakhtyar, B. & Chandra, E. (2015). "The Causal Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in the ASEAN-5 Countries". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 47(7), 732-745.

Ng, S. & Perron, P. (2001). "Lag length Selection and the Construction of Unit root Tests with Good Size and Power". *Econometrica*, 69(5), 1519-1554.

Ozturk, I. & Acaravci, A. (2010). "The Causal Relationship between Energy Consumption and GDP in Albania, Bulgaria, Hungary and Romania: Evidence from ADRL bound Testing Approach". *Applied Energy*, 87(6), 1938-1943.

Ozturk, I. (2010). "A Literature Survey on Energy–Growth Nexus". *Energy Policy*, 38(1), 340–349.

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(8), 4422-4428.

Ozturk, I., Kaplan, M. & Kalyoncu, H. (2013). "The Causal Relationship between Energy Consumption and GDP in Turkey". *Energy and Environment*, 4(3), 727-734

Psaradakis, Z., Ravn, M. & Sola, M. (2005). "Markov Switching Causality and the Money– Output Relationship". *Journal of Applied Econometrics*, 20 (5), 665–683.

Soytas, U. & Sari, R. (2006). "Energy Consumption and Income in G7 Countries". *Journal of Policy Modeling*, 28(6), 739–750.

Soytas, U. & Sari, R. (2003). "Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G-7 Countries and Emerging Markets". *Energy Economics*, 25(6), 33–37.

Squalli, J. (2007). "Electricity Consumption and Economic Growth: Bounds and Causality Analyses of OPEC Countries". *Energy Economics*, 29(2), 1192–1205.

Stern, D. I. & Celeveland, C. J. (2004). "*Energy and Economic Growth*". Rensselaer Working Papers, 0410.

Sun-Young, P. & Seung-Hoon, Y. (2014). "The Dynamics of Oil Consumption and Economic growth in Malaysia". *Energy Policy*, 66(6), 218-223.

Yu, E. & Hwang, B. (1984). "The Relationship between Energy and GNP: Further Results". *Energy Economics*, 6(3), 186–190

.

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هفتم، تابستان ۱۳۹۶ (۱۴۲-۱۲۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 27, June 2017 (125-142)

تأثیر کارایی هزینه و اندازه دولت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب جهان

فرانک آقازاده بکتاش[۱]، *منیره دیزجی[۲]

۱. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، واحد تبریز، ایران

۲. استادیار اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، ایران

(دریافت: ۱۳۹٤/۱۰/۲٦ پذیرش: ۱۳۹۵/۱/۲۸)

The Effect of Expenditure Efficiency and Government Size on the Economic Growth in Selected Countries of the World

Faranak Aghazadeh Baktash[1], *Monireh Dizaji[2]

1. M.A. in Economic Sciences, Islamic Azad University of Tabriz Branch, Tabriz, Iran
2. Assistant Professor in Economics, Islamic Azad University of Tabriz Branch, Tabriz, Iran

(**Received:** 16/Jan/2016 **Accepted:** 16/April/2016)

چکیده:

یکی از موضوعات بحث برانگیز و نسبتاً قدیمی در اقتصاد که همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است، موضوع مربوط بـه گسـترش حجـم و انـدازه دولت و پیامدهای این امر برای متغیرهای کلان اقتصـادی اسـت. کیفیـت دخالت دولت در اقتصاد یا به عبارت دیگر کارایی و اثربخشی دولـت، ارتبـاط بسیار نزدیکی با عملکرد توسعه دارد. بنابراین یکی از جنبه‌های قابل بررسی در مورد نحوه دخالت و عملکرد آن در تأمین رشد با ثبات اقتصادی، می‌تواند بر کارایی و اثربخشی دستگاه دیوان سالاری یا به طـور کلـی بـر کـارایی و اثربخشی دولت متمرکز گردد. اهمیت این موضوع وقتی افزایش می‌یابد کـه رابطه نزدیکی بین دیوان سالاری و اداره سیاسـت‌گـذاران در سـطح کـلان جامعه وجود داشته باشد. چرا کـه اغلـب سیاسـت‌گـذاران ناکارآمـد، دیـوان سالاری‌های ناکارآمدی را نیز خلق خواهند کرد. بنابراین ناکارآمـدی دولـت می‌تواند برای توسعه و امنیت اقتصادی بسیار خطرنـاک باشـد و بـه اتـلاف منابع، انحصار، عدم اعتمادپذیری دولـت، بـی‌ثبـاتی اقتصـادی و نهادسـازی نامناسب منتهی گردد. این پژوهش، رابطه تجربی بین کـارایی و اثربخشـی دولت با رشد اقتصادی را بـا اسـتفاده از روش گشـتاورهای تعمـیم یافتـه در چارچوب داده‌های ترکیبی برای ۱۲۱ کشور منتخـب جهـان در بـازه زمـانی ۲۰۱۳–۱۹۹۶ در دو گروه‌بندی مجزا برای کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه مورد بررسی قـرار داده اسـت. نتـایج بیـانگر تـأثیر مثبـت کـارایی و اثربخشی هزینه‌های دولت بر رشد اقتصادی می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، اندازه دولت، اثربخشی و کارایی هزینه دولت.

طبقه‌بندی JEL: E12، E32، E61.

Abstract:

Quality of government intervention in the economy or in other words the efficiency and effectiveness of government, has a close relation with the development. Because policy makers are often ineffective, inefficient bureaucracy will be created. The inefficiency of the government can be very dangerous for development and economic security and will lead to waste of resources, monopolism, mistrust of government, economic instability and inappropriate institutionalization. This research examines the empirical relationship between the efficiency and effectiveness of government and economic growth in the context of GMM model using combined data for 121 countries of the world in the period from 1996 to 2013 in two separate groups for developing as well as developed coutries. The results show the positive impact of the efficiency and effectiveness of government spending on economic growth.

Keywords: Economic Growth, Government Size, Efficiency and Effectiveness of Government Spending.
JEL: E12, E32, E61.

* **نویسنده مسئول:** منیره دیزجی
E-mail: dizaji@iaut.ac.ir

*Corresponding Author: Monireh Dizaji

۱- مقدمه

یکی از موضوعات بحث برانگیز و نسبتاً قدیمی در اقتصاد که همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است، موضوع مربوط به گسترش حجم و اندازه دولت و پیامدهای این امر برای متغیرهای کلان اقتصادی است (کریمی پتانلار و همکاران، ۱۳۹۴: ۵۱). ارتباط میان مخارج دولت و رشد اقتصادی نیز در نظریه‌های اقتصادی چندان روشن نیست با این حال، انتظار می‌رود که دولت با ایجاد زیرساخت‌های لازم و ارائه مطلوب و کارآمد خدمات پایه به رشد اقتصادی کمک نماید. شواهدی از عملکرد چند دهه اخیر برخی اقتصادهای توسعه یافته و در حال توسعه نشان می‌دهد فراتر رفتن اندازه دولت از حدود مورد نیاز برای ارائه خدمات پایه‌ای، منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود. با این حال، در موارد شکست بازار (آثار خارجی منفی و ارائه کالاهای عمومی)، نمی‌توان از وظایف مهم دولت مانند ایجاد زیرساخت‌های نهادی و قانونی، بازتوزیع درآمد و ثروت و ارائه کالاهای عمومی چشم پوشی کرد. دخالت دولت و اندازه فعالیت‌های آن نقش تعیین کننده‌ای در وضعیت اقتصاد دارد. دولت به واسطه بهره‌مندی از مشروعیت سیاسی و قانونی، از امکانات بالقوه زیادی برای تأمین رشد اقتصادی و رفاه همگانی برخوردار است. کیفیت دخالت دولت در اقتصاد یا به عبارت دیگر کارایی و اثربخشی دولت، ارتباط بسیار نزدیکی با عملکرد توسعه دارد. بنابراین یکی از جنبه‌های قابل بررسی در مورد نحوه دخالت و عملکرد آن در تأمین رشد با ثبات اقتصادی، می‌تواند بر کارایی و اثربخشی دولت متمرکز گردد. اهمیت این موضوع وقتی افزایش می‌یابد که رابطه نزدیکی بین دیوان سالاری و اراده سیاست‌گذاران در سطح کلان جامعه وجود داشته باشد. چرا که اغلب سیاست‌گذاران ناکارآمد، دیوان سالاری‌های ناکارآمدی را نیز خلق خواهند کرد. بنابراین ناکارآمدی دولت می‌تواند برای توسعه و امنیت اقتصادی بسیار خطرناک باشد و به اتلاف منابع، انحصار، عدم اعتماد پذیری دولت، بی‌ثباتی اقتصادی و نهاد سازی نامناسب منتهی گردد.

با توجه به مطالب فوق، این مطالعه با هدف بررسی رابطه بین شاخص کارآمدی دولت و رشد اقتصادی، در پی پاسخ دادن به دو سؤال زیر می‌باشد:

۱. اندازه دولت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب جهان چه تأثیری دارد؟

۲. کارایی هزینه دولت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب جهان چه تأثیری دارد؟

برای این منظور پس از ارائه مبانی نظری در بخش دوم خلاصه‌ای از مطالعات انجام شده در داخل و خارج کشور در بخش سوم آورده شده است. سپس در بخش چهارم به بررسی روش تحقیق پرداخته شده است. در بخش پنجم با معرفی الگوی اقتصادسنجی تحقیق، متغیرها و داده‌های تحقیق معرفی شده و مدل مقاله تصریح گردیده است و ضمن برآورد الگوی اقتصادسنجی مورد نظر و انجام آزمون‌های مربوطه خلاصه نتایج ارائه شده است. در بخش پایانی هم راهکارهایی متناسب با یافته‌های این پژوهش ارائه گردیده است.

۲- مبانی نظری

شناخت ماهیت ارتباط میان رشد فعالیت‌های اقتصادی و میزان مداخله دولت، همواره مورد علاقه اقتصاددانان، به‌ویژه اقتصاددانان بخش عمومی، بوده است. این موضوع، منجر به ظهور طیف وسیعی از نظریه‌ها در تاریخ علم اقتصاد شده است. نوع نگرش به نقش دولت و دلایل وجود دولت، در طی قرن گذشته بارها دستخوش تغییر و بازنگری قرار گرفته است. از دولت نظارت گرای کلاسیکی تا دولت مداخله‌گرای مؤثر کینزی گرفته تا مداخله گرایی مطلق مارکسیستی، نمی‌توان همگرایی و وجه مشترک مشخصی یافت. اما هیچ یک از مکاتب و تئوری‌های اقتصادی نفی دولت را پیشنهاد نمی‌کنند، حتی اندیشه نوزیک و راتباد در تضعیف دولت رفاه با پیشنهاداتی از قبیل الغای مالیات، کاهش هزینه‌های عمومی، لغو سوبسید و نظام حداقل دستمزد، مورد حمایت جدی قرار نگرفت. ناموفقی دو جریان حدی، نظریه متوسط دخالت گرایی مؤثر دولت را با ساز و کار نظریه شکست بازار لیبرالی و ارائه نظریه بازار همراه با دولت را شکل داد. چون بازار توانمندی لازم برای تعادل پایدار را ندارد، باید به کمک دولت و همراه با آن با نوعی از مداخله‌گرایی مؤثر به تعادل برسد (طالب‌زاده کاسگری، ۱۳۸۹: ۲۰).

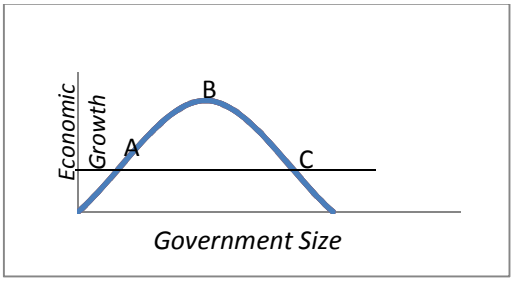
این تغییر نگرش‌ها باعث تغییر وظایف و مسئولیت‌های محول شده به دولت و به تبع آن تغییر اندازه و ترکیب مخارج دولت می‌گردد. برنهارد هیتگر، هزینه‌های دولتی را به دو گروه عمده تقسیم نمود: هزینه‌های مصرفی دولت و هزینه‌های سرمایه‌گذاری دولت. هزینه‌های مصرفی، شامل هزینه‌های مصرفی نهایی، انتقالات، همچنین پرداخت‌های بهره و یارانه‌ها

است. کالاهای سرمایه‌گذاری به زیرگروه بیشتری تقسیم نمی‌شود و شامل سرمایه‌گذاری عمومی است (هیتگر[1]، ۲۰۰۱: ۲۵۴).

از طرف دیگر، در بستر این نگرش‌ها، عواملی وجود دارد که می‌تواند تغییر اندازه و رشد دولت را در طی زمان و در میان کشورهای مختلف توضیح دهد. قانون واگنر (قانون فزایندگی اندازه دولت) یکی از اولین تلاش‌هایی است که بر رشد فعالیت‌های اقتصادی به عنوان عامل اساسی گسترش بخش عمومی تأکید دارد. با بررسی مطالعات صورت گرفته در این زمینه، می‌توان نتیجه گرفت که دو دیدگاه کلی درباره اثر اندازه دولت بر رشد اقتصادی در میان اقتصاددانان وجود دارد. بر طبق نظر یک گروه از اقتصاددانان، احتمال می‌رود اندازه دولت بزرگ‌تر به واسطه ناکارایی‌های موجود در ذات دولت، رشد اقتصادی را کاهش دهد. گروه دیگر، نقش مهمی را برای دولت در فرایند رشد اقتصادی تصور می‌کنند (یونسی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۴۵). بر طبق نظر اخیر، دولت نقش مهمی را در رفع تضادها و تقابل‌های موجود بین منافع خصوصی و اجتماعی ایفا می‌کند. دولت کالاهای عمومی از قبیل حمل و نقل، ارتباطات و زیرساخت‌ها را ارائه می‌کند و برای حذف یا تنظیم اثرات خارجی منفی از قدرت و اختیار لازم برخوردار است؛ بنابراین، احتمال می‌رود دولت بزرگ‌تر رشد اقتصادی را تسریع کند.

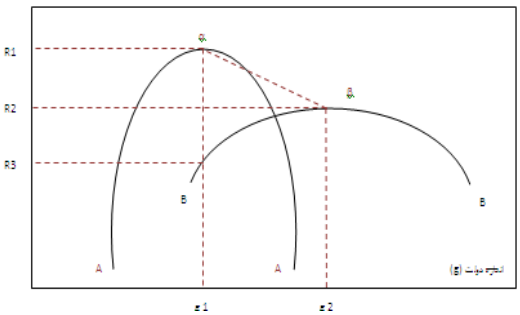
توسعه نظریه اندازه بهینه دولت و رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی را می‌توان به ریچارد آرمی[2] نسبت داد. آرمی با استفاده از تکنیک گرافیکی آرتور لافر[3] به تبیین بحث بهینه‌گی اندازه دولت پرداخته که برای تبیین این بهینه‌گی می‌توان از منحنی آرمی کمک گرفت که شکل آن در نمودار (۱) ترسیم شده است.

همان‌طور که از نمودار (۱) مشخص است با فرض ثابت بودن سایر شرایط، اثر نامطلوب رشد پیوسته اندازه دولت سرانجام باعث از بین رفتن اثر مطلوب مخارج دولت بر رشد اقتصادی در نقطه B می‌شود. قبل از نقطه B اگر چه مخارج دولت تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد ولی هرچه از نقطه A به نقطه B نزدیک‌تر می‌شویم از شدت این اثرگذاری مثبت کاسته می‌شود. در ضمن بعد از نقطه B افزایش مخارج دولت نه تنها باعث افزایش رشد اقتصادی نمی‌شود بلکه باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود[4]. آرمی در واقع نشان می‌دهد که افزایش مداخله دولت و گسترش آن در دولت‌های کوچک، با افزایش تولید همراه است. در حالی که با گسترش اندازه آن از یک آستانه خاص، از ویژگی‌های افزایشی تولید کاسته می‌شود. از دلایل این امر می‌توان به استقراض دولت یا افزایش مالیات‌ها به منظور تأمین مخارج دولت بزرگ شده اشاره نمود که منجر به کاهش انگیزه کسب و کار و در نتیجه توقف یا کاهش رشد اقتصادی می‌شود (فلاحی و منتظری شورکچالی، ۱۳۹۳: ۱۳۶).



نمودار ۱. منحنی آرمی

مأخذ: لیزاردو و مولیک[5] (۲۰۰۹)



نمودار ۲. تأثیر دولت بر رشد اقتصادی

مأخذ: قلی‌زاده (۱۳۸۳)

همچنین در نمودار ۲ ارتباط اندازه دولت و رشد اقتصادی برای دو کشور A و B نشان داده شده است که ارتباط منفی بین رشد و اندازه دولت برای دو کشور به ترتیب با نمودارهای معکوس u شکل AA و BB قابل استخراج است. در کشور A افزایش هزینه‌های دولت تا نقطه α دارای بازدهی زیادی است و رشد اقتصادی را تقویت می‌کند. از این رو اندازه بهینه در اقتصاد این کشور g_1 (با بیشترین نرخ رشد اقتصادی R_1) است.

1. Heitger (2001)
2. Armey
3. Arthur Laffer
4. Vedder & Gallway (1998)
5. Lizardo & Mollick (2009)

به طور مشابه، اندازه بهینه در کشور B برابر g_2 (بیشترین نرخ رشد اقتصادی R_2) است. با استفاده از این رویکرد و داده‌های مقطعی نقاط تعادلی برای کشورهای دیگر نیز قابل استخراج است که با اتصال آنها خط چین $\beta\alpha$ به دست می‌آید، زیرا در حالت کلی بین α و β نقاط متعددی قرار دارد که معرف شرایط تعادلی کشورهاست. بر اساس این رویکرد برای هر یک از کشورها میزان بهینه اندازه دولت منجر به حداکثر رشد اقتصادی می‌شود که این میزان با کشور دیگر متفاوت است. از این رو، اندازه بهینه دولت متغیری نسبی است و بیان اندازه مطلق بهینه برای دولت در تمامی کشورها فاقد استدلال نظری و علمی است (قلی‌زاده، ۱۳۸۳: ۲۴).

در مبانی نظری، یکی دیگر از مسیرهایی که دولت از طریق آن می‌تواند بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارد، تقاضا برای کالاها و خدمات است. کینز اذعان داشت که مداخله بیشتر دولت، از طریق افزایش تقاضای کل موجب تحریک فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. بنابراین در رویکرد واگنری اندازه دولت درون‌زا و رشد اقتصادی برون‌زا است، اما در رویکرد کینزی رشد اقتصادی درون‌زا و اندازه دولت برون‌زا تلقی می‌شود. از دیدگاه توسعه انسانی تأکید بر ایجاد ظرفیت‌ها به جای مصرف کالاها و خدمات، شرایط گسترش پایدار انتخاب‌های انسانی را فراهم می‌آورد که از طریق پرورش قوای ذهنی و به ویژه با آموزش، به دست می‌آید. امروزه سرمایه‌گذاری برای آموزش، یک عامل کلیدی در فرایند رشد و توسعه اقتصادی و لازمه توسعه انسانی است. بنابراین، هر گونه سرمایه‌گذاری آموزشی از یک سو قابلیت‌های نیروی انسانی را افزایش می‌دهد و از سوی دیگر، نیروی کار را برای استفاده بهتر از فناوری جدید تولید مهیا می‌کند و به این ترتیب راه رشد و توسعه اقتصادی را برای کشورها هموار می‌کند (افشاری و همکاران، ۱۳۹۱: ۴۲).

از سوی دیگر هزینه‌های اندک بهداشتی، نرخ مرگ و میر را افزایش داده و نرخ بازدهی سرمایه‌گذاری بر نیروی انسانی را خواهد کاست. این ارتباط منفی ابتدا بر سودآوری سرمایه‌گذاری در بهداشت و آموزش و در مرحله بعد، در کل اقتصاد آشکار شده و بدین ترتیب مدار بسته عدم رشد سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی شکل می‌گیرد. یکی از مهم‌ترین راهکارهای برون رفت از این مشکل دخالت دولت در امر تأمین هزینه‌های لازم برای بهبود وضع بهداشتی جامعه است. دلیل دیگر دخالت دولت در موضوع هزینه‌های بهداشتی تأثیرگذاری بهتر بخش دولتی نسبت به بخش خصوصی است؛ اگر همه امور به بخش خصوصی سپرده شود تخصیص منابع به صورت غیر بهینه انجام می‌گیرد و در نهایت باعث شکست بازار خواهد شد.

به لحاظ اقتصادی دولت با مخارج خود از سویی انگیزه پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد و از سوی دیگر به طور مستقیم زیرساخت‌ها، آموزش و پرورش، بهداشت و توسعه انسانی را متأثر می‌کند و همچنین با برنامه‌های مربوط به توزیع عادلانه درآمد، سهم درآمد گروه‌های کم درآمد را افزایش می‌دهد (عصاری آرانی و افضلی ابرقویی، ۱۳۸۹: ۶۳). استفاده بهینه از منابع و امکانات موجود به منظور برآورده ساختن نیازها و خواسته‌های بشر، از جمله افزایش تولید، درآمد، اشتغال و رفاه جامعه از مهم‌ترین هدف‌های توسعه هر کشور محسوب می‌شود. با توجه به اینکه بودجه دولت برای تأمین اهداف اقتصادی محدود می‌باشد، لذا یکی از مباحث مهم در حیطه بودجه دولت، کارآمدی هزینه‌های دولت می‌باشد. یک تغییر کوچک در استفاده کارآمد از منابع دولتی می‌تواند با افزایش در تولید ناخالص، مسیر دستیابی به اهداف رشد و توسعه اقتصادی را هموار سازد. برای این منظور معمولاً سعی می‌شود تا با استفاده از سیاست‌ها و ابزارهای اجرایی گوناگون در برنامه‌های توسعه به این هدف دست یافت.

لذا به عنوان یک نتیجه‌گیری می‌توان گفت که چگونگی فرایند نهادسازی دولتی مستقیماً با تسهیل در دستیابی به توسعه یافتگی یا تأخیر آن در ارتباط است و از این جنبه است که کارایی دولت نقش مهمی را در کارکرد توسعه یافتگی ایفا می‌کند. دولت‌های کارآمد در تلاشند تا با ایجاد نهادهای اجتماعی همساز با توسعه نظیر قانون، نظم، امنیت، احترام به حقوق مالکیت بخش خصوصی و گسترش فعالیت‌های بخش خصوصی، تمایل مردم به پیشرفت و توسعه را حداقل در بعد اقتصادی افزایش دهند. بنابراین می‌توان گفت در حالی که اقتصاد کلاسیک، بر عقلانیت اقتصادی متمرکز شده بود، اقتصاد سیاسی جدید بیشتر بر عقلانیت سیاسی تصمیم گیرندگان تأکید می‌کند.

بحران مالی ۲۰۰۸ در جهان نمونه بارزی برای اهمیت تأثیر سیاست‌های دولت بر اقتصاد کشورها می‌باشد. اهمیت این امر منجر به گسترش مطالعات در حیطه رابطه مخارج دولت و رشد اقتصادی گردیده است. در حال حاضر، دو موضوع مجزا در

حیطه رابطه مخارج دولت و رشد اقتصادی وجود دارد.

موضوع اول، مربوط به تعیین اندازه بهینه دولت می‌باشد که در مطالعات متعددی مورد بررسی قرار گرفته است از جمله توسط اسکالی[1] (۱۹۹۴) که این رابطه را به صورت U معکوس توصیف نموده که نشان دهنده وجود یک نقطه بهینه برای اندازه دولت می‌باشد. موضوع دوم، مربوط به کارآمدی مخارج دولتی می‌باشد که در دهه اخیر مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. مطالعات نشان می‌دهند که کارآمدی مخارج دولتی نقش مهمی در تبیین رابطه بین اندازه بهینه دولت و رشد اقتصادی ایفا می‌کند (رحمانتی و هورن[2]، ۲۰۱۱: ۵۱).

مفهوم بهره‌وری در کلیه نظام‌های اقتصادی و اجتماعی مطرح بوده و به شیوه‌های مختلفی مورد استفاده قرار گرفته است لیکن در سال ۱۹۵۰، سازمان توسعه و همکاری اقتصادی (OECD) به طور رسمی بهره‌وری را بدین شرح تعریف کرد که بهره‌وری حاصل کسری است که از تقسیم مقدار یا ارزش محصول بر مقدار یا ارزش یکی از عوامل تولید به دست می‌آید و بر این اساس می‌توان از بهره‌وری سرمایه، مواد اولیه و نیروی کار صحبت کرد. این مفهوم به تدریج تکامل یافته و مفاهیم کارائی و اثر بخشی را نیز شامل گردید.

اگر چه تعاریف نخستین بهره‌وری عمدتاً در برگیرنده مفهوم بهره‌وری جزئی عوامل تولید بود، لیکن از دیدگاه سیستمی، بهره‌وری عبارت است از نسبت مجموع خروجی‌های یک سیستم به مجموع ورودی‌های آن. اما کارایی، انجام بهتر آنچه تاکنون صورت گرفته می‌باشد .یعنی تمرکز بر هزینه‌ها و زمان بوده و به دنبال راهکارهایی برای کاهش هزینه‌ها از طریق حداقل کردن نهاده‌های مورد نیاز برای تولید مقدار مشخصی محصول (کالا یا خدمت) یا حداکثر نمودن میزان محصول قابل حصول از سطح مشخصی از نهاده‌ها و عوامل تولید می‌باشد (عباسیان و مهرگان، ۱۳۸۶: ۱۶۰).

در این مطالعه سعی می‌شود که با در نظر گرفتن هر دو نوع موضوع مربوط به کارآمدی و اندازه مطلوب مخارج دولت، رابطه بین مخارج دولتی و رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور بهره‌وری دولت جهت پیدا کردن رابطه بین اندازه بهینه دولت و رشد اقتصادی وارد مدل می‌گردد. همچنین در این مطالعه فرض می‌شود که دولت هزینه‌های خود را طوری برنامه‌ریزی می‌کند که منجر به دستیابی به اهداف رشد و توسعه اقتصادی گردد. بنابراین انتظار می‌رود کارآمدی هزینه‌های دولتی تأثیر مثبتی بر رشد داشته باشد. لذا در این پژوهش سعی می‌شود در قالب ادبیات اقتصاد کلان و نظریات مکاتب مختلف اقتصادی به بررسی اثرگذاری مخارج دولت بر رشد اقتصادی پرداخته شود.

۳- مطالعات تجربی

در زمینه بررسی تأثیر اندازه دولت بر رشد تولید و رفاه، مطالعات داخلی و خارجی زیادی انجام شده است. نتیجه کلی این مطالعات بسته به شاخص مورد استفاده برای تعیین اندازه دولت، سطح توسعه اقتصادی کشورهای مورد مطالعه، سیستم اقتصادی و رفاهی حاکم و موقعیت و حتی نوع حضور دولت در اقتصاد، متفاوت می‌باشد (گوسه و وینتر[3]، ۱۹۹۷: ۱۷۵).

۳-۱- مطالعات خارجی

به طور کلی نتیجه مطالعات خارجی که به بررسی تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی می‌پردازند را می‌توان به دو گروه تقسیم نمود. برخی مطالعات تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصاد را منفی و برخی از آنها مثبت به دست آوردند. در عین حال نتیجه بسیاری از مطالعاتی که به بررسی تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی می‌پردازند، بیانگر وجود یک ارتباط غیر خطی (درجه دوم) بین این دو متغیر می‌باشد و در نهایت مطالعات مختلفی که به بررسی اثر اندازه دولت بر رشد اقتصاد می‌پردازند، از نظر شاخص مورد استفاده برای تعیین اندازه دولت متفاوت می‌باشند. در این رابطه برخی از مطالعاتی که به بررسی تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصاد می‌پردازند؛ از نسبت مخارج دولت (G) به تولید ناخالص داخلی (GDP) یا رشد آن به عنوان معیاری جهت تعیین اندازه دولت استفاده نموده‌اند، برخی مطالعات نیز از مخارج مصرفی و سرمایه‌ای دولت برای این منظور استفاده نموده‌اند. از مطالعات خارجی انجام شده در حیطه رشد اقتصادی و اندازه دولت می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

آسیماکوپلس و کاراویاس[4] در مطالعه خود جهت تعیین ماهیت رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی به تعیین سطح بهینه اندازه دولت با استفاده از داده‌های پانلی پرداخته‌اند. نتایج

1. Scully (1994)
2. Rahmayanti & Horn (2011)
3. Guseh & Winter (1997)
4. Asimakopoulos & Karavias (2016)

بیانگر وجود اثر نامتقارن اندازه دولت بر رشد اقتصادی برای هر دو گروه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه بوده است (آسیماکوپلس و کاراویاس، ۲۰۱۶: ۶۵).

آلتونچ و سلیل[1] با استفاده از روش ARDL و با استفاده از داده‌های دوره ۲۰۱۱–۱۹۹۵ به بررسی رابطه بین مخارج دولت و رشد اقتصادی و همچنین تعیین اندازه بهینه دولت برای سه کشور ترکیه، رومانی و بلغارستان در قالب منحنی آرمی پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که سهم هزینه‌های مصرفی از تولید ناخالص داخلی بیشتر از سهم هزینه‌های سرمایه‌گذاری برای هر سه کشور بوده است. در راستای همین نتیجه پیشنهاد شده که مخارج عمومی کاهش یابد تا اثربخشی هزینه‌های عمومی افزایش یابد (آلتونچ و سلیل، ۲۰۱۳: ۶۶).

فاشچینی و ملکی[2] در مطالعه‌ای به بررسی اندازه دولت کارآمد از طریق تجزیه و تحلیل رابطه بین هزینه‌های عمومی و تولید ناخالص داخلی حقیقی در فرانسه طی دوره ۲۰۰۸–۱۸۹۶ پرداخته‌اند. نتایج نشانگر وجود یک رابطه غیر خطی میان اندازه دولت و تولید ناخالص داخلی بوده و در این پژوهش اندازه کارآمدی دولت برای فرانسه در سهم ۳۰ درصدی دولت از تولید ناخالص داخلی برآورد گردیده است (فاشچینی و ملکی، ۲۰۱۳: ۱).

آفونسو و تووارجالس[3] در تحقیق خود با استفاده از روش پانل برای ۱۰۸ کشور در طول دوره زمانی ۲۰۰۸–۱۹۷۰ به بررسی نقش دولت در تولید اقتصادی پرداختند. آنها یک مدل رشد ساختند که در آن سطح بهینه مصرف خصوصی و تولید سرانه با دخالت دولت کاهش می‌یابد و برای اندازه دولت متغیرهای مختلفی به کار برده‌اند. نتایج حاکی از اثر منفی اندازه دولت بر رشد است (آفونسو و تووارجالس، ۲۰۱۱: ۱۲).

رحمانتی و هورن در مطالعه خود با استفاده از داده‌های پانل برای ۶۳ کشور در حال توسعه در طی سال‌های ۲۰۰۳–۱۹۹۰ نشان دادند که با بهبود در کارایی هزینه، اندازه بهینه دولت جهت رسیدن به نقطه حداکثر رشد، کاهش می‌یابد (رحمانتی و هورن، ۲۰۱۱: ۴۹).

سا[4] در مقاله خود، اثر اندازه دولت را بر روی نرخ رشد اقتصادی در ۳۲ کشور پیشرفته و ۵۱ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۰۶–۱۹۹۶ بررسی نموده و نتایج مدل نشان داد که اثر اندازه دولت بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه یافته مثبت می‌باشد. هدف دیگر این پژوهش، بررسی اثر اندازه دولت بر روی نرخ بیکاری می‌باشد که طبق نتایج مدل اثر آن بر روی نرخ بیکاری مثبت (در جهت افزایش) و در کشورهای در حال توسعه ۳ برابر بیشتر از کشورهای پیشرفته می‌باشد (سا، ۲۰۱۱: ۹۵).

گوسیان و اکسپوزیتو[5] رابطه میان هزینه‌های آموزشی و بهداشتی دولت با شاخص‌های مختلف اجتماعی و کیفیت زندگی را در کشورهای آفریقایی و آسیایی بررسی کرده‌اند. آنان برای بهبود کارکرد هزینه‌های بهداشتی، افزایش هزینه‌های آموزشی در کشورهای مورد مطالعه را توصیه می‌نمایند (گوسیان و اکسپوزیتو، ۲۰۱۰: ۱۱۵).

لیزاردو و مولیک[6] با استفاده از منحنی آرمی به تعیین نقطه بهینه مخارج مصرفی دولت و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های پانل در کشورهای آمریکای لاتین پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که افزایش مخارج مصرفی دولت منجر به کاهش رشد اقتصادی و وجود منحنی آرمی در این کشورها می‌شود (لیزاردو و مولیک، ۲۰۰۹: ۲۴۷).

آنجلوپویلوس و همکاران[7] در مطالعه خود با استفاده از داده‌های ۶۴ کشور توسعه یافته و در حال توسعه برای دوره ۲۰۰۰–۱۹۸۰ و با معرفی شاخص کارایی بخش عمومی به بررسی رابطه بین اندازه مالی و رشد اقتصادی پرداختند. آنها با محاسبه شاخص PSE و نمرات بهره‌وری SFA نتیجه گرفتند که بهره‌وری مقدار زیادی از رابطه بین اندازه‌های مالی و رشد اقتصادی را توضیح می‌دهد. همچنین آنها نشان دادند که رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی به میزان چشمگیری تحت تأثیر سطح بهره‌وری دولت می‌باشد (آنجلوپویلوس و همکاران، ۲۰۰۸: ۲۴۵).

گوش و گریگوریو[8] در مطالعه خود در ۱۵ کشور در حال توسعه برای دوره ۱۹۹۹–۱۹۷۲، رابطه بین مخارج جاری و سرمایه‌ای دولت و رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها نتایجی مبنی بر وجود رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و مخارج سرمایه‌ای و وجود رابطه منفی بین رشد اقتصادی و

1. Altunc & Celil (2013)
2. Facchini & Melki (2013)
3. Afonso & Tovar Jalles (2011)
4. Sa (2011)
5. Guisan & Exposito (2010)
6. Lizardo & Mollick (2009)
7. Angelopoulos et al. (2008)
8. Ghosh & Gregoriou (2009)

مخارج جاری را گزارش کرده‌اند (گوش و گریگوریو، ۲۰۰۹: ۳۰).

۳-۲- مطالعات داخلی

علاوه بر این اکثر مطالعات داخلی که به بررسی تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی می‌پردازند نیز از نظر متغیر مورد استفاده برای تعیین اندازه دولت، روش اقتصادسنجی و الگوی مورد استفاده متفاوت می‌باشند. در این چارچوب بسیاری از مطالعات از متغیر نسبت مخارج دولت به GDP به عنوان معیار اندازه دولت استفاده می‌کنند. همچنین برخی مطالعات با استفاده از الگوی رام[1] به بررسی ارتباط بین هزینه‌های دولت و رشد اقتصادی می‌پردازند[2]. در نهایت برخی مطالعات تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی در ایران را با در نظر گرفتن وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی مورد ارزیابی قرار دادند. در زیر به پاره‌ای از آنها اشاره می‌شود:

دادگر و همکاران در مطالعه‌ای به این نتیجه رسیدند که اندازه بهینه دولت بر اساس شاخص مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی بیش از حد بهینه و درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی کمتر از حد بهینه است. بنابراین نتایج این مطالعه نشانگر غیر بهینه بودن اندازه دولت در ایران در شاخص‌های انتخاب شده است. همچنین دولت بهینه به همراه مالیات بهینه بر درآمد ناشی از کسب و کار پرنشاط بخش خصوصی استوار است. در الگوی مورد استفاده در این مطالعه نسبت بهینه دخالت دولت از منظر مخارج مصرفی دولت برابر با ۱۰/۵۸ می‌باشد که این نسبت طی دوره مورد مطالعه برابر با ۱۹ درصد بوده است (دادگر و همکاران، ۱۳۹۲: ۱).

پیرایی و نوروزی در مطالعه خود با به کارگیری روش رگرسیون آستانه برای ایران در بازه ۱۳۸۶-۱۳۶۰ وجود رابطه به شکل منحنی آرمی میان اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران را تأیید نمی‌کنند (پیرایی و نوروزی، ۱۳۹۱: ۱).

پناهی و رفاعی در مقاله‌ای با تخمین اندازه بهینه دولت، به بررسی رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران با استفاده از منحنی آرمی در دوره ۱۳۸۵-۱۳۴۴ می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت، مثبت و غیرخطی (درجه دوم) بوده و دارای نقطه حداکثر است. نتیجه دیگر این است که اندازه کنونی دولت بزرگ‌تر از اندازه بهینه بلندمدت و کوتاه‌مدت است و باید فعالیت‌هایی در جهت کوچک کردن اندازه دولت انجام داد (پناهی و رفاعی، ۱۳۹۱: ۱۲۳).

صادقی و همکاران در مطالعه خود با استفاده از اطلاعات ۲۳ کشور با درآمد پایین طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۸۰ نشان دادند که اندازه دولت تأثیری منفی بر رشد اقتصادی دارد (صادقی و همکاران، ۱۳۹۰: ۲۰۹).

کمیجانی و نظری در مطالعه خود با استفاده از یک الگوی خود رگرسیون برداری (VAR) به بررسی اثر مخارج دولت بر رشد اقتصادی در سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۵۳ در اقتصاد ایران پرداختند. آنها در این مطالعه به این نتیجه دست یافتند که مخارج کوتاه‌مدت اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد اما در بلندمدت اثر اندازه دولت بر رشد اقتصادی مثبت است (کمیجانی و نظری، ۱۳۸۸: ۱).

جعفری صمیمی و آملی دیوا در مقاله خود به بررسی رابطه بین آزادسازی اقتصادی و کارایی دولت در کشورهای خاورمیانه و شمال افریقا طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۸ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تخمین نشان می‌دهد که رابطه مثبت و معنی‌داری بین آزادسازی اقتصادی و کارایی دولت در این کشورها وجود دارد که نتایج حاصل از آزمون معنی‌دار بودن نیز، در سطح ۵ درصد آن را تأیید نموده است. بر اساس نتایج این تحقیق، تفاوت معناداری بین میانگین شاخص آزادسازی اقتصادی و کارایی دولت در ایران وجود ندارد (جعفری صمیمی و آملی دیوا، ۱۳۸۹: ۱۵).

اکبریان مهر در تحقیق خود به بررسی ارتباط بین شاخص‌های ثبات سیاسی و کارایی دولت با شاخص رشد اقتصادی در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا پرداخته است. در این تحقیق از داده‌های مقطعی در دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۶ استفاده شده است. نتایج تحقیق بیانگر این موضوع است که وضعیت ثبات سیاسی منطقه‌ای طی سال‌های مورد مطالعه بدتر و ضعیف‌تر شده است و همچنین سطح کارایی دولت در کل منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا کاهش یافته است. ضرایب همبستگی بین شاخص‌های ثبات سیاسی و کارایی دولت با رشد اقتصادی مثبت بوده که این علامت بیانگر وجود ارتباط

---

1. Ram (1986)

۲. به اعتقاد رائو (۱۹۸۹)، الگوی رام (۱۹۸۶) از ضعف‌های اساسی برخوردار می‌باشد. عدم برقراری فرضیات طرح شده در الگو، وجود محدودیت‌های آماری از مهم‌ترین ضعف‌های الگوی رام می‌باشند (برای مطالعه می‌توان به رائو (۱۹۸۹) مراجعه نمود).

مثبت بین این دو شاخص عملکرد دولت با رشد اقتصادی است. همچنین ضریب همبستگی بین ثبات سیاسی و رشد اقتصادی بیشتر از ضریب همبستگی بین کارایی دولت و رشد است (اکبریان مهر، ۱۳۸۶: ۱).

میرمحمدی و پرخیده در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر کارایی و اثربخشی دولت بر رشد اقتصادی ایران پرداخته‌اند و بر اساس یک رویکرد تجربی نشان دادند که اثر متغیر جانشین کارایی و اثربخشی دولت بر رشد اقتصادی در ایران منفی بوده است (میرمحمدی و پرخیده، ۱۳۸۶: ۹۹).

کیهانی حکمت با استفاده از داده‌های سری زمانی دوره ۱۳۷۹-۱۳۳۸ با وارد کردن متغیرهای جمعیتی، تأثیر اندازه دولت بر نرخ رشد اقتصادی را بررسی کرده و ثابت می‌کند که تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی به طور معناداری منفی می‌شود (کیهانی حکمت، ۱۳۸۲: ۱).

رفیعی و زیبایی به بررسی تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی و بهره‌وری نیروی کار پرداخته‌اند. نتیجه مطالعه حاکی از آن است که اندازه دولت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد بخش کشاورزی ایران دارد، و بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی رابطه مستقیمی با سرمایه‌گذاری بخش دولتی دارد (رفیعی و زیبایی، ۱۳۸۲: ۷۷).

٤- روش تحقیق

این مطالعه به لحاظ استفاده، از نوع تحقیقات کاربردی بوده و به لحاظ روش تحقیق از نوع علّی-تحلیلی می‌باشد. به طوری که با استفاده از مبانی نظری مطرح شده، مدل مناسب معرفی و سپس با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی تخمین زده می‌شود. همچنین برای انجام این تحقیق مطالعات کتابخانه‌ای را به عنوان روش گردآوری اطلاعات می‌توان ذکر کرد. ابزار گردآوری اطلاعات استفاده از بانک‌های اطلاعاتی بوده، داده‌های مربوط به متغیرها از داده‌های سایت بانک جهانی برای کشورهای منتخب جهان استفاده گردیده است. برای تجزیه وتحلیل داده‌ها و برآورد مدل از روش‌های اقتصادسنجی و آماری بر اساس الگوی پانل دیتا و نرم‌افزار Eviews6 استفاده می‌شود. لازم به ذکر است که به دلیل محدودیت‌های آماری، استفاده از داده‌های ترکیبی و حضور وقفه متغیر وابسته در سمت راست معادلات، جهت برآورد مدل از اطلاعات ۱۲۱ کشور در قالب دو گروه بندی مجزا برای۴۰ کشور توسعه یافته و ۸۱ کشور در حال توسعه در بازه زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۶ و از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده گردیده است. به کار بردن روش GMM مزیت‌هایی همانند لحاظ نمودن ناهمسانی فردی و اطلاعات بیشتر، حذف تورش‌های موجود در رگرسیون‌های مقطعی است که نتیجه آن تخمین‌های دقیق‌تر، با کارایی بالاتر و هم خطی کمتر در GMM خواهد بود (بالتاجی، ۲۰۰۸: ۱۲).

٥- معرفی مدل و متغیرها

در این پژوهش، به منظور برآورد رابطه کارایی و اثربخشی دولت با رشد اقتصادی از مدل ارائه شده توسط رحمانتی و هورن (۲۰۱۱) با تعدیلاتی به شرح زیر استفاده می‌شود:

(۱)

$$\begin{aligned}\mathrm{Growth}_{it} = {} & \alpha_{0j} + \alpha_{1j}\mathrm{Size}_{it} + \alpha_{2j}\mathrm{Efficiency}_{it} * \mathrm{Size}_{it} + \\ & \alpha_{3j}\mathrm{Size}_{it}^2 + \alpha_{4j}\mathrm{Efficiency}_{it}^2 * \mathrm{Size}_{it}^2 + \\ & \alpha_{5j}\mathrm{Labor}_{it} + \alpha_{6j}\mathrm{Openness}_{it} + \varepsilon_{it}\end{aligned}$$

که در مدل فوق، متغیرهای به کار گرفته شده به شرح زیر می‌باشد:

Growth: رشد اقتصادی (رشد تولید ناخالص داخلی)، Size: اندازه دولت (سهم مخارج مصرفی نهایی دولت از تولید ناخالص داخلی)، Efficiency: کارایی دولت[۱]، Efficiency*Size: بیانگر اثر متقابل بین کارایی دولت و اندازه دولت، $Size^2$: مجذور اندازه دولت، $Efficiency^2$: مجذور کارایی دولت، $Efficiency^2*Size^2$: بیانگر اثر متقابل بین مجذور کارایی دولت و مجذور اندازه دولت، Labor: نیروی کار (به صورت درصدی از کل جمعیت فعال)، Openness: درجه باز بودن اقتصاد (به صورت نسبت مجموع صادرات و واردات به کل

۱. بانک جهانی، کارایی دولت را اندازه‌گیری دقیق کیفیت خدمات عمومی، کیفیت خدمات شهری، درجه استقلال از فشارهای سیاسی، کیفیت تنظیم و اجرای سیاست و اعتبار تعهدات دولت برای آن سیاست‌ها بیان کرده است. تدوین کنندگان این شاخص مجموعه عوامل مختلفی را مورد بررسی قرار داده‌اند؛ از جمله: کارایی قوانین اداری، تعداد سال‌هایی که دولت کسری بودجه دارد، میزان مدیریت اقتصاد و ... که بر این اساس شاخص کمّی کارایی دولت را به عنوان یکی از شش شاخص عملکرد دولت‌ها ارائه نموده‌اند. برای اطلاع بیشتر رجوع شود به:
http://www.worldbank.org/index.

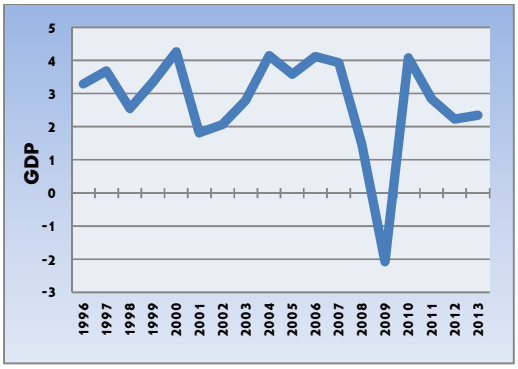
تولید ناخالص داخلی)، ε_{it}: جملات خطا ؛ α_k: ضریب k امین متغیر توضیحی؛ زیرنویس i کشور و t زمان می‌باشد.

در این مدل متغیر وابسته، رشد اقتصادی است که به صورت رشد تولید ناخالص داخلی می‌باشد. دلیل انتخاب این متغیر به عنوان شاخص اندازه‌گیری رشد اقتصادی، در دسترس بودن آمار آن برای کشورهای مختلف می‌باشد. با توجه به اینکه هدف از این تحقیق، شناخت بهتر تأثیر اندازه و کارایی دولت بر رشد اقتصادی است. لذا برای متغیر اندازه دولت، از سهم مخارج مصرفی نهایی دولت از تولید ناخالص داخلی و برای متغیر کارایی دولت از شاخص اثربخشی دولت که توسط بانک جهانی منتشر گردیده، استفاده شده است. از آنجایی که نیروی انسانی و بهبود سطح کیفی آن از موارد مهم و تأثیرگذار بر شاخص رشد اقتصادی است، لذا نیروی انسانی به عنوان یکی از متغیرهای توضیحی وارد مدل گردیده است. برای سنجش نیروی انسانی از کل نیروی کار به صورت درصدی از جمعیت فعال استفاده شده است. همچنین در این پژوهش برای سنجش درجه باز بودن اقتصاد از نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. لازم به ذکر است که برای سنجش این شاخص، میزان صادرات، واردات و تولید ناخالص داخلی برحسب قیمت‌های ثابت ۲۰۰۵ و بر حسب دلار آمریکا می‌باشد.

۵-۱- روند متغیرها

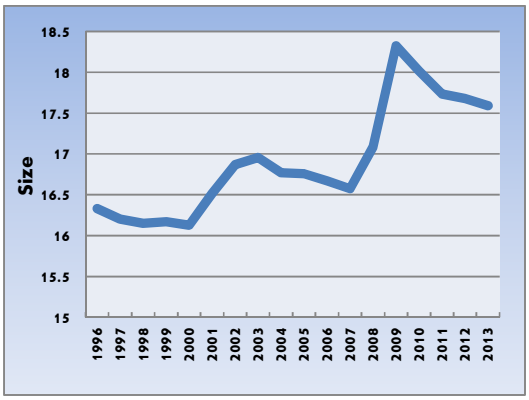
بنا به اطلاعات منتشر شده توسط بانک جهانی، میزان رشد تولید ناخالص داخلی جهان در سال ۱۹۹۶، ۳/۲۹ درصد بوده است که این میزان در سال ۲۰۱۳ برابر با ۲/۳۵ گردیده است. در نمودار ۳، تغییرات میانگین رشد تولید ناخالص داخلی برای کل جهان در بازه زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۶ نشان داده شده است. این نمودار بیانگر این امر می‌باشد که رشد میانگین تولید ناخالص داخلی طی این دوره روندی نوسانی داشته است، به طوری که در سال ۲۰۰۱ شاهد کاهش ۲ درصدی و در سال‌های ۲۰۰۶ تا ۲۰۰۹ با کاهش ۶ درصدی در رشد تولید ناخالص داخلی همراه بوده است. از طرفی رشد تولیدات ناخالص داخلی جهان از ۴/۱۱ درصد در سال ۲۰۰۶ به ۲/۰۷- درصد در سال ۲۰۰۹ کاهش یافت. یکی از مهم‌ترین علّت‌های کاهش رشد تولیدات ناخالص داخلی در این دوره می‌تواند بحران مالی سال ۲۰۰۸ باشد.

سهم دولت‌ها در اقتصاد کشورها متناسب با شرایط زمانی و اوضاع اقتصادی آنها متفاوت بوده است. روند تحولات مخارج مصرفی دولت در دنیا در نمودار۴، ارائه شده است.



نمودار ۳. روند رشد تولید ناخالص داخلی در دنیا

مأخذ: World Data Indicator/2014



نمودار ۴. روند سهم مخارج مصرفی دولت از GDP در جهان

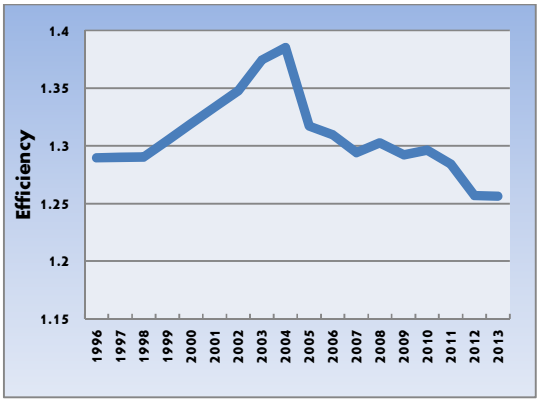
مأخذ: بانک اطلاعات جهانی ۲۰۱۴

همان گونه که در نمودار ۴ مشاهده می‌گردد، مخارج مصرفی دولت به طور متوسط در دنیا روند صعودی داشته است. هر چند این روند صعودی حالتی پلکانی به خود گرفته است به طوری که در بین سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۹۶ تقریباً ثابت بوده و در سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۰۰ روند افزایشی داشته است ولیکن در سال‌های ۲۰۰۷-۲۰۰۳ دوباره روندی ثابت به خود گرفته است. اما در سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ سهم مخارج مصرفی دولت با یک جهش روبه‌رو بوده است. این جهش می‌تواند ناشی از بحران رکودی سال ۲۰۰۸ باشد که باعث گردید علاوه بر کاهش تولید ناخالص داخلی کشورها، مخارج اجتماعی دولت از

قبیل بیمه بیکاری و تأمین اجتماعی و ... افزایش یابد که منجر به افزایش سهم مخارج مصرفی دولت از تولید ناخالص داخلی گردید. بعد از سال ۲۰۱۰ با بهبود وضعیت اقتصادی این سهم نزول پیدا کرده است.

از آنجایی که یکی از اهداف مهم مطالعه حاضر بررسی کارایی هزینه‌های دولت می‌باشد و از آنجایی که برای سنجش میزان کارایی دولت از شاخص اثربخشی دولت که توسط بانک جهانی منتشر گردیده است، استفاده شده است، لذا در این قسمت از پژوهش به بررسی روند تحولات کارایی دولت به صورت مجزا برای کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه پرداخته می‌شود.

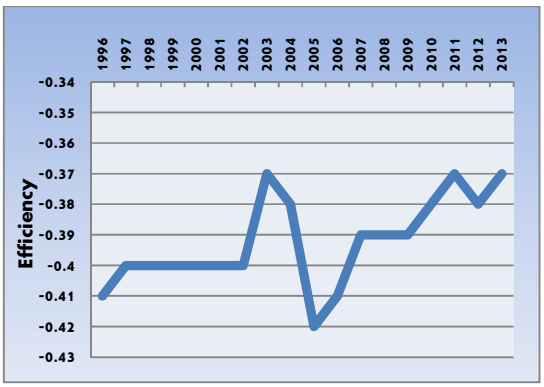
تغییرات مربوط به شاخص کارایی دولت برای ۴۰ کشور منتخب توسعه یافته در مطالعه حاضر در نمودار ۵ نمایش داده شده است. همان‌طور که در نمودار قابل مشاهده است، می‌توان اذعان کرد که تغییرات مربوط به متوسط کارایی دولت بین ۱/۲۵ درصد و ۱/۳۸ درصد در سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۶ نوسان داشته است. در بین کشورهای مورد بررسی در پژوهش حاضر برای گروه کشورهای توسعه یافته، سنگاپور، فنلاند و دانمارک هر یک به ترتیب با متوسط کارایی دولتشان معادل ۲/۱۳، ۲/۱۲ و ۲/۱۱، رتبه اول تا سوم را در میزان کارایی دولت کسب کرده‌اند.



نمودار ۵. روند شاخص کارایی دولت در کشورهای منتخب توسعه یافته

مأخذ: بانک اطلاعات جهانی ۲۰۱۴

تغییرات مربوط به شاخص کارایی دولت برای ۸۱ کشور منتخب در حال توسعه در مطالعه حاضر در نمودار ۶ نمایش داده شده است. همان طور که در نمودار قابل مشاهده است، می‌توان اذعان کرد که تغییرات مربوط به متوسط کارایی دولت بین ۰/۳۷- و ۰/۴۱- در سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۶ نوسان داشته است. در بین کشورهای مورد بررسی در پژوهش حاضر برای گروه کشورهای در حال توسعه، شیلی، باهاما و مالزی هر یک به ترتیب با متوسط کارایی دولتشان معادل ۱/۲، ۱/۱ و ۱/۰۳، رتبه اول تا سوم را در میزان کارایی دولت کسب کرده‌اند. کنگو با ۱/۷۳- کمترین کارایی دولت را در بین کشورهای در حال توسعه مورد بررسی داشته است.



نمودار ۶. روند شاخص کارایی دولت در کشورهای منتخب در حال توسعه

مأخذ: بانک اطلاعات جهانی ۲۰۱۴

٦- بحث و نتیجه‌گیری

۶-۱- برآورد مدل برای کشورهای توسعه یافته

برای اینکه در تخمین‌ها دچار رگرسیون کاذب نشویم، بایستی ابتدا از پایا بودن متغیرها اطمینان حاصل کنیم. جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون لوین، لین و چو (LLC) استفاده شده است. نتایج بیانگر پایایی تمامی متغیرها در سطح و با عرض از مبدأ و روند می‌باشد. نتایج این آزمون در جدول ۱ نشان داده شده است.

بر اساس نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو که در جدول (۱) نمایش داده شده است؛ تمامی متغیرها در سطح پایا می‌باشند. از آنجایی که تمامی متغیرها در سطح پایا بوده‌اند، لذا نیازی به بررسی وضعیت هم انباشتگی بین متغیرها وجود ندارد.

پس از حصول اطمینان از پایایی متغیرها به برآورد مدل به روش GMM می‌پردازیم. نتایج حاصل از برآورد مدل در

کشورهای توسعه یافته، در جدول ۲ نشان داده شده است. با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۲) تمامی متغیرها معنی‌دار بوده و علامت ضرایب با مبانی تئوری سازگار می‌باشد.

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC)

متغیر	در سطح و با عرض از مبدأ		
	آماره	Prob	وضعیت
رشد اقتصادی	-۱۲/۲۲۷	۰/۰۰۰۰	پایا
اندازه دولت	-۳/۶۲۲	۰/۰۰۰۱	پایا
اثر متقابل بین کارایی دولت و اندازه دولت	-۴/۴۸۹	۰/۰۰۰۰	پایا
مجذور اندازه دولت	-۱/۹۲۷	۰/۰۲۷۰	پایا
مجذور اثر متقابل بین کارایی دولت و اندازه دولت	-۳/۶۷۲	۰/۰۰۰۱	پایا
نیروی کار	-۸/۵۲۹	۰/۰۰۰۰	پایا
درجه باز بودن اقتصاد	-۴/۷۷۹	۰/۰۰۰۰	پایا

معناداری در سطح بحرانی یک درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد مدل به روش GMM

متغیر	ضریب	آماره	Prob
رشد اقتصادی با یک وقفه	۰/۲۹۴	۱۱۹/۰۲۸	۰/۰۰۰۰
اندازه دولت	۶/۳۴۵	۱۰۹/۰۲۳	۰/۰۰۰۰
اثر متقابل بین کارایی دولت و اندازه دولت	۰/۴۷۷	۲۱/۳۵۶	۰/۰۰۰۰
مجذور اندازه دولت	-۰/۱۹۷	-۱۴۶/۱۶۷	۰/۰۰۰۰
مجذور اثر متقابل بین کارایی دولت و اندازه دولت	-۰/۰۱۷	-۳۳/۰۲۵	۰/۰۰۰۰
نیروی کار	۰/۳۶۱	۴/۶۹۳	۰/۰۰۰۰
درجه باز بودن اقتصاد	۰/۵۴۲	۳/۵۷۹	۰/۰۰۰۴
آزمون والد	۵۲۱۸۱/۳۳	۰/۰۰۰۰	
آزمون سارگان	۰/۳۱۱		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج ارائه شده در جدول (۲)، نشان می‌دهد که ضریب برآوردی برای سطح شاخص رشد اقتصادی با یک وقفه، کوچک‌تر از یک بوده و از لحاظ آماری معنادار است. علامت مثبت آن بیانگر وجود یک رابطه مستقیم میان رشد اقتصادی فعلی با رشد اقتصادی دوره پیش می‌باشد. این امر کاملاً بدیهی است؛ زیرا اگر در یک دوره رشد اقتصادی افزایش یابد، منجر به بهبود وضعیت عوامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی از قبیل بهبود زیرساخت‌ها، افزایش پس‌انداز و در نتیجه افزایش سرمایه‌گذاری و ... می‌گردد.

ضرایب برآورد شده برای متغیرهای اندازه دولت و مجذور آن، بیان کننده یک رابطه به شکل U معکوس است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مثبت بودن ضریب متغیر اندازه دولت نشان از افزایش رشد اقتصادی به ازای هر واحد افزایش در اندازه دولت می‌باشد. این ضریب تلویحاً این واقعیت را بیان می‌دارد که دولت با مخارج خود از سویی انگیزه پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد و از سوی دیگر به طور مستقیم زیرساخت‌ها، آموزش و پرورش، بهداشت و توسعه انسانی را متأثر می‌کند و همچنین با برنامه‌های مربوط به توزیع عادلانه درآمد، سهم درآمد گروه‌های کم درآمد را افزایش می‌دهد. همه این تغییرات به صورت غیرمستقیم عاملی در جهت رشد اقتصادی به شمار می‌روند.

همچنین بر اساس نتایج تخمین مدل، اثرات متقابل متغیرهای اندازه دولت و کارایی دولت تأثیر مثبت و معنی‌دار در سطح بحرانی یک درصد بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته دارد. این ضریب تلویحاً این واقعیت را بیان می‌دارد که یک تغییر کوچک در استفاده کارآمد از منابع دولتی (با توجه به محدودیت منابع) می‌تواند با افزایش در تولید ناخالص، مسیر دستیابی به اهداف رشد و توسعه اقتصادی را هموار سازد.

ضریب به دست آمده برای متغیر مجذور اندازه دولت منفی، معنی‌دار و برابر با ۰/۱۹۷- می‌باشد. این ضریب عمدتاً در ارتباط با آن تعداد از کشورهای نمونه که در سطح بالاتری از اندازه دولت قرار دارند، معنا می‌یابد و قابل توجیه می‌باشد و حکایت از روند نزولی میان اندازه دولت و رشد اقتصادی دارد. به عبارت دیگر، این ضریب مربوط به آن بخش از منحنی U شکل معکوس است که بعد از نقطه ماکزیمم و در مسیر نزولی قرار دارد. این منحنی بیان می‌کند که در مراحل ابتدایی که حجم دولت خیلی بزرگ نیست، وجه عرضه کنندگی کالاهای عمومی دولت غالب می‌شود و به رشد اقتصادی کمک می‌کند.

زمانی که اندازه دولت از سطح حداکثر عبور می‌کند وجه کاهش پس‌انداز و اثر انقباض هزینه‌های دولت غالب می‌شود و رشد اقتصادی کاهش می‌یابد و بیانگر این امر می‌باشد که اندازه دولت تا یک حد معینی می‌تواند منجر به افزایش در شاخص رشد اقتصادی گردد و پس از رسیدن به اندازه مطلوب دولت، هرگونه مخارج اضافی نه تنها شاخص رشد اقتصادی را بهبود نمی‌بخشد بلکه منجر به کاهش در اندازه این شاخص می‌گردد. برای به دست آوردن اندازه بهینه دولت به شکل زیر عمل می‌کنیم.

ابتدا معادله ۱ را به شکل زیر بازنویسی می‌کنیم:

(۲)

$$\mathrm{Growth_{it}} = \alpha_{0j} + (\alpha_{1j} + \alpha_{2j}\mathrm{Efficiency_{it}}) * \mathrm{Size_{it}} + (\alpha_{3j} + \alpha_{4j}\mathrm{Efficiency_{it}^2}) * \mathrm{Size_{it}^2} + \alpha_{4j}\mathrm{Labor_{it}} + \alpha_{5j}\mathrm{Openness_{it}} + \varepsilon_{it}$$

Size به صورت سهم مخارج مصرفی دولت از تولید ناخالص داخلی تعریف شده است که می‌تواند عددی بین صفر و یک باشد. هرچند که در واقعیت صفر بودن یا یک بودن اندازه دولت غیر معمول می‌باشد. بنابراین مقدار بهینه دولت عددی بین صفر و یک می‌باشد.

برای اینکه تابع درجه دوم در رابطه ۲ شکل U معکوس به خود بگیرد باید ضریب جمله درجه ۲ منفی باشد به عبارتی دیگر:

(۳)

$$\alpha_{3j} + \alpha_{4j}\mathrm{Efficiency_{it}^2} < 0 \quad \text{یا} \quad \alpha_{3j} < -\alpha_{4j}\mathrm{Efficiency_{it}^2}$$

پس‌انداز بهینه دولت برای دستیابی به حداکثر رشد اقتصادی، با صفر قرار دادن مشتق رابطه ۲ بر حسب Size به دست خواهد آمد که برابر خواهد بود با:

(۴)

$$Size^* = \frac{\alpha_{1j} + \alpha_{2j}\mathrm{Efficiency_{it}}}{-2(\alpha_{3j} + \alpha_{4j}\mathrm{Efficiency_{it}^2})}$$

رابطه فوق بیانگر این امر می‌باشد که اندازه بهینه دولت وابسته به میزان کارایی دولت می‌باشد (رحمانتی و هورن، ۲۰۱۱: ۴۹).

با توجه به ضرایب برآوردی برای کشورهای توسعه یافته مقدار متوسط کارایی برابر خواهد بود با ۱/۳۱ که بر اساس آن از رابطه ۴ میزان متوسط اندازه بهینه دولت برابر با ۱۵/۴۵ درصد از تولید ناخالص داخلی کشورهای توسعه یافته خواهد بود.

ضریب برآوردی برای متغیر نیروی کار مثبت، معنی‌دار و برابر با ۰/۳۶۱ می‌باشد. این ضریب تلویحاً این واقعیت را بیان می‌دارد که افزایش نیروی کار عمدتاً با افزایش در رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته همراه بوده است. کشورهای توسعه یافته به دلیل سرمایه‌گذاری‌های گسترده‌ای که در بخش آموزش، سلامت و بهداشت دارند، دارای نیروی کار با توانایی‌ها و بهره‌وری بالا می‌باشند که افزایش نیروی کار می‌تواند به عنوان یکی از مؤلفه‌های اصلی تولید، رشد اقتصادی کشورها را در پی داشته باشد.

ضریب برآوردی برای درجه باز بودن اقتصاد مثبت، معنی‌دار و برابر با ۰/۵۴۲ می‌باشد. علامت مثبت برای این متغیر بیانگر این موضوع می‌باشد که اصولاً جهانی شدن برای این کشورها با افزایش در رشد اقتصادی همراه بوده است (همانند نتیجه مطالعه اسلاملوئیان و همکاران، ۱۳۸۹). افزایش درجه باز بودن اقتصاد (گسترش تجارت) در بین کشورها باعث افزایش تخصص در تولید کالاها و خدمات و در نتیجه افزایش کارایی در بخش‌های صادرات محور شده و بنابراین موجب تخصیص مجدد منابع از بخش‌های با بهره‌وری کم‌تر به بخش‌های با بهره‌وری بالاتر گردیده و در نهایت، از این طریق باعث افزایش محصول و در نتیجه رشد اقتصادی می‌شود.

در ادامه از آزمون والد جهت معنی‌داری همزمان رگرسورها استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون؛ مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معنی‌دار ۹۹ درصد رد می‌شود، در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود. با بررسی P-Value آزمون والد می‌توان به معنی‌داری کل مدل پی برد. فرضیه صفر آزمون سارگان مبنی بر مشخص بودن معادله رد نمی‌شود. بنابراین استفاده از متغیرهای ابزاری برای کنترل همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال در مدل ضروری می‌باشد. چنانچه P-value آزمون سارگان نزدیک به عدد یک باشد، نشان می‌دهد که متغیرهای ابزاری به کار رفته در تکنیک GMM مناسب هستند، یعنی ابزارهای استفاده شده در مدل دارای اعتبار بوده و در نتیجه اعتبار نتایج جهت تفسیر تأیید می‌شود.

نتیجه به دست آمده در این پژوهش برای کشورهای توسعه یافته تأیید کننده نتایج حاصل از مطالعات رحمانتی و هورن (۲۰۱۱)، آنجلیوپلوس و همکاران (۲۰۰۸) می‌باشد که معتقد بودند که کارایی و بهره‌وری هزینه‌های دولت یک عامل مؤثر در بهبود رشد اقتصادی کشورها می‌باشد و هرگونه بهبود

در کارایی دولت رشد اقتصادی را برای این گروه از کشورها در پی خواهد داشت. همچنین این مطالعه همانند مطالعه صورت گرفته توسط پناهی و رفاعی (۱۳۹۱) تأیید کننده وجود رابطه غیر خطی بین اندازه دولت و رشد اقتصادی می‌باشد. به عبارتی می‌توان گفت که رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی به صورت U معکوس می‌باشد. همچنین همانند مطالعه رحمانتی و هورن (۲۰۱۱) نتایج به دست آمده بیانگر تأثیر مثبت متغیرهای نیروی کار و درجه باز بودن اقتصاد بر رشد اقتصادی این کشورها می‌باشد.

۶-۲- برآورد مدل برای کشورهای در حال توسعه

برای تخمین مجدد مدل در مورد کشورهای در حال توسعه، برای اینکه در تخمین‌ها دچار رگرسیون کاذب نشویم، بایستی ابتدا از پایا بودن متغیرها اطمینان حاصل کنیم. جهت بررسی مانایی متغیرها از آزمون لوین، لین و چو (LLC) استفاده شده است. نتایج بیانگر پایایی تمامی متغیرها در سطح و با عرض از مبدأ و روند می‌باشد. نتایج این آزمون در جدول ۳ نشان داده شده است. از آنجایی که تمامی متغیرها در سطح پایا بوده‌اند، لذا نیازی به بررسی وضعیت هم انباشتگی بین متغیرها وجود ندارد.

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

متغیر	در سطح و با عرض از مبدأ		
	آماره	Prob	وضعیت
رشد اقتصادی	-۲۲/۵۵۸	۰/۰۰۰۰	پایا
اندازه دولت	-۶/۹۴۷	۰/۰۰۰۰	پایا
اثر متقابل بین کارایی دولت و اندازه دولت	-۵/۳۹۹	۰/۰۰۰۰	پایا
مجذور اندازه دولت	-۵/۷۴۶	۰/۰۰۰۰	پایا
مجذور اثر متقابل بین کارایی دولت و اندازه دولت	-۶/۴۴۵	۰/۰۰۰۰	پایا
نیروی کار	-۹/۶۶	۰/۰۰۰۰	پایا
درجه باز بودن اقتصاد	-۳/۸۳۱	۰/۰۰۰۱	پایا

معناداری در سطح بحرانی یک درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از حصول اطمینان از پایایی متغیرها به برآورد مدل به روش GMM می‌پردازیم. نتایج حاصل از برآورد مدل برای کشورهای در حال توسعه، در جدول ۴ نشان داده شده است. با توجه به نتایج ارائه داده شده در جدول (۴) تمامی متغیرها معنی‌دار بوده و علامت ضرایب با مبانی تئوری سازگار می‌باشد.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ضریب برآوردی برای سطح شاخص رشد اقتصادی با یک وقفه، کوچک‌تر از یک بوده و از لحاظ آماری معنادار است. علامت مثبت آن بیانگر وجود یک رابطه مستقیم میان رشد اقتصادی فعلی با رشد اقتصادی دوره پیش می‌باشد. ضریب برآوردی برای متغیر اندازه دولت منفی، معنی‌دار و برابر با ۱/۴۱- می‌باشد. منفی بودن ضریب متغیر اندازه دولت نشان از کاهش رشد اقتصادی به ازای هر واحد افزایش در اندازه دولت دارد. اثر منفی مخارج دولت در بیشتر موارد ناشی از ورود دولت به بازار نهاده‌ها و افزایش قیمت نهاده‌ها، افزایش بروکراسی اداری و هزینه‌ها در اقتصاد، افزایش فساد ناشی از تخصیص منابع توسط دولت و مسائلی از این دست است که در نهایت منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌گردد (میرمحمدی و پرخیده، ۱۳۸۶: ۱۰۵).

جدول ۴. نتایج حاصل از برآورد مدل به روش GMM

متغیر	ضریب	آماره	Prob
رشد اقتصادی با یک وقفه	۰/۲۰۹	۵۵/۴۴۶	۰/۰۰۰۰
اندازه دولت	-۱/۴۱	-۴۱/۶۴۶	۰/۰۰۰۰
اثر متقابل بین کارایی دولت و اندازه دولت	-۰/۲۹۸	-۱۳/۴۷	۰/۰۰۰۰
مجذور اندازه دولت	۰/۰۱۶	۱۹/۹۹۸	۰/۰۰۰۰
مجذور اثر متقابل بین کارایی دولت و اندازه دولت	-۰/۰۰۶	-۸/۷۵۷	۰/۰۰۰۰
نیروی کار	-۰/۸۴۷	۱۷/۵۸۴	۰/۰۰۰۰
درجه باز بودن اقتصاد	۸/۶۳	-۱۷/۶۸۱	۰/۰۰۰۰
آزمون والد	۱۶۲۶/۹	۰/۰۰۰۰	
آزمون سارگان	۰ /۴۲۷		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همچنین بر اساس نتایج تخمین مدل، اثرات متقابل متغیرهای اندازه دولت و کارایی دولت تأثیر منفی و معنی‌دار در

سطح بحرانی یک درصد بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه دارد. این رابطه تا حد زیادی به ارتباط منفی بین کارایی دولت و اندازه بزرگ دولت مربوط می‌شود به طوری که با افزایش مخارج دولتی با اعمال قانون بازدهی نزولی، کارایی و بهره‌وری مخارج و منابع مصرفی توسط دولت کاهش می‌یابد.

با توجه به ضرایب برآوردی برای کشورهای در حال توسعه مقدار متوسط کارایی برابر خواهد بود با ۰/۳۹- که بر اساس آن از رابطه ۴ میزان متوسط اندازه بهینه دولت برابر با ۳۵/۷ درصد از تولید ناخالص داخلی کشورهای در حال توسعه خواهد بود.

اندازه بهینه دولت در کشورهای در حال توسعه، بیشتر از اندازه بهینه دولت در کشورهای توسعه یافته است، دلیل آن، این است که در کشورهای در حال توسعه نیاز به تخصیص سهم بیشتری از تولید ناخالص داخلی در بخش‌های عمرانی و زیربناها و ... می‌باشد. در حالی که در کشورهای توسعه یافته بیشتر زیربناها و نه همه آنها ساخته شده است (افشاری و همکاران، ۱۳۹۱: ۴۸).

ضریب به دست آمده برای متغیر مجذور اندازه دولت مثبت، معنی‌دار و برابر با ۰/۰۱۶ می‌باشد. علامت مثبت این ضریب بیانگر یک رابطه به شکل U می‌باشد. به طوری که با توجه به ضرایب برآوردی نقطه مینیمم این منحنی به میزان ۴۴/۰۶ می‌باشد که این مقدار بسیار بزرگ‌تر از متوسط اندازه دولت برای کشورهای در حال توسعه است. لذا می‌توان از قسمت صعودی و سمت راست این منحنی برای این گروه از کشورها صرف نظر کرد و نتیجه گرفت که این گروه از کشورها در شاخه نزولی منحنی قرار ذارند و این به این مفهوم است که با افزایش اندازه دولت، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد که خود تأیید کننده ضریب به دست آمده برای متغیر SIZE می‌باشد (مبتنی بر تحلیل ارائه شده توسط جا و مارتی[1]، ۲۰۰۳: ۳۶۳ و غلامی نژاد دیزگاه، ۱۳۹۱: ۱۱۷).

ضریب برآوردی برای متغیر نیروی کار منفی، معنی‌دار و برابر با ۰/۸۴۷- می‌باشد. این ضریب تلویحاً این واقعیت را بیان می‌دارد که افزایش نیروی کار عمدتاً با کاهش در رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه همراه بوده است. با توجه به اینکه کشورهای در حال توسعه با نرخ‌های بالای بیکاری مواجه هستند و از آنجایی که در اساس، بیکاری در این کشورها دارای ماهیت ساختاری است آن هم به این دلیل که عوامل مکمل برای استفاده مؤثر از نیروی کار و تضمین اشتغال کامل (مانند سرمایه و زمین) به اندازه کافی وجود ندارد، زمانی که در کشورهای در حال توسعه مازاد نیروی کار وجود دارد، افزایش این نیروها، موجب افزایش در بیکاری یا کم کاری می‌شود. به این ترتیب، دلیل شکست در استفاده کامل از ظرفیت تولید، نه به دلیل کمبود تقاضا، بلکه به دلایل متعدد دیگری از قبیل وجود تنگنا در عرضه و نبود رقابت است. از این نظر، دیدگاه افزایش تقاضا به ندرت موجب ایجاد انگیزه برای افزایش تولید ملی یا تقاضای کل (آن هم بر اساس مفهوم ضریب تکاثر) خواهد شد. افزایش مصرف در نتیجه افزایش جمعیت نیروی کار، تحت این شرایط باعث آسیب رسیدن به میل به پس‌انداز با کاهش سرمایه‌گذاری کل و در نهایت موجب تأثیر منفی بر زیربناهای تولید می‌شود. این مسئله به نوبه خود منجر به کاهش تولید و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی می‌گردد.

ضریب برآوردی برای درجه باز بودن اقتصاد مثبت، معنی‌دار و برابر با ۰/۵۴۲ می‌باشد. علامت مثبت برای این متغیر بیانگر این موضوع می‌باشد که اصولاً جهانی شدن برای این کشورها با افزایش در رشد اقتصادی همراه بوده است. افزایش درجه باز بودن اقتصاد (گسترش تجارت) در بین کشورها باعث افزایش تخصص در تولید کالاها و خدمات و در نتیجه افزایش کارایی در بخش‌های صادرات محور شده و بنابراین موجب تخصیص مجدد منابع از بخش‌های با بهره‌وری کم‌تر به بخش‌های با بهره‌وری بالاتر گردیده و در نهایت، از این طریق باعث افزایش در محصول و در نتیجه رشد اقتصادی می‌شود (اسلاملوئیان و همکاران، ۱۳۸۹: ۱). از طرفی دیگر افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای، با انتقال تکنولوژی و فناوری‌های جدید تولید، با ایجاد زمینه‌های لازم برای افزایش توان رقابتی در سطح بین‌المللی، می‌توانند موجبات افزایش تولید ناخالص داخلی و در نتیجه رشد اقتصادی را فراهم آورند.

در ادامه از آزمون والد جهت معنی‌داری همزمان رگرسورها استفاده شده است. فرضیه صفر این آزمون؛ مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معنی‌دار ۹۹ درصد رد می‌شود، در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود. فرضیه صفر آزمون سارگان مبنی بر مشخص بودن معادله رد نمی‌شود. بنابراین استفاده از متغیرهای ابزاری برای کنترل همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال در مدل ضروری

1. Jha & Murthy (2003)

می‌باشد.

با توجه به موارد ذکر شده فوق برای گروه کشورهای در حال توسعه، می‌توان گفت که رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی به صورت منفی می‌باشد. هرگونه بهبود در کارایی دولت، رشد اقتصادی را برای این گروه از کشورها در پی خواهد داشت. همچنین نتایج به دست آمده بیانگر تأثیر منفی متغیرهای نیروی کار و تأثیر مثبت درجه باز بودن اقتصاد بر رشد اقتصادی این کشورها می‌باشد.

۷- پیشنهادات

با توجه به اینکه دستیابی به نرخ‌های بالاتر رشد اقتصادی به عنوان هدفی ارزشمند، نه تنها در سطح کشورها، بلکه در سطح جهانی مطرح بوده و مبنای سیاست‌های اقتصادی از طرف کشورها برای قرن ۲۱ محسوب می‌شود، لذا اتخاذ سیاست‌های مناسب برای دستیابی به آن، از اهمیت خاصی برخوردار است. بنابراین، با توجه به یافته‌های حاصل از این پژوهش، موارد زیر به عنوان پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌شود:

۱- با توجه به تأثیر مثبت مخارج مصرفی دولت بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته، در صورت وجود منابع درآمدی کافی، توصیه می‌شود که دولت مخارج خود را کاهش ندهد؛ مگر آنکه اطمینان حاصل شود که سرمایه‌گذاری‌های خصوصی جایگزین سیاست‌های دولت خواهد شد. به جای کاستن از حجم دولت در فرایند رشد اقتصادی که ضرورت هزینه‌های بیشتر دولت را طلب می‌کند، مسلماً به کاهش کیفیت کالاها و خدمات عمومی منجر شده و نارضایتی عمومی را در پی خواهد داشت، بهتر است به مدیریت مخارج عمومی توجه بیشتری مبذول گردد. اما از آنجایی که این تأثیر مثبت پس از رسیدن به یک حد آستانه‌ای، نتیجه‌ای معکوس بر رشد اقتصادی این کشورها می‌گذارد، لذا به سیاست‌گذاران اقتصاد بخش عمومی کشورهای توسعه یافته توصیه می‌شود که در پیش‌بینی و بهینه سازی اندازه دولت، به آثار منفی افزایش بی‌حد و اندازه مخارج دولت بر رشد اقتصادی نیز توجه لازم مبذول نمایند.

۲- با توجه به تأثیر منفی اندازه دولت بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه لازم است برای کوچک سازی اندازه دولت و کاهش تصدی‌های دولت، سیاست خصوصی سازی شرکت‌های دولتی با رعایت موازینی همچون: جلوگیری از سرمایه‌گذاری‌های جدید در شرکت‌های دولتی، هدفمند کردن خصوصی سازی شرکت‌ها، فراهم آوردن زمینه توسعه سرمایه‌گذاری بخش غیردولتی، حمایت از بخش غیردولتی برای توسعه مشارکت‌های اقتصادی و مهندسی مجدد تشکیلات دولتی پیشنهادهایی است که محققان اقتصادی توصیه می‌کنند.

۳- همچنین با توجه به تأثیر مثبت بهبود کارایی دولت در جهت کاهش هزینه‌های دولت، پیشنهاد می‌شود دولت به ویژه در کشورهای در حال توسعه با نقش معمار جدید وارد کار شود و با برنامه‌ریزی مناسب در زمینه کاهش مداخله در اقتصاد و نظام‌های مالی و برداشتن موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای، ... زمینه ایجاد دولتی کارآتر را فراهم نماید.

۴- با توجه به تأثیر مثبت متغیر نیروی کار در کشورهای توسعه یافته بر رشد اقتصادی، این کشورها می‌توانند در کوتاه‌مدت از طریق افزایش مهاجرپذیری (جذب نیروی کار از کشورهای در حال توسعه) و در بلندمدت با استفاده از تبلیغات وسیع و همچنین وضع قوانین مختلف سعی در تشویق خانواده‌ها به فرزندآوری نمایند. در کشورهای در حال توسعه نیز دولت‌ها می‌توانند با صرف مخارجی در زمینه تأمین و بهبود خدمات بهداشتی نظیر ارائه بیمه‌های درمانی همگانی، واکسیناسیون رایگان، ارائه خدمات بهداشتی درمانی مناسب در مناطق دور افتاده، تأمین آب آشامیدنی مناسب و خدماتی از این قبیل از یک سو و همچنین با سرمایه‌گذاری در زمینه آموزش از طریق فراهم آوردن امکانات آموزشی مناسب در مناطق دور افتاده، اعطای تسهیلات آموزشی و تحصیلی و ... از سوی دیگر با بهبود کیفیت نیروی کار به عنوان یکی از عوامل تولید و به عبارتی با افزایش سرمایه انسانی بر تأثیر منفی نیروی کار بر رشد اقتصادی غلبه نموده و موجبات افزایش رشد اقتصادی را فراهم آورند.

با توجه به تأثیر مثبت درجه باز بودن اقتصاد بر رشد اقتصادی برای اینکه کشورها رشد اقتصادی قابل توجه داشته باشند پیشنهاد می‌شود که از یک طرف تولید و از طرف دیگر کیفیت کالاهای تولیدی به منظور بالا رفتن توان رقابت‌پذیری کالاهای داخل افزایش یابد. لذا دولت‌ها به ویژه کشورهای در حال توسعه باید در جهت تقویت بخش تولید و حذف موانع

ساختاری در مسیر جهانی شدن اقتصاد از قبیل اصلاح قوانین مربوط به تجارت و اجرای حق مالکیت گام بردارند.

منابع

اسلاملوییان، کریم؛ شفیعی سروستانی، مریم و جعفری، محبوبه (۱۳۸۹). "بررسی اثر باز بودن اقتصادی بر متغیرهای کلان در اقتصاد ایران (۱۳۸۶–۱۳۴۰)". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۱۳، شماره ۴۳، ۲۸–۱.

افشاری، زهرا؛ شیرین بخش، شمس‌اله و ابراهیمی، سیده نثار (۱۳۹۱). "بررسی مقایسه‌ای اثر اندازه بهینه هزینه‌های مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت بر شاخص توسعه انسانی (مطالعه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۲، شماره ۸، ۵۰– ۳۷.

اکبریان مهر، زهرا (۱۳۸۶). "بررسی رابطه بین ثبات سیاسی و کارایی دولت با رشد اقتصادی در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه.

پناهی، حسین و رفاعی، رامیار (۱۳۹۱). "تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی در ایران با تأکید بر مدل آرمی". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال ۶، شماره ۲، ۱۳۸–۱۲۳.

پیرایی، خسرو و نوروزی، هایده (۱۳۹۱). "آزمون رابطه به شکل منحنی آرمی میان اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران: روش رگرسیون آستانه". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۱۲، شماره ۲، ۲۲–۱.

جعفری صمیمی، احمد و آملی دیوا، کبری (۱۳۸۹). "بررسی رابطه آزاد سازی اقتصادی با کارایی دولت در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا". *پژوهشنامه اقتصادی*، سال ۱۰، شماره ۱۴، ۳۷–۱۵.

دادگر، یدالله؛ نظری، روح الله و صیامی عراقی، ابراهیم (۱۳۹۲). "دولت و مالیات بهینه در اقتصاد بخش عمومی و کارکرد دولت و مالیات در ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی در ایران*، سال ۲، شماره ۵، ۲۹–۱.

رفیعی، هادی و زیبائی، منصور (۱۳۸۲). "اندازه دولت، رشد اقتصادی و بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی". *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۱، ۹۰–۷۷.

صادقی، حسن؛ صامتی، مجید و سامتی، مرتضی (۱۳۹۰). "تأثیر جهانی شدن اقتصاد بر اندازه دولت: مطالعه کشورهای منتخب آسیایی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۲، شماره ۶، ۲۴۹–۲۰۹.

طالب‌زاده کاسگری، میثم (۱۳۸۹). "*بررسی اثر نامتقارنی اندازه دولت بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران در سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۸۵*". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.

عباسیان، عزت اله و مهرگان، نادر (۱۳۸۶). "اندازه‌گیری بهره‌وری عوامل تولید بخش‌های اقتصادی کشور به روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۸، ۱۷۶–۱۵۳.

عصاری آرانی، عباس و افضلی ابرقویی، وجیهه (۱۳۸۹). "ارتباط اندازه دولت با توسعه انسانی و مقایسه کشورهای نفتی و کشورهای در حال توسعه غیر نفتی". *فصلنامه علمی و پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال ۱۰، شماره ۳۶، ۹۰–۶۱.

غلامی‌نژاد دیزگاه، سولماز (۱۳۹۱). "*رشد اقتصادی، توسعه انسانی و آلودگی صنعتی در کشورهای منتخب جهان*". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز.

فلاحی، فیروز و منتظری شورکچالی، جلال (۱۳۹۳). "اندازه بهینه دولت و رشد اقتصادی در ایران: آزمون وجود منحنی آرمی با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۶۹، ۱۵۰–۱۳۱.

قلی‌زاده، علی اکبر (۱۳۸۳). "رویکردی برای تعیین اندازه بهینه دولت (بر مبنای بودجه عمومی دولت)". *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۸۵، ۵۷–۱۹.

کریمی پتانلار، سعید؛ نادمی، یونس و زبیری، هدی (۱۳۹۴). "اندازه دولت و بیکاری در اقتصاد ایران". *فصلنامه علمی*

پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۵، شماره ۱۸، ۶۴-۵۱.

کمیجانی، اکبر و نظری، روح اله (۱۳۸۸). "تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۹، شماره ۳، ۲۸-۱.

کیهانی حکمت، رضا (۱۳۸۲). "*تأثیر ساختار سنی جمعیت بر اندازه دولت و رشد اقتصادی طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۳۸*". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه بوعلی سینا.

میرمحمدی، سید مهدی و پرخیده، احمد (۱۳۸۶). "بررسی تأثیر کارایی و اثربخشی دولت بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی ایران". *اقتصاد و جامعه*، سال ۳، شماره ۱۲، ۱۲۸-۹۹.

یونسی، علی؛ غفاری، هادی؛ پورکاظمی، محمد حسین و خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۹۵). "نرخ رشد بهینه مخارج دولت: تئوری کنترل بهینه پویا". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۲، ۱۶۴-۱۴۵.

Afonso, A. & Tovar Jalles, J. (2011). "*Economic Performance and Government Size*". *European Central Bank*, Working Paper Series, No 1399.

Altunc, F. & Celil, A. (2013). "The Relationship between Optimal Size of Government and Economic Growth: Empirical Evidence from Turkey, Romania and Bulgaria". *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 92, 66–75.

Angelopoulos, K., Philippopoulos, A. & Tsionas, E. (2008). "Does Public Sector Efficiency Matter? Revisiting the Relation between Fiscal Size and Economic Growth in a World Sample". *Public Choice*, 137, 245-278.

Asimakopoulos, S. & Karavias, Y. (2016). "The Impact of Government Size on Eeconomic Growth: A Threshold Analysis". *Economics Letters*, 139, 65-68.

Baltagi, B. H. (2008). "*Econometric Analysis of Panel Data*", 4th ed. (John Wiley & Sons).

Facchini, F. & Melki, M. (2013). "Efficient Government Size: France in the 20th Century". *European Journal of Political Economy*, 31, 1-14.

Ghosh. S. & Gregoriou, A. (2009). "Government Size and Economics Convergence". *International Public Finance*, 47, 30-56.

Guisan, M. & Exposito, P. (2010). "Health Expenditure, Education, Government Effectiveness and Quality of Life in Africa and Asia". *Regional and Sectoral Economic Studies,* 10(1), 115-126.

Guseh, J. & Winter, S. (1997). "Government Size and Economic Growth in Developing Countries: A Political-Economy Framework". *Journal of Macroeconomics*, 19(1), 175-192.

Heitger, B. (2001). "*The Scope of Government and Its Impact on Economic Growth in OECD Countries*". Kiel Working Paper No.1034. Kiel: Institute of World Economics.

Jha, R., Murthy, K. & Bhanu, V. (2003). "An Inverse Global Environmental Kuznets Curve". *Journal of Comparative Economics*, 31, 352-368.

Keynes, J. M. (1936). "*The General Theory of Employment. Interest and Money*". New York Harcourt, Brace and World. Inc.

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

Lizardo, R. & Mollick, A. V. (2009). "Can Latin America Prosper by Reducing the

Size of Government?". *Cato Journal*, 29(2), 247-266.

Rahmayanti, Y. & Horn, T. (2011). "Expenditure Efficiency and the Optimal Size of Government in Developing Countries". *Global Economy and Finance Journal*, 4(2), 46-59.

Ram, R. (1986). "Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence of Gross Section and Time Series Data". *American Economic Review*, 76(1), 191-203.

Rao, V. V. B. (1989). "Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Gross- section and Time-Series Data Comment". *American Economic Review,* 79, 272-280.

Sa, Y. (2011). "Government Size, Economic Growth and Unemployment: Evidence from Advanced and Developing Economy Countries: A Time Series Analysis 1996–2006". *Review of Public Administration*, 16(2), 95-116.

Sargan, John, D. (1958). "The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables". *Econometrica*, 26, 393-415.

Scully, G. W. (1994). "*What is the Optimal Size of Government in the United States*?". *NCPA Policy Report*, No. 188. Dallas: National Center for Policy Analysis.

United Nations Development Programme. (2004). "*Human Development Report*".

United Nations Development Programme. (2007/2008). "*Human Development Report*".

United Nations Development Programme. (2010). "*Human Development Report*".

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هفتم، تابستان ۱۳۹۶ (۱۵۶-۱۴۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 27, June 2017 (143-156)

بررسی ارتباط توسعه اقتصادی، تنوع فعالیت‌ها و آزادسازی تجاری با شدت انرژی در بخش کشاورزی

*مهدی شعبان‌زاده[۱]، عمران طاهری ریکنده[۲]، فرشید ریاحی درچه[۳]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران، ایران
۲. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران، ایران
۳. کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹٤/۱۱/٤ پذیرش: ۱۳۹۵/۲/۲۰)

Examining the Relationship between Economic Development, Diversification and Trade Liberalization to Energy Intensity in Iranian Agricultural Sector

*Mehdi Shabanzadeh[1], Emran Taheri Rykande[2], Farshid Riahi Dorche[3]

1. Ph.D. Student in Agricultural Economics, Tehran University, Tehran, Iran
2. M.A. Student in Agricultural Economics, Tehran University, Tehran, Iran
3. M.A. in Agricultural Economics, Tehran University, Tehran, Iran

(**Received:** 24/Jan/2016 **Accepted:** 9/May/2016)

چکیده:

ایران به‌عنوان کشوری رو به رشد و برخوردار از منابع انرژی غنی و گسترده و وجود مخازن بزرگ نفتی، معادن عظیم زیرزمینی و توان بالقوه انرژی یکی از مصداق‌های الگوی رشد با فشار بر منابع طبیعی به شمار می‌رود. انرژی به‌عنوان نهاده مصرفی در بخش کشاورزی ایران از اهمیت خاصی برخوردار است. بررسی مصرف انرژی در بخش کشاورزی، نشان می‌دهد که طی سال‌های مختلف همراه با افزایش تولید و ارزش افزوده مصرف انواع حامل‌های انرژی شامل فراورده‌های نفتی و برق، افزایش یافته است. اما سؤال اساسی که در این میان مطرح است آن است که گسترش مصرف انرژی در بخش کشاورزی ایران از چه عواملی نشأت گرفته است. آیا این افزایش تحت تأثیر گسترش تجارت و توسعه‌یافتگی بوده است؟ با این رویکرد مطالعه حاضر به بررسی ارتباط توسعه اقتصادی، تنوع فعالیت ها، آزادسازی تجاری و شدت انرژی در بخش کشاورزی ایران پرداخته است. جهت دستیابی به این هدف با استفاده از الگوریتم الگوسازی فمبای، ارتباط میان شاخص تنوع فعالیت‌ها، سهم کشاورزی از تولید ناخالص داخلی و شاخص آزادسازی تجاری با متغیر شدت انرژی شناسایی و سپس برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۰ در قالب الگوی هم‌انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس تبیین گردید. همچنین متغیر خشکسالی در سال ۱۳۸۷ به‌عنوان متغیر مجازی تأثیرگذار در کوتاه‌مدت مدنظر قرار گرفت. نتایج حاصل از مطالعه حاضر حاکی از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای یاد شده است. به‌طوری‌که اثر متغیرهای تنوع فعالیت و آزادسازی تجاری مثبت و اثر سهم بخش کشاورزی بر شدت انرژی منفی بوده است. همچنین مؤثرترین متغیر بر شدت انرژی شاخص تنوع فعالیت می‌باشد. چرا که با افزایش ۱ درصدی تنوع فعالیت، شدت انرژی ۱۲/۳۱ درصد کاهش خواهد یافت. ضریب تصحیح خطا در سطح یک درصد معنی‌دار و نشان‌دهنده آن است که شدت انرژی در هر سال ۰/۰۹ به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

واژه‌های کلیدی: توسعه پایدار، شدت مصرف انرژی، گازهای گلخانه‌ای، روش جوهانسون– جوسلیوس.
طبقه‌بندی JEL: Q01، O13، Q56.

Abstract:

Iran as a developing country, having massive energy resource endowments is one of the examples of growth pattern with pressure on natural resources. energy as inputs in agriculture of Iran has particular importance. Reviewing the energy consumption in the agricultural sector, shows that, along with increased production and consumption of energy, including oil products and electricity, the value added of this sector is increased during the different years. But the fundamental question that arises is what causes the expansion of energy consumption in the agricultural sector of Iran. Is this increase was influenced by the expansion of trade and development? With this approach, in this study was investigated the relationship between economic development, diversification, trade liberalization and energy intensity in agriculture of Iran. In order to achieve this goal, by using modeling algorithms Fomby, relationship between diversification index, the share of agriculture in GDP and trade liberalization with energy intensity identifying and then in the framework of Johansen-Juselius cointegration model was examined for the period 1981-2012. The drought in 2008 as an effective dummy variable were considered in the short term. The results of this study showed existence of long-term relationship between the variables. So that, the effect of diversification and trade liberalization on energy intensity were positive and effects of share of agriculture was negative on energy intensity. The diversification was the most effective variable on energy intensity index. Because with a 1% increase in diversification, energy intensity will be reduced by 12.31%. The error correction coefficient was significant at the level of 1%. This subject shows that energy intensity shall be adjusted towards the long-run equilibrium by 0.09% per year.

Keywords: Sustainable Development, Energy Intensity, Greenhouse Gases, Johansen – Juselius Method.
JEL: Q01, O13, Q56.

* **نویسنده مسئول:** مهدی شعبان‌زاده
E-mail: shabanzadeh.mehdi@gmail.com

*Corresponding Author: Mehdi Shabanzadeh

۱- مقدمه

رؤیت نشانه‌هایی از قبیل افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای و در راستای آن ریزش باران‌های اسیدی، از بین رفتن مناطق سبز و گونه‌های گیاهی و جانوری، افزایش اثرات منفی بر سلامتی بشر، گرم شدن هوای کره زمین، تغییر در الگوهای بارش و بالا آمدن سطح آب اقیانوس‌ها، توجه محققان و سیاست‌گذاران را به اثرات سوء افزایش مصرف انرژی معطوف کرده است (شهباز و همکاران[1]، ۲۰۱۳: ۸ و همیت- هاگار[2]، ۲۰۱۲: ۳۵۸). افزایش نگرانی‌ها در رابطه با چگونگی تأمین انرژی آینده و انتشار گازهای گلخانه‌ای، جهانیان را به سمت ایجاد و کاربرد مفاهیم پایداری سوق داده است. از این‌رو بهبود بهره‌وری انرژی به‌عنوان یک استراتژی مهم در جهت نیل به هدف برقراری توسعه پایدار، امنیت انرژی[3] در آینده و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای مطرح شده است (مارارو و راموس ریل[4]، ۲۰۱۳: ۲۵۲۲). با توجه به پیش‌بینی رشد جمعیت، درآمد و تقاضای انرژی در آینده که موجب افزایش فشار بر منابع تأمین انرژی می‌شود، برقراری امنیت انرژی به یکی از مهم‌ترین چالش‌های پیش روی کشورهای جهان در قرن ۲۱ تبدیل شده است (مولدر و همکاران[5]، ۲۰۱۴: ۱ و ویوجت و همکاران[6]، ۲۰۱۴: ۴۸). با وجود نگرانی‌های فوق اهمیت انرژی به عنوان یکی از نهاده‌های واسطه‌ای تولید همچنان باقی است و این نهاده در جریان توسعه اقتصادی- اجتماعی کشورها نقش مهمی ایفا می‌کند (بالزنتیس و همکاران[7]، ۲۰۱۱: ۷۳۲۲). اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برنت[8] (۱۹۷۸: ۲۵) و دنیسون[9] (۱۹۸۴: ۱۵) معتقدند که انرژی از طریق تأثیری که بر نیروی کار و سرمایه می‌گذارد، به صورت غیرمستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر است. استرن[10] (۱۹۹۳: ۲۷۵) معتقد است که در مدل بیوفیزیکی رشد، انرژی مهم‌ترین عامل رشد است. در این مدل کالاهای اقتصادی نیازمند صرف مقادیر فراوان انرژی در تولید هستند، لذا انرژی تنها عامل و مهم‌ترین عامل رشد است. نیروی کار و سرمایه، عوامل واسطه‌ای هستند که برای به کارگیری، به انرژی نیاز دارند. بر مبنای مطالعه یانگ[11] (۲۰۰۰: ۳۱۴) بین مصرف انرژی و تولید ناخالص ملی ارتباط دو طرفه وجود دارد. از نظر گلاشر[12] (۲۰۰۲: ۳۶۳) نیز میان مصرف انرژی و درآمد واقعی در اقتصاد ارتباط بلندمدت وجود دارد. فاتای و همکاران[13] (۲۰۰۴: ۱۵۲) اثبات نمودند که میان مصرف انواع حامل‌های انرژی، اشتغال و رشد اقتصادی ارتباط وجود دارد. اوه و لی[14] (۲۰۰۴: ۵۶) نیز نشان دادند که در بلندمدت بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی رابطه علّی دوطرفه برقرار است.

ایران در میان کشورهای جهان یکی از مصادیق الگوی رشد با فشار بر منابع طبیعی محسوب می‌شود (بهبودی و برقی گلعذانی، ۱۳۸۷: ۳۶). طبق آمار آژانس بین‌المللی انرژی، ایران در سال ۲۰۱۲ با تولید ۳۰۲/۹ میلیون تن معادل نفت خام در جایگاه نهم تولیدکنندگان برتر انرژی جهان قرار دارد (آژانس بین‌المللی انرژی[15]، ۲۰۱۲: ۱۸). وفور منابع انرژی در این کشور و بی‌توجهی به مفاهیم پایداری در آن موجب شده است که بر اساس شاخص شدت انرژی در میان ۱۳۶ کشور جهان دارای جایگاه سیزدهم باشد، به‌طوری‌که برای کسب هر هزار دلار تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵) ۰/۹ تن معادل نفت خام انرژی مصرف می‌کند. متوسط شاخص شدت انرژی در جهان ۰/۱۶، اتحادیه اروپا ۰/۱۱، کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه[16] ۰/۳۱، کشورهای غیر عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه ۰/۵۱ و خاورمیانه ۰/۴۸ می‌باشد (آژانس بین‌المللی انرژی، ۲۰۱۲: ۲۷). آنچه که مسلم است انرژی در اقتصاد ایران به‌صورت ناکارا مصرف می‌شود و این ناکارایی در اکثر بخش‌های اقتصادی این کشور از جمله بخش کشاورزی به چشم می‌خورد. بخش کشاورزی هرچند در مصرف نهایی انرژی سهم کمتری نسبت به سایر بخش‌ها دارد، اما طی سال‌های اخیر مصرف انرژی در این بخش همواره افزایش یافته است (آرمن و زارع، ۱۳۸۴: ۱۲۱).

1. Shahbaz et al. (2013)
2. Hamit-Haggar (2012)
۳. امنیت انرژی عرضه مداوم و مطمئن با قیمت‌های معقول در حامل‌های انرژی است که سعی می نماید تهدیدات ژئوپلیتیکی، اقتصادی، تکنیکی، زیست‌محیطی و روانی ناظر بر بازارهای انرژی را کاهش دهد (للی و همکاران، ۲۰۱۳: ۴۵).
4. Marrero & Ramos-Real (2013)
5. Mulder et al. (2014)
6. Voigt et al. (2014)
7. Balezentis et al. (2011)
8. Berndt (1978)
9. Denison (1984)
10. Stern (1993)
11. Yang (2000)
12. Glasure (2002)
13. Fatai et al. (2004)
14. Oh & Lee (2004)
15. International Energy Agency (IEA)
16. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)

امروزه سهم بخش کشاورزی ایران از کل مصرف انرژی ۳/۷۸ درصد است اما در کشورهایی چون عربستان، پاکستان، استرالیا و اندونزی این سهم به ترتیب ۰/۳۲، ۱/۲۲، ۲/۰۲ و ۱/۷۹ درصد است (فائو، ۲۰۰۹: ۱۵۴).

در این میان با توجه به سهم بالای مصرف انرژی در بخش کشاورزی ایران نسبت به کشورهای دارای ساختار مشابه اقتصادی و اجتماعی، بررسی نقش عوامل مختلف در این فرایند بسیار با اهمیت به نظر می‌رسد. توسعه اقتصادی، ایجاد سامانه متنوع تولیدی و موانع تجاری مؤلفه‌هایی هستند که بر شدت انرژی در بخش کشاورزی اثرگذار هستند (مولدر و دی گروت، ۲۰۱۲: ۵۰۱ و دی فالکو و چاوس[1]، ۲۰۱۴: ۸۴). با این رویکرد مطالعه حاضر به بررسی ارتباط توسعه اقتصادی، تنوع فعالیت‌ها و آزادسازی تجاری با شدت انرژی در بخش کشاورزی ایران پرداخته است.

تاکنون مطالعات متعددی در رابطه با بررسی عوامل مؤثر بر شدت انرژی انجام گرفته است. کول[2] با استفاده از داده‌های پنل به بررسی اثر آزادسازی تجاری بر شدت انرژی پرداخت. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که با افزایش تجارت خارجی، شدت انرژی افزایش می‌یابد (کول، ۲۰۰۶: ۱۰۸). فنگ و همکاران[3] ارتباط میان مصرف انرژی، توسعه اقتصادی و شدت انرژی در چین را برای دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۸۰، بررسی نمودند. نتایج این مطالعه بیان‌گر این است که مصرف انرژی و توسعه اقتصادی بر شدت انرژی اثرگذارند (فنگ و همکاران، ۲۰۰۹: ۵۴۷۵). سادورسکی[4] در مطالعه‌ای با به‌کارگیری روش پانل پویا به تجزیه و تحلیل نحوه اثرگذاری شهرنشینی و صنعتی‌شدن بر شدت انرژی ۷۶ کشور در حال توسعه برای سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۸۰ پرداخته است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که در بلندمدت یک درصد افزایش درآمد، شدت انرژی را ۰/۳۵ تا ۰/۴۵ درصد کاهش می‌دهد. کشش متغیر صنعتی‌شدن نیز در دامنه ۰/۰۷ تا ۰/۱۲ درصد بوده است. همچنین کشش شهرنشینی بر شدت انرژی دارای اثرات متفاوت بوده است (سادورسکی، ۲۰۱۲: ۴۷۶). آدوم[5] بر اساس الگوی حداقل مربعات معمولی تعدیل شده[6] و رگرسیون هم‌انباشتگی متعارف عوامل مؤثر بر شدت انرژی در کشور نیجریه را بررسی نمود. برای این منظور اثرات قیمت نفت خام، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، باز بودن تجاری و ساختار صنعت بر شدت انرژی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که قیمت نفت خام، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و باز بودن تجاری بر شدت انرژی اثر منفی و ارزش افزوده صنعت بر شدت انرژی اثر مثبت دارد (آدوم، ۲۰۱۵: ۵۷۰). از میان مطالعات داخلی نیز دامن کشیده و همکاران رابطه میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی را در کشورهای رقیب ایران در سند چشم انداز بیست ساله، مورد بررسی قرار دادند. در پژوهش فوق از داده‌های تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی برای کشورهای منتخب طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۹۰ استفاده شد. جهت تجزیه و تحلیل اطلاعات نیز مدل پانل دیتا به کار گرفته شد. نتایج به دست آمده از این پژوهش نشان می دهد که بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد (دامن کشیده و همکاران، ۱۳۹۲: ۵۵). قاسمی و محمدخان‌پور اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر شدت مصرف انرژی، در بخش حمل و نقل کشورهای منتخب OECD و OPECرا طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۰ بررسی نمودند. در این راستا از الگوی پانل پویا استفاده شد. نتایج نشان داد که کاربرد فناوری اطلاعات و ارتباطات شدت مصرف انرژی در بخش حمل و نقل کشورهای عضو OECD را افزایش و شدت مصرف انرژی در بخش حمل و نقل کشورهای عضو OPEC را کاهش داده است (قاسمی و محمدخان‌پور، ۱۳۹۳: ۱۶۹). منظور و نیاکان با مدل رگرسیون داده‌های پانل آستانه‌ای یکنواخت، رابطه توسعه اقتصادی و شدت انرژی را در کشورهای عضو اکو بررسی نمودند. نتایج این مطالعه نشان داد که در اکثر کشورهای عضو اکو کشش درآمدی در طول زمان کاهش یافته است. همچنین پیش‌بینی تغییرات شدت انرژی با استفاده از برآورد کشش درآمدی نشان داد که با رشد اقتصادی کشورهای عضو اکو، از شدت انرژی در این کشورها کاسته می‌شود (منظور و نیاکان، ۱۳۹۳: ۸۳).

نتایج نشان می دهد که اثر توسعه اقتصادی بر مصرف انرژی می‌تواند مثبت یا منفی باشد. اما اثر آزادسازی تجاری بر مصرف انرژی در اغلب مطالعات منفی بوده است. ضمن آنکه در این مطالعات ارتباط میان تنوع فعالیت‌ها و مصرف انرژی مورد بررسی قرار نگرفته است. بررسی مطالعات داخلی نیز

1. Di Falco & Chavas (2014)
2. Cole (2006)
3. Feng et al. (2009)
4. Sadorsky (2012)
5. Adom (2015)
6. Fully Modified Ordinary Least Square (FMOLS)

نشان می‌دهد که در هیچ یک از این مطالعات ارتباط میان توسعه اقتصادی، تنوع فعالیت‌ها، آزادسازی تجاری و شدت انرژی در بخش کشاورزی به‌صورت همزمان مورد بررسی قرار نگرفته است. لذا با توجه به محدود بودن منابع انرژی از یک سو و افزایش روز افزون تقاضای انرژی از سوی دیگر، مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۰، به بررسی رابطه بین توسعه اقتصادی، تنوع فعالیت‌ها، آزادسازی تجاری و شدت انرژی در بخش کشاورزی ایران پرداخته است.

۲- روش تحقیق

در مطالعه حاضر برای بررسی ارتباط میان آزادسازی تجاری (OPENA)، توسعه اقتصادی (SAE)، تنوع فعالیت‌ها (ENI) و شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی (EI) از رابطه (۱) استفاده می‌شود. لازم به ذکر است که در تدوین این رابطه از مطالعات قتک و اینگرسانت[1] (۱۹۸۴: ۱۸)، هارداکر و همکاران[2] (۲۰۰۵: ۱۵۰)، های[3] (۲۰۱۲: ۱۱۴۴-۱۱۴۲)، مولدر و دیگروت (۲۰۱۲: ۵۰۷-۵۰۵)، نسرین و انور[4] (۲۰۱۴: ۸۶-۸۵) و دی فالکو و چاوس (۲۰۱۴: ۸۹-۸۸) استفاده شده است.

$$EI = f\,(OPENA, SAE, ENI) \qquad (۱)$$

در ادامه متغیرهای رابطه (۱) تعریف و به نحوه سنجش آنها اشاره شده است. سپس با توجه به تئوری‌ها و مفاهیم اقتصادی نحوه تأثیرگذاری آزادسازی تجاری، توسعه اقتصادی و تنوع فعالیت‌ها بر شدت مصرف انرژی مورد بررسی و تحلیل قرار گرفته است.

۲-۱- شدت انرژی

شدت انرژی یکی از شاخص‌های مهم اقتصادی است که نحوه و شدت مصرف انرژی و یا به عبارت دیگر میزان انرژی بری محصولات در هر کشور را نشان می‌دهد. برای بررسی چگونگی مصرف انرژی در بخش کشاورزی می‌توان از شاخص‌های مختلفی استفاده کرد (صادقی شاهدانی، ۱۳۹۵: ۱۴۱). در مطالعه حاضر، شاخص شدت انرژی که به‌صورت میزان انرژی مصرفی برای تولید مقدار معینی از کالاها و خدمات تعریف می‌شود، مورد استفاده قرار می‌گیرد. این شاخص به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$EI = EC \big/ VA \qquad (۲)$$

در رابطه (۱)، EI، EC و VA به ترتیب بیانگر شدت انرژی، میزان مصرف انرژی (معادل نفت خام) و ارزش افزوده بخش کشاورزی می‌باشند. این شاخص نشان می‌دهد که به ازای هر ریال ارزش افزوده در بخش کشاورزی چقدر انرژی مصرف شده است (مبینی دهکردی و همکاران، ۱۳۸۸: ۲۸۲).

۲-۲- آزادسازی تجاری

آزادسازی تجاری به طور ساده عبارت از حذف (کاهش) موانع تجاری در تجارت بین‌الملل است (سالم و یوسف‌پور، ۱۳۹۱: ۹۷). امروزه بسیاری از اقتصاددانان نئوکلاسیک معتقدند که باز بودن تجاری جزء ضروری رشد اقتصادی است (احمدیان و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۱). گسترش فعالیت‌های اقتصادی ناشی از افزایش تجارت بین‌المللی موجب افزایش تقاضای انرژی می‌شود (سادورسکی، ۲۰۱۲: ۴۸۰). اما باید توجه نمود که چنین امری، کشورهای در حال توسعه را قادر می‌سازد که از اقتصادهای توسعه‌یافته فناوری‌های پیشرفته را وارد کنند؛ لذا در بلندمدت ممکن است با پذیرش فناوری پیشرفته، شدت مصرف انرژی در این کشورها کاهش یابد (نسرین و انور، ۲۰۱۴: ۸۸). تاکنون شاخص‌های مختلفی برای کمّی نمودن میزان باز بودن تجاری پیشنهاد شده است. نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی، نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی و نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی از جمله شاخص‌هایی هستند که در مطالعات مختلف به طور معمول از آنها به‌عنوان شاخص‌های باز بودن تجاری استفاده شده است (های، ۲۰۱۲: ۱۱۴۱). بر این اساس در مطالعه حاضر، از نسبت مجموع کل صادرات و واردات بخش کشاورزی به تولید ناخالص داخلی این بخش، به‌عنوان متغیر آزادسازی تجاری بخش کشاورزی استفاده شده است.

۲-۳- توسعه اقتصادی

بر اساس مدل رشد سولو[5] در جریان توسعه اقتصادی، درجه توسعه‌یافتگی هر کشور با نسبت تغییرات تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی به بخش غیرکشاورزی ارتباط تنگاتنگی دارد.

1. Ghatak & Ingersant (1984)
2. Hardaker et al. (2005)
3. Hve (2012)
4. Nasreen & Anwar (2014)
5. Solow Model

همچنین لازم به ذکر است که این نسبت با حرکت به سوی توسعه‌یافتگی کاهش می‌یابد. بنابراین مشخص است که این نسبت در کشورهای توسعه‌یافته کوچک‌تر از کشورهای در حال توسعه می‌باشد (قتک و اینگرسانت، ۱۹۸۴: ۳۶۱ و تودارو[1]، ۱۹۸۹: ۳۰۰). با توجه به توضیحات فوق، در مطالعه حاضر از نسبت تولید ناخالص داخلی بخش کشاورزی به تولید ناخالص داخلی کل اقتصاد، سهم بخش کشاورزی از GDP تعیین و به‌عنوان شاخص توسعه‌یافتگی در الگو مدنظر قرار می‌گیرد (قتک و اینگرسانت، ۱۹۸۴: ۳۶۲). در راستای توسعه‌یافتگی با افزایش آگاهی‌های زیست محیطی جامعه، به‌کارگیری تکنولوژی‌های نوین و افزایش حمایت‌های دولتی در راستای بهبود بهره‌وری مقدار مصرف انرژی به ازای هر واحد تولید، کاهش می‌یابد. لذا انتظار می‌رود که ارتباط میان متغیر سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی و شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی ارتباط مستقیم باشد (فنگ و همکاران، ۲۰۰۹: ۵۴۸۰). با این وجود این امکان هم وجود دارد که این ارتباط معکوس نیز باشد. چرا که با مکانیزه‌تر شدن مزارع و معرفی ارقام جدید محصولات کشاورزی و افزایش تولید، امکان استفاده گسترده‌تر از نهاده‌های جدید مثل انواع کودها و سموم نباتی جدید فراهم و لذا شدت مصرف انرژی نیز به دنبال آن افزایش یابد (تودارو، ۱۹۸۹: ۳۲۰).

۲-۴- تنوع فعالیت‌ها

در یک تعریف کلی تنوع فعالیت به عنوان تغییر در انتخاب محصولات یا فعالیت‌ها و تصمیمات به کارگیری نهاده‌ها بر اساس محرک‌های بازاری و اصول حداکثر کردن سود تعریف شده است (پینگالی و روزرنت[2]، ۱۹۹۵: ۱۷۹). تنوع فعالیت‌های کشاورزی موجب بهبود کارایی بخش کشاورزی می‌شود (کوئلی و فلمینگ[3]، ۲۰۰۴: ۲۳۶ و رحمان[4]، ۲۰۰۹: ۳۴۷). این مهم که از آن تحت عنوان بازده تنوع[5] یاد می‌شود از طریق مساعدت نهاده[6]، مساعدت ستاده، مساعدت تولید و انعطاف‌پذیری تولید، بهره‌وری را در بخش کشاورزی بهبود می‌بخشد. مساعدت نهاده در صورت به‌کارگیری نهاده‌های تولید یک رشته فعالیت در سامانه تولید بیش از یک کالا به وجود می‌آید. این امر به مفهوم بهره‌گیری کامل از نهاده‌های تولید و مدیریت طی یک دوره زراعی است. مساعدت ستاده، زمانی رخ می‌دهد که بیش از یک ستاده از مجموعه نهاده‌های مصرفی برای تولید تخصصی یک کالا عاید شود. در بخش کشاورزی استفاده از علم ژنتیک برای تولید گوسفندان پشمی- گوشتی، از موارد بارز این مساعدت است که سبب افزایش درآمد دامدار یا کاهش هزینه تولید در قیاس با تولید تخصصی نژاد گوشتی یا پشمی می‌شود. مساعدت توابع تولید، به مفهوم به کارگیری ستاده حاصل از یک رشته فعالیت به‌عنوان نهاده رشته فعالیت دیگر است. در بخش کشاورزی تأمین علوفه زمستانه احشام، از بقایای زراعت غلات از مثال‌های بارز این نوع بازده تنوع است. در نهایت انعطاف پذیری تولید به مفهوم تطبیق بهتر سامانه تولید کشاورزی با شرایط روز و مدیریت مطلوب‌تر ریسک در بخش کشاورزی است. سامانه کشاورزی متنوع‌تر، انعطاف پذیری بیشتری در واکنش نسبت به تغییرات ناگهانی شرایط محیطی با صرف هزینه کمتر نسبت به وضعیت تولید تخصصی دارد (هارداکر و همکاران، ۲۰۰۵: ۱۴۸). از این رو تنوع فعالیت‌ها از طریق موارد ذکر شده می‌تواند موجب بهبود بهره‌وری گردد، به‌طوری‌که در راستای افزایش تنوع فعالیت‌ها و بهبود بهره‌وری انتظار می‌رود که شدت انرژی کاهش یابد. به‌منظور ارزیابی مؤثرتر تنوع، به معیارهایی برای اندازه‌گیری آن نیاز است که شاخص‌های تنوع نامیده می‌شوند. یکی از شاخص‌های مطرح شده در ادبیات موضوع شاخص آنتروپی[7] می‌باشد که به‌عنوان یکی از مهم‌ترین معیارهای تنوع فعالیت‌ها در نظر گرفته شده و به طور گسترده‌ای به‌صورت زیر استفاده می‌شود (هارت[8]، ۱۹۷۱: ۷۹).

$$ENI = \sum_{i=1}^{N} p_i \times \log\left(\frac{1}{p_i}\right) \qquad (۳)$$

در رابطه (۳)، N تعداد فعالیت‌های تولیدی، p_i سهم هر فعالیت از کل فعالیت‌های تولیدی، log لگاریتم و ENI شاخص آنتروپی می‌باشد. مقدار شاخص آنتروپی با افزایش سطح تنوع فعالیت‌ها، افزایش و برعکس با کاهش سطح تنوع و افزایش تمرکز، کاهش می‌یابد. شاخص آنتروپی وقتی که به طور کامل تمرکز وجود دارد، به سمت صفر میل می‌کند

1. Todaro (1989)
2. Pingali & Rosegrant (1995)
3. Coelli & Fleming (2004)
4. Rahman (2009)
5. Economies of Scope
6. Input Assistance
7. Entropy Index (EI)
8. Hart (1971)

(به‌عنوان مثال، هنگامی که p_i برابر یک است) و حد بالای شاخص وقتی که تعداد کل محصولات بیشتر از پایه لگاریتم باشد، بیشتر از یک و وقتی که کمتر از پایه لگاریتم باشد، کمتر از یک خواهد بود. لازم به ذکر است که با توجه به وجود فعالیت های مختلف تولیدی در بخش کشاورزی کشور از جمله تولید محصولات باغی، دامی و شیلات در کنار محصولات زراعی، از معیار سهم درآمدی ناخالص هر فعالیت تولیدی برای محاسبه شاخص تنوع استفاده می‌شود (هارت، ۱۹۷۱: ۸۱).

۲-۵- روش هم‌انباشتگی جوهانسون- جوسلیوس[1]

در مطالعه حاضر با توجه به الگوریتم الگوسازی فمبای[2] (۱۹۹۸: ۱۰-۸)، برای شناسایی رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای رابطه (۱) از روش هم‌انباشتگی جوهانسون- جوسلیوس استفاده شده است.[3] این روش مبتنی بر برآورد حداکثر درست‌نمایی[4] است. در این روش تعیین و برآورد بردارهای هم انباشته (یعنی ضرایب مربوط به روابط تعادلی بلندمدت) بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خودتوضیح برداری[5] بین آن متغیرها صورت می‌گیرد. برای این منظور روش هم‌انباشتگی جوهانسون- جوسلیوس با برآورد الگوی خودتوضیحی برداری (VAR) آغاز می‌شود. اگر فرض شود $Y_t = \left(y_{1t}, y_{2t}, \ldots, y_{nt} \right)'$ یک بردار $n\times 1$ از متغیرهای سری زمانی انباشته از مرتبه یک است که تعداد p وقفه از هرکدام در مدل حضور دارند، می‌توان الگوی VAR(p) را در شکل ماتریسی به‌صورت زیر بیان کرد:

$$Y_t = c + \pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 Y_{t-2} + \ldots + \pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = 1, \ldots, T \qquad (۴)$$

که در آن π_i یک ماتریس $n\times n$ از ضرایب و ε_t یک بردار $n\times 1$ از اجزای اخلال است که ویژگی‌های نوفه سفید را دارا می‌باشد. در واقع در الگوی VAR هر متغیر سری زمانی توسط وقفه‌های خودش و وقفه‌های سایر متغیرهای درون مدل توضیح داده می‌شود. بنابراین مدل VAR(p) تنها یک مدل رگرسیون به ظاهر نامرتبط[6] (SUR) بر روی وقفه متغیرها می‌باشد.

برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه متغیر وابسته (که برای از بین بردن خودهمبستگی بین جملات اخلال در رگرسیون ضروری است) از معیارهای آکاییک[7]، شوارتز بیزین[8] یا حنان کویین[9] استفاده می‌شود:

$$AIC(p) = \ln\left|\Sigma_p\right| + \frac{2}{T} pn^2 \qquad (۵)$$

$$SC(p) = \ln\left|\Sigma_p\right| + \frac{\ln T}{T} pn^2 \qquad (۶)$$

$$HQ(p) = \ln\left|\Sigma_p\right| + \frac{2 ln ln T}{T} pn^2 \qquad (۷)$$

که در آنها n تعداد متغیرهای سیستم، T حجم نمونه و Σ_p برآورد ماتریسی کوواریانس باقیمانده‌ها است، که از یک مدل $VAR(p)$ به دست می‌آید. ماتریس Σ_p به‌صورت $\Sigma_p = \sum_{t=1}^{T} \varepsilon' \varepsilon^t$ برآورد می‌شود. درجه مناسب برای الگوی VAR مقداری است که معیارهای AIC، SC و HQ را به حداقل برساند. در مطالعه حاضر برای تعیین تعداد وقفه بهینه، مدل VAR انتخابی با متغیرهای وابسته، متغیرهای برون‌زا و عرض از مبدأ برآورد شده است. با توجه به حجم نسبتاً کوچک نمونه حداکثر وقفه بهینه برابر با سه در نظر گرفته می شود؛ زیرا تعداد وقفه بیش از سه، درجه آزادی الگو را به‌شدت کاهش می‌دهد.

اکنون برای پیوند دادن رفتار کوتاه‌مدت Y به مقادیر تعادلی بلندمدت آن، می توان الگوی VAR مورد بحث در بالا را در

1. Johasen & Juselius
2. Fomby
۳. بر اساس نظر فمبای، جهت الگوسازی ارتباط میان متغیرهای سری زمانی ابتدا باید متغیرهایی که احتمالاً بر یکدیگر اثر گذارند شناسایی شوند. در مرحله دوم متغیرهای کاندید شده به لحاظ خصوصیت آماری از جمله ایستایی و وجود ریشه واحد، مورد بررسی قرار گیرند تا مرتبه انباشتگی متغیرها مشخص شود. با توجه به نتیجه این آزمون، چنانچه حداقل دو تا از سری‌های مربوط به متغیرهای الگو، انباشته از مرتبه یک باشند، احتمال وجود یک رابطه بلندمدت (همگرایی متغیرها) را پیشنهاد می‌کند که باید مورد آزمون قرار گیرد. چنانچه وجود چنین رابطه‌ای تأیید شود، الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) برای تبیین رفتار متغیرهای مورد نظر و پیش‌بینی مقادیر آینده، الگویی مناسب است و می‌بایست مورد استفاده قرار گیرد.
4. Maximum Likelihood
5. Vector Autoregression Model
6. Seemingly unrelated regression
7. Akaike (AIC)
8. Schwarz-Bayesian (SBC)
9 - Hannan-Quinn (HQC)

قالب الگوی تصحیح خطای برداری، VECM به‌صورت زیر درآورد:

$$\Delta Y_t = c + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \ldots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p-1} + \varphi Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (۸)$$
$$t = 1, \ldots, T$$

که در رابطه بالا Δ بیانگر تفاضل مرتبه اول می‌باشد. همین‌طور ماتریس ضرایب Γ_{p-1} و φ به‌صورت زیر می‌باشد.

$$\Gamma_j = -I + \sum_{j=1}^{p-1} A_j \quad , \quad \varphi = -I + \sum_{j=1}^{p} A_j \quad (۹)$$

ماتریس φ حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است؛ البته به شرط آنکه دارای رتبه کامل نباشد. با تعیین رتبه این ماتریس می‌توان تعداد بردارهای هم‌انباشتگی را تعیین کرد. روش حداکثر راست نمایی جوهانسون – جوسلیوس با استفاده از دو آماره آزمون اثر[1] و حداکثر مقادیر ویژه[2] روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو را تعیین می‌کند (نوفرستی، ۱۳۹۱: ۱۴۰-۱۳۵).

با توجه به مباحث مطرح شده، در مطالعه حاضر متغیرهای LEI، LENI، LSAE و LOPENA به ترتیب بیانگر لگاریتم شدت انرژی، لگاریتم شاخص تنوع فعالیت، لگاریتم سهم بخش کشاورزی از GDP و لگاریتم شاخص آزادسازی تجاری بخش کشاورزی، به‌عنوان متغیرهای درون‌زا در مدل لحاظ شده‌اند. همچنین متغیر D87 به‌عنوان متغیر مجازی برون‌زای مربوط به خشکسالی در سال ۱۳۸۷ می‌باشد. این متغیر برای سال ۱۳۸۷ برابر با یک و برای سایر سال‌های مورد بررسی برابر با صفر می‌باشد.

همچنین در این مطالعه آمار و اطلاعات مربوط به میزان مصرف انرژی بخش کشاورزی از ترازنامه انرژی وزارت نیرو، ارزش افزوده بخش کشاورزی، صادرات، واردات و تولید ناخالص داخلی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و درآمد فعالیت‌های مختلف تولیدی در بخش کشاورزی از سازمان خواروبار و کشاورزی ملل متحد برای دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۱ جمع‌آوری گردیده است.

۳- بحث و نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر جهت بررسی پایایی متغیرها از دو آزمون دیکی فولر تعیمم یافته (ADF) و فیلیپس- پرون (PP) استفاده شد. این آزمون‌ها در دو حالت با عرض از مبدأ و همچنین با عرض از مبدأ و روند انجام گرفته است که نتایج آن در جدول (۱) ارائه شده است. بر اساس نتایج جدول (۱)، برای لگاریتم متغیرهای شدت انرژی، شاخص تنوع فعالیت، سهم بخش کشاورزی از GDP و شاخص آزادسازی تجاری بخش کشاورزی با توجه به آزمون‌های دیکی– فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس– پرون در حالت با عرض از مبدأ و روند و همچنین در حالت با عرض از مبدأ و بدون روند، نتایج مشابهی حاصل شد. نتایج نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح معنی‌داری ۵ درصد انباشته از مرتبه یک هستند.

تحلیل های هم انباشتگی جوهانسن–جوسلیوس مستلزم تعیین طول وقفه بهینه در الگوی VAR است. برای تعیین طول وقفه بهینه معیارهای گوناگونی وجود دارد. در این مطالعه از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (SC) و حنان کوئین (HQ) استفاده شده است. برای این منظور الگوی مورد نظر این مطالعه برای وقفه های ۰ تا ۳ تخمین و مقدار AIC، SC و HQ آن محاسبه شده است. نتایج مربوط به مقادیر سه معیار مذکور برای وقفه‌های مختلف در جدول (۲) ارائه شده است. همان طور که در این جدول مشاهده می‌شود هر سه معیار، وقفه یک را برای الگوی VAR پیشنهاد می‌کنند.

برای آزمون این مسئله که آیا رابطه بلندمدتی بین متغیرهای مطالعه وجود دارد یا خیر، طبق روش جوهانسون– جوسلیوس از آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، طبق آماره‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه وجود یک رابطه بلندمدت در سطح ۹۵ درصد اطمینان بین متغیرهای الگو تأیید می‌شود که لازم است تا این رابطه تحت الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شود.

از آنجا که هدف مطالعه حاضر بررسی تأثیر توسعه اقتصادی، تنوع فعالیت‌ها و آزادسازی تجاری بر شدت انرژی در بخش کشاورزی است، بنابراین عمل نرمال کردن بر روی بردار به دست آمده بر اساس متغیر شدت انرژی صورت پذیرفته است. نتایج بردار هم‌انباشتگی نرمال شده در جدول (۴) ارائه

1. Trace Test
2. Maximum Eigen Value Test

شده است. این بردار بیانگر رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو است. همان طور که در جدول (۴) مشاهده می شود همه متغیرها دارای علامت مورد انتظار بوده و از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. ضریب تعیین تعدیل شده بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو بوده و به عبارتی گویای آن است که درصد بالایی (۷۱ درصد) از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل منظور شده در مدل توضیح داده می‌شود. معنی‌داری آماره F در سطح ۱۰۰ درصد، مبین معنی داری کلی الگو بوده و با اطمینان ۱۰۰ درصد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می‌کند. با توجه به اینکه کلیه متغیرهای لحاظ شده در مدل به صورت لگاریتمی تعریف شده‌اند، ضرایب هر یک از آنها برابر کشش بوده و به‌صورت درصد تفسیر خواهد شد.

جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی در صورت وجود عرض از مبدأ و روند

	آزمون ADF		آزمون PP		درجه انباشتگی
وجود عرض از مبدأ و روند					
متغیر	مقدار آماره محاسباتی	مقدار آماره بحرانی (۵٪)	مقدار آماره محاسباتی	مقدار آماره بحرانی (۵٪)	
LEI	-۳/۴۷۴	-۳/۵۶۳	-۳/۴۷۵	-۳/۵۶۱	$I(1)$
ΔLEI	-۶/۵۷۶	-۳/۵۶۸	-۶/۵۷۶	-۳/۵۶۸	$I(0)$
$LENI$	-۱/۹۴۶	-۳/۵۶۳	-۱/۸۷۷	-۳/۵۶۳	$I(1)$
$\Delta LENI$	-۶/۷۸۷	-۳/۵۶۸	-۹/۲۲۱	-۳/۵۶۸	$I(0)$
$LSAE$	-۱/۸۷۵	-۳/۵۶۳	-۱/۶۵۶	-۳/۵۵۳	$I(1)$
$\Delta LSAE$	-۵/۹۶۲	-۳/۵۶۸	-۶/۱۰۴	-۳/۵۶۸	$I(0)$
$LOpenA$	-۲/۵۳۹	-۳/۵۶۳	-۲/۶۷۷	-۳/۵۶۱	$I(1)$
$\Delta LOpenA$	-۷/۲۹۳	-۳/۵۶۸	-۷/۲۴۳	-۳/۵۶۳	$I(0)$
وجود عرض از مبدأ و بدون روند					
LEI	-۱/۰۳۰	-۲/۹۶۰	-۱/۰۳۰	-۲/۸۶۰	$I(1)$
ΔLEI	-۶/۵۲۵	-۲/۹۶۴	-۶/۵۲۵	-۲/۹۳۲	$I(0)$
$LENI$	-۲/۰۱۵	-۲/۹۲۰	-۲/۰۰۵	-۲/۹۱۰	$I(1)$
$\Delta LENI$	-۶/۷۴۸	-۲/۹۵۴	-۶/۷۳۸	-۲/۹۵۴	$I(0)$
$LSAE$	-۱/۸۶۶	-۲/۹۱۰	-۱/۸۵۶	-۲/۹۰۸	$I(1)$
$\Delta LSAE$	-۵/۷۴۹	-۲/۹۸۴	-۵/۳۲۹	-۲/۹۴۳	$I(0)$
$LOpenA$	-۲/۳۵۳	-۲/۹۲۰	-۲/۱۵۱	-۲/۹۹۰	$I(1)$
$\Delta LOpenA$	-۷/۴۳۰	-۲/۸۶۴	-۷/۲۳۹	-۲/۸۶۲	$I(0)$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه الگوی VAR

وقفه	آکائیک (AIC)	شوارتز بیزین (SC)	حنان کوئین (HQ)
۰	-۱۰/۲۱	-۹/۸۲	-۱۰/۱۱
۱	-۱۴/۲۹*	-۱۳/۱۱*	-۱۳/۹۸*
۲	-۱۴/۲۴	-۱۲/۲۸	-۱۳/۷۲
۳	-۱۴/۱۹	-۱۱/۴۴	-۱۳/۴۶

* وقفه بهینه

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. نتایج آزمون تعیین تعداد بردارهای هم انباشته در الگو

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره اثر	مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری ۵ درصد	آماره حداکثر مقدار ویژه	مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری ۵ درصد
R=0	R>0	۵۴/۸۵	۴۷/۸۶	۲۹/۳۶	۲۷/۵۸
R=1	R>1	۲۵/۴۹	۲۹/۸۰	۱۵/۳۸	۲۱/۱۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد شاخص تنوع فعالیت‌ها دارای بیشترین اثر بر شدت مصرف انرژی می‌باشد. اثر این متغیر بر شدت مصرف انرژی منفی و معکوس می‌باشد. از لحاظ آماری نیز اثر تنوع فعالیت‌ها بر شدت مصرف انرژی در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار است. بر این اساس و با توجه به نتایج می‌توان گفت که در بلندمدت یک درصد افزایش در شاخص تنوع فعالیت‌ها، شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی را به میزان ۱۲/۳۱ درصد کاهش می دهد. به عبارت دیگر با گسترش تنوع فعالیت‌ها و تصمیمات به کارگیری نهاده‌ها در زیربخش‌های مختلف بخش کشاورزی، شدت مصرف انرژی در این بخش کاهش خواهد یافت. همان گونه که در قسمت روش تحقیق نیز عنوان گردید، مساعدت نهاده، مساعدت ستاده، مساعدت تولید و انعطاف‌پذیری تولید، سبب افزایش بهره‌وری در بخش کشاورزی می‌گردد. و لذا این امر با اثرگذاری بر ارزش افزوده این بخش در نهایت منجر به بهبود شاخص شدت انرژی در بخش کشاورزی می‌گردد.

بر اساس نتایج اثر متغیر سهم بخش کشاورزی از GDP بر شدت مصرف انرژی مثبت و مستقیم و از لحاظ آماری نیز اثر این متغیر بر شدت مصرف انرژی در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار می باشد. بر این اساس می‌توان گفت با یک درصد کاهش در سهم بخش کشاورزی از GDP، شدت مصرف انرژی طی دوره بلندمدت به میزان ۵/۰۷ درصد کاهش خواهد یافت. بر اساس مدل‌های توسعه در فرایند توسعه اقتصادی کشورها، سهم بخش کشاورزی از GDP کاهش می‌یابد. طی این فرایند با به کارگیری تکنولوژی‌های مدرن‌تر، حساس‌تر شدن و اهمیت بیشتر یافتن مسائل و مشکلات زیست محیطی، و نیز جهت کاهش هزینه تولید در بخش کشاورزی استفاده از انرژی بهینه‌تر می‌شود. با توجه به توضیحات فوق کاهش مصرف انرژی در بخش کشاورزی طی فرایند توسعه اقتصادی انتظاری منطقی بوده و به دور از واقعیت نیست.

همچنین همان‌گونه که نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد شاخص آزادسازی تجاری (نسبت مجموع کل صادرات و واردات بخش کشاورزی به تولید ناخالص داخلی این بخش) دارای اثر منفی و معکوس بر شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی می‌باشد. همان گونه که نتایج نشان می‌دهد با یک درصد افزایش آزادسازی تجاری و با ورود تکنولوژی‌های پیشرفته‌تر، شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی به میزان ۰/۵۲ درصد کاهش خواهد یافت. از لحاظ آماری نیز اثر این متغیر بر شدت مصرف انرژی در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار می‌باشد. شاخص آزاد سازی تجاری ایران از ۰/۳۵ در سال ۱۳۷۴ به ۰/۴۷ در سال ۱۳۹۱ افزایش یافته است. همچنین بر اساس آمار منتشر شده از سوی بانک مرکزی ایران طی این دوره واردات کالاهای واسطه‌ای همواره بالاتر از کالاهای نهایی بوده است. به عنوان مثال در سال ۱۳۹۱ میزان واردات کالاهای واسطه ای از نظر ارزش بیش از چهار برابر کالاهای نهایی عنوان شده است. با توجه به توضیحات فوق کاملاً مشخص است که با باز شدن درجه تجاری کشور از یک سو و همچنین با واردات گسترده کالاهای واسطه‌ای از سوی دیگر تکنولوژی مدرن و پیشرفته وارد کشور شده است. با توجه به استدلال فوق کاهش سهم و مصرف انرژی در بخش کشاورزی چندان دور از انتظار نیست.

از سوی دیگر ضریب متغیر مجازی خشکسالی سال ۱۳۸۷ نیز در سطح یک درصد معنی‌دار شده است. بدین معنی که در کوتاه‌مدت، خشکسالی منجر به افزایش شدت انرژی در بخش کشاورزی شده است. به عبارت دیگر در جریان خشکسالی در سال ۱۳۸۷ با افزایش میزان تبخیر به علّت گرمی هوا از یک سو و با پائین رفتن سطح آب زیرزمینی از سوی دیگر به انرژی بیشتری جهت فعالیت چاه‌ها برای پمپاژ و لذا تأمین آب نیاز بوده است. از طرف دیگر جریان خشکسالی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی تأثیر منفی گذاشته و باعث کاهش آن شده است. برآیند این آثار در سال ۱۳۸۷ منجر به افزایش شدت مصرف انرژی در بخش کشاورزی شده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای برداری که به منظور بررسی نقش روابط تعادلی و بلندمدت متغیرها در تعدیل نوسانات کوتاه‌مدت و بررسی رفتار دینامیکی کوتاه‌مدت متغیرهای تحت بررسی انجام شده، در قسمت پائین جدول (۴) ارائه شده است. مدل‌های تصحیح خطای برداری نوعی از مدل‌های تعادل جزئی هستند، که در آنها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه گیری می‌شود. در این مدل‌ها چنانچه ضریب تصحیح خطا، با علامت منفی ظاهر شود، نشان‌گر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می دهد در هر دوره چند

درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود. نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا در مطالعه حاضر نشان می‌دهد که ضریب تصحیح خطا در سطح یک درصد معنی‌دار و علامت آن مطابق با انتظار منفی است. این ضریب بیانگر تعدیل در جهت بلندمدت است. به بیان کامل‌تر نشان‌دهنده این است که شدت انرژی در هر سال ۰/۰۹ به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

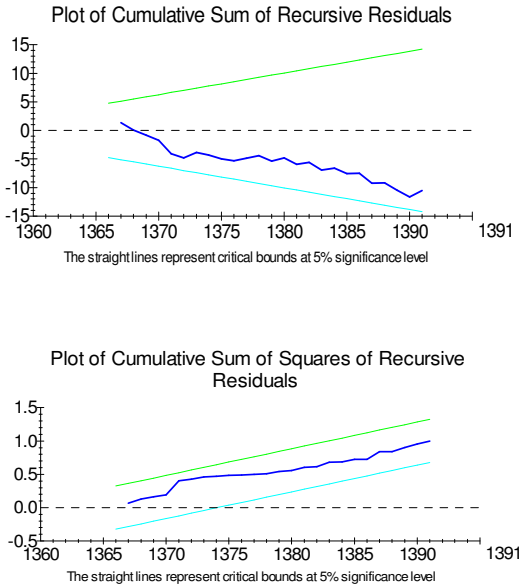
جدول ۴. نتایج برآورد رابطه بلندمدت الگوی VECM

	علامت	شرح متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
جزء بلندمدت	LSAE	سهم بخش کشاورزی از GDP	۵/۰۷	۰/۶۸	۷/۵۱***
	LENI	شاخص تنوع فعالیت	−۱۲/۳۱	۳/۰۷	−۴/۰۱***
	LOPENA	شاخص آزادسازی تجاری	−۰/۵۲	۰/۱۸	−۲/۸۸***
	C	عرض از مبدأ	−۲/۶۴		
جزء کوتاه‌مدت	D87	متغیر مجازی خشکسالی سال ۱۳۸۷	۰/۲۶	۰/۰۴	۶/۲۵***
	C	عرض از مبدأ	−۰/۰۳	۰/۰۱	−۳/۴۷***
جزء ضریب تصحیح خطا	ECM	جمله تصحیح خطا	−۰/۰۹	۰/۰۳	−۳/۰۴***
R^2 = ۰/۷۱ F = ۲۵/۳۷ (۰/۰۰) Loglikelihood= ۴۴/۸۱					

*** معنی‌داری در سطح ۱ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی ثبات و پایداری روابط و پارامترهای برآورد شده به طور معمول، از آزمون‌های حاصل جمع انباشته[1] (Cusum) و حاصل جمع انباشته مربعات[2] (Cusumsq) ارائه شده توسط براون و همکاران[3] (۱۹۷۵: ۱۶۳-۱۴۹) استفاده می‌شود. ویژگی مهم این آزمون‌ها آن است که می‌توان از آنها حتی در شرایطی که نسبت به وقوع تغییر ساختاری نااطمینانی وجود دارد استفاده نمود. بر این اساس در مطالعه حاضر آزمون‌های Cusum و Cusumsq مورد استفاده قرار گرفته است تا بر این اساس ثبات و پایداری روابط و پارامترهای برآورد شده در مدل مورد بررسی قرار گیرد و از درستی نتایج اطمینان حاصل شود. نمودار (۱) نتایج حاصل از این دو آزمون را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج و قرار گرفتن آماره مربوط به آزمون‌های مذکور بین خطوط مرزی، می‌توان گفت در الگوی تحت بررسی شکست ساختاری وجود نداشته و پارامترهای برآورد شده در این الگو پایدار و باثبات هستند.



نمودار ۱. نتایج حاصل از آزمون Cusum و Cusumq

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Cumulative Sum
2. Cumulative Sum of Square
3. Brown et al. (1975)

٤- پیشنهادات

امروزه انرژی نقش ویژه‌ای در رشد و توسعه اقتصادی، رفاه اجتماعی، بهبود کیفیت زندگی و امنیت یک جامعه ایفا می‌کند. انرژی تأمین‌کننده نیازهای اولیه و خدماتی همچون گرمایش، سرمایش، پخت و پز، روشنایی و حمل و نقل همچنین عاملی بسیار مؤثر در سطوح و بخش‌های صنایع است. رشد سریع اقتصادی در کشورهای در حال توسعه، و رشد مداوم در کشورهای صنعتی، سبب افزایش تقاضای انرژی گشته است. انرژی در جهان امروز یک عامل راهبردی است و اغلب کشورهای جهان به خصوص آنها که به دنبال اعمال اراده و قدرت خود بر دیگر کشورها می‌باشند از همین دریچه به مقوله انرژی می‌نگرند. در این میان ایران، علاوه بر این که دارای ذخایر ویژه و عمده‌ای از منابع انرژی به خصوص نفت و گاز می‌باشد، در منطقه‌ای از جهان واقع است که یکی از اصلی‌ترین منابع انرژی در سطح جهان به شمار می‌رود. اما سؤال اساسی که در این میان مطرح است آن است که گسترش مصرف انرژی در ایران از چه عواملی نشأت گرفته است؟ آیا این افزایش تحت تأثیر گسترش تجارت و توسعه یافتگی بوده است؟ پاسخ به این سؤالات از آن جهت با اهمیت است که با توجه به اینکه مقوله انرژی برای کشورهای توسعه یافته، نقش موتور محرکه اقتصاد و تولید ملی را دارد و همچنین تضمین کننده منافع و امنیت ملی آنها است، برای ایران نیز چگونگی سازمان‌دهی به سیاست‌های بخش انرژی، نقش کلیدی در فرایند تحولات سیاسی، اجتماعی و اقتصادی را داراست و لذا ضروری است که برای انرژی و به خصوص نفت و گاز، برنامه و استراتژی اندیشیده شود. محدود بودن منابع انرژی از یک سو و افزایش روز افزون تقاضای انرژی از سوی دیگر سبب افزایش اهمیت مدیریت مصرف انرژی در برنامه های خرد و کلان کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه شده است. تداوم رشد و شکوفایی هر کشوری در آینده منوط به داشتن برنامه‌های منسجم و هدفمند در راستای مدیریت منابع انرژی است تا بر این اساس بتوان سیاست‌های بخش انرژی را سازمان‌دهی نمود. از این‌رو مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۰، به مطالعه و بررسی رابطه بین توسعه اقتصادی، تنوع فعالیت‌ها، آزادسازی تجاری و شدت انرژی در بخش کشاورزی ایران پرداخته است. برای این منظور با استفاده از رویکرد هم‌انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس رابطه بلندمدت میان متغیرها برآورد شد. با توجه به نتایج به دست آمده مشاهده شد که تنوع فعالیت‌ها تأثیر منفی و معناداری بر شدت انرژی در بخش کشاورزی ایران داشته است. از این رو پیشنهاد می‌گردد سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان حمایت‌های خود را در جهت ایجاد یک سامانه کشاورزی متنوع سازمان‌دهی نمایند. هرگاه چند فعالیت همزمان و با همدیگر، نسبت به حالتی که هر یک از آنها جداگانه انجام می‌شوند، هزینه کمتری داشته باشند اصطلاحاً صرفه‌جوئی ناشی از تنوع وجود دارد. به بیان دیگر این مفهوم مربوط به صرفه‌جوئی ناشی از چند فعالیت است. صرفه‌جوئی ناشی از تنوع می‌تواند بهره‌وری و کارایی مصرف انرژی در بخش کشاورزی را بهبود بخشند. همچنین اثر متغیر آزادسازی تجاری بر شدت انرژی منفی و معنادار می‌باشد. بر این اساس پیشنهاد می‌گردد تا دولت سیاست‌های تجارت آزاد را در کشور دنبال نماید. دولت ضمن توجه و حمایت از تولید داخلی می‌تواند با انواع ابزارهای سیاست‌گذاری تحت کنترل خود از جمله سیاست‌های تعرفه‌ای مناسب، با تشویق واردات کالاهای واسطه‌ای پیشرفته و با تکنولوژی بالا، زمینه کاهش مصرف انرژی را بیش از پیش فراهم سازد. علاوه بر این متغیر سهم بخش کشاورزی از کل اقتصاد که کاهش آن نشان دهنده توسعه اقتصادی می‌باشد، تأثیر مثبت و معناداری بر شدت انرژی داشته است. با توجه به این‌که در طول دوره مورد بررسی سهم بخش کشاورزی از تولید ناخالص داخلی کاهش یافته، طبق تئوری‌های مطرح شده می‌توان گفت که ایران در راستای توسعه اقتصادی حرکت کرده است؛ لذا کاهش این سهم منجر به کاهش شدت انرژی در بخش کشاورزی شده است. در نهایت باید عنوان نمود که نتایج به دست آمده در مطالعه حاضر مشابه نتایج به دست آمده از مطالعات کول (۲۰۰۶)، فنگ و همکاران (۲۰۰۹) و سادورسکی (۲۰۱۲) می‌باشد.

منابع

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

احمدیان یزدی، فرزانه؛ سلیمی‌فر، مصطفی و احمدی شادمهری، محمدطاهر (۱۳۹۴). "اثرات آزادسازی تجاری و

رشد اقتصادی بر جریان تجاری غیرنفتی ایران و چین طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۰". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۲۰، ۳۰-۱۱.

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

دامن کشیده، مرجان؛ عباسی، احمد؛ ادیب عربی، حسین و احمدی، حسن (۱۳۹۲). "بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی؛ مطالعه موردی: کشورهای منتخب سند چشم‌انداز بیست‌ساله ایران". *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، دوره ۱، شماره ۲، ۶۹-۵۵.

سالم، بهنام و یوسف‌پور، نفیسه (۱۳۹۱). "بررسی آثار آزادسازی تجاری در کشورهای در حال توسعه". *مجله اقتصادی بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی، شماره ۱*، ۱۰۴-۹۳.

صادقی شاهدانی، مهدی (۱۳۹۵). "تبیین تأثیرپذیری رشد اقتصادی از بهبود کارایی مصرف انرژی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۱۵۱-۱۴۱.

قاسمی، عبدالرسول و محمدخان پوراردبیل، رقیه (۱۳۹۳). "بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر شدت مصرف انرژی در بخش حمل و نقل". *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، دوره ۴، شماره ۱۳، ۱۹۰-۱۶۹.

مبینی دهکردی، علی؛ حوری جعفری، احمد و حمیدی‌نژاد، عطیه (۱۳۸۸). "بررسی وضعیت شاخص‌های مدیریت انرژی در ایران و جهان". *فصلنامه راهبرد*، دوره ۱۸، شماره ۵۱، ۲۹۱-۲۷۱.

منظور، داوود و نیاکان، لیلی (۱۳۹۳). "رابطه توسعه اقتصادی و شدت انرژی در کشورهای عضو اکو: مدل رگرسیون داده‌های تابلویی آستانه‌ای یکنواخت". *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۲، شماره ۶۹، ۱۰۶-۸۳.

نوفرستی، محمد (۱۳۹۱). "*ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی*". چاپ چهارم، انتشارات رسا.

Adom, P. K. (2015). "Asymmetric Impacts of the Determinants of Energy Intensity in Nigeria". *Energy Economics*, 49, 570-580.

Baležentis, A., Baležentis, T. & Streimikiene, D. (2011). "The Energy Intensity in Lithuania During 1995–2009: a LMDI Approach". *Energy Policy*, 39(11), 7322-7334.

Berndt, E. R. (1978). "The Demand for Electricity: A Comment and Future Results". *University of British Columbia, Programme in Natural Resource Economic*, 1-27.

Brown, R. L., Durbin, J. & Evans, J. M. (1975). "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time". *Journal of the Royal Statistical Society*, 37, 149- 163.

Coelli, T. J. & Fleming, E. (2004). "Diversification Economies and Specialization Efficiencies in a Mixed Food and Coffee Smallholder Farming System in Papua New Guinea". *Agricultural Economics*, 31, 229-239.

Cole, M. A. (2006). "Does Trade Liberalization Increase National Energy Use". *Economics Letters*, 92(1), 108–112.

Denison, E. F. (1984). "Accounting for Slower Economic Growth: An Update". in: International Comparisons of Productivity and Causes of Slowdown, (ed.) by J.W. Kendrick. Cambridge (MA): Ballinger, 1-45.

Di Falco, S. & Chavas, J. P. (2014). "Rainfall Shocks, Resilience, and the Effects of Crop Biodiversity on Agroecosystem Productivity". *Land Economics*, 1, 83-96.

FAO. (2009). "Energy use in Agriculture and Forestry". http://faostat.fao.org /site/689/default.aspx.

Fatai, K., Oxley, L. & Scrimgeour, F. (2004). "Energy Consumption and Employment in New Zealand: Searching for Causality". NZAE Conference 2002.

Feng, T., Sun, L. & Zhang, Y. (2009). "The

Relationship between Energy Consumption Structure, Economic Structure and Energy Intensity in China". *Energy Policy*, 37(12), 5475-5483.

Fomby, B. T. (1998). "How to Model Multivariate Time Series Data". *Department of Economics,* Southern Methodist, University Dallas, USA.

Ghatak, S. & Ingersant, K. (1984). "Agricultural and Economic Development". *Harvester Press*, London.

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

Hamit-Haggar, M. (2012). "Greenhouse Gas Emissions, Energy Consumption and Economic Growth: A Panel Cointegration Analysis from Canadian Industrial Sector Perspective". *Energy Economics*, 34(1), 358-364.

Hang, L. & Tu, M. (2007). "The Impacts of Energy Prices on Energy Intensity: Evidence from China". *Energy policy*, 35(5), 2978-2988.

Hardaker, J. B., Huirne, R. M. B., Anderson, J. R. & Lien, G. (2005). "*Croping with Risk in Agriculture*". 2nd Edition, CABI Publishing, Wallingford.

Hart, P. E. (1971). "Entropy and Other Measures of Concentration". *Journal of the Royal Statistical Society*, 134(1), 73-85.

Hye, Q. M. A. (2012). "Long Term Effect of Trade Openness on Economic Growth in Case of Pakistan". *Quality & Quantity*, 46(4), 1137-1149.

IEA, (2012). "Oil & Gas Security Emergency Response of IEA Countries". http://www.iea.org/ publications/freepublications/publication/ 2012_Iran_Country_ Chapterfinal_with_last_page.pdf

Johansen, S. & Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 52(2), 169-210.

Lele, U., Klousia-Marquis, M. & Goswami, S. (2013). "Good Governance for Food, Water and Energy Security". *Aquatic Procedia*, 1, 44-63.

Marrero, G. A. & Ramos-Real, F. J. (2013). "Activity Sectors and Energy Intensity: Decomposition Analysis and Policy Implications for European Countries (1991–2005)". *Energies*, 6(5), 2521-2540.

Mulder, P. & De Groot, H. L. F. (2012). "Dutch Sectoral Energy Intensity Developments in International Perspective, 1987–2005". *Energy Policy*, 52, 501–512.

Mulder, P., De Groot, H. L. F. & Pfeiffer, B. (2014). "Dynamics and Determinants of Energy Intensity in the Service Sector: A Cross-Country Analysis, 1980–2005". *Ecological Economics*, 100, 1-15.

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.

Oh, W. & Lee, K. (2004). "Causal Relationship between Energy Consumption and GDP Revisited: The Case of Korea 1970-1999". *Energy Economics*, 26, 51-59.

Pingali, P. L. & Rosegrant, M. W. (1995). "Agricultural Commercialization and Diversification: Processes and Policies". *Food Policy*, 20, 171-186.

Rahman, S. (2009). "Whether Crop Diversification is a Desired Strategy for Agricultural Growth in Bangladesh?". *Food Policy*, 34, 340-349.

Sadorsky, P. (2012). "Energy Consumption, Output and Trade in South America". *Energy Economics*, 34(2), 476-488.

Shahbaz, M., Khan, S. & Tahir, M. I. (2013). "The Dynamic Links between Energy Consumption, Economic Growth, Financial Development and Trade in China: Fresh Evidence from Multivariate Framework Analysis". *Energy Economics*, 40, 8-21.

Stern, D. I. (1993). "A Multivariate Cointegration Analysis of the Role of Energy in the US Macroeconomy". *Energy Economics*, 22, 267- 283.

Todaro, M. P. (1989). "Economic Development in the Third World". 4th ed., Longman.

Voigt, S., De Cian, E., Schymura, M. & Verdolini, E. (2014). "Energy Intensity Developments in 40 Major Economies: Structural Change or Technology Improvement?". *Energy Economics,* 41, 47-62.

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

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و هفتم، تابستان ۱۳۹۶ (۱۷۰ـ۱۵۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 27, June 2017 (157-170)

اثر ترکیب فعالیت‌های اقتصادی بر فساد: مطالعه کشورهای در حال توسعه

پوریا اصفهانی
کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه تهران، ایران
(دریافت: ۱۳۹٤/۱۰/۲۱ پذیرش: ۱۳۹۵/۱/۲٤)

The Effect of Combining Economic Activities on Corruption; A Case Study of Developing Countries

***Pourya Esfahaney**
M.A. in Economics, Tehran University, Tehran, Iran
(**Received:** 11/Jan/2016 **Accepted:** 12/April/2016)

چکیده:

فساد به عنوان سوءاستفاده مقامات دولتی و خصوصی از مناصبشان به منظور دستیابی به اهداف خصوصی تعریف می‌شود. مقالات بسیاری در باب عوامل شکل‌گیری فساد نوشته شده‌اند که طیف وسیعی از متغیرها را شامل می‌شود. در این مقاله به بررسی عاملی در شکل‌گیری فساد خواهیم پرداخت که تا به حال مورد بررسی قرار نگرفته است که این عامل، ترکیب فعالیت‌های اقتصادی است. ترکیب فعالیت‌های اقتصادی با استفاده از دو نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی و نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی تعریف می‌شود. هدف اصلی این مقاله نیز بررسی اثر ترکیب فعالیت‌های اقتصادی روی فساد با استفاده از داده‌های ۶۰ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۴ می‌باشد. در این راستا از ۶ متغیر فساد، اندازه دولت، دموکراسی، درآمد سرانه، نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی و نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. فرضیه ما در این تحقیق این است که ترکیب فعالیت‌های اقتصادی روی فساد مؤثر است. در این مقاله ۲ مدل GMM مورد تخمین قرار گرفته است. نتایج حاکی از آن است که متغیرهای دموکراسی، درآمد سرانه و سهم بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی رابطه‌ای مستقیم با شاخص فساد داشته و افزایش این متغیرها باعث کاهش فساد خواهد شد. همچنین متغیرهای اندازه دولت و سهم بخش خدمات از تولید ناخالص داخلی رابطه‌ای معکوس با شاخص فساد دارند و افزایش آنها، باعث افزایش فساد خواهد شد.

واژه‌های کلیدی: فساد، رهیافت گشتاورهای تعمیم یافته، ارزش افزوده بخش صنعت، ارزش افزوده بخش خدمات.
طبقه‌بندی JEL: D73، H11، C23.

Abstract:

Corruption is defined as the manipulation of power by private and public authorities to achieve personal and individual goals. Many articles have been written about the factors formed corruption that a wide range of variables to be included. In this article we will examine the role of a factor in the corruption forming that had not been studied yet. This factor is combining economic activities. The combining economic activities is defined by using of the ratio of the industrial value added in GDP and the ratio of the services sector value added in GDP. Also, the main purpose of this paper is to study the effect of combining economic activities on corruption, using the data for 60 developing countries from 1995 to 2014. In this regard, we use six variables including corruption, government size, democracy, GDP per capita, the ratio of the value added in the industrial sector to the GDP and the ratio of the value added in the service sector to the GDP. Our hypothesis is that combining economic activities is effective on corruption. In this paper, 2 GMM models are estimated. The results indicate that variables of democracy, GDP per capita and the ratio of the industrial sector to GDP has a positive relationship with corruption index. That is, an increase in these variables reduces the level of corruption. Also, the variables of government size and the ratio of service sector to GDP have a negative relationship with corruption index which means an increase in these two variables raises the level of corruption.

Keywords: Corruption, GMM, Industrial Sector Value Added, Service Sector Value Added.
JEL: D73, H11, C23.

*Corresponding Author: Pourya Esfahaney E-mail: p.esfahaney@ut.ac.ir

۱- مقدمه

فساد از گذشته‌های دور به عنوان یک مسئله اجتماعی و اقتصادی وجود داشته است و امروزه به یکی از چالش‌های مهم اقتصاد تبدیل شده است. فساد سوءاستفاده از قدرت عمومی برای منافع شخصی است. همزمان با سخنرانی رئیس بانک جهانی[1] در سال ۱۹۹۶ بود که تلاش‌ها برای شناسایی عوامل ایجاد کننده فساد و همچنین تأثیرات فساد بر اقتصاد شدت گرفت. پیشرفت با ارزش در این ملاحظات، موافقت سازمان ملل متحد در مبارزه علیه فساد در دسامبر ۲۰۰۳ بود، جایی که کشورها با افزایش سطح همکاری در مبارزه علیه فساد موافقت کردند. مؤثر بودن این ابتکار در محدود کردن فساد بود، با این وجود هنوز میزان فساد قابل توجه است. در سال‌های اخیر فساد به طور نامحدود به خصوص در کشورهای در حال توسعه شیوع پیدا کرده است و توجه اقتصاددانان و سیاستمداران را به خود جلب نموده است (حکمتی فرید و همکاران، ۱۳۹۴: ۹۵ و انواری و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۱۵).

طبق گزارش بانک جهانی حدود یک تریلیون دلار رشوه هر سال پرداخته می‌شود. این محاسبه حتی خیلی مهم‌تر خواهد شد وقتی به این موضوع توجه شود که طی سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۰۱، اندازه اقتصاد کل دنیا ۳۰ تریلیون دلار بوده است. در دهه اخیر، سازمان‌های جهانی نظیر سازمان ملل متحد، بانک جهانی و OECD بحث کنترل فساد را به عنوان یک موضوع مهم مورد بحث قرار داده‌اند و در بحث‌هایشان تمرکز مهمی روی این موضوع داشته‌اند.

بخش مهمی از تولید در کشورهای در حال توسعه و اقتصادهای در حال گذار بعد از دوران کمونیستی گزارش نشده است. این اقتصاد غیر رسمی، رشد اقتصاد را از راه‌های مختلفی باز می‌دارد. اول اینکه فعالیت‌های زیرزمینی بنگاه‌ها نمی‌توانند از نهادهای پشتیبان بازار نظیر دادگاه‌ها استفاده کنند. دوم اینکه، انجام داد و ستد در اقتصاد زیرزمینی، به دلیل تلاش‌های لازم برای جلوگیری از تفتیش و مجازات‌هایی که انجام می‌شود ناهنجاری‌هایی ایجاد می‌کند. منابعی که در فعالیت‌های زیرزمینی به کار گرفته می‌شوند، ممکن است با حداکثر کارایی به کار گرفته نشود. سوم اینکه، کم گزارش دادن تولیدات، درآمدهای مالیاتی را که دولت به دست می‌آورد، کاهش می‌دهد در صورتی که این درآمدهای مالیاتی می‌توانست مورد استفاده‌های با ارزشی قرار بگیرد.

۲- عوامل تعیین کننده فساد و رانت‌جویی

فساد زمانی رخ می‌دهد که بخش‌های عمومی و خصوصی با هم مواجه می‌شوند. هرگاه یک مقام دولتی قدرت و اختیار بر توزیع منافع[2] و هزینه‌ها[3] به بخش خصوصی داشته باشد، مشوق‌هایی را برای رشوه خواری ایجاد می‌کند. بنابراین فساد به بزرگی منافع و هزینه‌های تحت کنترل مقامات دولتی بستگی دارد. افراد و شرکت‌های خصوصی حاضر به پرداخت رشوه برای به دست آوردن این منافع و جلوگیری از هزینه‌ها هستند. هر دولت باید تصمیم بگیرد که چه زمانی این پرداخت‌ها قانونی هستند و چه زمانی باید این پرداخت‌ها را فساد و غیرقانونی بنامد. ارتباط مناسب بین پول و سیاست یک چیز عمیق است و روش‌های حل و فصل آن در کشورهای مختلف، متفاوت خواهد بود. با این حال، تحلیل‌های اقتصادی می‌تواند انگیزه‌ها برای پرداخت به مسئولان دولتی را برجسته کند، پیامدهای آن را ارزیابی کند و اصلاحات را پیشنهاد دهد.

مقالاتی که در زمینه شناسایی عوامل تعیین کننده فساد وجود دارند، چهار دسته از عوامل را که مستقیماً فساد را تحت تأثیر قرار می‌دهند، شناسایی کرده‌اند که شامل عوامل سیاسی و قضایی[4]، عوامل تاریخی[5]، عوامل اجتماعی و فرهنگی[6] و عوامل اقتصادی[7] می‌باشد و هر کدام از این عوامل متغیرهای بسیاری را شامل می‌شود. در این مقاله عوامل تعیین‌کننده به دو دسته عوامل اقتصادی و عوامل غیراقتصادی تقسیم شده و به توضیح آنها پرداخته شده است.

۲-۱- عوامل اقتصادی

در مقالات مربوط به تأثیر عوامل اقتصادی بر روی فساد، متغیرهای اقتصادی زیادی پیشنهاد شده‌اند که بر روی فساد تأثیر گذارند. از متغیرهایی که در مقالات به عنوان متغیرهای تعیین کننده فساد مورد استفاده قرار گرفته‌اند می‌توان به درآمد سرانه و اندازه دولت[8] اشاره نمود که به توضیح این متغیرها خواهیم پرداخت. اما در پایان این قسمت به توضیح اثر ترکیب

1. World Bank (1996)

2. Benefits
3. Costs
4. Political and Juridical Factors
5. Historical Factors
6. Social & Cultural Factors
7. Economic Factors
8. Government Size

فعالیت‌های اقتصادی بر روی فساد پرداخته خواهد شد که هدف اصلی این بررسی می‌باشد.

یکی از متداول‌ترین متغیرهایی که به عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده فساد در نظر گرفته می‌شود، درآمد و درآمد سرانه است (پرسون و همکاران[1]، ۲۰۰۳: ۹۷۰؛ دامانیا و همکاران[2]، ۲۰۰۴: ۳۷۹). زمانی که درآمد سرانه افزایش می‌یابد رانت‌جویی کاهش خواهد یافت و همچنین، با افزایش درآمد، منابع و امکانات بیشتری برای مبارزه با فساد اختصاص داده خواهد شد. اکثر مقالات به این نتیجه رسیده‌اند که درآمد سرانه اثر منفی و معناداری بر روی فساد دارد. واقعیت قابل توجه در مورد فساد این است که در کشورهای فقیرتر، فساد بالاتر است و این موضوع که چگونه فساد را اندازه‌گیری می‌کنید، مهم نیست. برای مثال، ۱۰ کشوری که حداقل فساد را از نظر مؤسسه شفافیت بین‌المللی در سال ۲۰۱۴ در میان سایر کشورها دارند نظیر نیوزلند، هلند وکانادا، به طور متوسط درآمد سرانه حقیقی معادل ۳۷۱۴۴ دلار داشتند و ۱۰ کشوری که بیشترین فساد را داشتند نظیر هائیتی و افغانستان، به طور متوسط درآمد سرانه حقیقی معادل ۴۵۵ دلار داشتند.

اندازه دولت یکی دیگری از عواملی است که در ایجاد فساد نقش مؤثری دارد، اما علّیت و جهت این رابطه ممکن است دوسویه باشد. اگر دولت‌ها خدمات عمومی سرانه پایینی را ارائه کنند، متقاضیان خدمات عمومی وسوسه خواهند شد که به مسئولین بخش عمومی رشوه دهند تا سهمیه بیشتری از خدمات عمومی را تصاحب کنند. به عبارت دیگر، بخش دولتی بزرگ‌تر ممکن است فرصت‌هایی برای فساد ایجاد کند. اگر بخواهیم به طور دقیق‌تر این موضوع را شرح دهیم، می‌توانیم عنوان کنیم که دو فرضیه در مورد اندازه دولت و فساد وجود دارد.

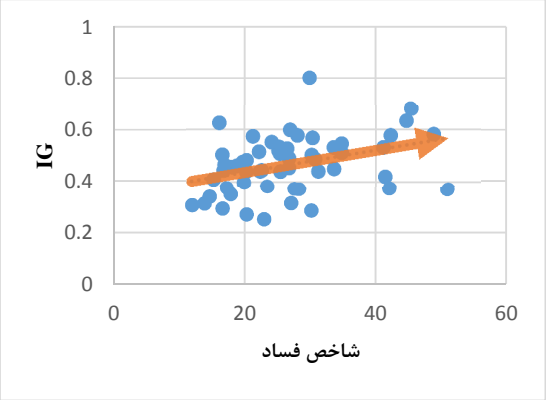
فرضیه ۱) افزایش در اندازه دولت، فرصت‌های بیشتری برای رانت‌جویی فراهم می‌کند که سیاست‌مداران و بروکرات‌ها را به فساد بیشتری هدایت می‌کند (آکرمن[3]، ۱۹۷۸: ۳۴). فرضیه ۲) برخلاف فرضیه بالا، بعضی از مقالات پیشنهاد می‌دهند که اندازه بزرگ‌تر دولت، سیستم نظارت و توازن[4] و پاسخگویی را تقویت می‌کند که در نتیجه افزایش در اندازه دولت باعث کاهش در فساد خواهد شد. این دیدگاه از این حقیقت برداشت می‌شود که کشورهای توسعه‌یافته عموماً دولت‌های بزرگ‌تر و فساد کمتری نسبت به کشورهای در حال توسعه دارند. مخصوصاً در کشورهای حوزه اسکاندیناوی اندازه دولت بیشتر از سایر کشورهای توسعه یافته است، اما کمترین فساد را دارند.

ترکیب فعالیت‌های اقتصادی از جمله عوامل مؤثر بر ایجاد و تقویت فساد می‌باشد. این مقاله به دنبال بررسی اثر ترکیب فعالیت‌های اقتصادی بر فساد می‌باشد و به همین خاطر نمودار این دو شاخص در برابر شاخص فساد ترسیم شده است. برای بررسی این فرضیه در این مقاله، از دو متغیر نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی و نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. وقتی سهم بخش صنعت در فعالیت‌های اقتصادی بالا باشد، نشان دهنده این است که اقتصاد در حال رشد است و رشد بخش صنعت باعث رشد اقتصادی خواهد شد چون می‌تواند بخش پیشرو در کل اقتصاد باشد که سایر بخش‌ها را به حرکت وا دارد. همچنین این بخش در رقابت با بخش واردات می‌باشد و در تکاپو برای نوآوری و تولید بیشتر کالاهاست. طبق تئوری‌ها رشد اقتصادی می‌تواند تأثیری منفی بر فساد اقتصادی بگذارد و وقتی اقتصادها رشد می‌کنند فساد به طور طبیعی کاهش خواهد یافت (بای و همکاران[5]، ۲۰۱۴: ۴). بخش صنعت در فعالیت‌های اقتصادی می‌تواند بخشی پیشرو باشد و از وابستگی این کشورها به درآمدهای حاصل از صادرات منابع طبیعی بکاهد. در نتیجه این امر رانت و رانت خواری از منابع طبیعی را خواهد کاست. در نمودار زیر نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی و فساد آورده شده است. همان‌طور که در نمودار ۱ مشاهده می‌شود با افزایش نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی شاخص فساد افزایش خواهد یافت و افزایش این شاخص یه معنی کاهش فساد می‌باشد. بنابراین سهم بیشتر این بخش از تولید ناخالص داخلی با کاهش فساد همراه خواهد بود.

وقتی ترکیب فعالیت‌ها به سهم بیشتر بخش خدمات از تولید ناخالص داخلی هدایت می‌شود، فساد نیز بیشتر خواهد شد. در کشورهای در حال توسعه نیاز به کالاها بیشتر از نیاز به خدمات می‌باشد و جامعه نیاز به مصرف بیشتر کالاها دارد.

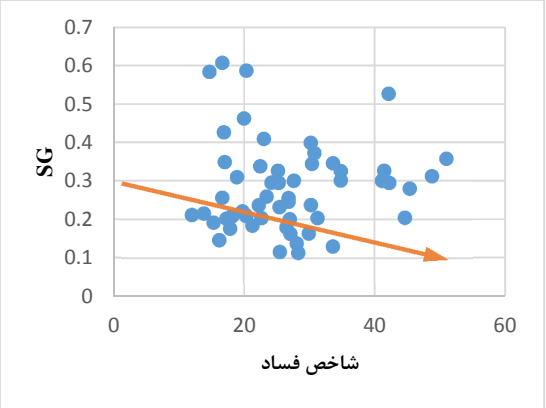
1. Persson et al. (2003)
2. Damania et al. (2004)
3. Ackerman (1978)
4. System of Checks and Balances
5. Bai et al. (2014)

بخش خدمات در این کشورها به این دلیل گسترش می‌یابد که از طریق انجام خدمات مشاوره‌ای و پیمانکاری و ارائه کالاها و خدمات به بخش دولتی بتواند سهمی از رانت‌های دولتی را تصاحب کند. انتظار بر این است که افزایش نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی به فساد منجر شود. در نمودار ۲ نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی در مقابل فساد برای کشورهای مورد بررسی آورده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود با افزایش سهم بخش خدمات از تولید ناخالص داخلی، شاخص فساد کاهش خواهد یافت و در نتیجه با هدایت فعالیت‌ها به سمت بخش خدمات فساد افزایش پیدا خواهد کرد.



نمودار ۱. IG و فساد

مأخذ: بانک جهانی و بنیاد هریتیج[1]



نمودار ۲. SG و فساد

مأخذ: بانک جهانی و بنیاد هریتیج

در کشورهای در حال توسعه موانع بسیاری برای فعالان اقتصادی و صنعتی برای ورود به صنایع وجود دارد. افزایش این موانع و محدودیت‌ها در مقابل فعالیت‌های خدماتی باعث هدایت منابع و سایر فعالین به بخش خدمات خواهد شد. فعالان بخش خدماتی اصولاً برای ارائه خدمات مشاوره‌ای به دولت گسترش خواهند یافت. در نتیجه این کشورها باید ظرفیت‌ها و منابع را در اقتصادشان برای بهبود انگیزه‌ها برای ورود به فعالیت‌های صنعتی مهیا نمایند. در این صورت خواهد بود که زمینه‌های کاهش فساد و کنترل بیشتر فساد فراهم خواهد آمد.

۲-۲- عوامل غیر اقتصادی

در مقالاتی که به بررسی اثر عوامل غیر اقتصادی بر روی فساد پرداخته‌اند عوامل متعددی را ذکر کرده‌اند که در اینجا به بررسی اثر عواملی همچون دموکراسی[2] و آزادی رسانه‌ها[3] بر فساد پرداخته خواهد شد.

اینکه دموکراتیک شدن فساد را به صورت خیلی عمیق تحت تأثیر قرار می‌دهد یکی از بدیهیات مسلم است، با این حال جهت تأثیرات اصلاحات دموکراتیک[4] بر روی وقوع فساد به شدت مورد بحث باقی مانده است. دو تئوری را می‌توان در زمینه تأثیر دموکراسی بر فساد مطرح کرد. تئوری اول بیان می‌کند که با افزایش دموکراسی، فساد کاهش می‌یابد و تئوری دوم که موسوم به تئوری U وارون است بیان می‌کند که در مراحل ابتدایی دموکراسی فساد افزایش می‌یابد و در ادامه با تثبیت فرایند دموکراسی، فساد کاهش خواهد یافت.

تصمیم به شرکت در فساد، مانند هر جرمی، به ترکیبی از اندازه پاداش دریافتی، احتمال تشخیص و اندازه مجازات پس از گرفتار شدن بستگی دارد. باوری که به طور عمومی وجود دارد این است که یک رسانه آزاد و مستقل به همراه سایر نهادها می‌تواند از مهم‌ترین بخش‌های کشف فساد باشد و بنابراین به عنوان عاملی بازدارنده در مورد فساد عمل کند. عموماً آزادی بیان و آزادی رسانه‌ها به عنوان یکی از حقوق مهم انسان‌ها و یک ابزار کنترلی قوی در برابر تخلفات در نظر گرفته می‌شود. رسانه مستقل یکی از مؤثرترین نهادها برای فاش کردن تخطی‌های صورت گرفته مقامات دولتی است چون یک خبرنگار و روزنامه نگار مستقل دارای انگیزه‌ای قوی برای کشف و برملا کردن تخلفات است. کشورهایی با رسانه‌های

1. The Heritage Foundation

2. Democracy
3. Press Freedom
4. Democratic Reforms

آزاد، در صورت ثبات سایر شرایط، نسبت به کشورهایی که رسانه‌ها تحت کنترل و سانسور هستند، فساد کمتری دارند.

۳- مروری بر ادبیات تجربی

در بخش قبلی به توضیح عوامل مؤثر بر فساد و رانت جویی پرداخته شد و عوامل مؤثر فساد و رانت جویی به دو دسته عوامل اقتصادی و عوامل غیر اقتصادی تقسیم شده است. در این بخش به مرور بررسی‌ها و پژوهش‌های انجام گرفته در این زمینه پرداخته شده است و در این راستا از همان بخش بندی قبلی استفاده کرده و مطالعات به دو دسته اقتصادی و غیر اقتصادی تقسیم شده است. عوامل بسیاری بر فساد تأثیر گذارند که می‌توان از عواملی چون تورم، درآمد سرانه، آزادی اقتصادی، توزیع درآمد، فرهنگ، دموکراسی، آموزش و ... نام برد و تحقیقات بسیاری در این زمینه انجام شده است.

۳-۱- عوامل تعیین کننده فساد و رانت‌جویی

عوامل تعیین کننده فساد و رانت‌جویی به دو دسته عوامل اقتصادی و غیر اقتصادی تقسیم می‌شوند که در ادامه این بخش به شرح مطالعاتی که در این زمینه به نگارش رسیده‌اند، می‌پردازیم.

الف) عوامل اقتصادی

تقی‌نژاد عمران و همکاران به بررسی تأثیر جهانی شدن با استفاده از شاخص جدید و جامع جهانی شدن اقتصاد (KOF) بر فساد اداری در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۲ پرداختند. برای این منظور از شاخص ادراک فساد برای اندازه‌گیری فساد اداری (کاهش فساد اداری) در این گروه کشورها استفاده شده است. مدل مورد استفاده در این تخمین، مدل پانل می‌باشد. نتایج حاصل نشان دهنده این است که جهانی شدن تأثیر منفی بر شاخص ادراک فساد (کاهش فساد اداری) در کشورهای مورد بررسی داشته است. علاوه بر این، شاخص توسعه اقتصادی، حقوق مالکیت، دموکراسی و سرمایه انسانی اثر مثبت و معنادار و همچنین تورم، شاخص جمعیت و نرخ پس‌انداز اثر منفی و معناداری بر شاخص ادراک فساد داشته‌اند (تقی‌نژاد عمران و همکاران، ۱۳۹۴: ۲۳۸).

دهمرده و همکاران به بررسی موضوع فساد و شناسایی وابستگی فساد با برخی از متغیرهای اقتصادی و سیاسی از جمله دموکراسی می‌پردازند. رابطه بین اندازه دولت با فساد یک موضوع مهم در اقتصاد بخش عمومی است که تحقیق مذکور با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۰ تأثیر این عامل مهم را بر فساد در ۱۶ کشور منتخب منطقه منا، با توجه به نقش دموکراسی مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاکی از آن است که گسترش اندازه دولت و پایین بودن سطح دموکراسی می‌تواند سطح فساد را در منطقه افزایش دهد. همچنین اثر تعاملی اندازه دولت و دموکراسی بر فساد، گویای این مطلب است که با کاهش یافتن میزان دموکراسی، اندازه بزرگ‌تر دولت، میزان فساد را کاهش می‌دهد. این نتیجه بازخورد این مطلب است که در سطح دموکراسی پایین، سیستم نظارت و کنترل نیز کمتر است و در نتیجه وقوع فساد کمتر نشان داده می‌شود که الزاماً به معنای کاهش فساد نیست. بنابراین به منظور کاهش فساد در دولت‌های منطقه، گسترش دموکراسی به ویژه آزادی مطبوعات و رسانه و تقویت سیستم نظارت و پاسخگویی پیشنهاد شده است (دهمرده و همکاران، ۱۳۹۱: ۴۸).

کاولی و ویلسون[1] با استفاده از یک مدل اقتصاد کلان ساده به بررسی کنش و واکنش میان فساد و استقلال بانک مرکزی در طراحی یک سیاست پولی بهینه پرداختند، در حالی که ابزار سیاستی مورد استفاده نرخ بهره حقیقی است. به عنوان مثال، یکی از اهداف این مقاله این است که چگونگی واکنش نرخ بهره را به متغیرهای کلان اقتصادی در مواجهه با فساد احتمالی (که به وسیله فرار مالیاتی مدلسازی شده است) و وابستگی احتمالی بانک مرکزی به فرایند سیاست مالی را تبیین نماید. این موضوع برای استخراج یک قاعده بهینه برای نظام هدف‌گذاری سخت تورمی و همچنین نظام هدف‌گذاری نرخ ارز واقعی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاکی از آن است که اولاً) اگر چه بانک مرکزی مستقل باشد، ولی باز هم وجود فساد یک گرایش تورمی را به قاعده بهینه تحمیل خواهد کرد. ثانیاً) اگر بانک مرکزی وابستگی داشته باشد، این اثر تشدید خواهد شد (کاولی و ویلسون، ۲۰۱۵: ۵۰۱).

پیرونی و آگوستینو[2] به بررسی رابطه میان فساد و اثرات آزادی اقتصادی پرداختند. پیش‌بینی اینکه آزادی اقتصادی در کاهش فساد مفید است در مطالعات تجربی به طور قوی

1. Cavoli & Wilson (2015)
2. Pieroni & d'Agostino (2013)

حمایت نشده است. در این مقاله رابطه میان آزادی اقتصادی و فساد با استفاده از داده‌های بنگاه در یک بررسی بین کشوری بازبینی می‌شود و استدلال می‌شود که روشی که با استفاده از جمع‌آوری داده‌های کلان انجام شده است قادر به توضیح مناسب این رابطه نبوده است. علاوه بر این، این مقاله این رابطه را با رفع ابهام عوامل مختلف آزادی اقتصادی تجزیه و تحلیل می‌کند چرا که همه موارد آزادی اقتصادی به یک شکل فساد را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند. نتایج نشان می‌دهند که تا چه حد اثرات کلان بر اندازه‌گیری‌های (خرد) آزادی اقتصادی برای فساد می‌تواند توضیح دهد که چرا کمبود سیاست‌های رقابت و مقررات دولتی ممکن است زمینه را برای فساد بیشتر باز کند (پیرونی و آگوستینو، ۲۰۱۳: ۵۴).

صمدی و فرهمندپور[1] به بررسی اثر نابرابری درآمدی بر فساد پرداختند. هدف اصلی این تحقیق بررسی اثر نابرابری درآمدی بر فساد با توجه به آزادی اقتصادی کشورهاست. این مطالعه از نظر طبقه‌بندی کشورها و ممکن ساختن مقایسه نتایج در میان گروه‌ها، ادبیات موجود در این زمینه را بهبود بخشیده است. برای دستیابی به این هدف، کشورها را بر طبق میانگین آزادی اقتصادیشان در چهار گروه آزاد[2]، غالباً آزاد[3]، غیرآزاد[4] و غالباً غیرآزاد[5] طبقه‌بندی نمودند. در این بررسی به دلیل نبود داده برای کشورهای غالباً غیرآزاد، مجبور به حذف این سری از کشورها از بررسی شدند. نتایج نشان می‌دهند که کاهش در نابرابری درآمدی برای کشورهای آزاد و غالباً آزاد باعث کاهش فساد می‌شود ولی در کشورهای غالباً غیرآزاد و غیرآزاد به دلیل ساختار اقتصادی اجتماعی اداری این کشورها باعث بدتر شدن فساد می‌شود. در کشورهای غالباً غیرآزاد در وهله اول باید به اصلاحات ساختار اجرایی بپردازند و بعد از این مرحله می‌توانند به سیاست‌های برابری درآمدی برای کاهش فساد بپردازند (صمدی و فرهمندپور، ۲۰۱۳: ۲۱۴).

لالونتاس و همکاران[6] به بررسی رابطه بین فساد و جهانی‌سازی با استفاده از داده‌های مقطع عرضی ۱۲۷ کشور پرداخته‌اند. با فرض خطی بودن مدل، نتایج نشان می‌دهند که بین فساد و جهانی‌سازی یک رابطه مثبت برقرار است در حالی که وقتی میزان خطی بودن مدل کاهش می‌یابد به نظر نمی‌رسد که جهانی‌شدن اثر قابل توجهی بر فساد داشته باشد. طبق بررسی، خطی بودن تنها فرض مناسبی برای کشورهای با درآمد متوسط و بالا می‌باشد. از این رو نتیجه‌ای که به دست آمده این است که جهانی‌سازی ابزار خوبی برای مبارزه با فساد در کشورهایی با درآمد متوسط و بالا می‌باشد در حالی که در کشورهایی با درآمد پایین اثر معناداری ندارد (لالونتاس و همکاران، ۲۰۱۱: ۶۳۶).

گرائف و ملکاپ[7] اثر عوامل مختلفی از جمله آزادی اقتصادی بر فساد را بررسی نمودند. به نظر می‌رسد تنها برخی از جنبه‌های آزادی اقتصادی می‌توانند باعث کاهش فساد شوند. آنها الگویی مانا و پایدار از جنبه‌های آزادی اقتصادی مؤثر بر فساد شناسایی کردند که بسته به اینکه آیا کشورها فقیر هستند یا غنی، متفاوت است. این نتیجه دلالت دارد بر اینکه یک رابطه قوی بین آزادی اقتصادی و فساد وجود دارد و این رابطه بسته به سطح توسعه‌یافتگی کشورها است (گرائف و ملکاپ، ۲۰۰۳: ۶۰۵).

ب) عوامل غیر اقتصادی

مهرگان و محسنی به بررسی رابطه علّی بین فقر و فساد پرداختند. در این مقاله از روش تخمین GMM برای داده‌های ۱۲۰ کشور طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۹۸ استفاده شده است. برای تعریف شاخص فقر، از شاخص فقر انسانی (HPI) استفاده شده است. یافته‌های تجربی نشان می‌دهند که فقر و فساد با هم و در یک جهت حرکت می‌کنند و رابطه علّی بین آنها دو سویه است (مهرگان و محسنی، ۱۳۹۱: ۳۳).

باتاچاریا و هولدر[8] به بررسی تأثیر آزادی رسانه و دموکراسی بر فساد پرداختند. در این مقاله یک مدل نظریه بازی ارائه شده است که اجازه تغییر کیفیت آزادی رسانه و نهادهای دموکراتیک را می‌دهد. این مدل پیش‌بینی می‌کند که دموکراسی‌سازی و آزادی رسانه دو جزء مکمل در مبارزه با فساد سیاسی می‌باشند. در این بررسی، پیش‌بینی‌های تئوریک به وسیله مدل‌های پانل برای ۱۲۹ کشور طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۷ مورد بررسی قرار گرفته است. شواهدی مبنی بر اینکه اثرات تصادفی فرایند دموکراسی سازی و آزادی رسانه بر فساد و اینکه این دو عامل مکمل هستند، بر مبنای این مدل یافت شده است (باتاچاریا و

1. Samadi & Farahmandpour (2013)
2. Free Countries
3. Mostly Free Countries
4. Unfree Countries
5. Mostly Unfree Countries
6. Lalountas et al. (2011)
7. Graeff & Mehlkop (2003)
8. Bhattacharyya & Holder (2015)

هولدر، ۲۰۱۵: ۱۳).

آلفانو و همکاران[1] به حل عدم قطعیتی که تاکنون در کارهای متفاوت در مورد اثر تمرکززدایی بر فساد وجود دارد، پرداختند. همچنین دلایلی را در حمایت بهترین ساختار تمرکززدایی که رفتارهای فاسدانه را تضعیف می‌کنند ارائه می‌کنند و درجه میانه‌ای از تمرکززدایی را پیشنهاد می‌دهند. نه درجه بسیار بالا و نه درجه بسیار پایین تمرکززدایی برای کاهش فساد مناسب نیستند بلکه این حد متوسطی از تمرکززدایی است که برای کاهش فساد مناسب است. نظارت شدن مقامات محلی توسط رأی‌دهندگان در یک سیستم غیرمتمرکز متوسط انگیزه‌هایی را ایجاد می‌کند که به نفع رأی دهندگان عمل کنند (آلفانو و همکاران، ۲۱۰۴: ۱).

باتاچاریا و هولدر در مقاله‌ای به بررسی اثر دموکراسی و آزادی رسانه و میزان قدرت این دو متغیر در کاهش فساد پرداختند. آنها عنوان می‌کنند که دموکراسی و آزادی رسانه، هر دو در مبارزه علیه فساد سیاسی مؤثر و مفید هستند اما اثرات متقابل آنها در مبارزه با فساد توجه‌ها را به خود جلب کرده است. این مقاله مدل نظریه بازی را ارائه می‌دهد که پیش‌بینی می‌کند که دموکراسی در کاهش فساد مؤثرتر و قوی‌تر می‌شود وقتی آزادی رسانه افزایش می‌یابد. با استفاده از مدل پانل طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۸ برای ۱۲۶ کشور، حمایت‌های تجربی را برای این پیش‌بینی پیدا کردند. حضور کامل دموکراسی و آزادی رسانه‌ها در مبارزه با فساد نیز توسط داده‌ها در سطح دولت هند پشتیبانی می‌شود (باتاچاریا و هولدر، ۲۰۱۲: ۱).

سلیم و بونتیس[2] به بررسی رابطه میان ابعاد فرهنگی ملی ارزش‌ها و اقدامات پروژه GLOBE (رهبری جهانی و اثربخشی رفتار سازمانی) و شاخص ادراک فساد می‌پردازند. نتایج حمایت تجربی برای تأثیر عدم قطعیت ارزش‌های اجتناب[3]، اقدامات جهت‌گیرانه انسان[4] و شیوه‌های جمع‌گرایی فرد[5] در سطح فساد پس از کنترل برای توسعه انسانی و اقتصادی که به تلاش‌ها برای ساختن یک تئوری عمومی در مورد جنبه‌های فرهنگی فساد کمک می‌کند، فراهم می‌کند. یافته‌ها بینش‌های ارزشمندی را ارائه می‌کنند در مورد اینکه باید ارزش‌های فرهنگی و کارهای فرهنگی از آنجا که به فساد مربوط هستند، مورد حمایت قرار بگیرند (سلیم و بونتیس، ۲۰۰۹: ۱۶۵).

درهر و همکاران[6] به تجزیه و تحلیل یک مدل ساده که رابطه بین کیفیت نهادها، اقتصاد سایه و فساد را بررسی می‌کند، می‌پردازند. در این مقاله نشان داده می‌شود که بهبود در کیفیت نهادها اقتصاد سایه را کاهش می‌دهد و فساد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با این وجود رابطه دقیق بین فساد و کیفیت نهادها مبهم است و بستگی به اثربخشی نسبی کیفیت نهادی در اقتصاد سایه دارد. تجزیه و تحلیل‌ها نشان می‌دهند که فساد و بازار سایه جایگزین می‌باشد (درهر و همکاران، ۲۰۰۹: ۷۷۳).

٤- تخمین مدل

بعد از توضیحاتی در مورد فساد در این بخش به تخمین مدل و بررسی نتایج تجربی پرداخته خواهد شد. مدلی که در این بررسی از آن استفاده می‌شود، مدل GMM می‌باشد. در ابتدا به معرفی متغیرهای مورد بررسی پرداخته خواهد شد. فرضیه این تحقیق این است که ترکیب فعالیت‌های اقتصادی روی فساد مؤثر است. در این بررسی از داده‌های ۶۰ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۴ استفاده شده است. در این مقاله به تخمین دو مدل پرداخته شده است که ساختار اولیه این دو مدل به شرح زیر می‌باشد:

$$1.\ cor_{it} = \alpha_{1i} + \alpha_2 cor_{it-1} + \alpha_3 democ_{it} + \alpha_4 gdpp_{it} + \alpha_5 gs_{it} + \alpha_6 ig_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$2.\ cor_{it} = \alpha_{1i} + \alpha_2 cor_{it-1} + \alpha_3 democ_{it} + \alpha_4 gdpp_{it} + \alpha_5 gs_{it} + \alpha_6 sg_{it} + \varepsilon_{it}$$

٤-١- متغیرهای مورد بررسی

بر اساس مطالبی که در بخش دوم این مقاله ذکر شده است، متغیرهای زیر در این بررسی مورد استفاده قرار گرفته‌اند:

۱-فساد (COR): متغیر وابسته در این تحقیق فساد می‌باشد. این شاخص برگرفته از شاخص آزادی اقتصادی می‌باشد که بنیاد هریتیج به صورت سالانه محاسبه و منتشر می‌کند. این شاخص از صفر شروع می‌شود و به صد ختم می‌شود. عدد صفر

1. Alfano et al. (2014)
2. Selim & Bontis (2009)
3. Uncertainty Avoidance Values
4. Human Orientation Practices
5. Individual Collectivism Practices
6. Dreher et al. (2009)

حاکی از فساد کامل و عدد صد حاکی از پاک بودن کامل از فساد می‌باشد.

۲-دموکراسی (DEMOC): یکی از متغیرهایی که به صورت مکرر در تحقیقات اقتصادی استفاده شده است، دموکراسی بوده است. این شاخص برگرفته از systemicpeace.org می‌باشد. این شاخص از ۱۰- شروع می‌شود و به ۱۰+ ختم می‌شود. عدد ۱۰- نشانگر دیکتاتوری کامل می‌باشد و عدد ۱۰+ نشانگر دموکراسی کامل می‌باشد.

۳-درآمد سرانه (GDPP): متغیر دیگری که در این بررسی وارد شده است، درآمد سرانه می‌باشد که در این بررسی از تقسیم تولید ناخالص داخلی، به قیمت ثابت دلار سال ۲۰۰۵، به جمعیت هر کشور به دست آمده است. برای این متغیر از اطلاعات بانک جهانی استفاده شده است.

۴-اندازه دولت (GS): برای این شاخص از یکی از شاخص‌های بنیاد هریتیج که تحت عنوان مخارج دولت می‌باشد، استفاده نموده‌ایم. این شاخص نشانگر میزان دخالت دولت در اقتصاد است و از صفر شروع می‌شود و به صد ختم می‌شود. عدد صفر نشانگر عدم دخالت کامل دولت در اقتصاد می‌باشد و عدد صد نشانگر دخالت کامل دولت در اقتصاد است.

۵-ترکیب فعالیت‌های اقتصادی: برای بررسی اثر ترکیب فعالیت‌های اقتصادی بر فساد، از دو شاخص نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی و نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی استفاده کرده‌ایم. انتظار بر این است که با افزایش نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی، فساد کاهش یابد و با افزایش نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی، فساد افزایش یابد.

الف) نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی (IG): این شاخص از تقسیم ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی به دست آمده است. ارزش افزوده بخش صنعت و تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت دلار سال ۲۰۰۵ محاسبه شده‌اند و برگرفته از اطلاعات بانک جهانی می‌باشند.

ب) نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی (SG): این شاخص از تقسیم ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی به دست آمده است. این متغیرها به قیمت ثابت دلار سال ۲۰۰۵ محاسبه شده‌اند و آمار و ارقام این متغیرها نیز برگرفته از اطلاعات بانک جهانی می‌باشد.

۴-۲- ایستایی

به کارگیری روش‌های سنتی و معمول اقتصادسنجی در برآورد ضریب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو ایستا[1] هستند. احتمال تغییر تابع توزیع متغیرها در طول زمان، لزوم بررسی سکون این تابع را در تحلیل‌های مختلف ضروری می‌سازد. چه بسا عدم توجه به این امر در الگوهای مختلف ضرایبی را به دست دهد که در واقع، هم اثر تغییر تابع توزیع و هم اثر تغییر مقدار متغیر را در بر داشته باشد و به عبارت دیگر روابط کاذبی را منجر گردد. در سال‌های اخیر بررسی سکون و هم‌جمعی در الگوهای داده‌های پانل هم جایگاه ویژه‌ای یافته است. در حقیقت از آنجا که یکی از ابعاد الگوهای تلفیقی، زمان است لذا ضروری است که پیش از برآورد ضرایب الگوها سکون متغیرهای لحاظ شده در مدل بررسی شود. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد برای همه متغیرها در جدول ۱ آورده شده است.

فرضیه صفر این آزمون این است که متغیر دارای ریشه واحد و نامانا است. همان‌طور که از نتایج پیداست متغیرهای DEMOC، IG، SG و GS در سطح معناداری ۵٪ مانا می‌باشند و متغیرهای COR و GDPP در سطح معناداری ۵٪ نامانا می‌باشند. برای مانا کردن متغیرهای نامانا، آزمون ریشه واحد را با یک دوره تفاضل انجام می‌دهیم. متغیرهای COR و GDPP با یک دوره تفاضل‌گیری در سطح معناداری ۵٪ مانا می‌شوند و به ایستایی می‌رسند و مسئله ایستایی با یک دوره تفاضل‌گیری حل خواهد شد.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو

Variable	COR	DEMOC	GDPP	IG	SG	GS
Statistic	-۱/۴۶۷۸	-۴/۴۵۱۲۷	۲۰/۵۳۲۳	-۲/۶۵۵۷	-۳/۲۵۹۹	-۲/۰۴۸۰
Prob	۰/۰۷۱۱	۰/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۴۰	۰/۰۰۰۶	۰/۰۲۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Stationary

۴-۳- آزمون هم انباشتگی

هم انباشتگی به وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای اقتصادی اشاره دارد. چنانچه متغیرها هم انباشته باشند، بدین مفهوم است که در طول زمان با همدیگر حرکت می‌کنند؛ به گونه‌ای که اختلالات کوتاه‌مدت در بلندمدت تصحیح می‌شوند. آزمون هم انباشتگی به این مسئله می‌پردازد که آیا بین متغیرها رابطه بلندمدت و تعادلی وجود دارد یا خیر؟ اگر متغیرها هم انباشته باشند، به این معنی است که در طول زمان با هم حرکت می‌کنند؛ به گونه‌ای که خطاهای کوتاه‌مدت در بلندمدت تصحیح می‌شوند. به منظور تشخیص وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، پدورنی معنی‌داری آماری ضریب γ_i را در رابطه زیر آزمون می‌کند.

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \gamma_i \hat{\varepsilon}_{it-1} + u_{it}$$

که $\hat{\varepsilon}_{it}$ پسماندهای حاصل از تخمین رگرسیون هم انباشتگی فرضی زیر می‌باشد:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + x'_{it}\beta_i + \varepsilon_{it} \quad \text{و}$$
$$t = 1,\dots,T, \qquad i = 1,\dots,N$$

که T تعداد دوره‌های زمانی و N تعداد مقاطع است، x_{it} نمایانگر بردار رگرسورها و β_i بردار پارامترهای شیب می‌باشد. پدرونی (۱۹۹۹، ۲۰۰۴) هفت آزمون هم‌انباشتگی را در دو گروه کلی پیشنهاد کرد که به عرض از مبدأ و ضرایب روند زمانی اجازه داده می‌شود که در بین واحدهای فردی متفاوت باشند. گروه اول مبتنی بر روش درون-بعدی بوده و مشتمل بر آماره- v پانلی[1]، آماره- ρ پانلی[2]، آماره- PP پانلی[3] و آماره- ADF پانلی[4] هستند. گروه دوم که سه آماره ρ گروهی[5]، PP گروهی[6] و ADF گروهی[7] را شامل می‌شود، مبتنی بر روش بین- بعدی است. برای هر دو گروه، تحت فرضیه صفر، ε_{it} غیر ساکن است و بین متغیرهای مدل ارتباط بلندمدت وجود ندارد، در صورتی که فرضیه مقابل مبتنی بر وجود بردار هم‌انباشتگی میان متغیرها می‌باشد. در جدول ۲ نتایج قابل مشاهده است.

فرضیه صفر این آزمون این است که هیچ‌گونه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود ندارد و رابطه بلندمدتی بین این متغیرها وجود ندارد. همان‌طور که از نتایج جدول ۲ قابل مشاهده است بر اساس ۳ آماره v پانلی، ρ پانلی و ρ گروهی هیچ گونه رابطه بلندمدتی بین متغیرها در سطح معناداری ۵٪ برقرار نیست. اما بر اساس ۴ آماره PP پانلی، ADF پانلی، PP گروهی و ADF گروهی در سطح معناداری ۵٪ قویاً رابطه بلندمدت و هم‌انباشتگی بین متغیرها وجود دارد.

جدول ۲. آزمون هم انباشتگی

مدل	مدل ۱	مدل ۲
آماره آزمون	با روند زمانی	با روند زمانی
آماره- v پانل	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰
آماره- ρ پانلی	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰
آماره- PP پانل	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
آماره- ADF پانلی	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
آماره- ρ گروهی	۱/۰۰۰۰	۱/۰۰۰۰
آماره- PP گروهی	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
آماره- ADF گروهی	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۴- تخمین مدل

بعد از بررسی مانایی متغیرها و بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها به تخمین روابط بین متغیرها پرداخته خواهد شد. برای بررسی و ارزیابی رابطه بین سهم بخش‌های اقتصادی و فساد به روش ترکیبی، از تخمین زننده‌های گشتاور تعمیم‌یافته (GMM) برای مدل‌های ترکیبی پویا استفاده می‌شود. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته یکی از روش‌های برآورد پارامترهای مدل در رهیافت داده‌های تابلویی پویا بوده که قابل استفاده برای داده‌های سری زمانی، مقطعی و تابلویی است. این روش اثرات تعدیل پویای متغیر وابسته را در نظر می‌گیرد. اگر متغیر وابسته با وقفه وارد مدل شود، بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال همبستگی به وجود خواهد آمد و در نتیجه استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی نتایج تورش‌دار و ناسازگاری نشان خواهد داد. روش گشتاور تعمیم‌یافته می‌تواند با به کارگیری متغیرهای ابزاری این ایراد را برطرف کند.

دو آزمون لازم در تخمین مدل‌های GMM، آزمون آرلانو و باند و همچنین آزمون سارگان می‌باشند. پس از برآورد ضرایب و تخمین مدل، لازم است اعتبار ابزارهای مورد استفاده و همچنین بیش از حد بودن معادله تخمینی مورد بررسی قرار گیرد. در این راستا از آزمون سارگان استفاده خواهد شد. افزون بر این، باید مرتبه خود رگرسیونی جملات اخلال نیز مورد

1. Panel ν-Statistic
2. Panel ρ-Statistic
3. Panel PP-Statistic
4. Panel ADF-Statistic
5. Group ρ -statistic
6. Group PP-statistic
7. Group ADF-statistic

آزمون قرار گیرد زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت در صورتی روش مقبول خواهد بود که مرتبه خود همبستگی جملات اخلال از مرتبه ۲ نباشد. آزمون آرلانو و باند به بررسی این موضوع می‌پردازد که خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول وجود دارد یا خیر؟ فرضیه صفر این آزمون این است که خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم وجود ندارد که باید احتمال آماره آن بزرگ‌تر از ۵ درصد باشد تا عدم وجود همبستگی سریالی از مرتبه دوم تأیید شود. برای آزمون خودهمبستگی مرتبه اول تحلیل‌ها برعکس مرتبه دوم است. آرلانو و بوند نشان دادند که در تخمین GMM، جملات اخلال باید دارای خودهمبستگی سریالی مرتبه اول AR(1) بوده و دارای خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) نباشند. یعنی احتمال آماره در مرتبه اول کم‌تر از ۵ درصد و در مرتبه دوم بیشتر از ۵ درصد باشد. همچنین آزمون سارگان به این موضوع می‌پردازد که معتبر بودن ابزار به کار رفته در مدل را آزمون می‌کند. فرضیه صفر آزمون سارگان مبنی بر معتبر بودن ابزارهای مورد استفاده در مدل است و نیاز به تعریف ابزارهای بیشتر نیست.

در ادامه نتایج تخمین مدل‌های مذکور، در جدول ۳ مورد بررسی قرار خواهد گرفت. نتایج حاصل از انجام آزمون آرلانو و باند، حاکی از آن است که خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم میان جملات خطای تفاضلی مرتبه اول وجود ندارد[1]. نتایج حاصل از آزمون سارگان حاکی از آن است که ابزارهای به کار رفته در این مدل کاملاً معتبر هستند[2].

جدول ۳. تخمین مدل GMM

مدل	مدل ۱		مدل ۲	
متغیر	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
COR(-1)	۰/۶۱۰۳۹	۰/۰۰۰۰	۰/۶۰۶۳	۰/۰۰۰۰
SG	------	------	−۱/۳۴۹۴	۰/۰۰۰۰
IG	۵/۲۶۴۹	۰/۰۰۰۰	------	------
GDPP	۰/۰۰۰۹۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۹۷	۰/۰۰۰۰
DEMOC	۰/۰۲۷۱۴	۰/۰۰۰۰	۰/۰۴۲۰۶	۰/۰۰۰۰
GS	−۰/۰۵۴۴۴	۰/۰۰۰۰	−۰/۰۵۳۲۳	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مدلی که به همراه IG تخمین زده شده است، مشاهده می‌کنیم بالاتفاق تمامی متغیرها، در سطح معناداری ۵٪، معنادار شده‌اند. همان طور که مشاهده می‌کنیم ضریب متغیر COR(-1) مثبت شده است و این ضریب نشان می‌دهد که فساد دوره قبل روی فساد دوره جاری به طور مثبت اثرگذار خواهد بود و افزایش فساد در هر دوره باعث افزایش فساد دوره بعد خواهد شد و این کاملاً طبیعی است که فساد در یک دوره به دوره بعد تسری پیدا کند.

ضریب متغیر IG نیز علامت مورد انتظار را داراست و نشان دهنده این مطلب است که با افزایش سهم بخش صنعت، فساد کاهش خواهد یافت. همان‌طور که در مقاله اشاره شد، افزایش سهم بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی به کاهش فساد منجر خواهد شد که ضریب برآوردی در مدل مطابق با انتظار می‌باشد. رشد بخش صنعت باعث رشد اقتصادی خواهد شد چون می‌تواند بخش پیشرو در کل اقتصاد باشد که سایر بخش‌ها را به حرکت وا دارد. همچنین این بخش در رقابت با بخش واردات می‌باشد و در تکاپو برای نوآوری و تولید بیشتر کالاهاست. طبق تئوری‌ها رشد اقتصادی می‌تواند تأثیری منفی بر فساد بگذارد و وقتی اقتصادها رشد می‌کنند فساد به طور طبیعی کاهش خواهد یافت.

ضریب متغیر GDPP نشان دهنده این است که با افزایش درآمد سرانه فساد کاهش می‌یابد و رابطه معکوسی بین فساد و درآمد سرانه وجود دارد. با افزایش درآمد، سطح زندگی مردم بهبود خواهد یافت و توقعات آنها برای نظارت بیشتر افزایش خواهد یافت. با افزایش نظارت دولت، فساد کاهش خواهد یافت. همان‌طور که اکثر مقالات به این نتیجه رسیده‌اند که درآمد سرانه اثر منفی و معناداری بر روی فساد دارد، در اینجا نیز ضریب برآوردی مطابق انتظار این بررسی می‌باشد.

ضریب متغیر GS نشان دهنده این است که با افزایش اندازه دولت در این کشورها، فساد رو به افزایش خواهد بود. در اینجا فرضیه اول مورد تأیید قرار می‌گیرد که بیان می‌کند که افزایش اندازه دولت فرصت‌های بیشتری را برای رانت‌خواری از طریق بروکراسی حاکم بر سیستم اداری فراهم خواهد نمود. دولت‌های بزرگ‌تر ممکن است از طریق بروکراسی بیشتر و مجوز[3] و همچنین فرصت‌های بیشتر برای شرکت در فعالیت‌های فاسدانه در فساد شرکت داشته باشند (گوئل و نلسون[4]، ۱۹۹۸: ۱۱۱؛ آکرمن، ۱۹۷۸: ۳۴). دولت‌ها می‌توانند

۱. در پیوست به آماره‌های آزمون آرلانو و باند اشاره شده است.
۲. در پیوست به آماره‌های آزمون سارگان اشاره شده است.

3. Red Type
4. Goel & Nelson (1998)

قوانین و محدودیت‌های قابل توجهی را تدوین و وضع کنند که فرصت‌هایی را برای رانت‌جویی توسط مسئولین بروکرات[1] فراهم خواهد کرد. در حالی که حداقل خدمات عمومی ارائه شده نظیر امنیت، فراهم کردن زیرساخت‌ها و تثبیت نظام حقوقی[2] در یک کشور ضروری و مهم هستند، کاملاً مشهود است که دولت بزرگ ناکارایی‌های فراوانی را ایجاد می‌کند. اگر به اندازه دولت به عنوان شاخص دخالت دولت در اصلاح شکست بازار[3] نگاه کنیم، دخالت بیش از حد دولت ممکن است که مانع رقابت در بازار شود که به معنی شکست دولت[4] می‌باشد.

متغیر DEMOC هم دارای ضریبی معنادار شده است و ضریب این متغیر نشان دهنده اینست که افزایش دموکراسی به کاهش فساد منجر خواهد شد و در اینجا تئوری اول مورد تأیید قرار می‌گیرد. دموکراسی مانند یک بنیاد که دارای یک هیئت قانون‌گذاری مستقل است، فرصت و امکان بسیار اندکی برای پیدایش یا دوام فساد باقی می‌گذارد.

در مدلی که به همراه متغیر SG تخمین زده شده است، مشاهده می‌کنیم ضرایب تمامی متغیرها در سطح معناداری ۵٪ معنادار شده‌اند و از نظر علامت ضرایب نیز مشابه علامت ضرایب در مدلی که به همراه متغیر IG تخمین زده شده بود، می‌باشند.

ضریب متغیر SG نیز نشان می‌دهد که با افزایش سهم بخش خدمات از تولید ناخالص داخلی، فساد افزایش خواهد یافت. این نتیجه نیز مورد تأیید مبانی نظری مدل می‌باشد. وقتی فعالیت‌ها به سمت بخش خدمات هدایت می‌شوند امکان ایجاد و تقویت فساد بیشتر می‌شود. در کشورهای در حال توسعه نیاز به کالاها بیشتر از نیاز به خدمات می‌باشد و جامعه نیاز به مصرف بیشتر کالاها دارد و توسعه فعالیت‌های تولیدی و صنعتی در اولویت قرار دارد. گرایش فعالیت‌ها به سمت بخش خدمات به این معنی است که نیازهای تأمین نشده کالایی همچنان باقی خواهد ماند و افراد برای تأمین این نیازها، دست به رفتارهای فاسدانه خواهند زد. بخش خدمات در این کشورها به این دلیل گسترش می‌یابد که از طریق انجام خدمات مشاوره‌ای و پیمانکاری و ارائه کالاها و خدمات به بخش دولتی بتواند سهمی از رانت‌های دولتی را تصاحب کند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

فساد از گذشته‌های دور به عنوان یک مسئله اجتماعی و اقتصادی وجود داشته است تا اینکه امروزه به یکی از چالش‌های اقتصاد تبدیل شده است. فساد سوءاستفاده از قدرت عمومی برای منافع شخصی است. تاکنون محققین بسیاری در زمینه عوامل تعیین کننده فساد تحقیق نموده‌اند و عوامل بسیاری را به عنوان عوامل تعیین کننده فساد معرفی نموده‌اند. این محققان طیف گسترده‌ای از عوامل را معرفی نموده‌اند که شامل عوامل اقتصادی، فرهنگی، اجتماعی، جغرافیایی و تاریخی می‌باشد. در این پژوهش، به دنبال بررسی اثر ترکیب فعالیت‌های اقتصادی بر روی فساد بودیم. به منظور بررسی اثر ترکیب فعالیت‌های اقتصادی، از دو نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی و نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی استفاده نمودیم. متغیرهایی که در این بررسی استفاده شده است شامل شاخص فساد، شاخص دموکراسی، اندازه دولت، درآمد سرانه، نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی و نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی می‌باشد. این بررسی برای ۶۰ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۴ انجام شده است. مدل مورد بررسی، مدل گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) می‌باشد. نتایج حاصل از تخمین مدل GMM نشان می‌دهد که متغیرهای مورد بررسی به طور معناداری بر روی شاخص فساد تأثیرگذار هستند. همان‌طور که مشاهده نمودیم تئوری اول در مورد اثر دموکراسی بر فساد مورد تأیید قرار گرفت و افزایش دموکراسی باعث کاهش فساد خواهد شد و دموکراسی مانند یک بنیاد که دارای یک هیئت قانون‌گذاری مستقل و قوه قضائیه و اجرائیه است، فرصت و امکان بسیار اندکی برای پیدایش یا دوام فساد باقی می‌گذارد. ضریب متغیر اندازه دولت نشان دهنده این است که با افزایش اندازه دولت در این کشورها، فساد رو به افزایش خواهد بود و فرضیه اول مورد تأیید قرار می‌گیرد. فرضیه اول بیان می‌کند که افزایش اندازه دولت فرصت‌های بیشتری را برای رانت‌خواری از طریق بروکراسی حاکم بر سیستم اداری فراهم خواهد نمود. افزایش اندازه دولت در این کشورها از طریق افزایش فرصت‌ها برای رانت خواری باعث افزایش فساد خواهد شد. دولت‌های بزرگ‌تر

1. Bureaucrats
2. Consolidation of the Legal System
3. Remedying Market Failure
4. Government Failure

ممکن است از طریق بروکراسی بیشتر و مجوز و همچنین فرصت‌های بیشتر برای شرکت در فعالیت‌های فاسدانه در فساد شرکت داشته باشند. مطابق انتظار، متغیر درآمد سرانه، اثری معکوس بر فساد خواهد داشت زیرا با افزایش درآمد سرانه و بهبود وضع معیشتی مردم توقعات آنها افزایش خواهد یافت و همچنین با افزایش درآمد سرانه امکانات بیشتری برای کنترل و مبارزه با فساد فراهم خواهد بود.

در این بررسی هدف اصلی، بررسی اثر ترکیب فعالیت‌های اقتصادی بر فساد بود و همان‌طور که مشاهده نمودیم با افزایش سهم بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی، شاخص فساد کاهش خواهد یافت. همچنین با افزایش سهم بخش خدمات از تولید ناخالص داخلی، شاخص فساد افزایش خواهد یافت. در کشورهای در حال توسعه، مردم نیازهای تأمین نشده کالایی بسیاری دارند و از این رو وقتی تولید کالاها در این کشورها کاهش می‌یابد، فساد از طریق چندین مکانیزم افزایش خواهد یافت. مکانیزم اول این است که افراد برای تصاحب سهم بیشتری از کالاها اقدام به پرداخت رشوه خواهند نمود. مکانیزم دوم از طریق مجوزهای وارداتی است که وقتی تولید کالاها در داخل کشور محدود باشد برای تأمین کالاها، واردات صورت خواهد گرفت. در این صورت واردکنندگان کالاها برای تصاحب مجوزهای وارداتی اقدام به پرداخت رشوه به مسئولان دولتی خواهند نمود. زمانی که فعالیت‌ها به سمت بخش خدمات گرایش پیدا کنند، فساد افزایش خواهد یافت. وقتی فعالیت‌ها به سمت بخش خدمات هدایت می‌شوند امکان ایجاد و تقویت فساد بیشتر می‌شود. بخش خدمات در این کشورها به این دلیل گسترش می‌یابد که از طریق انجام خدمات مشاوره‌ای و پیمانکاری و ارائه کالاها و خدمات به بخش دولتی بتواند سهمی از رانت‌های دولتی را تصاحب کند. بخش خدمات در کشورهای در حال توسعه، اصولاً به منظور کسب منافع بیشتر از دولت تشکیل می‌شوند. در کشورهای در حال توسعه، توسعه فعالیت‌های صنعتی در اولویت قرار دارد و بخش خدمات باید برای تسهیل امور بخش صنعت تشکیل شود تا بتواند به توسعه این بخش کمک نماید.

پیشنهادات

بعد از توضیحات لازم در مورد عوامل مؤثر بر فساد، به تخمین الگو پرداختیم. نتایج حاکی از آن بود که با هدایت فعالیت‌ها به بخش صنعت، فساد رو به کاهش خواهد بود. همچنین با افزایش سهم بخش خدمات از تولید ناخالص داخلی، فساد رو به افزایش خواهد بود. توصیه و پیشنهاداتی که در مورد کشورهای در حال توسعه می‌توان نمود، این است که دولت‌ها باید موانع شکل‌گیری فعالیت‌های صنعتی را در مقابل فعالیت‌های خدماتی کاهش دهند و زمینه را برای فعالان اقتصادی برای ورود به فعالیت‌های صنعتی فراهم نمایند. همچنین باید عنوان نمود که پژوهش‌های آتی در زمینه عوامل مؤثر بر فساد می‌تواند با تأکید بر سهم بخش خصوصی و دولتی از ترکیب فعالیت‌های اقتصادی در شکل گیری فساد انجام شود. همچنین این مطالعه می‌تواند با دیگر شاخص‌های فساد نیز مورد تخمین قرار بگیرد تا نتایج با شاخص‌های دیگر نیز مورد بررسی قرار گیرد

منابع

انواری، ابراهیم؛ صلاح منش، احمد؛ شیخ انصاری، مجید و مرادی، مهوش (۱۳۹۵). "آیا تعامل میان فساد و آزادسازی مالی بر رشد اقتصادی تأثیرگذار است؟ شواهدی از کشورهای صادر کننده نفت (OPEC)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۱۲۸-۱۱۵.

تقی‌نژاد عمران، وحید؛ بهرامی، جابر و نصیری، هادی (۱۳۹۴). "بررسی تأثیر جهانی شدن بر کاهش فساد اداری کشورهای منا". فصلنامه *مطالعات راهبردی جهانی شدن*، سال ۶، شماره ۱۶، ۲۶۱-۲۳۷.

حکمتی‌فرید، صمد؛ عزتی‌شورگلی، 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*، دوره ۵، شماره ۱۸، ۱۱۲-۹۵.

دهمرده، نظر؛ علیزاده، محمد و زیدی‌زاده، سمیرا (۱۳۹۱). "بررسی اثر اندازه دولت بر فساد با تأکید بر نقش

دموکراسی در منطقه منا". مجله *اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، سال ۱۹، شماره ۴، ۷۴-۴۸.

مهرگان، نادر و محسنی، الهه (۱۳۹۱). "بررسی رابطه علّی بین فقـر و فسـاد در کشـورهای در حـال توسـعه". فصـلنامه علمی‌پژوهشی *رفاه اجتماعی*، سال ۱۲، شماره ۴۶، ۶۴-۳۳.

Ackerman, R.S. (1978). "Corruption: A Study in Political Economy". *Academic Press*, New York.

Alfano, M. R., Baraldi, A. L. & Cantabene, C. C. (2014). "*The Effect of the Decentralization Degree on Corruption: A New Interpretation*". *Siep Working Paper*, 670.

Bai, J., Jayachandran, S., Malesky, E. J. & Olken, B. A. (2014). "Does Economic Growth Reduce Corruption? Theory and Evidence from Vietnam". *NBER Working Paper Series,* 19483.

Bhattacharyya, S. & Holder, R. (2012). "Media Freedom and Democracy: Complements or Substitutes in the Fight Against Corruption?". *CSAE Working Paper,* WPS/2012-02, 1-31.

Bhattacharyya, S. & Holder, R. (2015). "Media Freedom and Democracy in the Fight Against Corruption". *European Journal of Political Economy*, 39, 13-24.

Braun, M. & Di Tella, R. (2004). "Inflation, Inflation Variability, and Corruption". *Economics & Politics*, 16(1), 77-100.

Cavoli, T. & Wilson, J. K. (2015). "Corruption, Centeral Bank (in) Dependence and Optimal Monetary Policy in a Simple Model". *Journal of Policy Modeling*, 37(3), 501-09.

Damania, R., Fredriksson, P. G. & Mani, M. (2004). "The Persistence of Corruption and Regulatory Compliance Failures: Theory and Evidence". *Public Choice*, 121, 363-390.

Dreher, A., Kotsogiannis, Ch. & McCorriston, S. (2009). "How do Institutions Affect Corruption and the Shadow Economy?". *International Tax and Public Finance,* 16, 773–796.

Goel, R. K. & Nelson, M. A. (1998). "Corruption and Government Size: A Disaggregated Analysis". *Public Choice*, 97, 107–120.

Graeff, P. & Mehlkop, G. (2003). "The Impact of Economic Freedom on Corruption: Different Pattern for Rich and Poor Countries". *European Journal of Political Economy*, 19, 605–620.

Lalountas, D. A., Manols, G. A. & Vavouras, I. S. (2011). "Corruption, Globalization and Development: How are These Three Phenomena Related?". *Journal of Policy Modeling*, 33, 636–648.

Persson, T., Tabellini, G. & Trebbi, F. (2003). "Electoral Rules and Corruption". *Journal of the European Economic Association*, 1(4), 958-989.

Pieroni, L. & d'Agostino, G. (2013). "Corruption and the Effects of Economic Freedom". *European Journal of Political Economy*, 29, 54-72.

Samadi, A. H. & Farahmandpour, B. (2013). "The Effect of Income Inequality on Corruption in Selected Countries (1995-2007)". *Journal of Emerging Issues in Economics, Finance and Banking (JEIEFB),* 1(3), 214-231.

Selim, A. & Bontis, N. (2009). "The Relationship between Culture and Corruption: A Cross National Study". *Journal of Intellectual Capital,* 10(1), 165-184.

پیوست‌ها:

ضمیمه ۱. آزمون آرلانو و باند

فرضیه صفر این آزمون به این صورت است که خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم بین جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود ندارد. همان‌طور که از نتایج هر دو مدل پیداست، هیچ‌گونه همبستگی سریالی وجود ندارد.

مدل	مرتبه	m-statistic	Prob
مدل ۱	AR(1)	−۵/۱۸۳۹	۰/۰۰۰۰
	AR(2)	−۰/۷۶۲۰	۰/۴۴۱۶
مدل ۲	AR(1)	−۵/۱۸۵۸	۰/۰۰۰۰
	AR(2)	−۰/۷۵۲۰	۰/۴۵۲۰

ضمیمه ۲. آزمون سارگان

در اینجا به محاسبه P-VALUE مربوط به آماره χ^2 که در آزمون سارگان گزارش می‌شود، پرداخته شده است. این آماره حاکی از آن است که اگر بالای ۵٪ باشد، ابزارهای مورد استفاده معتبر می‌باشند. همان‌طور که از نتایج پیداست، ابزارهای مورد استفاده برای ۲ مدل، از اعتبار کافی برخوردار می‌باشند.

P-VALUE	مدل
۰/۵۲۵۳۰۱	مدل ۱
۰/۵۱۴۲۹۷	مدل ۲

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

Effect of Environment Degradation on Economic Growth (Evidence from 32 Developing Countries) 17
Majid Ahmadian, Ghahreman Abdoli, Farkhondeh Jebel Ameli, Mahmood Shabankhah, Seyed Adel Khorasani

The Semi-Parametric Study of Economic Growth and Urbanization in CO_2 Emissions (Case Study: Asian Countries) 29
Mohammad Reza Lotfalipour, Morteza Bastam

Comparing Iranian Development Plans by Multidimensional Poverty Index Calculated by Alkire-Foster Method 45
Mohammad Hasan Fotros, Sudeh Ghodsi

Threshold Effect of Income Inequality on Economic Growth in Selected Developing Countries: Panel Smooth Transition Regression 65
Mohammad Mahdi Bargi Osgooee, Mohammad Khodaverdizadeh, Saber Khodaverdizadeh, Ali Vafamand

Analysis of the Effect of Financial Development on Industrial Concentration and Economic Growth in Iran: Spatial Dynamic Panel Data Approach 81
Zahra Dehghan Shabani

Testing Saving Incidence and International Capital Mobility in Selected Developing Asian Countries: New Empirical Evidence from Generalized Method of Moments (GMM) 95
Amir Mansour Tehranchian

Evidence of Causality between Oil Consumption and Gross Domestic Product in Iran-Approach of Economic Regime Shift 111
Morteza Salehi Sarbijan

The Effect of Expenditure Efficiency and Government Size on the Economic Growth in Selected Countries of the World 125
Faranak Aghazadeh Baktash, Monireh Dizaji

Examining the Relationship between Economic Development, Diversification and Trade Liberalization to Energy Intensity in Iranian Agricultural Sector 143
Mehdi Shabanzadeh, Emran Taheri Rykande, Farshid Riahi Dorche

The Effect of Combining Economic Activities on Corruption; A Case Study of Developing Countries 157
Pourya Esfahaney

- Editorial board should welcome deep and reasonable reviews, and prevent superficial and poor reviews, and deal with one-sided and contemptuous reviews.
- Editorial board should record and archive the whole review's documents as scientific documents and to keep confidentially the reviewers' name.
- Editorial board must inform the final result of review to corresponding author immediately.
- Editorial board should keep the article's contents confidentially and do not disclose its information to others.
- Editorial board ought to prevent any conflict of interests due to any personal, commercial, academic and financial relations which may impact on accepting and publishing the presented articles.
- Editor-in-chief should check each type of research and publication misconduct which reviewers report seriously.
- If a research and publication misconduct occurs in an article, editor-in-chief should omit it immediately and inform indexing databases or audiences.
- In the case of being a research and publication misconduct, editorial board is responsible to represent a corrigendum to audiences rapidly.
- Editorial board must benefit of audiences' new ideas in order to improve publication policies, structure and content quality of articles.

References

1. “Standard Ethics”, approved by Vice-Presidency for Research & Technology, the Ministry of Science, Research and Technology.
2. Committee on Publication Ethics, COPE Code of Conduct, www.publicationethics.org

- **Plagiarism:** Plagiarism is the act of taking someone else's writing, conversation, idea, claims or even citations without any acknowledgment or explanation of the work producer or speaker.
- **Wrongful Appropriation:** Wrongful appropriation occurs when author(s) benefits another person's efforts and after a little change and manipulations in the research work, publish it on his/her own definitions
- **False Attribution: It represents that a person is the author of a work but she/ he was not involved in the research.**

4. Reviewers' Responsibility

Reviewers must consider the followings:

- Qualitative, contextual and scientific study in order to improve articles' quality and content.
- To inform editor-in-chief when accepts or reject the review and introduce an alternative.
- Should not accept the articles which consider the benefits of persons, organizations and companies or personal relationships; also the articles which she/he, own, contributed in its writing or analyze.
- The reviewing must be carried out upon scientific documents and any self, professional, religious and racial opinion is prohibited.
- Accurate review and declaration of the article's strengths and weaknesses through a clear, educational and constructive method.
- Responsibility, accountability, punctuality, interest, ethics adherence and respect to others' right.
- Not to rewrite or correct the article according to his/her personal interest.
- Be sure of accurate citations. Also reminding the cases which haven't been cited in the related published researches.
- Avoid of express the information and details of articles.
- Reviewers should not benefit new data or contents in favor of/against personal researches; even for criticism or discrediting the author(s). The reviewer is not permitted to reveal more details after a reviewed article being published.
- Reviewer is prohibited to deliver an article to another one for reviewing except with permission of editor-in-chief. Reviewer and co-reviewer's identification should be noted in each article's documents.
- Reviewer shouldn’t contact with the author(s). Any contact with the authors should be made through the editorial office.
- Trying to report “research and publication misconduct” and submitting the related documents to editor-in-chief.

5. Editorial Board Responsibilities

- Journal maintenance and quality improvement are the main aims of editorial board.
- Editorial board should introduce the journal to universities and international communities and publish the articles of other universities and international societies on their priority.
- Editorial board must not have quota and excess of their personal article publishing.
- Editorial board is responsible for selecting the reviewers as well as accepting or rejecting on article after reviewers' comments.
- Editorial board should be well-known experts with several publications. They ought to be responsible, accountable, truth, adhere to professional ethics and contribute to improve journal aims.
- Editorial board is expected to have a database of suitable reviewers for journal and to update the information regularly.
- Editorial board should try to aggregate qualified moral, experienced and well-known reviewers

Payame Noor University Research Journals' Publication Ethics

This publication ethics is a commitment which draws up some moral limitations and responsibilities of research journals. The text is adapted according to the "Standard Ethics", approved by the Ministry of Science, Research and Technology, and the publication principles of Committee on Publication Ethics (COPE).

1. Introduction

Authors, Reviewers, editorial boards and editor-in-chiefs ought to know and commit all principles of research ethics and related responsibilities. Article submission, review of reviewers and editor-in-chief's acceptance or rejection, are considered as journals law compliance otherwise the journals have all the rights.

2. Authors Responsibilities

- Authors should present their works in accordance with journal's standards and title.
- Authors should ensure that they have written their original works/researches. Their works/researches should also provide accurate data, underlying other's references.
- Authors are responsible for their works' accuracy.

Note 1: Publishing an article is not known as acceptance of its contents by journal.

- Duplicate submission is not accepted. In other words, none of the article's' parts, should not carry on reviewing or publishing elsewhere.
- Overlapping publication, where the author uses his/her previous findings or published date with changes, is rejected.
- Authors are asked to have authors' permission for an accurate citation. When using ones direct speech, a quotation mark (" ") is necessary.
- Corresponding author should ensure that the complete information of all involved authors in the article.

Note 2: Do not write the statement of "Gift Authorship" and do not omit the statement of "Ghost Authorship".

- Corresponding author is responsible for the priorities of co-authors after their approval.
- Paper submission means that all of the authors have satisfied whole financial and local supports and have introduced them.
- Author(s) is/are responsible for any fault or inaccuracy of the article and in this case, journal's authorities should be informed immediately.
- Author(s) is/are asked to provide and reserve raw data one year after publication, in order to be able to respond journal audiences' questions.

3. Research and Publication Misconduct

Author(s) should avoid the research and publication misconduct. If some cases of research and publication misconduct occur within each steps of submission, review, edition or publication, journals have the right to legal action. The cases are listed as below:

- **Fabrication:** Fabrication is the practice of inventing data or results and reporting them in the research. Both of these misconducts are fraudulent and seriously alter the integrity of research. Therefore, articles must be written based on original data and use of falsified or fabricated data is strongly prohibited**.**
- **Falsification:** Falsification is the practice of omitting or altering research materials, equipment, data, or processes in such a way that the results of the research are no longer accurately reflected in the research record.

Advisory Editorial Board:

Abdoli, G.	Fallahi, M. A.	Mehrara, M.	Rezaei, E.
Abunuri, A.	Fotros, M. H.	Mehregan, N.	Saadat, R.
Abunuri, E.	Ghaffari, H.	Mir Bagheri Hir, M. N.	Sadeghi Shahdani, M.
Afshari, Z.	Ghaffari, Gh.	Mohamad Zadeh, P.	Salimifar, M.
Agheli, L.	Gilak Hakim Abadi, M. T.	Mohamad Vand, M. R.	Samadi, H.
Ahmadi Shadmehri, M. T.	Gholi Zadeh, A.A.	Mohseni Zenoozi, S. J.	Seyyed Noorani, S. M.
Akbari, N.	Hakkak, M.	Molaei, M.	Shahabadi, A.
Akbari Moghadam, B.	Hazeri Niri, H.	Montazer Hojat, A. H.	Shahiki Tash, M. N.
Akbarian, R.	Hekmati Farid, M.	Monsef, A.	Shavvalpur, S.
Asgharpur, H.	Homayuni Far, M.	Moshiri, S.	Soheyli, K.
Bakhshi, L.	Jafari, A.M.	Mousaee, M.	Suri, A.
Cheshomi, A.	Jafari Samimi, A.	Najar Zadeh, R.	Taghi Nejad Omran, v.
Dadgar, Y.	Karimzadeh, M.	Nasrollahi, K.	Yavari, K.
Dahmardeh, N.	Kazeroni, A. R.	Nasrollahi, Z.	Yahyaabadi.A
Dehghani, A.	Khalili Eraghi, M.	Paseban, F.	Yahyazadeh, A.
Ebrahimi, M.	Khoda Bakhshi, A.	Pour Faraj, A.	Zaraanezhad, M.
Ehsanfar, M. H.	Khoda Panah, M.	Pour Moghim, S. J.	Zobeiri, H.
Emadzadeh, M.	Khoshnoudi, A.	Rafat, B.	
Emami Meybodi, A.	Komijani, A.	Rahmani, T.	
Ezzati, M.	Lashkari, M.	Ranjpour, R.	
Fallahi, F.	Makkeyan, S. N.	Rasekhi, S.	

Impact Factor:

The impact factor of this journal is 1.413 (IF =1.413) from the Islamic World Science Citation Center (ISC).

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Director: Hadi Ghaffari
Chief Editor: Mohammad Reza Lotfali pur
Editorial Staff Secretary: Ali Younessi

Editorial Board:

1	S.P. Singh	Professor	IIT Roorkee, India
2	Abolghasem Esna Ashari	Associate Professor	Payame Noor University
3	Farhad Khodadad Kashi	Professor	Payame Noor University
4	Mohammad Reza Seied Nurani	Professor	Allame Tabatabaee University
5	Mahdi Sadeghi Shahdani	Associate Professor	Economic Sciences University
6	Mohammad Hassan Fotros	Professor	Bu Ali Sina University
7	Mohammad Reza Lotfali pur	Professor	Ferdowsi University
8	Hadi Ghaffari	Associate Professor	Payame Noor University
9	Gholamreza Mesbahi Moghadam	Associate Professor	Imam Sadegh University
10	Mohammad Ali Molaei	Associate Professor	Shahrud Universit of Technology

Persian Editor: Mohsen Zolfaghari
English Editor: Hadi Ghaffari
Price: 50000 rials
Published by: Payame Noor University of Markazi Province
Address: Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, P.O. Box 38135-1136, Payame Noor University of Markazi Province, Arak, Iran
Phone: 086-32247853
Fax: 086-34021151
Mobile: 09185288130
E-mail: egdr@pnu.ac.ir
Web: egdr.journals.pnu.ac.ir

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Vol. 7, No. 27, June 2017