بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی- پژوهشی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسئول: هادی غفاری

سردبیر: محمدرضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

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

ویراستار فارسی: محسن ذوالفقاری

ویراستار انگلیسی: هادی غفاری

کارشناس فصلنامه: مهدیه آقایی

ویرایش و صفحه‌آرایی: احمد آقایی

طراح جلد: فاطمه ملک افضلی

شمارگان چاپ: ۱۰۰ نسخه

قیمت: ۵۰۰۰۰ ریال

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

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

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

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

داوران فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

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

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

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

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

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

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

May 13, 2011

Dear Dr. Ghaffari,

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

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

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

Yours sincerely,

Liz Braunstein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

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

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

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

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

تلاش متفکران، اندیشه ورزان و آحاد جامعه علمی کشور در راستای تحقق الگوی اسلامی ایرانی پیشرفت نشانگر عزم 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: ۹۳/۹/۲۵

شماره: ۷۳/۱/۷۰۴/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 همت والای اندیشمندان، محققان و فرهیختگان میهن عزیزمان موجب شکوه و اعتلای نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران و ارائه الگوی ایرانی و اسلامی پیشرفت و توسعه شده است. با کمال مسرت به نمایندگی از خانواده بزرگ دانشگاه پیام نور کسب عنوان

«مجله برتر علمی و پژوهشی دانشگاه»

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

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

ابوالفضل فراهانی

رئیس دانشگاه

4045 TAZHIBHOUSE.com

دانشگاه پیام نور

تاریخ: 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 آینده ی آن بسیار روشن و بدیهی است و هرچه در تاریخ بشری به زمان های اخیر نزدیک می شویم این تاثیرگذاری بیشتر می شود.

فصلنامه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی

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

نشریه علمی پژوهشی برتر

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

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

علی اصغر رستمی ابوسعیدی

رئیس دانشگاه

حق چاپ محفوظ Code: T-77

شرایط تدوین و پذیرش مقاله و چگونگی ارسال آن

محورهای پذیرش مقاله

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

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

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

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

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

۶- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

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

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

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

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

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

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

شرایط پذیرش مقاله

الف) محتوا

۱- در جهت اهداف و محورهای فصلنامه باشد.

۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.

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

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

ب) شکل ظاهری

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

د) پی‌نوشت‌های توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.

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

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

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

۱۳- کلیه مقالاتی که در آنها از روش‌های کمّی و تجربی استفاده شده، لازم است داده‌ها، پرسشنامه یا خروجی کامپیوتری را به 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 مسئولیت های مرتبط در زمینه چاپ را دانسته و به آن متعهد باشند. ارسال مقاله توسط نویسندگان، داوری مقالات و تصمیم‌گیری در مورد قبول یا رد مقاله توسط اعضای هیئت‌تحریریه و سردبیر به منزله دانستن و تبعیت از این حقوق می‌باشد و در صورت احراز عدم پایبندیِ هر یک از این افراد به این اصول و مسئولیت‌ها، نشریات هرگونه اقدام قانونی را حق خود می‌دانند.

۲. وظایف و تعهدات نویسندگان (Authors' Responsibilities)

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

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

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

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

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

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

۳. رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی

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

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

۴. وظایف داوران (Reviewers' Responsibility)

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

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

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

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

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

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

منابع

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

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

فهرست مطالب

ساز و کارهای تأثیر خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصاد منطقه‌ای ایران: رویکرد داده‌های تابلویی ۱۷
حمید عزیزمحمدلو

تأثیر بهبود مدیریت فراوانی ثروت نفتی بر سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی کشورهای برگزیده نفتی و توسعه یافته: رویکرد پانل GMM ۳۵
ابوالفضل شاه‌آبادی، مرضیه صالحی

تعیین سطح نابرابری منطقه‌ای استان‌های ایران: تحلیل شاخص ترکیبی چند بُعدی ۴۹
زهرا کریمی موغاری، جواد براتی

تأثیر شاخص پولی حسابگری و سخت‌کوشی بر سرمایه انسانی در کشورهای منتخب در حال توسعه: با تأکید بر ایران ۷۱
امیرمنصور طهرانچیان، ساعده عزیزی ثالث، آرزو محمودی

بررسی اثر متقابل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی (مطالعه تطبیقی ایران و ۱۳۶ کشور دنیا) ۸۱
حسن دلیری

تأثیر اندازه دولت بر حکمرانی خوب و عملکرد اقتصادی در کشورهای منتخب ۹۷
یوسف محمدزاده، صمد حکمتی فرید، المیرا شریفی

نقش قاعده‌مندی سیاست پولی بر رشد اقتصادی (ارزیابی قاعده مک کالم در ایران) ۱۱۳
سید ضیاالدین کیاحسینی، مونا هاشمی، امین حاتمی، رافیک نظریان

تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر نوسانات اشتغال با تأکید بر اشتغال بخش خصوصی ۱۲۵
محمدعلی احسانی، هادی کشاورز، مسعود کشاورز

سخن سردبیر

زمستان ۱۳۹۵ کوله بارش را بست و زمین لباس سپیدش را از تن درآورد. نوروز هر ساله یادآور این است که هیچ زمستانی ماندنی نیست. فرارسیدن سال نو، نوید بخش تفکری جدید، فعالیت‌ها و تصمیم‌های نو برای آینده است. آغاز فصل بهار، حیات دوباره زمین را به همه شما عزیزان تبریک می‌گویم.

خدای بزرگ را سپاس می‌گویم که توفیق عنایت فرمود تا با همکاری محققان، استادان و دانشجویان محترم، شماره ۲۶ فصلنامه **پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی** که مربوط به بهار ۱۳۹۶ می‌باشد را منتشر کنیم.

سال ۱۳۹۵ را در شرایطی پشت سر گذاشتیم که فصلنامه در آن به موفقیت‌های شایانی دست یافت. تعداد مقالات ورودی نشان از اعتماد جامعه علمی کشور به فصلنامه دارد. از این حیث تعداد مقالات ورودی از عدد ۵۳۶ مورد در سال ۱۳۹۴ به ۷۰۰ مورد در سال ۱۳۹۵ رسید. این موضوع باعث شد تا دست اندرکاران فصلنامه پاسخ مناسبی به اعتماد فرستندگان مقالات بدهند و تعداد مقالاتی که در هر شماره چاپ می‌شود را تا ۱۰ مقاله افزایش دهند.

علاوه بر این برای سومین سال متوالی فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی به عنوان نشریه برتر دانشگاه پیام نور انتخاب شد و در چهارمین نکوداشت هفته پژوهش و تقدیر از پژوهشگران و فناوران برتر سال ۱۳۹۵ مفتخر به دریافت لوح تقدیر مجله برتر علمی پژوهش دانشگاه شد.

با این حال فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی همچنان کاهش فاصله دریافت و پذیرش مقالات، پاسخگویی دائمی به نویسندگان محترم و بهره‌مندی از داوران توانا در زمینه داوری مقالات را در رأس اهداف خود قرار داده و تمام موفقیت‌ها را به عنوان زمینه سازی برای توفیقات روزافزون و خدمت به اهل علم تلقی می‌نماید.

امیدواریم محققان، اعضاء محترم هیئت علمی و دانشجویان تحصیلات تکمیلی با ارسال مقالات خود به این فصلنامه، ما را به عنوان منتشر کننده دستاوردهای ارزشمند علمی خود انتخاب نمایند.

محمد رضا لطفعلی‌پور
بهار ۱۳۹۶

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و ششم، بهار ۱۳۹۶ (۳۴ـ۱۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 26, March 2017 (17-34)

ساز و کارهای تأثیر خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصاد منطقه‌ای ایران: رویکرد داده‌های تابلویی

حمید عزیزمحمدلو[۱]
۱. استادیار اقتصاد دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران
(دریافت: ۱۳۹٤/۹/۲ پذیرش: ۱۳۹٤/۱۲/۲۵)

The Mechanisms through which Industrial Clusters Affect Regional Economic Growth in Iran: Panel Data Approach

Hamid Azizmohammadlou[1]
1. Assistant Professor of Economics, Imam Khomeini International University (IKIU), Qazvin, Iran
(**Received:** 23/Nov/2015 **Accepted:** 15/March/2016)

چکیده:

در این مقاله در قالب یک مدل رشد درون‌زا، نقش خوشه‌های صنعتی در رشد اقتصادی منطقه‌ای در ایران با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی (استان‌های کشور طی سال‌های ۱۳۸۰تا ۱۳۹۱) مورد آزمون، تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. یافته‌های این تحقیق حاکی از وجود یک رابطه مثبت و معنی‌دار بین خوشه‌های صنعتی و رشد اقتصاد منطقه‌ای است به‌گونه‌ای که یک درصد افزایش در رشد خوشه‌های صنعتی منجر به ۰/۰۹ درصد افزایش در نرخ رشد اقتصاد منطقه‌ای می‌شود. بررسی و آزمون ساز و کارهای مختلف اثرگذاری خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصاد منطقه‌ای نشان می‌دهد که با وجود تأثیر مثبت خوشه‌های صنعتی در رشد اقتصاد منطقه‌ای، این تأثیر عمدتاً از طریق دو ساز و کار بهبود نیروی کار و بهبود سرمایه انسانی تحقق یافته است. این در حالی است که خوشه‌های صنعتی در فراهم نمودن شرایط توسعه فناوری و همچنین تسهیل تأمین مالی از موفقیت چندانی برخوردار نبوده‌اند. این یافته‌ها ضرورت توجه جدی‌تر به برنامه‌های توسعه فناوری و تأمین مالی بنگاه‌ها را در برنامه‌ها و سیاست‌های توسعه خوشه‌ای نمایان می‌سازد.

واژه‌های کلیدی: خوشه‌های صنعتی، رشد اقتصاد منطقه‌ای، مدل رشد درون‌زا، مدل الماس پُرتر، رگرسیون داده‌های ترکیبی.
طبقه‌بندی JEL: O14، O18، O25.

Abstract:

In this paper, the effects of industrial clusters on regional economic growth have been analyzed through an endogenous growth model using panel data approach (30 provinces during 2001-2012).The findings show a statistically significant relationship between industrial clusters and regional economic growth so that 1% increase in industrial cluster growth leads to 0.09% increase in reginal economic gowth rate. Investigating the mechanisms in which industrial clusters affect regional economic growth, reveals that the positive effects of industrial clusters on Iran regional economic growth are due to the improvement in labor and human capital. Industrial clusters, however, could not successfully enhance economic growth through technology development and finance facilitation. The findings show the necessity of serious attention to the technology and financial improvement program in the industrial cluster development policies.

Keywords: Industrial Clusters, Regional Economic Growth, Endogenous Growth Model, Porter Diamond Model, Panel Data Regression.
JEL: O14, O18, O25.

*Corresponding Author: Hamid Azizmohammadlou E-mail: azizmohammadlou@soc.ikiu.ac.ir

۱- مقدمه

توسعه فعالیت‌های اقتصادی با مدل توسعه خوشه‌ای یک پدیده شناخته شده است که معمولاً از طریق منافعی تبیین می‌شود که تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان از طریق کاهش انواع مختلف هزینه‌های مبادله در اثر مجاورت به دست می‌آورند (لیمر و استارپر[1]، ۲۰۰۱: ۶۴۱). در ادبیات جغرافیای اقتصادی نیز، به‌طور گسترده‌ای پذیرفته شده است که خوشه‌های صنعتی نقشی حیاتی در توسعه صنعتی کشورها ایفا می‌نمایند چرا که منجر به تسهیل تخصصی شدن و تقسیم‌کار در بین بنگاه‌های اقتصادی، انتشار و سرریز دانش و شکل‌گیری بازارهای نیروی کار ماهر می‌گردند (مارشال، ۱۹۲۰: ۱۵).

امروزه اکثر کشورهای صنعتی شده و در حال توسعه از رویکرد توسعه خوشه‌ای برای توسعه صنعتی خود به‌ویژه برای توسعه صنایع کوچک و متوسط خود بهره می‌برند و تجارب موجود حاکی از موفقیت‌آمیز بودن این رویکرد در رشد و توسعه اقتصادی و صنعتی اغلب کشورهای استفاده کننده از آن است. در کشور ما نیز بیش از یک دهه است که نهادها و سازمان‌های متولی از جمله سازمان صنایع کوچک و شهرک‌های صنعتی ایران در قالب همکاری با سازمان‌های توسعه‌ای بین‌المللی از جمله سازمان توسعه صنعتی ملل متحد (یونیدو) سیاست‌ها و برنامه‌های توسعه خوشه‌ای را به اجرا درآورده‌اند به‌گونه‌ای که تا حال حاضر بالغ بر ۳۵۰ خوشه کسب و کار در سراسر کشور شناسایی شده (سلیمانی و همکاران، ۱۳۹۴، الف: ۲۲) و بیش از۱۰۰ برنامه توسعه خوشه‌ای را در استان‌های مختلف کشور به اجرا درآمده است (سلیمانی و همکاران، ۱۳۹۴، ب: ۱۷). با توجه به اینکه یکی از اهداف برنامه‌های توسعه خوشه‌ای در کشور تقویت رشد اقتصاد منطقه‌ای است، از این‌رو ارزیابی تأثیر خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصاد منطقه‌ای از اهمیت قابل‌توجهی برخوردار است. چرا که این امر می‌تواند درجه حصول به این هدف و همچنین محدودیت‌های موجود را شناسایی نماید. اما با وجود مطالعات پراکنده‌ای که در حوزه خوشه‌ها انجام پذیرفته است (ظهوریان و رحیم نیا (۱۳۹۴)، موسوی نقابی و همکاران (۱۳۹۴)، داداش پور و همکاران (۱۳۹۲)، رجب پور و ستاری‌فر (۱۳۹۲) و داداش پور (۱۳۸۸))، هیچ‌کدام به‌طور مشخص تأثیر خوشه‌های صنعتی را بر رشد اقتصاد منطقه‌ای مورد بررسی و آزمون قرار نداده‌اند.

هدف از این تحقیق آن است که چگونگی و مکانیسم اثرگذاری خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصاد مناطق مختلف کشور را بررسی نماید. در ادامه ضمن مرور پیشینه و چارچوب نظری موضوع سعی شده است تا جهت تبیین نقش خوشه‌های صنعتی در رشد اقتصادی مدل مناسبی ارائه شود. در نهایت در چارچوب مدل ارائه شده و با استفاده از داده‌های مربوط به استان‌های مختلف کشور طی سال‌های ۱۳۸۰تا ۱۳۹۱ چگونگی و میزان تأثیر خوشه‌های صنعتی در رشد اقتصادی مورد سنجش، آزمون، بحث و بررسی قرار گرفته است.

۲- پیشینه موضوع

روچا[2] با مطالعه تأثیر خوشه‌ها بر اشتغال و رشد در سطح بنگاهی و محلی در آمریکای لاتین، دریافته است که نقش آفرینی خوشه‌ها در رشد و توسعه اقتصادی در هر دو سطح بنگاهی و محلی به عواملی چون مرحله توسعه خوشه، کارایی جمعی، الگوی مدیریت زنجیره ارزش خوشه و بخشی که بنگاه در آن فعالیت می‌نماید، وابسته است (روچا، ۲۰۱۵: ۸۳).

در تحقیقی که توسط محققین بنیاد جی پی مورگان به منظور تحلیل استراتژی‌های توسعه کسب و کارهای کوچک در ۱۰ شهر بزرگ ایالات متحده انجام یافته است، نشان داده شده است که خوشه‌ها از عوامل مهم رشد اقتصاد شهری محسوب می‌شوند. بر اساس یافته‌های این تحقیق، نزدیک به نیمی از خوشه‌های مهم در این شهرها، طی دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۱ سه برابر سریع‌تر از سایر نواحی شهری رشد داشته‌اند (محققین بنیاد جی پی مورگان، ۲۰۱۴: ۱۰).

کتلز و پروتسیو[3] نقش خوشه‌ها و برنامه توسعه خوشه‌ای را در رشد اقتصادی اروپا مورد بررسی قرار داده و دریافته‌اند که عملکرد اقتصادی تحت تأثیر کیفیت محیط کسب و کار و قوت خوشه‌های منطقه‌ای قرار دارد. در این راستا، توسعه خوشه، از طریق تخصصی شدن و تمرکز جغرافیایی فعالیت‌ها، منجر به بهبود عملکرد اقتصادی می‌شود (کتلز و پروتسیو، ۲۰۱۳: ۵۳).

سونوب و همکاران[4] با بررسی ادبیات و مورد کاوی‌ها، نقش خوشه‌های صنعتی، ظرفیت‌های مدیریتی و کارآفرینی را در بهره‌وری و اشتغال‌زایی مورد مطالعه قرار داده و دریافته‌اند که ظرفیت‌های نوآوری بالا به همراه ظرفیت‌های مدیریتی بالا،

1. Leamer & Storper (2001)

2. Rocha (2015)
3. Ketels & Protsiv (2013)
4. Sonobe et al. (2013)

توسعه صنعتی مبتنی بر خوشه‌ها را تقویت می‌نماید (سونوب و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۶).

ژانگ و چن[1] نقش خوشه‌های صنعتی مالی را در سه منطقه اقتصادی چین مورد بررسی قرار داده و با استفاده از آزمون علّیت گرنجر به این نتیجه رسیده‌اند که تمرکز مؤسسات و نهادهای مالی در نواحی مذکور که در قالب خوشه‌ای فعالیت می‌کنند، نقش معنی‌داری در رشد اقتصادی منطقه‌ای و همچنین در سیکل‌های اقتصادی ایفا می‌کند (ژانگ و چن، ۲۰۱۳: ۷۹).

بین و همکارانش[2] نیز دریافته‌اند که خوشه‌های صنعتی تأثیر قابل توجهی بر رشد فراگیر منطقه‌ای در کشور چین دارد (بین و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۲۳).

دلگادو و همکاران[3] با تحلیل و آزمون تجربی اطلاعات نقشه کشوری ایالات متحده دریافته‌اند که در صنایعی که بیشتر در چارچوب خوشه‌ای فعالیت می‌کنند، میزان اشتغال، دستمزدها و تعداد بنگاه‌ها با نرخ رشد بالاتری همراه هستند. همچنین در نواحی‌ای که خوشه‌های صنعتی شکل گرفته‌اند، با تقویت خوشه‌های صنعتی، نرخ رشد اقتصادی در سطح خوشه‌ای و منطقه‌ای در این نواحی و همچنین نواحی هم‌جوار بهبود می‌یابد (دلگادو و همکاران، ۲۰۱۲: ۳۴).

رودریگز و کامپتر[4] با بررسی نقش خوشه‌های صنعتی در نوآوری و رشد در ۱۵۲ منطقه در اروپا طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۶، دریافته‌اند که وجود خوشه‌های صنعتی به‌عنوان یک فیلتر اجتماعی مطلوب برای رشد منطقه‌ای عمل می‌نماید. همچنین این محققین دریافته‌اند که رشد منطقه‌ای از طریق نوآوری در اروپا به وجود یک محیط اقتصادی-اجتماعی مناسب و به‌ویژه به وجود یک ذخیره نیروی کار آموزش دیده و ماهر وابسته است (رودریگز و کامپتر، ۲۰۱۱: ۲۸).

ونبرگ و لیندکویست[5] با بررسی و آزمون تجربی اطلاعات ۴۳۹۷ شرکت سوئدی طی سال‌های ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۲ دریافته‌اند که قرار داشتن یک بنگاه در یک خوشه اثر مثبتی بر بقای آن بنگاه دارد. همچنین یافته‌های این محققین حاکی از آن است که چنین بنگاه‌هایی نسبت به سایر بنگاه‌هایی که در قالب خوشه‌ای فعالیت نمی‌نمایند، از اشتغال‌زایی، توان پرداخت مالیات و دستمزد بالاتری برخوردارند (ونبرگ و لیندکویست، ۲۰۰۸: ۱۳).

کانگ و همکاران[6] ضمن بررسی نقش خوشه‌های صنعتی در رشد منطقه‌ای چین، دریافته‌اند که خوشه‌های صنعتی در رشد منطقه‌ای این کشور مؤثر است اما این تأثیر مثبت تا یک نقطه معینی صورت می‌پذیرد. بر اساس یافته‌های این تحقیق، تأثیر خوشه‌های صنعتی در خارج از مرزهای مناطقی که این خوشه‌ها قرار گرفته‌اند، به تدریج به سایر مناطق منتشر می‌شود و به تدریج کمتر و کمتر می‌شود که این محققین این امر را به اثر موجی تعبیر نموده‌اند (کانگ و همکاران، ۲۰۰۷: ۱۰).

ظهوریان و رحیم‌نیا با نظرسنجی از عاملان توسعه و فعالان و مسئولان سازمان منطقه‌ای سیاست‌گذار خوشه‌های کسب و کار در ایران و به روش تحلیل مضمون الگویی را برای توسعه پایدار خوشه‌های کسب و کار در کشورمان پیشنهاد نموده‌اند. نتایج این تحقیق به شناسایی ۲۴ مضمون پایه منجر شده است که در قالب پنج مضمون سازمان دهنده دسته‌بندی شدند. این مضامین شامل دخالت مؤثر دولت، سرمایه اجتماعی، برنامه‌ریزی در خوشه‌ها، نکات روان‌شناسی و خصوصیات عامل توسعه خوشه است که تمام این مضامین زیر مضمون فراگیر توسعه پایدار خوشه‌های کسب و کار تعریف شدند (ظهوریان و رحیم نیا، ۱۳۹۴: ۴۱).

موسوی نقابی و دیگران از طریق مصاحبه با عاملان توسعه خوشه‌ها و مدیران بنگاه‌های درگیر در شبکه‌ها و ضمن طراحی مدل شبکه‌سازی فعالیت‌های بازاریابی بنگاه‌های فعال در خوشه‌های صنعتی ایران، دریافته‌اند که مهم‌ترین منافع شبکه‌سازی کاهش هزینه‌های بازاریابی و ارتقاء توان رقابتی بنگاه‌های عضو شبکه است. بر اساس یافته‌های این محققین، مدیران بنگاه‌ها می‌توانند با تقویت قابلیت‌های شبکه‌سازی خود، از آن به‌عنوان ابزار توسعه کسب و کار استفاده نمایند (موسوی نقابی و دیگران، ۱۳۹۴: ۵۱).

داداش‌پور و دیگران چگونگی رابطه میان خوشه‌ای شدن صنعتی و ارتقاء ظرفیت‌های یادگیری را در صنایع مبلمان و چاپ و نشر شهر قم بررسی نموده و نشان داده‌اند که در خوشه صنعتی چاپ و نشر، هم‌جواری‌های اجتماعی-فرهنگی و اقتصادی و در خوشه صنعتی مبلمان، تنها هم‌جواری اجتماعی-فرهنگی و خصوصیات عمومی بنگاه‌های هر دو صنعت (سطح

1. Zhang & Chen (2013)
2. Bin et al. (2012)
3. Delgado et al. (2012)
4. Rodríguez-Pose & Comptour (2011)
5. Wennberg & Lindqvist (2008)
6. Kang et al. (2007)

تحصیلات مدیر/مالک بنگاه، تعداد شاغلین، قدمت بنگاه و متوسط میزان فروش سالانه بنگاه) با ارتقاء ظرفیت‌های یادگیری رابطه معنادار دارند. علاوه بر این به نظر می‌رسد که هم‌جواری‌های نهادی، کالبدی، و اقتصادی در صنعت مبلمان و هم‌جواری‌های کالبدی و نهادی در صنایع چاپ و نشر در ارتقاء ظرفیت‌های یادگیری خوشه‌های صنعتی فوق نقش ضعیفی دارند (داداش‌پور و دیگران، ۱۳۹۲: ۹۳).

رجب‌پور و ستاری‌فر ضمن بررسی تأثیر خوشه‌های صنعتی بر کارایی و مزیت رقابتی بنگاه‌های کوچک و متوسط و با مطالعه موردی خوشه فرآوری سنگ تهران نشان داده‌اند که بنگاه‌های خوشه فرآوری سنگ تهران در دست‌یابی به کارایی و مزیت‌های رقابتی چندان موفق نبوده‌اند؛ با این وجود مزیت‌های حاصل از خوشه‌ای شدن از طریق جبران ناکارآمدی درونی این بنگاه‌ها با کارایی‌های بیرونی به رقابت‌پذیری آنها کمک کرده است (رجب پور و ستاری‌فر، ۱۳۹۲: ۵۴).

داداش‌پور با بررسی نظریات تئوریک شکل‌گرفته در طی ۲۰ سال گذشته، نشان داده است که روابط عمودی و افقی بین بنگاه‌های مرتبط و سازمان‌ها و نهادهایی که از آنها حمایت می‌کنند، "هم‌افزایی" را در یک محیط منطقه‌ای تقویت می‌کند که حاصل آن، افزایش یادگیری و نوآوری است. این یادگیری و نوآوری سپس به بهبود در موقعیت رقابتی خوشه‌ها و تقویت توسعه منطقه‌ای منجر می‌شود (داداش‌پور، ۱۳۸۸: ۵۳).

ملاحظه مطالعات انجام یافته نشان می‌دهد که با وجود بررسی نقش خوشه‌های صنعتی در رشد اقتصاد منطقه‌ای در کشورهای خارجی، اما در مطالعات داخلی به‌طور دقیق و مشخص به تأثیر خوشه‌های صنعتی در رشد اقتصاد منطقه‌ای پرداخته نشده است. این تحقیق تلاشی در جهت پر کردن این خلأ می‌باشد. علاوه بر این، در این مقاله سعی شده است تا یک مدل تجربی ارائه گردد که از طریق آن بتوان ساز و کارهای مختلف اثرگذاری خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصاد منطقه‌ای مورد بررسی و آزمون قرار گیرد.

۳- چارچوب نظری

هرچند ایده خوشه صنعتی توسط پرتر در سال ۱۹۹۰ شروع شد ولی پس از آن تعاریف متعددی از خوشه صنعتی ارائه گردید. محققین متعددی چون لاندوال[1] (۱۹۹۲)، همفری و اشمیتز[2] (۱۹۹۸)، پرتر[3] (۱۹۹۸)، آلتنبرگ و میر[4] (۱۹۹۹)، ماسکل[5] (۲۰۰۱) و کتلز[6] (۲۰۰۳) تعاریف مختلفی از خوشه و مفهوم آن ارائه نموده‌اند که می‌توان وجوه مشترکی در همه آنها پیدا نمود. ازجمله وجوه مشترک می‌توان به تمرکز مکانی و پیشینه تخصصی همگون اشاره کرد. در واقع خوشه صنعتی به منزله یکی از اشکال سازمان‌دهی صنعتی است که توسط چهار مشخصه کلیدی از سایر اشکال سازمان‌دهی صنعتی از قبیل شبکه‌های صنعتی، پیمانکاری صنعتی، شهرک‌های صنعتی، نواحی صنعتی و غیره متمایز می‌گردد که این مشخصه‌ها عبارتند از: تمرکز جغرافیایی، تمرکز در تولید کالا یا خدمتی معین، وجود همکاری و روابط تکمیل‌کنندگی بین واحدها، وجود فرصت‌ها و چالش‌های مشترک. به عبارت دیگر خوشه صنعتی عبارت است از تمرکز بخشی و جغرافیایی کسب و کارهایی که با همکاری و تکمیل فعالیت‌های یکدیگر کالاها و خدمات معینی را تولید نموده و از چالش‌ها و فرصت‌های مشترکی نیز برخوردار هستند.

در واقع بنیادی‌ترین نگرش تحلیلی در خصوص خوشه‌های صنعتی، برخاسته از نظریه‌ای قدیمی است که توسط آلفرد مارشال مطرح شده است. این نظریه همان نظریه صرفه‌های اقتصادی ناشی از تجمیع[7] است که اولین بار آلفرد مارشال به آن پرداخته است. وی در کتابش به نام اقتصاد خرد گروهی از صرفه‌های ناشی از عوامل بیرونی را معرفی می‌کند که بر منافع بنگاه‌های منفرد که در یک منطقه جغرافیایی رشد یافته‌اند، تأثیرگذار است.

در مورد صرفه‌های ناشی از تجمیع و رشد اقتصادی ادبیات در حال گسترشی وجود دارد که رویکردهای متفاوتی را در برمی‌گیرند (به طور مثال می‌توان به مطالعات رومر[8]، ۱۹۸۶؛ آرتور[9]، ۱۹۹۰؛ کروگمن[10]، ۱۹۹۱؛ پرتر، ۱۹۹۰ و ۱۹۹۸؛ ۱۹۹۳ و سکسنیان[11]، ۱۹۹۴ اشاره داشت). ما در این تحقیق متناسب با هدف مورد نظر خود، به دو جریان و رویکرد موجود

1. Lundvall (1992)

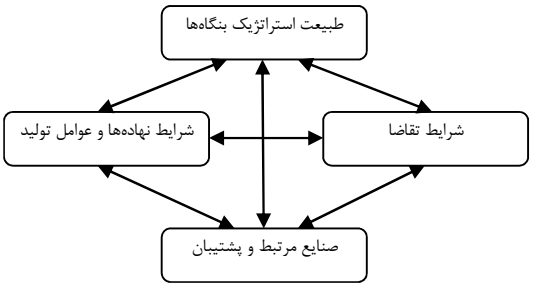
2. Humphrey & Schmitz (1998)
3. Porter (1998)
4. Altenburg & Meyer (1999)
5. Maskell (2001)
6. Ketels (2003)
7. Agglomeration Economies
8. Romer (1986)
9. Arthur (1990)
10. Krugman (1991)
11. Saxenian (1994)

در ادبیات مربوطه تمرکز می‌نماییم. این دو جریان عبارتند از: ادبیات مربوط به صرفه‌های ناشی از تمرکز صنعتی[1] و ادبیات مربوط به نواحی صنعتی[2].

همچنان که اشاره شد صرفه‌های ناشی از تمرکز مکانی بنگاه‌های صنعتی با کار بنیادی مارشال ارتباط پیدا می‌کند. وی سه منبع بالقوه را برای صرفه‌های ناشی از تجمیع مطرح می‌کند: دسترسی به بازار نیروی کار محلی (که هم برای عرضه‌کنندگان نیروی کار و هم متقاضیان مفید است)، دسترسی به کانال‌های توزیع و تأمین‌کنندگان تخصصی (که منجر به کاهش هزینه‌های حمل و نقل و تقویت صرفه‌های ناشی از مقیاس محلی می‌گردد)، و انتشار و سرریز دانش در میان تولیدکنندگان فعال در یک صنعت مشابه (که در واقع منجر به شفافیت صنعت مربوطه می‌گردد). صرفه‌های ناشی از تجمیع مارشال در مطالعات مختلفی مورد تحلیل قرار گرفته‌اند که ارتباط بین اثرات خارجی منطقه‌ای، منطقه‌گرایی و رشد اقتصادی را آشکار نموده‌اند (رومر، ۱۹۸۶؛ آرتور، ۱۹۹۰؛ کروگمن، ۱۹۹۱).

علاوه بر این، تمرکز صنایع این امکان را فراهم می‌آورد که تقاضای قابل‌توجهی که برای کالاهای مختلف وجود دارد پاسخ داده شود که این امر به نوبه خود اثر مثبتی بر بهره‌وری صنایع پایین‌دستی دارد (کروگمن، ۱۹۹۱: ۱۴؛ رودریگز کلایر[3]، ۲۰۰۷: ۴۳ و خدادادکاشی و همکاران، ۱۳۹۴: ۹۵). مجاورت جغرافیایی جریان اطلاعات را از طریق مکانیسم‌های مختلف انتقال از قبیل: الگوگیری، همکاری‌های قراردادی و رسمی، تحرک کارگران ماهر و ارتباط بین صنعت و مراکز دانشگاهی تسهیل می‌نماید (رومر، ۱۹۸۶؛ استارپر، ۱۹۹۳؛ سکسنیان، ۱۹۹۴).

ادبیات مربوط به خوشه‌های صنعتی بر دلایل شکل‌گیری خوشه‌های صنعتی و اثرات آنها بر رقابت‌پذیری بنگاه‌ها یا مزیت رقابتی منطقه پافشاری می‌نمایند (پرتر، ۱۹۹۰ و ۱۹۹۸؛ استارپر، ۱۹۹۳، سکسنیان، ۱۹۹۴). بر اساس نظر پرتر، نوآوری و مزیت رقابتی کشورها توسط ۵ عامل تعیین می‌گردد: شرایط عوامل تولید (دسترسی به نیروی کار ماهر محلی، سرمایه و زیرساخت‌ها)، شرایط تقاضا (اندازه و تنوع تقاضا)، نهادهای مرتبط و پشتیبان (خدمات توسعه کسب و کار)، شدت رقابت (رقابت محلی یک فشار برابری بر صنعت ایجاد نموده و باعث ایجاد انگیزه برای الگوگیری و نوآوری می‌گردد) و سیاست‌ها و نهادهای عمومی (که می‌توانند نقش اساسی در تسهیل فعالیت صنعتی ایفاء نمایند). در واقع چهار عامل اول شکل‌دهنده چارچوبی است که به الماس یا دایموند پرتر[4] معروف است (شکل ۱).



شکل ۱. الماس پرتر

مأخذ: پرتر، ۱۹۹۸

پرتر بر این اعتقاد است که مجاورت جغرافیایی اثرات مثبت ناشی از تقاضا، تأمین‌کنندگان و مؤسسات حمایتی را تقویت می‌کند. زیرا همچنان که مارشال استدلال کرده است، مجاورت جغرافیایی شرایط دسترسی به نیروی کار ماهر، تأمین‌کنندگان تخصصی و اطلاعات (در مورد فنّاوری، بازار و رقبا) را تسهیل می‌نماید. همچنین مجاورت جغرافیایی به مؤسسات مالی کمک می‌کند تا اطلاعات مربوط به اعضای خوشه را گردآوری نماید که این امر هزینه‌های استفاده از سرمایه را کاهش می‌دهد. علاوه بر این تمرکز جغرافیایی رقابت و روابط انفرادی بین بنگاه‌ها و زمینه‌های تقویت اعتماد را تسهیل نموده و بین رقبا و بنگاه‌های با فعالیت اختصاصی مشترک یک شبکه ارتباطی ایجاد می‌نماید. این شبکه ارتباطی به بنگاه‌ها کمک می‌کند تا عملکرد رقبا و تأمین‌کنندگان را ارزیابی نمایند. هنجار، فرهنگ و نهادهایی که عموماً ارتباط رسمی و انفرادی بین بنگاه‌های خوشه را تسهیل می‌نمایند، موانع ورود را کاهش داده و احتمال بقای بنگاه‌ها را افزایش می‌دهد. تمرکز جغرافیایی همچنین هزینه‌های تحقیق و هزینه‌های مبادلاتی را کاهش می‌دهد و اثرات خارجی مثبتی را در زمینه بازاریابی برای بنگاه‌ها ایجاد می‌نماید. بالأخره اینکه مجاورت جغرافیایی ممکن است برای بنگاه‌های مستقر در یک خوشه این انگیزه را ایجاد نماید که

1. Economies of Industrial Location
2. Industrial Districts
3. Rodríguez-Clare (2007)
4. Porter Diamond

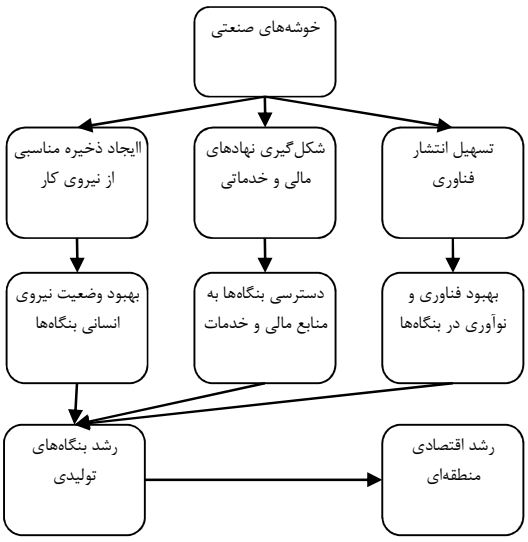
هزینه‌های استفاده از کالاهای عمومی از قبیل آموزش، زیرساخت‌ها و تحقیق و توسعه (R&D) را به‌طور مشترک بین خود تقسیم نمایند (پرتر، ۱۹۹۸: ۳۲).

پرتر به وابستگی متقابل بین صنایع در یک خوشه اشاره کرده و بر اهمیت رقابت به عنوان یک عامل تسهیل‌کننده نوآوری و رشد بهره‌وری تأکید می‌نماید. منافع حاصل از انجام فعالیت‌های مکمل در میان صنایع مختلف توسط مطالعات انجام یافته در زمینه رشد منطقه‌ای مورد تأکید قرار گرفته است به‌طوری که این مطالعات رشد صنایع خاص را با اثرات و منافع ناشی از مشخصه‌های اقتصادی تمرکز مکانی تبیین می‌نمایند تا صرفه‌های ناشی از مقیاس در سطح صنعت. بر اساس این مطالعات ساختار متنوع و پیچیده صنعتی (که در مقابل تخصصی شدن صنعتی) است که منجر به تحریک و تقویت رشد منطقه‌ای می‌گردد.

یکی از مؤلفه‌های بنیادی خوشه‌های صنعتی که در تبیین رشد منطقه‌ای نقش اساسی ایفا می‌نماید، موضوع نهادهاست. دو نوع مختلف از نهادها می‌تواند در خوشه‌های صنعتی ایجاد شود. یک نوع از نهادها به مراکز تحقیق و توسعه صنعتی و آزمایشگاه‌های مستقر در خوشه مربوط می‌شود. این نهادها می‌تواند از طریق تأمین نیروی کار ماهر، سرمایه، منابع فنّاورانه و مدیریتی، نقش مراکز رشد را برای کارآفرینان جدید ایفا نماید. این نهادها همچنین به جذب افراد مستعد جدید از خارج از خوشه و شکل‌گیری بنگاه‌های جدید کمک می‌کنند. نوع دیگر نهادها به‌طور ضمنی در ایجاد و رشد بنگاه‌های جدید نقش دارند. این نهادها می‌توانند مواردی از قبیل بنگاه‌های فعال در زمینه سرمایه‌گذاری مخاطره‌آمیز، مشاوران قانونی متخصص در زمینه کسب و کارهای با فناوری بالا، بنگاه‌های ارائه‌کننده خدمات بازاریابی و مشاوره، بنگاه‌های تحقیقاتی و بانک‌های سرمایه‌گذاری را در برگیرند.

با ترکیب نظریات مارشال و پرتر در حوزه خوشه‌های صنعتی، می‌توان برخی از مکانیسم‌های عمده‌ای را که از طریق آنها خوشه‌های صنعتی رشد اقتصاد منطقه‌ای را متأثر می‌سازند، شناسایی و دسته‌بندی نمود. این مکانیسم‌ها در قالب شکل (۲) نشان داده شده‌اند. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، یکی از ساز و کارهایی که بر اساس آن خوشه‌های صنعتی رشد اقتصاد منطقه‌ای را تقویت می‌کنند، تسهیل دسترسی بنگاه‌های تولیدی به ذخیره مناسبی از نیروی انسانی (اعم از ماهر و غیر ماهر) است. همچنین منابع مالی و سایر خدمات مورد نیاز بنگاه‌های تولیدی نیز می‌تواند از طریق شکل‌گیری و توسعه نهادهای مالی و خدماتی که از نتایج و فواید خوشه‌های صنعتی است، به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای تأمین گردد.

علاوه بر دو مکانیسم یاد شده، تسهیل انتشار فناوری که از کارکردهای ویژه خوشه‌های صنعتی است، به عنوان مکانیسم سومی است که از طریق آن خوشه‌های صنعتی می‌توانند بر رشد بنگاه‌های تولیدی اثر گذارند.



شکل۲. نحوه اثرگذاری خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصاد منطقه‌ای
مأخذ: نظریات مارشال و پرتر

٤- مدل

در این قسمت درصدد ارائه مدلی هستیم که از طریق آن بتوان مکانیسم‌ها و ساز و کارهای اثرگذاری خوشه‌های صنعتی را بر رشد اقتصاد منطقه‌ای تبیین نمود. بر اساس مطالب ذکرشده در بخش قبل در ارتباط با مکانیسم‌های اثرگذاری خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصاد منطقه‌ای، مدل مدنظر به‌گونه‌ای طراحی می‌شود که ساز و کارهای سه‌گانه مذکور در بخش قبل را در برگیرد. در این مقاله برای رسیدن به چنین هدفی، طی دو مرحله اقدام شده است.

مرحله اول: انتخاب یک مدل رشد. مدل نظری مورد استفاده در این تحقیق جهت بررسی تأثیر خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصادی ریشه در مدل رشد درون‌زایی دارد که مبتنی بر

کارهای ریورا و رومر[1] (۱۹۹۰) بوده و توسط کانک، کالج و رامیرز (۲۰۰۶) نیز مورد استفاده قرار گرفته است. بر اساس این مدل فرض می‌شود که خوشه از طریق فعالیت‌هایش اقداماتی را موجب می‌گردد که منجر به افزایش و بهبود قابلیت‌های تولیدی می‌گردد. این امر با آغاز تحقیق و توسعه در درون خوشه، محقق می‌گردد. بر اساس این مدل، تولید خوشه‌های صنعتی به‌عنوان تابعی از سرمایه انسانی (H)، نیروی کار (L) و سرمایه (K) در نظر گرفته می‌شود.

(۱)

$$Y = H^{\alpha_H} L^{\alpha_L} K^{1-\alpha_H-\alpha_L} A^{\alpha_K+\alpha_L}$$

اما، از آنجا که در خوشه فرآیند تولید به‌طور مداوم بهبود می‌یابد، عبارت (K) می‌تواند با یک تابعی جایگزین گردد که این تابع بیانگر مبسوط‌ترین نوع سرمایه است و به صورت زیر تعریف می‌گردد:

(۲)

$$K = \int_0^A x(i)\,di$$

حال با جای گذاری رابطه (۲) در رابطه (۱) خواهیم داشت:

(۳)

$$Y\left(H, L, x(i)\right) = H^{\alpha_H} L^{\alpha_L} \int_0^A x(i)^{1-\alpha_H-\alpha_L}\,di$$

عبارت زیر انتگرال فرآیند مداوم نوآوری سرمایه را نشان می‌دهد. عبارت x(i) سطح فعلی موجودی سرمایه را ارائه می‌دهد در حالی‌که عبارت A مبین عامل کیفیت کالاست نه خود کالا. A می‌تواند به‌عنوان بالاترین سطح فنّاوری باشد که بنگاه یا خوشه در آن سطح فعالیت می‌نماید. لذا حل این انتگرال بیشترین سطح محصولی را ارائه خواهد داد که بنگاه می‌تواند با این سطح از موجودی سرمایه تولید نماید. با این بهبود فناورانه سطح کلی محصول ناشی از رایج‌ترین سطح کیفیت، افزایش می‌یابد. این شکل بهبود یافته سرمایه توسط K نشان داده می‌شود. معادله (۲) می‌تواند حل شده و به‌صورت زیر نوشته شود.

(۴)

$$K = Ax(i)$$

با جای‌گذاری رابطه (۴) در رابطه (۳) و حل انتگرال خواهیم داشت:

(۵)

$$Y = H^{\alpha_H} L^{\alpha_L} A\left(K/A\right)^{1-\alpha_H-\alpha_L}$$

بنابراین:

(۶)

$$Y = H^{\alpha_H} L^{\alpha_L} K^{1-\alpha_H-\alpha_L} A^{\alpha_H+\alpha_L}$$

اکنون رابطه (۶) توانایی خوشه در انجام فعالیت اقتصادی که منجر به بازدهی‌های فزاینده نسبت به مقیاس می‌گردد را نشان می‌دهد. این بازدهی‌های فزاینده نسبت به مقیاس باید یک اثر مثبت بر کل اقتصاد داشته باشد. فرض می‌شود که این اثر همان اثر خوشه‌ها بر رشد اقتصادی است (کانگ و همکاران، ۲۰۰۷: ۱).

مرحله دوم: وارد نمودن خوشه‌های صنعتی در مدل رشد: این مرحله جزء نوآوری‌های این تحقیق محسوب می‌شود. برای نشان دادن تأثیر خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصادی، خوشه‌های صنعتی را نه به‌عنوان یک عامل تولیدی، بلکه آن‌گونه که در بخش قبل توضیح داده شد، به عنوان ساز و کار و مکانیسمی در نظر می‌گیریم که بر اساس آن عوامل اصلی تولید موجود در تابع تولید از قبیل سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و فناوری تقویت شده و بهبود می‌یابد. به‌عبارت دیگر خوشه‌های صنعتی از طریق تقویت عوامل و نهاده‌های تولید و به‌طور غیرمستقیم قادرند در رشد بنگاه‌های تولیدی نقش‌آفرین باشند. البته خوشه‌های صنعتی بر هر یک از نهاده‌های نیروی کار، سرمایه و فناوری بسته به زمان و شرایط مختلف ممکن است به طرق و شیوه‌های مختلفی تأثیر گذارد. در اینجا فرض می‌کنیم که شکل‌گیری خوشه‌های صنعتی در قالب یک الگوی نمایی نهاده‌های تولید را متأثر می‌سازد. یعنی در مراحل اولیه شکل‌گیری خوشه‌های صنعتی که شدت روابط و ارتباطات پایین است، نهاده‌های تولید با آهنگ و نرخ رشد کمتری تقویت می‌شوند اما همچنان که خوشه‌های صنعتی تقویت می‌شوند تأثیر به‌مراتب قوی‌تری بر رشد و توسعه نهاده‌ها بر جای می‌گذارند.

بدین منظور فرض می‌شود که سرمایه انسانی(دانش و مهارت)، نیروی کار، سرمایه فیزیکی و فناوری در قالب روابط (۷) تا (۱۰) تحت تأثیر خوشه‌های صنعتی قرار می‌گیرد.

(۷)

$$H = H.\exp(\alpha_{CH}.IC)$$

1. Rivera & Romer (1990)

(۸)

$$L = L.\exp(\alpha_{CL}.IC)$$

(۹)

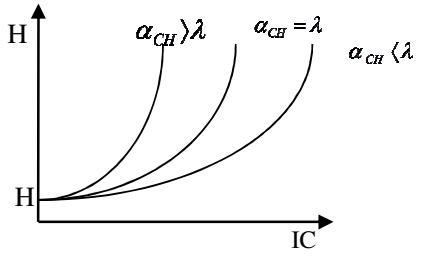
$$K = K.\exp(\alpha_{CK}.IC)$$

(۱۰)

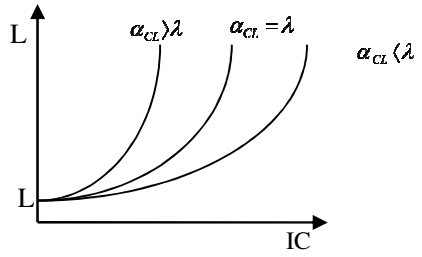
$$A = A.\exp(\alpha_{CA}.IC)$$

در روابط فوق IC شاخص خوشه‌های صنعتی، α_{CH} شدت تأثیر خوشه‌های صنعتی بر شکل‌گیری سرمایه انسانی، α_{CL} شدت تأثیر خوشه‌های صنعتی بر شکل‌گیری نیروی کار، α_{CK} شدت تأثیر خوشه‌های صنعتی بر شکل‌گیری سرمایه فیزیکی و α_{CA} شدت تأثیر خوشه‌های صنعتی بر رشد و توسعه فناوری را نشان می‌دهد.لازم به ذکر است که در مناطق مختلف جغرافیایی و در ساختار مختلف اقتصادی پارامترهای مربوط به شدت تأثیر خوشه‌های صنعتی می‌تواند متفاوت باشد. با توجه به درجات مختلف شدت تأثیر خوشه‌های صنعتی می‌توان مدل‌های متعددی را در ارتباط با نحوه اثرگذاری خوشه‌های صنعتی بر سرمایه انسانی، نیروی کار، سرمایه فیزیکی و فناوری مدنظر قرار داد که این مدل‌ها در شکل‌های (۳- الف) تا (۳- د) نشان داده شده‌اند.

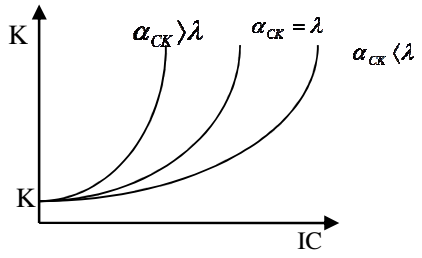
در اشکال مذکور λ یک پارامتر فرضی است که مقدار بیشتر و کمتر ضرایب تأثیر خوشه‌های صنعتی در قیاس با آن سنجیده می‌شوند. مفهوم ضمنی رابطه (۷) و شکل(۳. الف) آن است که در صورتی که هیچ زمینه‌ای از خوشه‌های صنعتی در کار نباشد، سرمایه انسانی معادل H خواهد بود که متناظر با سطحی از سرمایه انسانی است که در صورت عدم شکل‌گیری خوشه‌های صنعتی قابل تصور است. اما همچنان که خوشه‌های صنعتی تقویت می‌شوند، در قالب یک نرخ رشد نمایی سرمایه انسانی مورد نیاز بنگاه‌های تولیدی نیز توسعه می‌یابد. همچنین از آنجا که یکی از کارکردهای خوشه‌های صنعتی ایجاد یک ذخیره مناسبی از نیروی کار است، رابطه (۸) و همچنین شکل (۳. ب) تأثیر خوشه‌های صنعتی را بر نیروی کار منعکس می‌سازد. در صورتی که هیچ فعالیت خوشه‌ای در منطقه‌ای وجود نداشته باشد، نیروی انسانی معادل L خواهد بود که متناظر با سطحی از نیروی کار است که در صورت عدم شکل‌گیری خوشه‌های صنعتی قابل تصور است. اما همچنان که خوشه‌های صنعتی تقویت می‌شوند، در قالب یک نرخ رشد نمایی نیروی کار مورد نیاز بنگاه‌های تولیدی نیز توسعه می‌یابد. همچنین سرمایه فیزیکی در قالب رابطه (۹) و با الگوی مطرح شده در شکل (۳. ج) تحت تأثیر خوشه‌های صنعتی قرار می‌گیرد. مفهوم ضمنی این رابطه آن است که در صورت نبود خوشه‌های صنعتی سرمایه فیزیکی معادل K خواهد بود که متناظر با سطحی از سرمایه فیزیکی است که در صورت عدم شکل‌گیری خوشه‌های صنعتی قابل تصور است. اما همچنان که خوشه‌های صنعتی تقویت می‌شوند، در قالب یک نرخ رشد نمایی سرمایه فیزیکی مورد نیاز بنگاه‌های تولیدی نیز توسعه می‌یابد.



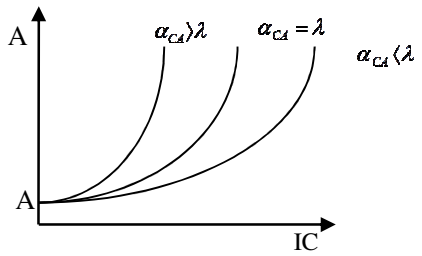
شکل (۳. الف)



شکل (۳. ب)



شکل (۳. ج)



شکل (۳. د)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

فناوری نیز در قالب رابطه (۱۰) و شکل (۳. د) تحت تأثیر خوشه‌های صنعتی قرار می‌گیرد. بر اساس این رابطه در صورتی که بنگاه‌ها فعالیت خوشه‌ای نداشته باشند، فناوری معادل A خواهد بود که متناظر با سطحی از فناوری است که در صورت عدم شکل‌گیری خوشه‌های صنعتی وجود دارد. اما همچنان که خوشه‌های صنعتی تقویت می‌شوند، در قالب یک نرخ رشد نمایی فناوری مورد نیاز بنگاه‌های تولیدی نیز توسعه می‌یابد. البته در اینجا فرض شده است فنّاوری برای یک خوشه درون‌زا ولی برای بنگاه‌های عضو خوشه برون‌زاست. فناوری به یکی از دو طریق زیر بر بنگاه اثر می‌گذارد: یا به‌عنوان یک شوک برون‌زا یا به‌عنوان یک پیشرفت ایجاد شده توسط خود بنگاه. بنگاه‌های بزرگ ظرفیت‌های درون‌زای بیشتری دارند درحالی‌که بنگاه‌های کوچک اغلب از الگوگیری یا سرریزهای ناشی از بنگاه‌های بزرگ‌تر بهره می‌برند. این امر هم برای بنگاه‌های درون خوشه و هم برای بنگاه‌های خارج از خوشه مصداق دارد. اما فنّاوری در یک خوشه با دید کاملاً متفاوتی مدنظر قرار می‌گیرد. در یک خوشه فنّاوری به‌عنوان یک کالای باشگاهی[1] مدنظر قرار می‌گیرد که به‌طور رایگان در میان بنگاه‌های عضو خوشه اشاعه می‌یابد خواه بدون اجازه یا با اجازه پدیدآورنده آن. بنگاه‌ها از منافع خوشه از طریق یادگیری از یکدیگر بهره‌مند می‌شوند.

حال با جایگزین کردن روابط (۷)، (۸)، (۹) و (۱۰) در رابطه (۶)، تابع تولید بنگاهی که در داخل خوشه‌های صنعتی فعالیت می‌نماید به‌صورت رابطه (۱۱) حاصل می‌گردد.

(۱۱)

$$Y = [H.\exp(\alpha_{CH}.IC)]^{\alpha_H} * [L.\exp(\alpha_{CL}.IC)]^{\alpha_L} * [K.\exp(\alpha_{CK}.IC)]^{1-\alpha_H-\alpha_L} * [A.\exp(\alpha_{CA}.IC)]^{\alpha_H+\alpha_L}$$

رابطه (۱۱) را با ساده‌سازی و فاکتورگیری از عامل e^{CI} می‌توان به‌صورت رابطه (۱۲) نیز نوشت.

(۱۲)

$$Y = H^{\alpha_H} L^{\alpha_L} K^{1-\alpha_H-\alpha_L} A^{\alpha_H+\alpha_L} * \exp[\alpha_H(\alpha_{CH}-\alpha_{CK}+\alpha_{CA}) + \alpha_L(\alpha_{CH}-\alpha_{CK}+\alpha_{CA})+\alpha_{CK}).IC]$$

با لگاریتم‌گیری از طرفین رابطه (۱۲) می‌توان شکل خطی تابع تولید را به‌صورت رابطه (۱۳) بازنویسی کرد.

(۱۳)

$$\log Y = \alpha_H \log H + \alpha_L \log L + (1-\alpha_H-\alpha_{Ll}) \log K + (\alpha_H+\alpha_L)\log A + [\alpha_H(\alpha_{CH}-\alpha_{CK}+\alpha_{CA}) + \alpha_L(\alpha_{CL}-\alpha_{CK}+\alpha_{CA})+\alpha_{CK}]IC$$

در صورتی که بخواهیم رابطه (۱۳) را بر حسب نرخ رشد بیان نماییم، از رابطه فوق دیفرانسیل کامل گرفته و در نتیجه رابطه‌ای که بر اساس آن می‌توان اثر خوشه‌های صنعتی را بر رشد اقتصاد منطقه‌ای مورد بررسی و آزمون قرار داد، به‌صورت زیر به دست می‌آید.

(۱۴)

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \alpha_H \frac{\Delta H}{H} + \alpha_L \frac{\Delta L}{L} + (1-\alpha_H-\alpha_L)\frac{\Delta K}{K} + (\alpha_H+\alpha_K)\frac{\Delta A}{A} + [\alpha_H(\alpha_{CH}-\alpha_{CK}+\alpha_{CA}) + \alpha_L(\alpha_{CL}-\alpha_{CK}+\alpha_{CA})+\alpha_{CK}]\Delta IC$$

در رابطه (۱۴) عبارت $\frac{\Delta Y}{Y}$ مبین نرخ رشد اقتصادی، $\frac{\Delta H}{H}$ مبین نرخ رشد سرمایه انسانی، $\frac{\Delta L}{L}$ مبین نرخ رشد نیروی کار، $\frac{\Delta K}{K}$ مبین نرخ رشد موجودی سرمایه، $\frac{\Delta A}{A}$ مبین نرخ رشد فناوری، ΔIC مبین تغییرات حادث‌شده در خوشه‌های صنعتی است. α_H و α_L به ترتیب نشان دهنده کشش تولید نسبت به سرمایه انسانی و نیروی کار است. می‌توان نشان داد که کشش تولید نسبت به خوشه‌های صنعتی برابر است با

(۱۵)

$$\alpha_c = \frac{\Delta y}{\Delta IC} * \frac{IC}{y} = [\alpha_H(\alpha_{ch}-\alpha_{ck}+\alpha_{ca}) + \alpha_l(\alpha_{cl}-\alpha_{ck}+\alpha_{ca})+\alpha_{ck}] * IC$$

با توجه به مثبت بودن عبارت مذکور، با یک درصد افزایش در شاخص شکل‌گیری خوشه‌های صنعتی در مناطق مختلف، نرخ رشد اقتصادی به‌اندازه

$$[\alpha_H(\alpha_{CH}-\alpha_{CK}+\alpha_{CA}) + \alpha_L(\alpha_{CL}-\alpha_{CK}+\alpha_{CA})+\alpha_{CK}] * IC$$

درصد افزایش خواهد یافت. این امر نشان می‌دهد که تأثیر خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصادی و به عبارت دیگر کشش تولید نسبت به خوشه‌های صنعتی تابع مؤلفه‌های مختلفی از جمله کیفیت خوشه‌های صنعتی (IC)، کشش تولید نسبت به سرمایه

1. Club Good

انسانی (α_H)، کشش تولید نسبت به نیروی کار (α_L)، شدت تأثیر خوشه‌های صنعتی بر شکل‌گیری سرمایه انسانی (α_{CH})، شدت تأثیر خوشه‌های صنعتی بر شکل‌گیری نیروی کار (α_{CL})، شدت تأثیر خوشه‌های صنعتی بر شکل‌گیری سرمایه فیزیکی (α_{CK}) و شدت تأثیر خوشه‌های صنعتی بر فناوری (α_{CA}) است.

۵- داده‌ها و روش تخمین

داده‌ها و آمارهای مورد استفاده در این تحقیق از نوع داده‌های ترکیبی (۳۰ استان طی دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱) بوده و از آمارنامه‌های مرکز آمار ایران و آمارنامه‌های استانی و همچنین خلاصه طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی بیشتر از ۱۰ نفر کارکن گردآوری شده است. در زیر نحوه محاسبه متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق ذکر شده است.

خوشه‌های صنعتی (IC):

ادبیات موجود متغیرهای مختلفی را جهت پی بردن به وجود خوشه‌های صنعتی ارائه می‌نماید که ازجمله مهم‌ترین آنها می‌توان به موارد نسبت تمرکز مکانی [1]، تخصصی شدن[2]، و روابط بین بنگاه‌ها[3] اشاره نمود: نسبت تمرکز مکانی درجه تمرکز یک صنعت را در یک منطقه نشان می‌دهد و یکی از معیارهای مهم وجود خوشه و ازاین‌رو مهم‌ترین متغیر برای تبیین نقش خوشه در رشد منطقه‌ای است. تمرکز بنگاه‌های کوچک نشان دهنده شبکه اجتماعی است که در درون یک خوشه و بین تولیدکنندگان قطعات مختلف ایجاد شده است و بنابراین سطح سرمایه اجتماعی را نشان می‌دهد. برای محاسبه نسبت تمرکز مکانی به‌عنوان یکی از مشخصه‌های خوشه از رابطه زیر استفاده شده است (کتلز و پروتسیو، ۲۰۱۳: ۱۵؛ کانگ و همکاران، ۲۰۰۷: ۴):

(۱۶)

$$LQ = \frac{IAV_P / GDP_P}{IAV_N / GDP_N}$$

در رابطه فوق IAV_P ارزش‌افزوده بخش صنعت در سطح استان، GDP_P تولید ناخالص استان، IAV_N ارزش افزوده بخش صنعت در سطح ملی و GDP_N تولید ناخالص ملی است. اگر این نسبت بزرگ‌تر از یک باشد مبین تمرکز بیشتر صنایع در استان مربوطه بوده و درجه‌ای از مزیت رقابتی را نشان می‌دهد (البته با فرض اینکه این نسبت از طریق نیروهای بازار تحت تأثیر قرار می‌گیرد نه از طریق برنامه‌ریزی استانی و با فرض اینکه این مزایا در طول زمان باثبات است). اگر این نسبت بزرگ‌تر از ۲ باشد حاکی از مزیت رقابتی قابل‌توجهی است.

تخصصی شدن فعالیت‌ها نیز یکی دیگر از ویژگی‌های خوشه‌های صنعتی است به‌گونه‌ای که در یک خوشه، واحدهای فعال در خوشه هر یک در بخش خاصی از زنجیره ارزش محصول خوشه تخصص یافته‌اند و همین امر منجر به ارتقا بهره‌وری و ظرفیت نوآوری در خوشه می‌گردد. برای محاسبه درجه تخصصی شدن فعالیت‌های صنعتی، مبتنی بر کار وین هولد و راچ[4] (۱۹۹۷) می‌توان از شاخص‌های تخصصی شدن هرفیندال استفاده نمود. اولین شاخص هرفیندال بر تولید ناخالص صنعتی مبتنی بوده و با رابطه زیر محاسبه می‌شود.

(۱۷)

$$SI_i = \sum_{i=1}^{I} \left[\frac{y_i}{Y} \right]^2$$

در رابطه فوق $i = 1 \dots I$ بخش‌های مختلف صنعت را نشان می‌دهد، y_i محصول ناخالص صنعت i و Y کل محصول ناخالص بخش صنعت را نشان می‌دهد. دومین شاخص هرفیندال بر ارزش‌افزوده صنعتی مبتنی بوده و با رابطه زیر محاسبه می‌شود.

(۱۸)

$$SI_i = \sum_{i=1}^{I} \left[\frac{v_i}{V} \right]^2$$

v_{it} ارزش‌افزوده صنعت i و V کل ارزش‌افزوده بخش صنعت را نشان می‌دهد. سومین شاخص هرفیندال یک شاخص وزنی است که در آن علاوه بر متغیر تولید یا ارزش‌افزوده از متغیر اشتغال نیز استفاده می‌شود. این شاخص بر اساس رابطه زیر محاسبه می‌شود.

$$SI_i = \sum_{i=1}^{I} \left\{ \frac{(\frac{v_i}{l_i})}{\sum_{i=1}^{I} \frac{v_i}{l_i}} * \frac{y_i}{Y} \right\}^2 \qquad (۱۹)$$

1. Location Quotient
2. Specialization
3. Relationship Between Enterprises
4. Weinhold & Rauch (1997)

l_i اشتغال صنعت i را نشان می‌دهد. هر سه شاخص فوق ارزشی بین صفر و یک اختیار می‌کنند که هر اندازه ارزش شاخص‌ها به یک نزدیک‌تر باشد حاکی از میزان بالاتر تخصصی شدن و به‌عبارت دیگر حاکی از وجود تعداد بیشتری از خوشه‌هاست. البته در این مطالعه با توجه به در دسترس نبودن آمار تفکیکی اشتغال، امکان محاسبه شاخص وزنی فراهم نبوده و لذا از رابطه (۱۸) استفاده شده است.

روابط موجود بین بنگاه‌های فعال در خوشه نیز از مشخصه‌های اصلی خوشه‌های صنعتی محسوب می‌شود. این روابط در یک تقسیم‌بندی کلی به دو دسته روابط عمودی و افقی تقسیم می‌شود. روابط افقی بین بنگاه‌هایی شکل می‌گیرد که در یک بخش مشابهی از زنجیره ارزش فعال هستند اما روابط عمودی بین بنگاه‌هایی شکل می‌گیرد که در حلقه‌ها و بخش‌های مختلفی از زنجیره ارزش فعال هستند. هر چند که برای سنجش روابط بین بخش‌ها، ماتریس داده–ستانده ابزار مفیدی است، اما این ماتریس اطلاعات روشنی در خصوص روابط بین بنگاهی ارائه نمی‌دهد. در این تحقیق برای اندازه‌گیری روابط بین بنگاهی از شاخص زیر استفاده شده است.

$$R=\frac{IR}{V} \qquad (۲۰)$$

در رابطه فوق IR نشان دهنده مجموع پرداختی و دریافتی بنگاه‌ها بابت خرید و فروش خدمات صنعتی و غیرصنعتی است که اطلاعات آن از طریق مرکز آمار ایران قابل دستیابی است، V کل ارزش‌افزوده صنعت را نشان می‌دهد و R نیز نشان دهنده شاخص روابط بین بنگاهی است که هر اندازه به صفر نزدیک باشد حاکی از ضعف روابط بین بنگاهی است و هر اندازه به یک نزدیک باشد حاکی از بالا بودن روابط بین بنگاهی است. در این تحقیق با در نظر گرفتن سه شاخص فوق و با استفاده از روش تحلیل عاملی اقدام به برآورد متغیر خوشه‌های صنعتی شده است.

نرخ رشد اقتصادی ($GY=\frac{\Delta Y}{Y}$):

برای محاسبه نرخ رشد اقتصادی هر استان، نرخ تغییرات سالانه تولید ناخالص داخلی استان مدنظر قرارگرفته است.

نرخ رشد سرمایه انسانی ($GH=\frac{\Delta H}{H}$):

در مطالعات مختلف از شاخص‌های مختلفی برای محاسبه سرمایه انسانی استفاده شده است. به عنوان مثال در مطالعات بارو (۱۹۹۱) و کو و همکاران (۱۹۹۷) نرخ ثبت‌نام در مدارس در مقطع متوسطه به‌عنوان سرمایه انسانی در نظر گرفته شده است. همچنین نرخ باسوادی، متوسط سال‌های تحصیل، میزان برخورداری آموزشی، مخارج سرمایه‌گذاری در آموزش و تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی نیز از شاخص‌هایی است که در مطالعات مختلف تجربی به‌عنوان جانشینی برای سرمایه انسانی مدنظر قرار گرفته‌اند. در این مطالعه از نرخ تغییر تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی و دانشگاه آزاد اسلامی استفاده شده است.

نرخ رشد موجودی سرمایه ($GK=\frac{\Delta K}{K}$):

با توجه به اینکه داده‌های تفکیکی برای سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه استان‌های مختلف در دست نیست، از داده‌های مربوط به اعتبارات عمرانی استان‌ها که داده‌های آن در سالنامه‌های استانی موجود بوده و در تحقیقات مختلف نیز از آنها استفاده شده است به‌عنوان متغیر جانشین استفاده شده است.

نرخ رشد متغیر نیروی کار ($GL=\frac{\Delta L}{L}$):

با توجه به اینکه داده‌های مربوط به برآورد جمعیت سال‌های مختلف استان‌های کشور توسط مرکز آمار ایران ارائه شده است و نظر به موجود بودن نرخ مشارکت استان‌ها، میزان اشتغال استان‌ها که از حاصل‌ضرب تعداد جمعیت در نرخ اشتغال به دست آمده است به‌عنوان متغیر نیروی کار در نظر گرفته شده است.

نرخ رشد متغیر فناوری ($GA=\frac{\Delta A}{A}$):

با توجه به اینکه در مطالعات رشد اقتصادی، عبارت A که نماد فناوری در توابع تولید محسوب می‌شود، به‌عنوان عامل بهره‌وری نیز شناخته می‌شود، و با عنایت به دشوار بودن دسترسی به داده‌های مرتبط با فناوری به تفکیک استان‌ها و سال‌های مختلف، از پارامتر بهره‌وری که از تقسیم ارزش ستانده‌های استان به ارزش داده‌های استان به دست آمده است، به‌عنوان جانشینی برای متغیر فناوری بهره گرفته شده و نرخ رشد سالانه آن مدنظر قرار گرفته است.

با استفاده از روابط (۱۳) و (۱۴)، مدل تجربی مورد استفاده

به‌منظور آزمون و بررسی اثرگذاری خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصاد منطقه‌ای و در شکل رگرسیون ترکیبی به‌صورت زیر است.

(۲۱)

$$\dot{Y}_{it} = \beta_{0it} + \alpha_H \dot{H}_{it} + \alpha_L \dot{L}_{it} + (1-\alpha_H - \alpha_L)\dot{K}_{it} + (\alpha_H + \alpha_K)\dot{A}_{it} + [\alpha_H(\alpha_{CH} - \alpha_{CK} + \alpha_{CA}) + \alpha_L(\alpha_{CL} - \alpha_{CK} + \alpha_{CA}) + \alpha_{CK}]\Delta C_{it} + u_{it}$$

همچنین با وارد کردن متغیرهای حاصل‌ضربی در مدل فوق، مدل تجربی لازم برای آزمون و بررسی مکانیسم‌های اثرگذاری خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصاد منطقه‌ای نیز به‌صورت زیر به دست می‌آید.

(۲۲)

$$\dot{Y}_{it} = \beta_{0it} + \alpha_H \dot{H}_{it} + \alpha_L \dot{L}_{it} + (1-\alpha_H - \alpha_L)\dot{K}_{it} + (\alpha_H + \alpha_K)\dot{A}_{it} + \alpha_{CH}\dot{H}_{it} * \Delta C_{it} + \alpha_{CL}\dot{L}_{it} * \Delta C_{it} + \alpha_{CK}\dot{K}_{it} * \Delta C_{it} + \alpha_{CA}\dot{A}_{it} * \Delta C_{it} + u_{it}$$

u_{it} جمله خطای مدل بوده و بنا بر فرض شرایط کلاسیک را تأمین می‌کند. در رابطه فوق $i = 1,2,\ldots n$ مبین تعداد مقاطع (استان‌ها)، $t = 1,2,\ldots T$ نشان دهنده دوره‌های زمانی است. β_{0it} مبین عرض از مبدأ مدل است که ممکن است برای تمامی مقاطع یکسان باشد یا متفاوت. در صورت متفاوت بودن عرض از مبدأ مدل مذکور می‌تواند تحت حالت‌های اثرات ثابت[1] و اثرات تصادفی[2] برآورد گردد. برای تخمین مدل از رویکرد داده‌های ترکیبی و همچنین نرم‌افزار اقتصادسنجی EVIEWS استفاده شده است. لازم به ذکر است که با توجه به اینکه در مدل‌های (۲۱) و (۲۲) متغیرها بر حسب نرخ رشد هستند، در برآورد مدل‌ها نیز متغیرهای معرفی شده به‌صورت نرخ رشد در نظر گرفته شده‌اند.

٦- نتایج تجربی

۶-۱- آزمون مانایی متغیرها

آزمون‌های ریشه واحد مرتبط داده‌های تابلویی به دو دسته تقسیم می‌شوند. دسته اول آزمون‌هایی هستند که تحت فرض ریشه واحد مشترک انجام می‌پذیرند نظیر آزمون‌های لوین، لین و چو[3] (۲۰۰۲)، بریتونگ[4] (۲۰۰۰) و هادری (۲۰۰۰)[5] و دسته دوم آزمون‌هایی هستند که تحت فرض ریشه واحد انفرادی قابل انجام هستند از قبیل آزمون‌های ایم، پسران و شین[6] (۲۰۰۳)، فیشر- فلیپس پرون[7]. در جدول ۱ نتیجه محاسبات حاصل از انجام آزمون‌های مانایی تحت هر دو فرض ریشه واحد مشترک و ریشه واحد انفرادی (با لحاظ عرض از مبدأ و بدون لحاظ روند) ارائه شده است.

جدول ۱. آزمون مانایی متغیرها

متغیرها	تحت فرض ریشه واحد مشترک (آماره آزمون لوین، لین و چو)		تحت فرض ریشه واحد انفرادی (آماره آزمون فیشر فلیپس پرون)	
	آماره آزمون	مرتبه جمعی	بدون روند	با روند
GY	-۷/۰۴۳ *	I(0)	۱۲۴/۱۳۳ *	I(0)
GH	-۷/۱۲۸ *	I(0)	۱۷۴/۲۵۳ *	I(0)
GL	-۴/۹۷۵ *	I(0)	۱۱۶/۱۱۵ *	I(0)
GK	-۴/۶۲۵ *	I(0)	۳۵/۰۳۰۲ *	I(1)
GA	-۱۱/۰۳ *	I(0)	۲۸۳/۶۰۲ *	I(0)
GIC	-۱/۰۱۹ *	I(1)	۱۱۰/۹۵۵ *	I(0)

* معنی‌دار در سطح ۱٪

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود آماره‌های آزمون مربوط به متغیرهای GY، GH، GL، GA، تحت هر دو فرض ریشه واحد مشترک و ریشه واحد انفرادی از نظر آماری در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای این متغیرها در حالت سطح متغیرها رد می‌شود. همچنین آماره آزمون مربوط به متغیر GK تحت فرض ریشه واحد مشترک و آماره آزمون مربوط به متغیر GIC تحت فرض ریشه واحد انفرادی از نظر آماری معنی‌دار بوده و فرض صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای این متغیرها در حالت سطح متغیرها رد می‌شود. لذا این متغیرها در سطح مانا بوده و جمعی از مرتبه اول I(0) هستند. بنابراین تخمین الگوی

1. Fixed Effects
2. Random Effects

3. Levin, Lin & Chu Test
4. Breitung Test
5. Hadri Test
6. Im, Pesaran, Shin Test
7. Fisher-PP Test

اقتصادسنجی به بروز رگرسیون‌های کاذب نخواهد انجامید.

۶-۲- برآورد مدل

جهت تحلیل اثرگذاری خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصادی در این قسمت رابطه ۲۱ و ۲۲ را با استفاده از داده‌های تابلویی برآورد می‌نماییم. با عنایت به نوع داده‌ها ابتدا باید آزمون شود که عرض از مبدأ مدل برای مقاطع مختلف متفاوت است یا خیر. بدین منظور فرضیه یکسان بودن عرض از مبدأ مدل را در مقابل تفاوت عرض از مبدأها به صورت زیر در نظر می‌گیریم.

$$\begin{cases} H_0 : \beta_{01} = \beta_{02} = \ldots = \beta_{0K} \\ H_1 : \beta_{01} \neq \beta_{02} \neq \ldots \neq \beta_{0K} \end{cases}$$

برای انجام آزمون فوق آماره آزمون F با توجه به مقادیر مجموع مجذور پسماندها از برازش دو مدل مقید (ثابت بودن عرض از مبدأها) و نامقید (متفاوت بودن عرض از مبدأها) محاسبه شده و نتیجه آن در جدول ۲ منعکس شده است. با توجه به معنی‌دار بودن مقدار آماره آزمون F در هر دو مدل فرض صفر مبنی بر یکسان بودن عرض از مبدأ در این مدل‌ها رد می‌شود و بنابراین رویکرد تلفیقی (POOLING) برای برآورد مدل در هر دو حالت رد و مدل پانل پذیرفته می‌شود. بنابراین برای هر دو حالت لازم است روشن شود که کدام یک از موارد اثرات ثابت و اثرات تصادفی سازگاری بالاتری با نوع داده‌های تحقیق نشان می‌دهند. به منظور انتخاب میان اثرات ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده شده است. فرض صفر و رقیب این آزمون به‌صورت زیر است:

$$\begin{cases} H_0 : E\ (u_{it}\ /\ x_{it}) = 0 \\ H_1 : E\ (u_{it}\ /\ x_{it}) \neq 0 \end{cases}$$

در صورت تأیید فرض صفر، مدل اثرات تصادفی و در صورت عدم تأیید، مدل اثرات ثابت انتخاب می‌گردد. نتیجه این آزمون در جدول (۲) نشان داده شده است.

همان‌گونه که در جدول ۲ ملاحظه می‌شود مقدار آماره آزمون هاسمن در هیچ یک از مدل‌ها از نظر آماری معنی‌دار نبوده و فرض صفر مبنی بر استقلال جملات خطا از متغیرهای مستقل رد نمی‌شود و از این‌رو مدل اثرات تصادفی انتخاب می‌شود. با تشخیص شکل مناسب مدل در حالت‌های دوگانه اقدام به برآورد ضرایب مدل شده که نتایج آن در جدول (۳) منعکس گردیده است.

جدول ۲. آزمون F لیمر و آزمون هاسمن برای انتخاب شکل مناسب مدل

مدل‌ها / آماره‌ها		مدل (۱)- رابطه ۲۳	مدل (۲)- رابطه ۲۴
آزمون F لیمر	آماره	۳/۴۳۶	۳/۵۰۸
	سطح معنی‌داری	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
آزمون هاسمن	آماره	۷/۷۵۳	۱۰/۲۹۵
	سطح معنی‌داری	۰/۱۷۰۴	۰/۲۴۴
نوع مدل		اثرات تصادفی	اثرات تصادفی

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۳. نتایج تخمین مدل

حالت‌ها / متغیرها	مدل (۱) - رابطه ۲۳		مدل (۲)- رابطه ۲۴	
	ضرایب	آماره t	ضرایب	آماره t
C	۰/۱۸۰۸ *	۲۱/۳۵۷	۰/۱۸۰۶*	۲۱/۵۱۰
GL	۰/۱۰۶۹	۱/۳۹۱۲	۰/۰۶۵۷	۰/۸۴۲۴
GK	۰/۰۳۳۲	۱/۳۱۲۷	۰/۰۳۵۱	۱/۳۹۶۵
GH	۰/۱۴۱۹ *	۳/۵۲۲۶	۰/۰۴۱۶*	۳/۵۱۸۱
GA	۰/۶۶۷۸ *	۱۲/۳۱۳	۰/۶۳۹۹*	۸/۸۵۳۱
GIC	۰/۰۹۴۲ *	۳/۵۴۴۷		
GIC *GL			۲/۶۰۱۰*	۲/۴۷۱۹
GIC *GK			۰/۰۱۶۳	۰/۱۰۲۱
GIC *GH			۰/۱۶۳۳**	۱/۹۲۳۴
GIC *GA			۰/۰۰۹۷	۰/۴۹۸۱
R^2	۰/۳۷		۰/۳۸	
F	۳۶/۵۴۳*		۲۳/۷۸۹*	
D.W	۲/۲۰۶۰۸		۲/۰۳۳۶	

* معنی‌دار در سطح ۱٪
** معنی‌دار در سطح ۵٪

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس آماره R^2 در مدل اول ۳۷ درصد و در مدل دوم ۳۸ درصد از تغییرات نرخ رشد توسط متغیرهای لحاظ شده در مدل قابل توضیح است. همچنین آماره F مبین معنی‌دار بودن کلی ضرایب رگرسیون در هر دو مدل است. با توجه به مقادیر آماره $D.W$ نیز می‌توان به عدم وجود مشکل خودهمبستگی بین اجزای اخلال مدل‌ها پی برد.

نکته قابل توجه این است که در هر دو مدل تخمین زده‌شده، ضریب متغیرهای نرخ رشد نیروی کار و سرمایه با وجود مثبت بودن از نظر آماری معنی‌دار نیست اما ضریب متغیرهای نرخ رشد سرمایه انسانی و فناوری از نظر آماری

معنی‌دار و دارای علامت مثبت و متناسب با انتظارات تئوریک است. بر اساس ضریب برآورد شده برای متغیر خوشه‌های صنعتی در مدل اول، استنباط می‌شود که به‌طور کلی خوشه‌های صنعتی رشد اقتصاد منطقه‌ای را در ایران به‌طور مثبت و معنی‌دار تحت تأثیر قرار می‌دهد. به‌عبارت دیگر یک درصد افزایش در رشد خوشه‌های صنعتی منجر به ۰/۰۹ درصد افزایش در نرخ رشد اقتصاد منطقه‌ای می‌شود. این نتیجه تا حد زیادی با مبانی نظری موجود در زمینه تعامل خوشه‌های صنعتی و رشد اقتصادی منطبق است. به‌عبارت دیگر، منطبق با مبانی نظری ارائه شده، این تصور شکل می‌گیرد که خوشه‌های صنعتی در ایران از طریق مکانیسم‌هایی چون کمک به انباشت نیروی کار، شکل‌گیری و تبادل دانش و مهارت، زمینه‌سازی برای تأمین مالی و بهبود فناوری‌های مورد نیاز تولید کنندگان قادر است بر رشد اقتصاد منطقه‌ای اثر گذارد. به منظور آزمون صحت این تصور نتایج مدل دوم می‌تواند راهگشا باشد. ضرایب متغیرهای حاصل‌ضربی در مدل دوم می‌تواند در تبیین چگونگی و مکانیسم این تأثیرگذاری مفید باشد. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود از میان متغیرهای حاصل‌ضربی که تأثیرات غیرمستقیم خوشه‌های صنعتی را بر رشد اقتصاد منطقه‌ای نشان می‌دهد، ضرایب متغیرهای $GIC*GL$ و $GIC*GH$ مثبت و از نظر آماری معنی‌دار به دست آمده است اما ضرایب متغیرهای $GIC*GK$ و $GIC*GA$ با وجود اینکه علامت مثبت دارند اما از نظر آماری معنی‌دار نیستند. معنی‌دار بودن ضرایب متغیرهای $GIC*GL$ و $GIC*GH$ حاکی از آن است که نقش‌آفرینی خوشه‌های صنعتی در رشد اقتصاد منطقه‌ای کشور عمدتاً از طریق تسهیل دسترسی بنگاه‌های صنعتی به نیروی کار مورد نیازشان و همچنین تقویت انباشت سرمایه انسانی صورت می‌پذیرد. این امر در سازگاری و تطابق کامل با انتظارت و مبانی نظری قرار دارد. به‌گونه‌ای که یافته‌های حاصله، تأیید کننده بخشی از ایده مارشال در ارتباط با صرفه‌های ناشی از تجمیع است و آن دسترسی به بازار نیروی کار محلی (که هم برای عرضه‌کنندگان نیروی کار و هم متقاضیان مفید است) است که به‌واسطه شکل‌گیری خوشه‌های صنعتی محقق می‌گردد. در واقع تجمع بنگاه‌های صنعتی در قالب خوشه‌های صنعتی باعث ایجاد ذخیره مناسبی از نیروی کار ماهر گشته و دسترسی بنگاه‌ها را به آنها تسهیل نموده است. این امر منجر به بهبود و رشد بنگاه‌های صنعتی گشته و بدین ترتیب نرخ رشد اقتصاد منطقه‌ای را به‌طور معنی‌داری متأثر نموده است.

اما معنی‌دار نبودن ضریب $GIC*GK$ در مدل دوم نشان می‌دهد که کارکرد خوشه‌های صنعتی از نقطه نظر کمک به انباشت و شکل‌گیری سرمایه‌های فیزیکی و تسهیل تأمین مالی بنگاه‌ها در وضعیت مناسبی قرار ندارد و لذا از این مسیر تأثیر معنی‌داری در رشد اقتصاد منطقه‌ای ایفا نمی‌نماید. به‌طور بدیهی این امر با ملاحظات و انتظارت تئوریک مطرح شده در این زمینه سازگاری ندارد. چرا که مبتنی بر انتظارت تئوریک، یکی از ساز و کارهای مهم اثرگذاری خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصادی، تسهیل شرایط تأمین مالی است. این امر می‌تواند دلایل متعددی داشته باشد. اول اینکه سرمایه اجتماعی و اعتماد لازم در میان بنگاه‌های صنعتی فعال در خوشه‌های صنعتی کشور برای فعالیت‌های تأمین مالی مشترک و سرمایه‌گذاری‌های مشترک به خوبی شکل نگرفته است، دوم آنکه تعامل مناسب بین بنگاه‌های صنعتی فعال در خوشه‌ها و نظام بانکی برقرار نیست و بنگاه‌های صنعتی اغلب به دلیل کوچک بودنشان، سهم ناچیزی از منابع بانکی را می‌برند، سومین دلیل این است که سیستم خوشه‌های صنعتی در وضعیت فعلی از توانایی و ظرفیت لازم برای اتصال بنگاه‌های صنعتی به بازارهای تأمین مالی در کشور برخوردار نیست. بررسی آمارهای سازمان بورس و اوراق بهادار نیز حاکی از این امر است که در حال حاضر هیچ یک از بنگاه‌های فعال در خوشه‌های صنعتی در بورس حضور نداشته و عملاً بورس هیچ نقشی در تأمین مالی بنگاه‌های فعال در خوشه‌ها ندارد.

همچنین معنی‌دار نبودن ضریب $GIC*GA$ در مدل دوم حاکی از آن است که خوشه‌های صنعتی در وضعیت موجود قادر نیستند تا از طریق بهبود فناوری بنگاه‌های صنعتی نقش معنی‌داری در رشد اقتصاد منطقه‌ای داشته باشند. این یافته نیز با مبانی و انتظارات نظری مطرح در این زمینه سازگار نیست. مبتنی بر مبانی نظری، مجاورت جغرافیایی واحدهای خوشه و همچنین وجود اعتماد بین آنها، اصلی‌ترین عامل تسهیل‌کننده جریان دانش و تبادل اطلاعات و مهارت‌های مرتبط با فناوری‌ها است. اما نتایج حاصله، چنین کارکردی را در خوشه‌های کشور تأیید نمی‌کند. یکی از دلایل چنین امری آماده نبودن زمینه‌های انتشار فناوری بین بنگاه‌های فعال در خوشه‌هاست. به‌عبارت دیگر هنوز تعامل لازم بین واحدها برای

انتقال دانش و فناوری و فعالیت‌های تحقیق و توسعه شکل نگرفته است. نکته دیگر به احتمال زیاد از ارتباط پایین و ناکارآمد دانشگاه‌ها و مراکز تحقیق و توسعه با بنگاه‌های فعال در خوشه‌های صنعتی نشأت می‌گیرد که این امر زمینه‌های بهبود فناوری و نوآوری را تضعیف می‌نماید. علاوه بر این در خوشه‌های صنعتی کشور ارتباط بین مراکز رشد و پارک‌های فناوری و بنگاه‌های صنعتی در وضعیت مطلوبی قرار نداشته و عملاً خوشه‌های صنعتی نتوانسته است از ظرفیت‌ها و زیرساخت‌های فناورانه موجود در کشور جهت بهبود فناوری بنگاه‌های صنعتی بهره برد.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

ادبیات نظری و تجربی مرتبط با خوشه‌های صنعتی حاکی از آن است که فعالیت بنگاه‌های صنعتی در قالب و ساختار خوشه‌ای، نقش قابل توجهی در بهبود بهره‌وری، فناوری، رشد و رقابت‌پذیری بنگاه‌های صنعتی داشته و از این‌رو خوشه‌های صنعتی می‌توانند زمینه‌های رشد و توسعه اقتصاد منطقه‌ای را تسهیل و تقویت نمایند. این مطالعه با هدف بررسی نقش خوشه‌های صنعتی در رشد اقتصاد منطقه‌ای کشور، از یک مدل رشد درون‌زا بهره گرفته و با استفاده از داده‌های تابلویی مرتبط با ۳۰ استان کشور طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱ به این نتیجه رسیده است که به‌طور کلی خوشه‌های صنعتی طی دوره مورد نظر نقش مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی منطقه‌ای کشور داشته است.

بررسی تفصیلی نشان داده است که خوشه‌های صنعتی در رشد اقتصاد منطقه‌ای ایران تأثیر مثبت معنی‌دار داشته است. این یافته تا اندازه قابل‌توجهی با نتایج اغلب مطالعات تجربی انجام یافته در این حوزه همچون روچا (۲۰۱۵)، دلگادو و همکاران (۲۰۱۲)، رودریگز و کامپتر (۲۰۱۱) و کانگ و همکاران (۲۰۰۷) که در بخش پیشینه تحقیق به آنها اشاره شد، همخوانی و سازگاری دارد. اما تأثیر مثبت خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصاد منطقه‌ای، عمدتاً از طریق دو ساز و کار بهبود نیروی کار و بهبود سرمایه انسانی تحقق یافته است. از این منظر نیز می‌توان به سازگاری و همسویی این یافته‌ها با نتایج مطالعات مارشال (۱۹۲۰) و پرتر (۱۹۹۸) پی برد. با وجود این، خوشه‌های صنعتی در کشور در فراهم نمودن زمینه توسعه و تقویت فناوری مورد نیاز بنگاه‌های صنعتی فعال در آنها از موفقیت چندانی برخوردار نبوده‌اند. همچنین فعالیت بنگاه‌ها در ساختار خوشه‌ای مزیت قابل‌توجهی را برای آنها از نقطه نظر دسترسی به منابع مالی و سرمایه‌گذاری مهیا نساخته است. بنابراین دو ساز و کار بهبود فناوری و تأمین مالی نقش واسط فعالی را در اثرگذاری خوشه‌های صنعتی بر رشد اقتصاد منطقه‌ای ایفا ننموده‌اند. نتایج و یافته‌های تحقیق در این دو حوزه با نتایج مطالعات پیشین همچون رومر، ۱۹۸۶؛ آرتور، ۱۹۹۰؛ کروگمن، ۱۹۹۱؛ استارپر، ۱۹۹۳ و سکسنیان، ۱۹۹۴ همسو و سازگار نیست. متناسب با یافته‌های مقاله، پیشنهادهای زیر قابل ارائه است:

- گنجاندن مدل توسعه خوشه‌ای در برنامه‌ها و سیاست‌های رشد و توسعه اقتصادی کشور خصوصاً در برنامه ششم توسعه و تقویت منابع مالی و انسانی لازم برای اجرای برنامه‌های توسعه خوشه‌های کسب و کار در کشور (با توجه به مثبت و معنی‌دار بودن ضریب خوشه‌های صنعتی در مدل‌های اقتصادسنجی تحقیق).
- استفاده از مدل توسعه خوشه‌ای در برنامه‌ها و سیاست‌های توسعه اشتغال و بهبود بازار کار در کشور (با توجه به مثبت و معنی‌دار بودن ضریب متغیر اشتغال‌زایی در مدل تحقیق).
- ایجاد ظرفیت‌های لازم به منظور بهره‌مند شدن اعضای خوشه‌ها از منابع نظام بانکی و همچنین پذیرفته شدن واحدهای عضو خوشه در بازار سهام (با توجه به معنی‌دار نبودن ضریب تأمین مالی در مدل اقتصادسنجی تحقیق).
- ایجاد ظرفیت برای تقویت روابط اثربخش بین دانشگاه‌ها، مراکز رشد و پارک‌های فناوری و مراکز تحقیق و توسعه با بنگاه‌های فعال در خوشه‌های صنعتی جهت بهبود فناوری و نوآوری (با توجه به معنی‌دار نبودن ضریب فناوری در مدل اقتصادسنجی تحقیق).

منابع

خدادادکاشی، فرهاد؛ شهیکی‌تاش، محمدنبی و نورانی‌آزاد، سمانه (۱۳۹۴). "قدرت انحصاری در بخش صنعت و ارزیابی تأثیرات آن بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از رویکرد مارک آپ درون‌زا". *فصلنامه علمی پژوهشی*

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۵، شماره ۱۹، ۱۱۴-۹۵.

داداش‌پور، هاشم (۱۳۸۸). "خوشه‌های صنعتی، یادگیری، نوآوری و توسعه منطقه‌ای". *مجله راهبرد یاس*، شماره ۱۸، ۷۰-۵۳.

داداش‌پور، هاشم؛ پورطاهری، مهدی و معرفی، ابوالفضل (۱۳۹۲). "بررسی و تحلیل رابطه خوشه‌ای شدن صنعتی و ارتقاء ظرفیت‌های یادگیری (مورد مطالعه: خوشه‌های صنعتی مبلمان و چاپ و نشر در شهر قم)". *فصلنامه مدیریت صنعتی*، دوره ۸، شماره ۲۵، ۱۰۴-۹۳.

رجب‌پور، حسین و ستاری‌فر، محمد (۱۳۹۲). "بررسی اثر توسعه خوشه‌های صنعتی بر کارایی و مزیت رقابتی بنگاه‌های کوچک و متوسط (مطالعه موردی: خوشه فرآوری سنگ تهران)". *مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، سال بیستم، شماره ۶، ۸۲-۵۴.

سلیمانی، غلامرضا؛ عزیزمحمدلو، حمید و وحدت، سیاوش (۱۳۹۴ الف). "*خوشه‌های کسب و کار شناسایی شده در کشور (نقشه کشوری خوشه‌های کسب و کار)*". انتشارات آیین محمود: چاپ اول.

سلیمانی، غلامرضا؛ عزیزمحمدلو، حمید و وحدت، سیاوش (۱۳۹۴ ب). "*نگاهی بر پروژه‌های توسعه خوشه‌ای در ایران، الگوسازی برنامه توسعه خوشه‌ای*". انتشارات آیین محمود: چاپ اول.

ظهوریان، میثم و رحیم نیا، فریبرز (۱۳۹۴). "ارائه الگوی توسعه پایدار خوشه‌های کسب و کار در ایران". *توسعه کارآفرینی*، دوره ۸، شماره ۱، ۵۹-۴۱.

مرکز آمار ایران، خلاصه طرح آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱.

مرکز آمار ایران، سالنامه آماری کشور، سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۱.

موسوی نقابی، سید مجتبی؛ نظری، محسن؛ حسنقلی‌پور، طهمورث؛ سلیمانی، غلامرضا و عباسیان، عزت الله (۱۳۹۴). "طراحی مدل شبکه‌سازی فعالیت‌های بازاریابی بنگاه‌های فعال در خوشه‌های صنعتی ایران". *فصلنامه علوم مدیریت ایران*، سال دهم، شماره ۳۷، ۷۷-۵۱.

Altenburg, T. & Meyer, S. J. (1999). "How to Promote Clusters: Policy Experience from Latin America". *World Development*, 27(9), 1693-1713.

Arthur, B. (1990). "Silicon Valley Locational Clusters: Do Increasing Returns Imply Monopoly?". *Mathematical Social Sciences*, 19(3), 235-251.

Asanuma, B. (1989). "Manufacturer-Supplier Relationships in Japan and the Concept of Relation-Specific Skill". J*ournal of Japanese and International Economies,* 3, 1-30.

Baltaj, I. & Badi, H. (2008). "*Econometric Anlaysis of Panel Data*". Forth Edition, John Wiley and Sons, New York.

Barro, R. (1991). "Economic Growth in Cross- Section Countries". *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.

Bergman, E. & Feser, E. (1999). "*Industrial and Regional Clusters: Concepts and Comparative Applications*". The web Book of Regional Science, Regional Research Institute. West Virginia University.

Bin, G., Young, S. & Xiong, L. (2012). "*Industrial Clusters and Regional Inclusive Development: Experience from China*". IEEE International Conference on Management of Innovation and Technology (ICMIT).123-128

Christian, H. & Ketels, M. (2004). "*Cluster-Based Economic Development, What Have We Learned*". Institute for Strategy And Competitiveness, Harvard Business School, London, Uk.

Coe, D., Helpman, E. &. Hoffmaister, A. (1997). "North-South R&D Spillovers". *The Economic Journal,* 107(440). 134-149.

Delgado, M., Porter, M. & Stern, S. (2012). "*Clusters, Convergence, and Economic Performance NBER Working Paper Series*". National Bureau of Economic Research, Cambridge, www.nber.org.

Enright, M. J. (1996). "*Regional Clusters and*

Economic Development: A Research Agenda". In Business Networks: Prospects for Regional Development" Edited by U. H. Staber et al., Berlin, Walter De Gruyter.

Humphrey, J. & Schmitz, H. (1998). "Trast and Inter – Firm Relations in Developing and Transitioning Economics". *The Journal of Development Studies*, 34(4), 32-61.

JP Morgan Chase Foundation. (2014). "*The Missing Link: Clusters, Small Business Growth and Vibrant Urban Economies (An Analysis of Small Business Development Strategies in the Nation's Ten Largest Cities)*". www.icic.org.

Kang,Y., College, W. & Ramirez, S. (2007). "Made in China: Coastal Industrial Clusters and Regional Growth". *Issues in Political Economy*, 16, 1-15.

Kawasaki, S. & Macmillan, J. (1987). "The Design of Contracts: Evidence from Japanese Subcontracting". *Journal of Japanese and International Economies*, 1, 327-349.

Ketels, C. (2003). "*The Development of the Cluster Concept –Present Experiences and Further Developments*". Prepared for NRW Conference on Clusters, Duisburg, Germany, 5 Des 2003.

Ketels, K. & Protsiv, S. (2013). "*Clusters and the New Growth Path for Europe*". Working Paper, No 14, www.foreurope.eu.

Krugman, P. (1991). "*Geography and Trade*". Cambridge: MIT Press.

Leamer, E. E. & Storper, M. (2001). "The Economic Geography of the Internet Age". *Journal of International Business Studies*, 32(4), 641-665.

Lundvall, B. (1992). "*National Systems of Innovation: Towards a Theory of Innovation and Interactive Learning*". London, Pinter.

Marshall, A. (1920). "*Principles of Economics: An Introductory Volume*". 8th Ed. New York: Macmillan.

Maskell, P. (2001). "Knowledge Creation and Diffusion in Geographic Clusters". *International Journal of Innovation Management*, 5(2), 213-237.

Porter, M. E. (1990). "*The Competitive Advantage of Nations*". New York: Basic Books.

Porter, M. E. (1998). "*Clusters and the New Economic of Competition*". Harvard Business Review (November / December).

Rivera, L. & Romer, P. (1990). "*Economic Integration and Endogenous Growth. NBER*". Working Paper Series, No.3528, National Bureau of Economic Research.

Rocha, H. (2015). "Do Clusters Matter to Firm and Regional Development and Growth?: Evidence from Latin America". *The Journal of the Iberoamerican Academy of Management,* 13(1), 83–123.

Rodríguez-Clare, A. (2007). "Clusters and Comparative Advantage: Implications for Industrial Policy". *Journal of Development Economics*, 82, 43-57.

Rodríguez-Pose, A. & Comptour, F. (2011). "*Do Clusters Generate Greater Innovation and Growth? An Analysis of European Regions*". Bruges European Economic Research Papers.

Romer, P. M. (1986). "Increasing Returns and Long-Run Growth". *Journal of Political Economy,* 94(5), 1002-1037.

Saxenian, A. (1994). "*Regional Advantage: Culture and Competition in Silicon, Valley and Route*". 128. Harvard University Press.

Sonobe, T., Higuchi, Y. & Otsuka, K. (2013). "*Productivity Growth and Job Creation in the Development Process of Industrial Clusters*". Background Paper for the World Development Report.

Storper, M. (1993). "Regional "Worlds" of

Production: Learning and Innovation in the Technology Districts of France, Italy and the USA". *Regional Studies*, 27(5), 433-455.

Weinhold, D. & Rauch, J. (1997). "*Openness, Specialization, and Productivity Growth in Less Developed Countries*". Working Paper 6131, National Bureau of Economic Research, Camberidge.

Wennberg, K. & Lindqvist, G. (2008). "*How Do Entrepreneurs in Clusters Contribute to Economic Growth*?". SSE/EFI Working Paper Series in Business Administration, Stockholm School of Economics, Stockholm, Sweden.

Whittaker, D. H. (1997). "*Small Firms in the Japanese Economy*". Cambridge. UK: Cambridge University Press.

Zhang, X. & Chen, D. (2013). "The Influence of Financial Industry Cluster on Economic Growth: Three Economic Zones in China". *Accounting and Finance Research,* 2(4), 69-80.

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و ششم، بهار ۱۳۹۶ (۴۸ـ۳۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 26, April 2017 (35-48)

تأثیر بهبود مدیریت فراوانی ثروت نفتی بر سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی کشورهای برگزیده نفتی و توسعه یافته: رویکرد پانل GMM

* ابوالفضل شاه‌آبادی[۱]، مرضیه صالحی[۲]
۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران
۲. دانشجوی کارشناسی ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران
(دریافت: ۱۳۹٤/۱۱/۷ پذیرش: ۱۳۹٤/۱۲/۲۵)

The Effect of Improving Management of Oil Wealth Abundance on Public Health Spending in the Selected Oil Exporting and Developed Countries: GMM Approach

*Abolfazl Shahabadi[1], Marzieh Salehi[2]
1. Associate Professor, Department of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran
2. M.A. in Economic Development & Planning, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran
(**Received:** 27/Jan/2016 **Accepted:** 15/March/2016)

چکیده:

تأثیر افزایش هزینه‌های بهداشت عمومی بر عملکرد اقتصادی–اجتماعی افراد جامعه و به ویژه اهمیت و نقش آن در تأمین و تضمین توسعه پایدار در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته از گذشته تاکنون، مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده است. بدین منظور، الگوهای زیادی تلاش نمودند تا بتوانند عوامل مؤثر بر رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی را شناسایی و نحوه اثرگذاری این مؤلفه‌ها را توضیح دهند. با توجه به نقش حیاتی سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی در توسعه اقتصادی، پژوهش حاضر با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM به بررسی بهبود مدیریت فراوانی ثروت نفتی و سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی در کشورهای برگزیده نفتی و توسعه یافته طی دوره ۲۰۱۲–۱۹۹۶ پرداخته است. شواهد گویای آن است که مدیریت کارا، هوشمندانه و آینده‌نگر منابع نفتی نقش بسزایی در افزایش سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی در هر دو گروه کشورهای برگزیده نفتی و توسعه یافته مورد مطالعه دارد. این مطلب بیان کننده لزوم حرکت جدی کشورهای برگزیده نفتی ناموفق نسبت به شاخص‌های نهادی حکمرانی در راستای بهبود مدیریت فراوانی ثروت نفتی است. علاوه بر این یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد رشد تولید ناخالص داخلی سرانه و شاخص قیمت مصرف‌کننده اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی در کشورهای برگزیده نفتی و توسعه یافته دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد نابرابری درآمد اثر منفی و معنی‌داری بر رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی در هر دو گروه کشورهای برگزیده نفتی و توسعه یافته دارد.

واژه‌های کلیدی: سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی، مدیریت فراوانی ثروت نفتی، داده‌های تابلویی.
طبقه‌بندی JEL: H750، Q32، Q33، O13.

Abstract:

The impact of increased public health spending on economic-social performance of society and especially the importance and its role in providing and ensuring sustainable development in developing and developed countries, has been interest of economists and politicians since past to present. For this purpose, many patterns attempted to identify the factors affecting growth of per capita public health spending and to explain their impact. Due to the vital role of per capita public health spending on economic development, current study using the generalized method of moments (GMM) has paid to investigate improving the management of oil wealth abundance on public health spending in the selected oil and developed countries during the period 1996-2012. The evidences indicate that efficient, intelligent and prospective management of oil resources have important role in increasing per capita public health spending in both groups studied selected oil and developed countries. This represents a serious move for selected oil countries to improve the management of abundance of oil wealth. Furthermore study findings show that per capita GDP growth and consumer price index have a positive and significant impact on growth of public health spending in oil and developed countries. Also results show that income inequality has a negative and significant impact on growth of per capita public health spending in both groups of countries.
Keywords: Per Capita Public Health Spending, Management of Oil Wealth Abundance, Panel Data.
JEL: H750, Q32, Q33, O13.

* **نویسنده مسئول:** ابوالفضل شاه‌آبادی
E-mail: shahabadia@gmail.com

*Corresponding Author: Abolfazl Shahabadi

۱- مقدمه

بهداشت و سلامت همواره به عنوان ضرورتی جهت تحقق رشد و توسعه اقتصادی پایدار، ارتقاء سطح زندگی و رفاه افراد جامعه، مورد توجه صاحب نظران اقتصادی قرار گرفته است. زیرا ارتقای بهداشت سبب بهبود سرمایه انسانی و رشد و توسعه اقتصادی می‌گردد (فتاحی و همکاران،۱۳۹۰: ۳۸ و شهرکی و قادری، ۱۳۹۴: ۱۱۵). از سوی دیگر، بهبود سطح بهداشت در جامعه با کاهش نرخ مرگ و میر و افزایش امید به زندگی و افزایش بهره‌وری، افراد را به پس‌انداز بیشتر تشویق خواهد کرد (بهبودی و همکاران، ۱۳۹۰: ۸۲ و سلمانی و همکاران، ۱۳۹۴: ۹۹). زیرا افراد سالم دارای افق زمانی گسترده و بهره‌ورتر هستند، لذا آنها قادر به پس‌انداز بیشتری برای دوران عمر خود می‌باشند. افزایش پس‌انداز افراد جامعه می‌تواند منجر به افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی مستمر و باثبات شود. از این‌رو ضرورت دارد سیاست‌گذاران در جهت شناسایی عوامل اثرگذار در روند و سطح بهداشت عمومی گام بردارند. بسیاری از صاحب‌نظران معتقدند، افزایش سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی یکی از راهکارهایی است که در آن کشورها می‌توانند سطح بهداشت و سلامت جامعه را افزایش دهند (شاه‌آبادی و همکاران،۱۳۹۱: ۹۵-۹۳).

سهم هزینه‌های بهداشت عمومی از تولید ناخالص داخلی در کشورهای مختلف، متفاوت است. این سهم در ایران حدود ۵ درصد و متوسط کشورهای عضو اوپک حدود ۴ درصد است، در حالی که این مقدار برای بسیاری از کشورهای در حال توسعه بیشتر از ۹ درصد و در کشورهای توسعه یافته بیش از ۱۲ درصد و در ایالات متحده آمریکا حتی بالاتر از ۱۶ درصد است (بانک جهانی[1]، ۲۰۱۳). به عنوان نمونه در سال ۲۰۱۳ میلادی متوسط سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی در کشورهای برگزیده ناموفق نفتی حدود ۵۵۷ دلار بوده، در حالی که این رقم برای کشورهای برگزیده توسعه یافته حدود ۴۴۳۶ دلار است. در این رده‌بندی، سرانه هزینه بهداشتی ایران ۴۳۲ دلار است. همچنین بیشترین هزینه دولتی مربوط به خدمات بهداشتی در دنیا به ازاء هر نفر در کشور نروژ معادل ۹۲۷۶ دلار بوده و کمترین آن متعلق به جمهوری آفریقای مرکزی حدود ۱۳ دلار است (بانک جهانی، ۲۰۱۳).

با توجه به شکاف عمیق سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی بین کشورها، بررسی علمی عوامل تعیین‌کننده سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی ضروری است. تاکنون اقتصاددانان همواره بر عوامل تعیین‌کننده سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی از جمله تولید ناخالص داخلی، پیشرفت علم پزشکی و کشف دستاوردهای جدید، بهبود وضعیت اقتصادی-اجتماعی، جهت‌گیری سیاست و برنامه‌های دولت، ساختار سنی جمعیت، کل هزینه‌های عمومی و ... تأکید و تمرکز کرده‌اند، که بررسی هر یک از آنها به نوبه خود، بخشی از مسیر رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی را توضیح می‌دهند. اما در کنار این عوامل، نقش مدیریت فراوانی ثروت نفتی مغفول مانده است. لذا ضروری است به بررسی تأثیر بهبود مدیریت فراوانی ثروت نفتی بر سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی پرداخته شود. زیرا، به طور بالقوه ثروت منابع طبیعی به ویژه نفت می‌تواند در رشد هزینه‌های بهداشت عمومی کشورها سودمند باشد. در حالی که فراوانی ثروت نفتی به خودی خود یک مزیت است (رضایی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۳۱)، اما بسیاری از کشورها با ثروت نفتی فراوان عملکرد خوبی در ارتقاء سطح بهداشت و درمان از طریق افزایش هزینه‌های بهداشتی نداشتند. بنابراین می‌توان استدلال کرد، فراوانی ثروت نفتی به خودی خود تعیین‌کننده هزینه‌های بهداشتی نیست. بلکه متغیرهای مرتبط با وضعیت نهادهای حکومتی جامعه (پاسخگویی، ثبات سیاسی، اثربخشی دولت، کیفیت قوانین و مقررات، حاکمیت قانون، کنترل فساد) در افزایش یا کاهش هزینه‌های بهداشتی مؤثر هستند. زیرا، پایین بودن شاخص‌های حکمرانی، اتلاف منابع محدود در دسترس دولت را در پی خواهد داشت (صباغ کرمانی و باسخا، ۱۳۸۸: ۱۲۰). به عبارت دیگر، در مسیر نیل به رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی، بهبود وضعیت حکمرانی را می‌توان یکی از بایدهای کشورهای در حال توسعه دانست. زیرا، حکمرانی خوب عملکرد برنامه و سیاست‌ها را از طریق مدیریت کارآمد و تخصیص بهینه منابع، خدمات بهداشتی را افزایش می‌دهد. به طور کلی می‌توان استدلال کرد، تأثیر مثبت فراوانی ثروت نفتی بر سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی به مدیریت مناسب ثروت‌های ارزی حاصل از فروش ثروت نفتی بستگی دارد. به عبارت دیگر، صرف افزایش هزینه‌های بهداشت عمومی در یک کشور ملاک مناسب نیست بلکه مدیریت و درست هزینه کردن این هزینه‌ها نیز ملاک است.

۲- مبانی نظری

نخستین انقلاب بهداشت عمومی باعث شد تا اواسط دهه ۱۹۵۰، بسیاری از بیماری‌های عفونی مهار شوند. دومین

1. Word Development Indicators

انقلاب، از سال ۱۹۷۴ با هدف پیشگیری از بیماری‌ها و ارتقاء سلامت آغاز شد. در واقع انقلاب دوم، پاسخی به مسائل حل نشده بهداشتی و هزینه‌های سرسام‌آور خدمات پزشکی و درمانی بود (حاتمی، ۱۳۸۵: ۲۲۰). دهه ۱۹۸۰ را می‌توان دوره تأمین مالی خدمات بهداشتی نامید. در حقیقت می‌توان گفت دلیل اصلی پیدایش تفکر اقتصادی در بخش بهداشت و درمان، رشد بسیار شدید هزینه‌های بهداشتی در بین کشورها بود (حق‌پرست و معینی، ۱۳۸۳: ۴۸-۳۳). عوامل متعددی بر رشد هزینه‌های بهداشت عمومی تأثیرگذار است. از جمله می‌توان به عواملی همچون تولید ناخالص داخلی، پیشرفت علم پزشکی و کشف دستاوردهای جدید، بهبود وضعیت اقتصادی-اجتماعی، سیاست‌ها و برنامه‌های دولت و شاخص‌های مرتبط با متغیرهای جمعیتی و شاخص‌هایی همچون نسبت جمعیت جوان در یک کشور و یا نسبت جمعیت بالای ۶۵ یا ۷۰ سال در یک کشور اشاره کرد. در کنار این عوامل، گیلفاسون[1] (۲۰۰۱b: ۸۴۷)، وکوکس و فرانکن[2] (۲۰۱۴: ۱۳۸) معتقدند فراوانی ثروت نفتی نیز نقش بسزایی بر رشد هزینه‌های بهداشتی کشورها داشته و بسته به شرایط اولیه کشورها و مدیریت متفاوت منابع نفتی از طریق شاخص‌های حاکمیتی، آثار متفاوتی از خود بر جای گذاشته است. منابع نفتی یکی از مهم‌ترین منابع ثروت ملی در جهان محسوب می‌شود. به گونه‌ای که گیلفاسون و زوئگا (۲۰۰۶: ۱۰۹۸) و گوپتا و همکاران[3] (۲۰۰۳: ۶۸۵) اشاره می‌کنند منابع نفتی در ذات خود نعمت خدادادی بوده و برای کشورها می‌تواند راهگشا باشد. در حالی که منابع نفتی به خودی خود یک مزیت است، اما اوتی[4] (۱۹۹۷: ۶۵۷ و ۲۰۰۱: ۸۴۵)، ساکس و وارنر[5] (۱۹۹۵:۱۴، ۱۹۹۷:۱۸ و ۱۹۹۹:۴۴)، گیلفاسون (۱۹۹۸: ۸۱ و ۲۰۰۸: ۶-۴)، و پاپیراکیس و گرلف[6] (۲۰۰۶: ۱۲۵ و ۲۰۰۷: ۱۰۱۶) معتقدند منابع نفتی می‌تواند کشورهای غنی از این منابع را به صورت بالقوه نسبت به آنچه که اغلب "بیماری هلندی" -آثار بالقوه منفی مدیریت نامناسب فراوانی منابع نفتی- نامیده می‌شود (میدری و خیرخواهان، ۱۳۸۳: ۴۷-۵)، آسیب‌پذیر کند. به طور کلی، اثرات وفور منابع نفتی روی رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی بسیار متفاوت است و به شدت به ویژگی‌های خاص نهادی و سیاسی هر کشور بستگی دارد. لوئیس[7] (۲۰۰۶: ۴۵-۱)، یعقوب و همکاران[8] (۲۰۰۶: ۱۸۹)، برینکرهوف و همکاران[9] (۲۰۰۹: ۳۷-۱۹)، کومار[10] (۲۰۰۹: ۳۴) و فرج و همکاران[11] (۲۰۱۳: ۳۳) معتقدند، حکمرانی خوب، سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی را افزایش و بهبود سلامت جامعه را تضمین خواهد کرد. موضوع نهادها در دو دهه اخیر همزمان با گسترش موج انتقادی به بسته‌های سیاستی نئوکلاسیک‌ها در عرصه اقتصاد بین‌الملل توسط اقتصاددانانی که به نهادگرایان جدید معروف شدند، مطرح شده است. نهادگرایان معتقدند مؤلفه‌های نهادی به ویژه شاخص حکمرانی بر سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی کشورها در عرصه‌های مختلف تأثیر گذارند. از عوامل نهادی مؤثر بر رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی به طور خاص می‌توان به شفافیت و پاسخگویی، ثبات سیاسی بدون خشونت، مؤلفه اثربخشی دولت در انجام وظایف محول شده و کیفیت تنظیم‌گری مقررات تأمین قضایی و کنترل فساد نام برد (کافمن و همکاران[12]، ۲۰۰۹: ۹). در واقع نحوه استفاده و مدیریت این منابع عامل مهمی در نعمت یا نقمت بودن منابع نفتی برای کشورها است. به عبارت دیگر، اگر اصول اساسی حکمرانی و مدیریت مناسب منابع نفتی وجود نداشته باشد، فراوانی ثروت نفتی در کشور تأثیر مثبت و قابل قبولی بر سطح سلامت از طریق افزایش هزینه‌های بهداشت عمومی نخواهد داشت.

۳- مطالعات تجربی

ال آنشسی و کتسیتی[13] با استفاده از داده‌های پانلی ۱۱۸ کشور با منابع طبیعی مختلف طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۰ به بررسی اینکه "آیا منابع طبیعی برای سلامت مضر است یا نه؟" پرداختند. با ثابت در نظر گرفتن شرایط تاریخی و جغرافیایی، فساد، رژیم‌های استبدادی، سطح درآمد و وضعیت سلامت اولیه کشورها بیان می‌دارند، هیچ شواهد قانع کننده‌ای برای حمایت از وجود رابطه منفی بین فراوانی منابع طبیعی و هزینه‌های بهداشت عمومی وجود ندارد. در مقابل، وابستگی منابع طبیعی باعث کاهش هزینه‌های بهداشتی می‌شود (ال آنشسی و کتسیتی، ۲۰۱۵: ۲۹).

1. Gylfason (2001b)
2. Cockx & Francken (2014)
3. Gupta et al. (2003)
4. Auty (1997, 2001)
5. Sachs & Warner (1995, 1997, 1999)
6. Papyrakis & Gerlagh (2006, 2007)
7. Lewis (2006)
8. Yaqub et al. (2006)
9. Brinkerhoff et al. (2009)
10. Kumar (2009)
11. Farag et al. (2013)
12. Kaufmann et al. (2009)
13. El Anshasy & Katsaiti (2015)

کوکس و فرانکن به بررسی تأثیر وابستگی فراوانی منابع طبیعی بر هزینه‌های بهداشت عمومی کشورهای مختلف آسیایی و آفریقایی طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۵ پرداختند. در پرتو این فرضیه که در دسترس بودن منابع طبیعی به عنوان یک منبع درآمد ناخواسته دولت موجب افزایش استقلال و بی‌مسئولیتی دولت شده و بر سیاست‌های بهبود توسعه انسانی توجه ویژه‌ای نمی‌شود، بیان می‌دارند، رابطه معکوس و معناداری بین وابستگی منابع طبیعی و هزینه‌های بهداشت عمومی نسبت به تولید ناخالص داخلی وجود دارد (کوکس و فرانکن، ۲۰۱۴: ۱۳۶).

فرج و همکاران به بررسی تأثیر حکمرانی خوب بر هزینه‌های بهداشت عمومی با استفاده از داده‌های ۱۳۳ کشور کم درآمد و درآمد متوسط در سال‌های ۱۹۹۵، ۲۰۰۰، ۲۰۰۵ و ۲۰۰۶ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد، حکمرانی خوب باعث افزایش هزینه‌های بهداشتی می‌شود. زیرا انتظار می‌رود کشورها با حکمرانی خوب قادر به افزایش سرمایه‌گذاری در بخش بهداشت و درمان و بهبود سطح سلامت کشور باشند (فرج و همکاران، ۲۰۱۳: ۳۳).

کومار به بررسی تأثیر فساد بر هزینه‌های بهداشت عمومی با استفاده از داده‌های ۱۸۰ کشور طی دوره ۲۰۰۵-۲۰۰۱ پرداخته و بر اساس نتایج بیان می‌دارند، کشورهایی که از فساد کمتری برخوردار هستند هزینه بهداشت عمومی بالاتری دارند، همچنین انتظار می‌رود سطح بهداشت و سلامت در این کشورها از وضعیت مطلوب‌تری برخوردار باشند (کومار، ۲۰۰۹: ۳۴).

یعقوب و همکاران به بررسی تأثیر حکمرانی خوب و هزینه‌های بهداشت عمومی در نیجریه طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۳ پرداخته‌اند، نتایج به دست آمده نشان می‌دهد، حکمرانی خوب در تضمین ارائه خدمات بهداشتی و هزینه‌های بهداشت عمومی مؤثر می‌باشد. به گونه‌ای که اگر اجزای شاخص حکمرانی خوب (پاسخگویی، شفافیت، کنترل فساد، ثبات سیاسی و اثربخشی دولت) در جامعه وضع مناسبی داشته باشند شاهد افزایش هزینه‌های بهداشت عمومی و بهبود سلامت خواهیم بود (یعقوب و همکاران، ۲۰۰۶: ۱۸۹).

لوئیس به بررسی تأثیر شاخص‌های حکمرانی بر هزینه‌های بهداشت عمومی کشورهای در حال توسعه طی سال‌های مختلف پرداخته، و بر اساس نتایج بیان می‌دارد، فساد و سوءمدیریت در این کشورها اثر منفی بر هزینه‌های بهداشت عمومی دارد و معتقد است، دلیل پایین بودن بازدهی سرمایه‌گذاری در بخش بهداشت کشورهای در حال توسعه، ضعف حاکمیت خوب است (لوئیس، ۲۰۰۶: ۶-۱).

شاه‌آبادی و همکاران به بررسی تأثیر چرخه‌های انتخاباتی بر رشد هزینه‌های بهداشت عمومی کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه یافته در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۴ پرداخته و بر اساس نتایج بیان می‌دارند، چرخه‌های انتخاباتی در هر دو دسته از کشورهای مورد مطالعه وجود دارد. به این معنی که، در کشورهای مورد مطالعه، سیاست‌مداران قبل از برگزاری انتخابات، هزینه‌های بهداشت عمومی را به امید کسب سهم بیشتری از رأی مردم، افزایش داده‌اند (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۱: ۹۳).

واقعی و همکاران به بررسی مقایسه‌ای نابرابری هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوارهای استان‌های ایران در سال ۱۳۸۷، پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد، نابرابری هزینه‌های بهداشتی و درمانی در استان‌ها بسیار زیاد بوده و میانگین هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوارها در استان‌های کشور با حرکت از شرق به غرب افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر خانوارهای استان‌های محرومی که درآمد کمتری دارند و از امکانات کمتری برخوردارند، از خدمات بهداشت و درمان نیز کمتر برخوردار هستند. از طرف دیگر نابرابری در توزیع هزینه‌های بهداشتی و درمانی بین خانوارها در استان‌ها بسیار زیاد است (واقعی و همکاران، ۱۳۹۰: ۷).

بهبودی و همکاران به بررسی رابطه بین مخارج بهداشتی سرانه و درآمد سرانه در کشورهای با درآمد پایین و متوسط در بازه زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۳ پرداختند، نتایج نشان می‌دهد، در کشورهای با درآمد پایین و متوسط از جمله ایران، تنها از طرف درآمد سرانه به مخارج بهداشتی سرانه، علّیت وجود دارد (بهبودی و همکاران، ۱۳۹۰: ۸۱).

صباغ کرمانی و باسخا به بررسی تأثیر حکمرانی خوب در بهبود کارکرد هزینه‌های دولت در بخش بهداشت و آموزش کشورهای اسلامی در بازه زمانی ۲۰۰۶-۲۰۰۰ پرداخته‌اند، نتایج نشان می‌دهد، افزایش هزینه‌های آموزشی و بهداشتی دولت، همواره بر رشد شاخص‌های برخورداری مؤثر بوده‌اند، این افزایش هزینه‌ها، تأثیر بیش‌تری بر شاخص‌های بهداشتی و آموزشی داشته است (صباغ کرمانی و باسخا، ۱۳۸۸: ۱۰۹).

گرچه مطالعات گسترده‌ای در خصوص عوامل تعیین کننده سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی صورت گرفته است، اما تاکنون مطالعه تجربی در خصوص تأثیر مدیریت فراوانی ثروت نفتی بر سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی صورت نگرفته است.

لذا، هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر مدیریت فراوانی ثروت نفتی بر سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی کشورهای برگزیده نفتی و توسعه یافته طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۶ است. فرضیه مطالعه حاضر این است که بهبود مدیریت فراوانی ثروت نفتی تأثیر مثبت و معنادار بر سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی کشورهای موفق و ناموفق نفتی دارد و این تأثیر مثبت در کشورهای نفتی موفق بیش از کشورهای ناموفق بوده است.

٤- مواد و روش‌ها

در این بخش با الهام از مباحث نظری و مطالعات تجربی کوکس و فرانکن (۲۰۱۴)، فرج و همکاران (۲۰۱۳)، کومار (۲۰۰۹)، یعقوب و همکاران (۲۰۰۶)، لوئیس (۲۰۰۶) و واقعی و همکاران (۱۳۹۰) پیرامون الگوهای اقتصادسنجی مورد استفاده با وارد نمودن شاخص مدیریت فراوانی ثروت نفتی (اثر متقابل شاخص نهادی حکمرانی و فراوانی ثروت نفتی) و سایر عوامل تعیین کننده به کنکاش پیرامون عوامل مؤثر بر سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۶ می‌پردازیم. بر این اساس متغیرهای مورد استفاده در الگوی اقتصادسنجی مورد بررسی به شرح زیر است:

(۱)

$$EXP_{it} = f\,(MOW_{it}, EXP_{i,t-1}, GDP_{it}, GINI_{it}, CPI_{it})$$

در ادامه به توضیح متغیر وابسته و متغیرهای توضیح دهنده پرداخته می‌شود.

سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی[1] (EXP_{it}): هزینه‌های بهداشت عمومی (سرانه) به ارزش پولی کلیه منابعی گفته می‌شود که به منظور حفظ و ارتقای سطح بهداشت و سلامت هر یک از افراد جامعه توسط دولت تخصیص می‌یابد (سازمان همکاری اقتصادی و توسعه، ۲۰۰۱)[2]. این هزینه‌ها به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شوند، که با تقسیم بر کل جمعیت به صورت سرانه تبدیل شده‌اند. در این پژوهش EXP_{it} بیانگر سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی کشور iام در سال tام به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. مأخذ داده‌ها پایگاه سازمان بهداشت جهانی (WHO)[3] است.

شاخص مدیریت ثروت نفتی (OWM)[4]: برای سنجش مدیریت ثروت نفتی از اثر متقابل شاخص‌های حکمرانی و فراوانی ثروت نفتی (حاصل ضرب شاخص‌های حکمرانی و فراوانی ثروت نفتی) استفاده شده است. مطابق مطالعات تجربی مهلوم و همکاران[5] (۲۰۰۶: ۱۱۲۷-۱۱۱۷) انتظار می‌رود بهبود این شاخص تأثیر مثبت بر رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی داشته باشد. بانک جهانی، حکمرانی خوب را نهادها، قوانین رسمی و غیررسمی و آداب و رسومی تعریف می‌کند که به وسیله آنها قدرت در جهت مصلحت عمومی در یک کشور اعمال می‌شود (کافمن و همکاران، ۲۰۰۹: ۵). بر اساس سندی که از سوی بانک جهانی منتشر شده است، حکمرانی خوب دارای شش شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی، شاخص ثبات سیاسی، شاخص اثربخشی دولت[6]، شاخص کیفیت قوانین و مقررات، شاخص حاکمیت قانون و شاخص کنترل فساد می‌باشد. بر این اساس شش شاخص حکمرانی در دامنه اعداد بین ۲/۵- تا ۲/۵ اندازه‌گیری می‌شوند، به طوری‌که اعداد بزرگ‌تر نشان دهنده پیامدهای بهتر نهادهای حکمرانی در هر کشور هستند. همچنین باید خاطر نشان ساخت برای نشان دادن کیفیت حکمرانی از شاخص حکمرانی کل که میانگینی ساده از شش شاخص ارائه شده توسط بانک جهانی است استفاده شده است (داده‌های بانک جهانی).

سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی با وقفه ($EXP_{i,t-1}$): این متغیر، متغیر وابسته با وقفه است.

رشد تولید ناخالص داخلی سرانه[7] (GDP): بر اساس مباحث نظری و مطالعات تجربی کوکس و فرانکن (۲۰۱۴: ۱۳۸)، فرج و همکاران (۲۰۱۳: ۴۰)، شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۱: ۱۰۵)، بهبودی و همکاران (۱۳۹۰:۹۰) و صباغ کرمانی و باسخا (۱۳۸۸:۱۲۱)، تولید ناخالص داخلی یکی از اساسی‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی است. مطابق مبانی نظری و مطالعات تجربی انتظار می‌رود این شاخص تأثیر مثبت بر رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی داشته باشد (داده‌های بانک جهانی).

شاخص نابرابری درآمد (GINI): یکی از مباحث عمده‌ای که در سال‌های اخیر در بحث اثرات نابرابری‌های اجتماعی بر سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی مطرح شده

1. Per Capita Public Health Spending
2. Organisation for Economic Co-operation and Development
3. World Health Organization
4. Oil Wealth Management
5. Mehlum et al. (2006)
6. Government Effectiveness
7. GDP Growth Per Capita

است، چگونگی تأثیر نابرابری درآمدی[1] بر سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی است که اساساً در دیدگاه‌های مادی جدید[2] است. این دیدگاه با نقد درآمد ملی به‌عنوان عامل عمده در وضعیت سلامت در جوامع مختلف به دنبال ارائه توضیحی از این واقعیت است که چرا در برخی از کشورهای توسعه یافته به‌رغم بالا بودن شاخص‌های رشد اقتصادی، شاخص‌های مرتبط با سلامت در مرتبه‌ای پایین‌تر از سایر ملل قرار دارد. با توجه به این امر برخی از پژوهشگران به جای تأکید بر اهمیت درآمد ملی به‌عنوان عامل تعیین کننده سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی، فرضیه درآمد نسبی[3] را مطرح کردند. بر اساس این دیدگاه توزیع نابرابر درآمد در جوامع مختلف عامل اصلی نابرابری‌های سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی است. در مطالعه از ضریب جینی که بیانگر چگونگی توزیع درآمد در داخل کشور در طی یک دوره از زمان است، استفاده شده است. این شاخص معمولاً به صورت درصد بیان می‌شود. عدد صفر نشان دهنده برابری کامل است و بالا رفتن این عدد به معنای نابرابری بیشتر است. مطابق مبانی نظری انتظار می‌رود که تأثیر منفی بر رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی داشته باشد (داده‌های بانک جهانی).

شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)[4]: یکی از مهم‌ترین شاخص‌های قیمتی به عنوان نماگری برای سنجش تورم و قدرت خرید پول داخلی هر کشور است. تورم در نظام سلامت به مواردی از قبیل سالمند شدن جمعیت، مسائل بیمه‌ای (پوشش ناقص، مدیریت ضعیف و ...)، بهره‌وری پایین (نیروی انسانی شاغل در بخش بهداشت و درمان، فقدان استفاده بهینه از تجهیزات و منابع نظام سلامت و ...)، تغییرات فناوری در ارائه خدمات بهداشتی، رشد جمعیت، عدم تقارن اطلاعاتی بین گیرندگان و ارائه‌دهندگان خدمات بهداشتی و تورم عمومی در هر کشور نسبت داده می‌شود که این میزان از تورم عمومی کشور بالاتر است. لذا در صورت افزایش تورم، سرانه هزینه‌های بهداشتی رشد سریع‌تری از سطح عمومی قیمت‌ها خواهد داشت (شرمن و آلن، ۲۰۰۳: ۱۲ و زاکرمن و همکاران، ۲۰۰۴: ۳۷۵ و احمدی و همکاران، ۱۳۸۹: ۹۹) (داده‌های بانک جهانی).

شایان ذکر است، در این مقاله هفت حالت برآورد می‌شود که مبین تأثیر متقابل فراوانی ثروت نفتی با هر یک از اجزای شاخص نهادی حکمرانی است.

با توجه به اینکه معادله اقتصادسنجی به صورت نیمه لگاریتمی در نظر گرفته شده است، لذا اگر معادله یک را به صورت صریح بیان داریم. معادله زیر را خواهیم داشت:

(۲)

$$EXP_{it} = \alpha + \mu_{it} + \beta_1 MOW_{it} + \beta_2 LEXP_{i,t-1} + \beta_3 GDP_{it}, \beta_4 GINI_{it}, \beta_5 CPI_{it} + \varepsilon_{it})$$

بر اساس معادله ۲، μ_i ویژگی‌های خاص هر کشور در نمونه‌های مورد بررسی را نشان می‌دهد. به بیان ساده‌تر، μ_{it} ضرایب مربوط به متغیرهای مجازی مقاطع و کشورها است که در صورت چشم‌پوشی از آنها، در جملات خطا و پسماندها (ε_{it}) خود را نشان خواهد داد.

مطالعه حاضر، پژوهش بین کشوری است، لذا به منظور آزمون فرضیه و بررسی اثر شاخص مدیریت فراوانی ثروت نفتی بر رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی ۳۱ کشور برگزیده نفتی ناموفق و توسعه یافته (۱۶ کشور برگزیده نفتی ناموفق[5] و ۱۵ کشور برگزیده نفتی توسعه یافته[6]) از نرم‌افزارهای STATA 12 و تکنیک‌های اقتصادسنجی که مقاطع و دوره‌های زمانی را با همدیگر ترکیب می‌کند، بهره گرفته شده است. در این مطالعه از برآوردگر پویای روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[7] که توسط بلوندل و بوند[8] (۱۹۹۸) پیشنهاد شده، به کار گرفته شده است. روش گشتاور تعمیم‌یافته یکی از روش‌های تخمین مناسب در داده‌های تابلویی بوده به طوری که این روش اثرات تعدیل پویای متغیر وابسته را در نظر می‌گیرد. به کار بردن روش GMM داده‌های تابلویی پویا مزیت‌هایی همانند لحاظ نمودن ناهمسانی فردی و اطلاعات بیشتر و حذف تورش‌های موجود در رگرسیون‌های مقطعی دارد که نتیجه آن تخمین‌های دقیق‌تر، با کارایی بالاتر و هم خطی کمتر در GMM خواهد بود. روش GMM داده‌های تابلویی پویا هنگامی به کار می‌رود که تعداد متغیرهای برش مقطعی (N) بیشتر از تعداد زمان و سال‌ها (T) باشد (N>T). که در

---

1 .Income Inequality

۲. نظریه‌های نابرابری سلامت عبارتند: ۱) نظریه زیستی ۲) نظریه مادی ۳) نظریه رفتاری ـ فرهنگی ۴) نظریه ساخت‌یابی ۵) نظریه مبتنی بر قابلیت فرد و دوسویگی عاملیت و ساختار.

3. Relative Income Hypothesis

4. Consumer Price Index

۵. الجزایر، بحرین، اکوادور، مصر، ایران، اردن، کویت، لیبی، نیجریه، عمان، قطر، عربستان، سوریه، امارات، ونزوئلا و یمن.

۶. استرالیا، اتریش، کانادا، شیلی، جمهوری چک، دانمارک، فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، مکزیک، نروژ، ترکیه، انگلستان و ایالات متحده.

7. Generalized Method of Moments

8. Blundell & Bond (1998)

این مطالعه نیز این گونه است یعنی تعداد کشورها بیشتر از تعداد زمان است (بالتاجی، ۲۰۰۸ و بوند، ۲۰۰۱). به طور کلی روش GMM پویا حداقل به سه دلیل نسبت به روش‌های دیگر مناسب‌تر است. در این روش می‌توان متغیرهای درون‌زا را نیز استفاده کرد. یکی از راه‌های کنترل درون‌زایی متغیرها، استفاده از متغیر ابزاری است. یک ابزار زمانی قدرت لازم را خواهد داشت که با متغیر مورد بررسی همبستگی بالایی داشته باشد، در حالی که با اجزای خطا همبستگی نداشته باشد. به هر حال پیدا کردن چنین ابزاری بسیار مشکل است. یکی از مزیت‌های روش GMM این است که اجازه می‌دهد از وقفه این متغیرها به عنوان ابزارهای مناسبی جهت کنترل درون‌زایی استفاده شود. دومین مزیت این روش این است که می‌توان پویایی‌های موجود در متغیر مورد بررسی را در مدل لحاظ کرد و سومین مزیت این است که این روش در همه داده‌های سری زمانی، مقطعی و پانلی قابل استفاده است. در این پژوهش برآوردگر دومرحله‌ای سیستم GMM استفاده می‌شود (بالتاجی، ۲۰۰۸: ۲۶۲ و هشیائو، ۲۰۰۳: ۱۰۷-۹۹).

قبل از تخمین تابع سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی بیان چند نکته جهت تأکید بیشتر ضروری است. نخست آنکه تخمین حالات مختلف در دو گروه ۱۶ کشور برگزیده نفتی ناموفق و ۱۵ کشور برگزیده نفتی توسعه یافته صورت پذیرفته است. چگونگی انتخاب کشورهای نفتی بر این اساس است که نسبت سهم صادرات سوخت به کل صادرات هر کشور کمتر از ۵۰ درصد نباشد. همچنین گروه کشورهای توسعه یافته به عنوان یک گروه کنترل مناسب با ثروت نفتی و عملکرد خوب برگزیده شده‌اند تا امکان مقایسه یافته‌ها بین دو گروه فراهم شود. دوم آنکه نتایج محاسبات آزمون F لیمر بیانگر آن است که با بیش از ۹۹ درصد اطمینان در همه الگوها رویکرد داده‌های تابلویی برگزیده می‌شود و فرضیه صفر مبنی بر عرض از مبدأ مشترک برای تمام کشورها در هر دو گروه مورد بررسی رد می‌گردد و ناهمگنی عرض از مبدأ و همگنی شیب متغیرها در بین کشورها پذیرفته می‌شود. سوم، با توجه به آنکه نهادها و ویژگی‌های حکمرانی هر کشور (شامل پاسخگویی، ثبات سیاسی، اثربخشی دولت، کیفیت قوانین و مقررات، حاکمیت قانون، کنترل فساد) در بین مقاطع و کشورهای مورد بررسی متفاوت و در زمره مشخصه‌های منحصر به‌فرد هر کشور به شمار می‌رود و همچنین از سوی دیگر، نمونه انتخاب شده از بین کل کشورهای جهان از غنای کافی برخوردار است، بنابراین در این پژوهش رویکرد اثرات ثابت و شناسایی ناهمگنی‌های بین کشوری هنگام برآورد الگوها مطلوب‌تر به نظر می‌رسد. همچنین خاطر نشان می‌سازیم آزمون هاسمن به منظور تعیین روش اثرات ثابت و اثر تصادفی هنگام برآورد الگوها مورد استفاده قرار گرفته است.

به منظور بررسی ایستا بودن متغیرها در طول زمان از آزمون ایم، پسران و شین[1] (IPS) و آزمون فیشر با استفاده از روش دیکی- فولر تعمیم یافته[2] (ADF-Fisher) که توسط مادالا و وو[3] (۱۹۹۹) و چوی[4] (۲۰۰۱) ارائه شده، استفاده گردیده است. وقفه‌های بهینه در این آزمون‌ها با معیار شوارتز[5] تعیین شده است. مطابق با نتایج جدول ۱، برای هر دو گروه از کشورهای مورد مطالعه متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی سرانه و نابرابری در سطح مانا می‌باشند و متغیرهای سرانه هزینه‌های بهداشتی، مدیریت فراوانی ثروت نفتی و تورم در سطح نامانا هستند که با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

در مرحله بعد انجام آزمون‌های هم‌جمعی برای پرهیز از وقوع رگرسیون کاذب و نیز تعیین رابطه‌ای بلندمدت بین متغیرها است. با توجه به اینکه برخی متغیرهای الگو با یک مرتبه تفاضل‌گیری مانا شده‌اند، از روش همجمعی یوهانسن-جوسیلیوس استفاده می‌شود. روش همجمعی یوهانسن-جوسیلیوس دارای دو آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه[6] و آزمون اثر[7] بوده و بر اساس مبانی نظری این روش، برای انتخاب تعداد بردارهای همجمعی به نتایج آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه اکتفا می‌شود، زیرا این آماره آزمون دارای فرضیه مقابل دقیق‌تر و قوی‌تر است[8]. با توجه به نتایج جدول ۲ می‌توان بیان کرد آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر وجود دو بردار همجمعی بین متغیرهای الگو را تأیید می‌کند. بنابراین می‌توان گفت متغیرهای تمام حالات کشورهای برگزیده نفتی ناموفق و برگزیده نفتی توسعه یافته هم‌انباشته هستند و یک رابطه بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی وجود دارد.

1. Pesaran & Shin
2. Fisher Test with using an augmented Dickey-Fuller tes
3. Maddala & Wu (1999)
4. Choi (2001)
5. Schwartz
6. Maximum Eigen Value
7. Trace Matrix
۸. برای ملاحظه جزئیات بیشتر در زمینه همگرایی یوهانسن-جوسیلیوس به Enders (2004) مراجعه کنید.

جدول ۱. نتایج برآورد الگوی کشورهای برگزیده نفتی ناموفق و برگزیده نفتی توسعه یافته

کشورهای برگزیده نفتی ناموفق		کشورهای برگزیده نفتی توسعه یافته		متغیرها	
آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته	آزمون ایم، پسران و شین	آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته	آزمون ایم، پسران و شین		
-۴/۲۹ [۰/۰۰۰]	-۳/۸۸ [۰/۰۰۰]	-۳/۷۵ [۰/۰۰۰]	-۳/۶۰ [۰/۰۰۰]	I(۱)	هزینه‌های بهداشتی سرانه
-۶/۸۵ [۰/۰۰۰]	-۶/۹۶ [۰/۰۰۰]	-۷/۵۲ [۰/۰۰۰]	-۸/۲۶ [۰/۰۰۰]	I(۱)	مدیریت فراوانی ثروت نفتی (فراوانی ثروت نفتی × شاخص کل حکمرانی)
-۸/۲۷ [۰/۰۰۰]	-۸/۲۷ [۰/۰۰۰]	-۸/۰۳ [۰/۰۰۰]	-۸/۸۷ [۰/۰۰۰]	I(۱)	مدیریت فراوانی ثروت نفتی (فراوانی ثروت نفتی × شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی)
-۷/۹۵ [۰/۰۰۰]	-۷/۹۵ [۰/۰۰۰]	-۷/۴۸ [۰/۰۰۰]	-۷/۹۳ [۰/۰۰۰]	I(۱)	مدیریت فراوانی ثروت نفتی (فراوانی ثروت نفتی × شاخص ثبات سیاسی)
-۸/۹۲ [۰/۰۰۰]	-۸/۹۲ [۰/۰۰۰]	-۷/۴۴ [۰/۰۰۰]	-۸/۰۰ [۰/۰۰۰]	I(۱)	مدیریت فراوانی ثروت نفتی (فراوانی ثروت نفتی × شاخص اثربخشی و و کارایی دولت)
-۶/۵۶ [۰/۰۰۰]	-۶/۵۶ [۰/۰۰۰]	-۷/۴۹ [۰/۰۰۰]	-۸/۲۹ [۰/۰۰۰]	I(۱)	مدیریت فراوانی ثروت نفتی (فراوانی ثروت نفتی × شاخص کیفیت قوانین)
-۸/۱۳ [۰/۰۰۰]	-۸/۱۳ [۰/۰۰۰]	-۷/۱۵ [۰/۰۰۰]	-۷/۵۷ [۰/۰۰۰]	I(۱)	مدیریت فراوانی ثروت نفتی (فراوانی ثروت نفتی × شاخص حاکمیت قانون و مقررات)
-۷/۰۸ [۰/۰۰۰]	-۷/۰۸ [۰/۰۰۰]	-۷/۱۷ [۰/۰۰۰]	-۷/۵۹ [۰/۰۰۰]	I(۱)	مدیریت فراوانی ثروت نفتی (فراوانی ثروت نفتی × شاخص کنترل فساد)
-۳/۲۰ [۰/۰۰۰]	-۳/۲۰ [۰/۰۰۰]	-۳/۸۴ [۰/۰۰۰]	-۳/۵۴ [۰/۰۰۰]	I(۱)	سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی (با وقفه)
-۱/۹۳ [۰/۰۰۰]	-۱/۹۳ [۰/۰۰۰]	-۴/۵۴ [۰/۰۰۰]	-۴/۲۶ [۰/۰۰۰]	I(۰)	رشد تولیدناخالص داخلی (سرانه)
-۱/۵۷ [۰/۰۰۰]	-۱/۵۷ [۰/۰۰۰]	-۵/۶۴ [۰/۰۰۰]	-۵/۶۴ [۰/۰۰۰]	I(۱)	نرخ تورم
-۶/۳۵ [۰/۰۰۰]	-۶/۳۵ [۰/۰۰۰]	-۷/۹۵ [۰/۰۰۰]	-۷/۸۰ [۰/۰۰۰]	I(۰)	نابرابری

* اعداد داخل کروشه احتمال ([Prob]) را نشان می‌دهد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسن- جوسیلیوس کشورهای برگزیده نفتی ناموفق و برگزیده نفتی توسعه یافته

		H_0	H_1	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
برگزیده نفتی توسعه یافته	آزمون اثر	r=۰	r=۱	۴۷۸/۴ [۰/۰۰]	۴۷۹/۷ [۰/۰۰]	۴۶۹/۷۰ [۰/۰۰]	۴۵۴/۲ [۰/۰۰]	۴۴۳/۸ [۰/۰۰]	۴۸۳/۶ [۰/۰۰]	۴۷۵/۱۰ [۰/۰۰]
		r≤۱	r=۲	۱۸۳/۴۰ [۰/۰۰]	۱۸۴/۵۰ [۰/۰۰]	۱۹۳/۱۰ [۰/۰۰]	۱۷۴/۸ [۰/۰۰]	۱۹۲/۷ [۰/۰۰]	۱۸۴/۲ [۰/۰۰]	۱۹۶/۱۰ [۰/۰۰]
		r≤۲	r=۳	۸۴/۱۵ [۰/۰۰]	۸۰/۲۱ [۰/۰۰]	۶۵/۹۲ [۰/۰۰]	۷۹/۴۳ [۰/۰۰]	۹۸/۹۸ [۰/۰۰]	۸۲/۴۲ [۰/۰۰]	۹۲/۵۵۵ [۰/۰۰]

		r≤۳	r=۴	۶۴/۸۶ [۰/۰۰]	۶۰/۸۵ [۰/۰۰]	۴۸/۲۰ [۰/۰۱۸]	۵۸/۴۷ [۰/۰۰]	۷۷/۹۵ [۰/۰۰]	۵۷/۴۰ [۰/۰۰]	۷۲/۷۴ [۰/۰۰]
	آزمون حداکثر مقدار ویژه	r=۰	r=۱	۳۷۳/۱ [۰/۰۰]	۳۷۸/۷۰ [۰/۰۰]	۳۶۲/۱۰ [۰/۰۰]	۳۴۷/۶ [۰/۰۰]	۳۱۶/۳ [۰/۰۰]	۳۷۴/۸ [۰/۰۰]	۳۷۲/۹۰ [۰/۰۰]
		r≤۱	r=۲	۱۳۳/۶ [۰/۰۰]	۱۳۹/۰۰ [۰/۰۰]	۱۶۰/۶۰ [۰/۰۰]	۱۲۹/۰ [۰/۰۰]	۱۲۹/۲ [۰/۰۰]	۱۳۷/۶ [۰/۰۰]	۱۴۰/۰۰ [۰/۰۰]
		r≤۲	r=۳	۶۹/۰۴ [۰/۰۰]	۶۷/۰۴ [۰/۰۰]	۵۹/۳۰ [۰/۰۰]	۶۶/۸۳ [۰/۰۰]	۷۶/۳۶ [۰/۰۰]	۷۰/۹۷ [۰/۰۰]	۷۱/۱۰ [۰/۰۰]
		r≤۳	r=۴	۶۴/۸۹ [۰/۰۰]	۶۰/۸۵ [۰/۰۰]	۴۸/۲۰ [۰/۰۱۸]	۵۸/۴۷ [۰/۰۰]	۷۷/۹۵ [۰/۰۰]	۵۷/۴۰ [۰/۰۰]	۷۲/۷۴ [۰/۰۰]
برگزیده نفتی ناموفق	آزمون اثر	r=۰	r=۱	۴۴۵/۸۰ [۰/۰۰]	۴۲۵/۲۰ [۰/۰۰]	۵۰۱/۴۰ [۰/۰۰]	۴۰۲/۵ [۰/۰۰]	۵۰۲/۷ [۰/۰۰]	۴۱۹/۳ [۰/۰۰]	۴۱۷/۳۰ [۰/۰۰]
		r≤۱	r=۲	۲۰۱/۷۰ [۰/۰۰]	۲۲۵/۶۰ [۰/۰۰]	۱۹۹/۱۰ [۰/۰۰]	۲۱۰/۰ [۰/۰۰]	۲۵۰/۸ [۰/۰۰]	۲۲۳/۷ [۰/۰۰]	۱۹۶/۰۰ [۰/۰۰]
		r≤۲	r=۳	۱۰۸/۴ [۰/۰۰]	۱۰۲/۳۰ [۰/۰۰]	۹۴/۸۷ [۰/۰۰]	۱۰۰/۵ [۰/۰۰]	۱۲۴/۹ [۰/۰۰]	۱۱۴/۶ [۰/۰۰]	۸۶/۳۸ [۰/۰۰]
		r≤۳	r=۴	۶۹/۶۷ [۰/۰۰]	۵۱/۷۳ [۰/۰۱]	۵۷/۰۷ [۰/۰۰]	۵۵/۲۶ [۰/۰۰]	۵۶/۹۶ [۰/۰۰]	۷۸/۶۷ [۰/۰۰]	۵۵/۹۸ [۰/۰۰]
	آزمون حداکثر مقدار ویژه	r=۰	r=۱	۳۱۹/۷۰ [۰/۰۰]	۳۰۴/۱۰ [۰/۰۰]	۳۹۵/۸۰ [۰/۰۰]	۲۵۹/۳ [۰/۰۰]	۳۵۰/۶ [۰/۰۰]	۲۶۴/۷ [۰/۰۰]	۲۸۸/۲۰ [۰/۰۰]
		r≤۱	r=۲	۱۳۱/۷۰ [۰/۰۰]	۱۶۷/۹۰ [۰/۰۰]	۱۴۳/۶۰ [۰/۰۰]	۱۵۳/۵ [۰/۰۰]	۱۷۲/۴ [۰/۰۰]	۱۵۲/۸ [۰/۰۰]	۱۴۶/۷۰ [۰/۰۰]
		r≤۲	r=۳	۹۰/۴۵ [۰/۰۰]	۹۱/۲۹ [۰/۰۰]	۸۱/۱۹ [۰/۰۰]	۸۷/۳۷ [۰/۰۰]	۱۱۱/۷ [۰/۰۰]	۹۲/۲۱ [۰/۰۰]	۷۴/۲۹ [۰/۰۰]
		r≤۳	r=۴	۶۹/۶۷ [۰/۰۰]	۵۱/۷۳ [۰/۰۱]	۵۷/۰۷ [۰/۰۰]	۵۵/۲۶ [۰/۰۰]	۵۶/۹۶ [۰/۰۰]	۷۸/۶۷ [۰/۰۰]	۵۵/۹۸ [۰/۰۰]

* اعداد داخل کروشه احتمال ([Prob]) را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پس از اینکه ایستایی متغیرها در طول زمان بررسی شد، نخستین گام در روش داده‌های تابلویی این است که همگنی یا ناهمگنی نمونه مورد بررسی و محدودیت‌های وارد شده در الگو به لحاظ عرض از مبدأهای مشترک یا متفاوت را مشخص کرد. به عبارت دیگر، نخست باید مشخص گردد رابطه رگرسیونی در نمونه مورد بررسی دارای عرض از مبدأهای ناهمگن و شیب همگن است (لزوم استفاده از مدل داده‌های پنل) یا اینکه فرضیه عرض از مبدأهای مشترک و شیب مشترک در بین مقاطع (لزوم استفاده از الگوی داده‌های تلفیقی) پذیرفته می‌شود. برای آزمون معنی‌دار بودن روش داده‌های پنل از آماره آزمون F لیمر[1] استفاده گردیده است. آماره F نیز به صورت رابطه زیر محاسبه می‌گردد:

$$F_{(N-1,T-N-K)}=\frac{(R^2_{UR}-R^2_R)/(N-1)}{(1-R^2_{UR})/(NT-N-K)} \qquad (۳)$$

$$F=\frac{(RRSS-URSS)\big/(N-1)}{URSS\big/(NT-N-K)}\approx F\left[(N-1),(T-N-K)\right. \qquad (۴)$$

در آزمون بالا R^2_R ضریب تعیین حاصل از الگوی مقید (روش حداقل مربعات معمولی) و R^2_{UR} ضریب تعیین حاصل از مدل نامقید (روش داده‌های تابلویی) است. در رابطه مذکور، N تعداد کل کشورها، Tتعداد مشاهدات زمانی و K تعداد پارامترهای مورد برآورد است. با توجه به نتایج جدول ۳ مقادیر F محاسبه شده برای کشورهای مورد مطالعه، داده‌های تابلویی بودن داده‌های آماری در تمام حالات پذیرفته می‌شود. بنابراین، در الگوی برآوردی بایستی عرض از مبدأهای متفاوت برای کشورهای مختلف ناهمگنی میان گروهی را در نظر گرفت.

1. Leamer

جدول ۳. آزمون F_{Leamer} برای بررسی الگوهای تلفیقی و تابلویی کشورهای برگزیده نفتی ناموفق و توسعه یافته

		۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
برگزیده نفتی توسعه یافته	F-Statistic [Prob]	۳۳/۹۵ [۰/۰۰]	۳۳/۹۷ [۰/۰۰]	۳۲/۲۴ [۰/۰۰]	۳۳/۸۷ [۰/۰۰]	۳۳/۰۴ [۰/۰۰]	۳۳/۵۵ [۰/۰۰]	۳۲/۲۸ [۰/۰۰]
برگزیده نفتی ناموفق	F-Statistic [Prob]	۶۱/۰۰ [۰/۰۰]	۵۸/۵۴ [۰/۰۰]	۵۹/۶۶ [۰/۰۰]	۵۹/۲۳ [۰/۰۰]	۵۹/۵۸ [۰/۰۰]	۵۹/۶۹ [۰/۰۰]	۵۹/۵۴ [۰/۰۰]

*اعداد داخل کروشه احتمال ([Prob]) را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۴. آزمون هاسمن کشورهای برگزیده نفتی ناموفق و توسعه یافته

		۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
برگزیده نفتی توسعه یافته	Hausman Test: Chi- squared [Prob]	۲۹/۴۴ [۰/۰۰]	۲۹/۴۸ [۰/۰۰]	۲۷/۶۵ [۰/۰۰]	۲۹/۳۷ [۰/۰۰]	۲۸/۶۱ [۰/۰۰]	۲۹/۲۵ [۰/۰۰]	۲۷/۷۱ [۰/۰۰]
برگزیده نفتی ناموفق	Hausman Test: Chi- squared [Prob]	۳۹/۱۰ [۰/۰۰]	۳۷/۵۴ [۰/۰۰]	۳۸/۶۲ [۰/۰۰]	۳۷/۹۳ [۰/۰۰]	۳۸/۴۳ [۰/۰۰]	۳۸/۵۶ [۰/۰۰]	۳۸/۴۱ [۰/۰۰]

*اعداد داخل کروشه احتمال ([Prob]) را نشان می‌دهد

مأخذ: یافته‌های پژوهش

پس از تعیین استفاده از روش داده‌های تابلویی، باید یکی از روش‌های اثرات ثابت[1] یا اثرات تصادفی[2] برای برآورد الگو مشخص شود. این کار با استفاده از آزمون هاسمن صورت می‌گیرد. در آزمون هاسمن، فرضیه صفر آن مبتنی بر اثر تصادفی بودن داده‌های آماری در الگو است. چنانچه فرضیه صفر رد شود فرضیه مقابل آن مبنی بر اثر ثابت بودن داده‌های آماری مورد پذیرش قرار می‌گیرد. نتایج آزمون هاسمن در جدول ۴ بیانگر آن است که در تمام الگوهای برآورد شده، داده‌های آماری آن با سطح اطمینان بیشتر از ۹۵ درصد، از اثر ثابت برخوردارند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در ادامه به منظور تبیین دقیق‌تر، به تجزیه و تحلیل ضرایب متغیرهای تخمینی مورد مطالعه پرداخته می‌شود:

مطابق نتایج جدول ۵ ضریب تخمینی متغیر مدیریت فراوانی ثروت نفتی در تمام الگوهای کشورهای برگزیده نفتی توسعه یافته مثبت و معنادار است. که بیانگر تأثیر مثبت مدیریت فراوانی ثروت نفتی بر رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی است. اما مطابق جدول ۶ ضریب تخمینی متغیر فوق‌الذکر در حالات (فراوانی ثروت نفتی × شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی)، (فراوانی ثروت نفتی × شاخص اثربخشی و کارایی دولت)، (فراوانی ثروت نفتی × شاخص کیفیت قوانین) و (فراوانی ثروت نفتی × شاخص کنترل فساد) در کشورهای برگزیده نفتی ناموفق مثبت و معنادار و در حالات (فراوانی ثروت نفتی × شاخص کل حکمرانی)، (فراوانی ثروت نفتی × شاخص ثبات سیاسی) و (فراوانی ثروت نفتی × شاخص حاکمیت قانون و مقررات) مثبت و بی‌معنا هستند. این نتایج مطابق با مبانی نظری گیلفاسون (۲۰۰۸)، برینکرهوف و همکاران (۲۰۰۹)؛ مطالعات تجربی لوئیس (۲۰۰۶)؛ یعقوب و همکاران (۲۰۰۶)؛ کومار (۲۰۰۹) و فرج و همکاران (۲۰۱۳) است که بیان می‌کنند، اگر اصول اساسی حکمرانی و مدیریت مناسب ثروت نفتی وجود نداشته باشد، فراوانی ثروت نفتی در کشور تأثیر مثبت و قابل قبولی بر سطح سلامت از طریق افزایش هزینه‌های بهداشت عمومی نخواهد داشت. لذا می‌توان بیان داشت با توجه به تأثیر قابل توجه متغیر مدیریت فراوانی منابع بر سرانه هزینه‌های بهداشتی در کشورهای برگزیده نفتی ناموفق و توسعه یافته، حرکت جدی در راستای بهبود شاخص‌های حکمرانی می‌تواند در کاهش خلأهای توسعه‌ای موجود به ویژه در حوزه بهداشت عمومی کمک شایانی نماید. به عبارت دیگر بهبود هر یک از شاخص‌های پاسخگویی، ثبات سیاسی، اثربخشی دولت، کیفیت قوانین و مقررات، حاکمیت قانون، کنترل فساد در راستای عملکرد بهتر مجموعه نهادها و دستگاه‌های مرتبط با افزایش هزینه‌های بهداشتی به صورت مستقیم و غیرمستقیم اثرگذار است.

1. Fixed Effect
2. Random Effect

جدول ۵. نتایج برآورد الگوی کشورهای برگزیده نفتی توسعه یافته

متغیر وابسته: لگاریتم سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی							
متغیرهای توضیحی	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
عرض از مبدأ C	۰/۹۸۱ [۰/۰۰۳]	۱/۰۲۳ [۰/۰۰۲]	۰/۹۱۶ [۰/۰۴۱]	۰/۶۳۹ [۰/۰۰۱]	۰/۹۳۴ [۰/۰۰۵]	۰/۹۹۳ [۰/۰۰۲]	۰/۹۲۴ [۰/۰۰۴]
مدیریت فراوانی ثروت نفتی (LOWM)	۰/۱۱۲ [۰/۰۰۰]	۰/۱۲۱ [۰/۰۰۰]	۰/۰۶۴ [۰/۰۳۳]	۰/۱۱۲ [۰/۰۰۴]	۰/۱۲۰ [۰/۰۰۰]	۰/۱۱۴ [۰/۰۰۰]	۰/۱۱۸ [۰/۰۰۰]
متغیر وابسته (با وقفه)	۰/۸۰۸ [۰/۰۰۰]	۰/۸۰۴ [۰/۰۰۰]	۰/۸۸۲ [۰/۰۰۰]	۰/۸۴۶ [۰/۰۰۰]	۰/۸۰۰ [۰/۰۰۰]	۰/۸۰۵ [۰/۰۰۰]	۰/۸۱۲ [۰/۰۰۰]
رشد تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP)	۰/۰۰۲ [۰/۰۰۰]	۰/۰۰۲ [۰/۰۰۰]	۰/۰۰۳ [۰/۰۰۰]	۰/۰۰۲ [۰/۰۰۴]	۰/۰۰۲ [۰/۰۰۰]	۰/۰۰۲ [۰/۰۰۰]	۰/۰۰۲ [۰/۰۰۰]
نرخ تورم (LCPI)	۰/۰۹۱ [۰/۰۴۶]	۰/۰۸۳ [۰/۰۳۲]	۰/۰۹۷ [۰/۰۰۱]	۰/۱۱۱ [۰/۰۳۶]	۰/۰۸۶ [۰/۰۲۲]	۰/۰۹۰ [۰/۰۴۱]	۰/۰۸۳ [۰/۰۳۸]
نابرابری (LGINI)	−۰/۴۴۹ [۰/۰۰۳]	−۰/۴۶۸ [۰/۰۰۳]	−۰/۵۲۰ [۰/۰۳۵]	−۰/۳۴۱ [۰/۰۳۴]	−۰/۴۰۸ [۰/۰۱۹]	−۰/۴۵۲ [۰/۰۰۴]	−۰/۴۲۰ [۰/۰۰۶]
آزمون سارگان test sargan	۱۱/۲۹۸ [۱/۰۰۰]	۱۱/۴۲۸ [۱/۰۰۰]	۱۲/۴۹۴ [۱/۰۰۰]	۱۲/۵۹۷ [۱/۰۰۰]	۱۱/۲۵۲ [۱/۰۰۰]	۱۱/۲۷۳ [۱/۰۰۰]	۱۱/۳۳۰ [۱/۰۰۰]
Number of observations	۲۲۵	۲۲۵	۲۲۵	۲۲۵	۲۲۵	۲۲۵	۲۲۵
No. Country	۱۵	۱۵	۱۵	۱۵	۱۵	۱۵	۱۵

*اعداد داخل کروشه احتمال ([Prob]) را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۶. نتایج برآورد الگوی کشورهای برگزیده نفتی ناموفق

متغیر وابسته: لگاریتم سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی							
متغیرهای توضیحی	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
عرض از مبدأ C	۰/۸۹۹ [۰/۰۰۰]	۱/۱۰۲ [۰/۰۰۲]	۰/۹۳۸ [۰/۰۳۱]	۱/۰۳۴ [۰/۰۰۳]	۱/۰۶۱ [۰/۰۰۳]	۱/۰۸۰ [۰/۰۰۶]	۱/۰۷۷ [۰/۰۰۲]
مدیریت فراوانی ثروت نفتی (LOWM)	۰/۰۸۸ [۰/۲۳۰]	۰/۰۲۶ [۰/۰۰۵]	۰/۰۴۵ [۰/۰۷۸]	۰/۰۳۲ [۰/۰۱۰]	۰/۰۲۵ [۰/۰۰۳]	۰/۰۳۱ [۰/۱۲۷]	۰/۰۲۸ [۰/۰۰۴]
متغیر وابسته (با وقفه)	۰/۷۵۰ [۰/۰۰۰]	۰/۷۳۹ [۰/۰۰۰]	۰/۷۵۰ [۰/۰۰۰]	۰/۷۳۸ [۰/۰۰۰]	۰/۷۴۲ [۰/۰۰۰]	۰/۷۵۵ [۰/۰۰۰]	۰/۷۳۶ [۰/۰۰۰]
رشد تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP)	۰/۰۰۲ [۰/۰۰۰]	۰/۰۰۲ [۰/۰۰۰]	۰/۰۰۲ [۰/۰۰۰]	۰/۰۰۲ [۰/۰۰۰]	۰/۰۰۲ [۰/۰۰۰]	۰/۰۰۲ [۰/۰۰۰]	۰/۰۰۲ [۰/۰۰۰]
نرخ تورم (LCPI)	۰/۲۴۸ [۰/۰۴۰]	۰/۲۴۴ [۰/۰۳۷]	۰/۲۵۱ [۰/۰۰۸]	۰/۲۴۸ [۰/۰۴۶]	۰/۲۴۲ [۰/۰۴۷]	۰/۲۲۹ [۰/۰۳۰]	۰/۲۴۸ [۰/۰۳۸]
نابرابری (LGINI)	−۰/۵۹۷ [۰/۰۰۰]	−۰/۶۱۷ [۰/۰۰۱]	−۰/۵۶۵ [۰/۰۰۷]	−۰/۵۸۸ [۰/۰۰۱]	−۰/۵۹۵ [۰/۰۰۲]	−۰/۶۱۷ [۰/۰۰۲]	−۰/۶۰۶ [۰/۰۰۱]
آزمون سارگان test sargan	۱۳/۲۳۴ [۱/۰۰۰]	۱۳/۷۵۸ [۱/۰۰۰]	۱۳/۴۲۸ [۱/۰۰۰]	۱۳/۵۰۸ [۱/۰۰۰]	۱۳/۶۱۰ [۱/۰۰۰]	۱۳/۶۳۲ [۱/۰۰۰]	۱۳/۵۹۵ [۱/۰۰۰]
Number of observations	۲۴۰	۲۴۰	۲۴۰	۲۴۰	۲۴۰	۲۴۰	۲۴۰
No. Country	۱۶	۱۶	۱۶	۱۶	۱۶	۱۶	۱۶

*اعداد داخل کروشه احتمال ([Prob]) را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ضریب تخمینی متغیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه در تمام حالات در دو گروه کشورهای برگزیده نفتی ناموفق و موفق توسعه یافته مثبت و معنادار است. به بیان دیگر در زمان وجود رشد اقتصادی، شاهد رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی می‌باشیم. این نتایج با مبانی نظری و یافته‌های مطالعات کوکس و فرانکن (۲۰۱۴)؛ فرج و همکاران (۲۰۱۳)؛ شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۱)؛ بهبودی و همکاران (۱۳۹۰) و صباغ کرمانی و باسخا (۱۳۸۸) مطابقت دارد.

ضریب تخمینی متغیر تورم در تمام حالات در دو گروه کشورهای برگزیده نفتی ناموفق و توسعه یافته مثبت و معنادار است. که با مبانی نظری شرمن (۲۰۰۳) و زاکرمن و همکاران (۲۰۰۴) هم‌سو است. به بیان دیگر افزایش سطح عمومی قیمت‌ها باعث افزایش قیمت تجهیزات و خدمات بهداشت و درمان شده و تأثیر مثبت و معناداری بر رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی دارد. البته ضریب تخمینی متغیر تورم در کشورهای برگزیده نفتی ناموفق نسبت به کشورهای نفتی توسعه یافته بزرگ‌تر است.

ضریب تخمینی متغیر نابرابری درآمد (ضریب جینی) در تمام حالات در دو گروه کشورهای برگزیده نفتی ناموفق و موفق توسعه یافته منفی و معنادار است که با یافته مطالعات واقعی و همکاران (۱۳۹۰) و صباغ کرمانی و باسخا (۱۳۸۸) مطابقت دارد. با برآورد شاخص‌های نابرابری درمی‌یابیم، نابرابری سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی کشورهای برگزیده نفتی ناموفق نسبت به کشورهای برگزیده نفتی توسعه یافته بزرگ‌تر و از سطح اطمینان بیشتری برخوردار است.

ضریب تخمینی متغیر وابسته با وقفه در تمام حالات در دو گروه کشورهای برگزیده نفتی ناموفق و موفق توسعه یافته مثبت و معنادار است. این نتایج با یافته‌های شاه‌آبادی و همکاران (۱۳۹۱) هم‌سو است.

٦- پیشنهادات

سطوح و روندهای مختلف مشاهده شده سرانه هزینه‌های بهداشتی در کشورها و مناطق مختلف جهان به ظهور مطالعات گسترده‌ای در خصوص شناخت عوامل مؤثر برای این تفاوت‌ها به ویژه در کشورهای توسعه یافته منجر شده است. به خاطر خلاء موجود در مطالعات قبلی که تاکنون به بررسی تأثیر مدیریت ثروت نفتی بر سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی نپرداختند در این مطالعه سعی در شناخت و مقایسه تأثیر مدیریت ثروت نفتی (اثر متقابل فراوانی ثروت نفتی و شاخص‌های حکمرانی) بر سرانه هزینه بهداشت عمومی در بین کشورهای برگزیده نفتی و توسعه یافته شده است. بر اساس یافته‌های مطالعه، می‌توان عنوان کرد بهبود مدیریت فراوانی ثروت نفتی نقش غیرقابل انکاری در رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی دارد، به عبارت دیگر رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی در کشورهایی که توانسته‌اند ثروت نفتی خود را بهتر مدیریت کنند (کشورهای نفتی موفق) نسبت به کشورهایی که توانایی مدیریت ثروت نفتی خود را ندارند (کشورهای نفتی ناموفق)، بیشتر است. بر اساس نتایج به دست آمده فرضیه تحقیق (بهبود مدیریت فراوانی ثروت نفتی تأثیر مثبت و معنادار بر سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی کشورهای موفق و ناموفق نفتی دارد و این تأثیر مثبت در کشورهای موفق بیش از کشورهای ناموفق بوده است) تأیید شده است. همچنین نتایج این تحقیق نشان داد شاخص رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت مصرف‌کننده اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد هزینه‌های بهداشت عمومی در کشورهای برگزیده نفتی و توسعه یافته دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهند نابرابری درآمد اثر منفی و معنی‌داری بر رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی دارد. با توجه به مباحث فوق و با در نظر گرفتن این نکته که ثروت نفتی در ذات خود برای رشد سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی عامل بازدارنده نیست، بلکه با مدیریت صحیح این منابع اثر مثبتی بر سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی خواهد داشت، لذا به منظور افزایش سرانه هزینه‌های بهداشت عمومی در کشورهای سرشار از منابع نفتی پیشنهاد می‌شود همواره بر بهبود مدیریت فراوانی ثروت نفتی و فضای نهادی و حکمرانی با تأکید بر مؤلفه‌های شش‌گانه حکمرانی- شفافیت و پاسخگویی، ثبات سیاسی و عدم خشونت، اثربخشی دولت، کیفیت تنظیم‌گری مقررات، تأمین قضایی و مبارزه با فساد- تأکید و تمرکز کنند تا بتوانند از اثرات مثبت این منابع بهره‌مند شوند.

منابع

احمدی، علی محمد؛ یوسفی، مهدی و فضایلی، سمیه (۱۳۸۹). "بررسی و تحلیل تغییرات شاخص تورم در بخش عمومی و بخش سلامت کشور ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال دهم، شماره ۱، ۱۱۱-۹۹.

بهبودی، داود؛ باستان، فرانک و فشاری، مجید (۱۳۹۰). "بررسی رابطه بین مخارج بهداشتی سرانه و درآمد سرانه در کشورهای با درآمد پایین و متوسط (رهیافت علّیت در داده‌های تابلویی)". *مجله مدل‌سازی اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱۵، ۹۶-۸۱.

حاتمی، حسین (۱۳۸۵). "*کتاب جامع بهداشت عمومی*". تهران، انتشارات ارجمند، چاپ دوم.

حق‌پرست، حسن و معینی، اسفندیار (۱۳۸۳). "اقتصاد بهداشت و درمان: دیدگاه‌ها و نظریه‌ها". *مجله تأمین اجتماعی*، شماره ۱۶، ۴۸-۳۳.

رضایی، محمد؛ یاوری، کاظم؛ عزتی، مرتضی و اعتصامی، منصور (۱۳۹۵). "اثر وفور درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی ایران از کانال اثرگذاری بر عدم تعادل در بودجه و بخش خارجی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۲، ۱۴۴-۱۳۱.

سلمانی، بهزاد؛ پناهی، حسین و محمدی خانقاهی، رباب (۱۳۹۴). "تأثیر سلامت بر درآمد سرانه، مطالعه موردی: کشورهای با سطح درآمد متوسط". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۲۰، ۱۰۸-۹۹.

شاه‌آبادی، ابوالفضل؛ نظیری، محمدکاظم و نیلفروشان، نیما (۱۳۹۱). "تأثیر چرخه‌های انتخاباتی بر رشد هزینه‌های بهداشت عمومی کشورهای منتخب در حال توسعه ۲۰۱۰-۱۹۹۴". *مجله تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، سال سوم، شماره ۹، ۱۱۶-۹۳.

شهرکی، مهدی و قادری، سیمین (۱۳۹۴). "تأثیر زیرساخت‌های آموزش و سلامت بر رشد اقتصادی ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۹، ۱۳۶-۱۱۵.

صباغ کرمانی، مجید و باسخا، مهدی (۱۳۸۸). "نقش حکمرانی خوب در بهبود کارکرد هزینه‌های دولت: مطالعه موردی بخش بهداشت و آموزش کشورهای اسلامی". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۶، ۱۳۰-۱۰۹.

فتاحی، شهرام؛ سهیلی، کیومرث؛ رشادت، سهیلا و کریمی، پرستو (۱۳۹۰). "رابطه سرمایه انسانی بهداشت و رشد اقتصادی در کشورهای اوپک (OPEC)". *مجله مدیریت بهداشت و درمان*، سال سوم، شماره ۳ و ۴، ۵۲-۳۷.

میدری، احمد و خیرخواهان، جعفر (۱۳۸۳). "*حکمرانی خوب*". تهران، انتشارات مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.

واقعی، یدالله؛ نیک طینت، سمانه و محتشمی برزادران، غلامرضا (۱۳۹۰). "بررسی مقایسه‌ای نابرابری هزینه‌های بهداشتی و درمانی خانوارهای استان‌های کشور ایران". *مجله دانشگاه علوم پزشکی خراسان شمالی*، سال سوم، شماره ۴، ۱۵-۷.

Auty, R. M. (1997). "Natural Resource Endowment, the State and Development Strategy". *Journal of International Development*, 9(4), 651-663.

Auty, R. M. (2001). "The Political Economy of Resource-Driven Growth". *European Economic Review*, 45, 839-846.

Baltagi, B. H. (2008). "*Econometric Analysis of Panel Data*". www. wiley.com.

Blundell, R. & Bond, S. (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models". *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.

Bond, S., Hoeffler, A. & Temple, J. (2001). "*GMM Estimation of Empirical Growth Models*". Discussion Paper No. 3048.

Brinkerhoff, D. W., Fort, C. & Stratton, S. (2009). "*Good Governance And Health: Assessing Progress in Rwanda*".1-49. www.intrahealth.org

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

Cockx, L. & Francken, N. (2014). "Extending The Concept of Resource Curse: Natural Resources and Public Spending on Health". *Ecological Economics*, 108(1), 136-149.

El Anshasy, A. A. & Katsaiti, M. S. (2015). "Are Natural Resources Bad for Health?". *Health Place*, 32, 29-42

Farag, M., Nandakumar, A. K., Wallack, S., Hodgkin, D., Gaumer, G. & Erbil, C. (2013). "Health Expenditures, Health Outcomes and The Role of Good Governance". *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 13(1), 33-52.

Fisher, R. A. (1934). "Statistical Methods for

Research Workers". 4th ed. Oliver and Boyd, Edinburgh.

Gupta, S., Verhoeven, M. & Tjongson, E. R. (2003). "Public Spending on Health Care and the Poor". *Health Economic*, 12(8), 685-696.

Gylfason, Th. & Zoega, G. (2006). "Natural Resources and Economic Growth: The Role of Investment". *World Economy*, 29(8), 1091-1115.

Gylfason, Th. (1998). "Output Gains from Economic Stabilization". *Journal of Development Economics,* 56(1), 81-96.

Gylfason, Th. (2001a). "*Natural Resource and Economic Growth: What is the Connection*?". Cesifo Working Paper, No. 530.

Gylfason, Th. (2001b). "Natural Resources, Education and Economic Development". *European Economic Review*, 45(4-5), 847-859.

Gylfason, Th. (2008). "*Development and Growth in Mineral-Rich Countries*". CEPR Discussion Papers, No. DP7031.

Hsiao, C. (2003). "*Analysis of Panel Data, 2nd Edition*". Cambridge University Press. 359-1. www.cambridge.org

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

Kaufmann, D., Kraay, A. & Mastruzzi, M. (2009). "Governance Matters VIII: Aggregate and Individual Governance Indicators 1996-2008". *Policy Research Working Paper*, No. 4978.

Kumar, A. (2009). "The Effects of Corruption on The Efficiency of Government Health Expenditure". *A Senior Thesis, Presented to the Department of Economics*. PP.1-37. www.academia.edu

Lewis, M. (2006). "Governance and Corruption in Public Health Care Systems". *Working Papers from Center for Global Development*.

No. 78. www.cgdev.org.

Maddala, G. S. & Shaowen, Wu. (1999), "A Comparative Study of Unit Roots with Panel Data and A New Simple Test". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(4), 631–651.

Mehlum, H., Moene, K. & Torvik, R. (2006). "Cursed by Resources or Institutions?" *The World Economy*, 29(8), 1117-1131.

Papyrakis, E. & Gerlagh, R. (2006). "Resource Windfalls, Investment, and Long-Term Income". *Resources Policy*, 31(2), 117-128.

Papyrakis, E. & Gerlagh, R. (2007). "Resource Abundance and Economic Growth in the United States". *European Economic Review*, 51(4), 1011-1039.

Pauly, M. V., Mcguire, T. G. & Barros, P. P. (2012). "Handbook of Health Economics". *Elsevier Publishers.* North Holland. First Edition. 2, 1-1136.

Sachs, J. D. & Warner, A. M. (1995). "Natural Resource Abundance and Economic Growth". *NBER Working Paper*, No. 5398.

Sachs, J. D. & Warner, A. M. (1997). "Natural Resource Abundance and Economic Growth". Working Paper, Institute for International Development, Harvard University.

Sachs, J. D. & Warner, A. M. (1999a). "The Big Push, Natural Resources Booms and Growth". *Journal of Development Economics*, 59, 43-76.

Sachs, J. D. & Warner, A. M. (1999b). "Natural Resource Intensity and Economic Growth". Ch. 2 in Jorg Mayer, Brian Chambers, and Ayisha Farooq (eds.): Development Policies in Natural Resource Economies, Edward Elgar, Cheltenham, UK, and Northampton, Massachusetts.

Sherman, F. & Allen, C. (2003). "The Economics of Health and Health Care". Publisher: Prentice Hall; part 1.

Yaqub, J. O., Ojapinwa, T. V. & Yussuff, R. O. (2006). "Public Health Expenditure and Health Outcome in Nigeria: The Impact of Governance". *European Scientific Journal*, 8(13), 108-201.

Zuckerman, S., Mcfeeters. J., Cunningham, P. & Nichols, L. (2004). "Changes in Medicaid Physician Fees, 1998-2003: Implications for Physician Participation". *Health Affairs*, 35(2), 373-384.

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و ششم، بهار ۱۳۹۶ (۷۰ـ۴۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 26, April 2017 (49-70)

تعیین سطح نابرابری منطقه‌ای استان‌های ایران: تحلیل شاخص ترکیبی چند بُعدی

زهرا کریمی موغاری[۱]، *جواد براتی[۲]

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران

۲. دانشجوی دکتری توسعه اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران

(دریافت: ۱۳۹٤/۹/۲۲ پذیرش: ۱۳۹۵/۱/۱٤)

Determining the Level of Regional Inequality in Provinces of Iran: Analysis of Multidimensional Composite Index

Zahra Karimi Moughari[1], *Javad Barati[2]

1. Associate Professor in Economics, University of Mazandaran, Mazandaran, Iran
2. Ph.D. Student in Economic Development, University of Mazandaran, Mazandaran, Iran

(**Received:** 13/Dec/2015 **Accepted:** 2/April/2016)

چکیده:

نابرابری منطقه‌ای پدیده‌ای چند بُعدی است که عرصه‌های مختلف اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی را در برمی‌گیرد. به همین دلیل برای سنجش توسعه منطقه‌ای در هر کشور معرفی شاخص ترکیبی چند بُعدی ضروری است. این مطالعه با هدف تعیین سطح نابرابری منطقه‌ای استان‌های ایران و شناسایی تعیین‌کننده‌های اصلی این نابرابری، به معرفی یک شاخص ترکیبی برای سنجش نابرابری منطقه‌ای پرداخته است. برای این منظور، ۲۵ نماگر در ۵ بُعد مختلف (اقتصادی، دانش و سرمایه انسانی، زیربنایی، اجتماعی-فرهنگی و بهداشتی و زیست‌محیطی) انتخاب شده و اطلاعات مربوط به سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۲ برای این نماگرها استخراج شده است. همچنین با اعمال یک نوآوری، روش تحلیل مؤلفه اصلی دومرحله‌ای برای سنجش سطح توسعه منطقه‌ای به کار گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد که نابرابری منطقه‌ای طی دوره مورد بررسی، رو به کاهش می‌باشد. استان تهران، یزد و سمنان در این دوره، به ترتیب به عنوان استان‌های با بالاترین سطح توسعه قرار داشته‌اند و استان سیستان و بلوچستان نیز در رتبه انتهایی توسعه، ثابت بوده است. نتایج بیانگر این نکته است که وضعیت مناسب شاخص‌های اقتصادی و سرمایه انسانی در استان‌های با سطح توسعه بالاتر، عامل اصلی نابرابری در توسعه منطقه‌ای می‌باشد. همچنین، تراکم جمعیتی بالا، امکان ارائه خدمات زیربنایی، بهداشتی و آموزشی را در استان‌های با توسعه بالاتر موجب شده است. از سوی دیگر، برخورداری از سرریزهای دانش و سرمایه‌گذاری، عاملی مؤثر بر توسعه استان‌های مجاور تهران می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: نابرابری منطقه‌ای، تحلیل مؤلفه اصلی دومرحله‌ای، شاخص ترکیبی توسعه، سرریزهای سرمایه‌گذاری، ایران.
طبقه‌بندی JEL: C31، C38، O18.

Abstract:

Regional inequality is a multidimensional phenomenon and includes different areas of economic, social and cultural. Therefore for any country is necessary to introduce a multidimensional composite index for the measurement of regional inequality. This study aimed to determine the level of regional inequality of Iranian provinces and to identify the main determinants of the inequality, to introduce a combined index for regional inequality measurement. To this end, this study has selected 25 indicators in 5 different dimensions (economic, knowledge and human capital, infrastructure, social-cultural and environmental) and it has collected data relating to the years 2001 and 2013. Also, by applying innovation, it has used two-step principal component analysis. The results show that regional disparities are declining in period under review. In this period, Provinces of Tehran, Yazd and Semnan have had the highest development level, respectively, and Sistan-Baluchistan province also has been fixed at the end place. The results show that in provinces with higher development level. Economic and human capital indicators were main causes of inequalities in the regional development. Also high population density has forced the government to invest more in infrastructures, health and education in more developed provinces. On the other hand, having knowledge and investment spillovers is an effective factor in development of Tehran's neighboring provinces.

Keywords: Regional Inequality, Two-Step Principal Component Analysis, The Composite Index of Development, Investment Spillovers, Iran.
JEL: C31, C38, O18.

* **نویسنده مسئول:** جواد براتی
E-mail: j_baraty@yahoo.com

*Corresponding Author: Javad Barati

۱- مقدمه

نابرابری‌های مزمن و فزاینده میان مناطق مختلف یک کشور، بیانگر عدم بهره‌مندی بخشی از جمعیت کشور از پیامدهای رشد و توسعه اقتصادی است. از یک سو، رشد بالای اقتصادی ممکن است با تشدید نابرابری‌های منطقه‌ای و تداوم فقر در بخشی از جمعیت کشور همراه باشد؛ از سوی دیگر، عدم برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری مناسب نیز منجر به تشدید نابرابری در جامعه می‌شود. لذا مقابله با فقر و نابرابری از اهداف اصلی توسعه اقتصادی کشورها، به ویژه کشورهای در حال توسعه، می‌باشد. اگر چه مباحث حوزه نابرابری، نخست از نابرابری درآمدی و اهمیت سطح درآمد در میان جامعه آغاز شده، اما سپس به سایر حوزه‌ها نیز تسری یافته است. طی دهه گذشته، نابرابری منطقه‌ای به صورت چند بُعدی مورد سنجش قرار گرفته و تأکید شده است هر مطالعه‌ای که به صورت ریشه‌ای به نابرابری‌های منطقه‌ای توجه دارد، ضرورتاً باید ترکیبی از این متغیرها را در مطالعات نابرابری منطقه‌ای مدنظر قرار دهد (به عنوان مثال، بین[1]، ۲۰۱۵: ۷-۵). از این‌رو، تکنیک‌های متعددی برای وارد کردن انواع شاخص‌های اقتصادی، زیرساختی، اجتماعی، فرهنگی، زیست‌محیطی، دانش و فناوری مورد استفاده قرار گرفته است. ویژگی‌های خاص منطقه‌ای و نگاه چند بُعدی به سنجش سطح توسعه منطقه‌ای، منجر به ایجاد روش‌ها و نوآوری‌های تکنیکی در این حوزه شده است (حیدری و حمیدی رزی، ۱۳۹۴: ۴۱). مهم‌ترین نوآوری که طی دهه گذشته در مبانی نظری نابرابری منطقه‌ای صورت گرفته است، استفاده از شاخص ترکیبی چند بُعدی در سنجش سطح توسعه استان‌ها و مناطق داخلی کشورها بوده است. در واقع، عدم توجه به انتخاب شاخص‌های متناسب در سطح ملی برای هر کشور، بی‌توجهی به تعداد شاخص‌ها در هر بُعد و نیز خلأ موجود در معرفی روش مبنا در سنجش نابرابری منطقه‌ای، مطالعات اخیر در این حوزه را به سوی معرفی شاخص ترکیبی چند بُعدی بدون وجود چنین نقایصی، سوق داده است. لذا طی سال‌های اخیر، شاخص معینی برای سنجش نابرابری منطقه‌ای در برخی از اقتصادها، معرفی شده است (هاکیزمانا و جیر[2]، ۲۰۱۴: ۶؛ بین، ۲۰۱۵: ۶).

در ایران به عنوان یکی از کشورهای در حال توسعه با وجود تنوع زیست محیطی و دارا بودن استعداد و پتانسیل‌های طبیعی در پهنه سرزمین، نابرابری‌های زیادی بین مناطق مختلف وجود دارد. اگر چه در نیم قرن گذشته، از طریق برنامه‌های مختلف توسعه سعی در رفع این نابرابری‌ها شده است، اما به دلایل مختلف همچون اجرای ناقص الگوهای نامناسب توسعه، همچنان نابرابری بین استان‌های ایران مشهود و ملموس است (ویسی و همکاران، ۱۳۹۳: ۸۰). نابرابری وجه چند بُعدی دارد و مطالعاتی که تاکنون در ایران در خصوص سنجش نابرابری‌های منطقه‌ای صورت گرفته است، چنین نگاهی به مبحث نابرابری منطقه‌ای نداشته‌اند. آن دسته از مطالعاتی نیز که از شاخص ترکیبی و نماگرهای متعدد در سنجش سطح توسعه استان‌ها استفاده کرده‌اند (محمودی، ۱۳۷۰: ۸۷-۸۶؛ امیراحمدی، ۱۳۷۵: ۱۵۶؛ تقوایی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۵۸-۱۵۶ و ویسی و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۱)، نه بر تفکیک ابعاد مختلف توسعه منطقه‌ای توجه داشته‌اند و نه بر معرفی یک شاخص جامع و متناسب با وضعیت داخلی ایران اهتمام ورزیده‌اند. از سوی دیگر، تعیین‌کننده‌های اصلی ایجاد نابرابری منطقه‌ای نیز کمتر مورد توجه بوده است. با توجه به ضرورت ارائه یک شاخص ترکیبی چند بُعدی مناسب برای سنجش توسعه منطقه‌ای و نیز بررسی تعیین‌کننده‌های اصلی نابرابری منطقه‌ای در ایران، این مقاله به بررسی نابرابری منطقه‌ای استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۲ می‌پردازد و برای سنجش آن، شاخص ترکیبی جدید معرفی می‌شود.

این مطالعه، به صورت زیر سازمان یافته است. در بخش بعد، مبانی نظری و مطالعات تجربی ارائه می‌گردد؛ در بخش سوم، مدل تحقیق ارائه شده و نماگرهای انتخابی، معرفی می‌شود. بخش چهارم، مشتمل بر نتایج سنجش سطح توسعه منطقه‌ای استان‌های ایران است. بحث و نتیجه‌گیری نیز در بخش پایانی این مطالعه، ارائه می‌گردد.

۲- مطالعات تجربی

پیشرفت‌ها و توسعه‌ها در مبحث سنجش نابرابری منطقه‌ای و ورود تحلیل‌های اقتصادی در این حوزه، به دو نوآوری جدید منجر شده است. نخستین نوآوری، بررسی نابرابری منطقه‌ای به صورت چند بُعدی و دوم، ایجاد متدولوژی جدید سنجی فضایی در بررسی نابرابری منطقه‌ای است. آن دسته از مطالعاتی که نابرابری منطقه‌ای را با کمک سنجی فضایی سنجیده‌اند، هیچ یک نگرشی چند بُعدی بر سنجش نابرابری منطقه‌ای نداشته‌اند و تمامی نماگرها را به صورت یکسان و با وزن مساوی در مدل وارد کرده‌اند. اما مطالعاتی که نگاه چند بُعدی بر سنجش نابرابری منطقه‌ای دارند، تمرکز خود را بر تغییر ضرایب وزنی و

1. Bin (2015)
2. Hakizimana & Geyer (2014, 2015)

تعیین مؤلفه‌های اصلی سنجش نابرابری منطقه‌ای، معطوف کرده‌اند. این تحقیق نیز با توجه به اهمیت معرفی ابعاد مختلف سنجش نابرابری منطقه‌ای و بررسی تعیین‌کننده‌های اصلی آن، تنها مطالعات تجربی در حوزه سنجش نابرابری منطقه‌ای چند بُعدی را مدنظر قرار می‌دهد. مطالعات اولیه در این حوزه، نابرابری‌های منطقه‌ای را به صورت منفرد (تنها با یک شاخص از قبیل ضریب جینی درآمدی) یا مبتنی بر دو یا سه معیار خاص (از جمله درآمد سرانه، فقر و توزیع درآمد) می‌سنجیدند؛ اما به تازگی و با توسعه مفاهیم مربوط به نابرابری، مسائل رفاهی، اجتماعی، محیطی، آموزشی و بهداشتی نیز به ابعاد مختلف سنجش نابرابری منطقه‌ای افزوده شده است. به عنوان مثال، در کنفرانس ملی که سال ۲۰۱۳ در خصوص «جریان کار و ساختار سازمانی» در چین برگزار شد، این نکته به عنوان مهم‌ترین عامل در سنجش نابرابری منطقه‌ای مورد تأکید قرار گرفته است. مشهورترین مطالعاتی که به استفاده از شاخص چند بُعدی در سنجش نابرابری منطقه‌ای اشاره کرده‌اند، اتکینسون[1] (۱۹۷۰)؛ معصومی[2] (۱۹۸۶) و برادفیلد[3] (۱۹۸۸) می‌باشد اما عملاً ایجاد و توسعه شاخص‌های چند بُعدی نابرابری منطقه‌ای، تنها طی دهه گذشته گسترش یافته است (کوادرادو و همکاران[4]، ۲۰۰۱: ۲۹-۳۲؛ هاکیزمانا و جیر، ۲۰۱۴: ۸-۶ و بین، ۲۰۱۵: ۱۱). کشور مجارستان از جمله کشورهای اروپای مرکزی است که نابرابری بالایی در استان‌های مختلف خود دارد. کوادرادو و همکاران (۲۰۰۱) برای اولین بار در این کشور با بررسی شاخص چند بُعدی در نابرابری منطقه‌ای، ابعاد اقتصادی و اجتماعی مبحث نابرابری منطقه‌ای را مورد توجه قرار دادند. آنها از شاخص‌های تِیل[5] و تحلیل مؤلفه اصلی[6] اندازه‌گیری این نابرابری در سال ۱۹۹۸ استفاده کردند تا یک شاخص ترکیبی برای سنجش نابرابری منطقه‌ای شکل دهند. محدوده مورد بررسی در مطالعه آنها شامل ۲۰ منطقه و هشت شاخص بوده است. نتایج آنها نشان داد که در صورت استفاده از شاخص چند بُعدی و ترکیبی نابرابری منطقه‌ای به جای شاخص تک بُعدی «درآمد سرانه»، تفاوت قابل ملاحظه‌ای بین مناطق مختلف کشور مجارستان وجود خواهد داشت. آنها، سیاست‌های حوزه اتحادیه اروپا و سیاست‌گذاری‌های در سطح ملی را به عنوان یکی از محرک‌های اصلی در ایجاد چنین نابرابری‌هایی دانسته‌اند. در مطالعه دیگری که برای کشورهای اسپانیا و مجارستان در سال ۱۹۹۷ صورت گرفته است، فولمر و هِیمن[7] (۲۰۰۵)، نابرابری منطقه‌ای چند بُعدی را برای واریز وجوه ساختاری اتحادیه اروپا به ۱۷ منطقه در این دو کشور مورد بررسی قرار دادند. آنها در اقدام کاربردی خود، تابعی که توسط معصومی (۱۹۸۶) عنوان شده بود را به کار بردند. همچنین از تحلیل مؤلفه اصلی جزئی برای برآورد وزن آن تابع استفاده کردند. نتایج آنها برای کشور اسپانیا، بیانگر وجود تفاوت بنیادی بین مناطق آن کشور است. آنها همچنین به این نتیجه رسیدند که کشور مجارستان به دلیل کمتر توسعه یافته بودن در مقایسه با اسپانیا، از نابرابری کمتری نیز در مناطق خود برخوردار است؛ اگر چه نابرابری بین مناطق این کشور نیز همچنان بالاست.

کریا و همکاران[8] در مطالعه‌ای به بررسی نابرابری منطقه‌ای تانزانیا در سال ۲۰۱۱ پرداختند. آنها برای محاسبه نابرابری منطقه‌ای، از شاخص ترکیبی رفاه (SCIW)[9] در سطح ۲۶۳ شهر این کشور استفاده کردند. شاخص ترکیبی رفاه که توسط آنها معرفی شد، بر مبنای تحلیل مؤلفه اصلی و با استفاده از هشت شاخص محاسبه می‌شود[10]. شاخص ترکیبی رفاه پیشنهادی، شاملِ زیرشاخص‌های اقتصادی (چهار نماگر)، جمعیتی، آموزشی، بهداشتی و نیازهای پایه زندگی است (کریا و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۶۴). در راستای معرفی شاخص ترکیبی برای سنجش نابرابری منطقه‌ای، کوپکیا و همکاران[11] در مطالعه‌ای که برای کشور رومانی انجام داده‌اند، تعیین‌کننده‌های اصلی جغرافیای اقتصادی جدید را طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۵ مورد توجه قرار دادند. همچنین، عوامل مؤثر بر توسعه اقتصادی را مطابق با نظریه جغرافیای اقتصادی جدید، مورد بررسی قرار دادند. رویکرد اصلی آنها در مطالعه، نابرابری‌های موجود در میان مناطق مختلف کشور رومانی (۴۳ شهر در هشت منطقه) بوده است و در این راستا، با قرار دادن شاخص‌های اقتصادی، مدیریتی و سیاستی در کنار یکدیگر، از یک شاخص ترکیبی

1. Atkinson (1970)
2. Maasoumi (1986)
3. Bradfield (1988)
4. Quadrado et al. (2001)
5. Theil
6. Principal Component Analysis

7. Folmer & Heijman (2005)
8. Kriaa et al. (2011)
9. Spatial Composite Index of Welfare
۱۰. هشت شاخص مورد استفاده عبارتند از: ضریب نفوذ تلفن ثابت، ضریب نفوذ تلفن همراه، سهم خانوارهای دارای رایانه، سهم خانوارهای برخوردار از شبکه فاضلاب، دسترسی به آب لوله‌کشی سالم، سهم جمعیت با تحصیلات متوسطه و بالاتر، جمعیت فعال، درآمد سرانه خانوار
11. Copcea et al. (2014)

برای تعیین سطح توسعه منطقه‌ای استفاده کردند. آنها نتیجه گرفته‌اند که طی دوره مورد نظر (۲۰۱۲-۲۰۰۵)، نوسانات زیادی بین متغیرهای مورد بررسی وجود دارد، به طوری که شکاف بین مناطق کوچک‌تر و مناطق بزرگ‌تر، رو به افزایش بوده است (کوپکیا و همکاران، ۲۰۱۴: ۷۱).

برخی از مطالعات در زمینه سنجش نابرابری منطقه‌ای، بر معرفی یک شاخص محلی برای اقتصاد کشور خود تأکید داشته‌اند. از جمله این مطالعات می‌توان به هاکیزمانا و جیر اشاره کرد که از شاخص‌های مختلف برای سنجش نابرابری فضایی در میان مناطق آفریقای جنوبی (شاملِ ۹ استان) برای سال ۲۰۱۱ و با هدف استخراج مناسب‌ترین رویکرد برای سنجش این نابرابری‌ها، استفاده کرده است. آنها، با معرفی شاخص ترکیبی چند بُعدی (مشتمل بر انحراف میانگین نسبی، سطح متغیرها، انحراف معیار لگاریتمی، ضریب جینی، نسبتِ کوزنتس، شاخص نابرابری تیل، انحراف میانگین لگاریتمی و شاخص اتکینسون) نشان داده‌اند که انتخاب اقتصادی و سکونتگاهی مردم، متأثر از تمامی عوامل اجتماعی و اقتصادی است و نتایج متفاوتی از هر یک از شاخص‌ها حاصل می‌شود (هاکیزمانا و جیر، ۲۰۱۴: ۷). یکی از جدیدترین شاخص‌های ترکیبی نابرابری منطقه‌ای، توسط بین معرفی شده است. بین در مطالعه خود، شاخص ترکیبی توسعه منطقه‌ای (CIRD)[1] را معرفی کرد که مشتمل بر نماگرهای اقتصادی، اجتماعی و محیطی است. این شاخص، برای سنجش نابرابری منطقه‌ای در ۳۰ استان کشور چین معرفی شد و داده‌های دوره ۱۹۹۸ الی ۲۰۱۰ را در نظر گرفته است. در این شاخص ترکیبی، زیرشاخص‌های مورد بررسی، به پنج بُعد اصلی (شاخص‌های کلان اقتصادی، شاخص‌های علم و نوآوری، شاخص‌های پایداری زیست‌محیطی، شاخص‌های انباشت سرمایه انسانی و شاخص‌های تسهیلات عمومی) تقسیم شد (بین، ۲۰۱۵: ۱۳). نویسنده با استفاده از تحلیل مؤلفه اصلی دو مرحله‌ای، نشان داده است که مناطق ساحل شرقی چین، از رشد سریع‌تری در مقایسه با سایر مناطق برخوردار بوده‌اند.

در ایران نیز مطالعات مختلفی به بررسی سطح توسعه یا نابرابری منطقه‌ای استان‌های کشور پرداخته‌اند که عموماً به صورت بخشی (به ویژه بخش کشاورزی) انجام گرفته‌اند. از آن جمله، مطالعه محمودی است که به بررسی نابرابری منطقه‌ای در استان‌های مختلف ایران (۲۲ استان) پرداخت. محمودی مطالعه خود را با تمرکز بر بخش صنعت انجام داده است و استان‌های کشور را به چهار گروه پیشرفته، نسبتاً پیشرفته، نسبتاً عقب‌مانده و عقب‌مانده به لحاظ توسعه صنعتی تقسیم کرده است. بازه زمانی مورد مطالعه، ۱۳۵۳ و ۱۳۶۳ بوده است. نویسنده در مطالعه خود از ۱۴ شاخص (به صورت ترکیبی) استفاده کرده است (محمودی، ۱۳۷۰: ۹۱).

یکی از مطالعاتی که نابرابری منطقه‌ای را به صورت تک بُعدی مدنظر قرار داده است، مطالعه مهرگان و تیموری می‌باشد. آنها با هدف سنجش میزان تمرکز جغرافیایی صنایع در ایران، از شاخص الیسون-گلیزر (EG)[2] برای سال ۱۳۸۵ استفاده کرده‌اند و چنین نتیجه گرفته‌اند که بیش از نیمی از صنایع ایران، دارای تمرکز جغرافیایی شدیدی هستند. نویسندگان چنین استدلال کرده‌اند که مزیت‌های طبیعی در مناطق، دسترسی به مواد اولیه، هزینه‌های حمل و نقل و نیز دسترسی به بازار و آثار سرریزها در بین واحدهای تولیدی، از مهم‌ترین دلایل ایجاد تمرکز جغرافیایی بوده‌اند (مهرگان و تیموری، ۱۳۹۲: ۱۰۵). صدرایی جواهری و منوچهری نیز مطالعه تکمیلی در این حوزه انجام داده و میزان اختلاف تمرکز جغرافیایی صنایع کارخانه‌ای ۳۰ استان ایران را برای دو سال ۱۳۸۶ و ۱۳۷۸ به صورت مقطعی برای ۹۴ صنعت (با کد چهار رقمی آیسیک) بررسی کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان داده است که تمرکز صنعتی رو به کاهش بوده اما این تعدیل به صورت ناقص به سمت یکنواخت شدن پیش رفته است. نتیجه به دست آمده از شاخص هرفیندال-هیرشمن بیانگر آن است که نابرابری منطقه‌ای در اغلب صنایع رو به کاهش گذاشته است (صدرایی جواهری و منوچهری، ۱۳۹۱: ۱۳۰).

۳- مبانی نظری

نظریات حوزه نابرابری منطقه‌ای، از جنبه‌های مختلف گسترش یافته است. برخی نظریات بر همگرایی منطقه‌ای فعالیت‌ها متمرکز شده‌اند و برخی نیز بر ابعاد جغرافیایی و فضایی فعالیت‌ها تمرکز دارند. گروهی از نظریات نیز هستند که بر ابعاد ساختاری و نهادی اثرگذار بر ایجاد نابرابری منطقه‌ای، توجه دارند.

در خصوص نظریات متمرکز بر همگرایی منطقه‌ای فعالیت‌ها، نظریات نئوکلاسیک و نظریات رشد درون‌زا مقبولیت بیشتری داشته‌اند. در نظریه نئوکلاسیک متعارف، تولید در بازار

1. Composite Index of Regional Development

2. Ellison - Glaeser

رقابت کامل، به صورت همگن و با بازده ثابت به مقیاس مشخص می‌شود. مزیت رقابتی هر منطقه، توسط توزیع فضایی فعالیت‌ها (تمرکز آنها)، استعدادهای طبیعی و دسترسی به عوامل تولید به دست می‌آید. از این‌رو، فعالیت‌ها در مناطق خاصی متمرکز می‌شوند و الگوهای تمرکز صنایع، به صورت برون‌زا الگوهای مزیت رقابتی اقتصاد را تعیین می‌کنند. تمامی این عوامل، منجر به همگرایی منطقه‌ای می‌شود. اما از دهه ۱۹۹۰، توسعه‌هایی در نظریات این حوزه صورت گرفت. مکتب اقتصادی جدید، هم بر نظریه تجارت جدید (NTT)[1] و هم بر نظریه جغرافیای اقتصادی جدید (NEG)[2] استوار است. این نظریات، توسط کروگمن[3] (۱۹۸۰) و هلپمن و کروگمن[4] (۱۹۸۵) مطرح شده است. نظریه تجارت جدید، در ابتدا صراحتاً نشان می‌دهد که صرفه‌های مقیاس، تنوع در تولید و هزینه‌های مبادله به عنوان پایه‌های تجارت بین‌الملل و دستیابی به رفاه می‌باشند. در این وضعیت، فعالیت‌ها در مکانی مستقر می‌شوند که دسترسی بهتر به بازار داشته باشند. همان‌طور که هزینه‌های مبادله کاهش می‌یابد، تمایز و تنوع تولید از سمت مصرف، تسهیل یافته و سطح بالاتری از تمرکز به وجود می‌آید. در واقع، همگرایی بین فعالیت‌ها قابل مشاهده است. این عوامل، بنیان‌های ایجاد نابرابری منطقه‌ای در توسعه را شکل می‌دهد. موضوع نابرابری منطقه‌ای همچنین در نظریه رشد درون‌زا[5]، نظریه جغرافیای اقتصادی و در رهیافت نهادی[6] مورد تحلیل و تفسیر قرار گرفته است. نظریه رشد درون‌زا، بر تمرکز فعالیت‌های اقتصادی به دلیل اثرات افزایش سطح سود سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه توجه دارد. بر اساس این نظریه، تمرکز عوامل تولید در مناطق مرکزی و نه مناطق پیرامون، در نتیجه فرایند یکپارچگی اقتصادی حاصل می‌شود. همچنین، رشد اقتصادی در سطح منطقه‌ای مبتنی بر نوآوری است که در مطالعه گروسمن و هلپمن[7] (۱۹۹۱) بر این نکته به همراه هزینه‌های مبادله در انتقال دانش، تأکید شده است. در عمل، نظریه رشد درون‌زا، نابرابری منطقه‌ای را متأثر از عواملی همچون نوآوری، تجارت و سرمایه انسانی می‌داند. به عنوان نگرشی متفاوت، نظریه جغرافیای اقتصادی بر خوشه‌بندی فعالیت‌ها توجه دارد و پدیده خوشه‌سازی فعالیت‌ها (استقرار فعالیت‌های واقع در زنجیره ارزش یک محصول خاص، در مکانی مشخص و نزدیک به هم) و ارتباط بین آنها را به عنوان مهم‌ترین عامل در تمرکز فعالیت‌ها و نابرابری منطقه‌ای فضایی می‌داند. از این‌رو، هزینه‌های بالای حمل و نقل، یکی از عوامل مهم در این رخداد به شمار می‌رود. نظریه جغرافیای اقتصادی در واقع، بر یکپارچگی بازار، اقتصاد مقیاس، حمل و نقل و بازارهای محلی تأکید دارد و بیان می‌دارد که این عوامل به صورت ترکیبی بر تمرکز فعالیت‌ها (و لذا ایجاد نابرابری بین منطقه‌ای) نقش دارند (کروگمن، ۱۹۹۱: ۴۸۶ و فوجیتا و همکاران[8]، ۱۹۹۹: ۱۲۰). از مجموع نظریات مرتبط با تمرکز جغرافیایی، می‌توان چنین دریافت که نماگرهایی همچون مقیاس تولید، دسترسی به عوامل تولید، هزینه‌های تولید یا ارزش افزوده ایجادی، بودجه اختصاصی به مؤلفه‌های دانش، سطح تجارت و دسترسی به حمل و نقل مناسب به عنوان نماگرهای اصلی مورد توجه بوده است.

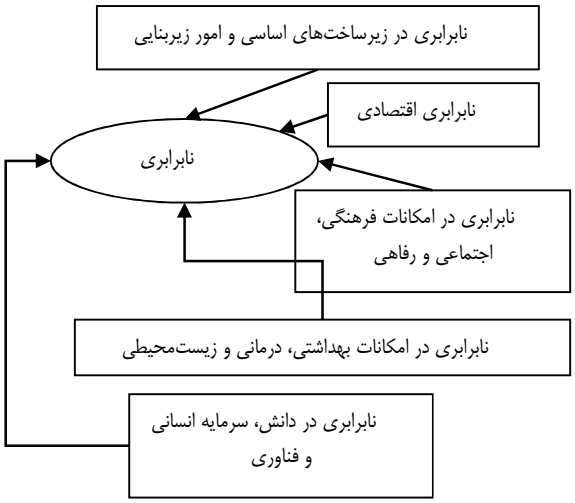
دسته مهم دیگری از نظریات اقتصادی حوزه نابرابری منطقه‌ای، بر اقتصاد فضایی و فاصله جغرافیایی بین مناطق تمرکز بیشتری دارد. اقتصاددانان نئوکلاسیک تا اواخر دهه ۱۹۷۰، مباحث مرتبط با ابعاد فضایی نابرابری منطقه‌ای را که تحت عنوان جغرافیای اقتصادی نیز نامیده می‌شود، نادیده می‌گرفتند و توجه خاصی به آن نمی‌شد (فوجیتا و همکاران، ۱۹۹۹: ۳). به عنوان مثال، تراکم بالاتر فعالیت‌های صنعتی و افزایش بازده به مقیاس، برای توضیح تمرکز فضایی در فعالیت‌های اقتصادی بسیار مهم هستند. از آنجایی که حداقل‌سازی هزینه متعارف و مسئله حداکثرسازی سود، راه‌حل‌های عمومی برای افزایش بازده به مقیاس ندارد؛ لذا بر اساس نظر کروگمن (۱۹۹۷: ۳۵)، این عدم توجه خاص به مباحث اقتصاد فضایی یک نقطه کور[9] و نقطه ضعف در توسعه اقتصادی باقی می‌مانند. با این حال، از اواخر دهه ۱۹۷۰، اقتصاددانان توجه فزاینده‌ای به این زمینه داشته‌اند. دیکسیت و استیگلیتز[10] (۱۹۷۷) مدلی از رقابت انحصاری را توسعه دادند که به طور چشمگیری بر تحلیل تراکم و تمرکز فعالیت‌ها و بازده فزاینده به مقیاس متمرکز بود. شوکلا و استارک[11] (۱۹۸۵) از نظر اجتماعی، سطوح بهینه مهاجرت در صرفه‌های ناشی از تجمع فعالیت‌های اقتصادی را بررسی کردند و هلپمن و کروگمن (۱۹۸۵) نیز بازارهای تولید متفاوت و بازده فزاینده

1. New Trade Theory
2. New Economic Geography
3. Krugman (1980)
4. Helpman & Krugman (1985)
5. Endogenous Growth Theory
6. Institutional Theory
7. Grossman & Helpman (1991)
8. Fujita et al. (1999)
9. Blind Spot
10. Dixit & Stiglitz (1977)
11. Shukla & Stark (1985)

به مقیاس را در تجارت بین‌المللی مورد مطالعه قرار دادند. کروگمن (۱۹۹۱) نهایتاً توسعه‌های اواخر قرن بیستم میلادی در این حوزه را تحت عنوان «جغرافیای اقتصادی جدید»[1] نامگذاری کرد. کروگمن با ورود مباحث توزیع مکانی و استقرار فعالیت‌های مختلف در استان‌های یک کشور در ادبیات اقتصاد توسعه، شاخه جدیدی از مطالعات حوزه نابرابری منطقه‌ای و توسعه را مطرح کرد (جین[2]، ۲۰۰۹: ۷). از جنبه نظری، نابرابری فضایی در سطح مناطق اساساً توسط تصمیمات مکان‌گزینی بنگاه‌ها و خانوارها تعیین می‌شود. بنگاه‌ها، مواضع خود مبنی بر حداکثرسازی سود و خانوارها نیز مواضع خود را در حداکثرسازی مطلوبیت حاصل از محصولات بازاری و اشتغال انتخاب می‌کنند. با وجود اینکه بنگاه‌ها و خانوارها عموماً به کیفیت محیط شهری و منطقه‌ای خود توجه دارند، هیچ نظریه عمومی گسترده‌ای از استقرار مکانی و تصمیمات مرتبط با آن در حوزه توسعه اقتصادی و اقتصاد منطقه‌ای وجود ندارد (فوجیتا و همکاران، ۱۹۹۹: ۲؛ فوجیتا و تیس[3]، ۲۰۰۲: ۳۵ و برلیانت[4]، ۲۰۰۷: ۴۶۸). مدل‌های علم منطقه‌ای سنتی، بر نظریه مکان مرکزی مبتنی هستند که جنبه‌ای شهری–منطقه‌ای دارد، اما این مدل‌ها تا دهه ۱۹۹۰ هیچ مبنای نظری کاملاً معتبری نداشتند.[5] بر طبق نظریات توسعه یافته در سال‌های اخیر، نوآوری‌های نظری در مدل‌سازی بازده فزاینده، به شکل‌گیری مفاهیم سنتی بسیاری از جمله پیامدهای خارجی مارشالی (سرریزهای فناوری، ترکیب و ادغام بازار کار، دسترسی به نهاده‌های واسطه‌ای غیرمبادله و سرریزهای سرمایه‌گذاری) و پیامدهای خارجی غیرپولی (پیوندهای پسین و پیشین و اندازه بازار) منجر شده است، که به ترتیب به صورت نیروهای تراکم فضایی و پراکندگی فضایی دسته‌بندی می‌شوند. در مجموع، نابرابری فضایی، نتیجه خالص تراز نیروهای تمرکز و پراکندگی است. این تحقیق نیز از نظریه جغرافیای اقتصادی جدید الگو گرفته و دسته‌بندی نماگرها، تعیین شاخص‌ها و تحلیل روابط بین آنها بر اساس این نظریه انجام شده است. لذا، اثرات سرریز، پیامدهای خارجی و توزیع مکانی فعالیت‌ها نقش بسزایی در سطح توسعه مناطق ایفا می‌کند (دودانگی، ۱۳۹۵: ۱۳۱).

از جنبه منطقه‌ای، نیروهای مرکزگرای تمرکز جغرافیایی، مزیت‌های طبیعی و پیامدهای خارجی مارشالی و نیز پیامدهای خارجی غیرپولی هستند که در آن نیروهای مرکز گریزِ پراکندگی، عدم تحرک در عوامل تولید و کالاها به دلیل هزینه‌های بالای حمل و نقل و ارتباطات می‌باشند. از منظر شهری، مهم‌ترین تفاوت، افزایش هزینه‌های جدیدِ تمرکز در شکلِ هزینه‌های ازدحام است که منتج از عرضه ثابت زمین می‌باشد. تمرکز، منجر به افزایش هزینه مسکونی و مسافرت و همچنین هزینه‌های به دلیل جرم بیشتر، آلودگی بیشتر و افزایش مریضی‌ها است. لذا نماگرهایی همچون سطح جرم، بهداشت و درمان، سطح دسترسی به ارتباطات و هزینه ازدحام، از جمله نماگرهایی هستند که به عنوان پیامدهای خارجی مطرح شده‌اند.

بررسی نظریات حوزه نابرابری منطقه‌ای، بیانگر وجود نگاه چند بُعدی در سنجش نابرابری منطقه‌ای است، به گونه‌ای که اهمیت هر یک از این ابعاد کمتر از بُعد دیگر نخواهد بود. ابعاد مختلف مؤثر بر نابرابری منطقه‌ای را می‌توان به صورت زیر نشان داد (شکل ۱). این ابعاد، تمامی نماگرهای مختلف مطرح شده در ادبیات نظری این حوزه را در برمی‌گیرد.



شکل ۱ ابعاد مختلف اثرگذار بر نابرابری منطقه‌ای
مأخذ: یافته‌های تحقیق و بین (۲۰۱۵)

٤- روش تحقیق

تجمیع و یکپارچه‌سازی نماگرهای مختلف چند بُعدی در قالب

1. New Economic Geography
2. Jin (2009)
3. Fujita & Thisse (2002)
4. Berliant (2007)
۵. نظریه مکان مرکزی، به منظور توضیح رتبه‌بندی شهرها (مکان‌های مرکزی) که به بازارهای روستایی کمک می‌کند، مطرح شد. البته، فوجیتا و همکاران (۱۹۹۹) بیان کردند که نظریه مکان مرکزی، مدل اقتصادی مبتنی بر بهینه‌یابی و رفتار تعادلی بنگاه‌ها و خانوارها را در خود ندارد اما می‌تواند الگوی طبقه‌بندی مفیدی می‌باشد.

یک شاخص منفرد، به عنوان یک راه‌حل بسیار مناسب شناخته می‌شود. رویکردهای پارامتریک برای تجمیع و یک‌پارچه‌سازی نماگرها، به عنوان مناسب‌ترین راه برای تعریف وزن (یا امتیاز) هر نماگر در شاخص ترکیبی به طور گسترده‌ای مورد پذیرش می‌باشد. یکی از رایج‌ترین روش‌ها برای این منظور، روش تحلیل مؤلفه اصلی (PCA)[1] است. با استفاده از این روش، ابعاد مورد بررسی را می‌توان کاهش داد و ترکیبی از نماگرها را می‌توان با یک شاخص جمعی، معرفی کرد. این شاخص، تماماً ویژگی‌های کلی نماگرهای مختلف را خواهد داشت. از تحلیل مؤلفه اصلی، به طور متناوب برای یک‌پارچه‌سازی نماگرهای مختلف و انتخاب یک شاخص ترکیبی مناسب، استفاده شده است (چن و وو[2]، ۲۰۱۰: ۱۲۷). شاخص توسعه و تجارت (TDI)[3] که در کنفرانس توسعه و تجارت سازمان ملل متحد[4] معرفی شده است و شاخص (CIRD) که برای سنجش نابرابری منطقه‌ای چند بُعدی کشور چین ساخته شده است از جمله شاخص‌های سراسری مبتنی بر PCA می‌باشند. ویژگی کلیدی PCA، حداکثرسازی تغییرات توضیح داده شده توسط مؤلفه‌ها است. آن دسته از مؤلفه‌هایی که بیشترین توضیح‌دهندگی را داشته باشند، به عنوان مؤلفه‌های اصلی انتخاب خواهند شد. اگر مجموعه نماگرهای چند بُعدی مورد استفاده را به صورت $X_p=(x_1, x_2, \ldots, x_p)$ نشان دهیم که در آن، P بیانگر نماگرها (ابعاد چندگانه) در ساخت شاخص ترکیبی توسعه است؛ آنگاه ماتریس مؤلفه اصلی به صورت زیر به دست خواهد آمد:

$$PC_i = X\alpha^i \quad (۱$$

$$PC_i = X\acute{A} = \begin{cases} C_1 = a_{11}x_1 + a_{12}x_2 + \cdots + a_{1p}x_p \\ C_2 = a_{21}x_1 + a_{22}x_2 + \cdots + a_{2p}x_p \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ C_p = a_{p1}x_1 + a_{p2}x_2 + \cdots + a_{pp}x_t \end{cases} \quad (۲$$

$$\lambda_i = var(PC_i) \quad (۳$$

$$W_j = \frac{\sum_{i=1}^{i=p}\lambda_i a_i}{\sum_{i=1}^{i=p}\lambda_i} * 100 \quad (۴$$

که در آن، PC بیانگر مؤلفه‌های اصلی به صورت ترکیب‌های خطی از نماگرهای $X_p=(x_1, x_2, \ldots, x_p)$ است؛ A' ماتریس بردار ویژه است که در آن، $a_{ip}(i=1, 2, \ldots, p)$ بردار ویژه iام مربوط به ماتریس همبستگی نماگرها می‌باشد. اولین مؤلفه اصلی، ترکیب خطی نماگرهایی است که بیشترین واریانس را دارند (لذا بیشترین توضیح دهندگی را خواهند داشت). مؤلفه اصلی دوم، ترکیب خطی دیگری از نماگرهاست که با مؤلفه اصلی اول، متعامد بوده (بدین معنی که بردارهای ویژه بر یکدیگر عمود هستند) و دومین واریانس را به لحاظ بزرگی و سطح توضیح‌دهندگی خواهد داشت. همین روند برای سایر مؤلفه‌های اصلی نیز برقرار است. در واقع، روش PCA باعث تغییر در محور مختصات نماگرها شده و داده‌های p بُعدی که PC های متعامد بر یکدیگر دارند را به دست می‌دهد. در این حالت، نخستین مؤلفه اصلی، بیشترین توضیح‌دهندگی را دارد.

در صورت وجود همبستگی بالا میان برخی از نماگرهای مورد استفاده (و همبستگی پایین در میان برخی دیگر از نماگرها)، امکان ایجاد اریب در وزن به دست آمده برای هر مؤلفه اصلی وجود دارد. یک روش برای حل این مسئله، اتخاذ PCA دو مرحله‌ای است (چن و وو، ۲۰۱۰: ۱۲۶). اما اگر مؤلفه‌های با همبستگی بالا، به صورت گروه مجزایی مورد سنجش و آزمون قرار گیرند، سپس مؤلفه‌های اصلی بین گروهی (که همبستگی نسبتاً پایینی با یکدیگر خواهند داشت) در مرحله دوم با یکدیگر مورد آزمون و سنجش قرار گیرند، نتیجه دقیق‌تری به دست خواهد آمد. از آنجایی که نماگرهای مرتبط با هر زمینه بررسی (مثلاً نماگرهای اقتصادی)، غالباً از همبستگی بالاتری در مقایسه با نماگرهای ابعاد دیگر و با سایر زمینه‌ها (مثلاً نماگرهای فرهنگی) برخوردارند؛ لذا با گروه‌بندی و تفکیک نماگرهای هر زمینه، می‌توان نتایج بسیار دقیق‌تری به دست آورد.

در یک‌پارچه‌سازی زیرشاخص‌ها، وزن‌هایی برای آنها با استفاده از رابطه ۴ به دست خواهد آمد که در آن رابطه، λ_i بیانگر مقدار ویژه i ام در ماتریس همبستگی نماگرها است و واریانس مؤلفه اصلی i ام را نشان می‌دهد. از آنجایی که همبستگی بالای نماگرها به وزن‌های تورش‌دار خواهد انجامید (میشرا[5]، ۲۰۰۷: ۲)، چن و وو (۲۰۱۰: ۱۲۶) روش PCA دو مرحله‌ای را پیشنهاد دادند که بر آن اساس، خطای حاصل از وزن نماگرها به حداقل خواهد رسید. در روش PCA دو مرحله‌ای، نخست نماگرها به ابعاد مختلف تفکیک می‌شود و PCA برای نماگرهای مربوط به هر بُعد به صورت جداگانه

1. Principal Component Analysis
2. Chen & Woo (2010)
3. Trade and Development Index
4. United Nations Conference on Trade And Development

5. Mishra (2007)

اجرا خواهد شد. در مرحله دوم، PCA مجدداً برای مؤلفه‌های اصلی به دست آمده در هر بُعد اجرا می‌شود و در نهایت یک شاخص ترکیبی نهایی (یا همان مؤلفه اصلی ترکیبی که در مرحله دوم به دست می‌آید) ساخته می‌شود. این روش در تعیین شاخص توسعه منطقه‌ای کشور چین در سال ۲۰۱۵ به کار رفته است و پس از آن در بسیاری از برنامه‌ریزی‌های داخلی آن کشور، مورد استفاده قرار گرفته است و تحقیق حاضر نیز این الگو را برای برآورد نتایج خود به کار می‌گیرد.

انتخاب مؤلفه‌های اصلی در این مطالعه، با استفاده از قاعده کایزر[1] خواهد بود و مقادیر ویژه بزرگ‌تر از ۱ در نظر گرفته می‌شود. این نکته قابل توجه است که وجود نماگرهای با تعداد بیشتر در هر گروه (یا بُعد)، وزن و اهمیت آن گروه را در برآورد نهایی، بیشتر خواهد کرد. از این‌رو، تعداد نماگرها در هر گروه، یکسان در نظر گرفته می‌شود. نکته دیگر که باید مورد توجه قرار گیرد، استفاده از نماگرهای با بالاترین همبستگی (نماگرهایی که همسو با یکدیگر در میان مناطق تغییر کرده‌اند) در هر گروه است. دسترسی به داده‌ها در سطح استانی، اعتماد و دقت داده‌های مورد استفاده و همچنین تمایز نماگرها به لحاظ مقداری در هر استان، از جمله موارد مهم و مورد توجه در انتخاب نماگرها خواهد بود. این مطالعه، بر اساس مبانی نظری حوزه نابرابری منطقه‌ای و دسترسی به داده‌ها در سطح استانی (و همچنین نکات دیگری که مورد اشاره قرار گرفت)، از ۲۵ نماگر متمایز استفاده می‌کند. انتخاب نماگرهای مورد بررسی، با توجه به چند قید مشخص، صورت گرفته است. این موارد عبارتند از:

– مقید به انتخاب نماگرهای به کار رفته و معرفی شده در مبانی نظری تحقیق؛
– محدودیت‌های آماری و داده‌ای در سطح استان‌های کشور؛
– انتشار مستقیم داده‌ها توسط مرکز آمار ایران و دوری از هرگونه برآورد برای نماگرها و زیرشاخص‌ها؛
– وجود اختلاف قابل توجه در سطح برخورداری استان‌ها برای هر شاخص[2]؛
– وجود همبستگی بالا در نماگرهای زیر هر گروه (زمینه) مورد نظر؛
– یکسان در نظر گرفتن تعداد نماگرها در هر گروه (زمینه) به دلیل متوازن شدن مؤلفه اصلی مستخرج برای هر گروه؛ و اجتناب از ورود تعداد زیاد نماگرها و احتمال بروز تورش در نتایج با ورود نماگرهای کم اهمیت‌تر.

اگر چه روش تحلیل مؤلفه اصلی، با هدف کاهش تعداد ابعاد و ایجاد شاخص ترکیبی صورت می‌گیرد، اما افزایش تعداد متغیرها در آن، محدودیت‌هایی را ایجاد خواهد کرد. یکی از این محدودیت‌ها، همبستگی بالا میان مؤلفه‌های اصلی است. اگر همبستگی بالایی مابین مؤلفه‌های اصلی بین هر گروه وجود داشته باشد، وزن‌های تعیین شده برای هر یک از ابعاد، تورش‌دار خواهد بود (میشرا، ۲۰۰۷: ۲). از سوی دیگر، افزایش تعداد متغیرها به دلیل افزایش همبستگی بین آنها، امکان معنی‌دار شدن مؤلفه‌های اصلی با وزن کوچک‌تر را نیز موجب خواهد شد. برای بسنده بودن تعداد متغیرهای انتخابی در معرفی تعیین‌کننده‌های اصلی نابرابری منطقه‌ای، مرور مطالعات مرتبط در این حوزه، به ویژه مطالعاتی که به معرفی شاخص ترکیبی در سنجش نابرابری منطقه‌ای تمرکز کرده‌اند، مفید خواهد بود. این مطالعات، مبتنی بر تک بُعد الی هفت بُعد بوده و از ۴ الی ۸ نماگر در هر بُعد، استفاده کرده‌اند[3]. با بررسی سطح همبستگی بین متغیرها، مقایسه محدودیت‌ها، بررسی مطالعات تجربی در این حوزه و با توجه به قیدهای عنوان شده در بالا، ۲۵ نماگر (جدول ۱) انتخاب شدند. این نماگرها، با بررسی و برآورد اولیه حدود ۵۰ نماگر (که مهم‌ترین نماگرهای در دسترس بر اساس ابعاد انتخابی در تحقیق می‌باشند) انتخاب شده‌اند.

پیچیدگی و درهم تنیدگی عوامل مختلف و تأثیر آنها بر سطح توسعه منطقه‌ای، به گونه‌ای است که هر مطالعه، تنها بر یک یا چند عامل مشخص تأکید داشته است (فولمر و هیجمن، (۲۰۰۵) بر تخصیص وجوه مالی؛ کاتوریا و جورج[4] (۲۰۰۶) بر نقش سرریزهای دانش؛ بورکی و خان[5] (۲۰۱۰) بر تمرکز صنعتی؛ چوتیا و رائو[6] (۲۰۱۵) بر شاخص‌های زیرساختی). این تحقیق با بررسی جامع عوامل تعیین‌کننده نابرابری منطقه‌ای،

1. Kaiser

۲. شاخص‌هایی همچون دسترسی به خطوط انتقال برق و آب و سایر شاخص‌هایی که عملاً رشد یکسان و متناسبی در استان‌های مختلف دارد و بازگو کننده سطح توسعه آن استان نمی‌باشد، در نظر گرفته نشده است.

۳. بین (۲۰۱۵) از ۲۵ نماگر در ۵ بُعد استفاده کرده است. هاکیزمانا و جیر (۲۰۱۴) از ۳۲ نماگر در شش بُعد استفاده کرده‌اند. کوادرادو (۲۰۰۱) و کریا و همکاران (۲۰۱۱) از ۸ نماگر در یک بُعد و کاتچرائور و همکاران (۲۰۱۰) از ۱۴ نماگر در سه بُعد استفاده کرده‌اند. چن و وو (۲۰۱۰) از ۱۲ نماگر در چهار بُعد استفاده کردند. تقوایی و همکاران (۱۳۹۰) از ۵۴ نماگر در هفت بُعد استفاده کردند.

4. Kathuria & George (2006)
5. Burki & Khan (2010)
6. Chotia & Rao (2015)

علاوه بر سنجش سطح نابرابری منطقه‌ای استان‌های ایران، تعیین‌کننده‌های اصلی شکل‌گیری چنین نابرابری را بیان می‌کند. لذا توجیه منطقی و علل انتخاب نماگرهای انتخاب شده در این تحقیق، ضرورت دارد.

جدول ۱. ابعاد و نماگرهای مربوط به هر یک از آنها

گروه (زمینه)	نماگر	برخی مطالعاتی که از نماگر مربوطه، استفاده کرده‌اند
اقتصادی	معکوس توزیع درآمد (ضریب جینی درآمدی)	بین (۲۰۱۵: ۴)؛ خوسلا و شارما[1] (۲۰۱۲: ۹۳)
	درآمد سرانه (نسبت کل تولید ناخالص منطقه‌ای به جمعیت)	عبداله‌زاده و شریف‌زاده (۱۳۹۱: ۴۸)؛ تقوایی و همکاران (۱۳۹۰: ۱۶۰)؛ کاتچرائور و همکاران[2] (۲۰۱۰: ۲۵) و هاکیزمانا و جیر (۲۰۱۴: ۸)
	نسبت کل صادرات استان به تولید آن	کاتچرائور و همکاران (۲۰۱۰: ۲۵)؛ بین (۲۰۱۵: ۱۲)
	سهم کارگاه‌های بالای ۵۰ نفر کارکن از کل کارگاه‌های صنعتی	کاتچرائور و همکاران (۲۰۱۰: ۲۵) و تقوایی و همکاران (۱۳۹۰: ۱۶۰)
	سرانه سرمایه‌گذاری (خصوصی و دولتی)	کاتچرائور و همکاران (۲۰۱۰: ۲۵)؛ خوسلا و شارما (۲۰۱۲: ۹۶) و کوادرادو و همکاران (۲۰۰۱: ۳۰)
دانش و سرمایه انسانی	نسبت استاد به دانشجو	تقوایی و همکاران (۱۳۹۰: ۱۶۰)
	نرخ باسوادی	امیراحمدی (۱۳۷۵: ۱۵۴)؛ تقوایی و همکاران (۱۳۹۰: ۱۶۰) و بین (۲۰۱۵: ۱۲)
	نرخ ثبت‌نام ناخالص (ضریب پوشش ظاهری) آموزش عالی	عبداله‌زاده و شریف‌زاده (۱۳۹۱: ۴۸)
	نسبت شاغلین ماهر به کل شاغلین	عبداله‌زاده و شریف‌زاده (۱۳۹۱: ۴۸)
	نسبت شاغلین لیسانس و بالاتر به کل اشتغال	کریا و همکاران (۲۰۱۱: ۱۶۱)
زیربنایی	دسترسی به بزرگراه و آزادراه	کاتچرائور و همکاران (۲۰۱۰: ۲۶)؛ تقوایی و همکاران (۱۳۹۰: ۱۶۰) و بین (۲۰۱۵: ۱۲)
	دسترسی به راه‌آهن (خطوط ریلی اصلی، مانوری و صنعتی)	کاتچرائور و همکاران (۲۰۱۰: ۲۶)
	تعداد مسافر (ورودی یا خروجی) هواپیمایی به جمعیت	کاتچرائور و همکاران (۲۰۱۰: ۲۶)
	سرانه صندلی اتوبوس و مینی‌بوس حمل و نقل	بین (۲۰۱۵: ۱۲)
	نسبت اعتبارات تملک دارایی سرمایه‌ای به کل اعتبارات	بین (۲۰۱۵: ۱۲)
اجتماعی و فرهنگی	تعداد بیمه‌شدگان اصلی و تبعی به کل جمعیت	عبداله‌زاده و شریف‌زاده (۱۳۹۱: ۴۸)
	تعداد بلیط‌های فروش رفته سینماها به کل جمعیت	تقوایی و همکاران (۱۳۹۰: ۱۵۹)؛
	معکوس سرانه پرونده‌های قضایی (قتل، جرح، تهدید و ...)	کاتچرائور و همکاران (۲۰۱۰: ۲۵) و تقوایی و همکاران (۱۳۹۰: ۱۵۹)
	معکوس نسبت سرقت‌های عادی به کل جمعیت	کاتچرائور و همکاران (۲۰۱۰: ۲۵) و تقوایی و همکاران (۱۳۹۰: ۱۵۹)
	سرمایه اجتماعی	سوکولوویکز[3] (۲۰۱۴: ۲۵۰)
بهداشتی، درمانی و زیست‌محیطی	سرانه زباله‌های حمل شده توسط شهرداری	کاتچرائور و همکاران (۲۰۱۰: ۲۶) و بین (۲۰۱۵: ۱۲)
	معکوس سرانه تخلیه آب‌های زیرزمینی	هاکیزمانا و جیر (۲۰۱۴: ۸) و کوادرادو و همکاران (۲۰۰۱: ۳۰)
	نسبتِ ارزش افزوده به ارزش سوخت مصرفی در صنعت	بین (۲۰۱۵: ۱۲)
	تعداد پزشک در هر ۱۰ هزار نفر جمعیت	امیراحمدی (۱۳۷۵: ۱۵۷)؛ تقوایی و همکاران (۱۳۹۰: ۱۵۹) و کاتچرائور و همکاران (۲۰۱۰: ۲۶)
	تعداد تخت بیمارستانی برای هر ۱۰ هزار نفر جمعیت	امیراحمدی (۱۳۷۵: ۱۵۷)؛ تقوایی و همکاران (۱۳۹۰: ۱۵۹) و کاتچرائور و همکاران (۲۰۱۰: ۲۶)

مأخذ: نتایج تحقیق

1. Khosla & Sharma (2012)
2. Kutscherauer et al. (2010)
3. Sokolowics (2014)

نماگرهای اقتصادی: عوامل اقتصادی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر توسعه منطقه‌ای هستند به طوری که مطالعات اولیه در خصوص سنجش سطوح توسعه، غالباً تنها بر نماگرهای اقتصادی از جمله درآمد سرانه، توزیع درآمد یا سرمایه‌گذاری متمرکز بوده‌اند (کوادرادو و همکاران، ۲۰۰۱: ۳۲). وجود نیروهای جاذبه در مناطق برخوردار اقتصادی، امکان توسعه اشتغال، کسب درآمد بیشتر، افزایش رفاه، مهاجرت و تمرکز جمعیت را موجب شده و متعاقباً، بر رشد تقاضا و تولید مؤثر خواهد بود. از این‌رو، بر توسعه منطقه‌ای تأثیرگذار است (کروگمن، ۱۹۹۷: ۳۶). در خصوص تجارت، هر اندازه که یک منطقه بتواند بیشتر از سایر مناطق از تجارت خارجی منتفع گردد، تجارت بین‌المللی می‌تواند نابرابری فضایی را افزایش دهد (پوگا و ونابلز[1]، ۱۹۹۹: ۳۰۷). در خصوص نابرابری درآمد، از نظر تئوریک، در صورتی که افزایش در نابرابری درآمد خانوار در میان مناطق رو به افزایش گذارد، این افزایش قادر است نابرابری منطقه‌ای را نیز افزایش دهد (لیندرت و ویلیامسون[2]، ۱۹۸۵: ۳۷۳). از دیگر عوامل اقتصادی مؤثر بر نابرابری منطقه‌ای، نیروهای مرکزگرا (همچون اندازه بازار) و نیروهای مرکزگریز (همچون عدم تحرک سرمایه) هستند که در این میان، نماگرهای سرمایه‌گذاری سرانه و مقیاس کارگاه‌های صنعتی از اهمیت برخوردارند (کروگمن، ۱۹۹۷: ۴۵؛ کیم[3]، ۲۰۰۸: ۴۳ و روزبهان، ۱۳۸۷: ۱۷۰).

نماگرهای دانش و سرمایه انسانی: از جمله عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار و مزیت رقابتی، نماگرهای دانش و سرمایه انسانی هستند. بالدوین و همکاران[4] (۲۰۰۱) با ترکیب نظریات رشد درون‌زا و مدل مکان‌گزینی درون‌زا[5]، سرریزهای دانش در مناطق با توسعه بالاتر را مؤثر بر سطح توسعه مناطق مجاور دانسته است. رشد و توسعه منطقه‌ای، تمرکز درآمد را بیشتر کرده و فرصت‌های بیشتری برای بنگاه‌های داخلی ایجاد می‌کند تا از سرریزهای دانش بهره‌مند شوند. همچنین، رشد دانش و نرخ بالاتر باسوادی در میان نیروی کار، به افزایش بهره‌وری می‌انجامد. سهم بالاتر نیروی کار ماهر و سهم بالاتر شاغلین با تحصیلات عالی، عاملی مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار، رشد درآمد و رشد اقتصادی است. از این‌رو، نرخ باسوادی به همراه نماگرهای ضریب پوشش ظاهری تحصیلی و سطح مهارت و دانش نیروی کار، از متغیرهای مهم سنجش سطح توسعه انسانی لحاظ می‌شوند (براسیلا و همکاران[6]، ۲۰۱۲: ۳۰۸).

نماگرهای زیربنایی: اگر چه ادبیات حوزه نابرابری منطقه‌ای اخیراً بیشتر بر عوامل سمت تقاضا (همچون سطح بازار و اقتصاد مقیاس) تأکید دارند، اما نظریات اولیه در خصوص عوامل مؤثر بر نابرابری منطقه‌ای، بر سمت عرضه تمرکز بیشتری داشته‌اند. عواملی که بر کاهش هزینه حمل و نقل و سهولت دسترسی به بازار مؤثر هستند، می‌توانند هزینه تولید را کاهش داده و فضای رقابتی را در اقتصاد، تقویت کنند (جها و نایاک[7]، ۲۰۱۴: ۱۰). دسترسی بهتر به زیرساخت‌های حمل و نقل از جمله خطوط ریلی و هوایی، با افزایش تقاضا و کاهش در هزینه حمل و نقل، بر توسعه منطقه‌ای مؤثر است (بورنِت[8]، ۱۹۹۸: ۳۹۴ و کلیجین و رابینسون[9]، ۱۹۹۷: ۱۲). هزینه بالای حمل و نقل و ارتباطات، از جمله نیروهای مرکز گریزِ پراکندگی، عدم تحرک عوامل تولید و کالاها هستند و تأثیر منفی بر توسعه منطقه‌ای می‌گذارند. سهم اعتبارات دولتی در زیرساخت‌ها، عامل مهمی در کاهش این هزینه‌ها است (ایزارد[10]، ۱۹۶۰: ۲۸۰).

نماگرهای اجتماعی-فرهنگی: از عوامل بنیادی مؤثر بر نابرابری منطقه‌ای، امکانات و شرایط فرهنگی-اجتماعی هر منطقه است. نهادهای غیررسمی همچون سطوح اعتماد، اطاعت از قانون و الگوهای فرهنگی، به ترتیب با ایجاد شبکه‌سازی اجتماعی و گسترش مشارکت مردمی، افزایش امنیت فعالیت در جامعه و همچنین آرامش روانی و اطمینان، بر سطح توسعه یا نابرابری منطقه‌ای اثرگذار هستند (سوکولوویکز، ۲۰۱۴: ۲۴۵). از مهم‌ترین نماگرهای این حوزه، سرمایه اجتماعی است که با تقویت دو عنصر اصلی اعتماد و مشارکت گروهی و لذا کاهش عدم اطمینان در تعاملات پیچیده، مهارت‌های اجتماعی را افزایش داده و انعطاف‌پذیری تعاملات در نظام اقتصادی را موجب می‌شود (شعبانی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۴۷).

نماگرهای بهداشتی و زیست‌محیطی: کیفیت سیستم بهداشتی-درمانی، دسترسی مناسب به امکانات درمانی و بهبود شرایط زیست‌محیطی از عوامل مهم توسعه پایدار و رشد

1. Puga & Venables (1999)
2. Lindert & Williamson (1985)
3. Kim (2008)
4. Baldwin et al. (2001)
5. Endogenous Location Model
6. Brasili et al. (2012)
7. Jha & Nayak (2014)
8. Boarnet (1998)
9. Kelejian & Robinson (1997)
10. Isard (1960)

بلندمدت اقتصادی مناطق به شمار می‌روند. بهبود امکانات درمانی و کاهش هزینه‌های زیست‌محیطی، امید به زندگی را افزایش داده و تولید بالقوه و فعالیت را بهبود می‌بخشد. چند وجهی بودن مبحث توسعه، بر سلامت و بهداشت انسان‌ها و نقش آن در توسعه پایدار تأکید دارد. لذا علاوه بر مطالعات خارجی همچون کریا و همکاران (۲۰۱۱) و کاتچرائور و همکاران (۲۰۱۰) که عوامل بهداشتی و درمانی را در سنجش شاخص نابرابری منطقه‌ای وارد کرده‌اند، مطالعات داخلی همچون تقوایی و همکاران (۱۳۹۰) نیز متغیرهای سرانه تخت بیمارستانی و سرانه پزشک را به عنوان نماگرهای اصلی سنجش توسعه منطقه‌ای در نظر گرفته‌اند.

برای تحلیل تحولات در روند توسعه منطقه‌ای و بررسی نابرابری میان استان‌های کشور، این مطالعه از داده‌های مربوط به ۳۰ استان در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۲ استفاده می‌کند. محدودیت داده برای برخی نماگرها (به ویژه، ارزش افزوده منطقه‌ای) در سال‌های قبل از ۱۳۸۰ و عدم تفکیک آمار سه استان خراسان رضوی، جنوبی و شمالی برای سال‌های قبل از آن، منجر به انتخاب این سال به عنوان سال پایه برای بررسی و مقایسه شده است. همچنین، آخرین اطلاعات مربوط به نماگرهای انتخابی، برای سال ۱۳۹۲ است و لذا این سال به عنوان سال نهایی دوره تحقیق انتخاب شد. در این مطالعه تلاش شده است بر اساس نماگرهای انتخابی برای سی استان کشور، بیشترین بازه زمانی به منظور بررسی تعیین‌کننده‌های نابرابری منطقه‌ای، در نظر گرفته شود. بزرگ‌تر بودن فاصله سال‌های مورد بررسی، تغییرات در سطح توسعه منطقه‌ای را بهتر نشان خواهد داد. داده‌های سرمایه اجتماعی از مطالعه مهرگان و همکاران (۱۳۹۲) و سایر داده‌ها نیز از مرکز آمار ایران به دست آمده است. همچنین از نرم‌افزار statistiXL در محاسبه PCA دو مرحله‌ای استفاده شده است.

۵- یافته‌های تحقیق

در روش تحلیل مؤلفه اصلی، ابتدا مؤلفه‌های اصلی هر گروه (بُعد) به دست می‌آید که در جدول پیوست بیان شده است. مقایسه مؤلفه‌های اصلی به دست آمده در هر بُعد برای سال ۱۳۹۲ نشان می‌دهد که استان تهران در ابعاد «دانش و سرمایه انسانی»، «زیربنایی» و «بهداشتی- درمانی»، رتبه نخست و در بُعد «اقتصادی» رتبه سوم را در کشور داراست. اما به لحاظ شاخص فرهنگی-اجتماعی، رتبه ۱۶ را در میان ۳۰ استان کشور کسب کرده است. پائین‌تر بودن رتبه استان تهران در این شاخص (در مقایسه با سایر شاخص‌ها) را می‌توان ناشی از مهاجرپذیری و رشد سریع جمعیت این استان دانست. بررسی روند مهاجرت، نرخ بالای مهاجرت به استان تهران، به ویژه با هدف اشتغال و تحصیل، را نشان می‌دهد. نرخ شهرنشینی ۹۳ درصدی استان تهران در مقایسه با نرخ شهرنشینی ۷۲ درصدی متوسط کشوری، به همراه نرخ مهاجرت ۹ درصدی به استان تهران در مقایسه با نرخ مهاجرت ۷ درصدی متوسط کشوری، گویای تراکم بالای جمعیت و ایجاد اثراتی همچون حاشیه‌نشینی و سهم بالای پرونده‌های قضایی در این استان است.[۱] پس از تهران، استان یزد در ابعاد «اقتصادی»، «دانش و سرمایه انسانی» و «اجتماعی-فرهنگی» به ترتیب رتبه‌های اول الی سوم را داشته اما در شاخص «بهداشتی-درمانی» رتبه ۱۲ را به دست آورده است که در جایگاه میانی استان‌های کشور است. این نتیجه برای استان اصفهان نیز صادق است به گونه‌ای که این استان نیز علی‌رغم رتبه مناسب به لحاظ چهار شاخص «دانش و سرمایه انسانی»، «زیربنایی»، «اقتصادی» و «اجتماعی-فرهنگی»، اما در شاخص «بهداشتی-درمانی» در رتبه میانی (رتبه ۱۴) قرار دارد. استان اصفهان از نظر سطح توسعه‌یافتگی، در جایگاه چهارم و پس از استان سمنان جای گرفته است.

بررسی وضعیت استان‌ها به لحاظ سطح توسعه‌یافتگی، بیانگر این نکته است که استان‌های با فاصله نزدیک‌تر به تهران، عملاً وضعیت مناسب‌تری در توسعه دارند. وجود اثرات سرریز سرمایه‌گذاری و سرریز دانش در استان‌های مجاور تهران، یکی از دلایل سطح توسعه بالای این استان‌هاست. مطابق جدول پیوست، استان‌های مجاور تهران از جمله قزوین، مرکزی و سمنان در نماگرهای اقتصادی و دانش، وضعیت بهتری نسبت به سایر استان‌ها دارند. بالاترین نرخ باسوادی به ترتیب با ۹۰/۵، ۸۸/۴، ۸۷/۸، ۸۷/۸ و ۸۶/۶ مربوط به استان‌های تهران، سمنان، اصفهان، یزد و قم است و بالاترین درآمد سرانه نیز به استثناء استان بوشهر، متعلق به تهران، سمنان، اصفهان، قزوین و مرکزی با ۱۷۹، ۱۴۵، ۱۳۶، ۱۲۸ و

۱. بر اساس اطلاعات سرشماری نفوس و مسکن و سالنامه آماری استان تهران و کشور، استان تهران به همراه استان‌های مجاور آن (قم، سمنان، اصفهان و مرکزی) بالاترین نرخ شهرنشینی را در بین استان‌های کشور دارند. همچنین، بالاترین سرانه پرونده‌های مربوط به سرقت‌های عادی، به ترتیب برای استان‌های تهران، سمنان، اصفهان و قم با ۲۰، ۱۳، ۹ و ۸ در هزار نفر می‌باشد. نرخ مهاجرت نیز بر اساس مهاجرین وارد شده طی ۵ ساله گذشته، عنوان شده است (حدادی و سرایی، ۱۳۹۱).

۱۲۷ هزار ریال بـه نفـر مـی‌باشـد (مرکـز آمـار ایـران، ۱۳۹۲). همان‌طور که برای این شاخص‌ها و سایر شاخص‌هـای مـرتبط قابل مشاهده است، تهران و اسـتان‌هـای مجـاور آن، بـالاترین جایگاه را در میان سایر استان‌ها دارند. از سوی دیگر، مطالعـات صورت گرفته در کشور نشان از وجود چنین اثرات سرریزی دارد (دهقان شبانی و اکبـری، ۱۳۹۴؛ رئـیس‌پـور و پژویـان، ۱۳۹۲؛ عباسیان و دلیـری، ۱۳۹۱ و اکبـری و مؤیـدفر، ۱۳۸۳). رتبـه ۵ برای استان قزوین و رتبه ۸ برای گیلان، مؤید این نتیجه‌گیری است. شکل ۲ نیز ارتقای سـطح توسـعه در اسـتان‌هـای مرکـز کشور را نشان می‌دهد.

با بررسی رتبه اسـتان‌هـای بـا پـایین‌تـرین سـطح توسـعه منطقه‌ای، می‌توان مشـاهده کـرد کـه ایـن اسـتان‌هـا در ابعـاد اقتصادی، دانش و سرمایه انسـانی در وضـعیت نامناسـبی قـرار دارند. بر اساس محاسبات صورت گرفته در سال ۱۳۹۲، اسـتان سیستان و بلوچستان در این دو بُعد، رتبه ۳۰ کشـوری را داشـته است. استان کردستان نیز به ترتیب در این دو بُعد، رتبه‌های ۲۵ و ۲۹ را از آن خود کرده است. استان خراسان شمالی با رتبه ۲۷ در هر دو این ابعاد نیـز از وضـعیت بسـیار نامناسـبی برخـوردار است. آذربایجان غربی رتبه ۲۰ را در نماگرهای اقتصادی و رتبه ۲۸ را در نماگرهای سرمایه انسانی داشته اسـت. تقریبـاً تمـامی این استان‌ها (استان‌های با پایین‌ترین رتبـه توسـعه منطقـه‌ای)، در بُعد زیربنایی و نماگرهای مرتبط بـا آن، رتبـه بسـیار بهتـری داشته‌اند. با این وجود، رتبه نسبتاً بهتـری در شـاخص زیربنـایی دارند. حجم بالای سـرمایه‌گـذاری عمرانـی در ایـن اسـتان‌هـا، مهم‌ترین عامل در بهبود شاخص زیربنایی در این استان‌هاست. روند کلی و وضعیت توضیح داده شده در بالا، برای سـال ۱۳۸۰ نیز وجود دارد و استان‌های با سطح بالای برخورداری و توسـعه، معمولاً در شاخص «فرهنگی-اجتماعی» از وضـعیت نامناسـبی برخوردار بوده‌اند. در مقابل، در شاخص‌های اقتصـادی، دانـش و سرمایه انسانی توانسته‌اند در جایگاه بسیار بهتری قرار گیرند.

در گام دوم و با اجرای PCA بر روی مؤلفه‌های اولیـه بـه دست آمده در مرحله قبل، سطح نـابرابری منطقـه‌ای و توسـعه استان‌ها به طور کلی مشخص می‌شود. در ایـن مرحلـه، تمـامی ابعاد (۵ بُعد مورد اشاره در مرحله اول) به صورت یـک‌پارچـه بـا یکدیگر مورد سنجش قرار می‌گیرند. در نتیجه سـنجش سـطح توسعه منطقه‌ای با استفاده از PCA دو مرحله‌ای، وزن‌های هـر استان (پس از نرمال‌سازی) به دست آمده و در جدول زیر نشان داده شـده اسـت. هـر وزن، بیـانگر ضـریب یـا امتیـاز توسـعه منطقه‌ای است و اختلاف میان ایـن ضـرایب، سـطح نـابرابری منطقه‌ای را نشان می‌دهد.

جدول ۲. سطح و رتبه توسعه‌یافتگی استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۸۰

استان (منطقه)	۱۳۸۰		۱۳۹۲	
	سطح	رتبه	سطح	رتبه
تهران	۶/۱۹۶	۱	۳/۸۷۴	۱
یزد	۲/۰۱۶	۳	۱/۸۵۹	۲
سمنان	۲/۸۴۲	۲	۱/۶۳۷	۳
اصفهان	۰/۷۵۶	۹	۱/۵۵۹	۴
قزوین	۱/۲۷۲	۶	۱/۱۱۹	۵
مازندران	۰/۹۵۱	۸	۱/۰۵۴	۶
فارس	۰/۲۷۸	۱۲	۰/۷۳۱	۷
گیلان	۱/۰۰۲	۷	۰/۶۵۵	۸
آذربایجان شرقی	-۰/۰۰۷	۱۵	۰/۵۱۴	۹
خراسان رضوی	۰/۲۰۰	۱۳	۰/۵۱۴	۱۰
بوشهر	۰/۵۷۱	۱۱	۰/۵۱۴	۱۱
خوزستان	۰/۶۲۰	۱۰	۰/۴۷۲	۱۲
قم	۱/۳۹۳	۴	۰/۴۵۵	۱۳
ایلام	-۱/۳۳۷	۲۵	۰/۴۰۹	۱۴
مرکزی	۱/۳۰۴	۵	۰/۳۹۸	۱۵
زنجان	-۰/۶۷۲	۱۸	۰/۲۲۵	۱۶
کرمان	۰/۱۷۴	۱۴	۰/۲۱۰	۱۷
کهگیلویه و بویراحمد	-۱/۶۷۹	۲۸	۰/۱۰۸	۱۸
خراسان جنوبی	-۱/۴۳۴	۲۶	-۰/۶۴۶	۱۹
کرمانشاه	-۰/۶۹۲	۱۹	-۰/۸۶۳	۲۰
چهارمحال و بختیاری	-۱/۱۹۰	۲۲	-۱/۰۰۰	۲۱
گلستان	-۱/۲۸۷	۲۴	-۱/۰۳۷	۲۲
همدان	-۰/۶۲۸	۱۶	-۱/۰۶۰	۲۳
لرستان	-۱/۱۰۲	۲۱	-۱/۱۲۸	۲۴
اردبیل	-۱/۵۰۳	۲۷	-۱/۳۳۴	۲۵
هرمزگان	-۰/۶۶۶	۱۷	-۱/۳۴۲	۲۶
کردستان	-۱/۸۰۱	۲۹	-۱/۷۶۰	۲۷
آذربایجان غربی	-۱/۰۴۸	۲۰	-۱/۹۵۸	۲۸
خراسان شمالی	-۱/۲۰۲	۲۳	-۲/۳۷۳	۲۹
سیستان و بلوچستان	-۳/۳۲۴	۳۰	-۳/۸۰۴	۳۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر این اساس، استان تهران با توجه به کل شـاخص‌هـا، در دوره مورد بررسی در رتبه نخست توسعه منطقه‌ای قـرار داشـته است و یزد و سمنان پس از آن در رتبه‌هـای دوم و سـوم جـای دارد. نابرابری منطقه‌ای بین استان تهران و سایر استان‌هـا طـی سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۲، رو بـه کـاهش بـوده اسـت. قـزوین، اصفهان، مازندران، گیلان، فارس، آذربایجان شرقی، خوزسـتان و خراسان رضوی با تغییراتی در رتبه توسعه‌یافتگی، در مقایسـه

با سایر استان‌ها، توسعه یافته‌تر می‌باشند. در مقابل، استان‌های با کمترین ضریب توسعه‌یافتگی عبارتند از سیستان و بلوچستان، کردستان، خراسان شمالی، آذربایجان غربی، اردبیل و کهکیلویه و بویراحمد. در این میان، استان سیستان و بلوچستان در هر دو سال ۱۳۸۰ و ۱۳۹۲ پایین‌ترین سطح توسعه را داشته است. بیشترین تغییرات در رتبه توسعه، مربوط به استان‌های ایلام، کهکیلویه و بویراحمد، مرکزی و قم به ترتیب با ۱۱، ۱۰، ۱۰ و ۹ رتبه تغییر است. در این میان، استان‌های ایلام و کهکیلویه و بویراحمد وضعیت بهتری در توسعه به دست آورده و استان‌های مرکزی و قم، در مقایسه با سایر استان‌ها، نزول در رتبه توسعه را تجربه کرده‌اند. سایر استان‌ها از تغییرات اندکی در رتبه و سطح توسعه‌یافتگی طی این دوره برخوردار بوده‌اند.

نکته مهم دیگر، کاهش در نابرابری منطقه‌ای بین استان‌ها است. فاصله توسعه بین استان تهران و سایر استان‌ها، طی این دوره کاهش یافته است. تنها استثنا، استان سیستان و بلوچستان است که نتوانسته در هیچ یک از ۲۵ نماگر و در هر ۵ بُعد مورد بررسی، توسعه قابل توجهی به دست آورد. افزایش سهم اعتبارات عمرانی در استان‌های کمتر توسعه یافته طی دهه گذشته، نقش بسزایی در ایجاد زیرساخت‌ها، بهبود دسترسی به خدمات و جذب سرمایه در این استان‌ها ایفا کرده است. عامل دیگر در کاهش نابرابری منطقه‌ای در ایران، می‌تواند ناشی از تراکم بالای جمعیت و امکانات در تهران و لذا سرریز سرمایه‌گذاری و دانش به استان‌های مجاور باشد. سیاست‌های توسعه متوازن در کشور و محدودیت در استقرار صنایع در حاشیه کلان‌شهرها، بر این نتیجه مؤثر بوده است. رتبه‌بندی استان‌ها در هر یک از نماگرهای مورد بررسی، در جدول پیوست و به تفکیک سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۲ آمده است.

۵-۱- وضعیت استان‌های برخوردار از بالاترین سطح توسعه منطقه‌ای

استان تهران: نابرابری منطقه‌ای میان استان تهران با سایر استان‌ها طی این دوره رو به کاهش بوده است. افزایش سرمایه‌گذاری دولت در زیرساخت‌ها و سهم بالاتر اعتبارات عمرانی در استان‌های کمتر توسعه یافته، رشد پایین در نماگرهای اقتصادی و زیست‌محیطی، نزول در شاخص‌های توسعه فرهنگی به دلیل مهاجرپذیر بودن استان، از جمله دلایل کاهش شکاف و فاصله توسعه استان تهران و سایر استان‌ها بوده است. اما مهم‌ترین عامل، بهبود وضعیت زیرساختی و اقتصادی سایر استان‌ها می‌باشد.

استان یزد: در سال ۱۳۸۰ رتبه سوم و در سال ۱۳۹۲ رتبه دوم توسعه منطقه‌ای را کسب کرده است. طی دوره مورد بررسی وضعیت این استان در شاخص زیربنایی (نماگر مربوط به دسترسی به راه‌آهن) و شاخص اقتصادی (سهم صادرات از تولید، تولید سرانه و سهم کارگاه‌های بزرگ صنعتی از کل کارگاه‌ها) به طور چشمگیری بهتر شده است. با این حال، فاصله این استان با سایر استان‌ها روندی کاهشی داشته است به گونه‌ای که بر کاهش نابرابری منطقه‌ای اثرگذار بوده است. یکی از دلایل کاهش این نابرابری منطقه‌ای، افول در نماگرهای «فرهنگی-اجتماعی» (افزایش سرانه پرونده‌های قضایی) طی دوره مورد مطالعه است.

استان سمنان: این استان در سال ۱۳۸۰ رتبه دوم و در سال ۱۳۹۲ رتبه سوم توسعه منطقه‌ای را کسب کرده است. این استان در نماگرهای سهم صادرات از تولید و خدمات حمل و نقل درون شهری بهبود قابل ملاحظه‌ای داشته است و در مقابل، در ضریب پوشش تحصیلی و نسبت استاد به دانشجو، نزول کرده است. ایجاد ظرفیت‌های دانشگاهی در استان‌های مختلف، مهم‌ترین عامل در کاهش نسبت استاد به دانشجو در این استان بوده است. همچنین، با وجود افزایش ضریب پوشش تحصیلی (درصد افراد در سن تحصیلات عالی که در دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی مشغول به تحصیل هستند) در استان‌های مختلف و تغییر اندک این نماگر برای استان سمنان، رتبه استان سمنان در شاخص «دانش و سرمایه انسانی» نزول کرده است.

استان اصفهان: این استان طی دوره مورد بررسی، در شاخص توسعه منطقه‌ای پنج رتبه صعود کرده است. استان اصفهان در سال ۱۳۸۰، رتبه ۳ و ۴ را به ترتیب در شاخص‌های زیربنایی و سرمایه انسانی داشته است اما در شاخص‌های اجتماعی-فرهنگی و بهداشتی-درمانی، جایگاه بالایی نداشته است. رتبه پایین در نماگرهای اجتماعی-فرهنگی، مربوط به سهم پایین سرانه بیمه‌شدگان و سرانه بالای سرقت بوده است (به ترتیب با رتبه‌های ۲۹ و ۲۶). البته ارتقای جایگاه توسعه در این استان در سال ۱۳۹۲، به دلیل بهبود نماگرهای اجتماعی-فرهنگی نبوده است، بلکه به دلیل بهبود در وضعیت اقتصادی و تا حدی، نماگرهای زیست‌محیطی بوده است. افزایش سهم صادرات از تولید استان و نیز بهبود قابل توجه در توزیع درآمد، مهم‌ترین عوامل مؤثر بر ارتقای جایگاه اقتصادی استان اصفهان می‌باشد.

استان قزوین: از آنجایی که توسعه این استان به عوامل خارجی همچون نزدیکی به تهران و پیامدهای خارجی ناشی از آن

وابسته است، فراز و نشیب‌های بسیاری در نماگرهای مورد بررسی تجربه کرده است. طی سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۲، سهم صادرات از تولید استان بالا رفته، در حالی که نسبت استاد به دانشجو کاهش قابل ملاحظه‌ای داشته است. تولید سرانه رشد چندانی نداشته و در مقابل، نماگرهای سرمایه اجتماعی و نسبت بیمه‌شده به جمعیت بهبود یافته است. این تحولات، ناشی از افت و خیزهای موجود در تقاضا یا عرضه عوامل تولید و پیامدهای خارجی ناشی از استان تهران می‌باشد. اما در مجموع، اثرات مثبت ناشی از سرریزهای توسعه در این استان، منجر به کاهش نابرابری منطقه‌ای استان قزوین با سایر استان‌ها شده است.

در کل طی دوره مورد بررسی، استان‌های با وسعت کمتر و نزدیک‌تر به پایتخت (از جمله سمنان، قزوین و اصفهان) افزایش چشمگیر در سطح توسعه و کاهش در نابرابری منطقه‌ای را تجربه کرده‌اند. این بهبود، عمدتاً در نماگرهای اقتصادی همچون سرمایه‌گذاری (اثرات سرریز سرمایه‌گذاری) و سرمایه انسانی (اثرات سرریز دانش) بوده است. مقایسه رتبه استان‌ها در نماگرهای اقتصادی و دانش (جدول پیوست)، گویای وضعیت مناسب‌تر استان‌هایی است که نزدیکی جغرافیایی به تهران دارند و همان‌طور که پیش از این گفته شد، مطالعات مختلف صورت گرفته در کشور نیز گویای این استدلال هستند.

۵-۲- وضعیت استان‌های با پایین‌ترین سطح توسعه

استان سیستان و بلوچستان: این استان اگر چه در هر دو مقطع مورد بررسی (۱۳۸۰ و ۱۳۹۲) در رتبه انتهایی توسعه منطقه‌ای جای گرفته است، اما از نظر رتبه و ضریب وزنی، در نماگرهای درآمد سرانه و سرمایه اجتماعی موقعیت مناسب‌تری کسب کرده است. عدم سرمایه‌گذاری قابل توجه در امور زیربنایی و کاهش سهم صادرات استان، موانع اصلی بر سر راه کاهش نابرابری منطقه‌ای بوده است. لذا استان سیستان و بلوچستان با فاصله بسیار از سایر استان‌ها، همچنان در پایین‌ترین سطح توسعه منطقه‌ای قرار دارد. سرمایه‌گذاری در امور زیربنایی به همراه توجه ویژه به نماگرهای دانش و سرمایه انسانی، می‌تواند به کاهش نابرابری منطقه‌ای این استان بیانجامد. این استان در سال ۱۳۹۲ در نماگرهای نسبت استاد به دانشجو، نرخ باسوادی و ضریب پوشش تحصیلی در آموزش عالی، پایین‌ترین رتبه را داشته است؛ به طوری که در سال ۱۳۸۰ نیز با وضعیت نسبتاً مشابه در نماگرهای دانش و سرمایه انسانی، مواجه بوده است.

جدول ۳. امتیاز توسعه‌یافتگی و میزان نابرابری منطقه‌ای بین استانی

استان	امتیاز (۱۳۸۰)	استان	امتیاز (۱۳۹۲)
تهران	۱۰۰	تهران	۱۰۰
سمنان	۶۵	یزد	۷۴
یزد	۵۶	سمنان	۷۱
قم	۵۰	اصفهان	۷۰
مرکزی	۴۹	قزوین	۶۴
قزوین	۴۸	مازندران	۶۳
گیلان	۴۵	فارس	۵۹
مازندران	۴۵	گیلان	۵۸
اصفهان	۴۳	آذربایجان شرقی	۵۶
خوزستان	۴۱	خراسان رضوی	۵۶
بوشهر	۴۱	بوشهر	۵۶
فارس	۳۸	خوزستان	۵۶
خراسان رضوی	۳۷	قم	۵۵
کرمان	۳۷	ایلام	۵۵
آذربایجان شرقی	۳۵	مرکزی	۵۵
همدان	۲۸	زنجان	۵۲
هرمزگان	۲۸	کرمان	۵۲
زنجان	۲۸	کهگیلویه و بویراحمد	۵۱
کرمانشاه	۲۸	خراسان جنوبی	۴۱
آذربایجان غربی	۲۴	کرمانشاه	۳۸
لرستان	۲۳	چهارمحال و بختیاری	۳۷
چهارمحال و بختیاری	۲۲	گلستان	۳۶
خراسان شمالی	۲۲	همدان	۳۶
گلستان	۲۱	لرستان	۳۵
ایلام	۲۱	اردبیل	۳۲
خراسان جنوبی	۲۰	هرمزگان	۳۲
اردبیل	۱۹	کردستان	۲۷
کهگیلویه و بویراحمد	۱۷	آذربایجان غربی	۲۴
کردستان	۱۶	خراسان شمالی	۱۹
سیستان و بلوچستان	۰	سیستان و بلوچستان	۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

استان کردستان: سطح توسعه منطقه‌ای این استان از رتبه ۲۹ در سال ۱۳۸۰ به رتبه ۲۷ در سال ۱۳۹۲ صعود کرده که به کاهش قابل ملاحظه در نابرابری منطقه‌ای استان منجر شده است. در این استان اگر چه سهم کارگاه‌های بزرگ صنعتی افزایش داشته، اما، در تمامی نماگرهای دانش و سرمایه انسانی، رشد قابل ملاحظه‌ای نداشته است. از این‌رو، ارتقای قابل ملاحظه‌ای در رتبه توسعه‌یافتگی این استان مشاهده نمی‌شود. برای برنامه‌ریزی توسعه در این استان، همانند استان سیستان و

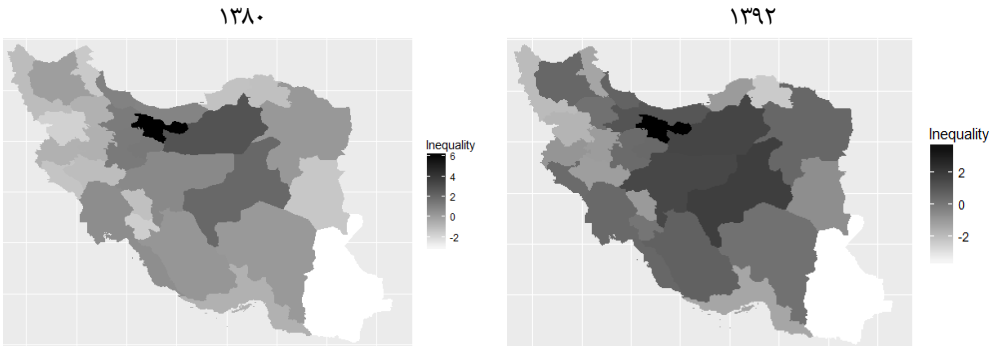
بلوچستان ضرورتاً باید بر نماگرهـای دانـش و سـرمایه انسـانی توجه داشت.

استان خراسان شمالی: شکاف میان توسعه منطقه‌ای این استان با سایر استان‌ها در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۲ بیشتر شـده اسـت. افزایش نابرابری درآمدی، عدم توسعه زیربنایی قابـل ملاحظـه در این استان، ضعف در سیسـتم حمـل و نقـل درون شـهری و همچنین ضـعف در نماگرهـای درمـانی و بهداشـتی در اسـتان خراسان شمالی قابل توجه است. در مجموع، این استان (همـراه با آذربایجان غربی) در زمـره اسـتان‌هـایی اسـت کـه نـابرابری منطقه‌ای آن رو به افزایش گذاشته است.

استان اردبیل: استان اردبیل در ابعاد اقتصادی و دانش و سرمایه انسانی، در رتبه نسبتاً پایینی قرار گرفته است. اما در نماگرهـای اجتماعی–فرهنگی و زیربنایی بهبود یافته است. در مجموع، این استان نتوانسته است شکاف نابرابری منطقه‌ای خود را بـا سـایر استان‌ها، کاهش دهد. مشابه سایر استان‌های با نـابرابری بـالا، این استان نیـز در شـاخص‌هـای اقتصـادی و سـرمایه انسـانی وضعیت مناسبی ندارد و لـذا بـرای بهبـود توسـعه اسـتان، لازم است به نماگرهای این دو بُعد، توجه ویژه نمود.

بررسی موقعیت جغرافیایی استان‌های کمتر توسـعه یافتـه و فاصله آنها از تهران، استدلال دیگری بر عدم بهـره‌منـدی ایـن استان‌ها از اثرات سرریز سرمایه‌گذاری و دانش است. جـدول ۳، امتیاز مربوط به هر اسـتان را بـه همـراه سـطح نـابرابری بـین استانی نشان می‌دهد. نحوه امتیازدهی استان‌ها بر اساس نتـایج جدول ۲ و رابطه ۴ اسـت کـه وضـعیت نـابرابری منطقـه‌ای را گویاتر می‌سازد. شکل ۲ با استفاده از نرم‌افـزار R ترسـیم شـده است که تصویر بهتری از کاهش نابرابری منطقـه‌ای، در کشـور به دست می‌دهد.

شکل ۲. مقایسه نابرابری منطقه‌ای استان‌های ایران برای سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۲



مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۳- بررسی تحولات نابرابری منطقه‌ای

بررسی تغییرات در نابرابری منطقه‌ای استان‌هـای کشـور نشـان می‌دهد که فاصله توسعه استان تهران با سایر اسـتان‌هـا، کمتـر شده است و استان‌های در سطح میانی توسعه، در سطوح نسـبتاً مشابهی قرار دارنـد. در سـال ۱۳۹۲، هفـت اسـتانِ آذربایجـان شرقی، خراسان رضوی، بوشهر، خوزستان، قم، ایلام و مرکـزی در سطح نسبتاً یکسانی از توسعه قرار گرفته‌اند، در حالی کـه در سال ۱۳۸۰، اختلاف توسعه نسبتاً مشهودتر بـوده اسـت. اسـتان سیسـتان و بلوچسـتان هنـوز بـالاترین فاصـله را بـه لحـاظ توسعه‌یافتگی با سایر استان‌هـا دارد و عمـلاً سیاسـت‌گـذاری و برنامه‌ریزی در این استان (با وجـود رویکـرد توسـعه متـوازن در برنامه چهارم و پنجم توسعه) موفق نبوده است.

مقایسه تحولات نابرابری منطقه‌ای در ایران با نظریات این حوزه، بیانگر این واقعیت است که نظریـه جغرافیـای اقتصـادی جدید، تصویر مناسب‌تری برای تحلیـل دقیـق رونـد توسـعه در ایران فراهم می‌آورد. مطابق ایـن نظریـه، یـک‌پـارچگی بـازار، اقتصاد مقیاس، سطح بازار و امکانات زیربنایی (به عنوان نقـش حمل و نقل) به صورت عوامل ترکیبی بـر تمرکـز فعالیـت‌هـا و کاهش نابرابری منطقه‌ای، اثرگذار هستند. همان‌طور که بررسی سطوح و تغییرات نابرابری منطقه‌ای در ایـران نشـان مـی‌دهـد، نزدیکی بـه بـازار، امکـان بهـره‌منـدی از اثـرات سـرریز، نـوع برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری (نقش اعتبـارات عمرانـی و ایجـاد مراکز درمانی و مدیریت شهری)، مقیاس تولید و سطح تجـارت تأثیری قابل توجه در توسعه دارند. در مجمـوع، ایـن متغیرهـا را می‌توان به عنوان عوامل تعیین‌کننده اصلی نـابرابری منطقـه‌ای نام برد.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

روند مطالعات گسترده در سنجش نابرابری منطقه‌ای و تعیین سطح توسعه منطقه‌ای داخلی کشورها، به نقطه‌ای رسیده است که لزوم معرفی شاخص ترکیبی چند بُعدی برای سنجش توسعه منطقه‌ای داخلی هر کشور و شناسایی تعیین‌کننده‌های اصلی نابرابری منطقه‌ای، امری ضروری به نظر می‌رسد. این مطالعه با گردآوری ادبیات وسیع این حوزه و پیشرفت‌های نوینی که در سنجش نابرابری منطقه‌ای در سراسر جهان صورت گرفته، به معرفی و سنجش شاخص ترکیبی چند بُعدی نابرابری منطقه‌ای ایران پرداخته و همچنین، تحلیلی بر عوامل اصلی ایجاد این نابرابری ارائه کرده است. برای این منظور، از ۲۵ نماگر مختلف در ابعاد پنجگانه «اقتصادی»، «زیربنایی»، «دانش و فناوری»، «فرهنگی-اجتماعی» و «بهداشتی-زیست‌محیطی» در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۲ برای ۳۰ استان کشور استفاده شده است. نتایج بررسی‌ها نشان می‌دهند که سطح نابرابری استان‌های کشور طی دوره مورد بررسی، روندی کاهشی داشته است. استان‌های تهران، یزد و سمنان طی این دوره به عنوان سه استان با بالاترین سطح توسعه منطقه‌ای ثابت بوده‌اند و استان سیستان و بلوچستان نیز در رتبه انتهایی توسعه منطقه‌ای بدون تغییر مانده است. با این وجود، بررسی جزئی و تفصیلی شاخص‌ها، نتایج مهمی را به تصویر می‌کشد. نخست، استان‌های با مراکز جمعیتی بزرگ (از جمله اصفهان، خراسان رضوی، فارس و آذربایجان شرقی) غالباً در دسترسی به نماگرهای زیربنایی (به ویژه خدمات هوایی، خطوط ریلی) و حتی نماگرهای اقتصادی و سرمایه انسانی وضعیت مناسب‌تری داشته‌اند. اگرچه، استان‌های با فاصله جغرافیایی نزدیک‌تر به پایتخت، با بهره‌گیری از موقعیت جغرافیایی و دسترسی بهتر به بازار، توانسته‌اند رتبه بالایی از توسعه منطقه‌ای را به دست آورند. از سوی دیگر، سهم بالای اعتبارات عمرانی در استان‌های کمتر توسعه یافته و با تراکم جمعیتی اندک تا حدودی نابرابری منطقه‌ای را کاهش داده است. دوم، استان‌های با پایین‌ترین سطح توسعه و بالاترین نابرابری منطقه‌ای غالباً وضعیت مناسبی در نماگرهای اقتصادی و دانش و سرمایه انسانی ندارند. عدم استفاده از نیروی کار تحصیل کرده در این استان‌ها، مهاجرت نخبگان به استان‌ها و شهرهای توسعه یافته‌تر را موجب می‌شود. لذا اعمال سیاست‌هایی در جهت استفاده از جمعیت تحصیل کرده و افزایش سهم نیروی کار ماهر در فعالیت‌های این استان‌ها، می‌تواند به کاهش نابرابری منطقه‌ای بیانجامد. از سوی دیگر، وجود تقاضا، موجب رشد مراکز آموزشی و پژوهشی در کلان‌شهرها و شهرهای مرکزی کشور شده است و شهرهای حاشیه‌ای از این مزیت برخوردار نبوده‌اند. استان‌های با رتبه پایین توسعه، از نظر نماگرهای بهداشتی-درمانی و اقتصادی نیز وضعیت مناسبی ندارند و به دلیل قرارگیری اغلب این استان‌ها در نواحی مرزی، توسعه اقتصادی با محوریت صادرات، رشد سرمایه‌گذاری دولتی در این استان‌ها و به خصوص توسعه زیرساختی، نه تنها نماگرهای این حوزه‌ها را بهبود می‌بخشد، بلکه موجب جذب سرمایه و رونق تولید و اشتغال در منطقه نیز خواهد شد.

با بررسی تفصیلی شاخص‌های توسعه در استان‌ها برای کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای، پیشنهادات زیر ارائه می‌شود: استان سیستان و بلوچستان، در مقایسه با سایر استان‌ها، در ارتباط با ابعاد سرمایه انسانی و اقتصادی وضعیت نامطلوبی دارد؛ لذا برای بهبود سطح توسعه و کاهش نابرابری منطقه‌ای استان سیستان و بلوچستان، لازم است بر نماگرهای مرتبط با این ابعاد توجه بیشتری نمود. کنترل مهاجرت نیروی کار تحصیل‌کرده و توسعه سرمایه‌گذاری، از جمله راهکارهای مناسب خواهد بود. برای بهبود سطح توسعه منطقه‌ای استان خراسان شمالی، لازم است علاوه بر ارتقای سطح فرهنگی و امنیتی (نماگرهای فرهنگی-اجتماعی) به نماگرهای سرمایه انسانی و دانش نیز توجه خاص داشت. ارتقای سطح آموزش و افزایش سهم نیروی کار متخصص و تحصیل کرده در فعالیت‌های اقتصادی، یکی از اولویت‌های برنامه‌ریزی توسعه این استان می‌تواند در نظر گرفته شود. در استان کردستان مشابه سایر استان‌های با نابرابری بالای توسعه، باید بر تقویت نماگرهای دانش و سرمایه انسانی به همراه بهبود وضعیت اقتصادی، اهتمام ورزید. ضعف در نماگرهای بهداشتی استان‌هایی همچون سیستان و بلوچستان و ایلام، نیازمند توجه بیشتر دولت در این حوزه است. از سوی دیگر، برنامه‌ریزی در استان‌های پهناور و با فاصله از مرکز کشور (همچون خراسان رضوی، آذربایجان شرقی، خوزستان، کرمان و فارس)، باید با هدف توسعه متوازن و بهبود موقعیت اقتصادی، زیربنایی و سرمایه انسانی در شهرستان‌های دورتر این استان‌ها صورت گیرد. در مجموع، مهم‌ترین ابزار سیاستی که می‌تواند بر کاهش سریع نابرابری منطقه‌ای در کشور کمک کند، بهبود فضای کسب و کار و ایجاد زمینه مناسب جهت استفاده از نیروی کار تحصیل کرده و ماهر در بخش‌های مختلف اقتصادی و گسترش سطح مهارت نیروی کار است.

منابع

اکبری، نعمت‌ا... و مویدفر، رزیتا (۱۳۸۳). "بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت سنجی فضایی)". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۱۳، ۱۲-۱.

امیراحمدی، هوشنگ (۱۳۷۵). "پویایی شناسی توسعه و نابرابری‌های استان‌ها در ایران"، *فصلنامه اطلاعات سیاسی-اقتصادی*، دوره ۱۱، شماره ۱۰۹-۱۱۰، ۱۷۱-۱۵۴.

تقوایی، مسعود؛ وارثی، حمیدرضا و شیخ‌بیگلو، رعنا (۱۳۹۰). "تحلیل نابرابری‌های توسعه ناحیه‌ای در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های جغرافیای انسانی*، دوره ۴۳، شماره ۷۸، ۱۶۸-۱۵۳.

حدادی، راویه و سرایی، حسن (۱۳۹۱). "برآورد مقایسه مهاجران وارد شده به شهر تهران با مهاجران وارد شده به سایر مناطق دیگر استان تهران بر حسب ویژگی‌های جمعیتی، اجتماعی و اقتصادی طی دهه ۱۳۷۵-۱۳۸۵". فصلنامه جمعیت، دوره ۱۹، شماره ۷۹، ۳۶-۱۹.

حیدری، حسن و حمیدی‌رزی، داود (۱۳۹۴). "برآورد اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی در بین کشورهای مجاور دریای خزر: رویکرد داده‌های تابلویی پویای فضایی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۹، ۵۶-۴۱.

دهقان شبانی، زهرا و اکبری، نعمت‌ا... (۱۳۹۴). "فاصله اقتصادی و رشد منطقه‌ای در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، دوره ۱۵، شماره ۲، ۲۲۲-۲۰۳.

دودانگی، محمد (۱۳۹۵). "عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۳، ۱۳۱-۱۴۷.

روزبهان، محمود (۱۳۸۷). "مبانی توسعه اقتصادی". تهران، انتشارات تابان، چاپ دوازدهم.

رئیس‌پور، علی و پژویان، جمشید (۱۳۹۲). "آثار مخارج بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی و بهره‌وری در ایران: رویکرد منطقه‌ای". *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، دوره ۱۸، شماره ۴، ۴۳-۶۸.

شعبانی، احمد؛ نخلی، سیدرضا و شیخانی، مصطفی (۱۳۹۲). "اثر سرمایه اجتماعی بر توسعه انسانی: مطالعه کاربردی مناطق ایران". *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، دوره ۱۸، شماره ۲، ۱۶۱-۱۲۷.

صدرایی جواهری، احمد و منوچهری، مجتبی (۱۳۹۱). "پویایی تمرکز صنعتی در صنایع کارخانه‌ای ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۰، شماره ۶۳، ۱۳۲-۱۰۵.

عباسیان، عزت‌ا.. و دلیری، حسن (۱۳۹۱). "تخمین و رتبه‌بندی استان‌های کشور از نظر شاخص‌های اقتصاد دانش محور"، *فصلنامه رفاه اجتماعی*، سال ۱۲، شماره ۴۵، ۳۶۷-۳۳۹.

عبداله‌زاده، غلام‌حسین و شریف‌زاده، ابوالقاسم (۱۳۹۱). "سطح‌بندی توسعه منطقه‌ای در ایران (کاربرد رهیافت شاخص ترکیبی)". *مطالعات و پژوهش‌های شهری و منطقه‌ای*، دوره ۱۳، شماره ۴، ۶۲-۴۱.

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

محمودی، محمد جواد (۱۳۷۰). "نابرابری‌های صنعتی در استان‌های مختلف ایران". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۴۳، ۱۰۲-۸۵.

مرکز آمار ایران، سالنامه آماری کشور و سالنامه آماری استان‌ها، سال‌های مختلف.

مهرگان، نادر و تیموری، یونس (۱۳۹۲). "ارزیابی تمرکز جغرافیایی استانی صنعت و عوامل مؤثر بر میزان آن در ایران". *فصلنامه جغرافیا و آمایش شهری منطقه‌ای*، دوره ۲، شماره ۵، ۱۲۰-۱۰۵.

مهرگان، نادر؛ دلیری، حسن و شهانواز، سارا (۱۳۹۲). "برآورد روند سرمایه اجتماعی در استان‌های ایران". *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۰، شماره ۶۴، ۲۴-۵.

ویسی، اکبر؛ حسین‌زاده دلیر، کریم و عزت‌پناه، بختیار (۱۳۹۳). "بررسی تحلیل نابرابری‌های توسعه در سازمان فضایی استان‌های ایران". *فصلنامه جغرافیا و مطالعات محیطی*، دوره ۲، شماره ۶، ۸۲-۶۷.

Atkinson, A. (1970). "On the Measurement of Inequality". *Journal of Economic Theory*, 2(3), 244–263.

Baldwin, R., Forslid, R., Martin, P., Ottaviano, G. & Robert-Nicoud, F. (2001). "Agglomeration and Growth with and

without Capital Mobility". Discussion Paper Series 26403, *Hamburg institute of International Economics*.

Berliant, M. (2007). "Prospects for a Unified Urban General Equilibrium Theory". *Regional Science and Urban Economics*, 37(4), 466–471.

Bin, P. (2015). "Regional Disparity and Dynamic Development of China: a Multidimensional Index". *SIS Working Paper,* MPRA Paper No. 61849, University of Trento.

Boarnet, M. (1998). "Spillovers and the Locational Effects of Public Infrastructure". *Journal of Regional Science*, 38(1), 381-400.

Bradfield, M. (1988). "Regional Economics: Analysis and Policies in Canada". *McGraw-Hill Reyerson Press*, Torento.

Brasili, C., Bruno, F. & Saguatti, A. (2012). "A Spatial Econometric Approach to Eu Regional Disparities between Economic and Geographical Periphery". Statistica, anno LXXII, 3(1), 299-316.

Burki, A. & Khan, M. (2010). "Spatial Inequality and Geographic Concentration of Manufacturing Industries in Pakistan". 26th Annual General Meeting, Pakistan Institute of Development Economics.

Chen, B. & Woo, Y. P. (2010). "Measuring Economic Integration in The Asia-Pacific Region: A Principal Components Approach". *Asian Economic Papers*, 9(4), 121–143.

Chotia, V. & Rao, N. (2010). "Examining the Interlinkages between Regional Infrastructure Disparities, Economic Growth, and Poverty: A Case of Indian States". *Economic Annals*, 60(205), 53-71.

Copcea, G. B., Vîlceanu, D. & Sorin, T. (2014). "Regional Disparities and Economic Trends in Romania: A Spatial Econometric Analysis". Annals, *Economic Science Series*, ISSN: 1582–6333, 65-73.

Dixit, A. K. & Stiglitz, J. E. (1977). "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity". *American Economic Review*, 89(3), 297-308.

Folmer, H. & Heijman, W. (2005). "Multi-Dimensional Regional Inequality as an Alternative Allocation Mechanism for EU Structural Funds Remittances: The Case of Spain and Hungary". *The Annals of Regional Science,* 39(2), 337–352.

Fujita, M. & Thisse, J. F. (2002). "Economics of Agglomeration Cities, Industrial Location, and Regional Growth". Cambridge: Cambridge University Press.

Fujita, M., Krugman, P. & Venables, A. J. (1999). "The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade". Cambridge, MA: MIT Press.

Grossman, G. & Helpman, E. (1991). "Innovation and Growth in the World Economy". MIT Press, Cambridge.

Hakizimana, J. M. & Geyer, H. (2014). "Socio-Economic Inequality in South Africa According to Different Disparity Indices". *ERSA Conference Papers*.

Helpman, E. & Krugman, P. R. (1985). "Market Structure and Foreign Trade". Cambridge, MA: MIT Press.

Isard, W. (1960). "Methods of Regional Analysis: an Introduction to Regional Science". Cambridge: Published jointly by the Technology Press of the Massachusetts Institute of Technology and Wiley, New York.

Jha, S. & Nayak, D. (2014). "Industrialisation and Territorial Development: A Ccase Study of Gujarat, Chapter II with title of 'Territorial Development and Industrial Location theory and Literature Survey". Publisher: YS Books International, PP 8-33.

Jin, O. (2009). "Industrial Development and Regional Inequality: Theory and the Korean Economy". Thesis of PhD in Cornell University Graduate School.

Kathuria, V. & George, A. (2006). "Spatial Location of Industries – Role of R&D Spillovers". *The First Annual Max Planck India Workshop on Entrepreneurship, Innovation and Economic Growth*,

Discussant: Werner Bönte, 30 March.

Kelejian, H. & Robinson, D. (1997). "Infrastructure Productivity Estimation and Its Underlying Econometric Specifications: A Sensitivity Analysis". *Papers in Regional Science,* 76(1), 1-17.

Khosla, R. & Sharma, M. (2012). "Regional Disparities in Industrial Development in India". *Romanian Journal of Regional Science,* 6(2), 91-113.

Kim, S. (2008). "Political Institutions, Federalism and U.S. Urban Development: The Case of American Exceptionalism". Washington University, St. Louis, MO.

Kriaa, M., Driss, S. & Karray, Z. (2011). "Inequality and Spatial Disparities in Tunisia". *The Journal of Business Inquiry*, 10(1), 161-175.

Krugman, P. R. (1980). "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade". *The American Economic Review*, 70(5), 950-959.

Krugman, P. R. (1991). "Increasing Returns and Economic Geography". *Journal of Political Economy,* 99(3), 483-499.

Krugman, P. R. (1997). "Development, Geography, and Economic Theory", Cambridge, MA: The MIT Press.

Kutscherauer, A., Fachinelli, H., Hučka, M., Skokan, K., Sucháček, J., Tománek, P. & Tuleja, P. (2010). "Regional Disparities in Regional Development of the Czech Republic". *Press of Technical University of Ostrava*, Ostrava.

Lindert, P. & Williamson, J. (1985). "Growth, Equality and History". *Explorations in Economic History,* 22(1), 341–377.

Maasoumi, E. (1986). "The Measurement and Decomposition of Multi-Dimensional Inequality". *Econometrica*, 55(4), 991–997.

Mishra, S. K. (2007). "A Comparative Study of Various Inclusive Indices and the Index Constructed by the Principal Components Analysis". MPRA Paper No.3377.

Puga, D. & Venables, A. J. (1999). "Agglomeration and Economic Development: Import Substitution vs. Trade Liberalisation". *Economic Journal*, 109(455), 292–311.

Quadrado, L., Heijman, W. & Folmer, H. (2001). "Multidimensional Analysis of Regional Inequality: The Case of Hungary". *Social Indicators Research*, 56(1), 21-42.

Shukla, V. & Stark, O. (1985). "On Agglomeration Economies and Optimal Migration". *Economic Letters*, 18(2-3), 297-300.

Sokolowics, M. E. (2014). "Institutional Economics in the Research of Local and Regional Development–A Theoretical and Practical Context". *International Journal of Arts and Sciences*, 7(3), 243-256.

پیوست:

ضریب وزنی مؤلفه‌های اصلی مربوط به هر گروه (بُعد) به همراه رتبه استان‌ها در آن گروه (بُعد) در سال ۱۳۹۲

استان (منطقه)	بهداشتی و زیست‌محیطی	رتبه	فرهنگی- اجتماعی	رتبه	زیربنایی	رتبه	دانش و سرمایه انسانی	رتبه	اقتصادی	رتبه
آذربایجان شرقی	۱/۳۹۰	۴	-۰/۰۷۲	۱۵	-۰/۰۴۸	۱۲	۰/۲۰۰	۱۴	۰/۱۶۳	۱۳
آذربایجان غربی	-۱/۲۳۴	۲۶	-۱/۲۸۰	۲۶	۰/۲۰۴	۱۰	-۲/۰۸۵	۲۸	-۰/۸۴۶	۲۰
اردبیل	-۱/۰۹۶	۲۲	-۱/۰۲۸	۲۵	-۱/۳۳۹	۲۶	-۰/۱۷۱	۱۷	-۱/۰۵۴	۲۳
اصفهان	۰/۳۱۸	۱۴	۰/۹۵۲	۶	۰/۸۱۲	۷	۱/۵۶۱	۴	۱/۱۲۳	۵
ایلام	۰/۹۶۵	۹	۰/۰۱۸	۱۴	-۰/۶۰۴	۲۱	۱/۰۳۹	۹	-۰/۶۵۵	۱۸
بوشهر	-۱/۰۰۷	۲۱	۰/۸۹۹	۷	-۰/۴۵۴	۱۹	-۰/۹۶۳	۲۲	۲/۵۲۸	۲
تهران	۲/۲۷۴	۱	۲/۸۴۸	۱	-۰/۲۷۶	۱۶	۳/۲۳۸	۱	۲/۴۳۲	۳
چهارمحال و بختیاری	-۰/۲۸۶	۱۸	-۰/۲۹۳	۲۳	-۱/۳۵۴	۲۷	-۱/۰۱۸	۲۳	-۰/۸۸۵	۲۱
خراسان جنوبی	-۲/۱۱۵	۲۹	۰/۳۳۰	۸	۲/۰۸۰	۴	۰/۰۹۱	۱۵	-۱/۱۹۸	۲۴
خراسان رضوی	۰/۲۱۰	۱۵	۰/۱۵۱	۱۲	۱/۲۳۵	۵	۰/۴۴۱	۱۳	۰/۳۱۸	۱۱
خراسان شمالی	-۲/۳۹۵	۳۰	-۱/۶۹۸	۲۹	-۰/۰۷۴	۱۳	-۱/۶۵۷	۲۷	-۰/۸۲۲	۱۹
خوزستان	۰/۱۵۷	۱۶	۱/۱۴۸	۴	-۰/۱۰۶	۱۴	-۰/۴۹۸	۱۹	۰/۲۷۹	۱۲
زنجان	-۰/۱۸۰	۱۷	-۰/۱۴۸	۲۰	-۰/۵۵۶	۲۰	۰/۵۳۴	۱۲	۰/۶۶۸	۷
سمنان	۱/۲۳۷	۶	۱/۰۹۱	۵	۰/۹۴۷	۶	۱/۳۵۷	۶	۰/۵۶۸	۸
سیستان و بلوچستان	-۱/۶۹۴	۲۷	-۲/۹۵۲	۳۰	-۰/۲۱۲	۱۵	-۳/۳۵۳	۳۰	-۲/۳۶۸	۳۰
فارس	۲/۱۳۳	۳	۰/۳۲۹	۹	۰/۲۷۴	۹	۰/۰۰۰	۱۶	-۰/۳۲۸	۱۵
قزوین	۱/۱۹۱	۷	-۰/۴۱۳	۲۴	-۱/۱۰۲	۲۳	۱/۴۴۱	۵	۱/۶۷۸	۴
قم	۰/۶۲۷	۱۰	-۰/۱۰۹	۱۸	-۰/۳۴۴	۱۷	۰/۵۵۹	۱۱	۰/۴۵۷	۱۰
کردستان	۱/۰۱۲	۸	-۱/۳۳۶	۲۷	۰/۱۰۴	۱۱	-۳/۰۲۱	۲۹	-۱/۲۳۹	۲۵
کرمان	۰/۵۸۷	۱۱	-۰/۲۲۳	۲۲	۲/۶۲۷	۳	-۰/۳۲۳	۱۸	-۰/۰۳۹	۱۴
کرمانشاه	۰/۳۳۲	۱۳	-۰/۰۸۳	۱۷	-۱/۳۶۷	۲۸	-۱/۳۵۸	۲۶	-۰/۹۶۹	۲۲
کهگیلویه و بویراحمد	-۱/۱۱۸	۲۴	۱/۷۷۵	۲	-۱/۶۲۴	۲۹	۰/۷۱۳	۱۰	-۱/۴۲۳	۲۸
گلستان	-۱/۱۷۴	۲۵	۰/۳۰۹	۱۰	-۰/۶۱۰	۲۲	-۰/۹۳۲	۲۰	-۱/۳۳۱	۲۷
گیلان	۲/۱۷۶	۲	-۰/۱۱۶	۱۹	-۲/۲۲۱	۳۰	۱/۱۳۵	۷	-۰/۴۷۴	۱۷
لرستان	-۰/۶۴۴	۲۰	۰/۱۱۶	۱۳	-۰/۳۷۵	۱۸	-۱/۱۱۶	۲۴	-۱/۷۲۱	۲۹
مازندران	۱/۲۸۴	۵	۰/۱۶۸	۱۱	-۱/۲۴۱	۲۵	۲/۳۶۳	۳	-۰/۴۴۴	۱۶

مرکزی	-۱/۱۰۱	۲۳	-۰/۰۸۱	۱۶	۰/۶۱۹	۸	۱/۰۵۶	۸	۱/۰۵۸	۶
هرمزگان	-۱/۸۸۴	۲۸	-۱/۶۰۴	۲۸	۲/۷۴۸	۲	-۱/۳۱۱	۲۵	۰/۵۳۱	۹
همدان	-۰/۴۰۴	۱۹	-۰/۱۵۱	۲۱	-۱/۲۱۵	۲۴	-۰/۹۵۷	۲۱	-۱/۲۷۵	۲۶
یزد	۰/۴۳۹	۱۲	۱/۴۵۴	۳	۳/۴۶۹	۱	۲/۸۴۳	۲	۵/۳۶۰	۱
مقدار ویژه	۱/۶۹۲		۱/۶۳۴		۱/۸۴۰		۲/۴۶۱		۲/۳۹۴	
سطح توضیح‌دهندگی	۶۳		۵۸		۶۲		۷۱		۷۱	

* مؤلفه اصلی درون گروهی، بر اساس همبستگی محاسبه شده است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ضریب وزنی مؤلفه‌های اصلی مربوط به هر گروه (بُعد) به همراه رتبه استان‌ها در آن گروه (بُعد) در سال ۱۳۸۰

استان (منطقه)	بهداشتی و زیست‌محیطی	رتبه	فرهنگی- اجتماعی	رتبه	زیربنایی	رتبه	دانش و سرمایه انسانی	رتبه	اقتصادی	رتبه
آذربایجان شرقی	۰/۱۰۹	۱۰	-۰/۰۳۹	۱۶	۰/۴۶۷	۷	-۰/۱۹۲	۱۶	-۰/۳۶۴	۱۶
آذربایجان غربی	-۰/۵۳۲	۱۷	-۰/۴۵۶	۲۱	۰/۴۱۶	۸	-۲/۰۶۱	۲۸	-۱/۶۱۰	۲۷
اردبیل	-۰/۵۸۰	۱۹	۱/۶۱۷	۵	-۱/۱۲۰	۲۶	-۱/۱۳۶	۲۶	-۰/۵۳۵	۱۸
اصفهان	-۱/۶۵۸	۲۹	-۱/۰۱۴	۲۴	۱/۰۶۸	۳	۱/۶۴۵	۴	۰/۰۵۳	۱۲
ایلام	۰/۴۷۴	۸	۲/۰۷۰	۱	-۱/۶۴۲	۲۸	-۰,۳۹۲	۱۹	-۰/۷۵۱	۲۰
بوشهر	۴/۶۸۶	۱	۱/۹۲۹	۲	-۱/۷۹۳	۲۹	۰/۴۶۳	۹	۱/۰۹۶	۸
تهران	۳/۵۹۴	۲	-۳/۳۷۴	۳۰	۶/۳۵۲	۱	۳/۵۹۸	۱	۴/۲۲۹	۱
چهارمحال و بختیاری	-۰/۶۲۴	۲۱	۱/۳۶۷	۶	-۰/۸۵۰	۲۴	-۰/۶۳۶	۲۱	-۰/۵۲۱	۱۷
خراسان جنوبی	-۰/۹۱۳	۲۲	۱/۸۵۳	۳	-۰/۵۱۱	۱۹	-۰/۵۳۱	۲۰	-۰/۹۹۷	۲۱
خراسان رضوی	۰/۰۰۹	۱۱	-۰/۲۱۳	۱۸	-۰/۰۰۸	۱۴	۰/۳۵۳	۱۲	۰/۰۴۹	۱۳
خراسان شمالی	-۰/۹۸۰	۲۳	۰/۰۸۲	۱۵	-۰/۵۹۱	۲۱	-۱/۰۹۶	۲۵	-۱/۳۴۲	۲۴
خوزستان	۰/۷۸۹	۶	-۰/۳۶۷	۱۹	-۰/۳۵۷	۱۷	-۰/۲۹۳	۱۷	۱/۶۵۶	۶
زنجان	-۰/۳۰۴	۱۵	۱/۸۵۰	۴	۰/۰۱۰	۱۳	۰/۱۱۵	۱۳	-۰/۱۶۰	۱۵
سمنان	۲/۱۰۸	۳	-۲/۰۵۷	۲۸	-۰/۴۶۲	۱۸	۳/۰۴۵	۲	۲/۵۴۳	۳
سیستان و بلوچستان	-۱/۵۲۷	۲۸	۰/۹۵۵	۹	-۲/۰۶۴	۳۰	-۳/۶۳۹	۳۰	-۲/۸۷۹	۳۰
فارس	-۰/۴۷۷	۱۶	-۱/۱۶۲	۲۶	-۰/۳۵۵	۱۶	۰/۴۴۷	۱۰	-۰/۰۸۰	۱۴
قزوین	-۰/۰۹۲	۱۴	۰/۲۳۴	۱۳	۰/۵۰۵	۶	۱/۱۵۲	۵	۲/۸۲۸	۲
قم	-۰/۵۸۶	۲۰	-۲/۵۵۵	۲۹	۳/۲۴۴	۲	۰/۱۰۱	۱۵	-۰/۵۹۸	۱۹
کردستان	۰/۲۰۶	۹	۰/۹۲۷	۱۰	-۰/۸۴۶	۲۳	-۲/۲۴۶	۲۹	-۲/۰۴۶	۲۹

کرمان	-۱/۰۴۷	۲۶	-۰/۷۳۷	۲۲	-۰/۵۷۳	۲۰	۰/۵۶۵	۸	۰/۵۶۷	۱۰
کرمانشاه	-۰/۰۳۰	۱۳	-۰/۴۳۶	۲۰	-۰/۶۵۳	۲۲	-۰/۹۵۶	۲۴	-۱/۰۹۴	۲۲
کهگیلویه و بویراحمد	-۱/۷۲۷	۳۰	۱/۱۴۲	۷	-۱/۵۹۱	۲۷	۰/۱۱۰	۱۴	-۱/۶۲۳	۲۸
گلستان	-۱/۴۱۸	۲۷	۰/۶۸۴	۱۱	-۰/۱۲۹	۱۵	-۰/۹۵۳	۲۳	-۱/۱۹۳	۲۳
گیلان	۱/۵۴۷	۴	-۱/۰۳۲	۲۵	۰/۲۱۷	۱۱	۰/۳۷۵	۱۱	۰/۳۲۹	۱۱
لرستان	-۱/۰۲۳	۲۵	۰/۶۴۳	۱۲	۰/۳۹۹	۹	-۰/۸۷۱	۲۲	-۱/۵۱۸	۲۵
مازندران	۱/۰۴۴	۵	-۰/۰۶۶	۱۷	۰/۵۵۷	۵	۱/۰۲۹	۷	۰/۵۷۷	۹
مرکزی	-۰/۰۲۵	۱۲	-۰/۹۲۹	۲۳	۰/۱۰۴	۱۲	۱/۰۴۳	۶	۲/۱۲۶	۴
هرمزگان	-۰/۵۷۴	۱۸	-۱/۰۳۷	۸	-۰/۹۸۷	۲۵	-۱/۳۲۳	۲۷	۱/۷۱۸	۵
همدان	-۱/۰۲۱	۲۴	۰/۱۱۷	۱۴	۰/۹۴۰	۴	-۰/۳۴۷	۱۸	-۱/۵۶۶	۲۶
یزد	۰/۵۷۲	۷	-۱/۹۶۹	۲۷	۰/۲۵۴	۱۰	۲/۵۳۱	۳	۱/۱۰۸	۷
مقدار ویژه	۲/۱۱		۱/۹۵		۲/۵		۲/۲۷		۲/۶	
سطح توضیح‌دهندگی	۷۲		۵۹		۷۳		۶۹		۷۶	

* مؤلفه اصلی درون گروهی، بر اساس همبستگی محاسبه شده است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و ششم، بهار ۱۳۹۶ (۸۰ـ۷۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 26, April 2017 (71-80)

تأثیر شاخص پولی حسابگری و سخت‌کوشی بر سرمایه انسانی در کشورهای منتخب در حال توسعه: با تأکید بر ایران

امیرمنصور طهرانچیان[۱]، *ساعده عزیزی ثالث[۲]، آرزو محمودی[۳]

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

۳. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه علامه محدث نوری، نور، ایران

(دریافت: ۱۳۹٤/۱۱/۳ پذیرش: ۱۳۹۵/۱/۱٤)

The Effects of Monetary Index of Thrift and Hardworking on Human Capital in Selected Developing Countries: An Emphasis on Iran

Amir Mansour Tehranchian[1], *Saedeh Azizi Sales[2], Arezoo Mahmoudi[3]

1. Associate Professor in Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
2. Ph.D. Student in Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
3. M.A. Student in Economics, Allameh Mohades Nouri University, Nour, Iran

(**Received:** 23/Jan/2016 **Accepted:** 2/April/2016)

چکیده:

هدف پژوهش حاضر، بررسی شاخص‌های پولی حسابگری و سخت‌کوشی (به عنوان شاخص سرمایه فرهنگی) بر سرمایه انسانی در کشورهای منتخب در حال توسعه از جمله ایران در سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۵ است. در این تحقیق، جمع‌آوری داده‌ها به روش کتابخانه‌ای است. روش تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه بر اساس روش اقتصادسنجی رگرسیون داده‌های تابلویی است. به منظور برآورد الگو از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده شده است. نتایج حاصل از پژوهش نشان داده است که شاخص‌های سرمایه فرهنگی (شاخص سخت‌کوشی و شاخص پولی حسابگری) در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معنادار بر شاخص توسعه انسانی دارند. علاوه براین میزان تأثیر شاخص‌های فرهنگی بر توسعه انسانی در بلندمدت بیش‌تر از کوتاه‌مدت است. استفاده از شاخص‌های جدید سرمایه فرهنگی مانند شاخص پولی حسابگری و شاخص سخت‌کوشی که در مطالعات خارجی استفاده از آنها مورد تأکید قرار گرفته است، جزء نوآوری‌های این پژوهش محسوب می‌شود.

واژه‌های کلیدی: سرمایه فرهنگی، سرمایه انسانی، اقتصاد ایران.

طبقه‌بندی JEL: A13، J24، O57.

Abstract:

The aim of this study is to investigate the effect of monetary index of thrift and hardworking (as cultural capital) on human capital in selected developing countries during 2005-2012. The data gathering method in this survey is based on library databases. Panel method is used to analysis the data and test the hypothesis. In order to estimate the model, generalized method of moments (GMM) is used. The results show that indices of cultural capital (hardworking index and monetary index of thrift) have positive and significant effect on the human development index in short and long-term. Also the impact of cultural factors on the human development index is higher in the long term than the short term. The innovation of this survey is to use new cultural indices such as monetary index of thrift and hardworking index which are highlighted in foreign studies.

Keywords: Cultural Capital, Human Capital, Iran's Economy.
JEL: A13, J24, O57.

* **نویسنده مسئول:** ساعده عزیزی ثالث
E-mail: azizi.saede@gmail.com

*Corresponding Author: Saedeh Azizi Sales

۱- مقدمه

اساس نظریه‌های رشد نئوکلاسیک تأکید بر تمرکز سرمایه و وجود فناوری است در حالی که الگوهای رشد درون‌زا[1] معتقدند که عوامل سرمایه و فناوری در کنار ساز و کارهای درونی یک اقتصاد (همانند: آموزش، سطح مناسبی از علم و مهارت و پژوهش و ...) در رشد اقتصادی نقش دارند. بر اساس این نظریه، رشد اقتصادی در نتیجه مجموعه‌ای از ساز و کارها اتفاق می‌افتد که در این مجموعه غیر از عوامل اولیه تابع تولید متغیرهای دیگری نیز دخیل هستند. یکی از مهم‌ترین این عوامل سرمایه انسانی است (شهرکی و قادری، ۱۳۹۴: ۱۱۵). امروزه سرمایه انسانی یکی از عوامل انکارناپذیر در جریان رشد و توسعه کشورها به حساب می‌آید و از آنجا که سرمایه انسانی پیش نیاز توسعه است سرعت و آهنگ توسعه به کمّیت و کیفیت نیروهای کارآمد بستگی دارد. با توجه به اهمیت سرمایه انسانی در رشد اقتصادی، بسیاری از کشورهای در حال توسعه تلاش کرده‌اند تا با شیوه‌های مختلف و به ویژه حمایت‌های دولتی میزان انباشت سرمایه انسانی در کشورهای خود را ارتقا بخشند (موتمنی و همکاران، ۱۳۹۵: ۳۳). یکی از عوامل تأثیرگذار بر انباشت سرمایه انسانی، سرمایه فرهنگی است. اهمیت سرمایه فرهنگی را می‌توان در افزایش سرمایه‌های دیگر جستجو نمود. قابلیت تبدیل سرمایه فرهنگی به چشم‌اندازهای اقتصادی و قدرت تبدیل شوندگی به سرمایه‌های اجتماعی در تولید انباشت‌های فرهنگی، نقش عمده‌ای است که توسط سرمایه فرهنگی در جامعه صورت می‌پذیرد. با تکیه بر ارتقای سرمایه فرهنگی می‌توان با بهره‌گیری از مهارت‌ها و دانش افراد، تولیدات مبتنی بر دانش را نیز فزونی بخشید و باعث رشد اقتصادی متناسب با نیازهای جامعه شد. به دلیل اهمیت نقش سرمایه فرهنگی در رشد و توسعه سرمایه انسانی، بررسی تأثیر سرمایه فرهنگی بر روی سرمایه انسانی حائز اهمیت است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

دستیابی به رشد اقتصادی پایدار و بالا از جمله مهم‌ترین اهداف سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی محسوب می‌شود. به همین دلیل مطالعه عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی توجه بسیاری از اقتصاددانان و اندیشمندان را به خود جلب کرده است.

نظریه‌های رشد به ویژه از دهه ۱۹۶۰ بیش از آنکه بر نقش سرمایه فیزیکی تمرکز نمایند به نقش سرمایه انسانی تأکید داشته‌اند. بر این اساس سرمایه انسانی شامل مهارت، تخصص و دانش انسان‌ها است. به همین دلیل عوامل مؤثر بر تشکیل سرمایه انسانی از قبیل: آموزش، توزیع درآمد و بهداشت مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است.

در مدل‌های ابتدایی رشد، به سرمایه مادی و فیزیکی و در مدل‌های جدیدتر به سرمایه انسانی به عنوان موتور رشد اقتصادی تأکید شده است، اما امروزه ارتقای سرمایه‌های اجتماعی و فرهنگی را عامل بسیار مهم در تقویت نیروی انسانی و در نتیجه رشد اقتصادی می‌دانند. تحقق توسعه انسانی به ویژه از جنبه عدالت متأثر از توسعه سرمایه‌های اجتماعی و فرهنگی است (روحانی، ۱۳۸۸: ۸). با تکیه بر ارتقای سرمایه فرهنگی می‌توان با بهره‌گیری از مهارت‌ها و دانش افراد، تولیدات مبتنی بر دانش را فزونی بخشید و باعث رشد اقتصادی متناسب با نیازهای جامعه شد. همچنین بهره‌وری افراد یا به عبارتی دیگر رشد سرمایه انسانی به طور مثبت و فزاینده، توسط خدمات فرهنگی تحت تأثیر قرار گرفته است و مصرف آنها متأثر از کالاهای فرهنگی تولید شده در جو فرهنگی و سرمایه فرهنگی انباشته در جامعه تغییر می‌یابد. سرمایه فرهنگی تنها یک مبدل سرمایه‌ای نیست بلکه یک رکن اساسی در توسعه پایدار در نظر گرفته می‌شود (سپهرنیا و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۴۰). سرمایه فرهنگی با تأثیر گذاشتن بر سایر سرمایه‌ها، می‌تواند در حوزه مدیریتی منابع و سرمایه نیز به عنوان عامل اساسی توسعه پایدار عمل نماید.

بوردیو و پسران[2] نظریه‌پرداز سرمایه فرهنگی، از جمله متفکران برجسته جامعه‌شناسی فرانسه است. بوردیو در اوایل دهه ۱۹۶۰ مفهوم سرمایه فرهنگی را به کار برد تا نشان دهد که برای تبیین نابرابری‌های آموزشی تنها استفاده از سرمایه اقتصادی کافی نیست. بلکه بیش‌تر از عوامل اقتصادی، عادت واره‌های فرهنگی و خصلت‌های به ارث برده شده از خانواده هستند که نقش بسیار مهمی در موفقیت‌های مدرسه دارند (بوردیو و پسران، ۱۹۷۹: ۷۱). بوردیو در انجام این مهم با بسیاری از تعاریف سنتی جامعه شناختی که به فرهنگ به مثابه ذخیره ارزش‌ها و هنجارهای مشترک یا به عنوان ابزاری برای ابراز تمایلات مشترک می‌نگریستند، مخالفت کرد. در عوض وی بر آن عقیده بود که فرهنگ دارای بسیاری از ویژگی‌هایی است که از ویژگی‌های سرمایه اقتصادی به شمار می‌روند

1. Endogenous Growth

2. Bourdieu & Passeron (1979)

(لاریو و واینینگر[1]، ۲۰۰۳: ۱۵۵). در دیدگاه بوردیو داشتن سرمایه فرهنگی کارکردهای مختلفی دارد: اول، کسب مشروعیت از طریق بقیه سرمایه‌ها، منوط به تبدیل شدن آنها به سرمایه فرهنگی است. کسی که به واسطه سرمایه فرهنگی منزلت دارد، می‌تواند روایت خود را از دنیای اجتماعی بر دیگران تحمیل کند، دوم، داشتن سرمایه فرهنگی بدین معناست که فرد می‌تواند خود را از الزامات زندگی روزمره جدا کند و نوعی گزینش دلخواه در عرصه فرهنگ انجام دهد. دلالت سرمایه فرهنگی از نظر بوردیو، به مجموعه‌ای از توانمندی‌ها، عادت‌ها و طبع‌های فرهنگی، شامل دانش، زبان، سلیقه یا ذوق و سبک زندگی است. انتقال سرمایه اقتصادی از نسلی به نسل دیگر و از طریق ارث صورت می‌گیرد، در حالی که انتقال سرمایه فرهنگی امری پیچیده‌تر است. سه منبع عمده سرمایه فرهنگی از نظر بوردیو عبارتند از: پرورش خانوادگی، آموزش رسمی و فرهنگ شغلی. انباشت سرمایه فرهنگی در افراد از طریق این سه منبع سبب بروز تفاوت‌هایی در دارندگان سرمایه فرهنگی و کسانی که فاقد آن هستند می‌شود.

دیماجو نخستین کسی بود که نظریه سرمایه فرهنگی را در قالب تحرک فرهنگی مطرح نمود، و معتقد بود که در جوامع مدرن غربی که متکی به اقتصاد بازار هستند، نظم پایگاهی سنتی[2] از بین رفته است و حریم‌هایی که در جوامع قبل برای تمایز گروه‌های پایگاهی مورد استفاده قرار می‌گرفتند، متغیر و سیال شده‌اند. به همین دلیل تأکید بر مشارکت در فرهنگ پایگاهی، اهمیت بیشتری نسبت به عضویت در این پایگاه‌ها پیدا کرده است. این مشارکت صرفاً در خانواده صورت نمی‌گیرد و در هر جایی ممکن است، فرهنگ‌های مربوطه، آموخته شود (دیماجیو، ۱۹۸۲: ۴۷). بر اساس این مدل، سرمایه فرهنگی نقش مهمی در شکل دادن به نابرابری‌های اجتماعی ایفا می‌کند، اما این نابرابری‌ها بیش از آنکه ناشی از ارتقای موقعیت‌های ممتاز انتسابی افراد باشد، ناشی از توسعه فرصت‌های بیش‌تر برای طبقات پایین است. تفاوت اساسی بین دو مدل باز تولید اجتماعی، تحرک فرهنگی و ثبات پایگاه اجتماعی[3] است. بوردیو در نظریه خود پایگاه اجتماعی را دارای ابعاد گوناگون می‌داند که با یکدیگر سازگاری و هماهنگی زیادی دارند. اعضای طبقات بالاتر بخشی از دارایی اقتصادی خود را به سرمایه فرهنگی تبدیل می‌کنند و فرزندان آن را به ارث می‌برند. همچنین افرادی که در طبقات پایین هستند و تحصیلات پایین دارند، سرمایه اقتصادی کافی در اختیار ندارند تا آن را به سرمایه فرهنگی تبدیل نمایند. بنابراین، فرزندان از حیث دارایی‌های فرهنگی فقیر باقی می‌مانند. در مقابل این رویکرد، دیماجو از گروه‌های پایگاهی پراکنده سخن می‌گوید. او و همفکرانش مستقیماً باثبات پایگاهی مخالفت می‌کنند و بر این باورند که سرمایه فرهنگی به وسیله پایگاه اجتماعی تعیین نمی‌شود. آنها نظریه خود را به شکل ساده بر پایه وجود پایگاه‌های ناسازگار[4] بنا می‌کنند. گرچه همبستگی بالای بین برتری‌ها و مزایا از یک سو و شرایط نامساعد از سوی دیگر را در جوامع نابرابر مدرن انکار نمی‌کنند، اما معتقدند که این همبستگی‌ها کامل نیست و برتری در یک بعد، لزوماً منجر به برتری در ابعاد دیگر نمی‌شود (جان علیزاده چوب بستی و همکاران، ۱۳۹۰: ۸۸).

اصطلاح سرمایه فرهنگی بازنمای جمع نیروهای غیراقتصادی مثل زمینه خانوادگی، طبقه اجتماعی، سرمایه‌گذاری‌های گوناگون و تعهدات نسبت به تعلیم و تربیت و منابع مختلف است که بر موقعیت آکادمیک (علمی یا تحصیلی) تأثیر می‌گذارد. این اصطلاح همچنین در قیاس با سرمایه اقتصادی و نظرها و قوانین و تحلیل مباحث مربوط به سرمایه‌داری رواج یافته است (جوانمرد و محمدیان، ۱۳۸۹: ۸۷). در نظریه سرمایه فرهنگی ابعاد و عناصر فرهنگی می‌توانند به عنوان منابع تسهیل کننده برای دسترسی به موقعیت‌ها، امتیازات و پاداش‌ها ارزشمند تلقی شود. مفهوم سرمایه فرهنگی شامل «دارایی‌ها، فعالیت‌ها و اطلاعات فرهنگی»، مدارج تحصیلی، منش، انتظارات، تعاملات فرهنگی در عرصه اجتماعی و نیز گرایش و نگرش عامل اجتماعی به ارزش‌ها و عناصر فرهنگی می‌باشد. در دنیای کنونی سرمایه فرهنگی به یک مزیت رقابتی برای تمایز بخشی ملت‌ها در عرصه‌های سیاسی، اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی مبدل شده است. در رقابت‌های استراتژیک جهانی، موازنه‌های قدرت و نابرابری‌های سیاسی فقط سرمایه‌های اقتصادی، انسانی و اجتماعی نیستند که به عنوان عامل اثرگذار شناخته شده‌اند، بلکه سرمایه‌های فرهنگی، مزایای رقابتی دنیا در عرصه توسعه پایدار در کشورهای گوناگون جهان امروز می‌باشند (فیلیپس و شاکلی[5]، ۲۰۱۰: ۹۲).

یکی از ابزارهای پر کردن شکاف میان علم اقتصاد و

1. Lareau & Weininger (2003)
2. Base Order
3. Diffuse Status Groups
4. Inconsistent Statuses
5. Phillips & Shochley (2010)

فرهنگ، مطرح نمودن رهیافتی برای بازنمایی پدیده‌های فرهنگی است که ویژگی‌های ذاتی این پدیده‌ها را به گونه‌ای در برمی‌گیرد که هم در گفتمان اقتصادی و هم در گفتمان گسترده‌تر فرهنگی قابل درک است. چنین ابزاری به وسیله مفهوم سرمایه فرهنگی فراهم می‌شود (تراسبی، ۱۳۸۹: ۴۶). تراسبی میان سرمایه فرهنگی و سرمایه معمولی تمایز قائل می‌شود و معتقد است که سرمایه فرهنگی هم ارزش فرهنگی می‌آفریند و هم ارزش اقتصادی، اما سرمایه معمولی تنها ارزش اقتصادی می‌آفریند.

یکی از راه‌های مهمی که به واسطه آن فرهنگ به طور مثبتی می‌تواند روی رشد اقتصادی تأثیر بگذارد، وجود رابطه معنادار بین فرهنگ و سرمایه‌گذاری‌های مربوط به حوزه سرمایه انسانی است. سرمایه فرهنگی با تولید و مصرف خلاق می‌تواند با افزایش ذائقه یا تغییر آن با مناسبات سیاسی و اجتماعی و فرهنگی و در نهایت منفعت طلبی اقتصادی، ارتقای بازار مصرف را به دست گیرد و با جذب و آموزش افراد خلاق و ارزشی به تولید انعطاف پذیر با فناوری بالا و خلاقیت متناسب شرایط بومی و مقبول بپردازد.

پس سرمایه فرهنگی خلاق می‌تواند به عنوان فاکتورهای ارتقای بخش سرمایه فرهنگی عمل نماید (ساساکی[1]، ۲۰۱۰: ۳). بنابراین شناسایی عوامل ارتقای بخش سرمایه فرهنگی نه تنها می‌تواند سبب فزونی سرمایه‌های معنوی در یک جامعه محسوب گردد، بلکه می‌تواند باعث رشد اقتصادی و پویایی صنایع خلاق نیز در جامعه شود و به نوعی سرمایه‌های مادی را نیز تزاید بخشد. سرمایه فرهنگی به طور عموم کار طلبند. پس فرهنگ راهی برای برپا کردن بازارهای کاری مانند فعالیت‌های سنتی، حفظ و نگهداری از میراث فرهنگی و تاریخی و ... است.

۲-۲- مطالعات تجربی

عسگری به بررسی ارتباط عوامل اجتماعی ـ فرهنگی مؤثر بر رشد اقتصادی در ایران پرداخت. در این پژوهش از روش حداقل مربعات معمولی[2]، داده‌های تابلویی و فرایند خوشه‌بندی[3]، برای بررسی تأثیر این عوامل بر رشد اقتصادی استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که ارتباط مثبت و معنادار میان امید به زندگی و تولید ناخالص داخلی سرانه، ارتباط منفی میان نرخ فقر و نرخ بیکاری با تولید ناخالص داخلی، و رابطه نه چندان قوی میان نرخ سواد و تولید ناخالص داخلی سرانه در روش حداقل مربعات معمولی و در سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۶۳ وجود دارد؛ همچنین ارتباط مثبت و معنادار، میان نرخ سواد و درآمد سرانه واقعی، ارتباط منفی میان نرخ فقر و نرخ بیکاری با درآمد سرانه واقعی، و رابطه نه چندان قوی میان امید به زندگی و درآمد سرانه واقعی با استفاده از داده‌های تابلویی استانی در دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۸ وجود دارد و در نهایت تفکیک استان‌های ایران به دو گروه، با استفاده از روش خوشه‌بندی و محاسبه شاخص توسعه انسانی، تأیید کننده روابط میان عوامل اجتماعی ـ فرهنگی و رشد اقتصادی در سال ۱۳۹۱ می‌باشد (عسگری، ۱۳۹۳: ۸).

آل عمران و آل عمران با استفاده از سنجش اثرگذاری ارتقای سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو اوپک با رهیافت داده‌های تابلویی برای دوره زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۷ به بررسی موضوع پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که اثرگذاری تمام ضرایب متغیرهای مدل، بر اساس مبانی نظری مورد انتظار و از نظر آماری نیز معنی‌دار بوده و سرمایه انسانی اثری مثبت بر رشد اقتصادی دارد (آل عمران و آل عمران، ۱۳۹۱: ۵۰).

جلالی افتری به بررسی اثر شاخص‌های فرهنگی بر رشد اقتصادی در برخی استان‌های ایران پرداخت. بدین جهت از داده‌های ۲۶ استان در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۸۰ استفاده شده است. از روش داده‌های تابلویی به منظور برآورد الگو استفاده گردیده است. نتایج حاکی از آن است که هزینه‌های مذهبی، حج و مطبوعات اثر مثبت و معناداری روی رشد دارند و شاخص ظرفیت سینما اثر منفی و معنی‌داری روی رشد اقتصادی دارد (جلالی افتری، ۱۳۸۹: ۱۰).

بلیسی و همکاران[4] در یک مطالعه موردی به بررسی سرمایه فرهنگی به عنوان منبعی از ذخایر سرمایه انسانی و اجتماعی در مونترال پرداختند. نتایج به دست آمده نشان داد که توسعه فرهنگی باعث توسعه سرمایه انسانی و اجتماعی در جوامع مهاجرنشین حاشیه‌ای می‌شود. همچنین عادت‌های فرهنگی در جوامع محلی به سرعت تغییر نمی‌کند و سازمان‌ها اگر به دنبال تغییر هستند باید یک مشارکت فعالانه را در جوامع محلی ایجاد کنند (بلیسی و همکاران، ۲۰۱۲: ۴۰۱).

باسی و سیگری[5] به بررسی رابطه بین فرهنگ و سرمایه انسانی در یک الگوی رشد دو بخشی درون‌زا پرداختند. نتایج به

1. Sasaki (2010)
2. Ordinary Least Square (OLS)
3. Clustering
4. Blessi et al. (2012)
5. Bucci & Segre (2011)

دست آمده نشان داد که یکی از راه‌های مهمی که به واسطه آن فرهنگ به طور مثبتی می‌تواند روی رشد اقتصادی اثر بگذارد، وجود رابطه معنادار بین فرهنگ و سرمایه‌گذاری‌های سرمایه انسانی است. همچنین سرمایه فرهنگی نقش مهمی در توسعه اقتصادی متعادل و مقاوم‌تری دارد چرا که می‌تواند فراهم‌کننده فرصت‌هایی برای تکامل شخصی و اجتماعی در بین گروه‌های ضعیف باشد و به افراد این امکان را بدهد که تجارت شخصی یا گروهی به وجود آورند (باسی و سیگری، ۲۰۱۱: ۲۹۰).

محروف خان و همکاران[1] در مقاله‌ای تحت عنوان ارزش‌های فرهنگی و رشد اقتصادی در آسیا به بررسی اثر عوامل فرهنگی بر رشد اقتصادی ۱۱ کشور منتخب آسیایی پرداختند. در این راستا از داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۵ و شاخص‌های فرهنگی اعتماد، خودمختاری، احترام و اطلاعات استفاده گردید. از روش حداقل مربعات معمولی به منظور آزمون اثر فرهنگ و عوامل اقتصادی بر رشد اقتصادی استفاده شده است. شواهد تجربی حاکی از آن است که عوامل فرهنگی از جمله احترام و اعتماد به نفس اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارند. عوامل فرهنگی از جمله اطاعت، همبستگی منفی با رشد اقتصادی دارند (محروف خان و همکاران، ۲۰۱۰: ۲۲).

بورگ و روسو[2] با استفاده از خوشه‌بندی و مطالعه موردی به بررسی و مقایسه عوامل فرهنگی و تأثیر آن بر توسعه اقتصادی در ۱۰ شهر اروپایی پرداخته‌اند و با هدف معرفی مدلی مفهومی به منظور نشان دادن ارتباط بین فرهنگ و توسعه اقتصادی درمی‌یابند که پیشرفت در فعالیت‌های فرهنگی در یک فرایند خوداستحکامی، موجب افزایش پیامدهای خارجی اقتصادی و اجتماعی می‌شود. آنها همچنین، فرهنگ را به عنوان عنصری کلیدی در فعالیت‌های اقتصاد اطلاعات محور و صنعتی شناسایی می‌کنند و معتقدند که توسعه یک اقتصاد فرهنگ محور، متغیرهای نمادین و خلاق در هر جهتی، از اقتصاد شهری، انتخاب رجحان و نوآوری را با واکنش میان دانش محلی در سطوح فردی و اجتماعی و بازارهای جهانی پیوند می‌دهد (بورگ و روسو، ۲۰۰۵: ۱۲۸).

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: سرمایه فرهنگی اثر مثبت و معنادار بر سرمایه انسانی دارد.

1. Mahroof Khan et al. (2010)
2. Borg & Russo (2005)

۳- روش تحقیق

در این پژوهش، تأثیر سرمایه فرهنگی بر سرمایه انسانی طی دوره ۲۰۱۲- ۲۰۰۵ در ۱۰ کشور منتخب[3] در حال توسعه شامل الجزایر، اندونزی، ایران، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، عربستان سعودی، مالزی، نیجریه و ونزوئلا با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته مورد ارزیابی قرار گرفت. در این مطالعه از شاخص توسعه انسانی (شاخص سرمایه انسانی) به عنوان متغیر وابسته و سخت‌کوشی و حسابگری (شاخص‌های سرمایه فرهنگی) به عنوان متغیر توضیحی استفاده شد. تولید ناخالص داخلی واقعی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (سرمایه‌گذاری) نیز به عنوان متغیرهای کنترلی و تأثیرگذار بر سرمایه انسانی وارد الگو شده است. متغیر سرمایه انسانی با یک دوره وقفه به عنوان متغیر توضیحی وارد الگوی GMM شده است. لازم به ذکر است که تمام متغیرها در الگو به صورت لگاریتمی لحاظ شده است.

در مدل‌های اقتصادسنجی رابطه پویایی به وسیله وارد شدن وقفه یا وقفه‌هایی از متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی در مدل مشخص می‌شود (بالتاجی، ۲۰۰۵: ۳۷). در این صورت الگو و متغیرهای استفاده شده در پژوهش در مدل پویایی به شکل زیر نشان داده می‌شود[4].

$$HC_{it} = \alpha + \beta\, HC_{it-1} + \theta\, CC_{it} + \lambda\, C_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it}$$

که در این معادله: HC_{it} شاخص توسعه انسانی (نماینده سرمایه انسانی) برای کشور i در دوره t می‌باشد. CC_{it}: سخت‌کوشی، حسابگری، (نماینده سرمایه فرهنگی) برای کشور i در دوره t می‌باشد. C_{it}: متغیرهای کنترلی تأثیرگذار بر سرمایه انسانی. ε_{it} : جز خطا δ_i: تأثیرات ویژه مقطعی (تصادفی یا ثابت). اندیس i نشان دهنده کشور و اندیس t نشان دهنده زمان است. پویایی در الگو با وارد کردن HC_{it-1} به عنوان مقدار با وقفه متغیر وابسته نشان داده شده است.

در پژوهش حاضر اطلاعات مربوط به شاخص سرمایه

۳. در این پژوهش به دلیل کمبود داده به خصوص در مورد شاخص‌های سرمایه فرهنگی با توجه به حداکثر داده‌ها از اطلاعات ۱۰ کشور منتخب استفاده شده است. واضح است که در صورت دسترسی به اطلاعات آماری بیشتر در خصوص سرمایه فرهنگی می‌توان الگو را گسترش داد.

۴. در اینجا لازم به ذکر است که الگوی پیشنهادی، برحسب مقادیر با وقفه متغیرهای مستقل نیز مورد برآورد قرار گرفت. با عنایت به اینکه مقادیر ضوابط آکائیک و شوارتز الگوی برآوردی با وقفه، برابر ۷/۵۷- و ۷/۴۱- به دست آمده‌اند، بنابراین شواهد تجربی و دلایل آماری کافی مبنی بر وقفه متغیرهای توضیحی مشاهده نشد.

انسانی از بانک جهانی[1] و اطلاعات مربوط به شاخص‌های سرمایه فرهنگی از سایت پیمایش ارزش‌های جهانی[2] استخراج می‌شود. جمع‌آوری داده‌ها به روش کتابخانه‌ای است. روش تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه بر اساس روش اقتصادسنجی رگرسیون داده‌های تابلویی[3] می‌باشد. برآورد الگو به روش گشتاورهای تعمیم یافته[4] است. به منظور تحلیل داده‌ها و برآورد الگوی معرفی شده، از نرم‌افزار اقتصادسنجی Eviews9 استفاده شده است.

٤- یافته‌ها

قبل از برآورد الگو لازم است مانایی متغیرهای مورد استفاده در الگو بررسی شود. به منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد پانلی لوین، لین و چو، ایم–پسران و شین، آزمون فیشر ADF و فیشر فیلیپس پرون استفاده می‌شود. نتایج حاصل از مانایی متغیرها نشان می‌دهند که متغیر تولید ناخالص داخلی در سطح مانا است ولی سایر متغیرها دارای ریشه واحد بوده و در سطح مانا نیستند، برای این منظور مانایی سایر متغیرها در تفاضل مرتبه اول و دوم تکرار می‌شود که نتایج آن در جدول (۱) ارائه شده است.

با توجه به جدول (۱)، متغیر تولید ناخالص داخلی (LGDP) در سطح، متغیر حسابگری (LSAVE) با یک بار تفاضل‌گیری و متغیرهای سرمایه‌گذاری (LIN)، توسعه انسانی (LHC) و سخت‌کوشی (LHWORK) با دو بار تفاضل‌گیری در تمامی آزمون‌های مورد نظر مانا می‌شوند. در ادامه به منظور رفع مشکل مانایی متغیرها در سطوح متفاوت، آزمون هم انباشتگی اجرا شد و با توجه به نتایج آزمون هم انباشتگی، مانایی متغیرها تأیید شد.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی برای متغیرهای الگو با در نظر گرفتن عرض از مبدأ

متغیر / آزمون	لوین، لین و چو	پسران و شین	فیشر ADF	فیشر – PP
LHC	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۲۹۷۶)	(۰/۰۷۱۶)	(۰/۰۰۰۰)
LHWORK	(۰/۰۰۷۵)	(۰/۹۹۴۵)	(۰/۶۹۰۵)	(۰/۰۰۷۸)
LSAVE	(۰/۰۰۰۱)	(۰/۴۹۱۶)	(۰/۴۴۶۵)	(۰/۲۱۱۱)
LIN	(۰/۱۶۴۹)	(۰/۷۱۵۶)	(۰/۵۹۳۲)	(۰/۳۴۷۴)
LGDP	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۶۱)	(۰/۰۰۰۵)	(۰/۰۰۰۰)
D(LHC)	(۰/۰۰۰۸)	(۰/۳۶۱۱)	(۰/۳۴۸۰)	(۰/۳۲۹۱)
D(LHWORK)	(۰/۰۰۰۳)	(۰/۴۷۴۵)	(۰/۵۵۸۰)	(۰/۴۸۹۸)
D(LSAVE)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۲۶۷)	(۰/۰۱۳۰)	(۰/۰۰۰۱)
D(LIN)	(۰/۰۰۰۱)	(۰/۲۸۱۹)	(۰/۱۹۹۰)	(۰/۰۸۱۲)
D(LHC,2)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۳۲۶)	(۰/۰۱۷۱)	(۰/۰۰۷۷)
D(LHWORK,2)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۷)	(۰/۰۰۳۳)	(۰/۰۰۰۳)
D(LIN,2)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۱۶۳)	(۰/۰۰۶۲)	(۰/۰۰۰۰)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۱- نتایج برآورد الگو در کوتاه‌مدت

در این الگو از تولید ناخالص داخلی حقیقی و سرمایه‌گذاری به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیرهای کنترلی و تأثیرگذار بر توسعه انسانی برای تجزیه و تحلیل استفاده شده است. مقدار متغیرهای وابسته با یک دوره وقفه که بیانگر پویایی الگو است و در روش GMM استفاده می‌شود، به عنوان متغیر توضیحی وارد الگو شده است. نتایج حاصل از برآورد دو معادله به صورت مجزا و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته ارائه شده است.

نتایج به دست آمده در جدول (۲) حاکی از آن است که متغیر سخت‌کوشی به عنوان شاخص سرمایه فرهنگی اثر مثبت و معناداری بر توسعه انسانی در کشورهای منتخب در حال توسعه از جمله ایران دارد. ضریب این متغیر در حدود ۰/۰۴۸ است و به این معناست که با یک درصد افزایش در متغیر سخت‌کوشی به عنوان نماینده سرمایه فرهنگی، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، توسعه انسانی در حدود ۰/۰۴۸ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه با مبانی نظری سازگار است. یافته‌ها حاکی از آن است که زمانی که میزان سخت‌کوشی در بین افراد یک جامعه افزایش می‌یابد، میزان تولید ناخالص داخلی و در نتیجه درآمد افراد (سطح استاندارد زندگی) افزایش می‌یابد و این به معنای افزایش شاخص توسعه انسانی است.

1. www.world bank.org
2. www.world valuessurvey.org
3. Panel Data
4. Generalized Method of Moments (GMM)

جدول ۲. نتایج برآورد الگوی کوتاه‌مدت ـ شاخص سخت‌کوشی

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t	احتمال
LHC(-1)	۰/۷۵۶	۰/۱۰۰	۷/۵۵۶	۰/۰۰۰
LHWORK	۰/۰۴۸	۰/۰۵۸	۰/۸۴۲	۰/۰۰۳۸
LGDP	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰۵	۸/۳۱۴	۰/۰۰۰
LIN	۰/۰۲۴	۰/۰۰۹	۲/۵۶۵	۰/۰۱۳۴
آزمون	مقدار		احتمال	
آماره J	۸/۳۷۱		۰/۲۱۲	
آزمون والد	۱۱۱۰۷/۹۳		۰/۰۰۰	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

تولید ناخالص داخلی واقعی متغیر دیگری است که ارتباط مثبت و معناداری با توسعه انسانی دارد. طبق نتایج به دست آمده از جدول (۲)، افزایش یک درصدی در تولید ناخالص داخلی واقعی، توسعه انسانی را در حدود ۰/۰۰۴ درصد افزایش می‌دهد. بدین معنی که با افزایش تولید ناخالص داخلی، سطح استاندارد زندگی مردم افزایش یافته و در نتیجه توسعه انسانی نیز افزایش یافته است. متغیر حسابگری اثر مثبت و معناداری بر توسعه انسانی دارد. افزایش حسابگری نیز با تأثیر بر تولید ناخالص داخلی موجب رشد توسعه انسانی خواهد شد و با افزایش یک درصدی در حسابگری ۰/۰۲۴ درصد افزایش در شاخص توسعه انسانی مشاهده شده است.

با توجه به نتایج تخمین الگو در جدول (۳)، متغیر حسابگری (پس‌انداز) به عنوان شاخص سرمایه فرهنگی اثر مثبت و معناداری بر توسعه انسانی در کشورهای منتخب در حال توسعه از جمله ایران دارد. ضریب این متغیر در حدود ۰/۰۰۹ است و به این معناست که با یک درصد افزایش در متغیر حسابگری به عنوان نماینده سرمایه فرهنگی، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، توسعه انسانی در حدود ۰/۰۰۹ درصد افزایش یافته است. توجیه این رابطه به این صورت است که با افزایش میزان تمایل مردم به پس‌انداز میزان سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد که این افزایش موجب افزایش تولید ناخالص داخلی و در نتیجه افزایش درآمد مردم به عنوان یکی از شاخص‌های توسعه انسانی خواهد شد.

متغیر تولید ناخالص داخلی ارتباط مثبت و معناداری با توسعه انسانی دارد. طبق نتایج جدول (۳)، افزایش یک درصدی در تولید ناخالص داخلی واقعی، توسعه انسانی را در حدود ۰/۰۰۳ درصد افزایش داده است. بدین معنی که با افزایش تولید ناخالص داخلی، سطح استاندارد زندگی مردم افزایش یافته و در نتیجه توسعه انسانی نیز افزایش یافته است. متغیر سرمایه‌گذاری اثر مثبت و معناداری بر توسعه انسانی دارد. افزایش سرمایه‌گذاری نیز با تأثیر بر تولید ناخالص داخلی موجب رشد توسعه انسانی خواهد شد و با افزایش یک درصدی در سرمایه‌گذاری ۰/۰۱۷ درصد توسعه انسانی افزایش یافته است.

جدول ۳. نتایج برآورد الگوی کوتاه‌مدت ـ شاخص حسابگری

متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t	احتمال
LHC(-1)	۰/۷۹۹	۰/۰۲۶	۳۰/۵۰۳	۰/۰۰۰
LSAVE	۰/۰۰۹	۰/۰۰۵	۱/۷۵۷	۰/۰۲۴
LGDP	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۳/۱۵۹	۰/۰۰۲
LIN	۰/۰۱۷	۰/۰۰۸	۱/۹۹۹	۰/۰۱۰
آزمون	مقدار		احتمال	
آماره J	۷/۳۲۵		۰/۲۹۱	
آزمون والد	۱۱۱۰۷/۹۳		۰/۰۰۰	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج تخمین الگو در جداول (۲) و (۳) متغیر توسعه انسانی با یک دوره وقفه ارتباط مثبت و معناداری با متغیر توسعه انسانی دارد. این نتیجه نشان دهنده پویایی توسعه انسانی در طول زمان است، به طوری که با افزایش توسعه انسانی در دوره قبل، توسعه انسانی در دوره فعلی نیز افزایش یافته است.

بر اساس آماره J گزارش شده در جداول (۲) و (۳) که نشان دهنده آماره سارگان است، فرضیه وجود هر نوع همبستگی بین متغیرهای ابزاری با پسماندها رد می‌شود. بر اساس این آزمون، متغیرهای ابزاری به کار گرفته شده در تخمین الگو از اعتبار لازم برخوردار هستند و اعتبار ضرایب به منظور تفسیر تأیید شده است. بر اساس نتایج آزمون والد، فرضیه آزمون مبنی بر صفر بودن تمامی ضرایب در سطح معناداری ۵ درصد رد شده است و لذا اعتبار ضرایب تأیید شده است.

۴-۲- نتایج برآورد الگو در بلندمدت

نتایج جدول (۴) و (۵) نشان می‌دهند که یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای وابسته و مستقل وجود دارد به گونه‌ای که می‌توان انتظار داشت، شاخص سخت‌کوشی، حسابگری، تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری در بلندمدت رابطه مثبت و معناداری با توسعه انسانی داشته باشند. میزان تأثیر شاخص

سخت‌کوشی و شاخص حسابگری بر روی شاخص توسعه انسانی در بلندمدت بیش‌تر از کوتاه‌مدت است. مقدار ضریب تعیین در هر دو الگو نشان دهنده بالا بودن قدرت توضیح‌دهندگی متغیرهای مستقل است و مقدار آماره دوربین واتسون در هر دو الگو، عدم وجود خود همبستگی را تأیید می‌کند.

جدول ۴. نتایج برآورد الگو در بلندمدت–شاخص حسابگری

متغیر	ضریب	خطای معیار	آمارهt	احتمال
LSAVE	۰/۰۲۴۷	۰/۰۰۴۱۲	۶/۰۰۲۳	۰/۰۰۰۰
LGDP	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۰۵۲۸	۲/۵۱۰	۰/۰۱۶۲
LIN	۰/۰۳۹۴	۰/۰۰۱۸۶	۲۱/۱۰۹	۰/۰۰۰۰
$\overline{R}^2$ = ۰/۹۹۸۱	R^2 = ۰ /۹۹۸۷		D-W = ۲/۱۷	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج برآورد الگو در بلندمدت–شاخص سخت‌کوشی

متغیر	ضریب	خطای معیار	آمارهt	احتمال
LHWORK	۰/۶۰۵	۰/۰۲۶	۲۲/۴۹۱	۰/۰۰۰۰
LGDP	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۰۱۶	۸/۸۹۴۵	۰/۰۰۰۰
LIN	۰/۰۲۸	۰/۰۰۱۲	۲۳/۳۲۱	۰/۰۰۰۰
$\overline{R}^2$ = ۰/۹۹۹۰	R^2 = ۰/۹۹۹۵		D-W = ۲/۷۹	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۳- نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی آرلانو–باند (M_j یا AR_2)

به منظور اطمینان از عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات پسماند تفاضلی مرتبه اول از آزمون خودهمبستگی سریالی مرتبه اول و 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 و در مرتبه اول کمتر از ۵ درصد باشد تا عدم وجود خودهمبستگی سریالی از مرتبه دوم تأیید شود. نتایج برای هر شاخص فرهنگی به صورت مجزا در جداول (۶) و (۷) نشان داده شده است. با توجه به نتایج جدول (۶) و (۷)، احتمال آزمون خودهمبستگی مرتبه اول و دوم بیشتر از ۵ درصد است بنابراین خودهمبستگی سریالی مرتبه اول در جملات پسماند در هر دو الگو وجود ندارد.

جدول ۶. نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی آرلانو و باند–شاخص سخت‌کوشی

آزمون خودهمبستگی سریالی آرلانو و باند	مرتبه اول	آماره m	-۱/۰۲۷
		احتمال	۰/۳۰۴
	مرتبه دوم	آماره m	۰/۹۰۴
		احتمال	۰/۳۶۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی آرلانو و باند–شاخص حسابگری

آزمون خودهمبستگی سریالی آرلانو و باند	مرتبه اول	آماره m	-۰/۲۴۹
		احتمال	۰/۸۰۳
	مرتبه دوم	آماره m	۰/۲۴۲
		احتمال	۰/۸۰۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۴- نتایج آزمون والد

با استفاده از آزمون والد و با اعمال محدودیت بر روی ضرایب می‌توان معنی‌داری تک تک 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 جداول (۸) و (۹) به صورت مجزا برای هر شاخص فرهنگی نشان داده شده است.

جدول ۸. نتایج آزمون والد–شاخص سخت‌کوشی

متغیر	احتمال	آماره کای- دو
LHC(-1)=۰	۰/۰۰۰	۵۷/۱۰۸
LHWORK=۰	۰/۳۹۹	۰/۷۰۸
LGDP=۰	۰/۰۰۰	۶۹/۱۲۴
LIN=۰	۰/۰۱۰	۶/۵۷۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۹. نتایج آزمون والد–شاخص حسابگری

متغیر	احتمال	آماره کای- دو
LHC(-1)=۰	۰/۰۰۰	۹۳۰/۴۸۶
LSAVE=۰	۰/۰۷۸	۳/۰۸۹
LGDP=۰	۰/۰۰۱	۹/۹۸۳
LIN=۰	۰/۰۴۵	۳/۹۹۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج به‌دست آمده از آزمون والد در هر دو الگو، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن ضرایب تک تک متغیرها رد شده و متغیرهای مورد استفاده در الگو بر متغیر وابسته اثرگذارند بنابراین از اعتبار لازم برای تفسیر برخوردارند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

دستیابی به رشد اقتصادی پایدار و بالا از جمله مهم‌ترین اهداف سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی محسوب می‌شود. سرمایه انسانی و شاخص‌های مرتبط با آن به عنوان عاملی تأثیرگذار بر رشد و توسعه کشورها یکی از مهم‌ترین موضوعات به ویژه در کشورهای در حال توسعه می‌باشند. از این‌رو الگوها و نظریات متفاوتی در مورد عوامل مؤثر بر سرمایه انسانی در کشورهای مختلف ارائه شده است. سرمایه فرهنگی یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر سرمایه انسانی می‌باشد، و با توجه به متفاوت بودن فرهنگ کشورها می‌توانند اثرات مختلفی بر سرمایه انسانی داشته باشند.

در این پژوهش، تأثیر شاخص‌های پولی حسابگری و سخت‌کوشی بر سرمایه انسانی طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۵ در ۱۰ کشور منتخب در حال توسعه با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته مورد ارزیابی قرار گرفته است. در این مطالعه از شاخص توسعه انسانی (شاخص سرمایه انسانی) به عنوان متغیر وابسته و شاخص سخت‌کوشی و شاخص پولی حسابگری (شاخص‌های سرمایه فرهنگی) به عنوان متغیر توضیحی استفاده شد. تولید ناخالص داخلی واقعی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (سرمایه‌گذاری) نیز به عنوان متغیرهای کنترلی و تأثیرگذار بر سرمایه انسانی وارد الگو می‌شود.

نتایج تخمین رابطه بلندمدت در دو مدل (سخت‌کوشی و حسابگری) نشان می‌دهد که یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای وابسته و مستقل وجود دارد به گونه‌ای که می‌توان انتظار داشت، در هر دو مدل، شاخص سخت‌کوشی و حسابگری، تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری در بلندمدت رابطه مثبت و معناداری با توسعه انسانی داشته باشند. از طرفی بعد از بررسی ضرایب متغیر سخت‌کوشی و حسابگری می‌توان نتیجه گرفت که میزان تأثیر شاخص سخت‌کوشی و حسابگری بر شاخص توسعه انسانی در کوتاه‌مدت بسیار ناچیز است و با گذشت زمان و نهادینه شدن این شاخص‌ها در جامعه در بلندمدت میزان تأثیرگذاری بیش‌تر شده است.

۶- پیشنهادات

از آنجایی که بین شاخص سرمایه فرهنگی (سخت‌کوشی و حسابگری) و سرمایه انسانی، در بلندمدت رابطه مثبت وجود دارد یعنی با گذشت زمان و نهادینه شدن فرهنگ در جامعه در بلندمدت سرمایه انسانی تحت تأثیر قرار می‌گیرد، بنابراین لازم است که برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران توجه ویژه به سرمایه‌های فرهنگی مبذول دارند و سرمایه‌گذاری بالاتری در جهت تسریع تثبیت و نهادینه کردن سرمایه‌های فرهنگی در جامعه انجام دهند تا بستری مناسب‌تر در جهت توسعه سرمایه انسانی فراهم شود که این امر موجبات رشد اقتصادی بالاتر را فراهم کند. از طرفی با تکیه بر صنایع فرهنگی خلاق می‌توان به جذب تخصص‌های نوآورانه و مبتکرانه پرداخت و در بعدی دیگر طبقات خلاق و متفکر را در جامعه ایجاد نمود که این موارد خود با تولید سرمایه‌های فرهنگی تحقق یافته می‌توانند ظرفیت‌های سرمایه‌ای در جامعه را ارتقا دهند. با توجه به موارد گفته شده پیشنهاد می‌شود که مسئولین در ایجاد فرصت‌های برابر در صحنه‌های اجتماعی، اقتصادی و سیاسی توسط آموزش عالی، که امکان پرورش و رشد دانشجویان، قومیت‌ها و فرهنگ‌های مختلف را فراهم نموده و نقش مؤثری را در ارتقای توانمندی‌های فردی و توسعه سرمایه انسانی ایفا می‌کند، سرمایه‌گذاری لازم را انجام دهند. علاوه بر آن باید به تأمین مالی برخی از کالاهای فرهنگی برای طبقات کم درآمد جامعه که به دلیل کمبود سرمایه‌های مادی نمی‌توانند شماری از کالاهای فرهنگی را به دست آورند، توجه شود. از طرفی با توجه به چرخش کنونی سرمایه‌های فرهنگی به سوی بعد اطلاعاتی، لازم است کنشگران اجتماعی با افزایش دایره فعالیت‌ها و افزایش محدوده شبکه‌های ارتباطی، زمینه را برای ایجاد ارتباطات بسیار گسترده مهیا کنند. در نهایت دولت و مسئولین فرهنگی استان‌ها، باید امکانات سرمایه فرهنگی مثل فرهنگسراها، سالن‌های ورزشی، کتابخانه‌ها، مجله و روزنامه، تئاتر، سینما و ... را به طور یکسان در اختیار همه مردم قرار دهند.

منابع

آل عمران، رویا و آل عمران، سیدعلی (۱۳۹۱). "سنجش اثرگذاری ارتقای سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب

عضو اوپک". *فصلنامه تخصصی مرکز پارک‌ها و مراکز رشد*، سال ۸، شماره ۳۲، ۵۳-۴۱.

تراسبی، دیوید (۱۳۸۹). "اقتصاد و فرهنگ". ترجمه کاظم فرهادی، چاپ چهارم، نشر نی.

جان علیزاده چوب بستی، حیدر؛ خوش‌فر، غلامرضا و سپهر، مهدی (۱۳۹۰). "سرمایه فرهنگی و موفقیت تحصیلی، ارزیابی تجربی مدل‌های تجربی نظری". *پژوهشنامه مبانی تعلیم و تربیت*، سال ۱، شماره ۲، ۱۰۴-۸۳.

جلالی افتری، مهدی (۱۳۸۹). "اثر شاخص‌های فرهنگی بر رشد اقتصادی در برخی استان‌های ایران". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه علامه محدث نوری.

جوانمرد، حبیب الله و محمدیان، فاطمه (۱۳۸۹). "شاخص‌های مؤثر در سنجش سرمایه انسانی". *فصلنامه پژوهش‌های مدیریت منابع انسانی دانشگاه جامع امام حسین(ع)*، سال ۲، شماره ۱، ۸۶-۶۸.

روحانی، حسن (۱۳۸۸). "درآمدی بر نظریه سرمایه فرهنگی". *فصلنامه راهبرد*، سال ۱۸، شماره ۵۳، ۳۵-۷.

سپهرنیا، رزیتا؛ دلاور، علی و صالحی امیری، سیدرضا (۱۳۹۱). "بررسی جایگاه صنایع فرهنگی خلاق و رابطه آن با ارتقا سرمایه فرهنگی در ایران". *ابتکار و خلاقیت در علوم انسانی*، دوره ۲، شماره ۱، ۱۶۱-۱۳۹.

شهرکی، مهدی و قادری، سیمین (۱۳۹۴). "تأثیر زیرساخت‌های آموزش و سلامت بر رشد اقتصادی ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۹، ۱۳۶-۱۱۵.

عسگری، الناز (۱۳۹۳). "تأثیر عوامل اجتماعی-فرهنگی بر رشد اقتصادی ایران". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی.

موتمنی، مانی؛ زروکی، شهریار و بلبل امیری، بحیره (۱۳۹۵). "نقش سرمایه انسانی بر رابطه دستمزد و بهره وری نیروی کار در صنایع کارخانه‌ای ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۳، ۴۴-۳۳.

Baltagi, B. H. (2005). "Econometric Analysis of Panel Data". John Wiley & Sons Ltd, England.

Blessi, G. T., Trembly, D. G., Sandri, M. & Pilati, T. H. (2012). "New Trajectories in Urban Regeneration Processes: Cultural Capital as Source of Human and Social Capital Accumulation- Evidence from the Case of Tohu in Montreal". *Cities*, 29(6), 397-407.

Borg, j. V. D. & Russo, A. P. (2005). "The Impact of culture on the Economic Development of Cities". *Europen institute for comparative urban research (EURICUR),* Erasmus University Rotterdam. 123-139.

Bourdieu, P. & Passeron. J. C. (1979). "The Inheritors: Frenchs Students and Their Relations to Culture". University of Chicago Press.

Bucci, A. & Segre, G. (2011). "Culture and Human Capital in a Two- Sector Endogenous Growth Model". *Research in Economics*, 65, 279-293.

Dimaggio, P. (1982). "Cultural Capital, Gender and School Success, The Role of Habits". *Sociology of Educating*, 75(1), 44-68.

Lareau, A. & Weininger, E. B. (2003). "Cultural Capital in Educational Research: A Critical Assessment". *Sociological Theory*, 6, 153-168.

Mahroof Khan, M. Z., Hang, J., Hashmi, M. S. & Bashir, M. (2010). "Cultural Value and Economic Growth in Asia: an Empirical Analysis". *International journal of Business & Social Science*, 1(2), 15-27.

Phillips, R. & Shockley, G. (2010). "Linking Cultural Capital Conceptions to Asset-Based Community Development". in Mobilizing Communities: Asset Building as A Community Development Strategy. Temple University Press, 92-111.

Sasaki, M. (2010). "Urban Regeneration Through Cultural Creativity and Social Inclusion: Rethinking Creative City Theory Through A Japanese Case Study". *Cities*, 27, 3-9.

Throsby, D. (2001). "Economics and Culture". United Kingdom: *Cambridge University Press.*

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و ششم، بهار ۱۳۹۶ (۹۶ـ۸۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 26, April 2017 (81-96)

بررسی اثر متقابل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی (مطالعه تطبیقی ایران و ۱۳٦ کشور دنیا)

حسن دلیری[۱]
۱. استادیار اقتصاد، دانشگاه گلستان، گرگان، ایران
(دریافت: ۱۳۹٤/۱۰/۲۱ پذیرش: ۱۳۹۵/۱/۱۷)

Investigating Interaction of Foreign Direct Investment and Domestic Investment (Comparative Study of 136 Countries and Iran)

Hassan Daliri[1]
1. Assistant Professor of Economics, Golestan University, Gorgan, Iran
(Received: 11/Jan/2016 **Accepted:** 5/April/2016)

چکیده:
از زمانی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وارد ادبیات اقتصادی دنیا شد، کشورها با ایجاد زیرساخت‌های انگیزشی مناسب به دنبال جذب هرچه بیش‌تر این جریان بودند. اما مبانی نظری نشان از آن دارد که در پاره‌ای از موارد ورود سرمایه‌گذاران خارجی می‌تواند سبب اثرات منفی بر سرمایه داخلی شود. از این‌رو بررسی ارتباط این دو متغیر می‌تواند بسیار مفید باشد. در مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های اقتصاد ۱۳۶ کشور در قالب چهار نمونه کشورهای پردرآمد، کم درآمد، عضو اوپک و کل کشورها در دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۰ به بررسی ارتباط سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی با بهره‌برداری از مدل‌های خودرگرسیون برداری پانل دیتا PVAR پرداخته شده است. علاوه بر این، ارتباط فوق برای ایران نیز به صورت مجزا در دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰ بررسی شد. نتایج مطالعه نشان از آن دارد که اثر سرمایه داخلی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از لحاظ اندازه بزرگ‌تر بوده و به جز در کشورهای عضو اوپک، سبب جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیش‌تری می‌شود. حال آنکه اثر شوک سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سرمایه داخلی تنها در نمونه‌های کشورهای پردرآمد و کشورهای عضو اوپک مثبت بوده است.

واژه‌های کلیدی: سرمایه‌گذاری مستقیم‌خارجی، سرمایه‌گذاری داخلی، اثر برون‌رانی، خودرگرسیون برداری پانل دیتا.
طبقه‌بندیJEL: F21، F23، F36.

Abstract:
On the theoretical front the literature on the linkage between FDI and domestic investment is ambiguous. This paper investigates whether foreign direct investment crowds in or crowds out domestic investment in the world. Our data analysis covers 136 of the world countries for the period 2000-2013. This paper uses panel VAR model and we have four samples of countries: 1- total sample (136 countries) 2- OECD member (31 countries) 3- low income (20 countries) 4- OPEC member (10 countries). In addition, the same link in Iran in the period 1990-2014 were analyzed separately. Our main conclusion is that FDI has positive impact on domestic investment in OECD member and OPEC member states but has negetive impact on domestic investment in low income contries. Also, domestic investment has positive impact on FDI in OECD, Low income and total countries and negetive impact in OPEC members.

Keywords: Foreign Direct Investment, Domestic Investment, Crowds Out Effect, Panel VAR.
JEL: F21, F23, F36.

*Corresponding Author: Hassan Daliri E-mail: h.daliri@gu.ac.ir

۱- مقدمه

یکی از مهم‌ترین راه‌های تحقق شعار دهکده جهانی و جهانی سازی، در سال‌های اخیر، توسعه جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بین کشورهای دنیاست. از همین رو بسیاری از دولت‌ها با ایجاد انگیزه‌های ساختاری و سیاسی در کشور خود، به دنبال آن بودند تا به محیطی امن و پرمزیت برای سرمایه‌گذاران خارجی تبدیل شوند (دودانگی، ۱۳۹۵: ۱۳۱). آنان به این باور بودند که با ورود سرمایه‌گذاری خارجی می‌توانند سبب رشد همه جانبه اقتصادشان، از طریق تقویت ارتباط و تبادل بین بخشی، افزایش کیفیت و کمیت دانش و تکنولوژی، افزایش اشتغال و سرمایه‌گذاری داخلی شوند (عرفانی و همکاران، ۱۳۹۴: ۴۵). این مهم با تحقق برجام[1] برای اقتصاد ایران اهمیت بالاتری خواهد یافت، به گونه‌ای که تحقق برجام و لغو محدودیت‌های اقتصادی می‌تواند سیل عظیمی از سرمایه‌های خارجی را به ایران سرازیر نماید، اما در اینجا سؤالی اساسی پیش می‌آید، آیا همواره افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[2] و جذب بیش‌تر آن می‌تواند باعث ایجاد اثرات مطلوب و مثبت بر اقتصاد گردد؟ این سؤالی بود که در چند سال اخیر برای عده‌ای از اقتصاددانان دنیا پیش آمد، پاسخ بسیاری از آنان این بود که علی‌رغم فواید بالایی که FDI[3] می‌تواند برای اقتصاد کشور میزبان داشته باشد، اما تحت شرایط خاصی، می‌تواند سبب ایجاد ناکارایی اقتصادی، اجتماعی و حتی سیاسی برای کشور میزبان سرمایه، شود[4] (دسویسا[5]، ۲۰۰۳؛ باس[6]، ۲۰۰۳؛ آگوسین و مایر[7]، ۲۰۰۰). به طور خلاصه، آنان به این نتیجه رسیدند که برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز یک حد بهینه و شرایطی لازم برای اثرگذاری مثبت وجود دارد (بکر و اسلواگن[8]، ۱۹۹۹ و آگوسین و مایر، ۲۰۰۰). روابط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی آنقدر اهمیت دارد که عده‌ای بر این باورند که حتی چگونگی اثر FDI بر رشد اقتصادی نیز، بستگی به اثرات متقابل بین FDI و سرمایه‌گذاری داخلی دارد. به گونه‌ای که تنها تحت شرایط ویژه‌ای که FDI و سرمایه‌گذاری داخلی در راستای هم باشند، FDI اقتصاد را به رشد پایدار خواهد رساند (دملو[9]، ۱۹۹۹: ۱۳۳). از این‌رو و بنا بر اهمیت بررسی اثرات متقابل بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی، این پژوهش به بررسی این اثرات در نمونه‌های مختلف بین کشوری که شامل ۱۳۶ کشور می‌شود در دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۰، و همچنین به صورت مجزا در دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۰ برای اقتصاد ایران، خواهد پرداخت. برای این منظور ابتدا مدل مفهومی و چارچوب نظری تحقیق بیان می‌شود و به صورت خلاصه مطالعات انجام شده مرور خواهد شد. سپس مدل خودرگرسیون برداری پانل دیتا به عنوان روش تحقیق معرفی شده و در انتها نتایج حاصل از مدل بیان می‌گردد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- ارتباط نظری بین سرمایه‌گذاری داخلی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

در نگاه اول شاید بسیاری بر این باور باشند که افزایش FDI می‌تواند همواره سبب رشد میزان کل سرمایه‌گذاری در یک کشور شده و از آن طریق انباشت سرمایه را به طور فزاینده، افزایش دهد. اما بسیاری از مطالعات تجربی نشان داد که تحت شرایط ویژه، نه تنها افزایش FDI میزان سرمایه در کشور را افزایش نمی‌دهد، بلکه باعث کاهش میزان سرمایه‌گذاری داخلی نیز می‌شود (آگوسین و مایر، ۲۰۰۰: ۴؛ کیم و سئو[10]،

---

۱. برنامه جامع اقدام مشترک

۲. به اعتقاد کنفرانس تحقیقات و توسعه سازمان ملل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عبارت است از سرمایه‌گذاری که مستلزم یک ارتباط بلندمدت است و نشان‌دهنده منافع پایدار و کنترل واحد اقتصادی مقیم یک کشور (بنگاه مادر) بر واحد اقتصادی مقیم کشور دیگر است. به طور کلی صندوق بین‌المللی پول سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را به این صورت تعریف می‌کند: «سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرمایه‌گذاری است که به هدف کسب منافع پایدار در کشوری به جز وطن فرد سرمایه‌گذار انجام می‌شود و هدف سرمایه‌گذار از این سرمایه‌گذاری آن است که در مدیریت بنگاه مربوط نقش مؤثر داشته باشد». بنابراین به طور خلاصه می‌توان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را این گونه تعریف کرد: "سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نوعی سرمایه‌گذاری است که در کشوری به جز کشور مبدأ سرمایه، انجام می‌شود و هدف از آن کسب منافع پایدار در یک بنگاه است که حاکی از آن است که سرمایه‌گذار حتماً به دنبال کنترل کردن مدیریت بنگاه مربوط خواهد بود" (داوودی و شاهمرادی، ۱۳۸۳: ۸۴).

3. Foreign Direct Investment

۴. برای مثال، حتی رابطه منفی بین ورود زیاد FDI و دموکراسی در کشور میزبان سرمایه نیز با مطالعات تجربی به اثبات رسید (Busse, 2003)

5. De Soysa (2003)
6. Busse (2003)
7. Agosin & Mayer (2000)
8. Baker & Sleuwaegen (1999)
9. De Mello (1999)
10. Kim & Seo (2003)

۲۰۰۳: ۶۰۵؛ گلاس و ساجی[1]، ۲۰۰۰: ۳۰۹؛ مرسرائو[2]، ۲۰۰۵: ۱۲). از آنجا که عمدتاً ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به شکل شرکت‌های چند ملیتی در کشورهای میزبان صورت می‌گیرد، بنا به میزان تفاوت در مکانیسم تولید بین این شرکت‌ها و بنگاه‌های داخلی، می‌تواند اثرات مختلفی بر سرمایه‌گذاری داخلی، تقاضای نیروی کار ماهر و غیرماهر، فرایند کهنگی تکنولوژی و ... داشته باشند. البته تمامی این اثرگذاری‌ها به ساختار نهادی در اقتصاد کشور میزبان، میزان حمایت از تولیدات داخلی و محدودیت‌های تجاری بستگی مستقیم خواهد داشت. بنابراین می‌توان گفت که، نوع اثر سرریز[3] سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر متغیرهای کلان اقتصاد داخلی، وابستگی مستقیمی با شکاف بهره‌وری بین شرکت‌های خارجی و شرکت‌های داخلی دارد. به گونه‌ای که اگر شکاف تکنولوژی بین این بنگاه‌ها وجود نداشته باشد، اثر سرریز نیز وجود نخواهد داشت. البته اگر این شکاف از حد معمول بیش‌تر باشد، باز هم تکنولوژی جدید نمی‌تواند اثر سرریز داشته باشد. ازاین رو شکاف تکنولوژی باید در حدی بهینه باشد (تیلور و دریفیلد[4]، ۲۰۰۲: ۵). معمولاً کشورها دو نگرانی عمده در مورد جذب FDI دارند. اولین نگرانی آن است که نوع، مقدار و منابع منتقل شده توسط FDI ممکن است بهره‌وری کم‌تری از سایر جایگزین‌های این انتقال داشته باشد. دومین نگرانی اما، آن است که ورود شرکت‌های خارجی به کشور میزبان سبب افزایش قدرت چانه‌زنی آنان در مقایسه با شرکت‌های داخلی شده و از این طریق سرمایه داخلی را تحت‌الشعاع قرار دهد (داونینگ[5]، ۱۹۸۱: ۳۰). بنا بر مطالعات صورت گرفته، برای ارتباط مفهومی بین FDI و DI[6]، سه حالت مختلف می‌تواند متصور باشد. که این ارتباط اغلب به صورت دو طرفه تأیید شده است (آپرجیس[7] و همکاران، ۲۰۰۶: ۳۸۵). اولین مورد زمانی است که این دو متغیر دارای اثر خنثی[8] بر یکدیگر باشند. در این حالت ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به یک کشور هیچ‌گونه اثری بر میزان سرمایه‌گذاری داخلی نداشته، و بدین ترتیب افزایش یک واحد در سرمایه‌گذاری خارجی تنها سبب افزایش همان یک واحد در میزان انباشت کل سرمایه داخلی خواهد شد. به عبارت دیگر ارتباط لازم بین سرمایه‌گذاری داخلی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برقرار نشده و بنگاه‌های داخلی با بنگاه‌های تأسیس شده توسط سرمایه‌گذاران خارجی نه ارتباطات پیشین و پسین برقرار کرده و نه با هم رقابت می‌کنند. در این حالت، به دلیل عدم وجود ارتباط، انتقال دانش صورت نخواهد گرفت و کشور میزبان نمی‌تواند از فواید سرریز دانش، تکنولوژی و ... سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بهره لازم را ببرد. حالت دوم زمانی است که اصطلاحاً اثر درون‌رانی[9] بین این دو متغیر برقرار است. در این حالت ورود یک واحد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشور میزبان، با اثرگذاری مثبت و تشویق سرمایه‌گذاری داخلی، باعث افزایش مقدار DI، و از این طریق سبب افزایش بیش از یک واحد در میزان سرمایه‌گذاری کل کشور شده و انباشت سرمایه کشور، بیش از میزان ورودی FDI افزایش خواهد یافت. در این حالت ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، با وارد کردن دانش و فناوری زیربنایی، سبب کاهش هزینه‌های واسطه‌ای تولید در کشور میزبان سرمایه شده و از این طریق سبب ایجاد بسترهای لازم برای افزایش سرمایه‌گذاری داخلی می‌گردد (کیم و سئو، ۲۰۰۳: ۶۰۵؛ بوسورث و کالینز[10]، ۱۹۹۹: ۱۴۳). این شاخصه مشابه همان حالتی است که ورود سرمایه‌گذاری خارجی سبب وارد شدن کالا و خدماتی به اقتصاد داخلی می‌گردد که برای بازار داخل جدید بوده و نیازهای موجود در اقتصاد داخلی را برآورده نماید، بنابراین اثر مطلوبی را بر فرایند تشکیل سرمایه داخلی خواهد داشت. هر چند در این حالت تولیدکنندگان داخلی دانش تولید این نوع محصول را ندارند، اما می‌توانند از سرریز دانش سرمایه خارجی و همچنین ایجاد صنایع وابسته استفاده کرده و از این طریق سبب افزایش سرمایه‌گذاری داخلی شوند.[11] در این حالت بنگاه‌های تأسیس شده توسط سرمایه‌گذاران خارجی با ایجاد ارتباطات پسین و پیشین[12] با بنگاه‌های داخلی سبب ایجاد اثر درون‌رانی بر تشکیل سرمایه داخلی می‌شوند. آخرین نوع ارتباط

1. Glass & Saggi (2000)
2. Mercereau (2005)
3. Spillover Effect
4. Taylor & Driffield (2002)
5. Dunning (1981)
6. Domestic Investment
7. Apergis et al. (2006)
8. Neutral Effect

9. Crowding in Effect
10. Bosworth & Collins (1999)
۱۱. این حالت شبیه همان مفهومی است که رومر در مدل رشد درون‌زای خود از آن به عنوان نیروی محرکه رشد بهره برد (Romer, 1993).
12. Backward & Forward Linkages

متصور بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی اصطلاحاً دارای اثر برون‌رانی[1] خواهد بود. این ارتباط حالتی است که ورود سرمایه‌گذاری خارجی، سبب وارد شدن کالا و خدماتی به اقتصاد داخلی می‌گردد که قبلاً هم در اقتصاد داخلی تولید می‌شد، بنابراین با ورود FDI حالت رقابتی بین بنگاه‌های داخل و خارجی پیش آمده و از این طریق اثر نامطلوبی را بر فرایند تشکیل سرمایه داخلی خواهد داشت. اغلب در این حالت تولیدکنندگان داخلی، دانش تولید محصول وارداتی را دارند، و وجود سرمایه‌گذار خارجی تنها سبب عامل فشار و افزایش ریسک در تولید داخلی خواهد شد. بنابراین در این حالت ورود یک واحد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به یک کشور با اثرگذاری منفی بر سرمایه‌گذاری داخلی، باعث کاهش مقدار DI شده و از این طریق سبب افزایش کم‌تر از یک واحد در میزان سرمایه‌گذاری کل کشور شده و انباشت سرمایه کشور، کم‌تر از میزان ورودی FDI افزایش خواهد یافت. یکی دیگر از دلایل وجود اثر برون‌رانی آن است که FDI باعث سریع‌تر شدن روند کهنگی تکنولوژی[2] در کشور میزبان می‌شود و از این طریق سبب برون‌رانی DI و پس‌انداز خواهد شد (کیم و سئو، ۲۰۰۳: ۶۰۷؛ لیسپی[3]، ۲۰۰۰: ۸)[4].

گروسمن در مدل‌سازی خود با بهره‌برداری از ساختار اقتصاد باز، چگونگی تشکیل بنگاه‌های اقتصادی را تشریح می‌نماید و بر اساس آن تبیین می‌کند که چگونه تجارت و سرمایه‌گذاری خارجی قادر است بر تشکیل سرمایه داخلی و تقویت فعالیت‌های کارآفرینانه مؤثر باشد (گروسمن[5]، ۱۹۸۴: ۶۱۰). وی نمایش داده که ورود سرمایه‌گذاری‌های خارجی می‌تواند با افزایش رقابت در اقتصاد داخلی و کاهش قیمت‌های کالاهای تولیدی سبب کاهش درآمد کارآفرینان در مقایسه با سطح دستمز پرداختی آنان شده، و از این طریق سبب کاهش سرمایه داخلی و رکود در فعالیت کارآفرینانه خواهد شد[6].

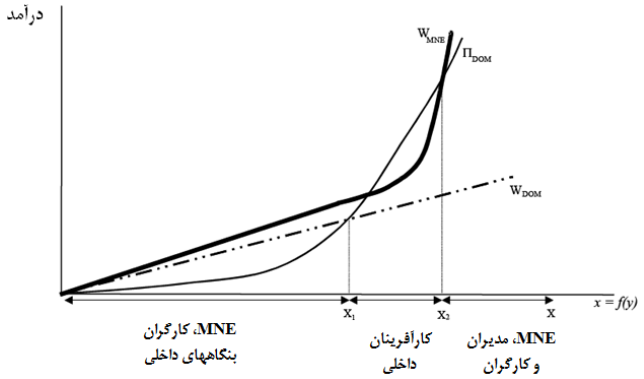
یووانویس نیز به تبیین ساختار تشکیل بنگاه‌ها در شرایطی می‌پردازد که اقتصاد باز بوده و بنگاه‌های خارجی نیز آزادی ورود به اقتصاد را دارند. ساختار مدل‌سازی وی شامل اقتصادی فرضی با یک کالای مصرفی و دو عامل تولید همگن کار و سرمایه می‌باشد. وی تشریح می‌کند که یک عامل تولید در اقتصاد قادر است انتخاب نماید که به عنوان کارآفرین و صاحب بنگاه اقتصادی عمل کند یا اینکه تنها نقش کارگر[7] را در اقتصاد ایفا نماید. از این‌رو یک فرد بین دو انتخاب متقابل هزینه منفعت کرده و بر اساس شرایط اقتصادی (اعم از سطح دستمزد، سود انتظاری فعالیت کارآفرینانه و ...) یکی را انتخاب می‌کند. حل این مسئله بهینه‌سازی در اقتصاد فرضی قادر است سطوح بهینه سرمایه‌گذاری داخلی، سرمایه‌گذاری خارجی و اشتغال را محاسبه نماید (یووانویس[8]، ۱۹۹۴: ۱۸۵).

داونینگ در مدل خود تشریح می‌نماید که ورود سرمایه‌گذاران خارجی می‌تواند با تأثیری که بر سطح دستمزد نیروی کار می‌گذارد (افزایش سطح دستمزد) حداقل در کوتاه‌مدت سبب کاهش عرضه نیروی کار برای بنگاه‌های داخلی شده و سرمایه داخلی را تحت الشعاع قرار دهد (داونینگ، ۱۹۹۳: ۷۳). از این‌رو افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند سبب کاهش تعداد کارآفرینان در اقتصاد داخل شود زیرا ورود این بنگاه‌ها با افزایش دستمزد نیروی کار، سبب افزایش تمایل افراد به ایفای نقش به عنوان نیروی کار شود تا اینکه نقش کارآفرین را در اقتصاد انتخاب کنند. از این‌رو متوسط سرمایه‌گذاری داخلی کاهش خواهد یافت. اما ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند در شرایطی خاص، سبب بهبود فعالیت‌های کارآفرینانه و به تبع آن تقویت سرمایه‌گذاری در داخل شود. با توجه به شکل (۱) افراد می‌توانند درآمد حاصل از دستمزد w را به دست آورند یا سود کارآفرینانه π را برگزینند که این انتخاب ارتباط مستقیمی را توانایی‌های افراد در روحیه کارآفرینانه و تخصص نیروی کار خواهد داشت (که با x و y نمایش داده می‌شود به گونه‌ای که توانایی مدیریتی با x و توانایی نیروی کار با y نمایش داده شده و فرض می‌شود که y تابعی صعودی از x است $y=f(x)$)[9]. ورود شرکت‌های چند ملیتی در قالب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند توزیع بین کارگران و کارآفرینان را به دلیل

1. Crowding out Effect
2. Technological Obsolescence
3. Lispey (2000)
۴. برای مطالعه بیشتر مراجعه کنید به (Lispey, 2000)، او در مطالعه‌ای روی کشورهای OECD به این نتیجه رسید که FDI با تسریع فرایند کهنگی دانش، سبب ایجاد اثر برون‌رانی در سرمایه‌گذاری داخلی شده است.
5. Grossman (1984)
۶. برای مطالعه بیشتر می‌توان مراجعه نمود به Grossman (1984)

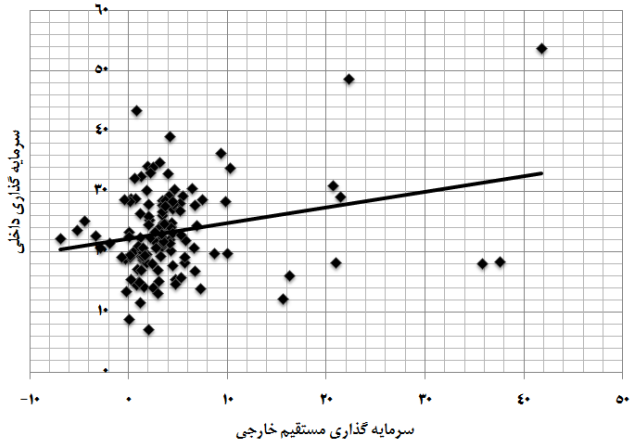
7. Worker
8. Jovanovic (1994)
۹. بر اساس مدل یووانویس (۱۹۹۴) می‌توان فرض نمود که اغلب افراد داخل دارای شرایط مطلوب از لحاظ تخصص در کار و روحیه کارآفرینانه هستند (افراد واقع در سمت راست نقطه x1 در شکل ۱).

آنکه این شرکت‌ها دستمزد متوسط بالاتری پرداخت می‌کنند، تغییر دهد $w_{MNE} > w_{DOM}$. و سود بالاتری را برای کارگران و مدیران با استعداد به بار آورد. بهترین کارآفرینان داخلی ترجیح خواهند داد تا به عنوان مدیر یا کارگر برای سرمایه‌گذاران خارجی کار کنند زیرا اگر تصمیم بگیرند به عنوان کارآفرین باقی بمانند وضعیتشان بدتر خواهد شد.



شکل ۱. ارتباط بین سرمایه‌گذاری خارجی و انتخاب فعالیت کارآفرینانه (سرمایه‌گذاری داخلی)

مأخذ: یووانویس (۱۹۹۴) به نقل از دی بکر و دیگران (۲۰۰۳)



شکل ۲. ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی در سال ۲۰۱۳ (۱۳۶ کشور مورد بررسی، سهم هر متغیر در تولید ناخالص داخلی)

بنابراین در این شرایط نه تنها سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سبب کاهش تعداد کارآفرینان داخلی نمی‌شود $x_2 - x_1 < x - x_1$[1] بلکه بهترین کارآفرینان داخلی تبدیل به کارگر خواهند شد. FDI سبب خواهد شد تا سطوح دستمزدی کارآفرینان داخلی و کارگران بهبود یابد. از این‌رو افزایش درآمد آنان می‌تواند در شرایطی سبب بهبود در سرمایه‌گذاری داخلی کارآفرینان بالقوه داخلی شود. همچنین می‌توان اذعان داشت که FDI می‌تواند سبب بهبود سرمایه انسانی در کشور میزبان از طریق ارتقا ساختار تکنولوژی و بهبود یادگیری در نیروی کار شده و کیفیت سرمایه انسانی را افزایش دهد. این انباشت سرمایه در نیروی کار می‌تواند در شروع کسب و کار جدید در آینده باعث کاهش هزینه و افزایش احتمال سرمایه‌گذاری‌های جدید شود (پیلبیم و اوبلوکیوت[2]، ۲۰۱۲: ۱۰۱).

با توجه به پایه‌های نظری متفاوتی که برای اثرات متقابل بین سرمایه‌گذاری داخلی و سرمایه‌گذاری خارجی وجود دارد، در این مطالعه به بررسی این ارتباط در بین کشورهای دنیا خواهیم

۱. در این معادله x_1 سطح توانایی‌های کارآفرینی افراد است که در آن سطح بین انتخاب کارآفرین و نیروی کار مزد بگیر بی‌تفاوت خواهد بود.

2. Pilbeam & Oboleviciute (2012)

پرداخت[۱]. در اولین پیمایش، شکل ۲ نشانگر ارتباط صوری بین دو متغیر سهم سرمایه داخلی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از تولید ناخالص داخلی ۱۳۶ کشور مورد بررسی برای سال ۲۰۱۳ می‌باشد. با توجه به نمودار می‌توان دریافت که احتمال وجود ارتباط مثبت بین این دو متغیر در این سال وجود خواهد داشت.

۲-۲- مطالعات انجام شده

در ایران مطالعات متعددی با تأکید بر FDI انجام شده است که می‌توان آنها را به دو بخش کلی تقسیم نمود: اول مطالعاتی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را به عنوان یک علت برای رشد و توسعه اقتصادی در نظر گرفته‌اند مانند: پیرایی و دیگران (۱۳۹۴)، محمدی و نارویی (۱۳۹۳)، طیبی و همکاران (۱۳۹۳) و ... دسته دوم مطالعاتی هستند که به بررسی متغیرهای مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پرداخته‌اند. مانند: قاسمی و مهرگان (۲۰۱۴)، سامتی و همکاران (۱۳۹۳)، موتمنی و زروکی (۱۳۹۱)، تقوی و رضایی (۱۳۸۹)، کمیجانی و عباسی (۱۳۸۵)، شاه‌آبادی و محمودی (۱۳۸۵) و ... اما تاکنون مطالعه‌ای در زمینه اثرات همزمانی که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی بر هم دارند انجام نشده است، علاوه بر این مطالعات مشابه انجام شده در دنیا نیز به صورت نمونه‌ای برای یک یا چند کشور انجام شده است[۲]. در بین مطالعات داخلی شاید بتوان به مقاله طیبی و همکاران به عنوان نزدیک‌ترین مطالعه اشاره نمود[۳]. آنها در مقاله خود به بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن تجاری بر سرمایه‌گذاری داخلی و رشد اقتصادی در ۱۰ کشور در حال توسعه آسیایی در دوره ۲۰۰۸-۱۹۸۰ و با بهره‌برداری از روش داده‌های پانل و گشتاورهای تعمیم یافته، پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان از آن دارد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی و توسعه مالی اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری داخلی در کشورهای مورد بررسی دارد و درجه باز بودن تجاری اثر منفی و معناداری بر سطح سرمایه‌گذاری داخلی این کشورها داشته است (طیبی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۳۱).

احمد[۴] و همکاران اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سرمایه داخلی اوگاندا را در دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۲ بررسی کردند. آنان به این نتیجه رسیدند که در حالت کلی این دو متغیر در اوگاندا دارای اثر خنثی بوده و در بخش کشاورزی، عمومی، ساختمان و بخش مالی دارای اثر برون رانی و در بخش‌های معدن و کلی فروشی دارای اثر درون رانی و در بخش‌های حمل و نقل، صنعت و الکتریسیته دارای اثر خنثی است (احمد و همکاران، ۲۰۱۵: ۴۲۶).

پیلبیم و اوبلوکیوت[۵] همین اثرات را برای اقتصاد کشورهای اروپایی در دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۰ بررسی کرده و بدین نتیجه رسیده‌اند که FDI اثر منفی بر DI در این کشورها ندارد (پیلبیم و اوبلوکیوت، ۲۰۱۲: ۱۰۱).

کیم و سئو[۶] به بررسی ارتباط متقابل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی در اقتصاد کره به وسیله مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) در دوره ۱۹۹۹-۱۹۸۵ پرداختند. آنان به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارای اثر مهم و معنی‌داری بر رشد اقتصادی کره می‌باشد. همچنین آنها به این نتیجه رسیدند که بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی اثر برون‌رانی وجود ندارد و در دوره مورد مطالعه این دو متغیر دارای اثر درون‌رانی اندکی بر هم هستند (کیم و سئو، ۲۰۰۳: ۶۲۱).

آگوسین و مایر به بررسی اثرات برون‌رانی یا درون‌رانی بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی در سه دسته از کشورهای درحال توسعه (آفریقا، آسیا و امریکای لاتین) با استفاده از داده‌های تابلویی ۱۹۹۶-۱۹۷۰ پرداختند. نتایج نشان داد که در آسیا سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سبب

۱. به دلیل محدودیت در صفحات مقاله، ناچاریم تا از تشریح مبانی نظری و معرفی مدل‌های اقتصادی دیگر اثر متقابل بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی چشم پوشی نماییم. برای مطالعه بیشتر به منابع زیر مراجعه نمایید: گروسمن (۱۹۸۴)، یوانویس (۱۹۹۴)

۲. از آنجایی که در زمان انجام این پژوهش هیچ گونه مطالعه داخلی در این راستا انجام نشده بود، تنها به معرفی تعدادی از مطالعات داخلی که بر روی اثرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر متغیرهای کلان اقتصادی می باشد، اکتفا می‌کنیم. علاوه بر این به منظور کوتاه شدن مقاله، از تشریح بیشتر مطالعات انجام شده چشم پوشی شده است.

۳. البته مقاله طیبی و همکاران (۱۳۹۲) نیز اثر متقابل دو متغیر بر هم را نادیده گرفته است و تنها به بررسی اثرات علّی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سرمایه داخلی پرداخته است. در حالی که در مقاله پیش رو به ارتباطات متقابل بین دو متغیر به صورت همزمان پرداخته خواهد شد.

4. Ahmed et al. (2015)
5. Pilbeam & Oboleviciute (2012)
6. Kim & Seo (2003)

درون‌رانی سرمایه داخلی می‌شود. در افریقا این درون‌رانی با قدرت کم‌تری برقرار است، اما در امریکای لاتین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سبب اثر برون‌رانی بر سرمایه‌گذاری داخلی می‌شود. نتایج این تحقیق نشان داد که اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر روی سرمایه‌گذاری داخلی همواره مطلوب و مثبت نیست، بنابراین نیاز برای راهکارهای سیاستی برای بهینه کردن مقدار ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وجود خواهد داشت (آگوسین و مایر، ۲۰۰۰: ۱۴۶).

بکر و اسلواگن به بررسی اثرات متقابل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و کارآفرینی داخلی بر روی شرکت‌های موجود در کشور بلژیک پرداختند. آنان به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سبب بروز برون‌رانی در کارآفرینی داخلی و متعاقب آن سرمایه‌گذاری داخلی می‌شود. البته نتایج بلندمدت نشان می‌داد که با ارتباط‌ها و کنش‌هایی که بین کارخانجات داخلی و کارخانجات وارد شده برقرار می‌شود، در بلندمدت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند سبب بروز اثر درون‌رانی بر سرمایه‌گذاری داخلی و متعاقباً افزایش کارآفرینی داخلی گردد (بکر و اسلواگن، ۱۹۹۹: ۱۶).

۳- روش تحقیق

این مطالعه به دنبال آن خواهد بود تا اثرات متقابل بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی را در نمونه‌های مختلف بین کشوری برآورد کرده و با یکدیگر مقایسه نماید. برای انجام این مهم، از داده‌های سری زمانی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی در دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۰ برای کشورهای مختلف دنیا در دسته‌های مختلف استفاده خواهد شد. به گونه‌ای که کشورها در ۱- کشورهای پردرآمد کشورهای OECD شامل ۳۱ کشور ۲- کشورهای کم درآمد شامل ۲۰ کشور ۳- کشورهای عضو اوپک شامل ۱۰ کشور و ۴- برآوردی برای کل نمونه موجود که شامل ۱۳۶ کشور خواهد بود. داده‌های خام آماری برگرفته از سایت بانک جهانی می‌باشد.

به صورت کلی می‌توان مدل خودرگرسیون برداری پانل دیتا در مطالعه حاضر را به صورت زیر معرفی نمود، که در این معادلات DI نشان دهنده متغیر سرمایه‌گذاری داخلی است که با مقدار سهم سرمایه‌گذاری داخلی نسبت به تولید ناخالص داخلی کشورها اندازه‌گیری می‌شود، FDI بیانگر مقدار متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است که با سهم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از تولید ناخالص داخلی کشورهای مورد بررسی اندازه‌گیری می‌شود و G بیانگر مقدار رشد اقتصادی کشورهای نمونه است. علاوه بر این i نشان دهنده مقاطع مورد بررسی شامل ۱۳۶ کشور در نمونه اول، ۳۱ کشور در نمونه کشورهای پردرآمد، ۲۰ کشور در کشورهای کم درآمد و ۱۰ کشور در نمونه کشورهای عضو اوپک بوده و t سری زمانی داده‌ها در دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۰ را نمایش می‌دهد.

$$\begin{bmatrix} DI_{it} \\ FDI_{it} \\ G_{it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{10} \\ \alpha_{10} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \alpha_{13} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \alpha_{23} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} DI_{i,t-1} & DI_{i,t-2} \\ FDI_{i,t-1} & FDI_{i,t-2} \\ G_{i,t-1} & G_{i,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{it}^1 \\ e_{it}^2 \\ e_{it}^3 \end{bmatrix}$$

در این معادله خواهیم داشت:

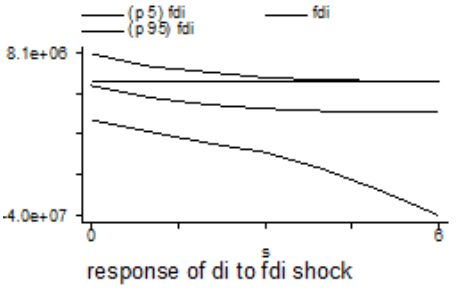
$$\begin{bmatrix} e_{it}^1 \\ e_{it}^2 \\ e_{it}^3 \end{bmatrix} \sim N(0, \Sigma) \quad where \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \sigma_{23} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_3^2 \end{bmatrix}$$

برآورد این مدل، بر اساس پایه‌های اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری پانل دیتا با بهره‌برداری از بسته نرم‌افزاری STATA13 انجام خواهد شد. به عبارت دیگر چهار مدل مجزا خودرگرسیون برداری پانل دیتا برای چهار نمونه مورد بررسی برآورد شده و نتایج آن با یکدیگر مقایسه می‌شود. علاوه بر این به منظور مطالعه دقیق‌تر اقتصاد ایران، یک‌بار دیگر مدل خودرگرسیون برداری VAR در قالب داده‌های سری زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰ برای اقتصاد ایران نیز برآورد شده و نتایج با دسته‌های کشورهای منتخب مقایسه خواهد شد (این بخش از مطالعه با بهره‌برداری از بسته نرم‌افزاری Eviews9 انجام می‌شود).

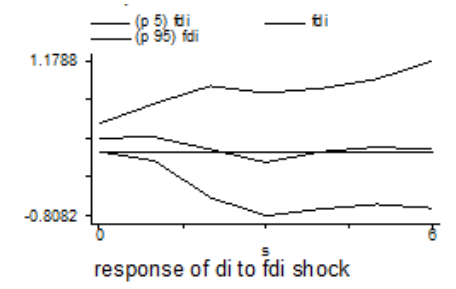
۴- نتایج

در ابتدا و پیش از آغاز برآوردهای اقتصادسنجی، نیاز است تا آزمون‌های مانایی برای داده‌های پانل و سری زمانی انجام شود، با توجه به نتایج مندرج در جدول‌های ۱ الی ۳، می‌توان مشاهده نمود که بر اساس آزمون ایم شین پسران و آزمون فیشر[1]، وجود ریشه واحد در تمامی مقاطع مورد بررسی برای هر سه متغیر و در تمام دسته‌های کشورهای کم درآمد، کشورهای OECD و کشورهای OPEC رد می‌شود. علاوه بر این بررسی وجود ریشه واحد در داده‌های سری زمانی اقتصاد ایران در دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۰ نیز نشان از آن دارد که متغیرهای سرمایه‌گذاری داخلی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر اساس آزمون‌های دیکی فولر و فیلیپس پرون، دارای ریشه واحد بوده و نیاز به تفاضل‌گیری خواهند داشت.

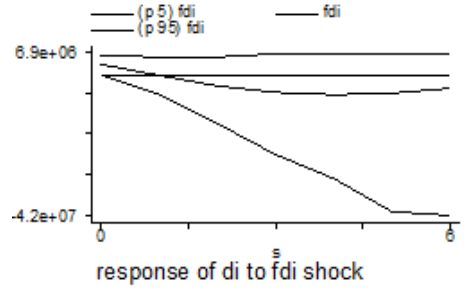
شکل‌های ۳ تا ۶ نشان دهنده واکنش سرمایه‌گذاری داخلی به شوک ایجاد شده در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در نمونه‌های مختلف مورد بررسی است. با توجه به شکل ۳ می‌توان دریافت که در نمونه ۱۳۶ کشوری، شوک در سرمایه‌گذاری خارجی سبب اثر منفی بر سرمایه داخلی خواهد شد، به عبارت دیگر در این حالت فرضیه مربوط به اثر برون‌رانی قابل پذیرش خواهد بود. نمونه کشورهای پردرآمد OECD اما نتایج متفاوتی را در بر دارد، به گونه‌ای که بروز شوک در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در دوره‌های اولیه می‌تواند اثرات هم افزایی بر سرمایه‌گذاری داخلی داشته باشد، و در بلندمدت این اثر کاهش می‌یابد به عبارت دیگر این کشورها به واسطه برخورداری از ساختار مناسب اقتصادی و قدرت مطلوب بنگاه‌های اقتصادی داخلی برای رقابت با خارجیان، در کوتاه‌مدت از سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی به عنوان فرصت اقتصادی استفاده کرده و مقدار سرعت انباشت سرمایه داخلی را نیز افزایش می‌دهند، حال آنکه این رویه در نمونه شامل تمام کشورهای دنیا وجود نداشت. البته نتایج مشابه در سایر مطالعات نیز به دست آمده است، برای مثال، برونزتین و همکاران[2] با مطالعه ۶۹ کشور در حال توسعه به این نتیجه رسیدند که در کشورهای فوق، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی توانسته است با تکمیل زنجیره تولید در اقتصاد داخلی و همچنین افزایش سطح تکنولوژی، سبب افزایش (اثر درون‌رانی) سرمایه‌گذاری داخلی شود (برونزتین و همکاران، ۱۹۹۸: ۱۳۳).



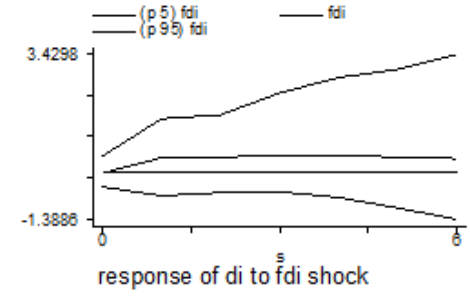
شکل ۳. کل کشورهای مورد بررسی



شکل ۴. کشورهای OECD



شکل ۵. کشورهای کم درآمد



شکل ۶. کشورهای عضو اوپک

واکنش شاخص سرمایه‌گذاری داخلی به شوک سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱. با توجه به نامتوازن بودن پانل‌های داده، از این رو تنها از آزمون‌های مانایی ایم، شین و پسران و آزمون فیشر استفاده شده است.

2. Borensztein et al. (1998)

جدول ۱. آزمون‌های مانایی برای متغیرهای مربوط به داده‌های پانل

توضیح جدول	کشورهای کم درآمد		کشورهای OECD		کشورهای OPEC	
	ایم و پسران	فیشر	ایم و پسران	فیشر	ایم و پسران	فیشر
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	-۱/۳۶۵ (۰/۰۸۶۱)	-۳/۵۱۶۷ (۰/۰۰)	-۷/۱۶۸۹ (۰/۰۰)	-۱۲/۴۲۹۴ (۰/۰۰)	-۲/۱۵۲۲ (۰/۰۱۵۷)	-۲/۴۱۴۳ (۰/۰۰۸)
سرمایه‌گذاری داخلی	-۱/۴۱۰۳ (۰/۰۵۸۷)	-۳/۳۹۱۰ (۰/۰۰)	-۱/۵۰۶۷ (۰/۰۴۲۴)	-۱/۸۴۷۰ (۰/۰۳۲۴)	-۱/۵۲۹۹ (۰/۰۵۴۹)	۱/۰۳۶۶ (۰/۰۹۴۶)
رشد اقتصادی	-۶/۶۵۵۸ (۰/۰۰)	-۱۲/۰۰۴۵ (۰/۰۰)	-۶/۲۸۱۶ (۰/۰۰)	-۸/۶۴۶۷ (۰/۰۰)	-۳/۴۹۹۹ (۰/۰۰)	-۴/۶۲۱۹ (۰/۰۰)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. آزمون مانایی برای متغیرهای سری زمانی مربوط به داده‌های اقتصاد ایران

توضیح جدول		آزمون دیکی فولر	آزمون فیلیپس پرون
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	سطح	۱/۵۲۶۵ (۰/۵۰۳۴)	-۱/۵۶۶۶ (۰/۴۸۳۶)
	تفاضل اول	-۴/۲۳۱۶ (۰/۰۰)	-۴/۲۳۱۶ (۰/۰۰)
سرمایه‌گذاری داخلی	سطح	-۱/۸۰۸۲ (۰/۳۶۵۳)	-۰/۸۳۶۹ (۰/۷۹۰۱)
	تفاضل اول	-۳/۳۳۲۵ (۰/۰۲۵)	-۳/۴۲۳۱ (۰/۰۲۰۶)
رشد اقتصادی	سطح	-۴/۱۳۹۵ (۰/۰۰)	-۴/۱۳۹۳ (۰/۰۰)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

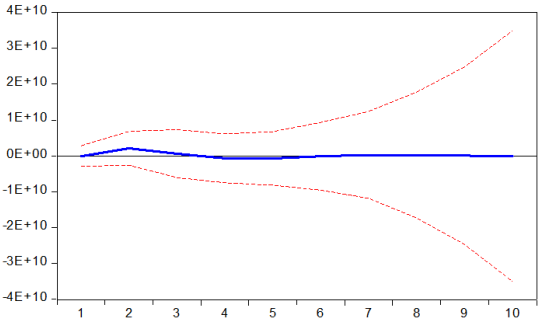
دملو نیز در مطالعه پانل دیتا در کشورهای OECD در دوره ۱۹۹۰-۱۹۷۰ به این نتیجه می‌رسد که یکی از مهم‌ترین کانال‌های اثر گذاری FDI بر رشد اقتصادی در این کشورها، تأثیری است که FDI بر انباشت DI دارد به گونه‌ای که با ارائه فناوری‌های جدید در کشور میزبان و برقراری ارتباط متقابل با بنگاه‌های داخلی سبب هم‌افزایی در تولید داخل، افزایش رشد و به تبع آن افزایش سرمایه‌گذاری داخلی خواهد شد (دملو، ۱۹۹۹: ۱۴۹). علاوه بر این، میلوا[1] اعتقاد دارد که FDI می‌تواند سبب افزایش جریان سرمایه در داخل شده و از این طریق باعث خواهد شد تا نرخ بهره سرمایه داخلی کاهش یابد و از این طریق اعتبار در دسترس برای سرمایه‌گذاران داخلی افزایش یافته و سبب بهبود سرمایه‌گذاری داخلی خواهد شد (میلوا، ۲۰۰۸: ۲۵). قاعدتاً این ساختار متضمن وجود بازارهای مالی پیشرفته و منعطف است که بیشتر در کشورهای توسعه یافته باید وجود داشته باشد، از این‌رو ارتباط مثبت بین این دو متغیر در کشورهای توسعه یافته و پیشرفته بیشتر محتمل است.

شکل ۵ نیز واکنش سرمایه داخلی در کشورهای کم‌درآمد را نمایش می‌دهد، در این شرایط می‌توان مشاهده نمود که ساختار اقتصادی بنگاه‌ها در این کشورها یارای رقابت با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی انجام شده را ندارند، با توجه به شکل می‌توان دریافت که شوک سرمایه‌گذاری خارجی دارای اثر منفی بر سرمایه داخلی این کشورها خواهد بود، هر چند این اثر بسیار کوچک است. واکنش سرمایه داخلی در کشورهای کم درآمد از لحاظ اندازه و رفتار تقریباً مشابه با متوسط کشورهای دنیا است. این واکنش در کشورهای کم درآمد مؤید ضعف ساختاری در قدرت اقتصادی بنگاه‌های داخلی آنان می‌باشد. همان‌گونه که لهای و مونتاگنا اعتقاد دارند که افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند از طریق ایجاد رقابت مستقیم در محصولات تولیدی اقتصاد داخلی، سبب کاهش سود بنگاه‌های اقتصادی شده و سرمایه‌گذاری در سهام آنان را کاهش دهد در صورتی که این کاهش در سود ممتد و بزرگ باشد، ممکن است با تعطیل شدن بنگاه‌های داخلی، سبب کاهش رفاه کشور میزبان شود (لهای و مونتاگنا، ۲۰۰۰: ۹۱). همچنین بسیاری از مطالعات تجربی نیز به این نتیجه رسیده‌اند که در نمونه‌های مورد بررسی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با

1. Mileva (2008)

تأثیر بر رقابت در بازار محصول، بازارهای مالی و از طریق رقابت در تکنولوژی‌های برتر، سبب اثر برون‌رانی بر سرمایه‌گذاری داخلی کشور میزبان شده است (برونزتین و همکاران، ۱۹۹۸: ۱۳۳؛ میسان و تامسیک[1]، ۲۰۰۲: ۵۴). اگوسین و ماچادو[2] (۲۰۰۵) در آمریکای لاتین و دی بکر و سلواگن[3] (۲۰۰۳) در بلژیک و تیتارنکو[4] (۲۰۰۶) در کشور لتونی به این نتیجه رسیده‌اند که FDI دارای اثر برون‌رانی بر DI می‌باشد.

اما شکل ۶ نشان دهنده واکنش سرمایه داخلی در کشورهای عضو اوپک در مقابل شوک سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است، در اینجا می‌توان مشاهده نمود که اثر درون‌رانی بین سرمایه خارجی و داخلی در این کشورها وجود دارد، به عبارت دیگر واکنش سرمایه داخلی در این کشورها برخلاف کشورهای کم درآمد و متوسط کشورهای مورد بررسی می‌باشد. البته بخش عمده‌ای از سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی در کشورهای عضو اوپک، سرمایه‌گذاری در بخش‌های نفتی و زیربخش‌های مرتبط با آن شکل می‌گیرد و از این‌رو فشارهای کم‌تری بر بنگاه‌های اقتصادی سایر بخش‌ها آورده و نمی‌تواند اثر برون‌رانی زیادی بر سرمایه داخلی داشته باشد.



شکل ۷. واکنش سرمایه‌گذاری داخلی به شوک سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران (۲۰۱۴-۱۹۹۰)

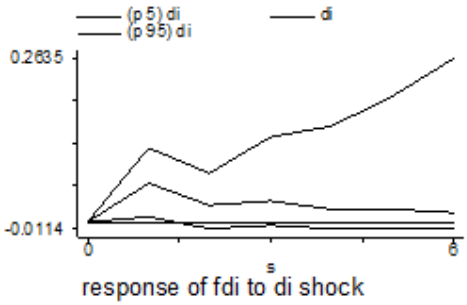
مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از بررسی واکنش سرمایه‌گذاری داخلی در ایران در صورت ایجاد شوک در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در شکل ۷ نمایش داده شده است. با توجه به شکل می‌توان دریافت که در واکنش سرمایه‌گذاری داخلی به شوک سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران نیز تقریباً همانند کشورهای عضو اوپک می‌باشد. با توجه به شکل می‌توان دریافت در دوره بلندمدت اثر متقابل معناداری بین سرمایه‌گذاری داخلی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی وجود نداشته از این‌رو ارتباط متقابل بین این دو متغیر خنثی خواهد بود. نتایج مشابه در مطالعات مختلف دیگری نیز به‌دست آمده است. آگوسین و ماچادو (۲۰۰۵) برای کشورهای افریقایی و آسیایی، کیم و سئو (۲۰۰۳) در کره جنوبی؛ وانگ[5] (۲۰۱۰) در ۲۶ کشور توسعه‌یافته به نتیجه مشابه رسیده‌اند. لشگری و همکاران (۱۳۹۱) با مطالعه کشورهای منتخب به این نتیجه رسیدند که افزایش FDI می‌تواند سبب بهبود سرمایه‌گذاری داخلی در بازار سرمایه کشور میزبان شود. طیبی و همکاران (۱۳۹۲) نیز در مطالعه خود در کشورهای در حال توسعه منتخب در دوره ۲۰۰۸-۱۹۸۰ به این نتیجه دست یافتند که افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری داخلی خواهد داشت.

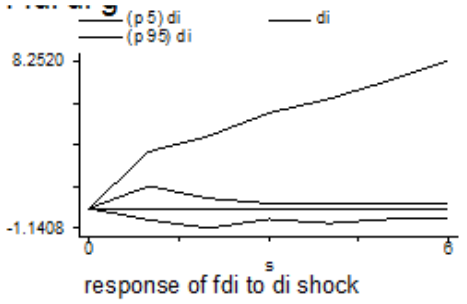
اما بررسی واکنش متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به سرمایه‌گذاری داخلی نیز می‌تواند بیانگر ارتباط علّی بین دو متغیر باشد. به گونه‌ای که از لحاظ نظری ساختار سرمایه داخلی انباشت شده در کشور میزبان می‌تواند به صورت جاذبه یا دافعه‌ای برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی عمل کند. شکل ۸ واکنش متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به بروز شوک در سرمایه‌گذاری داخلی را در نمونه ۱۳۶ کشوری نمایش می‌دهد. با توجه به شکل می‌توان دریافت که بروز شوک در سرمایه‌گذاری داخلی سبب افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای دنیا شده است، به گونه‌ای که ارتباط علّی از جهت سرمایه داخلی، سبب فراهم آوردن امنیت ذهنی برای سرمایه‌گذاران خارجی شده، و از این‌رو قادر به جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بالاتری نیز می‌باشد. با توجه به نمودار می‌توان دریافت که واکنش متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به شوک سرمایه داخلی، بسیار بزرگ‌تر از واکنش سرمایه داخلی به بروز شوک در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. نتایج بررسی‌ها در نمونه کشورهای پردرآمد نیز وجود این ارتباط مثبت را تأیید می‌کند به گونه‌ای که با توجه به شکل ۹، بروز شوک در مقدار سرمایه‌گذاری داخلی، سبب افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای پردرآمد شده است. البته اندازه این واکنش، کم‌تر از متوسط کشورهای دنیا می‌باشد.

1. Misun & Tomsik (2002)
2. Agosin & Machado (2005)
3. De Backer & Sleuwaegen (2003)
4. Titarenko (2006)
5. Wang (2010)

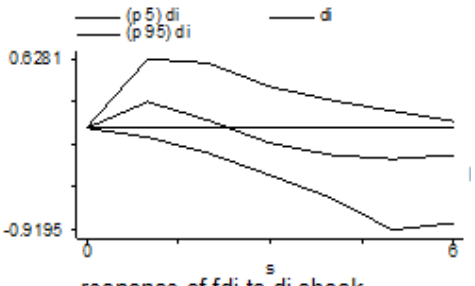
آپرجیس و همکاران نیز با بررسی کشورهای اروپایی، آسیایی، افریقایی و امریکایی در دوره ۲۰۰۲-۱۹۹۲ با استفاده از آزمون هم انباشتگی به این نتیجه رسیدند که ارتباط بلندمدت مثبتی بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه داخلی در مجموعه این کشورها وجود دارد (آپرجیس و همکاران، ۲۰۰۶: ۳۹۱). همچنین آنچاراز[1] اعتقاد دارد که افزایش انباشت سرمایه داخلی موجب افزایش اثرات تجمعی[2] شده و در ادامه می‌تواند مقدار جذب FDI را افزایش دهد (آنچاراز، ۲۰۰۳: ۷۶). به عبارت دیگر با گردهمایی بنگاه‌ها کنار یکدیگر، صرفه‌های خارجی ایجاد شده، و سبب خواهد شد تا هزینه تولید در اقتصاد افزایش یافته و بازدهی تولیدی سرمایه را بهبود بخشد (تقوی و رضایی، ۱۳۸۹: ۳۸). نتایج مشابهی در مطالعه مشیری و کیان پور حاصل شد که بر اساس آن، بالا بودن موجودی سرمایه در کشور میزبان، به عنوان جاذبی برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی قلمداد شده است (مشیری و کیان‌پور، ۱۳۹۱: ۲۷).



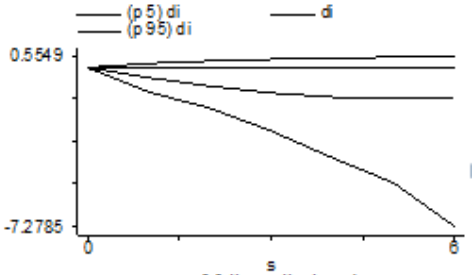
شکل ۸. کل کشورهای مورد بررسی



شکل ۹. کشورهای OECD



شکل ۱۰. کشورهای کم درآمد



شکل ۱۱. کشورهای عضو اوپک

واکنش شاخص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به شوک سرمایه‌گذاری داخلی

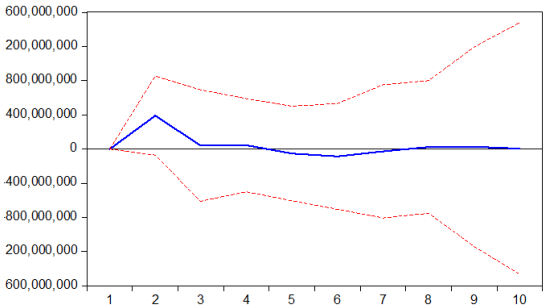
مأخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۱۰ نتایج حاصل از بروز شوک سرمایه‌گذاری داخلی در کشورهای کم درآمد است. در اینجا نیز نتایج بیانگر هم افزایی این دو سرمایه تا دوره چهارم می‌باشد، به گونه‌ای که در این کشورها، بروز شوک در سرمایه داخلی سبب جذب سرمایه‌گذاری خارجی بیش‌تری در کوتاه‌مدت می‌شود اما در بلندمدت این رابطه وجود نداشته و مقدار جذب سرمایه‌گذاری خارجی کاهش می‌یابد. نتایج مربوط به نمونه کشورهای اوپک نیز مشابه با کشورهای کم درآمد است، با توجه به شکل ۱۱ بروز شوک در سرمایه‌گذاری داخلی کشورهای عضو اوپک، سبب بروز اثر منفی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود. ساختار کشورهای عضو اوپک از لحاظ دوره‌های رکود و رونق ارتباط بسیار نزدیکی با اندازه درآمدهای نفتی آنان دارد، بنابراین با ایجاد رونق در درآمدهای نفتی و افزایش نقدینگی، پس‌انداز و به تبع آن سرمایه داخلی می‌تواند شرایط اقتصادی این کشورها برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بهبود یابد، اما در عمل به دلیل وجود بیماری هلندی به واسطه رشد درآمدهای نفتی، سرمایه در بخش‌های غیر قابل مبادله قوت

1. Ancharaz (2003)
2. Agglomeration Effects

گرفته و نوسان‌های اقتصادی به واسطه وجود تورم پر نوسان موجب تشدید ریسک می‌شود، علاوه بر این نباید فراموش نمود که اغلب کشورهای عضو اوپک از لحاظ شاخص‌های نهادی اقتصادی از جمله شاخص محیط کسب و کار، شاخص فساد اداری، شاخص حقوق مالکیت و ... در جایگاه نسبی مناسبی قرار نداشته و از این‌رو قادر به تأمین امنیت ذهنی برای سرمایه‌گذاران خارجی نخواهند بود. بنابراین در این کشورها تشدید سرمایه داخلی نمی‌تواند انگیزه‌ای برای سرمایه‌گذاران خارجی ایجاد کند و باید تغییرات دیگری برای جذب FDI صورت بگیرد. نتیجه مشابه نیز توسط کیم و سئو (۲۰۰۳) با مطالعه کشور کره جنوبی در دوره ۱۹۹۹-۱۹۸۵ به دست آمد، در آنجا نیز بهبود ساختار سرمایه‌گذاری داخلی سبب اثر برون‌رانی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شده است.

شکل ۱۲ نشان دهنده نتایج حاصل از بررسی اثر متقابل بین DI و FDI در اقتصاد ایران می‌باشد. با توجه به شکل می‌توان دریافت که بروز شوک در سرمایه داخلی کشور در کوتاه‌مدت می‌تواند سبب واکنش اندک سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی شود (که البته با توجه به شکل دارای معناداری اندکی است) اما در دوره‌های بلندمدت، اثر متقابل بین این دو متغیر خنثی خواهد بود. به عبارت دیگر در اینجا نیز اثر معناداری بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی در ایران وجود نداشته و واکنش FDI به شوک DI تفاوت معناداری با صفر نخواهد داشت.



شکل ۱۲. واکنش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به شوک در سرمایه‌گذاری داخلی در ایران (۲۰۱۴-۱۹۹۰)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵- بحث و نتیجه‌گیری

مباحث نظری نشان از آن دارد که سرمایه‌گذاری داخلی و سرمایه‌گذاری خارجی دارای اثرات متفاوتی بر یکدیگر بسته به نمونه مورد بررسی دارد. به گونه‌ای که در تعدادی از مطالعات رابطه علّی از سوی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به سوی سرمایه‌گذاری داخلی و در تعدادی از مطالعات رابطه علّی از سوی سرمایه داخلی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بوده است. در حالی که مطالعات تجربی نشان از آن دارد که این دو متغیر دارای اثر متقابل بر یکدیگر هستند (آپرجیس و همکاران، ۲۰۰۶: ۳۹۱). علاوه بر این، مطالعاتی به این نتیجه رسیده‌اند که این دو سرمایه دارای اثر درون‌رانی (هم‌افزایی) بر یکدیگر هستند و در تعدادی از نمونه‌های مورد بررسی این اثر کاملاً برعکس نتیجه‌گیری شده است. از این‌رو در این تحقیق با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری پانل دیتا به بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی در نمونه‌های مختلف بین کشوری پرداخته شده است. نمونه‌های مورد بررسی شامل چهار نمونه اصلی بوده است: ۱- نمونه شامل تمام کشورهایی که داده‌های مکفی برایشان وجود داشت که شامل ۱۳۶ کشور بود ۲- کشورهای پردرآمد که ۳۱ کشور OECD را شامل می‌شود ۳- کشورهای کم درآمد شامل ۲۰ کشور و ۴- کشورهای عضو اوپک که شامل ۱۰ کشور بود. تمامی داده‌ها مربوط به دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۰ بوده و برای هر یک از نمونه‌های فوق به صورت مجزا مدل خودرگرسیون برداری پانل دیتا برآورد شده و نتایج حاصل نشان از آن دارد که اولاً، به صورت کلی اثری که شوک سرمایه‌گذاری داخلی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد، از لحاظ اندازه بسیار بزرگ‌تر از اثر شوک سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سرمایه داخلی است. این نتیجه در هر چهار نمونه مورد بررسی وجود داشت، هرچند در مورد کشورهای عضو اوپک اندازه تفاوت کم‌تر از سایر نمونه‌ها بود. ثانیاً؛ بروز شوک در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای پردرآمد و کشورهای عضو اوپک اثر مثبت اندکی بر سرمایه داخلی داشته است اما در کشورهای کم درآمد این اثر منفی بوده است به گونه‌ای که شوک سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سبب کاهش سرمایه‌گذاری داخلی در این کشورها شده است به عبارت دیگر در این نمونه، سرمایه‌های خارجی جایگزین سرمایه‌های داخلی شده و اثر برون‌رانی بر سرمایه‌گذاری داخلی خواهند داشت. ثانیاً؛ بررسی واکنش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به بروز شوک در سرمایه داخلی نشان از آن دارد که در کشورهای پردرآمد و متوسط ۱۳۶ کشور نمونه، بروز شوک در سرمایه داخلی سبب جذب

مقدار بالاتری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود. بنابراین جهت علّی از سوی سرمایه داخلی به سمت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارای اندازه بزرگ‌تری است. اما نتایج در کشورهای عضو اوپک متفاوت است به گونه‌ای که بروز شوک در سرمایه‌گذاری داخلی در کشورهای عضو اوپک سبب کاهش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود. این نتیجه می‌تواند به دلیل ساختار نهادی در این کشورها و اثرات بروز بیماری هلندی در ساختار کشورهای وابسته به نفت باشد. به گونه‌ای که افزایش سرمایه داخلی اغلب در بخش‌های غیرقابل مبادله در کشورهای نفتی در زمان‌های رونق اتفاق افتاده و در این شرایط اغلب به دلیل ساختار تک محصولی، شاخص‌های نهادی اقتصادی کاهش می‌یابند. کاهش امنیت اقتصادی در قالب ساختارهای نهادی و محیط کسب و کار سبب خواهد شد امنیت سرمایه خارجی با ریسک همراه بوده و سرمایه‌گذاران خارجی تمایل کم‌تری به ورود به ساختار اقتصادی پرریسک و پرنوسان را داشته باشند. نتایج تجربی به دست آمده در مقاله حاضر، مؤید نتایج مطالعات دملو (۱۹۹۹) در کشورهای توسعه یافته، لیپسی (۲۰۰۰) و اگوسین و مایر (۲۰۰۰) و آگوستین و ماچادو (۲۰۰۵) در کشورهای آمریکای لاتین می‌باشد. علاوه بر این مطالعه اقتصاد ایران در دوره ۲۰۱۴-۱۹۹۰ نیز نشان از آن دارد که در کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی دارای اثرات مثبتی بر یکدیگر هستند اما در بلندمدت این ارتباط از بین خواهد رفت و اثر خنثی بین شوک سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی و برعکس وجود خواهد داشت.

بنابراین کلیات نتایج نشان از آن دارد که اثر سرمایه داخلی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در اغلب موارد با اندازه بزرگ‌تری همراه می‌باشد، به گونه‌ای که شوک سرمایه داخلی در کشورهایی که ساختار اقتصادی مناسبی دارند (همانند کشورهای عضو اوپک) می‌تواند سبب جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیش‌تری شود همچنین در این کشورها این هم‌افزایی در جهت عکس نیز وجود دارد به گونه‌ای که شوک در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سبب رشد سرمایه‌گذاری داخلی نیز شده است. اما در کشورهایی که دارای ساختار اقتصادی ضعیف‌تر از نظر جنبه‌های زیرساختاری و نهادی اقتصاد هستند، اثرات سرمایه‌گذاری داخلی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر یکدیگر متناقض است. به گونه‌ای که در این کشورها شوک سرمایه داخلی می‌تواند اثرات بزرگ‌تری بر سرمایه‌گذاری خارجی داشته باشد (به دلیل تأمین زیرساختار و امنیت نسبی سرمایه) اما در کشورهای عضو اوپک به دلیل عدم تخصیص بهینه سرمایه، وجود ساختار نهادی پرریسک و نشانه‌های بیماری هلندی در شوک سرمایه داخلی، سرمایه‌گذاری خارجی کاهش می‌یابد، از این‌رو این کشورها برای جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیش‌تر که بتواند هم‌افزایی با سرمایه داخلی داشته باشد، نیازمند فراهم آوردن زیرساختارهای لازم برای تأمین امنیت سرمایه‌گذاران خارجی خواهند بود.

با توجه به نتایج مقاله حاضر، برنامه‌ریزان اقتصادی باید در مورد ارتباط متقابل بین سرمایه‌گذاری خارجی جذب شده و سرمایه داخلی برنامه‌ریزی‌هایی انجام دهند تا کشور قادر باشد از مزایای سرریز سرمایه‌گذاری خارجی به عنوان یک فرصت برای تقویت سرمایه داخلی و ایجاد ارتباط درون‌رانی و هم‌افزایی بین این دو سرمایه بهره ببرد. روشن است که عدم برنامه‌ریزی مناسب در این بخش می‌تواند سبب ایجاد اثرات برون رانی سرمایه‌گذاری خارجی بر سرمایه‌های نوپای داخلی شده و رکود بخش‌های اقتصادی کشور را تشدید نماید.

منابع

پیرایی، خسرو، تاسان، مونا و دانش‌نیا، محمد (۱۳۹۴). "تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نرخ ارز حقیقی و آزادسازی اقتصادی بر صادرات غیرنفتی ایران (همراه با آزمون علّیت تودا یاماموتو)". *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۱۱۰، ۹۸-۷۵.

تقوی، مهدی و رضایی، مهدی (۱۳۸۹). "تأثیر عواملی به‌جز سیاست آزادسازی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در مناطق آزاد". *پژوهشنامه اقتصادی*، سال دهم، شماره ۱، ۴۱-۱۵.

داوودی، پرویز و شاهمرادی، اکبر (۱۳۸۳). "بازشناسی عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دراقتصاد ایران و ۴۶ کشور جهان در چارچوب یک الگوی تلفیقی". *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۰، ۱۱۳-۸۱.

دودانگی، محمد (۱۳۹۵). "عوامل مؤثر بر جذب سرمایه گذاری داخلی و خارجی در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی*

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۶، شماره ۲۳، ۱۴۷-۱۳۱.

سامتی، مرتضی؛ صامتی، مجید و ملااسمعیلی دهشیری، حسن (۱۳۹۳). "تحلیل نقش ساختار قانونی و امنیت حقوق مالکیت در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با رویکرد: (P-VAR) در کشورهای صادر کننده نفت". *سیاست‌گذاری اقتصادی*، سال ۶، شماره ۱۲، ۱۷۳-۱۵۵.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و محمودی، عبداله (۱۳۸۵). "تعیین کننده‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی". *جستارهای اقتصادی*، دوره ۳، شماره ۵، ۱۲۹-۹۲.

طیبی، سید کمیل؛ یزدانی، مهدی؛ زمانی، زهرا و کریمیان، سمیه (۱۳۹۳). "اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر توسعه تجارت درون صنعتی دوجانبه ایران و ترکیه". *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، شماره ۱۰۹، ۹۸۳-۹۶۱.

طیبی، کمیل؛ پورشهابی، فرشید؛ خانی‌زاده امیری، مجتبی و کاظمی، الهام (۱۳۹۲). "اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن تجاری بر سرمایه‌گذاری داخلی و رشد اقتصادی (مطالعه موردی ۱۰ کشور در حال توسعه آسیایی)". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۲۱، شماره ۶۷، ۱۵۲-۱۳۱.

عرفانی، علیرضا؛ حسینی، عابدین و ملکی، حمید (۱۳۹۴). "بررسی وجود اثرات نامتقارن نوسانات مثبت و منفی نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۲، ۶۵-۴۰.

قاسمی، جعفر و مهرگان، نادر (۲۰۱۴). "توسعه مالی، عامل کلیدی مؤثر بر جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشورهای در حال توسعه". *مجله بین‌المللی علوم انسانی*، سال ۲۱، شماره ۳، ۴۳-۱۷.

کمیجانی، اکبر و عباسی، منصوره (۱۳۸۵). "تبیین نقش عوامل مؤثر بر جلب سرمایه مستقیم خارجی در ایران". *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۳، ۱۰۵-۶۹.

لشگری، زهرا؛ اماوردی، قدرت‌اله و حمزه‌ای، الهام (۱۳۹۱). "مطالعه تطبیقی جذب سرمایه‌گذاری خارجی در تقویت بازار سرمایه کشورهای منتخب". *فصلنامه علوم اقتصادی*، سال ۶، شماره ۱۸، ۵۳-۲۹.

محمدی، حسین و نارویی، محبوبه (۱۳۹۳). "اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در تعامل با توسعه مالی روی رشد اقتصادی (مطالعه موردی کشورهای منتخب اسلامی)". *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۶۱، ۱۷۱-۱۴۹.

مشیری، سعید و کیان‌پور، سعید (۱۳۹۱). "عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، یک مطالعه بین کشوری ۲۰۰۷-۱۹۸۰". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۹، شماره ۲، ۳۰-۱.

موتمنی، مانی و زروکی، شهریار (۱۳۹۱)، "تحلیل علّیت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی با تأکید بر ناهمسانی رفتار در داده‌های تابلویی". *اقتصاد مقداری*، دوره ۱۰، شماره ۴، ۲۳-۱.

Agosin, M. R. & Machado, R. (2005). "Foreign Investment in Developing Countries: Does it Crowd in Domestic Investment?". *Oxford Development Studies*, 33(2), 149-162.

Agosin, M. R. & Mayer, R. (2000). "Foreign Investment in Developing Countries Does it Crowd in Domestic Investment?". UNCTAD/OSG/DP/146, http: //www.unctad.org/en/pub/pubframe.htm

Ahmed, K. T., Gairuzazmi, M., Noorihsan, M. & Alias, M. (2015). "Does Inward FDI Crowd-Out Domestic Investment?". Evidence from Uganda, *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 172, 419–426.

Ancharaz, V. D. (2003). "FDI & Export Performance of the Mauritian Manufacturing Sector". Reduit, Mauritius: University of Mauritius, Departman of Economics and Statistics, November, mimeo.

Apergis, N., Katrakilidis, C. & Tabakis, N. (2006). "Dynamic Linkages between FDI Inflows and Domestic Investment: A Panel Cointegration Approach". *Atlantic Economic Journal,* 34(4), 385-394.

Backer, K. D. & Sleuwaegen, L. (1999). "Does Foreign Direct Investment Crowd Out Domestic Entrepreneurship?". *DTEW Working Paper*, Katholieke Universiteit

Leuven.

Borensztein, E., De Gregorio, J. & Lee, J. (1998). "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?". *Journal of International Economics*, 45(1), 115-135.

Bosworth, B. & Collins, S. (1999). "Capital Flows to Developing Economies: Implications for Saving and Investment". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 143-169.

Busse, M. (2003). "Democracy and FDI". HWWA Discussion Paper 220, Department World Economy Neuer Jungfernstieg 21 D-20347 Hamburg Germany. http: //www.hwwa.de,

De Backer, K. & Sleuwaegen, L. (2003). "Does Foreign Direct Investment Crowd Out Domestic Entrepreneurship?". *Review of Industrial Organization*, 22(1), 67-84.

De Mello, L. (1999). "Foreign Direct Investment-Led Growth: Evidence from Time Series and Panel Data". *Oxford Economic Papers*, 51, 133-151.

De Soysa, I. (2003). "Foreign Direct Investment, Democracy and Development: Assessing Contours, Correlates and Concomitants of Globalization". London Today, Book Announcement 29. 04.

Dunning, J. (1981). "Explaining the International Direct Investment Position of Countries: Towards a Dynamic Development Approach". *Weltwritschaftliches Archiv*, 119, 30-64.

Dunning, J. H. (1993). "Multinational Enterprises and the Global Economy". Harlow: Addison-Wesley.

Glass, A. J. & Saggi, K. (2000). "Crowding out and Distributional Effects of FDI Policies". *Journal of International Economics*, 49, 309-332.

Grossman, G. M. (1984). "International Trade, Foreign Investment, and the Formation of the Entrepreneurial Class". *American Economic Review*, 74(4), 605-614.

Jovanovic, B. (1994). "Firm Formation with Heterogenous Management and Labor Skills". *Small Business Economics*, 6, 185-191.

Kim, D. D. & Seo, J. S. (2003). "Does FDI Inflow Crowd out Domestic Investment in Korea?". *Journal of Economic Studies*, 30(6), 605-622.

Leahy, D. & Montagna, C. (2000). "Unionisation and Foreign Direct Investment: Challenging Conventional Wisdom?". *The Economic Journal*, 110(462), 80-92.

Lispey, R. (2000). "Interpreting Developed Countries Foreign Direct Investment". *NBER Working Paper,* NO. 7810, Cambridge.

Mercereau, B. (2005). "FDI Flow to Asia: Did the Dragon Crowd Out the Tigers?". Working Paper*, International Monetary Fund*, WP/05/189.

Mileva, E. (2008). "The Impact of Capital Flows on Domestic Investment in Transition Economies". *ECB Working Papers*, No 871.

Mišun, J. & Tomšík, V. (2002). "Does Foreign Direct Investment Crowd In or Crowd Out Domestic Investment". *Eastern European Economics*, 40(2), 38-56.

Pilbeam, K. & Oboleviciute, N. (2012). "Does Foreign Direct Investment Crowd In Or Crowd Out Domestic Investment?: Evidence from the European Union". *The Journal of Economic Asymmetries*, 9(1), 89-104.

Rama, M. (1993). "Empirical Investment Equations for Developing Countries. in: Servén, L. and Solimano, A. (eds.) Striving for Growth after Adjustment. Washington, DC, World Bank.

Romer, P. M. (1993). "Two Strategies for Economic Development: Using Ideas and

Producing Ideas". *Proceedings of the World Bank Conference on Development Economics 1992*. Washington, DC, World Bank.

Taylor, K. & Driffield, N. (2002). "Spillovers from FDI and Skill Structures of Host Country Firm". *Birmingham Business School, University of Birmingham, Edgabastone,* Birmingham, B 152 TT economic section, Cardiff Business School, Aberconway Building, Colum Drive Cardiff, CF 103 EU.

Titarenko, D. (2006). "The Econometric Analysis of the Investment Accelerator Model". MPRA Paper 19305, University Library of Munich, Germany

Wang, M. (2010). "Foreign Direct Investment and Domestic Investment in the Host Country: Evidence from Panel Study". *Applied Economics*, 42(29), 3711-3721.

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و ششم، بهار ۱۳۹۶ (۱۱۲ـ۹۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 26, April 2017 (97-112)

تأثیر اندازه دولت بر حکمرانی خوب و عملکرد اقتصادی در کشورهای منتخب

*یوسف محمدزاده[۱]، صمد حکمتی فرید[۲]، المیرا شریفی[۳]
۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
۳. کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
(دریافت: ۱۳۹٤/۱۱/۱٤ پذیرش: ۱۳۹۵/۱/۲۳)

The Effect of Government Size on Good Governance and Economic Performance of Selected Countries

*Yousef Mohammadzadeh[1], Samad Hekmati Farid[2], Elmira Sharifi[3]
1. Assistant Professor of Economics, University of Urmia, Urmia, Iran
2. Assistant Professor of Economics, University of Urmia, Urmia, Iran
3. M.A. in Economics, University of Urmia, Urmia, Iran
(Received: 3/Feb/2016 Accepted: 11/April/2016)

چکیده:

با وجود توافق عمومی در خصوص نقش دولت در اقتصاد در مباحثی نظیر توزیع مجدد درآمد و کالاها و خدمات عمومی، هنوز در خصوص میزان دخالت دولت در اقتصاد توافقی وجود ندارد. در این خصوص تئوری‌های متناقض متعدد بسط یافته‌اند که تنها از طریق بررسی‌های تجربی می‌توان درباره آنها قضاوت نمود. در این راستا این سؤال مطرح می‌شود که اثر اندازه دولت، بر عملکرد اقتصادی و حکمرانی خوب چیست؟ در این مطالعه با هدف بررسی رابطه اندازه دولت با حکمرانی خوب و عملکرد اقتصادی، از داده‌های آماری ۵۰ کشور منتخب جهان برای دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۶ استفاده شده و با رویکرد داده‌های تابلویی پویا به برآورد مدل اقدام شده است. نتایج نشان می‌دهد که اندازه دولت اثر منفی و معنی‌داری بر روی شاخص‌های حکمرانی خوب دارد. در این مدل اشتغال تأثیر مثبت و تورم تأثیر منفی بر روی حکمرانی داشته است. همچنین بر اساس برآورد مدل رشد، اندازه دولت تأثیر منفی و معنی‌دار، و حکمرانی خوب تأثیر مثبت و معنی‌دار بر روی رشد اقتصادی دارد. بررسی اثرات متقاطع اندازه دولت و حکمرانی خوب نیز نشان می‌دهد که اندازه دولت از کانال تأثیر منفی بر روی حکمرانی، روند رشد اقتصادی را تضعیف می‌کند. تأثیر شاخص توسعه انسانی، FDI، میزان صادرات و سهم ICT از کالاهای وارداتی نیز بر روی رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار است. کاهش حجم دولت و محدود کردن حوزه دخالت آن در اقتصاد، از پیشنهادات سیاستی مطالعه حاضر می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: اندازه دولت، حکمرانی خوب، رشد اقتصادی.
طبقه‌بندی JEL: O43، F43، H11.

Abstract:

Although it is generally agreed that there is a role for the government to redistribute income in favor of the poor and provide public goods and services, there is considerable disagreement over how far the government should go in these areas. On this issue, a variety of conflicting theoretical explanations has been advanced that can only be resolved through empirical investigations. According to importance of this issue the important question arises that, what is the effect of government size on good governance and economic performance? This study examines the relationship between government size, good governance and economic performance by estimating dynamic models using panel data from 50 selected countries for the period 1996-2013. The results show that the government size, and inflation have a negative and statistically significant effect on good governance indicator. Also employment index has a positive and significant impact on good governance indicator. The growth model also indicates that the government size has a negative and good governance indicator has a positive effect on economic growth. The interactions effects of government size and good governance indicator show that the size of government through governance indicator has a negative impact on economic growth. Also human development index, foreign direct investment, export and ICT's share of the imported goods have positive and significant effect on economic growth. Shrinking the size of the government and reducing its involvement in the economy, are two key policy recommendations of this study.

Keywords: Good Governance, Economic Growth, Government Size.
JEL: O43, F43, H11.

* **نویسنده مسئول:** یوسف محمدزاده
E-mail: yo.mohammadzadeh@urmia.ac.ir
*Corresponding Author: Yousef Mohammadzadeh

۱- مقدمه

نقش دولت و سیاست‌های آن در رشد اقتصادی یک کشور و نقشی که دولت علاوه بر تأمین امنیت می تواند در راستای تأمین زیرساخت‌های اقتصادی ایفا کند امری انکارناپذیر می‌باشد. هر چند که این نقش می‌تواند با حضور پررنگ دولت در اقتصاد و به عبارتی افزایش اندازه دولت در اقتصاد منجر به کاهش رقابت در بخش خصوصی و به حاشیه راندن این بخش مهم اقتصادی و همچنین ناکارایی در ساختار اقتصاد کشورها گردد. همچنین بزرگ‌تر شدن دولت‌ها می‌تواند با افزایش ناکارامدی دولت بر نحوه حکمرانی تأثیرگذار بوده و کیفیت آن را کاهش دهد. بر این اساس می‌توان این سؤال را مطرح کرد که آیا اندازه دولت[1] علاوه بر تحت تأثیر قرار دادن رشد اقتصادی می‌تواند بر حکمرانی خوب[2] دولت‌ها نیز مؤثر باشد؟

از آنجایی که بخش‌های دولت اغلب به صورت غیرکارا اداره و اجرا می‌شوند و تعدیل سیستم‌های مختلف دولتی روی اقتصاد کشور، بار و هزینه زیادی وارد می‌کند و بیشتر سیاست‌های مالی و پولی دولت به سمت انحراف انگیزه‌های اقتصادی و پایین آوردن سطح کارایی تمایل دارند، می‌توان گفت ممکن است اندازه دولت یکی از موانع حکمرانی خوب در سطح کشور باشد. بنابراین با بررسی تأثیر اندازه دولت بر روی حکمرانی خوب، مسیر منطقی‌تر و بهتری برای بررسی نقش اندازه دولت و حکمرانی خوب بر روی رشد اقتصادی ترسیم می‌شود.

مهم‌ترین کانون عملکردی دولت و سطح گسترده آن را باید در کیفیت نهادها جستجو نمود. از دیدگاه نورث[3] (۱۹۹۸)، نهادها، قوانین بازی در جامعه‌اند. در نتیجه نهادها سبب ساختارمند شدن انگیزه‌های نهفته در مبادلات بشری می‌شوند، چه این مبادلات سیاسی باشند چه اقتصادی و اجتماعی. نهادها قادر به ایجاد مجموعه درستی از انگیزه‌ها می‌باشند که می‌توانند باعث کاهش نااطمینانی، تشویق کارایی و بنابراین کمک به بهبود عملکرد اقتصادی شوند.

در سال‌های اخیر اهمیت نهادها بر عملکرد اقتصادی عموماً پذیرفته شده است؛ اما آنچه که مهم به نظر می‌رسد وارد کردن نهادها به تحلیل‌های اقتصادی و شناخت نحوه اثرگذاری آنها می‌باشد. چرا که اثرگذاری اغلب نهادها بر رشد، غیرمستقیم بوده و از طریق کانال متفاوتی صورت می‌گیرد که شناخت این کانال و ارتباط نهادها با همدیگر موضوعی مهم‌تر از خود نهادها است (کمیجانی و سلاطین، ۱۳۸۹: ۶-۱).

حکمرانی خوب محصول مشارکت سه نهاد دولت، جامعه مدنی و بخش خصوصی است. دولت محیط سیاسی و حقوقی را به وجود می‌آورد، بخش خصوصی اشتغال و درآمد را پدید می‌آورد و جامعه مدنی تعامل سیاسی و اجتماعی گروه‌های فعال برای مشارکت در فعالیت‌های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی را تسهیل می‌کند. طبق تعریف بانک جهانی[4]، حکمرانی خوب روشی است که بر طبق آن قدرت بر مدیریت اقتصادی یک کشور و منابع اجتماعی آن برای رسیدن به توسعه اقتصادی، اعمال می‌شود (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۳: ۵۳-۵۱ و شاکری و همکاران، ۱۳۹۴: ۹۳). توانایی دولت در انجام وظایف خود نقش مهمی در رشد و توسعه اقتصادی دارد. دولت‌ها می‌توانند با تقویت نهادهایشان، توانمندی خود را افزایش دهند. این امر مستلزم نهادینه ساختن قوانین و هنجارهایی است که به مقامات دولتی انگیزه می‌دهد تا طبق منافع عمومی عمل کنند (سحابی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۰۹-۱۰۸).

حضور بیشتر دولت در اقتصاد و به عبارتی افزایش اندازه دولت در اقتصاد ممکن است باعث کاهش رقابت در بخش خصوصی و به حاشیه راندن این بخش مهم اقتصادی و همچنین ناکارایی در ساختار اقتصاد کشورها گردد. بنابراین بازنگری جایگاه و رفتارهای دولت و اینکه نقش دولت‌ها چه باید باشد و مهم‌تر اینکه چگونه باید ایفای نقش نمایند، ضروری می‌نماید (رفیعی دارانی و شاهنوشی، ۱۳۹۳: ۱۵۶-۱۵۵).

حال سؤال مهم این است که اثر اندازه دولت، بر عملکرد اقتصادی و حکمرانی خوب چیست؟ اگر چنین ارتباطی وجود داشته باشد سؤال مهم دیگر این است که آیا اندازه دولت می‌تواند از کانال تأثیرگذاری بر روی شاخص‌های حکمرانی نیز بر روی رشد اقتصادی تأثیر بگذارد؟ مطالعه حاضر با هدف پاسخگویی به سؤالات فوق انجام گرفته است. در خصوص ارتباط اندازه دولت و حکمرانی خوب مطالعات گسترده‌ای وجود ندارد. بیشتر مطالعات در خصوص اندازه دولت بر روی عملکرد اقتصادی است؛ اما بر روی خود کیفیت دولت مطالعات محدودی وجود دارد. در برخی مباحث و مطالعات رشد

1. Size of Government
2. Good Governance
3. North (1998)
4. World Bank

اقتصادی[1]، تأثیر اندازه دولت بر روی عملکرد اقتصادی از طریق کانال کیفیت دولت بررسی شده است. بنابراین در مطالعه حاضر به بررسی تأثیر اندازه دولت بر روی حکمرانی خوب و همچنین تأثیر اندازه دولت و حکمرانی خوب بر روی رشد اقتصادی پرداخته می‌شود.

در ادامه بعد از مرور مبانی نظری و مطالعات تجربی، به معرفی مدل‌های مناسب برای پاسخگویی به سؤالات فوق، پرداخته خواهد شد. و در نهایت بر اساس برآورد این مدل‌ها، نتایج حاصل شده مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و پیشنهادات سیاستی ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- حکمرانی خوب و تعیین کننده‌های آن

حکمرانی خوب نظامی از ارزش‌ها، سیاست‌ها و نهادها است که جامعه به کمک آن، اقتصاد، سیاست و مسائل اجتماعی خود را به وسیله سه بخش دولت، جامعه مدنی و بخش خصوصی مدیریت می‌کند (قلی‌پور، ۱۳۸۷: ۴). حکمرانی خوب، بیانگر تغییر پارادایم نقش دولت و حکومت‌ها و مشارکت یکسان همه مردم در فرایند تصمیم‌گیری است که باعث می‌شود صدای همه مردم، زمانی که تصمیمات گرفته و منابع تقسیم می‌شوند، به گوش برسد (مقیمی و اعلایی اردکانی، ۱۳۹۰: ۱۷۱).

از جمله ویژگی‌های حکمرانی خوب می‌توان به مشارکت[2]، حاکمیت قانون[3]، شفافیت[4]، مسئولیت‌پذیری[5]، اجماع‌سازی[6]، عدالت و انصاف[7]، کارایی و اثربخشی[8] و پاسخگویی[9] اشاره کرد (مبارک و آذرپیوند، ۱۳۸۸: ۱۸۰). به‌طور کلی می‌توان گفت که حکمرانی خوب، تمرین مدیریت سیاسی، اقتصادی، اجرایی و ... منابع یک کشور، برای رسیدن به اهداف تعیین شده می‌باشد.

بنابراین اگر نظریه حکمرانی خوب را به عنوان فرآیند مطلوب و صحیح توسعه در یک جامعه فرض کنیم، در این قسمت می‌کوشیم تا موانع ساختاری حکمرانی خوب را بررسی نماییم.

فساد[10] (از منظر اقتصادی) یکی از اساسی‌ترین موانع در مسیر رشد و توسعه اقتصادی است که موجب ناکارآمدی سیاست‌های دولت، کاهش سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش عملکرد اقتصادی می‌شود (دهمرده و همکاران، ۱۳۹۱: ۵۳).

فساد نه تنها آهنگ رشد و توسعه را کند یا مختل می‌کند بلکه به واسطه اثرات سوء میان‌مدت و بلندمدت آن آسیب‌های اساسی بر اجتماع و بنیان‌های نظم عمومی وارد خواهد شد. اما با بررسی تعاریف موجود در زمینه فساد می‌توان به این نتیجه رسید که در همه تعاریف، پدیده فساد یک داد و ستد فواید بین بخش دولتی و خصوصی است که طی آن فواید عمومی به سمت فواید خصوصی انتقال می‌یابد (رس-آکرمن و پالیفکا[11]، ۲۰۱۶: ۹۳). بنابراین می‌توان به طور ساده‌تر چنین بیان کرد که فساد در بخش دولتی موضوعیت پیدا می‌کند.

از این‌رو، افزایش حجم و اندازه دولت، طبیعتاً می‌تواند همراه با افزایش فساد در اقتصاد شود. مور[12] (۱۹۶۶)، در کتابی تحت عنوان ریشه‌های اجتماعی، اقتصادی، دیکتاتوری و دموکراسی بر این باور است که با ورود نفت به جریان اقتصادی و حجیم‌تر شدن دولت و رانتیر شدن فعالیت‌های اقتصادی و به تبع آن فعالیت‌های اجتماعی، آزادی‌های اقتصادی مردم محدود می‌شود و این به نوبه خود در تضاد با ایجاد جامعه مدنی می‌باشد. دولت رانتیر به علت بهره‌گیری از درآمدهای ناشی از رانت، نیاز چندانی را به مالیات‌ها احساس نمی‌کند و در نتیجه چنین روندی نیز افزون بر آنکه توانمندی توزیع عادلانه ثروت و قدرت در جامعه را به تدریج از بین می‌برد، همچنین دولت نسبت به استخراج بهینه سایر توانمندی‌ها در جامعه نیز کم‌توجه می‌شود که پیامد آن این است که جامعه به توسعه‌یافتگی لازم نمی‌رسد (عسکری، ۱۳۸۹: ۱۸۵).

دولت به عنوان یک نهاد اجتماعی، نقش مهمی در ایجاد نهادهای کارآمد و شرایط مناسب برای توسعه مالی دارد. توسعه بخش مالی این امکان را فراهم می‌آورد که کارآفرینان برای تحقق ایده‌های خود و مشارکت در رشد اقتصادی به‌راحتی منابع مالی دریافت کرده و به سرمایه‌گذاری در سطح خرد و کلان بپردازند که این خود موجب افزایش اشتغال و کاهش فقر می‌گردد. بنابراین رابطه مستقیمی مابین اشتغال و حکمرانی وجود دارد (سحابی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۱۲-۱۰۶).

1. Economic Growth
2. Participation
3. Rule of Law
4. Transparency
5. Responsiveness
6. Consensus
7. Equity and Inclusiveness
8. Effectiveness and Efficiency
9. Accountability
10. Corruption
11. Rose-Ackerman & Palifka (2016)
12. Moore (1966)

از کانالی دیگر، افزایش بیش از اندازه دولت و دخالت آن در اقتصاد نیز می‌تواند بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و در نتیجه تولید کل اقتصاد، از طریق جانشینی جبری[1] اثر منفی داشته باشد (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۳: ۵۲؛ دوسل و ولدخانی[2]، ۲۰۰۳: ۲۷). همچنین هر چقدر اندازه دولت بزرگ‌تر شود مخارج بیشتر دولتی نیازمند درآمدهای مالیاتی بیشتری است. مالیات‌های بیشتر به معنی کاهش درآمد قابل تصرف خانوارها و به معنی کاهش تقاضا است. بنابراین با بزرگ‌تر شدن اندازه دولت شاهد آثار منفی آن در جامعه خواهیم شد (کریمی و همکاران، ۱۳۹۳: ۵۳-۵۲).

از دیگر عوامل مؤثر بر روی حکمرانی خوب می‌توان به پدیده تورم اشاره کرد. وجود نرخ تورم بالا موجب محدود شدن دارایی‌ها و تشویق پس‌اندازها به سمت دارایی‌های واقعی می‌شود که این خود موجب کاهش انگیزه واسطه‌گری‌های مالی و سرمایه اجتماعی می‌گردد. بنابراین انتظار می‌رود، یک رابطه منفی بین نرخ تورم و شاخص حکمرانی وجود داشته باشد. چرا که تورم بالا در اقتصاد کشورها می‌تواند منجر به کاهش قدرت خرید، افت پس‌انداز، افت ارزش سهام، توسعه احتکار و حتی تورم بیش از حد[3]، شود. شواهد نیز نشان می‌دهند که کشورهای با نرخ تورم بالا به‌طور متوسط در مقایسه با کشورهای با نرخ تورم پائین، سطح توسعه مالی پائین‌تری دارند (هوانگ[4]، ۲۰۱۰: ۲).

آموزش یکی دیگر از عوامل مطرح شده در تعیین کیفیت نهادها می‌باشد. آموزش یک متغیر وابسته به بازدهی نهادهای پویا است. اکثر قشر تحصیل کرده خواستار شفافیت بیشتر در این خصوص هستند و نهادهای پویا به درست کردن آنها اجازه می‌دهند. همچنین آموزش متغیری است که به ندرت در تحقیقات تجربی مطرح شده است به استثنای مطالعات آلسینا و پرتی[5] (۱۹۹۶) که تأیید می‌کنند یک رابطه مثبت مابین آموزش و کیفیت نهادها وجود دارد. همچنین در ادبیات فساد اثر آموزش بر روی آن توسط اون و راچ[6] (۲۰۰۰) شناخته شده است (آلنسو و گارسیمارتین[7]، ۲۰۰۹: ۲۱۶).

در نهایت ساختار جمعیتی و تمرکز جمعیت در گستره جغرافیایی، می‌تواند مدیریت کلان جامعه را تحت تأثیر قرار دهد. در این زمینه می‌توان به مسئله شهرنشینی و مهاجرت اشاره کرد. این پدیده با تغییر ساختار اجتماعی و فرهنگی می‌تواند بر روی کیفیت نهادها و حکمرانی مؤثر باشد.

۲-۲- رشد اقتصادی و تعیین‌کننده‌های آن

از زمانی که بررسی مسائل توسعه در کشورهای جهان به یکی از موضوعات مورد توجه اقتصاددانان مبدل شد، رشد اقتصادی (رشد تولید ناخالص داخلی) به عنوان بهترین شاخص توسعه اقتصادی کشورها مقبولیت عام یافته است (موسوی و مهرآرا، ۲۰۱۱: ۱۱۲-۱۰۴). از این‌رو مطالعات بسیاری در خصوص تعیین‌کننده‌های رشد اقتصادی در جهان انجام پذیرفته است. از جمله عوامل کلیدی در تعیین رشد اقتصادی می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

توسعه انسانی[8] یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر روی رشد اقتصادی است که توجه بسیاری از محققین را به خود جلب کرده است. نظریه‌های نوین رشد معتقدند که رشد و توسعه اقتصادی نمی‌تواند بدون توسعه منابع انسانی به مسیری مطلوب برسد. آموزش و پرورش، افزایش مهارت‌ها و قابلیت‌ها از الزامات توسعه اقتصادی یک کشور است (آگراوال[9]، ۲۰۰۶: ۳۷). شاخص توسعه انسانی، میانگین دستیابی در سه بعد توسعه انسانی شامل آموزش، بهداشت و درآمد را اندازه‌گیری می‌کند و سنجه‌ای از توسعه را در مقیاس صفر تا یک ارائه می‌دهد.

از دیگر عوامل رشد اقتصادی، بالا بودن خالص صادرات کشورها است. پژوهش‌های انجام شده نشان می‌دهند که توسعه صادرات نقش محوری در رشد اقتصادی دارد (راموس[10]، ۲۰۰۱: ۶۲۱-۶۲۰؛ آلمی و موس[11]، ۲۰۱۳: ۹۷). حتی برخی از مطالعات به بررسی رابطه علّی بین صادرات و رشد اقتصادی پرداخته و چنین رابطه‌ای را تصدیق کرده‌اند (گارتی[12]، ۱۹۹۳: ۱۱۴۵؛ شارما و داکال[13]، ۱۹۹۴: ۱۱۵۶). بنابراین هر چقدر میزان صادرات یک کشور بیشتر و همچنین ارتباط و تعامل آن با کشورهای دیگر رو به گسترش باشد، بی‌شک میزان توسعه‌یافتگی کشور نیز افزایش می‌یابد.

1. Crowding out Effect
2. Doessel and Valadkhani (2003)
3. Hyperinflation
4. Huang (2010)
5. Alesina & Perotti (1996)
6. Evans & Rauch (2000)
7. Alonso & Garcimartín (2009)
8. Human Development
9. Agrawal (2006)
10. Ramos (2001)
11. Alimi & Muse (2013)
12. Ghartey (1993)
13. Sharma & Dhakal (1994)

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[1] (FDI)، به عنوان یک مسیر مهم برای کشور میزبان جهت دستیابی به تکنیک‌ها و تجارب مدیریت و شدت ترویج توسعه کشور پیشرفته محسوب می‌شود. تحقیقات زیادی نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تحت تأثیر بسیاری از عوامل مانند عوامل اقتصاد مالی از جمله (هزینه‌های وام گرفتن، اندازه منابع و شرایط کشور) و سیستم‌های حقوقی قرار دارد (یوان و همکاران[2]، ۲۰۱۰: ۱۷۶ و پن[3]،۲۰۰۳: ۸۳۲). با توجه به جریان تکنولوژی به همراه ورود FDI به کشور میزبان، این نوع از سرمایه‌گذاری به عنوان منبع مهم تجارت تکنولوژی شناخته می‌شود. در سطح درون شرکتی جریان FDI باعث بهبود بهره‌وری، کاهش هزینه‌های تولید، طراحی و مهندسی بهتر تولید و حتی بهبود مدیریت نیز می‌گردد (کیرکیلیس و کوبوتی[4]، ۲۰۱۵: ۵-۴). لذا می‌توان انتظار داشت که FDI تأثیر مثبت بر روی رشد اقتصاد داشته باشد.

در نهایت می‌توان گفت، توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات[5](ICT)، از طریق بهبود بهره‌وری، می‌تواند موجب بهبود رشد اقتصادی شود (نیبل[6]، ۲۰۱۴: ۱۱۳).

۲-۳- اندازه دولت، حکمرانی خوب و رشد اقتصادی

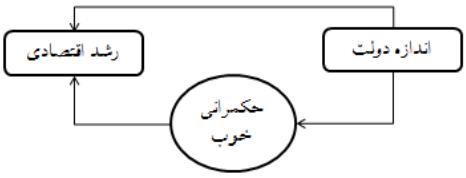
همان‌طور که گفته شد، حکمرانی خوب فرصتی را برای جذب سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی، افزایش رشد اقتصادی، امنیت اقتصادی و بهبود محیط کسب و کار از طریق به‌کارگیری شاخص‌های حکمرانی از جمله حق اظهارنظر و پاسخگویی، ثبات سیاسی و عدم خشونت، کارایی و اثربخشی دولت، کیفیت مقررات، حاکمیت قانون و کنترل فساد که توسط بانک جهانی برای کشورهای مختلف محاسبه شده است قابلیت بررسی در زمینه افزایش رشد اقتصادی را ایجاب می‌کند.

حضور دولت در اقتصاد همراه با مزایا و هزینه‌های متعددی است. مزایای آن شامل تأمین کالاهای عمومی و حل و فصل مشکلات، برقراری عدالت اجتماعی و مقررات برای حمایت از مصرف‌کننده می‌باشد. هزینه‌های بیش از حد مالیات انگیزه برای استفاده از منابع را کاهش داده و نتیجه آن بروز مشکلات مابین شهروندان و سیاست‌مداران است، که این فواید و هزینه‌ها نشانگر اندازه دولت است (هیلمن[7]، ۲۰۰۹: ۴۶۳؛ فچینی و ملکی[8]، ۲۰۱۳: ۲). با افزایش اندازه دولت و مداخلات و تصدیگری‌های نادرست آن در اقتصاد، موجبات تخصیص ناکارآمد منابع عمومی جامعه فراهم شده و باعث اختلال در عملکرد سیستم بازار و کاهش رفاه اجتماعی می‌گردد (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۳: ۵۱-۵۰). چرا که با افزایش اندازه دولت بدهی‌های آن نیز افزایش یافته و با گسترش کسری بودجه، تثبیت مالی دولت دچار آسیب می‌شود (لارچ و تورنی[9]، ۲۰۰۸: ۱۳-۱۴؛ اردگنا[10]، ۲۰۰۴: ۱۰۶۱؛ گیچارد و همکاران[11]، ۲۰۰۷: ۱۳).

بنابراین در خصوص اینکه آیا اندازه دولت می‌تواند بر رشد اقتصادی اثرگذار باشد یا نه؟ نتایج متفاوتی از مطالعات به چشم می‌خورد. به عنوان مثال، آسچاور[12] (۱۹۸۹)، میونل[13] (۱۹۹۲)، استرلی و ربلو[14] (۱۹۹۳) و گراملیچ[15] (۱۹۹۴) اثر مثبت و لانداو[16] (۱۹۸۶)، گریر و تالوک[17] (۱۹۸۹) اثر منفی مخارج دولت بر رشد اقتصادی را گزارش نموده‌اند، در حالی که هولتز ایکین[18] (۱۹۹۴)، استرم و دی‌هان[19] (۱۹۹۵) و اسلمرد[20] (۱۹۹۵) اثر معنادار و قابل ملاحظه‌ای از این اثرگذاری گزارش نکرده‌اند. بنابراین بین نوع حضور دولت و تأثیر آن بر اقتصاد تمایز وجود دارد و در نهایت حضور دولت در اقتصاد، بسته به نوع حضور آن، در بعضی موارد تأثیر مثبت و در بعضی موارد تأثیر منفی بر اقتصاد دارد. نگاه به مطالعات گذشته نشان از اختلاف‌نظر بسیار در نتایج آنها دارد که این امر به نظر می‌رسد بستگی به نوع کشور و موقعیت آن و حتی نوع حضور دولت در اقتصاد و زیربخش‌های اقتصادی داشته باشد (رفیعی دارانی و زیبایی،۱۳۸۲: ۷۹).

می‌توان جمع‌بندی ادبیات نظری موضوع حاضر را در نمودار زیر به طور خلاصه نمایش داد.

1. Foreign Direct Investment (FDI)
2. Yuan et al. (2010)
3. Pan (2003)
4. Kyrkilis & Koboti (2015)
5. Information and Communications Technology (ICT)
6. Niebel (2014)
7. Hillman (2009)
8. Facchini & Melki (2013)
9. Larch & Turrini (2008)
10. Ardagna (2004)
11. Guichard et al. (2007)
12. Aschauer (1989)
13. Munel (1992)
14. Easterly & Robelo (1993)
15. Gramlich (1994)
16. Landaue (1986)
17. Grier & Tullock (1989)
18. Holtz Eakin (1994)
19. Sturm & Dehean (1995)
20. Slemrod (1995)



نمودار ۱. اندازه دولت، حکمرانی خوب و رشد اقتصادی

۲-۴- پیشینه تجربی

تحقیقات انجام شده در زمینه رابطه اندازه دولت با رشد اقتصادی و حکمرانی خوب نتیجه واحدی نداشته است. برخی از این تحقیقات بر حضور بیشتر و پررنگ‌تر دولت تأکید می‌کنند و بعضی دیگر حضور دولت در اقتصاد را مانعی برای رشد می‌دانند و البته برخی دیگر نیز حضور مثبت یا منفی دولت در اقتصاد را منوط به نوع حضور آن در اقتصاد می‌دانند. باید به این نکته مهم توجه کرد که حتی مدافعان دخالت بیشتر دولت یک سطح حداکثری برای دخالت دولت در نظر دارند و دخالت گسترده دولت در اقتصاد و تئوری‌های اقتصادی که به‌طور گسترده مورد پذیرش واقع شده‌اند، پذیرفته شده نیست.

لی و لین[1] (۱۹۹۴) و گوسه[2] (۱۹۹۷)، در تحقیقات خود به این نتیجه رسیده‌اند که حضور دولت در اقتصاد مانعی برای رشد است و رشد اندازه دولت تأثیر منفی روی اقتصاد و متغیرهای کلان اقتصادی دارد. بورچیردینگ[3] به بررسی عوامل تعیین کننده مخارج دولت پرداخت. که معادله‌های ارائه شده توسط وی طبقه‌بندی مناسبی برای بحث در خصوص اندازه دولت حقیقی به‌وسیله پارامترهای کلیدی ارائه می‌دهد (بورچیردینگ، ۱۹۸۵: ۳۵۹).

ودر و گالاوی[4] طبق مطالعات خود نشان می‌دهند که بین نوع حضور دولت و تأثیر آن بر اقتصاد تمایز وجود دارد و در نهایت حضور دولت در اقتصاد، بسته به نوع حضور آن، در بعضی موارد تأثیر مثبت و در بعضی موارد تأثیر منفی بر اقتصاد دارد (ودر و گالاوی، ۱۹۹۸: ۱).

ناک[5] در پژوهشی تحت عنوان، دموکراسی و رشد اقتصادی تلاش نمود تا با ایجاد ارتباط میان دموکراسی و حکمرانی به ارزیابی اثر دموکراسی بر رشد اقتصادی بپردازد. وی نشان داد که نهادهای دموکراتیک قوی‌تر، حکمرانی را تحت تأثیر قرار داده و از طریق کاهش فساد و تسهیل روند تغییرات تکنولوژی، رشد اقتصادی بالاتر را محقق می‌سازند (ناک، ۲۰۰۲: ۶).

گیلبرت[6] در موضوع مورد بررسی خود با عنوان، اهمیت حکمرانی خوب (کیفیت نهادها) در دست‌یابی به رشد و توسعه اقتصادی در کشورهای مختلف با استفاده از داده‌های ترکیبی در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۷۰ برای ۱۰۲ کشور نتیجه‌گیری می‌کند که ارتباط مستقیم و معنی‌داری میان شاخص‌های کیفیت مقررات و کارایی دولت به عنوان جانشینی برای شاخص حکمرانی خوب و عملکرد اقتصادی که به وسیله نرخ رشد درآمد اندازه‌گیری می‌شود وجود دارد (گیلبرت، ۲۰۰۳: ۱۲).

گانی و دونکن[7] نشان می‌دهند که حکمرانی خوب سه بعد اصلی حاکمیت قانون، کارایی و اثربخشی دولت و کیفیت مقررات را شامل می‌شود که هر کدام از این شاخص‌ها نیز از مؤلفه‌های مختلفی تشکیل شده‌اند. آنها با استفاده از میانگین این سه شاخص اصلی، طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۸۵ به محاسبه شاخص حکمرانی در کشور فیجی پرداخته‌اند (گانی و دونکن، ۲۰۰۷: ۳۸۱-۳۸۰).

چانگ و گرادستین[8] در مورد تأثیر نهادهای سیاسی و شاخص‌های حکمرانی بر نابرابری درآمدی در ۱۲۱ کشور صنعتی و در حال توسعه نشان می‌دهند که بهبود شاخص‌های حکمرانی به کاهش نابرابری درآمدی منجر می‌شود (چانگ و گرادستین،۲۰۰۴: ۲۷-۲۶).

آفونسو و جالس[9] از پیوند دادن مطالعات تجربی مابین اندازه دولت، نهادها و فعالیت‌های اقتصادی با استفاده از داده‌های تابلویی بین ۱۴۰ کشور در طی ۴۰ سال به این نتیجه رسیده‌اند که اندازه دولت اثر منفی بر روی تولید سرانه دارد در حالی که کیفیت نهادها دارای اثری مثبت می‌باشد. علاوه بر این اندازه دولت بر روی فعالیت اقتصادی نسبت به کاهش کیفیت نهادها اثری زیان‌بار دارد و افزایش اثر مثبت کیفیت نهادها بر روی تولید سرانه با کاهش اندازه دولت همراه است (آفونسو و جالس، ۲۰۱۵: ۸۳).

از تحقیقات داخلی نیز می‌توان به موارد زیر، اشاره کرد:

سوری و کیهانی میزان اهمیت متغیرهای جمعیتی، اندازه دولت و رشد اقتصادی را بررسی کردند. نتایج آنها نشان می‌دهد که متغیرهای جمعیتی نه تنها بر نرخ رشد اقتصادی تأثیرگذار

1. Lee & Lin (1994)
2. Guseh (1997)
3. Borcherding (1985)
4. Vedder & Gallaway (1998)
5. Knack (2002)
6. Gilbert (2003)
7. Gani & Duncan (2007)
8. Chong & Gradsten (2004)
9. Afonso & Jalles (2015)

است، بلکه انـدازه دولـت را نیـز مشـخص مـی‌کنـد (سـوری و کیهانی، ۱۳۸۲: ۷۳-۷۲).

شـفیعی و همکـاران بـا اسـتفاده از الگـوی (ARDL[1]) و داده‌های سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۵۰ در آزمون تأثیر سیاسـت‌هـای مالی بر رشد اقتصادی به این نتیجه رسیدند که مخارج عمرانی اثر مثبت، مالیات‌ها اثر منفی و مخارج جاری هـیچ تـأثیری بـر رشد اقتصادی ندارد (شفیعی و همکاران، ۱۳۸۳: ۸۱).

میدری نیز در پژوهش خود کوشید روند شکل گیری نظریه حکمرانی خوب را بررسی نماید. وی معتقد است کـه دو نظریـه دولت حداقلی و دولت حـداکثری و عـدم توفیـق ایـن نظریـات سبب ایجاد نظریه حکمرانی خوب شده اسـت (میـدری، ۱۳۸۳: ۹۳).

زارعی در پژوهشی با عنوان حکمرانـی خـوب، حاکمیـت و حکومت در ایران به بررسـی نظـری در بـاب حکمرانـی خـوب پرداخته و کوشیده است با توجه به حاکمیت سیاسی در ایران به تحقق این شکل از حکمرانی در ایران بپردازد. وی نتیجه گرفته که حاکمیت سیاسی در ایران از این نظریه فاصله دارد (زارعـی، ۱۳۸۳: ۱۵۵).

میرشجاعیان حسینی و رهبر در پژوهشی با عنوان شـناخت روابط علّی میان مؤلفه‌های حکمرانـی خـوب در کشـورهای در مخاطره نفرین منابع طبیعی بـا بررسـی مفهـوم و ابعـاد توسـعه نهـادی، نحـوه اثرگـذاری مؤلفـه‌هـای حکمرانـی خـوب را در کشورهایی کـه در مخـاطره نفـرین منـابع طبیعـی قـرار دارنـد شناسایی نموده‌اند (میرشجاعیان حسینی و رهبر، ۱۳۹۰: ۶۷).

سحابی و همکاران طی پژوهشی به بررسی اثر اندازه دولت و حکمرانی خوب بر توسعه مالی در ۷۶ کشور در حال توسـعه و توسعه‌یافته برای دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۶ با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که اندازه دولت اثر منفی و حکمرانـی خـوب اثـر مثبـت بـر توسـعه بخـش مـالی کشورهای مورد مطالعه دارد (سحابی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۰۵).

کمیجانی و همکاران در بررسی رابطه بـین انـدازه دولـت و کیفیت دولت با رشد اقتصادی در ایران در دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت طی سال‌ها ۱۳۹۱- ۱۳۶۸ با اسـتفاده از الگـوی خـود بازگشـت بـا وقفـه‌هـای تـوزیعی (ARDL)، بـه ایـن نتیجـه رسیده‌اند که اندازه دولت در دو دوره بلندمدت و کوتاه‌مدت اثـر مثبت و معنی‌داری بر رشـد اقتصـادی ایـران دارد. امـا میـزان اثرگـذاری انـدازه دولـت در دوره بلندمـدت بـیش از تـأثیرات کوتاه‌مدت است. شاخص حکمرانی خوب که به عنـوان متغیـر پراکسی برای کیفیت دولت در نظر گرفتـه شـده اسـت، تـأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایران به‌خصـوص در دوره بلندمدت دارد (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۳: ۴۹).

نگاهی اجمالی به مطالعات گذشته نشـان مـی‌دهـد کـه در بررسی ارتباط بین اندازه دولت، حکمرانی خوب و رشد اقتصادی با داده‌های تابلویی و با تأکیـد بـر تـأثیر انـدازه دولـت بـر روی حکمرانی خوب مطالعات بسیار محدودی انجام پذیرفته است لذا با توجه به اهمیت موضوع مطالعه روابط مذکور ضروری به نظـر می‌رسد. علـی‌الخصـوص بـرای کشـورهای در حـال توسـعه و کشورهایی که حجم دولت در اقتصاد بسیار بزرگ است.

طبق مطالعات فوق در ارتباط با موضوع اثر اندازه دولت بـر روی کیفیت دولت مطالعات خارجی اندکی صورت گرفته اسـت که در این بین برخی از مطالعات وجود رابطه مثبـت یـا منفـی میان اندازه دولت و کیفیت دولت را تأیید می‌کنند و برخی دیگر نیز به عدم وجود رابطه بین دو متغیر تأکیـد دارنـد. از آنجـا کـه مطالعات تجربی صورت گرفته یک نتیجه مشخص و یکسان را حاصل نکرده‌اند؛ برخی نقش دولت را در ایجاد زیرسـاخت‌هـای لازم برای رشد اقتصادی ضروری مـی‌داننـد؛ برخـی دیگـر نیـز فراتر رفتن اندازه دولت از حد مورد نیاز را عامـل کـاهش رشـد می‌دانند. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد مطالعـه حاضـر، اثـر افزایش اندازه دولت بر روی رشد اقتصادی را به دلیـل کـاهش شاخص حکمرانی خوب، منفی برآورد کرده است. از دلایل ایـن امر می‌توان به استقراض دولت یا افزایش مالیات‌هـا بـه‌منظـور تأمین مخارج دولت اشاره نمود، کـه منجـر بـه کـاهش انگیـزه کسب و کار و توقف یا کاهش رشد اقتصادی می‌گردد. اما ایـن بدین معنی نیست که نقش دولت در جامعه به‌طـور کـل نادیـده گرفته شود، وجود دولت برای حمایـت از مالکیـت خصوصـی و ارائه خدمات عمومی لازم است. اما افزایش بیش از حد مخـارج دولت فضای ناکارا، غیرشفاف و فرصت‌های رانت‌خواری و فساد را گسترش داده و تأثیر منفـی بـر روی کیفیـت نهادهـا خواهـد داشت.

۳- روش‌شناسی تحقیق

داده‌هایی که، هم در برگیرنده عناصر سری‌هـای زمـانی و هـم مقطعی است، به عنـوان پـانلی از داده‌هـا یـا داده‌هـای طـولی[2] شناخته می‌شوند. داده‌های پانل حاوی اطلاعـات بیشـتر، تنـوع

1. Autoregressive Distributed Lag

2. Longitudinal Data

گسترده‌تر و هم‌خطی کمتر میان متغیرها بوده و در نتیجه کاراتر می‌باشند. روش‌های مختلفی برای برآورد داده‌های پانلی وجود دارد، اما بسیاری از پژوهشگران علاقمند به بررسی پویایی‌های روابط اقتصادی هستند. یکی از روش‌های برآورد پویای پانلی، رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM[1]) می‌باشد. این تخمین زن از طریق کاهش تورش نمونه، پایداری تخمین را افزایش می‌دهد. سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به‌وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند[2] (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور[3] (۱۹۹۵) و بلوندل و باند[4] (۱۹۹۸) آزمون شود. آزمون سارگان[5] از محدویت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. آزمون دیگر مربوط به خودهمبستگی سریالی است. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند.

جامعه آماری مورد مطالعه، شامل ۵۰ کشور منتخب جهان می‌باشد که از بین کشورهای با درآمد متوسط و بالاتر[6] انتخاب شده است. اطلاعات این کشورها در طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۶ مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه، برای بررسی نقش اندازه دولت بر روی عملکرد دولت یا همان حکمرانی خوب، و همچنین تأثیر آنها بر روی رشد اقتصادی، دو مدل مجزا در نظر گرفته می‌شود. در مدل اول، بر اساس مبانی نظری و تجربی موضوع، برای برآورد تأثیر اندازه دولت بر روی حکمرانی خوب معادله زیر ارائه می‌شود:

$$Lgov_{it}= \beta_1+ \beta_2\ Lgsize_{it}+ \beta_3\ Lemploy_{it}+ \beta_4\ Inflation_{it} + \beta_5\ Leducation_{it}+ \beta_6\ Urbanization_{it}+ U_{it}$$

در این مدل:

Lgsize: لگاریتم مخارج نهایی مصرفی دولت به صورت درصدی از GDP به عنوان شاخص اندازه دولت (مأخذ: بانک جهانی WDI[7])

Lemploy: لگاریتم درصد جمعیت شاغل بالای ۱۵ سال از کل جمعیت بر پایه برآورد مدلسازی ILO[8] (مأخذ: بانک جهانی WDI)

Inflation: نرخ تورم بر پایه شاخص تعدیل کننده GDP (مأخذ: بانک جهانی WDI)

Leducation: لگاریتم طول سال‌های تحصیل در دوره ثانویه به عنوان شاخص آموزش (مأخذ: بانک جهانی WDI)

Urbanization: رشد سالانه نسبت جمعیت شهری به کل جمعیت (مأخذ: بانک جهانی WDI)

Lgov: لگاریتم شاخص حکمرانی خوب که به صورت میانگین ۶ شاخص ارائه شده توسط WGI[9] در نظر گرفته شده‌اند. این شاخص‌ها عبارتند از:

- حق اظهارنظر و پاسخگویی: امکان بازخواست و مورد سؤال قرار دادن دولت توسط مردم.
- ثبات سیاسی و عدم خشونت: میزان ثبات رژیم حاکم و رهبران آن، درجه احتمال تداوم حیات مؤثر دولت و تداوم سیاست‌های جاری در صورت مرگ و میر یا تغییر رهبران و دولت مردان فعلی.
- اثربخشی دولت: کارآمدی دولت در انجام وظایف محوله، شامل کیفیت تهیه و تدارک خدمات عمومی، کیفیت نظام اداری، صلاحیت و شایستگی کارگزاران و استقلال خدمات همگانی از فشارهای سیاسی.
- کیفیت مقررات: سازگاری سیاست‌ها با مکانیسم بازار. سیاست‌هایی از قبیل: کنترل قیمت‌ها، عدم نظارت کافی بر سیستم بانکی و همچنین هزینه وضع قوانین برای محدودیت بیش از اندازه تجارت خارجی.
- حاکمیت قانون: احترام عملی مردم و دولت برای نهادهایی که با هدف وضع و اجرای قانون و حل اختلاف ایجاد شده است.
- کنترل فساد: میزان جلوگیری از استفاده از قدرت و امکانات عمومی در جهت منافع شخصی.

همچنین بر اساس تئوری‌های رشد و نتایج مطالعات تجربی که

1. Generalized Method of Moments
2. Arellano & Bond (1991)
3. Arellano & Bover (1995)
4. Blundell & Bond (1998)
5. Sargan Test

۶. این کشورها عبارتند از: آذربایجان، آرژانتین، برزیل، چین، مصر، هند، ایران، عراق، مالزی، مکزیک، نیجریه، پاکستان، عربستان سعودی، سنگاپور، افریقای جنوبی، ترکیه، اکراین، ونزوئلا، اندونزی، استرالیا، بلژیک، کانادا، شیلی، مجارستان، دانمارک، لهستان، استونی، فنلاند، فرانسه، آلمان، یونان، ایرلند، ایسلند، ایتالیا، ژاپن، لوکزامبورگ، نیوزلند، نروژ، هلند، پرتقال، اسلوواکی، اسلونی، اسپانیا، سوئد، انگلیس، ایالات متحده، سوئیس، کره جنوبی، جمهوری چک، اتریش.

7. World Development Indicators
8. International Labour Organization
9. Worldwide Governance Indicators

در قسمت قبل بررسی شد، برای بررسی تأثیر اندازه دولت و حکمرانی خوب بر روی رشد اقتصادی، مدل زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Lgrowth_{it}= \beta_1+ \beta_2\ Lgsize_{it}+ \beta_3\ Lhdi_{it}+ \beta_4\ Lfdi_{it}+ \beta_5\ Lgov_{it} + \beta_6 Lexport_{it}+ \beta_7 Lict_{it}+ U_{it}$$

که در این مدل:

Lgdpper: لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت دلار ۲۰۰۵ (مأخذ: بانک جهانی WDI).

Lhdi: لگاریتم شاخص توسعه انسانی (مأخذ: UNDP[1]).

LIct: لگاریتم سهم کالاهای حوزه فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT) از کل واردات (مأخذ: بانک جهانی WDI).

Lexport: لگاریتم ارزش صادرات کالاها و خدمات به قیمت ثابت دلار ۲۰۰۵ (مأخذ: بانک جهانی WDI).

Lfdi: لگاریتم جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صورت درصدی از GDP (مأخذ: بانک جهانی WDI).

٤- یافته‌ها

۴-۱- آزمون مانایی متغیرها

پیش از برآورد الگوی مورد نظر، برای جلوگیری از بروز مشکل رگرسیون کاذب، ابتدا تمامی متغیرها از نظر مانایی، مورد آزمون قرار می‌گیرد.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد (لوین، لین و چاو)

متغیرها	آماره آزمون	ارزش احتمال
Lgov	-۷/۲۴۳۷	۰/۰۰۰۰
Lgsize	-۵/۷۱۳۸	۰/۰۰۰۰
Lemploy	-۴/۳۲۸۹	۰/۰۰۰۰
inflation	-۷/۴۵۵۲	۰/۰۰۰۰
Lgdpper	-۶/۲۹	۰/۰۰۰۰
Lfdi	-۵/۶۰۸۲	۰/۰۰۰۰
Lhdi	-۱۵/۱۱۷۴	۰/۰۰۰۰
Lict	-۶/۱۹۰۳	۰/۰۰۰۰
Lexport	-۱۰/۲۴۴۱	۰/۰۰۰۰
Lgovgsize	-۶/۲۹۴۹	۰/۰۰۰۰
Urbanization	-۱۰/۴۱۸۷	۰/۰۰۰۰
Leducation	-۱/۹۹۸۱	۰/۰۲۲۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. United Nations Development Programme

در صورتی که داده‌های مورد استفاده در یک تحقیق مانا باشند، می‌توان اطمینان بیشتری از کاذب نبودن نتایج تخمین‌ها داشت. آزمون‌های متعددی برای بررسی مانایی در داده‌های تابلویی وجود دارد که در این تحقیق به آزمون مانایی لوین، لین و چاو[2]، اکتفا شده است. نتایج این آزمون در حالت با عرض از مبدأ، در جدول ۱، ارائه شده است.

نتایج نشان می‌دهد که کلیه ضرایب در سطح زیر یک درصد، مانا می‌باشند.

۴-۲- اندازه دولت و حکمرانی خوب

در این بخش به بررسی تأثیر اندازه دولت بر روی حکمرانی خوب پرداخته می‌شود. نتایج برآورد مدل مورد نظر در جدول ۲، آمده است. نتایج جدول ۲ حاکی از آن است که تأثیر اندازه دولت (Lgsize) بر کیفیت نهادها (Lgov)، در سطح اطمینان ۰/۹۹ درصد منفی و معنی‌دار است؛ با توجه به ضریب افزایش این متغیر، افزایش یک درصدی اندازه دولت موجب کاهش ۰/۲۴ درصد شاخص حکمرانی خوب می‌گردد. بنابراین اندازه دولت یکی از تعیین کننده‌های اصلی حکمرانی خوب محسوب می‌شود. واقعیت این است که بسیاری از موارد فساد، قانون گریزی، رانت خواری، تخریب اموال عمومی و غیره در بدنه دولت معنی پیدا می‌کند، لذا دخالت و حضور گسترده دولت به خودی خود منشأ و مبدأ بروز چنین پدیده‌هایی در جامعه می‌باشد. از سایر عوامل مؤثر بر روی شاخص حکمرانی خوب شاخص تورم (Inflation)، نیز در سطح اطمینان ۰/۹۹ درصد تأثیر منفی بر متغیر وابسته مورد آزمون دارد. اما تأثیر شاخص اشتغال[3] (Lemploy)، بر روی کیفیت نهادها مثبت و معنی‌دار است. در مدل دوم نیز تأثیر اندازه دولت، نرخ تورم (inflation) و رشد شهرنشینی (urbanization)، بر روی شاخص حکمرانی خوب، منفی است اما تأثیر اشتغال و آموزش (Leducation)، بر روی شاخص حکمرانی مثبت است. تمامی ضرایب در سطح ۹۹٪ معنی‌دار بوده است.

نتایج به دست آمده از آزمون سارگان جدول شماره ۲، معتبر بودن متغیرهای ابزاری به کار رفته در مدل را نشان می‌دهد. همچنین نتایج آزمون خودهمبستگی، نشان می‌دهد که فرضیه صفر رد نشده و متغیرها فاقد خودهمبستگی مرتبه دوم می‌باشند.

2. Levin-Lin- Chu
3. Employment

جدول ۲. نتایج برآورد تأثیر اندازه دولت بر روی کیفیت نهادها

متغیر	ضریب	آماره z	احتمال
_cons	-۰/۴۵۳۹	-۱/۸۲	۰/۰۶۹
Lgsize	-۰/۲۴۲۰	-۵۷/۴۶	۰/۰۰۰۰
Lemploy	۰/۶۱۹۰	۱۵/۵۵	۰/۰۰۰۰
Inflation	-۰/۰۰۰۷	-۵۱/۴۷	۰/۰۰۰۰
Leducation	۱/۱۵۲۴	۱۰/۱۳	۰/۰۰۰۰
Urbanization	-۰/۱۹۱۵	-۶/۹۶	۰/۰۰۰۰
آزمون سارگان	آماره ۲χ: ۴۵/۸۰		ارزش احتمال ۲χ: ۰/۹۹
خودهمبستگی مرتبه دوم	آماره z: ۰/۸۶		ارزش احتمال z: ۰/۳۹

*، ** و *** به ترتیب نشان دهنده معنی‌داری در سطوح اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ می‌باشد.

اعداد داخل پرانتز نشان دهنده مقدار آماره z می‌باشند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. نتایج برآورد اثر اندازه دولت و حکمرانی خوب بر روی رشد اقتصادی

متغیر	ضریب	آماره z	احتمال
_cons	-۰/۲۵۹۲	-۲۴/۳۶	۰/۰۰۰۰
Lgov	۰/۰۴۳۵	۴/۴۴	۰/۰۰۰۰
Lhdi	۱/۷۰۴۵	۳۳/۵۷	۰/۰۰۰۰
Lgsize	-۰/۱۸۲۸	-۲۴/۹۶	۰/۰۰۰۰
Lexport	۰/۱۰۶۴	۱۲/۴۲	۰/۰۰۰۰
Lict	۰/۰۲۹۴	۹/۸۶	۰/۰۰۰۰
Lfdi	۰/۰۰۷۴	۱۴/۴۴	۰/۰۰۰۰
آزمون سارگان	آماره ۲χ: ۴۲/۳۳		ارزش احتمال ۲χ: ۰/۹۹
خودهمبستگی مرتبه دوم	آماره Z: -۱/۳۸		ارزش احتمال z: ۰/۱۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۳- اندازه دولت، حکمرانی خوب و رشد اقتصادی

در این قسمت طی برآورد مدل‌های رشد اقتصادی تلاش می‌شود تأثیر اندازه دولت به طور مستقیم و غیرمستقیم از کانال حکمرانی خوب، بر روی رشد اقتصادی برآورد گردد. ابتدا در جدول شماره ۳ این دو متغیر به طور مجزا در مدل آمده است. نتایج جدول ۳، نشان می‌دهد که اندازه دولت در سطح اطمینان ۹۹٪ درصد تأثیر منفی بر روی رشد اقتصادی (Lgdp)، دارد. یعنی افزایش یک درصدی اندازه دولت باعث کاهش ۰/۱۸ درصد رشد اقتصادی می‌شود. لذا دولت بزرگ‌تر می‌تواند برای کارایی تولید و رشد اقتصادی زیان آور باشد. در حالی که اثر شاخص حکمرانی خوب (Lgov)، بر روی رشد اقتصادی در سطح اطمینان ۹۹٪ درصد مثبت است و این نشان می‌دهد که نهادها نقش مثبت و معنی‌داری را بر تولید ناخالص سرانه دارا هستند.

با توجه به ضریب افزایش شاخص حکمرانی خوب افزایش یک درصدی آن موجب افزایش ۰/۰۴ درصد رشد اقتصادی می‌شود. همچنین تأثیر سایر عوامل از جمله شاخص توسعه انسانی (Lhdi)، گسترش صادرات (Lexport)، سهم واردات کالاهای فناوری اطلاعات و ارتباطات (Lict) و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (Lfdi)، بر روی رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار است.

همان‌طور که در بحث ادبیات موضوع ذکر شد، دولت با اجرای کارآمد وظایف خود می‌تواند نقش مهمی در توسعه اقتصادی و اجتماعی جامعه ایفا کند. از طرف دیگر، بدون حکمرانی خوب، رشد اقتصادی در جامعه، ناهمگون و ناهماهنگ شده، در بیشتر مناطق به گسترش شکاف در بخش‌های اقتصادی و اجتماعی منتهی می‌شود. لذا اندازه دولت به طور مستقیم و از کانال تأثیرگذاری بر روی شاخص‌های حکمرانی خوب می‌تواند بر روی رشد اقتصادی تأثیر بگذارد که این مسئله نیازمند بررسی و مطالعه بیشتر و دقیق‌تر است. برای بررسی این موضوع از تکنیک اثرات متقاطع اندازه دولت و حکمرانی خوب در مدل رشد استفاده می‌شود.

در جدول شماره ۴ طی برآورد دو مدل (با و بدون حکمرانی خوب)، اثر متقاطع اندازه دولت و حکمرانی خوب (Lgovgsize) بر روی رشد اقتصادی برآورد شده است.

نتایج هر دو مدل نشان دهنده تأثیر منفی این شاخص بر روی رشد اقتصادی در سطح اطمینان ۹۹٪ می‌باشد. با توجه به اینکه حکمرانی خوب در مدل رشد تأثیر مثبت و اندازه دولت تأثیر منفی بر روی رشد اقتصادی داشت، این نتیجه حاکی از آن است که اثر منفی اندازه دولت نحوه تأثیرگذاری حکمرانی خوب را منفی کرده یا می‌توان گفت اندازه دولت با تضعیف حکمرانی خوب باعث کند شدن رشد اقتصادی می‌شود. تأثیر سایر متغیرهای این جدول نیز مشابه نتایج قبلی بوده و شاخص توسعه انسانی، گسترش صادرات، ورود کالاهای ICT و جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبت و معنی‌دار در سطح اطمینان ۹۹٪ بر روی رشد اقتصادی داشته‌اند.

جدول ۴. اثرات متقاطع اندازه دولت و حکمرانی خوب بر روی رشد اقتصادی

متغیر	مدل اول	مدل دوم
Lgovgsize	-۰/۰۹۸۹ *(-۱۶/۴۸)	-۰/۱۶۶۷ *(-۲۹/۷۳)
Lhdi	۱/۳۶۰۵ *(۳۱/۱۴)	۱۶/۶۵ *(۳۲/۷۰)
Lexport	۰/۱۴۲۴ *(۲۴/۶۵)	۰/۱۱۰۴ *(۲۲/۰۲)
Lict	۰/۳۸۸۱ *(۱۷/۵۴)	۰/۰۳۳۱ *(۱۱)
Lfdi	۰/۰۰۸۴ *(۲۴/۴۹)	۰/۰۰۷۱ *(۱۲)
Lgov	-	۰/۲۰۳۵ *(۳۱/۰۱)
سارگان	آماره ۲χ: ۴۶/۱۵ ارزش احتمال ۲χ: ۰/۹۹۷	آماره ۲χ: ۴۶/۲۷ ارزش احتمال ۲χ: ۰/۹۹۶
خودهمبستگی مرتبه دوم	آماره Z: -۱/۵۴ ارزش احتمال Z: ۰/۱۲	آماره Z: -۱/۳۰ ارزش احتمال Z: ۰/۱۹

*، ** و *** به ترتیب نشان دهنده معنی‌داری در سطوح اطمینان ۹۹٪، ۹۵٪ و ۹۰٪ می‌باشد

اعداد داخل پرانتز نشان دهنده مقدار آماره Z می‌باشند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقایسه نتایج حاصل از مطالعه حاضر با مطالعات پیشین (انجن و اسکینر[1]، ۱۹۹۲؛ لی و لین، ۱۹۹۴؛ اندریاس و هنرکسون[2]، ۲۰۱۱) در خصوص اینکه حضور دولت در اقتصاد مانعی برای رشد است و رشد بیش از حد اندازه دولت تأثیر منفی بر روی اقتصاد و متغیرهای کلان اقتصادی ایجاد می‌کند، همخوانی وجود دارد. همچنین نتایج مطالعات پویرسون[3]، (۱۹۹۸)؛ ناک و کیفر[4] (۱۹۹۷)؛ فنگ[5] (۲۰۰۳)؛ کاماندر و نیکولوسکی[6] (۲۰۱۱) در ارتباط با اینکه یک رابطه مثبت و معنی‌دار میان شاخص‌های حکمرانی خوب که آن را شاخص کیفیت نهادی نامیدند با رشد اقتصادی، مطابق یافته‌های تحقیق حاضر است. یافته‌های مطالعه رانیس و همکاران[7]، (۲۰۰۰)؛ اسدی و اسماعیلی (۱۳۹۲) در خصوص اینکه شاخص توسعه انسانی و رشد اقتصادی به شکل دو زنجیره هستند و ارتباط معناداری را در هر دو جهت نشان می‌دهند و نیز مطالعات (پن، ۲۰۰۳؛ امامحمد و همکاران[8]، ۲۰۱۲؛ ایمسیراجوج و داکلیاگوس[9]، ۲۰۱۵؛ لئونید و همکاران[10]، ۲۰۱۴) که نشان می‌دهد بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی رابطه مثبت وجود دارد و همچنین نتیجه حاصل از مطالعات (بالاسا[11]، ۱۹۷۸؛ تیلور[12]، ۱۹۸۱؛ فدر[13]، ۱۹۸۳؛ فؤاد[14]، ۲۰۰۵؛ تقوی و همکاران، ۲۰۱۲) که نشان می‌دهد رشد صادرات و رشد اقتصادی با یکدیگر همبستگی مثبتی دارند و هرچه یک کشور کمتر توسعه‌یافته به‌طور نسبی از توسعه‌یافتگی بیشتری برخوردار باشد این همبستگی مثبت قوی‌تر نیز می‌شود، با نتایج مطالعه حاضر مطابقت دارد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه رابطه میان اندازه دولت و حکمرانی خوب و تأثیر آنها بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاکی از آن است که اندازه دولت تأثیر منفی بر روی شاخص حکمرانی خوب و رشد تولید ناخالص داخلی دارد. علت چنین ارتباط منفی را می‌توان از ابعاد مختلفی بررسی نمود. اولاً بر پایه تئوری‌های خرد اقتصادی با بزرگ شدن مقیاس یک نهاد، هزینه‌های متوسط افزایش یافته و عدم صرفه‌های مقیاس اتفاق می‌افتد و در نهایت باعث کاهش بهره‌وری و تولید کل می‌شود. این موضوع می‌تواند در خصوص نهاد دولتی نیز صادق باشد. ثانیاً زمانی که دولت بخش قابل توجه اقتصاد را کنترل می‌کند فرصت‌های سرمایه‌گذاری محدود می‌شود. یعنی با بزرگ شدن دولت تقریباً به همان اندازه سهم بخش خصوصی از اقتصاد کاهش می‌یابد که با توجه به اهمیت عملکرد اقتصادی بخش خصوصی، این مسئله می‌تواند بهره‌وری اقتصاد را به عنوان یکی از پایه‌های رشد اقتصادی تضعیف نماید. ثالثاً انواع فساد، رانت جویی، رشوه، سوء استفاده از اموال عمومی و غیره عموماً در بخش دولتی معنی پیدا می‌کند نه در بخش خصوصی؛ لذا گسترش بیش از حد دولت در اقتصاد زمینه‌های تضعیف شاخص‌های حکمرانی خوب و نظام صحیح مدیریت را

1. Engen & Skinner (1992)
2. Andreas & Henrekson (2011)
3. Poirson (1998)
4. Knack & Keefer (1997)
5. Feng (2003)
6. Commander & Nikoloski (2011)
7. Rains et al. (2000)
8. Amna Muhammad et al. (2012)
9. Iamsiraroj & Doucouliagos (2015)
10. Leonid et al. (2014)
11. Balasa (1978)
12. Tyler (1981)
13. Feder (1983)
14. Fouad (2005)

فراهم می‌آورد و در نتیجه روند رشد و توسعه اقتصادی با موانع جدی روبه‌رو می‌گردد.

بنابراین از آنجایی که افزایش اندازه دولت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی و شاخص حکمرانی خوب دارد، دولت‌ها نباید حوزه دخالت‌های خود را در اقتصاد بیش از حد گسترش دهند. سیاست‌گذاران اقتصادی کشور برای افزایش تولید ناخالص داخلی و در نتیجه بهبود رشد اقتصادی، می‌بایست در کنار توجه به افزایش سرمایه فیزیکی، اشتغال و سرمایه انسانی، توجه خاصی نیز به نحوه حکمرانی و ایجاد شرایط و بسترهای مناسب جهت بهبود آن داشته باشند. همچنین با توجه به نقش و رابطه‌ای که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رشد اقتصادی، انتقال تکنولوژی، افزایش اشتغال و بهره‌وری، و توسعه صادرات دارد به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر بهره‌وری کل عوامل تولید در نظر گرفته شده و موجب افزایش رشد اقتصادی می‌گردد. بنابراین تصمیم‌گیران و سیاست‌گذاران بخش اقتصادی باید میزان دقیق جذب این‌گونه سرمایه‌ها، سهم بخش‌های مختلف اقتصادی و میزان مشارکت دولت و بخش خصوصی در این زمینه را مشخص نمایند. با توجه به اینکه، صادرات و رشد، تأثیر متقابلی بر یکدیگر دارند و از طریق یک تعامل پویا یکدیگر را تقویت می‌کنند، توسعه صادرات از مجرای ایجاد تقاضای اضافه نیز برای اقتصادهایی که توان عرضه‌شان در برخی صنایع قوی است موجب رشد می‌گردد. به طور کلی در اقتصادهایی که با کمبود تقاضا مواجه‌اند با افزایش سهم صادرات می‌توان از طریق ساز و کار ضریب فزاینده مخارج تقاضای کل، درآمد کل آنها را افزایش داد و موجب تداوم و شتاب رشد آنها شد. از دیگر عوامل مهم که با توجه به نتایج تحقق می‌توانند تأثیر مثبت بر روی رشد اقتصادی داشته باشند گسترش فناوری اطلاعات و ارتباطات و شاخص توسعه انسانی است. بنابراین سعی در افزایش هر یک از شاخص‌های مذکور به عنوان یک پتانسیل مهم امکان دست‌یابی هم‌زمان به توسعه پایدار و رشد اقتصادی را فراهم خواهد آورد.

منابع

اسدی، علی و اسماعیلی، سیدمیثم (۱۳۹۲). "تأثیر شاخص توسعه انسانی بر رشد اقتصادی ایران در قالب مدل مارکوف سوئیچینگ". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۳، شماره ۱۲، ۸۹-۱۰۴.

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.

رفیعی دارانی، هادی و زیبایی، منصور (۱۳۸۲). "اندازه دولت، رشد اقتصادی و بهره‌وری نیروی کار در بخش کشاورزی". *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۱۱، شماره ۴۳ و ۴۴، ۹۰-۷۷.

رفیعی دارانی، هادی و شاهنوشی، ناصر (۱۳۹۳)، "تأثیر اندازه دولت و حکمرانی خوب بر توسعه انسانی با به‌کارگیری رگرسیون موزون جغرافیایی". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۱۹، شماره ۵۸، ۱۸۱-۱۵۳.

زارعی، محمدحسین (۱۳۸۳). "حکمرانی خوب، حاکمیت و حکومت در ایران". *مجله تحقیقات حقوقی*، شماره۴۰، ۲۰۲-۱۵۵.

سحابی، بهرام؛ اعتصامی، منصور و امین‌پور، خالد (۱۳۹۲). "بررسی اثر حکمرانی خوب و اندازه دولت بر توسعه مالی در کشورهای منتخب". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۳، شماره ۱۲، ۱۱۸-۱۰۵.

سوری، علیرضا و کیهانی، حکمت (۱۳۸۲). "متغیرهای جمعیتی، اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۹ و ۱۰، ۷۵-۵۳.

شاکری، محبوبه؛ جعفری‌صمیمی، احمد و کریمی‌موغاری، زهرا (۱۳۹۴). "ارتباط بین متغیرهای نهادی و رشد اقتصادی: معرفی شاخص نهادی جدید برای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۱، ۱۰۶-۹۳.

شفیعی، افسانه؛ شهرزاد، برومند و تشکینی، احمد (۱۳۸۳). "آزمون تأثیر سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی". *پژوهش‌نامه اقتصادی*، شماره ۱۱، ۱۱۲-۸۱.

عسکری، محسن (۱۳۸۹). "تأثیر درآمدهای نفتی بر ایجاد دولت رانتیر و دموکراسی". *فصلنامه تخصصی علوم سیاسی*، شماره ۱۳، ۱۹۷-۱۸۱.

فلاحی، فیروز و منتظری شورکچالی، جلال (۱۳۹۳). "اندازه

دولت و رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۲۰، شماره ۶۹، ۱۵۰-۱۳۱.

قلی‌پور، رحمت‌الله (۱۳۸۷). "حکمرانی خوب و الگوی مناسب دولت". تهران: مجمع تشخیص مصلحت نظام، مرکز تحقیقات استراتژیک، دفتر گسترش تولید علم.

کریمی پتانلار، سعید؛ نادمی، یونس و زبیری، هدی (۱۳۹۴). "اندازه دولت و بیکاری در اقتصاد ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۵، شماره ۱۸، ۶۴-۵۱.

کمیجانی، اکبر و پروانه، سلاطین (۱۳۸۹). "تأثیر حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب". *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال دوم، شماره ۲، ۲۴-۱.

کمیجانی، اکبر؛ هژبرکیانی، کامبیز و حق‌شناس، هادی (۱۳۹۳). "بررسی تأثیر اندازه و کیفیت دولت بر رشد اقتصادی به روش همجمعی ARDL". *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، شماره ۴، ۶۰-۴۹.

گجراتی، دامودار (۱۳۹۱). "مبانی اقتصادسنجی". انتشارات دانشگاه تهران، ترجمه حمید ابریشمی.

مبارک، اصغر و آذرپیوند، زیبا (۱۳۸۸). "نگاهی به شاخص‌های حکمرانی خوب از منظر اسلام و تأثیر آن بر رشد اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد اسلامی*، سال ۹، شماره ۳۶، ۲۰۸-۱۷۹.

مقیمی، محمد و اعلایی اردکانی، مصطفی (۱۳۹۰). "سنجش شاخص‌های حکمرانی خوب و نقش دولت الکترونیک در ارتقای آن". مدیریت فناوری اطلاعات، دوره ۳، شماره ۸، ۱۸۸-۱۷۱.

میدری، احمد (۱۳۸۳). "تغییر در سیاست‌های بانک جهانی و پیدایش نظریه حکمرانی خوب". *نامه مفید*، دوره ۱۰، شماره ۴۲، ۱۱۸-۹۳.

میرشجاعیان حسینی، حسین و رهبر، فرهاد (۱۳۹۰). "شناخت روابط علّی میان مؤلفه‌های حکمرانی خوب در کشورهای در مخاطره نفرین منابع طبیعی". *مجله سیاست‌های اقتصادی*، سال ۷، شماره ۲، ۸۶-۶۷.

نورث، سی داگلاس (۱۹۹۸). "نهادها، تغییرات نهادی و عملکرد اقتصادی". ترجمه محمدرضا معینی، سازمان برنامه و بودجه.

Afonso, A. & Jalis, J. T. (2015). "Economic Performance and Goverment Size and Institutional Quality". *Emprica*, 43(1), 83-109.

Agarwal, P. (2006). "Higher Education in India: The Need for Change". *ICRIER Working Paper, Indian Council for Research on International Economic Relations,* 180, 1-182.

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

Alimi, R. S. & Muse, O. B. (2013). "Export - Led Growth or Growth–Driven Exports? Evidence from Nigeria". *British Journal of Economics*, *Management & Trade*, 3(2), 89-100.

Alonso, J. A. & Garcimartín, C. (2009). "The Determinants of Institutional Quality, More on the Debate". *Journal of International Development*, 25(2), 206–226.

Andreas, B. & Henrekson, M. (2011). "Government Size and Growth. A Survey and Interpretation of the Evidence". *Reserch Institute of Industrial Economics*, IFN Working Paper No. 858, 1-24.

Ardagna, S. (2004). "Fiscal Stabilizations: When Do They Work and Why?". *European Economic Review*, 48, 1047–1074.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *Review of Economic Studies,* 58, 277-298.

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

Aschauer, D. (1989). "Public Investment and Productivity Growth in The Group of Seven". *Economic Perspectives*, 13, 17-25.

Balassa, B. (1978). "Exports and Economic Growth: Further Evidence". *Journal of*

Development Economics, 5, 181-189.

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

Borcherding, T. (1985). "The Causes of Government Expenditure Growth: A Survey of the U.S. Evidence". *Journal of Public Economics*, 28(3), 359-382.

Chong, A. & Gradstein, M. (2004), "Inequality and Institution". *Research Department, Inter- American Development Banlc*, New York, Working paper: No. 506, 1-40.

Commander, S. & Nikoloski, Z. (2011). "Institutions and Economic Performance: What Can be Explained?". *Review of Economics and Institutions*, 2(2), 1-35.

Doessel, D. P. & Valadkhani, A. (2003). "The Effects of Government on Economic Growth in Fiji". *Singapore Economic Review*, 48(1), 27-38.

Easterly, W. & Rebelo, S. (1993). "Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation". *Journal of Monetary Economics,* 32, 417-458.

Engen, E. & Skinner, J. (1992). "Fiscal Policy and Economic Growth". *NBER Working Paper*, No 4223, Published: Taxation and Economic Growth, NTJ, 50(4), 617- 642.

Evans, P. & Rauch, P. (2000). "Bureaucratic Structure and Bureaucratic Performance in Less Developed Countries". *Journal of Public Economics*, 75, 49–71.

Facchini, F. & Melki, M. (2013). "Efficient Government Size: France in The 20th Century". *European Journal of Political Economy*, 31, 1–14.

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

Feng, Y. (2003). "Democracy, Governance and Economic Performance: Theory and Evidence". Cambridge: MA, MIT Press.

Fouad, A. S. (2005). "Are Exports the Engine of Economic Growth? An Application of Cointegration and Causality Analysis for Egypt, 1977-2003". *Economic Research Working Paper*, No 76.

Gani, A. & Duncan, R. (2007). "Measuring Good Governance Using Time Series Data: Fiji Islands". *Journal of the Asia Pacific Economy*, 12(3), 367–385.

Ghartey, E. E. (1993). "Causal Relationship between Exports and Economic Growth: Some Empirical Evidence in Taiwan: Japan and the US". *Applied Economics,* 25(9), 1145-1152.

Gilbert, N. (2003). "Trade Openness Policy, Quality of Instituations and Economic Growth". *CERDI Working Paper*, University Auvergne Clermont, Frrand. France.

Gramlich, E. (1994). "Infrastructure Investment: A Review Essay". *Journal of Economic Literature*, 32, 1176-1196.

Grier, K. B. &. Tullock, G. (1989). "An Empirical Analysis of Cross-Sectional Economic Growth". *Journal of Monetary Economics*, 24, 259–276.

Gudaro, A. M., Chapra, I. U. & Sheikh, S. A. (2012). "Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth: A Case Study of Pakistan". *Journal of Management and Social Sciences*, 8(2), 22-30.

Guichard, S., Kennedy, M., Wurzel, E. & Andre, C. (2007). "What Promotes Fiscal Consolidation: OECD Country Experiences". *OECD Economics Department,* Working Paper, 553, 1-37.

Guseh, J. S. (1997). "Government Size and Economic Growth in Developing Countries: A Political-Economy Framework". *Journal of Macroeconomics*, 19, 175-192.

Hillman, A. L. (2009). "Public Finance and Public Policy: Responsabilities and Limitations of Government". Second Edition, *Cambridge University Press*, New York NY.

Holtz-Eakin, D. (1994). "Public Sector Capital and The Productivity Puzzle". *Review of Economics and Statistics*, 76, 12–21.

Huang, Y. (2010). "Political Institutions and Financial Development: An Empirical Study". *Journal of World Development*, 38(12), 1-16.

Iamsiraroj, S. & Doucouliagos, H. (2015). "Does Growth Attract FDI?". *Economics - The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, Kiel Institute for the World Economy (IfW), 9, 1-35.

Knack, S. & Keefer, P. (1997). "Does Social Capital Have an Economic Payoff: A Cross Country Emprical Investigation". *The Quarterly Journal of Economics*, 112(4), 1251-1288.

Knack, S. (2002). "Governance and Growth: Measurement and Evidence". *IRIS Center Discussion Papers*, 2(5), 1-32.

Kyrkilis, D. & Koboti, S. (2015). "Intellectual Property Rights as Determinant of Foreign Direct Investment Entry Mode: The Case of Greece". *Precedia Economics and Finance,* 19, 3-16.

Landaue, D. (1986). "Government and Economic Growth in the Developing Countries: An Empirical Study for 1960-1980". *Economic Developing and Cultural Change (Chicago)*, NBER Working Paper, 35(8), 5-15.

Larch, M. & Turrini, A. (2008), "Received Wisdom and Beyond: Lessons From Fiscal Consolidation in the EU". Brussels: European Commission, Directorate General Economic and Financial Affairs, *European Economy - Economic Papers*, 320, 1-31.

Lee, B. S. & Lin, S. H. (1994). "Government Size, Demographic Changes and Economic Growth". *International Economic Journal*, 8, 91-108.

Leonid, M., Oleksandr, K. & Serhiy, P. (2014). "The Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth: Case of Post Communism Transition Economies". *Problems and Perspectives in Management*, 12(1), 17-24.

Moore, B. (1966). "Social Origins of Dictatorship and Democracy". Boston: Beacon Press.

Munell, A. (1992). "Infrastructure Investment and Economic Growth". *Journal of Economic Perspectives*, 6, 189-198.

Musavi, M. & Mehrara, M. (2011). "Investigating the Government Size and Quality's Contribution to Long-Run Economic Growth". *American Journal of Scientific Research*, 30, 104-112.

Niebel, T. (2014). "ICT and Economic Growth–Comparing Developing, Emerging and Developed Countries". *ZEW - Centre for European Economic Research Discussion Paper*, No. 14-117.

Pan, Y. G. (2003). "The Inflow of Foreign Direct Investment to China: The Impact of Country-Specific Factors". *Journal of Business Research*, 56, 829-833.

Poirson, H. (1998). "Economic Security, Private Investment and Growth in Developing Countries". *IMF Working Paper*, No. 98/4.

Rains, G., Stewart, F. & Ramirez, A. (2000). "Economic Growth and Human Development". World Development, 28(2), 197- 219.

Ramos, R. (2001). "Exports, Imports and Economic Growth in Portugal: Evidence from Causality and Cointegration Analysis". *Economic Modeling*, 18(4), 613-623.

Rose-Ackerman, S., & Palifka, B. J. (2016). "Corruption and Government: Causes, Consequences, and Reform". Cambridge University Press.

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

Slemrod, J. (1995). "What Do Cross-Country

Studies Teach about Government Involvement, Prosperity and Economic Growth?". *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 373-431.

Sturm, J. & DeHaan, J. (1995). "Is Public Expenditure Really Productive? New Evidence for the USA and the Netherlands". *Economic Modeling*, 12, 60-72.

Taghavi, M., Goudarzi, M., Masoudi, E. & Parhizi Gashti, H. (2012), "Study on the Impact of Export and Import on Economic Growth in Iran". *Journal of Basic and Applied Scientific Research*, 2(12), 12787-12794.

Tyler, W. (1981). "Growth and Export Expansion in Developing Countries: Some Empirical Evidence". *Journal of Development Economics*, 9(1), 121-130.

Vedder, R. K. & Gallaway, L. E. (1998). "Government Size and Economic Growth". *Paper Prepared for the Joint Economic Committee of the US Congress,* 1-15.

Yuan, Y., Chen, Y. & Wang, L. (2010). "Size of Government and FDI: An Empirical Analysis Based on the Panel Data of 81 Countries". *Journal of Technology Management in China,* 5(2), 176-184.

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و ششم، بهار ۱۳۹۶ (۱۲۴ـ۱۱۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 26, April 2017 (113-124)

نقش قاعده‌مندی سیاست پولی بر رشد اقتصادی (ارزیابی قاعده مک کالم در ایران)

سید ضیاالدین کیاحسینی[۱]، مونا هاشمی[۲]، *امین حاتمی[۳]، رافیک نظریان[۴]

۱. استادیار اقتصاد و عضو هیئت علمی دانشگاه مفید، قم، ایران

۲. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران

۴. استادیار اقتصاد و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد واحد تهران مرکزی، تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹٤/۱۲/۱۰ پذیرش: ۱۳۹۵/٤/۱۸)

Regulation of Monetary Policy on Economic Growth (Assessment of McCallum Rule in Iran)

Seyed Ziyaodin Kiya Hoseini[1], Mona Hashemi[2], *Amin Hatami[3], Rafik Nazariyan[4]

1. Assistant Professor of Economics, Mofid University, Qom, Iran
2. M.A. in Economics, Islamic Azad University, Tehran, Iran
3. Ph.D. Student in Economics, Payam-e-Noor University, Tehran, Iran
4. Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University, Tehran, Iran

(Received: 29/Feb/2016 **Accepted:** 8/July/2016)

چکیده:

مهم‌ترین اهداف سیاست پولی، ثبات قیمت‌ها، رشد اقتصادی و سطح مطلوب اشتغال است. از آنجا که دستیابی به این مقاصد، به طور مستقیم برای سیاست‌گذاران قابل حصول نمی‌باشد، لذا ضروری است اهداف میانی و ابزارهای متناسب برای آن معرفی شود و مورد مطالعه قرار گیرد. بدین منظور، مقاله پیش رو به دنبال پاسخ این پرسش است که آیا می‌توان در اقتصاد ایران قاعده‌ای مناسب، به عنوان هدایت‌گر سیاست پولی معرفی نمود؟ بدین دلیل، این پژوهش، قاعده مشهور مک کالم را، که مبتنی بر نرخ بهینه پایه پولی طراحی شده، مطرح کرده و انطباق آن را با نظام اقتصادی ایران در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۳ (با استفاده از روش تخمین GMM) مورد بررسی قرار داده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که مسیر بهینه تعریف شده توسط قاعده مک کالم، برای نرخ رشد پایه پولی، می‌تواند یک خط مشی مناسب برای سیاست پولی در ایران باشد و اقتصاد ایران می‌تواند از آن به عنوان یک شاخص معیار در تصمیمات سیاستی استفاده نماید.

واژه‌های کلیدی: سیاست پولی، قاعده مک کالم، رشد اقتصادی، روش GMM.

طبقه‌بندی JEL: E52، C01، O1.

Abstract:

The most important objectives of monetary policy are to provide price stability, economic growth and favorable employment levels. Since achieving these goals is not directly accessible for policy makers, so introducing and studying the appropriate tools and intermediate targets seem necessary. For this reason, this paper tries to answer this question: Whether can we introduce an appropriate rule/procedure as monetary policy [or not]. Therefore, this paper applied the well-known procedure of McCallum [a rule based on the optimum monetary rate] as well studied its fitness with the economic system of Iran over 1984-2013 by the use of GMM method. The results show that the defined optimum path by McCallum procedure [for the monetary growth rate] can be accounted as the appropriate strategy for the monetary policy in Iran and the economy of Iran can use it as a proper benchmark in its policy decisions.

Keywords: Monetary Policy, Economic Growth, McCallum Rule, GMM Method.
JEL: E52, C01, O1.

* **نویسنده مسئول:** امین حاتمی
E-mail: amin19902001@yahoo.com

*Corresponding Author: Amin Hatami

۱- مقدمه

سیاست‌های پولی یکی از مهم‌ترین راهکارهای دولت برای حفظ ثبات اقتصادی کشور می‌باشد و معمولاً این سیاست‌ها در جهت افزایش تولید ناخالص داخلی، کاهش تورم، افزایش اشتغال و ... به کار گرفته می‌شوند (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۴: ۶۱).

یکی از پرسش‌های راهبردی در زمینه سیاست‌گذاری پولی این است که آیا سیاست‌های پولی باید توسط قواعد شناخته شده هدایت شود یا به صلاحدید سیاست‌گذاران سپرده شود.

با توجه به آنکه بعضی از تغییرات و شوک‌ها در اقتصاد ایران حالت سیستماتیک داشته و قابل پیش‌بینی هستند، بنابراین می‌توانند در قاعده‌گذاری لحاظ شده و مورد استفاده قرار گیرند. اما بعضی پیشامدها و نوسان‌ها، اساساً قابل پیش‌بینی نیستند. در شرایطی که چنین احتمالاتی وجود دارد و سبب نوسان‌های بالقوه در اقتصاد می‌شوند، محدود کردن سیاست پولی با قواعد از پیش تعیین شده، سبب می‌شود که سیاست‌گذار نتواند در مقابل شوک‌های غیر منتظره واکنش مناسب نشان دهد، بنابراین در چنین شرایطی نمی‌توان سیاست‌های صلاحدیدی را نادیده گرفت. از سوی دیگر عدم وجود رفتار قاعده‌مند مقام ناظر پولی، پیش‌بینی پذیری شاخص‌های کلان اقتصادی را تحت تأثیر قرار داده و این موضوع به واسطه افزایش هزینه‌های ریسک تصمیمات سرمایه‌گذاری بلندمدت، باعث محدود شدن این نوع سرمایه‌گذاری و به تبع آن رشد اقتصادی خواهد شد. بنابراین می‌توان گفت وجود یک قاعده مناسب همراه با صلاحدید، راهبرد مناسبی برای اجرای سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران است.

ناگفته نماند که در اقتصاد ایران از ابزارهایی همراه با صلاحدید، جهت مدیریت سیاست‌های پولی استفاده می‌گردد. ابزارهای سیاست پولی در اقتصاد ایران معمولاً به دو قسمت کلی ابزارهای مستقیم (عدم اتکا بر شرایط بازار) و غیر مستقیم (مبتنی بر شرایط بازار) تقسیم می‌شوند. ابزارهای مستقیم به کنترل نرخ سود بانکی، تعیین سقف اعتباری و ابزارهای غیر مستقیم به نسبت سپرده قانونی، اوراق مشارکت بانک مرکزی و سپرده ویژه بانک‌ها نزد بانک مرکزی تقسیم می‌شوند (فطرس و همکاران، ۱۳۹۴: ۷۳). با وجود این نوع از ابزارها، عواملی مثل مشخص نبودن اهداف بلندمدت و میان‌مدت پولی و همچنین عدم پیروی این ابزارها از یک قاعده مناسب، موجب عدم تحقق اهداف مورد وفاق اقتصادی، مثل کاهش تورم همراه با رشد اقتصادی باثبات شده است، که نماگرهای اقتصادی نشان دهنده آن است (هاشمی، ۱۳۹۴: ۹).

بنابراین همچنان که اشاره شد، ضرورت کاهش تورم و دارا بودن رشد اقتصادی باثبات، از مهم‌ترین اهداف مقامات پولی کشور در دهه‌های گذشته بوده و برای محقق شدن این امر، وجود یک قاعده مناسب همراه با سیاست‌های پولی، ضروری به نظر می‌رسد (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۲: ۳۳).

از میان قواعد سیاست‌های پولی معرفی شده، قاعده تیلور[1] (تیلور، ۱۹۹۳: ۲۰۸) یکی از مهم‌ترین سیاست‌های پیشنهادی می‌باشد که امروزه کانون توجه نظریه پردازان قرار گرفته است. اما این قاعده با محدودیت‌هایی همراه است که مهم‌ترین آن استفاده از نرخ بهره کوتاه‌مدت و همچنین عکس‌العمل یکسان، برای دو حالت رونق و رکود اقتصادی است (اولمدو[2]، ۲۰۰۲: ۵۷).

لذا قاعده نامتقارن و انعطاف پذیر تیلور (تیلور، ۲۰۰۰: ۶) برای تبیین قواعد سیاست پولی معرفی گردید، ولی هنوز یک محدودیت برای استفاده از این قاعده، به قوت خود باقی است و آن این است که، کاربرد آن در اقتصادهای در حال توسعه، که از بازارهای پولی و مالی فعالی برخوردار نیستند، با مشکل مواجه است. لذا تابع عکس‌العمل دیگری معرفی شد که با این محدودیت‌ها مواجه نباشد، که به نام قاعده مک کالم[3] (۲۰۰۶، ۱۹۹۳، ۱۹۸۷) مشهور است. قاعده مک کالم نیز یک رابطه سیاستی تطبیقی است، لکن ابزار سیاستی و نظریه پایه ساز و کار انتقال پولی آن متفاوت است. در این قاعده، یک مسیر بهینه برای پایه پولی به دست می‌آید که ابزار سیاستی بوده و نرخ رشد بهینه پایه پولی نسبت به انحراف نرخ رشد تولید داخلی اسمی از مقدار تولید ناخالص مورد هدف، عکس‌العمل نشان می‌دهد.

تحقیق حاضر در نظر دارد قاعده مک کالم را با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۹۲-۱۳۶۳ در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار دهد.

بدین ترتیب، ادامه مباحث مقاله به شرح زیر خواهد بود: بخش دوم، به مروری بر مطالعات انجام شده در این زمینه اختصاص

1. Taylor (1993)
2. Olmedo (2002)
3. McCallum (2006)

دارد. بخش سوم به مبانی نظری و بخش چهارم و پنجم به معرفی روش تخمین، تصریح و تخمین مدل می‌پردازد و در نهایت در بخش ششم، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲-مروری بر مطالعات انجام شده

مطالعات متعددی در زمینه بررسی سیاست‌های پولی صورت گرفته است که در ادامه به مهم‌ترین آنها اشاره خواهد شد.

در زمینه استفاده از قاعده مک کالم، هال[1] (۱۹۹۰)، جاد و موتلی[2] (۱۹۹۱، ۱۹۹۳)، دوکر[3] (۱۹۹۳)، ستارک و کروشر[4] (۱۹۹۶)، فیلیپ[5] (۲۰۰۰) رازاک[6] (۲۰۰۳)، قاعده مک کالم را در مشاهدات مختلف برای کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه مورد مطالعه قرار داده و به این نتیجه رسیده‌اند که این قاعده برای سیاست‌گذاری‌های پولی مفید است.

شوژانگ و همکاران[7] در مقاله‌ای تحت عنوان (ارزیابی قاعده مک کالم به عنوان یک قاعده سیاستی برای چین) به ارزیابی قاعده مک کالم در بازه زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۰ به صورت فصلی در اقتصاد کشور چین پرداخته‌اند. این مقاله، با بهره‌گیری از روش GMM به بررسی قانون مک کالم پرداخته است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که پیروی از قانون مک کالم توانسته است به طور قابل ملاحظه‌ای نوسانات GDP اسمی چین را کاهش دهد. بنابراین تجزیه و تحلیل این تحقیق نشان می‌دهد که اقتصاد کشور چین می‌تواند با مشخص کردن مسیری بهینه برای پایه پولی، این شاخص را به عنوان یک قاعده برای تصمیمات سیاستی استفاده نماید (شوژانگ و همکاران، ۲۰۱۰: ۱).

نیکوب و شوما[8] در مقاله‌ای تحت عنوان (انجام سیاست‌های پولی بر اساس مدل غیر خطی تیلور) به بررسی سیاست پولی تیلور با استفاده از روش رگرسیون لجستیک انتقال آرام[9] و برای داده‌های فصلی ۲۰۰۸-۱۹۷۶ به تجزیه و تحلیل قانون تیلور در اقتصاد کشور افریقای جنوبی پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که قانون تیلور در افریقای جنوبی مانند کشورهای امریکای و انگلیس برقرار است (نیکوب و شوما، ۲۰۱۰: ۱).

در مورد اقتصاد ایران مطالعات زیادی در زمینه نحوه سیاست‌گذاری پولی انجام نشده است. ختایی و سیفی‌پور در مقاله‌ای تحت عنوان (ابزارها و قواعد شناخته شده سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران) به موضوع اهداف سیاست‌های پولی و معرفی ابزارهای جدید سیاست پولی و دشواری به کارگیری آن در اقتصاد ایران پرداخته‌اند؛ سپس در بخش تجربی به بررسی سیاست‌های پولی و ابزارهای مورد استفاده در برنامه سوم پرداخته و ضمن مروری بر سیاست‌های پولی و بیان قاعده تیلور، به کارگیری این قاعده را برای سیاست‌های پولی و کاربرد ابزارهای گوناگون آن، از جمله نرخ سود بانکی و حجم پول در برنامه سوم مورد ارزیابی کمّی قرار داده‌اند (ختایی و سیفی‌پور، ۱۳۸۵: ۲۳۴). ابراهیمی در رساله دکترای خود تحت عنوان (طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای یک اقتصاد صادر کننده نفت) یک مدل DSGE[10] را طراحی نموده و اثرات شوک‌های پولی و نفتی بر اقتصاد ایران را مورد مطالعه قرار می‌دهد. وی در مطالعه خود قاعده سیاست‌گذاری پولی را تعیین نرخ رشد حجم پول در نظر گرفته است. این قاعده به صورت فرایند خودتوضیح مرتبه اول است که در آن علاوه بر شوک‌های پولی، شوک‌های نفتی نیز بر تعیین نرخ رشد حجم پول تأثیر گذار هستند که این فرض در مورد اقتصاد ایران درست به نظر نمی‌رسد، چرا که در این مدل فرض بر این است که نرخ رشد پول بدون در نظر گرفتن تورم و تولید تعیین می‌شود (ابراهیمی، ۱۳۸۹: ۷).

کمیجانی و همکاران در مقاله‌ای تحت عنوان (قاعده سیاست پولی مطلوب در محیط بانکداری بدون ربا) به بررسی دو قاعده مک کالم و تیلور در قالب توصیفی پرداخته‌اند. این تحقیق به دنبال پاسخ به این پرسش بوده است که با توجه به محدودیت ربا در نظام بانکداری ایران، آیا می‌توان قاعده‌ای را به عنوان هدایت‌گر سیاست پولی در اقتصاد ایران معرفی کرد؟ به این منظور دو قاعده مشهور تیلور و مک کالم را که اولی مبتنی بر نرخ حجم پول و دومی بر نرخ پایه پولی طراحی شده، مطرح و انطباق آن با نظام بانکداری بدون ربا را مورد بررسی قرار داده و درصدد بررسی این فرضیه است که این دو قاعده سیاست پولی از آن جهت که بر نرخ حجم پول و نرخ پایه پولی

1. Hall (1990)
2. Judd & Motley (1991, 1993)
3. Dueker (1993)
4. Stark & Croushore (1996)
5. Philip (2000)
6. Razzak (2003)
7. Shuzhang et al. (2010)
8. Ncube & Tshuma (2010)
9. Logistic Smooth Transition Regression Approach
10. Dynamic Stochastic General Equilibrium

متمرکز هستند، در بانکداری بدون ربا کاربرد دارند. این تحقیق نشان می‌دهد که با توجه به کامیابی این دو قاعده در کارهای تجربی برای برخی از کشورهای در حال توسعه، می‌توانند قاعده‌های مناسبی با درجه‌ای از انعطاف پذیری به عنوان راهنمای راه سیاست پولی در اقتصاد ایران باشند (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۲: ۳۱).

توکلیان در رساله دکترای خود تحت عنوان (قاعده یا صلاح دید در رفتار سیاستی بانک مرکزی رویکرد مارکوف سوئیچینگ، فیلتر کالمن و مدل تعادل عمومی پویای تصادفی) ضمن طرح بحث‌های نظری قواعد پولی و تحلیل برنامه‌های پنج ساله توسعه کشور، قاعده بهینه سیاست پولی تعدیل شده تیلور را با سه روش مارکوف سوئیچینگ، فیلتر کالمن و مدل تعادل عمومی پویای تصادفی بررسی کرده و نتیجه می‌گیرد که شدت و ضعف پیروی از قاعده یا رویکرد صلاح دیدی در دوره‌های گوناگون متفاوت بوده و قاعده تعدیل شده توانایی توضیح دهندگی بیشتری برای برنامه سوم توسعه داشته و در نقطه مقابل، رویکرد صلاح دیدی قدرت توضیح دهندگی بیشتری برای برنامه اول و دوم دارد. مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیز بهتر می‌تواند تبعیت رفتار سیاست‌گذار پولی از قاعده یا صلاح دید را برای دوره مطالعه تبیین نماید (توکلیان، ۱۳۹۲: ۸).

با توجه به آنچه که در پیش آمد، پژوهشی که قاعده مک کالم را در اقتصاد ایران بررسی کرده باشد، انجام نشده است و این مسئله پژوهش حاضر را نسبت به سایر پژوهش‌ها متمایز می‌کند.

۳-مبانی نظری

سیاست پولی به معنای فرایند و عملیاتی است که به وسیله آن مقام‌های پولی یک کشور، عرضه پول را اغلب با هدف تنظیم نرخ بهره و به منظور وصول به رشد اقتصادی، پایداری و ثبات نسبی قیمت‌ها و کاهش بیکاری، کنترل و مهار می‌کنند (کیاحسینی، ۱۳۹۲، ۷۵). دخالت بیش از حد دولت‌ها و اعمال سیاست‌های انبساطی پولی بر افزایش سطح عمومی قیمت‌ها تأثیر گذاشته و باعث وقوع پدیده‌های جدید اقتصادی از جمله بحران کسری بودجه و کسری تراز پرداخت‌ها و تورم رکودی می‌شود؛ بنابراین نوعی رجعت به سنت کلاسیک‌ها در تمام عرصه‌ها از جمله سیاست پولی در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰، توسط مکتب پولی انجام پذیرفت که به قاعده پولی ساده اما غیرقابل انعطاف فریدمن[1] منتهی شد. مشکل عمده این قواعد، عدم ابتنای آن بر مبانی خردی و بحث‌های بهینه‌یابی بود؛ بنابراین اختلاف آنان در دهه‌های اخیر بر اثبات نظریه‌های گذشتگان بر اساس مبانی اقتصاد خردی در جهت حداکثرسازی منافع یا حداقل سازی مضرات ناشی از سیاست پولی بود. به این ترتیب از دهه ۱۹۷۰ به بعد ادبیات مربوط به اقتصاد کلان به طور عام و سیاست پولی به طور خاص بر این اساس ارائه شد (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۲: ۳۳). در ۱۹۷۷ کیدلند و پرسکات[2] با توسعه یک مدل کلاسیکی جدید، قرائت جدیدی از بحث را در برابر سیاست‌های صلاح دیدی ارائه کردند. آنها باور داشتند که هنگامی که انتظارها عقلائی باشد، هیچ راهی که بتواند نظریه کنترل بهینه را برای برنامه‌ریزی اقتصادی قابل کاربرد کند، وجود ندارد؛ بنابراین سیاست‌های صلاحدیدی به معنای انتخاب بهترین تصمیم با معین بودن وضعیت موجود، نمی‌تواند به بهینه شدن تابع هدف اجتماعی بینجامد (کیدلند و پرسکات، ۱۹۷۷، ۴۸۷-۴۸۱).

به این ترتیب ملاحظه می‌شود که در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ تحول‌های بنیانی در بحث‌های مربوط به سیاست پولی رخ داده و سیاست‌های انبساطی پولی گرچه می‌تواند در کوتاه‌مدت باعث تغییر در متغیرهای حقیقی اقتصاد شود؛ اما آثار منفی سیاست‌های پولی غیرمنضبط مورد توجه قرار گرفت. مفهوم‌های غیراقتصادی و در عین حال حقوقی مانند اعتبار و شهرت سیاست‌گذار پولی و حتی دولتمردان در اعمال بی‌قاعده سیاست پولی و تحمل پیامدهای سیاست غیرصحیح یا تخطی از سیاست‌های اعلانی، وارد بحث‌های اقتصادی شد. نتیجه نهایی این بازنگری، استقلال بانک مرکزی در ابزارهای سیاست پولی و پای بندی سیاست‌گذار پولی به سیاست پولی اعلانی و مقید شدن به یک قاعده سیاستی بود (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۲: ۳۵).

از دهه ۱۹۸۰ ادبیات سیاست پولی به سمت طراحی قواعد سیاستی هدایت شد که بر اساس آن اقتصاددانان با توجه به آمارهای گذشته متغیرهای حقیقی و پول، درصدد هستند تا قواعدی را کشف کنند که سیاست‌گذار پولی در طی زمان از آن تبعیت کرده و با توجه به نتیجه‌های حاصله، برنامه سیاست

1. Fridman
2. Kydland & Prescott (1977)

پولی آینده را با اطمینان بیشتری طراحی کند. تیلور[1] از نخستین اقتصاددانانی بود که درصدد ابداع قاعده پولی برآمد. او قاعده ساده‌ای را برای نرخ بهره پیشنهاد می‌کند که با اهداف سیاست پولی (کاهش تورم و ثبات اقتصادی) و در نهایت با دیگر ابزار مستقیم پولی یعنی حجم پول مرتبط می‌باشد. این قاعده یا قانون دو جزء دارد. اولی این است: برای اینکه نرخ بهره اسمی با نسبتی بیش از یک به یک با تورم افزایش پیدا کند، باید نرخ بهره واقعی نیز با تورم افزایش پیدا کند. دومی این است که: هنگامی که تولید در سطحی پایین‌تر از نرخ طبیعی قرار دارد، نرخ بهره باید کاهش و هنگامی که تولید بالاتر از نرخ طبیعی است می‌بایست افزایش یابد (تیلور، ۱۹۹۳: ۲۰۸). در قاعده پیشنهادی تیلور رابطه تورم و درصد انحراف تولید از سطح نرخ طبیعی آن خطی می‌باشد. یعنی قاعده وی شکل زیر را دارد:

(۱)

$$i_t - \pi_t = a + b\pi_t + c(y_t - y_t^*)$$

اگر نرخ بهره در زمانی که $\mathbf{y_t^* = y_t}$ برقرار است را با r نشان داده (نرخ بهره طبیعی) و طی زمان ثابت فرض گردد، رابطه (۱) به صورت رابطه (۲) تبدیل خواهد شد:

(۲)

$$i_t - \pi_t = r + b(\pi_t - \pi^*) + c(y_t - y_t^*)$$

در روابط (۱) و (۲)، $\boldsymbol{\pi_t}$، $\boldsymbol{\pi^*}$، به ترتیب نرخ تورم هدف و نرخ تورم محقق شده و $\mathbf{y_t}$ لگاریتم تولید واقعی و $\mathbf{y_t^*}$ نیز بیانگر لگاریتم تولید بالقوه واقعی که اشاره به سطحی از تولید دارد که اگر قیمت‌ها و دستمزدها منعطف بودند این سطح از تولید حاصل می‌شد، $\mathbf{i_t}$ نرخ بهره اسمی و r نرخ بهره طبیعی می‌باشد (r_t) نماد نرخ بهره حقیقی می‌باشد که در صورت برابری $\mathbf{y_t^* = y_t}$ به نرخ بهره طبیعی (r) تبدیل می‌گردد) (هاشمی، ۱۳۹۴: ۳۲).

این قاعده که به قاعده خطی تیلور معروف شده است، با محدودیت‌هایی همراه بود که مهم‌ترین آن استفاده از نرخ بهره کوتاه‌مدت و همچنین عکس‌العمل یکسان برای دو حالت رونق و رکود بود (اولمدو، ۲۰۰۲: ۵۷). لذا قاعده نامتقارن و انعطاف‌پذیر تیلور برای تبیین قواعد سیاست پولی معرفی گردید. ولی هنوز یک محدودیت برای استفاده از این قاعده، به قوت خود باقی است و آن این است که، کاربرد آن در اقتصادهای در حال توسعه، که از بازارهای پولی و مالی فعالی برخوردار نیستند، با مشکل مواجه می‌نماید. لکن مهم‌ترین محدودیت این قاعده نقشی است که به نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت به عنوان ابزار وصول به اهداف سیاست پولی داده می‌شود. این امر موجب می‌شود تا این قاعده تنها در کشورهای با بازارهای مالی فعال کاربرد داشته باشد (هاشمی، ۱۳۹۴: ۵۸).

افزون بر قاعده تیلور (۱۹۹۳)، قاعده دیگری برای تبیین سیاست پولی به وسیله مک کالم (۱۹۸۸) ارائه شد که در بسیاری از مطالعه‌های مربوط به اقتصاد کشورهای در حال توسعه کاربرد دارد. قاعده هدف‌گذاری پایه پولی- تولید ناخالص داخلی اسمی مک کالم نیز رابطه سیاستی تطبیقی است؛ اما ابزار سیاستی و نظریه پایه ساز و کار انتقال پولی آن متفاوت است. در این قاعده پایه پولی به جای نرخ بهره، ابزار سیاستی بوده و نرخ رشد پایه پولی نسبت به انحراف نرخ رشد (یا سطح) GDP اسمی مطلوبِ هدف، عکس‌العمل نشان می‌دهد (مک کالم، ۱۹۸۸: ۱۷۵).

از لحاظ جبری قاعده مک کالم به صورت زیر می‌باشد:

(۳)

$$\Delta B_t = \Delta X_t^* - \Delta VB_t + \lambda(\Delta X_{t-1}^* - \Delta X_{t-1})$$

که در آن کلیه متغیرها به صورت لگاریتمی هستند. $\mathbf{B_t}$ پایه پولی، $\mathbf{\Delta VB_t}$ متوسط نرخ رشد سرعت گردش پایه پولی در چهار سال گذشته $\boldsymbol{\lambda}$، ($\mathbf{VB = \frac{GDP}{B}}$[2]) عامل عکس‌العمل پولی، $\mathbf{X_t}$ لگاریتم GDP اسمی و X^*_t نشان دهنده لگاریتم GDP هدف می‌باشد.

رشد پایه پولی با سه جمله در سمت راست این مدل تعیین می‌شود. در عبارت اول نرخ رشد پایه پولی، برابر با نرخ مطلوب تورم به اضافه نرخ بالقوه یا مطلوب رشد GDP حقیقی قرار می‌گیرد (همان: ۱۷۶).

از آنجا که سطوح تولید و اشتغال در دوره‌های زمانی بلندمدت مستقل از متوسط نرخ رشد متغیرهای اسمی می‌باشد، مک کالم بر تولید حقیقی تأکید می‌کند. جمله دوم این رابطه، نرخ رشد سرعت گردش پایه پولی است که تأثیر تغییرات تکنولوژیکی و تنظیمی بر سرعت گردش پایه پولی را نشان می‌دهد (هاشمی، ۱۳۹۴: ۶۸). جمله آخر سمت راست این رابطه، مهم‌ترین جزء برای تثبیت سطح تولید و قیمت است که به مقام پولی توصیه می‌کند زمانی که نرخ رشد GDP اسمی

1. Teylor (1993)

۲. GDP و B به ترتیب، نشان دهنده GDP اسمی و پایه پولی در سطح می‌باشند.

متفاوت از مقدار هدف آن است، رشد پایه پولی را تعدیل نمایند. زمانی‌که نرخ رشد GDP اسمی پایین‌تر از نرخ مورد هدف است، مقام پولی باید به صورت موقت رشد پایه پولی را افزایش دهد و بالعکس (مک کالم، ۱۹۸۸: ۱۷۵).

در مجموع ویژگی‌های این قاعده شامل:

۱) استفاده از GDP اسمی به جای GDP حقیقی؛

۲) استفاده از نرخ رشد هدف ثابت برای درآمد اسمی به جای نرخ هدفی است که در طول سیکل تجاری تغییر می‌کند؛

۳) استفاده از پایه پولی به جای نرخ بهره به عنوان ابزار سیاست پولی می‌باشد. کارهای تجربی انجام شده در زمینه کاربرد این قاعده نشان از موفقیت آن دارد. لذا با توجه به مبانی نظری ابزارهای سیاست پولی و ملاحظاتی که می‌تواند ریشه حقوقی داشته باشد و همچنین استفاده از حجم پول یا پایه پولی، می‌تواند برای استخراج قاعده سیاست پولی در نظام بانکی کشور در محک تجربه قرار گیرد که در این صورت می‌توان از آن برای استخراج سیاست بهینه پولی استفاده کرد و بر اساس آن در جهت تثبیت متغیرهای اقتصاد کلان برنامه‌ریزی نمود. به همین منظور در بخش‌های آتی به معرفی و آزمون قاعده مک کالم در اقتصاد ایران پرداخته خواهد شد.

٤-معرفی روش و مدل تحقیق

مک کالم[1] (۲۰۰۲: ۷۴) نشان می‌دهد که پایه پولی می‌تواند یک ابزار سیاست پولی منطقی در اقتصاد کشورها باشد. بک و ویلاند[2] (۲۰۰۸: ۲۷)، ملتزر[3] (۱۹۹۵: ۶۵) و تیلور[4] (۲۰۰۰: ۴۵) نیز از اهمیت متغیر پایه پولی در تصمیم سازی‌های سیاستی حمایت کرده‌اند.

مک کالم (۲۰۰۶، ۱۹۹۳، ۱۹۸۷) از قاعده سیاستی برای بانک‌های مرکزی به منظور اجرای سیاست پولی، حمایت می‌کند. این قاعده، بانک‌های مرکزی را ملزم می‌کند تا نرخ رشد GDP اسمی را با استفاده از پایه پولی به عنوان یک ابزار سیاستی هدف‌گذاری نمایند (استارک و کروشر، ۱۹۹۶: ۵).

در این پژوهش، روش شبیه سازی غیر واقعی[5] مورد بررسی قرار می‌گیرد (منظور از روش شبیه سازی غیر واقعی برآورد و شبیه سازی مسیر بهینه برای پایه پولی است). اگر کاربرد این قاعده منجر به مسیر GDP اسمی هموارتر از آنچه که به طور واقعی رخ داده گردد، می‌توان نتیجه گرفت که این قاعده از عملکرد خوبی برخوردار است (مک کالم، ۱۹۹۳: ۳۹۰).

محاسبه عملکرد قاعده مک کالم، برای حداقل کردن اختلاف GDP اسمی در اطراف مسیر GDP هدف، نیازمند معرفی شرایط اقتصاد کلانی است که تحت آن، قاعده سیاستی بهینه کار می‌کند. مک کالم (۱۹۹۳، ۱۹۸۸) و استارک و کروشور[6] (۱۹۹۶: ۱۱) استحکام این قاعده را با آزمون مدل‌های مختلف به اثبات رساندند. مدل‌هایی شبیه به شکل خلاصه شده ساده توسط مک کالم (۲۰۰۲، ۱۹۹۳، ۱۹۸۸) نتایجی را نشان می‌دهد که قابل مقایسه با آن دسته از مدل‌های ساختاری است که به صورت کوچک اما بعضاً خیلی پیچیده توسط مک- کالم مورد استفاده قرار گرفته‌اند. مضافاً اینکه هال[7] (۱۹۹۰: ۶۳۴) هافر[8] و همکاران (۱۹۹۶: ۴۶۶) و فیلیپ[9] (۲۰۰۰: ۱۶۵) از مدل‌های تک معادله‌ای برای محاسبه قاعده مک کالم استفاده نموده‌اند.

همان‌طور که در مبانی نظری اشاره شد، قاعده مک کالم به صورت رابطه (۴) است:

(۴)

$$\Delta B_t = \Delta X_t^* - \Delta VB_t + \lambda(\Delta X_{t-1}^* - \Delta X_{t-1})$$

که در آن کلیه متغیرها به صورت لگاریتمی هستند. B_t پایه پولی، ΔVB_t متوسط نرخ رشد سرعت گردش پایه پولی در چهار سال گذشته λ، ($VB = \frac{GDP}{B}$)[10] عامل عکس‌العمل پولی، X_t نشانگر لگاریتم GDP اسمی و X_t^* نشان دهنده لگاریتم GDP هدف می‌باشد.

بنابراین رشد پایه پولی با سه جمله در سمت راست این مدل تعیین می‌شود. عبارت اول نرخ رشد پایه پولی را برابر با نرخ مطلوب تورم به اضافه نرخ بالقوه یا مطلوب رشد GDP حقیقی قرار می‌دهد (مک کالم، ۱۹۸۸: ۱۷۵). از آنجا که سطوح تولید و اشتغال در دوره‌های زمانی بلندمدت، مستقل از متوسط نرخ رشد متغیرهای اسمی است، مک کالم بر تولید حقیقی تأکید می‌کند.

1. McCallum (2002)
2. Beck & Weiland (2008)
3. Meltzer (1995)
4. Teylor (2000)
5. Counterfactual Simulation Method

6. Stark & Crochures (1996)
7. Hall (1990)
8. Hafer et al. (1996)
9. Philip (2000)

۱۰. GDP و B به ترتیب، نشان دهنده GDP اسمی و پایه پولی در سطح می باشند.

جمله دوم این رابطه، نرخ رشد سرعت گردش پایه پولی است (منظور از این متغیر، متوسط نرخ رشد سرعت گردش پایه پولی در چهار سال گذشته ($VB = \frac{GDP}{B}$)[1] است که تأثیر تغییرات تکنولوژیکی و تنظیمی بر سرعت گردش پایه پولی را نشان می‌دهد). جمله آخر سمت راست این رابطه مهم‌ترین جزء برای تثبیت سطح تولید و قیمت است که به مقام پولی توصیه می‌کند زمانی که نرخ رشد GDP اسمی متفاوت از مقدار هدف آن است، رشد پایه پولی را تعدیل نماید. زمانی‌که نرخ رشد GDP اسمی پایین‌تر از نرخ هدف است، مقام پولی باید به صورت موقت رشد پایه پولی را افزایش دهد و بالعکس (مک کالم، ۱۹۸۸: ۱۷۵).

برای محاسبه قاعده مک کالم (رابطه ۴)، برای جمله آخر، دو گزینه وجود دارد که بر اساس آن به قاعده (۱) و قاعده (۲) مک کالم معروف می‌باشد. در قاعده اول مقدار نرخ رشد تولید ناخالص اسمی فصل گذشته (ΔX_t) در جمله آخر جای‌گذاری می‌شود و در قاعده (۲) میانگین مقدار نرخ رشد تولید ناخالص اسمی ۴ فصل گذشته به جای آن در نظر گرفته می‌شود (مک کالم، ۲۰۰۶: ۲۳). قاعده مک کالمی که ۴ فصل آخر رشد GDP اسمی در آن ذکر می‌شود به قاعده مک کالم بهبود یافته[2] معروف است.

در این تحقیق ابتدا مقدار پایه پولی پیشنهادی بر اساس قاعده مک کالم بر اساس رابطه (۴) و بر اساس مقادیر مختلف $\boldsymbol{\lambda}$، ($0<\boldsymbol{\lambda}<1$) محاسبه می‌گردد. برای انتخاب قاعده مناسب به اندازه‌گیری انحرافات مقادیر شبیه سازی شده و مقادیر واقعی GDP اسمی از مقادیر هدف پرداخته و از مجذور میانگین توان دوم خطاها (RMSE) به‌صورت زیر استفاده می‌شود:

(۵)

$$RMSE = \frac{\sqrt{\sum(\Delta X^*_t - \Delta X_t)^2}}{n}$$

بعد از آن، سناریویی که کمترین مقدار مجذور میانگین توان دوم خطا را داشته باشد انتخاب و پیشنهاد می‌شود.

همان‌طور که در پیشامد برای انتخاب قاعده مناسب، باید مقدار λ ای که RMSE را حداقل می‌کند، محاسبه نمود. بدین منظور برنامه‌ای در نرم‌افزار Eviews طراحی شده است تا به ازای . . ،۰ ،۰۰ .۰۲ ،۰ .۰ ۱۰= λ مقادیر RMSE را محاسبه نماید.

بعد از برآورد $\boldsymbol{\lambda}$، و محاسبه پایه پولی از رابطه (۴) برای بررسی قاعده مک کالم در ایران، ابتدا یک معادله ساده اقتصاد کلان بازخوانی می‌شود، که توسط مک کالم (۲۰۰۲: ۶۲) مورد استفاده واقع شده که ارتباط بین رشد GDP اسمی و رشد بهینه پایه پولی را تشریح می‌کند.

این مدل یک شرط اساسی اقتصاد کلان را برای آزمون امکان اثرگذاری قاعده مک کالم با استفاده از داده‌های کشور تصریح می‌کند. مدل مزبور به صورت زیر می‌باشد:

(۶)

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{t-1} + \beta_2 \Delta X_{t-2} + \beta_3 \Delta B_{t-l} + \varepsilon_{lt}$$

که: $\boldsymbol{X_t}$: نشانگر GDPاسمی و $\boldsymbol{B_t}$: ارقام پایه پولی و $\boldsymbol{\varepsilon_{lt}}$ جمله اخلال است.

از آنجا که در اقتصاد ایران درآمد حاصل از صادرات نفت نقش بسزایی در پایه پولی دارد لذا بر اساس دیدگاه مک کالم برای کارکرد مؤثر قاعده سیاست پولی، نرخ ارز نیز وارد معادله (۶) گردیده و چون در ترازنامه بانک مرکزی قیمت رسمی آن مورد ملاحظه قرار می‌گیرد در برآورد آن مقدار رسمی نرخ ارز لحاظ شده است:

(۷)

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{t-1} + \beta_2 \Delta X_{t-2} + \beta_3 \Delta B_{t-l} + \beta_4 \Delta S_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

که در آن S_t نشان دهنده لگاریتم نرخ ارز رسمی می‌باشد.

برای تخمین رابطه (۷) از روش GMM[3] استفاده شده است. هنگامی که متغیرهای وابسته به صورت وقفه در طرف راست ظاهر می‌شوند، دیگر برآوردهای OLS کارا نیستند. همچنین نظر به اینکه تأثیر متغیرهای مستقل بر متغیر GDP اسمی معمولاً آثاری بیش از یک سال دارند، از الگوهای پویا و دینامیک برای بررسی فرضیه‌ها استفاده می‌شود. در این حالت الگوی‌های سنجی به شرح زیر ارائه می‌گردند:

(۸)

$$y_{it} = \delta y_{it-1} + X'_{it} + u_{it}$$
$$i=1,\ldots,N \quad t=1,\ldots,T$$

که در آن y_{it} منعکس کننده متغیر وابسته یعنی تولید ناخالص

۱. GDP و B به ترتیب، نشان دهنده GDP اسمی و پایه پولی در سطح می‌باشند.

2. Improved McCallum Rule

3. Generalized Method of Moments

اسمی و $X_{it}^{'}$ متغیرهای توضیحی مورد نظر است.
با فرض آنکه جزء اختلال U_{it} منعکس کننده تنها یک عامل است U_{it} به شکل زیر ارائه می‌گردد:

(۹)

$$U_{it} = \mu_i + V_{it}$$

که در آن نمادهای $\mu_i \approx IID(0,\sigma_\mu^2)$ و $V_{it} \approx IID(0,\sigma_v^2)$ هستند. بر این اساس مسئله خود همبستگی به دلیل حضور متغیر وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی آشکار می‌گردد. از آنجا که U_{it} تابعی از μ_i فرض شده است، آشکار است که $y_{i,t-1}$ نیز تابعی از μ_i است، بنابراین متغیر $y_{i,t-1}$ به عنوان یک متغیر توضیحی در سمت راست معادله با جزء خطای U_{it} همبسته می‌گردد. این ویژگی خود سبب تورش دار شدن و ناسازگار شدن تخمین زننده OLS می‌شود (شاهچرا و میرهاشمی نائینی، ۱۳۹۰: ۱۰۲).

در این شرایط به منظور تخمین معادله از روش‌های برآورد دو مرحله‌ای 2SLS[1] اندرسون و هشیائو (۱۹۸۱) یا GMM آرلانو و باند[2] (۱۹۹۱) مورد توجه قرار می‌گیرد. از نظر ماتیاس و سوستر[3] 2SLS ممکن است به دلیل مشکل انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به دست دهد و تخمین‌ها، از لحاظ آماری معنی‌دار نشوند، برای رفع این مشکل آرلانو و باند روش GMM را برای حل این مشکل پیشنهاد کرده‌اند (آرلانو و باند، ۱۹۹۱: ۲۸۲).

۵-تخمین مدل

برای برآورد رابطه (۴) از داده‌های تعدیل شده فصلی پایه پولی، تولید ناخالص داخلی اسمی، برای دوره مطالعه یعنی ۱۳۹۲-۱۳۶۳ استفاده شده که مشتمل بر ۱۲۰ مشاهده است، که این تعداد، برای یک تحقیق سری زمانی به منظور استخراج یک قاعده سیاستی مناسب است. داده‌های مورد استفاده، از سایت و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی اخذ و به ریال می باشند. به منظور ایجاد داده‌های سری زمانی برای ΔVB (مقدار میانگین برای چهار سال)، مقدار $VB = \frac{GDP}{B}$،[4] پایه پولی و تولید ناخالص داخلی اسمی مورد استفاده قرار گرفته است. از آنجا که داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی اسمی هدف در جایی یافت نشد، برای محاسبه آن از روش فیلتر هودریک- پرسکات (HP) استفاده شده است.

قبل از محاسبه روابط (۴)، (۵)، (۷) برای پرهیز از رگرسیون کاذب، آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته[5] و آزمون فیلیپس پرون[6] برای داده‌های سری زمانی انجام شده، که نتایج آن در جدول زیر نمایش داده شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی متغیرها

متغیر	مقادیر آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۱٪
S	-۱۰/۲۳	-۳/۴۸
X	-۶/۳۶	-۳/۴۸
X^*	-۲/۹۹	-۳/۴۹
B	-۶/۵۵	-۲/۵۸
VB	-۱۵/۷۸	-۳/۴۸

مأخذ: محاسبات پژوهش

(تولید ناخالص داخلی اسمی (X)، تولید ناخالص داخلی اسمی هدف (X^*)، پایه پولی به دست آمده در قسمت بعد (B) و نرخ ارز رسمی (S))

نتایج آزمون حاکی از مانایی کلیه متغیرهای مدل بوده با این توضیح که همگی با درجه $I(0)$ مانا بوده‌اند.

همچنان که بیان شد در ابتدا بر اساس مقادیر ۰ تا ۱ برای λ، (به صورت یک صدم، یک صدم تا صد مرحله که بین ۰ تا ۱ در نظر گرفته شده است) مقادیر بهینه پایه پولی محاسبه و بعد از آن مقادیر متفاوتی برای نرخ رشد تولید ناخالص اسمی محاسبه شده است. در این صورت برای انتخاب قاعده مناسب، مقدار مجذور میانگین توان دوم خطاهای RMSE آن از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی اسمی هدف که بر اساس روش فیلتر هودریک-پرسکات محاسبه شده است، برآورد و سناریویی که کمترین مقدار مجذور میانگین توان دوم خطا را داشته انتخاب و پیشنهاد شده است.

پس از محاسبه RMSE به ازای مقادیر مختلف λ،

۴. GDP و B به ترتیب، نشان دهنده GDP اسمی و پایه پولی در سطح می‌باشند.

1. Two-Stage Least Squares
2. Arellano & Bond (1991)
3. Matiyas & Suster
5. Augmented Dickey Fuller
6. Philips Perron

($0<\lambda<1$) نتایج نشان می‌دهد که $\lambda=0$ کاراترین انتخاب بوده و RMSE حداقل می‌گردد. در پیوست نمودار RMSE نسبت به مقادیر λ آمده است.

بنابراین با توجه به نتایج به دست آمده، سیاست‌گذاران پولی برای انتخاب مقدار بهینه پایه پولی به منظور اثر گذاری بر GDP اسمی می‌بایست تنها به مقدار GDP اسمی هدف و متوسط سرعت گردش چهارساله پایه پولی توجه داشته باشند. بنابراین بر اساس رابطه (۴) و طبق قاعده مک کالم نرخ رشد بهینه پایه پولی برای کشور به صورت $\Delta B_t = \Delta X_t^* - \Delta VB_t$ می‌باشد که با توجه به آن، نرخ بهینه پایه پولی برابر با نرخ رشد مطلوب بلندمدت GDP اسمی منهای نرخ سرعت گردش پایه پولی برای متوسط چهارسال گذشته می‌باشد. همچنین نتایج محاسبات حاکی از این است که در فرض $\lambda=0$ قاعده (۲) از RMSE کمتری نسبت به قاعده (۱) مک کالم برخوردار بوده در نتیجه قاعده (۲) مک کالم یعنی فرض استفاده از متوسط GDP اسمی چهار فصل گذشته در رابطه (۴) از قدرت توضیح دهندگی بهتری برخوردار است. حال بر اساس قاعده مطلوب نرخ رشد پایه پولی می‌توان بهترین برازش رابطه (۷) را ارائه کرد. به دلیل وجود متغیرهای تأخیری وابسته داخل مدل که همگی جزء متغیرهای توضیحی هستند، بهترین برازش با روش GMM صورت گرفته است و نتایج آن به شرح جدول (۲) است[۱].

جدول ۲. نتایج برآورد رابطه (۷)

Variable	ضرایب	انحراف معیار	t-Statistic
C	-1945	10730	-1/8
X1(-1)	0/91	0/12	7/3
X1(-2)	-0/16	0/06	-2/42
DB(-1)	0/31	0/13	2/33
S(-4)	750	289	2/59
R-squared	0/99	Durbin-Watson	2/04
Adjusted R-squared	0/99	Prob (J-statistic)	0/73

مأخذ: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۲) مقادیر ضرایب پارامترها و آماره‌های رگرسیون، دال بر تأیید آماری آن است. همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌گردد، اکثر متغیرهای به کار گرفته شده در مدل معنی‌دار هستند. با توجه به مقادیر به دست آمده برای آزمون دوربین واتسون (۲/۰۴)، خودهمبستگی در مدل برازش شده وجود ندارد. همچنین ضریب تعدیل شده ($\overline{R}^2$) مدل ۰/۹۹ به دست آمده است که نشان می‌دهد قدرت توضیح دهندگی مناسب است.

در مجموع رابطه برآورد شده نشان می‌دهد ضریب ΔX_{t-1} (رشد تولید ناخالص داخلی اسمی با یک وقفه می‌باشد) با ضریب ۰/۹۱ بر نرخ رشد تولید ناخالص اسمی اثر مثبتی می‌گذارد. همچنین ضریب برآورد شده برای ΔX_{t-2} (تولید ناخالص داخلی کشور با دو وقفه می‌باشد) با ضریب ۰/۱۶اثر منفی بر نرخ رشد تولید ناخالص اسمی دارد. ضریبΔB_{t-1} (که پایه پولی بهینه شبیه سازی شده با یک وقفه بر اساس قاعده مک کالم می‌باشد) با ضریب ۰/۳۱، اثر مثبتی بر تولید ناخالص داخلی اسمی دارد. ضریب ΔS_{t-4} نشان می‌دهد کاهش ارزش پول کشور با چهار وقفه با ضریب مثبت ۷۵۰ بر رشد تولید ناخالص اسمی اثرگذار می‌باشد.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

ضرورت کاهش تورم و دارا بودن رشد اقتصادی باثبات، از مهم‌ترین اهداف مقامات پولی کشور در دهه‌های گذشته بوده است و برای محقق شدن این امر، وجود یک قاعده مناسب همراه با سیاست‌های پولی ضروری به نظر می‌رسد. از میان قواعد مختلف در زمینه سیاست پولی، قاعده مک کالم برای بررسی در این پژوهش انتخاب شده است. در این قاعده، پایه پولی، ابزار سیاستی بوده و نرخ رشد پایه پولی نسبت به انحراف نرخ رشد اسمی هدف، عکس‌العمل نشان می‌دهد. در مجموع ویژگی‌های این قاعده شامل: ۱) استفاده ازGDP اسمی به جای GDP حقیقی؛ ۲) استفاده از نرخ رشد هدف ثابت برای درآمد اسمی به جای نرخ هدفی است که در طول سیکل تجاری تغییر می‌کند ۳) استفاده از پایه پولی به جای نرخ بهره به عنوان ابزار سیاست پولی می‌باشد. بر این اساس، این مطالعه با استفاده از روش شبیه‌سازی غیر واقعی، به دنبال پاسخ این پرسش بوده است که آیا می‌توان قاعده مک کالم را، به عنوان هدایت‌گر سیاست پولی در ایران معرفی نمود؟

برای تأیید استحکام نتایج تجربی، مقادیر بهینه پایه پولی

۱. متغیرهای ابزاری برای این رگرسیون عبارتند از: ΔX_{t-1}،ΔX_{t-2}، ΔX_{t-3}، ΔB_{t-2}، ΔB_{t-3}، ΔS_{t-1}، ΔS_{t-2}، ΔS_{t-3}، ΔS_{t-4}،

پیشنهادی بر اساس قاعده مک کالم در بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۳ (با استفاده از داده‌های فصلی)، برای ایران محاسبه شد. بعد از به دست آمدن مقادیر بهینه پایه پولی، بر اساس یک رابطه ساده اقتصاد کلان، رابطه بین نرخ رشد بهینه پایه پولی و GDP اسمی، با استفاده از روش تخمین GMM مورد بررسی قرار گرفت، که نتایج آن، حاکی از رابطه مثبت بین این دو شاخص بوده است.

بنابراین با توجه به نتایج، مسیر بهینه تعریف شده برای نرخ رشد پایه پولی توسط قاعده مک کالم، تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی ایران دارد و بر این اساس می‌توان از این قاعده به عنوان یک خط مشی مناسب برای سیاست پولی در ایران استفاده نمود. لذا توصیه این پژوهش آن است که قاعده مک کالم به عنوان یک هدایت‌گر، توسط سیاست‌گذاران پولی مورد استفاده قرار گیرد و این شاخص را به عنوان یک معیار بهینه برای تصمیمات سیاستی استفاده نمایند.

منابع

ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۹). "*طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای یک اقتصاد صادر کننده نفت*". رساله دکتری، به راهنمایی دکتر محمود توسلی، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

توکلیان، حسین (۱۳۹۲). "*قاعده یا صلاحدید در رفتار سیاستی بانک مرکزی رویکرد مارکوف سوئیچینگ، فیلتر کالمن و مدل تعادل عمومی پویای تصادفی*". رساله دکتری، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

ختایی، محمود و سیفی‌پور، رویا (۱۳۸۵). "ابزارها و قواعد شناخته شده سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران مطالعه موردی برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی". *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۳، ۲۶۷-۲۳۳.

شاهچرا، مهشید و میرهاشمی نائینی، سیمین السادات (۱۳۹۰). "تحلیل تأثیرات شوک سیاست پولی بر تسهیلات شبکه بانکی ایران (۱۳۸۸-۱۳۸۰)". *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه*، سال اول، دوره ۴، ۱۱۸-۹۱.

فطرس، محمد حسن؛ توکلیان، حسین و معبودی، رضا (۱۳۹۴). "تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی- رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویای کینزی جدید ۱۳۹۱-۱۳۴۰". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۹، ۹۴-۷۳.

کمیجانی، اکبر؛ الهی، ناصر و صالحی‌رزوه، مسعود (۱۳۹۴). "بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر تورم و شکاف تولید در ایران: رویکرد حد آستانه ای". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۱، ۷۸-۶۱.

کمیجانی، اکبر؛ فرزین‌وش، اسدالله و کیاحسینی، سیدضیاءالدین (۱۳۹۲). "قاعده سیاست پولی مطلوب در محیط بانکداری بدون ربا". *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد اسلامی*، سال سیزدهم، شماره ۵۰، ۵۸-۳۱.

کیاحسینی، سید ضیاءالدین (۱۳۹۲). "*ابزارهای مستقیم سیاست پولی در نظام بانکداری بدون ربا و تأثیر آن بر رشد و تورم*". رساله دکتری، دانشگاه مفید.

هاشمی، مونا (۱۳۹۴). "*نقش قاعده‌مندی سیاست پولی بر رشد اقتصادی*". پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد تهران مرکز.

Anderson, T. W. & Rubin, H. (1950). "The Asymptotic Properties of Estimates of the Parameters of a Single Equation in a Complete System of Stochastic Equations". *The Annals of Mathematical Statistics*, 21(4), 570-582.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *Review of Economic Studies,* 38, 277-297.

Barro, R. & Gordon, D. (1983). "Rules, Discretion, and Reputation in a Model of Monetary Policy". *Journal of Monetary Economics*, 12, 101-122.

Beck, B. & Weiland, V. (2008). "Central Bank Misperceptions and the Role of Money in Interest Rate Rules". *European Central Bank Working Paper Series*, 967, 1-50.

Duker, M. J. (1993). "Can Nominal GDP Targeting Rules Stabilize the Economy?".

Fed Reserve Bank of St. Louis Review, 3, 15-29.

Greene, W. H. (2003). "Econometric Analysis". 7th Edition, 1-820.

Hafer, R. W., Haslag, J. H. & Scott, E. H. (1996). "Implementing Monetary Base Rules: The Currency Problem". *Journal of Economics and Business*, 48(5), 461-472.

Hall, T. E. (1990). "McCallum's Base Growth Rule: Results for the United States. West Germany, Japan and Canada". *Weltwirtschaftliches Archiv*, 126, 630-642.

Judd, J. P. & Motley, B. (1991). "Nominal Feedback Rules for Monetary Policy", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, Summer, 3, 101-124.

Judd, J. P. & Motley, B. (1993). "Using a Nominal GDP Rule to Guide Discretionary Monetary Policy". *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 3, 3-11.

Kydland, F. & Prescott, E. (1977). "Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans". *Journal of Political Economy*, 85, 473-492.

Lucas, J. & Robert, E. (1980). "Rules, Discretion, and the Role of the Economic Advisor, Rational Expectations and Economic Policy". Edited by Stanley Fisher, University of Chicago Press, 199-210.

McCallum, B. T. (1993). "Specification and Analysis of A Monetary Policy Rule for Japan". *NBER Working Paper*, No. 4449.

McCallum, B. T. (1984). "Monetarist Rules in the Light of Recent Experience". *American Economic Review*, 74(2), 388-391.

McCallum, B. T. (1985). "On Consequence and Criticisms of Monetary Targeting". *Journal of Money*, *Credit, and Banking*, 17, 570-597.

McCallum, B. T. (1987). "The Case for Rules in the Conduct of Monetary Policy: A Concrete Example". *Economic Review*, 123, 120-144.

McCallum, B. T. (1988). "Robustness Properties of A Rule for Monetary Policy". *Carnegia-Rochester Conference Series on Public Policy,* 29, 173-204.

McCallum, B. T. (1999). "Issues in the Design of Monetary Policy Rules". *Handbook of Macroeconomics*, Edited by J.B. Taylor and M. Woodford, Chapter 23(1), 1483-1530.

McCallum, B. T. (2000). "Alternative Monetary Policy Rules: A Comparison with Historical Settings for The United States, The United Kingdom, and Japan". *Economic Quarterly of the Federal Reserve Bank of Richmond,* 1(86), 49-79.

McCallum, B. T. (2002). "Monetary Policy Rules and the Japanese Deflation". Conference Paper for the March 20, 2002 *Workshop Sponsored by the Economic and Social Research Institute of the Japanese Government*. 56-89.

McCallum, B. T. (2002). "The Use of Policy Rules in Monetary Policy Analysis". Shadow Open Market Committee. *Carnegie Mellon University*, 344-390.

McCallum, B. T. (2006). "Policy-Rule Retrospective on the Greenspan Era". Shadow Open Market Committee, Manuscript, 8, 23-89.

Meltzer, A. H. (1995). "Monetary, Credit and (Other) Transmission Process: A Monetarist Perspective". *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 49-72.

Ncube, M. & Tshuma, M. (2010). "*Monetary Policy Conduct Based on Nonlinear Taylor Rule: Evidence from South Africa*". African Development Bank Group, Paper, No. 113.

Olmedo, A. (2002). "Asymmetries in the Central Bank Behavior, THEMA (THéorie Economique, Modélisatione tApplications)". *Université de Cergy-Pontoise*, 20-78.

Philip, N. J. (2000). "Home Base and Monetary Base Rules: Elementary Evidence from the 1980s and 1990s". *Journal of Economics and Business*, 52, 161-180.

Razzak, W. A. (2003). "Is The Taylor Rule Really Different from The McCallum Rule?". *Contemporary Economic Policy*, 21(4), 445-457.

Shuzhang, S., Christopher, G. & Baiding, H. (2010). "Evaluating McCallum Rule as Policy Guideline for China". *Lincoln University,* 1-18.

Simons, H. C. (1936). "Rules versus Authorities in Monetary Policy". *The Journal of Political Economy,* 44, 1-30.

Stark, T. & Croushore, D. (1996). "Evaluating McCallum's Rule When Monetary Policy Matters". *Federal Reserve Bank of Philadelphia working Paper,* No, 1-13.

Taylor, J. B. (1993). "Discretion Versus Policy Rules in Practice". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.

Taylor, J, B. (1998). "*Monetary Policy Guidelines for Employment and Inflation Stability*". Inflation, Unemployment, and Monetary policy. The MIT Press.

Taylor, J. B. (1999). "*A Historical Analysis of Monetary Policy Rules, In Monetary Policy Rules*". edited by John B. Taylor, University of Chicago Press.

Taylor, J. B. (2000). "*Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies*". Stanford University

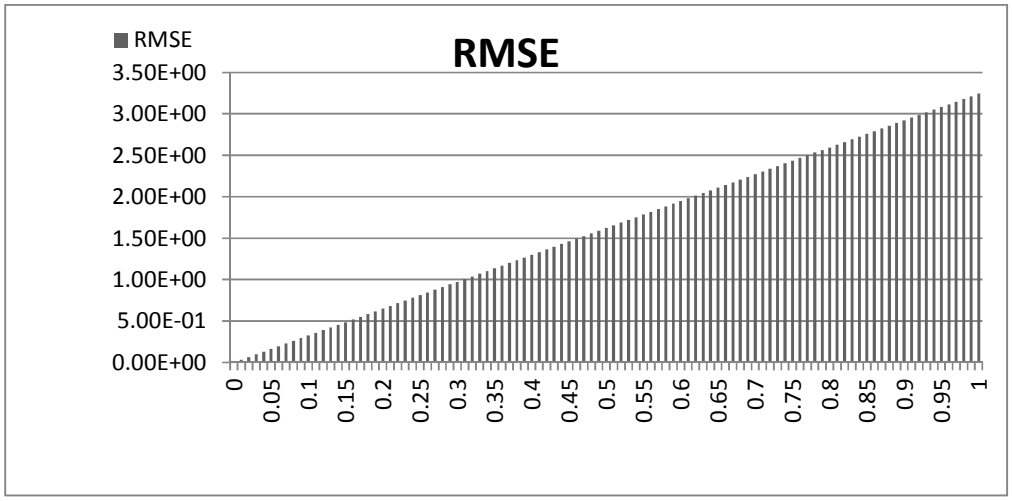
Taylor, J. B. (2001). "The role of the Exchange Rate in Monetary Policy Rules". The American Economic Review, 91, 263-267.

.

پیوست:

نمودار ۱. RMSE بر حسب λ

$$\lambda(\Delta X^{*}_{t-1} - \Delta X_{t-1})$$



مقدار RMSE در $\lambda=0$ برابر با ۹/۹۳ E-۱۱ شده است. که نسبت به سایر مقادیر RMSE، کمترین مقدار است.

فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هفتم، شماره بیست و ششم، بهار ۱۳۹۶ (۱۴۴ـ۱۲۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 7, No. 26, April 2017 (125-144)

تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر نوسانات اشتغال با تأکید بر اشتغال بخش خصوصی

***محمدعلی احسانی[۱]، هادی کشاورز[۲]، مسعود کشاورز[۳]**

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران
۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران
۳. کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۵/۲/۲۳ پذیرش: ۱۳۹۵/۶/۲۱)

The Impact of Monetary and Fiscal Policies on Employment Fluctuations with an Emphasis on Private Sector Employment

***Mohammad Ali Ehsani[1], Hadi Keshavarz[2], Masoud Keshavarz[3]**
1. Assistant Professor of Economics,Mazandaran University, Babolsar, Iran
2. Assistant Professor of Economics, Persian Gulf University, Bushehr, Iran
3. M.A. in Economics,Tehran University, Tehran, Iran
(Received: 12/May/2016 **Accepted:** 11/Sep/2016)

چکیده:
سیاست‌های پولی و مالی از مهم‌ترین سیاست‌های تثبیت اقتصادی هستند که برای مدیریت و کنترل سمت تقاضا استفاده می‌شوند اما صاحب‌نظران اقتصادی در مورد این سیاست‌ها و نتایج حاصل از آن اتفاق‌نظر ندارند. آنچه باید بدان توجه داشت این است که ریشه مباحث مطرح شده در موافقت یا مخالفت با این سیاست‌ها، اختلاف‌نظر درباره آثار بر جای مانده از اجرای این سیاست‌ها بر اقتصاد است. این مطالعه تلاش می‌کند با تعدیلاتی در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران، آثار اجرای سیاست‌های پولی و مالی بر نوسانات بازار کار را بررسی کند. پس از تخمین مدل با استفاده از روش بیزین الگو شبیه‌سازی شد. نتایج حاصل از تجزیه واریانس نشان می‌دهد که استخدام دولت بیشترین سهم را در تبیین نوسانات بیکاری و تکانه پولی بیشترین نقش را در اشتغال بخش خصوصی ایفا می‌کند. همچنین بررسی توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد که تکانه پولی، تکانه استخدام بخش دولتی و تکانه درآمد نفتی بیکاری کل را کاهش می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: سیاست‌های پولی و مالی، بازار کار، تعادل عمومی پویای تصادفی، روش بیزین.
طبقه‌بندی JEL: C68، J60، E60.

Abstract:
Monetary and fiscal policies are considered of high significance in the economic stabilization policies that are utilized to manage the demand side, but economic experts do not agree upon this policy and its results. This is worthwhile to mention that the source issues in the agreement or disagreement with this policy are the differences of opinions about the effects of this policy on the economy. This study attempts to investigate the effects of monetary and fiscal policies on the labor market fluctuations via the adjustment to the new Keynesian dynamic stochastic general equilibrium model in Iranian economy. After estimating the model using Bayesian approach, the model was simulated. The results of variance decomposition show that government employment was the largest role in explaining the fluctuations in unemployment and monetary shocks play the most important role in private sector employment. Impulser response functions also show that monetary shock, government employment shock and oil revenues shock reduce the total unemployment

Keywords: Monetary and Fiscal Policies, Labor Market, Dynamic Stochastic General Equilibrium, Bayesian Approach.
JEL: C68, J60, E60.

* **نویسنده مسئول:** محمدعلی احسانی
E-mail: m.ehsani@umz.ac.ir

*Corresponding Author: Mohammad Ali Ehsani

۱- مقدمه

سیاست‌های پولی و مالی از مهم‌ترین سیاست‌های تثبیت اقتصادی هستند که برای مدیریت و کنترل سمت تقاضا استفاده می شوند. بعضی از اقتصاددانان استدلال می کنند که سیستم اقتصادی شاهد شوک هایی است که مرتب بر عرضه و تقاضای کل وارد می‌شود؛ اگر سیاست‌گذاران برای تثبیت نظام اقتصادی از سیاست پولی و مالی استفاده نمایند، می‌توانند اثر شوک‌های اقتصادی بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید، تورم و بیکاری را حداقل نمایند (ابونوری و همکاران، ۱۳۸۷، ۱۱۸).

در بین مکاتب مختلف اقتصادی، مکتب کینزی سیاست‌های مالی را تحت شرایط خاصی همچون عدم تعادل، بیکاری و ظرفیت‌های خالی اقتصادی دارای کارایی بیشتر می‌داند و معتقد است با سیاست‌های مالی می‌توان سطح اشتغال و قیمت‌ها را کنترل کرد. در حالی که برخی مکاتب دیگر همانند مکتب پولی سیاست‌های پولی را مؤثرتر می‌دانند و ادعا می‌کنند، از آنجایی که شوک‌های مالی مثبت ممکن است با واکنش‌های غیر منتظره از طرف بخش خصوصی مواجه شوند، لذا به میزان زیادی اثر خود را از دست می‌دهند و در حقیقت واکنش‌های بخش خصوصی، ممکن است باعث از بین رفتن آثار سیاست‌های مالی دولت شوند. در همین راستا، نظرات اقتصاددانان مختلف در مورد اجرای سیاست‌های پولی و مالی و نحوه تدوین آنها نیز یکسان نیست.

برخی از اقتصاددانان، سیاست‌های پولی مبتنی بر تشخیص یا سیاست‌های فعال پولی را توصیه می‌کنند؛ بدین معنی که در مواجهه اقتصاد با رونق‌ها و رکودها، بانک مرکزی باید با توجه ابزاری که در اختیارش قرار گرفته است، سیاست‌های پولی انقباضی و انبساطی را اعمال نماید تا بدین وسیله اقتصاد را به مسیر اصلی خود برگرداند (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۴: ۶۱). ولی در مقابل این گروه، گروهی دیگر از اقتصاددانان در دهه‌های اخیر با ذکر اشکالات این روش تدوین سیاست پولی، مانند وجود وقفه‌های تشخیص، اجرا و اثرگذاری سیاست پولی را به گونه دیگری تحلیل می‌کنند. این گروه بر این عقیده‌اند که وجود این وقفه‌ها سبب کم اثر شدن سیاست‌های پولی می‌شود و بانک مرکزی باید بدون توجه به شرایط مختلف اقتصادی همانند رکودها و رونق‌ها و تنها با توجه به شرایط کلی اقتصاد کشور یک سیاست پولی منضبط را در پیش بگیرد و با انتخاب یک یا چند هدف مثل هدف قرار دادن یک نرخ تورم خاص، تمام ابزارهای خود را در جهت رسیدن به این هدف مورد استفاده قرار دهد. در واقع این اقتصاددانان سیاست‌های پولی منضبط، یعنی انتخاب یک مسیر سیاست پولی مشخص برای رسیدن به هدفی خاص را با توجه به شرایط کلی اقتصاد تجویز می‌کنند و در واقع قواعد سیاستی را جایگزین سیاست‌های مبتنی بر تشخیص می‌کنند؛ و عقیده دارند که این سیاست‌ها نباید تحت تأثیر نوسانات معمولی اقتصاد قرار گیرد (علوی، ۱۳۸۸، ۱۰).

هر چند بحث خنثی یا خنثی نبودن پول یا اثرگذاری سیاست مالی از جمله مباحث بسیار مهم و جدال انگیز در حوزه مباحث اقتصاد کلان بوده است و دیدگاه‌های متفاوت اقتصادی در این زمینه وجود دارد اما آنچه باید بدان توجه داشت این است که ریشه مباحث مطرح شده در موافقت یا مخالفت با این سیاست‌ها، اختلاف‌نظر درباره آثار بر جای مانده از اجرای این سیاست‌ها بر اقتصاد است. چنانچه سیاست‌های پولی و مالی به نحو مناسبی تدوین و اجرا گردند، می‌توانند نقش مؤثری در ایجاد ثبات و رشد اقتصادی بلندمدت ایفا نمایند. به همین جهت نیاز است تا کشورهای مختلف کارایی و اثربخشی این سیاست‌ها را در شرایط مختلف مورد بحث و بررسی قرار داده و اثرات آنها را قبل از اجرا تحلیل نمایند.

اشتغال یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان می‌باشد که سیاست‌های پولی و مالی از ابزارهای مهم در دست دولت و بانک مرکزی برای کاهش بیکاری به شمار می‌روند و می‌توانند به طرق مختلف باعث تغییر آن گردند. با توجه به اهمیت اثر سیاست‌گذاری‌های اقتصادی از جمله سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد نظیر اشتغال روشن شدن این ارتباط می‌تواند راهگشایی در جهت برنامه‌ریزی کلان کشور باشد. در این مطالعه سعی می‌شود تا اثر سیاست‌های پولی و مالی بر نوسانات بازار کار در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی تا حد ممکن مدل‌سازی شود.

از این‌رو، در این مقاله با تعدیلاتی در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران، درباره آثار اجرای سیاست‌های پولی و مالی بر نوسانات بازار کار بحث می شود. تعدیلات صورت گرفته باید به نحوی باشد که تا حد ممکن واقعیات اقتصاد ایران را نشان دهد. از جمله این

واقعیت‌ها بیکاری غیرارادی و اصطکاک بازار کار، نقش نفت در بودجه جاری و عمرانی دولت، و سیاست‌های پولی و مالی است. در بخش بازار کار استخدام دو بخش عمومی و خصوصی در مدل لحاظ گردیده است. تفکیک کردن استخدام بخش عمومی و خصوصی این امکان را فراهم می‌کند که اثرات تکانه‌های مختلف بر استخدام هر کدام از بخش‌ها به‌خصوص بخش خصوصی بهتر نمایان گردد.

در بخش خصوصی الگو به‌وسیله مدل جستجو و تطبیق[1] مدل‌سازی شده است. مدل‌های جستجو و تطبیق فعلی بازار کار، پایه‌های خود را از مطالعه اولیه فلپس (۱۹۶۷) دارد که نشان داد نظریه جستجو در تجزیه و تحلیل نرخ بیکاری طبیعی و رابطه بین تورم و بیکاری مفید است. دیاموند (۱۹۸۲)[2]، مورتنسن[3] (۱۹۸۶) و پیزاریدز (۱۹۸۵) این مدل‌ها را توسعه دادند و توانستند نظریه استاندارد بیکاری تعادلی را در چارچوب فرایند تطبیق و جستجو معرفی نمایند که پیش‌بینی‌های دقیق‌تری از رفتار بازار کار در چارچوب نئوکلاسیک ارائه دادند (پیزاریدز، ۲۰۰۰: ۱۳). در دهه گذشته مدل‌های جستجو و تطبیق به ابزار اصلی[4] مدل‌سازی در اقتصاد نظری بازار کار تبدیل شده‌اند (راجرسون و همکاران[5]، ۲۰۰۵: ۹۶۰). مدل دیاموند – مورتنسن – پیزاریدز[6] (DMP) به جای تمرکز بر هزینه دستمزد حقیقی نیروی کار و موجودی تقاضای کار، بر جریان پویای بازار کار و تطبیق بنگاه‌ها و کارگران پرداختند که در تعادل جریان ورود و خروج از بیکاری برابر است. این مدل ها بیانگر این نکته هستند که پیدا کردن نیروی کار مناسب برای یک فرصت شغلی توسط کارآفرینان یا پیدا کردن یک شغل مناسب توسط نیروی کار وقت گیر و فعالیت هزینه‌بری است که اصطکاک‌های جستجو را مشخص می‌کنند.

اجزای مدل DMP شامل (۱) مدل تصادفی از گردش کار، که در آن کارگران از کار جدا می‌شوند و به نیروی کار بیکار تبدیل می‌شوند و برای پیدا کردن شغل جدید تلاش می‌کنند، (۲) یک مدل از فشار بازار کار، جایی که کارفرمایان حجم فرصت های شغلی را انتخاب و برای جذب نیروی کار جدید تلاش کرده و در پاسخ به نتیجه حاصل از ایجاد شغل نرخ استخدام را کنترل می کنند و (۳) مدل چانه زنی تعیین دستمزد، که انگیزه برای ایجاد شغل را تنظیم می کند زیرا کارفرمایان به اندازه تفاوت بین بهره‌وری کارگران و دستمزد پرداختی سود می‌برند.

در بخش دولت تلاش شده است که هزینه‌های دولت، شامل مخارج جاری و عمرانی، دستمزد نیروی کار بخش دولتی و یارانه و درآمدهای دولت شامل درآمد حاصل از حق‌الضرب (چاپ پول جدید)، قرض از بخش خصوصی (در قالب اوراق مشارکت یا قرض از سیستم بانکی) و درآمدهای حاصل از فروش نفت و مشتقات آن و درآمد حاصل از مالیات‌ها (مالیات بر حقوق و دستمزد، مالیات بر مصرف و مالیات بر شرکت‌ها) در مدل لحاظ گردد تا مدل به واقعیت‌های اقتصاد ایران نزدیک‌تر شود.

چارچوب کلی مطالعه پس از مقدمه به این ترتیب خواهد بود: بخش اول به مطالعات انجام شده در ایران می‌پردازد. بخش دوم مدل را ارائه می‌دهد. برآورد الگو و تحلیل نتایج، موضوع بخش سوم خواهد بود. در نهایت بخش چهارم به نتیجه‌گیری خواهد پرداخت.

۲- مروری بر مطالعات تجربی

فرم‌های اولیه الگوهای DSGE، برای نخستین بار توسط مقاله کیدلند و پرسکات (۱۹۸۲) و پرسکات (۱۹۸۶)، بر پایه الگوهای RBC، معرفی شد. کولی و هنسن (۱۹۸۹) با اضافه کردن بخش پولی به مدل پایه، با فرض وجود رقابت کامل، قیمت‌ها و دستمزدهای انعطاف پذیر، چارچوب جدیدی ارائه کردند که به مدل پولی کلاسیک معروف شد. اما شواهد تجربی نشان داد که نتایج حاصل از الگوهای RBC، با دنیای واقعی سازگار نیستند. در نتیجه الگوهای کینزی جدید، با اضافه کردن اجزایی به الگوهای ادوار تجاری حقیقی شکل گرفتند. الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید (NK-DSGE[7]) محصول اصلی سنتز جدید نئوکلاسیک[8] (گودفرند و کینگ، ۱۹۹۷) است که شامل معرفی طیف گسترده‌ای از نواقص ادبیات کینزی جدید در چارچوب اقتصاد کلان می‌باشد.

والش[9] با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی و

1. Search and Match Process
2. Diamond (1982)
3. Mortensen (1986)
4. Work Horse
5. Rogerson et al. (2005)
6. Diamond, Mortensen, Pissarides
(برندگان جایزه نوبل سال ۲۰۱۰)

7. New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium
8. New Neo-Classical Synthesis
9. Walsh (2005)

با در نظر گرفتن جستجوی بازار کار به همراه چسبندگی دستمزد به بررسی اثر سیاست پولی بر تولید و تورم می‌پردازد. نتایج وی نشان می‌دهد که هر چند چسبندگی و پایداری عادت مصرفی در واکنش قوزی شکل تولید و تورم نسبت به تکانه‌های پولی مهم هستند اما اصطکاک بازار کار پاسخ شدیدتری را ایجاد می‌کند (والش، ۲۰۰۵: ۸۴۹-۸۲۹).

کریستیانو و همکاران[1] با استفاده از یک الگوی DSGE همراه با چسبندگی‌های اسمی نشان دادند که تکانه پولی می‌تواند یک واکنش مقعر (قوزی شکل)[2] در تولید، سرمایه‌گذاری، مصرف، اشتغال و بهره‌وری را ایجاد کند. نتایج آنها نشان داد که تکانه پولی موجب تغییر اندکی در دستمزد حقیقی شده است و در نهایت، نرخ بهره و رشد حجم پول، در جهتی مخالف با تکانه پولی تغییر می‌کنند (کریستیانو و همکاران، ۲۰۰۵: ۴۵-۱).

موناچلی و همکاران با برآورد الگوی VAR ساختاری (SVAR[3]) به مطالعه اهمیت بازارهای مالی برای نوسانات اشتغال (بیکاری) با استفاده از فرایند جستجو و تطبیق پرداختند. نشان دادند که اگر بنگاه ها منابع مالی کافی برای برنامه‌های استخدام خود، در اختیار داشته باشند، انقباض اعتباری هنوز هم می‌تواند منجر به کاهش مداوم در اشتغال شود (موناچلی و همکاران، ۲۰۱۱: ۴۹-۱).

آلتوگ و کاباکا[4] به بررسی اصطکاک بازار مالی و بازار کار بر نوسانات بازار کار در اقتصادهای نوظهور[5] پرداختند. آنها با طراحی یک الگوی DSGE و با در نظر گرفتن اصطکاک جستجو[6] در بازار کار، موفق به توضیح ویژگی چرخه‌های تجاری بازارهای نوظهور از جمله مصرف پر نوسان‌تر، حرکات ضد ادواری خالص صادرات[7]، دستمزد پر نوسان‌تر و هم‌جهت با ادوار تجاری، افزایش در ساعات کار سرانه و اشتغال شدند. از سوی دیگر، معرفی اصطکاک مالی، کارایی مدل را به‌طور قابل توجهی افزایش می‌دهد و نشان می‌دهند که اصطکاک در هر دو بازار کار و بازارهای مالی برای توضیح چرخه‌های تجاری در اقتصادهای نوظهور لازم هستند (آلتوگ و کاباکا، ۲۰۱۱: ۳۹۸-۳۸۳).

نظری و گوهریان به بررسی اثر متغیرهای سیاست پولی بر اشتغال به تفکیک بخش‌های عمده اقتصادی در ایران طی دوره ۱۳۷۸-۱۳۴۵ با استفاده از روابط هم جمعی پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد که تغییر عرضه پول از طریق تغییر حجم نقدینگی و پرداختی به بخش غیردولتی با تغییر اشتغال در بخش‌های تولیدی، دارای رابطه مستقیم می‌باشد؛ در واقع افزایش اعتبارات پرداختی به بخش غیردولتی باعث افزایش اشتغال در بخش‌های تولیدی می‌گردد و مطالبات سیستم بانکی از بخش دولتی با اشتغال کل، اشتغال بخش کشاورزی و اشتغال بخش صنعت رابطه معکوس و با اشتغال بخش خدمات رابطه مستقیم دارد (نظری و گوهریان، ۱۳۸۱: ۲۰۷-۱۸۷).

شیرین‌بخش اثرات سیاست پولی را بر سرمایه‌گذاری و اشتغال با استفاده از الگوی خود بازگشت برداری یا VAR بررسی نمود. نتایج حاصل تجزیه واریانس مربوط به متغیر اشتغال نشان می‌دهد که اهمیت نسبی تکانه سرمایه‌گذاری بر روی اشتغال بیشتر از متغیرهای سیاست‌های پولی (اعتبارات، نرخ ارز و عرضه پول) است. همچنین بررسی تابع عکس‌العمل آنی (IRF) حاکی از آن است که واکنش دو متغیر سرمایه‌گذاری و اشتغال به تکانه ناشی از اعتبارات، نرخ ارز و عرضه پول فاقد اعتبار آماری است (شیرین بخش، ۱۳۸۴: ۲۷۳-۲۶۳).

کشاورز حداد و همدونی اصل تأثیر سیاست‌های اعتباری بر سطح اشتغال را با استفاده از مدل VAR بررسی نمودند. نتایج آنها حاکی از آن است که سیاست‌های اعتباری در بخش دولتی بر سطح اشتغال کار بی‌تأثیر بوده ولی این سیاست‌ها در بخش غیردولتی دارای تأثیرات بلندمدتی است (کشاورز حداد و همدونی اصل، ۱۳۸۹: ۵۷-۳۶).

فولادی و ستایش با استفاده از یک مدل تعادل عمومی ایستا به بررسی اثر سیاست‌های مالی بر تولید، اشتغال و درآمد خانوارها پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد مخارج دولت تأثیر قوی‌تری بر تولید و اشتغال دارد به گونه‌ای که ضریب تکاثری مخارج دولت تقریباً چهار برابر ضریب تکاثری مالیات است و کمترین اثر مربوط به پرداخت‌های انتقالی است. نتایج حاصل از افزایش مالیات بر درآمد، مالیات بر تجارت خارجی و مالیات بر بخش‌های اقتصادی نشان می‌دهد مالیات بر درآمد، کمترین اثر منفی را بر GDP دارد و مالیات بر واردات، بیش از همه بر

1. Christiano et al. (2005)
2. Hump Shaped
3. Structural Vector Auto Regressive
4. Altug & Kabaca (2011)
5. Emerging Economies
6. Search Frictions
7. Countercyclical Net Exports

تولید ناخالص داخلی تأثیر خواهد گذاشت (فولادی و ستایش، ۱۳۹۲: ۱۰۹-۸۵).

فطرس و همکاران تأثیر تکانه‌های پولی و مالی را بر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی بررسی کردند. نتایج آنها نشان می‌دهد که تکانه پولی مصرف داخلی نقدینگی و تورم را افزایش می‌دهد اما تأثیر آن بر تولید غیرنفتی اندک است. همچنین تکانه مخارج دولت، مصرف بخش خصوصی را افزایش می‌دهد اما سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش می‌یابد و در کل مخارج دولت باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود (فطرس و همکاران، ۱۳۹۴: ۹۴-۷۳).

۳- مدل

مدل مورد نظر از یک خانوار نماینده، خرده‌فروشان، کارآفرینان (تولیدکنندگان کالاهای عمده‌فروشی)، بازار کار، دولت- بانک مرکزی تشکیل شده است که در ادامه به تشریح هر کدام از بخش‌ها خواهیم پرداخت.

۳-۱- خانوارها

یک خانوار نماینده با تعدادی از اعضا که با یک نرمال شده وجود دارد. در زمان t، کسری از اعضای خانوار شاغل (در بخش خصوصی و در بخش دولتی) (n_t) و بقیه بیکار هستند ($u_t = 1 - n_t$). اعضای شاغل خانوار، دستمزد اسمی w_t^n را دریافت می‌کنند و اعضای بیکار خانوار مزایای بیکاری $\bar{b}$ دریافت می‌کنند. هر عضو خانوار دارای تابع مطلوبیت زیر هست.

(۱)

$$u\left(c_t, \frac{M_t}{p_t}\right) = \frac{c_t^{1-\sigma_c}}{1-\sigma_c} + \frac{\kappa_m}{1-b_m} m_t^{1-b_m}$$

که در آن c_t مصرف کالاهای نهایی خانوار، M_t مانده اسمی پول، p_t سطح عمومی قیمت‌ها هست. خانوار از مصرف کالاهای نهایی و نگهداری مانده حقیقی پول، مطلوبیت کسب می‌کند. خانوار نماینده به دنبال حداکثر کردن مطلوبیت طول عمر خود است:

(۲)

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, \frac{M_t}{p_t})$$

که $0 \le \beta \le 1$ عامل تنزیل است. در دوره t خانوار نماینده منابعی از قبیل دستمزد حاصل از عرضه نیروی کار w_t^n، سود بنگاه‌ها Π_t، بهره اوراق مشارکت r_{t-1}^n، نرخ حقیقی اجاره سرمایه r_t^k و مانده واقعی m_{t-1} از دوره قبل را در اختیار دارد و با اوراق مشارکت B_t پس‌انداز می‌کنند و مالیات T_t که شامل مالیات بر مصرف τ_c، دستمزد τ_w و عایدی سرمایه τ_r است را می‌پردازد. بنابراین محدودیت بودجه خانوار نماینده برابر است با:

(۳)

$$(1+\tau_{c,t})c_t + m_t + I_t + \frac{B_t}{p_t} \le$$
$$(1-\tau_{w,t})\frac{w_t^n}{p_t} n_t + \bar{b}(1-n_t) + \frac{m_{t-1}}{\pi_{t+1}} + \Pi_t$$
$$+(1-\tau_r) r_{t-1}^k K_{t-1} + (1+r_{t-1}^n)\frac{B_{t-1}}{p_t}$$

۳-۲- جریان کار

نیروی کار به‌عنوان نهاده در بخش عمومی و خصوصی استفاده می‌شود. نیروی کار استخدام شده در بخش عمومی L_t^G دستمزد w_t^G را دریافت می‌کند و نیروی کار استخدام شده در بخش خصوصی L_t^p دستمزد w_t^p را دریافت می‌کند.

نیروی کار بخش عمومی در قسمت دولت توضیح داده خواهد شد. در بخش خصوصی بازار کار به وسیله الگوی جستجو و تطبیق مدل‌سازی شده است. ویژگی الگوی مزبور این است که در هر دوره، اشتغال (بیکاری) از شرایط حاکم بر بازار کار به دست می‌آید. در هر دوره، تعداد افرادی که استخدام می‌شوند به فرصت‌های شغلی ایجاد شده توسط بنگاه‌ها و تعداد بیکاران بستگی دارد. در این صورت، اگر تعداد فرصت‌های شغلی ایجاد شده کم باشد یا تعداد بیکاران زیاد باشد، بیکاری غیرارادی پدید می‌آید. از آنجایی که در اقتصاد ایران، مقدار عرضه نیروی کار در دستمزدهای رایج بر مقدار تقاضا فزونی داشته و باعث پدید آمدن بیکاری غیرارادی می‌شود این مدل نوسانات بیکاری را بهتر می‌تواند توضیح دهد. مدل استاندارد جستجو و تطبیق توسط DMP[1] ارائه شد. شیمر[2] با استفاده از مدل (DMP) نشان داد که مدل جستجو و تطبیق نمی‌تواند

1. Diamond, Mortensen, Pissarides (برندگان جایزه نوبل سال ۲۰۱۰)
2. Shimer

نوسانات ادواری مشاهده شده در بیکاری و فرصت‌های شغلی را در واکنش به تکانه‌ها ایجاد کند که به معمای شیمر[1] معروف شد (شیمر، ۲۰۰۵: ۴۹-۲۵). برای حل معمای شیمر، گرتلر، سالا و تریگاری (GST)[2] (۲۰۰۸) مدلی را ارائه کردند که با در نظر گرفتن چانه‌زنی دستمزدهای اسمی باعث حساسیت دستمزد واقعی به نرخ تورم شدند و در نتیجه این مدل بهتر می‌تواند نوسانات بازار کار را توضیح دهد. در این مقاله بازار کار طبق GST مدل‌سازی شده است.

در این مدل تعداد افرادی که در هر دوره استخدام می‌شوند به فرصت‌های شغلی ایجاد شده توسط بنگاه‌ها و تعداد بیکاران بستگی دارد. مشاغل جدید وقتی به وجود می‌آیند که کارگران بیکار با فرصت‌های شغلی به وجود آمده تطبیق یابند. تعداد کسانی که تطبیق می‌یابند با یک تابع تطبیق کاپ- داگلاس توصیف می‌شوند:

(۴)

$$m_t = \sigma_m v_t^{\sigma} u_t^{1-\sigma}$$

m_t تعداد افراد تطبیق یافته جدید در بخش خصوصی، v_t تعداد فرصت‌های شغلی ارائه شده توسط بخش خصوصی و u_t تعداد بیکاران و σ_m پارامتر حاکم بر کارایی تطبیق[3] است.

در هر دوره، کسری ($1-\rho_t$) از کارگران موجود به‌طور برون‌زا از بنگاه‌ها جدا می‌شوند. از این‌رو، کل نیروی کار شاغل در بخش خصوصی L_t^p مجموع افراد باقیمانده از دوره قبل و تعداد افراد تطبیق یافته جدید خواهد بود.

(۵)

$$L_t^p = \rho_t L_{t-1}^p + m_t$$

و اشتغال کل برابر افراد استخدام شده در بخش دولتی و خصوصی خواهند بود.

(۶)

$$n_t = \varphi^p L_t^p + (1-\varphi^p) L_t^G$$

که در آن φ^p سهم اشتغال بخش خصوصی است. همچنین نرخ بیکاری برابر خواهد بود با:

(۷)

$$u_t = 1 - n_{t-1}$$

بنابراین، کارگرانی که شغل خود را از دست می‌دهند باید یک دوره منتظر بمانند تا به جستجو برای یک شغل جدید بپردازند. همچنین، احتمال پر شدن فرصت‌های شغلی یک بنگاه در دوره t، $q_t^l = \frac{m_t}{v_t}$ و احتمال پیدا کردن شغل توسط نیروی کار در بخش خصوصی $s_t^l = \frac{m_t}{u_t}$ خواهد بود.

۳-۳- کارآفرینان

کارآفرینان در هر دوره با استفاده از خدمات سرمایه و نیروی کار به تولید کالاهای عمده‌فروشی با استفاده از یک تابع تولید کاپ- داگلاس می‌پردازند.

(۸)

$$y(j) = z_t \left(K_{t-1}(j) KG_{t-1}^{\psi}\right)^{\alpha} \left(l_t^p(j)\right)^{1-\alpha}$$

که در آن $L_{j,t}^p$ نیروی کار استخدام شده در بخش خصوصی و $K_{j,t}$ سرمایه فیزیکی KG_t حجم سرمایه دولتی است که فرض می‌شود به صورت سرمایه افزا در تولید کالای عمده فروشی تأثیر می‌گذارد برای همه کارآفرینان مشترک است و ψ میزان تأثیرگذاری سرمایه دولتی در تولید را نشان می‌دهد. تکانه تکنولوژی z_t از یک فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول به شکل زیر پیروی می‌کند:

(۹)

$$\log z_t = \rho_z \log z_{t-1} + \varepsilon_t^z \ ,$$
$$\varepsilon_t^z \sim i.i.d.N(0, \sigma_{\delta^z}^2)$$

در زمان t، هر کارآفرین، (j) vفرصت شغلی را به‌منظور جذب نیروی کار جدید ارائه می‌دهد. نرخ استخدام، $x_t(j)$ به صورت نسبت استخدام‌های جدید، $q_t^l v_t(j)$، به نیروی کار موجود، $L_{j,t}^p$ تعریف می‌شود:

(۱۰)

$$x_t(j) = \frac{q_t^l v_t(j)}{L_{j,t}^p}$$

نرخ استخدام برای آژانس یک متغیر کنترل محسوب می‌شود. با توجه به قانون اعداد بزرگ، آژانس کار q_t^l یعنی احتمال پر شدن فرصت‌های شغلی را می‌داند. ارزش ایجاد شده توسط

1. Shimer Puzzle
2. Gertler, Sala and Trigari (2008)
3. Matching Efficiency

کارآفرینان $F_t(j)$ به صورت زیر خواهد بود:

(۱۱)

$$F_t(j)=p_t^w(j)y_t(j)-r_t^k\,\mathrm{k}_t(j)-w_t^p L_t^p(j)$$
$$-\frac{\kappa}{2}x_t(j)^2\,\mathrm{L}_{t-1}^p(j)+\beta E_t\Lambda_{t,t+1}F_{t+1}(j)$$

p_t^w قیمت کالاهای عمده‌فروشی، $\frac{\kappa}{2}x_t(j)^2 n_t(j)$ هزینه تعدیل درجه دوم نیروی کار و $\beta E_t\Lambda_{t,t+1}$ نرخ تنزیل آژانس‌های اشتغال و $\Lambda_{t,t+1}=\frac{c_{t+1}}{c_t}$ نرخ جانشینی مصرف دو دوره متوالی است.

در هر دوره از زمان بنگاه‌ها دارایی خود را با انتخاب نرخ استخدام (به وسیله ارائه فرصت‌های شغلی) و موجودی سرمایه حداکثر می‌کنند. شرط مرتبه اول به صورت زیر به دست می‌آید.

(۱۲)

$$r_t^k=p_t^w\alpha\frac{y_t(j)}{k_t(j)}=p_t^w\alpha\frac{y_t}{k_t}$$

(۱۳)

$$\kappa x_t(j)=p_t^w f_{nt}(j)-w_t^p(j)+\beta E_t\Lambda_{t,t+1}\partial F_{t+1(j)}\Big/\partial L_t^p(j)$$

که در آن

(۱۴)

$$f_{nt}(j)=(1-\alpha)\frac{y_t(j)}{L_t^p(j)}=(1-\alpha)\frac{y_t}{L_t^p}$$

با استفاده از قضیه پوش برای به دست آوردن $\partial F_t(j)/\partial p_{t-1}^p$ و ترکیب کردن معادلات خواهیم داشت:

(۱۵)

$$\kappa x_t(j)=p_t^w f_{nt}(j)-w_t^p(j)+\beta E_t\Lambda_{t,t+1}\frac{\kappa}{2}x_{t+1}(j)^2+$$
$$\rho\beta E_t\Lambda_{t,t+1}\kappa x_{t+1}(j)$$

چنانچه $j_t(j)$ ارزش ناشی از افزودن نیروی کار جدید برای بنگاه در زمان t باشد می‌توان آن را به صورت زیر به دست آورد.

(۱۶)

$$J_t(j)=p_t^w f_{nt}(j)-w_t^p(j)+$$
$$\beta E_t\Lambda_{t,t+1}\partial F_{t+1}(j)/\partial p_t^p$$

با استفاده از (۱۵) می‌توان به صورت زیر نوشت:

(۱۷)

$$J_t(j)=p_t^w f_{nt}(j)-w_t^p(j)-\beta E_t\Lambda_{t,t+1}\frac{\kappa}{2}x_{t+1}(j)^2+$$
$$E_t\frac{L_{t+1}^p}{L_t^p}(j)\beta\Lambda_{t,t+1}J_{t+1}(j)$$

$V_t(j)$ منافع نیروی کار از استخدام در بنگاه j و U_t منافع بیکاری است. ارزش ایجاد شده برای نیروی کار از استخدام در بنگاه j برابر است با:

(۱۸)

$$V_t(j)=w_t(j)+\beta E_t\Lambda_{t,t+1}\left[\rho V_{t+1}(j)+(1-\rho)U_{t+1}\right]$$

ارزش متوسط اشتغال در آژانس‌های اشتغال در زمان t برابر است با:

(۱۹)

$$V_t=w_t+\beta E_t\Lambda_{t,t+1}\left[\rho V_{t+1}+(1-\rho)U_{t+1}\right]$$
$$V_t=\int V_t(j)\frac{x_t(j)n_t(j)}{x_t n_t}dj$$

همچنین مزایای بیکاری برای نیروی کار U_t به منافع بیکاری $\overline{b}$ و احتمال اشتغال در دوره بعد یا بیکاری دوره بعد بستگی دارد:

(۲۰)

$$U_t=\overline{b}+\beta E_t\Lambda_{t,t+1}\left[s_{t+1}^l V_{t+1}+(1-s_{t+1}^l)U_{t+1}\right]$$

مازاد رفاه نیروی کار $H_t(j)$ و متوسط مازاد رفاه نیروی کار H_t به صورت زیر خواهد بود:

(۲۱)

$$H_t(j)=V_t(j)+U_t\ ,\ H_t=V_t+U_t$$
$$H_t(j)=w_t(j)-\overline{b}+\beta E_t\Lambda_{t,t+1}\times$$
$$\left[\rho H_{t+1}(j)-s_{t+1}^l H_{t+1}\right]$$

۳-۳-۱- چانه‌زنی دستمزد و پویایی‌های دستمزد:

در این مدل چسبندگی دستمزد نیز در مدل لحاظ گردیده است. بدین صورت که در هر دوره، هر بنگاه با احتمال ثابت $1-\lambda$، ممکن است w_t^n دستمزد اسمی (w_t دستمزد واقعی = $w_t=\frac{w_t^n}{p_t}$) را مورد مذاکره مجدد قرار دهد و دستمزدهای

بهینه w_t^{*n} را پرداخت کنند. همچنین، با احتمال λ بنگاه‌ها در دوره جاری مجاز به مذاکره برای تعیین دستمزد نیستند و به کارگران موجود و تازه استخدام شده بر اساس شاخص زیر پرداخت خواهند کرد.

(۲۲)

$$w_{jt}^{n} = \bar{\gamma} w_{jt-1}^{n} \pi_{t-1}^{\gamma}$$

که در آن $\bar{\gamma}=\pi^{1-\gamma}$ و $\gamma\in[0,1]$ منعکس‌کننده درجه شاخص سازی تورم است. بنابراین، بنگاه j با مسئله‌ای که در پی می‌آید مواجه است:

$$\max H_t(w_{jt}^{n})^{\eta_t} j_t(w_{jt}^{n})^{1-\eta_t}$$

s.t.

$w_{jt+i}^{n} = w_{jt+i}^{n*}$ با احتمال $1-\lambda$

$w_{jt+i}^{n} = \bar{\gamma} w_{jt+i-1}^{n} \pi_{t+i-1}^{\gamma}$ با احتمال λ

که در آن $H_t(w_{jt}^{n})$ و $j_t(w_{jt}^{n})$ بر اساس معادلات (۱۷) و (۲۱) تعیین شده است و η_t پارامتر قدرت چانه‌زنی است که به صورت زیر آورده شده است.

$$\eta_t = \eta \varepsilon_t^{\eta} \qquad (۲۳)$$

که $\varepsilon_t^{\eta} = \rho_\eta \varepsilon_{t-1}^{\eta} + \varsigma_t$ تکانه چانه‌زنی نیروی کار است. شرط مرتبه اول در مسئله چانه‌زنی نش[1] به صورت زیر به دست می‌آید:

(۲۴)

$$\eta \varepsilon_t J_t(w_t^{*n}) = (1-\eta)\mu_t(w_t^{*n}) H_t(w_t^{*n})$$

که در آن $\varepsilon_t = p_t \partial H_t(w_{jt}^{n}) / \partial w_{jt}^{n}$ اثر افزایش دستمزد حقیقی بر مازاد رفاه کارگران است و $\mu_t(w_{jt}^{*n}) = -p_t \partial J_t(w_{jt}^{n}) / \partial w_{jt}^{n}$ منفی اثر افزایش دستمزد حقیقی بر مازاد رفاه بنگاه است که به صورت زیر به دست می‌آید:

(۲۵)

$$\varepsilon_t = 1 + E_t \Lambda_{t,t+1} (\rho\lambda\beta) \frac{p_t}{p_{t+1}} \bar{\gamma} \pi_t^{\gamma} \varepsilon_{t+1}$$

(۲۶)

$$\mu_t(w_{jt}^{n}) = 1 + E_t \Lambda_{t,t+1} \left[\rho + x_{t+1} (\bar{\gamma} \pi_t^{\gamma} w_{jt}^{n}) \right] \times$$

$$(\lambda\beta) \frac{p_t}{p_{t+1}} \bar{\gamma} \pi_t^{\gamma} \mu_{t+1} (\bar{\gamma} \pi_t^{\gamma} w_{jt}^{n})$$

همان‌گونه که مشاهده می‌شود ε_t عامل تنزیل انباشته شده کارگران برای ارزش قرارداد جریان دستمزد و μ_t برای بنگاه‌ها است. از آنجا که نرخ استخدام در همه زمان‌ها غیر منفی است پس $\mu_t(w_t^{*n}) \geq \varepsilon_t$ دلالت بر آن دارد که بنگاه‌ها وزن بیشتری به آینده نسبت به کارگران می‌دهند. این بدین دلیل است که بنگاه‌ها نه تنها مراقب جریان دستمزد کارگران موجود هستند بلکه به اثر این دستمزد به کارگرانی که آینده استخدام خواهند شد نیز توجه می‌کنند. شرط مرتبه اول، برای دستمزد را می‌توان به صورت زیر به دست آورد.[2]

(۲۷)

$$\chi_t(w_t^{*n}) J_t(w_t^{*n}) = \left[1 - \chi_t(w_t^{*n}) \right] H_t(w_t^{*n})$$

(۲۸)

$$\chi_t(w_t^{*n}) = \frac{\eta_t}{\eta_t + (1-\eta_t)\mu_t(w_{jt}^{n}) / \varepsilon_t}$$

که $\chi_t(w_t^{*n})$ به قدرت چانه‌زنی کارگران و افق متفاوت کارگران و بنگاه‌ها که بر قرارداد دستمزد اثر می‌گذارد بستگی دارد. به طور خاص اگر $\lambda = 0$ باشد $\mu_t(w_t^{*n}) = \varepsilon_t$ خواهد شد و $\chi_t(w_t^{*n}) = \eta_t$ به‌عنوان حالت قراردادهای دوره به دوره[3] معرفی می‌شود. چنانچه $\lambda \succ 0$ باشد $\mu_t(w_t^{*n}) \succ \varepsilon_t$ خواهد شد که به عنوان قرارداد چند دوره‌ای متناوب[4] شناخته می‌شود.

۳-۴- خرده فروشان

زنجیره‌ای از بنگاه‌های خرده فروش در بازار رقابت انحصاری وجود دارند که هر کدام تولید کننده yt(j) واحد کالا بوده که قیمت اسمی آنها pt(j) است. فناوری تولید بنگاه‌های خرده فروش بر اساس جمع‌گر[5] دیکسیت-استیگلیتز (۱۹۷۷) به صورت زیر است.

---

1. Nash Bargaining

۲. برای به دست آوردن w_t^{*} به گرتلر، سالا و تریگاری (۲۰۰۹) و گرتلر و تریگاری (۲۰۰۶) مراجعه نمایید.

3. Period- by-Period
4. Staggered Multi-Period
5. Aggregator

(۲۹)

$$y_t = \left[\int_0^1 y_t(i)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} di\right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

که در آن ε کشش جانشینی میان کالاها است. برای مسئله حداقل کردن هزینه خانوار p_t شاخص قیمتی مربوطه به صورت زیر داده شده است:

(۳۰)

$$p_t = \left[\int_0^1 p_t(i)^{1-\varepsilon} di\right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$$

خانوارها و دولت کالای مورد نیاز خود را از خرده‌فروشان خریداری می‌کنند. از حداقل کردن هزینه، تابع تقاضایی که هر خرده‌فروش با آن مواجه است به صورت زیر به دست می‌آید:

(۳۱)

$$y_t(i) = \left(\frac{p_t(i)}{p_t}\right)^{-\varepsilon} y_t$$

طبق کالوو (۱۹۸۳) هیچ خرده‌فروشی نمی‌تواند قیمت‌هایش را تغییر دهد مگر اینکه یک سیگنال تصادفی[1] دریافت کند. احتمال دریافت چنین سیگنالی $\theta - 1$است. از این‌رو، در هر دوره تنها کسری از خرده‌فروشان ($\theta - 1$) قیمت‌های خود را تعدیل می‌کنند در حالی‌که بقیه قیمت خود را تغییر نمی‌دهند. بنگاه‌هایی که امکان قیمت‌گذاری بهینه را ندارند، فرض می‌شود که قیمت‌های خود را بر تورم دوره گذشته به شکل زیر شاخص گذاری می‌کنند:

$$P_t(i) = (\pi_{t-1})^{\chi} P_{t-1}(i) \qquad (۳۲)$$

میزان شاخص گذاری توسط ضریب $\chi \in [0,1]$ تعیین می‌گردد. اگر $\chi = 0$ باشد دلالت بر عدم وجود شاخص گذاری و $\chi = 1$ دلالت بر شاخص گذاری کامل دارد. با احتمال θ^s، $s = 1,2,\ldots$، یک بنگاه اجازه و امکان تغییر قیمت‌های خود را در s دوره پیش رو نخواهد داشت. از این‌رو قیمت در دوره t+s برابر خواهد بود با:

(۳۳)

$$P_{t+s}(i) = \bar{P}_t \prod_{h=1}^{s} (\pi_{t+h-1})^{\chi}$$

خرده‌فروش p_t (i) را به‌گونه‌ای انتخاب می‌کند که سود انتظاری حقیقی وی در طول دوره‌ها حداکثر شود:

(۳۴)

$$\max_{\bar{P}_t} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s \lambda_{t+s} \left[y_{t+s}(j) \left(\prod_{h=1}^{s} (\pi_{t+h-1})^{\chi} \frac{\bar{P}_t}{P_{t+s}} - p^w{}_{t+s} \right) \right]$$

$\bar{P}_t$ قیمت بهینه انتخاب شده به‌وسیله همه بنگاه‌های تنظیم‌کننده در دوره t می‌باشد.

(۳۵)

$$\bar{P}_t = \left(\frac{\eta}{\eta-1}\right) \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s \lambda_{t+s} p_{H,t+s} p^w{}_{t+s} y_{t+s}(i)}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\theta)^s \lambda_{t+s} \prod_{h=1}^{s} \pi_{t+h-1}^{\chi_H} y_{t+s}(i)}$$

همچنین از معادله (۳۵) و رابطه شاخص‌گذاری قیمت‌های بنگاه (۳۳)، قانون حرکت قیمت به صورت زیر حاصل می‌شود:

(۳۶)

$$(P_t)^{1-\eta} = \theta\left((\pi_{t-1})^{\chi} P_{t-1}\right)^{1-\eta} + (1-\theta)\left(\bar{P}_t\right)^{1-\eta}$$

۳-۵- دولت- مقام پولی

دولت سعی می‌کند تا هزینه‌های خود (یارانه، مخارج دولت بابت حقوق و دستمزد و بقیه مخارج دولت) را از طریق درآمدهای حاصل از دریافت مالیات از خانوارها، درآمد حاصل از خلق پول، فروش نفت و اوراق مشارکت متوازن سازد. بنابراین قید بودجه دولت عبارت است از:

(۳۷)

$$G_t + (1+R_{t-1})\frac{B_{t-1}}{p_t} + w_t^G L_t^G + TR_t = \omega O_t + T_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{p_t} + \frac{B_t}{p_t}$$

که در آن G_t مخارج دولت، T_t مالیات، TR_t یارانه، $w_{G,t} L_{G,t}$ مخارج دولت بابت حقوق و دستمزد و $M_t - M_{t-1}$ که نشان دهنده درآمد ناشی از حق الضرب است. در اینجا فرض می‌شود که ω درصد از درآمد حاصل از فروش نفت O_t از طریق بودجه خرج می‌گردد. مخارج دولت شامل مخارج مصرفی GC_t و مخارج عمرانی GI_t است.

(۳۸)

$$G_t = GC_t + GI_t$$

سرمایه‌گذاری دولتی در ایران مانند اغلب کشورهای دارای منابع طبیعی با محدودیت‌ها و ناکارایی‌هایی از جمله عدم نظارت کافی بر اولویت‌بندی پروژه‌های سرمایه‌گذاری، انتخاب پروژه‌های با ملاک‌ها و گرایش‌های سیاسی، تأخیر در انجام پروژه‌های سرمایه‌گذاری و موارد دیگری از این دست همراه

1. Random Signal

است (صیادی و همکاران، ۱۳۹۴: ۳۸). این عدم کارایی به پیروی از کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱) به صورت فاصله زمانی میان زمان تصویب و زمان اتمام پروژه نشان داده می‌شود. بنابراین فرض می‌شود سرمایه‌گذاری در سرمایه دولتی به‌تدریج در طول زمان شکل می‌گیرد و از این‌رو سرمایه دولتی را تا چندین دوره نمی‌توان به کار برد. در این صورت قاعده حرکت سرمایه دولتی را می‌توان به صورت زیر نشان داد.

(۳۹)

$$KG_t = (1-\delta_g)KG_{t-1} + A^I_{t-N+1}$$

که در آن KG_t سرمایه دولتی و δ_g نرخ استهلاک سرمایه دولتی و A^I_t سرمایه‌گذاری مصوب در بودجه دولت در زمان t و N زمان لازم برای اجرای پروژه است. سرمایه‌گذاری مصوب در بودجه دولت از یک فرایند AR (1) به صورت زیر تبعیت می‌کند که شوک درآمد نفت ε^o_t نیز بر آن مؤثر است بدین صورت که با یک شوک منفی به درآمد نفت، دولت از مخارج مصرفی خود کم نمی‌کند و از مخارج عمرانی و استخدام خود می‌کاهد و برعکس.

(۴۰)

$$A^I_t = \rho_I A^I_{t-1} + \varepsilon^I_t + \upsilon_o \varepsilon^o_t$$

همچنین هزینه سرمایه‌گذاری تکمیل شده را می‌توان به صورت زیر نشان داد.

(۴۱)

$$GI_t = \sum_{n=0}^{N-1} \phi_n A^I_{t-N}$$

جایی که ϕ_n نشان دهنده نرخ سرمایه‌گذاری انجام شده در هر دوره است و $\sum_{n=0}^{N-1} \phi_n = 1$ است. چنانچه $\phi_n = 1$ باشد $GI_t = A^I_t$ خواهد شد. فرض می‌شود دستمزد در بخش عمومی w_{Gt} همانند بخش خصوصی تعیین می‌شود و نیروی کار در بخش عمومی از یک فرایند AR (1) به صورت زیر پیروی می‌کند که در آن ε^{LG}_t شوک اشتغال در بخش عمومی و ε^o_t شوک درآمد نفت است. در این الگو فرض شده است که دولت تولید کننده نیست و نیروی کار را برای امور غیر تولیدی استخدام می‌کند. این سبک مدلسازی شبیه کالوو (۲۰۰۷) و فورنی و همکاران (۲۰۰۹) است که در آن دولت برای امور غیر تولیدی نیروی کار استخدام می‌کند.

(۴۲)

$$\log L^G_t = \rho_{lG} \log L^G_{t-1} + (1-\rho_{lG}) \log L^G + \varepsilon^{LG}_t + \varepsilon^o_t$$

مالیات دولت شامل مالیات بر مصرف کالاها، مالیات بر حقوق و دستمزد و مالیات بر سرمایه است.

(۴۳)

$$T_t = \tau_{c,t} c_t + \tau_{w,t} w_t n_t + \tau_{R,t} R_{t-1} K_{t-1}$$

که در این الگو فرض می‌شود نرخ مالیات بر مصرف $\tau_{c,t}$، نرخ مالیات بر حقوق و دستمزد $\tau_{w,t}$ و $\tau_{R,t}$ نرخ مالیات بر عایدات سرمایه به صورت زیر تعیین می‌شود.

(۴۴)

$$\hat{\tau}_{c,t} = \rho_c \hat{\tau}_{c,t-1} + \varepsilon^{\tau_c}_t$$

(۴۵)

$$\hat{\tau}_{w,t} = \rho_w \hat{\tau}_{w,t-1} + \varepsilon^{\tau_w}_t$$

(۴۶)

$$\hat{\tau}_{R,t} = \rho_c \hat{\tau}_{R,t-1} + \varepsilon^{\tau_R}_t$$

جایی که مخارج مصرفی دولت از فرایند AR (1) تبعیت می‌کند،

(۴۷)

$$\log GC_t = (1-\rho_G) \log \overline{GC}_t + \rho_G \log GC_{t-1} + \varepsilon^g_t, \varepsilon^g_t \sim i.i.d.N\left(0, \sigma^2_{\varepsilon^g}\right)$$

درآمد حاصل از صادرات نفت را می‌توان به شکل یک فرایند برون‌زای R (1) با فرض یک شوک که می‌تواند ناشی از صادرات نفت یا تغییر در قیمت نفت یا تغییر در نرخ ارز باشد (متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹: ۸۷)، بیان نمود که در این مطالعه این شوک‌ها در ε خلاصه شده است.

(۴۸)

$$\hat{o}_t = \rho_o \hat{o}_{t-1} + \varepsilon^o_t, \varepsilon^o_t \sim i.i.d.N\left(0, \sigma^2_{\varepsilon^g}\right)$$

در ایران نرخ بهره مقداری ثابت در طول سال است و بانک مرکزی نمی‌تواند از این متغیر به‌عنوان ابزار خود استفاده کند (شاهمرادی و صارم، ۱۳۹۲: ۳۱). بنابراین در این مطالعه فرض می‌کنیم که ابزار سیاست‌گذاری در اقتصاد ایران میزان رشد حجم پول است که در اختیار بانک مرکزی است. بر این اساس تابع عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی به نحوی است که بر اساس آن سیاست‌گذار میزان رشد حجم پول را به نحوی تعیین می‌کند که

دو هدف خود یعنی کاهش انحراف تولید از تولید بالقوه و انحراف تورم از تورم هدف را به حداقل برساند، بر این اساس تابع عکس‌العملی که در اینجا معرفی می‌شود تورم هدف یک متغیر مشاهده ناپذیر است که تنها در اختیار سیاست‌گذاران است و سایر کارگزاران اقتصادی از آن اطلاعی ندارند (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱: ۱۰۰).

فرض می‌کنیم که این تورم هدف ضمنی از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول به صورت معادله ۵۰ تبعیت می‌کند که در آن ضریب مدل نزدیک به یک است؛ بنابراین امید ریاضی شرطی تورم هدف در دوره t بسیار نزدیک به تورم هدف در دوره گذشته است. دلیل اعمال این فرض آن است که سیاست‌گذار پولی سعی می‌کند تا به‌طور متوسط تورم هدف را در طول زمان ثابت نگه دارد؛ اما گاهی اوقات از رسیدن به این هدف ناکام می‌ماند. با توجه به این توضیحات، تابع عکس‌العمل سیاست‌گذار پولی به صورت لگاریتم خطی به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۴۹)

$$MB_t = \rho_M\ MB_{t-1} + \lambda_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \lambda_y\ y_t + \upsilon_t$$

(۵۰)

$$\pi_t^* = \rho_{\pi^*}\ \pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi^*}$$

تکانه سیاست پولی (υ_t) نیز فرض می‌شود از یک فرایند AR (1) پیروی کند:

(۵۱)

$$\upsilon_t = \rho_\upsilon\ \upsilon_{t-1} + \varepsilon_t^\upsilon \quad , \quad \varepsilon_t^\upsilon \approx i.i.d\ \ N(0,\sigma_m^2)$$

برای تعادل در بازار کالا باید کل عرضه برابر با کل تقاضا (جمع مصرف و سرمایه‌گذاری خصوصی و مخارج دولت و هزینه تعدیل نیروی کار) باشد.

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + \frac{\kappa}{2} x_t^2 n \qquad (۵۲)$$

٤- داده‌ها و برآورد الگو

در این بخش به برآورد مدل لگاریتم- خطی شده با استفاده از روش بیزین برای اقتصاد ایران در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۶ با استفاده از داده‌های سالانه می‌پردازیم. این تحلیل بر اساس داده‌های تولید ناخالص داخلی، نرخ بیکاری، پایه پولی، مالیات کل، مخارج مصرفی و عمرانی دولت، مصرف بخش خصوصی و درآمد نفت به‌عنوان متغیرهای قابل مشاهده که از بانک اطلاعاتی سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گرفته شده، استفاده شده است. برای واردکردن داده‌ها پس از لگاریتم گیری، با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات روند زدایی شده است.

قبل از وارد شدن به مرحله تخمین، ابتدا به کالیبره کردن پارامترها یا نسبت‌هایی که نیاز به برآورد ندارند می‌پردازیم. جدول ۱ این پارامترها و نسبت‌های کالیبره شده را گزارش می‌دهد. برای تخمین پارامترهایی که برآورد شده‌اند باید توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین[1] آنها مشخص شود. توزیع و میانگین و انحراف معیار پیشین و نتایج حاصل از برآورد بیزین پارامترها و انحراف معیار آنان، یعنی میانگین و انحراف معیار پسین[2]، در جدول ۲ ارائه شده است.

۴-۱- شبیه‌سازی مدل و بررسی توابع عکس‌العمل آنی

پس از برآورد پارامترهای مدل، مرحله بعد استفاده از این پارامترها در مدل و شبیه‌سازی مدل برای اقتصاد ایران است. در این قسمت دو موضوع بررسی خواهد شد ابتدا تجزیه واریانس که تغییرات در یک متغیر درون‌زا را نسبت به تکانه‌های تعریف شده در الگو تفکیک می‌کند و دیگری توابع عکس‌العمل آنی که رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان، هنگام وارد شدن تکانه به هر متغیر را نشان می‌دهند. جدول ۳ نتایج حاصل از تجزیه واریانس برای متغیرهای کلیدی بازار کار را ارائه می‌کند.

نتایج حاصل از تجزیه واریانس نشان می‌دهد که در توضیح نوسانات بیکاری، تکانه استخدام دولت بیشترین سهم را داشته و مسئول حدود ۲۹ درصد از کل نوسانات بیکاری است. پس از آن تکانه پولی، سرمایه‌گذاری عمرانی دولت، تورم هدف، درآمد نفتی، تکنولوژی و در آخر قدرت چانه‌زنی کارگران به ترتیب بیشترین سهم را در تبیین نوسانات بیکاری ایفا می‌کنند. در نوسانات اشتغال بخش خصوصی، تکانه پولی بیشترین اهمیت را داشته و حدود ۳۰ درصد از اشتغال بخش خصوصی را توضیح می‌دهد. سپس تکانه سرمایه‌گذاری عمرانی، تورم هدف و تکنولوژی و در آخر قدرت چانه‌زنی کارگران به ترتیب بیشترین سهم را در تبیین نوسانات اشتغال بخش خصوصی ایفا می‌کنند. در نوسانات ارائه فرصت‌های شغلی، ابتدا تکانه پولی و پس از آن تکانه تورم هدف و تکنولوژی قرار دارد.

با توجه به نتیجه تجزیه واریانس به بررسی توابع عکس‌العمل

1. Prior
2. Posterior

آنی شوک‌های مؤثر بر بازار کار (قدرت چانه‌زنی کارگران، تکانه پولی، استخدام دولتی، مخارج عمرانی دولت و درآمد نفت) می‌پردازیم.

جدول ۱. پارامترهای مقداردهی شده

c/y	نسبت مصرف به GDP (توکلیان، ۱۳۹۱)	۰/۵۲
g/y	نسبت مخارج دولت به GDP (توکلیان، ۱۳۹۱)	۰/۲۳
i/y	نسبت سرمایه‌گذاری به GDP (توکلیان، ۱۳۹۱)	۰/۲۱۷
o/g	نسبت درآمد نفت به مخارج دولت (محاسبات تحقیق)	۰/۴۴
t/g	نسبت مالیات به مخارج دولت (محاسبات تحقیق)	۰/۲۷
m/g	نسبت پایه پولی به مخارج دولت (محاسبات تحقیق)	۰/۹۷
$W_g l_g$ /g	نسبت دستمزد کارگران بخش عمومی به مخارج دولت (محاسبات تحقیق)	۰/۶۸۶
Tr/g	نسبت یارانه به مخارج دولت (محاسبات تحقیق)	۰/۳۵۷
b/g	نسبت اوراق مشارکت به مخارج دولت (محاسبات تحقیق)	۰/۰۱۸
Tc/t	نسبت مالیات بر مصرف به‌کل مالیات (محاسبات تحقیق)	۰/۴
Tr/t	نسبت مالیات بر بازده سرمایه به‌کل مالیات (محاسبات تحقیق)	۰/۴۵۵
Tw/t	نسبت مالیات بر دستمزد به‌کل مالیات (محاسبات تحقیق)	۰/۱۴۵
δ	نرخ استهلاک (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۸۹)	۰/۰۱۴
s_t^l	نرخ پیدا کردن شغل (محاسبات تحقیق)	۰/۷
P	نرخ باقی ماندن کارگران در بنگاه (فرزین‌وش و همکاران ۱۳۹۴)	۰/۹۲
φ^p	سهم نیروی کار بخش خصوصی (محاسبات تحقیق)	۰/۸
ε	کشش جانشینی بین کالاهای خرده‌فروشی	۴/۳۳
σ	کشش افراد تطبیق یافته جدید نسبت به فشار بازار کار	۰/۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲. توزیع پیشین و پسین پارامترها

پارامتر	توضیحات	توزیع	میانگین و انحراف معیار پیشین	مأخذ	میانگین و انحراف معیار پسین
β	نرخ ترجیحات زمانی مصرف‌کننده	بتا	۰/۹۶۴۸ ۰/۱۲۵	کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱)	
σ_c	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	گاما	۱/۵۲ ۰/۰۵	کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱)	۱/۱۴ ۰/۱۵
b_m	عکس کشش تراز حقیقی	گاما	۲/۲۴ ۰/۰۹۴	کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱)	۲/۲۹ ۰/۰۵۶
λ_π	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	بتا	−۱/۶۴ ۰/۰۴	کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱)	−۱/۶۴ ۰/۰۲۶
λ_y	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	بتا	−۱/۶ ۰/۰۵	کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱)	−۱/۵۷ ۰/۰۳۳
α	سهم سرمایه خصوصی در تولید	بتا	۰/۴۲۸	کمیجانی و	۰/۴۲۵

		۰/۰۲		همکاران (۱۳۹۱)	۰/۰۱۳
Ψ	درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند	بتا	۰/۵۸ ۰/۰۱۹	کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱)	۰/۵۸ ۰/۰۰۵
ψ	کشش جانشینی بین سرمایه خصوصی و دولتی	نرمال	۰/۰۷۸ ۰/۰۱	منظور و همکاران (۱۳۹۴)	۰/۰۷ ۰/۰۱
λ_n	پارامتر دستمزد کالوو	بتا	۰/۷۵ ۰/۱	فرزین وش و همکاران (۱۳۹۴)	۰/۷۶ ۰/۰۴۶
γ	پارامتر شاخص سازی دستمزد	یکنواخت	۰/۷ ۰/۵	GST (2008)	۰/۶۷ ۰/۰۲
η	قدرت چانه‌زنی کارگران	بتا	۰/۵۸۷ ۰/۰۲	فرزین وش و همکاران (۱۳۹۴)	۰/۵۸۳ ۰/۰۱
ρ_g	ضریب فرایند خودرگرسیون مخارج مصرفی دولت	بتا	۰/۸ ۰/۲	–	۰/۷۹ ۰/۰۰۶
ρ_o	ضریب فرایند خودرگرسیون نفت	بتا	۰/۵ ۰/۲	–	۰/۵۴ ۰/۰۸
$\rho_{\tau c}$	ضریب فرایند خودرگرسیون مالیات بر مصرف	بتا	۰/۷ ۰/۲	–	۰/۷۳ ۰/۰۴
$\rho_{\tau w}$	ضریب فرایند خودرگرسیون مالیات بر دستمزد	بتا	۰/۷ ۰/۲	–	۰/۷۲ ۰/۰۲
$\rho_{\tau rk}$	ضریب فرایند خودرگرسیون مالیات بر بازده سرمایه	بتا	۰/۷ ۰/۲	–	۰/۶۴ ۰/۰۳
ρ_{tr}	ضریب فرایند خودرگرسیون یارانه	بتا	۰/۸ ۰/۲	–	۰/۸ ۰/۰۴
ρ_{ai}	ضریب فرایند خودرگرسیون مخارج عمرانی	بتا	۰/۵ ۰/۲	–	۰/۵۵ ۰/۰۹
ρ_{lg}	ضریب فرایند خودرگرسیون استخدام بخش عمومی	بتا	۰/۸ ۰/۲	–	۰/۸ ۰/۰۴
ρ_z	ضریب فرایند خودرگرسیون شوک بهره‌وری	بتا	۰/۴۶ ۰/۰۱۷	فرزین وش و همکاران (۱۳۹۴)	۰/۴۶۹ ۰/۰۳
ρ_{nu}	ضریب فرایند خودرگرسیون شوک پولی	بتا	۰/۴۷ ۰/۰۴	منظور و تقی پور (۱۳۹۴)	۰/۳۸ ۰/۰۲
ρ_π	ضریب فرایند خودرگرسیون تورم هدف	بتا	۰/۸ ۰/۰۵	–	۰,۸۷ ۰/۰۲
ρ_η	ضریب فرایند قدرت چانه‌زنی بنگاه	بتا	۰/۳۵ ۰/۴	–	۰/۳۸ ۰/۰۳
σ_z	انحراف معیار شوک تکنولوژی	گامای معکوس	۰/۰۵ ۲	–	۰/۰۱۳ ۰/۰۱
σ_o	انحراف معیار شوک درآمد نفتی	گامای معکوس	۰/۰۵ ۲	–	۰/۰۳۷ ۰/۰۴
σ_γ	انحراف معیار شوک مخارج مصرفی دولت	گامای معکوس	۰/۰۵ ۲	–	۰/۱۱ ۰/۰۱
σ_τ	انحراف معیار شوک مخارج عمرانی دولت	گامای معکوس	۰/۰۵ ۲	–	۱/۱۲ ۰/۱۴
σ_z	انحراف معیار شوک استخدام بخش عمومی	گامای معکوس	۰/۰۵ ۲	–	۰/۵۹ ۰/۰۷
σ_z	انحراف معیار شوک یارانه	گامای	۰/۰۵	–	۰/۰۴۵

		معکوس	۲		۰/۰۲
σ_z	انحراف معیار شوک تورم هدف	گامای معکوس	۰/۰۵ ۲	–	۰/۰۵۳ ۰/۰۱
σ_z	انحراف معیار شوک پولی	گامای معکوس	۰/۰۵ ۲	–	۰/۳۴ ۰/۰۴
σ_z	انحراف معیار شوک مالیات بر مصرف	گامای معکوس	۰/۰۵ ۲	–	۰/۳۶ ۰/۰۴
σ_z	انحراف معیار شوک مالیات بر دستمزد	گامای معکوس	۰/۰۵ ۲	–	۰/۱۲ ۰/۰۱۵
σ_z	انحراف معیار شوک مالیات بر دارایی	گامای معکوس	۰/۰۵ ۲	–	۰/۲۸ ۰/۰۳
σ_z	انحراف معیار شوک قدرت چانه‌زنی بنگاه‌ها	گامای معکوس	۰/۰۵ ۲	–	۸/۰۳ ۱/۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

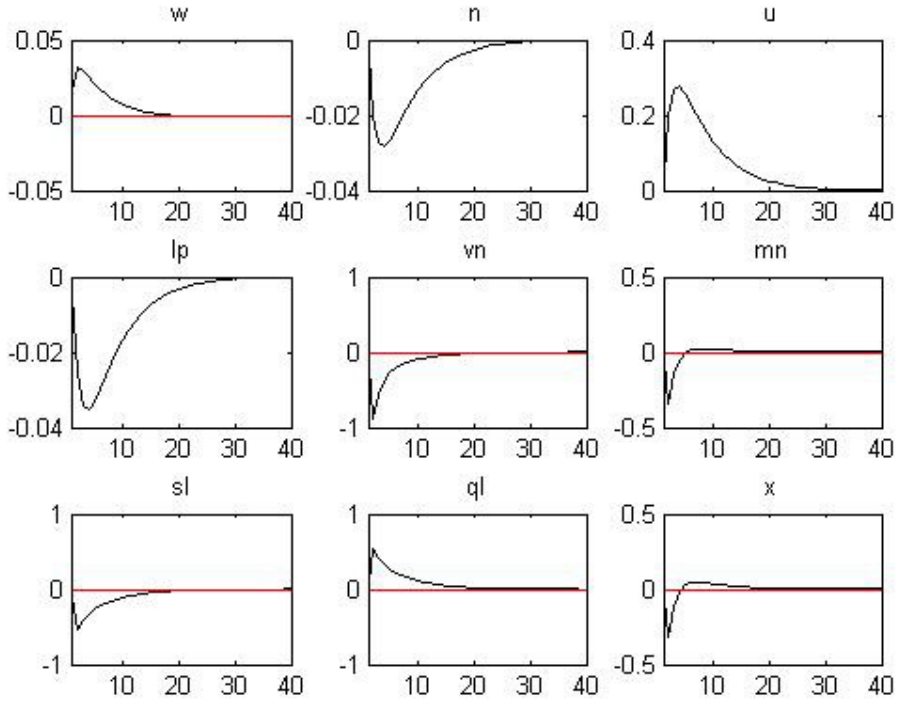
جدول ۳. تجزیه واریانس

مالیات بر مصرف	تورم هدف	تکنولوژی	شوک یارانه	مخارج مصرفی	قدرت چانه‌زنی کارگران	
۰/۰۵	۱۲/۹	۷/۸۳	۰	۰/۰۴	۴/۱۶	اشتغال کل
۰/۱۲	۲۳/۲۶	۱۹/۴۱	۰	۰/۱	۱/۹۱	ارائه فرصت‌های شغلی توسط بخش خصوصی
۰/۰۷	۲۰/۵۲	۱۲/۴۶	۰	۰/۰۶	۶/۶۳	اشتغال بخش خصوصی
مخارج عمرانی	استخدام بخش عمومی	نفت	پولی	مالیات بر شرکت‌ها	مالیات بر دستمزد	
۱۷/۱۶	۲۶/۳۹	۱۱/۴۱	۱۹/۲۹	۰/۷۸	۰	اشتغال کل
۴/۳۸	۳/۵۷	۱/۴۵	۴۲/۷۳	۳/۰۷	۰	ارائه فرصت‌های شغلی توسط بخش خصوصی
۲۶/۳۱	۰/۳	۰/۷	۳۰/۷	۱/۲۴	۰	اشتغال بخش خصوصی

مأخذ: محاسبات تحقیق

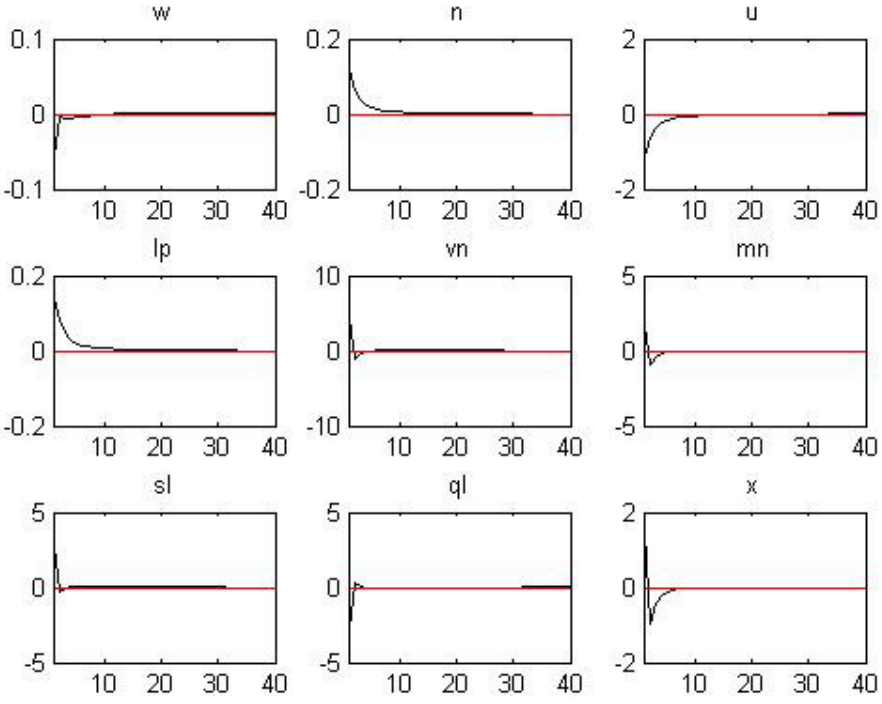
نمودار ۱ واکنش متغیرهای کلیدی بازار کار به تکانه قدرت چانه‌زنی بنگاه‌ها را نشان می‌دهد. در نتیجه شوک مثبت، قدرت چانه‌زنی کارگران دستمزد نیروی کار (w) افزایش می‌یابد. بنگاه‌ها در واکنش به افزایش دستمزد فرصت‌های شغلی کمتری (vn) ارائه می‌دهند. در نتیجه احتمال پیدا کردن شغل مناسب برای بیکاران (sl) کاهش و احتمال جذب نیروی کار توسط بنگاه‌ها (ql) افزایش می‌یابد و در نهایت تعداد افراد تطبیق یافته (mn) کاهش و اشتغال بخش خصوصی (lp) و اشتغال کل (n) کاهش و بیکاری (u) افزایش می‌یابد.

نمودار ۲ توابع عکس‌العمل آنی یک شوک پولی به‌اندازه انحراف معیار برآورد شده را نشان می‌دهد. با وارد شدن یک شوک به نرخ رشد اسمی پایه پولی، تورم افزایش می‌یابد. با ایجاد شرایط تورمی نرخ بهره حقیقی، دستمزد نیروی کار کاهش می‌یابد. بنابراین بنگاه‌ها فرصت شغلی (vn) بیشتری را ارائه داده و باعث افزایش اشتغال بخش خصوصی (lp) و در نتیجه افزایش تولید می‌شود. اما به نظر می‌رسد که افزایش رشد پایه پولی کمتر به حوزه فعالیت‌های تولیدی و سرمایه‌گذاری سوق پیدا می‌کند و بیشتر مصرف را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین اثرات آن بر بازار کار نیز کوتاه‌مدت است که با نتایج منظور و تقی پور (۱۳۹۴) نیز سازگار است.



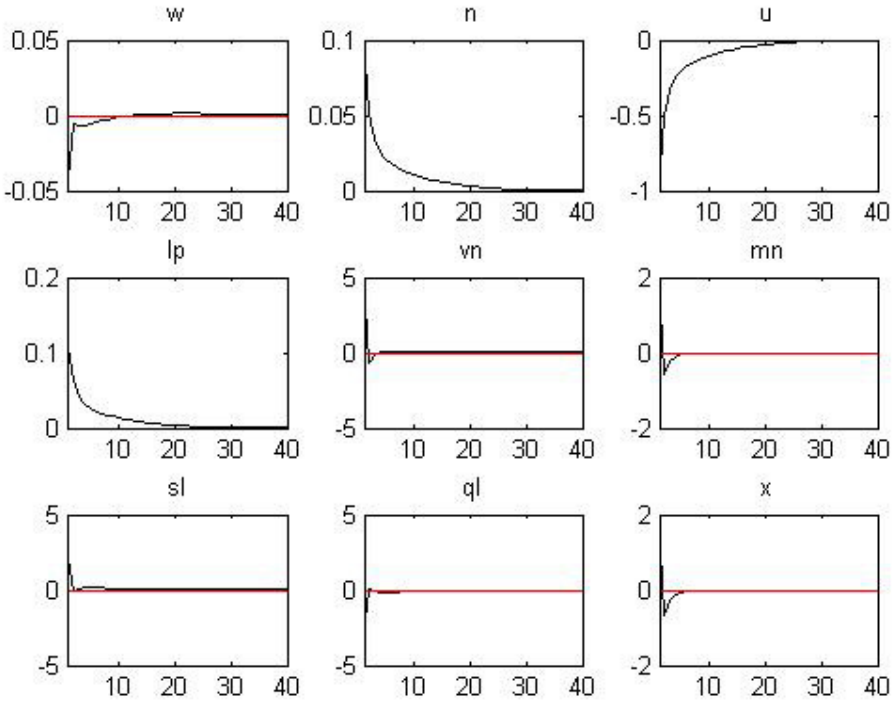
نمودار ۱. توابع عکس‌العمل آنی نسبت تکانه قدرت چانه‌زنی کارگران

مأخذ: محاسبات تحقیق



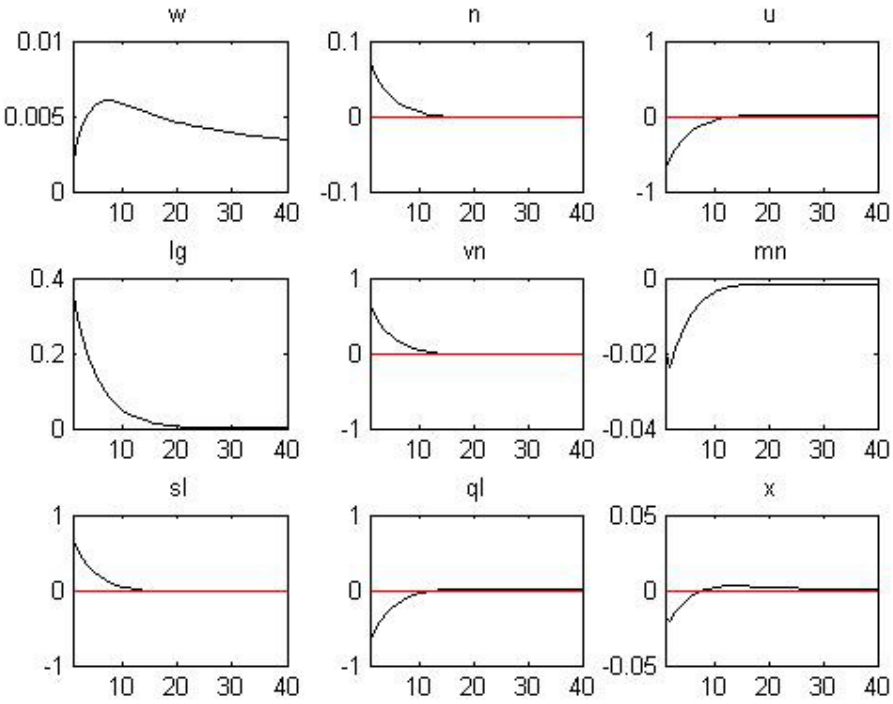
نمودار ۲. توابع عکس‌العمل آنی نسبت تکانه پولی

مأخذ: محاسبات تحقیق



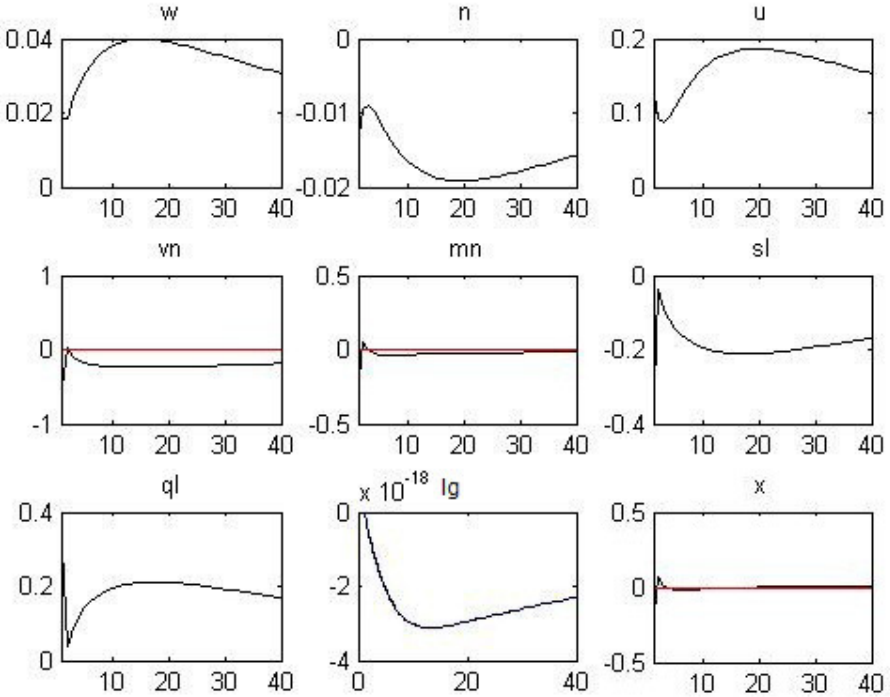
نمودار ۳. توابع عکس‌العمل آنی نسبت تکانه تورم هدف

مأخذ: محاسبات تحقیق



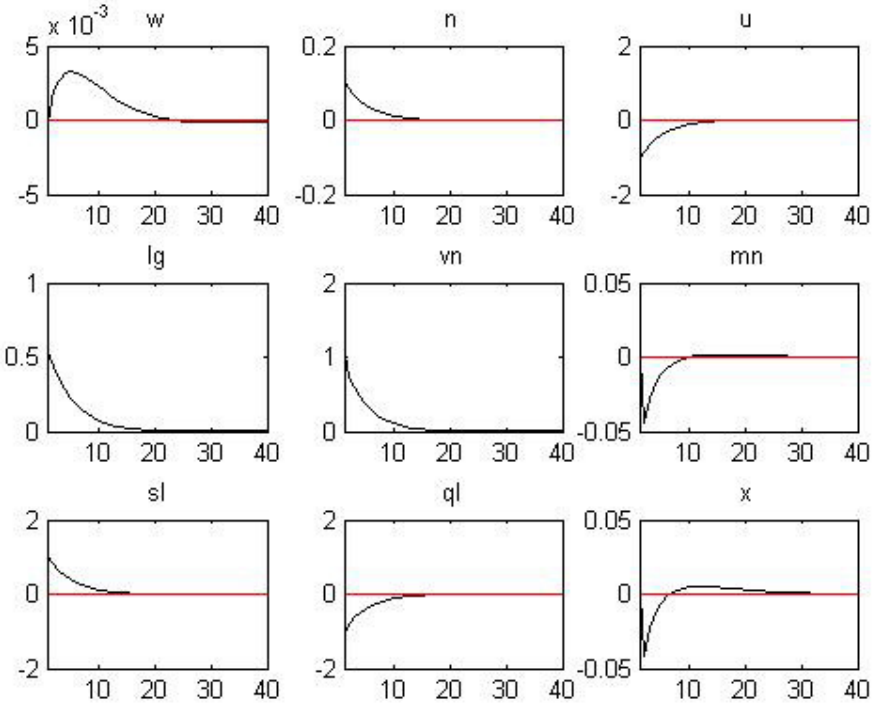
نمودار ۴. توابع عکس‌العمل آنی نسبت تکانه درآمد نفتی

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ۵. توابع عکس‌العمل آنی نسبت تکانه سرمایه‌گذاری عمرانی دولت

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ۶. توابع عکس‌العمل آنی نسبت تکانه استخدام بخش دولتی

مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار ۳ توابع عکس‌العمل آنی یک تکانه تورم هدف به‌اندازه انحراف معیار برآورد شده را نشان می‌دهد. یک شوک مثبت تورم هدف به معنی کاهش حساسیت مقامات پولی به تورم خواهد بود. در نتیجه این شوک، تورم افزایش و بنابراین دستمزد و اجاره حقیقی سرمایه کاهش می‌یابد. در نتیجه سرمایه‌گذاری افزایش و بنگاه‌ها فرصت‌های شغلی (vn) بیشتری را برای جذب نیروی کار ارائه می‌دهند. بنابراین اشتغال بخش خصوصی (lp) افزایش و اشتغال کل (n) افزایش و بیکاری (u) کاهش خواهد یافت.

نمودار ۴ واکنش متغیرهای کلیدی بازار کار به تکانه درآمد نفتی را نشان می‌دهد. افزایش درآمدهای نفتی در ابتدا باعث افزایش سرمایه‌گذاری دولتی می‌شود؛ زیرا فرض بر آن است که با افزایش درآمدهای نفت، دولت مخارج عمرانی خود را افزایش می‌دهد. بنابراین با افزایش مخارج عمرانی، از مخارج جاری کاسته می شود. کاهش مخارج جاری باعث کاهش کل مخارج دولت می‌شود. در نتیجه، افزایش تولید حاصل از درآمد نفتی و مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی افزایش می‌یابد. در نتیجه بنگاه‌ها فرصت‌های شغلی (vn) بیشتری را ارائه داده و احتمال پیدا کردن شغل توسط بیکاران (sl) افزایش می‌یابد. از طرف دیگر افزایش درآمد نفتی باعث افزایش استخدام در بخش دولتی شده و باعث کاهش احتمال پیدا کردن نیروی کار توسط بنگاه‌ها (ql) می‌شود. در نتیجه نرخ استخدام کاهش یافته و تعداد افراد تطبیق یافته به تبع آن کاهش می‌یابد. اما به لحاظ کمّی اثر کاهش اشتغال در بخش خصوصی کمتر از افزایش اشتغال در بخش دولتی بوده و باعث کاهش بیکاری می‌گردد.

نمودار ۵ واکنش متغیرهای کلیدی بازار کار به تکانه مخارج عمرانی دولت را نشان می‌دهد. بر اثر یک شوک مثبت وارد شده به سرمایه‌گذاری دولتی که باعث افزایش تدریجی سرمایه‌گذاری دولتی می‌شود، بودجه صرف شده برای استخدام نیروی کار بخش عمومی و مخارج جاری دولت کاهش می‌یابد و اشتغال در بخش دولتی (lg) کاهش می‌یابد.

آثار افزایش مخارج عمرانی بر اشتغال خصوصی بدین‌صورت است که در دوره تکمیل پروژه سرمایه‌گذاری، جانشینی جبری بین سرمایه‌گذاری دولتی و سرمایه‌گذاری خصوصی اتفاق افتاده و بنابراین، سرمایه‌گذاری خصوصی ابتدا کاهش پیدا می‌کند که در نتیجه آن بنگاه‌ها فرصت‌های شغلی (vn) کمتری را برای جذب نیروی کار ارائه می‌دهند. ولی بعداً سرمایه‌گذاری دولتی به عنوان اثرات جانبی مثبت، مشوق سرمایه‌گذاری خصوصی و منجر به افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود که در پاسخ به افزایش سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها فرصت‌های شغلی بیشتری ارائه داده و تعداد افراد تطبیق یافته در بخش خصوصی (mn) افزایش یافته و نرخ استخدام در بخش خصوصی (x) نیز افزایش می‌یابد. اما این اثر مثبت کوچک‌تر از کاهش استخدام بخش دولتی بوده و باعث می‌شود بیکاری در کل کاهش یابد.

نمودار ۶ واکنش متغیرهای کلیدی بازار کار به تکانه استخدام دولتی را نشان می‌دهد. در نتیجه تکانه استخدام دولتی بیکاری کاهش می‌یابد. اما در بخش خصوصی بنگاه‌ها فرصت‌های شغلی (vn) بیشتری را ارائه داده و به دلیل کاهش احتمال جذب نیروی کار مناسب توسط بنگاه‌ها (ql) تعداد افراد تطبیق یافته در بخش خصوصی (mn) کاهش و در نتیجه نرخ استخدام (x) در این بخش کاهش پیدا می‌کند. اما این کاهش در بخش خصوصی کمتر از افزایش اشتغال در بخش دولتی بوده و بنابراین اشتغال (n) افزایش و بیکاری (u) در کل کاهش می‌یابد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

هدف این مقاله بررسی اثر سیاست‌های پولی و مالی بر نوسانات بازار کار بوده است. به این منظور پس از بیان مسئله و ارائه ادبیات، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد ایران طراحی گردید که در آن بازار کار با استفاده از الگوی جستجو و تطبیق مدل‌سازی شد. سپس به‌منظور برآورد پارامترها، با اتکا به مقادیر برخی از نسبت‌های قابل محاسبه و متغیرهای قابل مشاهده، پارامترهای باقیمانده با رویکرد بیزی برآورد شد. نتایج حاصل از تجزیه واریانس نشان می‌دهد که در تبیین نوسانات اشتغال کل تکانه استخدام دولت، تکانه پولی، سرمایه‌گذاری عمرانی دولت، درآمد نفتی، تکنولوژی و در آخر قدرت چانه‌زنی کارگران به ترتیب بیشترین سهم را دارند. اما در اشتغال بخش خصوصی تکانه پولی، تکانه مخارج عمرانی، تکانه تورم هدف، تکانه تکنولوژی و در آخر تکانه قدرت چانه‌زنی کارگران به ترتیب بیشترین نقش را ایفا می‌کنند.

همچنین بررسی نمودارهای توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد که:

-تکانه پولی به اندازه انحراف معیار برآورد شده با ایجاد شرایط تورمی دستمزد نیروی کار را کاهش داده بنابراین بنگاه‌ها فرصت شغلی بیشتری را ارائه داده و باعث افزایش اشتغال و

کاهش بیکاری می‌گردد.

-تکانه استخدام دولتی بیکاری کل را کاهش می‌دهد. اما در بخش خصوصی به دلیل کاهش احتمال جذب نیروی کار مناسب توسط بنگاه‌ها، تعداد افراد تطبیق یافته در بخش خصوصی کاهش و در نتیجه نرخ استخدام (x) در این بخش کاهش پیدا می‌کند. اما این کاهش در بخش خصوصی کمتر از افزایش اشتغال در بخش دولتی بوده و بنابراین بیکاری در کل کاهش می‌یابد.

تکانه درآمدهای نفتی باعث افزایش سرمایه گذاری دولتی شده و در پی آن مصرف و سرمایه‌گذاری خصوصی افزایش می‌یابد. در نتیجه بنگاه‌ها فرصت‌های شغلی بیشتری را ارائه داده و احتمال پیدا کردن شغل توسط بیکاران افزایش می‌یابد. از طرف دیگر افزایش درآمد نفتی باعث افزایش استخدام در بخش دولتی شده و باعث کاهش احتمال پیدا کردن نیروی کار توسط بنگاه‌ها می‌شود. در نتیجه نرخ استخدام کاهش یافته و تعداد افراد تطبیق یافته به تبع آن کاهش می‌یابد. اما به لحاظ کمّی اثر کاهش اشتغال در بخش خصوصی کمتر از افزایش اشتغال در بخش دولتی بوده و باعث کاهش بیکاری می‌گردد.

تکانه سرمایه گذاری عمرانی دولت، باعث افزایش تدریجی سرمایه‌گذاری دولتی می‌شود، در نتیجه بودجه صرف شده برای استخدام نیروی کار بخش عمومی و مخارج جاری دولت کاهش می‌یابد و بیکاری افزایش می‌یابد. آثار افزایش مخارج عمرانی بر اشتغال بخش خصوصی بدین صورت است که در دوره تکمیل پروژه سرمایه‌گذاری جانشینی جبری بین سرمایه گذاری دولتی و سرمایه گذاری خصوصی اتفاق افتاده و بنابراین، سرمایه‌گذاری خصوصی ابتدا کاهش پیدا می‌کند که در نتیجه آن بنگاه‌ها فرصت‌های شغلی کمتری را برای جذب نیروی کار ارائه می‌دهند. ولی بعداً سرمایه‌گذاری دولتی به‌عنوان اثرات جانبی مثبت، مشوق سرمایه‌گذاری خصوصی و منجر به افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود که در پاسخ به افزایش سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها فرصت‌های شغلی بیشتری ارائه داده و تعداد افراد تطبیق یافته در بخش خصوصی افزایش می‌یابد. اما این اثر مثبت کوچک‌تر از کاهش استخدام بخش دولتی بوده و باعث می‌شود بیکاری در کل کاهش یابد.

منابع

ابونوری، اسماعیل؛ کریمی پتانلار، سعید و مردانی، محمدرضا (۱۳۸۷). "اثر سیاست مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران: رهیافتی از روش خودرگرسیون برداری". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۳۸، ۱۴۳-۱۱۷.

شاهمرادی، اصغر و صارم، مهدی (۱۳۹۲). "سیاست پولی بهینه و هدف گذاری تورم در ایران". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۸، شماره ۲، ۴۲-۲۵.

شیرین‌بخش ماسوله، شمس‌اله (۱۳۸۴). "اثرات سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری و اشتغال". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۴ (پیاپی ۱۹)، ۲۷۳-۲۶۳.

صیادی، محمد؛ دانش جعفری، داوود؛ بهرامی، جاوید و رافعی، میثم (۱۳۹۴). "ارائه چارچوبی برای استفاده بهینه از درآمدهای نفتی در ایران؛ رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا". *فصلنامه علمی و پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه*، دوره ۲۰، شماره ۲، ۵۸-۲۱.

علوی، سید احسان (۱۳۸۸). "*بررسی کارایی سیاست‌های پولی و مالی در ایران در چارچوب مدل IS-MP-AS*". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبایی.

فرزین‌وش، اسدالله؛ احسانی، محمدعلی و کشاورز، هادی (۱۳۹۳). "اصطکاک مالی و نوسانات بازار کار (مطالعهٔ موردی: اقتصاد ایران به عنوان یک اقتصاد باز کوچک)". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۰، شماره ۲، ۴۴۷-۴۱۵.

فطرس، محمد حسن؛ توکلیان، حسین و معبودی، رضا (۱۳۹۴). "تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی- رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویای کینزی جدید ۱۳۹۱-۱۳۴۰". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۹، ۹۴-۷۳.

فولادی، معصومه و ستایش، هدیه (۱۳۹۲). "مطالعه آثار سیاست‌های مالی بر تولید، اشتغال و درآمد خانوارها در ایران: رهیافت مدل تعادل عمومی". *فصلنامه علمی و پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه*، دوره ۱۹، شماره ۱، ۸۵-۱۰۹.

کشاورز حداد، غلامرضا و همدونی اصل، احمد (۱۳۸۹). "بررسی تأثیر سیاست‌های اعتباری بر سطح اشتغال کل با استفاده از مدل VAR در ایران". *ماهنامه کار و جامعه*، شماره ۱۱۸ و ۱۱۹. ۵۷-۳۶.

کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین (۱۳۹۱). "سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران". *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۸، ۱۱۷-۸۷.

کمیجانی، اکبر؛ الهی، ناصر و صالحی‌رزوه، مسعود (۱۳۹۴). "بررسی

اثرات نامتقارن سیاست پولی بر تـورم و شـکاف تولیـد در ایـران: رویکرد حد آستانه‌ای". *فصلنامه علمی پژوهشـی پـژوهش‌هـای رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۱، ۷۸-۶۱.

متوسلی، محمود؛ ابراهیمی، ایلناز؛ شاهمرادی، اصغر و کمیجـانی، اکبـر (۱۳۸۹). "طراحی یـک مـدل تعـادل عمـومی پویـای تصـادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران بـه‌عنـوان یـک کشـور صـادرکننده نفت". *فصـلنامه پـژوهش‌هـای اقتصـادی*، دوره ۱۰، شـماره ۴، ۸۷-۱۱۶.

منظور، داوود و تقی پور، انوشیروان (۱۳۹۴). "تنظیم یک مـدل تعـادل عمومی پویای تصـادفی (DSGE) بـرای اقتصـاد بـاز کوچـک صادرکننده نفت: مورد مطالعـه ایـران". *فصـلنامه پـژوهش هـا و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۳، شماره ۷۵، ۴۴-۷.

نظری، محسن و گوهریان، فاطمه (۱۳۸۱). "بررسـی اثـر متغیرهـای سیاست پولی بر اشتغال به تفکیک بخش‌هـای عمـده اقتصـادی در ایران (۷۸-۱۳۴۵)". *تحقیقـات اقتصـادی*، شـماره ۶۰ ۲۰۷-۱۸۷.

Altug, S. & Kabaca, S. (2011). "*Search Frictions, Financial Frictions and Labor Market Fluctuations in Emerging Economies*". Koç University-TUSIAD Economic Research Forum Working Papers.

Calvo, G. (1983). "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework". *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.

Christiano, L., Eichenbaum, M. & Evans, C. (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy". *Journal of Political Economy,*113 (1), 1-45.

Cooley, T. F. & Hansen, G. D. (1989). "The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model. American Economic Review". *American Economic Association*, 79(4), 733-748.

Diamond, P. A. (1982). "Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium". *The Review of Economic Studies*, 49(2), 217-227.

Dixit, A. K. & Stiglitz, J. E. (1977). "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity". *American Economic Review,* 67(3), 297–308

Gertler, M. & Trigari, A. (2009), "Unemployment Fluctuations with Staggered Nash Bargaining". *Journal of Political Economy*, 117(1), 38-86.

Gertler, M., Sala, L. & Trigari, A. (2008). "An Estimated Monetary DSGE Model with Unemployment and Staggered Nominal Wage Bargaining". *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(8), 1713-1764.

Goodfriend, M. & King, R. (1997). "The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy". *NBER Macroeconomics Annual*, 12, 231-296.

Kydland, F. E. & Prescott, E. (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations". *Econometrica*, 6(50), 1345–1370.

Monacelli, T., Quadrini, V. & Trigari, A. (2011). "*Financial Markets and Unemployment*". NBER Working Papers.

Mortensen, D. (1986). "*Job Search and Labor Market Analysis*". Ch. 15 of Handbook of Labor Economics, vol. 2, O. Ashenfelter and R. Layard, eds., North-Holland

Phelps, E. S. (1967). "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Employment over Time". *Economica*, 34(3), 254–281.

Pissarides, Christopher, A. (2000). "*Equilibrium Unemployment Theory*". MIT Press, Cambridge.

Prescott, Edward C. (1986). "Theory Ahead of Business Cycle Measurement". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, 11–44.

Rogerson, R., Shimer, R. & Wright, R. (2005). "Search- Theoretic Models of the Labor Market Survey". *Journal of Economic Literature*, 43(4), 959-988.

Shimer, R. (2005). "The Cyclical Behaviour of Equilibrium Unemployment, Vacancies, and Wages: Evidence and Theory". *American Economic Review*, 95(1), 25-49.

Walsh, C. E. (2005). "Labor Market Search, Sticky Prices, and Interest Rate Policies". *Review of Economic Dynamics*, 8(4), 829-849.

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

The Mechanisms through which Industrial Clusters Affect Regional Economic Growth in Iran: Panel Data Approach 17
Hamid Azizmohammadlou

The Effect of Improving Management of Oil Wealth Abundance on Public Health Spending in the Selected Oil Exporting and Developed Countries: GMM Approach 35
Abolfazl Shahabadi, Marzieh Salehi

Determining The Level of Regional Inequality in Provinces of Iran: Analysis of Multidimensional Composite Index 49
Zahra Karimi Moughari, Javad Barati

The Effects of Monetary Index of Thrift and Hardworking on Human Capital in Selected Developing Countries: An Emphasis on Iran 71
Amir Mansour Tehranchian, Saedeh Azizi Sales, Arezoo Mahmoudi

Investigating Interaction of Foreign Direct Investment and Domestic Investment (Comparative Study of 136 Countries and Iran) 81
Hassan Daliri

The Effect of Government Size on Good Governance and Economic Performance of Selected Countries 97
Yousef Mohammadzadeh,Samad Hekmati Farid, Elmira Sharifi

Regulation of Monetary Policy on Economic Growth (Assessment of McCallum Rule in Iran) 113
Seyed Ziyaodin Kiya Hoseini, Mona Hashemi, Amin Hatami, Rafik Nazariyan

The Impact of Monetary and Fiscal Policies on Employment Fluctuations with an Emphasis on Private Sector Employment 125
Mohammad Ali Ehsani, Hadi Keshavarz, Masoud Keshavarz

- 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. 26, March 2017