بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی- پژوهشی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام‌نور

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 پیام‌نور استان مازندران	دانشیار	اقتصاد
۲	فرهاد خدادادکاشی	دانشگاه پیام‌نور 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 پیام‌نور 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 پیام‌نور استان مرکزی، صندوق پستی ۳۸۱۳۵-۱۱۳۶ 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	عبداله خشنودی	محمدنبی شهیکی‌تاش	سید جمال‌الدین محسنی‌زنوزی
اسماعیل ابونوری	یداله دادگر	مهدی صادقی شاهدانی	پرویز محمدزاده
محمد حسین احسانفر	علی دهقانی	علی‌حسین صمدی	محمدرضا محمدوند ناهیدی
محمدطاهر احمدی شادمهری	نظر دهمرده	امیر منصور طهرانچیان	محمود محمودزاده
حسین اصغرپور	تیمور رحمانی	لطفعلی عاقلی کهنه‌شهری	مجید مداح
زهرا افشاری	ابراهیم رضایی	قهرمان عبدلی	سعید مشیری
سید مرتضی افقه	منیره رفعت	مرتضی عزتی	سید نظام‌الدین مکیان
نعمت‌اله اکبری	رضا رنج‌پور	محمد علیزاده	عبدالعلی منصف
بیت الله اکبری مقدم	هدی زبیری	مصطفی عمادزاده	مانی موتمنی
علی امامی میبدی	منصور زراءنژاد	غلامرضا غفاری	میثم موسایی
فاطمه بزازان	شهریار زروکی	هادی غفاری	محمد مولایی
فاطمه پاسبان	غلامرضا زمانیان	الهام غلامی	محسن مهرآرا
علیرضا پورفرج	مصطفی سلیمی‌فر	محمدحسن فطرس	نادر مهرگان
سید جواد پورمقیم	رحمان سعادت	علی فلاحتی	رضا نجارزاده
وحید تقی نژاد عمران	علی سوری	محمدعلی فلاحی	زهرا نصراللهی
احمد جعفری‌صمیمی	کیومرث سهیلی	نعمت فلیحی	خدیجه نصراللهی
علی چشمی	سید محمدرضا سیدنورانی	محمد قربانی	امیر هرتمنی
جعفر حقیقت	ابوالفضل شاه‌آبادی	علیرضا کازرونی	مسعود همایونی‌فر
محمد حکمتی فرید	بیتا شایگانی	مصطفی کریم‌زاده	کاظم یاوری
مسعود خداپناه	هوشنگ شجری	اکبر کمیجانی	علی یونسی
اکبر خدابخشی	سعید شوال‌پور	محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی	

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 پیام‌نور مورد تقدیر قرار گرفت.

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

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

May 13, 2011

Dear Dr. Ghaffari,

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

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

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

Yours sincerely,

Liz Braunstein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

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

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

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

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

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

بدینوسیله با تبریک صمیمانه برای کسب عنوان

نشریه برتر در زمینه علوم انسانی

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

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

رضا فرجی دانا

۲۵/۹/۹۴

وزیر علوم، تحقیقات و فناوری

شرایط تدوین و پذیرش مقاله و چگونگی ارسال آن

محورهای پذیرش مقاله

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

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

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

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

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

۶- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

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

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

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

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

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

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

شرایط پذیرش مقاله

الف) محتوا

۱- در جهت اهداف و محورهای فصلنامه باشد.

۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.

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

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

ب) شکل ظاهری

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

د) پی‌نوشت‌های توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.

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 علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی: با استفاده از داده‌های پانل بر مبنای مدل تصحیح خطای برداری در کشورهای عضو آسه آن". *دو*

فصلنامه اقتصاد و توسعه منطقه‌ای، سال بیستم، شماره ۶، ۱۸۰-۱۵۷.

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

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

نحوه ارسال مقاله

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

۲- ثبت نام در سامانه

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

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

۵- انتخاب گزینه ارسال مقاله.

۶- ارسال مقاله.

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

سایر نکات

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

منشور اخلاقی نشریات علمی ـ پژوهشی دانشگاه پیام‌نور

این منشور تعهدنامه‌ای است که برخی حدود اخلاقی و مسئولیت‌های مربوط به انجام فعالیت‌های علمی ـ پژوهشی و چاپ آنها در نشریات را ترسیم می‌کند تا از بروز تخلفات پژوهشی آگاهانه یا ناآگاهانه توسط نویسندگان مقالات پیشگیری نماید.
این منشور برگرفته از **"منشور و موازین اخلاق پژوهش"** مصوب معاونت پژوهش و فناوری وزارت علوم، تحقیقات و فناوری ایران، موازین انتشاراتی پذیرفته شده بین‌المللی، و تجربیات موجود در حوزه نشریات علمی ـ پژوهشی است.

۱. مقدمه

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

۲. وظایف و تعهدات نویسندگان (Authors' Responsibilities)

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

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

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

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

- نویسنده مسئول مقاله موظف است از اینکه همه نویسندگان مقاله، آن‌را مطالعه و نسبت به ارائه آن و جایگاه خود در مقاله به توافق رسیده‌اند، اطمینان حاصل کند.
- ارسال مقاله به منزله آن است که نویسندگان رضایت کلیه پشتیبان‌های مالی یا مکانی مقاله را جلب کرده و تمامی پشتیبان‌های مالی یا مکانی مقاله را معرفی نموده‌اند.
- نویسنده/نویسندگان موظف‌اند به هنگام وجود هر گونه خطا و بی‌دقتی در مقاله خود، متولیان نشریه را در جریان آن قرار داده، نسبت به اصلاح آن اقدام یا مقاله را بازپس گیرند.
- نویسنده/ نویسندگان ملزم به حفظ نمونه‌ها و اطلاعات خام مورد استفاده در تهیه مقاله، تا یک‌سال پس از چاپ آن در نشریه مربوط، جهت پاسخ گویی به انتقادات و سؤالات احتمالی خوانندگان نشریه هستند.

۳. رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی

نویسنده/ نویسندگان موظف به احتراز از **"رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی (Research and Publication**

Misconduct)" هستند. اگر در هر یک از مراحل ارسال، داوری، ویرایش، یا چاپ مقاله در نشریات یا پس از آن، وقوع یکی از موارد زیر محرز گردد، رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی محسوب شده و نشریه حق برخورد قانونی با آن‌را دارد.

- **جعل داده‌ها (Fabrication):** عبارت است از گزارش مطالب غیرواقعی و ارائه داده‌ها یا نتیجه‌های ساختگی به عنوان نتایج آزمایشگاهی، مطالعات تجربی و یافته‌های شخصی. ثبت غیرواقعی آنچه روی نداده است یا جابه‌جایی نتایج مطالعات مختلف، نمونه‌هایی از این تخلف است.
- **تحریف داده‌ها (Falsification):** تحریف داده‌ها به‌معنای دستکاری مواد، ابزار و فرایند پژوهشی یا تغییر و حذف داده‌هاست به‌نحوی که سبب می‌گردد تا نتایج پژوهش با نتایج واقعی تفاوت داشته‌باشند.
- **سرقت علمی (Plagiarism):** سرقت علمی به استفاده غیرعمدی، دانسته یا بی‌ملاحظه از کلمات، ایده‌ها، عبارات، ادعا 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 غیراخلاقی 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

بی‌ثباتی اقتصادی و رشد اقتصادی بخش‌های عمده اقتصاد کلان: رهیافت تحلیل مؤلفه‌های اصلی ۱۳
یگانه موسوی جهرمی، هادی غفاری، مهدی جلولی

شوک‌های پولی و کانال‌های انتقال دهنده سیاست پولی در اقتصاد ایران: با تأکید بر کانال نرخ ارز، قیمت مسکن و اعتبارات ۲۹
رضا راعی، محمد جواد ایروانی، تیرداد احمدی

میزان عبور نرخ ارز به شاخص قیمت واردات به‌شرط تکانه‌های وارد بر اقتصاد و تأثیر تغییر در انحراف معیار تکانه‌ها بر آن: رهیافت الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی ۴۵
متین سادات برقعی، تیمور محمدی

بررسی تأثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری ایران، کاربرد رهیافت رگرسیون فازی و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی ۶۱
محمد مهدی برقی اسگویی، علیرضا کازرونی، بهزاد سلمانی، صابر خداوردیزاده

بررسی اثرات سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران: مدل‌های حالت- فضا ۷۹
مهدی خدایی، محمد جعفری، شهرام فتاحی

اندازه‌گیری میزان هموارسازی مخارج مصرفی خوراکی در برابر شوک‌های موقت و دائمی درآمد خانوارها در ایران ۹۳
محمد مولایی، عدی علی

رشد اقتصادی و توسعه بازار کار ناحیه‌ای در استان‌های ایران: قانون اوکان در مفهوم فضایی ۱۰۷
سیاب ممی‌پور، عاطفه رضایی

یکپارچگی مالی و نقش آن در همگرایی درآمد سرانه؛ مطالعه موردی: ایران و کشورهای در حال توسعه ۱۲۳
منیره رفعت

بررسی تأثیر نظام‌های بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ایران (رهیافت غیرخطی الگوی چرخشی مارکوف) ۱۳۵
مجید فشاری

بررسی رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی ایران: کاربردی از مدل‌های حالت-فضا و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی ۱۵۱
حسن خداویسی، احمد عزتی شورگلی

سخن سردبیر

آنچه پیش روی شماست، سی و یکمین شماره از فصلنامه **پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی** است که با همیاری محققین ارجمند و همکاران ارزشمندمان در دانشگاه پیام‌نور استان مرکزی تهیه شده است. حمایت‌های معاون محترم فناوری و پژوهشی دانشگاه جناب آقای دکتر کریمی و مدیر محترم تحقیقات دانشگاه، سرکار خانم دکتر دیده‌بان و همکاران محترمشان، سرکار خانم دسترنجی و سرکار خانم کریم‌منش در موفقیت فصلنامه از ضریب اهمیت بالایی برخوردار است که از همه این عزیزان قدردانی می‌شود.

پژوهش‌های منتشر شده در زمینه رشد و توسعه اقتصادی در دهه‌های اخیر وارد حوزه‌های میان رشته‌ای شده است، که می‌تواند با پیوند دادن مباحث رشد و توسعه اقتصادی با سایر رشته‌های علمی (مثل: سیاست، جامعه شناسی، علوم تربیتی، روانشناسی، مدیریت، بهداشت و سلامت و ...) زمینه‌ساز تحوّل در مبانی و جهت‌گیری مؤثرتر این پژوهش‌ها گردد و به تولید علم جدید به ویژه در علوم انسانی منتهی شود.

فصلنامه **پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی** در راستای رسالت خویش در انتشار مقالات علمی و پژوهشی در زمینه رشد و توسعه اقتصادی، در ۳۰ شماره پیش به این مهم پرداخته و در شماره‌های آتی نیز محققین ارجمند را دعوت به ارسال مقالات علمی پژوهشی در حوزه‌های میان رشته‌ای می‌نماید.

مطالعه این مجموعه و بیان پرسش‌ها، پیشنهادها و انتقادهای شما محققین ارجمند، گامی بزرگ در راه پیشبرد اهداف فصلنامه است. امید است ما را در این راه یاری فرمایید.

محمد رضا لطفعلی‌پور
تابستان ۱۳۹۷

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و یکم، تابستان ۱۳۹۷ (۲۸-۱۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 31, June 2018 (13-28)

بی‌ثباتی اقتصادی و رشد اقتصادی بخش‌های عمده اقتصاد کلان: رهیافت تحلیل مؤلفه‌های اصلی

***یگانه موسوی جهرمی[۱]، هادی غفاری[۲]، مهدی جلولی[۳]**

۱. استاد اقتصاد دانشگاه پیام‌نور، ایران

۲. دانشیار اقتصاد دانشگاه پیام‌نور، ایران

۳. دانشجوی دکترای اقتصاد و حسابرس ارشد مالیاتی اداره کل امور مالیاتی استان مرکزی، اراک، ایران

(دریافت: ۱۳۹۵/۱۲/۲۴ پذیرش: ۱۳۹۶/۹/۲۷)

Economic Instability and the Major Macroeconomic Sectors' Economic Growth: Principle Components Analysis (PCA) Approach

***Yeganeh Mousavi Jahromi[1], Hadi Ghaffari[2], Mehdi Jaluli[3]**

1. Professor, Payame Noor University, Iran
2. Associate Professor, Payame Noor University, Iran
3. Ph.D. Student of Economics, Arak, Iran

(Received: 14/March/2017 Accepted:18/Dec/2017)

چکیده:

در مطالعه پیشِ رو، با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR)، تأثیرات و پیامدهای بی ثباتی اقتصادی بر رشد اقتصادی در ایران در دوره ۱۳۹۲-۱۳۶۰ به کمک روش تحلیل مؤلفه های اساسی بررسی می شود. ابتدا به کمک روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی، شاخصی برای بی‌ثباتی اقتصادی ساخته شد و سپس به اثرگذاری این شاخص بر رشد اقتصادی، بخش‌های عمده اقتصاد کلان در ایران پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد که تنها در بخش کشاورزی اهمیت نیروی کار نسبت به سایر متغیرها بیشتر است اما در بخش‌های دیگر، سرمایه فیزیکی اهمیت بیشتری در تبیین رشد اقتصادی آن بخش داراست. در تمامی بخش‌های اقتصاد کلان، متغیر بی‌ثباتی اقتصادی اثری منفی بر رشد اقتصادی آن بخش دارد. سهم شاخص بی‌ثباتی اقتصادی در تجزیه واریانس چهاربخش اقتصاد کلان به ترتیب در بخش‌های صنایع و معادن، خدمات، کشاورزی و نفت و گاز از اهمیت بیشتری برخوردار است.

واژه‌های کلیدی: بی‌ثباتی اقتصادی، رشد اقتصادی بخش‌های اقتصادکلان، تحلیل مؤلفه‌های اساسی.

طبقه‌بندی JEL: E63، E32، O47.

Abstract:

The current study, using the VAR model, tries to explore the effects and consequences of economic instability on economic growth in Iran during the 1981-2011 periods using the principle components analysis. In this study, using the principle components analysis (PCA), an indicator of economic instability was built and then the impact of this indicator on economic growth of Iran was examined. The findings show that Only the importance of labor in the Agricultural sector but in other sectors more than other variables, physical capital is the more important in explaining economic growth. In all areas of macroeconomics, variable economic instability negative impact on economic growth in the sector. Four parts macroeconomic indicator of economic instability in the analysis of variance, respectively, in the fields of Industry and Minerals, Services, Agriculture and Oil and Gas exploration is more important.

Keywords: Economic Instability, Economic Growth, Principle Components Analysis.
JEL: E63, E32, O47.

* **نویسنده مسئول:** یگانه موسوی جهرمی
E-mail: mosavi@pnu.ac.ir

*Corresponding Author: Yeganeh Mousavi Jahromi

۱- مقدمه

یکی از ویژگی‌های بیشتر کشورهای در حال توسعه، وجود محیط اقتصادی بی‌ثبات و توأم با نوسانات شدید است. در مباحث مربوط به رشد و توسعه اقتصادی مسئله بی‌ثباتی اقتصادی جایگاه ویژه‌ای را به خود اختصاص داده است. این موضوع در بحث‌های مربوط به رشد و توسعه پایدار، اهمیت دوچندان پیدا می‌کند. زیرا با درک صحیح و شناخت درست ماهیت و علل بی‌ثباتی می‌توان در جهت رفع یا هدایت آن به بخش‌هایی که اثرات جانبی کمتری به بار می‌آورد و نیز از پیامدهای زیانبار آن بر کل اقتصاد جلوگیری کرده یا آن را محدود نمود. یکی از مهم‌ترین اهداف هر کشوری رسیدن به رشد بالای اقتصادی است و سیاست‌گذاران اقتصادی هر کشوری از هر تلاشی برای رسیدن به نرخ رشد بالا بهره می‌گیرند ولی توجه به این نکته که بی‌ثباتی‌ها و نوسانات اقتصادی تا چه میزان بر رشد اقتصادی اثر گذارند، کمتر مورد توجه دولت‌مردان بوده است. با برقراری محیطی امن و بدون نوسانات اقتصادی می‌توان زیربنایی برای رشد اقتصادی که پایه و اساس توسعه اقتصادی هر کشوری است، فراهم نمود، چرا که ارزش و بهایی که دولت‌ها به دلیل از دست دادن رشد اقتصادی ناشی از نوسانات و شوک‌های اقتصادی می‌پردازند ناچیز نیست. در اغلب مطالعات صورت گرفته در خصوص رابطه بی‌ثباتی اقتصادی و متغیرهای کلان اقتصاد، به بررسی تک تک متغیرهای بی‌ثبات کننده اقتصاد کلان پرداخته شده است. به عنوان مثال، اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر رشد اقتصادی مشاهده شده است و در مدل دیگری در همان مطالعه، به بررسی اثر بی‌ثباتی نرخ تورم بر رشد اقتصادی پرداخته شده است. اما در این مطالعه، ابتدا به کمک تمامی عوامل بی‌ثبات کننده اقتصاد کلان مانند نرخ ارز بازار رسمی، نرخ تورم، شاخص قیمت زمین، شاخص قیمت ارزش معاملات سهام و شاخص قیمت سکه بهار آزادی (که به طور جداگانه در مقالات دیگر، استفاده شده‌اند) و به کمک روش تحلیل مؤلفه اساسی (که نوآوری این مطالعه به شمار می‌رود) یک شاخص بی‌ثباتی اقتصادی ساخته شده است و سپس تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت این شاخص بر رشد اقتصادی بخش‌های مختلف اقتصاد ایران برآورد می‌شود.

۲- مبانی نظری تحقیق

چگونگی تأثیر نوسانات اقتصادی بر رشد اقتصادی، یکی از موضوعاتی است که در سال‌های اخیر توجه بسیاری از اقتصاددانان را به خود معطوف کرده است. نتایج گزارش بانک جهانی (۱۹۹۱) به طور جدی‌تری اهمیت و نقش ثبات اقتصادی کشورها را مورد توجه قرار می‌دهد. مسلماً مباحث مربوط به بی‌ثباتی اقتصادی، از سال‌های دورتر مورد توجه اقتصاددانان بوده است، اما نقطه عطف توجه ویژه اقتصاددانان به این موضوع، از زمان انتشار گزارش بانک جهانی در سال ۱۹۹۱ است. نتایج این گزارش نشان داد کشورهایی که ثبات اقتصادی بیشتری داشته و در آنها سیاست‌های دولت به صورت مناسب اجرا شده است عملکرد بهتری نسبت به کشورهای بی‌ثبات داشته‌اند.

فیشر[1] (۱۹۹۳)، ثبات اقتصادی را وضعیتی می‌داند که در آن شرایط زیر برقرار باشند:

الف) نرخ تورم پایین و قابل پیش‌بینی باشد.

ب) نرخ واقعی بهره، برای سرمایه‌گذاری مناسب باشد.

ج) سیاست مالی عاری از نوسان و اختلال و پایدار باشد و بودجه دولت به خوبی مدیریت گردد، به عبارت دیگر نسبت کسری بودجه به تولید ناخالص داخلی در سطح قابل قبولی حفظ شود (فزاینده نباشد) و استفاده از اعتبارات سیستم بانکی برای تأمین بدهی‌ها در سطح حداقل قرار گیرد.

د) نرخ ارز در سطحی نزدیک به مقدار تعادلی آن تعیین گردد.

ثبات اقتصاد کلان، پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری خصوصی را افزایش داده و با تقویت رقابت‌پذیری صادرات، تراز پرداخت‌ها را بهبود می‌بخشد و بنابراین می‌توان از آن به عنوان مبنای اساسی رشد پایدار اقتصادی تعبیر نمود زیرا رشد پایدار اقتصادی مستلزم کارکرد آزاد و رقابتی قیمت‌ها و ایجاد یک محیط امن اقتصادی برای تشویق سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است[2].

همچنین ثبات اقتصاد کلان در جهت سیاست‌های اقتصادی و اعتبار متولیان پولی و مالی کشور در مدیریت کارآمد اقتصادی برای بخش خصوصی، علائم مهمی به دنبال دارد[3] و موفقیت هرگونه برنامه آزادسازی و اصلاحات مالی و سیاست‌های تعدیل، مستلزم ثبات اقتصاد کلان است[4]

بررسی وضعیت متغیر تولید ناخالص داخلی و سایر متغیرهای کلان اقتصادی کشورها نشان می‌دهد که این

1. Fischer (1993)
2. Dhonte et al. (1997)
3. Fischer (1993)
4. Turtelboom (1991)

متغیرها همواره حول مسیر رشد بلندمدت خود در نوسان می‌باشند به طوری که رشد آنها، گاهی بیشتر از رشد بلندمدت و گاهی کمتر یا منفی بوده است. تولید کالاها و خدمات در هر کشوری طی یک دوره زمانی مشخص از عوامل گوناگونی همچون جنگ، انقلاب، شوک‌های نفتی، سیاست‌های پولی و مالی، افزایش بهره‌وری و ... تأثیر می‌پذیرد. بنابراین، رشد اقتصادی نیز از این عوامل تأثیر پذیرفته و دچار نوسان می‌شود و موجب شکل‌گیری ادوار تجاری در اقتصاد می‌گردد.

شناخت ماهیت و عوامل ایجادکننده ادوار تجاری حائز اهمیت است و می‌تواند نقش تعیین کننده‌ای در اتخاذ سیاست‌های ضد ادواری و دستیابی به رشد اقتصادی پایدار داشته باشد. تحقیقات زیادی برای شناسائی شوک‌ها و انتشار آنها صورت پذیرفته است. این مطالعات در قالب نظریه‌های مختلف ادوار تجاری ظهور پیدا کرده‌اند. در این‌باره می‌توان به نظریات پولی ادوار تجاری در قالب نوسانات طرف تقاضا یا نظریات ادوار تجاری حقیقی در قالب نوسانات طرف عرضه اشاره کرد (درگاهی و پرخیده، ۱۳۸۵: ۳۲-۱۰).

اولین دیدگاه مربوط به ادوار تجاری را که به نحوی بر الگوهای رشد اقتصادی متکی بوده است، می‌توان در عقاید آدام اسمیت یافت. نوسانات اقتصادی در این دیدگاه ناشی از مکانیسم‌های تعدیلی است که برای رسیدن به تعادل در نظر گرفته می‌شود. در این الگو انعطاف پذیری قیمت‌ها، دستمزدها و نرخ‌های بهره موجب تعادل در سه بازار اصلی، یعنی بازار محصول، کار و سرمایه شده و آنها را در حالت اشتغال کامل قرار می‌دهد. در این الگو، پول تنها وسیله مبادله و معیار سنجش است و اثری بر روی متغیرهای حقیقی اقتصاد ندارد. به همین دلیل این برداشت از اقتصاد، سیاست‌گذاران را به سمتی هدایت می‌کند که از نقش و اهمیت نوسانات پولی (اسمی) در ایجاد نوسانات اقتصادی چشم‌پوشی کنند و به نوسانات طرف عرضه روی آورند[1].

در مقابل کلاسیک‌ها، کینز با توجه به وجود پدیده بیکاری اجباری و با توجه به وجود چسبندگی قیمت‌ها و دستمزد، نقش خاصی برای سیاست‌های پولی و مالی جهت برون رفت از رکود اقتصادی و کاهش دامنه نوسانات ادوار تجاری قائل شد. مطالعات در زمینه رابطه متقابل بین تغییرات حجم پول و اعتبارات بانکی با سطوح سرمایه‌گذاری، تولید و تورم نشان می‌دهد که برخلاف دیدگاه‌های کلاسیکی، سیاست‌های پولی و مالی و تغییرات در اعتماد سرمایه‌گذاران اثرات زیادی بر تغییرات تولید دارد (درگاهی و پرخیده، ۱۳۸۵، ۳۲-۱۰).

در دهه ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰، جریان پولگرایان شکل گرفت که پدیده ادوار تجاری را ناشی از انقباض‌های پولی می‌دانست. پس از آن، در مکتب کلاسیک‌های جدید، لوکاس پدیده انتظارات عقلائی را در شکل گیری ادوار تجاری مؤثر دانست (اکبری و یارمحمدیان، ۱۳۹۱: ۲۵۲-۲۳۹).

ثبات اقتصادی مبنای اساسی رشد پایدار اقتصادی است. زیرا پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری خصوصی را افزایش داده و با تقویت رقابت‌پذیری صادرات، تراز پرداخت‌ها را بهبود می‌بخشد. رشد پایدار اقتصادی مستلزم کارکرد آزاد و رقابتی قیمت‌ها و ایجاد یک محیط امن اقتصادی برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بوده و در این ارتباط ثبات اقتصادی می‌تواند نقش بسیار مؤثری داشته باشد. به علاوه ثبات اقتصادی درباره جهت سیاست‌های اقتصادی و اعتبار متولیان پولی و مالی کشور در مدیریت کارآمد اقتصادی برای بخش خصوصی، علائم مهمی به دنبال دارد[2].

۳- پیشینه مطالعاتی تحقیق

اغلب مطالعات انجام گرفته به بررسی یک متغیر به عنوان شاخص و نماد بی‌ثباتی اقتصادی پرداخته‌اند و ترکیب و ساخت شاخص بی‌ثباتی اقتصاد، کمتر مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعات، متغیرهایی که نقش شاخص بی‌ثباتی اقتصادی را ایفا کرده‌اند، عبارتند از نرخ تورم، نرخ ارز، کسری بودجه و رشد نقدینگی. اما اینکه در کدام مطالعه به طور همزمان به بررسی همه متغیرهای بی‌ثباتی اقتصاد پرداخته شده است، نمی‌توان با اطمینان پاسخ داد. در ادامه به ارائه مطالعات خارجی در جدول زیر می‌پردازیم و مطالعات داخلی با کمی تفسیر مورد بررسی قرار می‌گیرند.

گرجی و مدنی به بررسی آثار متقابل سرمایه گذاری و رشد تولید ناخالص داخلی با تکیه بر نقش ثبات اقتصادی و عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی پرداختند. نتایج این مطالعه که برای کشور ایران مورد آزمون قرار گرفته است مبین این است که شرایط بی‌ثباتی اقتصاد کلان ایران به ویژه طی سه دهه آخر موجب کاهش کارایی سرمایه‌گذاری و به تبع آن کاهش رشد

1. Mankiw (1989)

2. Jonung et al. (2008)

اقتصادی شده است (گرجی و مدنی، ۱۳۸۲: ۱).

کازرونی و سجودی در مطالعه‌ای به بررسی اثر بی ثباتی رابطه مبادله بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که بی‌ثباتی رابطه مبادله در بلندمدت تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی ایران دارد (کازرونی و سجودی، ۱۳۸۹: ۱۲۰).

شریفی‌رنانی و همکاران در مقاله‌ای به بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها از راه کانال قیمت دارایی‌ها (شاخص قیمت مسکن) پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که شوک بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به عنوان ابزار سیاست پولی از راه شاخص قیمت مسکن دست کم در کوتاه‌مدت می‌تواند سطح تولید را افزایش و سطح عمومی قیمت‌ها را کاهش دهد (شریفی‌رنانی و همکاران، ۱۳۹۰: ۲۹).

التجائی به بررسی تأثیر نوسانات نسبی قیمت‌ها و نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی پرداخته است. نتایج مطالعه او نشان می دهد که شوک های قیمتی و نااطمینانی تورم بشدت یکدیگر را تقویت می کنند و بر رشد حقیقی سرمایه گذاری بخش خصوصی و رشد حقیقی اقتصاد اثرات منفی خواهند داشت (التجائی، ۱۳۹۱: ۸۱).

جدول ۱. پیشینه تحقیق

پژوهشگر	سال	روش–متدولوژی	کشور/کشورها	دوره زمانی	نتیجه
گیلا مونت و همکاران	۱۹۹۹	مدل اقتصادسنجی مقطعی	دو گروه کشورهای آفریقایی و غیرآفریقایی	۱۹۹۰–۱۹۷۰	بی‌ثباتی اقتصادی از طریق بی‌ثباتی نرخ ارز و بی‌ثباتی نرخ سرمایه‌گذاری موجب کاهش رشد اقتصادی آفریقا شده است.
مارتین و راجرز	۲۰۰۰	مدل داده‌های تابلویی	کشورهای اروپایی و صنعتی	۱۹۹۶–۱۹۸۴	بی‌ثباتی اقتصادی و چرخه‌های تجاری رابطه معکوس و منفی با یکدیگر دارند. نرخ رشد در کشورهای با نرخ بیکاری بالا کمتر است.
آیخیده و الاود	۲۰۰۱	تحلیل‌های توصیفی کیفی و تحلیل CAMEL	نیجریه	۱۹۹۳–۱۹۸۷	تورم بالا، ناتوانی از پرداخت دیون بانکی و نرخ بهره بسیار بالا مهم‌ترین عوامل بی‌ثباتی اقتصادی بوده‌اند.
باتاچارجی و همکاران	۲۰۰۲	مدل مخاطره ریسک–رقابت	انگلستان	۱۹۹۹–۱۹۷۸	نوسانات اقتصاد کلان باعث ورشکستگی و خروج بنگاه‌های اقتصادی از بازار می‌شود.
استرینج و همکاران	۲۰۰۵	مدل ساده ادغام و همگرایی	کانادا	۱۹۹۹	بی‌ثباتی، عدم قطعیت و نا اطمینانی باعث ادغام بنگاه‌های اقتصادی در شهرهای بزرگ و خوشه‌های صنعتی می‌شود.
چمبت و گیبسون	۲۰۰۶	مدل چند متغیره گارچ	۲۵ کشور	۲۰۰۴–۱۹۹۵	بی‌ثباتی اقتصادی موجب کاهش همگرایی مالی می‌شود.
سیرمانیتم و تمپل	۲۰۰۹	OLS حد آستانه	کشورهای آسیای شرقی	۲۰۰۵–۱۹۹۵	ثبات اقتصاد کلان، شرط لازم برای دستیابی به رشد بالا و مستمر برای کشورهای بی‌ثبات‌تر است.
جوکیپی و مانن	۲۰۱۲	مدل داده‌های تابلویی	کشورهای در حال توسعه	۲۰۱۰–۲۰۰۱	ثبات بخش بانکی ضامن رشد بالای اقتصادی است.
الیوت	۲۰۱۳	مدل ARDL	امریکا	۲۰۰۹–۱۹۷۶	بی‌ثباتی اقتصادی از طریق کاهش درآمد برخی خانوارها موجب کاهش سطح آموزش کودکان این خانوارها و در نتیجه عدم توسعه سرمایه انسانی می‌شود.
امجدعلی و رحمان	۲۰۱۵	مدل ARDL	پاکستان	۲۰۱۲–۱۹۸۰	بی‌ثباتی اقتصادی کاهنده رشد در بلندمدت بوده و بازگشت اقتصاد به قبل زمان‌بر است.
اسکوروبوگاتوا	۲۰۱۶	سیستم معادلات–داده‌های فصلی	اوکراین	۲۰۱۴–۲۰۰۲	اثرات منفی بی‌ثباتی اقتصاد کلان می‌تواند رشد اقتصادی را کاهش دهد و در بلندمدت بازار نیروی کار اوکراین را به سمت بیکاری سوق دهد.

مأخذ: مطالعات مندرج در جدول

دلاوری و بصیر در مقاله خود بـه بررسـی تـأثیر بـی‌ثبـاتی اقتصادی با تأکید بر کسری بودجه بـر رشـد اقتصـاد در ایـران پرداخته‌اند. هدف از این مقاله بررسی چگونگی تأثیرگذاری سـه متغیر وضعیت بودجه دولـت، نـرخ تـورم و حاشـیه نـرخ ارز بـه عنوان شاخص های ثبات اقتصادی بر رشد اقتصـادی در کشـور است. نتایج مطالعه آنها نشان می دهد که تأثیر هر سه شـاخص بی‌ثباتی بر رشد اقتصادی در ایران منفی است. بنابراین بی‌ثباتی اقتصادی یکـی از عوامـل مهمـی اسـت کـه چشـم‌انـداز رشـد اقتصادی را تاریک می‌کند (دلاوری و بصیر، ۱۳۹۱: ۱۶۹).

صامتی و بهنود به بررسی تأثیر بی‌ثباتی اقتصادی بر توسعه انسانی در کشورهای منتخب آسیا پرداختند. نتایج تحقیق بیانگر آن است که بی‌ثباتی اقتصاد کـلان موجـب کـاهش در توسـعه انسانی و به تبع آن کاهش در رشد اقتصادی می‌گردد و دولت‌ها می‌بایست بی‌ثباتی اقتصادی را رصـد کـرده و از سیاسـت‌هـای هدفمند و کنترلی به منظـور کـاهش بـی‌ثبـاتی اقتصـاد کـلان استفاده نمایند (صامتی و بهنود، ۱۳۹۱: ۵۳).

دهقان و پوررحیم به بررسی رابطه بی‌ثباتی اقتصاد کلان و رشد اقتصادی در ایـران پرداختـه‌انـد. روش بـرآورد مـدل آنهـا VAR بوده و برای سال‌های ۱۳۴۶ الی ۱۳۸۷ مطالعه صـورت گرفته است. شاخص مورد اسـتفاده در ایـن مطالعـه از ترکیـب متغیرهایی چون، نرخ تورم، نـرخ ارز، کسـری بودجـه و رابطـه مبادله به دست آمده است. نحوه ساخت شاخص بـی‌ثبـاتی بـر اساس متغیرهای مذکور روشی ساده و به کمک میانگین‌گیـری و دخالت داده‌های با مقدار بالا و پایین برای هر متغیـر صـورت پذیرفته است. نتایج مطالعه آنها نشان مـی‌دهـد کـه بـی‌ثبـاتی اقتصادی در دوره دوم به بعد بر رشد اقتصـادی اثراتـی کاهنـده ایجاد می‌نمایـد کـه میـزان آن ۰/۴۴ درصـد اسـت (دهقـان و پوررحیم، ۱۳۹۲: ۱۷۱).

٤- تصریح مدل تحقیق

بسیاری از پژوهشگران اقتصادی نیز، برای معرفی بی‌ثبـاتی در اقتصاد کلان از شاخص‌های نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بهره، نـرخ بیکاری، تراز پرداخت‌هـا و کسـری بودجـه اسـتفاده کـرده‌انـد. همان‌طور که در بخش پیشینه مطالعات تحقیق مشخص اسـت در مطالعات مختلف الگوهای متفاوت و شاخص‌های گونـاگونی را برای بررسی رابطه بی‌ثباتی اقتصاد کـلان و رشـد اقتصـادی استفاده نموده‌اند. با توجـه بـه ایـن مطالعـات و مبـانی نظـری موضوع الگوهای اقتصادسنجی رشد اقتصـادی (منکیـو، ۱۹۸۹؛ رومر، ۱۹۸۶) به منظور بررسی رابطه میـان شـاخص بـی‌ثبـاتی اقتصادکلان و رشد اقتصادی مدل زیر تصریح می‌گردد.

$$Y = Y (L , K, IEI)$$

که در آن:

Y: تولید ناخالص داخلی کشور به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶

L: نیروی کار فعال در کشور

K: موجودی سرمایه کشور (انباشت سرمایه)

IEI: شاخص بی‌ثباتی اقتصادی (که طبق روش تحلیل، مؤلفـه اساسی ساخته شده است و شامل ۵ متغیر اصلی بی‌ثباتی اقتصاد کلان در کشور است. مراحل سـاخت ایـن شـاخص در بخـش بعدی به طور کامل آورده شده است).

تابع فوق را با فرض فرم کاب- داگلاس و با فرض ثابت بـودن سطح تکنولوژی، می‌توان به شکل لگاریتم خطی نوشت:

$$LY = \alpha_0+\alpha_1 LL + \alpha_2 LK + \alpha_3 LIEI + \varepsilon_t$$

حرف L در اول نام متغیرها بیانگر لگـاریتم متغیرهـا اسـت. ε_t نیز جمله پسماند مدل است.

مطابق مبانی ذکر شده در فوق به منظـور تصـریح مـدل رشـد اقتصادی، می‌توان برای چهار بخش عمده اقتصاد کـلان طبـق جدول زیر، رشد اقتصادی در هر یک از این بخش‌ها را تصـریح نمود.

جدول ۲. تصریح مدل بخش‌های عمده اقتصاد کلان

ردیف	نام بخش اقتصادی	مدل تصریح شده
۱	کشاورزی	$LVA = LVA[LA^+ , KA^+ , LIEI^-]$
۲	نفت و گاز	$LVO = LVA[LO^+ , KO^+ , LIEI^-]$
۳	صنعت و معدن	$LVI = LVA[LI^+ , KI^+ , LIEI^-]$
۴	خدمات	$LVS = LVA[LS^+ , KS^+ , LIEI^-]$

مأخذ: مدل پیشنهادی نویسندگان مقاله

که در آن:

VA، VO، VI، VS بـه ترتیـب نشـان‌دهنـده ارزش افـزوده بخش‌های کشاورزی، نفت و گـاز، صـنعت و معـدن و خـدمات می‌باشند.

LA، LO، LI، LS به ترتیب نشان‌دهنده نیروی کار شاغل در بخش‌های کشاورزی، نفت و گـاز، صـنعت و معـدن و خـدمات می‌باشند.

KA، KO، KI، KS به ترتیب نشان‌دهنده موجودی سرمایه به کار گرفته شده در بخش‌های کشاورزی، نفت و گاز، صنعت و معدن و خدمات می‌باشند.

۵- شرحی بر داده‌های آماری

بی‌تردید یکی از مسائل اساسی در انجام کارهای تجربی و به ویژه در امر الگوسازی اقتصادسنجی کلان امکان دستیابی به اطلاعات آماری مناسب و دلخواه است. آمارهای مورد استفاده در این مطالعه، برای سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۰، از اطلاعات گزارش شده توسط بانک مرکزی و پایگاه داده‌های سری زمانی بانک مرکزی ج.ا.ا و مرکز آمار ایران و سالنامه‌های آماری به قیمت‌های ثابت به دست آمده است.

الف) روش محاسبه شاخص بی‌ثباتی اقتصادی

یکی از مشکلات این مطالعه، فقدان آمار و اطلاعات لازم و کافی در زمینه بی‌ثباتی اقتصادی در ایران است. همچنین، آمار و اطلاعات پراکنده موجود چندان قابل استناد نیستند، زیرا منبع موثقی آنها را تأیید نکرده است. برای این منظور، ترجیح داده شد تا از اطلاعات موجود و متغیرهای عمده اقتصاد کلان که بیشتر از سایر متغیرها مورد توجه در تحلیل‌های اقتصادی می‌باشند، طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۰ استفاده شود. در ادامه، به روش محاسبه شاخص بی‌ثباتی اقتصادی پرداخته می‌شود.

الف-۱- روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی[1]

تحلیل داده‌های چندگانه از نقش اساسی در تحلیل اطلاعات برخوردار است. مجموعه داده‌های چندگانه، حالت‌ها یا متغیرهای زیادی را برای هر مشاهده در بر دارند. اگر در هر مجموعه داده n متغیر وجود داشته باشد، هر متغیر می‌تواند دارای چند بعد باشد. با توجه به اینکه اغلب درک و شهود فضای چند بعدی دشوار است، روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی (PCA) ابعاد کلیه مشاهدات را بر اساس شاخص ترکیبی و دسته‌بندی مشاهدات مشابه کاهش می‌دهد. در این روش متغیرهای موجود در یک فضای چند حالته همبسته به یک مجموعه از مؤلفه‌های غیرهمبسته خلاصه می‌شوند که هر یک از آنها ترکیب خطی از متغیرهای اصلی می‌باشند. مؤلفه‌های غیرهمبسته به دست آمده مؤلفه‌های اساسی (PC) نامیده می‌شوند که از بردارهای ویژه ماتریس کوواریانس یا ماتریس همبستگی متغیرهای اصلی به دست می‌آیند. به طور کلی کاربرد عمده روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی عبارتند از: کاهش تعداد متغیرها و یافتن ساختار ارتباطی بین متغیرها که در حقیقت همان دسته بندی متغیرهاست. مزیت اصلی کاربرد این روش در اقتصادسنجی از بین بردن همخطی در مدل‌ها به واسطه تعداد زیاد متغیرهای مؤثر در مدل است[2].

تعداد مؤلفه‌های استخراج شده در هر مدل برابر است با تعداد متغیرهایی که بررسی می‌شوند. اما می‌توان تعداد مشخصی از این مؤلفه‌ها را انتخاب نمود. معمولاً دو یا سه مؤلفه اول مقدار قابل توجهی از پراکندگی داده‌ها را در نظر می‌گیرد. بنابراین، انتخاب دو یا سه مؤلفه اول برای ادامه کار کفایت می‌کند. اما در برخی از موارد ضروری است معیارهای دیگری را نیز برای یافتن تعداد مؤلفه‌های لازم مورد توجه قرار داد. این معیارها عبارتند از:

معیار اول (آزمون اسکری[3]): ترسیم مقادیر ویژه در برابر مؤلفه‌های اساسی مرتبط، نمودار اسکری را نمایش می‌دهد. در این نمودار تغییر در میزان اهمیت مقادیر ویژه برای هر مؤلفه اساسی مشخص می‌شود.

معیار دوم (ارزش ویژه): مؤلفه‌هایی که مقدار ویژه آنها بزرگ‌تر از یک است را در نظر گرفته و از سایر مؤلفه‌ها صرف نظر می‌شود.

معیار سوم (واریانس): مؤلفه‌هایی که درصد بیشتری از پراکندگی را توضیح می‌دهند برای ادامه کار کفایت می‌کنند، معمولاً مؤلفه اول بیشترین واریاتس را در نظر می‌گیرد.

الف-۲- محاسبه شاخص بی‌ثباتی اقتصادی به روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی

برای محاسبه شاخص بی‌ثباتی اقتصادی، از اطلاعات پایگاه داده‌های سری زمانی بانک مرکزی استفاده شده است. از میان انواع متغیر تعریف شده در تعاریف و مطالعات بی‌ثباتی و نابسامانی اقتصادی، تعداد ۵ متغیر، که در همه مطالعات مشترک است و در سال‌های اخیر نیز بیشتر مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی بوده است، برای محاسبه شاخص مذکور طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۰ استفاده شده است. این پنج

1. Principal Component Analysis

2. Diana (2004)
3. Scree Test

متغیر عبارتند از:

نرخ ارز رسمی بازار: EX

شاخص قیمت سکه بهار آزادی: PG

شاخص قیمت زمین (کلیه مناطق شهری): PL

شاخص قیمت ارزش معاملات سهام: PS

نرخ تورم: INF

اولین گام در بررسی ارتباط بین متغیرها، بررسی ماتریس همبستگی آنهاست. جدول ۲، نشان می‌دهد همبستگی بالایی میان همه داده‌ها وجود دارد. با توجه به این درجه همبستگی، می‌توان با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی با کاهش تعداد متغیرها یک شاخص ترکیبی به نام شاخص بی‌ثباتی اقتصادی ارائه نمود.

نتایج آزمون بارتلت[1] (جدول ۳) نشان می‌دهد فرضیه صفر (عدم وجود همبستگی) برای مجموعه داده‌های مذکور رد می‌شود، یعنی یک ارتباط قوی میان متغیرها وجود دارد.

جدول ۳. ماتریس همبستگی میان متغیرهای عمده بی‌ثباتی اقتصادی

متغییر	EX	PG	PL	PS	INF
EX	۱				
PG	۰/۹۱	۱			
PL	۰/۸۷	۰/۸۱	۱		
PS	۰/۹۱	۰/۹۳	۰/۹۳	۱	
INF	۰/۸۹	۰/۸۶	۰/۹۸	۰/۹۷	۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

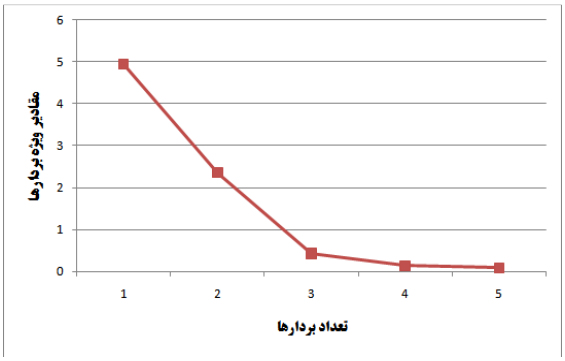
جدول ۴. نتایج آزمون بارتلت

آماره آزمون	درجه آزادی	کمّیت بحرانی در سطح ۵ درصد
۲۳۵/۶	۴	۲۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

چنان که مشاهده می‌شود، تعداد مؤلفه‌های استخراج شده برابر با تعداد متغیرهای استفاده شده، یعنی ۵ بردار و همه پراکندگی مجموعه داده‌ها در بررسی در نظر گرفته شده است. با رسم نمودار می‌توان بهترین مؤلفه را مشخص نمود.

نمودار ۱ نشان می‌دهد مؤلفه اول بهترین انتخاب است. زیرا همان‌طور که جدول ۴ نیز نشان می‌دهد، مقدار ویژه اولین مؤلفه بزرگتر از یک است و حدود ۶۲ درصد پراکندگی مجموعه داده‌ها توسط این مؤلفه بازگو می‌شود. به عبارت دیگر، همه معیارها نشان می‌دهد که انتخاب مؤلفه اول کافی است و می‌توان از آن به عنوان شاخص بی‌ثباتی استفاده نمود.



نمودار ۱. مقادیر ویژه بردارهای تحلیل مؤلفه‌های اساسی

مأخذ: محاسبات تحقیق

٦- تخمین و ارائه نتایج مدل تحقیق

۶-۱- بررسی آزمون پایایی متغیرهای تحقیق

حال با توجه به آنچه که ذکر شد به بررسی پایایی متغیرهای الگوی پیشنهادی بر اساس آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته پرداخته می‌گردد. همان‌طور که در ادامه مشاهده می‌شود فرضیه صفر مبنی بر ریشه واحد داشتن متغیرهای سری زمانی بر اساس آماره آزمون مک کینون در جدول بررسی شده است.

متغیرهای مدل تحقیق عبارتند از:

VA، VO، VI، VS به ترتیب نشان‌دهنده ارزش افزوده بخش‌های کشاورزی، نفت و گاز، صنعت و معدن و خدمات می‌باشند.

LA، LO، LI، LS به ترتیب نشان‌دهنده نیروی کار شاغل در بخش‌های کشاورزی، نفت و گاز، صنعت و معدن و خدمات می‌باشند.

KA، KO، KI، KS به ترتیب نشان‌دهنده موجودی سرمایه به کار گرفته شده در بخش‌های کشاورزی، نفت و گاز، صنعت و معدن و خدمات می‌باشند.

IEI: شاخص بی‌ثباتی اقتصادی (که طبق روش تحلیل مؤلفه اساسی ساخته شده است و شامل ۵ متغیر اصلی بی‌ثباتی اقتصاد کلان در کشور است).

حرف L در ابتدای نام متغیرها نشان‌دهنده لگاریتم است.

1. Bartlett's Test

جدول ۵. نتایج برآورد تحلیل مؤلفه‌های اساسی

	Comp 1	Comp 2	Comp 3	Comp 4	Comp 5
Eigenvalue	4.938789	2.358732	0.422432	0.019674	0.000368
Variance Prop.	0.617349	0.294842	0.052804	0.002459	0.000046
Cumulative Prop.	0.617349	0.912190	0.964994	0.999954	1.000000
Eigenvectors:					
Variable	Vector 1	Vector 2	Vector 3	Vector 4	Vector 5
EX	-0.033068	0.548739	0.816636	-0.130460	0.004512
PG	-0.351996	0.347955	-0.326497	-0.468657	0.578189
PL	-0.353752	-0.359401	0.113171	-0.598346	-0.466356
PS	-0.436648	0.085323	-0.128595	0.307193	-0.193078
INF	-0.419920	-0.197788	0.191140	-0.027994	-0.101896

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۶. نتایج آزمون دیکی فولر برای متغیرهای مدل (با عرض از مبدأ و روند)

متغیر	مقدار آماره در سطح	مقادیر بحرانی در سطح اهمیت ۵ درصد	درجه همجمعی
LVA	-۳/۶۵	-۳/۵۶	I(1)
LVO	-۳/۷۴	-۳/۵۶	I(1)
LVI	-۳/۶۹	-۳/۵۶	I(1)
LVS	-۳/۸۱	-۳/۵۶	I(1)
LLA	-۴/۰۴	-۳/۵۶	I(1)
LLO	-۳/۹۸	-۳/۵۶	I(1)
LLI	-۴/۱۱	-۳/۵۶	I(1)
LLS	-۴/۲۱	-۳/۵۶	I(1)
LKA	-۵/۵۱	-۳/۵۶	I(1)
LKO	-۶/۳۵	-۳/۵۶	I(1)
LKI	-۶/۶۴	-۳/۵۶	I(1)
LKS	-۶/۴۷	-۳/۵۶	I(1)
LIEI	-۵/۱۵	-۳/۵۶	I(1)

I(1) به این معنی است که متغیر با یک‌بار تفاضل گیری پایا شد.

مأخذ: محاسبات تحقیق

بعد از بررسی آزمون پایایی متغیرها و دانستن درجه پایایی متغیرهای الگو به سراغ معرفی روش تخمین و در نهایت ارائه نتایج تخمین‌ها می‌رویم.

۶-۲- برآورد مدل تحقیق

با استفاده از شاخصی که به روش تحلیل مؤلفه اساسی از متغیرهای اصلی بی‌ثباتی اقتصاد کلان، برای بی‌ثباتی اقتصادی ساخته شد، به برآورد مدل مطالعه می‌پردازیم.

نکته قابل ذکر آنکه به دلیل طولانی بودن روابط مربوطه به چهار بخش اقتصاد کلان، در ادامه نتایج برآورد مدل به صورت خلاصه در جداول آمده است.

الف) تعیین وقفه بهینه مدل‌ها

پس از تشخیص پایایی متغیرهای مدل نخستین مسئله در مدل‌های خودرگرسیون برداری تعیین طول وقفه بهینه است. این وقفه بر اساس معیار شوارتز بینزین و آکائیکی انتخاب شده است و نتایج آزمون مورد نظر به صورت خلاصه و برای چهار بخش اقتصاد کلان در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۷. تعیین طول وقفه بهینه با استفاده از ضابطه شوارتز- بیزین

ردیف	نام بخش اقتصادی	طول وقفه بهینه
۱	کشاورزی	دو
۲	نفت و گاز	سه
۳	صنعت و معدن	یک
۴	خدمات	دو

مأخذ: محاسبات تحقیق

ب) بررسی رابطه بلندمدت مدل‌ها به روش جوهانسون – جوسیلیوس[1]

این روش برای استخراج رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرد. ابتدا با استفاده از دو آمارهٔ حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر[2]، وجود همجمعی و تعداد روابط همجمعی مشخص می‌شود. نتایج حاصل از آزمون‌های اثر و حداکثر مقدار ویژه به طور خلاصه در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۸. نتایج آزمون‌های همجمعی بر اساس آزمون‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه

ردیف	نام بخش اقتصادی	تعداد بردارهای بلندمدت
۱	کشاورزی	یک
۲	نفت و گاز	یک
۳	صنعت و معدن	یک
۴	خدمات	یک

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، از نتایج آزمون‌های فوق می‌توان دریافت که تنها یک بردار بلندمدت می‌توان برای هر یک از چهار بخش اقتصاد کلان در نظر گرفت.

ج) برآورد مدل‌های هر یک از چهار بخش اقتصاد کلان

با توجه به موارد مطرح شده در بالا، رابطه بلندمدت (بردار نرمال شده) برای هر یک از چهار بخش اقتصاد کلان بر اساس الگوی دوم[3] در تشخیص وجود روند در آمار، به صورت زیر و در جدولی به صورت خلاصه به دست آمده است.

در سطح ۹۵ درصد، تمامی ضرایب معنادار و موافق با مبانی نظری می‌باشند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، تنها در بخش کشاورزی اهمیت نیروی کار نسبت به سایر متغیرها بیشتر است اما در بخش‌های دیگر، سرمایه فیزیکی اهمیت بیشتری در رشد اقتصادی آن بخش داراست. در تمامی بخش‌های اقتصاد کلان، متغیر بی‌ثباتی اقتصادی اثری منفی بر رشد اقتصادی آن بخش دارد.

د) توابع عکس‌العمل آنی (واکنش به ضربه)

در توابع عکس‌العمل آنی، اثر یک انحراف معیار تکانه متغیر درون‌زا بر روی سایر متغیرهای درون‌زای مدل مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه نمودار توابع عکس‌العمل آنی برای هر یک از چهار بخش اقتصاد کلان در برابر یک تکانه یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در شاخص بی‌ثباتی اقتصادی و اثر آن بر رشد اقتصادی چهار بخش اقتصادکلان ارائه شده است.

د-۱) بخش کشاورزی: تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در شاخص بی‌ثباتی اقتصادی در دوره اول منجر به افزایش یک واحدی رشد اقتصادی بخش کشاورزی می‌شود. تکانه وارده بر این متغیر در دوره دوم رشد اقتصادی این بخش را به اندازه ۱/۴۵- واحد کاهش می‌دهد. ولی با گذشت زمان طی دوره‌های بعد این کاهش یک‌باره تعدیل می‌شود.

د-۲) بخش صنایع و معادن: تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در شاخص بی‌ثباتی اقتصادی در دوره اول اثری بر رشد اقتصادی بخش صنایع و معادن ندارد. تکانه وارده بر این متغیر در دوره دوم رشد اقتصادی این بخش را به ۰/۷۹- واحد کاهش می‌دهد. ولی با گذشت زمان طی دوره‌های بعد این کاهش یک‌باره تعدیل می‌شود. هر چند که طی این مدت روند تعدیل آن به سرعت انجام نمی‌گیرد.

د-۳) بخش نفت و گاز: تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در شاخص بی‌ثباتی اقتصادی در دوره اول اثری بر رشد اقتصادی بخش نفت و گاز ندارد. تکانه وارده بر این متغیر در دوره دوم رشد اقتصادی این بخش را به ۰/۴۳- واحد کاهش می‌دهد. ولی با گذشت زمان طی دوره‌های بعد این کاهش یک‌باره تعدیل می‌شود. هر چند که طی این مدت روند تعدیل آن مانند رشد اقتصادی بخش صنایع و معادن به سرعت انجام نمی‌گیرد.

د-۴) بخش خدمات: تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در شاخص بی‌ثباتی اقتصادی در دوره اول منجر به افزایش یک واحدی رشد اقتصادی بخش خدمات می‌شود. تکانه وارده بر این متغیر در دوره دوم رشد اقتصادی این بخش را به اندازه ۱/۳۸- واحد کاهش می‌دهد. ولی با گذشت زمان طی دوره‌های بعد این کاهش یک‌باره تعدیل می‌شود. سرعت تعدیل به نسبت دو بخش صنایع و معادن و نفت و گاز بیشتر است.

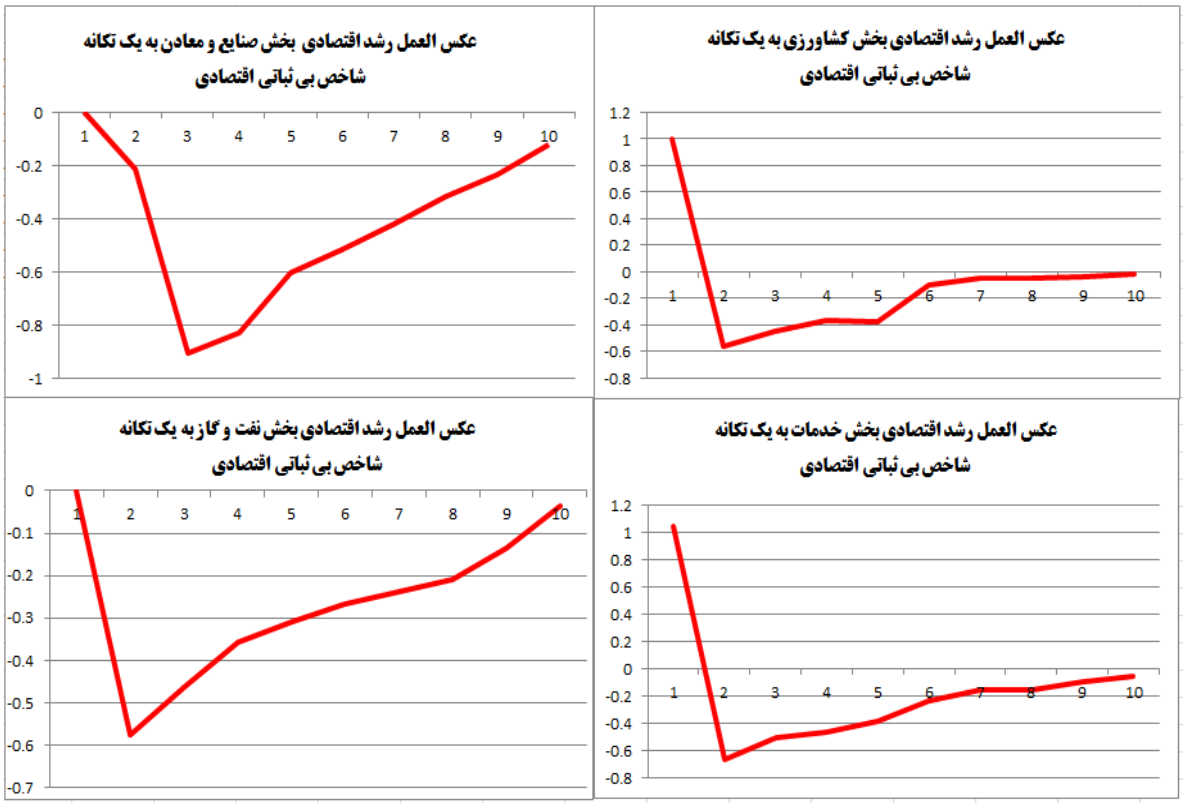
---

1. Johansen & Juselius
2. Trace and Maximal Eigenvalue Tests
۳. در این حالت در الگوی کوتاه‌مدت روند زمانی وجود ندارد و تنها روابط بلندمدت مقید به داشتن عرض از مبدأ هستند.

جدول ۹. نتایج برآوردی مدل‌های هر یک از چهاربخش اقتصاد کلان

ردیف	نام بخش اقتصادی	نتایج مدل برآوردی				آماره F
۱	کشاورزی	LVA = ۱۳/۲۴ + ۰/۷۲ LLA + ۰/۲۷ LKA - ۰/۰۹۵ LIEI				۹/۸۱
		آماره T :	۲/۱۹	۳/۲	۴/۲۱	-۳/۵۴
		انحراف معیار :	۶/۰۴	۰/۲۲	۰/۰۶	۰/۰۲
		احتمال :	۰/۰۱	۰/۰۰۸	۰/۰۰	۰/۰۰۳
۲	نفت و گاز	LVO = ۸/۵۲ + ۰/۳۹ LLO + ۰/۶ LKO - ۰/۰۵۹ LIEI				۱۱/۲
		آماره T :	۵/۳۶	۲/۰۱	۳/۸۴	-۱/۹۹
		انحراف معیار :	۱/۵۸	۰/۱۹	۰/۱۵	۰/۰۲
		احتمال :	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۵
۳	صنعت و معدن	LVI = -۹/۵۳ + ۰/۲ LLI + ۰/۸۱ LKI - ۰/۰۳۹ LIEI				۸/۱۳
		آماره T :	۴/۲۱	۲/۶	۳/۴۴	-۲/۶۹
		انحراف معیار :	۲/۲۶	۰/۰۷	۰/۲۳	۰/۰۱
		احتمال :	۰/۰۰۱	۰/۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۲
۴	خدمات	LVS = ۱/۳۸ + ۰/۱۴ LLS + ۰/۷۲ LKS - ۰/۰۲۱ LIEI				۱۲/۳۸
		آماره T :	۳/۷۴	۳/۰۹	۲/۹۸	-۲/۱۱
		انحراف معیار :	۰/۳۶	۰/۰۴	۰/۲۴	۰/۰۰۹
		احتمال :	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	۰/۰۰۵	۰/۰۳

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ۲. توابع عکس‌العمل آنی (ضربه و واکنش) به یک تکانه شاخص بی‌ثباتی اقتصادی.

مأخذ: محاسبات تحقیق

این نکته نیز قابل توجه است که اثر تکانه وارده شاخص بی‌ثباتی اقتصادی بر رشد اقتصادی چهار بخش عمده اقتصاد کلان، تقریباً به صورت پایدار تا پایان دوره تعدیل می‌شود؛ یعنی تعدیل آنها تا پایان دوره همراه با نوسان نیست. هر چند که سرعت تعدیل تا پایان دوره در دو بخش کشاورزی و خدمات از دو بخش دیگر بیشتر است.

ه) تجزیه واریانس در مدل‌ها

برای بررسی پویایی‌های مدل در الگوی خودرگرسیون برداری، از معیار تجزیهٔ واریانس‌ها استفاده شده است. در این معیار سهم یا درصد مشارکت تکانه‌های حاصل در متغیرهای مدل، با توجه به واریانس خطای پیش‌بینی متغیرها، به بررسی پویایی‌های مدل می‌پردازیم. همچنین در کوتاه‌مدت می‌توان برای بررسی سهم بی‌ثباتی متغیرها در توصیف و توجیه نوسانات، از تجزیهٔ واریانس کمک گرفت که اطلاعاتی در رابطه با اهمیت نسبی هر یک از شوک‌های تصادفی برای تحت تأثیر قرار دادن متغیرهای مدل به دست می‌دهد. در ادامه جداول تجزیه واریانس برای هر بخش اقتصاد کلان آورده شده است. در این جداول، ستون اول انحراف معیار است که خطای پیش‌بینی متغیرهای مربوطه را طی دوره‌های مختلف نشان می‌دهد.

به این دلیل که این خطا در هر سال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود و منبع این خطا تغییر در مقادیر جاری و تکانه‌های آتی است طی زمان افزایش می‌یابد. ستون‌های بعدی درصد واریانس ناشی از تغییر ناگهانی یا تکانه مشخص را نشان می‌دهد. ستون دوم نشان می‌دهد گرچه در دوره اول ۱۰۰ درصد تغییرات شاخص رشد اقتصادی ناشی از خود متغیر بوده است، اما از دوره دوم به بعد ِ تغییرات، سهم نوسانات هر یک از عوامل مؤثر بر روند تغییرات رشد اقتصادی از طریق واکنش به تکانه وارد شده به متغیرهای الگو تقسیم می‌شوند (اعداد ستون‌های دوم تا پنجم جداول زیر). به این ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را بر روی تغییرات متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه‌گیری کنیم.

جدول ۱۰. نتایج تجزیه واریانس مدل بخش کشاورزی

شاخص بی‌ثباتی اقتصادی	سرمایه فیزیکی	نیروی کار	رشد بخش کشاورزی	انحراف معیار	دوره
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱۰۰/۰۰۰۰	۰/۷۲۷۳	۱
۰/۰۷	۸/۶	۳۰/۳	۶۱/۰	۱/۰۲۷	۲
۰/۱۸	۱۰/۱	۴۸/۱	۴۱/۶	۱/۴۱۰	۳
۰/۱۰	۱۲/۵	۶۶/۴	۲۱/۰	۱/۹۸۶	۴
۰/۵۴	۱۴/۲	۶۰/۲	۲۵/۱	۲/۳۴۲	۵
۰/۶۰	۱۶/۲	۶۰/۵	۲۲/۷	۲/۵۵۴	۶
۰/۷۰	۱۸/۱	۵۶/۱	۲۵/۱	۲/۶۶۹	۷
۰/۷۴	۲۰/۰	۵۴/۵	۲۴/۸	۲/۷۶۴	۸
۰/۷۲	۲۱/۹	۵۳/۲	۲۴/۱	۲/۸۴۳	۹
۰/۷۳	۲۳/۸	۵۲/۰	۲۳/۴	۲/۹۸۳	۱۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۱۱. نتایج تجزیه واریانس مدل بخش صنایع و معادن

شاخص بی‌ثباتی اقتصادی	سرمایه فیزیکی	نیروی کار	رشد بخش صنایع و معادن	انحراف معیار	دوره
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۱۰۰/۰۰۰۰	۱/۰۵۴	۱
۰/۱۸	۱۷/۷۷	۵/۳	۶۷/۷	۱/۶۰۰	۲
۰/۱۹	۲۰/۰۴	۸/۴	۷۱/۴	۱/۸۱۸	۳
۰/۲۰	۲۲/۹۷	۸/۴	۶۸/۴	۲/۴۴۴	۴
۰/۳۴	۲۸/۵۱	۹/۶	۶۱/۶	۲/۷۰۵	۵
۰/۴۷	۳۴/۰۶	۱۰/۴	۵۵/۱	۲/۹۴۸	۶
۰/۵۸	۳۱/۵۷	۱۱/۳	۵۶/۵	۳/۱۳۶	۷
۰/۶۹	۳۲/۳۰	۱۲/۴	۵۴/۶	۳/۱۹۱	۸
۰/۸۲	۳۰/۱۷	۱۴/۳	۵۴/۷	۳/۲۱۰	۹
۱/۲۸	۲۸/۷۴	۱۵/۲	۵۴/۸	۳/۲۲۰	۱۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۱۲. نتایج تجزیه واریانس مدل بخش نفت و گاز

شاخص بی‌ثباتی اقتصادی	سرمایه فیزیکی	نیروی کار	رشد بخش صنایع و معادن	انحراف معیار	دوره
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۱۰۰/۰۰	۰/۸۴	۱
۰/۰۱۷	۲۵/۱۸	۱۱/۲۴	۶۳/۵۷	۱/۴۰	۲
۰/۰۲۸	۳۲/۲۸	۱۰/۴۵	۵۷/۲۴	۱/۸۲	۳
۰/۰۳۷	۳۲/۰۸	۸/۸۳	۵۹/۰۵	۲/۲۹	۴
۰/۰۵۰	۳۷/۰۷	۷/۶۹	۵۵/۱۹	۲/۷۱	۵
۰/۰۶۱	۳۸/۱۶	۵/۱۶	۵۶/۶۱	۳/۰۹	۶
۰/۰۶۸	۴۰/۰۹	۴/۹۱	۵۴/۹۴	۳/۴۹	۷
۰/۰۷۸	۴۲/۰۸	۴/۲۴	۵۳/۶۰	۳/۸۲	۸
۰/۰۸۲	۴۲/۸۲	۳/۵۴	۵۳/۵۶	۴/۱۵	۹
۰/۰۹۳	۴۴/۱۶	۳/۳۳	۵۲/۴۲	۴/۴۵	۱۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۱۳. نتایج تجزیه واریانس مدل بخش خدمات

شاخص بی‌ثباتی اقتصادی	سرمایه فیزیکی	نیروی کار	رشد بخش صنایع و معادن	انحراف معیار	دوره
۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۱۰۰/۰۰۰	۰/۷۸۹	۱
۰/۱۲	۷/۴۴	۳۴/۹۲	۵۷/۵۱	۱/۳۳۶	۲
۰/۲۳	۱۶/۷۹	۳۴/۹۲	۴۸/۰۶	۱/۷۶۹	۳
۰/۳۴	۱۶/۸۷	۳۶/۱۰	۴۶/۶۹	۲/۲۲۹	۴
۰/۴۵	۲۱/۷۰	۳۵/۶۳	۴۲/۲۳	۲/۶۴۴	۵
۰/۵۵	۲۲/۷۹	۳۳/۵۸	۴۳/۰۸	۲/۹۸۸	۶
۰/۶۶	۲۴/۲۴	۳۳/۰۷	۴۲/۰۴	۳/۳۵۴	۷
۰/۷۶	۲۵/۹۰	۳۲/۲۷	۴۱/۰۷	۳/۶۶۵	۸
۰/۸۷	۲۶/۴۵	۳۱/۵۷	۴۱/۱۱	۳/۹۶۷	۹
۰/۹۸	۲۷/۴۴	۳۱/۳۲	۴۰/۲۶	۴/۲۵۳	۱۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۱) بخش کشاورزی: نتایج جدول تجزیه واریانس این بخش نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، مهم‌ترین عامل اثرگذار بر نوسانات رشد این بخش، خود متغیر رشد اقتصادی بخش کشاورزی است. با گذشت زمان و در بلندمدت، به ترتیب نیروی کار، سرمایه فیزیکی، رشد اقتصادی این بخش و بی‌ثباتی اقتصادی مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر نوسانات رشد اقتصادی این بخش به حساب می‌آیند. لازم به ذکر است که سهم شاخص بی‌ثباتی اقتصادی، در بلندمدت بر رشد اقتصادی این بخش اثرگذارتر از دوره کوتاه‌مدت آن خواهد بود.

۵-۲) بخش صنایع و معادن: نتایج جدول تجزیه واریانس این بخش نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، مهم‌ترین عامل اثرگذار بر نوسانات رشد این بخش، خود متغیر رشد اقتصادی بخش صنایع و معادن است. با گذشت زمان و در بلندمدت، به ترتیب رشد اقتصادی این بخش، سرمایه فیزیکی، نیروی کار و بی‌ثباتی اقتصادی مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر نوسانات رشد اقتصادی این بخش به حساب می‌آیند. لازم به ذکر است که سهم شاخص بی‌ثباتی اقتصادی، در بلندمدت بر رشد اقتصادی این بخش اثرگذارتر از دوره کوتاه‌مدت آن خواهد بود و نسبت به بخش کشاورزی رشد بیشتری دارد.

۵-۳) بخش نفت و گاز: نتایج جدول تجزیه واریانس این بخش نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، مهم‌ترین عامل اثرگذار بر نوسانات رشد این بخش، خود متغیر رشد اقتصادی بخش نفت و گاز است. با گذشت زمان و در بلندمدت، به ترتیب رشد اقتصادی این بخش، سرمایه فیزیکی، نیروی کار و بی‌ثباتی اقتصادی مهم ترین عوامل اثرگذار بر نوسانات رشد اقتصادی این بخش به حساب می‌آیند. لازم به ذکر است که سهم

شاخص بی ثباتی اقتصادی، در بلندمدت بر رشد اقتصادی این بخش اثرگذارتر از دوره کوتاه‌مدت آن خواهد بود.

ه-۴) بخش خدمات: نتایج جدول تجزیه واریانس این بخش نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، مهم‌ترین عامل اثرگذار بر نوسانات رشد این بخش، خود متغیر رشد اقتصادی بخش خدمات است. با گذشت زمان و در بلندمدت، به ترتیب رشد اقتصادی این بخش، نیروی کار، سرمایه فیزیکی و بی‌ثباتی اقتصادی مهم ترین عوامل اثرگذار بر نوسانات رشد اقتصادی این بخش به حساب می‌آیند. لازم به ذکر است که سهم شاخص بی ثباتی اقتصادی، در بلندمدت بر رشد اقتصادی این بخش اثرگذارتر از دوره کوتاه‌مدت آن خواهد بود.

به طور کلی می‌توان اظهار داشت که سهم شاخص بی‌ثباتی اقتصادی در تجزیه واریانس چهاربخش اقتصاد کلان به ترتیب در بخش‌های صنایع و معادن، خدمات، کشاورزی و نفت و گاز از اهمیت بیشتری برخوردار است.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

هدف این مطالعه، بررسی چگونگی تأثیرگذاری پنج متغیر وضعیت نرخ ارز، نرخ تورم و قیمت سکه بهار آزادی، شاخص قیمت ارزش معاملات سهام و شاخص قیمت زمین به عنوان شاخص‌های بی‌ثباتی اقتصادی بر رشد اقتصادی در بخش‌های عمده اقتصاد کلان در ایران است. در این راستا، به کمک داده‌های سری زمانی این متغیرها برای سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۰، با به کارگیری روش تحلیل مؤلفه اساسی، به ساخت شاخص بی‌ثباتی اقتصادی مبادرت شد. برای ساخت شاخص بی‌ثباتی اقتصادی از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی بهره گرفته شد که روشی فنی و تکنیکال است و تمام جهات را برای ساخت یک شاخص، در شرایطی که چندین متغیر وجود دارد، بکار می‌گیرد. این روش در کاهش میزان متغیرهای توضیحی بکار می‌رود و دارای پیشینه کاربرد و مبانی نظری مستدل‌تری نسبت به سایر روش‌های ساخت شاخص‌ها است. از این‌رو می‌توان به نوعی ساخت شاخص را که برای اولین بار در این سطح اتفاق افتاده است را جنبه نوآوری این مطالعه دانست.

نتایج مطالعه نشان می‌دهد که تنها در بخش کشاورزی اهمیت نیروی کار نسبت به سایر متغیرها بیشتر است اما در بخش‌های دیگر، سرمایه فیزیکی اهمیت بیشتری در تبیین رشد اقتصادی آن بخش داراست. در تمامی بخش‌های اقتصاد کلان، متغیر بی‌ثباتی اقتصادی اثری منفی بر رشد اقتصادی آن بخش دارد. نتایج برآورد مدل حاکی از آن بود که تأثیر تکانه وارده بر شاخص بی ثباتی اقتصاد کلان بر رشد اقتصادی بخش‌های عمده اقتصاد کلان تقریباً از دوره دوم آغاز شده و اثر آن تا پایان دوره به صورت پایدار و بدون نوسان به تدریج تعدیل می شود. یعنی تعدیل آنها تا پایان دوره همراه با نوسان نیست. هر چند که سرعت تعدیل تا پایان دوره در دو بخش کشاورزی و خدمات از دو بخش دیگر بیشتر است. سهم شاخص بی‌ثباتی اقتصادی در تجزیه واریانس چهاربخش اقتصاد کلان به ترتیب در بخش‌های صنایع و معادن، خدمات، کشاورزی و نفت و گاز از اهمیت بیشتری برخوردار است.

از آنجا که بر اساس یافته‌های این تحقیق، بی‌ثباتی و نابسامانی‌های اقتصادی تأثیر و پیامد منفی بر رشد اقتصادی دارد، توجه خاص دولتمردان به بهبود شرایط اقتصادی و کاهش اخبار و رویدادهایی که منجر به تشدید این بی‌ثباتی‌ها در جامعه می‌گردد، می‌تواند به افزایش رشد اقتصادی کمک شایانی نماید. به عبارت دیگر لازمه رشد اقتصادی همه جانبه، کاهش نوسانات و بی‌ثباتی‌های اقتصادی و زدودن عوامل مؤثر بر بی‌ثباتی اقتصادی است. ایجاد و حفظ یک محیط باثبات اقتصاد کلان مستلزم تغییرات اساسی در ساختار مالی دولت و برقراری اصل مهم انضباط مالی بوده و در این راستا مدیریت و سیاست‌های اقتصاد کلان در چگونگی واکنش نسبت به شوک‌های داخلی و خارجی نقش تعیین کننده‌ای دارند. در راستای سیاست‌گذاری در این حوزه می‌توان پیشنهادات زیر را ارائه نمود:

- بی ثباتی نرخ رشد حجم پول علاوه بر بی ثباتی نرخ تورم یکی از عوامل عمده بی ثباتی نرخ رشد اقتصادی نیز است. به عبارت بهتر، بی ثباتی پولی نیز یکی از عوامل اصلی ایجاد دوره‌های تجاری و بی‌ثباتی رشد اقتصادی در ایران بوده است، بنابراین کنترل رشد نقدینگی به منظور کاهش حرکت نقدینگی به سمت فعالیت‌های سفته‌بازانه و همچنین کاهش تورم و افزایش ثبات اقتصاد کلان بدیهی است.
- نظام پولی و بانکی به دلیل نقش تعیین کننده سیاست های پولی و اعتباری در جریان تولید و درآمد ملی یکی از مهم‌ترین ابزارهای دخالت دولت در امور اقتصادی محسوب می‌شود؛ به گونه‌ای که ابزار پولی و بانکی در کنار ابزارهای بودجه و برنامه قدرت اقتصادی مهمی در اختیار دولت قرار می‌دهد و می‌تواند

کل زندگی اقتصادی جامعه را تحت تأثیر قرار داده و با افـزایش ثبات اقتصاد کلان الزامات رشـد و توسـعه اقتصـادی را ایجـاد نمایـد. بـه عبـارت دیگـر، نظـام بـانکی مـی‌توانـد بـا اتخـاذ سیاست های مناسب و هماهنگ با اهداف کلان اقتصادی و بـه کار بردن ابزارهای کنترلی دقیق و کارا نقـدینگی را بـه سـمت فعالیت های مولـد اقتصـادی هـدایت کنـد و بـا افـزایش ثبـات اقتصادی زمینه را برای شکل‌گیری روند سرمایه‌گذاری، اشتغال، تولید و غیره فراهم آورد.

- در سال‌های اخیر بانک‌های مرکزی در بسیاری از کشورها کنترل تورم را هدف نهایی سیاست‌های پولی خود قرار داده‌انـد. این تمایل در واقع مبین تغییری در نگرش سیاست‌گذاران پولی است که سابق بر این بدون توجه به تأثیرات زیان بار تورم بـر رشد اقتصادی، سیاست پولی را در جهت تشویق تولید بـه کـار می‌بستند. این علاقه و تمایل بدون شک ناشی از هزینـه‌هـایی است که تورم بالا بر پیکره اقتصاد وارد می‌کند.
- افزایش اختلاف نرخ‌های بازار سیاه ارز و رسـمی ارز تـأثیر منفی بر رشد اقتصادی در ایران دارد. عمده‌تـرین دلیـل تـأثیر منفی افزایش اختلاف نرخ‌های بازار سیاه و رسمی ارز بر رشـد اقتصادی تخصیص نامناسب منابع، افزایش فعالیت‌های غیرمولد و رانت جویانه، افزایش ریسـک و نااطمینـانی در اقتصـاد و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های عظیم صنعتی، فرار سرمایه‌ها و افزایش تورم است.
- هدایت سرمایه‌های داخلی به سمت سرمایه‌گذاری‌هایی که دارای امنیت و ثبات بیشتری هستند و اجرای سیاست‌های پولی مناسب با تعیین نرخ سود بانکی بهینه می‌تواند منجر بـه ثبـات در سه بازار ِطلا، مسکن و بازار بورس اوراق بهادار گـردد. زیـرا طبق نتایج مطالعه، نوسان و بی‌ثباتی در هر سـه بـازار مـذکور، می‌تواند کاهنده رشد اقتصادی و بالتبع نوسانات در بخـش‌هـای عمده اقتصاد کلان باشد.
- از آنجـایی کـه نتـایج ایـن تحقیـق بیـانگر تـأثیر منفـی ِشاخص ِبی‌ثباتی اقتصادی در ایران است، می‌توان نتیجه گرفت که بی‌ثباتی اقتصادی یکی از عواملی است که افق‌هـای رشـد اقتصادی را در کشور محـدود مـی‌کنـد. از ایـن‌رو پایدارسـازی اقتصاد کلان یک شرط لازم برای حصول به نـرخ‌هـای رشـد اقتصادی بالا درکشورمان است. اتکا به یک الگوی اقتصـادی بدون نفت که مورد تأکید مقامات ارشد مملکتی بـوده اسـت از زاویه نوسان‌زدایی رفتار بخش عمومی در اقتصاد نیز قابل توجه است.

منابع

اکبـری، نعمـت ا... و یارمحمـدیان، ناصـر (۱۳۹۱). "تحلیـل دوره‌های رونق و رکود سرمایه‌گذاری خصوصـی مسـکن". *مجله مدیریت شهری*، شماره ۳۰، ۲۵۲-۲۳۹.

التجائی، ابراهیم (۱۳۹۱). "تورم، نااطمینـانی تـورم، پراکنـدگی نسـبی قیمـت‌هـا و رشـد اقتصـادی در ایـران". *فصـلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، سال اول، شـماره ۱، ۱۱۸-۸۱.

درگـاهی، حسـن و پرخیـده، احمـد (۱۳۸۵). "نقـش و اهمیـت شوک‌های کلان و بخشی ادوار تجاری رشته فعالیـت‌هـای مختلف صنعت ایران". *فصـلنامه پـژوهش‌هـای اقتصـادی ایران*، شماره ۲۷، ۳۲-۱۰.

دلاوری، مجید و بصیر، سجاد (۱۳۹۱). "بررسی تأثیر بی‌ثبـاتی اقتصادی با تأکیـد بـر کسـری بودجـه بـر رشـد اقتصـادی ایران". *دوفصلنامه اقتصاد پولی مالی*، سال نوزدهم، شـماره ۳، ۱۸۸-۱۶۹.

دهقان، محمد و پوررحیم، پروین (۱۳۹۲). "رابطه بین بی‌ثبـاتی اقتصـاد کـلان و رشـد اقتصـادی در ایـران". *فصـلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سـال ۲۱، شـماره ۶۷، ۱۹۲-۱۷۱.

شریفی رنانی، حسن؛ قبادی، سـارا؛ امرالهـی، فرزانـه و هنـرور، نغمه (۱۳۹۰). "بررسی تأثیر کانـال قیمـت دارایـی‌هـا در اثرگذاری سیاسـت پـولی در ایـران". *فصـلنامه تحقیقـات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۳، ۴۳-۲۹.

صـامتی، مجیـد و بهنـود، مرجـان (۱۳۹۱). "تـأثیر بـی‌ثبـاتی اقتصادی بر توسعه انسانی در کشـورهای منتخـب آسـیا". *مجله تحقیقـات اقتصـادی راه اندیشـه*، دوره ۲، شـماره ۵، ۶۸-۵۳.

کازرونی، علیرضـا و سـجودی، سـکینه (۱۳۸۹). "بررسـی اثـر بی‌ثباتی رابطه مبادله بر رشد اقتصادی". *مجلـه تحقیقـات اقتصادی*، شماره ۹۰، ۱۳۹-۱۱۹.

گرجی، ابراهیم و مدنی، شـیما (۱۳۸۲). "بررسـی نقـش ثبـات اقتصادی بـر عملکـرد رشـد اقتصـادی در ایـران بـا روش

سیستم معادلات همزمان". *فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی*، شماره ۲۸، ۲۴-۱.

محدث، فخری (۱۳۹۰). "محاسبه شاخص قیمت دارایی‌ها و بررسی اثر آن بر تورم". *فصلنامه روند پژوهش‌های اقتصادی*، سال نوزدهم، شماره ۶۰، ۶۲-۲۹.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). "*ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*". تهران: انتشارات رسا.

Amjad, Ali. & Hafeez ur Rehman, (2015). "Macroeconomic Instability and its Impact on Gross Domestic Product an Empirical Analysis of Pakistan". *Pakistan Economic and Social Review*, 53(2), 285-316.

Bhattacharjee, A., Higson, C., Holly, S. & Kattuman, P. (2002). "Macro Economic Instability and Business Exit: Determinants of Failures and Acquisitions of Large UK Firms". *University of Cambridge- Judge Business School,* LBS Working Paper No. 02-034.

Brun, J. F., Guillaumont, S. & Guillaumont, P. (1999). "How Instability Lowers African Growth". *Journal of African Economies,* 8(1), 87-107.

Chambet, A. & Gibson, R. (2006). "Financial Integration, Economic InstabilityAnd Trade Structure In Emerging Markets". *Institutf`urschweizerischesBankwesen*, Universit,University of Zurich.

Dhonte, P. & Kapur, I. (1997). "Toward a Market Economy: Structure of Governance". *IMF Working Paper*. No. 11.

Elliott, W. (2013). "The Effects of Economic Instability on Children's Educational Outcomes". *Children and Youth Services Review*, 35(3), 461-471.

Fischer, S. (1993). "The Role of Macroeconomic Factorsin Growth". *NBER Working Paper Series*, Working Paper No. 4565.

Ikhide, S. I. & Alawode, A. A. (2001). "Financial Sector Reforms, Macroeconomic Instabilityand the Order of Economic Liberalization: The Evidence from Nigeria, AERC Research Paper 112, *African Economic Research Consortium*, Nairobi.

Jokipii, T. & Monnin, P. (2012). "The Impact of Banking Sector Stability on the Real Economy". *Journal of International Money and Finance*, 32, 1–16.

Jonung, L., Larch, M. & Fischer, J. (2008). "101 Proposals to reform the Stability and Growth Pact. Why so many; A survey", *Public Finance and Management*, 8(3), 502-560.

Mankiw, N. G. (1989). "Real Business Cycles: A New Keynesian Perspective". *Journal of Economic Perspectives,* 3, 120-145.

Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth". *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.

Martin, P. & Rogers, C. A. (2000). "Long-Term Growth and Short-Term Economic Instability". *European Economic Review*, 44(2), 359-381.

Ramey, G. & Ramey, V. A. (1995). "Cross-Country Evidence on the Link Between Volatility and Growth". *NBER Working Paper 4959, National Bureau of Economic Research,* Cambridge, Mass.

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

Sirimaneetham, V. & Temple J. R. W. (2009). "Macroeconomic Stability and the Distribution of Growth Rates". *World Bank Economic Review*, 23(3), 443-479.

Skorobogatova, N. (2016). "Macroeconomic instability: its causes and consequences for the economy of Ukraine". *Eastern Journal of European Studies*, 7(1), 63-80.

Strange, W., Hejazi, W. & Tang, J. (2005). "The Uncertain City: Competitive Instability, Skills, Innovation and the

Strategy of Agglomeration". University of Toronto, Canada.

Suhr, Diana, D. (2004). "Principal Component Analysis vs. Exploratory Factor Analysis". University of Northern Colorado.

Turtelboom. B. (1991). "Interest Rate Liberalization: Some Lessons from Africa". *IMF Working Paper*. No. 121.

World Bank, World Development Report. (1991). P.p: 109-110.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و یکم، تابستان ۱۳۹۷ (۴۴-۲۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 31, June 2018 (29-44)

شوک‌های پولی و کانال‌های انتقال دهنده سیاست پولی در اقتصاد ایران: با تأکید بر کانال نرخ ارز، قیمت مسکن و اعتبارات

رضا راعی[۱]، محمد جواد ایروانی[۲]، *تیرداد احمدی[۳]

۱. استاد گروه مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران

۲. استاد گروه مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران

۳. دانشجوی دکتری مدیریت مالی دانشگاه تهران، تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۶/۵/۱۵ پذیرش: ۱۳۹۶/۸/۱۲)

Monetary Shocks and Monetary Transmission Mechanism in The Iranian Economy: With Emphasis on Exchange Rates, Housing Prices and Credits

Reza Raei[1], Mohammad Javad Iravani[2], *Tirdad Ahmadi[3]

1. Professor of Management, Tehran University, Tehran, Iran
2. Professor of Management, Tehran University, Tehran, Iran
3. Ph.D. Student of Financial Management, Tehran University, Tehran, Iran

(**Received:** 6/Aug/2017 **Accepted:** 3/Nov/2017)

چکیده:

بررسی نحوه تأثیر شوک‌های پولی از کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی یکی از مباحث در حوزه اقتصاد کلان است که به دو قطب اصلی دیدگاه نئوکلاسیکی (طرف تقاضا) و دیدگاه غیرنئوکلاسیکی (طرف عرضه) تقسیم می‌شود، محققان و پژوهشگران متعددی در کشورهای مختلف به بررسی نحوه انتقال اثرات شوک‌های پولی از طریق این کانال‌ها بر سیستم اقتصاد کلان پرداخته‌اند، اما در مطالعات داخلی عدم توجه هم‌زمان به بحث خنثایی پول در بلندمدت و عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی با وجود کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی یکی از مهم‌ترین ضعف‌های موجود در بحث مذکور است، این مقاله جهت پر کردن شکاف تحقیقاتی مذکور با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۵ به بررسی نحوه تأثیر شوک‌های پولی از کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی بر تولید پرداخته است، بدین منظور با استفاده از مدل چرخشی مارکوف شوک‌های مثبت و منفی پولی استخراج شدند و سپس نتایج حاصل از مدل مورد استفاده با به‌کارگیری روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی نشان داد که؛ سه کانال نرخ ارز، قیمت مسکن و اعتبارات در انتقال اثرات سیاست پولی در بلندمدت ناتوان است، این به معنای خنثایی پول در بلندمدت است، همچنین با وجود کانال‌های مذکور عدم تقارن بین شوک‌های مثبت و منفی وجود دارد، از سوی دیگر کانال اعتبارات نقش قوی‌تری در انتقال اثرات سیاست پولی نسبت به دو کانال دیگر در اقتصاد ایران دارد.

واژه‌های کلیدی: کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی، نئوکلاسیک‌ها، شوک‌های پولی، عدم تقارن.

طبقه‌بندی JEL: O42، D82، E51.

Abstract:

The study of the effect of monetary shocks through monetary policy transmission mechanism is one of the topics in the macroeconomic field that is divided into two main polepoints of the neoclassical (demand side) and nonneoclassical (supply side) perspectives. Researchers in different countries have studied effects of monetary shocks through these channels on macroeconomics, but in domestic studies, the lack of simultaneous attention to the money neutarlity in the long run and the asymmetry of positive and negative shocks in the presence of monetary policy transmission mechanism is one of the main weaknesses in the discussion. This article is intended to fill this research gap with using the seasonal data of Iran's economy during the period of 1990 to 2016, to study the effect of monetary shocks through transmission channels on production. For this purpose, using the Markov Switching model, negative and positive shocks were extracted. Then, the results of the used model by auto regressive distributed lags method showed that three channels of exchange rate, housing prices and credits are incapable of transferring the effects of monetary policy in the long run. These findings validate long-term monetary neutrality. Also there is asymmetry between positive and negative shocks, and the credit chanel has a stronger role in transferring the monetary policy effects on the economy of Iran than the two other channels.

Keywords: Monetary Policy Transmission Channels, Neoclassicals, Monetary Shocks, Asymmetry.
JEL: O42, D82, E51.

* **نویسنده مسئول:** تیرداد احمدی
E-mail: tirdadahmadi@yahoo.com

*Corresponding Author: Tirdad Ahmadi

۱- مقدمه

مطالعات تجربی پیرامون اثرات شوک‌های پولی در کشورهای مختلف حاکی از آن است که شوک‌های پولی (مثبت و منفی) علاوه بر اثرات حقیقی بر متغیرهای کلان اقتصادی به‌صورت غیرخطی، نامتقارن و با توجه به شرایط اقتصاد تأثیر می‌گذارند. هر یک از این مطالعات با توجه به مبنای تئوریک موجود در اثرگذاری نامتقارن شوک‌های پولی، این عدم تقارن را از جنبه‌های مختلفی مورد بررسی قرار داده‌اند (ابوالحسنی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۱۳؛ احسانی و همکاران، ۱۳۹۵:۱۲۵). اقتصاددانان بر این اعتقادند که اثرات شوک‌های پولی ممکن است در یک راستا و به یک اندازه نباشد. این تفاوت در راستای اثر و اندازه آن، به نامتقارن بودن اثر شوک‌های سیاست پولی تعبیر می‌گردد.

این در حالی است که مکاتب مختلف اقتصادی تا قبل از دهه ۱۹۹۰ میلادی، این نوع عدم تقارن در اعمال سیاست پولی را در تحلیل‌های خود نادیده گرفته بودند، تا اینکه کینزین‌های جدید از جمله بال و منکیو[1] (۱۹۹۴: ۲۶۱-۲۴۷) و کاور[2] (۱۹۹۲: ۱۲۸۲-۱۲۶۱) بحث جدیدی در ادبیات اقتصاد کلان در حوزه سیاست پولی، تحت عنوان عدم تقارن شوک‌های پولی در اثرگذاری بر تولید و تورم را مطرح کردند. در حقیقت بحث عدم تقارن شوک‌های پولی از سه جنبه قابل بحث است.

الف- اولین عدم تقارن به علّت محدب بودن منحنی عرضه کل (در اثر چسبندگی دستمزدها و قیمت‌ها) ایجاد می‌شود.

ب- دومین عدم تقارن به علّت تغییرات مطلوبیت بنگاه در تعدیل یا تثبیت قیمت پس از اعمال شوک پولی ایجاد می‌شود، این بدان معنا است که بعد از شوک کوچک پولی، مطلوبیت بنگاه در تثبیت قیمت بیشتر از تعدیل قیمت است و به‌طور معکوس، نیز بعد از شوک بزرگ پولی، مطلوبیت بنگاه در تعدیل قیمت بیشتر از تثبیت قیمت است.

ج- سومین عدم تقارن بستگی به شرایط اولیه اقتصاد که شوک پولی ایجاد می‌شود دارد. بدین نحو که، در تورم پایین تفاوت چندانی بین تأثیر شوک مثبت و منفی (از لحاظ قدر مطلق) بر تولید وجود ندارد، اما با افزایش تورم میزان این تأثیر به لحاظ اینکه از سمت شوک مثبت باشد یا شوک منفی، تفاوت معنی‌داری ایجاد می‌شود. بنابراین اولین عدم تقارن منجر به این می‌شود که میزان تأثیر شوک منفی بر تولید نسبت به شوک مثبت بیشتر باشد. دومین عدم تقارن، اندازه شوک پولی را مورد هدف قرار می‌دهد، به‌نحوی که؛ شوک‌های کوچک پولی نسبت به شوک‌های بزرگ پولی، تولید را بیشتر تحت‌تأثیر قرار می‌دهند. سومین عدم تقارن نیز بدین مفهوم است که وضعیت اقتصادی از جنبه رکود و رونق، در تأثیرگذاری شوک‌های پولی، عامل دیگر عدم تقارن است (آرگون و پرچوگال[3]، ۲۰۰۹: ۲۷۹-۲۷۸).

سازوکار انتقال سیاست پولی عبارت از فرایندی است که در آن سیاست پولی از طریق کانال‌های انتقال معینی، تغییراتی را در متغیرهای کلان اقتصادی هدف‌گیری می‌کند. این در حالی است که هر یک از این کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی توسط مکاتب اقتصادی شناسایی و معرفی شده‌اند. در یک تقسیم‌بندی کلی از دیدگاه مکاتب اقتصادی نسبت به سازوکارهای انتقال پولی می‌توان عنوان کرد که اقتصاددانان و مکاتب اقتصادی این سازوکار را یا از طرف تقاضا یا از طرف عرضه در نظر گرفته‌اند. دیدگاه تقاضا به دیدگاه پولی (نرخ بهره و نرخ ارز) نیز معروف است و دیدگاه عرضه نیز به دیدگاه اعتباری (وام‌دهی بانکی و ترازنامه) معروف است. به‌نحوی که دیدگاه نخست به کانال‌های نئوکلاسیکی انتقال سیاست پولی مشهور بوده که مبتنی بر کامل بودن بازارهای مالی است و دیدگاه دوم معرف کانال‌های غیرنئوکلاسیکی انتقال سیاست پولی است که قائل به وجود ناکاملی در بازارهای مالی بوده و مشهور به دیدگاه اعتباری است.

به همین دلیل این مطالعه به دنبال بررسی دو موضوع اصلی هم عرض یکدیگر است، به‌نحوی که ابتدا به بررسی این موضوع خواهد پرداخت که آیا عدم تقارن از نوع اول (عدم تقارن بین شوک مثبت و منفی) در اقتصاد ایران وجود دارد؟. دوماً؛ با در نظر گرفتن مهم‌ترین کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی، مهم‌ترین کانال در انتقال سیاست پولی در اقتصاد ایران کدام است؟. آیا با وجود کانال‌های انتقال دهنده سیاست پولی، عدم تقارن نوع اول همچنان وجود دارد؟.

به‌منظور بررسی موضوعات مذکور از داده‌های فصلی اقتصاد ایران استفاده خواهد شد، همچنین شوک‌های پولی از مدل چرخشی مارکوف استخراج خواهند شد، از سویی به‌منظور بررسی میزان اثربخشی کانال‌ها در انتقال شوک‌های پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده خواهد شد.

در ادامه این مقاله و در بخش دوم، مبانی نظری؛ بخش

1. Ball & Mankiw (1994)
2. Cover (1992)
3. Aragón & Portugal (2009)

سوم، پیشینه مطالعات انجام شده؛ بخش چهارم، معرفی مدل و روش انجام تحقیق؛ بخش پنجم، یافته‌های تجربی تحقیق و در بخش ششم، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲- ادبیات تحقیق

سازوکارهای انتقال پولی به دودسته کلی تقسیم می‌شوند؛ دسته اول به کانال‌های نئوکلاسیکی شهرت دارند که در آنها بازارهای مالی کامل هستند و مورد دوم کانال‌های غیرنئوکلاسیکی است که نقص‌های بازار اعتبار را درنظر می‌گیرند که در حقیقت به‌عنوان کانال اعتباری سازوکار انتقال پولی معروف هستند.

۲-۱- دیدگاه نئوکلاسیک کانال‌های انتقال سیاست پولی:

کانال‌های نئوکلاسیکی یا سنتی انتقال سیاست پولی بر مدل‌هایی استوار است که بر رفتارهای سرمایه‌گذاری، مصرف و تجارت بین‌الملل تأکید می‌کند. در این مدل‌ها کانال کلیدی انتقال پولی، کانال نرخ بهره است که از طریق هزینه سرمایه عمل می‌کند. سایر کانال‌ها از طریق اثر ثروت و جانشینی بین دوره‌ای مصرف و همچنین نرخ ارز منجر به انتقال سیاست پولی می‌شوند. در دسته‌بندی کلی می‌توان کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی بر بخش واقعی را در دیدگاه نئوکلاسیک به صورت زیر ارائه کرد:

۲-۱-۱- کانال‌های مبتنی بر تراز تجاری (نرخ ارز)

نحوه تأثیرگذاری کانال نرخ ارز به‌عنوان مهم‌ترین کانال تراز تجاری بدین نحو است که بازدهی دارائی‌های داخلی نسبت به دارائی‌های خارجی تغییر می‌کند وقتی بانک مرکزی، نرخ‌های بهره را تغییر می‌دهد و ارزش دارائی‌های داخلی نسبت به دیگر دارائی‌های نقدی تغییر یافته و پول داخلی نیز دچار تقویت یا تنزل می‌شود. به‌نحوی که در صورت اعمال سیاست پولی انقباضی، نرخ بهره اسمی داخلی نسبت به همتای خارجی خود افزایش می‌یابد، تعادل دوباره در بازار ارز خارجی، مستلزم این است که پول داخلی به‌تدریج با نرخی که باعث برابری بازدهی‌های تعدیل شده انواع مختلف ابزارهای بدهی می‌شود، تضعیف گردد. به‌نحوی که در مدل‌های کینزی جدید، این کاهش ارزش آتی پیش‌بینی شده با توجه به تعدیل آهسته قیمت‌ها، مستلزم افزایش ارزش اولیه پول داخلی است که کالاهای تولید داخل را نسبت به کالاهای خارجی گران‌تر می‌کند. خالص صادرات کالا، افت می‌کند و به تبع آن، تولید داخلی و اشتغال کاهش می‌یابد. از طرفی، تغییرات نرخ ارز به‌طور مستقیم بر سطح قیمت کالاهای وارداتی تأثیر دارد. بنابراین، کانال نرخ ارز نقش مهمی را در چگونگی تأثیرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد دارد. در این خصوص، دو عامل مهم است: اول؛ حساسیت نرخ ارز به تغییرات نرخ بهره و دوم؛ درجه باز بودن. هرچه اقتصادها بازتر باشد، عملکرد و نقش این کانال بیشتر است (بوردن و وبر[1]، ۲۰۱۰: ۱۰-۹).

۲-۱-۲- کانال‌های مبتنی بر مصرف: اثر ثروت و اثر جایگزینی

کانال مصرف به‌عنوان سازوکاری دیگر به‌عنوان انتقال‌دهنده اثرات سیاست پولی در دیدگاه نئوکلاسیک است.کانال‌های مبتنی بر مصرف دو کانال اثر جانشینی و اثر ثروت است.

مفهوم جایگزینی بین زمانی[2] بدین صورت است که با اعمال سیاست پولی انبساطی یا انقباضی نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت تغییر می‌کنند، بنابراین تغییرات نرخ بهره باعث می‌شود مصرف‌کننده با توجه به عایدی ناشی از نرخ بهره بین مصرف در زمان حال و آینده تمایز قائل شود. به‌عبارتی دیگر، تغییر حجم پول در نتیجه اعمال سیاست پولی، ترکیب دارائی‌های موجود در پرتفوی اشخاص (اعم از پول، دارائی‌های مالی و فیزیکی) تغییر کرده و انواع مختلف دارایی، جانشین یکدیگر می‌شوند (فراهانی فرد و همکاران، ۱۳۹۵: ۸۸-۸۷).

کانال ثروت یکی دیگر از سازوکارهای انتقال سیاست پولی است. به‌نحوی که بر اساس این سازوکار، یک سیاست پولی انقباضی که منجر به کاهش حجم پول در گردش می‌شود نرخ بهره را افزایش می‌دهد و بدین ترتیب بازدهی دارائی‌های مالی با افزایش مواجه می‌شود. افزایش بازدهی دارائی‌های مالی، به مفهوم افزایش ثروت صاحب این دارائی‌ها است؛ بنابراین منجر به افزایش مصرف شده و به دنبال آن، رشد تولید را در پی خواهد داشت (شریفی‌رنانی و همکاران، ۱۳۹۱: ۵۵-۵۴).

۲-۱-۳- کانال‌های مبتنی بر سرمایه‌گذاری: نرخ بهره و q توبین

کانال اثرگذاری نرخ‌های بهره بر هزینه دارایی و در پی آن فعالیت‌های تجاری و مخارج سرمایه‌گذاری معروف‌ترین کانال

1. Bordon & weber (2010)
2. Inter-temporal Substitution Effects

انتقال سیاست پولی در مدل‌های نئوکلاسیک است. وقتی سیاست پولی به افزایش نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت بینجامد، نرخ‌های بهره بلندمدت نیز شروع به افزایش می‌کند؛ در نتیجه هزینه کاربری سرمایه افزایش می‌یابد و تقاضا برای دارایی سرمایه‌ای کاهش می‌یابد. همین عامل به پایین آمدن مخارج سرمایه‌گذاری منجر می‌شود و عاملی برای کاهش مخارج کل و تقاضای کل می‌شود. البته زمانی که سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره حساس نباشد (منحنی IS به‌صورت عمودی یا اقتصاد در دام نقدینگی باشد) نتیجه مذکور حاصل نمی‌شود (بوی‌وین و همکاران[1]، ۲۰۱۰: ۲۲-۵).

کانال بعدی در این حوزه کانال q توبین است به‌نحوی که مطابق با این کانال وقتی سیاست پولی انبساطی رخ می‌دهد، مردم متوجه می‌شوند که نسبت به نیاز خود پول بیشتری دارند؛ بنابراین با مصرف کردن، آن را تمام می‌کنند. تصمیم‌های سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها و خانوارها را می‌توان تحت ساختار مدل جیمز توبین (۱۹۶۹) بررسی کرد. در تصمیم سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها توبین q را حاصل تقسیم ارزش بازاری بنگاه‌ها بر هزینه جایگزینی سرمایه تعریف می‌کند. وقتی سیاست پولی انقباضی اجرا می‌شود و نرخ بهره افزایش می‌یابد، تقاضا برای سهام کاهش می‌یابد و قیمت سهام افت می‌کند. هر شرکتی در مواجهه با کاهش ارزش سهام خود و به تبع آن، کاهش نسبت q مجبور به چاپ اوراق سهام بیشتری برای تأمین طرح‌های سرمایه‌گذاری جدید می‌شود. در این وضعیت، سرمایه‌گذاری برای شرکت بسیار پرهزینه می‌شود. در مقیاس کل شرکت‌ها، طرح‌های سرمایه‌گذاری که قبل از انقباض پولی به‌صورت مرزی سودآور بود با کاهش q تأمین مالی نمی‌شود و این نیز به‌نوبه خود، موجب کاهش تولید و اشتغال می‌شود (ایدا[2]، ۲۰۱۳: ۷۳۴-۷۳۳).

۲-۲- دیدگاه غیرنئوکلاسیک (اعتباری[3]) کانال‌های انتقال سیاست پولی: وام‌دهی بانکی و ترازنامه

اخیراً نقش نرخ بهره و نرخ ارز در انتقال اثرات سیاست پولی مورد بحث و چالش قرار گرفته است، همین عامل منجر به اضافه شدن سازوکاری جدید تحت عنوان کانال اعتباری در ادبیات کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی شده است. ادبیات موجود نشان می‌دهد که کانال اعتباری از طریق دو کانال، بر انتقال سیاست پولی اثر می‌گذارد، که عبارت‌اند از: کانال وام‌دهی بانکی[4] و کانال ترازنامه[5].

کینزین‌های جدید نخستین بار با اتکا به فرضیه اطلاعات نامتقارن و اصطکاک‌های بازار اعتبارات، کانال اعتباری را به‌عنوان سازوکاری جدید در انتقال اثرات سیاست پولی مطرح کردند. بر اساس تئوری کانال اعتباری، اثرات مستقیم سیاست پولی روی نرخ بهره به‌واسطه تغییرات درون‌زا در پاداش تأمین مالی بیرونی گسترش می‌یابد. هزینه یا پاداش تأمین مالی بیرونی[6] تمایز بین هزینه تأمین وجوه سرمایه از منابع خارج بنگاه و هزینه فرصت تأمین سرمایه از محل منابع داخلی بنگاه است (بوی وین و همکاران[7]، ۲۰۱۰: ۱۶-۱۵).

۲-۲-۱- کانال وام‌دهی

سپرده‌های بانکی کاهش می‌یابد وقتی بانک مرکزی یک سیاست پولی انقباضی در عرضه پول را اجرا می‌کند، در این حالت بانک‌های تجاری مجبور به کاهش وام‌دهی می‌شوند. نتیجه کاهش وام‌های بانکی، کاهش سرمایه‌گذاری و فعالیت‌های واقعی اقتصاد است، این بدان علّت است که؛ کسب‌وکارها[8] و مصرف‌کننده‌ها به وام‌های بانکی متکی بوده و با کاهش وام‌های بانکی دیگر قادر به تأمین وجوه مورد نیاز خود برای خرید کالاهای با دوام و دارائی‌های سرمایه‌ای نخواهند بود. لازم به ذکر است که بانک‌ها با ویژگی و قدرت مالی متفاوت (از نظر اندازه[9]، نقدینگی[10] و سرمایه[11]) نقش متمایزی در سازوکار انتقال شوک‌های سیاست پولی دارند.

اثرگذاری سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانکی مورد توجه ویژه‌ای در مطالعاتی همچون برنانک و بلایندر[12] (۱۹۹۲: ۹۲۱-۹۰۱)، برنانک[13] (۱۹۹۳: ۷۰-۵۰)، برنانک و گرتلر[14] (۱۹۹۵: ۴۸-۲۷)، مشکین[15] (۱۹۹۵: ۵-۳) و تیلور[16] (۱۹۹۵: ۲۶-۱۱) قرار گرفته است. یکی از فروض کانال وام‌دهی بانکی، مربوط به نحوه تأمین مالی بنگاه‌ها است به‌نحوی که بنگاه‌های بزرگ می‌توانند به‌طور مستقیم از طریق انتشار سهام و اوراق

1. Boivin et al. (2010)
2. Ida (2013)
3. Credit Channel

4. Bank Lending Channel
5. Balance – Sheet Channel
6. External Finance Premium
7. Boivin et al. (2010)
8. Business
9. Size
10. Liquidity
11. Capital
12. Bernanke & Blinder (1992)
13. Bernanke (1993)
14. Bernanke & Gertler (1995)
15. Mishkin (1995)
16. Taylor (1995)

قرضه، به بازارهای اعتباری دسترسی داشته باشند، اما اعتبارات بانکی منبع اصلی تأمین مالی بنگاه‌های کوچک و متوسط هستند. بنابراین اعتبارات نقش مهمی در انتقال و ایجاد ارتباط بین بخش پولی و مالی و بخش واقعی اقتصاد بازی می‌کنند.

برنانک و گرتلر (۱۹۹۵: ۴۸-۲۷) معتقدند کاهش وام‌دهی بانک‌ها که نتیجه یک سیاست پولی انقباضی است منجر به یک کاهش پایدار در قدرت خرید مصرف‌کنندگان می‌شود. همچنین برنانک و بلایندر (۱۹۹۲: ۹۲۱-۹۰۱) نشان داده‌اند که سیاست پولی انقباضی، سبب کاهش غیرمستقیم مخارج از طریق کاهش عرضه وام بانکی می‌شود، زیرا انقباض‌های پولی، سپرده‌ها را در سمت بدهی‌های ترازنامه بانک‌ها کاهش خواهد داد. با فرض اینکه وام‌ها و اوراق بهادار در سمت دارائی‌های ترازنامه بانک‌ها جانشین ناقص یکدیگر باشند، بانک‌ها تمایل به جذب کامل زیان‌های سپرده از طریق کاهش نگهداری اوراق بهادار را نخواهند داشت در نتیجه تحت چنین شرایطی انقباض پولی باعث کاهش عرضه وام‌های بانکی خواهد شد (مونوز[1]، ۲۰۰۰: ۸-۵).

۲-۲-۲- کانال ترازنامه

از آنجا که کانال ترازنامه، خود را محدود به کانال وام‌دهی بانکی نمی‌کند دیدگاه وسیع‌تری از سازوکارهای کانال اعتباری ارائه می‌دهد. در واقع، وام‌گیرندگان به منابع مالی مختلفی هدایت می‌شوند که به علّت ناهمگنی موقعیت مالی وام‌گیرندگان است و کیفیت ترازنامه این وام‌گیرندگان، بر ساختار مالی آنها اثر می‌گذارد. بر این اساس، سیاست پولی انقباضی، به چند طریق موجب تضعیف ترازنامه وام‌گیرندگان می‌شود؛ **الف:** خالص جریان وجوه را کاهش می‌دهد. **ب:** افزایش نرخ بهره، با فرض اینکه بدهی‌های بنگاه دارای نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت یا نرخ بهره شناور باشد، باعث افزایش مخارج بهره‌ای می‌شود. **ج:** باعث تضعیف موقعیت مالی بنگاه می‌شود (از طریق کاهش ارزش وثیقه‌های وام‌گیرندگان و ارزش خالص بنگاه) و **د:** تضعیف ترازنامه وام‌گیرندگان به دلیل اعمال سیاست پولی انقباضی است که مسئله انتخاب ناسازگار را برای وام‌دهندگان افزایش می‌دهد و بدین ترتیب وام‌دهی کاهش می‌یابد. همچنین، کاهش ارزش خالص بنگاه‌ها آنها را متمایل به این می‌کند که خود را متعهد به طرح‌های سرمایه‌گذاری ریسک‌دار بنمایند و این امر خود موجب افزایش مسئله مخاطرات اخلاقی می‌شود. بدیهی است که نتیجه اعمال سیاست پولی انبساطی، عکس نتیجه اعمال سیاست پولی انقباضی خواهد بود (کریلووا[2]، ۲۰۰۲: ۸-۱).

۳- پیشینه مطالعات تجربی

۳-۱- مطالعات داخلی

شریفی‌رنانی و همکاران، با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۶۸، با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری به بررسی سازوکار انتقال سیاست پولی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. محققان در این مطالعه به این نتیجه دست یافته‌اند که وقتی نسبت سپرده قانونی یا بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به‌عنوان متغیر سیاست پولی انتخاب شود، به ترتیب کانال نرخ ارز و کانال شاخص قیمت مسکن مؤثرترین کانال در انتقال سیاست پولی به تولید ناخالص داخلی است (شریفی‌رنانی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۷۶-۱۴۵).

رضایی و جلیلی، با استفاده از داده‌های بانکی ایران طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۸۱ با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته به بررسی اثرات سیاست پولی از کانال وام‌دهی بانکی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند، محققان در این مطالعه به این نتیجه دست یافته‌اند که کانال اعتبار دهی بانک در نظام بانکی ایران با در نظر گرفتن برخی ویژگی‌های بانک‌ها مانند؛ اندازه و نقدینگی، سازوکار انتقال سیاست پولی را فراهم می‌کند، هر چند که شواهدی کم از اثرگذاری سیاست پولی از طریق نرخ سود بانکی مشاهده می‌شود (رضایی وجلیلی، ۱۳۹۰: ۱۷۱-۱۷۰).

شریفی‌رنانی و همکاران، با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۶۸، و با به‌کارگیری الگوی تصحیح خطای برداری به بررسی اثرات سیاست پولی بر تولید و تورم از طریق کانال شاخص قیمت مسکن به‌عنوان کانال قیمت سایر دارائی‌ها پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از این است که با در نظر گرفتن کانال شاخص قیمت مسکن، شوک مثبت بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در بلندمدت تولید را به مقدار زیادی افزایش و قیمت‌ها را کاهش می‌دهند. همچنین شوک‌های مثبت میزان سپرده‌های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی در بلندمدت تولید را به مقدار زیادی نسبت به قیمت‌ها افزایش می‌دهند (شریفی‌رنانی و همکاران، ۱۳۹۱: ۶۸-۴۹).

صاحب‌هنر و همکاران با استفاده از داده‌های فصلی دوره

1. Munoz (2000)

2. Krylova (2002)

زمانی ۱۳۸۹-۱۳۶۷، به بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصادی (صنعت، خدمات و کشاورزی) پرداخته‌اند. محققان با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری بیزین، به این نتیجه دست یافته‌اند که؛ اولاً، شوک پولی آثار حقیقی بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران دارد. ثانیاً، واکنش بخش‌ها متفاوت است و ثالثاً، بخش خدمات بیشترین حساسیت را به شوک پولی دارد. از سوی دیگر، بر اساس تابع عکس‌العمل آنی بخش کشاورزی به شوک پولی می‌توان گفت، کانال‌های انتقال سیاست پولی در این بخش بسیار ضعیف هستند و عملاً این بخش هیچ واکنش معناداری به شوک پولی نشان نمی‌دهد (صاحب‌هنر و همکاران، ۱۳۹۲: ۵۴-۴۱).

نظریان و فرهادی‌پور با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۷۵، با استفاده از روش داده‌های تابلویی به بررسی تأثیر رقابت در صنعت بانکداری بر اثربخشی انتقال سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانکی پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش شدت رقابت در بانکداری، منجر به تقویت اثربخشی کانال وام‌دهی بانکی در انتقال اثرات سیاست پولی می‌شود (نظریان و فرهادی‌پور، ۱۳۹۲: ۴۳).

کمیجانی و علی‌نژاد مهربانی با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۶۹، با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری و تکنیک‌های واکنش آنی و تجزیه واریانس، به بررسی اثربخشی کانال‌های انتقال پولی بر تولید و تورم پرداخته‌اند، به‌نحوی که محققان به این نتیجه دست یافته‌اند که سیاست‌های پولی از طریق کانال وام‌دهی بانکی، بیش‌ترین تأثیر را بر رشد تولید واقعی می‌گذارد و از طریق کانال نرخ ارز، سیاست پولی بر نرخ تورم بیش‌ترین اثرگذاری را دارد (کمیجانی و علی‌نژاد مهربانی، ۱۳۹۱: ۶۴-۳۹).

شاه‌حسینی و بهرامی با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) به بررسی نوسانات اقتصاد کلان ایران و سازوکار انتقال سیاست پولی پرداخته‌اند. محققان به این نتیجه دست یافته‌اند که در نظر گرفتن سیستم بانکی در مدل‌سازی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید، توانایی بیشتری در تبیین اثر شوک پولی بر متغیرهای حقیقی تولید غیرنفتی، مصرف و سرمایه‌گذاری دارد و قادر به نشان دادن سازوکار کانال اعتباری انتقال پولی است. در حالت نادیده گرفتن بخش بانکی، شوک پولی انقباضی قدرت کافی برای دور کردن متغیرهای حقیقی یاد شده از مقدار باثباتشان را ندارد و تنها بر نرخ تورم اثرگذار است (شاه‌حسینی و بهرامی، ۱۳۹۵: ۴۸-۱).

۳-۲- مطالعات خارجی

پیرسمن[1] با استفاده از داده‌های ماهیانه کشورهای اروپایی طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۹ و با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری پانلی به بررسی تأثیر سیاست پولی بر رشد اقتصادی از کانال وام‌دهی بانکی پرداخته است، دو نتیجه مهمی که محقق در مطالعه خود به آنها دست یافته است، عبارت‌اند از: الف؛ نحوه تأثیر شوک‌های پولی بر رشد اقتصادی از کانال اعتباری بانک‌ها به منبع ایجاد شوک بستگی دارد، به عبارتی دقیق‌تر، چنان‌چه افزایش وام‌دهی به علّت شوک سمت عرضه بازار بانکی باشد، شوک پولی تأثیر مثبتی بر تورم و رشد دارد، اما چنان‌چه افزایش وام از سمت شوک تقاضا باشد نتیجه عکس مورد قبلی می‌شود. ب: بیشتر نوساناتی که در رشد ایجاد می‌شود حاصل شوک تکنولوژی به عرضه وام است که مستقل از یک سیاست پولی است (پیرسمن، ۲۰۱۱: ۳۱-۱).

دالهوس[2] با استفاده از داده‌های فصلی آمریکا طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۷۰ و با استفاده از مدل فاکتور انتقال ملایم[3] به بررسی اثر سیاست انبساطی پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته است. محقق در این مطالعه به این نتیجه دست یافته است که؛ سیاست انبساطی پولی با سازوکار کانال‌های انتقال پولی زمانی تأثیرگذاری شدیدی بر تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری دارند، که بحران بانکی در اقتصاد وجود داشته باشد (دالهوس، ۲۰۱۴: ۲۴-۲).

آلن و رابینسون[4] با استفاده از داده‌های فصلی کشور جامائیکا طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۷ و با استفاده از مدل چرخشی مارکوف به بررسی تأثیر شوک‌های پولی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند، محققان در این مطالعه به این نتیجه دست یافته‌اند که اثرات انتقال پولی به تورم و نرخ ارز به وضعیت سیاست پولی بستگی دارد، این بدان معنا است که این اثر با توجه به اینکه سیاست پولی اعمال شده یک سیاست مداخله‌گرانه هست یا نه، دارای تفاوت است (آلن و رابینسون، ۲۰۱۵: ۲۳-۱).

اولکه و برومنت[5] با استفاده از داده‌های ماهیانه کشور ترکیه، طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰، با به‌کارگیری مدل خودرگرسیون برداری آستانه‌ای به بررسی عدم تقارن شوک‌های پولی در کشور ترکیه پرداخته‌اند، محققان در این مطالعه به این نتیجه دست یافته‌اند که عدم تقارن در

1. Peersman (2011)
2. Dahlhaus (2014)
3. Smooth Transition Factor Model
4. Allen & Robinson (2015)
5. Ulke & Brument (2016)

شوک‌های از لحاظ اندازه و جهت شوک پولی وجود دارد (اولکه و برومنت، ۲۰۱۶: ۳۵۹-۳۵۳).

سیسارلی و همکاران[1] با استفاده از داده‌های فصلی دوازده کشور اروپایی و آمریکا طی دوره ۲۰۰۹-۲۰۰۲ به بررسی تأثیر شوک‌های پولی بر رشد اقتصادی از کانال اعتباری و ترازنامه پرداخته‌اند، محققان به این نتیجه دست یافته‌اند که کانال وام‌دهی بانکی در اثرگذاری بر رشد اقتصادی قوی‌تر از کانال ترازنامه عمل می‌کند (سیسارلی و همکاران، ۲۰۱۵: ۱۰۰۲-۹۷۹).

جانسن و همکاران[2] با استفاده از داده‌های ۲۰ کشور منتخب طی دوره ۲۰۱۳-۱۹۸۴ و با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری پانلی به بررسی نحوه اثرگذاری شوک‌های پولی از کانال اعتباری طی دوره رکود و رونق و دوره بحران مالی پرداخته‌اند، محققان به این نتیجه دست یافته‌اند که، شوک پولی از کانال اعتبارات (وام‌دهی بانکی) طی دوره رکود مؤثرتر از دوره رونق است، همچنین چه در دوره رکود و چه در دوره رونق زمانی که بحران مالی در اقتصاد وجود داشته باشد، تأثیر شوک پولی از کانال اعتباری شدیدتر است (جانسن و همکاران، ۲۰۱۵: ۳۹-۱).

تورس و رسترپو[3] با استفاده از داده‌های ماهیانه کشور کلمبیا، طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۴، با به‌کارگیری مدل چرخشی مارکوف به بررسی عدم تقارن شوک‌های پولی در کشور کلمبیا طی رشد قیمت مسکن پرداخته‌اند، محققان در این مطالعه به این نتیجه دست یافته‌اند که شوک‌های پولی زمانی تأثیرگذار هستند که قیمت مسکن در حال کاهش باشد (تورس و رسترپو، ۲۰۱۶: ۴۳-۱).

تونچ و کلینچ[4] با استفاده از داده‌های فصلی کشور ترکیه، طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۶، با به کارگیری مدل چرخشی مارکوف به بررسی شوک‌های پولی در کشور ترکیه پرداخته‌اند، محققان در این مطالعه به این نتیجه دست یافته‌اند که عدم تقارن در شوک‌های پولی طی ادوار تجاری وجود دارد، به‌نحوی که شوک‌های پولی صرفاً در دوره رکود توانایی تأثیرگذاری بر رشد اقتصادی دارند و در دوره رونق شوک‌های پولی در تأثیرگذاری بر رشد خنثی هستند. همچنین وضعیت نقدینگی نیز یکی از عوامل دیگر تأثیرگذاری شوک‌های پولی است به‌نحوی که، چنان‌چه وضعیت کسب‌وکار از لحاظ نقدینگی و اعتبار در رکود باشد، شوک‌های پولی تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی دارند، این در حالی است که چنان‌چه وضعیت اعتبار و نقدینگی کسب وکار در اقتصاد رو به بهبود باشد، شوک‌های پولی در تأثیرگذاری بر رشد خنثی هستند (تونچ و کلینچ، ۲۰۱۶: ۱۴-۱).

۳-۳- جمع‌بندی مطالعات

مطالعات مختلفی در داخل و خارج از کشور در رابطه با کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی و نقش هر یک از کانال‌ها در این فرایند مورد بررسی قرار گرفته است. اما عدم بررسی نقش هر یک از این کانال‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت یکی از ضعف‌های مطالعات انجام شده در ایران است، زیرا طبق بحث خنثایی پول در اقتصاد، تقریباً اجماع نظر در مورد خنثایی پول در بلندمدت وجود دارد، اما در کوتاه‌مدت همچنان بین اقتصاددانان و نظریه‌پردازان اختلاف‌نظر وجود دارد. از سویی، ضعف دیگر؛ مربوط به در نظر نگرفتن عدم تقارن شوک‌ها در اقتصاد است زیرا بایستی بررسی شود که کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی در انتقال شوک مثبت و منفی چه نقشی دارند. بنابراین مطالعه حاضر با رویکردی دقیق‌تر به بحث پول و کانال‌های انتقال دهنده پول، می‌خواهد این موضوع اصلی در اقتصاد ایران را به چالش بکشد که؛ کانال‌های انتقال‌دهنده پول، چه نقشی در سازوکار انتقال اثرات شوک‌های مثبت و منفی پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت اقتصاد ایران دارند؟ لازم به ذکر است که در مطالعه حاضر برای استخراج شوک‌های پولی از مدل چرخشی مارکوف استفاده خواهد شد، از آنجا که این مدل یک مدل غیرخطی و رژیمی است، قابلیت، توانایی و دقت بیشتری در استخراج شوک‌ها نسبت به روش‌های رقیب (مدل‌های آرچ و گارچ و فیلتر هدریک پرسکات) دارد (هژبر کیانی و ابطحی، ۱۳۸۷: ۱۴۴-۱۲۳). همچنین مطابق با ادبیات موضوع و پیشینه مطالعات انجام شده در ایران و داده‌های قابل دسترس، در این مطالعه کانال نرخ ارز و کانال قیمت مسکن به‌عنوان کانال‌های نئوکلاسیکی در نظر گرفته شده است و کانال وام‌دهی بانکی به‌عنوان کانال غیرنئوکلاسیکی در نظر گرفته شده است[5].

1. Ciccarelli et al. (2015)
2. Jannsen et al. (2015)
3. Torres & Restrepo (2016)
4. Tunc & Kilinc (2016)

۵. لازم به ذکر است که در اقتصاد ایران به علّت حرام بودن فعالیت‌های ربوی، استفاده از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاستی مقدور نمی‌باشد، البته بانک مرکزی سالانه نرخی را به عنوان نرخ سود بانکی اعلام می‌کند، اما قابلیت اثرگذاری به صورت شوک در آن مقدور نیست، بنابراین نرخ سود بانکی در اقتصاد ایران قابلیت انتقال اثرات شوک‌های پولی را ندارد. بنابراین نمی‌توان در اقتصاد ایران کانالی تحت عنوان کانال نرخ بهره در نظر گرفت.

۴- معرفی مدل، داده‌ها و روش تحقیق

۴-۱- معرفی مدل

بر اساس پیشینه تحقیق و مبانی نظری مطالعه، به‌منظور بررسی نحوه تأثیر شوک‌های پولی از کانال‌های اعتباری، نرخ ارز و قیمت دارائی‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت سه حالت متفاوت در نظر گرفته می‌شود.

(۱)

$$LnGDP = \alpha_1 + \beta_1 LnKAPITAL + \beta_2 \text{LnGEX} + \beta_3 \text{LnOIL} + \beta_4 \text{EXCHANGEPOS} + \beta_5 \text{EXCHANGENEG}$$

(۲)

$$LnGDP = \alpha_2 + \beta_6 LnKAPITAL + \beta_7 \text{LnGEX} + \beta_8 \text{LnOIL} + \beta_9 \text{HOUSEPOS} + \beta_{10} \text{HOUSENEG}$$

(۳)

$$LnGDP = \alpha_2 + \beta_6 LnKAPITAL + \beta_7 \text{LnGEX} + \beta_8 \text{LnOIL} + \beta_9 \text{CREDITPOS} + \beta_{10} \text{CREDITNEG}$$

که در روابط بالا، LnGDP؛ لگاریتم تولید ناخالص داخلی، LnKAPITAL؛ لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی، LnGEX؛ لگاریتم مخارج کل دولت، LnOIL؛ لگاریتم درآمدهای نفتی، EXCHANGEPOS؛ شوک مثبت پولی از کانال نرخ ارز، EXCHANGENEG؛ شوک منفی پولی از کانال نرخ ارز، HOUSEPOS؛ شوک مثبت پولی از کانال قیمت مسکن، HOUSENEG؛ شوک منفی پولی از کانال قیمت مسکن CREDITPOS؛ شوک مثبت پولی از کانال اعتباری، CREDITNEG؛ شوک منفی پولی از کانال اعتباری است[۱].

لازم به ذکر است که در مدل اول، دوم و سوم به بررسی نحوه تأثیر شوک‌های پولی به ترتیب کانال نرخ ارز، کانال قیمت مسکن و کانال وام‌دهی بانکی پرداخته خواهد شد.

۴-۲- معرفی داده‌ها

تمامی داده‌های این مطالعه از بانک اطلاعات و سری‌های زمانی بانک مرکزی گردآوری شده‌اند. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به‌صورت فصلی و در بازه زمانی فصل اول سال ۱۳۶۹ تا فصل چهار سال ۱۳۹۵ می‌باشند. همچنین تمامی متغیرهای تحقیق به قیمت پایه سال ۱۳۸۳ می‌باشند و تمامی داده‌های تحقیق با استفاده از روش TRAMO/SEATS، که توسط گومز و مراول[۲] (۱۹۹۷: ۵۱-۱) ارائه شده است، تعدیل فصلی شده‌اند. بدین منظور از نرم‌افزار Eviews 9 استفاده شده است.

۴-۳- روش انجام تحقیق

آزمون اثرگذاری شوک‌های پولی مثبت و منفی با اندازه‌های مختلف نیازمند روشی جهت استخراج شوک‌های پولی است و یک روش مؤثر برای برخورد با این موضوع، استفاده از تکنیک مدل‌های چرخش رژیم برای مدل‌سازی یک سری زمانی که آن را همیلتون معرفی کرده است، می‌باشد. از مهم‌ترین مزایای استفاده از چنین روشی آن است که ما را قادر می سازد تا انواع متفاوت اثرات نامتقارن شوک‌های پولی را مورد بررسی قرار دهیم و آنها را از یکدیگر مجزا کنیم. همچنین با استفاده از چنین روشی امکان تفکیک شوک‌های پولی به انواع شوک‌های بزرگ و کوچک و شوک‌ها طی ادوار تجاری فراهم می‌شود.

مطابق با روش‌شناسی مدل‌های چرخش رژیم، یک سری زمانی می‌تواند به‌گونه‌ای مدل‌سازی شود که دارای تغییرات گسسته در میانگین غیرشرطی خود باشد. متغیری که تغییر در رژیم را بیان می‌کند به‌عنوان یک متغیّر وضعیت با مقادیر گسسته و غیرقابل مشاهده s_t بیان می‌شود که مقادیر یک یا دو را اختیار می‌کند. با این توصیف، در اینجا یک معادله عرضه پول معرفی می‌شود که دارای تغییرات میانگین در رژیم‌های مختلف باشد و از این‌رو تصریح عرضه پول به‌صورت فرایند خود توضیح زیر در نظر گرفته شده است.

(۴)

$$\Delta LnLIQ_t - \mu(s_t) = \sum_{i=1}^{p} \alpha_i(s_t)\,(\Delta LnLIQ_{t-i} - \mu(s_{t-i})) + \varepsilon_t(s_t)$$

ΔLnLIQ_t، نشان‌دهنده رشد نقدینگی اقتصاد است؛ $\mu(s_t)$، میانگین وابسته به رژیم و $\alpha_i(s_t)$، نیز ضرایب قسمت خودرگرسیون که وابسته به رژیم هستند را نشان می‌دهد و $\varepsilon_t(s_t)$، نیز جزء اخلال معادله می‌باشد که می‌تواند تابعی از رژیم‌های مدل باشد.

در این حالت پسماندها یا شوک‌های پیش‌بینی نشده مثبت و منفی به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

---

۱. لازم به ذکر است که با ضرب متقاطع شوک‌های پولی (مثبت و منفی) در متغیرهای نرخ ارز، قیمت مسکن و اعتبارات، کانال‌های انتقال دهنده سیاست پولی تعریف شدند. به طور مثال: با ضرب متقاطع شوک مثبت پولی در میزان وام‌دهی بانکی، متغیر انتقال دهنده اثرات شوک مثبت پولی از کانال اعتبارات تعریف شد.

2. Gomez & Maravall (1997)

(۵)

$$\varepsilon_t = \Delta LnLIQ_t - \mu(s_t) - \sum_{i=1}^{p} \alpha_i(s_t)\,(\Delta LnLIQ_{t-i} - \mu(s_{t-i}))$$

به‌نحوی که قسمت مثبت و منفی به ترتیب نشان‌دهنده شوک مثبت و منفی است.

به‌منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در چارچوب رهیافت آزمون کرانه‌ها، پسران و همکاران[1] (۲۰۰۱: ۳۲۶-۲۸۹) پنج حالت را معرفی کرده‌اند که در پژوهش حاضر حالت سوم با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند[2]، حالت چهارم با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید[3] و همچنین حالت پنجم با عرض از مبدأ نامقید و روند نامقید[4] که بیش‌ترین مطابقت را با واقعیات و داده‌های اقتصادی دارند، مورد استفاده قرار می‌گیرد. در گام بعدی، در صورت وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه، مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و مدل تصحیح خطا (ECM) به‌منظور تعیین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرها تخمین زده می‌شود.

۵- نتایج تحقیق

۵-۱- استخراج شوک‌های پولی: روش چرخشی مارکوف

به‌منظور دست‌یابی به مدل بهینه، مدل‌های مختلف مارکوف‌سوئیچینگ تخمین زده شد و بر اساس معیار آکائیک، رژیم بهینه و بر اساس معیار آکائیک و ارزش لگاریتم حداکثر راستنمایی وقفه بهینه در داخل هر یک از مدل‌های مارکوف انتخاب شد. سپس به مقایسه انواع مدل‌های تخمین زده شده بر اساس (الف: عدم نقض فروض کلاسیک؛ ب: ارزش تابع حداکثر راستنمایی (هر چه بزرگ‌تر باشد مدل مناسب‌تر است)؛ ج: ارزش میانگین و عرض از مبدأ محاسبه شده برای رژیم‌های مختلف؛ د: احتمالات انتقال بین رژیم‌های مختلف)، پرداخته شد، به‌نحوی که نتایج به‌دست آمده نیز، مطابق با اقتصاد کلان باشد، در نتیجه مدل بهینه و مناسبی که انتخاب شد، مدل MSMAH(2) - AR(2)، با دو رژیم و دو وقفه بهینه می‌باشد. که نتایج حاصل از تخمین مدل مورد نظر در جدول ۱ گزارش شده است[5].

جدول ۱. نتایج تخمین مدل مارکوف‌سوئیچینگ: متغیر وابسته رشد نقدینگی (DLnLIQ)

متغیر	ضریب	آماره t
AR 1 (0)	۰/۲۸۵***	۲/۸۸
AR 1 (1)	۰/۶۷۲***	۹/۷۲
AR 2 (0)	۰/۴۵۲***	۵/۱۸
AR 2 (1)	۰/۱۰۵*	۱/۶۸
Constant (0)	۰/۰۱۶***	۴/۱۵
Constant (1)	۰/۰۲۹***	۴/۳۶
SIGMA (0)	۰/۰۱۱***	۷/۹۶
SIGMA (1)	۰/۰۴۹***	۶/۴۲
p{0|0}	۰/۷۶***	۱۰/۵۲
p{0|1}	۰/۶۶***	۴/۵۶

***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به نتایج جدول ۱، عرض از مبدأ رژیم صفر (constant 0)، برابر با ۰/۰۱۶، و عرض از مبدأ رژیم یک (constant1)، برابر با ۰/۰۲۹ می‌باشد. بنابراین رژیم صفر معرف شوک‌های کوچک پولی و رژیم یک نشان‌دهنده شوک‌های بزرگ پولی است. همچنین جزء اخلال این معادله تخمین زده شده دارای دو قسمت مثبت و منفی است که بخش مثبت نشان دهنده شوک مثبت پولی است و بخش منفی نشان دهنده شوک منفی پولی است. از سویی چنان‌چه شوک مثبت پولی در رژیم صفر قرار بگیرد، نشان دهنده شوک مثبت کوچک پولی است و چنان‌چه در رژیم یک قرار بگیرد، نشان دهنده شوک مثبت بزرگ پولی است و همچنین شوک منفی هم با توجه به اینکه در کدام رژیم قرار دارد به شوک منفی کوچک و بزرگ قابل تقسیم است.

جدول ۲. ویژگی‌های رژیم

نوع رژیم	تعداد مشاهدات قرار گرفته در هر رژیم	احتمال قرار گرفتن در هر رژیم	میانگین دوره قرار گرفتن در هر رژیم
رژیم صفر	۷۱	٪۷۴	۳/۴۲
رژیم یک	۲۴	٪۲۵	۱/۱۶

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۲، نیز ویژگی‌های مربوط به هر رژیم را نشان می‌دهد، که مطابق با نتایج حاصل شده، از کل ۱۰۵ فصل اقتصاد ایران طی دوره زمانی فصل دوم سال ۱۳۶۹ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۵، ۷۱ فصل در دوره رژیم با شوک‌های کوچک قرار گرفته و ۲۴ فصل در دوره رژیم با شوک‌های بزرگ قرار گرفته است. از سویی میانگین دوره قرار گرفتن در رژیم صفر بیشتر از رژیم

1. Pesaran et al. (2001)
2. Unrestricted Intercept; No Trend
3. Unrestricted Intercept; Restricted Trend
4. Unrestricted Intercept; Unrestricted Trend

۵. لازم به ذکر است که متغیر دیفرانسیل لگاریتم نقدینگی، بر اساس آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و کاپی اس اس متغیری مانا است.

یک است. همچنین احتمال قرار گرفتن در رژیم صفر نیز بیشتر از رژیم یک است. بنابراین رژیم با شوک‌های کوچک پایداری بیشتری نسبت به رژیم با شوک‌های بزرگ، در اقتصاد ایران دارد.

۵-۲- کانال‌های انتقال‌دهنده شوک‌های پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت

با توجه به نتایج به‌دست آمده از آزمون کرانه‌ها، در جدول ۳، مقادیر F محاسبه شده برای هر سه مدل انتقال‌دهنده سیاست پولی در هر سه حالت سوم، چهارم و پنجم در سطح ۱ درصد بزرگ‌تر از کرانه بحرانی بالا می‌باشد که بیانگر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌باشد[۱].

پس از اینکه از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی، اطمینان حاصل شد، مقدار ضرایب بلندمدت بین متغیرها با استفاده از ARDL شرطی برای هر سه معادله شماره ۱، ۲ و ۳ تخمین زده شده است. نتایج تخمینی مدل فوق در جدول ۴ گزارش شده است. همچنین هر سه مدل با حداکثر دو وقفه بر اساس معیار SBC انتخاب شده‌اند.

با توجه به نتایج جدول ۴، خنثایی پول در بلندمدت اقتصاد ایران قابل رد نیست، زیرا تأثیر کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی بر رشد اقتصادی معنادار نیست. بنابراین در بلندمدت هیچ یک از کانال‌های مذکور توانایی انتقال اثرات سیاست پولی بر تولید را ندارد و از این حیث ناتوان هستند. نتایج آزمون‌های والد در جدول‌های ۵ تا ۷ نیز مبین خنثایی پول حتی با وجود کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی است. به‌عبارت دیگر حتی با در نظر گرفتن سازوکارهای انتقال‌دهنده سیاست پولی، نقش پول در بلندمدت اقتصاد ایران خنثی است. همچنین مطابق با نتایج آزمون‌های والد، تفاوت معناداری بین شوک مثبت و منفی با وجود کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی وجود دارد. در حالت کلی با در نظر گرفتن کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی، بین شوک مثبت و منفی عدم تقارن وجود دارد.

نتایج حاصل شده در جدول ۸ که رابطه کوتاه‌مدت مدل تخمینی است؛ گویای این است که برخلاف دوره بلندمدت، در دوره کوتاه‌مدت، خنثایی پول قابل رد است، زیرا شوک‌های پولی از طریق کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی توانایی تأثیرگذاری بر رشد اقتصادی را دارند، اما نکات ریز و قابل‌تأملی در نتایج وجود دارد که با موشکافی بیشتر می‌توان تحلیل درستی از کانال‌ها انجام داد، به‌نحوی که همچنان همانند دوره بلندمدت قدرت کانال اعتبارات بانکی در انتقال اثرات شوک مثبت و منفی بر رشد اقتصادی نسبت به دو کانال دیگر بیشتر است زیرا اثرگذاری هر دو شوک از کانال اعتبارات بزرگ‌تر است و میزان این اثرگذاری‌ها برخلاف دوره بلندمدت از لحاظ آماری معنادار است. اما مطابق با نتایج مدل‌های قبل در این مدل نیز دو عامل در کوتاه‌مدت وجود دارد که در نتیجه تورم‌زا بودن متغیرها حاصل می‌شود؛ این دو متغیر جدید، همان متغیر با وقفه مخارج دولت ($\Delta LnGEX(-1)$) و متغیر با وقفه شوک مثبت پولی ($\Delta EXCHANGEPOS(-1)$ یا $\Delta HOUSEPOS(-1)$ یا $CREDITPOS(-1)$) می‌باشد، به نحوی که اولی (متغیر با وقفه مخارج دولت) از تورم‌زا بودن مخارج دولت ایجاد می‌شود که پس از یک دوره تأخیر تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد و دومی نیز از تورم‌زا بودن شوک مثبت پولی نشات می‌گیرد که پس از یک دوره تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد، بنابراین متغیر وقفه اول مخارج دولت و وقفه اول شوک مثبت پولی نشان‌دهنده شدت تورم‌زا بودن این دو متغیر را نشان می‌دهد به‌نحوی که با بزرگ‌تر شدن ضریب این دو متغیر، تأثیر منفی حاصل از تورم‌زا بودن این متغیرها نیز بزرگ‌تر است، با این توضیح با بررسی این دو متغیر در هر سه مدل با وجود کانال‌ها می‌توان شدت تورم‌زایی کانال‌ها را نیز بررسی کرد. بنابراین در کانال نرخ ارز ضریب وقفه‌دار مخارج دولت برابر با (۰/۱۱۹-) و در کانال قیمت مسکن (۰/۰۹-) و در کانال اعتبارات (۰/۰۱۴-) است و از سویی ضریب با وقفه شوک مثبت پولی در کانال نرخ ارز (۱/۲۰-) در کانال قیمت مسکن (۰/۱۸۸-) و در کانال اعتباری (۰/۱۹۰-) است، با این توضیح با وجود کانال نرخ ارز شدت تورم‌زا بودن مخارج دولت و شوک مثبت پولی شدیداً افزایش می‌یابد، بنابراین در یک دید کلی، می‌توان عنوان کرد که کانال وام‌دهی بانکی بیش‌ترین تأثیر را بر تولید دارد و کانال نرخ ارز نیز بیش‌ترین تأثیر را بر تورم دارد. البته هر سه کانال صرفاً در کوتاه‌مدت قدرت تأثیرگذاری بر رشد را دارند و در بلندمدت دارای عدم توانایی در تأثیرگذاری بر تولید هستند. لازم به ذکر است که همانند دوره بلندمدت هر سه کانال در انتقال شوک منفی پولی نسبت به انتقال شوک مثبت پولی قوی‌تر عمل می‌کنند، زیرا در هر سه مدل تأثیرگذاری شوک منفی از کانال‌های مذکور بزرگ‌تر از تأثیرگذاری شوک مثبت است. همچنین نتایج آزمون والد در جدول‌های ۹ تا ۱۱ نیز مبین عدم خنثایی پول در کوتاه‌مدت از

---

۱. لازم به ذکر است که نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته و کاپی اس اس برای متغیرهای مورد استفاده نشان داد که برخی از متغیرها انباشته از درجه صفر و برخی دیگر انباشته از درجه یک هستند.

سازوکارهای انتقال‌دهنده پول است، همچنین نتایج این جداول حاکی از عدم تقارن شوک مثبت و منفی از کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی است.

جدول ۳. نتایج آزمون کرانه‌ها

آماره F				
حالت پنجم	حالت چهارم	حالت سوم	معادله	
۲۰/۸ ***	۱۶/۳ ***	۲۲/۲ ***	شماره ۱	کانال نرخ ارز
۶/۵۹ ***	۴/۶۵ ***	۵/۱۶ ***	شماره ۲	کانال قیمت مسکن
۴/۷۵ ***	۵/۴۸ ***	۵/۳۳ ***	شماره ۳	کانال وام‌دهی

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۴. ضرایب بلندمدت، متغیر وابسته LnGDP

	متغیر	کانال نرخ ارز (شماره ۱)	کانال قیمت مسکن (شماره ۲)	کانال وام‌دهی بانکی (شماره ۳)
	LnKAPITAL	۰/۱۱۹ **	۰/۱۱۰ ***	۰/۱۲۴ **
	LnOIL	۰/۰۸۵ **	۰/۰۶۹ ***	۰/۰۸۵ **
	LnGEX	۰/۰۲۰ **	۰/۰۶۰ ***	۰/۰۱۸ **
A_4^8	EXCHANGEPOS	۱/۰۰۲		
A_5^8	EXCHANGENEG	−۱/۷۷		
A_4^9	HOUSEPOS		۱/۰۴	
A_5^9	HOUSENEG		−۱/۸۸	
A_4^{10}	CREDITPOS			۱/۰۶۵
A_5^{10}	CREDIT NEG			−۱/۹۶
	c	۱۲/۵۵ ***	۱۳/۰۳ ***	۱۲/۴۶ ***
	t	۰/۰۱۳ ***	۰/۰۱۴ ***	۰/۰۱۳ ***

***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۵. نتایج آزمون والد در بلندمدت معادله شماره ۱، کانال نرخ ارز

		آماره آزمون	نتیجه آزمون
آزمون خنثایی پول	فرضیه H_0 $A_4^8+A_5^8=0$	۲/۷۴ (۰/۳۲۰)	فرضیه خنثایی پول در بلندمدت از کانال نرخ ارز قابل رد نیست.
آزمون عدم تقارن شوک‌ها پولی	فرضیه H_0 $A_4^8=A_5^8$	۱۰/۱۸ (۰/۰۲۲)	فرضیه تقارن بین شوک مثبت و منفی پول بر رشد از کانال نرخ ارز، قابل رد است.

اعداد داخل پرانتز P-value آزمون است.

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۶. نتایج آزمون والد در بلندمدت معادله شماره ۲، کانال قیمت مسکن

		آماره آزمون	نتیجه آزمون
آزمون خنثایی پول	فرضیه H_0 $A_4^9+A_5^9=0$	۵/۱۵ (۰/۵۰۴)	فرضیه خنثایی پول در بلندمدت از کانال قیمت مسکن قابل رد نیست.
آزمون عدم تقارن شوک‌ها پولی	فرضیه H_0 $A_4^9=A_5^9$	۲۲/۰۱ (۰/۰۰۰)	فرضیه تقارن بین شوک مثبت و منفی پول بر رشد از کانال قیمت مسکن قابل رد است.

اعداد داخل پرانتز P-value آزمون است.

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۷. نتایج آزمون والد در بلندمدت معادله شماره ۳، کانال اعتباری

		آماره آزمون	نتیجه آزمون
آزمون خنثایی پول	فرضیه H_0 $A_4^{10}+A_5^{10}=0$	۲/۱۳ (۰/۱۴۱)	فرضیه خنثایی پول در بلندمدت از کانال اعتباری قابل رد نیست.
آزمون عدم تقارن شوک‌ها پولی	فرضیه H_0 $A_4^{10}=A_5^{10}$	۱۴/۴۱ (۰/۰۰۳)	فرضیه تقارن بین شوک مثبت و منفی پول بر رشد از کانال اعتباری قابل رد است.

اعداد داخل پرانتز P-value آزمون است.

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۸. ضرایب کوتاه‌مدت، متغیر وابسته LnGDP

	متغیر	کانال نرخ ارز (شماره ۱)	کانال قیمت مسکن (شماره ۲)	کانال وام‌دهی بانکی (شماره ۳)
	ΔLnKAPITAL	۰/۱۲۸***	۰/۱۶۰***	۰/۱۲۸***
	ΔLnOIL	۰/۰۰۷***	۰/۰۰۶***	۰/۰۰۷**
	ΔLnGEX	۰/۰۰۲	۰/۰۰۴**	۰/۰۰۲**
	ΔLnGEX(-1)	−۰/۱۱۹**	−۰/۰۹*	−۰/۰۱۴***
A_5^8	ΔEXCHANGEPOS	۰/۱۳۲		
A_6^8	ΔEXCHANGEPOS(-1)	−۱/۲۰***		
A_7^8	ΔEXCHANGENEG	−۰/۱۹۳*		
A_5^9	ΔHOUSEPOS		۰/۱۶۱**	
A_6^9	ΔHOUSEPOS(-1)		−۰/۱۸۸**	
A_7^9	ΔHOUSENEG		−۱/۰۳***	
A_5^{10}	ΔCREDITPOS			۰/۱۷۷**
A_6^{10}	CREDITPOS(-1)			−۰/۱۹۰***
A_7^{10}	ΔCREDIT NEG			−۱/۱۸*
	Δc	۱/۳۹**	۱/۲۵**	۱/۳۹**
	Δt	۰/۰۰۵**	۰/۰۰۱**	۰/۰۰۱**
	ΔEcm(-1)	−۰/۱۱۲**	−۰/۰۹۶*	۰/۱۱۳**

***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۹. نتایج آزمون والد در کوتاه‌مدت معادله شماره ۱، کانال نرخ ارز

		آماره آزمون	نتیجه آزمون
آزمون خنثایی پول	فرضیه H_0 $A_5^8+A_6^8+A_7^8=0$	۲۱/۱۸ (۰/۰۰۶)	فرضیه خنثایی پول در بلندمدت از کانال نرخ ارز قابل رد نیست.
آزمون عدم تقارن شوک‌ها پولی	فرضیه H_0 $A_5^8=A_7^8$	۱۴/۲۵ (۰/۰۱۱)	فرضیه تقارن بین شوک بزرگ مثبت و منفی پول بر رشد، از کانال نرخ ارز قابل رد است.

اعداد داخل پرانتز P-value آزمون است.

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۱۰. نتایج آزمون والد در کوتاه‌مدت معادله شماره ۲، کانال قیمت مسکن

		آماره آزمون	نتیجه آزمون
آزمون خنثایی پول	فرضیه H_0 $A_5^{10}+A_6^{10}+A_7^{10}=0$	۳۶/۳۶ (۰/۰۰۰)	فرضیه خنثایی پول در بلندمدت از کانال قیمت مسکن قابل رد نیست.
آزمون عدم تقارن شوک‌ها پولی	فرضیه H_0 $A_5^{10}=A_7^{10}$	۲۲/۲۲ (۰/۰۰۴)	فرضیه تقارن بین شوک کوچک مثبت و منفی پول بر رشد، از کانال قیمت مسکن قابل رد است.

اعداد داخل پرانتز P-value آزمون است.

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۱۱. نتایج آزمون والد در کوتاه‌مدت معادله شماره ۳، کانال اعتباری

		آماره آزمون	نتیجه آزمون
آزمون خنثایی پول	فرضیه H_0 $A_5^{7}+A_6^{7}+A_7^{7}=0$	۱۲/۶۸ (۰/۰۰۲)	فرضیه خنثایی پول در بلندمدت از کانال اعتباری قابل رد نیست.
آزمون عدم تقارن شوک‌ها پولی	فرضیه H_0 $A_5^{7}=A_7^{7}$	۱۵/۹۰۲ (۰/۰۰۱)	فرضیه تقارن بین شوک کوچک مثبت و منفی پول بر رشد، از کانال اعتباری قابل رد است.

اعداد داخل پرانتز P-value آزمون است.

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۱۲. پیش‌بینی تولید از کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی با استفاده از معیارهای خطای پیش‌بینی

	معیار اندازه‌گیری خطای پیش‌بینی			
کانال	RMSE	MAE	MAEP	TIC
اعتبارات	۰/۰۲۸۲	۰/۰۱۶۸	۰/۱۳۴	۰/۰۰۱۱
مسکن	۰/۰۵۵۷	۰/۰۴۶۷	۰/۳۷۵	۰/۰۰۲۱
نرخ ارز	۰/۰۵۵۷	۰/۰۴۶۶	۰/۳۷۳	۰/۰۰۲۱

مأخذ: نتایج تحقیق

۵-۳- مقایسه قدرت پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی از کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی

در قسمت قبلی به بررسی نحوه تأثیر شوک‌های پولی از کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی پرداخته شد، اما آنچه از اهمیت خاصی برخوردار است این موضوع است که، کدام کانال قدرت بیشتری نسبت به سایر کانال‌ها در پیش‌بینی رشد اقتصادی دارد، به همین دلیل در این قسمت به پیش‌بینی درون نمونه‌ای هر یک از کانال‌ها پرداخته شده است تا اهمیت هرکدام از کانال‌ها در انتقال سیاست پولی با قدرتی که در پیش‌بینی رشد اقتصادی دارند، مشخص شود.

نتایج جدول ۱۲، که عملکرد هر یک از کانال‌ها را بر اساس معیارهای خطای پیش‌بینی نشان می‌دهد، مبین این موضوع است که، بر اساس هر چهار معیار خطای پیش‌بینی، (RMSE، مجذور میانگین قدر مطلق خطا؛ MAE میانگین قدر مطلق خطا؛ MAEP میانگین قدر مطلق درصد خطا و TIC ضریب نابرابری تایل است) کانال اعتباری عملکرد بهتری داشته و دارای کم‌ترین خطای پیش‌بینی است. همچنین مطابق با نتایج تحقیق کانال نرخ ارز نسبت به کانال قیمت مسکن عملکرد بهتری دارد، گرچه تفاوت بسیار کم است.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از تخمین معادله‌های مورد استفاده در دو بعد بلندمدت و کوتاه‌مدت قابل تفسیر است بدین منظور با تقسیم‌بندی هر یک از این دوره‌ها نتایج به‌صورت زیر جمع‌بندی می‌شود.

نتایج حاصل از دوره بلندمدت

نتایج حاصل از تخمین مدل دوره بلندمدت نشان داد که با در نظر گرفتن هر سه کانال انتقال‌دهنده سیاست پولی، پول در بلندمدت خنثی است. نتایج حاصل از آزمون والد نیز نشان داد که با در نظر گرفتن کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی عدم تقارن بین شوک مثبت و منفی سیاست پولی وجود دارد.

نتایج حاصل از دوره کوتاه‌مدت

با توجه به خنثایی پول در بلندمدت، بررسی شوک‌ها از کانال‌های انتقال‌دهنده در کوتاه‌مدت اهمیت زیادی دارد و می‌تواند حاوی اطلاعات مفیدی در این زمینه باشد، در نتیجه، رابطه کوتاه‌مدت نشان داد که برخلاف دوره بلندمدت، در دوره کوتاه‌مدت، خنثایی پول قابل رد است، زیرا شوک‌های پولی از طریق کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی توانایی تأثیرگذاری بر رشد اقتصادی را دارند. با در نظر گرفتن کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی دو نوع عدم تقارن در تأثیرگذاری شوک‌های پولی در کوتاه‌مدت وجود دارد، عدم تقارن اول مربوط به این است که سازوکار انتقال‌دهنده سیاست پولی کدام کانال باشد، به‌نحوی که کانال اعتباری بیش‌ترین تأثیر را بر رشد اقتصادی می‌گذارد (میزان این تأثیر از لحاظ آماری در کوتاه‌مدت معنادار است). دومین عدم تقارن مربوط به شوک مثبت و منفی پولی است، به‌نحوی که چنان‌چه شوک منفی از کانال اعتبارات بانکی، نرخ ارز و قیمت مسکن انتقال یابد، نسبت به شوک مثبت با همین سازوکار اثرگذاری بیشتری بر تولید در کوتاه‌مدت می‌گذارد.

به نحوی که مطابق با نتایج دوره کوتاه‌مدت دو عامل در مدل وجود دارد که در نتیجه تورم‌زا بودن متغیرها حاصل می‌شود؛ این دو متغیر در حقیقت، متغیر با وقفه مخارج دولت ($\Delta LnGEX(-1)$) و متغیر با وقفه شوک مثبت پولی ($\Delta EXCHANGEPOS(-1)$ یا $\Delta HOUSEPOS(-1)$ یا $CREDITPOS(-1)$) می‌باشد، که متغیر با وقفه مخارج دولت از تورم‌زا بودن مخارج دولت ایجاد می‌شود که پس از یک دوره تأخیر تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد و دومی نیز از تورم‌زا بودن شوک مثبت پولی نشأت می‌گیرد که پس از یک دوره تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد، بنابراین وقفه اول متغیر مخارج دولت و وقفه اول شوک مثبت پولی نشان‌دهنده شدت تورم‌زا بودن این دو متغیر است، به‌نحوی که با بزرگ‌تر شدن ضریب این دو متغیر، تأثیر منفی حاصل از تورم‌زا بودن این متغیرها نیز بزرگ‌تر است، با این توضیح با بررسی این دو متغیر در هر سه مدل با وجود کانال‌ها می‌توان شدت تورم‌زایی کانال‌ها را نیز بررسی کرد. بنابراین در کانال نرخ ارز ضریب وقفه‌دار مخارج دولت برابر با (۰/۱۱۹-) و در کانال قیمت مسکن (۰/۰۹-) و در کانال اعتبارات (۰/۰۱۴-) است و از سویی ضریب با وقفه شوک مثبت پولی در کانال نرخ ارز (۱/۲۰-) در کانال قیمت مسکن (۰/۱۸۸-) و در کانال اعتباری (۰/۱۹۰-) است، با این توضیح با وجود کانال نرخ ارز شدت تورم‌زا بودن مخارج دولت و شوک مثبت پولی شدیداً افزایش می‌یابد، بنابراین در یک جمع‌بندی کلی، می‌توان عنوان کرد که کانال وام‌دهی بانکی بیش‌ترین تأثیر را بر تولید دارد و کانال نرخ ارز نیز بیش‌ترین تأثیر را بر تورم در کوتاه‌مدت دارد. البته هر سه کانال صرفاً در کوتاه‌مدت قدرت تأثیرگذاری بر رشد را دارند و در بلندمدت دارای عدم توانایی در تأثیرگذاری بر تولید هستند. از سویی دیگر چه در دوره بلندمدت و چه در دوره کوتاه‌مدت هر سه کانال در انتقال شوک منفی پولی نسبت به انتقال شوک مثبت پولی قوی‌تر عمل می‌کنند.

پیش‌بینی درون نمونه‌ای حاصل از هر سه کانال

با توجه به اینکه شوک‌های پولی از طریق این سه کانال بر تولید تأثیر می‌گذارند، قابلِ ذکر است که بایستی بررسی شود با در نظر گرفتن هر یک از کانال‌ها، در کدام حالت بهترین پیش‌بینی از تولید حاصل می‌شود، بدین منظور پیش‌بینی درون نمونه‌ای برای هر سه مدل انجام شد و نتایج نشان داد که، کانال اعتباری بهترین پیش‌بینی را نسبت به سایر کانال‌ها در پیش‌بینی تولید دارد. بنابراین کانال اعتباری بهترین انتقال‌دهنده شوک‌ها در اقتصاد ایران است که بهترین پیش‌بینی را هم از وضعیت تولید دارد.

پیشنهادهای سیاستی

سیاست‌گذاران پولی و کلان کشور باید برای بخش اعتبارات به‌عنوان کانالی اساسی و مهم در انتقال اثرات سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد، اهمیت ویژه‌ای را در نظر بگیرند. به‌نحوی که، اگر متغیر هدف، رشد اقتصادی باشد، وام‌دهی بانکی به‌عنوان ابزار و کانال مهم در تأثیرگذاری بر متغیر مذکور از طریق اعمال شوک‌های پولی است، البته قابلِ ذکر است که سیاست‌گذاران عدم تقارن شوک مثبت و منفی پولی را نیز در محاسبات خود بایستی در نظر بگیرند و متوجه این موضوع باشند که شوک‌های منفی ماندگارتر و اثربخش‌تر از شوک‌های مثبت پولی حتی با وجود کانال‌های انتقال‌دهنده سیاست پولی است و در ضمن چنان‌چه متغیر مورد هدف تورم باشد، کانال نرخ ارز، بهترین سازوکار جهت تأثیر بر متغیر مذکور است.

منابع

ابوالحسنی، اصغر؛ ابراهیمی، ایلناز؛ پورکاظمی، محمدحسین و بهرامی‌نیا، ابراهیم (۱۳۹۵). "اثر تکانه‌های پولی و تکانه‌های نفتی بر تولید و تورم بخش مسکن در اقتصاد ایران: رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۵، ۱۲۸-۱۰۹.

احسانی، محمدعلی؛ کشاورز، هادی و کشاورز، مسعود (۱۳۹۶). "تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر نوسانات اشتغال با تأکید بر اشتغال بخش خصوصی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۱۴۴-۱۲۵.

رضایی، ابراهیم و جلیلی، زهرا (۱۳۹۰). "نگرشی بر تأثیر سیاست پولی از کانال اعتبارات نظام بانکی در اقتصاد ایران". *فصلنامه پول و اقتصاد*، شماره ۷، ۲۰۱-۱۶۹.

شاه‌حسینی، سمیه و بهرامی، جاوید (۱۳۹۵). "نوسانات اقتصاد کلان و سازوکار انتقال پولی در ایران (رویکرد DSGE)". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۶۰، ۴۸-۱.

شریفی‌رنانی، حسین؛ قبادی، سارا؛ امراللهی، فرزانه و هنرور، نغمه (۱۳۹۱). "بررسی اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی و تورم از طریق شاخص قیمت مسکن در ایران". *فصلنامه اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی*، سال ۱، شماره ۱، ۶۸-۴۹.

شریفی‌رنانی، حسین؛ کمیجانی، اکبر و شهرستانی، حمید (۱۳۸۸). "بررسی سازوکار انتقال سیاست پولی در ایران: رویکرد خودرگرسیون ساختاری برداری". *فصلنامه پول و اقتصاد*، شماره ۲، ۱۷۶-۱۴۵.

صاحب‌هنر، حامد؛ چشمی، علی و فلاحی، محمد علی (۱۳۹۲). "بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۳، ۵۹-۴۱.

فراهانی فرد، سعید؛ نظرپور، محمد نقی و شهبازی غیاثی، موسی (۱۳۹۵). "بررسی تطبیقی کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی بر بخش واقعی در چارچوب اقتصاد نئوکلاسیک و اسلامی". *فصلنامه اقتصاد اسلامی*، سال ۱۶، شماره ۶۱، ۱۰۸-۷۹.

کمیجانی، اکبر و علی‌نژاد مهربانی، فرهاد (۱۳۹۱). "ارزیابی اثربخشی کانال‌های انتقال پولی بر تولید و تورم و تحلیل اهمیت نسبی آنها در اقتصاد ایران". *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، شماره ۲، ۶۴-۳۹.

نظریان، رافیک و فرهادی‌پور، محمدرضا (۱۳۹۲). "تأثیر رقابت در صنعت بانکداری بر اثربخشی انتقال آثار سیاست پولی از طریق کانال وام‌دهی بانک". *فصلنامه روند*، شماره ۶۲-۶۱، ۷۴-۴۳.

هژبرکیانی، کامبیز و ابطحی، سید یحیی (۱۳۸۷). "آزمون دیدگاه‌های کینزی جدید پیرامون اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید در اقتصاد ایران با استفاده از مدل‌های چرخش رژیم مارکوف". *اقتصاد کلان*، شماره ۳، ۱۴۴-۱۲۳.

Allen, N. & Robinson, J. (2015). "Monetary Policy Effects in a Regime Switching Model". *Bank of Jamaica*. Working Paper. 1-23

Aragón, E. K. D. S. B. & Portugal, M. S. (2009). "Asymmetric Effects of Monetary Policy in Brazil". *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 39(2), 277-300.

Ball, L. & Mankiw, N. G. (1994). "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations". *The Economic Journal*, 104(423), 247-261.

Bernanke, B. S. & Blinder, A. S. (1992). "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission". *The American Economic Review*, 82(4), 901-921.

Bernanke, B. S. & Gertler, M. (1995). "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission". *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.

Bernanke, B. S. (1993). "Credit in the Macroeconomy". *Quarterly Review-Federal Reserve Bank of New York*, 18, 50-70.

Boivin, J., Kiley, M. T. & Mishkin, F. S. (2010). "How has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time? ". *National Bureau of Economic Research,* No 15879, 1-88.

Bordon, A. R. & Weber, A. (2010). "The Transmission Mechanism in Armenia:

New Evidence from a Regime Switching VAR Analysis". *IMF Working Papers*, 1-31.

Ciccarelli, M., Maddaloni, A. & Peydro, J. L. (2015). "Trusting the Bankers: A New Look at the Credit Channel of Monetary Policy". *Review of Economic Dynamics*, 18(4), 979-1002.

Cover, J. P. (1992). "Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks". *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1261-1282.

Dahlhaus, T. (2014). "Monetary Policy Transmission During Financial Crises: An Empirical Analysis". *Bank of Canada* Working Paper, No 21, 1-38.

Gomez, V. & Maravall, A. (1997). "Programs TRAMO and SEATS: Instructions for the User". *Working paper*, (97001). 1-51.

Ida, D. (2013). "Tobin's Q Channel and Monetary Policy Rules under Incomplete Exchange Rate Pass-Through". *Economic Modelling*, 33, 733-740.

Jannsen, N., Potjagailo, G. & Wolters, M. H. (2015). "Monetary Policy During Financial Crises: Is the Transmission Mechanism Impaired?". *Kiel Working Paper*, No 2005, 1-37.

Krylova, E. (2002). "The Credit Channel of Monetary Policy. Case of Austria". *Institute for Advanced Studies*. 111, 1-52.

Mishkin, F. S. (1995). "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism". *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3-10.

Muñoz, M. S. (2000). "The Breakdown of Credit Relations Under Conditions of a Banking Crisis: A Switching Regime Approach". *International Monetary Fund*, 135, 1-24.

Peersman, G. (2011). "Bank Lending Shocks and the Euro Area Business Cycle". *Ghent University*, Faculty of Economics and Business Administration, 11(766), 1-31.

Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches To The Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Taylor, J. B. (1995). "The Monetary Transmission Mechanism: an Empirical Framework". *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 11-26.

Torres, J. A. E. & Restrepo, S. S. (2016). "Asymmetric Effects of Monetary Policy on the Colombian House Prices". *Vniversitas Económica*, 16(3), 1-43.

Tunc, C. & Kılınç, M. (2016). "The Asymmetric Effects of Monetary Policy on Economic Activity in Turkey". *MPRA Paper*, 72688, 1-29.

Ülke, V. & Berument, M. H. (2016). "Asymmetric Effects of Monetary Policy Shocks on Economic Performance: Empirical Evidence from Turkey". *Applied Economics Letters*, 23(5), 353-360.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و یکم، تابستان ۱۳۹۷ (۶۰-۴۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 31, June 2018 (45-60)

میزان عبور نرخ ارز به شاخص قیمت واردات به‌شرط تکانه‌های وارد بر اقتصاد و تأثیر تغییر در انحراف معیار تکانه‌ها بر آن: رهیافت الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی

متین سادات برقعی[۱]، *تیمور محمدی[۲]

۱. دانشجوی دکترای علوم اقتصادی دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

۲. دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۱٤ پذیرش: ۱۳۹٦/٤/۱۳)

Conditional Exchange Rate Pass-Through (ERPT) to Import Prices and Effects of a Change in Variance of the Shocks on ERPT: A DSGE Approach

*Matin Sadat Borghei[1], Teymour Mohamadi[2]

1. Ph.D. Student of Economics, Allameh Tabatabaii University, Tehran, Iran

2. Associate Professor of Economics, Allameh Tabatabaii University, Tehran, Iran

(**Received:** 3/Jan/2017 **Accepted:** 4/July/2017)

چکیده:

تحلیل چگونگی عبور نرخ ارز به قیمت‌های داخلی یعنی رابطه تغییر نرخ ارز و قیمت‌ها و عوامل مؤثر بر آن در وضع سیاست‌گذاری‌های بهینه در اقتصادهای باز و همچنین در فهم اثرات انتقال تکانه‌ها اهمیت زیادی دارد. در این مطالعه برای بررسی چگونگی عبور نرخ ارز به شاخص قیمت‌های وارداتی در ایران از یک الگوی ساختاری تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده شده است. در این الگو تغییرات نرخ ارز درون‌زا در نظر گرفته شده و نه برون‌زا. در نتیجه این امکان فراهم آمده که عبور نرخ ارز به شرط هر یک از تکانه‌های وارد بر اقتصاد جداگانه محاسبه شود. مزیت استفاده از این الگو این است که به سیاست‌گذار نشان می‌دهد که عبور نرخ ارز به قیمت‌ها همیشه به یک میزان نیست و در سیاست‌گذاری، اینکه کدام تکانه سبب تغییر نرخ ارز و قیمت‌ها شده را باید لحاظ کرد. از این‌رو ابتدا، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران ارائه و سپس مقداردهی و شبیه سازی شده است. سپس با استفاده از توابع ضربه–واکنش، عبور نرخ ارز به شرط هر یک از تکانه‌های وارد بر اقتصاد (تکانه تکنولوژی، درآمد نفتی، تقاضای خارجی، تقاضای پول، نرخ بهره خارجی و سیاست پولی) جداگانه محاسبه گردید. نتایج حاکی از آن است که انتقال نرخ ارز در ایران ناقص است و درجه انتقال با توجه به هر شوک وارد بر اقتصاد متفاوت است و بعد از بیست فصل به حدود ۴۰ تا ۷۰ درصد می‌رسد. هدف دیگر مقاله بررسی اثر افزایش واریانس تکانه‌ها بر عبور نرخ ارز بود. از آنجایی‌که افزایش انحراف معیار تکانه‌ها، مقیاس توابع ضربه واکنش را تغییر می‌دهد ولی شکل آنها را تغییر نمی‌دهد، اندازه نسبی این واکنش‌ها نسبت به هم و در نتیجه، عبور نرخ ارز تغییر نمی‌کند.

واژه‌های کلیدی: عبور نرخ ارز به قیمت‌های وارداتی، اقتصاد باز کوچک، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، انحراف معیار تکانه‌ها.

طبقه‌بندی JEL: F3، F41، E31، D4.

Abstract:

In this paper, for analysis of exchange rate pass-through (ERPT) to import prices, a structural dynamic stochastic general equilibrium model is used and exchange rate is considered as an endogenous variable not exogenous. Therefor we can calculate exchange rate pass-through conditional on each shock. The advantage of this approach is that it shows to policy makers that ERPT conditional on each shock is different and policy maker should take the cause of the change, into account. Hence a dynamic stochastic general equilibrium model for Iran is presented and calibrated. Then by impulse response functions, ERPT conditional on different shocks (technology, oil revenues, foreign output, money demand, foreign interest rates and monetary policy shocks) has derived. Also, a test for the effects of the changes in variance of each shock on the degree of conditional ERPT has been performed. The standard deviations of the shocks affect the scale of the impulse-response functions, but not their shape. This means that the relative magnitude of these responses and conditional measures of pass-through will not be altered by changes in the variance of the shocks.

Keywords: Exchange Rate Pass-through to Import Prices, Small Open Economy, Dynamic Stochastic General Equilibrium Model, Standard Deviation of Shocks.

JEL: F3, F41, E31, D4.

* **نویسنده مسئول:** تیمور محمدی
E-mail: atmahmadi@gmail.com

*Corresponding Author: Teymour Mohammadi

۱- مقدمه

در الگوهای استاندارد اقتصاد باز و در بررسی پویایی‌های اقتصاد کلان، اینکه تا چه حد نوسانات نرخ ارز به قیمت‌ها منتقل می‌شود، پیامدهای قابل‌توجهی برای سیاست‌گذاران دارد. در صورتی که عبور نرخ ارز بالا باشد، کاهش ارزش پول ملی بسیار تورم‌زا خواهد بود و تکانه‌ها به‌صورت قابل‌توجهی به داخل مرزهای کشورها منتقل می‌شود. علاوه بر این، در صورت عبور کامل نرخ ارز، تغییرات نرخ ارز، قیمت‌های نسبی را تغییر می‌دهد و بنابراین افراد قادرند مخارجشان را بین کالای داخلی و خارجی جایگزین کنند. از سوی دیگر، عبور ناقص نرخ ارز منجر به انحراف از قانون قیمت واحد بین کالاهای تجاری می‌شود و از شدت تغییرات قیمت‌های نسبی به علّت تغییرات نرخ ارز، می‌کاهد. واردکنندگان کالا، می‌توانند بر اساس کشش‌پذیری کالای وارداتی مورد نظر، تغییرات نرخ ارز را به قیمت کالای وارداتی منتقل کنند یا می‌توانند بخشی از تغییرات را با تغییر در مارک آپ[1] جذب کنند تا سهم بازاریشان در بازار مقصد تغییر نکند. تحقیقات زیادی نشان می‌دهد که درجه عبور نرخ ارز دلالت بزرگی برای اجرای سیاست پولی (موناچلی[2]، ۲۰۰۵: ۱۰۴۷؛ آدلفسون[3]، ۲۰۰۲: ۶۲۴؛ لشکری و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۱۵) انتخاب رژیم ارزی (دِورو و انگل[4]، ۲۰۰۳: ۷۶۵) و عبور بین‌المللی تکانه‌ها (بتس و دِورو[5]، ۲۰۰۱: ۹) دارد.

نکته مهمی که در سال‌های اخیر به آن توجه شده این است که درجه عبور نرخ ارز که در اثر هر یک از تکانه‌های وارد بر اقتصاد رخ می‌دهد با عبور نرخ ارز به‌شرط تکانه دیگر متفاوت است و نمی‌توان با یک قاعده سرانگشتی و بدون در نظر گرفتن علّت تغییر نرخ ارز به سیاست‌گذاری در خصوص درجه عبور نرخ ارز پرداخت. باید در نظر داشت که تغییرات نرخ ارز همیشه برون‌زا نیست و در واقع تکانه‌ای که سبب تغییر نرخ ارز شده، می‌تواند میزان اثر روی قیمت‌ها را مشخص کند و این نکته اساسی در جواب بسیاری سؤالات خواهد بود. در این فضا، فوربس[6] و همکاران پیشنهاد کرده‌اند که برای اینکه نتایج تخمین‌ها از اینکه تغییرات نرخ ارز، چه مقدار قیمت‌های وارداتی و تورم را متأثر می‌کند، بهبود یابد، لازم است نرخ ارز برون‌زا در نظر گرفته نشود و به‌جای آن یک قدم عقب بگذاریم و آنچه مسبب تغییر نرخ ارز بوده را وارد الگو کنیم و بنابراین نرخ ارز را درون‌زا در نظر بگیریم (فوربس و همکاران، ۲۰۱۵: ۴). در مطالعات گذشته در ایران، عبور نرخ ارز بر اساس رگرسیون فرم خلاصه شده در قالب الگوی تعادل جزئی بررسی شده است. به این صورت که نرخ تورم به تغییرات جاری و با وقفه تغییرات نرخ ارز اسمی و چند متغیر کنترل دیگر که به وسیله تئوری اقتصادی پیشنهاد داده می‌شود وابسته می‌گردد و سپس ضرایب مربوط به تغییرات نرخ ارز به‌عنوان ضریب عبور نرخ ارز تفسیر می‌شود. این نحوه بررسی نقاط ضعفی دارد. اول اینکه چون بر پایه تعادل جزئی است تغییرات نرخ ارز به‌عنوان یک فرایند برون‌زا در نظر گرفته می‌شود و چنین چارچوبی کانال‌هایی را که نرخ ارز از طریق آنها متأثر می‌شود را مبهم باقی می‌گذارد و بنابراین به دلیل درون‌زا بودن نرخ ارز، به تخمین‌های با تورش و بنابراین به استنباط نادرست در مورد درجه عبور نرخ ارز می‌رسند. دوم اینکه این نگرش فرم خلاصه شده بینشی در مورد اینکه تا چه حد درجه عبور نرخ ارز به تکانه‌های وارد بر اقتصاد، وابسته است، ارائه نمی‌دهد. در این پژوهش، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مربوط به اقتصاد کلان باز برای ایران طراحی شده و از این طریق به بررسی موضوع عبور نرخ ارز به تورم داخلی پرداخته می‌شود. الگو، شامل بخش‌های خانوار، مقام پولی، دولت، بنگاه‌ها شامل تولیدکننده کالای نهایی، تولیدکننده کالای واسطه‌ای، بنگاه‌های وارداتی و بخش نفت می‌باشد. در ایران استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی[7] (DSGE) برای مشاهده اثر عبور نرخ ارز، روشی نوین به حساب می‌آید و عبور نرخ ارز را به صورت پدیده‌ای شرطی از تکانه‌های وارد بر ساختار اقتصاد بررسی می‌کنیم. استفاده از الگوی DSGE مزایای زیادی دارد. اولین و مهم‌ترین آنها این است که مشکل درون‌زایی که در بالا به آن اشاره شده دیگر وجود ندارد و این موضوع را در نظر می‌گیرد که نرخ ارز و قیمت‌ها هم‌زمان مشخص می‌شوند. دوم اینکه چون الگوی پژوهش ساختاری است، تحلیل‌ها می‌تواند به شرط تکانه‌های وارد بر اقتصاد باشد. با استفاده از ادبیات برگرفته از توزیع شرطی حاصل از قوانین توزیع مشترک، شاخص عبور نرخ ارز به شرط هر یک از تکانه‌های وارد بر اقتصاد (تکانه تکنولوژی، درآمد نفتی، تولید خارجی، تقاضای پول، نرخ بهره خارجی و سیاست پولی) به شکل ضریب زاویه میانگین شرطی یک کمّیت به شرط مقادیر

1. Mark up
2. Monacelli (2005)
3. Adolfson (2002)
4. Devereux & Engel (2003)
5. Betts & Devereux (2001)
6. Forbes et al. (2015)
7. Dynamic Stochastic General Equilibrium

معین کمّیت دیگر به صورت تقسیم کوواریانس توابع ضربه- واکنش نرخ ارز و سطح قیمت بخش بر واریانس تابع ضربه واکنش نرخ ارز طی افق مورد نظر محاسبه می‌گردد. سپس الگوی زمانی عبور نرخ ارز شرطی در طی زمان ترسیم خواهد شد. در نهایت، انحراف معیار تکانه‌ها تغییر داده خواهد شد تا مشاهده شود چه اثری روی عبور نرخ ارز خواهد داشت. در ادامه مقاله، در بخش ۲ مبانی نظری و مروری بر مطالعات گذشته آورده می‌شود. در بخش ۳ در روش‌شناسی یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی را برای اقتصاد ایران ارائه می‌گردد. در بخش ۴، مقداردهی پارامترها (کالیبراسیون)، شبیه‌سازی الگو و خلاصه‌ای از توابع ضربه واکنش و مقایسه گشتاورهای الگو و جامعه برای دوره زمانی فصل اول سال ۱۳۶۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۸۹ در ایران بیان می‌شود. در بخش ۵، عبور نرخ ارز به صورت پدیده‌ای شرطی از تکانه‌های وارد بر ساختار اقتصاد در طی زمان محاسبه می‌گردد. در بخش ۶، اثر تغییر در انحراف معیار تکانه‌ها آزمون می‌گردد و در انتها نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری صورت می‌گیرد.

۲- مروری بر مطالعات گذشته

۲-۱- مطالعات خارجی

آبستفیلد و راگاف[1] (۱۹۹۵: ۶۶۰-۶۲۴) در الگویی که آغازگر ایده‌های جدیدی دانسته می‌شود، فرض کرده‌اند که قانون قیمت واحد[2] (LOP) برای تمامی کالاها برقرار است و قیمت‌ها بر حسب پول رایج کشور تولیدکننده وضع می‌شوند. تحت این فروض، قیمت وارداتی بر حسب پول داخلی کشور واردکننده به همان نسبت به حرکت ناگهانی نرخ ارز واکنش نشان می‌دهد که یعنی عبور نرخ ارز کامل و سریع است. این یافته‌ها مطابق با الگوهای اقتصاد کلان باز سنتی همانند الگوی ماندل- فلمینگ- دورنبوش و الگوی اخیر اقتصاد باز کوچک کینزی جدید که توسط گالی و موناچلی[3] (۲۰۰۵: ۷۳۴-۷۰۷) در نظر گرفته شده، می‌باشد. بتس و دِورو (۱۹۹۶، ۲۰۰۰) الگوی عبور نرخ ارز ناقص و انحراف‌های کوتاه‌مدت در قانون قیمت واحد را با اجازه دادن به تقسیم‌بندی و جداسازی بازارهای بین‌المللی و با فرض اینکه قیمت‌های وارداتی به‌صورت موقتی بر حسب پول رایج کشور واردکننده انعطاف‌ناپذیر و سخت هستند تولید کردند. در الگوی آنها قیمت‌ها یک دوره قبل تعیین می‌شوند و بنابراین قیمت‌ها در هر دوره از قبل تعیین شده هستند. آنگاه چسبندگی قیمت‌ها بر حسب پول داخلی سبب می‌شود که عبور نرخ ارز در کوتاه‌مدت صفر باشد. با این فرض که ترجیحات خانوارهای خارجی و داخلی، کشش جانشینی ثابت یکسانی را برای کالاهای مختلف دارند، LOP در تعادل انعطاف‌پذیری قیمت‌ها برقرار است و عبور نرخ ارز کامل است. اگر ترجیحات مصرف‌کنندگان داخلی و خارجی کشش جانشینی متفاوتی را نشان دهد، LOP در فرم مطلق آن برقرار نخواهد بود، هر چند عبور نرخ ارز کامل خواهد بود. مقالات بعدی چارچوب قیمت‌گذاری بر حسب پول کشور واردکننده را با الگوهای کلی‌تری از قیمت‌گذاری وابسته به زمان مانند الگوی قیمت‌گذاری تصادفی کالو[4] (۱۹۸۳) (مثل اسمت و وترس[5]، ۲۰۰۲: ۹۸۱-۹۴۷؛ موناچلی[6]، ۲۰۰۵: ۱۰۴۷) یا الگوی هزینه تعادل درجه دو روتمبرگ[7] (۱۹۸۲) (مانند آدلفسون[8]، ۲۰۰۲؛ لاکستون و پسنتی[9]، ۲۰۰۳؛ برگین[10]، ۲۰۰۶) یا الگوی قرارداد از قبل تعیین شده[11] (همانند برگین و فینسترا[12]، ۲۰۰۱؛ چاری[13] و همکاران، ۲۰۰۲) ترکیب کرده‌اند. ویژگی کلیدی این الگوها این است که قاعده بهینه قیمت‌گذاری در تمام این الگوها، به صورت آینده‌نگر[14] است. قیمت‌های وارداتی به مسیر انتظاری آینده از متغیرهای مشتق شده بستگی دارند. این الگوها پیش‌بینی می‌کنند که عبور نرخ ارز به قیمت وارداتی به‌تدریج در طی زمان بالا می‌رود و همچنین اندازه و سرعت عبور نرخ ارز بستگی به دوام مورد انتظار تغییرات نرخ ارز دارد. یک دلالت طبیعت قاعده قیمت‌گذاری آینده‌نگر این است که عبور نرخ ارز نسبت به رژیم سیاست پولی درون‌زا خواهد بود (تیلور[15]، ۲۰۰۰؛ گاگنون و ایهریج[16]، ۲۰۰۴). ارتباط بین محیط تورمی و عبور نرخ ارز هم توسط دِورو و یتمن (۲۰۰۳: ۳۷۱-۳۴۷) بررسی شده است. آنها بحث می‌کنند که در محیط با تورم کم و باثبات، بنگاه‌ها معمولاً کمتر قیمت‌ها را تعدیل می‌کنند که به این معنی است

1. Obstfeld & Rogoff (1995)
2. Low of One Price
3. Gal´I & Monacelli (2005)

4. Calvo (1983)
5. Smets & Wouters (2002)
6. Monacelli (2005)
7. Rotemberg (1982)
8. Adolfson (2002)
9. Laxton & Pesenti (2003)
10. Bergin (2006)
11. Staggered
12. Bergin & Feenstra (2001)
13. Chari et al. (2002)
14. Forward Looking
15. Taylor (2000)
16. Gagnon & Ihrig (2004)

که حداقل برخی بنگاه‌ها در قیمت‌گذاری بر حسب پول محلی کشوری که به آن واردات انجام شده، عمل می‌کنند و عبور نرخ ارز کم خواهد بود.

یکی از اولین تحقیقاتی که نرخ ارز را درون‌زا در نظر گرفت و با استفاده از الگوی DSGE به بررسی عبور نرخ ارز پرداخت، توسط بواکز و ربی[1] (۲۰۰۸) انجام شده است. آنها یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی را طراحی و این فرضیه را آزمون نمودند که آیا عبور نرخ ارز برای کشور کانادا کاهش یافته است؟ تخمین‌های آنها برای دو دوره مجزای قبل و بعد از اجرای سیاست هدف‌گذاری نرخ تورم توسط بانک مرکزی انجام گرفته است. آنها با تخمین به روش حداکثر درست نمایی و با استفاده از توابع ضربه–واکنش به این نتیجه رسیده‌اند که عبور نرخ ارز به قیمت کالای وارداتی تقریباً باثبات بوده در حالی‌که عبور به قیمت مصرف‌کننده در سال‌های اخیر کاهش یافته است. آزمون‌های کانترفکچوال نشان می‌دهد که تغییر رژیم سیاست پولی به‌طور گسترده‌ای مسبب این کاهش بوده است و دلیل اصلی کاهش عبور نرخ ارز را اتخاذ رژیم هدف‌گذاری تورم دانسته‌اند. آنها یافتند که حرکت از فرایند عرضه پول برون‌زا به رژیم هدف‌گذاری تورم دلیل اصلی تغییر در الگوی عبور نرخ ارز به قیمت مصرف‌کننده برای قبل و بعد از ۱۹۹۱ است که رژیم سیاست‌گذاری آن سال تغییر کرده است. نتایج آنها، یافته‌های پژوهش‌های قبلی که بیان می‌کردند که در اقتصادها با سیاست پولی معتبر و بنابراین تورم باثبات، عبور نرخ ارز تمایل به کاهش دارد را تأیید می‌کند. این یافته‌ها از فرضیه تیلور نیز حمایت می‌کند (بواکز و ربی، ۲۰۰۸: ۲۶۷–۲۴۹). جان برایان تیلور[2] که به خاطر معرفی قاعده سیاست پولی در اقتصاد بسیار مشهور است در مقاله تورم کم، عبور نرخ ارز و قدرت قیمت‌گذاری بنگاه‌ها» در سال ۲۰۰۰، اولین فردی بود که به‌صورت رسمی این فرضیه که محیط با تورم کم در بسیاری از کشورهای صنعتی عبور نرخ ارز به قیمت مصرف‌کننده را کاهش داده است را بیان کرد. او بیان کرد که عبور نرخ ارز تابعی از پایداری تکانه‌های نرخ ارز و قیمت است که در محیطی که تورم کم است و سیاست‌های پولی بااعتبار است، تمایل به کاهش دارد. بواکز و ربی همچنین در ادامه مقاله، واریانس تکانه‌ها، پایداری تکانه‌ها و درجه چسبندگی قیمت را تغییر دادند و اثر هر یک را در عبور نرخ ارز شرطی بررسی کردند. آنها مشاهده کردند که تغییر واریانس تکانه‌ها، نرخ ارز و قیمت‌ها را به یک نسبت تغییر می‌دهد و در نتیجه درجه عبور نرخ ارز تغییر نمی‌کند. افزایش دوام تکانه‌ها اثر یکسانی بر تمام انتقال‌های شرطی نرخ ارز ندارد. عبور نرخ ارز به‌شرط تکانه تکنولوژی در اثر افزایش در پایداری تکانه تکنولوژی به میزان بسیار کم کاهش می‌یابد ولی افزایش دوام و پایداری تکانه‌ها روی عبور نرخ ارز به شرط بقیه تکانه‌ها اثری ندارد. آنها با افزایش چسبندگی قیمت‌ها در الگویشان به این نتیجه رسیدند که هر چه چسبندگی بیشتر باشد درجه عبور نرخ ارز کمتر خواهد بود.

۲-۲- مطالعات داخلی

اکثر مطالعات در خصوص عبور نرخ ارز در ایران بر اساس رگرسیون فرم خلاصه شده در قالب الگوی تعادل جزئی بررسی شده است که نقاط ضعف این روش در قسمت مقدمه آورده شده است؛ اما برخی مطالعات نیز از روش VAR یا خود توضیح برداری استفاده کرده‌اند. موسوی محسنی و سبحانی‌پور (۱۳۸۷: ۱۲۹) با استفاده از الگوی خود توضیح برداری بازگشتی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌ها را برآورد کرده و با به‌کارگیری نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل تحریک و تجزیه واریانس، میزان عبور نرخ ارز به قیمت‌ها را تعیین کرده‌اند. آنها یافتند که عبور نرخ ارز ناقص است. عبور نرخ ارز به شاخص قیمت واردات، نسبت به شاخص قیمت‌های عمده‌فروشی و مصرف‌کننده بزرگ‌تر بوده و به قیمت عمده‌فروشی در مقایسه با قیمت مصرف‌کننده نیز بیشتر می‌باشد. تجزیه واریانس نشان می‌دهد که تکانه‌های نرخ ارز، قسمتی از تغییرپذیری تورم را توضیح می‌دهند. در مطالعه‌ای دیگر، ابراهیمی و مدنی‌زاده (۱۳۹۵: ۱۷۰–۱۴۷) میزان تأثیر تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌های داخلی در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خود توضیح برداری ساختاری[3] را محاسبه و عوامل مؤثر بر آن را بررسی کرده‌اند. بر اساس نتایج به‌دست آمده، میزان عبور نرخ ارز در اقتصاد ایران بین سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۳ بین ۳۰ تا ۴۰ درصد تخمین زده شده است. همچنین عبور نرخ ارز در سبد مصرف‌کننده بیشتر از قیمت‌های تولیدکننده مؤثر است. به‌علاوه نتایج نشان می‌دهد که بازتر شدن اقتصاد باعث افزایش عبور نرخ ارز شده است. همچنین کاهش نوسانات تورم و نرخ ارز می‌تواند باعث کاهش عبور نرخ ارز شود؛ اما در دوره‌های با تورم پایین کاهش در عبور نرخ ارز در ایران رخ نمی‌دهد. استفاده از الگوی DSGE

1. Bouakez & Rebei (2008)
2. John Brayan Taylor
3. SVAR

و همچنین بررسی عبور نرخ ارز به‌شرط هر یک از تکانه‌ها تاکنون در ایران انجام نشده است که در ادامه مقاله آورده می‌شود.

۳- روش‌شناسی

در تجزیه و تحلیل هر سیستم باید تأثیر اجزاء آن بر یکدیگر، قوانین و رابطه‌های حاکم بر آن و دیگر خصوصیات مربوطه را شناخت. یکی از الگوهایی که قابلیت فوق را تا حد زیادی داراست الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی است که طی آن کل متغیرهای اقتصادی با استفاده از سیستم معادلات اقتصادی در نظر گرفته می‌شود و سپس می‌توان اثرات هر تکانه بر روی کل اقتصاد و آثار آن بر هر متغیر اقتصادی را مورد بررسی قرار داد. الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی یک الگوی بهینه‌سازی اقتصاد خرد است که طی ۲۵ سال اخیر در ادبیات اقتصاد کلان مطرح شده است. این الگوها ابزار مناسبی برای ایجاد چارچوبی منسجم در بحث‌های سیاست‌گذاری و تحلیلی محسوب می‌شوند. این الگوها توانایی پاسخگویی به مسائلی همچون تغییرات ساختاری، پیش‌بینی و پیش‌گویی اثرات تغییرات سیاستی و آزمایش‌های کانترفکچوال[1] را دارند. آزمون‌های کانترفکچوال به بررسی اینکه اگر وضع به صورت دیگری بود، چه می‌شد، می‌پردازند.

در مقاله حاضر، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد باز و کوچک ایران طراحی گردید. اقتصاد باز یعنی با دنیای خارج، تجارت وجود دارد و متغیر نرخ ارز وارد الگو می‌شود و کوچک به معنای قیمت‌پذیر بودن است نه قیمت‌گذار بودن. الگو شامل رقابت انحصاری و چسبندگی قیمت می‌باشد. الگویی که توسعه داده شده است مشابه الگوی بواکز و ربی (۲۰۰۸) می‌باشد اما شرایط مختص اقتصاد ایران مانند تولید نفت و سیاست پولی خاص ایران در ساخت الگو مدنظر قرار داده شده است و درآمدهای نفتی به الگو اضافه شده است. اقتصاد شامل بخش‌های خانوار، مقام پولی، دولت، بنگاه‌ها شامل تولیدکننده نهایی، تولیدکننده کالای واسطه، بنگاه‌های وارداتی و بخش نفت می‌باشد.

کالای نهایی که در مصرف و سرمایه‌گذاری مورد استفاده قرار می‌گیرد، به‌وسیله تولیدکننده نهایی که بنگاهی رقابتی است ساخته می‌شود و آن بنگاه از کالای واسطه داخلی و خارجی به عنوان نهاده استفاده می‌کند. بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه داخلی بنگاه‌های رقابت انحصاری هستند که از سرمایه و نیروی کار به‌عنوان نهاده استفاده می‌کنند. همچنین کالای واسطه داخلی به نقاط دیگر دنیا هم صادر می‌شود. کالای واسطه خارجی به‌وسیله بنگاه رقابت انحصاری واردکننده به قیمت جهانی وارد می‌شود و سپس به پول رایج داخلی به تولیدکننده نهایی فروخته می‌شود. قیمت‌هایی که به‌وسیله بنگاه‌های انحصاری وضع می‌شوند نسبت به تغییر هزینه‌بر هستند و به همین دلیل چسبنده هستند. چسبندگی قیمت‌های صادراتی و وارداتی سبب می‌شود که قانون قیمت واحد شکست خورده و نرخ ارز واقعی تغییر کند. همچنین این موضوع سبب می‌شود که عبور نرخ ارز در کوتاه‌مدت ناقص باشد. در این بخش، متغیرهایی که مربوط به مقادیر جهانی باشند با علامت ستاره بالای آنها مشخص می‌شوند و حروف بدون زیروند زمان، مقادیر باثبات[2] هستند.

۳-۱- خانوار

خانوار نمونه تابع مطلوبیت دوران زندگی را که در رابطه ۱ ارائه شده است، حداکثر می‌کند:

(۱)

$$U_0= E_0 \sum \beta^t u(c_t, m_t, h_t)$$

β عامل تنزیل است که بین صفر و یک قرار دارد. u تابع مطلوبیت آنی خانوار است. c_t مصرف و m_t مانده حقیقی پول است که خانوار در آخر دوره t نگه می‌دارد و h_t ساعات کار خانوار می‌باشد.

تابع مطلوبیت فرض می‌شود که به‌صورت رابطه ۲ باشد:

(۲)

$$u_0=\frac{\gamma}{\gamma-1}\log\left(c_t^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}+\chi_t^{\frac{1}{\gamma}}m_t^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}\right)+\eta\log(1-h_t)$$

که در آن $m_t= M_t/p_t$ است که M_t موجودی ذخیره اسمی پول است و pt قیمت کالای نهایی است. η و γ پارامترهای مثبت هستند. هر دوره، کل زمان در اختیار خانوار به یک نرمال شده است. عبارت χ_t تکانه به تقاضای پول است و از یک فرایند خود توضیحی مرتبه اول به‌صورت معادله ۳ تبعیت می‌کند.

(۳)

$$\log(\chi_t) = (1-\rho_x)\log(\chi) + \rho_x\log(\chi_{t-1}) + \varepsilon_{\chi t}$$

که ρ_χ بین ۱- و ۱ قرار دارد و $\varepsilon_{\chi t}$ به صورت نرمال توزیع شده است و به صورت تکانه‌هایی سریالی هستند با میانگین صفر و

1. Counterfactual

2. Steady-State

انحراف معیار σ_x که با یکدیگر ارتباط ندارند.

خانوار نمونه با M_{t-1} واحد پول داخلی و B_{t-1} واحد اوراق قرضه داخلی و B^*_{t-1} واحد دارایی خارجی مانند ارز خارجی و k_t واحد سرمایه، وارد دوره t می‌شود. در دوره t، خانوار، دستمزد حاصل از کار و اجاره سرمایه ($W_th_t+Q_tk_t$) را دریافت می‌کند که W_t دستمزد اسمی و Q_t نرخ اجاره سرمایه است. خانوار به دولت مالیات می‌دهد و یارانه از دولت دریافت می‌کند که به‌صورت خالص T در نظر گرفته می‌شود و D_t واحد سود سهام را دریافت می‌کند. کل این دریافتی‌ها به مصرف، سرمایه‌گذاری و نگهداری پول و خرید اوراق قرضه و دارایی خارجی تخصیص داده می‌شود. خرید اوراق قرضه خارجی شامل پاداش ریسک (ریسک پرمیوم[1]) κ_t می‌شود که منعکس‌کننده انحراف از برابری نرخ بهره بدون پوشش است. برای سادگی فرض شده که پاداش ریسک به نسبت خالص دارایی خارجی به تولید داخلی بستگی دارد.

(۴)

$$\log(\kappa_t) = \omega\ (\exp\ (\frac{e.B^*_t}{p_t.y_t}) -1)$$

که در آن ω یک پارامتر مثبت است و e_t نرخ ارز اسمی که به صورت تعداد واحدهای پول داخلی که برای خرید یک واحد پول خارجی مورد نیاز است تعریف می‌شود. متغیرهای P_t و y_t به صورت رسمی در قسمت بنگاه‌ها تعریف می‌شوند. سرمایه‌گذاری i_t، حجم سرمایه خانوار را به‌صورت زیر افزایش می‌دهد:

(۵)

$$k_{t+1}= (1-\delta)\ k_t+i_t$$

که در آن δ نرخ استهلاک سرمایه و بین صفر و یک است. سرمایه‌گذاری یک هزینه تعدیل درجه دو به صورت زیر دارد:

$$\frac{\psi_k}{2}\ (\frac{i_t}{k_t} - \delta)^2 k_t$$

که در آن ψ_k مثبت است.

قید بودجه خانوار به صورت رابطه ۶ خواهد بود:

(۶)

$$P_t(c_t+i_t) + M_t+\frac{B_t}{R_t} +\frac{e_t.B^*_t}{\kappa_t.\ R^*_t} \le W_th_t+M_{t-1}+ B_{t-1} + e_t\ B^*_{t-1}+ D_t - T_t -\frac{\psi_k}{2}\ (\frac{i_t}{k_t} - \delta)^2\ P_tk_t$$

که در آن D_t برابر مجموع D^d_t و D^m_t است که D^d_t دریافتی از تولیدکننده واسطه داخلی و D^m_t دریافتی از واردکننده کالای واسطه خارجی است. R_t و R^*_t به ترتیب نرخ بهره خالص اسمی داخلی و خارجی هستند. نرخ بهره خارجی بر طبق فرایند تصادفی به شکل معادله ۷ شکل می‌گیرد:

(۷)

$$\log(R^*_t) = (1-\ \rho_{R^*})\ \log(R^*) + \rho_{R^*}\ \log(R^*_{t-1}) + \varepsilon_{R^*t}$$

که در آن ρ_{R^*} بین صفر و یک قرار دارد و اختلال ε_{R^*t} تکانه‌هایی است که به صورت نرمال و با میانگین صفر و انحراف معیار σ_{R^*} توزیع شده است.

خانوار نمونه c_t، h_t، M_t، B_t، B^*_t و K_{t+1} را انتخاب می‌کند تا مطلوبیت دوران زندگی خود را با توجه به قید بودجه معادله ۶، تجمیع سرمایه معادله ۵، تعریف پاداش ریسک معادله ۴ و شرایط بازی غیرپونزی در نگهداری دارایی حداکثر نماید. شرایط مرتبه اول خانوار به صورت معادله ۸ الی ۱۳ خواهد بود:

(۸)

$$\lambda_t = c_t^{\frac{-1}{\gamma}}\ (\ c_t^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} +\ \chi_t^{\frac{1}{\gamma}}\ m_t^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}\ )^{-1}$$

(۹)

$$w_t = \frac{\eta\ (1-h)^{-1}}{\lambda_t}$$

(۱۰)

$$\lambda_t= \beta\ E_t\ (\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}}) + \chi_t^{\frac{1}{\gamma}}\ m_t^{\frac{-1}{\gamma}}\ (\ c_t^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} +\ \chi_t^{\frac{1}{\gamma}}\ m_t^{\frac{\gamma-1}{\gamma}}\ )^{-1}$$

(۱۱)

$$\lambda_t = \beta\ R_t\ E_t\ (\ \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}})$$

(۱۲)

$$\lambda_t = \beta\ R^*_t\ E_t\ (\ \frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}}\ \frac{e_{t+1}}{e_t}\ )$$

(۱۳)

$$\lambda_t = \frac{\beta E_t\left\{\lambda_{t+1}\ \ \left[1+q_{t+1}-\delta+\psi\left(\frac{i_{t+1}}{k_{t+1}}-\delta\right)+\frac{\psi}{2}(\frac{i_{t+1}}{k_{t+1}}-\delta)^2\right]\right\}}{1+\ \psi(\frac{i_t}{k_t}-\delta)}$$

که در آن λ_t ضریب لاگرانژ مربوط به قید بودجه است $w_t = W_t/P_t$ دستمزد واقعی و $q_t= Q_t/P_t$ نرخ اجاره واقعی است و $\pi_t= P_t/P_{t-1}$ تورم بین t-1 و t است.

۳-۲- بنگاه‌ها

۳-۲-۱- بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه‌ها در بخش کالای نهایی به‌صورت کاملاً رقابتی هستند. آنها کالاهای واسطه داخلی و وارداتی را ترکیب می‌کنند تا کالای همگن یکسانی را با استفاده از تکنولوژی کشش جانشینی ثابت[2] تولید کنند:

1. Risk Premium

2. CES

(۱۴)

$$y_t=\left[\phi^{\frac{1}{\nu}}\left(y_t^d\right)^{\frac{\nu-1}{\nu}}+\left(1-\phi\right)^{\frac{1}{\nu}}\left(y_t^m\right)^{\frac{\upsilon-1}{\upsilon}}\right]^{\frac{\nu}{\nu-1}}$$

که در آن $y_t^d = \left(\int_0^1 y_t^d(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_i\right)^{\frac{\theta-1}{\theta}}$ و $y_t^m=\left(\int_0^1 y_t^m(i)^{\frac{\vartheta-1}{\vartheta}} d_i\right)^{\frac{\vartheta}{\vartheta-1}}$ شاخص‌های ترکیبی از کالای واسطه داخلی و وارداتی است. به ترتیب θ کشش جانشینی بین کالاهای واسطه داخلی، ϑ کشش جانشینی بین کالاهای واسطه خارجی، $\phi > 0$ ترکیب وزن کالای داخلی و υ کشش جانشینی بین کالای واسطه داخلی و خارجی است. اگر شاخص‌های قیمتی مربوط به y_t^d و y_t^m را به‌صورت $P_t^d=\left(\int_0^1 P_t^d(i)^{1-\theta}\mathrm{d}i\right)^{1/1-\theta}$ و $P_t^m=\left(\int_0^1 P_t^m(i)^{1-\vartheta}\mathrm{d}i\right)^{1/1-\vartheta}$ تعریف کنیم آنگاه، تقاضا برای کالای واسطه داخلی و وارداتی به ترتیب به شکل معادله ۱۵ خواهند بود:

(۱۵)

$$y_t^d(i)=\left(\frac{P_t^d(i)}{P_t^d}\right)^{-\theta} y_t^d$$

$$y_t^m(i)=\left(\frac{P_t^m(i)}{P_t^m}\right)^{-\vartheta} y_t^m$$

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی با مسئله حداکثر سازی به شکل رابطه ۱۶ مواجه است:

(۱۶)

$$\mathrm{Max}\quad P_t y_t - P_t^d y_t^d - P_t^m y_t^m$$

که y_t به‌وسیله معادله ۱۴ داده شده است.

حداکثر سازی سود، تابع تقاضا برای محصول تولیدی هر یک از بنگاه‌های واسطه را نتیجه می‌دهد و شرط سود صفر[1]، قیمت کالای نهایی، p_t ، را مشخص می‌کند.

بنابراین حداکثر سازی سود معادله ۱۷ و ۱۸ را نتیجه می‌دهد:

(۱۷)

$$y_t^d = \phi\left(\frac{P_t^d}{P_t}\right)^{-\upsilon} y_t$$

(۱۸)

$$y_t^m = (1-\phi)\left(\frac{P_t^m}{P_t}\right)^{-\upsilon} y_t$$

و شرط سود صفر دلالت دارد بر اینکه قیمت کالای نهایی P_t به صورت معادله ۱۹ خواهد بود:

(۱۹)

$$P_t=\left[\phi\left(P_t^d\right)^{1-\upsilon}+\left(1-\phi\right)\left(P_t^m\right)^{1-\upsilon}\right]^{1/1-\upsilon}$$

۳-۲-۲- بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه داخلی

بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه داخلی، تابع تولید کاب داگلاس یکسانی دارند که توسط تابع ۲۰ داده شده است:

(۲۰)

$$z_t(i) = y_t^d(i) + y_t^x(i) = A_t k_t(i)^{\alpha} h_t(i)^{1-\alpha}$$

که در آن α بین صفر و یک قرار دارد و $k_t(i)$ و $h_t(i)$ داده سرمایه و نیروی کار هستند که به وسیله بنگاه i مورد استفاده قرار می‌گیرند و A_t تکانه تکنولوژی کلی است که از فرایند تصادفی به شکل رابطه ۲۱ تبعیت می‌کند:

(۲۱)

$$\log(A_t) = (1-\rho_A)\log(A) + \rho_A\log(A_{t-1})+\varepsilon_{At}$$

که در آن ρ_A بین ۱- و ۱ قرار دارد و ε_{At} به صورت نرمال توزیع شده است و تکانه سریالی با میانگین صفر و انحراف معیار σ_x است.

تولیدکنندگان واسطه داخلی بنگاه‌های رقابت انحصاری و قیمت‌گذار هستند. آنها با گذاشتن قیمت متفاوت برای بخش‌های مختلف، بازار را تقسیم‌بندی می‌کنند. به این صورت که بنگاه i قیمت $p_t^d(i)$ بر حسب پول داخلی را برای فروش محصولاتش در بازار داخل و قیمت $p_t^x(i)$ بر حسب پول خارجی را برای صادراتش در نظر می‌گیرد. تغییر قیمت، هزینه تعدیل درجه‌دو به صورتی که روتمبرگ[2] در ۱۹۸۲ پیشنهاد داده را در پی دارد:

$$\frac{\psi_j}{2}\left(\frac{p_t^j(i)}{\pi^j p^j{}_{t-1}(i)}-1\right)^2$$

که در آن $j=d,x$ است و $\psi_{j\geq 0}$ و πj مقدار حالت باثبات $\pi_t^j = P_t^j/P_{t-1}^j$ است. با تقریب درجه اول، رفتار قیمت‌گذاری بر اساس تعدیل قیمت هزینه بر، معادل نتایج قیمت‌گذاری به روش کالوو[3] (۱۹۸۳) است که در آن بنگاه‌ها به‌صورت تصادفی با احتمال ثابت انتخاب می‌شوند تا قیمت‌هایشان را تغییر دهند. بنگاه‌ها، میزان استخدام نیروی کار، سرمایه و قیمت $p_t^d(i)$ و $p_t^x(i)$ را طوری انتخاب می‌کنند تا ارزش تنزیل شده سود سهام پرداخت شده را حداکثر کنند. بنگاه i، با مسئله شماره ۲۲ مواجه است:

(۲۲)

$$\max E_t\sum_{s=0}^{\infty}\beta^s\left(\frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t}\right)\frac{D_{t+s}^d(i)}{P_{t+s}}$$

که در آن

$$D_t^d(i)= P_t^d(i)\, y_t^d(i) + e_t P_t^x(i) y_t^x(i) - W_t h_t(i) - Q_t$$
$$k_t(i) -\frac{\psi_d}{2}\left(\frac{p_t^d(i)}{\pi^d p^d{}_{t-1}(i)}-1\right)^2 P_t^d(i) y_t^d(i) -$$
$$\frac{\psi_x}{2}\left(\frac{p_t^x(i)}{\pi^x p^x{}_{t-1}(i)}-1\right)^2 e_t\, P_t^x(i) y_t^x(i).$$

به‌عبارت دیگر بنگاه سعی می‌کند ارزش تنزیل شده سودی را

1. Zero-Profit Condition

2. Rotemberg
3. Calvo (1983)

که به دست می‌آورد، حداکثر کند. این سود در قالب سود سهام به خانوار که مالکان بنگاه‌ها هستند پرداخت می‌شود. سود حاصله، برابر است با عایدی از محل فروش محصول بنگاه منهای هزینه اجاره سرمایه، هزینه استخدام نیروی کار و هزینه‌ای که بنگاه به دلیل چسبندگی قیمت‌ها در هر دوره متحمل می‌شود.

فرض می‌شود که کل تقاضای جهانی برای کالای واسطه داخلی شبیه تقاضای جهانی برای آن کالاست:

(۲۳)

$$y_t^x(i)=\left(\frac{p_t^x(i)}{p_t^x}\right)^{-\theta} y_t^x \ , \ i\in(0,1)$$

که در آن $P_t^x=\left(\int_0^1 p_t^x(i)^{1-\theta}di\right)^{1/1-\theta}$ و y_t^x کل صادرات کالای واسطه داخلی است که نسبتی از (φ) تقاضای جهانی است.

(۲۴)

$$y_t^x=\varphi\left(\frac{p_t^x}{p_t^*}\right)^{-1} y_t^*$$

در این معادله P_t^* قیمت جهانی و y_t^* کل تولید جهانی است که از فرایند تصادفی به‌صورت معادله ۲۵ تبعیت می‌کند:

(۲۵)

$$\log(y_t^*)=(1-\rho_{y^*})\log(y^*)+\rho_{y^*}\log(y_{t-1}^*)+\varepsilon_{y^*t}$$

که ρ_{y^*} بین ۱- و ۱ قرار دارد و ε_{y^*t} به‌صورت نرمال توزیع شده و تکانه سریالی غیرمرتبط با میانگین صفر و انحراف معیار σ_{y^*} است.

شرایط مرتبه اول برای بنگاه i با معادلات ۲۶، ۲۷، ۲۸ و ۲۹ نشان داده شده است.

(۲۶)

$$w_t=(1-\alpha)\,\xi_t(i)\,\frac{z_{t(i)}}{h_t(i)}$$

(۲۷)

$$q_t=\alpha\,\xi_t(i)\,\frac{z_{t(i)}}{k_t(i)}$$

(۲۸)

$$-\theta\frac{\xi_t(i)}{P_t^d(i)}=(1-\theta)\left[1-\frac{\psi_d}{2}\left(\frac{\pi_{t(i)}^d}{\pi^d}-1\right)^2\right]-\psi_d\left[\frac{\pi_t^d(i)}{\pi^d}\left(\frac{\pi_t^d(i)}{\pi^d}-1\right)-\beta\,E_t\,\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}\left(\frac{\pi_t^d(i)}{\pi^d}-1\right)\frac{y_{t+1}^d(i)}{y_t^d(i)}\right]$$

(۲۹)

$$-\theta\frac{\xi_t(i)}{P_t^x(i)e_t}=(1-\theta)\left[1-\frac{\psi_x}{2}\left(\frac{\pi_{t(i)}^x}{\pi^x}-1\right)^2\right]-\psi_d\left[\frac{\pi_t^x(i)}{\pi^x}\left(\frac{\pi_t^x(i)}{\pi^x}-1\right)-\beta\,E_t\,\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}\frac{e_{t+1}}{e_t}\left(\frac{\pi_t^x(i)}{\pi^x}-1\right)\frac{y_{t+1}^x(i)}{y_t^x(i)}\right]$$

که در آن $\xi_t(i)$ ضریب لاگرانژ مربوط به معادله (۲۰) است و برابر هزینه نهایی واقعی بنگاه i است.

$\Pi_t^*=P_t^*/P_{t-1}^*$ و $\Pi_t^x(i)=P_t^x(i)/P_{t-1}^x(i)$ که تورم خالص در بقیه دنیاست که به یک نرمال شده است.

۳-۲-۳- بنگاه واردکننده

کالای واسطه خارجی به‌وسیله بنگاه‌های رقابت انحصاری در قیمت جهانی P_t^* وارد می‌شوند. بنگاه‌های واردکننده سپس این کالاها را بر حسب پول داخلی به تولیدکننده کالای نهایی می‌فروشند. قیمت $P_t^m(i)$، قیمتی که به بنگاه‌ها فروخته می‌شود، بستگی به هزینه تعدیل درجه‌دو دارد:

$$\frac{\psi_m}{2}\left(\frac{p_t^m(i)}{\pi^m p^m{}_{t-1}(i)}-1\right)^2$$

که π^m مقدار وضعیت باثبات $\pi_t^m=P_t^m/P_{t-1}^m$ است. بنگاه واردکننده با مسئله رابطه ۳۰ مواجه است:

(۳۰)

$$\max E_t\sum_{s=o}^{\infty}\beta^s\left(\frac{\lambda_{t+s}}{\lambda_t}\right)\frac{D_{t+s}^m(i)}{P_{t+s}}$$

که در آن:

(۳۱)

$$D_t^m(i)=(P_t^m(i)-e_tP_t^*)\,y_t^m(i)-\frac{\psi_m}{2}\left(\frac{p_t^m(i)}{\pi^m p^m{}_{t-1}(i)}-1\right)^2 P_t^m(i)\,y_t^m(i)$$

هدف بنگاه یافتن $P_t^m(i)$ است. شرط مرتبه اول برای این مسئله به‌صورت زیر است:

(۳۲)

$$-\upsilon\frac{e_t}{P_t^m(i)}=(1-\upsilon)\left[1-\frac{\psi_m}{2}\left(\frac{\pi_{t(i)}^m}{\pi^m}-1\right)^2\right]-\psi_m\left[\frac{\pi_t^m(i)}{\pi^m}\left(\frac{\pi_t^m(i)}{\pi^m}-1\right)-\beta\,E_t\,\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}\left(\frac{\pi_t^m(i)}{\pi^m}-1\right)\frac{y_{t+1}^m(i)}{y_t^m(i)}\right]$$

۳-۳- مقام پولی

معروف‌ترین قاعده برای بیان سیاست پولی قاعده تیلور است. بر اساس این قاعده، مقام پولی نسبت به انحراف تولید و تورم از مقادیر هدف خود از طریق تغییر نرخ بهره اسمی به‌عنوان یک ابزار سیاستی عکس‌العمل نشان می‌دهد. اما این رویکرد در مورد اقتصاد ایران کارایی نداشته و می‌بایست تعدیل گردد. اولین نکته در مورد اقتصاد ایران این است که نرخ بهره به‌عنوان ابزار سیاست‌گذاری پولی مورد استفاده قرار نمی‌گیرد؛ بنابراین ابزار مورد استفاده در این مطالعه چیزی غیر از نرخ

بهره یعنی نرخ رشد پایه پولی است؛ بنابراین تابع رفتاری بانک مرکزی به صورتی در نظر گرفته می‌شود که در آن بانک مرکزی رشد پایه پولی را به نوعی کنترل کند که در آن اهداف تورم و تولید تأمین شود.

در مقاله ایرلند (۲۰۰۳) فرض شده که بانک مرکزی نرخ بهره کوتاه‌مدت را به‌صورت قاعده ۳۳ تعیین کند:

(۳۳)

$$\varrho_R \log\left(\frac{R_t}{R}\right) = \varrho_\pi \log\left(\pi_t/\pi\right) + \varrho_\mu \log\left(\mu_t/\mu\right) + \varrho_y \log\left(y_t/y\right) + \upsilon_t$$

که $\mu_t = M_t/M_{t-1}$ نرخ رشد پول اسمی بین دوره t و t-1 است و υ_t تکانه سیاست پولی به‌صورت سریالی مرتبط به شکل زیر تعریف می‌شود.

$$\upsilon_t = \rho_\upsilon \upsilon_{t-1} + \varepsilon_{\upsilon t}$$

که ρ_υ بین ۱- و ۱ قرار دارد و جمله اخلال $\varepsilon_{\upsilon t}$ به‌صورت نرمال توزیع شده است که تکانه‌ای با میانگین صفر و واریانس σ_υ است. چنین قاعده‌ای دو مورد حدی از قاعده پولی را نیز در بردارد. اگر $\varrho_R = 1$ و ϱ_μ و ϱ_y صفر باشند قاعده هدف‌گذاری تورم خالص به دست می‌آید و اگر ϱ_R و ϱ_π و ϱ_y صفر باشند و $\varrho_\mu = -1$ باشد قاعده بیان شده در معادله ۳۳ به قاعده‌ای برای فرایند عرضه پول برون‌زا تبدیل می‌شود.

در الگوی ما برای ایران تابع رفتاری مقام پولی به صورت زیر خواهد بود:

(۳۴)

$$\log\left(\mu_t/\mu\right) = \varrho_\pi \log\left(\pi_t/\pi\right) + \varrho_y \log\left(y_t/y\right) + w_{or}\ \varepsilon_{or} + \upsilon_t$$

که در آن $\mu_t = M_t/M_{t-1}$ نرخ رشد پول اسمی بین دوره t و t-1 است و υ_t تکانه سیاست پولی است که از یک فرایند AR(1) تبعیت می‌کند که در آن ρ_υ بین صفر و یک قرار دارد و اختلال ε_υ به شکل نرمال توزیع شده که میانگین صفر و انحراف معیار σ_υ دارد.

υ_t تکانه سیاست پولی به صورت سریالی مرتبط به شکل معادله ۳۵ تعریف می‌شود.

(۳۵)

$$\upsilon_t = \rho_\upsilon \upsilon_{t-1} + \varepsilon_{\upsilon t}$$

که ρ_υ بین ۱- و ۱ قرار دارد و جمله اخلال $\varepsilon_{\upsilon t}$ به صورت نرمال توزیع شده است که تکانه‌ای با میانگین صفر و واریانس σ_υ است.

۳-۴- بخش نفت

در این مطالعه مانند بسیاری از مطالعات داخل کشور مانند متوسلی و همکاران (۱۳۸۹: ۹۸) و ... تولید نفت از طریق بنگاه‌های تولیدی الگوسازی نشده است؛ زیرا درآمدهای نفتی را می‌توان به‌عنوان یک فرایند با حافظه کوتاه‌مدت نیز تفسیر کرد. به بیان دیگر، به زبان اقتصادی، درآمدهای حاصل از صادرات نفت را می‌توان به شکل یک فرایند برون‌زای AR(1) با فرض یک تکانه که می‌تواند ناشی از تغییر در صادرات نفت OE یا تغییر در قیمت نفت PO یا تغییر در نرخ ارز e باشد بیان نمود. در این مطالعه، تمام این تکانه‌ها در ε_{or} خلاصه می‌شود. به‌این‌ترتیب، جریان درآمدهای نفتی به شکل معادله ۳۶ وارد الگو می‌شود.

(۳۶)

$$or_t = e_t . PO_t\ OE_t$$

که or_t درآمدهای نفتی در دوره t است و تمام درآمد نفت به دولت تخصیص می‌یابد.

(۳۷)

$$\text{Log}(or_t) = \rho_{or} \log(or_{t-1}) + (1-\rho_{or}) \log(or) + \varepsilon_{or}$$

۳-۵- دولت

به دلیل درجه پایین استقلال بانک مرکزی در بسیاری از کشورهای نفت‌خیز، می‌توان گفت تأمین مالی دولت از طریق چاپ پول و درآمد فروش نفت و اخذ مالیات است که صرف مخارج دولت و پرداخت یارانه به خانوار می‌شود. بنابراین معادله مخارج دولت به‌صورت معادله ۳۸ خواهد بود که در آن خالص مالیات با ta نشان داده شده است.

(۳۸)

$$g_t = ta_t + or_t + m_t - m_{t-1}$$

۳-۶- تراز پرداخت‌ها

معادله تراز پرداخت‌ها را می‌توان به‌صورت معادله ۳۹ نوشت:

(۳۹)

$$\frac{b^*}{\kappa_t R_t^*} e_t = \frac{b_{t-1}^*}{\pi_t^*} e_t + P_t^x y_t^x\ e_t - y_t^m e_t + or_t$$

۳-۷- شرط تسویه بازار

برای تعادل در بازار باید کل تولید غیرنفتی از رابطه (۱۴) و درآمد حاصل از فروش نفت، برابر کل تقاضا شامل مصرف، سرمایه‌گذاری و مخارج دولتی باشد.

$$y_t + or_t = c_t + i_t + g_t \qquad (۴۰)$$

۳-۸- تعادل

در یک تعادل متقارن، تمام تولیدکنندگان کالای واسطه

تصمیمات یکسانی می‌گیرند. به همین دلیل، $z_t(i)= z_t$، $k_t(i)=k_t$، $h_t(i)=h_t$، $P^d_t(i)= P^d_t$، $P^x_t(i)=P^x_t$ و $P^m_t(i)=P^m_t$ است برای تمام $i \in (0,1)$. بنابراین یک تعادل متقارن برای این اقتصاد برای ۳۶ متغیر الگو (c_t، m_t، h_t، k_{t+1}، i_t، y_t ، y^d_t ، y^m_t، y^x_t، z_t، w_t، q_t، ξ_t، λ_t، π_t، π^d_t، π^m_t، π^x_t، R_t، μ_t، e_t، κ_t، b^*_t، p^d_t ، p^m_t ، p^x_t، χ_t، R^*_t، A_t، y^*_t، g_t، ta_t، oe_t، υ_t و or_t) که ارضاکننده شرایط مرتبه اول خانوار، بنگاه‌های تولیدکننده نهایی و واسطه، بخش نفت، قاعده پولی، شرایط تسویه بازار و معادله تراز پرداخت‌ها باشد به دست می‌آید.

عموماً در الگوهای DSGE ابتدا وضعیت متغیرها در تعادل پایدار بررسی شده و سپس انحراف آنها از این مسیر در صورت بروز شوک‌های مختلف به سیستم ارزیابی می‌شود. برای استخراج مقدار متغیرها در حالت تعادل پایدار که آنها را مقادیر اولیه[1] می‌نامند فرض می‌شود که در وضعیت تعادل پایدار مقدار متغیرها مستقل از زمان بوده و در کلیه دوره‌های زمانی با یکدیگر برابر هستند؛ به‌گونه‌ای که می‌توان اندیس‌های t، t+1 و t-1 را از متغیرها حذف کرد .سپس الگو را نسبت به متغیرها حل کرده و کلیه متغیرهای الگو بر حسب پارامترها بازنویسی می‌شوند. در مرحله بعد، پس از کالیبراسیون و مقداردهی به پارامترها مقدار عددی متغیرهای الگو در وضعیت تعادل پایدار محاسبه شده و به عنوان مقادیر اولیه متغیرهای الگو لحاظ می‌شود.

٤- برآورد الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی

۴-۱- مقداردهی پارامترها

مقدار پارامترهای لازم برای شبیه‌سازی الگو در این مقاله با استفاده از روش کالیبراسیون به دست آمده است؛ یعنی مقدار پارامترهای مورد نیاز با بهره‌گیری از مطالعات موجود یا حقایق آشکار شده در ادبیات اقتصادی انتخاب شده‌اند. هوور[2] (۱۹۹۵) مقداردهی را این گونه تعریف می‌کند: یک الگو زمانی مقداردهی شده است که ضرایب آن از سایر مطالعات تجربی یا مطالعات اقتصادسنجی (حتی غیرمرتبط) یا به طور کلی توسط محقق به نحوی انتخاب شود که الگو توانایی بازسازی برخی از ویژگی‌های دنیای واقعی را داشته باشد. همچنین کنوا[3] (۱۹۹۴) بیان می کند که روش مقداردهی یک روش اقتصادسنجی است که در آن، ضرایب به جای استفاده از آمارهای آماری، با معیارهای اقتصادی تخمین زده می‌شوند؛ بنابراین در این مقاله سعی شده پارامترهای الگو به‌گونه‌ای مقداردهی شوند که بالاترین تطابق میان آمارهای واقعی و شبیه‌سازی‌های صورت گرفته توسط الگو حاصل شود. آمارهای مورد استفاده، سری‌های زمانی فصلی از فصل اول سال ۱۳۶۷ تا فصل چهارم سال ۱۳۸۹ می‌باشند که روند زدایی شده است. خلاصه‌ای از پارامترهای کالیبره شده در جدول زیر آورده شده است. نرخ تنزیل ذهنی، β، ۰/۹۹ وضع شده که نرخ بهره سالانه ۴ درصد در وضعیت باثبات را نشان دهد. همان‌طور که در ادبیات موضوع استاندارد DSGE مرسوم است، نرخ استهلاک و کشش تولیدی سرمایه، ۰/۰۲۵ و ۰/۳۶ وضع شده است. کشش جانشینی کالاهای واسطه داخلی و خارجی ۶ انتخاب شده که مارک آپ ۲۰ درصدی را نتیجه می دهد. باقی پارامترها نیز با توجه به ویژگی‌های الگو و به‌نحوی‌که الگو توانایی بازسازی برخی از ویژگی‌های دنیای واقعی را داشته باشد، با استفاده از مقالات داخلی و خارجی وضع شده‌اند. خلاصه‌ای از پارامترهای کالیبره شده در جدول ۱ آورده شده است.

جدول ۱. مقادیر کالیبره شده پارامترها

توضیحات	پارامتر	مقدار
نرخ تنزیل ذهنی	β	۰/۹۹
کشش بهره‌ای تقاضای پول	γ	۰/۲۵
پارامتر مربوط به پاداش ریسک	ω	۰/۰۵
وزن ترکیب کالای داخلی در کالای تولیدی	ϕ	۰/۶۴
نرخ استهلاک سرمایه	δ	۰/۰۲۵
کشش تولید به سرمایه	α	۰/۳۶
کشش جانشینی بین کالاهای واسطه داخلی	θ	۶
کشش جانشینی بین کالاهای واسطه وارداتی	υ	۶
کشش جانشینی بین کالای داخلی و کالای وارداتی	ν	۴/۹
پارامتر هزینه تعدیل سرمایه	ψk	۲۵

مقادیر با توجه به مطالعات مشابه انتخاب شده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۲- برآورد الگو

الگوی ارائه شده در این مقاله با استفاده از برنامه Dynare که در محیط نرم‌افزار MATLAB اجرا می‌شود، شبیه‌سازی شده است. نرم‌افزار دینار قادر به یافتن مقادیر باثبات متغیرهای الگو بوده و مسیرهای عکس‌العمل متغیرها (توابع ضربه-واکنش) در صورت وقوع تکانه‌های اقتصادی را محاسبه می‌کند. در این مرحله، الگو در قالب

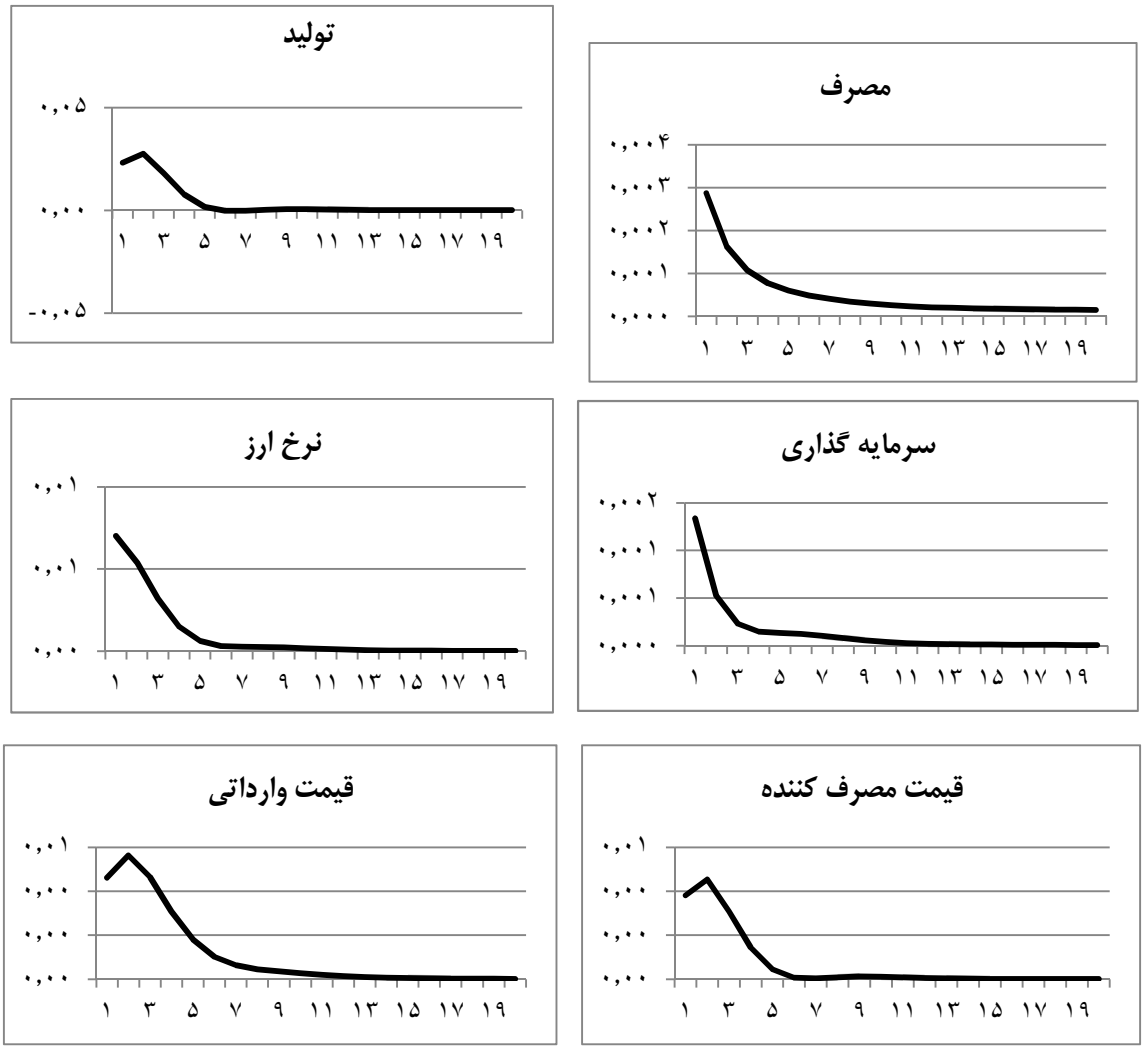
1. Initial Value
2. Hoover (1995)
3. Canova (1994)

یک فایل داینار نوشته شده که این فایل می‌بایست ۵ بخش جدا شامل معرفی کلیه متغیرهـای الگـو (از جملـه متغیرهـای درون‌زا، بـرون‌زا و پارامترها)، معادلات موجـود در الگـو، مقـادیر اولیـه متغیرهـای الگـو، تکانه‌های موجود در الگو و دستورات مربـوط بـه انجـام محاسـبات را شامل شود. چنان‌چه کلیه مراحل فوق به‌درسـتی انجـام گرفتـه باشـد برنامه داینار به شـبیه‌سـازی الگـو پرداختـه و توابـع ضـربه-واکـنش متغیرهـای الگـو در برابـر تکانـه‌هـای لحـاظ شـده و خلاصـه‌ای از گشتاورهای متغیرهای شبیه‌سازی شده را تولید می‌کند.

۴-۲-۱- توابع ضربه-واکنش

توابع ضربه-واکنش، رفتار پویای متغیرهای الگو را در طول زمـان بـه هنگام وارد شدن تکانه‌ای به‌اندازه یک انحراف معیار به متغیری نشان می‌دهد که به آن تکانه وارد می‌شود. در ایـن مقالـه از توابـع ضـربه-واکنش برای محاسبه عبور نـرخ ارز اسـتفاده شـده اسـت. بـه‌منظـور جلوگیری از تکرار و حجیم شدن مقاله و از آنجایی‌که بحث اصلی مقاله ما عبور نرخ ارز است، برای نمونه دو مورد از توابع ضربه-واکنش آورده شده است.

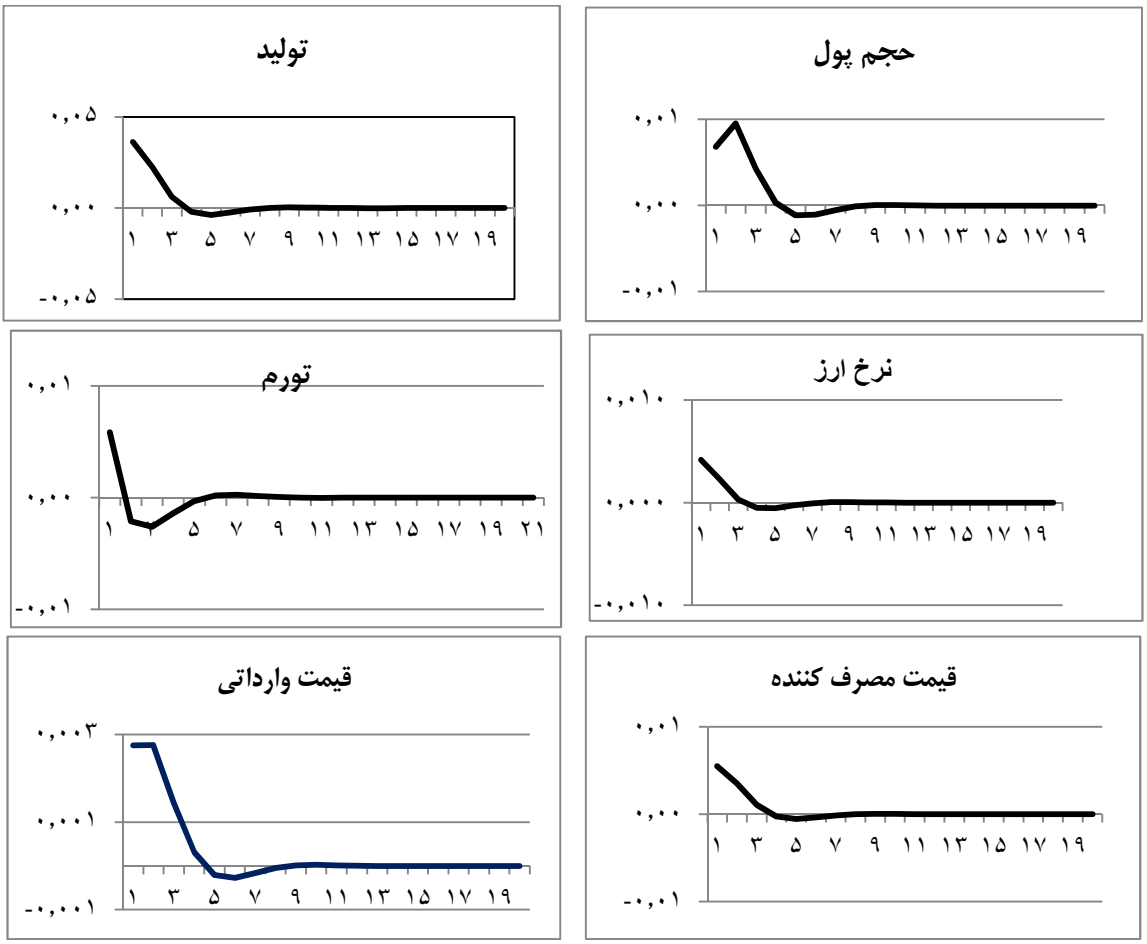
همان‌گونه که از مباحث نظری انتظار می‌رفت تکانه تکنولوژی سـبب افزایش تولید غیرنفتی، افزایش مصرف و سـرمایه‌گـذاری در دوره اول بعد از تکانه می‌گردد و سپس آنها به مقدار باثبات خود برمی‌گردند کـه در منحنی‌های ضربه-واکنش ما نیز به همین صورت دیده می‌شوند.



شکل ۱. توابع ضربه-واکنش برخی متغیرها بعد از تکانه تکنولوژی

مأخذ: محاسبات تحقیق

مطابق مباحث تئوریک، با وارد شدن تکانه‌ای به‌اندازه یک انحراف معیار بر درآمدهای نفتی، نرخ تورم و نرخ رشد حجم پول در دوره اول بعد از تکانه افزایش می‌یابند و سپس به مقدار باثبات خود برمی‌گردند. همچنین تولید غیرنفتی در مقابل تکانه درآمدهای نفتی افزایش می‌یابد و سپس با گذشت زمان کاهش پیداکرده و به مقدار باثباتش بازمی‌گردد که در توابع ضربه-واکنش الگو نیز این موارد دیده می‌شود. مشابهت این توابع با آنچه از تئوری انتظار است، نشان می‌دهد که الگوی پژوهش برای تحلیل‌ها، قابل قبول است. در شکل ۱ و ۲، محور افقی زمان (تعداد فصل) و محور عمودی میزان تغییر از حالت باثبات را نشان می‌دهد که به‌تدریج اثر کم می‌شود و به صفر می‌رسد.



شکل ۲. توابع ضربه-واکنش برخی متغیرها بعد از تکانه درآمد نفتی

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۲-۲- مقایسه گشتاورهای الگو با گشتاورهای نمونه مورد بررسی

مقایسه گشتاورهای حاصل از الگو و گشتاورهای داده‌های واقعی در اقتصاد ایران حکایت از موفقیت نسبی الگو در شبیه‌سازی واقعیات اقتصاد ایران دارد. با استفاده از داده‌های فصلی سال ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ و با لحاظ فیلتر هودریک پرسکات و با احتساب λ برابر ۱۶۰۰، مشاهده شد که میانگین تولید غیرنفتی ۰/۸۶ است و در الگوی ما میانگین تولید غیرنفتی ۰/۸ به دست آمد. میانگین مصرف در سال‌های موردبررسی در ایران ۰/۵۳ و در الگو ۰/۵۸ به دست آمد. انحراف معیار مشاهده شده در این سال‌ها برای مصرف ۰/۰۲۶ و در الگو ۰/۰۲۵ به دست آمد.

۵- عبور نرخ ارز

برخلاف مطالعات گذشته که درجه عبور نرخ ارز را به‌صورت پدیده‌ای غیرشرطی در نظر می‌گرفتند، تحلیل‌های ما بر اساس تکانه‌های ساختاری و در افق زمانی j ساخته می‌شوند. در تحلیل‌ها باید بین عبور نرخ ارز شرطی و غیرشرطی نیز تفاوت قائل شد. عبور نرخ ارز شرطی بر اساس نسبت واکنش تکانه[1]

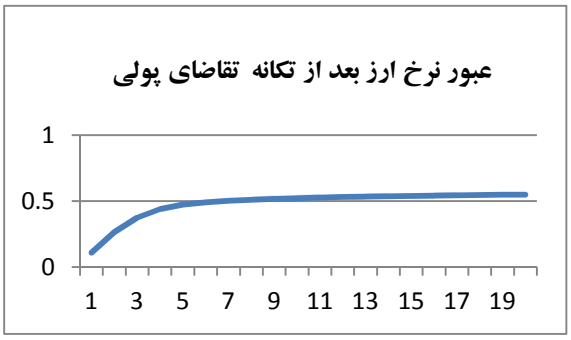
1. Impulse Response

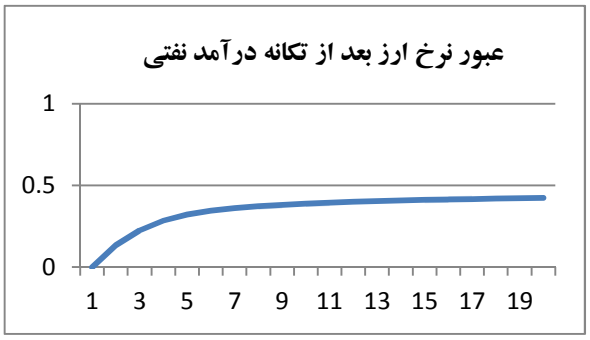
سطح قیمت و نرخ ارز به یک تکانه داده شده محاسبه می‌شود. عبور نرخ ارز شرطی برای قیمت وارداتی به‌صورت معادله ۴۱ تعریف می‌شود. مشابه همین تعریف برای قیمت مصرف‌کننده استفاده می‌شود. حروف با علامت ^ در بالای آنها نشان‌دهنده درصد انحراف از حالت باثبات هستند.

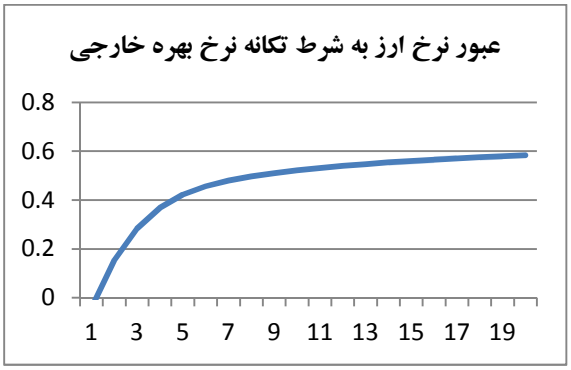
(۴۱)

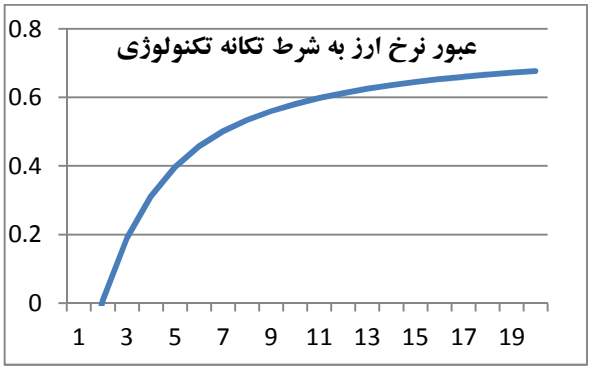
$$\mathrm{P}_{t+j}^{m} = \frac{cov(\hat{P}_{t+j}^{m}, \hat{e}_{t+j})}{var(\hat{e}_{t+j})}$$

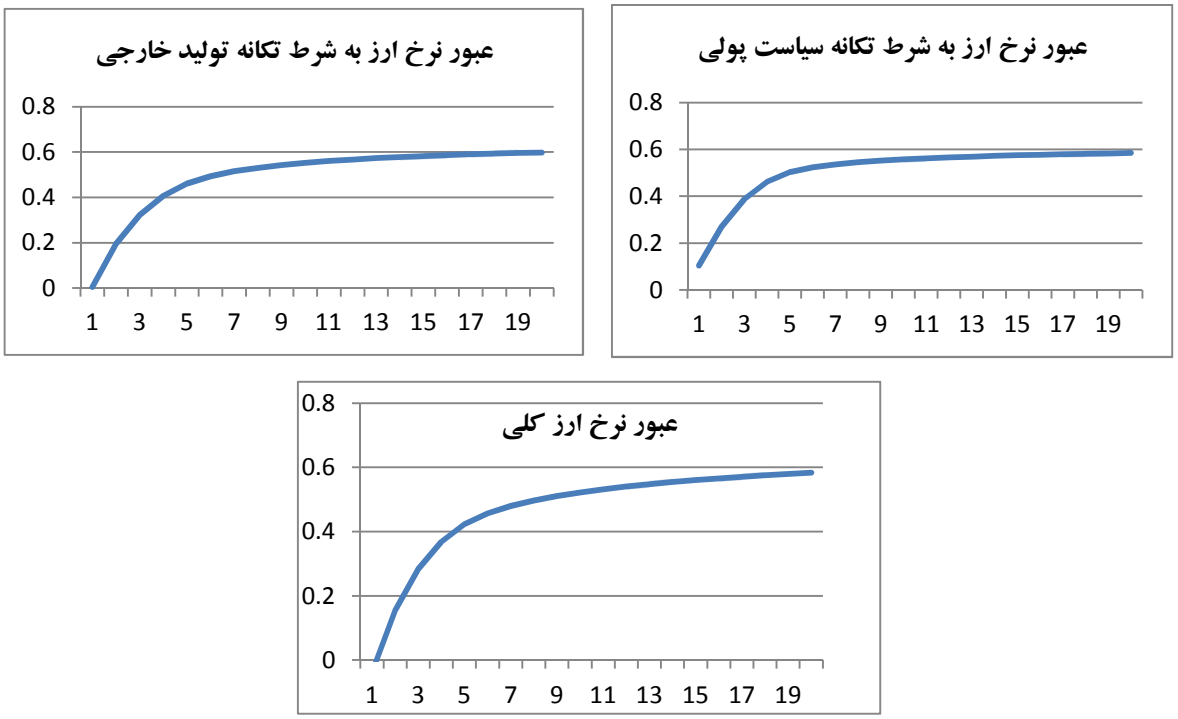
برای محاسبه عبور نرخ ارز با توجه به هر تکانه در زمان t، با استفاده از جداول توابع ضربه–واکنش که برنامه داینار بعد از شبیه‌سازی الگو تولید می‌کند، ابتدا درصد انحراف از حالت باثبات برای نرخ ارز و قیمت در هر زمان محاسبه شد که سری $\hat{p}$ و $\hat{e}$ نامیده شدند. سپس برای هر دوره، کوواریانس سری $\hat{p}$ و $\hat{e}$ تا آن زمان و واریانس $\hat{e}$ تا آن زمان محاسبه و از تقسیم آنها، عبور شرطی نرخ ارز با توجه به یک تکانه خاص در یک دوره مشخص می‌شود. عبور نرخ ارز به این معناست که وقتی یک تکانه خاص رخ می‌دهد و سبب تغییر نرخ ارز و قیمت‌ها می‌شود، چه مقدار ارتباط بین نرخ ارز و قیمت وجود دارد. عبور نرخ ارز کلی به‌صورت جمع وزنی ضرایب عبور شرطی ارز بیان می‌شود که وزن‌ها منعکس‌کننده سهم نسبی تکانه‌های مختلف در توضیح تغییرات نرخ ارز هست. در قسمت تجزیه واریانس در برنامه داینار در قسمت نتایج، اهمیت هر تکانه محاسبه شده و جمع وزن‌ها یک می‌باشد؛ بنابراین تغییر در عبور کلی نرخ ارز می‌تواند یا ناشی از درجه عبور شرطی ارز متفاوت باشد یا ناشی از تغییر در اهمیت نسبی یک تکانه در توضیح نوسان نرخ ارز باشد یا هر دو. در شکل ۳ عبور نرخ ارز به قیمت وارداتی در صورت بروز تکانه‌های مختلف به اقتصاد به‌صورت جداگانه و در انتها عبور نرخ ارز کلی آورده شده است. محور افقی زمان را نشان می‌دهد و محور عمودی درجه عبور نرخ ارز را نشان می‌دهد. عبور نرخ ارز کلی، از جمع وزنی ضرایب عبور نرخ ارز شرطی به دست می‌آید که وزن‌ها اثر هر تکانه در نوسان نرخ ارز می‌باشند. در قسمت تجزیه واریانس در برنامه داینار در قسمت نتایج، اهمیت هر تکانه محاسبه شده و جمع وزن‌ها یک می‌باشد. نتایج حاکی از آن است که عبور نرخ ارز به شرط هر یک از تکانه‌ها در ایران ناقص است و بعد از بیست فصل، در محدوده ۴۰ تا ۶۰ درصد قرار می‌گیرند. کمترین عبور نرخ ارز بعد از تکانه درآمد نفتی و بیشترین عبور نرخ ارز بعد از تکانه تولید خارجی رخ داده است. همان‌گونه که از مطالعات دیگر انتظار داریم عبور نرخ ارز به‌صورت تدریجی افزایش می‌یابد یعنی عبور نرخ ارز در بلندمدت از کوتاه‌مدت بیشتر است.











شکل ۳. عبور نرخ ارز به قیمت وارداتی

مأخذ: محاسبات محقق

٦- تغییر در انحراف معیار تکانه‌های وارد بر اقتصاد

در این بخش، به دنبال یافتن پاسخ این پرسش هستیم که اگر انحراف معیار تکانه‌ها تغییر کند، اما بقیه عوامل ثابت بماند، درجه عبور نرخ ارز به قیمت واردات چه تغییری می‌کند.

از آنجایی‌که الگو با تقریب درجه یک حل شده است، انحراف معیار تکانه‌ها اندازه توابع ضربه–واکنش که به‌وسیله الگو تولید شده‌اند را تغییر می‌دهند و نه شکل آنها را. این بدان معنی است که بزرگی نسبی این واکنش‌ها و به تبع آن عبور نرخ ارز شرطی با تغییر در واریانس تکانه‌ها تغییر نمی‌کند؛ یعنی مقدار واکنش نرخ ارز به یک تکانه خاص با تغییر در واریانس آن تکانه تغییر می‌کند. مقدار واکنش قیمت هم با تغییر واریانس تکانه تغییر می‌کند اما این تغییرات به نحوی است که در فرمول عبور نرخ ارز همدیگر را خنثی می‌کنند و دقیقاً همان درجه عبور قبل از تغییر واریانس به دست می‌آید و دو نمودار قبل و بعد از انحراف دقیقاً بر هم منطبق می‌شوند.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله برای بررسی پویایی‌های عبور نرخ ارز به‌شرط هر یک از تکانه‌های وارد بر اقتصاد، از یک الگوی DSGE اقتصاد باز و کوچک استفاده شد. عبور نرخ ارز به‌شرط هر یک از تکانه‌های وارد بر اقتصاد (تکانه تکنولوژی، درآمد نفتی، تولید خارجی، تقاضای پول، نرخ بهره خارجی و سیاست پولی) جداگانه و با استفاده از توابع ضربه–واکنش قیمت و نرخ ارز در اثر هر تکانه و به‌صورت تقسیم کوواریانس توابع ضربه–واکنش نرخ ارز و سطح قیمت بخش بر واریانس تابع ضربه واکنش نرخ ارز طی افق مورد نظر محاسبه گردید. نتایج حاکی از آن است که عبور نرخ ارز به شرط هر یک از تکانه‌ها در ایران ناقص است و بعد از بیست فصل، در محدوده ۴۰ تا ۶۰ درصد قرار می‌گیرند. کمترین عبور نرخ ارز بعد از تکانه درآمد نفتی و بیشترین عبور نرخ ارز بعد از تکانه تولید خارجی رخ داده است. همان‌گونه که از مطالعات دیگر انتظار داریم عبور نرخ ارز به‌صورت تدریجی افزایش می‌یابد یعنی عبور نرخ ارز در بلندمدت از کوتاه‌مدت بیشتر است.

همچنین یکی دیگر از اهداف این مطالعه، بررسی یکی از عوامل احتمالی مؤثر بر انتقال شرطی نرخ ارز بود که در این مقاله تغییر در واریانس تکانه‌ها بررسی شد. فرض شد که واریانس تکانه‌های وارد بر اقتصاد افزایش یابد. سپس اثر این افزایش بررسی گردید. مشاهده گردید که با افزایش انحراف

معیار تکانه‌ها، اثر هر تکانه بر تغییر نرخ ارز و قیمت افزایش می‌یابد و توابع ضربه-واکنش اعداد بزرگ‌تری را نشان می‌دهند اما شکل این توابع هیچ فرقی نمی‌کنند و فقط مقیاس آنها بزرگ‌تر می‌شود و چون اندازه نسبی واکنش‌های نرخ ارز و قیمت تغییری نمی‌کند، بنابراین بر درجه عبور اثری نمی‌گذارد.

دلالت مهم سیاسی این مقاله آن است که نشان می‌دهد که درجه عبور نرخ ارز که در اثر هر یک از تکانه های وارد بر اقتصاد رخ می‌هد با عبور نرخ ارز شرطی دیگر متفاوت است و نمی‌توان با یک قاعده سرانگشتی و بدون در نظر گرفتن علّت تغییر نرخ ارز به سیاست‌گذاری در خصوص درجه عبور نرخ ارز پرداخت. باید در نظر داشت که تغییرات نرخ ارز همیشه برون‌زا نیست و در واقع تکانه‌ای که سبب تغییر نرخ ارز شده، می‌تواند میزان اثر روی قیمت را مشخص کند و این نکته اساسی در جواب بسیاری سؤالات خواهد بود.

منابع

ابراهیمی، سجاد و مدنی‌زاده، سیدعلی (۱۳۹۵). "تغییرات گذر نرخ ارز و عوامل مؤثر بر آن در ایران". *فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران*، سال پنجم، شماره ۱۸، ۱۷۰-۱۴۷.

لشکری، محمد؛ بهنامه، مهدی و حسنی، ملیحه (۱۳۹۵). "اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر اشتغال در بخش خدمات ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۳، ۱۳۰-۱۱۵.

متوسلی، محمود و ابراهیمی، ایلناز؛ شاه مرادی، اصغر و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹). "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال دهم، شماره ۴، ۱۱۶-۸۷.

مشیری، سعید، باقری پرمهر، شعله و موسوی نیک، سیدهادی (۱۳۹۰). "بررسی درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره پنجم، ۹۰-۶۹.

موسوی محسنی، رضا و سبحانی پور، مینا (۱۳۸۷). "بررسی گذر نرخ ارز در اقتصاد ایران". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۴، ۱۴۹-۱۲۹.

Adolfson, M. (2002). "Monetary Policy with Incomplete Exchange Rate Pass-Through". Mimeo. *Stockholm School of Economics*.

Bergin, P. R. & Feenstra, R. C. (2001). "Pricing-to-Market, Staggered Contracts, and Real Exchange Rate Persistence". *Journal of International Economics*, 54, 333–359.

Bergin, P. R. (2006). 'How Well Can the New Open Economy Macroeconomics Explain the Exchange Rate and Current Account?". *In Press Journal of International Money and Finance.*

Betts, C. & Devereux, M. B. (1996). "The Exchange Rate in a Model of Pricing-to-Market". *European Economic Review*, 40, 1007-1021.

Betts, C. & Devereux, M. (2001). "The International Effects of Monetary and Fiscal Policy in a Two-Country Model". In: Calvo, G., Dornbusch, R., Obstfeld, M. (Eds.), Essays in Honor of Robert A. Mundell, 9–52, *MIT Press, London. Cambridge*, 9-52.

Betts, C. & Devereux, M. B. (2000). "Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing-to-Market". *Journal of International Economics*, 50, 215-244.

Bouakez, H. & Rebei, N. (2008). "Has Exchange Rate Pass-Through Really Declined? Evidence from Canada". *Journal of International Economics*, 75, 249–267.

Calvo, G. (1983). "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework". *Journal of Monetary Economics,* 12, 383–398.

Canova, F. (1994). "Statistical Inference in Calibrated Models". *Journal of Applied Econometrics*, 9, 123-144.

Chari, V. V., Kehoe, P. J. & McGrattan, E. R. (2002). "Can Sticky Price Models Generate Volatile and Persistent Real Exchange Rates". *Review of Economic*

Studies, 69, 533–563.

Choudhri, E. U., Faruqee, H. & Hakura, D.S. (2005). "Explaining the Exchange Rate Pass-Through in Different Prices". *Journal of International Economics*, Elsevier, 65(2), 349-374.

Devereux, M. & Engel, C. (2003). "Monetary Policy in the Open Economy Revisited: Price Setting and Exchange-Rate Flexibility". *Review of Economic Studies*, 70(4), 765–783.

Devereux, M. B. & Yetman, J. (2003). "Price-Setting and Exchange Rate Pass-Through: Theory and Evidence". In Price Adjustment and Monetary Policy: Proceedings of a Conference Held by the Bank of Canada, November 2002 (347–371): *Bank of Canada.*

Forbes, K., Hjortsoe, I. & Nenova, T. (2015). "The Shocks Matter: Improving our Estimates of Exchange Rate Pass-Through". External MPC Unit Discussion, Paper No. 43, *Bank of England*.

Gagnon, J. E. & Ihrig, J. (2004). "Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through". *International Journal of Finance and Economics*, 9, 315–338.

Gal´ı, J. & Monacelli, T. (2005). "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy". *Review of Economic Studies*, 72, 707–734.

Hoover, K. D. (1995). "Facts and Artefacts: Calibration and the Empirical Assessment of Real Business Cycle Models". *Oxford Economic Papers*. 47(1), 24-44.

Ireland, P.N. (2003). "Endogenous Money or Sticky Prices". *Journal of Monetary Economics*, 50, 1623–1648.

Laxton, D. & Pesenti, P. (2003). "Monetary Rules for Small, Open, Emerging Economies". *Journal of Monetary Economics*, 50, 1109–1146.

Lucas, R. E. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique". In K. Brunner & A. H. Meltzer (Eds.), The Philips Curve and Labor Markets, Vol 1 of Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy (pp. 19–46), *Amsterdam: North-Holland Publishing Company.*

Monacelli, T. (2005). "Monetary Policy in a Low Pass-Through Environment". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37, 1047–1066.

Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1995). "Exchange Rate Dynamics Redux". *Journal of Political Economy*, 103, 624–660.

Rotemberg, J. J. (1982). "Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output". *Review of Economic Studies*, 49, 517–531.

Smets, F. & Wouters, R. (2002). "Openness, Imperfect Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy". *Journal of Monetary Economics*, 49, 947–981.

Taylor, J. B. (2000)."Low Inflation, Pass-through and the Pricing Power of Firms". *European Economic Review*, 44, 1389-1408.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و یکم، تابستان ۱۳۹۷ (۷۸-۶۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 31, June 2018 (61-78)

بررسی تأثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری ایران، کاربرد رهیافت رگرسیون فازی و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی

محمد مهدی برقی اسگویی[۱]، علیرضا کازرونی[۲]، بهزاد سلمانی[۳]، *صابر خداوردیزاده[۴]

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
۳. استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
۴. دانشجوی دکتری اقتصاد بین‌الملل دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

(دریافت: ۱۳۹۵/۱۲/۹ پذیرش: ۱۳۹۶/۵/۲۲)

A Study on the Effect of Savings Rates on Trade Balance in Iranian Economy, Application of Fuzzy Regression and Auto Regressive Distributed Lag Approaches

Mohammad Mahdi Barghi Osgouei[1], Alireza Kazerooni[2], Behzad Salmani[3], *Saber Khodaverdizadeh[4]

1. Assosiate Professor of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran
2. Professor of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran
3. Professor of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran
4. Ph.D. Student in International Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran

(**Received:** 27/Feb/2017 **Accepted:** 13/Aug/2017)

چکیده:

تراز تجاری یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان و از محدودیت‌های استراتژیک اقتصاد کلان برای کشورهای در حال توسعه می‌باشد. هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی تأثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری ایران است. در این راستا، با استفاده از رویکردهای رگرسیون فازی و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و با به کارگیری داده‌های سری زمانی طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۳۹ به بررسی این موضوع پرداخته شده است. نتایج حاصل از رگرسیون فازی نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ پس‌انداز، درجه باز بودن تجاری و تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبت و نرخ ارز مؤثر واقعی اثر منفی بر تراز تجاری دارند. همچنین نتایج حاصل از خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی نشانگر این است که متغیرهای نرخ پس‌انداز و تولید ناخالص داخلی سرانه اثرات مثبتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر تراز تجاری داشته‌اند. از سویی در بلندمدت نرخ ارز مؤثر واقعی و درجه باز بودن تجاری موجب بدتر شدن تراز تجاری گردیده‌اند. سایر نتایج حاکی از آن است که ضریب تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر سال حدود ۹۳ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای دستیابی به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. با توجه به نتایج حاصل از تحقیق به منظور کاهش کسری تجاری، افزایش در پس‌انداز ناخالص داخلی می‌تواند یکی از توصیه‌های سیاستی مهم باشد.

واژه‌های کلیدی: تراز تجاری، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، رگرسیون فازی، نرخ پس‌انداز، نرخ ارز مؤثر واقعی.
طبقه‌بندی JEL: C23، F13، O24.

Abstract:

The trade balance is one of the most important macroeconomic variables, and the macroeconomic strategic constraints for developing countries. The main target of this paper is study the effect of savings rate on the trade balance. According to the article target we used time series data of Iranian macroeconomic variables during 1960-2015 with application of fuzzy regression and auto regressive distributed lag approaches. The results of fuzzy regression approach show that savings rate and GDP per capita have a positive effect on the trade balance in the short term and long term. In the other hand the real effective exchange rate and degree of trade openness have a negative effect on the trade balance in long term. Also the results of auto regressive distributed lag approach show that savings rate, trade openness and GDP per capita have a positive effect on the trade balance and the real effective exchange rate has a negative effect on the trade balance. The other results are: error correction coefficient shows that 93 present of unbalanced short term adjusted to achieving long term balance. According to the results of research to reduce the trade deficit, an increase in gross domestic savings can be one of the important policy recommendations.

Keywords: ARDL, Fuzzy Regression, Real Effective Exchange Rate, Savings Rate, Trade Balance.
JEL: C23, F13, O24.

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

*Corresponding Author: Saber Khodaverdizadeh

۱- مقدمه

تراز تجاری یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان و از دغدغه‌های اساسی اقتصاد کلان کشورهای در حال توسعه است. در این خصوص نرخ پس‌انداز و نرخ ارز از جمله عوامل مهم و تأثیرگذار بر تراز تجاری می‌باشند (لشکری و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۱۵؛ رحمانی و باقرپور اسکویی، ۱۳۹۶: ۷۱). بر اساس نظریه‌های اقتصادی، یکی از ابزارهای سیاست اقتصادی به منظور تعدیل کسری تراز تجاری، کاهش ارزش پول ملی است، این مطلب حداقل در بلندمدت برقرار می‌باشد. به عنوان یکی از نتایج کاهش ارزش پول ملی، می‌توان به افزایش بهای کالاهای وارداتی و کاهش بهای کالاهای صادراتی در کوتاه‌مدت اشاره نمود. با این وجود از آنجا که مقادیر صادرات و واردات به سرعت تغییر نمی‌یابند، تعدیل قیمت کالاهای صادراتی و وارداتی در اثر کاهش ارزش پول ملی باعث بدتر شدن تراز تجاری در کوتاه‌مدت می‌شود. در حالی‌که در بلندمدت، کاهش ارزش پول ملی باعث افزایش حجم کالاهای صادراتی شده و به جبران کسری تراز تجاری منجر می‌شود. به طور کلی تأثیرات کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری را می‌توان در دو حالت کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار داد. حالت کوتاه‌مدت دربرگیرنده پدیده منحنی جی می‌باشد که این پدیده بیانگر تأثیر منفی کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری در کوتاه‌مدت بوده و ناشی از غلبه اثر قیمت بر مقدار است. از طرفی حالت بلندمدت نیز نشانگر شرط مارشال لرنر می‌باشد. در نظریات سنتی سیاست کاهش ارزش پول از جمله راهکارهای مؤثر برای مقابله با کسری تجاری است. با افزایش نرخ ارز مخارج مصرف‌کنندگان از کالاهای خارجی به مصرف کالاهای داخلی منتقل شده و با افزایش صادرات و کاهش واردات تراز تجاری بهبود می‌یابد. با این وجود، این امکان وجود دارد که مکانیزم اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری مختل شده و اثر کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری با ابهام مواجه گردد.

مطالعات تجربی در کشورهای درحال توسعه نشان می‌دهد که استفاده از سیاست کاهش ارزش پول، اثرات مختلف و متناقضی بر تراز تجاری داشته است. در برخی از مطالعات کاهش ارزش پول ملی تأثیر مثبت و در برخی دیگر تأثیر منفی بر تراز تجاری گذاشته است که یکی از دلایل اصلی این نتیجه نادیده گرفتن اثر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری است. به طور کلی پس‌انداز به عنوان تفاوت در دارایی‌های ملی و بدهی‌های ملی یا به عبارتی تغییر در ثروت خالص ملی بوده و توان اقتصادی را در تجهیز منابع مالی و پولی نشان می‌دهد.

در سال‌های اخیر مطالعاتی به بررسی تأثیر نرخ پس‌انداز بر روی تراز تجاری پرداخته‌اند. محققانی مثل (انگل و روگرز[1]، ۲۰۰۶؛ فلداستین[2]، ۲۰۰۸؛ لی و همکاران[3]، ۲۰۰۶) به این نتیجه دست یافته‌اند که کسری تجاری ناشی از پایین بودن نرخ پس‌انداز بوده است. دلایل مختلفی برای رفتار نامتقارن نرخ پس‌انداز و تراز تجاری اخیراً مطرح گردیده است که از جمله این دلایل می‌توان به اثرات مستقیم نرخ پس‌انداز از کانال تولید ناخالص داخلی (بر اساس دیدگاه کروگمن[4]، ۱۹۹۱) و اثرات غیرمستقیم آن از طریق تئوری وجوه قابل استقراض اشاره کرد. بنابراین می‌توان گفت که نرخ پس‌انداز بالا یکی از مهم‌ترین ابزارهای رفع کسری تجاری کشورها می‌باشد.

در مقاله حاضر تلاش گردیده است تا با استفاده از منطق فازی، عوامل مهم و تأثیرگذار بر تراز تجاری اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۳۹ مورد بررسی قرار گیرد، تا بدین ترتیب ضمن شناسایی عوامل تأثیرگذار بر تراز تجاری، سهم و نقش هر یک از عوامل در تبیین تراز تجاری مورد ارزیابی قرار گرفته و نتایج تحقیق در برنامه‌ریزی‌های اقتصادی مورد استفاده قرار گیرد. همچنین در راستای اهداف فرعی مطالعه حاضر به منظور بررسی وجود ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرهای مدل از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی نیز استفاده شده است. با توجه به مطالب ذکر شده، مسئله اصلی این تحقیق بدین صورت می‌باشد که نرخ پس‌انداز چه تأثیری بر تراز تجاری ایران دارد؟

در این راستا سازماندهی تحقیق حاضر بدین صورت می‌باشد که پس از مقدمه، در بخش دوم مبانی نظری و مروری بر پژوهش‌های انجام شده آورده شده است. در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق معرفی می‌شود. بخش چهارم به تبیین مدل و تحلیل نتایج اختصاص دارد و در بخش پایانی جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

در این قسمت ابتدا به اثرات مستقیم و غیرمستقیم نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری اشاره کرده و سپس اثرات نامتقارن تراز تجاری نسبت به تغییرات نرخ ارز آورده می‌شود. نهایتاً مطالعات داخلی و خارجی در ارتباط با اهداف مطالعه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲-۱- ارتباط نرخ پس‌انداز با تراز تجاری

1. Engel & Rogers (2006)
2. Feldstein (2008)
3. Lee et al. (2006)
4. Krugman (1991)

به طور کلی در زمینه نحوه اثرگذاری نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری می‌توان به دو اثر مستقیم و غیرمستقیم اشاره کرد که در این قسمت به آنها پرداخته شده است.

۲-۱-۱- ارتباط مستقیم

بر اساس حساب‌های ملی رابطه بین تولید ناخالص ملی و تولید ناخالص داخلی به صورت رابطه (۱) است:

(۱)

$$GNP = GDP + R$$

در رابطه (۱)، R بیانگر خالص درآمد عوامل تولید از خارج است. از نظر تئوریک درآمد عوامل تولید از خارج را می‌توان جزء صادرات و درآمد عوامل تولید خارجی را بخشی از واردات در نظر گرفت. از این‌رو تراز تجاری به صورت رابطه (۲) خواهد بود:

(۲)

$$CA = (X - M) + R$$

همچنین تولید ناخالص داخلی به صورت رابطه (۳) قابل بیان است:

(۳)

$$GDP = C + I + G + (X - M)$$

به همین دلیل حساب جاری بر حسب تولید ناخالص ملی عبارت است از:

(۴)

$$CA = GNP - (C + I + G)$$

بر اساس رابطه (۴) تفاوت GNP و C +G برابر با سطح پس‌انداز است. نهایتاً حساب جاری برابر با تفاوت بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری است (کروگمن، ۱۹۹۱) که در رابطه (۵) نشان داده شده است:

(۵)

$$CA = S - I$$

طبق رابطه (۵) می‌توان عنوان کرد که کسری حساب جاری زمانی به‌وجود می‌آید که پس‌انداز داخلی کمتر از سرمایه‌گذاری داخلی گردد. همچنین بلانچارد و فرتی[1] (۲۰۱۲) معتقد هستند که کشورها بایستی توجه بسیاری به افزایش در نرخ پس‌انداز داشته باشند.

۲-۱-۲- ارتباط غیرمستقیم

در علم اقتصاد مکتب وجوه قابل استقراض، تئوری نرخ بهره بازار می‌باشد. این تئوری در سال ۱۹۳۰ توسط اقتصاددان انگلیسی، دنیس رابرتسون[2] و اقتصاددان سوئدی، برتیل اوهلین[3] فرمول‌بندی گردید. بر اساس این رویکرد، نرخ بهره توسط عرضه و تقاضای وجوه قابل استقراض تعیین می‌شود. این وجوه شامل تمامی اشکال اعتباری از قبیل وام، اوارق قرضه یا سپرده‌های پس‌انداز می‌باشد. بازار وجوه قابل استقراض نیز همانند سایر بازارهای اقتصادی دارای دو بخش عرضه و تقاضاست.

عرضه وجوه قابل استقراض از سوی افرادی است که می‌خواهند مازاد درآمد خود را پس‌انداز کنند و به دیگران قرض دهند. این قرض دادن ممکن است به طور مستقیم انجام شود (مثلاً خانواری اوراق بهادار یک شرکت را بخرد) یا به طورغیرمستقیم انجام شود (خانواری مازاد درآمد خود را در بانک پس‌انداز کند و بانک در آینده از این پول برای قرض دادن به دیگران استفاده کند). در هر دو حالت، پس‌انداز منبع عرضه وجوه قابل استقراض است. تقاضا برای وجوه قابل استقراض نیز از سوی خانوارها و بنگاه‌هایی که قصد سرمایه‌گذاری دارند، ایجاد می‌شود. این تقاضا شامل خانوارهایی می‌شود که قصد اخذ وام برای رهن یا خرید مسکن دارند. علاوه بر این بنگاه‌هایی که قصد خرید تجهیزات یا ساختن کارخانه را دارند، منبع تقاضا برای وجوه قابل استقراض را تشکیل می‌دهند. در هر دو حالت سرمایه‌گذاری منبع تقاضای وجوه قابل استقراض است.

بنابراین بر طبق تئوری وجوه قابل استقراض، اگر نرخ پس‌انداز افزایش یابد از طرفی عرضه وجوه ارتقا یافته و باعث کاهش نرخ بهره می‌شود. از طرفی کاهش نرخ بهره باعث افزایش تمایل بنگاه‌ها یا خانوراها به سمت سرمایه‌گذاری شده و از سویی جریان خروج سرمایه افزایش می‌یابد. همچنین افزایش در خالص جریان خروج سرمایه، عرضه پول داخلی را افزایش می‌دهد. حال سرمایه‌گذاران در بازار نقدی پول کشور داخلی را به پول کشور خارجی مورد نظر تبدیل می‌کنند و از آنجا که نرخ بازدهی پول خارجی بیشتر از داخل است، ارزش پول داخل کاهش می‌یابد. نهایتاً این امر از سویی باعث افزایش صادرات و از طرفی کاهش واردات گردیده و بنابراین تراز تجاری می‌تواند بهبود یابد.

۲-۲- ارتباط تراز تجاری و نرخ ارز

1. Blanchard & Ferretti (2012)

2. Dennis Robertson
3. Bertil Ohlin

۲-۲-۱- رویکرد کشش[1]

رویکرد کشش به تحلیل این موضوع می‌پردازد که کاهش ارزش پول یک کشور چه اثری بر حساب جاری دارد. این رویکرد نخست توسط آلفرد مارشال[2] (۱۹۲۳) و لرنر[3] (۱۹۴۴) معرفی و سپس توسط رابینسون (۱۹۳۷) و مک‌لاپ[4] (۱۹۳۹) گسترش یافت. این رویکرد بر شرایط تقاضا متمرکز می‌شود و فرض می‌کند که کشش‌های عرضه برای صادرات کالاهای داخلی و واردات کالاهای خارجی کاملاً با کشش هستند؛ بنابراین تغییرات در میزان تقاضا اثری بر قیمت‌ها ندارند. به عبارت دیگر شاهد ثبات در قیمت‌های داخلی و خارجی هستیم و تغییرات در قیمت‌های نسبی به وسیله تغییرات در نرخ اسمی ارز ایجاد می‌شود.

کروگمن و آبستفلد[5] (۲۰۰۱)، بر این باور هستند که تغییر نرخ ارز بر تراز تجاری دو اثر دارد: اثر قیمتی و اثر مقداری، به گونه‌ای که با افزایش نرخ ارز، قیمت کالاهای وارداتی افزایش و مقدار واردات کاهش می‌یابد، اما قیمت کالاهای صادراتی کاهش و در نتیجه، مقدار صادرات افزایش می‌یابد. اثر قیمتی با افزایش قیمت کالاهای وارداتی به بدتر شدن تراز تجاری منجر می‌شود. غلبه اثر قیمتی بر اثر مقداری در کوتاه‌مدت منجر به پدیده‌ای شد که مگی[6] در سال ۱۹۷۳ آن را منحنی جی نامید. به عبارتی در کوتاه‌مدت حجم صادرات و حجم واردات زیاد تغییر نمی‌کند به طوری که اثر قیمت بر اثر مقدار مسلط است و این امر موجب بدترشدن حساب جاری در کوتاه‌مدت می‌گردد. به هر حال، با گذر زمان هم تولیدکنندگان و هم مصرف‌کنندگان عکس‌العمل سریع‌تری از خود نشان خواهند داد و قیمت‌ها بر اساس قیمت نسبی کالاهای داخلی تعدیل می‌شوند. در نهایت وضعیت تراز تجاری بهبود می‌یابد. از طرفی در بلندمدت با افزایش کشش تراز تجاری و برقراری شرط مارشال لرنر اثر مقداری بر اثر قیمتی غلبه خواهد کرد که به طور عمده این امر به دلیل چسبندگی‌هایی است که روی کمّیت‌های صادراتی و وارداتی در کوتاه‌مدت وجود دارد[7].

۲-۲-۲- اثرات نامتقارن تراز تجاری نسبت به نرخ ارز

نرخ ارز نقش دوگانه‌ای در اقتصاد یک کشور دارد. افزایش در نرخ ارز از یک‌سو موجب افزایش قدرت رقابت کشور در بازارهای خارجی و توسعه صادرات و بهبود تراز بازرگانی کشور می‌شود. از سوی دیگر، در صورتی که امکان توسعه صادرات وجود نداشته باشد افزایش نرخ ارز سبب افزایش سطح قیمت‌ها و تورم در کشور می‌گردد (شیرین بخش و همکاران، ۱۳۸۸: ۷۹). همچنین این احتمال وجود دارد که واکنش تراز تجاری به کاهش ارزش پول ملی متأثر از میزان تغییر نرخ ارز بوده و نامتقارن باشد. منظور از نامتقارنی واکنش تراز تجاری، شرایطی است که کاهش ارزش پول اثرات متفاوتی بر تراز تجاری داشته باشد. به طورکلی درباره نامتقارنی تراز تجاری نسبت به نرخ ارز دو رویکرد تقاضا و عرضه وجود دارد:

۲-۲-۲-۱- رویکرد طرف تقاضا

کاهش ارزش پولی ممکن است از طریق افزایش قیمت نسبی کالاهای خارجی و افزایش رقابت‌پذیری بین‌المللی صنایع داخلی و انتقال مخارج از کالاهای خارجی به کالاهای داخلی موجب گسترش فعالیت‌های اقتصادی داخلی گردد (کندیل و همکاران[8]، ۲۰۰۷: ۴۶۶). گوایتیان[9] (۱۹۷۶) و دورنبوش[10] (۱۹۸۸) نشان دادند که موفقیت اجرای سیاست کاهش ارزش پول ملی برای بهبود تراز تجاری تا حد زیادی به قرار گرفتن تقاضا در مسیر صحیح و وجود ظرفیت‌های مناسب در این ارتباط بستگی دارد، به گونه‌ای که اگر تولید داخلی پاسخگوی نیازهای داخلی نباشد مکانیزم اثرگذاری کاهش ارزش پول بر کاهش واردات با اخلال مواجه می‌شود.

۲-۲-۲-۲- رویکرد طرف عرضه

برخی محققان در توضیح نامتقارنی واکنش تراز تجاری نسبت به نرخ ارز، توجه ویژه‌ای به سمت عرضه اقتصاد دارند. در این چارچوب و به‌رغم اینکه دیدگاه مرسوم و غالب این است که سیاست کاهش ارزش پول ملی موجب گسترش تولید می‌گردد، اثر نرخ ارز بر تراز تجاری انقباضی است. بر اساس دیدگاه هیرشمن[11] (۱۹۴۹) کاهش ارزش پول ملی با فرض وجود کسری تجاری اولیه ممکن است باعث کاهش درآمد ملی حقیقی و تقاضای کل گردد.

1. Elasticity Approach
2. Alfred Marshall (1923)
3. Lerner (1944)
4. Machlup (1939)
5. Krugman & Obsfeld (2001)
6. Magee (1973)
7. تحلیل این نظریه‌ها در مقالات اخباری و خوشبخت (۱۳۸۵)، معماریان و جلالی نائینی (۱۳۸۹) و حیدری و زارعی (۱۳۹۱) بیان شده است.
8. Kandil et al. (2007)
9. Guittian (1976)
10. Dornbusch (1988)
11. Hirschman (1949)

همچنین دیاز- آلژاندرو[1] (۱۹۶۳) نشان دادند کاهش ارزش پول ملی ممکن است با سودهای بادآورده در صنایع رقابتی همراه باشد. در این شرایط، اگر دستمزد پولی نسبت به سطح قیمت‌ها وقفه داشته باشد و میل نهایی به پس‌انداز ناشی از سود، بیشتر از میل نهایی به پس انداز ناشی از دستمزد باشد، آنگاه پس‌انداز ملی افزایش یافته و محصول حقیقی کاهش می‌یابد.

برونو[2] (۱۹۷۹) و وینبرگن[3] (۱۹۸۹) بیان می‌کنند در یک کشور شبه صنعتی که در آن نهاده‌های تولیدی به صورت گسترده از طریق واردات تأمین می‌شود و توانایی تولید این نهاده‌ها در داخل کشو وجود ندارد، هزینه تولید بنگاه‌ها با کاهش ارزش پول ملی افزایش می‌یابد. در نتیجه تأثیر منفی ناشی از هزینه‌های بالاتر نهاده‌های وارداتی ممکن است بر تولید چیره شده و موجب افزایش قیمت‌های نسبی کالاهای داخلی و افزایش قیمت‌های داخلی گردد. در این رابطه، گیلفسن و اشمیت[4] (۱۹۸۳) شواهدی ارائه می‌کنند که اثر نهایی اجرای این سیاست به میزان انتقال منحنی‌های عرضه و تقاضا بستگی دارد.

از مجموع مطالب فوق چنین استنتاج می‌شود که از یک‌سو تأثیر مستقیم افزایش نرخ ارز بر تقاضای صادرات و واردات منجر به بهبود تراز تجاری می‌شود و از سوی دیگر، تأثیر غیرمستقیم کاهش ارزش پول ملی بر افزایش قیمت کالاهای صادراتی از طریق گران‌تر شدن نهاده‌های وارداتی و افزایش هزینه‌های تولید با کاهش صادرات همراه می‌گرددکه برآیند این دو نیرو می‌تواند موجب عدم تقارن در واکنش تراز تجاری به نرخ ارز گردد.

۲-۳- مروری بر مطالعات انجام شده

۲-۳-۱- مطالعات خارجی

اولیوی[5] در مقاله‌ای به بررسی اثرات پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بر تعادل حساب جاری ایالات متحده برای یک دوره ۴۰ ساله پرداخته است. یافته‌های مطالعه وی حاکی از آن است که به طور متوسط، سرمایه‌گذاری تا حد زیادی موجب ایجاد توازن در حساب جاری بلندمدت می‌شود. همچنین نتایج حاکی از آن است که پس‌انداز پایین یکی از عوامل ایجاد کسری تجاری می‌باشد (اولیوی، ۲۰۰۰: ۱).

آنیل و توماس[6] با استفاده از روش هم‌انباشتگی، مدل تصحیح خطا و توابع عکس‌العمل آنی[7] به بررسی عوامل تعیین‌کننده تراز تجاری کشورهای آسیای جنوبی در کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۹۹۸-۱۹۸۵ پرداختند. نتیجه حاصل شده از این مطالعه بر وجود رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت نرخ ارز مؤثر و تراز تجاری این کشورها تأکید داشته و پدیده منحنی جی را در برخی از این کشورها مورد تأیید قرار می‌هد (آنیل و توماس، ۲۰۰۲: ۳۷۱).

سان[8] در مطالعه‌ای به بررسی تغییرات ساختاری، پس‌انداز و تراز حساب جاری گروهی از کشورهای منتخب آسیایی و آمریکای لاتین طی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۹۵ پرداخته است. وی اثر متغیرهای نرخ تورم، درجه باز بودن تجاری، رابطه مبادله و نرخ بهره بر پس‌انداز و تراز حساب جاری را با استفاده از رویکرد پانل پویا مورد ارزیابی قرار داد. نتایج حاصل از برآورد نشانگر آن است که اولاً رابطه مبادله موجب بهبود در پس‌انداز به اندازه ۴/۷ می‌شود. سایر نتایج حاکی از تأثیر مثبت پس‌انداز بر تراز تجاری کشورهای مورد بررسی است (سان، ۲۰۱۱: ۸۲).

وانگ و همکاران[9] اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری را برای چین و شرکای تجاری چین طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۵ با روش هم‌انباشتگی پانلی مورد مطالعه قرار دادند. نتایج تجربی نشانگر صادق بودن منحنی جی برای چین و ۱۸ شریک تجاری‌اش می‌باشد (وانگ و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۶۶).

چیو و سان[10] در مطالعه‌ای نقش نرخ پس‌انداز و نرخ ارز بر تراز تجاری را طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۵ در ۷۶ کشور منتخب دنیا مورد بررسی قرار دادند. آنها به منظور بررسی اثرات غیرخطی نرخ پس‌انداز مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی را به کار بردند. نتایج نشان می‌دهد که کشورهایی با نرخ پس‌انداز بالاتر از حد آستانه‌ای ۱۴/۸ درصد، توان بهبود در تراز تجاریشان را با افزایش در نرخ پس‌انداز یا کاهش ارزش پولشان دارند (چیو و سان، ۲۰۱۵: ۶۱۹).

گروایس و همکاران[11] در مقاله‌ای، پویایی‌های حساب جاری و تعدیل نرخ ارز واقعی در اقتصادهای نوظهور را با استفاده از روش تصحیح خطای برداری و بر اساس داده‌های

1. Diaz-Alejandro (1963)
2. Bruno (1979)
3. Wijnbergen (1989)
4. Gylfason & Schmidt (1983)
5. Olivei (2000)
6. Anil & Thomas (2002)
7. Impulse Response Function
8. Sun (2011)
9. Wang et al. (2012)
10. Chiu & Sun (2015)
11. Geravis et al. (2016)

۲۰۰۸-۱۹۷۵ مورد بررسی قرار دادند. این مطالعه به بررسی فرضیه‌های "تنظیم نرخ ارز واقعی توازن تجاری را بسط می‌دهد" و "نرخ ارز اسمی انعطاف‌پذیر تعدیل نرخ ارز واقعی را تسهیل کرده و در نتیجه توازن دوباره در حساب جاری برقرار می‌شود" می‌پردازد. نتایج مطالعه حاکی از این است که تعدیل نرخ ارز واقعی به طور قابل توجهی باعث کاهش عدم توازن حساب جاری می‌گردد. همچنین در بلندمدت نوسانات نرخ ارز موجب تسهیل در تعدیل حساب جاری می‌شود (گروایس و همکاران، ۲۰۱۶: ۸۶).

فلداستین در گزارشی در سال ۲۰۱۷ و با استفاده از تکنیک‌های سری زمانی به بررسی دلایل کسری تجاری آمریکا پرداخته است. نتایج مطالعات وی حاکی از آن است که نرخ رشد تولید ملی آمریکا به تعامل و نحوه ارتباط سرمایه‌گذاری و پس‌انداز بستگی دارد. وی در مطالعه خود به این نتیجه دست یافت که افزایش در پس‌انداز ناخالص داخلی می‌تواند باعث کاهش در کسری تجاری گردد یا در بلندمدت مانع افزایش کسری تجاری آمریکا شود (فلداستین، ۲۰۱۷: ۱۱۳).

۲-۳-۲- مطالعات داخلی

اخباری وخوشبخت با استفاده از الگوی تصحیح خطا و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی نحوه عکس‌العمل و پویایی‌های تراز تجاری ایران با آلمان نسبت به تغییرات نرخ ارز مؤثر ارز (یورو-ریال) طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۵ به صورت فصلی پرداخته‌اند. نتایج، حاکی از عدم تأیید فرضیه وجود منحنی جی شکل، بین تراز تجاری و نرخ واقعی ارز طی دوره مورد بررسی می‌باشد. به طوری‌که واکنش تراز تجاری نسبت به افزایش نرخ ارز، چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت مثبت و هم علامت بوده اما معنادار نمی‌باشند، از طرفی واکنش تراز تجاری ایران نسبت به درآمد واقعی ایران معنادار بوده است، یعنی با افزایش درآمد واقعی ایران، تراز تجاری ایران با کشور آلمان منفی شده است (اخباری و خوشبخت، ۱۳۸۵: ۱۲۳).

معماریان و جلالی نایینی با بهره‌گیری از یک مدل تصحیح خطای برداری و استفاده از آمارهای سری زمانی فصلی ۲۰۰۴-۱۹۹۲، رفتار تراز تجاری ایران را در برابر شرکای تجاری عمده، به صورت پویا مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار دادند. متغیر نرخ ارز مؤثر واقعی به عنوان یک شاخص مهم اقتصادی و تعیین کننده نوسانات تراز تجاری کشور در مطالعه آنها محاسبه شده است. نتایج حاصل از آزمون های انجام گرفته، بیانگر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی تراز تجاری کل است. از طرفی اساس تأثیر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری کل در کوتاه‌مدت، فرضیه منحنی J را مورد تأیید قرار می‌دهد (معماریان و جلالی نایینی، ۱۳۸۹: ۴۵).

محمودزاده و اصغرپور در مقاله‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری در ایران با استفاده از رهیافت همجمعی و تصحیح خطای برداری در سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۳۸ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که نرخ ارز حقیقی، صادرات نفت و گاز و رابطه مبادله تأثیر مثبت و کسری بودجه دولت تأثیر منفی و معنادار بر مانده تراز حساب جاری داشته‌اند. همچنین اثر سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز بر مانده تراز حساب جاری منفی بوده ولی معنادار نمی‌باشد (محمودزاده و اصغرپور، ۱۳۸۹: ۵۳).

پدرام و همکاران در مقاله‌ای پویایی‌های منحنی جی در تجارت خارجی ایران را با ۱۱ کشوری که در حدود ۶۵/۷۶ درصد از کل مبادلات تجاری با ایران را تشکیل می‌دهند در دو حالت کوتاه‌مدت و بلندمدت و طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۸ مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل از برآورد مدل خودبازگشت برداری و تابع واکنش آنی حاکی از آن است که شرط مارشال لرنر در خصوص تراز تجاری ایران با جهان و همچنین در مبادلات بازرگانی ایران با امارات، سوئیس، هند، فرانسه، کره جنوبی، ژاپن و انگلستان برقرار بوده و پدیده منحنی جی نیز در تمام موارد به استثناء ترکیه که همگرایی در مورد متغیرهای آن حاصل نشده است، وجود دارد (پدرام و همکاران، ۱۳۹۰: ۵).

راسخی و همکاران واکنش غیرخطی نامتقارن تراز تجاری نسبت به تغییرات نرخ واقعی ارز را برای ایران و طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۵۲ با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم مورد بررسی قرار دادند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که اولاً نرخ واقعی ارز به صورت غیرخطی و نامتقارن بر تراز تجاری ایران مؤثر است و ثانیاً ارزش‌گذاری بیش از حد پول داخلی، اثر منفی بر تراز تجاری کشور دارد (راسخی و همکاران، ۱۳۹۳: ۴۱).

لطفعلی‌پور و بازرگان در مقاله‌ای تغییرات نرخ ارز مؤثر حقیقی بر تراز تجاری ایران و شرکای عمده برای داده‌های سالانه طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۷۲ در قالب مدل تصحیح خطای برداری را مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت نوسانات نرخ ارز حقیقی مؤثر تنها برای کشور آلمان منجر به کاهش تراز تجاری می‌گردد و در بلندمدت، برای کشور ایتالیا منجر به افزایش تراز تجاری می‌گردد (لطفعلی‌پور و بازرگان، ۱۳۹۵: ۷۳).

تفاوت مطالعه حاضر با مطالعات داخلی در این می‌باشد که با توجه به مطالعه و بررسی محقق، تاکنون تأثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری در مطالعات داخلی مورد بررسی قرار نگرفته است. به عبارتی دیگر در مطالعات داخلی بررسی شده، نرخ پس‌انداز و نحوه اثر آن بر تراز تجاری مورد بحث قرار نگرفته است. پس یکی از نوآوری‌های تحقیق در تازگی موضوع مدنظر هست. همچنین این مطالعه با رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر نرخ پس‌انداز و نرخ ارز مؤثر واقعی بر تراز تجاری ایران می‌پردازد. نهایتاً با توجه به این که در اکثر مطالعات نحوه ارتباط نرخ ارز و تراز تجاری دارای ابهام می‌باشد، برای پی بردن به ارتباط دقیق میان آن دو از مدل رگرسیون فازی استفاده گردیده است.

۳- روش شناسی

۳-۱- رگرسیون فازی

لطفی‌زاده در سال ۱۹۶۵، نظریه سیستم‌های فازی را معرفی کرد. وی منطق کلاسیک هر چیزی را بر اساس یک سیستم دوتایی نشان می‌دهد (درست یا غلط،۰ یا ۱، سیاه یا سفید)، ولی منطق فازی درستی هر چیزی را با یک عدد که بین صفر و یک است نشان می‌دهد. مثلاً اگر رنگ سیاه را با عدد صفر و رنگ سفید را با عدد یک نشان دهیم، آنگاه رنگ خاکستری عددی نزدیک به صفر خواهد بود. اساس منطق فازی در این است که ابهام در ماهیت علم نهفته است. لطفی‌زاده معتقد است که باید به دنبال ساختن مدل‌هایی بود که ابهام را به منزله بخشی از سیستم بپذیرد، برخلاف دیگران که معتقدند تقریب‌ها را بایستی دقیق‌تر کرد تا بهره‌وری افزایش یابد[1] (خدایی، ۱۳۸۸: ۸۲).

برای اولین بار تاناکا[2] و همکارانش (۱۹۸۲) رگرسیون با ضرایب فازی را معرفی کردند[3]. بعد از اولین مقاله وی، مقالات متعددی در خصوص تئوری فوق توسط دیگران، با تکیه بر گسترش تئوری و مثال‌های کاربردی منتشر شد. به مدل‌های رگرسیون با ضرایب فازی، گاهی مدل‌های رگرسیون امکانی هم گفته می‌شود. زیرا که در این مدل‌ها، خطای مدل در قالب توزیع‌های امکانی ضرایب مدل منظور می‌شود (طاهری و ماشین چی، ۱۳۸۷: ۲۵). در رگرسیون خطی کلاسیک، به ازای هر سری از متغیرهای ورودی تنها یک مقدار مشخص برای متغیر خروجی محاسبه می‌گردد، در حالی‌که رگرسیون فازی بازه‌ای از مقادیر ممکن را برای متغیر خروجی برآورد می‌کند. این مقادیر به وسیله یک توزیع امکانی که به صورت تابع عضویت[4] نشان داده می‌شود، مشخص می‌شوند. بنابراین، برخلاف رگرسیون کلاسیک که مبتنی بر تئوری احتمال می‌باشد، رگرسیون فازی بر اساس تئوری امکان و تئوری مجموعه‌های فازی پایه‌گذاری گردیده است. به طور کلی در شرایطی که موارد زیر رخ دهد از رگرسیون فازی می‌توان استفاده کرد (کوره‌پزان دزفولی، ۱۳۸۷: ۱۲):

- ناکافی بودن تعداد داده‌ها و مشاهدات آماری
- عدم تبعیت خطاها از توزیع نرمال
- مبهم بودن نحوه ارتباط بین متغیرهای مستقل و وابسته
- وجود ابهام در ارتباط با یک پیشامد
- نادرست بودن فرضیات خطی‌سازی

در ادامه، مدل رگرسیون امکانی تشریح می‌شود:

با فرض اینکه Y متغیر وابسته و $X_1, X_2, \dots X_P$ متغیرهای مستقل و تعداد مشاهدات n باشد، صورت کلی مدل رگرسیون فازی، به شکل رابطه (۶) خواهد بود:

(۶)

$$\widetilde{\mathrm{Y}} = \mathrm{f}(\mathrm{X}, \mathrm{A}) = \widetilde{\mathrm{A}}_0 + \widetilde{\mathrm{A}}_1\mathrm{X}_1 + \widetilde{\mathrm{A}}_2\mathrm{X}_2 + \cdots + \widetilde{\mathrm{A}}_\mathrm{P}\,\mathrm{X}_\mathrm{P}$$

هدف از رابطه (۶)، برآورد پارامترهای مدل یعنی $\widetilde{\mathrm{A}}_0, \widetilde{\mathrm{A}}_1, \widetilde{\mathrm{A}}_2, \widetilde{\mathrm{A}}_\mathrm{P}$ است، به صورتی که مدل بهترین برازش را برای داده‌ها برگزینند. برای یافتن پارامترهای فوق از تابع عضویت مثلثی متقارن رابطه (۷) استفاده می‌کنیم. در این راستا تابع عضویت مثلثی متقارن به صورت رابطه (۷) تعریف می‌شود:

(۷)

$$\widetilde{\mathrm{A}}_{(\mathrm{X})} = \begin{cases} 1 - \dfrac{\mathrm{a} - \mathrm{X}}{\mathrm{S}} & \mathrm{a} - \mathrm{S} \le \mathrm{X} \le \mathrm{a} \\ 1 - \dfrac{\mathrm{a} - \mathrm{X}}{\mathrm{S}} & \mathrm{a} \le \mathrm{X} \le \mathrm{a} + \mathrm{S} \end{cases}$$

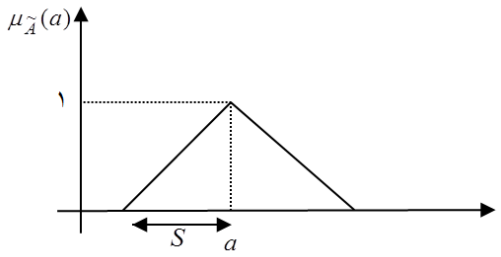
در رگرسیون فازی هر عدد مثلثی را می‌توان به صورت $\tilde{A} = (a, s)$ نشان داد. یک عدد مثلثی فازی به صورت نمودار (۱)، قابل نمایش است:

۱. برای مطالعه بیشتر به مقاله لطفی‌زاده (۱۹۶۵) مراجعه شود.

2. Tanaka et al. (1982)

۳. برای مطالعه بیشتر به مقالات تاناکا (۱۹۸۲) مراجعه شود.

4. Membership Function



نمودار ۱. عدد مثلثی فازی $\tilde{A}$

مأخذ: محاسبات تحقیق

α مقدار میانه و s پهنای $\tilde{A}$ را مشخص می‌کند. پارامتر s گستره عددی فازی است که نشان دهنده میزان فازی بودن عدد است. یعنی هر مقدار که s بیشتر باشد میزان فازی بودن عدد نیز بیشتر است. بنابراین خروجی رگرسیون رابطه (۶) را می‌توان به صورت رابطه (۸) نشان داد:

(۸)

$$\tilde{Y} = (a_0, S_0) + (a_1, S_1)X_1 + (a_2, S_2)X_2 + \cdots + (a_P, S_P)X_P$$

در نتیجه، تابع عضویت متغیر خروجی رگرسیون رابطه (۸) به صورت رابطه (۹) به دست می‌آید:

(۹)

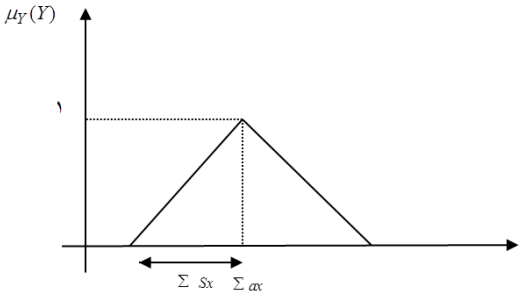
$$\mu_Y(Y) = \begin{cases} max\left(min\{\tilde{A}_X\}\right) & \{X|Y = f(X,a)\} = \emptyset \\ 0 & otherwisw \end{cases}$$

با جایگزینی رابطه (۹) در (۷)، رابطه (۱۰) به دست می‌آید:

(۱۰)

$$\mu_Y(Y) = \begin{cases} 1 - \dfrac{|Y - \sum_{i=1}^{n} a_i X_i|}{\sum_{i=1}^{n} S_i |X_i|} & X_i \neq 0 \\ 1 & X_i = 0, Y = 0 \\ 0 & X_i = 0, Y \neq 0 \end{cases}$$

$\mu_Y(Y)$ به صورت نمودار (۲)، قابل نمایش است:



نمودار ۲. تابع عضویت $\mu_Y(Y)$

مأخذ: محاسبات تحقیق

در ادامه روش‌شناسی به منظور بررسی ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان نرخ ارز و تراز تجاری به مبانی نظری روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پرداخته می‌شود.

۳-۲- روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی

به طور کلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها، همانند رابطه (۱۱) وارد شوند (پسران و شین[1]، ۱۹۹۶: ۴۳).

(۱۱)

$$Y_t = ax_t + bx_{t-1} + cY_{t-1} + u_t$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده کرد که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه (۱۲) در نظر بگیرد.

(۱۲)

$$\emptyset(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L, q_i)X_{it} + \acute{c}w_t + u_t$$

در روابط بالا Y_t متغیر وابسته و X_t متغیرهای مستقل هستند. جمله L عملگر وقفه و wt برداری S×1 است که نمایانگر متغیرهای از پیش تعیین شده در مدل شامل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و سایر متغیرهای برون‌زا است. P تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته و q تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل می‌باشد[2].

۳-۳- تصریح مدل

مدل تحقیق را با اقتباس از لطفی‌زاده در مورد روش‌شناسی رگرسیون فازی می‌توان به صورت رابطه (۱۳) بازنویسی کرد.

(۱۳)

$$LTB = (a_0, S_0) + (a_1, S_1)LSAVE + (a_2, S_2)LREER + (a_3, S_3)LOPENNES + LGDP$$

در رابطه (۱۳) متغیرها و پارامترهای مورد استفاده به شرح زیر می‌باشند:

- LTB: لگاریتم تراز تجاری (بر حسب میلیون دلار) به عنوان متغیر وابسته مدل می‌باشد. نکته قابل ذکر این می‌باشد که چون برخی اوقات با کسری تجاری مواجه هستیم طبیعتاً در این حالات گرفتن لگاریتم از اعداد منفی بی‌معنی می‌باشد. برای برطرف کردن این مشکل برای محاسبه تراز تجاری، از

1. Pesaran & Shin (1996)

۲. برای بررسی بیشتر به مقاله (پسران و شین، ۱۹۹۶) رجوع شود.

نسبت صادرات به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی، به واردات به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی استفاده شده است (بهمنی اسکویی و همکاران[1]، ۲۰۱۴: ۶۱۹).

- LSAVE: لگاریتم نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی[2]
- LREER: لگاریتم نرخ ارز مؤثر واقعی[3] است که از تقسیم میانگین وزنی از قیمت سبد کالایی در کشورهای طرف تجاری بر حسب پول داخلی نسبت به قیمت آن در کشور به دست می‌آید.
- LOPENNES: لگاریتم شاخص درجه باز بودن اقتصاد[4] که از نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود.
- LGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه می‌باشد. این متغیر طبق گزارش بانک جهانی از تولید ناخالص داخلی کشورها به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵ و بر حسب میلیارد دلار به دست آمده است.

لازم به ذکر است که داده‌های تحقیق از بانک جهانی (۲۰۱۶)[5] استخراج گردیده‌اند. در این مقاله از برنامه نرم‌افزاری MATLAB10 برای برآورد رگرسیون فازی و برای برآورد مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی از نرم‌افزارهای Microfit5 , Eviews9 استفاده شده است.

٤- یافته‌ها تحقیق

۴-۱- توصیف داده‌های تحقیق

بررسی برخی آماره‌های توصیفی از متغیرهای مورد استفاده در مطالعه حاضر در فهم نتایج و شناخت وضعیت کشور ایران می‌تواند کمک شایان توجهی نماید. در این بخش ضمن ارائه برخی آماره‌های توصیفی از متغیرهای تحقیق، ارتباط میان متغیرهای تحقیق در قالب نمودارهای (۳) تا (۷) مورد بررسی قرار می‌گیرد. در جدول (۱) برخی از آماره‌های توصیفی ارائه شده‌اند.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی

متغیر	میانگین	بیشینه	کمینه
TB	۳۳۴۸/۲۵	۵۳۹۸۷/۸۹	-۱۵۶۵۱/۴۲
SAVE	۳۴/۶۳	۵۷/۰۶	۱۰/۱۲
REER	۲۹۸/۱۷	۱۳۶۳/۷۲	۸۴/۷۲
OPENNES	۴۱/۰۸	۷۶/۱۱	۱۴/۱۴
GDP	۲۹۱۴/۴۸	۴۹۹۴/۶۵	۱۴۷۹/۹۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول (۱) مشاهده می‌گردد، بیش‌ترین و کم‌ترین مقدار تراز تجاری به ترتیب برابر با ۵۳۹۸۷/۸۹ و ۱۵۶۵۱/۴۲- میلیون دلار است که مربوط به سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۶۰ می‌باشد. همچنین بیش‌ترین و کم‌ترین مقدار نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی به ترتیب برابر با ۵۷/۰۶ در سال ۱۳۵۵ و ۱۰/۱۲ در سال ۱۳۶۷ می‌باشد. از طرفی دیگر بیش‌ترین و کم‌ترین مقدار متغیر نرخ ارز مؤثر واقعی برابر با ۱۳۶۳/۷۲ و ۸۴/۷۲ در سال‌های ۱۳۷۱ و ۱۳۷۳ بوده است.

از دیگر اطلاعات جدول (۱) می‌توان به بیشینه درجه باز بودن تجاری و تولید ناخالص داخلی سرانه در سال‌های ۱۳۵۴ و ۱۳۵۴ نیز اشاره کرد. در ادامه این بخش، ماتریس همبستگی میان متغیرهای مورد مطالعه در جدول (۲) گزارش شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود تراز تجاری همبستگی مثبت با متغیر نرخ پس‌انداز و به اندازه ۰/۵۵ دارد. از طرفی دیگر بین تراز تجاری و نرخ ارز مؤثر واقعی همبستگی منفی وجود دارد. سایر اطلاعات جدول (۲) نیز نشانگر همبستگی مثبت میان تراز تجاری و متغیرهای درجه باز بودن تجاری و تولید ناخالص داخلی سرانه است.

جدول ۲. ماتریس همبستگی بین متغیرها

نام متغیر	TB	SAVE	REER	OPENNES	GDP
TB	۱				
SAVE	۰/۵۵	۱			
REER	-۰/۵	-۰/۷	۱		
OPENNES	۰/۳۷	۰/۸۵	-۰/۵۱	۱	
GDP	۰/۴۲	۰/۸۱	-۰/۳۷	۰/۷۹	۱

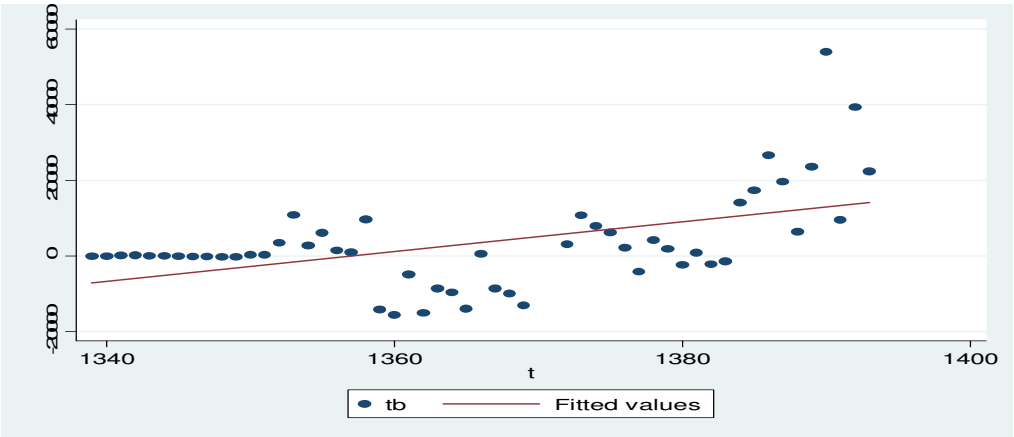
مأخذ: محاسبات تحقیق

در نمودار (۳) روند زمانی تراز تجاری ایران بین سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۳۹ آورده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌گردد به جز چند دوره کوتاه که کشور ایران با مازاد تراز تجاری روبه‌رو بوده است در مابقی سال‌ها کسری تجاری را تجربه کرده است. در نمودار (۳) نیز مشاهده می‌گرددکه تراز تجاری ایران پس از ۳۷ سال در سال ۱۳۹۴ (۹۱۶ میلیون دلار مازاد

1. Bahmani-Oskooee et al. (2014)
2. Ratio of Gross Domestic Savings to GDP
3. Real Effective Exchange Rate
۴. درجه باز بودن اقتصاد شاخص های مختلفی دارد ولی چون از این شاخص بیشتر استفاده می‌شود، در این تحقیق نیز به این علّت از این شاخص استفاده شده است.
5. World Bank (2016)

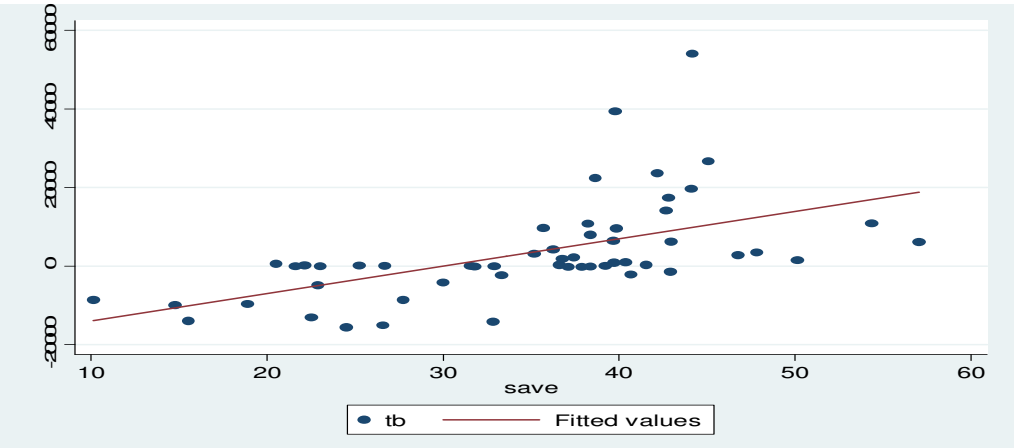
تراز تجاری) مثبت شده است که می‌توان گفت در طول تاریخ جمهوری اسلامی ایران بی‌سابقه بوده است. اما باید به این نکته توجه شود که این مثبت شدن تراز تجاری بیشتر به دلیل کاهش واردات (نه افزایش صادرات) بوده است. از جمله اطلاعات دیگر نمودار (۳) تراز تجاری ایران در سال ۱۳۹۰ است که نسبت به سال ۱۳۸۹ حدود ۲۶ درصد رشد داشته است.

به طور کلی تحریم‌های ایران را از نظر تحریم‌کنندگان می‌توان به ۴ دسته کلی تقسیم‌بندی کرد: تحریم‌های چندجانبه همچون تحریم‌های شورای امنیت سازمان ملل، تحریم‌های اتحادیه اروپا، تحریم‌های تک‌جانبه از سوی کشورهای مختلف مانند ایالات متحده و تحریم‌های کنگره آمریکا که در این قسمت نمونه‌ای از این تحریم‌ها آورده شده است. از جمله مواردی که بایستی در بررسی اثرات تحریم به آن پرداخته شود، اثر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله حجم تجارت و تراز بازرگانی می‌باشد. اولین اقدامی که در تحریم اقتصادی مورد هدف قرار می‌گیرد، کاهش یا حذف روابط تجاری با کشور تحریم شونده است. از این‌رو با قطع و کم شدن روابط تجاری میزان صادرات و واردات کشور کاهش و در نتیجه حجم تجاری کشور کمتر می‌شود و اگر این امر به صادرات کشور لطمه بزند در آن صورت ممکن است تراز تجاری منفی گردد. در این میان از جمله دوره‌هایی که کشور ایران مورد تحریم کشور آمریکا قرار گرفت در زمان جنگ ۸ ساله تحمیلی عراق علیه ایران (۱۳۶۷-۱۳۵۹) و بخصوص در سال ۱۳۶۶ بوده است که طبق تصمیم کنگره آمریکا، ورود کالاها و فرآورده‌های آمریکایی به ایران تحریم شد. روند نمودار (۳) نیز اثرات تحریم بر تراز تجاری را نشان می‌دهد که ایران با کسری تجاری روبه‌رو بوده است.



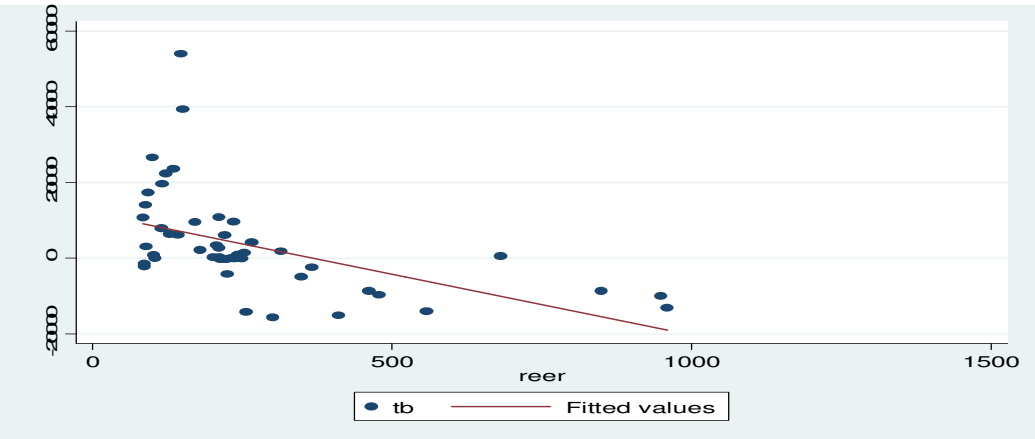
نمودار ۳. روند تراز تجاری (۱۳۹۴-۱۳۳۹)

مأخذ: محاسبات تحقیق



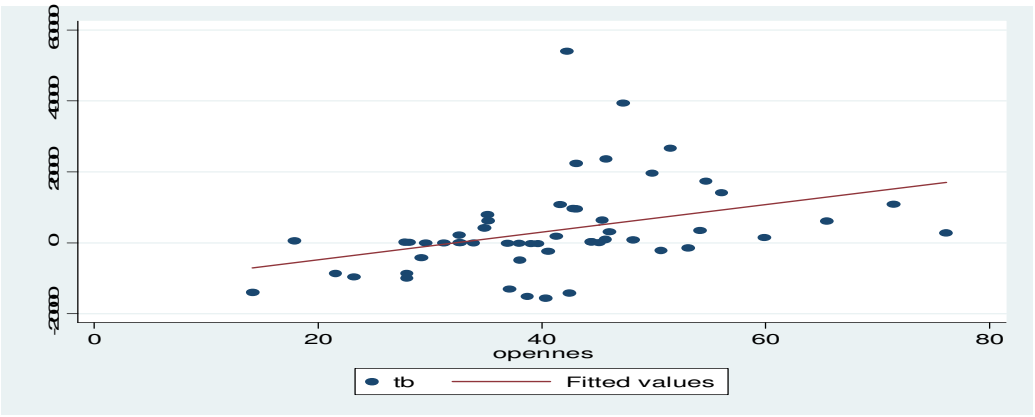
نمودار ۴. روند تراز تجاری در مقابل نرخ پس‌انداز (۱۳۹۴-۱۳۳۹)

مأخذ: محاسبات تحقیق



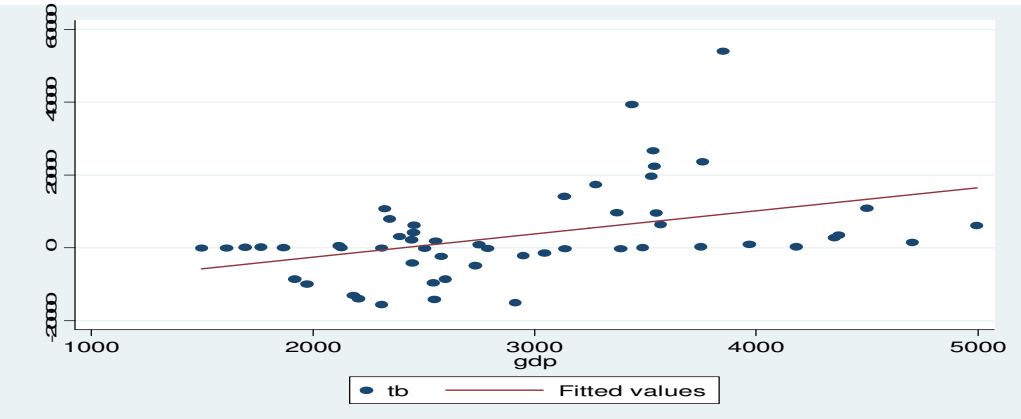
نمودار ۵. روند تراز تجاری در مقابل نرخ ارز مؤثر واقعی (۱۳۹۴-۱۳۳۹)

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ۶. روند تراز تجاری در مقابل درجه باز بودن تجاری (۱۳۹۴-۱۳۳۹)

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ۷. روند تراز تجاری در مقابل تولید ناخالص داخلی سرانه (۱۳۹۴-۱۳۳۹)

مأخذ: محاسبات تحقیق

در آخرین قسمت از توصیف داده‌های تحقیق در نمودارهای (۴) تا (۷) ارتباط میان متغیرهای تحقیق با تراز تجاری نشان داده شده است:

نمودارهای (۴) تا (۷) نیز به نوعی اطلاعات حاصل شده از جدول (۲) را مورد تأیید قرار می‌دهد. به عبارت دیگر در نمودارهای (۴)، (۶) و (۷) به ترتیب ارتباط مثبت میان تراز تجاری با نرخ پس‌انداز ناخالص داخلی، درجه باز بودن تجاری و تولید ناخالص داخلی وجود دارد. نمودار (۵) نشانگر ارتباط منفی

میان تراز تجاری و نرخ ارز مؤثر واقعی است.
لازم به ذکر است نحوه ارتباط میان متغیرهای تحقیق به صورت نموداری و جداول از طریق نرم‌افزار Stata12 به دست آمده است.

۴-۲- آزمون ایستایی متغیرها

قبل از پرداختن به برآورد مدل لازم است مانایی متغیرهای به کار رفته در مدل مورد بررسی قرار گیرد. در این مطالعه از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته در حالت با عرض از مبدأ و روند زمانی استفاده شده است. نتایج جدول (۳) حاکی از آن است که متغیرهای تراز تجاری و درجه باز بودن تجاری انباشته از مرتبه صفر بوده و متغیرهای نرخ پس‌انداز و نرخ ارز مؤثر واقعی پس از یک مرتبه تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد ADF

متغیرها	با عرض از مبدأ			با عرض از مبدأ و روند		
	سطح	یک‌بار تفاضل گیری	مرتبه انباشتگی	سطح	یک‌بار تفاضل گیری	مرتبه انباشتگی
TB	-۳/۷۹۹ (۰/۰۰۵)	-	I(۰)	-۳/۸۶۱ (۰/۰۲)	-	I(۰)
SAVE	-۲/۱۹۹ (۰/۲۰۸)	-۸/۰۲۴ (۰/۰۰۰)	I(۱)	-۲/۱۶۶ (۰/۴۹۸)	-۷/۹۵۸ (۰/۰۰)	I(۱)
REER	-۲/۲۳۲ (۰/۱۹۷)	-۷/۰۴۷ (۰/۰۰۰)	I(۱)	-۲/۴۹۱ (۰/۳۳۱)	-۶/۹۹۹ (۰/۰۰۰)	I(۱)
OPENNES	-۳/۲۹۱ (۰/۰۲)	-	I(۰)	-۳/۲۶۸ (۰/۰۸۲)		I(۰)
GDPPER	-۲/۴۶۲ (۰/۱۳)	-۴/۰۶۷ (۰/۰۰۲)	I(۱)	-۲/۳۷۸ (۰/۳۸۶)	-۴/۰۶۹ (۰/۰۱۲)	I(۱)

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۳- آزمون هم‌انباشتگی و برآورد مدل ARDL

جدول (۴) نتایج آزمون هم‌انباشتگی برای مدل مورد بررسی و همچنین مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و شین برای K=۴ را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود مقدار F محاسبه شده برابر ۵/۴ است که بیشتر از حد بالای مقدار بحرانی در سطح پنج درصد I(1) است. بنابراین یک رابطه تعادلی بلندمدت بین تراز تجاری و متغیرهای مستقل موجود در مدل تأیید می‌شود.

جدول ۴. نتایج آزمون هم انباشتگی پسران و شین

تعداد متغیرهای مستقل مدل K=۴	مقادیر حدود بحرانی F (با عرض از مبدأ و بدون روند)			
	۱۰ درصد		۵ درصد	
	I(۱)	I(۰)	I(۱)	I(۰)
	۳/۵۲	۲/۴۵	۴/۰۱	۲/۸۶
	آماره F محاسبه شده: ۵/۴			

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۴- برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل ARDL

به منظور بررسی ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرهای مدل از رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۵) آورده شده است:

نتایج ضرایب کوتاه‌مدت حاکی از آن است که تراز تجاری در دوره گذشته اثر مثبت و معنی‌داری بر تراز تجاری در دوره جاری داشته است. از طرفی نرخ پس‌انداز و درجه باز بودن تجاری در دوره جاری اثر مثبت و معنادار بر تراز تجاری داشته است. تولید ناخالص داخلی سرانه و دومین وقفه آن اثر مثبت و وقفه اول آن تأثیر منفی بر تراز تجاری داشته‌اند. سایر نتایج مربوط به ضرایب کوتاه‌مدت حاکی از اثر منفی نرخ ارز مؤثر واقعی در دوره جاری بر تراز تجاری است.

نهایتاً در معادله کوتاه‌مدت آنچه که مورد توجه و دارای اهمیت اساسی است، ضریب ECM(-۱) است که نشان‌دهنده سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. همان‌گونه که در جدول شماره (۳) مشخص است، ضریب برآوردی ECM (-۱) در حدود ۰/۹۳- است که حاکی از سرعت زیاد رفع عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است و نشان می‌دهد در هر دوره ۹۳ درصد از عدم تعادل‌های موجود برطرف می‌شود.

جدول ۵. نتیجه برآورد ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت با استفاده از ARDL(1,0,2,0)

تخمین ضرایب کوتاه‌مدت					تخمین ضرایب بلندمدت				
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال	متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
D(TB(-1))	۰/۳۱۱	۰/۱۱۸	۲/۶۲۸	۰/۰۱۱	SAVE	۰/۹۵۶	۰/۲۶۳	۳/۶۲۶	۰/۰۰۰
D(SAVE)	۰/۸۹۸	۰/۲۶۵	۳/۳۷۸	۰/۰۰۱	OPENNES	−۰/۶۵۷	۰/۲۳۴	−۲/۸۰۵	۰/۰۰۷
D(OPENNES)	۰/۰۳۹	۰/۲۴۷	۰/۱۶	۰/۸۷۳	GDP	۰/۲۶۹	۰/۱۲۱	۲/۲۱۸	۰/۰۲۹
D(GDP)	۱/۲۳۱	۰/۵۳۴	۲/۳۰۴	۰/۰۲۶	REER	−۰/۱۷۱	۰/۰۷۶	−۲/۲۵۲	۰/۰۲۹
D(GDP(-1))	−۲/۸۴۹	۰/۹۰۳	−۳/۱۵۳	۰/۰۰۳	C	−۲/۱۸۵	۱/۳۲۹	−۱/۶۴۳	۰/۰۹
D(GDP(-2))	۰/۹۳۴	۰/۴۶۵	۲/۰۰۹	۰/۰۵	TB=-2/18+0.95SAVE-0.65OPEN-0.17REER+0.26GDP				
D(REER)	−۰/۱۶۱	۰/۰۷۱	−۲/۲۴۶	۰/۰۳					
ECM(-1)	−۰/۹۳۹	۰/۱۲۶	−۷/۴۵۲	۰/۰۰۰					

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۶. نتایج فروض کلاسیک و اعتبارسنجی مدل

فروض کلاسیک	آزمون LM		آزمون F	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال
آزمون خودهمبستگی سریالی	۰/۱۰۱	۰/۹۰۳	۰/۲۶۸	۰/۹۰۳
آزمون رمزی برای شناسایی شکل تبعی مدل	۰/۵۵۷	۰/۵۸	۰/۳۱	۰/۵۷
آزمون توزیع نرمال جملات اخلال	۳/۵۱	۰/۱۷۲	–	–
آزمون ناهمسانی واریانس	۱/۶۵۶	۰/۷۵۷	۷/۱۶	۰/۷۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

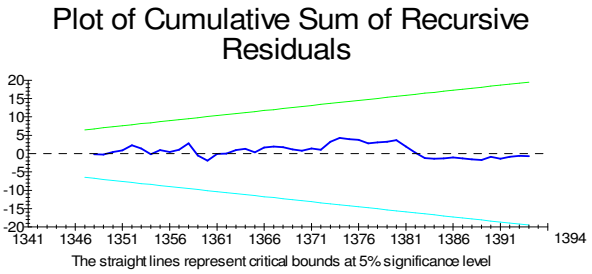
ضرایب متغیرهای مستقل در رابطه تعادلی بلندمدت بیانگر کشش متغیر وابسته نسبت به متغیرهای مستقل است. بر اساس نتایج جدول (۵) تمامی متغیرهای پس‌انداز، درجه باز بودن تجاری، تولید ناخالص داخلی سرانه و نرخ ارز مؤثر واقعی معنی‌دار می‌باشند. بدین صورت که نرخ پس‌انداز تأثیر مثبت بر تراز تجاری داشته است. به عبارتی دیگر با ثبات سایر شرایط، به ازای یک درصد تغییر در پس‌انداز، تراز تجاری به اندازه ۰/۹۵ درصد افزایش می‌یابد. بنابراین می‌توان گفت یکی از بهترین ابزارها برای بهبود تراز تجاری افزایش در نرخ پس‌انداز است. همچنین درجه باز بودن تجاری اثر منفی بر تراز تجاری داشته است. به ازای یک تغییر در درجه باز بودن تجاری و با فرض ثبات سایر عوامل، تراز تجاری به اندازه ۰/۶۵ درصد کاهش یافته است. از طرفی تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبت به اندازه ۰/۲۶ درصد بر تراز تجاری داشته است.

نهایتاً نرخ ارز مؤثر واقعی اثر منفی و به اندازه ۰/۱۷ درصد بر تراز تجاری دارد. به عبارتی کشش بلندمدت نرخ ارز مؤثر واقعی نسبت به تراز تجاری ۰/۱۷ درصد می‌باشد. از آنجا که هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت این اثر منفی می‌باشد، بنابراین منحنی جی در ایران طی دوره مورد بررسی و با استفاده از رویکردهای به کار گرفته شده مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. اثرگذاری نرخ ارز مؤثر واقعی بر تراز تجاری بر اساس نتایج رگرسیون فازی ۰/۲۳− و بر اساس رویکرد خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی ۰/۱۷− می‌باشد که هر دو روش حاکی از اثرگذاری منفی این متغیر بر تراز تجاری می‌باشند.

همچنین در جدول (۶) در راستای آزمون تصریح مناسب مدل، نتایج آزمون‌های تشخیص و چندین آزمون دیگر گزارش شده است. نتایج حاصل از آزمون رمزی بیانگر عدم رد فرضیه صفر مبنی بر تصریح مناسب مدل می‌باشد. به عبارتی دیگر این آزمون نشانگر آن است که تصریح مدل به شکل درست به کار گرفته شده است. سایر نتایج جدول (۶) حاکی از آن است که آماره چی دو برای آزمون نرمال بودن پسماندها و همبستگی سریالی آنها به ترتیب برابر با ۰/۱۷۲ و ۰/۹۰۳ است که بیانگر آن است که پسماندها به صورت نرمال توزیع شده‌اند و از سویی وجود همبستگی سریالی در سطح معنی‌دار ۱ درصد و ۵ درصد پسماندها مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. همچنین آماره چی دو برای واریانس ناهمسانی برابر با ۰/۷۵۷ است؛ بنابراین واریانس ناهمسانی نیز تأیید نمی‌گردد. به همین دلیل نتایج ارائه شده در این بخش اعتبار علمی مدل را تأیید می‌کنند.

۴-۵- استحکام نتایج (پایداری ضرایب مدل)

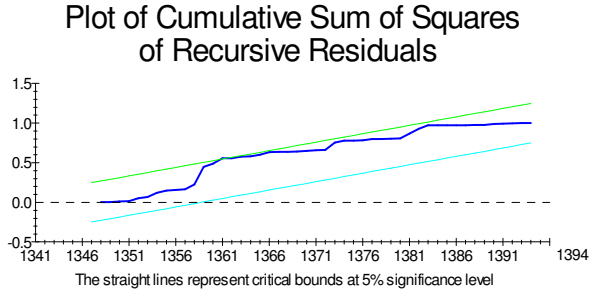
پایداری ضرایب برآورد شده مدل نیز به کمک آزمون‌های پسماند تجمعی[1] و مجذور پسماند تجمعی[2] مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این آزمون‌ها در نمودارهای (۸) و (۹) نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، نمودار پسماند تجمعی از کرانه‌های تعیین شده در سطح معنی‌داری عبور نکرده و فرضیه صفر یعنی (تصریح صحیح معادله رگرسیون) رد نشده است. بنابراین، ضرایب برآورد شده در دوره مورد نظر دارای ثبات ساختاری بوده است.



نمودار ۸. آزمون پسماند تجمعی

مأخذ: محاسبات تحقیق

از طرفی آزمون مجذور پسماند تجمعی از مجموع مربعات پسماندهای برگشتی استفاده می‌کند. در این آزمون نیز معمولاً سطح معنی‌داری ۵ درصد در نظر گرفته شده و نتیجه آزمون به وسیله رسم نمودار نشان داده می‌شود. این آزمون برای الگوی مورد بررسی انجام و نتیجه آن در نمودار (۹) نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود با توجه به قرار گرفتن نمودار مجذور پسماند تجمعی در محدوده کرانه‌های تعیین شده در سطح معنی‌داری ۵ درصد، پایداری ضرایب برآورد شده در طی دوره مورد بررسی تأیید می‌شود.



نمودار ۹. آزمون مجذور پسماند تجمعی

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۶- برآورد مدل با تکنیک رگرسیون فازی

در این قسمت با استفاده از روش رگرسیون فازی به تخمین ضرایب فازی (si و ai) پرداخته می‌شود. نتایج به دست آمده در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج برآورد پارامترها

نام متغیر		عدد میانه		گستره چپ و راست
عرض از مبدأ	a_0	۵/۴۸	s_0	۰/۹۶
SAVE	a_1	۱/۱	s_1	۰/۴۲
REER	a_2	-۰/۲۳	s_2	۰/۰۱
OPENNES	a_3	۰/۰۵	s_3	۰/۰۰۹
GDP	a_4	۱/۴۷	s_4	۰/۵۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۷)، a مقدار میانه و S پهنای A را مشخص می‌کند، پارامتر s گستره عددی فازی است که نشان دهنده میزان فازی بودن عدد است. یعنی هر چقدر مقدار آن بیشتر باشد، میزان فازی بودن عدد نیز بیشتر خواهد بود. مطابق نتایج به دست آمده، تحلیل ضرایب هر یک از متغیرها مذکور به صورت زیر است:

نرخ پس‌انداز با ضریب فازی (۰/۴۲، ۱/۱) تأثیر مثبتی بر تراز تجاری دارد. بر طبق ضریب فازی به دست آمده حداکثر اثرگذاری متغیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری برابر ۱/۱ و حداقل اثرگذاری آن برابر ۰/۶۸ و متوسط اثرگذاری آن برابر ۱/۱ می‌باشد. به عبارت دیگر بر طبق ضریب فازی به دست آمده می‌توان بیان کرد که تأثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری بیشتر از ۱/۱ و کمتر از ۰/۶۸ نخواهد بود و در عددی بین این دو حد قرار می‌گیرد و متوسط اثرگذاری آن نیز ۱/۱ می‌باشد. اثر مثبت نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری سازگار با تئوری وجوه قابل استقراض می‌باشد. بر اساس این تئوری افزایش در نرخ پس‌انداز عرضه وجوه را افزایش و نرخ بهره را کاهش می‌دهد. در نتیجه سرمایه‌گذاری داخلی و جریان خالص سرمایه افزایش می‌یابد. افزایش در جریان خالص سرمایه عرضه پول داخلی را افزایش می‌دهد و بنابراین نرخ ارز کاهش می‌یابد که به عبارتی این مهم تأکید بر بهبود تراز تجاری دارد.

نرخ ارز مؤثر واقعی یکی دیگر از عوامل اثرگذار بر تراز تجاری می‌باشد که با ضریب فازی (۰/۰۱، -۰/۲۳) اثر منفی بر تراز تجاری دارد. بر اساس ضریب فازی به دست آمده حداکثر اثر گذاری نرخ ارز مؤثر واقعی بر تراز تجاری برابر -۰/۲۳ و حداقل اثرگذاری آن برابر -۰/۲۴ و متوسط اثرگذاری آن برابر -۰/۲۳ می‌باشد. به عبارت دیگر بر طبق ضریب فازی به دست

1. Cumulative Sum of Recursive Residuals
2. Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

آمده می‌توان بیان کرد که تأثیر نرخ ارز مؤثر واقعی بر تراز تجاری بیشتر از ۰/۲۳- و کمتر از ۰/۲۴- نخواهد بود و در عددی بین این دو حد قرار می‌گیرد و متوسط اثرگذاری آن نیز ۰/۲۳- می‌باشد. نرخ ارز مؤثر واقعی در واقع تغییر و تحول قیمت‌ها و هزینه‌های نسبی را با یک پول مشترک اندازه‌گیری کرده و عمومی‌ترین شاخص برای رقابت‌پذیری محسوب می‌گردد. تغییرات نرخ ارز به طور مستقیم، از طریق قیمت‌های صادرات و واردات و به طور غیرمستقیم از طریق عکس‌العمل حجم صادرات و واردات نسبت به تغییر قیمت‌های اسمی، موازنه تجاری اسمی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. بر اساس نتایج، افزایش در نرخ ارز مؤثر واقعی باعث کاهش در کسری تراز تجاری شده است.

درجه باز بودن تجاری عامل دیگری است که وارد مدل شده است. این متغیر با ضریب فازی (۰/۰۰۹،۰/۰۵) اثر مثبت بر تراز تجاری دارد. طبق ضریب فازی به دست آمده حداکثر اثرگذاری درجه باز بودن تجاری بر تراز تجاری برابر ۰/۰۵ و حداقل اثرگذاری آن برابر ۰/۰۴۱ و متوسط اثرگذاری آن نیز برابر ۰/۰۵ می‌باشد. به عبارت دیگر بر طبق ضریب فازی به دست آمده می‌توان بیان کرد که تأثیر درجه باز بودن تجاری بر تراز تجاری بیشتر از ۰/۰۵ و کمتر از ۰/۰۴۱ نخواهد بود و در عددی بین این دو حد قرار می‌گیرد و متوسط اثرگذاری آن ۰/۰۵ می‌باشد. صادرات و واردات به واسطه تخصص‌گرایی، انتقال دانش و تکنولوژی می‌توانند بر تراز تجاری تأثیر مثبت داشته باشند. اما در صورتی‌که افزایش حجم تجارت صرفاً بر مبنای صادرات مواد خام و اولیه و واردات کالاهای مصرفی باشد، می‌تواند تأثیر منفی داشته باشد.

تولید ناخالص داخلی سرانه با ضریب فازی (۰/۵۸، ۱/۴۷) تأثیر مثبت بر تراز تجاری دارد. بر اساس ضریب فازی به دست آمده حداکثر اثرگذاری تولید ناخالص داخلی سرانه بر تراز تجاری برابر ۱/۴۷ و حداقل اثرگذاری آن برابر ۰/۸۹ و متوسط اثرگذاری آن نیز برابر ۱/۴۷ می‌باشد. به عبارت دیگر بر طبق ضریب فازی به دست آمده می‌توان بیان کرد که تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه بر تراز تجاری بیشتر از ۱/۴۷ و کمتر از ۰/۸۹ نخواهد بود و در عددی بین این دو حد قرار می‌گیرد.

به طور کلی نتایج حاصل از برآورد مدل تحقیق را می‌توان در موارد زیر خلاصه کرد:

- نتایج حاصل از برآورد رگرسیون فازی و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی حاکی از اثرگذاری مثبت و همسوی پس‌انداز بر تراز تجاری می‌باشد که این نتیجه با مطالعات اولیوی (۲۰۰۰)، سان (۲۰۱۱) و چیو و سان (۲۰۱۵) سازگار می‌باشد.
- اثر نرخ ارز مؤثر واقعی بر تراز تجاری کوتاه‌مدت و بلندمدت منفی می‌باشد. از آنجا که نرخ ارز در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت موجب بدتر شدن تراز تجاری گردیده است بنابراین می‌توان اذعان داشت که پدیده منحنی جی در ایران صادق نمی‌باشد. این نتیجه با مطالعه اخباری و خوشبخت (۱۳۸۵) همسو می‌باشد.
- درجه باز بودن تجاری و تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبتی بر تراز تجاری داشته است. بر اساس نتایج حاصل از تصحیح خطا در هر دوره ۹۳ درصد از عدم تعادل‌های موجود برطرف می‌شود.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

از جمله راهکارها برای حل مسائل و مشکلات اقتصادی داشتن درک صحیح از ارتباط میان متغیرها است. در عرصه پژوهش‌ها و مطالعات اقتصادی، اقتصاد بین‌الملل از اهمیت بسیاری برخوردار است. به طوری‌که کسری مداوم تراز تجاری در اکثر کشورهای در حال توسعه و اثرات نامطلوب آن بر اقتصاد داخلی، توجه بسیاری از سیاست‌گذاران را جهت اتخاذ انواع سیاست‌های اقتصادی جهت برطرف کردن کسری تراز تجاری به خود جلب کرده است. یکی از سیاست‌های رایج جهت برطرف کردن کسری تجاری، کاهش ارزش پول ملی است که انتظار می‌رود با افزایش صادرات و کاهش واردات به بهبود تراز تجاری منجر شود. طیف وسیعی از مطالعات داخلی و خارجی به نتایج متناقض در مورد سیاست کاهش ارزش پول بر تراز تجاری رسیده‌اند. مطالعه حاضر درصدد آن است که با استفاده از رویکردهای رگرسیون فازی و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی اثر نرخ پس‌انداز و نرخ ارز مؤثر واقعی بر تراز تجاری ایران طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۳۹ بپردازد.

نتایج مطالعه حاکی از آن است که نرخ پس‌انداز و تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبتی بر تراز تجاری با هر دو رویکرد ARDL و Fuzzy داشته است. همچنین درجه باز بودن تجاری از طریق روش‌های مورد استفاده اثر منفی بر تراز تجاری گذاشته است. از طرفی نتایج نشانگر عدم تأیید منحنی جی در ایران طی سال‌های مورد بررسی است. نتایج حاصله در ارتباط با تأثیر نرخ ارز مؤثر واقعی بر تراز تجاری گویای عدم تأیید منحنی جی در ایران در دوره زمانی مورد نظر می‌باشد. یافته‌های این پژوهش بیانگر وجود رابطه تعادلی بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای الگوی تراز تجاری است. از آنجا که

نتایج رگرسیون فازی و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی حاکی از اثرگذاری مثبت پس‌انداز بر بهبود تراز تجاری می‌باشد، بنابراین به منظور کاهش کسری تجاری سیاست افزایش پس‌انداز می‌تواند یکی از راهکارهای سیاستی مهم تلقی گردد.

منابع

اخباری، محمد و خوشبخت، آمنه (۱۳۸۵). "پویایی‌های تراز تجاری: بررسی منحنی جی شکل ارتباط تجاری ایران با آلمان". *مجله تحقیقات اقتصادی*، سال چهل و یکم، شماره ۷۴، ۱۶۰-۱۲۳.

پدرام، مهدی؛ شیرین‌بخش، شمس‌الدین و رحمانی، مریم (۱۳۹۰). "پویایی‌های منحنی جی در تجارت خارجی ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال نوزدهم، شماره ۶۰، ۱۸-۵.

حیدری، حسن و زارعی، فاطمه (۱۳۹۱). "بررسی روابط تجاری ایران با مهم‌ترین شرکای تجاری آسیا با تمرکز بر آزمون منحنی جی". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال ششم، شماره ۱۸، ۱۰۳-۸۳.

خدایی، ابراهیم (۱۳۸۸). "رگرسیون خطی فازی و کاربردهای آن در پژوهش‌های علوم اجتماعی". *مجله مطالعات اجتماعی ایران*، سال سوم، شماره ۴، ۹۹-۸۲.

راسخی، سعید؛ منتظری، مجتبی و پاشازانوس، پگاه (۱۳۹۳). "واکنش غیرخطی نامتقارن تراز تجاری به تغییرات نرخ واقعی ارز: مطالعه موردی ایران". *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، سال دوم، شماره ۸، ۶۲-۴۱.

رحمانی، تیمور و باقرپور اسکویی، الناز (۱۳۹۶). "تحلیلی از رابطه نرخ پس‌انداز و رشد اقتصادی در کشورهای دارای تورم بالا و پایین". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۸، ۸۲-۷۱.

شیرین‌بخش، شمس‌الله؛ رجبی، مصطفی و امیری‌ماهانی، نازنین (۱۳۸۸). "بررسی رابطه همگرایی نامتقارن نرخ واقعی ارز و تراز تجاری در ایران". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال سوم، شماره ۲، ۹۴-۷۹.

طاهری، محمود و ماشین‌چی، ماشاءالله (۱۳۸۷). "*مقدمه‌ای بر احتمال و آمار فازی*". انتشارات دانشگاه شهید باهنر کرمان، چاپ اول.

فلاحی، فیروز و هاشمی، عبدالرحیم (۱۳۸۹). "رابطه علیّت بین تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف‌سوئیچینگ". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هفتم، شماره ۲۶، ۱۵۲-۱۳۱.

کوره‌پزان دزفولی، امین (۱۳۸۷). "*اصول تئوری مجموعه‌های فازی*". انتشارات جهاد دانشگاهی امیرکبیر، تهران.

لشکری، محمد؛ بهنامه، مهدی و حسنی، ملیحه (۱۳۹۵). "اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر اشتغال در بخش خدمات ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۳، ۱۳۰-۱۱۵.

لطفعلی‌پور، محمدرضا و بازرگان، بهاره (۱۳۹۵). "بررسی آثار تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر، صادرات و واردات بر تراز تجاری ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال شانزدهم، شماره۱، ۹۴-۷۳.

محمودزاده، محمود و اصغرپور، حسین (۱۳۸۹). "عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری در ایران". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال دوم، شماره ۶، ۷۸-۵۳.

معماریان، عرفان و جلالی نائینی، سیداحمدرضا (۱۳۸۹). "آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری ایران (آزمون پدیده منحنی J بر اساس یک الگوی VECM)". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، سال دهم، شماره۲، ۶۹-۴۵.

منکیو، گریگوری (۱۳۹۱). "*کلیات علم اقتصاد*". ترجمه: حمیدرضا ارباب، تهران: نشرنی، چاپ اول.

Anil, K. L. & Thomas, C. L. (2002). "Nominal Effective Exchange Rate and Trade Balance Adjustment in South Asia Countries". *Journal of Asian Economics,* 13(3), 371-383.

Bahmani-Oskooee, M., Harvey, H. & Hegerty, S. W. (2014). "Industry Trade and Exchange-Rate Fluctuations: Evidence from the U.S. and Chile". *International Review of Economics & Finance*, 29, 619–626.

Blanchard, O. J. & Milesi-Ferretti, G. M. (2012). "(Why) Should Current Account Balances be Reduced?". *IMF Economic Review*, 60(1), 139–150.

Bruno, M. (1979). "Stabilization and Stagflation in a Semi-Industrialized Economy". In R. Dornbusch & J. Frankel

(Eds.), International Economic Policy, *Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.*

Chiu, Y. & Sun, C. H. (2015). "The Role of Savings Rate in Exchange Rate and Trade Imbalance Nexus: Cross-Countries Evidence". *Economic Modeling*, 52, 619–626.

Chiu, Y. B., Lee, C. C. & Sun, C. H. (2010). "The U.S. Trade Imbalance and Real Exchange Rate: an Application of the Heterogeneous Panel Cointegration Method". *Economic Model*, 27(3), 705–716.

Diaz-Alejandro, C. F. (1963). "Note on the Impact of Devaluation and Redistributive Effect". *Journal of Political Economy*, 71(6), 577–580.

Dornbusch, R. (1988). "Open Economy Macroeconomics". 2nd ed., Science and Education. An Open Access and Academic Publisher, New York.

Engel, C. & Rogers, J. H. (2006). "The U.S. Current Account Deficit and the Expected Share of World Output". *Journal Monet Economic*, 53, 1063–1093.

Feldstein, M. (2008). "Resolving the Global Imbalance: the Dollar and the U.S. Saving Rate". *Journal Economic Perspect,* 22(3), 113–125.

Feldstein, M. (2017). "US Saving Rate Key to Deficit, Not Trade Policy". *http://www.globaltimes.cn/content/1049626.shtml.*

Gervais, O., S. & Suchanek, L. (2016). "Current Account Dynamics, Real Exchange Rate Adjustment, and the Exchange Rate Regime in Emerging-Market Economies". *Journal of Development Economics*, 119, 86-99.

Guittian, M. (1976). "The Effects of Changes in the Exchange Rate on Output, Prices and the Balance of Payments". *Journal of International Economics*, 6(1), 65–74.

Gylfason, T .H. & Schmidt, M. (1983). "Does Devaluation Cause Stagflation?". *Canadian Journal of Economics*, 16(4), 641–654.

Habermeier, K. & Mesquita, M. (1999). "Long-Run Exchange Rate Dynamics: A Panel Data Study". *IMF Working Paper WP/99/50*, International Monetary Fund, Washington.

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

Hirschman, A. O. (1949). "Devaluation and the Trade Balance: A Note". *Review of Economics and Statistics*, 31, 50–53.

Kandil, M., Berument, H. & Nergiz Dincer, N. (2007). "The Effects of Exchange Rate Fluctuations on Economic Activity in Turkey". *Journal of Asian Economics,* 18(3), 466-489.

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

Krugman, P. R. & Baldwin, R. E. (1987). "The Persistence of U.S. Trade Deficit". *Brookings Papers on Economic Activity*, 18(1), 1-43.

Krugman, P. R. & Obstfeld, M. (2001). "International Economics: Theory and Policy". NewYork, *Addison-Wesley*.

Krugman, P. R. & Baldwin, R. E. (1987). "The Persistence of U.S.Trade Deficit". *Brookings Papers on Economic Activity*, 18(1), 1-43.

Lee, J. W., Mckibbin, W. J. & Park, Y. C. (2006). "Transpacific trade imbalances: causes and cures". *World Economic*, 29(3), 281–303.

Lerner, A. (1944). "The Economics of Control". London: Macmillan- New Palgrave Macmillan.

Machlup, F. (1939). "The Theory of Foreign Exchanges". *Economica*, 6, 375-397.

Magee, S. P. (1973). "Currency Contracts Pass-Through and Devaluations". *Brookings Papers on Economic Activity*, 2,

303-325.

Marshall, A. (1923). "Money, Credit and Commerce". Published by London, *Macmillan and Co*.

Olivei, G. (2000). "The Role of Savings and Investment in Balancing the Current Account: Some Empirical Evidence from the United States". *New England Economic Review*, issue July, 1-12.

Oskooee, B. M. & Rehman, H. (2005). "Stability of the Money Demand Function in Asian Developing Countries". *Applied Economics*, 37(7), 773-792.

Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1996). "Co-Integration and Speed of Convergence to Equilibrium". *Journal of Econometrics*, 71, 43-117.

Quandt, R. E. (1972). "A New Approach to Estimating Switching Regressions". *Journal of the American Statistical Association*, 67, 306–310.

Robinson, J. (1937). "Essays in the Theory of Employment". *Oxford, and Basil Black well.*

Robinson, J. (1947). "Essays in the Theory of Employment". *Oxford, and Basil Blackwell.*

Sun, Y. (2011). "Structural Change, Savings and Current Account Balance". *International Review of Economics and Finance*, 20(1), 82-94.

Tanaka, H. (1987). "Fuzzy Data Analysis by Possibility Linear Models". *Fuzzy Sets and Systems*, 24(3), 363- 375.

Wang, C. H., Lin, C. H. A. & Yang, C. H. (2012). "Short-Run and Long-Run Effects of Exchange Rate Change on Trade Balance: Evidence from China and its Trading Partners". *Japan and the World Economy*, 24, 266–273.

Wijnbergen, S. (1989). "Exchange Rate Management and Stabilization Policies in Developing Countries". *Journal of Development Economics*, 23(2), 227–247.

World Bank (2016). "World Development Indicators". http://data.worldbank.org/data-atalog/world-development-indicators.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و یکم، تابستان ۱۳۹۷ (۹۲-۷۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 31, June 2018 (79-92)

بررسی اثرات سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران: مدل‌های حالت- فضا

*مهدی خدایی[۱]، محمد جعفری[۲]، شهرام فتاحی[۳]
۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه لرستان، لرستان، ایران
۲. استادیار اقتصاد دانشگاه لرستان، لرستان، ایران
۳. دانشیار اقتصاد دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
(دریافت: ۱۳۹۵/۳/٤ پذیرش: ۱۳۹٦/۵/۲۲)

The Effects of Fiscal Policy on Economic Growth in the Iranian Economy: The State-Space Models

*Mehdi Khodaei[1], Mohammad Jafari[2], Shahram Fattahi[3]
1. Ph.D. Student in Economics, Lorestan University, Lorestan, Iran
2. Assistant Professor in Economics, Lorestan University, Lorestan, Iran
3. Associate Professor in Economics, Razi University, Kermanshah, Iran
(**Received:** 24/June/2016 **Accepted:** 13/Aug/2017)

چکیده:
ارتباط بین سیاست‌های مالی و رشد اقتصادی از دیرباز مورد توجه اقتصاددانان بوده است. از این‌رو مطالعات نظری و تجربی متعددی در این زمینه انجام شده است. در این مطالعه جهت بررسی دقیق‌تر اثر سیاست‌های مالی دولت در اقتصاد ایران، با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۵ و استفاده از الگوی خودرگرسیون بردار عامل-افزوده شده (FAVAR) در ترکیب با روش‌های پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP)، اقتصاد ایران مدل‌سازی شده است. در این مدل‌سازی متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد سرمایه‌گذاری، تورم، تغییرات نرخ ارز، رشد مخارج مصرفی خصوصی و متغیر سیاست‌های مالی دولت، به‌عنوان متغیر غیرقابل مشاهده وارد مدل شده‌اند. بر اساس نتایج تحقیق اثر سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی ایران در کل دوره مورد بررسی، مثبت است و افزایش سرمایه‌گذاری زمینه‌ساز افزایش نرخ رشد اقتصادی است. همچنین اثرات مثبت سیاست‌های مالی بر نرخ ارز غیررسمی در طول زمان افزایش یافته است. به‌علاوه اثر سیاست مالی بر تورم در اقتصاد ایران مثبت است، به طوری‌که اثرات افزایشی فوق در دوره‌های رونق اقتصادی بیشتر است. در نهایت اینکه اثر سیاست‌های مالی دولت بر مخارج بخش خصوصی منفی است. نتایج تحقیق حاضر بیانگر تغییر روابط بین متغیرهای مدل در طول زمان است به طوری‌که شرایط حاکم بر اقتصاد کشور در نحوه اثرگذاری متغیرهای مدل بر یکدیگر اثرگذار است.

واژه‌های کلیدی: سیاست‌های مالی، رشد اقتصادی، مدل‌های فضا- حالت.
طبقه‌بندیJEL: O23، I38، H39.

Abstract:
Macro-economic relationship between fiscal policy and economic growth has long been considered by economists. In this study to evaluate the more accurate effect of the government's fiscal policy in the economy, using quarterly data for the years 1988 to 2016, a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) model with time varying parameter model (TVP) in Iran's economy has been modeling. The variables of GDP growth, investment growth, inflation, exchange rates, the growth of private consumption expenditure and latent variable of government fiscal policies are used in model. Based on results the effects of fiscal policy on economic growth in the whole period is positive and investment increased the rate of economic growth. Also the additive positive effects of fiscal policy on the unofficial exchange rate has increased over time. In addition, the effect of fiscal policy on inflation is positive, so that the additive effect in economic prosperity period is more. Finally, the effect of fiscal policy on private sector spending is negative. Results of this study show changes in relationships between variables over time and also indicate that economic conditions of the country affects the impacts of independent variables.

Keywords: Financial Policies, Economic Growth, Space-State Models.
JEL: O23, I38, H39.

* **نویسنده مسئول:** مهدی خدایی
E-mail: s_kh_2@yahoo.com

*Corresponding Author: Mehdi Khodaei

۱- مقدمه

ارتباط بین سیاست های مـالی و رشـد اقتصـادی از دیربـاز مورد توجه اقتصاددانان بوده است. قبل از ارائه تئـوری عمـومی کینز در سال ۱۹۳۶، از دیدگاه کلاسـیک‌هـا، در شـرایطی کـه قیمت‌ها کاملاً انعطاف‌پـذیر و منحنـی عرضـه عمـودی فـرض می‌شد، سیاست‌های مالی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد بـی‌تـأثیر بودند. در مدل کینزی طرف تقاضای اقتصاد مـورد تأکیـد قـرار گرفت و در شرایط انعطاف‌ناپذیری (چسبندگی) قیمت‌ها و وجود ظرفیت مازاد، تولیـد از طریـق تقاضـای کـل تعیـین مـی شـد. بنابراین، سیاست مالی به عنـوان عنصـر فعـال اقتصـاد کـلان، انقلابی است که کینز در علـم اقتصـاد بـه وجـود آورد. مکتـب نئوکلاسیکی در واکنش به نظریه کینزی بیان می کند که اثرات سیاسـت مـالی انبسـاطی بـر متغیرهـای کـلان اقتصـادی بـه چگونگی تأمین مالی آن وابسته اسـت (دهقـان شـبانی، ۱۳۹۶: ۸۱؛ پورشـهایی و اسـفندیاری، ۱۳۹۶: ۱۱۳). بـدین‌نحـو کـه چنان‌چه سیاست مالی انبساطی از طریق کسری بودجـه تـأمین مالی شود، منجر به کـاهش مصـرف و سـرمایه‌گـذاری بخـش خصوصی در اقتصاد خواهد شد، چرا که بنگـاه هـای خصوصـی چشم‌انداز کسری بودجه بزرگ‌تر امـروز را بـه‌صـورت پرداخـت مالیات‌های بیشتر در سال‌های آتی تفسیر می‌کنند. بنگـاه‌هـای اقتصادی در سرمایه‌گذاری‌هایی که سود آتی مورد انتظار پایینی برای آن متصور است، کمتر سرمایه‌گذاری می‌نمایند و خانوارها با وجود افزایش درآمد قابل‌تصرف به دلیل کـاهش مالیـات‌هـا، واکنش مصرفی کمتری از ایـن افـزایش ایجـاد شـده را نشـان خواهند داد. بنابراین، اگر انبساط مالی به وسیله کسـری بودجـه تأمین مالی شود، می‌تواند انقباض اقتصادی را به دنبـال داشـته باشد. این رفتار در واقع به تعادل ریکاردویی[1] معروف است کـه منتج به اثرات غیرکینزی[2] سیاست مالی می‌شود. بدین نحو کـه سیاست مالی انقباضی ممکن است نتایجی مشـابه بـا سیاسـت مالی انبساطی داشته باشـد و بـالعکس (همینـگ و همکـاران[3]، ۲۰۰۲: ۱۲). بنابراین مکاتـب اقتصـاد کـلان هـر کـدام اثـرات سیاست‌های مالی را بر اساس فروض خاص خود در ارتبـاط بـا شرایط حاکم بر اقتصاد کشورها پیش‌بینی می‌کنند.

در مطالعات تجربی نیز اتفـاق نظـری در خصـوص اثـرات سیاست‌های مالی وجود ندارد، بـه طـوری‌کـه نتـایج مطالعـات مختلف بیانگر اثرات متفاوت سیاست مالی بر متغیرهای کـلان اقتصادی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافتـه اسـت؛ از سال ۱۹۹۰ با انتشار مقاله گیـاوازی و پاگـانو[4] (۱۹۹۰) موضـوع کارایی سیاست‌های مالی وارد مرحله‌ای جدید شد و غیرکینـزی بودن سیاست مالی در مطالعات مختلفی مورد تأیید قرار گرفت، بر اساس نتایج مطالعات فوق سیاست مالی انقباضی، بسـته بـه شرایط حاکم بر اقتصاد کشورها ممکن است اثرات انبساطی بـر مصرف، سرمایه گـذاری یـا تولیـد داشـته باشـد؛ از جملـه ایـن مطالعات می‌توان به گیاوازی و پاگـانو (۱۹۹۰، ۱۹۹۶)، پروتـی[5] (۱۹۹۹) و گیـاوازی و همکـاران[6] (۲۰۰۰) اشـاره نمـود. نتـایج تعدادی از مطالعات تجربـی نیـز بیـانگر رد فرضـیه غیرکینـزی بودن سیاست مالی است؛ از جمله این مطالعـات مـی تـوان بـه هجم[7] (۲۰۰۲)، وان و گارتسن[8] (۲۰۰۳) و اسـکلارک[9] (۲۰۰۷) اشاره نمود. اکثر مطالعات انجام شده از سال ۱۹۹۰ به بعـد، بـه بررسی اثرات سیاست مالی در کشورهای صنعتی پرداخته‌اند؛ به طوری‌که تعمیم نتایج به‌دسـت آمـده بـرای ایـن کشـورها، بـه کشورهای در حال توسعه مورد تردیـد اسـت و شـواهد تجربـی محکمی برای حمایت از این نتایج در کشورهای مـذکور وجـود ندارد (گیاوازی و همکـاران، ۲۰۰۰: ۱۲۹۱؛ اسـکلارک، ۲۰۰۷: ۹۱۲).

بر اساس ادبیات تجربی، از جمله دلایل اصلی اختلاف‌نظـر در زمینه کارایی سیاست های مالی در شـرایط زمـانی و مکـانی مختلف، می‌تواند وقفه‌هـای تشـخیص، تصـمیم‌گیـری، اجـرا و تأثیرگـذاری سیاسـت مـالی باشـد؛ بـر اسـاس نظـر اسـتوک و واتسون[10] (۲۰۰۸) از مهم‌ترین مشکلاتی که مدل‌های گذشـته داشتند این است که نمی‌توانستند چارچوب تحلیلی درستی را در طول زمان ارائه دهند؛ بررسی مطالعات نظری و تجربی بیـانگر این است که اثربخشی سیاست مالی را نمی‌توان بدون در نظـر گرفتن خصوصیات کلیدی فضـای کـلان اقتصـادی حـاکم بـر اقتصاد کشور مطالعه نمود، بر این اساس ضعف مدل‌های خطی در بررسی اثرات سیاست‌های مالی نمود پیدا می‌کند.

افزایش توان محاسـباتی رایانـه‌هـای جدیـد باعـث ظهـور مدل‌های جدیدی شده است که تخمین‌های دقیقی را در مقاطع زمانی مختلف ارائه می‌دهند (کوپ و کـوریبیلیس[11]، ۲۰۱۱: ۷).

1. Ricardian Equivalence
2. Non-Keynesian Effect
3. Hemming et al. (2002)
4. Giavazzi & Pagano (1990)
5. Perotti (1999)
6. Giavazzi et al. (2000)
7. Hjelm (2002)
8. Van & Garretsen (2003)
9. Schclarek (2007)
10. Stock & Watson (2008)
11. Koop & Korobilis (2011)

عمده‌ترین مطالعاتی که در چند سال اخیر در زمینه بررسی اثرات شرایط حاکم بر اقتصاد کشور در روابط متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است غالباً در قالب روش‌های پارامترهای متغیر در طول زمان[1] (TVP) و مدل‌های مونت کارلو و زنجیره مارکوف[2] (MCMC) می‌باشند (ناکاییما و مونیسا[3]، ۲۰۱۱: ۳). چنین فرضی در تحقیق حاضر نیز در نظر گرفته شده است؛ به طوری‌که در این مقاله بر اساس روش استوک واتسون (۱۹۹۹ و ۲۰۰۸)، بررسی تجربی کارایی سیاست‌های مالی در چارچوب فضای کلان حاکم بر اقتصاد کشور مورد توجه قرار گرفته است.

در این تحقیق برای ارزیابی اثر سیاست‌های مالی، علاوه بر روش پارامترهای متغیر در طول زمان (TVP)، از الگوی خودرگرسیون برداری عامل–افزوده شده[4] (FAVAR)، معرفی شده توسط برنانکی و همکاران[5] (۲۰۰۵) هم استفاده شده است. مدل‌های اقتصادسنجی برای تخمین مدل‌های FAVAR و TVP-FAVAR در مطالعات مختلفی به کار گرفته شده است (برنانکی و همکاران، ۲۰۰۵؛ کروبلیس[6]، ۲۰۱۳)، به علّت حجم زیاد برنامه‌نویسی، محاسبه روش‌های تخمینی فوق (یعنی مدل‌های بیزین[7] استفاده شده در الگوریتم زنجیره مارکوف مونت کارلو) مشکل و زمان‌بر است، بر این اساس در مطالعات تجربی جدید از فیلتر کالمن[8] و دیگر الگوریتم‌های فیلترینگ در جهت تخمین مدل‌ها استفاده می‌شود. مدل TVP-FAVAR مطالعه حاضر الگوریتمی جدیدی است که بسطی از مدل مطالعه دوز و همکاران[9] (۲۰۱۱) است؛ در مدل تحقیق حاضر در قالب مدل TVP-FAVAR، از متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد سرمایه‌گذاری، تورم، رشد مخارج مصرف خصوصی و تغییرات نرخ ارز غیررسمی، در جهت مدل‌سازی اقتصاد ایران استفاده شده است؛ همچنین در قالب مدل TVP-FAVAR، از متغیرهای تعیین‌کننده وضعیت مالی دولت جهت تخمین متغیر پنهان سیاست مالی استفاده شده است.

مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است، پس از مقدمه در بخش بعدی، پیشینه تحقیق ارائه شده است؛ در بخش سوم مبانی نظری مدل‌های خودرگرسیون برداری عامل افزوده شده با پارامترهای متغیر زمانی مورد بررسی قرار گرفته است؛ بخش چهارم به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته است و در بخش پایانی نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲- پیشینه تحقیق

کاندیل[10] از طریق داده‌های فصلی ۱۹۸۷: ۱ تا ۱۹۹۸: ۴ آمریکا و با استفاده از روش فیلتر هودریک پرسکات[11] نشان داد که اثرات شوک‌های انبساطی و انقباضی سیاست مالی دولت دارای یک روند پایدار پیش‌بینی شده در طی زمان هستند (کاندیل، ۲۰۰۱: ۱۳۷).

برومنت و داگن[12] در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های فصلی ۱۹۸۷: ۱ تا ۲۰۰۱: ۱ و مدل کوور و فیلتر هودریک پرسکات نشان دادند که در اقتصاد ترکیه، مصرف و سرمایه‌گذاری خصوصی با وجود سیاست‌های مالی انبساطی کاهش می‌یابند، در حالی‌که در صورت بروز سیاست‌های مالی انقباضی، کاهش زیادی در مصرف و سرمایه‌گذاری خصوصی مشاهده نمی‌شود (برومنت و داگن، ۲۰۰۴: ۳۳).

تاقکالاکیس[13] به بررسی اثرات نامتقارن سیاست‌های مالی روی مصرف خصوصی در دوره‌های رکود و رونق پرداخته است. این بررسی که به‌وسیله داده‌های تابلویی برای کشورهای OECD انجام شده، نشان می‌دهد که اثر سیاست مالی بر مصرف خصوصی در دوره‌های رکود بیشتر از دوره‌های رونق است. این اثر بیشتر در کشورهای با بازارهای اعتباری کمتر توسعه‌یافته اتفاق می‌افتد. بر اساس نتایج این مطالعه اگر احساس شود که سیاست دولت دائمی است، شوک‌های انبساطی باعث تغییر تقاضای کل می‌شود، اما اگر احساس شود که سیاست دولت موقتی است، شوک‌های انبساطی تأثیر زیادی در تقاضای کل نخواهد داشت. این موضوع به مفهوم نامتقارن بودن اثر شوک‌های انبساطی و انقباضی بر تولید است (تاقکالاکیس، ۲۰۰۸: ۱۴۸۶).

وهاب[14] به بررسی اثرات نامتقارن سیاست مالی دولت بر رشد تولید با روش داده‌های تابلویی و مقطعی برای کشورهای OECD و غیر OECD طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۶۲ پرداخته او در این تحقیق به این نتیجه رسیده است که

1. Time-Varying Parameter
2. Markov Chain Monte Carlo
3. Nakajima & Munehisa (2011)
4. Factor-Augmented
5. Bernanke et al. (2005)
6. Korobilis (2013)
7. Bayesian
8. Kalman filter
9. Doz et al. (2011)
10. Kandil (2001)
11. Hoodrick - Prescott Filter
12. Brument & Dogan (2004)
13. Tagkalakis (2008)
14. Wahab (2011)

افزایش مخارج دولت در دوران رکود اقتصادی، باعث افزایش رشد تولید می‌شود. همچنین شوک‌های منفی مالی باعث می‌شود که در کشورهای غیر OECD، بهره‌وری بخش‌های دولتی بالاتر از بهره‌وری بخش‌های غیردولتی شود. در کشورهای OECD اختلافی بین بهره‌وری این بخش‌ها مشاهده نشده است (وهاب، ۲۰۱۱: ۵۷۴).

وین[1] با استفاده از روش خودرگرسیون آستانه‌ای[2] به بررسی اثرات شوک‌های انبساطی و انقباضی مخارج دولت روی نرخ‌های بهره طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۶۹ در کشور ژاپن پرداخت. نتایج وی نشان می‌دهد که اثرات شوک‌های مخارج دولت روی نرخ‌های بهره نامتقارن است (وین، ۲۰۱۱: ۷۴).

در برخی از مطالعات باوجود عدم استفاده از روش دومرحله‌ای، اثرگذاری شرایط اقتصادی بر ضرایب فزاینده مالی اثبات شده است. از جمله این مطالعات می‌توان به درازن[3] (۱۹۹۱) گیاوازی و همکاران (۲۰۰۰) اشاره کرد که معتقدند در شرایطی که رکود بر اقتصاد حکم‌فرما باشد، اشخاص بیکار و بنگاه‌هایی که با محدودیت‌های اعتباری بیشتری روبه‌رو هستند، زیاد می‌باشند، به همین دلیل ضریب فزاینده سیاست مالی در این شرایط بزرگ‌تر از شرایط رونق اقتصادی خواهد بود.

میتنیک و سملر[4] نیز در مقاله‌ای تحت عنوان «وابسته به رژیم بودن ضرایب فزاینده»، نشان دادند که ضرایب فزاینده سیاست‌های مالی انبساطی برای اقتصاد آمریکا در شرایط رکود اقتصادی بزرگ‌تر از شرایط رونق اقتصادی است (میتنیک و سملر، ۲۰۱۲: ۵۰۲).

کورستی و همکاران[5] در مقاله خود به دنبال پاسخ این سؤال بودند که چگونه اثرات مخارج دولت بر متغیرهای اقتصادی می‌تواند به شرایط اقتصادی وابسته باشد. بدین‌منظور، در ابتدا شوک‌های مخارج دولت را به‌صورت برون‌زا و بر اساس فرایند خود توضیح مرتبه اول شناسایی و سپس اثر آن را بر متغیرهای کلان اقتصادی در شرایط مختلف اقتصادی بررسی نمودند. در این مطالعه تفکیک شرایط مختلف اقتصادی بر حسب نظام ارزی، بدهی دولت و سلامت سیستم مالیه عمومی انجام شد. آنها نشان دادند که تأثیر این شوک‌ها بر مصرف و تولید در شرایط بحران مالی به‌طور قابل‌توجهی بالا است (کورستی و همکاران، ۲۰۱۲: ۵۲۱).

جسته و همکاران[6] در مقاله‌ای به آنالیز اثرات مخارج دولت و مالیات‌ها برای آفریقای جنوبی با استفاده از ۳ نوع مدل شامل مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی[7] (DSGE)، مدل تصحیح خطای برداری ساختاری[8] (SVECM) و یک مدل VAR با پارامتر متغیر زمانی (TVP-VAR)، اثرات متغیر زمانی و نامتقارن سیاست‌های مالی را بررسی کردند. نتایج نشان داد که افزایش در مخارج دولت اثر مثبتی روی GDP در کوتاه‌مدت دارد. در بلندمدت اثر مخارج دولت روی GDP بی‌معنی بوده و افزایش در مالیات‌ها GDP را در کوتاه‌مدت افزایش داده و در بلندمدت اثر منفی دارد (جسته و همکاران، ۲۰۱۳: ۲۱۵).

تانگ و همکاران[9] در مقاله‌ای کارایی سیاست‌های مالی را در پنج کشور اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند مورد بررسی قرار دادند. در این مقاله با استفاده از یک مدل پارامتر متغیر زمانی VAR (TVP-VAR) اثرات مالیات‌های بالاتر بر روی تولید، مثبت تشخیص داده شده است، اثرات فوق نگرانی‌های بیشتر بخش عمومی را در دوره بحران مالی آسیا و بحران مالی جهانی اخیر بازتاب می‌کند. به‌عبارت دیگر برای تایلند مشاهداتی وجود دارد که نشان می‌دهد، مخارج دولت زمانی می‌تواند مفید باشد که به‌عنوان سیاست ضد بحران عمل کند (تانگ و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۰۵).

دیگیاناکیس و همکاران[10] در مقاله‌ای اثر سیاست‌های مالی را در تقارن سیکل‌های تجاری ۱۰ کشور عضو اتحادیه پولی اروپا (EMU) با استفاده از مدل‌های پارامتر متغیر زمانی (TVP) مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که سیاست‌های مالی اثر مهمی بر سیکل‌های تجاری هر ۱۰ کشور EMU دارد. به طوری‌که سیاست‌های مالی قدرت حمایت از ثبات اقتصادی را در منطقه یورو دارند (دیگیاناکیس و همکاران، ۲۰۱۵: ۵۵۱).

از میان مطالعات داخلی کمیجانی و نظری در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ۱۳۸۴-۱۳۵۳ با کاربرد مدل VAR و با جایگزین کردن یک چارچوب نظری بر اساس تابع تقاضای

1. Wane (2011)
2. Threshold Auto Regressive
3. Drazen (1991)
4. Mittnik & Semmler (2012)
5. Corsetti et al. (2012)
6. Jooste et al. (2013)
7. Dynamic Stochastic General Equilibrium
8. Structural Vector Error Correction Model
9. Tang et al. (2013)
10. Degiannakis et al. (2015)

قراردادی ارکین بایرام[1] (۱۹۹۰) به این نتیجه رسید که اثر مخارج دولت بر رشد، مثبت برآورد می‌شود. این نتیجه با مبانی نظری اقتصاد کینزی و نیز اکثر مطالعات مشابه سازگار است (کمیجانی و نظری، ۱۳۸۸: ۱).

دژپسند و گودرزی در مقاله‌ای با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای به این نتیجه رسیدند که وقتی اندازه دولت بین ۲۳ تا ۳۰ درصد تولید ناخالص داخلی است، مخارج دولت بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصاد دارد. بر اساس نتایج این مطالعه با افزایش اندازه دولت تا نقطه آستانه، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و پس از آن، افزایش اندازه دولت، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد (دژپسند و گودرزی، ۱۳۸۹: ۱۸۹).

عرب مازار و چالاک در قالب یک الگوی کلان اقتصادی و با استفاده از روش پویای سیستمی، به شبیه‌سازی متغیرهای کلان و بررسی اثر مخارج مصرفی و عمرانی دولت بر رشد اقتصادی و سایر متغیرها پرداختند. نتایج، نشان می‌دهد اگرچه مخارج مصرفی و عمرانی به‌طور متوسط سبب افزایش رشد اقتصادی می‌شود، اما این اثر برای مخارج عمرانی بیشتر است. همچنین تأمین مالی از طریق انتشار اسکناس، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد (عرب‌مازار و چالاک، ۱۳۸۹: ۱۲۱).

رهبر و سرگلزایی در مقاله‌ای به بررسی اثرات سیاست‌های مالی بر روی فقر در طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۳ با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و خودرگرسیونی برداری (VAR) پرداختند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که مخارج مصرفی دولت و درآمدهای مالیاتی سبب بدتر شدن شاخص فقر (افزایش میزان فقر در جامعه) و مخارج عمرانی و اجتماعی دولت سبب بهتر شدن شاخص فقر (کاهش میزان فقر در جامعه) شده است (رهبر و سرگلزایی، ۱۳۹۰: ۸۹).

دل‌انگیزان و خزیر در مقاله‌ای به بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های سیاست مالی دولت در کنار رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۳۸ پرداختند. در این مقاله ابزار استخراج شوک‌های مثبت و منفی سیاست مالی دولت، فیلتر هودریک- پرسکات است و با استفاده از مدل تصریح شده شانگ چن (۲۰۰۷) به انجام رسیده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی سیاست مالی دولت، تنها در حوزه بودجه‌های عمرانی به‌صورت کامل دارای اثرات نامتقارن هستند. این عدم تقارن به این شکل است که شوک‌های منفی (انقباضی) اثراتی کاهنده و بزرگ‌تر از شوک‌های مثبت (انبساطی) سیاست مالی بر رشد اقتصادی دارند (دل‌انگیزان و خزیر، ۱۳۹۱: ۳۷).

محمدی و همکاران در مقاله‌ای اثرات کاهش مخارج دولت بر متغیرهای کلان را از طریق مدل تعادل عمومی قابل محاسبه مورد بررسی قرار دادند. بررسی حاصل از الگوی تعادل عمومی نشان داد با کاهش مخارج دولت تحت نظام ارزی شناور (غیر شناور) تولید ناخالص داخلی به میزان اندکی کاهش (افزایش) می‌یابد. نتایج نشان داد با کاهش مخارج دولت، تولید بخش کشاورزی افزایش و تولید بخش غیرکشاورزی کاهش می‌یابد (محمدی و همکاران، ۱۳۹۱: ۳۵۷).

فولادی و ستایش در مقاله‌ای با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌ای ایستا، آثار مالیات‌های مختلف بر متغیرهای مهم اقتصادی را بررسی کردند. بر اساس نتایج، مخارج دولت تأثیری قوی بر تولید و اشتغال دارد. نتایج به‌دست آمده در این مقاله مؤید این مطلب است که افزایش مالیات بر واردات، بیش‌تر از دیگر مالیات‌ها، تولید را کاهش خواهد داد و افزایش مالیات بر درآمد، کم‌ترین مقدار کاهش تولید را به همراه خواهد داشت. همچنین بررسی اثرات منفی مالیات‌ها بر روی متغیرهای اقتصادی، کم تر بودن اثرات منفی مالیات بر درآمد را نسبت به مالیات بر واردات و مالیات بر کالا و خدمات، نشان می‌دهد (فولادی و ستایش، ۱۳۹۳: ۸۵).

ضعف روش تحقیق مطالعات گذشته امکان بررسی دقیق روابط غیرخطی متغیرهای اقتصاد کلان که در مطالعات تجربی داخلی دارای اثرگذاری معنی‌دار بر رشد اقتصادی بوده‌اند را فراهم نمی‌کند. بر این اساس در این تحقیق سعی شده است با استفاده از روش شناسی جدید و به‌کارگیری مدل فضا-حالت به بررسی دقیق‌تر روابط بین متغیرها و نقش شرایط زمانی در نحوه اثرگذاری متغیرها پرداخته شود.

۳- روش شناسی تحقیق

خاستگاه اولیه مدل‌های فضا-حالت در رشته‌های مهندسی، به‌ویژه مهندسی کنترل و مسائل مربوط به ناوبری است. این مدل‌ها نوعاً با مدل‌های سری‌های زمانی پویایی سر و کار دارند که شامل متغیرهای مشاهده نشده است. فضا-حالت کاربردهای وسیعی در اقتصادسنجی دارد، زیرا نظریه‌های اقتصادی اغلب شامل متغیرهای مشاهده نشده مانند انتظارات

1. Erkin Bairam (1990)

عقلایی[1]، خطاهای انـدازه‌گیـری[2]، مشـاهدات از دسـت رفتـه[3]، درآمد دائمی، اجزاء غیرقابل مشاهده (در دوره‌ها و رونـدها) و ... است. در تصریح مدل‌ها در فضا–حالت دو مزیـت عمـده وجـود دارد؛ اولاً، در ایـن روش قابلیـت تخمـین متغیرهـای مشـاهده نشده، در کنار سـایر متغیرهـا وجـود دارد. ثانیـاً، در ایـن حالـت امکان تخمین متغیرهای مذکور به روش فیلتر کالمن کـه یـک روش قـوی بـه‌روز شـونده اسـت، میسـر اسـت (سـلیمانی و همکاران، ۱۳۹۵: ۶۹).

در این مقاله بر مبنای استفاده از مدل‌هـای فضـا–حالـت و روش فیلتر کالمن، ضرایب تخمین مدل مورد بررسی مـی‌توانـد در طول زمان تغییر کند و از این جنبه با مدل‌های استفاده شده در مطالعات تجربـی متفـاوت اسـت. مـدل TVP-FAVAR مورد استفاده در این تحقیق، ضعف مدل‌های خطـی در شـرایط شکست‌های ساختاری و تغییرات سیکلی در سری‌های زمانی را برطرف کرده و امکان بررسی دقیق‌تـر روابـط بـین متغیرهـای مدل را فراهم مـی‌کنـد (اسـتوک واتسـون، ۲۰۰۸). تعـدادی از محققان به این نتیجه رسیدند که در مدل‌های عامـل، ضـرایب متغیر زمانی (TVP)[4] منجر به نتایج دقیق‌تری مـی‌شـوند (دل نگرو و اترک[5]، ۲۰۰۸؛ ایکمیر و همکـاران[6]، ۲۰۱۱؛ کـروبلیس، ۲۰۱۳).

فرض کنید x_t به ازای t=1,…,T یـک بـردار $n \times 1$ از متغیرها برای تخمین متغیرهـای غیرقابـل مشـاهده موجـود در مدل باشد (در این مقاله متغیرهای رشد مخـارج جـاری دولـت، رشد مخارج عمرانی دولت، درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیـاتی دولت و سـایر درآمـدها). بـه‌عـلاوه y_t یـک بـردار $s \times 1$ از متغیرهای اقتصاد کلان اصلی موجـود در مـدل باشـد (در ایـن مقالـه شـامل متغیرهـای رشـد تولیـد ناخـالص داخلـی، رشـد سرمایه‌گذاری، تورم، رشد مخارج مصرف خصوصـی و تغییـرات نرخ ارز غیررسمی). مدل TVP-FAVAR بـه‌صـورت رابطـه زیر است (خضری و همکاران، ۱۳۹۴: ۲۵):

$$x_t = \lambda_t^y y_t + \lambda_t^f f_t + u_t$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix} = c_t + B_{t,1}\begin{bmatrix} y_{t-1} \\ f_{t-1} \end{bmatrix} + \cdots + B_{t,p}\begin{bmatrix} y_{t-p} \\ f_{t-p} \end{bmatrix} + \varepsilon_t$$

در رابطه فوق λ_t^y ضرایب رگرسیون، λ_t^f فـاکتور بارگـذاری[7] و f_t فاکتور است. $(B_{t,1}, \dots, B_{t,P})$ ضرایب VAR است. u_t و ε_t اجزای خطا با توزیع نرمال میانگین صفر و کوواریانس Q_t و V_t می‌باشند.

ضـرایب در حـال بارگـذاری $\lambda_t = \left((\lambda_t^f)', (\lambda_t^y)'\right)'$ و ضرایب مدل VAR بر طبق یک فرایند گام تصـادفی بـر روی زمان استخراج می‌شوند:

$$\beta_t = \left(c_t', vec(B_{t,1})', \dots, vec(B_{t,P})'\right)$$
$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + v_t$$
$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t$$

کـه در آن $\eta_t \sim N(0, R_t)$ و $v_t \sim N(0, W_t)$ اسـت. همـه خطاها در تابع بالا با یکدیگر و بر روی زمان ناهمبسته هستند، بنابراین ساختاری به‌صورت زیر دارند:

$$\begin{pmatrix} u_t \\ \varepsilon_t \\ v_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = N\left(0, \begin{bmatrix} V_t & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q_t & 0 & 0 \\ 0 & 0 & W_t & 0 \\ 0 & 0 & 0 & R_t \end{bmatrix}\right)$$

روابط (۱) و (۲) را مدل TVP-FAVAR می‌گویند. با اعمـال چندین محدودیت، مدل‌های دیگری نیز از مدل فوق اسـتخراج می‌شوند که به شرح زیر است:

۱. مدل VAR پارامتر متغیر زمانی عامل افزوده شـده (FA-TVP-VAR)[8]: این مدل هنگامی حاصل می‌شود که ضرایب در حال بارگذاری معادلـه اول در رابطـه (۱) (λ_t) ثابـت باشـد (یعنی در همه دورهای زمـانی t، $W_t = 0$ بـوده کـه در ایـن صورت $\lambda_t = \lambda_0$ است).

۲. مدل VAR عامل افزوده شـده (FAVAR): ایـن مـورد هنگامی حاصل می‌شود که λ_t و β_t در طول زمان ثابت باشند $(W_t = R_t = 0)$.

۳. مدل VAR پارامترهـای متغیـر زمـانی (TVP-VAR): این مدل هنگامی حاصل می‌شود کـه تعـداد فاکتورهـای صـفر باشد (یعنی $f_t = 0$).

۴. مدل VAR: این مدل هنگامی حاصل می‌شود کـه تعـداد فاکتورها صفر بوده و λ_t و β_t در طول زمان ثابت باشد.

توجه شود که در تمام مدل‌های ذکر شـده در بـالا کوواریـانس Q_t و V_t با همسـانی واریـانس را دارنـد و Q_t و V_t در طـول زمان ثابت هستند. با بازنویسی فشرده‌تر رابطه ۰ (۱ و ۲) داریم:

$$x_t = z_t\lambda_t + u_t \qquad u_t \sim N(0, V_t)$$
$$z_t = z_{t-1}\beta_t + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim N(0, Q_t)$$
$$\beta_t = \beta_{t-1} + \eta_t \qquad \eta_t \sim N(0, R_t)$$
$$\lambda_t = \lambda_{t-1} + v_t \qquad v_t \sim N(0, W_t)$$

1. Rational Expectation
2. Measurement Errors
3. Missing Observations
4. Time-Variation Coefficient
5. Del Negro & Otrok (2008)
6. Eickmeier et al. (2011)
7. Loading Factor
8. Factor-Augmented Time-Varying Parameter VAR

در اینجا $\lambda_t = \left(\lambda_t^y, \lambda_t^f\right)'$ است. توجه شود که $\widetilde{f_t}$ تخمین اجزای بنیادی استاندارد[1] از f_t بر اساس x_t (داده‌های تا زمان t) است، به طوری‌که $z_t = \begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix}$ و $\tilde{z}_t = \begin{bmatrix} y_t \\ \widetilde{f_t} \end{bmatrix}$ می‌باشند؛ به‌علاوه اگر a_i یک بردار باشد، $a_{i,t}$ عنصر i^{th} آن بردار است، به‌علاوه اگر A_t یک ماتریس باشد، $A_{ii,t}$ عنصر $(i,i)^{th}$ آن ماتریس است. الگوریتم مدل فوق مقادیر توزیع پیشین[2] را برای وضعیت‌های اولیه نیاز دارد، به طوری‌که از مقادیر نسبتاً کاربردی $f_0 \sim (0{,}100)$، $f_0 \sim (0{,}10)$، $\lambda_0 \sim (0, I)$ و $\beta_0 \sim (0, I)$ برای این منظور استفاده شده است. برای تخمین EWMA واریانس خطای پیش‌بینی مقادیر اولیه آنها برابر با $\widehat{V_O} = 0.1 \times I$، $\widehat{Q_O} = 0.1 \times I$، $\widehat{R_O} = 10^{-5} \times I$ و $\widehat{W_O} = 10^{-5} \times I$ در نظر گرفته شده است. توجه شود که تنظیم $\widehat{R_O}$ و $\widehat{W_O}$ به مقادیر کمتر بر اساس این واقعیت است که R_t و Q_t درجه تکامل در ضرایب را تعیین می‌کنند، به طوری‌که به‌صورت آشکارا حتی واریانس کمی برابر با 10^{-5} امکان تغییرات بزرگ در ضرایب را در یک دوره نسبتاً کوتاه فراهم می‌کند.

الگوریتم این تحقیق بسط الگوریتم مطالعه دوز و همکاران (۲۰۱۱) را برای TVP-FAVAR که شامل دو مرحله اصلی است و برای زمان‌های $t = 1, \dots, T$ تکرار می‌شود اجرا می‌کند:

۱. مرحله یک: مشروط به مقادیر $\widetilde{f_t}$، مقادیر پارامترها را در مدل TVP-FAVAR تخمین می‌زند.

۲. مرحله دو: مشروط به مقادیر ضرایب تخمینی TVP-FAVAR مرحله یک، از فیلتر کالمن به‌منظور تخمین f_t تحقیق استفاده می‌کند. مرحله دوم بدون نیاز به توضیحات اضافی، بر اساس کاربر استاندارد فیلتر کالمن در یک مدل فضا–حالت اجرا می‌شود در این بخش تنها روش اجرای مرحله اول شرح داده می‌شود. مرحله اول با در نظر گرفتن مقادیر توزیع پیشین شرح داده شده در قسمت قبل برای دوره زمانی $t = 0$ شروع می‌شود و برای $t = 1, \dots, T$ فرایندی به شرح زیر ادامه می‌یابد:

۱. این مرحله شامل محاسبه پسماند برای تابع حالت، یعنی $\hat{\upsilon}_{t-1}$ و $\hat{\eta}_{t-1}$ به‌صورت زیر است:

$$\hat{\upsilon}_{t-1} = \hat{\lambda}_{t-1} - \hat{\lambda}_{t-2}$$
$$\hat{\eta}_{t-1} = \hat{\beta}_{t-1} - \hat{\beta}_{t-2}$$

۲. تخمین ماتریس کوواریانس مدل حالت R_t و W_t

$$\hat{R}_t = \kappa_3 \hat{R}_{t-1} + (1-\kappa_3)\hat{\eta}_{t-1}\hat{\eta}'_{t-1}$$
$$\widehat{W}_t = \kappa_4 \widehat{W}_{t-1} + (1-\kappa_4)\hat{\upsilon}_{t-1}\hat{\upsilon}'_{t-1}$$

۳. محاسبه مقادیر تابع پیش‌بینی فیلتر کالمن برای λ_t و β_t بر اساس اطلاعات در دوره $t-1$:

$$\lambda_t \sim N\left(\lambda_{t|t-1}, \sum\nolimits^{\lambda}_{t|t-1}\right)$$
$$\beta_t \sim N\left(\beta_{t|t-1}, \sum\nolimits^{\beta}_{t|t-1}\right)$$

در روابط فوق $\lambda_{t|t-1} = \lambda_{t-1|t-1}$ و $\sum^{\lambda}_{t|t-1} = \sum^{\lambda}_{t-1|t-1} + \widehat{W}_t$ و $\beta_{t|t-1} = \beta_{t-1|t-1}$ و $\sum^{\beta}_{t|t-1} = \sum^{\beta}_{t-1|t-1} + \hat{R}_t$ می‌باشند.

۴. محاسبه خطاهای پیش‌بینی تابع اندازه‌گیری:

$$\hat{u}_t = x_t - \hat{x}_{t|t-1}$$
$$\hat{\varepsilon}_t = z_t - \hat{z}_{t|t-1}$$

در روابط فوق $\hat{x}_{t|t-1} = \tilde{z}_t \lambda_{t|t-1}$ و $\hat{z}_{t|t-1} = z_{t-1}\beta_{t|t-1}$ می‌باشند.

۵. تخمین ماتریس کوواریانس خطای تابع اندازه‌گیری، یعنی V_t و Q_t با استفاده از روش EWMA:

$$\hat{V}_t = \kappa_1 \hat{V}_{t-1} + (1-\kappa_1)\hat{u}_t\hat{u}'_t$$
$$\hat{Q}_t = \kappa_2 \hat{Q}_{t-1} + (1-\kappa_2)\hat{\varepsilon}_t\hat{\varepsilon}'_t$$

۶. به‌هنگام کردن $\lambda_{i,t}$ برای هر کدام از مقادیر $i = 1, \dots, n$ برای:

$$\lambda_{it} \sim N\left(\lambda_{i,t|t}, \sum\nolimits^{\lambda}_{ii,t|t}\right)$$

از طریق رابطه زیر:

$$\lambda_{i,t|t} = \lambda_{i,t|t-1} + \sum\nolimits^{\lambda}_{ii,t|t-1} \tilde{z}'_t \left(\hat{V}_t + \tilde{z}_t \sum\nolimits^{\lambda}_{ii,t|t-1} \tilde{f}'_t\right)^{-1}$$

$$\sum\nolimits^{\lambda}_{ii,t|t} = \sum\nolimits^{\lambda}_{ii,t|t-1} - \sum\nolimits^{\lambda}_{ii,t|t-1} \tilde{z}'_t \left(\hat{V}_t + \tilde{z}_t \sum\nolimits^{\lambda}_{ii,t|t-1} \tilde{z}'_t\right)^{-1} \tilde{z}_t \sum\nolimits^{\lambda}_{ii,t|t-1}.$$

۷. به‌هنگام کردن β_t:

$$\beta_t \sim N\left(\beta_{t|t}, \sum\nolimits^{\beta}_{t|t}\right)$$

از طریق رابطه زیر:

$$\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + \sum\nolimits^{\beta}_{t|t-1} \tilde{z}'_{t-1} \left(\hat{Q}_t + \tilde{z}_{t-1} \sum\nolimits^{\beta}_{t|t-1} \tilde{z}'_{t-1}\right)^{-1} \left(\tilde{z}_t - \tilde{z}_t \hat{\beta}_t\right)$$

1. Standard Principal Components
2. Priors

$$\sum_{t|t}^{\beta} = \sum_{t|t-1}^{\beta} - \sum_{t|t-1}^{\beta} \tilde{z}'_{t-1} \left(\hat{Q}_t + \tilde{z}_{t-1} \sum_{t|t-1}^{\beta} \tilde{z}'_{t-1} \right)^{-1} \tilde{z}_{t-1} \sum_{t|t-1}^{\beta}.$$

٤- تجزیه و تحلیل نتایج

در این تحقیق از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۵ متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد سرمایه‌گذاری، تورم، رشد مخارج مصرف خصوصی و تغییرات نرخ ارز غیررسمی به‌عنوان متغیرهای اصلی استفاده شده است؛ به‌علاوه متغیرهای رشد مخارج جاری دولت، رشد مخارج عمرانی دولت، درآمدهای نفتی، درآمدهای مالیاتی دولت و سایر درآمدها جهت محاسبه متغیر پنهان سیاست‌های مالی دولت وارد مدل TVP-FAVAR شده است. تمام متغیرها از بانک مرکزی استخراج شده است. در ادامه پس از تخمین مدل TVP-FAVAR با استفاده از نرم‌افزار MATLAB و استفاده از ۴ وقفه متغیرهای درون‌زای مدل، نتایج آنالیز واکنش آنی متغیرهای مدل حاصل از شوک در متغیر پنهان سیاست مالی دولت تا ۱۰ دوره ارائه شده است.[1] نتایج تخمین متغیر غیرقابل مشاهده سیاست مالی دولت، با استفاده از مدل TVP-FAVAR، که بسطی از مدل FAVAR دو مرحله‌ای معرفی شده در مطالعه دوز و همکاران (۲۰۱۱) است در شکل (۱) قابل مشاهده است.

در این تحقیق به منظور اجرای تابع واکنش آنی از تجزیه چولسکی[2] استفاده شده است. نتایج تابع واکنش آنی تحقیق حاضر در طول زمان متغیر می‌باشد و از این جهت از تحقیقات گذشته متمایز است، به طوری‌که به‌صورت سه‌بعدی رسم می‌شود. محور عمودی تابع واکنش آنی، مقادیر واکنش آنی متغیرها به شوک‌های وارده و محورهای افقی آن مبدأ زمانی اجرای شوک و طول دوره واکنش آنی (تا ۱۰ دوره) را ارائه می‌دهد.

همان‌طور که در شکل (۲) مشاهده می‌شود، اثر سیاست مالی بر تورم در اقتصاد ایران مثبت است. نتیجه فوق بیانگر این مهم است که سیاست‌های مالی دولت بیشتر از اینکه منجر به رونق بخشی عرضه کشور شود، بخش تقاضا را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. با توجه به شکل (۳)، اثرات افزایشی فوق در دوره‌های رونق اقتصادی تا حدی بیشتر است.

عامل مهم دیگری که بعد از سال ۱۳۸۲ نحوه اثرگذاری سیاست‌های مالی را بر متغیرهای مدل تحت‌تأثیر قرار داده است، نحوه اجرای سیاست‌های پولی هم زمان با سیاست‌های مالی در این دوره است. در دوره بعد از سال ۱۳۸۲ افزایش قیمت نفت منجر شده است که میزان درآمدهای برون‌زای نفتی افزایش یابد.

همان‌طور که در شکل (۴) مشاهده می‌شود، تا سال ۱۳۷۷ رشد بدهی دولت عامل اصلی رشد پایه پولی کشور بوده است، از سال ۱۳۷۷ مقارن با افزایش درآمدهای نفتی به تدریج سهم رشد ذخایر ارزی در رشد پایه پولی افزایش و سهم رشد بدهی دولت کاهش یافته است، نقش ذخایر ارزی به‌عنوان جبران کننده کسری بودجه دولت در این دوره باعث شده است که سیاست تضعیف پول ملی در پیش گرفته شود، به طوری‌که همان‌گونه که در شکل (۵) مشاهده می‌شود اثرات افزایشی سیاست‌های مالی بر روی نرخ ارز غیررسمی در این دوره افزایش یافته است و افزایش هم‌زمان ذخایر ارزی و نرخ ارز غیررسمی به‌عنوان عامل پوشش کسری بودجه دولت عمل کرده است. سیاست‌های فوق سبب رشد فزاینده پایه پولی حاصل از رشد دارایی‌های خارجی و اثرات شدیدتر سیاست‌های مالی دولت بر تورم شده است.

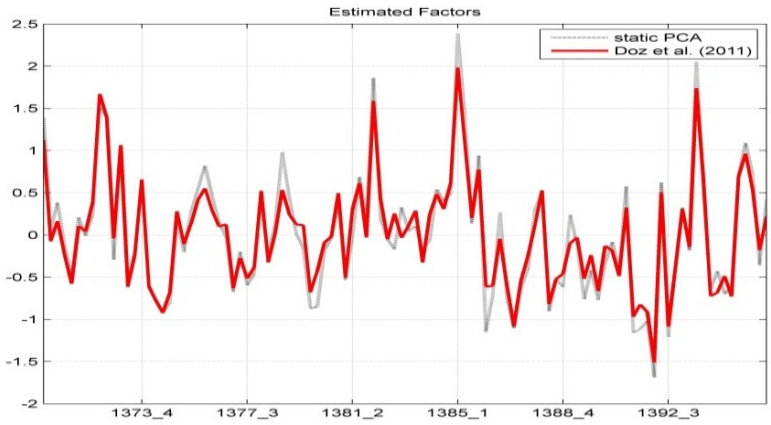
همان‌طور که در شکل (۶) و (۷) مشاهده می‌شود اثر سیاست‌های مالی بر رشد سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی تقریباً مشابه است، دلیل این امر اثرات مستقیمی است که سیاست مالی از طریق سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی به جای می‌گذارد. علاوه بر اثرات مستقیمی که سیاست‌های مالی بر رشد سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی دارد، در اقتصادهایی که درآمدهای دولت از طریق مالیات تأمین می‌شود، به لحاظ کانال کارایی تخصیصی، یکی از مهم‌ترین و مستقیم‌ترین اثرات سیاست مالی بر رشد، از طریق مالیات‌ها صورت می‌گیرد. افزایش در مالیات منجر به کاهش بازدهی پس‌انداز می‌شود و بدین ترتیب انگیزه انباشت سرمایه فیزیکی (K) کاهش می‌یابد؛ اما تأثیر نهایی این موضوع بر رشد، بستگی بدان دارد که سرمایه انسانی (H) تا چه حد تحت‌تأثیر این مسئله قرار گیرد. این موضوع را می‌توان در دو حالت مورد بررسی قرارداد. اگر تولید سرمایه انسانی تنها مستلزم وجود سرمایه انسانی باشد، کاهش در میزان سرمایه فیزیکی به طور کامل از طریق افزایش در میزان سرمایه انسانی قابل جبران است و در نهایت اقتصاد به وضعیت پیش از افزایش مالیات دست خواهد یافت. در صورتی‌که تولید سرمایه انسانی مستلزم وجود سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی به طور توأمان باشد، سرمایه انسانی قادر نخواهد بود به طور کامل، کاهش آن را جبران کند و بدین ترتیب رشد اقتصادی بنا بر کاهش سطح سرمایه فیزیکی، کاهش خواهد یافت. البته اینکه سرمایه انسانی تا چه حد بتواند کاهش صورت گرفته در سرمایه فیزیکی را جبران نماید، بستگی به شکل تکنولوژی دارد (تانزی و هول[3]، ۱۹۹۷: ۱۷۹).

---

۱. کد نرم‌افزار متلب مورد استفاده در این مقاله با اصلاحات از کد مورد استفاده در مطالعه کوپ و کروبلیس (۲۰۱۳) استخراج شده است.

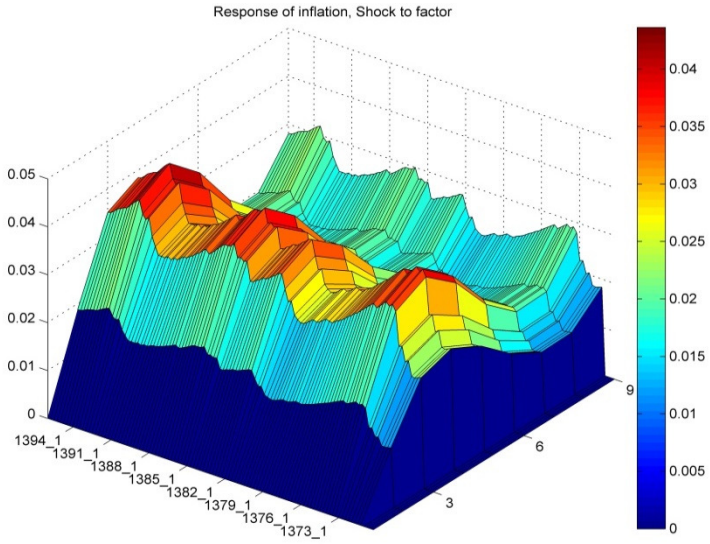
2. Cholesky

3. Tanzi & Howell (1997)



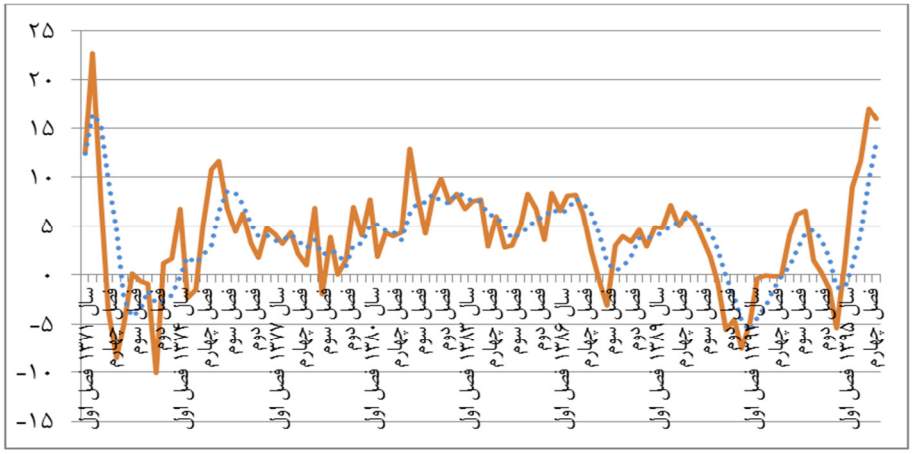
شکل ۱. تخمین متغیر پنهان سیاست‌های مالی دولت

مأخذ: محاسبات محقق



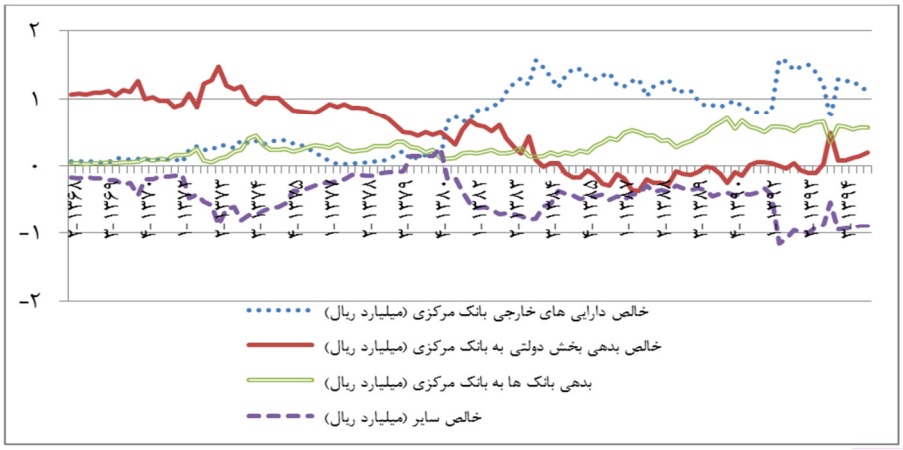
شکل ۲. شوک متغیر پنهان سیاست مالی دولت بر روی تورم

مأخذ: محاسبات محقق



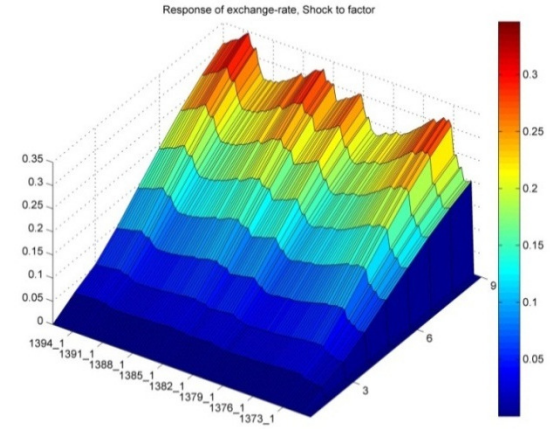
شکل ۳. رشد اقتصادی و میانگین متحرک آن

مأخذ: بانک سری‌های زمانی بانک مرکزی



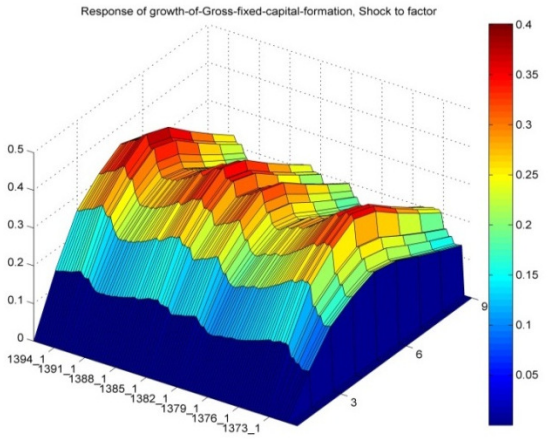
شکل ۴. رشد پایه پولی از جانب هر یک از منابع آن

مأخذ: بانک سری‌های زمانی بانک مرکزی



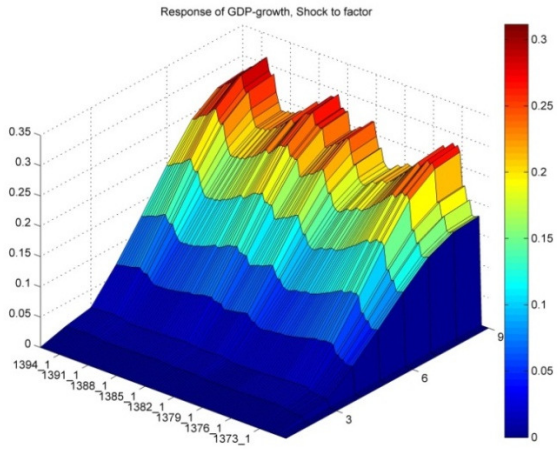
شکل ۵. شوک متغیر پنهان سیاست مالی دولت بر روی نرخ ارز غیررسمی

مأخذ: محاسبات محقق



شکل ۶. شوک متغیر پنهان سیاست مالی دولت بر روی رشد سرمایه‌گذاری

مأخذ: محاسبات محقق



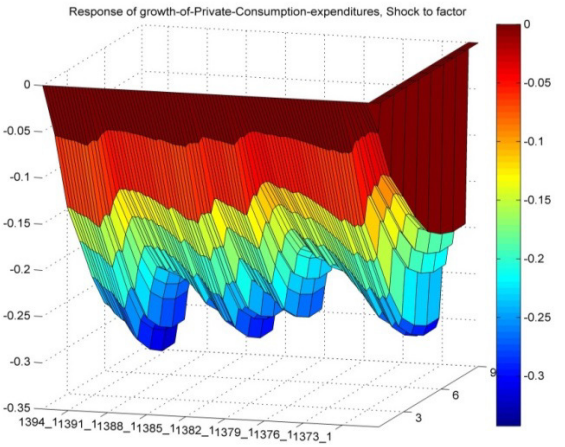
شکل ۷. شوک متغیر پنهان سیاست مالی دولت بر روی رشد GDP

مأخذ: محاسبات محقق

همچنین به لحاظ شیوه اثرگذاری از طریق اثر بر کارایی تخصیصی، اثرگذاری مخارج دولتی و مالیات‌ها بر ثبات اقتصادی و رشد همانند یکدیگر است. هرگاه اعمال سیاست‌های مالی دولت منجر به بروز نااطمینانی در ساختار مالیاتی یا مخارج دولتی شود، بازدهی نهایی سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی با نوسان مواجه شده و در نتیجه با افزایش نااطمینانی بخش خصوصی نسبت به بازدهی آتی سرمایه‌گذاری‌ها و در نتیجه نوسان‌پذیری بازدهی نهایی بخش خصوصی، بخش عمده‌ای از سرمایه‌گذاری‌های این بخش کاهش یافته و رشد اقتصادی نیز کاهش خواهد یافت. به منظور بررسی اثر توازن بودجه‌ای بر کانال کارایی تخصیصی ثبات اقتصادی و رشد، باید در نظر داشت که اگر سیاست بودجه‌ای

مـورد بررسـی سـازگار[1] باشـد، بـدهی‌هـای دولـت، از طریـق سیاست‌های مناسب بودجه‌ای که ارزش فعلی بدهی‌های بخش عمومی در زمان آینده را صفر می کند، مـدیریت مـی شـود. بـه عبارت دیگر، دولت در هر دوره باید مازادی داشته باشد کـه بـر حسب ارزش فعلی، قسمتی از بدهی‌های وی را تسویه کند کـه در نهایت بدهی‌های آن صفر خواهد شد. تحت این شرایط آثـار منفی سیاست اعمال شده دولت بر رشـد اقتصـادی بـه حـداقل خود خواهد رسید و اگر سیاسـت بودجـه‌ای مـورد نظـر سـازگار نباشد، در این صورت اگر دولت در هـر دوره بـازپرداختی بـرای بدهی‌های خود نداشته باشـد و صـرفاً بـر حجـم بـدهی‌هـایش افزوده شود، آنگاه در هنگام بازپرداخت ناچار به بهره‌گیری از دو سیاست تغییر در رژیم مالیات‌ها و مخارج یا سیاست تأمین مالی از طریق چـاپ پـول خواهـد شـد کـه در حالـت اول، بـا بـروز نااطمینانی و اثرات آن بر تصمیمات سـرمایه گـذاری منجـر بـه کاهش رشد اقتصادی می‌شود و در حالت دوم نیز تورم و تبعات نامطلوب آن (همچون نااطمینانی) بر رشد اثرگـذار خواهـد بـود (شفیعی و همکاران، ۱۳۸۵: ۱۱۲).

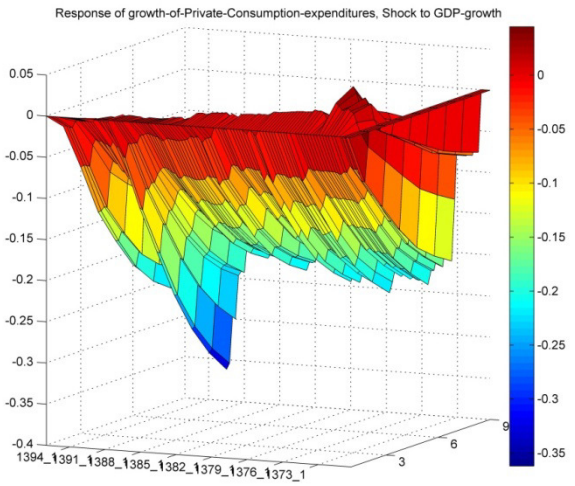
در اقتصاد ایران که درآمـدهای نفتـی منبـع اصـلی تـأمین کننده درآمدهای دولت است، اثرات منفی سیاست‌های مالی بـر رشد اقتصادی که منبـع تـأمین آن درآمـدهای مالیـاتی اسـت، کاهش می‌یابد، بر این اساس همان‌طور که در شـکل (۶) و (۷) مشاهده می‌شود اثر سیاست‌های مالی بر رشد اقتصـادی ایـران در کل دوره مورد بررسی مثبت است و افزایش سـرمایه‌گـذاری زمینه ساز افزایش نرخ رشد اقتصادی است.



شکل ۸. شوک متغیر پنهان سیاست مالی دولت بر روی رشد مخارج مصرفی خصوصی

مأخذ: محاسبات محقق

1. Consistent



شکل ۹. اثر رشد اقتصادی بر روی مخارج مصرف خصوصی

مأخذ: محاسبات محقق

همـان‌طـور کـه در شـکل (۸) مشـاهده مـی‌شـود اثـر سیاست‌های مالی دولت بر مخارج بخش خصوصی منفی است. در بررسی نحـوه تأثیرگـذاری سیاسـت‌هـای مـالی بـر مخـارج مصرف خصوصی باید توجه نمود که تأمین مالی هر سـطحی از مخارج دولت، چه از طریق مالیات گیری یا از طریق اسـتقراض بخش دولتی، منجر به جذب منابع حقیقی بیشتر توسط بخـش عمومی شده و از دیدگاه تخصیصی منجر به بروز اثر جانشـینی جبری[2] می‌شود و زمینـه‌سـاز کـاهش مخـارج مصـرفی بخـش خصوصی خواهد شد.

اینکه تأثیر جانشینی ایجاد شده تا چه حد می تواند مثبت یا منفی باشد، دو حالت متصور است؛ اگـر مخـارج بخـش دولتـی منجر به افزایش بهره‌وری بخش خصوصی شـود، آنگـاه تحـت شرایطی که منفعت اجتماعی این مسئله از هزینـه فرصـت کـم شدن منابع در اختیار بخش خصوصـی بیشـتر باشـد، مـی‌تـوان گفت که مخارج بخش دولتی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصـادی بـر جای می گذارد. اگر مخارج بخش دولتی تنهـا در قالـب مخـارج مصرفی و غیرمولد صورت پذیرد، آنگاه با توجه به پایین‌تر بودن کارایی بخش عمومی نسبت به بخش خصوصی می توان گفـت که سطح تولید به جـای افـزایش، کـاهش نیـز خواهـد داشـت (مارتین و فردمنش[3]، ۱۹۹۰: ۲۳۹). البته مانند حالـت اول، اگـر مخارج دولت بیشتر مکمل مخارج بخش خصوصی باشد، رشـد اقتصادی بیشتر افزایش می‌یابد و هر قدر مخارج دولتـی بیشـتر جانشین مخارج بخش خصوصی شود، قضیه عکس خواهد بود.

2. Crowding Out Effect
3. Martin & Fardmanesh (1990)

البته به ازای درجه‌ای مشخص از جانشینی و مکمل بودن بین مخارج دولتی و بخش خصوصی، تنها تا حد معینی افزایش در رشد اقتصادی آشکار می‌شود و پس از گذار از یک زمان خاص به بعد، این ارتباط حتی منفی نیز خواهد شد (شفیعی و همکاران، ۱۳۸۵: ۱۱۲).

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در اقتصاد ایران که درآمدهای نفتی منبع اصلی تأمین‌کننده درآمدهای دولت است، اثرات منفی سیاست‌های مالی که منبع تأمین آن درآمدهای مالیاتی است کاهش می‌یابد، بر این اساس اثر سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی ایران در کل دوره مورد بررسی مثبت است و افزایش سرمایه‌گذاری، زمینه‌ساز افزایش نرخ رشد اقتصادی است. از طرفی همان‌گونه که ذکر شد، افزایش درآمدهای نفتی و کاهش درآمدهای مالیاتی زمینه‌ساز (به خصوص بعد از سال ۱۳۸۲) اثرات مثبت‌تر سیاست‌های مالی دولت بر بخش تقاضا و رشد اقتصادی کشور شده است. به طوری‌که جایگزینی درآمدهای نفتی با درآمدهای مالیاتی اثرات جانشینی جبری را کاهش داده و زمینه ساز اثرات مثبت‌تر سیاست‌های مالی بر رشد سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در دوره‌های افزایش درآمدهای نفتی شده است. هم چنین اثرات مثبت سیاست‌های مالی و رشد اقتصادی در بلندمدت کاهش پیدا می‌کند، دلیل این امر هم این است که همان‌طور که در شکل (۴) و (۵) نشان داده شده است اثرات سیاست‌های مالی بر تورم و افزایش نرخ ارز غیررسمی در بلندمدت حالت فزاینده دارد که منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

از طرفی در دوره‌هایی که اثر سیاست مالی بر رشد اقتصادی بیشتر است، اثر منفی سیاست مالی بر مخارج مصرفی کاهش می‌یابد. همان‌طور که در شکل (۹) مشاهده می‌شود، دلیل این امر این است که اثر رشد اقتصادی بر مخارج مصرف خصوصی در کشور منفی است و رشد اقتصادی زمینه ساز افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و اثرات جانشینی جبری بیشتر سرمایه‌گذاری به جای مصرف است.

منابع

خضری، محسن؛ سحابی، بهرام؛ یاوری، کاظم و حیدری، حسن (۱۳۹۴). "بررسی اثرات متغیر زمانی تعیین‌کننده‌های تورم: مدل‌های فضا ـ حالت". *مدلسازی اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۰، ۴۶-۲۵.

دژپسند، فرهاد و گودرزی، حسین (۱۳۸۹). "اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران؛ روش رگرسیون آستانه‌ای". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۱۳، شماره ۴۲، ۲۰۷-۱۸۹.

دل‌انگیزان، سهراب و خزیر، اسماعیل (۱۳۹۱). "مطالعه اثرات شوک‌های سیاست مالی بر رشد اقتصادی ایران دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۳۸". *راهبرد اقتصادی*، دوره ۱، شماره ۳، ۶۷-۳۷.

رهبر، فرهاد و سرگلزایی، مصطفی (۱۳۹۰). "بررسی آثار سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی و فقر طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۶۳". *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۶، شماره ۳، ۱۱۰-۸۹.

سلیمانی، سیروس؛ فلاحتی، علی و رستمی، علیرضا (۱۳۹۵). "اجزاء موقت و دائمی بازدهی سهام: کاربردی از مدل‌های فضا- حالت با واریانس ناهمسانی راه گزینی مارکوف". *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، سال هفتم، شماره ۲۵، ۹۰-۶۹.

شفیعی، افسانه؛ برومند، شهزاد و تشکینی، احمد (۱۳۸۵). "آزمون تأثیرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۲۳، ۱۱۲-۸۱.

عرب مازار، علی‌اکبر و چالاک، فرشته (۱۳۸۹). "تحلیل پویای اثر مخارج دولت بر رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران*، دوره ۴۵، شماره ۹۱، ۱۴۰-۱۲۱.

فولادی، معصومه و ستایش، هدیه (۱۳۹۳). "مطالعه آثار سیاست‌های مالی بر تولید، اشتغال و درآمد خانوارها در ایران: رهیافت مدل تعادل عمومی". *برنامه‌ریزی و بودجه*، سال ۱۹، شماره ۱، ۱۰۹-۸۵.

کمیجانی، اکبر و نظری، روح الله (۱۳۸۸). "تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳، ۲۹-۱.

محمدی، حمید؛ فرجزاده، زکریا؛ دهباشی، وحید و کیخا، علیرضا (۱۳۹۱). "اثرات سیاسی- مالی دولت بر اقتصاد ایران با تأکید بر سیاست‌های ارزی کاربرد الگوهای عمومی قابل محاسبه". *رفاه اجتماعی*، دوره ۱۲، شماره ۴۷، ۳۸۳-۳۵۷.

Bernanke, B. S., Boivin, J. & Eliasz, P. (2005). "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR)

Approach". *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387-422.

Brument, H. & Dogan, B. (2004). "The Asymmetric Effects Of Government Spending Sgocks: Empirical Evidence From Turkey". *Journal of Economic and Social Research*, 6(1), 33-51.

Corsetti, G., Meier, A. & Müller, G. J. (2012). "What Determines Government Spending Multipliers?". *Economic Policy*, 27(72), 521–565.

Degiannakis, S., Duffy, D., Filis, G. & Livada, A. (2015). "Business Cycle Synchronisation in EMU: Can Fiscal Policy Bring Member-Countries Closer?". *Economic Modelling*, 52, 551-563.

Del Negro, M. & Otrok, C. (2008). "Dynamic Factor Models with Time-Varying Parameters: Measuring Changes in International Business Cycles". *University of Missouri Manuscript*.

Doz, C., Giannone, D. & Reichlin, L. (2011). "A Two-Step Estimator for Large Approximate Dynamic Factor Models Based on Kalman Filtering". *Journal of Econometrics*, 164, 188-205.

Drazen, A. (1991). "Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary?". Comment in Blanchard, O. J. and S. Fischer (eds.): *NBER Macroeconomics Annual, MIT Press:* Cambridge, MA.

Eickmeier, S., Lemke, W. & Marcellino, M. (2011). "The Changing International Transmission of Financial Shocks: Evidence from a Classical Time-Varying FAVAR". *Deutsche Bundesbank, Iscussion Paper Series 1: Economic Studies*, 5.

Giavazzi, F. & Pagano, M. (1996). "Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience". *Swedish Economic Policy Review*, 3, 67–103.

Giavazzi, F. & Pagano, M. (1990). "Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of Two Small European Countries". *NBER Macroeconomics Annual,* 75-116.

Giavazzi, F., Jappelli, T. & Pagano, M. (2000). "Searching for Non-Linear Effects of Fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries". *European Economic Review*, 44, 1291-1326.

Hemming, R., Kell, M. & Mahfouz, S. (2002). "The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity– A Review of Literature". *NBER Working Paper Series* (12431).

Hjelm, G. (2002). "Effects of Fiscal Contractions: The Importance of Preceding Exchange Rate Movements". *Scandinavian Journal of Economics*, 104(3), 423– 441.

Jooste, C., Liu, G. & Naraidoo, R. (2013). "Analysing the Effects of Fiscal Policy Shocks in the South African Economy". *Economic Modelling*, 32, 215–224.

Kandil, M. (2001). "Asymmetry in the Effects of US Government Spending Shocks: Evidence and Implication". *The Qurterly Review of Economics and Finance*, 41, 137-165.

Koop, G. & Korobilis, D. (2011). "Forecasting Inflation Using Dynamic Model Averaging". *Manuscript available at http: //personal. strath. ac. uk/gary. koop.*

Koop, G. & Korobilis, D. (2013). "Large Time-Varying Parameter VARs", *Journal of Econometrics*, 177, 185-198.

Korobilis, D. (2009). "Assessing the Transmission of Monetary Policy Shocks Using Dynamic Factor Models". Discussion Paper *9-14*, *University of Strathclyde.*

Korobilis, D. (2013). "Assessing the Transmission of Monetary Policy Shocks Using Time-Varying Parameter Dynamic Factor Models". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75, 157-179.

Martin, R. & Fardmanesh, M. (1990). "Fiscal Variables and Growth: A Cross-Sectional Analysis". *Public Choice*, 64, 239-252.

Mittnik, S. & Semmler, W. (2012). "Regime

Dependence of the Fiscal Multiplier". *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83(3), 502–522.

Nakajima, J., Munehisa, K. & Toshiaki, W. (2011). "Bayesian Analysis of Time-Varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy". *Journal of The Japanese and International Economies.* 25(3), 225-245.

Perotti, R. (1999). "Fiscal Policy in Good and Bad Times". *The Quarterly Journal of Economics,* 4(114), 1399–1436.

Primiceri, G. (2005). "Time Varying Structural Vector Auto Regressions and Monetary Policy". *Review of Economic Studies*, 72, 821-852.

Schclarek, A. (2007). "Fiscal Policy and Private Consumption in Industrial and Developing Countries". *Journal of Macroeconomics*, 29(4), 912-939.

Stock, J. & Watson, M. (1999). "Forecasting Inflation". *Journal of Monetary Economics,* 44, 293-335.

Stock, J. & Watson, M. (2008). "Phillips Curve Inflation Forecasts". *NBER Working Paper No. 14322*.

Tagkalakis, A. (2008). "The Effects of Policy on Consumption in Recessions and Expansions". *Journal of Public Economics*, 92, 1486-1508.

Tang, H. C., Liu, P. & Cheung, E. C. (2013). "Changing Impact of Fiscal Policy on Selected ASEAN Countries". *Journal of Asian Economics*, 24, 103–116.

Tanzi, V. & Howell, H. Z. (1997). "Fiscal Policy and Long-Run Growth". *International Monetary Fund Staff Papers*, 44, 179-209.

Van, A. B. & Garretsen, H. (2003). "Keynesian, Non-Keynesian or No Effects of Fiscal Policy Changes? The EMU Case". *Journal Macroecon*, 25, 213– 240.

Wahab, M. (2011). "Asymmetric Output Growth Effects of Government Spending: Cross-Sectional and Panel Data Evidence". *International Review of Economics and Finance,* 20, 574–590.

Wane, A. (2011). "Effects of Fiscal Policy on Credit Market: Evidence in Japan Using a Cointegration Analysis". *Global Economa and Finance Journal,* 4(2), 74-87.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و یکم، تابستان ۱۳۹۷ (۱۰۶-۹۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 31, June 2018 (93-106)

اندازه‌گیری میزان هموارسازی مخارج مصرفی خوراکی در برابر شوک‌های موقت و دائمی درآمد خانوارها در ایران

***محمد مولایی[۱]، عدی علی[۲]**

۱. استادیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان، همدان، ایران

۲. دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان، همدان، ایران

(دریافت: ۱۳۹٦/۲/۱۲ پذیرش: ۱۳۹٦/٤/۲۰)

Measuring the Consumption Smoothing of Iranian Households' Consumption Food Against the Temporary and Permanent Income Shocks

Mohammad Mowlaei[1], Oday Ali[2]

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

(Received: 2/May/2017 **Accepted:** 11/July/2017)

چکیده:

مصرف کالاها و خدمات یکی از اصلی‌ترین متغیرهای اقتصادی منعکس‌کننده شرایط رفاه خانوارها در یک جامعه و نیز محرک تقاضای کل و هدف تولید در اقتصاد است. بدین ترتیب اندازه‌گیری میزان انتقال شوک‌های درآمد به مصرف خانوار در راستای درک توانایی هموارسازی مصرف و بررسی تغییرات رفاهی افراد تحت شرایط بی‌ثباتی درآمد و نیز در طراحی و ارزیابی سیاست‌های بهینه اجتماعی و جهت‌دادن این سیاست‌ها با هدف افزایش قدرت خرید، حفظ و ارتقای سطح رفاه خانوارها نقش مهمی ایفا می‌کند. هدف از این مطالعه اندازه‌گیری میزان هموارسازی مخارج مصرفی خوراکی خانوارها در ایران در برابر شوک‌های دائمی و موقت درآمد با استفاده از داده‌های پانلی متشکل از درآمدها، هزینه‌ها، شاخص‌های اجتماعی خانوارهای ایرانی از قبیل سن، جنسیت، تحصیلات، وضع فعالیت، وضعیت زناشویی طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۸ و از قیود کوواریانس تحمیل شده بر رشد درآمد و مصرف جهت شناسایی مقادیر پارامترهای شوک‌های دائمی و موقت درآمد، است. نتایج به دست‌آمده نشان می‌دهند که گرچه بیمه تقریباً کامل برای مخارج خوراکی خانوارها در مقابل شوک‌های موقت و دائمی درآمد طی دوره مورد بررسی وجود دارد، اما برای شوک‌های موقت به میزان بیشتری مورد هموارسازی قرار گرفته است. همچنین عواملی مانند افزایش سطح تحصیلات، شهرنشینی، متأهل بودن و اشتغال همبستگی مثبت با درآمد دارند به طوری که نقش مهمی قدرت هموارسازی مصرف خانوار به ازای شوک‌های درآمد داشته‌اند.

واژه‌های کلیدی: شوک‌های موقت و دائمی درآمد، مصرف خانوار، مدل دائمی–موقت (PT)، رویکرد قیود واریانس- کوواریانس، هموارسازی مصرف.

طبقه‌بندی JEL: D12، D91، I30.

Abstract:

Household's consumption expenditures are one of the main economic variables that reflect the households' welfare level as well as stimulate aggregate demand and purpose of all production in the economy. Therefore, measuring the income shocks transmission to household consumption is critical for evaluation the ability of consumption smoothing with income shocks or economic stability and hence, for designing stabilization, income-maintenance and optimal social policies in the aim to increasing purchasing power, preserving and promoting the welfare of households. According to the terms of stagflation in Iran economy over the past few years, this paper computes the degree of transmission of temporary and permanent income shocks using the panel data on the income, meal consumption expenditures and other household characteristics (age, gender, education, working status and marital status) gathered by Iranian urban and rural households' expenditures and income surveys (HEIS) over the period 2009-2014. The results show that there is nearly complete insurance against temporary and permanent income during the period of study.

Keywords: Temporary and Permanent Income Shocks; Household Food Consumption; Variance–Covariance Structure; Consumption Smoothing.
JEL: D12, D91, I30.

* **نویسنده مسئول:** محمد مولایی
E-mail: mowlaei.mohammd@gmail.com

*Corresponding Author: Mohammad Mowlaei

۱- مقدمه

بر اساس نظریه رفتار مصرف خانوار[1]، خانوارهای عقلایی تمایل دارند تصمیمات مصرف بین دوره‌ای خود را نزدیک به درآمدهای انتظاری در طول دوران زندگی برنامه‌ریزی نمایند و با استفاده از مکانیزم‌های هموارسازی[2] مختلفی، مصرف خود را به ازای تغییرات درآمد به طور یکنواخت حفظ نمایند (نوتن و کرومبرگی[3]، ۲۰۱۲: ۴۸۳). در طی چند سال اخیر، ادبیات گسترده نظری و تجربی انجام شده در زمینه بررسی اثر شوک‌های درآمد بر مصرف خانوار، نشان می‌دهد که خانوارها می‌توانند از درآمدهای حاصل از تولید خانگی، افزایش میزان عرضه کار یا ایجاد شغل دوم (استراتژی‌های مدیریت ریسک[4]، جهت هموارسازی[5] درآمدشان قبل از وقوع شوک استفاده نمایند. همچنین ممکن است از طریق پس‌انداز و ثروت، وام و یا کمک گرفتن از بازار رسمی یا از شبکه‌های اجتماعی مانند اعضای فامیل، دوستان، مؤسسات خیریه و غیره (استراتژی‌های مقابله با ریسک[6]) به هموارسازی مصرف خود پس از وقوع شوک درآمد بپردازند (سیریسانکانان[7]، ۲۰۱۵: ۱۶۳؛ میرباقری هیر و شکوهی فرد، ۱۳۹۵: ۹۷؛ کریمی موغاری و براتی، ۱۳۹۶: ۴۹). علاوه بر این، در اغلب کشورهای در حال توسعه خانوارها گاهی به دلیل اطلاعات ناقص و محدودیت نقدینگی و عدم دسترسی به مکانیزم‌های هموارسازی ذکر شده، مجبور هستند تا از طریق تغییردهی ترکیب مخارج مصرفی‌شان برای کالاهای مختلف، خود را با شوک‌های اقتصادی و شوک‌های برون‌زای درآمد وفق دهند. به‌عبارت دیگر یکی از راه‌هایی که خانوارها به شوک‌های درآمدی پاسخ می‌دهند، بازنگری در شدت مصرف برخی از کالاها و خدمات به نفع مصرف کالاهای دیگر است (دات و پادمانابان[8]، ۲۰۱۱: ۴۹۲).

به لحاظ تجربی و بر اساس روش‌های متداول در ادبیات موجود، می‌توان اثر شوک‌های درآمد بر مصرف خانوارها را در قالب سه روش به‌صورت زیر تبیین کرد (ژاپلی و پیستافری[9]، ۲۰۱۰: ۶۹۵). روش اول، روش شبه تجربی[10] است که مبتنی بر مقایسه میان خانوارهایی است که در معرض شوک‌های درآمد قرار دارند و خانوارهایی که در این معرض قرار نگرفته‌اند. به عبارت دیگر، در اینجا مقایسه بین میزان مصرف خانوارها قبل و پس از وقوع شوک‌های درآمد همچون بیماری، از دست دادن شغل، ناتوانایی و غیره صورت می‌گیرد (براونینگ و گروسلی[11]، ۲۰۰۱: ۳۰). روش دوم انتظارات ذهنی[12] است که مبتنی بر تنظیم پرسشنامه برای جمع‌آوری اطلاعات از خانوارها راجع به انتظارات آنها از تداوم شوک‌های درآمد است و بر اساس این اطلاعات شوک‌های موقت و دائمی درآمد[13] شناسایی می‌گردند. روش سوم به نام رویکرد تجزیه آماری شوک‌های درآمد[14] است که در آن با در نظرگرفتن فروضی راجع به فرایند درآمد و اعمال قیود کوواریانس میان رشد درآمد و مصرف خانوارها به تعیین پارامترهایی می‌پردازد که رفتار مصرف خانوار در قبال شوک‌های موقت و دائمی درآمد مشخص می‌کند. در این راستا مطالعات هال و میشکن[15] (۱۹۸۲)، ابود و کارد[16] (۱۹۸۹) و بلاندل و همکاران[17] (۲۰۰۸) مهم‌ترین مطالعات در این زمینه هستند. بلاندل و همکاران (۲۰۰۸) مدلی را به نام مدل دائمی و موقت[18] (PT) جهت تعیین پارامترهای شوک‌های موقت و دائمی درآمد که میزان انتقال این شوک‌ها به مصرف خانوار را تبیین می‌کنند، استفاده نمودند. آنها داده‌های پانلی شامل درآمد و مصرف خانوارهای با شاخص‌های اجتماعی مختلف نظیر سن، جنسیت، تحصیلات، وضع فعالیت، وضعیت زناشویی را استفاده کرده و با اعمال قیود کوواریانس میان تغییرات مصرف و درآمد، پارامترهای شوک‌های موقت و دائمی درآمد مانند انحراف از مقادیر قابل مشاهده درآمد که مؤثر بر مصرف می‌باشند را به دست آورده‌اند. استفاده از این روش، در مطالعه کاسادو[19] (۲۰۱۱) و مطالعه هولگ[20] (۲۰۱۴) جهت بررسی میزان انتقال شوک‌های موقت و دائمی درآمد به مخارج مصرفی خوراکی خانوارها به ترتیب در خانوارهای اسپانیایی و خانوارهای استرالیایی انجام گرفته است.

در ایران با توجه به تحولات اقتصادی قابل توجهی که از

1. Household Consumption Theory
2. Smoothing Mechanisms
3. Notten & Crombrugghe (2012)
4. Risk Management Strategies
۵. هموارسازی عبارت از تلاش‌های خانوارها جهت کاهش نوسانات درآمد است که از این طریق بتوانند مسیر مصرف خود را یکنواخت نمایند (Sirisankanan, 2015:163)
6. Risk Coping Strategies
7. Sirisankanan (2003)
8. Dutt and Padmanabhan (2011)
9. Jappelli & Pistaferri (2010)
10. The Quasi-Experimental Approach
11. Browning & Crossley (2001)
12. Subjective Expectations
13. Temporary and Permanent Income Shocks
14. Statistical Decomposition of Income Shocks
15. Hall & Mishkin (1982)
16. Abowd & Card (1989)
17. Blundell et al. (2008)
18. Permanent & Transitory Model
19. Casado (2011)
20. Hollweg (2014)

سال ۱۳۸۸، از قبیل افزایش جهشی قیمت انرژی، شروع تحریم‌های نفتی و بانکی، نوسانات ارزی و ورود بخش‌های مختلف اقتصادی به رکود و رشدهای منفی اتفاق افتاده است، لیکن مطالعه مستقیمی پیرامون بررسی و شناسایی میزان هموارسازی مصرف خوراکی خانوارها به ازای شوک‌های درآمد تا به اکنون انجام نگرفته است. بنابراین انجام این مطالعه در این کشور حائز اهمیت بوده و می‌تواند به عنوان مبنایی نظری برای مطالعات بعدی باشد. برای این منظور با پیروی از مطالعه بلاندل و همکاران (۲۰۰۸) و استفاده از داده‌های پانلی شامل اطلاعات درآمد و هزینه‌های خوراکی خانوارهای ایرانی و نیز شاخص‌های اجتماعی خانوارها از قبیل سن، جنسیت، تحصیلات، وضع فعالیت، وضعیت زناشویی به بررسی میزان بیمه مخارج مصرفی خوراکی به ازای شوک‌های موقت و دائمی درآمد طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۸ پرداخته می‌شود.

ساختار مقاله حاضر به شرح زیر است: پس از مقدمه، در قسمت دوم ادبیات تحقیق، در قسمت سوم روش تحقیق، در قسمت چهارم داده‌ها و تخمین مدل تحقیق و در قسمت پنجم نتایج تحقیق ارائه می‌شود.

۲- ادبیات تحقیق

در این بخش از تحقیق، ابتدا مبانی نظری در خصوص واکنش مصرف خانوار به شوک‌های درآمد و سپس پیشینه تحقیق ارائه می‌گردد.

۲-۱- مبانی نظری

ادبیات موجود نشان می‌دهد که توانایی خانوارها برای هموارسازی مصرف خود در برابر شوک‌های درآمدی بستگی به درجه تداوم شوک [موقت (پیش‌بینی شده) یا دائمی]، به میزان توسعه‌یافتگی و کارایی مکانیسم‌های رسمی و غیررسمی هموارسازی درآمد و مصرف که در مقدمه ذکر شد دارد یا به نوع شوک حاصله درآمد نیز بستگی دارد که آیا شوکی که اتفاق می‌افتد، ویژه یک خانوار بوده و یا اینکه برای کل جامعه می‌باشد. همچنین میزان تأثیرپذیری خانوار از شوک‌های درآمد تحت‌تأثیر یکسری شاخص‌های اجتماعی (ویژگی‌های خانوار) از قبیل سطح ثروت، تحصیلات، محل سکونت، تعداد اعضای خانوار و غیره قرار می‌گیرد[1].

به هر حال در زمینه بررسی اثر شوک‌های درآمد بر مصرف خانوار می‌توان به سه فرضیه مهم اشاره کرد. فرضیه اول، فرضیه بازارهای کامل[2] است که در آن خانوارها دسترسی کامل به بازارهای رسمی مالی و اعتباری جهت هموارسازی مصرف خود به ازای شوک‌های درآمدی دارند. تحت این فرضیه انتظار می‌رود که شوک‌های موقت و دائمی به طور کامل هموار و بیمه شوند (کاسادو[3]، ۲۰۱۱: ۴۷۲). فرضیه دوم به نام به اشتراک‌گذاری ریسک[4] معروف است که در آن، خانوارها می‌توانند با استفاده از مکانیسم‌های غیررسمی مصرف، همدیگر را در قبال شوک‌های مختلف درآمدی و بدون توجه به نوع این شوک‌ها که آیا موقت یا دائمی، مثبت یا منفی هستند، به‌طور کامل بیمه نمایند (کوچران[5] ۱۹۹۱: ۵۷۷؛ تاونسند،[6] ۱۹۹۵: ۸۳). در این فرضیه شوک‌های وارد شده به منابع درآمدی خانوارها می‌تواند توسط جامعه جذب شود. به طوری که مصرف خانوارها در این جامعه در مقابل تغییرات درآمدی هیچ عکس‌العملی نشان نمی‌دهد. در یک جامعه‌ای که به اشتراک‌گذاری ریسک در آن انجام گرفته است، منافع حاصل از رونق عمومی به تک تک اعضای جامعه خواهد رسید و میزان نرخ رشد مطلوبیت نهایی حاصل از مصرف برای خانوارهای این جامعه برابر می‌باشد. شوک‌های درآمد تنها در حالتی مؤثر هستند که فراگیر و بیرون از کنترل جامعه باشند. چرا که در این‌صورت، قدرت خانوارها برای اشتراک‌گذاری ریسک تقلیل می‌یابد.

فرضیه سوم توسط فریدمن[7] (۱۹۵۷) تحت عنوان فرضیه درآمد دائمی[8] (PIH) مطرح شده است. وی از میان نظریه‌پردازان مصرف، اولین اقتصاددانی می‌باشد که به شوک‌های درآمد توجه کرده است. موضوع اصلی این فرضیه که مبنای اغلب مطالعات تجربی انجام شده در این حوزه می‌باشد، این است که درآمد خانوار به دو جزء دائمی و جزء موقت قابل تفکیک است. بین اجزای دائمی مصرف و درآمد همبستگی وجود دارد، اما اجزای موقت آنها ناهمبسته هستند. بنابراین تنها تغییرات دائمی درآمد است که مصرف خانوار را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. خانوار می‌تواند توسط پس‌انداز یا قرض گرفتن، شوک‌های موقت درآمد را به نوعی بیمه نماید. اما در

۱. برای مثال به مطالعات Sofkias (2003)، MU (2006)، Tongruksawattana et al. (2010)، Shehu & Sidique (2015) مراجعه گردد.

2. Complete Markets Hypothesis
3. Casado (2011)
4. Risk Sharing Hypothesis
5. Cochrane (1991)
6. Towensend (1995)
7. Friedman (1957)
8. Permanent Income Hypothesis

بلندمدت، خانوارها توانایی قرض گرفتن ندارند. بنابراین، رشد مصرف خانوار تنها تابعی از درآمد دائمی بوده و به شوک‌های بیش‌بینی شده و موقت درآمد هیچ عکس‌العمل نشان نمی‌دهد (شیروانی و ویلبراتی[1]، ۲۰۰۹: ۴۶).

از جهت دیگر، ادبیات موجود نشان می‌دهند که در شرایط بازارهای ناقص و اطلاعات ناکافی، خانوارها به طور کامل نمی‌توانند مصرف خود را به ازای شوک‌های درآمد هموار نمایند. مطالعات حجت[2] (۱۹۹۳: ۹۶۹-۹۵۳)، آیاگاری[3] (۱۹۹۴: ۶۸۴-۶۵۹)، بلاندل و همکاران[4] (۲۰۰۲: ۱۳۵-۱۱۷) بعضی از این مطالعات نظری و تجربی هستند. مطالعات دیگری با تکیه بر فرضیه به اشتراک‌گذاری ریسک انجام شده‌اند. این گروه از مطالعات شواهدی بر بیمه کامل مصرف خانوارها به ازای شوک‌های درآمد به اثبات نرساندند. مطالعات اسکوفیاس[5] (۲۰۰۳)، مو[6] (۲۰۰۶)، اتانسیو و زکلی[7] (۲۰۰۴)، کازیانا و ادری[8] (۲۰۰۶)، مونتیرو[9] (۲۰۰۸) و جری و لی[10] (۲۰۱۰) از آن جمله هستند. در نهایت تعدادی از مطالعات با مبانی نظری فرضیه درآمد دائمی فریدمن به بررسی اثر شوک‌های درآمد بر مصرف خانوارها پرداختند. برای مثال می‌توان به مطالعات فلاوین[11] (۱۹۸۱)، هال و میشکین[12] (۱۹۸۲)، هایشی[13] (۱۹۸۲)، کمپل و منکیو[14] (۱۹۸۹)، پارکر[15] (۱۹۹۹)، بروانینگ و کالدو[16] (۲۰۰۱)، سوللس[17] (۲۰۰۲)، هسیه[18] (۲۰۰۳)، جانسن و همکاران[19] (۲۰۰۶)، استفن جونیور و انایاما[20] (۲۰۱۱)، هوری و شیمیزوتانی[21] (۲۰۱۲)، حماقی[22] (۲۰۱۳)، کوانگ[23] (۲۰۱۳)، و سئول[24] (۲۰۱۴) اشاره کرد. اغلب این مطالعات به‌دست آوردند که به دلیل محدودیت نقدینگی و انگیزه پس‌انداز احتیاطی مصرف خانوارها تحت‌تأثیر شوک‌های درآمد جاری و موقت حساسیت نشان می‌دهد.

در این میان بلاندل و همکاران (۲۰۰۸) مدل درآمد موقت- دائمی را مطرح می‌کنند که در آن، تغییرات واریانس مصرف را به تغییرات واریانس هر یک از شوک‌های دائمی و موقت درآمد ارتباط داده و استدلال می‌کنند که پارامترهای مربوط به این شوک‌ها، میزان بیمه مصرف خانوارها در قبال شوک‌های درآمد را نشان می‌دهد. آنها در هنگام بررسی میزان انتقال شوک‌های درآمد به مصرف زمانی که درآمد توسط شوک‌های دائمی یا موقت انتقال داده می‌شوند، چیزی به نام «بیمه جزئی مصرف[25]» نام‌گذاری کرده‌اند که نشان می‌دهد که در مقایسه با فرضیه (PIH) مصرف خانوار به میزان کمتر در قبال شوک‌های موقت درآمد و به میزان بیشتر در برابر شوک‌های درآمد هموارسازی شده است. در این مدل لگاریتم درآمد واقعی خانوارها در زمان t با $\log Y_{i,t}$ نمایش داده شود و وابسته به یکسری مؤلفه‌های قابل مشاهده $z_{i,t}$، یک مؤلفه دائمی $p_{i.t}$ و یک مؤلفه موقت $v_{i.t}$ درآمد باشد:

$$\log Y_{i,t} = z_{i,t}\phi_i + p_{i.t} + v_{i.t} \qquad (۱)$$

فرض می‌شود، مؤلفه دائمی $p_{i.t}$ از یک فرایند گام تصادفی[26] مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$p_{i,t} = p_{i.t-1} + \zeta_{i.t} \qquad (۲)$$

که $\zeta_{i.t}$ به صورت سریالی غیرهمبسته است. فرض می‌شود که مؤلفه موقت $v_{i.t}$، از یک فرایند میانگین متحرک از مرتبه q پیروی می‌کند:

$$v_{i,t} = \sum_{j=0}^{q} \theta_j \varepsilon_{i,t-j} \qquad (۳)$$

بنابراین، تغییرات درآمد طی دوره t و t-1 برابر است با:

$$\Delta y_{i,t} = \zeta_{i.t} + \Delta v_{i.t} \qquad (۴)$$

که $y_{i,t} = \log y_{i.t} - z_{i,t}\rho_{i.t}$ درآمد خالص شده از مؤلفه‌های قابل مشاهده تحصیلات، اشتغال، جنسیت، وضعیت زناشویی و سن سرپرست خانوار است.

1. Shirvani & Wilbratte (2009)
2. Huggett (1993)
3. Aiyagari (1994)
4. Blundell et al. (2002)
5. Skoufias (2003)
6. Mu (2006)
7. Attanasio & Sze´kely (2004)
8. Kazianga & Udry (2006)
9. Monteiro (2008)
10. Gerry & Li (2010)
11. Flavin (1981)
12. Hall & Mishkin (1982)
13. Hayashi (1982)
14. Campbell & Mankiw (1989)
15. Parker (1999)
16. Browning & Collado (2001)
17. Souleles (2002)
18. Hsieh (2003)
19. Johnson et al. (2006)
20. Stephens & Unayama (2011)
21. Hori & Shimizutani (2012)
22. Hamaaki (2013)
23. Cuong (2013)
24. Ni and Seol (2014)
25. Partial Insurance
26. Martingale

با پیروی از مطالعه بلاندل و همکاران (۲۰۰۸) و کاسادو[1] (۲۰۱۱) به منظور اندازه‌گیری نحوه انتقال شوک‌های درآمدی به مصرف، تغییر در لگاریتم مصرف واقعی حاصل از تقریب خطی معادله اولری که از مسئله حداکثرسازی مطلوبیت خانوار با توجه به قید محدودیت بودجه‌اش به‌دست آمده، رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$\Delta c_{i,t} = \phi_i \zeta_{i,t} + \psi_i \varepsilon_{i,t} + \xi_{i,t} \qquad (۵)$$

که $c_{i,t} = \log c_{i.t} - z_{i,t}\rho_{i.t}$، مصرف خالص شده از مؤلفه‌های قابل مشاهده مصرف (سن، جنسیت و ....) و $\xi_{i.t}$ اجزای اخلال مصرف و مستقل از درآمد است (برای مثال شوک ترجیحات). پارامترهای ϕ_i و ψ_i، پارامترهای هموارنمایی مصرف نامیده می‌شوند و این پارامترها درجه انتقال شوک‌های دائمی و موقت درآمد به مصرف خانوارها را نشان می‌دهند. به‌طوری که:

- اگر $(\phi_{i.t} = \psi_{i.t} = 0)$: هموارسازی کامل[2] در برابر هر دو شوک موقت و دائمی وجود دارد.
- اگر $(\phi_{i.t} = \psi_{i.t} = 1)$: هموارسازی مصرف وجود ندارد.
- اگر $(0 \prec \phi_{i.t} \prec 1 \text{ و } 0 \prec \psi_{i.t} \prec 1)$: برای حالت‌های دیگری و هرچه پارامتر به صفر نزیک شود، درجه بالاتر از بیمه را نشان می‌دهد.

با فرض اینکه $\xi_{i.t}$ ایستا باشد، می‌توان تغییر در واریانس رشد مصرف را به صورت زیر تجزیه کرد:

$$\Delta \operatorname{var}(\Delta c_t) = \operatorname{var}(\zeta_t)\Delta\phi + \phi_{t-1}^2 \Delta \operatorname{var}(\zeta_t \quad \operatorname{var}(\varepsilon_t)\Delta\psi^2 + \psi_{t-1}^2 \operatorname{var}(\varepsilon_t) \qquad (۶)$$

رابطه (۶) نشان می‌دهد، واریانس رشد مصرف می‌تواند به دلیل کاهش درجه هموارنمایی (افزایش پارامترهای بیمه) مصرف نسبت به شوک‌های درآمد یا به دلیل افزایش واریانس شوک‌های درآمد تغییر کند. به هر حال دوره زمانی مطالعه حاضر کوتاه است و بنابراین فرض می‌شود پارامترهای بیمه طی زمان تغییر نمی‌کنند. با فرض ثبات این پارامترها و مشروط به اینکه خانوارها هموارنمایی مصرف کامل در برابر شوک‌ها ندارد، می‌توان نتیجه گرفت، واریانس رشد مصرف می‌تواند به دلیل افزایش شوک‌های دائمی و موقت درآمد زیاد شود.

برای تشخیص پارامترهای مدل، قیدهای کواریانس بر رشد مصرف و درآمد تحمیل می‌شوند. در رویکرد بلاندل و همکاران (۲۰۰۸)، اجازه داده می‌شود که مصرف دارای خطای اندازه‌گیری باشد. بنابراین اگر فرض شود $c^*_{i,t}$ مصرف اندازه‌گیری شده و $c_{i,t}$ مقدار واقعی مصرف باشد آنگاه می‌توان نوشت:

$$c^*_{i.t} = c_{i.t} + u_{i.t} \qquad (۷)$$

که $u_{i.t}$ خطای اندازه‌گیری مصرف است یا مقدار اختلاف میان مقدار اندازه‌گیری شده مصرف و مقدار واقعی آن است. با فرض اینکه مصرف از یک فرایند گام تصادفی تبعیت می‌کند، خطای اندازه‌گیری منجر به ایجاد خودهمبستگی در رشد مصرف خواهد شد. فرض می‌شود فرایندهای $\xi_{i.t}$، $\zeta_{i.t}$ و $v_{i.t}$ دو به دو ناهمبسته باشند. بر اساس مقالاتی که توسط هال و میشکین[3] (۱۹۸۲) و سایر محققان انجام شده است، می‌توان با اعمال قیدهای کوواریانس، پارامترهای روابط (۴) و (۵) را تشخیص داد. با در نظر گرفتن رابطه (۴) می‌توان قید کوواریانس رشد درآمد بین دو دوره را به صورت زیر نشان داد:

$$\operatorname{cov}(\Delta y_t, \Delta y_{t+s}) = \begin{cases} \operatorname{var}(\zeta_t) + \operatorname{var}(v_t) & s = 0 \\ \operatorname{cov}(\Delta v_t, \Delta v_{t+s}) & s \neq 0 \end{cases} \qquad (۸)$$

که $\operatorname{var}(\cdot)$ و $\operatorname{cov}(\cdot,\cdot)$ واریانس‌ها و کواریانس‌های مقطعی را نشان می‌دهد (واریانس و کواریانس متغیرها در طول واحدهای مقطعی). رابطه (۶) نشان می‌دهد که نابرابری درآمد (با قرار دادن s=0 به دست می‌آید) ممکن است به دلیل افزایش در واریانس شوک‌های دائمی درآمد یا به دلیل افزایش واریانس شوک‌های موقت باشد.

کواریانس Δv_t و Δv_{t+s} به ساختار خودهمبستگی $v_{i.t}$ وابسته است. اگر v از یک فرایند میانگین متحرک مرتبه q پیروی کند، بنابراین $\operatorname{cov}(\Delta v_t, \Delta v_{t+s})$، زمانی که $|s| \succ q+1$ باشد، برابر صفر است. همچنین اگر v به صورت سریالی ناهمبسته باشد ($v_{i,t} = \varepsilon_{i.t}$)، واریانس Δv_t برابر مجموع واریانس ε_t و واریانس ε_{t-1} خواهد بود. در این مطالعه فرض می‌شود، مؤلفه موقت درآمد از یک فرایند MA(1) پیروی می‌کند، تحت این فرض، قیدهای زیر بین کواریانس‌های رشد درآمد برقرار است:

1. Casado (2011)
2. Full Smoothing
3. Hall & Mishkin (1982)

$$\operatorname{cov}(\Delta y_t, \Delta y_{t+s}) = \begin{cases} \operatorname{var}(\zeta_t)+\operatorname{var}(\varepsilon_t)+(1-\theta)^2\operatorname{var}(\varepsilon)+\theta^2\operatorname{var}(\varepsilon) & s=0 \\ -(1-\theta)\operatorname{var}(\varepsilon_t)+(1-\theta)\operatorname{var}(\varepsilon_{t-1}) & |s|=1 \\ -\theta\operatorname{var}(\varepsilon_t) & |s|=2 \\ 0 & |s|\succ 2 \end{cases} \quad (۹)$$

بر همین اساس با رویکرد مشابه و با استفاده از رابطه (۵) قیدهای کواوریانس رشد مصرف در وقفه‌های مختلف به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\operatorname{cov}(\Delta c_t^*, \Delta c_{t+s}^*) = \quad (۱۰)$$
$$\begin{cases} \phi^2\operatorname{var}(\zeta_t)+\psi^2\operatorname{var}(\varepsilon_t)+\operatorname{var}(\xi_t)+\operatorname{var}(u_t)+\operatorname{var}(u_{t-1}) & s=0 \\ -\operatorname{var}(u_t) & s\neq 0 \end{cases}$$

که $\operatorname{var}(u_t)$ واریانس خطای اندازه‌گیری است. به دلیل فرض تصادفی بودن مصرف، واریانس خطای اندازه‌گیری، می‌تواند با استفاده از اتوکواریانس مرتبه اول در رشد مصرف تشخیص داده شود (زیرا هر خودهمبستگی سریالی مربوط به جزء اخلال می‌شود). این رابطه نشان می‌دهد، که نابرابری مصرف می‌تواند به سه علّت رخ دهد: اول، کاهش در درجه بیمه نسبت به شوک‌های درآمدی (برای واریانس‌های مشخص). دوم، افزایش در واریانس شوک‌های درآمد (برای میزان بیمه مشخص) و سوم افزایش در خطای اندازه‌گیری مصرف. با استفاده از رابطه (۴) و (۵) قید کوواریانس بین رشد درآمد و مصرف در وقفه‌های متفاوت $\operatorname{cov}(\Delta c_t^*, \Delta y_{t+s})$، برابر است با:

$$\operatorname{cov}(\Delta c_t^*, \Delta y_{t+s}) = \begin{cases} \phi_t\operatorname{var}(\zeta_t)+\psi_t\operatorname{var}(\varepsilon_t) & s=0 \\ \psi_t\operatorname{cov}(\Delta\varepsilon_t, \Delta v_{t+s}) & s\succ 0 \end{cases} \quad (۱۱)$$

اگر v یک فرایند میانگین متحرک از مرتبه q باشد، آنگاه $\operatorname{cov}(\Delta c_t, \Delta y_{t+s})$ زمانی که $|s|\succ q+1$ باشد، برابر صفر است. همچنین اگر v به صورت سریالی ناهمبسته باشد $(v_{i,t}=\varepsilon_{i.t})$، بنابراین $\operatorname{cov}(\Delta v_t, \Delta v_{t+s}) = -\psi\operatorname{var}(\varepsilon_t)$ برای ۱ =s و در غیر این صورت کوواریانس دو عبارت صفر خواهد بود. با فرض وجود فرایند میانگین متحرک مرتبه اول در شوک‌های موقت درآمد، قیدهای کوواریانس بین رشد مصرف و درآمد به صورت زیر خواهد بود (بلاندل و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۹۲۱-۱۸۸۷):

(۱۲)

$$\operatorname{cov}(\Delta c_t^*, y_{t+s}) = \begin{cases} \phi_t\operatorname{var}(\zeta_t)+\psi_t\operatorname{var}(\varepsilon_t) & s=0 \\ -\psi(1-\theta)\operatorname{var}(\varepsilon_t) & |s|=1 \\ -\psi\theta\operatorname{var}(\varepsilon_t) & |s|=2 \\ 0 \qquad |s|\succ 2 \quad \text{و} \quad |s|\prec 0 \end{cases}$$

۲-۲- پیشینه تحقیق

برخی از مطالعات تجربی صورت گرفته در رابطه با اثر شوک‌های موقت و دائمی درآمد بر روی مصرف خانوارها با استفاده از روش‌های مختلفی که انجام گرفته‌اند، به شرح زیر است:

فالک و لی[1] با استفاده از داده‌های درآمد و مصرف سرانه آمریکا برای دوره ۱۹۸۹-۱۹۴۷ به آزمون فرضیه درآمد دائمی با استفاده از روش بلانچارد- کوا[2] پرداخته‌اند. آنها برای این منظور، شوک‌های درآمد را به وسیله تکنیک مزبور به موقت و دائمی تفکیک کرده و با استفاده از مدل (VAR)، اثر شوک‌ها را بر مصرف سرانه برآورد نمودند. نتایج به دست‌آمده نشان داد که شوک‌های دائمی درآمد، تغییرات بیشتری در مصرف را به دنبال دارد. اما این در حالی است که شوک‌های موقت درآمد به طور قابل توجهی میزان پس‌انداز را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (فالک و لی، ۱۹۹۱: ۳۸۷-۳۷۱).

بیلجیلی[3] با استفاده از یک الگوی (SVAR) و قید بلانچارد-کوا، اثر شوک‌های دائمی و موقت درآمد بر مصرف بخش خصوصی در اقتصاد ترکیه را طی دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۸۷ مورد بررسی قرار داد. نتایج وی نشان داد که شوک‌های دائمی درآمد، سهم بالایی از واریانس مصرف را موجب می‌شود (بیلجیلی، ۲۰۰۷: ۱۵-۱).

بلاندل و همکاران با استفاده از داده‌های پانل دیتای مربوط به درآمد و مخارج مصرفی خوراکی خانوارهای امریکایی، به این نتیجه رسیدند که بیمه جزئی برای مصرف خانوارها در مقابل شوک‌های دائمی به خصوص میان گروه‌های با سطح تحصیلات بالا و بیمه کامل نیز در مقابل شوک‌های موقت، به استثنای خانوارهای کم درآمد، برای بقیه گروه‌ها وجود دارد (بلاندل و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۹۲۱-۱۸۸۷).

هانگ و همکاران[4] با استفاده از مدل نوسان تصادفی نظام سوئیچینگ[5] (IRS)، اقدام به استخراج شوک‌های دائمی و موقت درآمد شخصی قابل تصرف ناشی از کار کرده و به بررسی اثر آنها بر روی مخارج مصرفی خانوارها در آمریکا طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۵۹ پرداختند. در این مدل عکس‌العمل مصرف به شوک‌های درآمد، تحت‌تأثیر این استنتاج احتمالی قرار دارد که شوک‌های مذکور، چه زمانی و در کجا اتفاق افتاده

1. Falk & Lee (1991)
2. Blanchard & Quah Method
3. Bilgili (2007)
4. Huang et al. (2008)
5. Innovation Regime-Switching Model

و تا چه موقعی ادامه خواهد داشت (پیش‌بینی نوسانات). نتایج تحقیق نشان می‌داد که مصرف، به میزان قابل توجهی کمتر از مقادیر پیش‌بینی شده برای شوک دائمی درآمد و به میزان برابر با مقادیر پیش‌بینی شده برای شوک موقت درآمد در فرضیه درآمد دائمی فریدمن، واکنش نشان می‌دهد (هانگ و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۸۳۶-۱۸۱۶).

شیروانی و ویلبراتی[1] در بررسی اثر شوک‌های موقت و دائمی درآمد بر روی مصرف کل در بازه زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۰ برای پنج کشور صنعتی (کانادا، فرانسه، ایتالیا، بریتانیا و ایالات متحده آمریکا) پرداختند. آنها از رویکرد روندزدایی تصادفی چند متغیره[2] (MSDA)، جهت تجزیه متغیرها به روند تصادفی (جزء دائمی) و چرخه (جزء موقت) استفاده نمودند. همچنین آنها روش حداقل مربعات معمولی پویا[3] (DOLS) برای بررسی اثر شوک‌های دائمی و موقت درآمد بر مصرف پنج کشور استفاده نمودند. نتایج تحقیق نشان داد که مصرف، تحت‌تأثیر جزء دائمی درآمد قرار داشته و با جزء موقت آن هیچ گونه همبستگی ندارد. به طوری که رفتار مصرفی در این پنج کشور صنعتی کاملاً با فرضیه درآمد دائمی سازگار است (شیروانی و ویلبراتی، ۲۰۰۹: ۵۹-۴۳).

ژاپلی و پیستافری[4] با این فرض که درآمد دارای فرایند خودرگرسیونی با میانگین متحرک است، به بررسی میزان هموارسازی مصرف خانوارها در مقابل شوک‌های پیش‌بینی نشده درآمد خانوارهای ایتالیایی طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۸۷ پرداختند. روش مورد استفاده آنها برای این تحلیل، روش حداقل مربعات غیرخطی و سری‌های زمانی مربوط به درآمد، ثروت و مصرف بود. نتایج تخمین نشان داد که مصرف خانوارها نسبت به شوک‌های دائمی حساسیتی بیشتری در مقایسه با شوک‌های موقت درآمد از خود نشان می‌دهد (ژاپلی و پیستافری[5]، ۲۰۱۰: ۵۰۶-۴۷۹).

کاسادو با پیروی از روش مطالعه بلاندل و همکاران (۲۰۰۸)، با استفاده از داده‌های پانل مربوط به درآمد و مخارج مصرفی خوراکی خانوارهای اسپانیایی، میزان انتقال شوک‌های موقت و دائمی بر مصرف را در دوره زمانی ۱۹۹۵-۱۹۸۹ تخمین زد. یافته‌های این مطالعه نشان داد که بیمه کامل برای شوک‌های موقت درآمد و بیمه ناقص (جزئی) برای شوک دائمی، برای برخی اقلام مصرفی خانوارها وجود دارد (کاسادو، ۲۰۱۱: ۴۹۵-۴۷۱).

هولگ[6] نیز با استفاده از داده‌های پانل درآمد و مخارج خوراکی برای خانوارهای استرالیایی در دوره زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۱، میزان انتقال شوک‌های موقت و دائمی درآمد خانوار به مصرف خوراکی را بررسی نمود و به این نتیجه دست یافت که تقریباً بیمه کامل برای مصرف خوراکی به ازای شوک‌های موقت درآمد وجود دارد. این در حالی بود که، مصرف در مقابل شوک‌های دائمی درآمد کمتر بیمه شده بود (هولگ، ۲۰۱۴: ۹۶۹-۹۵۳).

کاک و همکاران[7] به بررسی اثر شوک‌های دائمی و موقت درآمد بر مصرف خانوارهای کشور استونی، با استفاده از داده‌های پرسشنامه بودجه خانوار این کشور، برای دوره زمانی ۲۰۰۷-۲۰۰۲ پرداختند. هدف آنها در این تحلیل، شناسایی و تجزیه درآمدهای دائمی و موقت از یکدیگر بود. نتایج تحقیق نشان داد که مصرف خانوارها بیشتر به شوک‌های دائمی درآمد عکس‌العمل نشان می‌دهد و شوک‌های موقت درآمد دارای اثرات چندانی بر روی تغییرات مصرف نیست (کاک و همکاران، ۲۰۱۶: ۳۳۳-۳۱۱).

در ایران در ارتباط بین مصرف و درآمد، مطالعه مستقیمی پیرامون بررسی میزان بیمه مخارج مصرفی خوراکی به ازای شوک‌های درآمد به تفکیک موقت و دائمی بر مخارج مصرفی خانوارها یافت نشد. به طوری که اغلب مطالعات با استفاده از روش‌ها و تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی به برآورد تابع مصرف یا میل نهایی به مصرف، در چارچوب فرضیه‌های کینزی، فریدمن و مودیگیلیانی پرداخته‌اند. این مطالعات شامل زراءنژاد (۱۳۸۲: ۴۶-۲۳)، فخرایی و منصوری (۱۳۸۷: ۳۸-۲۳)، (۱۳۸۸: ۳۸-۲۱)، روشن و همکاران (۱۳۹۲: ۶۵-۵۳)، زراءنژاد و همکاران[8] (۲۰۱۱: ۷۲-۶۵) و یزدان و سینا[9] (۲۰۱۳: ۳۱۸-۳۱۱)، می‌باشد. مطالعات دیگری نیز در این حوزه انجام گرفته است (امامی و دربانی،۱۳۹۰: ۱۱۰-۹۱) که در آنها عوامل مؤثر بر مخارج مصرفی خانوارها مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

با جمع‌بندی مطالعات انجام شده، می‌توان بیان کرد که در زمینه بررسی میزان انتقال شوک‌های درآمد به تفکیک موقت و دائمی بر روی مخارج مصرفی خانوارها و به خصوص کالاهای

1. Shirvani & Wilbratte (2009)
2. Multivariate Stochastic De-trending Approach
3. Dynamic Ordinary Least Squares
4. Japelli & Pistaferri (2010)
5. Jeppelli & Pistaferri
6. Hollweg (2014)
7. Kukk et al. (2016)
8. Zarra-Nezhad et al. (2011)
9. Yazdan & Sina (2013)

خوراکی در خارج از کشور تعداد کمی از مطالعه انجام شده است. از سوی دیگر، در ایران به چنین موضوعی پرداخته نشده است. به همین دلیل انجام این مطالعه ازحیث بررسی این موضوع برای اولین بار به صورت تجربی در ایران حائز اهمیت در سیاست‌گذاری‌های مربوط به رفتار مصرف‌کنندگان بوده و نسبت به مطالعات پیشین دارای نوآوری می‌باشد.

۳- روش تحقیق

هدف تحقیق حاضر بررسی میزان انتقال شوک‌های دائمی و موقت به مصرف کالاهای خوراکی خانوارها در ایران است. برای این هدف از رویکرد تجزیه آماری شوک‌های درآمد مبتنی بر اعمال قیود کوواریانس میان رشد متغیر درآمد خانوار $y_{i,t}$ و متغیر مخارج مصرفی خوراکی خانوارها $c_{i,t}$ استفاده شده است. با پیروی از الگوی ارائه شده در مطالعه بلاندل و همکاران (۲۰۰۸)، ابتدا اثر مؤلفه‌های قابل مشاهده (شاخص‌های اجتماعی خانوار) شامل سن، جنسیت، تحصیلات، محل سکونت، وضع فعالیت، وضعیت زناشویی از درآمد خانوار و مصرف خانوار حذف می‌شوند که از این طریق درآمد و مصرف خالص خانوارها به‌دست می‌آید. برای این کار مقادیر این متغیرها روی درآمد و مصرف خانوار با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[1] (OLS) در نرم‌افزار Eviews9، تخمین زده می‌شود. سپس، واریانس[2] و اتوکوورایانس[3] متغیرهای درآمد و مصرف خانوارها در طی دوره زمانی در این تحقیق مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرند. در نهایت، با پیروی از روابط (۸)، (۹) و (۱۲) در الگوی مزبور مقادیر پارامترهای هموارسازی مصرف به ازای شوک‌های موقت و دائمی درآمد محاسبه می‌گردد.

داده‌های مورد استفاده این تحقیق از نوع پانلی است که با استفاده از داده‌های آمارگیری هزینه و درآمد مرکز آمار ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۸ برای خانوارها با شاخص‌های اجتماعی مزبور جمع‌آوری شده است. لازم به ذکر است که در این تحقیق به علّت حجم نمونه متفاوت از افراد در هر سال و مقطع، تنها نمونه‌هایی استفاده شد که در آنها اطلاعات همه متغیرها موجود بود. برای مثال، در سال ۱۳۹۲، از ۱۴۰۳۶۰ خانوار آمارگیری و اطلاعات آنها اخذ شده است.این مجموعه داده علاوه بر اطلاعات درآمد و هزینه‌های خانوارها، شاخص‌های اجتماعی آنها جمع‌آوری شده است. از دیدگاه مرکز آمار ایران درآمد خانوار عبارت است از وجوهی که در برابر کار انجام شده یا سرمایه به کار افتاده یا از طریق منابع دیگری (حقوق بازنشستگی، درآمد حاصل از دارایی‌های، دریافتی‌های انتقالی و ...) به مجموع اعضای خانوار تعلق می‌گیرد (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۳: ۱۱). مخارج مصرفی خوراکی عبارت از ارزش پولی کالاهای تهیه شده یا خدمت انجام شده توسط خانوار به منظور مصرف اعضاء یا هدیه به دیگران است.

٤- نتایج برآورد مدل

۴-۱- اتوکواریانس درآمد و مصرف کالاهای خوراکی

به منظور حذف اثر عوامل قابل مشاهده از قبیل سن، جنسیت، وضع سواد، وضعیت زناشویی، وضعیت فعالیت و محل سکونت سرپرست خانوارها از درآمد و مصرف خانوارها، این متغیرها روی درآمد و میزان مصرف کالاهای خوراکی با استفاده از تکنیک حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌شود. برای این منظور با توجه به پرسشنامه طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارها در مرکز آمار ایران، نحوه تعریف مؤلفه‌های قابل مشاهده مزبور در جدول (۱) ارائه شده است.

در جدول (۱) متغیر سن بر حسب سال شمسی اندازه‌گیری شده است که نشانگر فاصله زمانی بین تولد تا زمان انجام پرسشنامه توسط مرکز آمار ایران است. متغیر وضع سواد و تحصیل به نحوی تعریف شده که وضع سواد یا تحصیل خانوار را نشان دهد که اگر سرپرست خانوار باسواد (تحصیل کرده یا در حال تحصیل) باشد، متغیر وضع سواد مقدار ۱ و در غیر این صورت مقدار ۲ می‌گیرد. حال با توجه به نحوه تعریف متغیرها در این جدول، می‌توان اثر آنها روی درآمد و مصرف خانوارها را برآورد کرد. نتایج برآورد حداقل مربعات معمولی رگرسیون (OLS) در جدول (۲) و (۳) ارائه شده است.

جدول (۲) نشان می‌دهد، همه متغیرها به جز سن اثر منفی بر درآمد سرپرست خانوارها داشته‌اند. علامت منفی متغیر جنسیت نشان می‌دهد، زنان سرپرست خانوار نسبت به مردان درآمد کمتری دارند که می‌تواند به نوعی توجیه کننده تبعیض دستمزد جنسیتی باشد. باسوادی سرپرست خانوار نیز اثر مثبت و معناداری بر درآمد خانوار داشته است. هر چه مقدار متغیر وضعیت فعالیت کمتر باشد، درآمد خانوار نیز کمتر است. این بدین معنی است که شاغلان سرپرست خانوار نسبت به سایر طبقات وضعیت درآمدی مناسب‌تری دارند. علامت منفی وضعیت زناشویی نیز نشان می‌دهد که متأهلان نسبت به مجردها درآمد بیشتری را به خود

1. Ordinary Least Squares
2. Variance
3. Auto- Covariance

اختصاص داده‌اند. علامت منفی متغیر مجازی روستا نیز بدین معنی است که خانوارهای روستایی نسبت به خانوارهای شهری، سطح درآمد پایین‌تری را دارا هستند.

جدول ۱. معرفی خصوصیات اجتماعی خانوار

متغیر مجازی وضعیت فعالیت سرپرست خانوار	
شاغل	۱
بیکار	۲
درآمد بدون کار	۳
محصل	۴
خانه‌دار	۵
سایر	۶
متغیر مجازی وضعیت سوادی سرپرست خانوار	
باسواد	۱
بی‌سواد	۲
متغیر مجازی وضعیت جنسیت سرپرست خانوار	
مرد	۱
زن	۲
متغیر مجازی وضعیت زناشویی سرپرست خانوار	
دارای همسر	۱
حالت فوت همسر	۲
حالت طلاق از همسر	۳
مجرد	۴
متغیر مجازی محل سکونت سرپرست خانوار	
روستا	۱
شهر	۰
متغیر سن سرپرست خانوار: بر حسب سال سنجیده شده است	

مأخذ: مرکز آمار ایران

جدول ۲. رگرسیون مؤلفه‌های قابل مشاهده روی درآمد

مؤلفه‌ها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
وضعیت زناشویی	-۰/۰۷۱	۰/۰۱۰	-۶/۷۶	۰/۰۰۰
وضعیت فعالیت	-۰/۱۰۲	۰/۰۰۵	-۲۰/۳۶	۰/۰۰۰
وضع سواد	-۰/۳۴۲	۰/۰۱۰	-۳۲/۷۲	۰/۰۰۰
سن	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰۳	۶/۰۷	۰/۰۰۰
جنسیت	-۰/۱۲۹	۰/۰۰۲	-۶/۴۱	۰/۰۰۰
متغیر مجازی روستا	-۰/۸۳	۰/۰۰۷	-۱۱۰/۱۰۱	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۱۸/۴۶	۰/۰۲۱	۸۸۱/۷	۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات= ۱۱۸۳۹۰				

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس جدول (۳)، همه مؤلفه‌های قابل مشاهده بر مصرف کالاهای خوراکی خانوارها اثرات معناداری دارند. به جز سن سرپرست خانوارها و متغیر مجازی روستا، سایر مؤلفه‌ها اثر منفی بر مصرف دارند. تفسیر ضرایب نیز مشابه نحوه تفسیر آنها در رگرسیون درآمد است. برای مثال، اثر منفی تحصیلات به این معنی است که سرپرستان خانوار تحصیل‌کرده نسبت به طبقه بی‌سواد، مصرف خوراکی کمتری دارند.

جدول ۳. رگرسیون مؤلفه‌های قابل مشاهده روی مصرف کالاهای خوراکی خانوارها

مؤلفه‌ها	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
وضعیت زناشویی	-۰/۱۰	۰/۰۰۸	۱۲/۴۸	۰/۰۰۰
وضعیت فعالیت	-۰/۰۴۸	۰/۰۰۴	-۱۲/۵	۰/۰۰۰
وضع سواد	-۰/۲۶	۰/۰۰۸	-۳۲/۴	۰/۰۰۰
سن	۰/۰۱۴	۰/۰۰۰	۵۲/۷	۰/۰۰۰
جنسیت	-۰/۰۶	۰/۰۱۵	-۳/۸	۰/۰۰۰
متغیر مجازی روستا	۰/۴۳۳	۰/۰۰۵	۷۴/۱۱	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۱۴/۶۸	۰/۰۱۶	۹۰۷/۸	۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات= ۱۱۸۳۹۰				

مأخذ: محاسبات تحقیق

به منظور برآورد اثرات شوک‌های دائمی و موقت درآمد روی مصرف خانوارها، پسماندهای این رگرسیون‌ها استخراج و مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. در جدول (۳) برخی از گشتاورهای رشد درآمد ارائه شده است. گشتاورهای فرایند درآمد، اطلاعاتی درباره نحوه انتقال توزیع درآمد و همچنین ماهیت دائمی یا موقت بودن چنین انتقالی ارائه می‌دهند. بر اساس جدول (۴)، واریانس رشد درآمد خانوارها در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ نسبت به سال ۱۳۸۹ افزایش یافته است؛ این در حالی است که سال‌های ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ واریانس رشد درآمد خانوارهای نمونه در کشور کاهش یافته است. بر اساس همین محاسبات، اتوکواریانس مرتبه اول رشد درآمد خانوارها در کلیه سال‌های مورد بررسی، منفی بوده است. این بدین معنی است که اگر در یکسال رشد درآمد خانوارها مثبت باشد، انتظار بر این است که در سال بعد، آنها رشد منفی درآمد را تجربه کنند. با این وجود میزان کوواریانس مرتبه اول بین دوره t و t+1 از نظر قدر مطلق در سال ۱۳۹۰ نسبت به سال‌های دیگر بیشتر است. اتوکوواریانس مرتبه دوم رشد درآمد (که بر اساس رابطه (۶) در خصوص خودهمبستگی در شوک‌های موقت اطلاعاتی در بر دارد) کوچک بوده و تنها در سال ۱۳۹۱ از نظر آماری معنادار است. بر این اساس به نظر می‌رسد، به هر حال برای سازگاری با بحث بلاندل و همکاران در این مطالعه نیز ساختار MA(1) برای اجزای موقت درآمد در نظر گرفته می‌شود.

اگرچه گشتاورهای درآمد، اطلاعاتی در خصوص نحوه انتقال توزیع درآمد در بردارند، با استفاده از آنها نمی‌توان هیچ استنباطی در خصوص نحوه انتقال در توزیع مصرف نتیجه گرفت. به همین دلیل باید از گشتاورهای مصرف و نیز گشتاورهای ترکیبی مصرف–درآمد استفاده کرد. این گشتاورها در جداول (۵) و (۶) محاسبه شده‌اند. جدول (۵) نشان می‌دهد که واریانس رشد هزینه‌های مصرفی خوراکی خانوارها در سال ۱۳۹۰ نسبت به سال ۱۳۸۹ به شدت افزایش یافته است و سپس سیر نزولی داشته است.

در جدول (۵) کوواریانس مرتبه اول هزینه‌های مصرف خوراکی خانوارها در تمام سال‌ها، منفی است. این بدین معنی است که بین رشد درآمد بین دو سال همبستگی منفی وجود داشته است.

جدول ۴. ماتریس واریانس و اتوکواریانس رشد درآمد خالص شده از مؤلفه‌های قابل مشاهده

سال	$\text{var}(\Delta y_t)$	$\text{cov}(\Delta y_t, \Delta y_{t+1})$	$\text{cov}(\Delta y_t, \Delta y_{t+2})$
۱۳۸۹	۲/۴	−۱/۲۳ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۱۳ (۰/۵۳۹)
۱۳۹۰	۳/۶۸۹	−۲/۴۷ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۱۴ (۰/۴۴۷)
۱۳۹۱	۳/۴۲۱	−۰/۹۰ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۴۷ (۰/۰۰۵)
۱۳۹۲	۱/۷۶۵	−۰/۷۹۹ (۰/۰۰۰)	–
۱۳۹۳	۱/۶۵۸	–	–

اعداد داخل پرانتز سطح معناداری هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. ماتریس واریانس و اتوکواریانس مصرف کالاهای خوراکی

سال	$\text{var}(\Delta c_t)$	$\text{cov}(\Delta c_t, \Delta c_{t+1})$	$\text{cov}(\Delta c_t, \Delta c_{t+2})$
۱۳۸۹	۰/۷۶۷	−۰/۳۶۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۲ (۰/۷۹۵)
۱۳۹۰	۲/۶۸۸	−۲/۲۸ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۹ (۰/۳۳۴)
۱۳۹۱	۲/۵۶۳	۰/۳۱۷ (۰/۰۰۰)	۰/۰۰۸ (۰/۳۳۳)
۱۳۹۲	۰/۵۹۸	−۰/۲۶۳ (۰/۰۰۰)	–
۱۳۹۳	۰/۵۰۶	–	–

اعداد داخل پرانتز سطح معناداری هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۶. کواریانس رشد هزینه‌های خوراکی و رشد درآمد

سال	$\text{cov}(\Delta y_t, \Delta c_{t+1})$	$\text{cov}(\Delta y_{t+1}, \Delta c_t)$	$\text{cov}(\Delta y_{t+2}, \Delta c_t)$	$\text{cov}(\Delta y_t, \Delta c_t)$
۱۳۸۹	۰/۱۱۱ (۰/۰۰۰)	۰/۱۱۹ (۰/۰۰۰)	۰/۰۲ (۰/۰۸۸)	۰/۲۳۹ (۰/۰۰۰)
۱۳۹۰	۱/۶۰۴ (۰/۰۰۰)	۱/۶۴۲ (۰/۰۰۰)	۰/۰۲۸ (۰/۰۷۶)	−۱/۴۸۸ (۰/۰۰۰)
۱۳۹۱	−۰/۰۸۹ (۰/۰۰۰)	۰/۱۰۵ (۰/۰۰۰)	۰/۰۱۹ (۰/۱۸۵)	−۱/۵۴۹ (۰/۰۰۰)
۱۳۹۲	−۰/۰۸۶ (۰/۰۰۰)	−۰/۰۹ (۰/۰۰۰)	–	۰/۱۷۸ (۰/۰۰۰)
۱۳۹۳	–	–	–	۰/۱۸۵ (۰/۰۰۰)

اعداد داخل پرانتز سطح معناداری هستند.

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۶)، رابطه $\text{cov}(\Delta c_{t+1}, \Delta y_t)$ وابستگی بین رشد مصرف آتی و رشد درآمد جاری را نشان می‌دهد. طبق نتایج جدول در سال ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ بین رشد درآمد جاری و رشد مصرف خوراکی و دخانی آتی همبستگی مثبت و معناداری وجود داشته و در سال ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ این ارتباط معکوس شده است که به این معنی است که بین رشد درآمد جاری و رشد مصرف خوراکی آتی همبستگی منفی و معناداری وجود داشته است.

۴-۲- تجزیه شوک‌های درآمدی به اجزای موقت و دائمی

در تجزیه شوک‌های درآمدی به موقت و دائمی و برآورد پارامترهای بیمه فرض می‌شود واریانس شوک‌های دائمی و موقت درآمد طی زمان تغییر کنند، اما پارامترهای هموارسازی مصرف، ثابت هستند. بر طبق رویکرد بلاندل و همکاران (۲۰۰۸) یک فرایند MA(1) برای شوک‌های موقت ($v_{i,t} = \varepsilon_{i,t} + \theta\varepsilon_{i,t-1}$) فرض شده و پارامتر میانگین متحرک θ، برآورد می‌شود.

جدول ۷. شوک‌های دائمی و موقت درآمد خانوارها

سال	θ	واریانس شوک دائمی σ_{ξ}^2	واریانس شوک موقت σ_{ε}^2	ϕ	ψ
۱۳۸۹	۰/۱۴	–	۰/۰۹۲	۰/۰۰۵	۰/۰۱۹
۱۳۹۰	۰/۰۲	۲/۹۸۷	۰/۷		
۱۳۹۱	۰/۲۲	۳/۰۵۷	۰/۲۱		

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول (۷) مشاهده می‌شود مقادیر پارامترهای هموارسازی مصرف خوراکی به ازای شوک‌های موقت درآمد (ϕ) و شوک‌های دائمی درآمد (ψ) به ترتیب برابر با (۰/۰۰۵) و (۰/۰۱۹) است. طبق این نتیجه می‌توان نشان داد که مخارج مصرفی کالاهای خوراکی خانوارهای نمونه طی دوره مورد بررسی در مقابل شوک‌های موقت و دائمی درآمد از نوعی رفتار خود بیمه‌ای برخوردار است. این نتیجه با تئوری مصرف که پیشنهاد می‌کنند که مصرف نسبت به درآمد از رفتار با ثبات‌تری برخوردار است، سازگاری دارد. خانوارها ممکن است با رفتارهایی همچون قرض گرفتن و پس‌انداز یا از طریق تغییردهی ترکیب مصرف خود جهت حفظ رفتار مصرفی در برابر شوک‌های درآمد، اقدام نمایند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه به بررسی رابطه میان شوک‌های موقت و دائمی درآمد و هزینه‌های مصرفی خوراکی خانوارها با در نظر گرفتن چندین شاخص اجتماعی از قبیل تحصیلات، محل سکونت، جنسیت، وضع فعالیت، وضعیت زناشویی و سن سرپرست خانوار پرداخته شد. برای این منظور، با استفاده از داده‌های آمارگیری هزینه و درآمد خانوارها جمع‌آوری شده توسط مرکز آمار ایران در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۸، داده‌های پانلی شامل درآمد و مصرف همراه با خصوصیات اجتماعی خانوارها طی دوره مزبور محاسبه شده سپس با به‌کارگیری روش رگرسیون حداقل مجموع مربعات معمولی (OLS) اثر شاخص‌های اجتماعی بر درآمد و مصرف خوراکی خانوارها بررسی شد. نتایج تخمین نشان داد که طی دوره مورد بررسی شاخص‌های اجتماعی از قبیل سطح تحصیلات، شغل، متأهل بودن و شهرنشینی اثر مثبت بر درآمد خانوارها دارند. در حالی که برای مخارج مصرفی خوراکی، افزایش سطح تحصیلات اثر منفی بر آن دارد. به علاوه، پارامترهای واریانس شوک‌های دائمی و موقت درآمد با استفاده از روش‌شناسی مطالعه بلاندل و همکاران (۲۰۰۸) جهت تعیین میزان انتقال شوک‌های موقت و دائمی درآمد به مخارج خوراکی برآورد شدند. نتیجه نهایی تحقیق نشان داد که در مقابل شوک‌های موقت و دائمی درآمد، بیمه تقریباً کامل برای مصرف کالاهای خوراکی خانوارها وجود دارد. به عبارت دیگر، مخارج مصرفی خانوارها در مواجهه با نوسان‌های درآمد در سطح نسبتاً ثابتی حفظ شده است و خانوارها سعی در حفظ مصرف خود از کالاهای خوراکی دارند. با توجه به نتایج تحقیق، توصیه‌های سیاستی زیر برای بهبود وضعیت مصرف خانوارهای ایران پیشنهاد می‌شود:

همان طوری که نتایج تحقیق نشان داد، خانوارهای ایرانی سعی در حفظ مصرف کالاهای خوراکی خود داشته و در شرایط بحران مالی، مصرف کالاهای خوراکی را بر غیرخوراکی ترجیح می‌دهند. بنابراین، دولت باید سیاست‌هایی را در جهت حفظ قدرت خرید خانوارها و پایین نگهداشتن قیمت کالاهای خوراکی ضروری در جامعه اتخاذ کند.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که خانوارهایی که دارای شاخص‌های سطح تحصیلات بالا، شهرنشینی، متأهل بودن و اشتغال سرپرست خانوار هستند، دارای درآمد و مصرف بالاتر و رفاه بهتر در جامعه می‌باشند. بنابراین، دولت باید قدرت خرید خانوارهایی که فاقد مؤلفه‌های فوق می‌باشند را با اعطای یارانه‌ها در سطح معینی حفظ نماید، تا از حداقل امکانات رفاهی جامعه یعنی مصرف کالاهای خوراکی و غیرخوراکی برخوردار شوند.

کاهش مصرف کالاهای غیرخوراکی از قبیل بهداشت و درمان، تحصیلات، تفریحات و هزینه‌های مسکن به منظور حفظ مصرف کالاهای خوراکی به معنی افزایش رفاه خانوارها نمی‌باشد. به‌عبارت دیگر، چنین رفتاری در جامعه، معرف شرایط بد اقتصادی است که خانوارها را مجبور می‌کند از مصرف کالاهای بادوام خود در جامعه بکاهند یا حتی کالاهای بادوام خود را (از قبیل جواهرآلات و...) بفروشند و هزینه آن را صرف کالاهای خوراکی خویش نمایند. دولت باید با مهار تورم در جامعه و حفظ حداقل استانداردهای خوراکی و رفاهی (از طریق کمک‌های نقدی و غیرنقدی) در حفظ قدرت خرید اقشار آسیب پذیر جامعه سهیم باشد.

منابع

امامی، کریم و دربانی، سمن (۱۳۹۰). "عوامل مؤثر بر مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوام در اقتصاد ایران". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۵، ۱۱۰-۹۱.

پورشهابی، فرشید و اسفندیاری، مرضیه (۱۳۹۶). "نقش توسعه مالی در ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و ارتقاء رشد اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه*

اقتصادی، دوره ۷، شماره ۲۸، ۱۲۶-۱۱۳.

دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۶). "تحلیل تأثیر توسعه مالی بر تمرکز فعالیت های صنعتی و رشد اقتصادی در ایران: رویکرد داده‌های تابلویی پویای فضایی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۷، ۹۴-۸۱.

روشن، رضا؛ پهلوانی، مصیب و شهیکی تاش، محمد نبی (۱۳۹۲). "بررسی قاعده سرانگشتی مصرف با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در ایران". *فصلنامه علمی-پژوهشی مدلسازی اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۲۵، ۶۵-۵۳.

زراءنژاد، منصور (۱۳۸۲). "تخمین تابع مصرف کالاهای مصرفی برای دو گروه خانوارهای شهری و روستایی ایران در دوره (۱۳۷۷-۱۳۵۳)". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۳، شماره ۵، ۴۶-۲۳.

فخرایی، عنایت الله و منصوری، سید امین (۱۳۸۷). "تخمین تابع مصرف بلندمدت به روش همجمعی ARDL و محاسبه رابطه مصرف کوتاه‌مدت در ایران". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۵، شماره ۲، صفحه ۳۸-۲۳.

فخرایی، عنایت الله و منصوری، سید امین (۱۳۸۸). "برآورد میل نهایی به مصرف در گروه‌های درآمدی بر اساس فرضیه درآمد دائمی نسبی در ایران". *مجلهٔ دانش و توسعه*، شماره ۲۹، ۳۸-۲۱.

کریمی موغاری، زهرا و براتی، جواد (۱۳۹۶). "تعیین سطح نابرابری منطقه‌ای استان‌های ایران: تحلیل شاخص ترکیبی چند بُعدی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۷۰-۴۹.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۳). *"تعاریف و مفاهیم استاندارد آماری (برای استفاده در طرح‌ها و گزارش‌های آماری)"*. ویرایش سوم، تهران، مرکز آمار ایران.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۳). "نتایج آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای روستایی و شهری در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۸۸". تهران، مرکز آمار ایران.

میرباقری هیر، میرناصر و شکوهی فرد، سیامک (۱۳۹۵). "بررسی تطبیقی اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی (رویکرد داده‌های تابلویی)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۵، ۱۰۸-۹۳.

Abowd, J. M. & Card, D. (1989). "On the Covariance Structure of Earnings and Hour Changes". *Ecomoetrica*, 57, 411-445.

Aiyagari, S. R. (1994). "Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving". *The Quarterly Journal of Economics*, 109(3), 659–684.

Attanasio, O. P. & Székely, M. (2004). "Wage Shocks and Consumption Variability in Mexico During the 1990s". *Journal of Development Economics*, 73(1), 1-25.

Bilgili, F. (2007). "The Permanent and Transitory Effects on Consumption and Income: Evidence from the Turkish Economy". *MPRA*, 24090, 1-15.

Blundell, R. W., Pistaferri, L. & Preston, I. (2002). "Partial Insurance, Information, and Consumption Dynamics". *The Institute for Fiscal Studies*, WP02/16, 117-135.

Blundell, R., Pistaferri, L. & Preston, I. (2008). "Consumption Inequality and Partial Insurance". *The American Economic Review*, 98(5), 1887-1921.

Browning, M. & Collado, M. D. (2001). "The Response of Expenditures to Anticipated Income Changes: Panel Data Estimates". *American Economic Review*, 91, 681-692.

Browning, M. & Crossley, T. F. (2001). "The Life-Cycle Model of Consumption and Saving". *The Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 3-22.

Campbell, J. Y. & Mankiw, G. N. (1989). "Consumption Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence". *NBER Macroeconomics Annual*, 4, 185–216.

Casado, J. M. (2011). "From Income to Consumption: Measuring Household's Partial Insurance". *Empirical Economics*, 40(2), 471-495.

Cochrane, J. (1991). "A Simple Test of Consumption Insurance". *Journal of*

Political Economy, 99(5), 957-976.

Cuong, N. V. (2013). "The Impact of Social Security on Household Welfare: Evidence from a Transition Country". *European Journal of Development Research*, 25(5), 737-757.

Dutt, P. & Padmanabhan, V. (2011). "Crisis and Consumption Smoothing". *Marketing Science*, 30(3), 491-512.

Falk, B. & Lee, B. S. (1991). "The Dynamic Effects of Permanent and Transitory Labor Income on Consumption". *Journal of Monetary Economics*, 41(2), 371-387.

Flavin, M. (1981). "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income". *Journal of Political Economy*, 89, 974–1009.

Friedman, M. (1957). "A Theory of the Consumption Function". *Bureau of Economic Research, Princeton University press,* 63, 157-182.

Gerry, C. J. & Li, C. A. (2010). "Consumption Smoothing and Vulnerability in Russia". *Applied Economics*, 42(16), 1995-2007.

Hall, R. E. & Mishkin, F. S. (1982). "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Evidence from PSID Households". *Econometrica*, 50(2), 461–481.

Hamaaki, J. (2013). "The Pension System and Household Consumption and Saving Behavior". *Public Policy Review*, 9(4), 687-716.

Hayashi, F. (1982). "The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables". *Journal of Political Economy*, 90(5), 895-916.

Hollweg, C. H. (2014). "Essay on the Transmission of Economic Shocks (Doctoral Dissertation)". Https://Digital. Library. Adelaide.Edu.Au/ Dspace/ Bitstream/ 2440/85927/8/02whole.Pdf.

Hori, M. & Shimizutani, S. (2012). "Do Households Smooth Expenditure over Anticipated Income Changes? Evidence from Bonus Payments to Public Employees in Japan". *Journal of the Japanese and International Economies*, 26(3), 405-433.

Hsieh, C. (2003). "Do Consumers React to Anticipated Income Changes? Evidence from the Alaska Permanent Fund". *American Economic Review*, 93, 397-405.

Huang, Y. L., Huang, C. H. & Kuan, C. M. (2008). "Reexamining the Permanent Income Hypothesis with Uncertainty in Permanent and Transitory Innovation States". *Journal of Macroeconomics*, 30(4), 1816-1836.

Huggett, M. (1993). "The Risk-Free Rate in Heterogeneous-Agent Incomplete-Insurance Economies". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17(5), 953–969.

Jappelli, T. & Pistaferri, L. (2010). "Financial Integration and Consumption Smoothing". *Economic Journal*, 121(553), 678–706.

Jappelli, T. & Pistaferri, L. (2010). "The Consumption Response to Income Changes". *National Bureau of Economic Research*, 2, 479–506.

Johnson, D. S., Parker, J. A. & Souleles, N. S. (2006). "Household Expenditure and the Income Tax Rebates of 2001". *American Economic Review*, 96(5), 1589–1610.

Kazianga, H. & Udry, C. (2006). "Consumption Smoothing? Livestock, Insurance and Drought in Rural Burkina Faso". *Journal of Development Economics*, 76, 413–446.

Kukk, M., Kulikov, D. & Staehr, K. (2016). "Estimating Consumption Responses to Income Shocks of Different Persistence Using Self-Reported Income Measures". *Review of Income and Wealth*, 62(2), 311-333.

Monterio, S. P. (2008). "Testing Full Consumption Insurance in the Frequency Domain". Working Paper, Coventry: University of Warwick, Department of Economics. *Warwick Economic Research, Papers,* No. 874.

Mu, R. (2006). "Income Shocks, Consumption, Wealth, and Human Capital: Evidence from Russia". *Economic Development and Cultural Change*, 55, 857–892.

Ni, S. & Seol, Y. (2014). "New Evidence on Excess Sensitivity of Household Consumption". *Journal of Monetary Economics*, 63, 80-94.

Notten, G. & Crombrugghe, D. D. (2012). "Consumption Smoothing in Russia". *Economics of Transition*, 20(3), 481-519.

Parker, J. A. (1999). "The Reaction of Household Consumption to Predictable Changes in Social Security Taxes". *American Economic Review*, 89(4), 959-973.

Shehu, A. & Sidique, S. F. (2015). "The Effect of Shocks on Household Consumption in Rural Nigeria". *The Journal of Developing Areas*, 49(3), 353-364.

Shirvani, H. & Wilbratte, B. (2009). "The Permanent Income Hypothesis in Five Major Industrial Countries: A Multivariate Trend-Cycle Decomposition Test". *Journal of Economics and Finance*, 33(1), 43-59.

Sirisankanan, A. (2015). "Risk, Uncertainty and Consumption-Smoothing Mechanisms: Evidence from Thai Household Socio-Economic Panel Data". *Journal of Southeast Asian Economies*, 32(1), 163-179.

Skoufias, E. (2003). "Consumption Smoothing in Russia". *Economics of Transition*, 11(1), 67-91.

Souleles, N. S. (2002). "Consumer Response to the Reagan Tax Cuts". *Journal of Public Economics*, 85, 99-120.

Stephens Jr, M. & Unayama, T. (2011). "The Consumption Response to Seasonal Income: Evidence from Japanese Public Pension Benefits". *American Economic Journal*: *Applied Economics*, 3(4), 86-118.

Tongruksawattana, S., Waibel, H. & Schmidt, E. (2010). "Shocks and Coping Actions of Rural Households: Empirical Evidence from Northeast Thailand". A Paper Presented at the CPRC International Conference.

Townsend, R. M. (1995). 'Consumption Insurance: An Evaluation of Risk-Bearing Systems in Low-Income Economies". *The Journal of Economic Perspectives*, 9(3), 83-102.

Yazdan, F. G. & Sina, M. (2013). "The Testing of Hall's Permanent Income Hypothesis: A Case Study of Iran". *Asian Economic and Financial Review*, 3(3), 311-318.

Zarra-Nezhad, M., Saeidi, S. N. & Mansoury, S. A. (2011). "Estimation of Nonlinear Marginal Propensity to Consume in Iran". *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 41, 65-72.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و یکم، تابستان ۱۳۹۷ (۱۲۲-۱۰۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 31, June 2018 (107-122)

رشد اقتصادی و توسعه بازار کار ناحیه‌ای در استان‌های ایران: قانون اوکان در مفهوم فضایی

*سیاب ممی‌پور[۱]، عاطفه رضایی[۲]
۱. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران
۲. دانشجوی کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران
(دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۱۲ پذیرش: ۱۳۹۶/۵/۱۶)

Economic Growth and Regional Labour Market Development in Iran's Provinces: Okun's Law in a Spatial Context

*Siab Mamipour[1], Atefeh Rezaei[2]
1. Assistant Professor in Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran
2. MSc Student of Economic and Social Systems, Kharazmi University, Tehran, Iran
(**Received:** 1/Jan/2017 **Accepted:** 7/Agu/2017)

چکیده:

رابطه معکوس بین رشد اقتصادی و نرخ بیکاری در ادبیات اقتصادی با عنوان قانون اوکان شناخته می‌شود. با توجه به اهمیت قانون اوکان در سیاست‌گذاری اقتصادی، بررسی رابطه نرخ بیکاری و رشد اقتصادی در سطح استان‌ها، از اهمیت بالایی برخوردار است. همچنین با توجه به امکان جابه‌جایی نیروی کار بر حسب شرایط اقتصادی بین استان‌ها، اثرات مکانی و سرریز فضایی در مطالعات ناحیه‌ای بسیار ضروری است؛ از این‌رو هدف اصلی از این مطالعه، بررسی قانون اوکان برای استان‌های کشور ایران با رویکرد اقتصادسنجی فضایی است و اینکه آیا قانون اوکان می‌تواند به‌عنوان یک رابطه کلی جهت بررسی واکنش بازار کار به تغییرات رشد اقتصادی ناحیه‌ای، در استان‌های ایران مورد استفاده قرار گیرد. به این منظور از داده‌های پانل برای ۳۰ استان طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۴ استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که رشد اقتصادی و نرخ بیکاری استان‌ها دارای وابستگی فضایی بوده و اثرات و عملکرد بازار کار یک استان، علاوه بر وضعیت اقتصاد کلان و ویژگی‌های آن استان، تحت‌تأثیر وضعیت اقتصادی استان‌های مجاور نیز است. به همین دلیل در این مطالعه برای بررسی قانون اوکان از پنل فضایی استفاده شده است. نتایج حاصل از مدل پنل فضایی (SAC) نشان می‌دهد رابطه اوکان در سطح استان‌های ایران مورد تأیید قرار می‌گیرد و توسعه بازار کار ناحیه‌ای تنها محدود به مرزهای استانی نبوده و به استان‌های دیگر نیز سرریز می‌کند.

واژه‌های کلیدی: قانون اوکان، اقتصادسنجی فضایی، نرخ بیکاری، رشد اقتصادی.
طبقه‌بندی JEL: C23، E24، R12.

Abstract:

The inverse relationship between economic growth and unemployment rate is known as Okun's law in the economic literature. According to the importance of Okun's law on economic policy, investigating the relationship between unemployment rate and economic growth is very important at provincial level. Also, with regard to labor mobility between provinces based on economic conditions, spatial and spillover effects are essential in regional studies; therefore, the main objectives of this paper are to investigate Okun's law in Iran's provinces with spatial econometric approach and whether Okun's law can be used as a rule of thumb for surveying the labor market response to changes in regional economic growth, in Iran's provinces. A panel data set for 30 provinces during period of 2005 to 2013. The results show that unemployment rates and economic growth of provinces have spatial dependence and labor market performance is influenced by macroeconomic situation and its features the economic situation in neighboring provinces. Hence, in this study spatial panel is employed to investigate Okun's law. The results of spatial panel (SAC) approve accuracy of Okun's law in Iran's provinces; and the development of regional labor market is not limited to the provincial borders and spillovers to other provinces.

Keywords: Okun's Law, Spatial Econometrics, Unemployment Rate, Economic Growth.
JEL: C23, E24, R12.

* **نویسنده مسئول:** سیاب ممی‌پور
E-mail: mamipours@gmail.com

*Corresponding Author: Siab Mamipour

۱- مقدمه

بیکاری یکی از مسائل مهم در اکثر کشورهای جهان است. وجود بیکاری در یک جامعه می‌تواند نشانگر عدم استفاده درست از منابع و عدم سیاست‌گذاری‌های صحیح باشد. در ایران نیز به‌عنوان یک کشور در حال توسعه، همانند بسیاری از کشورها، بیکاری به معضلی اصلی تبدیل شده است. با توجه به آخرین گزارش مرکز آمار ایران، نرخ بیکاری در تابستان ۱۳۹۵ برابر ۱۲/۷ درصد بوده است که خود گواهی بر این ادعاست. یکی از دلایل بالا بودن نرخ بیکاری در ایران پایین بودن رشد اقتصادی است. با توجه به تأثیری که رشد اقتصادی می‌تواند بر بیکاری داشته باشد، مطالعه وجود ارتباط میان این دو متغیر و نیز تعیین میزان رشد اقتصادی لازم برای کاهش نرخ بیکاری، در تمامی اقتصادها دارای اهمیت است (لشکری و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۱۵؛ احسانی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۲۵). بدین منظور در ادبیات اقتصاد کلان، قانون اوکان[1] یک روش مناسب و کم‌هزینه برای بیان این ارتباط است.

قانون اوکان از سه جهت دارای اهمیت است: الف) از ترکیب قانون اوکان و منحنی فیلیپس، منحنی عرضه کل اقتصاد به دست می‌آید که در بسیاری از تجزیه و تحلیل‌های اقتصاد کلان نقش مهمی را ایفا می‌کند. ب) با توجه به اینکه قانون اوکان نرخ بیکاری را به میزان تولیدات موجود در اقتصاد مرتبط می‌کند، با دسترسی به رشد اقتصادی موجود در اقتصاد کشور می‌توان نرخ بیکاری معلول آن را پیش‌بینی کرد که این خود می‌تواند باعث اتخاذ سیاست‌گذاری‌های مناسب در جهت کاهش بیکاری و برآورد هزینه تولیدی برای یک درصد کاهش در بیکاری شود. ج) قانون اوکان می‌تواند به تعیین نرخ رشد بهینه کمک نماید (موسی[2]، ۲۰۰۸: ۱۰).

در دو دهه اخیر، مطالعات تجربی بسیاری صحت این قانون را بررسی و تأیید کرده‌اند. مطالعات تجربی اخیر نشان می‌دهند که قانون اوکان در کشورهای مختلف و دوره‌های زمانی متفاوت تغییر می‌کند. برای کشف تفاوت‌های ساختاری موجود، بعضی محققان تلاش کرده‌اند تا به جنبه‌های ناحیه‌ای قانون اوکان توجه کنند، زیرا رابطه بین تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری در تمام نواحی یکسان نیست.

انجام پژوهش در علوم منطقه‌ای، مبتنی بر داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای است که پژوهشگر با مراجعه به مکان‌ها و محل‌های مشخص که به‌صورت نقاطی در فضا تعیین مکان شده‌اند، به آنها دست می‌یابد. وجود چنین داده‌هایی با جزء مکانی در پژوهش، به‌کارگیری شیوه‌های مرسوم اقتصادسنجی را دچار مشکل می‌کند؛ زیرا در این شرایط میان مشاهدات، وابستگی فضایی وجود دارد و ناهمسانی فضایی در روابطی که مدل‌سازی می‌کنیم، رخ خواهد داد (لیسیج[3]، ۱۹۹۹: ۳).

اقتصادسنجی مرسوم، دو موضوع وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی را نادیده می‌گیرد. چرا که در صورت توجه به آنها، قضیه گوس-مارکوف مبنی بر وجود ویژگی‌های مطلوب برای برآورد کننده روش حداقل مربعات معمولی، نقض خواهد شد؛ بنابراین رویکرد اقتصادسنجی فضایی مطرح خواهد شد.

در ایران مطالعات محدودی رابطه بین نرخ بیکاری و تولید واقعی را در سطح کشور بررسی کرده‌اند. همچنین برای بررسی این رابطه در سطح استانی، توجه به اثرات فضایی از اهمیت بالایی برخوردار است که در مطالعات داخلی، نادیده گرفته شده است. اثرات و عملکرد یک بازار کار ناحیه‌ای، علاوه بر وضعیت اقتصاد کلان و ویژگی‌های هر ناحیه، تحت‌تأثیر بازارهای همسایه است؛ بنابراین توسعه بازار کار ناحیه‌ای، تنها محدود به مرزهای ناحیه‌ای نبوده و به مناطق دیگر نیز سرریز می‌کند. در ایران نیز، به دلیل تفاوت نرخ بیکاری موجود بین استان‌های مختلف، نرخ بیکاری بایستی در سطح فضایی مورد بررسی قرار گیرد. از این‌رو، برای در نظر گرفتن تأثیر بازارهای کار همسایه و اثرات سرریز که ناشی از حرکت نیروی کار بین نواحی است، توجه به وابستگی‌های فضایی ضروری است.

با توجه به مطالب اشاره شده، در این مطالعه به بررسی واکنش بازار کار به تغییرات رشد اقتصادی ناحیه‌ای بر مبنای قانون اوکان در سطح استان‌های ایران و بررسی اثرات ناحیه‌ای (فضایی) در رابطه بین تولید و نرخ بیکاری استان‌ها طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۴ پرداخته می‌شود. بررسی این موضوع و نتایج حاصل از آن منجر به اتخاذ سیاست‌های متناسب و کارا در خصوص هر استان می‌شود. مقاله به‌صورت زیر سازمان‌دهی شده است:

در بخش دوم به مروری بر مبانی نظری موضوع پرداخته شده است و در قسمت سوم مطالعات تجربی تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش چهارم به روش‌شناسی تحقیق پرداخته می‌شود و در بخش پنجم پایگاه داده‌های آماری بیان می‌شود. در بخش ششم نتایج تجربی ارائه می‌شود. بخش پایانی مقاله نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری کلی تحقیق

1. Okun's Law
2. Moosa (2008)
3. LeSage (1999)

اختصاص یافته است.

۲- مبانی نظری

اقتصاددانان بیکاری را به سه مقوله بیکاری اصطکاکی[1]، بیکاری ساختاری[2] و بیکاری ادواری[3] طبقه‌بندی می‌کنند. بیکاری اصطکاکی به این دلیل وجود دارد که فرد بعد از خاتمه یافتن شغل جاری‌اش نمی‌تواند بلافاصله شغلی جدید بیابد بلکه برای یافتن شغل جدید ناچار به گذراندن یک دوره جستجوی شغل است.

افرادی که به‌طور معمول، بیکار ساختاری تلقی می‌شوند، مجبور به طی یک دوره طولانی جستجو برای شغل جدید هستند؛ زیرا این افراد، معمولاً از مهارت‌های لازم برخوردار نیستند. در حقیقت بیکاری ساختاری با ویژگی انفصال میان بیکاران در دسترس و فرصت‌های شغلی بلااستفاده مشخص می‌شود. تغییرات بلندمدت در ساختار تقاضا و تولید که هم به دلیل تغییرات در موقعیت‌های هزینه نسبی و هم به دلیل تغییر در سلیقه مردم روی می‌دهد منجر به گسترش برخی بخش‌ها و انقباض بعضی از بخش‌های دیگر می‌شود و این در حالی است که افراد رانده شده از بخش‌های کوچک شده، فاقد مهارت‌هایی هستند که بخش‌های گسترش‌یافته به آنها نیاز دارند و این بیکاری نیز بیکاری ساختاری تلقی می‌شود.

بیکاری ادواری همان‌گونه که از نام آن پیداست در دوران رکود بروز می‌نماید، یعنی موقعیتی که در آن به دلیل کاهش در تولید کالاها و خدمات به نیروی کار کمتری نیاز خواهد بود.

نظریه‌های مختلفی در خصوص بیکاری وجود دارد که در این مطالعه با توجه به موضوع مورد بررسی، به سیاست مدیریت تقاضا[4] پرداخته می‌شود. سیاست‌های مدیریت تقاضا به‌منظور کاهش بیکاری، به دو مقوله کلی تقسیم می‌شود: اول، سیاست‌های اشتغال دولت که از طریق آن دولت اشتغال را مستقیماً توسط استخدام افراد در بخش عمومی تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و دوم سیاست‌های تولید تقاضا که اشتغال را به‌وسیله افزایش تقاضای کل تولید از طریق مثلاً کاهش مالیات، افزایش مخارج دولت روی کالاها و خدمات یا افزایش در عرضه پول تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. زیربنای اصلی در هر دو نوع سیاست، نظریه کینز است بدین معنا که کارگران استخدام نمی‌شوند زیرا بنگاه‌ها به‌اندازه کافی محصولات و خدمات تولید نمی‌کنند زیرا تقاضا اندک است و مردم بیکارند. به‌طور خلاصه کمبود تقاضا در بازار نیروی کار منجر به کمبود تقاضا در بازار محصول می‌شود و کمبود تقاضا در بازار محصول باعث کمبود تقاضا در بازار نیروی کار می‌گردد (بختیاری و یحیی‌آبادی، ۱۳۸۱: ۶۱).

بنابراین، به لحاظ نظری می‌توان استدلال کرد که افزایش تولید و رونق اقتصادی با کاهش نرخ بیکاری همراه است. در مسیر رونق، تقاضای روزافزون کالا و خدمات ایجاب می‌کند که صاحبان کسب‌وکار در جهت حداکثر کردن منافع خود (با فرض عقلایی بودن رفتار تولیدکننده و رقابتی بودن صنایع) افزایش مقیاس تولید را در پیش گیرند که متضمن به‌کارگیری بیشتر عوامل تولید از جمله نیروی کار است. اگر روند تسلسلی فوق را به کل اقتصاد تعمیم دهیم انتظار می‌رود در سطح کلان شاهد کاهش نرخ بیکاری باشیم. قانون اوکان به همراه منحنی فیلیپس عاملی کلیدی در استخراج منحنی عرضه کل است. هریس و سیلورستون[5] بیان می‌کند که این قانون از نظر تجربی نیز یک قاعده سرانگشتی مفید در پیش‌بینی و سیاست‌گذاری است (هریس و سیلورستون، ۲۰۰۱: ۱).

رابطه معکوس بین نرخ بیکاری و رشد اقتصادی با عنوان قانون اوکان شناخته می‌شود. بر اساس این قانون به ازای یک درصد کاهش (افزایش) نرخ بیکاری، تولید واقعی تقریباً سه درصد قابل‌افزایش (کاهش) است (ناتک[6]، ۲۰۰۷: ۷۵). روش اوکان برای استخراج این قانون مبتنی بر نظریه اقتصاد کلان کینزی بوده و شامل دو تصریح مختلف است.

در مدل اول که مدل تفاضل نام دارد، تغییر در نرخ بیکاری (Y) به‌واسطه تغییر در نرخ رشد تولید واقعی (X) بررسی شده است.

(۱)

$$\mathrm{Y} = \boldsymbol{a} + \boldsymbol{b}(\mathbf{X})$$

در رابطه فوق پارامتر $\boldsymbol{b}$ نشانگر ضریب اوکان است. اوکان (۱۹۶۲) با استفاده از رابطه (۱) و داده‌های فصلی از فصل دوم سال ۱۹۴۸ تا فصل چهارم سال ۱۹۶۰ رابطه (۲) را به این صورت استخراج کرد:

(۲)

$$Y = 0.30 - 0.3 * (X)$$

بر اساس این تخمین، اگر در یک فصل داده شده، تولید واقعی هیچ رشدی نداشته باشد، نرخ بیکاری در آن فصل ۰/۳ درصد

1. Frictional Unemployment
2. Structural Unemployment
3. Cyclical Unemployment
4. Demand Management Policies
5. Harris & Silverstone (2001)
6. Knotek (2007)

افزایش خواهد یافت (شهبازی و طالبی، ۱۳۹۱: ۲۱).
در مدل دوم که مدل شکاف[1] نام دارد، نرخ بیکاری با شکاف تولید بالقوه و تولید واقعی به‌صورت زیر در ارتباط است.
(۳)

$$U = a + b(gap)$$

U بیانگر شکاف بیکاری و gap نشان دهنده شکاف تولید واقعی است.

به دلیل سادگی این معادلات، اقتصاددانان تغییراتی را در روابط اولیه اوکان لحاظ کرده‌اند. یکی از این مدل‌ها، «مدل پویا» است که بر مبنای این فرض که در قانون اوکان برخی از متغیرها از سمت راست معادله حذف شده‌اند، ساخته شده است و اخیراً بسیاری از اقتصاددانان در مطالعات خود از آن استفاده نموده‌اند (ناتک، ۲۰۰۷: ۷۵؛ بولتون[2]، ۲۰۱۰: ۸؛ موسی، ۲۰۰۸: ۱۵). مدل پویای قانون اوکان شامل رشد تولید واقعی جاری، رشد تولید واقعی دوره‌های گذشته و تغییرات نرخ بیکاری در دوره‌های گذشته به‌عنوان متغیرهایی در سمت راست معادله است (آدانو، ۲۰۰۵: ۵۶۳).

طبق نظریه‌های اقتصادی، تولید کالاها و خدمات در یک کشور نیازمند ترکیب نیروی کار، سرمایه و فنّاوری است. رشد تولید علاوه بر تأثیرپذیری از ناحیه نیروی کار، از ناحیه دیگر عوامل مانند سرمایه، نرخ مشارکت نیروی کار و بهره‌وری نیز متأثر می‌شود. این بازنگری‌ها همچنین به خاطر بررسی تأثیر ورود سایر عوامل بر ضریب اوکان، متغیر شکاف بیکاری را همراه متغیر شکاف عوامل یاد شده در طرف راست مدل تصریحی خود به‌عنوان متغیر توضیحی در نظر می‌گیرند. این روش به مدل تابع تولید منتهی شده است که تابع تولید را با مدل شکاف قانون اوکان ادغام می‌نماید. این کار به اقتصاددانان اجازه می‌دهد که اثر کلیه منابع بیکار اقتصاد را بر روی رشد تولید بررسی نمایند (گوردون[3]، ۱۹۸۴: ۵۴۰؛ پارچونی[4]، ۱۹۹۳: ۳۳۶).

یکی از ایرادهای قابل‌توجه در تصریح اولیه قانون اوکان، عدم توجه به اثرات فضایی در زمینه تحقیقات ناحیه‌ای است. با توجه به اینکه وجود داده‌هایی با جزء مکانی باعث به وجود آمدن وابستگی فضایی میان مشاهدات و ناهمسانی فضایی در روابط مدل‌سازی شده خواهد شد (لیسیج و همکاران، ۲۰۰۹: ۳۵۷)، به‌کارگیری شیوه‌های مرسوم اقتصادسنجی محققان را دچار مشکل می‌سازد. ایجاد یک شوک اقتصادی در هر منطقه، علاوه بر تأثیری که بر نرخ بیکاری همان منطقه دارد، بر بیکاری مناطق دیگر نیز تأثیرگذار است. از این‌رو، برای در نظر گرفتن تأثیر بازارهای کار همسایه و اثرات سرریز که ناشی از حرکت نیروی کار بین نواحی است، توجه به وابستگی‌های فضایی ضروری است. به طور کلی، نادیده گرفتن همبستگی‌های فضایی باعث برآورد متناقض و تورش‌دار ضرایب اوکان برای نواحی مطالعاتی خواهد شد. به همین دلیل از سال ۲۰۰۹ توجه به اثرات فضایی در مطالعات قانون اوکان شکل جدی‌تری به خود گرفت (یازگان و ییلمازکودای[5]، ۲۰۰۹: ۱۱۵؛ کانگاشارجو و همکاران[6]، ۲۰۱۱: ۳؛ ابرست و اولگملر[7]، ۲۰۱۳: ۱۱). در ادامه و در بخش روش‌شناسی به‌تفصیل به بررسی اقتصادسنجی فضایی پرداخته می‌شود.

۳- شواهد تجربی

به نظر می‌رسد این فرض که تأثیر رشد اقتصادی بر عملکرد بازار کار مثبت است، فرضیه‌ای منطقی و درست باشد. این مسئله از نظر زمانی دارای تأخیر است؛ زیرا معمولاً کارفرماها برای انتخاب و استخدام کارکنان، به زمان نیاز دارند. اخراج کارکنان و از دست‌دادن سرمایه انسانی دلیل دیگری برای این تأخیر زمانی است. چرا که کارفرمایان نسبت به اخراج دید خوبی ندارند. قانون حمایت از اشتغال و انتظارات مربوط به مدت‌زمان رونق و رکود وضعیت اقتصادی نیز باید مورد توجه قرار گیرد؛ بنابراین اخراج و استخدام کارکنان بیشتر بستگی به یک چشم‌انداز بلندمدت اقتصادی دارد که با توجه به آن بتوان تأخیرهای مربوط به نیروی کار در شرایط مختلف اقتصادی را تنظیم کرد (ابرست و اولگملر، ۲۰۱۳: ۴).

استفاده از متغیرهای توضیحی با تأخیر زمانی که به‌اصطلاح نسخه پویای قانون اوکان است، رویکردی متداول است. برای مثال، شالک و لوشاو[8] با استفاده از حالت پویای قانون اوکان، تأثیر شوک‌های اقتصادی بر نرخ بیکاری را نشان دادند. آنها برای کنترل وقفه‌های ساختاری موجود، دو متغیر ساختگی طی سال‌های ۹۲-۱۹۹۰ و ۸۳-۱۹۸۲ را به مدل اضافه کردند. این متغیرها برای نشان دادن افزایش ضریب اوکان در طول زمان، در دوره‌های مختلف بررسی شد. همچنین

1. Gap Model
2. Boulton (2010)
3. Gordon (1984)
4. Prachowny (1993)
5. Yazgan & Yilmazkuday (2009)
6. Kangasharju et al. (2011)
7. Oberst & Oelgemöller (2013)
8. Schalk & Lüschow (1997)

به اثرات ناشی از دوره‌های قبل (که با متغیرهای توضیحی با وقفه زمانی در مدل نشان دادند) بر نرخ بیکاری پی بردند (شالک و لوشاو، ۱۴:۱۹۹۷). سانر و استایسنی[1] قانون اوکان را در ۱۵ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه[2] با استفاده از داده‌های سالانه ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۹، بررسی کردند. آنها متوجه یک وقفه ساختاری بین سال‌های ۱۹۸۳–۱۹۸۲ شدند (سانر و استایسنی، ۲۰۰۲: ۱۷۷۹).

چمبرلین[3] با استفاده از داده‌های فصلی در انگلستان بین سال‌های ۱۹۷۳ تا ۲۰۱۰، به اثرات مشابهی همچون نتایج به‌دست آمده از تحقیقات شالک و لوشاو (۱۹۹۷) دست یافت. وی قدرت توضیحی مدل خود را با اضافه کردن چهار وقفه از تولید ناخالص داخلی بهبود بخشید. در قدم بعد، تغییر در نرخ بیکاری مربوط به دو دوره قبلی را که از یک‌سو نشان دهنده وابستگی مسیر نرخ بیکاری و از سوی دیگر بهبود قدرت توضیحی مدل‌ها است، اضافه کرد (چمبرلین، ۲۰۱۱: ۱۱۰). برای انتخاب تعداد وقفه‌های رشد اقتصادی، همچنین اثرات پسماند ناشی از تغییر در نرخ بیکاری دوره‌های قبل، در نظر گرفتن داده‌ها به‌صورت سالانه، فصلی یا ماهانه از اهمیت بالایی برخوردار است (بال و همکاران[4]، ۲۰۱۲: ۷).

در کنار این مطالعات، انتقادهای زیادی بر قانون اوکان وارد است. برای مثال، بلانچارد[5] اظهار داشت که رشد اقتصادی علاوه بر نیروی کار تحت‌تأثیر عوامل دیگری است؛ بنابراین لزوماً نرخ بیکاری، تنها با تغییر رشد اقتصادی، تغییر نمی‌کند (بلانچارد، ۲۰۰۴: ۱۶۸). مالی و مولانا[6] استدلال می‌کنند که قانون اوکان تنها برای کشورهای بسیار توسعه‌یافته مناسب است؛ زیرا تغییرات تولید برای کشورهای در حال توسعه، تنها با افزایش بهره‌وری نیروی کار صورت نمی‌گیرد (مالی و مولانا، ۲۰۰۸: ۱۱۵). مطالعات بسیاری، بی‌ثباتی قانون اوکان در طول زمان را شناسایی کرده‌اند (لی، ۲۰۰۰: ۳۴۰؛ ناتک، ۲۰۰۷: ۸۸). با توجه به این موضوع، پرمن[7] و همکاران برای به دست آوردن ارزش واقعی ضریب اوکان، از یک روش فراتحلیلی استفاده کردند. به این منظور آنها از نمونه‌ای با ۲۶۹ برآورد استفاده کردند (این نمونه شامل مطالعاتی می‌شود که بین سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ به بررسی قانون اوکان، رابطه بین رشد اقتصادی و بیکاری و برآورد ضرایب اوکان پرداخته‌اند). همچنین بین تحلیل‌هایی که تغییر رشد اقتصادی را به‌عنوان متغیر مستقل در نظر می‌گیرند و مطالعاتی که تغییرات بیکاری را عامل برون‌زا می‌دانند، تمایز قائل شدند. آنها تأثیر نرخ بیکاری بر تولید ناخالص داخلی را ۱/۰۲ ارزیابی کردند که با مقدار پیش‌بینی شده (نسبت ۱ به ۳) بسیار فاصله دارد. با مقایسه بسیاری از نتایج تجربی، واضح است که انتخاب مشخصات مدل، دوره‌های زمانی و متغیرها از حساسیت بالایی برخوردار است. هر چند، رابطه منفی بین نرخ بیکاری و رشد اقتصادی در اکثر بررسی‌ها برقرار است (پرمن و همکاران، ۲۰۱۴: ۲۶).

پیردزچ[8] قانون اوکان را به‌عنوان قانونی که برای پیش‌بینی‌های حرفه‌ای اقتصادی مناسب است، شناسایی کرده است؛ زیرا رشد تولید و نرخ بیکاری با این مدل اقتصاد کلان سازگار است (پیردزچ و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۰۸)؛ بنابراین قانون اوکان هنوز هم به‌عنوان یک قانون کلی و آگاهی‌بخش برای سیاست‌گذاران شناخته می‌شود؛ از این‌رو بررسی این رابطه و شناسایی وابستگی‌های گوناگون آن ضروری است (پروجینی و سینورلی[9]، ۲۰۰۵: ۵؛ بال[10] و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۲).

مطالعات بسیاری به مقایسه بین‌المللی واکنش‌های بازار کار با پویایی اقتصادی، می‌پردازند. در میان آنها، معظمی و چمبرلین[11]، مجموعه‌ای از کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (و کشورهای عضو گروه ۷[12]) را برای مقایسه ضرایب اوکان برآورد شده با مدل‌های مختلف انتخاب کردند (معظمی و دادگستر، ۲۰۰۹: ۲۱؛ چمبرلین، ۲۰۱۱: ۱۰۷). در بسیاری از موارد، مشکلات نهادهای بازار کار ملی یا تأثیر بحران‌های خاص و شوک‌ها مورد بحث قرار گرفته است. تأثیر نهادهای بازار نیروی کار، مانند قانون حمایت از اشتغال در دوران بحران، توسط کازس[13] و همکاران، با مقایسه کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه بررسی شد (کازس و همکاران، ۲۰۱۱: ۳). اویانگ و سکپوسیان[14] یک رابطه متغیر بین بیکاری و نوسانات تولید در دوران بحران مالی شناسایی کردند. آنها اظهار داشتند که این اثر در سایر بحران‌های اقتصادی گذشته نیز وجود داشته و بنابراین این ضریب در طول

1. Sögner & Stiassny (2002)
2. OECD
3. Chamberlin (2011)
4. Ball et al. (2012)
5. Blanchard (2004)
6. Malley & Molana (2008)
7. Perman et al. (2014)
8. Pierdzioch et al. (2012)
9. Perugini & Signorelli (2005)
10. Ball et al. (2012)
11. Chamberlin
12. G7
13. Cazes et al. (2011)
14. Owyang & Sekhposyan (2012)

زمان ناپایدار است (اویانگ و سکپوسیان، ۲۰۱۲: ۴۱۶).

کارگی[1]، به بررسی اعتبار قانون اوکان و ارتباط بلندمدت بین بیکاری و رشد اقتصادی با استفاده از تحلیل سری زمانی کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۸۷ پرداخت. او کشورها را از نظر نرخ رشد به سه دسته کشورهای با نرخ رشد «کم»، «عادی» و «بالا» تقسیم کرد و به این وسیله ضرایب اوکان به دست آمده را با نرخ رشد آنها مقایسه کرد. نتایج حاکی از برقراری قانون اوکان در تمام کشورها است. عملکرد رشد کشورها، بخصوص کشورهای با نرخ اشتغال بالا، تقریباً کم است. کشورهایی که ضریب اوکان در آنها بالا است، حداقل برای حفظ نرخ بیکاری در سطح موجود، نیاز به رشد اقتصادی بیشتری دارند. هم انباشتگی بلندمدت، برای ۱۴ کشور از ۲۳ کشور عضو، برقرار بوده و متغیرها در بلندمدت وابستگی دارند (کارگی، ۲۰۱۴: ۴۳). جنبه‌های ناحیه‌ای، کمتر در ادبیات مربوط به قانون اوکان دیده می‌شوند. فری‌من[2] جزء اولین کسانی است که ضرایب ناحیه‌ای اوکان را در هشت ناحیه مربوط به ایالات‌متحده طی سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۷۷ برآورد کرده است. در این تحقیق، اثرات فضایی نادیده گرفته شده و تحقیقات در نواحی با مقیاس جمعیتی بسیار بالا انجام شده است. وی برای این نواحی، به ضرایب نسبتاً پایداری دست یافته است که با اکثر ضرایب برآورد شده برای ایالات‌متحده متناسب است (فری‌من، ۲۰۰۰: ۵۵۴). آدانو[3] با استفاده از داده‌های تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری و به‌کارگیری فیلترهای هادریک-پرسکات ضرایب مختلف اوکان را برای ده استان کانادا، با استفاده از نسخه شکاف قانون اوکان (بدون در نظر گرفتن بعد ناحیه‌ای)، برآورد کرده است. نتایج نشان دادند که ضریب اوکان به جز سه ایالت، در بقیه ایالت‌ها از لحاظ آماری معنادار است و همچنین به طورکلی هزینه بیکاری به لحاظ از دست دادن تولید ناخالص داخلی واقعی در ایالت‌های صنعتی و بزرگ‌تر بالاتر بوده است (آدانو، ۲۰۰۵: ۵۶۱). این ضرایب برای ۱۷ ناحیه اداری اسپانیا برای سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۸۰ برآورد شده است که به‌طور ویژه و قابل‌توجهی متفاوت است (ویلوردا و مازا[4]، ۲۰۰۹: ۲۹۳). نویسندگان تفاوت‌های موجود میان ضرایب نواحی مختلف را ناشی از تفاوت در رشد بهره‌وری می‌دانند.

کریستوپلوس[5] رابطه بین سطح تولید و بیکاری را در یونان در سطح منطقه‌ای با توجه به قانون اوکان بررسی کرده است. وی بدین منظور آزمون ریشه واحد و تکنیک هم انباشتگی را بر اساس داده‌های پانل به کار برده است. نتایج تجربی این تحقیق نشان می‌دهد که قانون اوکان در ۶ منطقه از ۱۳ منطقه مطالعاتی، مورد تأیید قرار می‌گیرد (کریستوپلوس، ۲۰۰۴: ۶۱۶). گیها[6]، رابطه بین بیکاری و رشد را در اسکاتلند بررسی کرده است. وی این رابطه را در سطح سه منطقه اسکاتلند و با استفاده از داده‌های پانل برآورد نموده است. نتایج نشان می‌دهد که ضریب اوکان برای اسکاتلند کمی بالاتر از مقدار محاسبه شده برای انگلستان است و اگرچه به نظر می‌رسد رابطه اوکان برای بسیاری از مناطق معتبر است، اما تفاوت آماری بین مناطق شهری و روستایی در مورد قانون اوکان وجود ندارد (گیها، ۲۰۱۲: ۱۴). با این حال، با توجه به اثر رشد اقتصادی بر بیکاری، نتایج نشان دهنده اثر متفاوت و قوی‌تری در مناطق شهری نسبت به مناطق روستایی است. باینت و فاکچاینی[7]، در تحقیقی ضرایب اوکان را برای ۲۲ منطقه فرانسه در طول دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۸ با استفاده از داده‌های پانل مورد بررسی قرار داده‌اند. برآوردهای آنها نشان می‌دهد که ضرایب اوکان در مناطق مختلف متفاوت است. در واقع، قانون اوکان در چهارده منطقه تأیید شده است و در هشت منطقه دیگر مورد تأیید نیست (باینت و فاکچاینی، ۲۰۱۳: ۴۲۰).

اهمیت اثرات متقابل فضایی در مطالعه نیبر[8] مورد توجه قرار گرفت. او وابستگی‌های فضایی قابل‌توجهی بین بازارهای نیروی کار منطقه‌ای در اروپا شناسایی کرد (نیبر، ۲۰۰۳: ۱۹). پس از آن الگوهای فضایی توسط یازگان و ییلمازکودای، مورد توجه قرار گرفت که بر همگرایی ضرایب اوکان در ایالات‌متحده تمرکز کردند. آنها از رگرسیون وزنی جغرافیایی برای روش جدید خود استفاده کردند. وزن تولید هر ناحیه بر اساس فاصله آن با محل تولید مشخص شده است (یازگان و ییلمازکودای، ۲۰۰۹: ۱۰۹). ترکیب اثرات نهادی و ناحیه‌ای و همچنین تأثیر نرخ بیکاری بر رشد اقتصادی توسط هرواتز و نیبر[9] مورد بررسی قرار گرفت.

آنها با استفاده از داده‌های نواحی NUTS 2 کشورهای

1. Kargi (2014)
2. Freeman (2000)
3. Adanu (2005)
4. Villaverde & Maza (2009)
5. Christopoulos (2004)
6. Giha (2012)
7. Binet & Facchini (2013)
8. Niebuhr (2003)
9. Herwartz & Niebuhr (2011)

EU15[1] طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۸۰، علاوه بر ویژگی‌های خاص هر بخش و شدت بیکاری نواحی، تعامل و اثرات متقابل بازارهای کار همسایه را نیز در نظر می‌گیرند. آنها متوجه شدند که تمام این عوامل از اهمیت قابل‌توجهی برخوردار است و تفاوت‌های ناحیه‌ای تنها تحت‌تأثیر سیاست‌های بازار کار نیست (هرواتز و نیبر، ۲۰۱۱: ۴۶۶۳). کانگاشارجو نیز با استفاده از داده‌های سالانه تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری در ۷۴ ناحیه فنلاند، در دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۷۶ به وابستگی فضایی در تحقیقات خود توجه کردند و از یک رویکرد هم انباشتگی پنهان برای برآورد ضرایب اوکان استفاده کردند. یکی از خصوصیات ویژه این تحلیل، استفاده از نواحی بازار کار فنلاند است که از نظر عملکردی متمایز شده‌اند این کار در ۱۸۰ بازار کار ناحیه‌ای مربوط به آلمان نیز در بازه زمانی ۲۰۰۰-۱۹۹۲ توسط کاسفلد و درگر[2] انجام شد. روش برآورد آنها رگرسیون به‌ظاهر نامرتبط فضایی است. هر دو مطالعه نشان می‌دهند که آستانه بیکاری در صورت نادیده گرفتن اثرات فضایی، بیش از حد برآورد خواهد شد (کانگاشارجو و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۰؛ کاسفلد و درگر، ۲۰۰۶: ۵۲۳).

ابرست و اولگملر، به جنبه‌های ضروری پویایی در قالب وقفه‌های زمانی و اثرات فضایی با بررسی اثرات ثابت هر ناحیه، متغیرهای توضیحی وقفه‌های فضایی و فرایندهای خطای فضایی با استفاده از نواحی بازار اقتصادی با عملکرد مشخص به‌عنوان نواحی مطالعاتی پرداختند. این بازارهای عملیاتی، اثرات سرریز را کاهش داده و قدرت توضیحی برآوردها را افزایش می‌دهند (ابرست و اولگملر، ۲۰۱۳: ۸). شفر با بهره‌گیری از داده‌های سالانه استان‌های اسپانیا بین سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۱ حالت‌های ایستا و پویای قانون اوکان را با استفاده از روش‌های VAR و PVAR مورد بررسی قرار داد که نشان می‌دهد استان‌های مختلف در نواحی مطالعاتی، واکنش‌های متفاوتی در مورد نرخ بیکاری نسبت به تغییرات رشد تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهند (شفر، ۲۰۱۵: ۱۹). پالومبی و همکاران با استفاده از رویکرد پانل فضایی و داده‌های مربوط به NUTS 3 بریتانیا در دوره ۲۰۱۱-۱۹۸۵ به بررسی قانون اوکان پرداختند. نتایج تجربی حاکی از آن است که رابطه منفی بین رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری توسط داده‌های این تحقیق مورد تأیید است. همچنین ضریب رگرسیون به دست آمده از مقدار مشاهدات قبلی متقابل کشوری پایین‌تر است. این نتیجه به دلیل ساختار فضایی تحقیق و کوچک بودن فاصله‌ها و نواحی سناریو است (پالومبی و همکاران، ۲۰۱۵: ۲۰۱).

مارلون و تاتلونگری[3] با استفاده از داده‌های مربوط به کشور فیلیپین طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۰ سه تصریح مختلف قانون اوکان (مدل تفاضل، مدل شکاف و رویکرد پویا) را با استفاده از مدل دوربین فضایی مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که ضرایب اوکان در مدل شکاف، رابطه منفی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی را تأیید می‌کنند (مارلون و تاتلونگری، ۲۰۱۷: ۶۱).

رضوانی نیا، در پایان‌نامه کارشناسی ارشد خود، به بررسی قانون اوکان در ایران پرداخته است. در این تحقیق وی از طریق تخمین مدل اقتصادسنجی نشان می‌دهد ضریب تبیین‌کننده رابطه اوکان در ایران بعد از پشت سر گذاشتن شوک نفتی سال ۱۳۵۳ و شروع دوران بازسازی و برنامه‌ریزی اقتصادی دو بار افزایش یافته و از ۱۸٪ در ابتدای دوره مورد بررسی به ۱/۶۴٪ افزایش یافته است. مهم‌ترین دلیل این افزایش، کاهش نرخ بهره‌وری نیروی کار در ایران است. نتایج تخمین مدل پیشنهادی نشان می‌دهد که نرخ بیکاری طبیعی در اقتصاد ایران طی دوره‌های مختلف بالاتر از ۹ درصد بوده است؛ که در بین اقتصادهای دنیا نرخ بسیار بالایی محسوب می‌شود (رضوانی‌نیا، ۱۳۹۱: ۹۰).

شهبازی و طالبی، به بررسی رابطه بین نرخ بیکاری و تولید واقعی و تعیین ضریب اوکان در سطح استان‌های ایران (۲۸ استان) پرداختند. در واقع هدف آنها تخمین ضریب اوکان برای استان‌های مختلف و تعیین تفاوت‌های استانی رابطه بین تولید واقعی و نرخ بیکاری است. دوره مطالعاتی آنها بین سال‌های ۸۶-۱۳۸۰ بوده و از روش داده‌های پنل استفاده کرده‌اند. نتایج آنها حاکی از آن است که در ۱۲ استان کشور، قانون اوکان برقرار نبوده و در بقیه استان‌ها نیز از استحکام کافی برخوردار نیست. همچنین، نتایج آزمون والد بیان‌گر تفاوت معنی‌دار ضرایب اوکان در استان‌های مختلف از لحاظ آماری است می‌شود (شهبازی و طالبی، ۱۳۹۱: ۳۲).

دل‌انگیزان و همکاران، رابطه بین تولید ملی و بیکاری را در ۳۰ استان کشور، با تفکیک آنها به دو گروه (بر اساس

1. Austria, Belgium, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Ireland, Italy, Luxembourg, Netherlands, Portugal, Spain, Sweden, United Kingdom
2. Kosfeld & Dreger (2006)
3. Marlon & Tatlonghari (2017)

جمعیت) و با توجه به قانون اوکان بررسی کردند. آنها از داده‌های مربوط به تولید ناخالص ملی واقعی، نرخ بیکاری، جمعیت و عملکرد اعتبارات عمرانی استان‌ها طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۸۴ استفاده کردند. نتایج تجربی حاکی از آن است که قانون اوکان در ایران مورد تأیید است اما میزان محاسبه شده بر اساس تفکیک انجام شده متفاوت است. همچنین ضریب مذکور بر اساس مدلی که منتج از تابع تولید است، در این دو گروه متفاوت است. در استان‌های بزرگ و پرجمعیت قانون اوکان تأیید شده و در استان‌های کم‌جمعیت تأیید نمی‌شود (دل‌انگیزان و همکاران، ۱۳۹۲: ۹).

ممی‌پور و کریمی، از روش حداقل مربعات معمولی برای داده‌های سری زمانی فصلی در سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۶، استفاده کردند تا رابطه بین بیکاری و رشد اقتصادی را در قالب قانون اوکان در ایران بررسی کنند. در این مطالعه صحت قانون اوکان در سه حالت مورد بررسی قرار گرفت و نتایج حاصل از هر سه حالت نشان می‌دهند که رابطه معکوس بین بیکاری و رشد اقتصادی وجود دارد، اما این رابطه یک به سه نیست؛ بنابراین نتیجه گرفتند که تولید ناخالص داخلی به عوامل دیگری غیر از اشتغال نیروی کار وابسته است (ممی‌پور و کریمی، ۱۳۹۳: ۱۱).

کریمی و همکاران، به بررسی رابطه اوکان و نامتقارن بودن آن در ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۶۰ پرداختند. آنها از سه فیلتر[1] استفاده کردند. نتایج برآوردهای رابطه اوکان و فرم تعمیم یافته آن بر اساس سه فیلتر نشان می‌دهد که در ایران رابطه معناداری بین تولید و بیکاری وجود دارد. نامتقارن بودن قانون اوکان از دیگر نتایج این بررسی است. به این معنا که تأثیر افزایش تولید بر بیکاری، در دوران رونق و رکود اقتصادی یکسان نیست (کریمی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۲۷).

دادگر و همکاران، با توجه به قانون اوکان، از تلفیق روش‌های سیستم دینامیک و اقتصادسنجی، الگویی را شبیه‌سازی کردند تا عوامل اثرگذار در رشد اقتصادی، قانون اوکان، رفاه اجتماعی و میزان ازدواج و زاد و ولد را شناسایی نماید. داده‌های مورد استفاده، مربوط به سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۳ بوده و پیش‌بینی‌های آنها تا افق ۱۴۰۴ است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای سرمایه انسانی و نیروی کار در رشد اقتصادی اثر مثبت و معنادار دارند. رشد اقتصادی با بیکاری رابطه معکوس داشته و میزان بیکاری و تورم در شاخص رفاه اجتماعی اثر منفی دارد (دادگر و همکاران، ۱۳۹۳: ۹۴۹).

مقصودپور و ذوالفقاری رابطه اوکان را طی چرخه‌های تجاری مختلف مورد بررسی قرار دادند. آنها از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۰ و روش حداقل مربعات معمولی استفاده کردند. همچنین برای استخراج سیکل‌های متغیر تولید ناخالص داخلی از فیلتر هودریک-پروسکات[2] بهره بردند. نتایج تحقیق آنها حاکی از عدم وجود ارتباطی معنادار بین نرخ بیکاری و نرخ رشد تولید واقعی است؛ اما نتایج تجربی نشان دادند که شکاف تولید و نوسانات تولید تأثیر مثبتی بر نرخ بیکاری دارد. همچنین افزایش نرخ بیکاری در دوره‌های قبل منجر به افزایش نرخ بیکاری جاری می‌شود (مقصودپور و ذوالفقاری، ۱۳۹۵: ۱۴).

با توجه به مطالعات انجام شده در خارج از کشور، شاهد افزایش تعداد مطالعات صورت گرفته برای ارزیابی قانون اوکان در سطح ناحیه‌ای هستیم. این مسئله در ایران نیز حائز اهمیت بوده و تاکنون دو مطالعه در سطح استانی بر روی این موضوع صورت گرفته است (شهبازی و طالبی، ۱۳۹۱، دل‌انگیزان و همکاران، ۱۳۹۲). در نظر گرفتن اثرات فضایی جهت رفع ایرادات اقتصادسنجی متعارف از جمله رفع مشکل همبستگی فضایی یا ناهمسانی فضایی، در مطالعات ناحیه‌ای قانون اوکان از ضرورت بالایی برخوردار است که در مطالعات داخلی به آن توجه نشده است؛ که در این تحقیق سعی می‌شود این اثرات، در سطح استان‌های ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

٤- روش‌شناسی

در این مطالعه، رابطه بین نرخ بیکاری و رشد تولید ناخالص در سطح استان‌های کشور با بهره‌گیری از مجموعه داده‌های پانل برای سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۴ مورد بررسی قرار می‌گیرد[3].

انتخاب متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی بر اساس چارچوب قانون اوکان در حالت تفاضلی و الزامات تحلیل‌های ناحیه‌ای است. در ادامه به بررسی چارچوب کلی قانون اوکان و متغیرهای مورد استفاده در پژوهش‌خواهیم پرداخت.

۴-۱- مدل تفاضل قانون اوکان

$$\Delta Y_{ti} = \alpha_i + \beta_i X_{ti} + \varepsilon_{ti} \quad (۴)$$

1. HP, BK, CF

2. Hodrick Prescott

۳. دلیل انتخاب نمونه آماری بخاطر محدودیت دسترسی به اطلاعات استانی مربوط به متغیرهای مورد استفاده است. اطلاعات مربوط به تولید ناخالص داخلی استان‌ها تا سال ۱۳۹۲ در دسترس است.

در رابطه فوق، شاخص t برای هر سال ($t = ۱۳۸۴, \dots, ۱۳۹۲$) نشان دهنده سال پایانی هر دوره است.

i نمایانگر هر استان است. y_{ti} نرخ بیکاری استان i در زمان t، ΔY_{ti} تغییر در نرخ بیکاری استان i در دوره زمانی t، X_{ti} ارزش‌افزوده ناخالص استان i در زمان t، β_i ضریب اوکان استان i، α_i عبارت ثابت برای ناحیه i و ε_{ti} نشان‌دهنده تغییرات تصادفی (جمله اختلال) استان i در زمان t است که دارای توزیع مستقل و همسان برای تمام نواحی با میانگین صفر و واریانس σ^2 است. این رابطه را به‌عنوان مدل معیار در نظر می‌گیریم.

ایرادهای وارد بر مدل معیار:

۱) هر واحد مشاهداتی نشان دهنده یک ناحیه در فضا است که دارای خصوصیات منحصر به فرد خود است. این خصوصیات در مدل معیار ظاهر نمی‌شوند و باعث به وجود آمدن برآوردهای اریب‌دار، ناشی از حذف بعضی متغیرها می‌شود.

۲) در مطالعات ناحیه‌ای (در این پژوهش مطالعه بر روی استان‌های ایران) از داده‌هایی استفاده می‌شود که با مراجعه به مکان‌ها و محل‌های مشخص که به‌صورت نقاطی در فضا تعیین مکان شده‌اند، می‌توان به آنها دست یافت؛ بنابراین داده‌ها دارای جزء مکانی هستند. در این حالت دو مسئله به وجود می‌آید:

- میان مشاهدات، وابستگی فضایی وجود دارد[۱]
- ناهمسانی فضایی در روابطی که مدل‌سازی می‌کنیم، رخ خواهد داد[۲].

وجود وابستگی فضایی باعث تخمین‌های اریب‌دار در متغیر وابسته و برآوردهای ناریب مجانبی اما ناکارای جملات خطا می‌شود (انسلین[۳]، ۱۹۸۸: ۱۱).

هم‌زمانی وابستگی مکانی و متغیرهای حذف شده، استفاده از مدل اقتصادسنجی فضایی را در تحلیل ناحیه‌ای قانون اوکان بسیار قوی می‌کند. لی سیج و پیس[۴]، بیان می‌کنند که اضافه کردن وقفه‌های فضایی در متغیرهای وابسته و توضیحی، به‌طور غیرمستقیم منجر به در نظر گرفتن خصوصیات ناحیه‌ای می‌شود. به‌عبارت دیگر مدل کردن وابستگی مکانی می‌تواند به‌عنوان جایگزینی برای اثرات ثابت ناحیه‌ای باشد (لی سیج و پیس، ۲۰۰۹: ۱۱).

- **نحوه لحاظ کردن عامل مکان**

روش‌های متفاوتی برای لحاظ رابطه مکانی متغیرهای مفروض در مدل وجود دارد. از جمله مجاورت، فاصله مکانی، فاصله اقتصادی و استفاده از شبکه‌های اجتماعی است. ارتباط فضایی متغیر مربوط به استان i را با متغیر مربوط به استان j با w_{ij} و ارتباط فضایی متغیرها را با ماتریسی N×N که در مطالعات فضایی به ماتریس وزن‌های فضایی یا ماتریس W معروف است، نشان می‌دهیم. یکی از اصلی‌ترین روش‌هایی که برای احصاء عناصر ماتریس وزنی در نظر گرفته شده است، روش مجاورت است. مبنای این روش بر اساس سیستم صفر و ۱ است. در این روش به مناطقی که دارای مرز مشترک هستند عدد ۱ و مناطق فاقد مرز مشترک عدد صفر تعلق می‌گیرد.

(۵)

$$W=\begin{bmatrix} 0 & w_{21} & . & w_{N1} \\ w_{12} & 0 & . & w_{N2} \\ . & . & . & . \\ w_{1N} & w_{2N} & . & 0 \end{bmatrix}$$

۴-۲- ساختار مدل‌های پانل فضایی

در کل سه روش اصلی برای ملاحظه اثرات فضایی در معادله‌ی رگرسیون معیار وجود دارد: اول از طریق متغیر وابسته؛ دوم، از طریق جملات خطا و سوم، از طریق متغیرهای توضیحی. در مدل‌های فضایی دو ساختار اصلی که بیشتر مورد استفاده قرار می‌گیرد عبارت‌اند از مدل وقفه فضایی (SAR)[۵] و مدل خطای فضایی (SEM)[۶]. نوع سوم از مدل‌ها نیز بر اساس اثرات فضایی متغیرهای توضیحی شکل گرفته‌اند و به مدل دوربین فضایی (SDM)[۷] معروف هستند؛ و در نهایت نوع چهارم که مدل خودهمبستگی فضایی (SAC)[۸] معروف است. در ادامه به معرفی آنها پرداخته می‌شود.

---

۱. وابستگی فضایی در داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی روی می‌دهد؛ به طوری که وقتی مشاهده‌ای مربوط به یک محل مانند i وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهده‌های دیگر در مکان‌های $j \neq i$ وابسته است.

۲. اصطلاح ناهمسانی فضایی اشاره به انحراف در روابط بین مشاهده‌ها در سطح مکان‌های جغرافیایی فضا دارد. به طوری که توزیع داده‌های نمونه‌ای بین مشاهده‌ها دارای میانگین و واریانس ثابتی نخواهند بود.

3. Anselin (1988)

4. LeSage & Pace (2009)

5. Spatial Autoregressive Model (SAR)

6. Spatial Error Model (SEM)

7. Spatial Durbin Model (SDM)

8 Spatial Autocorrelation Model (SAC)

▪ مدل خطای فضایی

مدل رگرسیونی با خودهمبستگی فضایی در جملات اختلال معروف به مدل خطای فضایی یا SEM به شرح زیر است:

(۶)

$$\Delta \boldsymbol{Y_{ti}} = \boldsymbol{\alpha_i} + \boldsymbol{\beta_i X_{ti}} + \boldsymbol{u_{ti}},$$
$$\boldsymbol{u_{ti}} = \boldsymbol{\lambda W_{i\varepsilon}} + \boldsymbol{\varepsilon_{ti}}$$

در این معادله، ΔY، α_i ، $\boldsymbol{X_{ti}}$، $\boldsymbol{\beta_i}$ مانند آنچه در معادله معیار گفته شده است. W ماتریس وزنی فضایی است که ارتباط بین نواحی (استان‌ها) را نشان می‌دهد. λ ضریب خودهمبستگی فضایی، ε جمله اختلال است. در این نوع مدل برای لحاظ اثرات فضایی از جمله خطا استفاده می‌شود. چنان‌چه اثرات فضایی منشأ تأثیر بر جمله خطا باشد یعنی تغییرات یا دامنه نوسانات آن از مقادیر مربوط به سایر نواحی متأثر باشد، روش متداول استفاده از معادله (۶) در کنار معادله معیار است.

▪ مدل وقفه فضایی

این مدل به وجود متغیر وابسته با وقفه فضایی در سمت راست معادله معیار اشاره دارد و همچنین به مدل خودرگرسیون فضایی یا SAR معروف است:

(۷)

$$\Delta \boldsymbol{Y_{ti}} = \boldsymbol{\alpha_i} + \boldsymbol{\beta_i X_{ti}} + \boldsymbol{\rho W_i \Delta Y_{ti}} + \boldsymbol{\varepsilon_{ti}}$$

در این معادله، $\boldsymbol{\Delta Y_{ti}}$، ε، α_i ، $\boldsymbol{X_{ti}}$، $\boldsymbol{\beta_i}$، u و W مانند آنچه در معادله (۳) گفته شده است. ρ ضریب اتو خودرگرسیو فضایی است.

مدل وقفه فضایی برای شرایطی مناسب‌تر است که وجود و قوت اثرات متقابل فضایی برای ما مهم‌تر باشد (انسلین، ۱۹۸۸: ۸).

▪ مدل دوربین فضایی

در این روش که به مدل SDM معروف است، اثرات فضایی هم در قالب وقفه فضایی و هم در ترکیب با متغیرهای مستقل مدل لحاظ می‌شوند. کاربرد این مدل توسط الهرست[1] مورد تأیید قرار گرفت (الهرست، ۲۰۱۰: ۱۲). شکل کلی مدل به‌صورت زیر است:

(۸)

$$\Delta \boldsymbol{Y_{ti}} = \boldsymbol{\alpha_i} + \boldsymbol{\beta_i X_{ti}} + \boldsymbol{\rho W_i \Delta Y_{ti}} + \boldsymbol{\theta W_i X_{ti}} + \boldsymbol{\varepsilon_{ti}},$$

مدل دوربین فضایی در شرایطی که هم‌زمان اثرات فضایی مربوط به متغیر وابسته و توضیحی برای بررسی مدل ضروری باشند، مناسب است.

▪ خودهمبستگی فضایی

در این روش که به مدل SAC معروف است، اثرات فضایی هم در قالب وقفه فضایی و هم در جملات اختلال لحاظ می‌شوند. شکل کلی مدل به‌صورت زیر است:

(۹)

$$\Delta \boldsymbol{Y_{ti}} = \boldsymbol{\alpha_i} + \boldsymbol{\beta_i X_{ti}} + \boldsymbol{\rho W_i \Delta Y_{ti}} + \boldsymbol{u_{ti}},$$
$$\boldsymbol{u_{ti}} = \boldsymbol{\lambda W_{i\varepsilon}} + \boldsymbol{\varepsilon_{ti}}$$

مدل خودهمبستگی در شرایطی کاربرد دارد که اثرات متقابل فضایی اهمیت داشته و مشکل اصلی اصلاح تورش‌های بالقوه ناشی از خودهمبستگی فضایی باشد.

۴-۳- آزمون‌های تشخیصی

قبل از تخمین مدل‌های پانل فضایی لازم است وابستگی فضایی و وجود خودهمبستگی بین جملات اختلال مورد آزمون قرار گیرد. در صورت وجود وابستگی فضایی میان مشاهدات و خودهمبستگی فضایی میان جملات اختلال، تأکیدی بر ضرورت استفاده از مدل‌های پانل فضایی است. برای این منظور از آزمون LM و آزمون موران[2] استفاده می‌شود.

آزمون LM فرض وجود خودهمبستگی فضایی میان مشاهدات را مورد بررسی قرار می‌دهد. در رابطه زیر آماره LM تعریف می‌شود.

(۱۰)

$$LM = \frac{[e'wy/\sigma^2_{ML}]^2}{\frac{[WXB]'MWXb}{\sigma^2_{ML}} + tr[W'W + W^2]}$$

$$b = [X'X]^{-1}X'y, W = N * R^2, \sigma^2_{ML} = e'e/N$$

فرضیه صفر این آزمون عبارت است از: $(H_0: \rho = 0)$

در معادله ۱۰، ρ ضریب اتورگرسیو فضایی، y متغیر وابسته، X متغیر توضیحی، N تعداد کل مشاهدات و R^2 ضریب تعیین است. آماره LM از توزیع $\mathcal{X}^2$ با یک درجه آزادی پیروی می‌کند. در صورتی‌که فرضیه صفر رد شود، میان جملات، خودهمبستگی فضایی وجود دارد. بنابراین برای برآورد مدل می‌بایست از اثرات فضایی استفاده شود.

آزمون موران فرض وجود خودهمبستگی فضایی میان جملات اختلال را مورد بررسی قرار می‌دهد.

$$I = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} W_{ij}e_i.e_j \Big/ \sum_{j=1}^{N} e_i^2 = \frac{e'We}{e'e} \quad (۱۱)$$

1. Elhorst (2010)

2. Moran

فرضیه صفر این آزمون عبارت است از:

$(H_0: \lambda = 0)$

به‌طوری‌که λ ضریب خودهمبستگی فضایی و I آماره آزمون موران است. آماره I از توزیع نرمال استاندارد پیروی می‌کند. در صورتی که فرضیه صفر رد شود، میان جملات اختلال خودهمبستگی فضایی وجود دارد.

۴-۴- انتخاب مدل بهینه

پس از برآورد مدل‌های پانل فضایی، انتخاب مدل بهینه از اهمیت زیادی برخوردار است. در این بخش مراحل انتخاب بین این مدل‌ها توضیح داده می‌شود.

ابتدا مدل SDM (معادله ۸) را برآورد می‌کنیم و این مدل را به‌عنوان مدل پایه در نظر می‌گیریم؛ زیرا اگر در این مدل مقدار $\theta = 0$ و $\rho \neq 0$ باشد، آنگاه مدل تبدیل به مدل SAR (معادله ۷) می‌شود. اگر $\theta = -\beta\rho$ باشد به مدل SEM (معادله ۶) تبدیل می‌شود. بنابراین در حالت اول فرض می‌کنیم که SDM مدل بهینه بوده و آن را برآورد می‌کنیم. سپس فرضیه $\theta = 0$، $\rho \neq 0$ مورد آزمون قرار می‌گیرد. در صورتی‌که فرضیه صفر رد شود، مدل SDM انتخاب می‌شود و در غیر این صورت SAR مدل بهتری است.

سپس فرض $\theta = -\beta\rho$ آزمون می‌شود. در صورتی‌که فرضیه صفر رد شود، مدل SDM انتخاب می‌شود و در غیر این صورت SEM مدل بهتری است.

در نهایت مدلی که در این مراحل انتخاب می‌شود باید با مدل SAC نیز ازنظر معیارهای اطلاعاتی همانند آکائیک (AIC[1]) که معیاری برای سنجش نیکویی برازش است، مقایسه شود. مدل دارای کمترین AIC به‌عنوان مدل بهینه انتخاب می‌شود.

۵- پایگاه داده‌های آماری

اطلاعات این تحقیق به‌صورت کتابخانه‌ای و با استفاده از پایگاه‌های اطلاعاتی همچون سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران و بانک مرکزی گردآوری شده است. برای بررسی واکنش بازار کار ناحیه‌ای از طریق رابطه بین نرخ بیکاری (y) و رشد ارزش‌افزوده ناخالص (X)، از یک مجموعه داده‌های پانل با مقادیر سالانه در دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۴، ($t = ۱۳۸۴, \dots, ۱۳۹۲$ و T= ۸) استفاده شده است. جامعه آماری این تحقیق مشتمل بر ۳۰ ($i = ۱, \dots, ۳۰$) استان کشور است.

1. Akaike Information Criterion

۶- نتایج تجربی

تمام مدل‌های معرفی شده در بخش روش‌شناسی برای ۳۰ استان کشور برای سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ به کار گرفته شدند. قبل از برآورد مدل‌های فضایی، برای تأکید بر ضرورت استفاده از الگوهای فضایی در این مطالعه، آزمون‌های LM و موران همان‌طور که در بخش روش‌شناسی به آنها اشاره شد، انجام شده است. نتایج این آزمون‌ها به‌طور خلاصه در جدول ۱ بیان شده‌اند[2].

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون LM و موران

آماره آزمون	مقدار آماره	P_value
LM	۸۵/۵	۰/۰۱۵۶
Moran's I	۰/۱۳۳	۰/۰۰۰۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون LM فرضیه صفر مبنی بر عدم معنی‌داری وابستگی فضایی میان مشاهدات در سطح ۵٪ را رد می‌کند و از این‌رو وابستگی فضایی میان مشاهدات مورد تأیید قرار می‌گیرد. همچنین نتیجه حاصل از آزمون موران نیز فرضیه وجود عدم خودهمبستگی فضایی در بین جملات اختلال را در سطح ۵٪ رد می‌کند و بنابراین خودهمبستگی در بین جملات اختلال وجود دارد. در نتیجه می‌توان برای برآورد مدل‌ها از الگوهای فضایی کمک گرفت.

همچنین مقدار آماره آزمون موران مثبت گزارش شده است (۰,۱۳۳، این آماره بین ۱+ و ۱− تغییر می‌کند) و مقدار مثبت نشانگر آن است که مقادیر متغیر موردنظر در فواصل مکانی دارای گرایش بیشتری نسبت به هم بوده و به عبارتی دارای خودهمبستگی مکانی هستند. مقادیر مثبت این شاخص برای پارامتر مورد بررسی (نرخ بیکاری) نشان دهنده وجود وابستگی مکانی است. این عامل خود دلیل دیگری برای در نظر گرفتن تأثیرات فضایی برای برآورد مدل است.

در مرحله بعد مدل‌هایی که در بخش روش‌شناسی به معرفی آنها پرداختیم را برآورد می‌کنیم. نتایج تجربی در جدول ۲ خلاصه شده‌اند.

۲. در این مطالعه، برای تخمین مدل و آزمون‌ها از نرم‌افزار Stata14 استفاده شده است.

در این جدول سطح معنی‌داری۰/۰۵ تعیین شده است. در هر قسمت مقدار آماره آزمون (Z) و مقدار P-value مشخص است. در قسمت اول ضریب اوکان برای تمامی مدل‌های تخمینی با علامت منفی نشان داده شده است. این مقادیر منفی نشان دهنده تأیید صحت قانون اوکان (رابطه معکوس بین نرخ بیکاری و رشد اقتصادی) در بازار کار ناحیه‌ای ایران است.

جدول ۲. نتایج حاصل از تخمین پنل فضایی

		SAC	SAR	SEM	SDM	ΔY
ضریب اوکان		-۰/۰۲۱**	-۰/۰۲۸*	-۰/۰۲۹*	-۰/۰۱۱	X_t
		(-۲/۲۱)	(-۲/۳۳)	(-۲/۲۱)	(-۰/۸۴)	(Z)
		[۰/۰۲۷]	[۰/۰۲۰]	[۰/۰۳۱]	[۰/۳۰۷]	[P>|z|]
اثرات فضایی		-	-	-	-۰/۰۳۷**	$W.X_t$
		-	-	-	(-۱/۹۷)	(Z)
		-	-	-	[۰/۰۴۹]	[P>|z|]
		۰/۴۸۲*	۰/۱۴۲**	-	۰/۰۸۶	spatial error
		(۵/۰۲)	(۲/۰۷)	-	(۰/۹۴)	(ρ)
		[۰/۰۰۰]	[۰/۰۳۹]	-	[۰/۳۴۹]	(Z) [P>|z|]
		-۰/۴۶۲***	-	۰/۱۲*	-	spatial error
		(-۳/۵۴)	-	(۱/۷۹)	-	(λ)
		[۰/۰۰۰]	-	[۰/۰۷۳]	-	(Z) [P>|z|]
اثرات مستقیم و غیرمستقیم		-۰/۰۲۲۸	-۰/۰۲۸	-	-۰/۰۱۲	Direct X_t
		-۰/۰۱۸۱	-۰/۰۰۴۷	-	-۰/۰۴۲	Indirect X_t
		-۰/۰۴۰۹	-۰/۰۳۳	-	-۰/۰۵۴	Total X_t
معیارهای خوبی برازش مدل		۹۸۱/۴۹	۹۹۴/۶۸۹	۹۹۵/۵۷۲	۹۹۲/۶۹۱	Akaike Criterion
		۹۹۵/۴۱۷	۱۰۱۲/۰۹	۱۰۱۲/۹۷	۱۰۱۳/۵۷	BIC Criterion
		-۴۸۶/۷۴	-۴۹۲/۳۴	-۴۹۲/۷۸	-۴۹۰/۳۴	Log-likelihood

اعداد داخل پرانتز و کروشه به ترتیب نشانگر آماره آزمون z و ارزش احتمال است. *، ** و *** به ترتیب نشانگر سطح معنی‌داری ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ است. مأخذ: یافته‌های تحقیق

قسمت دوم اثرات فضایی را نشان می‌دهد. در مدل SDM مقدار $W.X_t$ ترکیب اثرات فضایی (W) با متغیر مستقل (X_t) است که در واقع تأثیر متوسط رشد در نواحی همسایه بر بازار کار هر ناحیه را بیان می‌کند. در مدل‌های SDM، SAR و SAC عامل فضا (W) بر متغیر وابسته با یک وقفه فضایی تأثیر می‌گذارند و در واقع نشان دهنده تأثیر متوسط نرخ بیکاری در بازارهای همسایه بر بازار کار هر ناحیه را بیان می‌کنند و با ضریب ρ (ضریب اتورگرسیو) نشان داده می‌شوند. در مدل‌های SEM و SAC عامل فضا در جملات اختلال با ضریب λ (ضریب خودهمبستگی) به کار می‌رود.

در قسمت اول تمام مقادیر به‌جز مقدار مربوط به مدل SDM از نظر آماری در سطح ۰/۰۵ معنادار هستند. در قسمت دوم که مربوط به اثرات فضایی است، تنها ضریب خودهمبستگی فضایی مدل SEM در سطح ۰/۰۵ معنادار نیست. سایر ضرایب در این قسمت از لحاظ آماری در این سطح معنادار هستند.

برای انتخاب مدل مناسب از میان مدل‌ها، طبق مراحلی که در بخش انتخاب مدل روش‌شناسی توضیح داده شد، اقدام می‌شود. بر اساس آنچه توضیح داده شد ابتدا مدل SDM به‌عنوان مدل مبنا انتخاب شده و با توجه به آن فرض $\theta = 0$ و سپس $\theta = -\beta\rho$ آزمون می‌شود که نتایج آنها در جدول ۳ مشاهده می‌شود.

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون‌های انتخاب مدل

آزمون	مقدار آماره آزمون	ارزش احتمال	نتیجه
$\theta = 0$ (SDM در برابر SAR)	۳/۸۹	۰/۰۴۸۷	SDM
$\theta = -\beta\rho$ (SDM در برابر SEM)	۴/۵۹	۰/۰۳۲۱	SDM

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از آزمون فرضیه $\theta = 0$ نشانگر رد فرضیه صفر و ارجحیت مدل SDM نسبت به SAR است. همچنین نتایج آزمون فرضیه $\theta = -\beta\rho$ نشانگر رد فرضیه صفر و ارجحیت SDM نسبت به SEM است. در مرحله نهایی، مدل SDM یا مدل SAC از نظر معیارهای اطلاعاتی مقایسه می‌شوند. با توجه به نتایج حاصل از معیارهای اطلاعاتی (آکائیک و شوارتز بیزین) مدل SAC نسبت به مدل SDM دارای معیارهای اطلاعاتی کمتری بوده، به همین دلیل مدل SAC به‌عنوان مدل نهایی انتخاب می‌شود.

با توجه به نتایج این مدل، وجود رابطه معکوس بین رشد ارزش افزوده ناخالص و نرخ بیکاری استان‌ها با مقدار ۰/۰۲- مورد تأیید است. این مقدار نشان می‌دهد که یک استان با ۱٪ رشد اضافه در تولید اقتصادی ناحیه‌ای، ۰/۰۲ درصد کاهش بیکاری در هر سال را تجربه می‌کنند.

اثرات مستقیم و غیرمستقیم که در جدول به آنها اشاره شده است این موضوع را بیان می‌کنند که تأثیر ناشی از تغییر متغیر توضیحی (X) در یک ناحیه خاص بر خود ناحیه و به‌طور غیرمستقیم بر سایر نواحی نیز اثرگذار است؛ بنابراین توسعه بازار کار ناحیه‌ای، تنها محدود به مرزهای هر استان نبوده و به مناطق دیگر نیز سرریز می‌کند. همان‌گونه که در این مطالعه با افزایش رشد اقتصادی یک استان به میزان ۱٪ نرخ بیکاری در آن استان به میزان ۰/۰۲ کاهش می‌یابد، نرخ بیکاری در استان‌های مجاور نیز به میزان ۰/۰۱۷۵ کاهش می‌یابد.

نتایج تجربی لزوم استفاده از اقتصادسنجی فضایی در مورد بررسی قانون اوکان در مطالعات ناحیه‌ای را تأیید می‌کنند، چرا که میان مشاهدات، وابستگی فضایی وجود دارد. همچنین رابطه معکوس بین رشد اقتصادی و نرخ بیکاری در استان‌های ایران به‌درستی مورد تأیید قرار گرفت. همچنین نتایج نشان می‌دهد اثرات سرریز فضایی میان رشد اقتصادی یک استان و سایر استان‌ها وجود دارد که با مقادیر «اثرات غیرمستقیم» بیان می‌شوند.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

تحلیل وضعیت بازار کار و اشتغال به شرایط طرف عرضه و تقاضای این بازار بستگی دارد. در طرف عرضه، رشد جمعیت و نرخ مشارکت جمعیت فعال بسیار حائز اهمیت است به عبارت دیگر، عرضه نیروی کار از حاصل‌ضرب جمعیت پایه در نرخ مشارکت به دست می‌آید. نرخ مشارکت نیز خود حاصل وضعیت آموزشی، اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور است. همچنین در مورد اقتصاد ایران، موج جمعیتی ناشی از رشد شدید جمعیت در سال‌های اولیه انقلاب به‌صورت افزایش عرضه نیروی کار در سال‌های پیش‌رو تبلور می‌یابد. در طرف تقاضا، بر اساس مبانی اقتصاد خرد، تقاضای عوامل تولید از جمله نیروی کار تابعی مشتق شده از تقاضای تولید در جامعه است و میزان تولید نیز متغیری است که نتیجه عملکرد و تعامل کلیه بخش‌های اقتصاد کشور است. در مقابل، ثبات نسبی ساختار اقتصادی و تولیدی کشور که تقاضای نیروی کار از آن مشتق می‌شود، امکان پاسخ‌گویی به این موج گسترده نیروی انسانی را ندارد. در نتیجه نیاز به تحرک ویژه‌ای در بخش تولید احساس می‌شود. از طرف دیگر، هدف یا مبنای بسیاری از الگوهای برنامه‌ریزی برای اقتصاد کشور، تعیین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، بوده است. تعیین نرخ رشد تولید خود بر پایه اهداف توسعه‌ای و کلانی است که برنامه‌ریزی به‌منظور رسیدن به آنها صورت می‌گیرد. بنابراین با توجه به اینکه مسئله اشتغال در اولویت برنامه‌ریزی‌های فعلی اقتصاد کشور قلمداد می‌شود، شناسایی میزان تأثیری که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در کاهش نرخ بیکاری می‌تواند داشته باشد، اطلاعات مفیدی برای طراحی الگوهای برنامه‌ریزی خواهد بود. در همین راستا، در این مطالعه رابطه بین نرخ رشد تولید کشور و بیکاری در چارچوب قانون اوکان مورد مطالعه قرار گرفته است. در این مطالعه سعی شد از بُعد تقاضای نیروی کار به مسئله اشتغال توجه شود. مهم‌ترین عامل مؤثر بر تقاضای نیروی کار همان بخش تولید کشور است که در حقیقت تقاضای نیروی کار، تقاضای مشتق شده از تقاضای تولید است به همین دلیل مدل مورد بررسی از بعد میزان اثرگذاری تولید بر تقاضای نیروی کار (اشتغال) قابل تحلیل و بررسی است. بدیهی است نرخ بیکاری برآیند عرضه و تقاضای نیروی کار را نشان می‌دهد و فقط از بعد تقاضا قابل تبیین نیست و لازم است ابعاد دیگر بازار کار نیز مورد توجه قرار گیرد. لکن هدف اصلی این مطالعه میزان اثرپذیری بازار کار از بخش تولید کشور با تأکید بر اثرات فضایی است.

از آنجا که مبنای طراحی بسیاری از الگوهای برنامه‌ریزی اقتصادی بر پایه نرخ رشدی برای تولید کشور است که توانایی رسیدن به اهداف اقتصادی از جمله اشتغال کامل را فراهم می‌کند، رابطه بین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری در قالب قانون اوکان مورد بررسی قرار گرفت. همچنین عامل فضا (مجاورت) در برش استانی کمک شایانی در تحلیل دقیق مسئله بیکاری خواهد داشت. از این‌رو، در این مطالعه قانون اوکان برای ۳۰ استان کشور طی بازه زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۴ در چارچوب الگوی پنل فضایی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج حاصل از بررسی فضایی موضوع مورد بررسی نشان می‌دهد همبستگی فضایی میان مشاهدات و خودهمبستگی فضایی میان جملات اختلال وجود دارد، در نتیجه استفاده از اقتصادسنجی فضایی برای بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و نرخ بیکاری در استان‌های ایران ضروری است.

در ادامه قانون اوکان با استفاده از انواع مدل‌های فضایی برآورد و به بوته آزمون گذاشته شد. نتایج حاصل از مدل منتخب (SAC) بیانگر وجود رابطه معکوس بین رشد

ارزش‌افزوده ناخالص و نرخ بیکاری استان‌ها (با مقدار ۰/۰۲-) است. این مقدار نشان می‌دهد که به‌طور متوسط یک استان با ۱٪ رشد اقتصادی در تولید اقتصادی ناحیه‌ای، ۰/۰۲ درصد کاهش بیکاری در هر سال را تجربه خواهد کرد. به عبارت دیگر به ازای هر ۲ درصد رشد اقتصادی استان‌ها، بیکاری به میزان ۱ درصد کاهش می‌یابد که این مسئله نشان دهنده تأثیر بسزایی است که رشد اقتصادی در افزایش اشتغال کشور دارد. هر چند، اثر رشد اقتصادی ناحیه‌ای برای استان‌های ایران از مقدار مورد انتظار در ادبیات اقتصادسنجی کلان برای قانون اوکان کم‌تر است لکن ضریب به‌دست آمده با در نظر گرفتن عامل مجاورت بین استان‌ها و سرریز فضایی نیروی کار بین استان‌ها به‌دست آمده است.

در پایان، نتایج حاصل از پنل فضایی نشان می‌دهد که تغییرات ناشی از رشد اقتصادی علاوه بر تأثیرات مستقیمی که بر خود ناحیه دارد، بر استان‌های دیگر نیز به‌طور غیرمستقیم تأثیرگذار است؛ بنابراین اثرات و عملکرد یک بازار کار ناحیه‌ای، علاوه بر وضعیت اقتصاد کلان و ویژگی‌های هر ناحیه، تحت‌تأثیر بازارهای همسایه است و توسعه بازار کار ناحیه‌ای، تنها محدود به مرزهای ناحیه‌ای نبوده و به مناطق دیگر نیز سرریز می‌کند.

با توجه به نتایج این تحقیق و طبق قانون اوکان، رشد اقتصادی می‌تواند به‌عنوان یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر اشتغال و به تبع آن بیکاری در استان‌های ایران در نظر گرفته شود. همچنین به دلیل اینکه اقتصادسنجی مرسوم، وابستگی فضایی میان مشاهدات و اثرات سرریز فضایی که در این مطالعه به آنها پرداخته شد را در نظر نمی‌گیرند، ضرورت استفاده از الگوهای فضایی در مطالعات استانی و ناحیه‌ای بیش از پیش هویدا می‌شود. بنابراین توسعه نامتوازن و توجه ویژه به برخی از استان‌ها نمی‌تواند مسئله بیکاری را در سطح ملی مرتفع سازد زیرا رشد نامتوازن استان‌ها منجر به تحرک عوامل تولید (از جمله نیروی کار) به سمت استان‌های با محیط کسب و کار مناسب شده و علاوه بر ایجاد مسائل اجتماعی و محیط زیستی در استان‌های نسبتاً توسعه‌یافته، باعث از دست رفتن فرصت‌های سرمایه‌گذاری در استان‌های کمتر توسعه‌یافته می‌شود. به بیان دیگر، عدم توجه به الگوی توسعه متوازن در استان‌های کشور منجر به تخصیص ناکارآمد منابع در سطح کلان کشور شده و فرصت‌ها و پتانسیل‌های زیست محیطی و اقلیمی استان‌ها به مرور زمان از دست خواهد رفت.

منابع

احسانی، محمدعلی؛ کشاورز، هادی و کشاورز، مسعود (۱۳۹۶). "تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر نوسانات اشتغال با تأکید بر اشتغال بخش خصوصی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۱۴۴-۱۲۵.

بختیاری، صادق و یحیی‌آبادی، ابوالفضل (۱۳۸۱). "تحلیل تجربی نقش بخش‌های اقتصادی در تغییر نرخ بیکاری در ایران". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶، ۷۸-۵۹.

دادگر، یدالله؛ نظری، روح‌الله و فهیمی‌فر، فاطمه (۱۳۹۳). "بررسی آزمون قانون اوکان در اقتصاد ایران با تأکید ویژه بر ساختار جمعیتی". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۹، شماره ۴، ۹۵۹-۹۲۷.

دل‌انگیزان، علیرضا؛ امیریانی، پرستو و خالوندی، زینب (۱۳۹۲). "*بررسی رابطه بین تولید ملی و بیکاری در استان‌های ایران بر اساس قانون اوکان (رهیافت داده‌های تابلویی پویا)*". *همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران*، دوره اول.

رضوانی‌نیا، علیرضا (۱۳۹۱). "*رشد اقتصاد و بیکاری، بررسی قانون اوکان در ایران*". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه امام صادق.

شهبازی، کیومرث و طالبی، زهرا (۱۳۹۱). "تولید، بیکاری و قانون اوکان: شواهدی از استان‌های کشور". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۹، شماره ۱، ۳۵-۱۹.

کریمی، زهرا؛ سلمانی، محمدرضا و تقی‌زاده، میترا (۱۳۹۳). "بررسی وجود قانون اوکان و نامتقارن بودن آن در ایران". *فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال چهارم، شماره ۱۳، ۲۳۰-۲۰۹.

لشکری، محمد؛ بهنامه، مهدی و حسنی، ملیحه (۱۳۹۵). "اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر اشتغال در بخش خدمات ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۳، ۱۳۰-۱۱۵.

مقصودپور، سارا و ذوالفقاری، امید (۱۳۹۵). "بررسی ارتباط بین قانون اوکان و نوسان‌های تجاری در اقتصاد ایران در طول سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۲". *کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های کاربردی در مدیریت و حسابداری*، دوره

چهارم.

ممی‌پور، سیاب و کریمی، سپیده (۱۳۹۳). "بیکاری، رشد اقتصادی و قانون اوکان در اقتصاد ایران". *کنفرانس بین‌المللی* اقتصاد، مدیریت، حسابداری و علوم اجتماعی، دوره اول.

Adanu, K. (2005). "A Cross-Province Comparison of Okun´s Coefficient for Canada". *Applied Economics*, 37, 561-570.

Anselin, L. (1988). "Spatial Econometrics: Methods and Models". The Netherlands: *Kluwer Academic Publishers*, Dordrecht

Ball, L., Leigh, D. & Loungani, P. (2012). "Okun's Law: Fit at 50? ". *IMF Conference Paper*:http://www.imf.org/external/np/res/seminars/2012/arc/pdf/BLL.pdf.

Belotti, F., Hughes, G. & Piano Mortari, A. (2016). "Spatial Panel Data Models Using Stata". *CEIS Tor Vergat*, 14(5), No. 373

Binet, M. & Facchini, F. (2013). "Okun's Law in The French Regions: A Cross-Regional Comparison". *Economics Bulletin*, Access Economic, 33(1), 420-433.

Blanchard, O. (2004). "Macroeconomics". 5th Edition, Pearson, *Upper Saddle River*, New Jersey.

Boulton, T. (2010). "Test of Okun's Law for the 10 Eastern European Countries". *London Metropolitan Business School Working* Paper:http://ukdataservice.ac.uk/media/263140/boulton-paper.pdf.

Cazes, S., Verick, S. & Al Huassami, F. (2011). "Diverging trends in Unemployment in the United States and Europe: Evidence from Okun's Law and the Global Financial Crisis". Employment Working Paper No. 106, *International Labor Office*, Geneva.

Cháfer, C. (2015). "An Analysis of the Okun's Law for the Spanish Provinces". *Research Institute of Applied Economics.* Working Paper 2015/01, 1-37.

Chamberlin, G. (2011). "Okun's Law Revisited". Office for National Statistics, *Economic and Labour Market Review*, 5(2), 104-132.

Christopoulos, D. K. (2004). "The Relationship between Output and Unemployment: Evidence from Greek Regions". *Papers in Regional Science*, 83, 611-620.

Elhorst, J. P. (2010). "Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar". *Spatial Economic Analysis,* 5(1), 9-28.

Freeman, D. G. (2000). "Regional Test of Okun's Law". *International Advances in Economic Research*, 6(3), 550-557.

Giha, R. C., Leat, P. M. K. & Renwick, A. W. (2012). "The Relationship between Output and Unemployment in Scotland: A Regional Analysis". Working Papers 131465, Scotland's Rural College (Formerly Scottish Agricultural College), *Land Economy & Environment Research Group.*

Gordon, R. J. (1984). "Unemployment and Potential Output in the 1980's". *Brookings Papers on Economic Activity*, 15, 537-564.

Harris, R. & Silverstone, B. (2001). "Testing for Asymmetry in Okun's Law: A Cross Country Comparison". *Economic Bulletin*, 5, 1-13.

Herwartz, H. & Niebuhr, A. (2011). "Growth, Unemployment and Labour Institutions: Evidence from Across-Section of EU Regions". *Applied Economics,* 43, 4663-4676.

Kangasharju, A., Tavéra, C. & Nijkamp, P. (2011). "Regional Growth and Unemployment. The Validity of Okun's Law for the Finnish Regions". Serie Research Memoranda 0006, VU University Amsterdam, *Faculty of Economics, Business Administration and Econometrics.*

Kargi, B. (2014). "Okun's Law and Long Term Co-Integration Analysis for OECD Countries (1987-2012)". *International Research Journal of Finance and Economics*, 6(1), 38-46.

Knotek, E. S. (2007). "How Useful is Okun's Law". *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 4, 73-103.

Kosfeld, R. & Dreger, C. (2006). "Thresholds for Employment and Unemployment: A Spatial Analysis of German Regional Labour Markets, 1992-2000". *Papers in Regional Science*, 85(4), 523-542.

Lee, J. (2000). "The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries". *Journal of*

Macroeconomics, 22(2), 331-356.

LeSage, J. P. & Pace, R. K. (2009). "Introduction to Spatial Econometrics". *Chapman & Hall/CRC, Boca Raton*, Florida, ISBN 978-1-4200-6424-7.

LeSage, J. P. (1999). "The Theory and Practice of Spatial Econometrics". *University of Toledo,* Toledo, Ohio.

Malley, J. & Molana, H. (2008). "Output, Unemployment and Okun's Law: Some Evidence from G7". *Economic Letters*, 101, 113-115.

Marlon, A. & Tatlonghari, V. (2017). "The Relationship between Output Growth and Unemployment in the Philippines Economy (1990-2014)." *An Empirical Analysis of Variants of Okuns's Law*, 5(1), 49-68.

Moazzami, B. & Dadgostar, B. (2009). "Okun's law Revisited: Evidence from OECD Countries". *International Business & Economics Research Journal*, 8(8), 21-24.

Moosa, I. A. (1997). "A Cross-Country Comparison of Okun´s Coefficient". *Journal of Comparative Economics,* 24, 335-356.

Moosa, I. A. (2008). "Economic Growth and Unemployment in Arab Countries: Is Okun's Law Valid." *Journal of Development and Economic Policies*, 10(2), 7-24.

Niebuhr, A. (2003). "Spatial Interaction and Regional Unemployment in Europe". *European Journal of Spatial Development*, 5, 1-26.

Oberst, C. A. & Oelgemöller, J. (2013). "Economic Growth and Regional Labor Market Development in German Regions: Okun's Law in a Spatial Context". *FCN Working Paper* 5/2013, 1-41.

Owyang, M. T. & Sekhposyan, T. (2012). "Okuns's Law over the Business Cycle: Was the Great Recession all that Different?". *Federal Reserve Bank of St*, *Louis Review*, 94(5), 399-418.

Palombi, S., Perman, R. & Tavéra, C. (2015). "Commuting Effects in Okun's Law Among British Areas: Evidence from Spatial Panel Econometrics". *Papers in Regional Science,* 96, 191–209.

Perman, R., Stephan, G. & Tavéra, C. (2014). "Okun's Law-A Meta-Analysis". *Manchester School Working Papers*, 1-30.

Perugini, C. & Signorelli, M. (2005). "Growth and Employment in EU Countries and Regions". XX *National Conference of Labour Economics (AIEL),* Rome.

Pierdzioch, C., Rülke, J. C. & Stadtmann, G. (2012). "Is There a Core of Macroeconomics that Euro Area Forecasters Believe In?". *German Economic Review*, 13(1), 103-115.

Prachowny, M. (1993). "Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates". *Review of Economics and Statistics*, 75, 331-336.

Revoredo-Giha, C. (2012). "The Relationship between Output and Unemployment in Scotland: A Regional Analysis". *Land Economy Working Paper Series*, 65, 1-16.

Schalk, H. J., Lüschow, J. & Untiedt, G. (1997). "Wachstum und Arbeitslosigkeit – Gibt es noch einen Zusammenhang?". Ifo-Schnelldienst, Ifo Institute - *Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich*, 50(17-18), 3-14

Sögner, L. & Stiassny, A. (2002). "An Analysis on the Structural Stability of Okun's Law – A Cross Country Study". *Applied Economics*, 14, 1775-1787.

Stock, L. & Vogler-Ludwig, K. (2010). "NAIRU and Okun's Law – The Macro-Economy in a Nutshell?". Thematic Paper for the European Employment Observatory of the European Commission, *Directorate General for Employment, Social Affairs and Equal Opportunities, Brussels*.

Villaverde, J. & Maza, A. (2009). "The Robustness of Okun's Law in Spain, 1980-2004 Regional Evidence". *Journal of Policy Modeling*, 31, 289-297.

Yazgan, M. E. & Yilmazkuday, H. (2009). "Okun's Convergence within the US". *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 2, 109-122.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و یکم، تابستان ۱۳۹۷ (۱۳۴-۱۲۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 31, June 2018 (123-134)

یکپارچگی مالی و نقش آن در همگرایی درآمد سرانه
مطالعه موردی: ایران و کشورهای در حال توسعه

منیره رفعت
استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
(دریافت: ۱۳۹۶/۳/۱۰ پذیرش: ۱۳۹۶/۶/۲۵)

The Impact of International Financial Integration on Income Convergence in Iran and Developing Countries

Monireh Rafat
Assistant Professor, Faculty of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
(Received: 1/July/2017 **Accepted:** 16/Sep/2017)

چکیده:

یکپارچگی مالی از طریق افزایش سطح سرمایه‌گذاری در کشورها می‌تواند اثرات مثبت فراوانی بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله اشتغال، رشد اقتصادی، افزایش حجم مبادلات بین‌المللی و در نهایت افزایش درآمد سرانه کشورها داشته باشند. این مطالعه به بررسی این مسئله می‌پردازد که آیا یکپارچگی مالی و بازبودن بازارهای مالی در ایران و کشورهای در حال توسعه می‌تواند بر فرایند همگرایی درآمدی مؤثر باشد و آیا سیاست‌های بازبودن، یکپارچگی و به دنبال آن ادغام مالی می‌تواند جزء سیاست‌هایی باشد که لازم است این کشورها برای فرایند ادغام اقتصادی خود اتخاذ نمایند؟

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بازبودن مالی، یکپارچگی مالی و توسعه مالی داخلی، به طور معنی‌داری باعث تسهیل در همگرایی درآمدی بین ایران و شرکای تجاری‌اش در کشورهای در حال توسعه با درآمد متوسط به بالا می‌گردد اما نقش توسعه بازارهای مالی داخلی بیش از دو متغیر دیگر است.

واژه‌های کلیدی: یکپارچگی مالی، بازبودن مالی، همگرایی درآمد سرانه.

طبقه‌بندی JEL: F10، F30، F40.

Abstract:

The widespread progress on capital account liberalization and the massive increase in financial flows across the borders, have stimulated a lively debate on the broad economic effects of financial openness.

This paper contributes to the debate by assessing whether financial openness facilitates per-capita income catching-up across countries in Iran and the developing countries? As the current wave of globalization has generated widespread interest among national policymakers on the factors and policies that best promote economic integration, the paper provides empirical evidence on whether financial openness should be included among such policies by focusing on the dimensions that most critically characterize the process of economic integration, namely income convergence? The key results of the analysis can be summarized as follows: Financial openness, financial integration and internal financial development, significantly facilitates per-capita income catching-up, but the role of internal financial development are more than two other variables.

Keywords: Financial Integration, Financial Openness, Income Convergence.
JEL: F10, F30, F40.

*Corresponding Author: Monireh Rafat E-mail: m.rafat@ase.ui.ac.ir

۱- مقدمه

پیشرفت‌های گسترده در آزادسازی حساب سرمایه، افزایش فراوان در جریان‌های مالی بین کشورها و بحران‌های مالی که از دهه ۹۰ میلادی تاکنون در اقتصاد جهانی در حال ظهور بوده‌اند، نشان دهنده اثرات گسترده اقتصادی ناشی از بازبودن و ادغام جریانات مالی هستند (دهقان شبانی، ۱۳۹۶: ۸۱؛ پورشهابی و اسفندیاری، ۱۳۹۶: ۱۱۳).

این مقاله درصدد بررسی اثر یکپارچگی مالی و بازبودن مالی بر ارتقاء سطح درآمد سرانه ایران و کشورهای شریک تجاری‌اش در گروه کشورهای با درآمد متوسط به بالاست.

یکپارچگی‌های مالی از طریق افزایش سطح سرمایه‌گذاری در کشورها می‌تواند اثرات مثبت فراوانی بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله اشتغال، رشد اقتصادی، افزایش حجم مبادلات بین‌المللی و در نهایت افزایش درآمد سرانه کشورها داشته باشند. همچنین موج جهانی شدن اقتصاد باعث ایجاد علاقه‌ای گسترده در میان سیاست‌گذاران کشورها گردیده تا سیاست‌هایی را اتخاذ نمایند که ادغام‌های اقتصادی را ترویج دهند. این مطالعه به بررسی این مسئله می‌پردازد که آیا یکپارچگی مالی و بازبودن بازارهای مالی می‌تواند بر فرایند همگرایی درآمدی کشورهای مورد مطالعه مؤثر باشد ؟

چند ویژگی این مقاله را از سایر مطالعات گذشته متمایز می‌سازد: اول اینکه مفهوم بازبودن مالی از مفهوم یکپارچگی مالی تفکیک شده است. بازبودن مالی فرایندی است که در آن محدودیت‌های قانونی و اداری روی تحرک سرمایه لغو می‌شود، بنابراین شرایط لازم برای یکپارچگی سیستم مالی در بازارهای جهانی را ایجاد می‌نماید. پس بازبودن مالی برای دستیابی به ادغام مالی بین‌المللی ضروری است. اما یکپارچگی مالی بین‌المللی لزوماً ایجاد کننده بازبودن مالی نیست. بنابراین برای اندازه‌گیری از متغیرهای متفاوتی استفاده می‌شود: بازبودن مالی از طریق شاخص محدودیت‌های حساب‌های مالی محاسبه می‌شود، در حالی که یکپارچگی مالی از طریق جریان سرمایه مبتنی بر پایه نقدینگی یا بر پایه پورتفولیو حساب می‌شود.

همچنین علی‌رغم مطالعات قبلی که از طریق رشد اقتصادی به بررسی اثر یکپارچگی مالی بر عملکرد اقتصاد پرداخته‌اند، در این مطالعه به طور مستقیم اثر بازبودن و یکپارچگی مالی بر همگرایی درآمدی بین کشورها بررسی و تحلیل می‌گردد.

در بخش دوم مقاله، به اختصار نظریه‌های تئوریکی رابطه بین یکپارچگی مالی و بازبودن مالی با همگرایی درآمدی بررسی می‌شود. بخش سوم به متدلوژی پژوهش، پایه‌ریزی الگو و معرفی متغیرهای به کار رفته در آن اختصاص دارد. در بخش چهارم نیز نتایج حاصل از برآورد الگو مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

در این مقاله اثر یکپارچگی مالی بر همگرایی در آمد سرانه بررسی می‌شود.

۲-۱- یکپارچگی مالی و همگرایی درآمد سرانه

آزادسازی حساب سرمایه که موجب افزایش جریان سرمایه‌گذاری از خارج از کشور به داخل می‌شود، اثرات فراوانی بر اقتصاد داخلی دارد. در این قسمت از مقاله به بررسی برخی از آثار یکپارچگی و بازبودن مالی بر توزیع درآمد و به ویژه همگرایی سطح درآمد سرانه بین کشورها پرداخته می‌شود. این اثرات به صورت مستقیم و غیرمستقیم و با واسطه سایر متغیرها قابل بررسی هستند.

برخی از اقتصاددانان مانند هرزبرگ و واتسون[1] (۲۰۰۷) و اگیون و همکاران[2] (۲۰۰۴) معتقدند که اصلاحات مالی (که پیش زمینه ادغام مالی و بازبودن مالی هستند) به وسیله جریان‌های بین‌المللی سرمایه و انتقال فناوری می‌تواند بر همگرایی درآمدی بین کشورها اثر بگذارد (ترکی و همکاران، ۱۳۸۹: ۷۱).

تئوری‌های رشد اقتصادی ارتباط منطقی بین یکپارچگی مالی و درآمد سرانه را به خوبی بیان می‌نمایند. در مدل رشد درون‌زا و مدل رشد نئوکلاسیکی، درآمد سرانه در زمان t وابسته به تکنولوژی و نرخ انباشت عوامل تولید (کار، سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی) است (من کیو و همکاران[3]، ۱۹۹۲: ۴۱۰). بازبودن مالی روی این عوامل تعیین کننده مؤثر است: آزادسازی حساب سرمایه می‌تواند موجب ایجاد سرریزهای تکنولوژیکی شده که این سرریزها ناشی از انتقال مهارت و افزایش رقابت در تولیدات داخلی است.

همچنین بازبودن مالی این امکان را برای سرمایه‌گذاران داخلی فراهم می‌نماید تا از طریق سهیم شدن سرمایه‌گذاران خارجی در سرمایه‌گذاری در طرح‌ها و پروژه‌های داخلی علاوه

1. Herzberg & Watson (2007)
2. Aghion et al. (2004)
3. Mankiw et al. (1992)

بر سهیم شدن در سرمایه در ریسک ناشی از سرمایه‌گذاری نیز سهیم شده و به این طریق سهم ریسک سرمایه‌گذاری داخلی کاهش یابد. به دنبال کاهش سهم ریسک سرمایه‌گذاران داخلی، هزینه تأمین سرمایه برای سرمایه‌گذاران داخلی کاهش می‌یابد و سطح سرمایه‌گذاری و نرخ انباشت سرمایه در کشور بالا می‌رود. به عبارت دیگر، سهم ریسک مناسب‌تر، این فرصت را برای کشورها ایجاد می‌کند که به سرمایه‌گذاری در پروژه‌های پرخطرتر که البته بازدهی بالاتری نیز دارند بپردازند. بر اساس نظر هنری[1]، هنگامی که کشورها در بازارهای مالی بین‌المللی ادغام می‌شوند، هزینه سرمایه شرکت‌های صنعتی در این کشورها کاهش می‌یابد. این اثر بر دو پایه تئوریکی استوار است: ابتدا سرمایه‌گذاران می‌توانند تنوع دارایی‌های خود را با سرمایه‌گذاری در دیگر کشورها افزایش دهند و ریسک سرمایه‌گذاری روی سهام شرکت‌های داخلی را کاهش دهند و دوم اینکه شرکت‌ها پس از یکپارچگی مالی بجای استفاده از وام‌های داخلی، از وام‌های بین‌المللی با کمترین میزان بهره استفاده می‌کنند و به نرخ‌های بهره پایین‌تر بین‌المللی رو می‌آورند که این موضوع نیز هزینه سرمایه شرکت را کاهش می‌دهد (هنری، ۲۰۰۳: ۳۱۲).

از طرفی، آزادسازی حساب سرمایه، دولت‌ها را به انضباط مالی و نظم در اقتصاد کلان رهنمون می‌سازد. این مسئله باعث کاهش نااطمینانی اقتصادی می‌گردد و به دنبال آن سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت‌تر ترغیب شده و انباشت بیشتری از عوامل تولید ایجاد می‌گردد. بازکردن بازار سرمایه به جهان خارج و کاهش محدودیت‌های ورود سرمایه‌گذاران خارجی منجر به افزایش سرمایه و کاهش سطح بدهی کشورها شده و به دنبال خود زمینه‌ساز همگرایی اقتصادی کشورها می‌گردد. بر اساس مدل سولو، تا زمانی که کشورها نرخ‌های متفاوتی از پس‌انداز و رشد جمعیت دارند نباید انتظار همگرایی درآمدی بین آنها داشت و یکپارچگی‌های مالی همراه با حرکت آزاد سرمایه، می‌تواند با افزایش بازگشت جریان سرمایه به کشورها موجب افزایش نرخ پس‌انداز داخلی و در نهایت افزایش سرعت همگرایی گردد (من کیو و همکاران، ۱۹۹۲: ۴۱۲).

اگر کشور محدودیت حساب سرمایه را به حداکثر برساند و درجه یکپارچگی مالی بین‌المللی را محدود نماید، شکاف درآمد سرانه کشور با شرکایی که درجه یکپارچگی مالی بیشتری داشته‌اند، گسترده‌تر می‌گردد. به این معنا که در یک درجه معین یکپارچگی مالی شریک تجاری، اگر درجه یکپارچگی مالی کشور پایین‌تر باشد، شکاف درآمدی بین شریک تجاری و کشور بزرگ‌تر خواهد شد. هر چند این پیش‌بینی قطعی نیست و برخی مطالعات نشان دهنده اثرات مثبت محدودیت در یکپارچگی مالی بر گسترش سطح درآمد کشورها بوده است (کارمیگنانی و چوهاری[2]، ۲۰۰۷: ۳).

اگر نهادهای مالی داخلی ضعیف باشند، افزایش یکپارچگی مالی باعث سرازیر شدن سرمایه‌ها به کشور می‌شود. با این کار سرمایه‌گذاری افزایش یافته و به دنبال خود باعث رشد اقتصادی در آینده می‌شود. از آنجایی که حساب سرمایه کانالی برای سرایت بحران مالی است، آزادسازی در این حساب باعث می‌شود کشور در برابر حملات سوداگرانه آسیب پذیر شود. توقف ناگهانی و برگشت سرمایه به نوبه خود منجر به کاهش شدید تولید و سطح ستاده می‌شود. همچنین تحریف در محدودیت‌های تجاری می‌تواند موجب ناکارایی در تخصیص منابع و دور شدن کشورها از فعالیت در زمینه‌هایی که در آن مزیت رقابتی دارد، شود. این مسائل نشان می‌دهد که یکپارچگی مالی می‌تواند اثرات معکوسی نیز بر سطح درآمد سرانه داشته باشد (بوید و اسمیت[3]، ۱۹۹۲: ۴۱۹).

۲-۲- پیشینه پژوهش

علی‌رغم تنوع مطالعات روی مقوله تأثیرات بازارهای مالی بر رشد و توسعه اقتصادی، در زمینه ارتباط یکپارچگی‌های مالی و حتی بازبودن مالی و همچنین ارتباط با همگرایی درآمد مطالعات بسیار اندک است، به همین دلیل در این قسمت به معرفی مطالعاتی که تا حدودی به بحث این مقاله مرتبط می‌شوند، پرداخته می‌شود.

الف- مطالعات داخلی

در جدول ۱ خلاصه‌ای از برخی مطالعات داخلی که تا حدودی با موضوع این مقاله مرتبط هستند گردآوی شده است.

1. Henry (2003)

2. Carmignani & Chowdhury (2007)
3. Boyd & Smith (1992)

جدول ۱. خلاصه از مطالعات داخلی پیرامون موضوع پژوهش

نام محقق	سال	شرح تحقیق
ابریشمی و همکاران	۱۳۸۸	در مقاله‌ای به بررسی اثرات یکپارچگی مالی بر نوسانات کلان اقتصادی در گروهی از کشورهای در حال توسعه صادر کننده نفت می‌پردازد. مقاله نتیجه‌گیری می‌کند یکپارچگی مالی عامل مؤثری در به وجود آوردن نوسانات اقتصادی نبوده است.
ترکی و همکاران	۱۳۸۹	اثر اصلاحات مالی را بر رشد اقتصادی و همگرایی درآمدی بررسی کرده و نشان دادند که اصلاحات مالی دارای تأثیر مستقیم بر رشد اقتصادی کشورها است.
طیبی و همکارن	۱۳۹۰	نشان دادند که اثر بازبودن تجاری بر توسعه مالی معنادار است و در مورد اثر درجه بازبودن مالی، هرچه سهم اعتبارات بخش خصوصی و بانکداری در تولید ناخالص داخلی بالاتر رود، توسعه مالی را به طور معنی‌داری ارتقاء می‌بخشد.
حسینی و خزاعی	۱۳۹۳	به بررسی نقش توسعه مالی بر توزیع درآمد و فقر در کشورهای عضو اکو پرداختند و نشان دادند که توسعه مالی در این کشورها نقشی در افزایش میزان منابع مالی خانوارها نداشته است.
طیبی و همکاران	۱۳۹۳	به بررسی اثر آزادسازی مالی بر نوسان‌های رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه پرداخته‌اند و دریافتند که ازادسازی مالی باعث کاهش نوسان رشد اقتصادی در کشورهای منتخب شده است.
صادقی	۱۳۹۳	اثر یکپارچگی تجاری و مالی را بر همزمانی ادوار تجاری اعضای اکو بررسی نموده و نشان داده است که تشابه ساختار اقتصادی سبب تقویت هم زمانی ادوار تجاری در اکو می‌شود.

مأخذ: یافته‌های محقق

ب- مطالعات خارجی

در جدول ۲ خلاصه‌ای از مطالعات انجام شده خارجی در این زمینه ارائه شده است.

جدول ۲. خلاصه از مطالعات خارجی پیرامون موضوع پژوهش

نام محقق	سال	شرح تحقیق
بکرت و همکاران[1]	۲۰۰۵	دریافتند که به دنبال بازشدن بازارهای مالی، کشورها سریعاً افزایش قابل ملاحظه‌ای در رشد درآمد سرانه خود تجربه نموده‌اند.
ادیسون و همکاران[2]	۲۰۰۵	هیچ گونه مدرک مستدلی دال بر افزایش همگرایی درآمدی بین کشورها که منتج از بازبودن یا یکپارچگی مالی آنها باشد پیدا نکرده‌اند.
اسکلاریچ و استیگر[3]	۲۰۰۷	نشان دادند که یکپارچگی‌های مالی در مرحله اول می‌توانند منجر به رشد اقتصادی بالاتر و به موجب آن رشد درآمد سرانه کشورها شوند ولی با تشدید فرایند ادغام و حرکت به سمت جهانی شدن مالی جریان سرمایه از کشورهای ثروتمند به سمت کشورهای فقیر متوقف می‌شود.
کارمیگنانی و چوهاری	۲۰۰۷	نشان دادند که اقتصادهای بازتر مالی در اتحادیه اروپا همگرایی درآمدی بالاتری دارند.
آبیاد و همکاران[4]	۲۰۰۹	نشان دادند در اتحادیه اروپا با افزایش یکپارچگی مالی، همگرایی درآمدی شتاب بیشتری داشته است.
طیبی	۲۰۰۹	با به کارگیری روش دید[5] در داده‌های تابلویی به این نتجه دست یافت که رابطه مثبتی بین آزادسازی مالی و همگرایی درآمدی وجود دارد.
رینهارت و همکارن[6]	۲۰۱۳	نشان دادند که در بین کشورهایی که بازارهای مالی باز دارند کشورهای کمتر توسعه یافته جریان ورودی سرمایه بیشتری را تجربه کرده‌اند و این مسئله در بلندمدت موجب همگرایی بیشتر کشورها به ویژه در سطح درآمد سرانه می‌شود.
میرون و همکاران[7]	۲۰۱۴	بیان کردند که آزادی جریان سرمایه در اتحادیه اروپا که ناشی از ادغام‌های مالی است منجر به همگرایی درآمدی در این کشورها شده است.
المیکیندرز و همکاران[8]	۲۰۱۵	پیش‌بینی نویسندگان مقاله این است که در سال‌های آینده یکپارچگی‌ها در آسه آن به ویژه یکپارچگی مالی، از سرعت بیشتری برخوردار خواهد شد. این یکپارچگی مالی می‌تواند کمک شایانی به افزایش واقعی درآمدها و سرعت بخشیدن به همگرایی واقعی بین کشورهای عضو نماید.
رنجبر و علمی	۲۰۱۵	به بررسی اثر توسعه مالی و بازبودن تجاری بر همگرایی درآمدی پرداختند و به این نتیجه رسیدند که توسعه مالی فقط در کشورهای نیمه پیشرفته عاملی برای همگرایی درآمدی است.

مأخذ: یافته‌های محقق

1. Bekaert et al. (2005)
2. Edison et al. (2005)
3. Schularick & Steger (2007)
4. Abiad et al. (2009)
5. Difference In Differences (DID)
6. Reinhardt et al. (2013)
7. Miron et al. (2014)
8. Almekinders et al. (2015)

۳- روش تحقیق

نظرات متفاوتی بین اندیشمندان اقتصادی در خصوص اثرات مثبت یا منفی یکپارچگی مالی بر همگرایی درآمد وجود دارد و به عبارتی به طور قطع و یقین در مورد ارتباط نظری این دو متغیر نمی‌توان اظهار نظر کرد. در جدول پیوست سایر نظریات تئوریکی گردآوری شده است. در این مطالعه الگوی نظری ارتباط یکپارچگی مالی (و بازبودن مالی) و همگرایی درآمدی بر اساس دیدگاه نئوکلاسیکی پایه‌ریزی شده است.

برای نشان دادن بحث همگرایی نئوکلاسیکی از تابع کاب داگلاس به شکل زیر استفاده می‌شود[۱]:

(۱)

$$Y(t)=k(t)^{a} A(t) L(t)^{1-a}$$

همچنین نیروی کار با نرخ برون‌زای n در حال رشد است:

(۲)

$$L(t)=L(0)ent$$

حال اگر y و k مقادیر سرانه تولید و سرمایه باشد:

(۳)

$$y(t)=A(t)k(t)^{a}$$

با گرفتن لگاریتم از طرفین رابطه و سپس مشتق‌گیری از عبارت رابطه زیر به دست می‌آید:

(۴)

$$\frac{\dot{y}}{y}=\frac{d(logy(t))}{dt}=g_y=g_A(t)+ag_k(t)$$

از طرفی، اگر فرض شود که در تعادل پس‌انداز و سرمایه‌گذاری با هم برابر است و پس‌انداز نسبت ثابتی (s) از تولید است:

(۵)

$$g_k(t)=sk(t)^{a-1}-(n+g_A(t)+\delta)$$

که در آن δ نرخ استهلاک سرمایه است. در نهایت شرط تعادل به شکل زیر معرفی می‌شود که از آن شرط تعادلی سرمایه سرانه قابل استخراج است:

(۶)

$$g_k(t)=0 \implies k^*=\left(\frac{s}{n+g_A+\delta}\right)^{\frac{1}{1-a}}$$

نتایج تئوری همگرایی در این رابطه مشاهده می‌شود. دو اقتصاد با مقادیر یکسان از پارامترهای n و δ و s که به تکنولوژی یکسانی دسترسی دارند، حتی با سطوح اولیه انباشت سرمایه متفاوت به سطح یکسانی از سرمایه سرانه مؤثر و در نتیجه سطح یکسانی از تولید سرانه مؤثر دست خواهند یافت. بنابراین وجود یک نظام مالی کارا می‌تواند با آزادی جریان سرمایه و انتقال تکنولوژی وضعیت مشابهی را برای اقتصادهای مختلف به وجود آورد و باعث شود که اختلاف در درآمدهای سرانه بین کشورها کاهش یابد و در نهایت همگرایی درآمدی بین کشورهای مورد نظر کامل شود (ترکی و همکاران، ۱۳۸۹: ۷۹). بر اساس مطالعات تجربی قبلی معادله همگرایی درآمدی با متغیرهای توضیحی نرخ انباشت نیروی کار، انباشت سرمایه و انباشت سرمایه انسانی طراحی و جهت دستیابی به هدف اصلی مقاله متغیر یکپارچگی مالی (و بازبودن مالی) نیز به عنوان متغیر توضیحی به معادله اضافه گردید. مدل سازی و روش برآورد به شرح زیر است:

(۷)

$$y_{it}=f(x_{1it}.x_{2it}.\dots\dots.x_{kit}.z_{it})$$

که در آن لگاریتم درآمد سرانه y در کشور i در زمان t تابعی از k متغیر به اضافه درجه یکپارچگی مالی (z) است و اندیس j به کشور شریک تجاری اشاره دارد. در این صورت شکاف درآمدی بین دو کشور i و j به صورت زیر بیان می‌شود:

(۸)

$$y_{jt}-y_{it}=f((x_{1jt}-x_{1it}).(x_{2jt}-x_{2it}).\dots\dots.)$$

برای تخمین معادله (۸)، تابع لگاریتمی کاب داگلاس به عنوان تابع تولید در نظر گرفته می‌شود:

نرخ انباشت نیروی کار (n) و نرخ انباشت سرمایه (k)، انباشت سرمایه انسانی (h) و c جزء ثابت مدل است:

(۹)

$$dy_t=\alpha_0+\alpha_1 dn_t+\alpha_2 dh_t+\alpha_3 dk_t+\alpha_4 dz_t+\epsilon_t$$

که در آن d به اختلاف متغیرها بین دو کشور اشاره دارد. ϵ_t . $\alpha_0=c_j-c_i$ شرایط توزیع تصادفی را دارد.

اگر $\alpha_4>0$ باشد، کشور i از نظر شرایط یکپارچگی مالی بعد از j قرار گرفته است و این مسئله باعث شکاف درآمدی بیشتری می‌شود. این مسئله بدان معنی است که برای کاهش شکاف درآمدی، کشور i باید درجه یکپارچگی مالی خود را بالاتر از درجه یکپارچگی مالی j ببرد. نقش یکپارچگی مالی در روند همگرایی درآمدی سرانه از طریق آزمون فرضیه $H_0: \alpha_4=0$ بررسی می‌شود.

در معادله (۹) باید دو نکته را در نظر گرفت: اول، باید مفهوم یکپارچگی مالی از توسعه مالی داخلی تفکیک شود. جهت انجام این هدف، جزء dqt باید به معادله ۹ اضافه شود. dqt پروکسی یا جایگزینی از عمق واسطه‌های مالی داخلی است.

دوم اینکه برخی از مدل‌های تئوریکی پیش‌بینی کرده‌اند که یکپارچگی مالی بر همگرایی درآمد سرانه مؤثر است زیرا

---

۱. برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به ترکی و همکاران (۱۳۸۹)

یکپارچگی مالی مستقیماً روی انباشت سرمایه فیزیکی مؤثر است پس جزء dkt ممکن است باعث تورش (به سمت پایین تخمین خوردن) α_4 شود و این پیامد را داشته باشد که یکپارچگی مالی در حالی که متغیری مؤثر در معادله بوده است، از نظر آماری ضریب معنی‌داری را ایجاد ننماید. به همین دلیل معادله ۹ هم بدون dkt و هم با لحاظ کردن آن تخمین زده می‌شود و فرضیه $H_0: \alpha_4 = 0$ در هر دو مورد آزمون می‌شود.

٤- معرفی داده‌ها و روش تخمین

۴-۱- تعریف تجربی بازبودن مالی و یکپارچگی مالی بین‌المللی

جهت تخمین معادله ۹ متغیر یکپارچگی باید تعریف گردد. در برآورد معادلات، متغیر z یک‌بار بیانگر متغیر یکپارچگی مالی و بار دیگر به عنوان متغیر بازبودن مالی در نظر گرفته می‌شود. بازبودن مالی هنگامی وجود دارد که کشور حرکت سرمایه را بین مرزها محدود نکرده باشد. به این ترتیب در این مطالعه از شاخص آزادی حساب سرمایه که توسط صندوق بین‌المللی پول منتشر می‌شود استفاده می‌گردد و بر اساس مطالعه چین و ایتو[1] (۲۰۰۵)، برای این متغیر از چهار متغیر دامی نیز استفاده می‌گردد:

r1: ارزش یک می‌گیرد در حالتی که کشور نرخ ارز چندگانه نداشته باشد.

r2: ارزش یک می‌گیرد اگر نقل و انتقال حساب جاری محدود نباشد.

r3: ارزش یک می‌گیرد اگر نقل و انتقال سرمایه محدود نباشد.

r4: ارزش یک می‌گیرد اگر نیاز به کنترل روی پروسه صادرات نباشد.

متغیر z در حالت بازبودن مالی، برای هر کشور مجموع امتیازی است که از این چهار متغیر دریافت می‌نماید.

متغیر z در حالت یکپارچگی مالی، بر اساس مطالعه لین[2] و ملیس فریتو (۲۰۰۳) به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$p_1 = \frac{\text{ذخیره بدهی خارجی} + \text{ذخیره دارایی خارجی}}{\text{تولید ناخالص داخلی}}$$

$$p_2 = \frac{\text{مجموع ذخیره دارایی و بدهی سرمایه گذاری خارجی و پورتفوی}}{\text{تولید ناخالص داخلی}}$$

بنابراین p_1 کل دارایی خارجی و p_2 حجم نقدینگی را اندازه می‌گیرد.

1. Chinn & Ito (2005)
2. Lane & Milesi-Ferretti (2003)

۴-۲- معرفی متغیرهای الگو

کلیه آمارها از سایت بانک جهانی WDI و بخش آمار مالی صندوق بین‌المللی پول (IFS) به دست آمده است. در جدول ۳ توضیحات مربوط به متغیرها آمده است.

نماد d کنار هر متغیری که قرار گیرد، به اختلاف میزان آن متغیر در کشور i و میانگین آن متغیر در بین کلیه کشورهای مورد مطالعه است.

جدول ۳. معرفی متغیرها

نماد	متغیر	توضیحات
n	نرخ انباشت نیروی کار	از نرخ زاد و ولد کشورها به عنوان نرخ انباشت کار استفاده می‌شود.
h	انباشت سرمایه انسانی	نرخ ثبت نام در مقطع متوسطه به عنوان جایگزینی برای این متغیر به کار رفته است.
k	سهم سرمایه‌گذاری در gdp	جایگزین متغیر نرخ انباشت سرمایه است.
q	توسعه مالی داخلی	بر اساس رابطه زیر محاسبه شده است $\frac{M_2-M_1}{M_1}$ که در آن M_1 حجم پول و M_2 حجم نقدینگی است.
z	یکپارچگی مالی- بازبودن مالی	توضیحات مربوطه در قسمت ۴-۱ ارائه شد.
dy	همگرایی درآمدی	همگرایی درآمد سرانه برای کشورها (i)، در مقابل میانگین کل گروه کشورها (j)، مورد تخمین قرار می‌گیرد. در حقیقت میانگین گروه به عنوان کشور شریک در نظر گرفته می‌شود
P1	کل دارایی خارجی	بر اساس رابطه زیر محاسبه شده است $\frac{\text{ذخیره بدهی خارجی} + \text{ذخیره دارایی خارجی}}{\text{تولید ناخالص داخلی}}$
P2	حجم نقدینگی	بر اساس رابطه زیر محاسبه شده است $\frac{\text{مجموع ذخیره دارایی و بدهی سرمایه گذاری خارجی و پورتفوی}}{\text{تولید ناخالص داخلی}}$

مأخذ: یافته‌های محقق

۴-۳- جامعه آماری

در این مقاله، کشورهای با درآمد متوسط به بالا انتخاب شدند که به دلیل محدودیت‌های آماری متغیرهای مورد استفاده در زمینه موضوع پژوهش، در نهایت ۲۲ کشور از میان کشورهای با درآمد متوسط به بالا و در دوره زمانی ۲۰۱۵ــ۱۹۹۹ انتخاب گردید که شامل کشورهای زیر می‌باشد:

آرژانتین، آذربایجان، بلاروس، قزاقستان، برزیل، بلغارستان،

ترکیه، ترکمنستان، چین، کلمبیا، مجارستان، ایران، اردن، لبنان، مالزی، مکزیک، پرو، رومانی، آفریقای جنوبی، تایلند، مراکش و ونزوئلا.

۵- آزمون‌های تشخیصی

ابتدا مانایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد داده‌های تابلوئی، مورد ارزیابی قرار گرفت. بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه شده و احتمال پذیرش آنها نشان داد که همه متغیرها در سطح مانا نیستند، از این‌رو ضروری است که برای اطمینان از جعلی نبودن رگرسیون و قابلیت اطمینان به برآورد به‌دست آمده از پارامترها، آزمون هم‌جمعی برای معادلات برآورد شده انجام گیرد.

- آزمون هم‌جمعی[1]

در این مطالعه برای بررسی همجمعی بین متغیرهای پژوهش، از آزمون کائو[2] استفاده شد. نتایج آزمون همجمعی به ترتیب معادلات برآورد شده در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴. آزمون همجمعی

	آماره t	احتمال
الگوی ۱	۳/۳۴	۰/۰۰۱
الگوی ۲	۳/۱۴	۰/۰۰۱
الگوی ۳	۳/۰۲	۰/۰۰۱
الگوی ۴	۳/۷۸	۰/۰۰۰

مأخذ: خروجی نرم‌افزار

فرضیه صفر آزمون کائو نشان‌دهنده عدم وجود همجمعی بین متغیرها و فرضیه مقابل نشان‌دهنده وجود همجمعی بین متغیرها در تمامی مقاطع است. با توجه به مقدار آماره t و احتمال حاصل از آزمون کائو فرضیه صفر آزمون رد می‌شود و فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود. از این‌رو متغیرهای موجود به شیوه تصریح شده در معادله با هم ارتباط بلندمدت داشته و هم‌جمع هستند. در نتیجه می‌توان گفت که معادله برآورد شده جعلی نبوده و رگرسیون برآوردی کاذب نیست، پس قابل اطمینان است.

- آزمون F لیمر:

برای تعیین نوع برآورد از طریق روش داده‌های تلفیقی و داده‌های تابلویی آزمون FLeamer و جهت تعیین برآورد الگو به وسیله روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن[3] استفاده می‌شود. آماره F گزارش شده در جدول ۵، بیانگر این است که در تمامی الگوهای این مطالعه روش داده‌های تابلویی نسبت به داده‌های تلفیقی روش مناسب‌تری است.

- آماره هاسمن H:

بعد از انتخاب روش داده‌های تابلویی تست هاسمن تعیین کننده مناسب بودن روش اثرات ثابت نسبت به اثرات تصادفی است. با توجه به اینکه احتمال به دست آمده کمتر از ۰/۰۵ است روش اثرات ثابت پذیرفته می‌شود.

- آزمون ناهمسانی واریانس[4]

برای آزمون همسانی واریانس اجزاء اخلال مقاطع در مورد داده‌های تابلویی با روش اثرات ثابت، از آزمون والد تعدیل شده استفاده شد[5]. فرضیه صفر همسانی واریانس و H_1 فرضیه مخالف (ناهمسانی واریانس) است. با توجه به آماره کای دوی به دست آمده که در جدول ۵ گزارش شده است مشخص گردید که الگوها مشکل همسانی واریانس ندارند.

- آزمون ولدریج:

جهت بررسی مشکل خودهمبستگی در الگوها از آزمون ولدریج استفاده می‌شود[6]. فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم خودهمبستگی بین متغیر وابسته و توضیحی است که در الگوهای مورد مطالعه و با توجه به آماره گزارش شده در جدول ۵ مشخص گردید که این فرضیه رد نمی‌شود.

٦- تخمین مدل و تحلیل نتایج

الگوی معرفی شده در رابطه ۹، پس از بررسی آزمون‌های معرفی شده، با استفاده از روش الگوی اثر ثابت برآورد گردید. نتایج حاصل از برآورد رابطه ۹ در جدول ۵ قابل ملاحظه است. در این جدول نتایج حاصل از برآورد ۴ الگو خلاصه شده است. متغیر وابسته تمام الگوها متغیر همگرایی درآمد سرانه (dy) است که نشان دهنده اختلاف درآمد سرانه کشور i با میانگین درآمد سرانه کل کشورهای مورد مطالعه است. متغیرهای توضیحی شکاف در نرخ سرمایه انسانی (dh)، شکاف در نرخ زاد و ولد (dn) و شکاف در توسعه مالی داخلی (dq) در تمامی الگوها قرار دارند و هر یک نشان دهنده اختلاف مقدار متغیر در کشور i با میانگین همان متغیر در گروه کشورهای مورد مطالعه هستند. در الگوی ۱ و ۴ متغیر توضیحی شکاف در بازبودن مالی (dz)، در الگوهای ۲ و ۳ متغیر توضیحی شکاف در

1. Cointegration
2. Kao
3. Hausman Test
4. Heteroskedasticity
۵. این آزمون با دستور xttest3 صورت پذیرفت.
۶. این آزمون با دستور xtserial صورت پذیرفت.

یکپارچگی مالی برای بررسی اثر یکپارچگی و بازبودن مالی بر همگرایی درآمدی کشورها وارد الگو شده‌اند (بر اساس بخش ۴-۱ دو متغیر برای یکپارچگی مالی در الگو معرفی می‌شوند: dp1 و dp2). در الگوی ۴ متغیر توضیحی شکاف در نرخ انباشت سرمایه داخلی (dk) به متغیرهای توضیحی الگوی ۱ اضافه شده است. علّت این مسئله این است که برخی از مدل‌های تئوریکی پیش‌بینی کرده‌اند که یکپارچگی مالی بر همگرایی درآمد سرانه مؤثر است زیرا یکپارچگی مالی مستقیماً روی انباشت سرمایه فیزیکی مؤثر است پس جزء dk ممکن است باعث تورش در نتایج الگو شود، به همین دلیل الگوی ۱ بدون متغیر dk و الگوی ۴ با لحاظ کردن آن تخمین زده شده است تا با مقایسه نتایج دو حالت بتوان از تأثیر واقعی متغیر یکپارچگی مالی بر همگرایی درآمد سرانه اطمینان حاصل نمود.

جدول ۵. نتایج برآورد الگوها

	الگوی ۱	الگوی ۲	الگوی۳	الگوی ۴
C	۴/۹۱ (۲/۱۶)	۴/۲۲ (۳/۲)	۳/۲۲ (۳/۴)	۳/۳۶ (۲/۳۶)
dh	۰/۰۳۱ (۲/۳۳)	۰/۰۳۲ (۲/۴۷)	۰/۰۳۱ (۲/۲۶)	۰/۰۳۴ (۲/۴۱)
dn[1]	$-۳/۵\times۱۰^{-۵}$ (-۳/۳۶)	$-۳/۴\times۱۰^{-۵}$ (-۲/۴۱)	$-۳/۲\times۱۰^{-۵}$ (-۳/۴۵)	$-۳/۵\times۱۰^{-۵}$ (-۳/۱۲)
dq	۱/۰۲ (۲/۳۶)	۱/۰۴ (۲/۵)	۱/۰۳ (۲/۳۶)	۱/۰۲ (۲/۲۶)
dz	۰/۴۵ (۲/۴۵)			۰/۴۶ (۲/۵۸)
dp_1		$۱/۴\times۱۰^{-۴}$ (۰/۰۱)		
dp_2			۰/۱۴ (۳/۷۷)	
dk				$۱/۸\times۱۰^{-۵}$ (۱/۲۳)
آماره لیمر	۱۰/۱۴ (۰/۰۰)	۱۱/۲۳ (۰/۰۰)	۱۰/۳۶ (۰/۰۰)	۱۰/۴۵ (۰/۰۰)
آماره هاسمن	۳۰۲ (۰/۰۰)	۳۱۰ (۰/۰۰)	۲۹۸ (۰/۰۰)	۳۰۴ (۰/۰۰)
آماره والد	۵/۲۳ (۰/۰۷۴)	۳/۶۳ (۱/۰۰۲)	۶/۴۵ (/۰۸۱)	۴/۴۵ (۱/۲۱)
آماره ولدریج	۵/۱۲ (۰/۳۱)	۷/۹۸ (۰/۱۴۵)	۳/۷۴ (۰/۷۴)	۹/۱۲ (۰/۱۰۱)

مأخذ: خروجی نرم‌افزار

۱. علّت کوچک بودن ضریب به دست آمده در متفاوت بودن واحد اندازه‌گیری متغیر وابسته و مستقل است.

الگوی ۱، نتایج حاصل از برآورد الگو بدون در نظر گرفتن متغیر dk (نرخ شکاف سرمایه‌گذاری داخلی) را نشان می‌دهد. ضریب به دست آمده برای متغیر بازبودن مالی (dz)، مثبت و معنی‌دار (در سطح اهمیت ۹۵ درصد) است. همان گونه که در توضیح رابطه ۹ ذکر شد، اگر کشور i از نظر شرایط بازبودن در رتبه قبل از کشور j قرار گرفته باشد، درجه ادغام یا یکپارچگی بیشتری نسبت به کشور j دارد و به متغیر dz عدد بزرگ‌تری تعلق می‌گیرد. وقتی ضریب متغیر dz در الگو مثبت و معنی‌دار باشد یعنی این متغیر باعث شکاف درآمدی کمتری بین کشورها شده است. به عبارتی برای کاهش شکاف درآمدی، کشور i باید درجه یکپارچگی مالی خود را بالاتر از درجه یکپارچگی مالی j ببرد. بنابراین نتیجه به دست آمده از تخمین نشان می‌دهد که در کشورهای مورد مطالعه هرچه کشور درجه بازبودن مالی بالاتری نسبت به شرکای خود داشته باشد، شکاف درآمدی کمتری نسبت به میانگین شکاف درآمدی شرکا خواهد داشت.

نتیجه حاصل با انتظارات تئوریکی مطابقت دارد. به اعتقاد کوز و همکاران[2] تحرک سرمایه، بهره‌وری را در کشورها افزایش می‌دهد و به دنبال ارتقا بهره‌وری سطح درآمد سرانه در بلندمدت برای کشورهای فقیرتر افزایش خواهد یافت. به دنبال افزایش سطح درآمد سرانه کشورهای فقیر، شکاف درآمدی بین آنها و کشورهای ثروتمندتر به مرور زمان کاهش خواهد یافت.

ضریب متغیر نرخ انباشت سرمایه انسانی (dh)، مثبت و معادل ۰/۰۳۱ است. پس می‌توان گفت کاهش شکاف در نرخ سرمایه انسانی بین کشورها نیز به بهبود وضعیت شکاف درآمدی آنها کمک می‌نماید. در مورد ارتباط تحصیلات و توزیع درآمد نیز نظریات متعددی تأثیر نیروی کار ماهر و با دانش روز را بر توزیع درآمد مورد بحث قرار داده‌اند، به این صورت که افزایش مهارت نیروی کار در فرایند یکپارچگی‌ها به بهبود توزیع درآمد کمک می‌کند. طبق انتظارات تئوریکی افزایش در سرمایه انسانی به بهبود وضعیت توزیع درآمد می‌انجامد. نتیجه به دست آمده با مطالعات انجام شده توسط کرسپو و همکاران[3] (۲۰۱۲)، کوتان و یجیت[4] (۲۰۰۹)، هلوسکو و واگنر[5] (۲۰۰۵) و کی سی و همکاران[6] (۲۰۱۰) مطابقت دارد. کرسپو و همکاران (۲۰۱۲) نشان داده‌اند که تحصیلات عالی از طریق تحقیق و توسعه، پذیرش تکنولوژی و نوآوری بر همگرایی درآمدی کشورهای

2. Kose et al.
3. Crespo et al. (2012)
4. Kutan & Yigit (2009)
5. Hlouskova & Wagner (2005)
6. KC et al. (2010)

عضو اتحادیه اروپا مؤثر است. هر چند تأثیر انباشت سرمایه انسانی و رشد تحصیلات برای کشورهای فقیرتر بزرگ‌تر است اما زمان بیشتری طول می‌کشد تا این تأثیرات مثبت تحقق یابند. بنابراین اثرات پیشرفت از طریق این بخش بلندمدتی خواهد بود.

ضریب متغیر شکاف نرخ زاد و ولد (dn)، منفی و معنی‌دار است. نتایج حاصل از برآورد مدل در این مطالعه نشان داد که تفاوت در نرخ انباشت نیروی کار یا نرخ زاد و ولد در کشورهای منتخب اثر منفی بر همگرایی درآمدی در این گروه داشته است. این مسئله می‌تواند ناشی از افزایش نرخ بیکاری و کاهش سطح درآمد سرانه در کشورهای پرجمعیت در گروه کشورهای مورد مطالعه باشد. این نتیجه با نظریه رشد نئوکلاسیکی سازگاری دارد، به این صورت که رشد نیروی کار (در اثر افزایش نرخ زاد و ولد و رشد جمعیت)، حجم سرمایه سرانه را کاهش می‌دهد و در نهایت اثر معکوسی بر ایجاد همگرایی درآمدی بین کشورها می‌گذارد. نتیجه به دست آمده با نتایج مطالعه ترکی و همکاران (۱۳۸۹) مطابقت دارد.

ضریب متغیر dq که به عنوان متغیر توسعه مالی داخلی معرفی شده است، مثبت و معنی‌دار است و مؤید این نکته است که هرچه کشورها از توسعه مالی داخلی بالاتری برخوردار باشند در سطح مشابه‌تری از درآمد سرانه قرار خواهند داشت. تعمیق مالی زمینه لازم برای تخصیص کاراتر منابع را به وجود می‌آورد و از این طریق موجب افزایش کارایی سرمایه‌گذاری‌ها می‌گردد. با افزایش کارایی سرمایه‌گذاری، حجم سرمایه‌گذاری‌های داخلی افزایش یافته و سپس از طریق افزایش تولید منجر به افزایش سطح درآمد در جامعه می‌گردد. از نظر تئوریکی واسطه‌های مالی به سبب نقش اساسی در گردآوری منابع پس‌انداز کوچک و بزرگ موجود در اقتصاد ملی، بهینه سازی گردش منابع مالی و هدایت آنها به سوی مصارف و نیازهای سرمایه‌گذاری در بخش‌های مولد اقتصادی مورد توجه قرار می‌گیرند، به نحوی که اقتصاددانانی همچون گرینوود و جوانویک[1] (۱۹۹۰)، با استفاده از فروض کوزنتس یک رابطه غیرخطی بین توسعه مالی و نابرابری درآمد را پیش‌بینی کرده‌اند که در آن فرض شده است که نابرابری درآمد در ابتدا با درجه‌ای از بهبود سیستم مالی افزایش می‌یابد، سپس تثبیت می‌شود و سرانجام کاهش می‌یابد. بنابراین این نتیجه با نتایج مطالعات تجربی رنجبر و علمی (۲۰۱۵)، سجادی (۱۳۸۹) و لیانگ (۲۰۰۶) مطابقت دارد.

ستون ۲ و ۳ نتایج به دست آمده از همان معادله را نشان می‌دهد که دوباره با به کارگیری متغیرهای dp_1 و dp_2 که متغیرهای یکپارچگی مالی بین‌المللی هستند و به جای dz (متغیر بازبودن مالی) قرار گرفته‌اند، تخمین زده شده است و همان طور که نتایج نشان می‌دهد ضریب متغیر dp_2 در جدول ۵ مثبت و معنی‌دار است. به عبارتی کشورهایی که درجه یکپارچگی پایین‌تری نسبت به میانگین گروه داشته‌اند شکاف درآمدی بالاتری را تجربه نموده‌اند. به عبارتی اگر افزایش یکپارچگی مالی، جریان سرمایه از کشورهای ثروتمند به کشورهای فقیر را تسهیل کند، ضریب متغیر باید منفی باشد که در این مطالعه و برای گروه کشورهای با درآمد متوسط به بالا این گونه بوده است. از دیدگاه تئوری نئوکلاسیکی یکپارچگی مالی و رشد بازارهای سرمایه بین‌المللی، عاملی برای افزایش رشد اقتصادی، توسعه و افزایش درآمد سرانه کشورهاست. یکپارچگی مالی با برداشتن محدودیت انتقال و تحرک سرمایه بین‌المللی به کشورهای با سرمایه پایین اجازه می‌دهد تا با تقویت سیستم‌های مالی داخلی خود زمینه تخصیص بیشتر سرمایه و جذب سرمایه‌های بین‌المللی را فراهم آورند. به این ترتیب این کشورها از طریق جذب سرمایه بالاتر به تولید و درآمد سرانه بالاتری دست خواهند یافت و به مرور زمان سطح درآمد سرانه آنها به سمت درآمد کشورهای ثروتمندتر میل خواهد کرد و در بلندمدت انتظار می‌رود که شکاف درآمدی کشورها کاهش یابد. نتایج این مطالعه با نتایج مطالعات تجربی انجام شده توسط هنری (۲۰۰۳) و بکرت و همکاران (۲۰۰۵) که در آنها نشان داده‌اند که بازبودن و یکپارچگی مالی دارای آثار مثبت بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد کشورهاست مطابقت دارد. از طرفی دیدگاه‌های مخالف بازبودن بین‌المللی جریان سرمایه معتقدند یکپارچگی مالی موجب افزایش رفاه نمی‌شود چون نیاز به نهاد سازی و تقارن اطلاعات دارد که در بازارهای مالی بین‌المللی عملکرد ضعیفی در این موارد وجود دارد (استیگلیتز[2]،۲۰۰۰: ۱۰۷۵). مطالعات تجربی انجام شده توسط ادیسون و همکاران (۲۰۰۵)، فراتچر و بوسیر[3] (۲۰۰۴) نشان داده که یکپارچگی مالی تأثیری بر درآمد سرانه کشورها نداشته است و از این نظر نتایج آنها با مطالعه حاضر همخوانی ندارد. البته نتایج متضاد تا حدودی ناشی از به کارگیری تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی و ناهمگون بودن کشورهای مورد مطالعه

1. Greenwood & Jovanovic (1990)

2. Stiglitz (2000)
3. Fratzscher & Bussière (2004)

در تحقیقات متفاوت است.

در الگوی ۴ شکاف انباشت سرمایه فیزیکی dk در نظر گرفته شده است که ضریب به دست آمده معنی‌دار نیست. مطابق با نظریه سولو کشورهایی که سرمایه سرانه‌ای بالاتر از حالت پایدار دارند و درآمد سرانه‌شان نیز بالاتر است، در مسیر رسیدن به حالت پایدار با کاهش سرمایه و درآمد سرانه مواجه می‌شوند. کشورهایی که سرمایه سرانه‌ای پایین‌تر از حالت پایدار دارند و در نتیجه درآمد سرانه‌شان نیز پایین‌تر است، در مسیر رسیدن به حالت پایدار با افزایش سرمایه و درآمد سرانه مواجه می‌شوند. بنابراین در فرایند یکپارچگی انتظار می‌رود که شکاف توزیع درآمدی کشورهای فقیر و ثروتمند در طول زمان و حرکت به سمت حالت پایدار کاهش یابد، یا به عبارتی فرایند همگرایی به حالت پایدار در آنها مشاهده شود. اما نتایج به دست آمده از این مطالعه برای گروه کشورهای منتخب نشان می‌دهد که هر چند ضریب به دست آمده برای متغیر dk مثبت است اما بسیار ناچیز و از لحاظ آماری بی‌معنی است یعنی با کاهش تفاوت در سرمایه فیزیکی کشورهای مورد مطالعه، شکاف درآمد سرانه آنها تحت‌تأثیر قرار نگرفته است. در الگوی ۴ همچنان ضریب متغیر یکپارچگی مالی (dz) و توسعه مالی داخلی (dq) مثبت و معنی‌دارند. به عبارتی آزادسازی حساب سرمایه و برداشتن محدودیت‌های بازار سرمایه که می‌تواند منجر به تعمیق مالی داخلی و یکپارچگی مالی بین کشورها شود، اثر مثبتی بر همگرایی درآمدی دارد و اختلاف بین درآمدهای سرانه کشورهای مورد بررسی در این مقاله را کاهش می‌دهد.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

به طور کلی آنچه باید سیاست‌گذاران اقتصادی به آن توجه کنند، آزادسازی مالی است که زمینه لازم برای تخصیص کاراتر منابع و در نتیجه افزایش کارایی سرمایه‌گذاری را فراهم می‌سازد و همچنین با اقداماتی مانند ادغام مراکز مالی یا سرمایه‌گذاری‌های فناورانه و ایجاد فضای رقابتی سالم می‌توان زمینه‌هایی را برای همگرایی بیشتر درآمدی ایجاد نمود.

در ۴ الگوی موجود در این مطالعه و با حالت‌های مختلف متغیر یکپارچگی مالی و بازبودن مالی، ضریب به دست آمده برای متغیر یکپارچگی مالی روی همگرایی درآمدی، مثبت است. به عبارتی آزادسازی حساب سرمایه و برداشتن محدودیت‌های بازار سرمایه که می‌تواند منجر به بازشدن مالی و یکپارچگی مالی بین کشورها شود، اثر مثبتی بر همگرایی درآمدی دارد و اختلاف بین درآمدهای سرانه کشورهای مورد بررسی در این مقاله را کاهش می‌دهد.

علاوه بر این اثر بازبودن مالی (با ضریب ۰/۴۵) بر همگرایی درآمدی مثبت و معنی‌دار است. بنابراین برای این کشورها توصیه می‌شود به منافع بالقوه ناشی از آزادسازی حساب سرمایه دقت بیشتری نمایند.

هر چند متغیرهای بازبودن مالی و یکپارچگی مالی تأثیر مثبتی بر کاهش شکاف درآمدی بین کشورهای مورد مطالعه دارند اما ضرایب آنها در الگوهای برآورد شده همواره از اثر توسعه یا عمق مالی داخلی بر متغیر همگرایی درآمدی (۱/۰۲) کمتر است. به عبارتی نقش توسعه مالی داخلی در کاهش شکاف درآمدی با سایر کشورها به مراتب پررنگ‌تر است. بنابراین از آنجایی که افزایش رفاه اقتصادی و کاهش شکاف درآمدی یکی از اهداف برنامه‌های توسعه اقتصادی کشورها تلقی می‌شود، توسعه ابزارهای مالی داخلی از اهداف و اولویت‌های کشورهای در حال توسعه منتخب در این مقاله است و اصلاح ساختار بازارهای مالی در ایران و کشورهای مورد بررسی اجتناب ناپذیر و کاملاً ضروری است.

نتایج نشان می‌دهد که حتی اگر کشوری خود را به همان درجه بازبودن مالی شرکا برساند شکاف درآمدی همچنان وجود خواهد داشت. این مسئله به خاطر تفاوت در تکنولوژی، انباشت عوامل تولید به ویژه انباشت سرمایه انسانی متفاوت در کشورهاست. بنابراین آزادسازی مالی یکی از چندین سیاستی است که کشورها نیاز به انجام آن برای دسترسی به همگرایی درآمدی دارند و نه تمام آنچه مورد نیاز است.

منابع

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن و سیدشکری، خشایار (۱۳۸۸). "ادغام مالی و اثرات آن بر نوسانات اقتصادی در گروهی از کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۶، شماره ۲۳، ۱۳۵-۱۲۱.

پورشهابی، فرشید و اسفندیاری، مرضیه (۱۳۹۶). "نقش توسعه مالی در ورود سرمایه گذاری مستقیم خارجی و ارتقاء رشد اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۸، ۱۲۶-۱۱۳.

ترکی، لیلا؛ طیبی، سید کمیل و شریفی، سجاد (۱۳۸۹). "تـأثیر اصلاحات مالی بر رشد اقتصـادی و ایجـاد همگرایـی بـین کشورهای برگزیـده اسـلامی". *فصـلنامه تحقیقـات مـدل سازی اقتصادی*، شماره ۲، ۸۶-۶۵.

حسینی، سید مهدی و خزاعی، صـادق (۱۳۹۳). "تـأثیر توسـعه مالی بر فقر و نابرابری در کشورهای عضو اکـو". *فصـلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره ۱۶، ۲۲-۱.

دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۶). "تحلیـل تـأثیر توسـعه مـالی بـر تمرکز فعالیـت هـای صـنعتی و رشـد اقتصـادی در ایـران: رویکرد داده‌های تابلویی پویای فضـایی". *فصـلنامه علمـی پژوهشی پژوهش‌هـای رشـد و توسـعه اقتصـادی*، دوره ۷، شماره ۲۷، ۹۴-۸۱.

سجادی، زهرا سادات (۱۳۸۹). "تأثیر توسعه مالی بـر نـابرابری توزیـع درآمـد ". پایـان نامـه کارشناسـی ارشـد، دانشـگاه اصفهان.

صادقی، سمیه (۱۳۹۳). "اثر یکپارچگی‌های تجاری و مـالی بـر همزمانی ادوار تجـاری در اکـو". *فصـلنامه برنامـه‌ریـزی و بودجه*، شماره ۲، ۱۶۸-۱۵۱.

طیبی، سید کمیـل؛ حـاجی کرمـی، مرضـیه و سـریری، هما (۱۳۹۰). "تحلیل درجه بازبودن مالی و تجاری روی توسعه مالی ایران و شـرکای تجـاری (۲۰۰۹-۱۹۹۶)". *فصـلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره ۱، دوره ۴، ۶۰-۳۹.

طیبی، سید کمیل؛ سامتی، مرتضی و ترکی، لیلا (۱۳۹۳). "اثـر آزادسازی مالی بر نوسان‌هـای رشـد اقتصـادی کشـورهای منتخب در حال توسعه". *فصلنامه اقتصاد و تجـارت نـوین*، شماره ۱۹، ۱۶-۱.

Abiad, A., Leigh, D. & Mody, A. (2009). "Financial Integration, Capital Mobility, and Income Convergence". *International Monetary Fund, Economic Policy*, 24(58), 241–305.

Aghion, P., Bacchetta, P. & Banerjee, A. V. (2004). "Financial Development and the Instability of Open Economies". *Journal of Monetary Economics*, 51, 1077-1106.

Almekinders, G., Fukuda, S., Mourmouras, A. & Zhou, J. (2015). "ASEAN Financial Integration". *IMF Working Paper*, WP/15/34, 1-43.

Bekaert, G., Hodrick, R. J. & Zhang, X. (2005). "International Stock Return Co-Movements". *NBER Working Papers 11906*, National Bureau of Economic Research, Inc.

Boyd, J. H. & Smith, B. D. (1992). "Intermediation and the Equilibrium Allocation of Investment Capital: Implications for Economic Development". *Journal of Monetary Economics*, 30, 409–432.

Carmignani, F. & Chowdhury, A. (2007). "The Impact of Financial Openness on Economic Integration: Evidence from Europe and the CIS". Vinhas de Souza L. and Havrlyshyn O. (eds.) Return to Growth in the CIS, *Springer, Berlin, Heidelberg*.

Chinn, M. & Ito, H. (2005). "Capital Account Liberalization, Institutions, and Financial Development: Cross-Country Evidence". *Department of Economics, University of California at Santa Cruz*.

Crespo, C. J., Havettova, M. & Labaj, M. (2013). "Income Convergence Prospects in Europe: Assessing The Role of Human Capital Dynamics". *Economic Systems, Elsevier, Working Paper 143*, 37(4), 493-507.

Edison, H. J., Klein, M., Ricci, L. & Slok, T. (2005). "Capital Account Liberalization and Economic Performance: Survey and Synthesis". *IMF Working Paper*, WP/02/120, 1-39.

Fratzscher, M. & Bussiere, M. (2004). "Financial Openness and Growth: Short-Run Gain, Long-Run Gain?". *European Central Bank Working Paper*, 348, 1-43.

Greenwood, J. & Jovanovic, B. (1990). "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income". *Journal of Political Economy*, 98(5), 1076-1107.

Henry, P. B. (2003). "Capital Account Liberalization, the Cost of Capital, and Economic Growth". *NBER Working Paper*, 9488, 310-338.

Herzberg, V. & Watson, M. (2007). "Economic Convergence in South-Eastern Europe: Will the Financial Sector Deliver?". *Vienna:*

SUERF Studies, 2007/2, 1-116.

Hlouskova, J. & Wagner, M. (2005). "CEEC Growth Projections: Necessary and Necessarily Certain". *Economics of Transition*, 13, 341–372.

KC, S., Barakat, B., Goujon, A., Skirbekk, V., Sanderson, W. & Lutz, W. (2010). "Projection of Populations by Level of Educational Attainment". *Demographic Research*, 22, 383–472.

Kutan, A. M. & Yigit, T. M. (2009). "European Integration, Productivity Growth and Real Convergence: Evidence from the New Member States". *Economic Systems*, 33, 127–137.

Lane, P. & Milesi-Ferretti, G. M. (2003). "International Financial Integration". *IMF Working Paper*, 50, 82-113.

Liang, Z. (2006). "Financial Development and Income Distribution: A System GMM Panel Analysis". *Journal of Economic Development*, 31(2), 1-21.

Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. N. (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth". *The Quarterly Journal of Economics,* 107(2), 407-437.

Miron, D., Alexe, I. & Tatomir, C. F. (2014). "Capital Flows and Income Convergence in the European Union. A Fresh Perspective in View of the Macroeconomic Imbalance Procedure". *Transformations in Business & Economics*, 12(28A), 457–472.

Ranjbar, O. & Elmi, Z. (2015). "Analyzing the Effect of Financial Development and Trade Openness on Income Convergence". *Economics Bulletin*, 35(4), 2595-2600.

Reinhardt, D., Ricci, L. A. & Tressel, T. (2013). "International Capital Flows and Development: Financial Openness Matters". *Quarterly Journal of Economics*, 119(1). 1-46.

Schularick, M. & Steger, T. M. (2007). "Financial Integration, Investment, and Economic Growth. Evidence from Two Eras of Financial Globalization". *CESifo Working Paper*, 1691, 1-42.

Stiglitz, J. (2000). "Capital Market Liberalization, Economic Growth, and Instability". *World Development,* 28(6), 1075-1086.

Tayebi, S. K. (2009). "A Dynamic Analysis of Economic Liberalizations and Income Convergence in East Asia: A Difference-in-Differences Approach". *The Journal of the Korean Economy*, 10(2), 177-197.

جدول پیوست: مبانی نظری ارتباط ادغام مالی و همگرایی درآمد سرانه

مکتب	دیدگاه
جریان غالب	در کشورهای در حال توسعه انتظار می‌رود که در نهایت ادغام مالی منجر به توزیع بهتر درآمد و به دنبال آن همگرایی بیشتر درآمدی بین کشورها شود و این اثر از طریق وارد شدن نیروی کار بیشتر در اقتصاد و بالا رفتن شدت کاربری تولیدات انجام می‌شود.
ساختارگرایان و نظریه وابستگی	ادغام مالی دارای اثر منفی بر سرمایه و کار است. در شرایط کلی منجر به افزایش اختلال در سیستم اقتصاد داخلی ناشی از نوسانات اقتصاد جهانی می‌شود. همچنین اثرات منفی روی بنگاه‌های کوچک و متوسط مقیاس دارد، در نتیجه تولید در بنگاه‌های بزرگ تشویق شده و کاهش اشتغال را به دنبال دارد. حساسیت بیشتر بنگاه‌های بزرگ به بحران‌های مالی جهانی در نهایت به نیروی کار آسیب می‌زند و توزیع درآمد نامناسب‌تری را ایجاد می‌کند.
مارکسیست	ادغام مالی نسبت سهم کار به سرمایه را کاهش می‌دهد که این مسئله ناشی از تنظیم مجدد حساب سرمایه و اثر چانه‌زنی است. در این دیدگاه ادغام بر توزیع درآمد اثر مبهم دارد.
پست کینزی	تأثیرپذیری کشور از سرایت بحران‌های مالی، به بخش کار آسیب وارد می‌نماید و ادغام مالی اثرات منفی روی شرکت‌های کوچک و متوسط مقیاس دارد و منجر به کاهش استخدام نیروی کار و ایجاد شکاف درآمدی بیشتر در سطح بین‌المللی خواهد شد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و یکم، تابستان ۱۳۹۷ (۱۵۰-۱۳۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 31, June 2018 (135-150)

بررسی تأثیر نظام‌های بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ایران (رهیافت غیرخطی الگوی چرخشی مارکوف)

مجید فشاری
استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی، تهران ایران
(دریافت: ۱۳۹٦/۷/۱٤ پذیرش: ۱۳۹٦/۹/۲۱)

The Effect of Real Exchange Rate Volatility Regimes on Foreign Direct Investment in Iran (Markov Switching Non-Linear Approach)

Majid Feshari
Assistant Professor of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran
(**Received:** 6/Oct/2017 **Accepted:** 12/Dec/2017)

چکیده:
بررسی تأثیر نظام‌های مربوط به بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی همانند سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یکی از موضوعات مهم در ادبیات مالیه بین‌الملل محسوب شده و بخش عمده‌ای از مطالعات تجربی را به خود اختصاص داده است. از این‌رو هدف اصلی این مطالعه بررسی چگونگی تأثیرگذاری نظام‌های بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز در دو وضعیت بی‌ثباتی زیاد و کم بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۵۳ می‌باشد. برای دستیابی به این هدف، دو وضعیت بی‌ثباتی زیاد و کم در رفتار نرخ واقعی ارز به روش الگوی خودرگرسیونی تعمیم یافته تحت شرایط ناهمسانی واریانس وابسته به تغییر رژیم استخراج شده و تأثیر این متغیر به همراه متغیرهای توضیحی همانند نرخ واقعی ارز، تولید ناخالص داخلی حقیقی و درجه بازبودن تجارت بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بررسی شده است. نتایج تخمین مدل دلالت بر تأیید دو وضعیت بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز زیاد و کم در رفتار نرخ واقعی ارز داشته و تأثیر منفی و معنی‌دار بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در وضعیت بی‌ثباتی زیاد بیشتر از حالت بی‌ثباتی کم است. از سوی دیگر متغیرهای نرخ واقعی ارز، تولید ناخالص داخلی حقیقی و درجه بازبودن تجارت تأثیر مثبت و معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران در دوره زمانی مورد مطالعه داشته‌اند. از این‌رو کاهش بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز از طریق کنترل نوسانات سطح قیمت‌های داخلی به ویژه در وضعیت بی‌ثباتی زیاد از مهم‌ترین توصیه‌های سیاستی این مطالعه برای افزایش میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به شمار می‌آید.

واژه‌های کلیدی: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، الگوی چرخشی مارکوف.
طبقه‌بندی JEL: C22، F21، G15.

Abstract:
The investigation of relationship between real exchange rate volatility regime and FDI is one of the main issues in macroeconomics and has been considered empirically in recent years. Economic activity in the world and in every moment of life is faced with a variety of risks and uncertainty. Through of the uncertainty, it can be noted that the phenomenon of real exchange rate risk. This study intends to investigate the impact of real exchange rate fluctuations on foreign direct investment with annual data and during the 1974-2016, by using a Markov Switching on Iran deal. The results suggest that, real GDP as an indicator of the size of economy and trade openness have a positive and significant effect, real exchange rate has a positive impact on foreign direct investment in Iran. Hence, the decreasing of real exchange rate volatility through the control of domestic price fluctuations especially in the situation of high volatility is the main policy implication of this study to emprovement of FDI in Iran.

Keywords: Foreign Direct Investment, Real Exchange Rate Volatility Regime, Markove- Switching Method.
JEL: C22, F21, G15.

*Corresponding Author: Majid Feshari E-mail: majid.feshari@gmail.com

۱- مقدمه

انباشت سرمایه به عنوان یکی از پیش‌نیازهای اساسی و مهم رشد اقتصادی از منابع داخلی یا خارجی قابل تأمین است. منابع مالی خارجی به عنوان مکملی برای پس‌انداز داخلی علاوه بر جبران خلأ شکاف پس‌انداز- سرمایه‌گذاری، راه‌حلی برای مقابله با کسری منابع ارزی نیز می‌باشد. در کشورهای در حال توسعه منابع خارجی شامل کمک‌های بلاعوض کشورهای توسعه‌یافته و سرمایه‌گذاری غیرمستقیم و مستقیم خارجی است. این نوع سرمایه‌گذاری‌ها عمدتاً به وسیله بخش خصوصی در قالب شرکت‌های چند ملیتی صورت گرفته و از آن به عنوان جریان خصوصی سرمایه یاد می‌شود (استادی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۴۷؛ دلیری، ۱۳۹۶: ۸۱؛ دودانگی، ۱۳۹۵: ۱۳۱؛ پورشهابی و اسفندیاری، ۱۳۹۶: ۱۱۳).

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از یک‌سو، درکشور میزبان تخصیص بهینه منابع را برای بنگاه سرمایه‌گذار فراهم نموده و از طرف دیگر با انتقال دانش و تکنولوژی کشور سرمایه‌گذار به کشور میزبان، موجب افزایش تولید و قدرت رقابت‌پذیری آن می‌شود. به همین دلیل جذب و ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یکی از مهم‌ترین اهداف کشورها به ویژه کشورهای در حال توسعه محسوب می‌شود.

مروری بر ادبیات نظری و تجربی تحقیق نشان می‌دهد که عوامل اقتصادی و ساختاری متعددی بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیرگذار هستند که از مهم‌ترین این متغیرها می‌توان به اندازه بازار، مخارج دولت، تفاوت نرخ‌های بازدهی سرمایه‌گذاری در خارج و داخل کشور، نرخ تورم و نرخ ارز اشاره نمود. در این میان نرخ واقعی ارز به عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی محسوب شده و افزایش شدت نوسانات آن منجر به غیرمنطقی شدن روند سرمایه‌گذاری و کاهش میزان سرمایه‌گذاری خارجی می‌شود.

بررسی نظام‌های ارزی در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که نرخ واقعی ارز در سال‌های بعد از انقلاب با نوسانات زیادی مواجه بوده و این نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی را تحت‌تأثیر قرار داده است. بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز که به صورت شدت نوسانات همراه با ریسک پیش‌بینی نشده در رفتار نرخ واقعی ارز تعریف می‌شود، وابسته به محیطها و نظام‌های ارزی بوده به طوری‌که در نظام‌های ارزی شناور انتظار بر این است که بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز افزایش یابد (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۱: ۸۸).

در زمینه بررسی عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌های مستقیم خارجی مطالعات متعددی صورت گرفته که از مهم‌ترین این مطالعات می‌توان به پژوهش‌های صمدی و همکاران (۱۳۹۱: ۱۲)، خطابی و همکاران (۱۳۹۶: ۶۸)، سحابی و همکاران (۱۳۹۰: ۲۹) و استادی و همکاران (۱۳۹۲: ۱۵۲) اشاره نمود. در این مطالعات با بهره‌گیری از روش‌های مختلف اقتصادسنجی به ارزیابی عوامل مؤثر همانند درجه باز بودن تجارت، نرخ تورم، نااطمینانی نرخ ارز و اندازه بازار بر ورود و خروج سرمایه‌های خارجی پرداخته نشده و تأثیر نظام‌ها و محیط‌های بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بررسی نشده است. از این‌رو مطالعه حاضر به منظور جبران نقیصه و شکاف مطالعاتی موجود در این حوزه سعی دارد با بهره‌گیری از روش غیرخطی الگوی چرخشی مارکوف و با استخراج نظام‌های بی‌ثباتی نرخ ارز در محیط‌های با بی‌ثباتی زیاد و کم تأثیر این متغیر به همراه متغیرهای درجه بازبودن تجارت، اندازه بازار و نرخ واقعی ارز را بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۵۳ مورد کنکاش و آزمون تجربی قرار دهد. بنابراین مسئله و چالش اصلی فراروی این مطالعه بررسی چگونگی اثرگذاری بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز در نظام‌های بی‌ثباتی متفاوت بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ایران می‌باشد. برای نیل به این هدف، مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است:

در بخش دوم به ادبیات تحقیق در چارچوب مروری بر مبانی نظری و پیشینه تجربی پرداخته شده و در قسمت سوم، روش غیرخطی الگوی چرخشی مارکوف تبیین می‌شود. در قسمت چهارم نتایج تخمین مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق ارائه شده و در نهایت نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی تحقیق بیان می‌شود.

۲- ادبیات تحقیق

در این بخش ابتدا به بررسی مبانی نظری ارتباط بین بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و نظام‌های ارزی بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پرداخته شده و در ادامه پیشینه تجربی تحقیق در دو بخش مطالعات انجام شده خارجی و داخلی بررسی می‌شوند.

۲-۱- مبانی نظری موضوع

برای تبیین رفتار سرمایه‌گذاری، تئوری‌های مختلفی ارائه گردیده که مهم‌ترین آنها عبارتند از نظریه وجوه داخلی سرمایه‌گذاری، تئوری شتاب سرمایه‌گذاری، تئوری نئوکلاسیک توبین. در تئوری وجوه داخلی سرمایه‌گذاری و تئوری نئوکلاسیک سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاری تابعی از سود در نظر گرفته می‌شود، در نظریه شتاب فرض بر این است که سرمایه‌گذاری ناخالص، تابعی مستقیم از سطح تقاضای کل و تابعی معکوس از موجودی سرمایه دوره قبل است.

در تئوری نئوکلاسیک، سرمایه‌گذاری صرفاً تمرکز بر تعیین حجم سرمایه بهینه بوده و متغیر مهم و اساسی در تعیین حجم سرمایه بهینه، ارزش حقیقی سرمایه نسبت به نرخ دستمزد حقیقی می‌باشد. در تئوری توبین نیز فرض بر این است که موجودی مطلوب سرمایه و سرمایه‌گذاری به طور مثبت با q که برابر نسبت ارزش بازاری دارایی‌های موجود بر هزینه جایگزینی دارایی‌های بنگاه می‌باشد، رابطه دارد. نظریه q توبین این نکته را در نظر می‌گیرد که بنگاه خود می‌تواند انتخاب کند که در کارخانه و ماشین‌آلات سرمایه‌گذاری کند یا در بخش مالی سرمایه خود را به جریان اندازد (دودانگی، ۱۳۹۵: ۱۳۳-۱۳۲).

در اغلب کشورهای در حال توسعه، به دلیل پایین بودن سطح پس‌انداز، درآمد اندک، بازدهی نزولی، نرخ رشد جمعیت بالا، کمبود تجهیزات سرمایه‌ای، توزیع نابرابر درآمد، فقدان مؤسسات مالی سازمان یافته و تکنولوژی و کسری بودجه، سرمایه‌گذاری داخلی انجام شده در حد مطلوب نمی‌باشد و این کشورها جهت جبران عقب‌ماندگی متوسل به کشورهای دیگر شده و با استقراض از کشورها و شرکت‌ها و مؤسسات مالی، امتیازات سنگینی نیز به مؤسسات وام دهنده داده شده و بعضاً نیز از منابع جذب شده استفاده بهینه‌ای نمی‌شود.

در خصوص چگونگی تأثیرگذاری بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی لین چینگ و همکاران[1] (۲۰۰۶: ۲۷۵) در تحلیلی با استفاده از حداکثر کردن تابع سود سرمایه‌گذاران خارجی ثابت می‌کنند که بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی از دو کانال اصلی بر FDI اثر می‌گذارد: ۱- وضعیت شرکت از لحاظ ریسک‌گریزی ۲- ارزش گزینهٔ انعطاف‌پذیری سرمایه[2]. برای یک شرکت ریسک‌گریز هرچه قدر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بیشتر باشد، FDI کمتری را به دنبال خواهد داشت. در مقابل کلسداد و گلدبرگ[3] (۱۹۹۵: ۱۶)، تغییرات سود شرکت‌ها را به دلیل ریسک نرخ ارز بعد از سرمایه‌گذاری مدنظر قرار داده و اشاره می‌کنند که اگر شرکت در مورد نحوهٔ در اختیار گرفتن بازارهای خارجی (از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یا صادرات) حق انتخاب داشته باشد، در این حالت افزایش بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز ممکن است شرکت را به سوی FDI سوق دهد؛ چرا که فعالیت FDI سود شرکت را از خطر ریسک نرخ ارز مصون نگه می‌دارد.

دیکسیت[4] (۱۹۸۹: ۶۲۵) بیان می‌کند حتی برای یک شرکت خنثی نسبت به ریسک، اگر نااطمینانی نرخ واقعی ارز افزایش یابد، ارزش انتظاری FDI افزایش می‌یابد و باعث به تعویق انداختن FDI می‌شود. برای روشن‌تر شدن اهمیت انگیزه‌های مختلف سرمایه‌گذاری شرکت‌ها، در تعیین زمان FDI، دو حالت زیر در نظر گرفته می‌شود:

۱- سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با هدف جانشینی صادرات

۲- سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با هدف جستجوی بازار.

FDI با هدف جانشینی صادرات به وضعیتی اطلاق می‌شود که در آن شرکت سرمایه‌گذار در یک کشور معین سرمایه‌گذاری کرده و محصولات تولیدی خود را به کشور خودی یا به کشور ثالث صادر می‌کند. در مورد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با هدف جانشینی صادرات فرض می‌کنیم دو شرکت با رفتار مختلف نسبت به ریسک وجود دارد که یکی از آنها ریسک‌گریز بوده و دیگری بی‌تفاوت نسبت به ریسک می‌باشد. اگر بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی افزایش یابد، یک شرکت خنثی نسبت به ریسک، FDI خود را به زمان دیگری موکول می‌کند. توجیه این قضیه بدین صورت است که اگر شرکت نسبت به ریسک بی‌تفاوت باشد، ارزش گزینهٔ انعطاف‌پذیری سرمایه‌گذاری[5] تنها کانالی است که بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی می‌تواند FDI را تحت‌تأثیر قرار دهد. در حالتی که شرکت ریسک گریز باشد، اثر بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مبهم خواهد بود (دال بیانکو و لون[6]، ۲۰۱۷: ۵). در حالتی که هدف از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی جستجوی بازار باشد، شرکت سرمایه‌گذار در کشوری غیر از کشور خودی

1. Lin Ching et al. (2006)
2. The Option Value of Investment Flexibility
3. Kolstad & Goldberg (1995)
4. Dixit (1989)
5. Value Option of Investment Flexibility
6. Dal Bianco & Loan (2017)

شعبه‌هایی را ایجاد کرده و در آنجا محصول خود را تولید و در همان کشور به فروش می‌رساند. در این حالت افزایش بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی بر فعالیت FDI شرکت در هر دو حالت ریسک گریز و بی‌تفاوت نسبت به ریسک، اثر منفی دارد. دلیل این امر این است که هرچه بی‌ثباتی نرخ ارز بیشتر باشد سود شرکت بیشتر در معرض ریسک نرخ ارز واقعی قرار خواهد گرفت و در نتیجه باعث کاهش FDI خواهد شد. خلاصهٔ تحلیل‌های فوق در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۱. انواع حالت‌های تأثیرگذاری بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

نوع FDI	FDI جانشین صادرات		FDI جستجو کنندهٔ بازار	
وضعیت ریسک‌گریزی شرکت	بی‌تفاوت نسبت به ریسک	ریسک گریزی	بی‌تفاوت نسبت به ریسک	ریسک گریزی
اثر بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی	منفی	مبهم	منفی	منفی

مأخذ: (دال بیانکو و لون، ۲۰۱۷: ۷)

کیوتا و اوراتا[1] (۲۰۱۴: ۲۸) معتقدند که اگر چه نرخ ارز انعطاف پذیر یکی از مهم‌ترین عوامل برای بهبود وضعیت جریانات مالی بین‌المللی است، با این حال، بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز مانعی برای جذب FDI به شمار می‌رود، زیرا بی‌ثباتی بیشتر موجب بروز نااطمینانی و ریسک بیشتر سرمایه‌گذاران بالقوه می‌شود. این ویژگی‌ها باعث شده است که سرمایه‌گذاران در شرایط داشتن سود برابر، حالت بی‌ثباتی کمتر نرخ ارز را به بی‌ثباتی بیشتر ترجیح دهند.

از دیگر عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، اندازه و مقیاس بازار است. به‌طوری که اقتصادهای با مقیاس بزرگ‌تر، شرایط بهتری را برای سرمایه‌گذاران خارجی فراهم می‌کند. زیرا در این صورت از فناوری خود با بهره‌وری بیشتر استفاده می‌نماید. یکی از شاخص‌های مورد استفاده در تحقیقات تجربی برای نشان دادن اندازه یک اقتصاد، تولید ناخالص داخلی است که فرض می‌شود اثر مثبتی بر جریان ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد (توماس[2]، ۱۹۹۹: ۱۵). نرخ واقعی ارز یکی دیگر از عوامل تعیین کننده در محاسبه سودآوری و کارایی پروژه‌های سرمایه‌گذاری است و این موضوع می‌تواند کل فرایند سرمایه‌گذاری و انتقال وجوه سرمایه به داخل اقتصاد کشورهای در حال توسعه را تحت الشعاع قرار دهد (گلدبرگ[3]، ۱۹۹۰: ۹).

مشاهدات تجربی نشان می‌دهد که بین نرخ واقعی ارز و FDI رابطه معناداری برقرار است. در کشورهای در حال توسعه، حساسیت واردات نسبت به نرخ واقعی ارز بیش از حساسیت صادرات به آن است. همچنین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق کانال‌های متعددی تحت‌تأثیر نرخ واقعی ارز قرار می‌گیرد. در کشورهای در حال توسعه مهم‌ترین کانال، کاهش ارزش واقعی پول داخلی است، که باعث تقلیل هزینه‌های نیروی کار داخلی و دیگر عوامل تولید نسبت به تولید در خارج می‌شود. در واقع انتظار می‌رود که بین نرخ واقعی ارز و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یک همبستگی مثبت وجود داشته باشد. همچنین نرخ واقعی ارز از کانال بازار سرمایه بر FDI اثر می‌گذارد؛ در این حالت کاهش واقعی ارزش پول داخلی باعث افزایش ثروت نسبی سرمایه‌گذاران خارجی نسبت به سرمایه‌گذاران داخلی می‌شود و در نتیجه FDI افزایش می‌یابد (فروت و استین[4]، ۱۹۸۹: ۱۵). البته شایان ذکر است که تمامی این توضیحات با فرض وجود ثبات و عدم وجود ریسک کشوری می‌باشد. در غیر این صورت هیچ‌کدام از نتایج قابل استناد نخواهد بود. از سوی دیگر نوسانات و بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز وابسته به اتخاذ نظام‌های ارزی است. در صورتی که نظام ارزی، تثبیت شده باشد، انتظار بر این است که به دلیل کاهش بی‌ثباتی و فراریت نرخ واقعی ارز، محیط مساعدتر و مناسب‌تری برای تولید، تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ایجاد شود. علاوه بر این، با اتخاذ نظام‌های ارزی شناور مستقل، بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز افزایش یافته و در نتیجه آن حجم تجارت، تولید و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کاهش می‌یابد (سعادت و همکاران، ۱۳۹۵: ۵۹۷).

با عنایت به مطالب فوق می‌توان استدلال نمود که بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز وابسته به ترتیبات و نظام‌های ارزی کشورها بوده و در مدل‌سازی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باید به محیط‌های ایجادکننده بی‌ثباتی در وضعیت بی‌ثباتی زیاد و اندک توجه شود.

علاوه بر تأثیرگذاری نرخ واقعی ارز، بی‌ثباتی آن و اندازه

1. Kiota & Urata (2014)
2. Tomas (1999)
3. Goldberg (1990)
4. Froot & Stien (1989)

بازار بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، درجه بازبودن تجارت که به صورت نسبت تجارت به تولید ناخالص داخلی حقیقی تعریف می‌شود، بر جریان سرمایه‌های خارجی تأثیرگذار است. با افزایش میزان صادرات و واردات انتظار بر این است که بده-بستان بین کشور میزبان و کشورهای خارج در خصوص جذب سرمایه به داخل افزایش یافته و در نتیجه آن ظرفیت تولید و رشد اقتصادی افزایش یابد.

جمع‌بندی مبانی نظری عوامل مؤثر بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیانگر این است که نرخ واقعی ارز، بی‌ثباتی آن، اندازه بازار و درجه بازبودن تجارت از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه و از جمله ایران محسوب می‌شوند.

۲-۲- پیشینه تحقیق

در زمینه بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مطالعات متعددی در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه انجام شده است. در این بخش به برخی از مهم‌ترین این مطالعات با تأکید بر تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و نظام‌های ارزی پرداخته می‌شود.

بروزوسکی[1] با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی برای دوره ۱۹۹۸-۱۹۹۴، به بررسی عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌های خارجی در کشورهای اروپای شرقی پرداخته است. در این تحقیق متغیرهای تولید ناخالص داخلی رابطه مثبت و بی‌معنی، تولید ناخالص داخلی سرانه رابطه مثبت و معنی‌دار، شاخص بی‌ثباتی نرخ ارز اسمی رابطهٔ منفی و معنی‌دار، تعداد خطوط تلفن رابطهٔ مثبت و معنی‌دار، تورم رابطه منفی و معنی‌دار و توازن مالی دولت رابطهٔ مثبت و بی‌معنی با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند (بروزوسکی، ۲۰۰۳: ۲۶-۱).

بارل و همکاران[2] با به کارگیری تکنیک داده‌های تابلویی، تأثیر نااطمینانی نرخ واقعی ارز را بر سرمایه‌گذاری شرکت‌های آمریکایی در اروپا طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۸۲ مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که افزایش بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز رابطه منفی با سرمایه‌گذاری مستقیم شرکت‌های آمریکایی در اروپا دارد (بارل و همکاران، ۲۰۰۴: ۶۰۷-۵۸۱).

هارا و رازافیماهفا[3] به بررسی عوامل تعیین کننده FDI در ژاپن پرداخته‌اند. در این مطالعه که با روش حداقل مربعات معمولی و برای دوره ۲۰۰۱-۱۹۸۰ انجام گرفته است متغیرهایی همانند اندازه بازار، بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، نرخ تورم، قیمت زمین و مقررات‌زدایی (به عنوان متغیر دامی) از عوامل مهم تعیین کننده FDI قلمداد شده‌اند؛ در حالی که ضریب متغیر نرخ واقعی ارز معنی‌دار نبوده است (هارا و رازافیماهفا، ۲۰۰۵: ۳۴-۲۱).

مانوپ و هولگر[4] با بهره‌گیری از تکنیک داده‌های تابلویی برای ۱۶ کشور منتخب آسیا، آفریقا و آمریکای لاتین طی دوره ۲۰۰۲-۱۹۹۰، به بررسی رابطهٔ سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نرخ واقعی ارز پرداخته‌اند. نتایج حاصله حاکی از آن است که اثر متغیرهای نرخ واقعی ارز و رشد GDP بر FDI مثبت بوده و اثر متغیرهای تورم، بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و نرخ ارز انتظاری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی منفی می‌باشد (مانوپ و هولگر، ۲۰۰۷: ۵۹-۴۲).

گلدبرگ[5] به بررسی ارتباط میان نرخ واقعی ارز و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۵۵ کشور در بازه زمانی ۱۹۹۷-۱۹۸۰ به روش داده‌های تابلویی پرداخته و بیان می‌دارد که بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز موجب می‌شود که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این گروه از کشورها کاهش یابد (گلدبرگ، ۲۰۰۸: ۲۳۰-۲۲۴).

چانگ[6] در مطالعه‌ای که در مورد سرمایه‌گذاری شرکت‌های تایوانی در چین انجام داده‌اند به این نتیجه رسیده‌اند که بی‌ثباتی نرخ ارز باعث کاهش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با هدف جستجوی بازار می‌شود ولی در مورد FDI جانشین صادرات، علامت متغیر بی‌ثباتی نرخ ارز بستگی به درجه ریسک‌گریزی شرکت‌ها دارد (چانگ، ۲۰۰۹: ۱۶۶۱-۱۶۴۷).

آنیان وو[7] به این سؤال پاسخ می‌دهد که در کشورهای آفریقایی، چه عواملی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بازه ۲۰۰۸-۱۹۹۶ تأثیر دارند؟ بر این اساس، پس از برآورد مدل نتایج این مطالعه نشان می‌دهد اندازه بازار، داشتن سرمایه طبیعی، تأثیر مثبت و آزادسازی تجاری، افزایش توسعه مالی تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند (آنیان وو،

1. Brzozowski (2003)
2. Barrell et al. (2004)
3. Hara & Razafimahefa (2005)
4. Manop & Holger (2007)
5. Goldberg (2008)
6. Chiang et al. (2009)
7. Anyanwu (2012)

۲۰۱۲: ۴۶۲-۴۲۵).

جبری و همکاران[1] تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی را بر میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۷۰ بررسی نموده و به این نتیجه می‌رسند که در بلندمدت متغیرهای رشد اقتصادی و درجه بازبودن تجارت تأثیر مثبت و متغیرهای بی‌ثباتی اقتصادی و نرخ ارز تأثیر منفی و معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند (جبری و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۱۱۲-۱۱۰۳).

ساویو و تایکو[2] با استفاده از چندین مدل اقتصادسنجی برای ۵ کشور سوسیالیست اروپای مرکزی و شرقی (جمهوری چک، مجارستان، لهستان، رومانی و روسیه) در جهت بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه مستقیم خارجی با تأکید بر ریسک سیاسی پرداخته و بیان می‌کنند که از بین چند روش برآوردی برای این مسئله، الگوی غیرخطی مارکوف‌سوئیچینگ بهترین برازش و نتیجه را ارائه می‌دهد (ساویو و تایکو، ۲۰۱۴: ۲۶۰-۲۴۹).

اقبال و همکاران[3] در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشترین تأثیر را بر تولید ناخالص داخلی در اقتصاد صادرات کشور پاکستان دارد. به طور خلاصه، نتایج نشان می دهد که یک رابطه مثبت بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تولید ناخالص داخلی در پاکستان وجود دارد. اما، جریان سرمایه‌گذاری خارجی در پاکستان کافی نیست. نکته اصلی مطالعه این است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشترین تأثیر را در رژیم آزاد بودن تجارت دارد. همچنین به دلیل تأثیر سرمایه‌گذاری خارجی بر فرهنگ یک کشور، برآورد میزان منافع اقتصادی آن قابل محاسبه دقیق نیست (اقبال و همکاران، ۲۰۱۴: ۲۴۸-۲۳۴).

سولیمان و همکاران[4] به بررسی ارتباط میان نرخ واقعی ارز و سرمایه‌گذاری خارجی در کشورهای جنوب صحرای آفریقا به روش داده‌های تابلویی و روش تخمین حداقل مربعات دو مرحله‌ای پرداخته و به این نتیجه می‌رسند که نوسانات نرخ واقعی ارز باعث بی‌ثباتی زیادی در جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به این کشورها می‌شود. علاوه بر این، استفاده از نرخ ارز ثابت به عنوان انگیزه‌ای برای جذب جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، در صورتی که با بی‌ثباتی همراه باشد، نتیجه عکس نشان داده و باعث کاهش سرمایه‌گذاری می‌گردد (سولیمان و همکاران، ۲۰۱۵: ۲۲۶-۲۰۴).

خندار[5] در مطالعه‌ای تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را در دو کشور هند و چین طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۱ بررسی نموده است. نتایج این پژوهش دلالت بر این دارد که بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور هند بوده اما این تأثیرگذاری در مورد چین به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است (خندار، ۲۰۱۶: ۶۰۲-۵۹۹).

دال بیانکو و لون در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های تابلویی به بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و قیمت بر جریان سرمایه‌های خارجی در ۱۰ کشور آمریکای لاتین طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۰ پرداخته و نتیجه می‌گیرند افزایش بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و قرار گرفتن در نظام ارزی شناور و همچنین افزایش بی‌ثباتی قیمت‌های داخلی منجر به کاهش میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به این کشور می‌شود (دال بیانکو و لون، ۲۰۱۷: ۱۷-۱).

در زمینه مطالعات داخلی نیز از مهم‌ترین مطالعات می‌توان به مطالعه مهرآرا و اسدیان اشاره نمود که نتایج پژوهش نشان می‌دهند شاخص حکمرانی خوب، تولید ناخالص داخلی سرانه و زیرساخت‌ها اثر مثبت و معنی‌دار؛ و نرخ تورم اثر منفی و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند. در نهایت، شاخص حکمرانی خوب به اجزا آن یعنی حق اظهارنظر و پاسخگویی، ثبات سیاسی، اثر بخشی، کیفیت قوانین و مقررات، حاکمیت قانون و کنترل فساد تفکیک شد (مهرآرا و اسدیان، ۱۳۸۸: ۲۰-۱).

سحابی و همکاران در مطالعه دیگری به بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران با تأکید بر نوسانات نرخ ارز در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۶۰ به روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) پرداخته‌اند. بر اساس برخی از نتایج این مطالعه، نوسانات نرخ ارز بر FDI بی‌تأثیر بوده است. همچنین FDI با تورم، نرخ ارز با وقفه و موجودی سرمایه با وقفه رابطه معکوس و با شاخص حکمرانی خوب و نیروی انسانی رابطه مستقیم دارد. علاوه بر این

1. Jabri et al. (2013)
2. Savoiu & Taicu (2014)
3. Iqbal et al. (2014)
4. Suliman et al. (2015)
5. Khandere (2016)

همچنین وجود رابطه تعادلی بلندمدت برای FDI تأیید شده است (سحابی و همکاران، ۱۳۹۰: ۵۲-۲۷).

صمدی و همکاران تأثیر نااطمینانی نرخ ارز و نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای اسلامی عضو گروه دی هشت را طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۹۴ ارزیابی می‌نمایند. با در نظر گرفتن نتایج تخمین مدل، مشاهده می‌شود که متغیر نرخ ارز اثر معناداری بر مدل نداشته در حالی که متغیرهای نااطمینانی نرخ ارز و نااطمینانی تورم، سهم تجارت از GDP و وقفه دومFDI اثر معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند (صمدی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۷-۱).

کاظمی در مقاله‌ای تحت عنوان ریسک سیاسی و تأثیر آن بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی به این مسئله مهم می‌پردازد که شرکت‌های چند ملیتی در کشورهایی که ریسک سیاسی در آنها زیاد است و اغلب جزء کشورهای در حال توسعه هستند، سرمایه‌های خود را وارد نمی‌کنند و کشورهای مذکور از این جهت در مضیقه قرار می‌گیرند. از این‌رو، بیمه ریسک سیاسی می‌تواند به عنوان راه‌حلی برای این مشکل مطرح شود. البته در شرایط خاصی این راه‌حل نیز عمل نمی‌کند؛ مانند زمانی که ریسک به قدری بالا است که هیچ شرکت بیمه‌ای جرأت بیمه فعالیت را ندارد یا آن را با حق بیمه گزافی بیمه می‌کند (کاظمی، ۱۳۹۳: ۲۰-۱).

شریفی‌رنانی و همکاران با بهره‌گیری از رهیافت الگوی خودرگرسیونی تحت شرایط ناهمسانی واریانس و روش هم‌انباشتگی یوهانسن- یوسیلیوس به بررسی اثر نوسانات نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۹ پرداخته و نتیجه می‌گیرند متغیرهای نرخ ارز، اندازه بازار و درجه بازبودن تجارت تأثیر مثبت و نوسانات نرخ ارز و قیمت جهانی نفت تأثیر منفی و معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران دارند (شریفی‌رنانی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۷۸-۱۵۲).

خطابی و همکاران با استفاده از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای در داده‌های تابلویی به بررسی عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ۱۱ کشور منتخب منطقه منا طی سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۲ می‌پردازند. یافته‌های تجربی مطالعه نشان می‌دهد در کشورهایی که دارای نظام ارزی تثبیت شده هستند، میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتر بوده و متغیرهای درجه بازبودن تجارت و رشد تولید تأثیر مثبت و نرخ تورم تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این قبیل کشورها داشته است (خطابی و همکاران، ۱۳۹۶: ۷۵-۶۳).

در جمع‌بندی مطالعات انجام شده و به ویژه مطالعات داخلی می‌توان بیان کرد که تاکنون در این مطالعات به بررسی چگونگی تأثیرگذاری بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز با لحاظ محیط‌های بی‌ثباتی زیاد و کم بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با استفاده از رهیافت غیرخطی الگوی چرخش مارکوف پرداخته نشده است. از این‌رو وجه تمایز این مطالعه با تحقیقات پیشین مدل‌سازی غیرخطی تأثیر محیط‌های بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران می‌باشد.

۳- تصریح مدل تجربی تحقیق

با توجه به مبانی نظری و پیشینه تجربی تحقیق و با الهام از مطالعات ساووی و تایکو (۲۰۱۴) و سوتیل[1] (۲۰۱۳) به منظور بررسی تأثیر بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در محیط‌های با بی‌ثباتی زیاد و اندک، مدل تجربی به صورت زیر تصریح می‌شود:

(۱)

$$FDI=F\ [VOLRER, RGDP, RER, TO]$$

که در آن، FDI، خالص جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر حسب میلیون دلار VOLRER شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز که بر اساس مدل GARCH برآورد می‌شود، RGDP تولید ناخالص داخلی حقیقی به قیمت سال پایه ۱۳۹۰ به عنوان متغیر جایگزین برای اندازه بازار سرانه، RER نرخ واقعی ارز که از حاصلضرب نرخ ارز اسمی بازار آزاد در نسبت شاخص بهای کالاهای تولیدی آمریکا و شاخص قیمت مصرفی ایران محاسبه شده و TO مبین نسبت ارزش صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی حقیقی بوده که به عنوان درجه بازبودن تجارت در نظر گرفته شده است.

شایان ذکر است که آمار و اطلاعات متغیرهای تحقیق از سایت بانک اطلاعات سری‌های زمانی و شاخص‌های توسعه بانک جهانی برای سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۵۳ استخراج شده و بر اساس گزارش بانک مرکزی، آمار متغیرها برای سال ۱۳۹۵ مقدماتی می‌باشد. همچنین برای تخمین مدل به روش الگوی

1. Sottile (2013)

چرخشی مارکوف و آزمون ریشه واحد غیرخطی در داده‌های سری زمانی به ترتیب از نرم‌افزار Ox-metrics و MATLAB استفاده شده است.

٤- معرفی روش تحقیق

مدل مارکوف‌سوئیچینگ توسط همیلتون[1] (۱۹۸۹: ۳۸۲)، برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شد. به طور کلی، در مدل‌های غیرخطی فرض بر این است که رفتار متغیری که مدل سازی روی آن انجام می‌گیرد در وضعیت‌های مختلف متفاوت بوده و تغییر می‌کند. مدل‌های غیرخطی از لحاظ سرعت تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به دو گروه عمده تقسیم می‌شوند: در برخی از مدل‌های غیرخطی، تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به صورت ملایم و آهسته[2] انجام می‌گیرد (مانند مدل‌های STAR[3] و شبکه مصنوعی ANN[4])، در گروه دیگر از مدل‌های غیرخطی این انتقال به سرعت[5] انجام می‌گیرد که مدل مارکوف‌سوئیچینگ از این مدل‌ها می‌باشد (اندرس[6]، ۲۰۰۴: ۲۲۴).

یکی از مزایای این روش نسبت به روش‌های دیگر تفکیک درون‌زایی مشاهدات یک متغیر و نیز تفکیک درون‌زایی روابط بین مشاهدات متغیرها می‌باشد و از این حیث، روش مارکوف‌سوئیچینگ کاملاً متفاوت از مدل‌های مبتنی بر شکست ساختاری و متغیرهای مجازی است. در مدل‌های مبتنی بر شکست ساختاری، سال‌های شکست ساختاری در متغیرهای سری زمانی به صورت برون‌زا یا درون‌زا بدون توجه به احتمالات تعیین می‌شود، این در حالی است که در مدل مارکوف‌سوئیچینگ به منظور تفکیک متغیرهای سری زمانی یا روابط بین متغیرها به دو یا چند رژیم، از احتمالات استفاده می‌شود و احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر محاسبه می‌شود. لیکن در بحث شکست ساختاری چنین مباحثی موضوعیت ندارد و امکان پیش‌بینی انتقال از یک وضعیت به وضعیت دیگر نامعلوم است. همچنین در مدل‌های مبتنی بر شکست ساختاری امکان پیش‌بینی تغییرات متغیرها وجود ندارد، لیکن در مدل مارکوف‌سوئیچینگ امکان پیش‌بینی تغییرات متغیرها از یک رژیم به رژیم دیگر وجود دارد (اسدی و اسماعیلی، ۱۳۹۲: ۹۶).

حالت اصلی مدل مارکوف‌سوئیچینگ که توسط همیلتون مطرح شده برای میانگین متغیرها می‌باشد. این حالت و همچنین حالت‌های دیگر مدل فوق به طور گسترده برای بررسی متغیرهای اقتصادی و مالی استفاده شده است. از سوی دیگر با توجه به این‌که در این مدل‌ها سری زمانی مورد بررسی (y_t) در طی زمان توأم با تغییرات در وضعیت (رژیم) است، در آن صورت فرض ثابت بودن پارامترها در مدل‌های VAR موجه نبوده و از مدل‌های MS-VAR می‌توان به عنوان یک جایگزین مناسب استفاده نمود. ایده اصلی این روش این است که پارامترهای مدل فوق به متغیر وضعیت (S_t) بستگی دارند، در عین حال S_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. برای این منظور همیلتون (۱۹۸۹) نشان داد، در مدل‌های MS-VAR، سری زمانی y_t به شکل نرمال با میانگین μ_i در هر رژیم و با احتمال P توزیع شده است. بنابراین مدل MS-VAR در حالتی که شامل سه رژیم و p وقفه باشد به شکل MS(3)- VAR(p) تعریف می‌شود:

(۲)

$$y_t = \mu(S_t) + [\sum a_i (y_{t-i} - \mu(S_{t-i})] + u_t$$
$$u_t|S_t \sim NID(0,\sigma^2) , S_t = 1,2,3$$

مدل کامل MS-VAR در معادله (۲) که امکان وابسته بودن میانگین و واریانس به رژیم‌ها (سه رژیم) وجود دارد به شکل MSMH(3)- VAR(p) قابل بیان است:

(۳)

$$Y_t - \mu(S_t) = A_1(S_t)(Y_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \ldots +$$
$$A_p(S_t)(Y_{t-p} - \mu(S_{t-p})) + \varepsilon_t$$

به طوری‌که در آن، $(Y_t = Y_{1t}, \ldots, Y_{nt})$ بردار سری زمانی، μ بردار میانگین، $(A_1, \ldots, A_p)$ بردار پارامترهای مدل و ε_t بردار نوفه سفید[7] که دارای توزیع $\varepsilon_t|S_t \sim NID(0,\sum(S_t))$ است (کرولزیگ[8]، ۱۹۹۷: ۵۲).

در کارهای تجربی می‌توان مدل را طوری تغییر داد که فقط برخی از پارامترها به رژیم بستگی داشته باشند و سایر

1. Hamilton (1989)
2. Smooth Transition or Gradual Switching
3. Smooth Transition Autoregressive
4. Artificial Neural Network
5. Sudden Switching
6. Enders (2004)
7. White Noise
8. Krolzig (1997)

پارامترها با تغییر رژیم عوض نشوند. در ادبیات مربوط به مدل‌های MS، برای نشان دادن میانگین از علامت μ، برای عرض از مبدأ، از علامت a، پارامترهای خودهمبستگی از A و برای واریانس از H استفاده می‌شود. با ترکیب حالت‌های فوق می‌توان مدل‌های جزئی‌تری را به دست آورد که در آن، امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود دارد. جدول (۲) خلاصه حالت‌های مختلف مدل مارکوف‌سوئیچینگ را نشان می‌دهد.

جدول ۲. خلاصه حالت‌های مختلف مدل‌های MS-VAR

		MSM		MSI	
		μ متغیر	μ ثابت	متغیر C	ثابت C
A_i ثابت	σ^2 ثابت	MSM[2]-AR	خطیAR	MSI[1]	خطیAR
A_i متغیر	σ^2 متغیر	MSMH[4]-AR	MSH-AR	MSIH[3]-AR	MHA-AR
	σ^2 ثابت	MSMA-AR	MSA-AR	MSIA[5]-AR	MSA-AR
	σ^2 متغیر	MSMAH[7]-AR	MSAH-AR	MSIAH[6]-AR	MSAH-AR

مأخذ: (کرولزیگ، ۱۹۹۷: ۴۸)

۵- نتایج تجربی تحقیق

در این بخش به ارائه نتایج تخمین مدل تجربی تحقیق پرداخته می‌شود. اولین مرحله در برآورد مدل به روش الگوی غیرخطی چرخش مارکوف، آزمون غیرخطی بودن ارتباط بین بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. برای این منظور در این مطالعه از آماره آزمون نسبت راستنمایی استفاده که در آن فرضیه صفر دلالت بر ارتباط خطی بین متغیرهای مدل و فرضیه مقابل بیانگر وجود ارتباط غیرخطی در بین متغیرها می‌باشد. نتایج آزمون در جدول (۳) گزارش شده است.

نتایج آزمون نسبت راستنمایی نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر رابطه غیرخطی بین متغیرهای مدل در سطح معنی‌دار ۱، ۵ و ۱۰ درصد رد شده و به همین دلیل می‌توان از الگوی غیرخطی چرخش مارکوف استفاده نمود. شایان ذکر است که در این آزمون درجه آزادی برابر با تعداد متغیرهای توضیحی مدل است که در این پژوهش تعداد متغیرهای توضیحی برابر با ۴ متغیر می‌باشد. در ادامه و قبل از برآورد مدل تجربی لازم است مرتبه پایایی متغیرهای وابسته و توضیحی مشخص شود.

جدول ۳. نتایج آزمون غیرخطی بودن ارتباط بین بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

مقدار آماره آزمون نسبت راستنمایی	درجه آزادی	ارزش احتمال (Prob)
۳۲/۰۹	۴	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه آزمون‌های ریشه واحد کلاسیک همانند ADF، PP، DF-GLS و KPSS برای آزمون ریشه واحد متغیرها زمانی که روابط خطی بین آنها برقرار باشد، طراحی شده‌اند، از این‌رو استفاده از این آزمون‌ها برای مدل‌های غیرخطی دارای تورش بوده و ممکن است نتایج گمراه‌کننده‌ای در خصوص مرتبه پایایی متغیرها به همراه داشته باشد. از این‌رو برای اجتناب از این امر، دیکی و فولر با بهره‌گیری از تقریب غیرخطی سری فوریه، آزمون FDF را پیشنهاد می‌کنند که برای هر سری زمانی به صورت معادله زیر می‌باشد:

(۴)

$$\Delta yt = \rho\ yt\text{-}1 + c1 + c2\ t + c3 \sin(2\pi kt/T) + c4 \cos(2\pi kt/T) + et$$

در معادله فوق، برای آزمون پایایی سری زمانی yt لازم است فرضیه $\rho=0$ و نیز $c3 = c4 = 0$ آزمون شده و در صورت رد این فرضیه از آزمون تقریب فوریه دیکی- فولر استفاده شود. شایان ذکر است که به ازای تعداد مشاهدات مختلف (T) و نیز مقدار وقفه بهینه (k) مقدار بحرانی توسط اشمیت[8]، فیلیپس[9] (۱۹۹۲: ۲۶۴)، امسلر و لی[10] (۱۹۹۵: ۳۶۲) ارائه شده و در صورت بزرگ‌تر بودن قدرمطلق مقدار آماره F از مقدار بحرانی جدول، از آزمون غیرخطی تقریب سری فوریه دیکی- فولر استفاده می‌شود.

1. Markov Switching Intercept Autoregressive
2. Markov Switching Mean
3. Markov Switching Intercept Heteroskedastic
4. Markov Switching Mean Heteroskedastic
5. Markov Switching Intercept Autoregressive
6. Markov Switching Intercept Autoregressive Heteroskedastic
7. Markov Switching Mean Autoregressive Heteroskedastic
8. Schmit
9. Philips (1992)
10. Amsler & Lee (1995)

جدول ۴. نتایج آزمون ریشه واحد تقریب فوریه دیکی- فولر (FDF)

متغیر	مقدار آماره F	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	مقدار وقفه بهینه (k)	نتیجه آزمون
FDI	-۵/۵۱	-۵/۳۹	۱	پایا با یک مرتبه تفاضل‌گیری
VOLRER	-۸/۵۴	-۵/۳۹	۱	پایا با یک مرتبه تفاضل‌گیری
RGDP	-۱۳/۴	-۵/۳۹	۱	پایا با یک مرتبه تفاضل‌گیری
RER	-۱۱/۳۳	-۵/۳۹	۱	پایا با یک مرتبه تفاضل‌گیری
TO	-۹/۷۲	-۵/۳۹	۱	پایا با یک مرتبه تفاضل‌گیری

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون پایایی متغیرهای تحقیق با بهره‌گیری از مقایسه مقدار آماره فیشر و مقدار بحرانی جدول بیانگر رد فرضیه صفر در سطح معنی‌دار ۵ درصد بوده و به همین دلیل متغیرهای تحقیق با یک مرتبه تفاضل‌گیری پایا می‌باشند. علاوه بر این، به دلیل بزرگ‌تر بودن قدرمطلق مقدار آماره آزمون از مقدار بحرانی جدول، می‌توان از تقریب فوریه دیکی- فولر به عنوان آزمون غیرخطی برای بررسی پایایی متغیرهای تحقیق استفاده نمود.

در ادامه لازم است ابتدا بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز به روش الگوی خودرگرسیونی تعمیم یافته تحت شرایط ناهمسانی واریانس برآورد شده و سپس تأثیر این متغیر در دو نظام با بی‌ثباتی زیاد و اندک که به صورت درون‌زا در الگوی چرخشی مارکوف تعیین می‌شود، بر خالص جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی آزمون شود. مناسب‌ترین مدل برای استخراج شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر اساس الگوی GARCH و معیار اطلاعاتی شوارتز- بیزین به دلیل حجم نمونه کمتر از ۱۰۰ مشاهده، GARCH(1,1) بوده که تخمین معادله واریانس شرطی جملات اختلال به صورت جدول زیر می‌باشد.

نتایج تخمین الگوی خودرگرسیونی تعمیم یافته تحت شرایط ناهمسانی واریانس نشان می‌دهد که ضرایب مربوط به مقادیر مجذور وقفه‌دار جملات اختلال و واریانس شرطی هر دو مثبت و معنی‌دار بوده است. همچنین مجموع ضرایب $e2_{t-1}$ و h_{t-1} برابر با ۰/۹۴ بوده و کمتر از یک می‌باشد. به بیان دیگر شرط پایایی ضعیف معادله واریانس شرطی جملات اختلال معادله میانگین تأمین می‌شود.

جدول ۵. نتایج تخمین بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر اساس مدل GARCH(1,1)

متغیر	ضریب	مقدار آماره t	ارزش احتمال (Prob)
C	۰/۰۰۲	۱/۳۵	۰/۱۹
e^2_{t-1}	۰/۳۱	۵/۷۴	۰/۰۰۰
ht_{-1}	۰/۶۳	۳/۵۹	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از استخراج شاخص بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز لازم است در الگوی چرخش مارکوف این متغیر به عنوان متغیر تغییر وضعیت در دو نظام بی‌ثباتی لحاظ شود. تعیین تعداد نظام‌های بی‌ثباتی بر اساس معیارهای اطلاعاتی همانند شوارتز-بیزین، آکائیک و حنان- کوئین و آزمون نسبت راستنمایی صورت می‌گیرد. در این مطالعه به دلیل کمتر از ۱۰۰ بودن تعداد مشاهدات از معیار اطلاعاتی شوارتز-بیزین برای تعیین تعداد نظام‌های بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز استفاده شده که بر این اساس، تعداد نظام بهینه بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز دو تعیین می‌شود. البته، برای تعیین تعداد رژیم بهینه در مدل چرخشی مارکوف و با توجه به وجود پارامترهای مزاحم در فرضیه صفر، آزمون LR دارای توزیع استاندارد نخواهد بود که این امر سبب می‌شود تا نتوان از این آزمون برای تعیین رژیم بهینه استفاده کرد (کرولزیگ، ۱۹۹۷: ۴۴). آنگ و بکارت[1] (۱۹۹۸: ۱۶۹) نشان دادند که در موارد خاصی می‌توان توزیع مجانبی آماره LR بین رژیم‌ها را با استفاده از توزیع کای دو تقریب زد، به طوری که درجه آزادی این توزیع برابر تعداد پارامترهای مزاحم به علاوه تعداد محدودیت‌های خطی اعمال شده می‌باشد. در مواردی که تعداد مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در پارامترها به اندازه کافی بزرگ است، استفاده از معیار آکائیک تعداد مناسب نظام را تعیین می‌کند. پس از تعیین تعداد نظام‌های بهینه بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، لازم است با استفاده از الگوی چرخش مارکوف مدل غیرخطی برآورد شود. نتایج برآورد مدل در جدول زیر ارائه شده است:

1. Ang & Bekaert (1998)

جدول ۶. نتایج تخمین مدل به روش غیرخطی الگوی چرخش مارکوف

نام متغیر	ضریب	مقدار آماره t	ارزش احتمال (Prob)
C	-۰/۴۷	-۰۰/۲۱	۰/۸۳
RERVOL(0)	-۰/۸۵	-۱۶/۹	۰/۰۰۰
RERVOL(1)	-۰/۶۲	-۱۲/۷	۰/۰۰۰
RGDP	۰/۸۳	۱۹/۵	۰/۰۰۰
RER	۱/۰۴	۲۴/۸	۰/۰۰۰
TO	۰/۰۹	۲۲/۵	۰/۰۰۰
σ_0	۰/۳۲	۹/۰۵	۰/۰۰۰
معیار اطلاعاتی آکائیک	۱/۳۹		
مقدار آماره آزمون نسبت راستنمایی	۳۲/۰۸		
مقدار آماره لگاریتم راستنمایی	-۲۲/۹۲		
تعداد مشاهدات	۴۳		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد ضریب بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز در نظام صفر برابر با ۰/۸۵- و در نظام یک در حدود ۰/۶۲- می‌باشد. از آنجا که به لحاظ جبری ضریب بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز در نظام صفر کمتر از نظام یک است، از این‌رو این نظام به عنوان رژیم بی‌ثباتی اندک و نظام یک به عنوان رژیم با بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز زیاد تلقی می‌شود. دلیل منفی بودن ضرایب در دو رژیم، تأثیر معکوس بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است که با مبانی نظری بحث سازگار است. علاوه بر این، متغیرهای نرخ واقعی ارز، تولید ناخالص داخلی حقیقی و درجه بازبودن تجارت دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هستند که نشان می‌دهد با افزایش نرخ واقعی ارز، در حدود ۱/۰۴ واحد میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی افزایش می‌یابد. همچنین با افزایش یک واحدی تولید ناخالص داخلی حقیقی به عنوان متغیر جایگزین اندازه بازار، در حدود ۰/۸۳ واحد میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی افزایش یافته و در نهایت با افزایش یک واحدی درجه بازبودن تجارت، خالص جریان ورودی سرمایه‌های خارجی ۰/۰۹ واحد افزایش می‌یابد. پس از تخمین ضرایب در الگوی غیرخطی، لازم است احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر مشخص شود. نتایج احتمال انتقالات از رژیم صفر به رژیم صفر (P_{00}) و نیز از رژیم یک به صفر و بالعکس در جدول زیر بیان شده است:

جدول ۷. ماتریس احتمال انتقال رژیم بین دو وضعیت بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز

نوع رژیم	رژیم صفر	رژیم یک
رژیم صفر	۰/۹۳	۰/۸۹
رژیم یک	/۰۷	/۳۵۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که احتمال ماندگاری و دوام نظام صفر (نظام با بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز پایین) در مقایسه با ماندگاری بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز زیاد بیشتر بوده و احتمال انتقال از محیط بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز کم به زیاد حدود ۰/۰۷ و ماندگاری نظام بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز کم برابر با ۰/۹۳ می‌باشد. پس از تخمین ماتریس احتمال انتقال بین رژیم‌های بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز، لازم است سال‌های قرارگیری در هر یک از وضعیت‌های بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز مشخص شود. نتایج در جدول (۸) گزارش شده است.

نتایج استخراج جدول (۸) نشان می‌دهد که از بین ۴۳ سال مورد بررسی (۱۳۹۵-۱۳۵۳)، ۳۲ سال در نظام با محیط بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز پایین و ۱۱ سال در محیط بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز زیاد قرار داشته است. همچنین سال ۱۳۹۵، وضعیت قرارگیری بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز در رژیم بی‌ثباتی زیاد بوده است. در بخش پایانی نتایج برآورد مدل، لازم است آزمون‌های تشخیص جملات اختلال الگوی برآورد شده ارائه شود. نتایج به صورت جدول (۹) می‌باشد.

نتایج جدول (۹) دلالت بر عدم رد فرضیه‌های مربوط به نرمال بودن توزیع جملات اختلال، عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول و نیز عدم وجود ناهمسانی واریانس بین جملات اختلال دارد. بنابراین بر این اساس، جملات اختلال الگوی غیرخطی برآوردشده ویژگی‌های کلاسیک معادله رگرسیون را تأمین می‌کنند.

نمودار (۱) احتمال قرار گرفتن هر یک از سال‌های مورد مطالعه در هر یک از دو رژیم را نشان می‌دهد. همان‌طور که این نمودار نیز نشان می‌دهد مجموع احتمالات رژیم صفر و یک در هر سال برابر یک می‌باشد. ناحیه‌های پررنگ در نمودار نیز نشان‌دهنده طبقه‌بندی سال‌ها بین دو رژیم می‌باشد. در نمودار اول خطوط قرمز رنگ روند سرمایه‌گذاری مستقیم

خارجی در ایران را نمایش داده و خطوط آبی رنگ بیان کننده برآورد مدل در طی سال‌های مورد مطالعه می‌باشد و آنچه که مشخص است، مدل به خوبی برآورد گردیده است.

نمودار (۱) نشان می‌دهد که خطای برآورد الگوی غیرخطی چرخش مارکوف نسبتاً کم بوده و مقدار واقعی بر مقدار برازش شده تقریباً منطبق است. همچنین تعداد ۳۲ سال (۱۳۸۲-۱۳۵۳) و (۱۳۹۴-۱۳۹۳) در نظام با بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز پایین و ۱۱ سال (۱۳۹۲-۱۳۸۳) و (۱۳۹۵) در نظام مربوط به بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بالا قرار دارند. بنابراین میانگین سال‌های قرارگیری در نظام بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز پایین در حدود ۷۵ درصد و برای بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز زیاد ۲۵ درصد می‌باشد.

جدول ۸. ویژگی رژیم‌های بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز

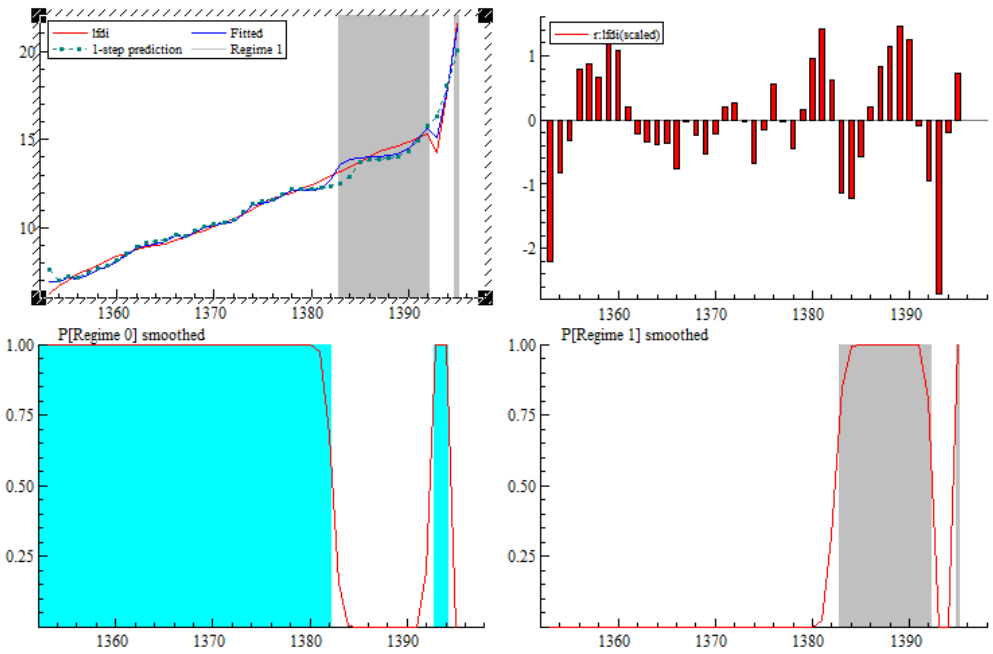
نوع رژیم	تعداد مشاهدات قرار گرفته در هر رژیم	دوره زمانی	میانگین دوره قرار گرفتن در رژیم مورد نظر
رژیم صفر	۳۲	۱۳۸۲ – ۱۳۵۳ ۱۳۹۳-۱۳۹۴	۷۴/۴۲
رژیم یک	۱۱	۱۳۹۲ – ۱۳۸۳ ۱۳۹۵ – ۱۳۹۵	۲۵/۵۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۹. نتایج آزمون‌های تشخیص جملات اختلال

نام آزمون	مقدار آماره آزمون	ارزش احتمال (Prob)	نتیجه
آزمون خودهمبستگی مرتبه اول	۱/۳۱	۰/۱۵	عدم رد فرضیه عدم خودهمبستگی مرتبه اول
آزمون ناهمسانی واریانس	۰/۰۹	۰/۷۵	عدم رد فرضیه همسانی واریانس
آزمون نرمال بودن جملات اختلال	۴/۲۹	۰/۱۱	عدم رد فرضیه نرمال بودن توزیع جملات اختلال

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۱. احتمال قرار گرفتن هر سال در دو رژیم استخراج شده

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٦- بحث و نتیجه‌گیری

از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی کشورها و بخصوص کشورهای در حال توسعه، فراهم آوردن سرمایه و به‌ویژه سرمایه‌های خارجی، به منظور تأمین مالی طرح‌های سرمایه‌گذاری است. بسیاری از کشورهای جهان به واسطه کافی نبودن منابع داخلی برای سرمایه‌گذاری، تمایل شدید به جذب سرمایه‌های خارجی دارند و سرمایه‌گذاران خارجی نیز به منظور کسب سود و بازده بیشتر متمایل به سرمایه‌گذاری در سایر کشورها شده‌اند. مطالعه حاضر به بررسی ارتباط میان ریسک کشوری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۳ می‌پردازد. برای این منظور، تجزیه و تحلیل‌های سری زمانی در چارچوب الگوی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ به کار گرفته شدند. یکی از مزیت‌های اصلی مدل‌های مارکوف‌سوئیچینگ قابلیت لحاظ کردن تغییر در نحوه ارتباط بین متغیرها با ایجاد رژیم‌های متفاوت بوده و می‌تواند چگونگی ارتباط بین متغیرها را در رژیم‌های مختلف نشان دهد. اساس این روش مبتنی بر مدل‌های AR می‌باشد، منتها پارامترها بستگی به زمان داشته و می‌توانند در رژیم‌های متفاوت ثابت نباشند، بدین صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیافتند. از این‌رو مزیت این روش در انعطاف‌پذیری آن می‌باشد. بنابراین، این مدل‌ها از دقت بیشتری نسبت به مدل‌های خطی AR برخوردارند. در این راستا رابطه میان بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با استفاده از ضرایب مدل‌های (MS) در رژیم‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفت و بر اساس نتایج آماره آزمون‌های LR و معیار اطلاعاتی (SBC)، مدل MSCH(2)-AR(2) بعنوان مدل بهینه تحقیق حاضر انتخاب شد.

با توجه به نتایج به دست آمده در این مطالعه بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز در رژیم صفر دارای تأثیر کمتری بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بوده در حالی‌که ضریب آن برای رژیم یک (بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بالا) کمتر می‌باشد. از سوی دیگر متفاوت بودن ضریب بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز در دو رژیم بیانگر اثر نامتقارن بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در دو وضعیت بی‌ثباتی کم و زیاد می‌باشد. همچنین تولید ناخالص داخلی حقیقی به عنوان شاخصی برای اندازه بازار، تأثیر مثبتی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته است. بر این اساس تولید ناخالص داخلی حقیقی و رشد آن موجب افزایش انگیزه ورود سرمایه‌گذاران خارجی به کشور می‌شود. همچنین یافته‌های حاصل از مطالعه حاضر نشان می‌دهد که نرخ واقعی ارز و درجه بازبودن تجارت دارای تأثیرگذاری مثبت و معنی‌دار بر جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بوده و با افزایش یک واحدی نرخ واقعی ارز و درجه بازبودن تجارت، به ترتیب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در حدود ۱/۰۴ و ۰/۰۹ واحد افزایش پیدا می‌کند. نتایج به دست آمده در این مطالعه با مبانی نظری موضوع و مطالعات دال بیانکو و لون (۲۰۱۷)، کوزیمینا و همکاران[1] (۲۰۱۴)، چن و همکاران[2] (۲۰۱۴)، کاظمی (۱۳۹۳) و مشیری و کیان‌پور (۱۳۹۱) سازگار می‌باشد.

به طور خاص سیاست‌های دولت در مورد FDI از دو جهت باید با عدم توانائی مکانیزم بازار برخورد کند؛ اول از نظر عدم توانائی بازار در ارائه اطلاعات مناسب و ایجاد هماهنگی در مسیر سرمایه‌گذاری، که می‌تواند موجب جذب ناکافی FDI و یا کیفیت نامناسب FDI جذب شده باشد. دوم از نظر هم‌سویی منافع سرمایه‌گذاران و علایق اقتصادی کشور میزبان. این عوامل باعث می‌شوند که FDI اثرات منفی بر توسعه داشته یا در صورت تحقق، به مدت طولانی دوام نیاورد. البته علایق سرمایه‌گذاران و منافع ملی کشور میزبان ممکن است هماهنگ نباشد در این حالت نیاز به سیاست‌هایی خواهد بود که اختلاف از میان برداشته شود و به همین دلیل لزوم دخالت دولت در جذب سرمایه‌های مستقیم خارجی قابل توجه می‌شود.

بر اساس یافته‌های تجربی حاصل از برآورد مدل، کاهش بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز در وضعیت بی‌ثباتی زیاد از طریق کنترل سطح عمومی قیمت‌ها و رشد آن و نیز افزایش ظرفیت تولید و ارتقای قدرت رقابت‌پذیری اقتصاد در بازارهای جهانی به منظور افزایش میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و در نتیجه بهبود رشد اقتصادی از سوی سیاست‌گذاران پولی و ارزی کشور ضروری است. همچنین لازم است سیاست‌گذاران با اعمال سیاست‌های تشویقی نظیر اعطای مشوق‌ها و جوایز صادراتی به افزایش نسبت ارزش صادرات در تولید ناخالص داخلی مبادرت ورزیده و از این طریق به افزایش ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشور کمک نمایند.

1. Kuzmina et al. (2014)
2. Chen et al. (2014)

منابع

استادی، حسین؛ رفعت، بتول و رئیسی، عباسعلی (۱۳۹۲). "نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) در رشد اقتصادی ایران (۱۳۸۷-۱۳۵۳) و بررسی رابطه متقابل آنها". *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، دوره ۳، شماره ۹، ۱۷۲-۱۴۷.

اسدی، علی و اسماعیلی، سیدمیثم (۱۳۹۲). "تأثیر شاخص توسعه انسانی بر رشد اقتصادی ایران در قالب مدل مارکوف‌سوئیچینگ". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۲، ۱۰۴-۸۹.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. اداره بررسی‌های اقتصادی. ترازنامه بانک مرکزی.

پورشهابی، فرشید و اسفندیاری، مرضیه (۱۳۹۶). "نقش توسعه مالی در ورود سرمایه گذاری مستقیم خارجی و ارتقاء رشد اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۸، ۱۲۶-۱۱۳.

خطابی، ساناز؛ کمیجانی، اکبر؛ محمدی، تیمور و معمارنژاد، عباس (۱۳۹۶). "عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در منطقه منا". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، دوره ۱۱، پیاپی ۳۷، ۷۵-۶۳.

دلیری، حسن (۱۳۹۶). "بررسی اثر متقابل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی (مطالعه تطبیقی ایران و ۱۳۶ کشور دنیا)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۹۶-۸۱.

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

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

سحابی، بهرام؛ قنبری، علی و شفیعی، علی (۱۳۹۰). "بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی در ایران با تأکید بر نوسانات نرخ ارز". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۸، شماره ۳، ۵۲-۲۷.

سعادت، رحمان؛ جودکی، حدیث و عرفانی، علیرضا (۱۳۹۵). "تأثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات ایران به ونزوئلا". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۱، شماره ۳، ۶۰۹-۵۹۵.

شریفی رنانی، حسین؛ میرفتاح، مریم؛ دائی کریم‌زاده، سعید و رضایی، حسین (۱۳۹۴). "تأثیر نوسانات نرخ ارز بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران". *مجله اقتصاد پولی و مالی*. سال بیست و دوم، شماره ۱۰، ۱۷۸-۱۵۲.

صمدی، سعید؛ مستولی‌زاده، سید محمد و مقدس‌فر، سمانه (۱۳۹۱). "*تأثیر نااطمینانی نرخ ارز و نااطمینانی نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای اسلامی عضو گروه D8*". اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی، روش‌ها و کاربردها، ۱۷-۱.

کازرونی، علیرضا؛ سلمانی، بهزاد و فشاری، مجید (۱۳۹۱). "تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز در ایران، رهیافت (TVP)". *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، سال اول، شماره ۲، ۱۱۴-۸۵.

کاظمی، مهین‌دخت (۱۳۹۳). "ریسک سیاسی و تأثیر آن بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی". *پژوهشنامه سیاست بین‌الملل*، شماره ۲، پیاپی ۲، ۲۰-۱.

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

مهرآرا، محسن و اسدیان، زینب (۱۳۸۸). "تأثیر حکمرانی خوب بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای با درآمد متوسط". *فصلنامه مطالعات اقتصاد بین‌الملل*، سال بیستم، پیاپی ۳۵، شماره ۲، ۲۰-۱.

Aghion, P. & Howitt, P. (1992). "A Model of Growth through Creative Destruction". *Econometrica*, 60(2), 323-351.

Akpan, G. E. & Chuku, Ch. (2014). "Natural Resources, Human Capital and Economic Development in Nigeria: Tracing the Linkages". *Journal of Economics and Sustainable Development,* 5 (21), 44-50.

Atkinson, R. D. & McKay, A. (2007). "Digital Prosperity: Understanding the

Economic Benefits of the Information Technology Revolution". *Washington, DC: Information Technology and Innovation Foundation*.

Amsler, C. & Lee, J. (1995). "An LM Test for a Unit Root in the Presence of a Structural Change". *Econometric Theory*, 11(2), 359-368.

Ang, A. & Bekaert, G. (1998). "Regime Switches in Interest Rates". *Journal of Businness and Economic Statistics*, 20(2), 163-182.

Anyanwu, J. (2012). "Why does Foreign Direct Investment Go Where it Goes? New Evidence from African Countries". *Annals of Economics and Finance*, 13(2), 425-462.

Barrell, R., Gottschalk, S. D. & Hall, S.G. (2004). "Foreign Direct Investment and Exchange Rate Uncertainty in Imperfectly Competetive Industries". *Journal of Asian Economics*, 9, 581-607.

Brzozowski, M. (2003). "Exchange Rate Variability and Foreign Direct Investment-Consequences of EMU Enlargement". *CASE Network Studies and Analysis*, No.258, 1-26.

Chang, S. C. (2009). "The Interactions Among Foreign Direct Investment, Economic Growth, Degree of Openness and Unemployment in Taiwan". *Applied Economics*, 39(13), 1647-1661.

Chen, F., Zhong, F. & Chen, Y. (2014). "Outward Foreign Direct Investment and Sovereign Risks in Developing Host Country". *Economic Modelling,* 41, 166–172.

Dal Bianco, S. & Loan, N. C. (2017). "FDI Inflows, Price and Exchange Rate Volatility: New Empirical Evidence from Latin America". *International Journal of Financial Studies*, 5(6), 1-17.

Dixit, A. K. (1989). "Entry and Exit Decisions under Uncertainty". *Journal of Political Economy*, 97(3), 620-638.

Enders, W. (2004). "Applied Econometric Time Series". 4th Edition, John Wiley & Sons Inc, University of Alabama.

Froot, K. & Stien, J. C. (1989). "Exchange Rate and Foreign Direct Investment". *NBER Working Paper*, No: 2914, 1-25.

Goldberg, L. S. (1990). "Nominal Exchange Rate Patterns: Correlation with Entry, Exit and Investment in the United State Industry". *NBER Working Paper*, 1-32.

Goldberg, L. S. (2008). "Trade Linkages of Inward and Outward FDI". *Economic Modeling*, 35, 224-230.

Hamilton, J. D. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Non-stationary Time Series and the Business Cycle". *Econometrica*, 57(2), 357-384.

Hara, M. & Razafimahefa, F. I. (2005). "The Determinants of Foreign Direct Investment into Japan". *Kobe University Economic Review*, 51, 21-34.

Iqbal, N., Ahmad, N., Haider, Z. & Anwar, S. (2014). "Impact of Foreign Direct Investment (FDI) on GDP: A Case Study from Pakistan". *International Letters of Social and Humanistic Sciences*, 34(2), 234-248.

Jabri, A., Guesmi, K. & Abid, I. (2013). "Determinants of Foreign Direct Investment in MENA Region: Panel Co-integration Analysis". *Journal of Applied Business Research*, 29(4), 1103-1112.

Khandere, V. B. (2016). "Impact of Exchange Rate on FDI: A Comparative Study of India and China". *International Journal of Applied Research*, 2(3), 599-602.

Kiota, K. & Urata, S. (2014). "Exchange Rate, Exchange Rate Volatility and Foreign Direct Investment". *Small Business Economics*, 15, 20-40.

Kolstad, C. D. & Goldberg, L. S. (1995). "Foreign Direct Investment, Exchange Rate Variability and Demand Uncertainty". *NBER Working Paper Series*, No.845, 1-23.

Krolzig, H. M. (1997). "Markov-Switching Vector Auto-Regression: Modeling, Statistical Inference and Application to

Business Cycle Analysis". *Springer*, 45-59.

Kuzmina, O., Volchkova, N. & Zueva, T. (2014). "Foreign Direct Investment and Governance Quality in Russia". *Journal of Comparative Economics*, 42, 874–891.

Lin Ching, C., Rau, H. H. & Chen, K. M. (2006). "The Impact of Exchange Rate Movements on Foreign Direct Investment: Market Oriented Versus Cost Oriented". *The Developing Economies*, 6(3), 269-287.

Manop, O. & Holger, I. (2007). "Relationship between Foreig Direct Investment and Exchange Rate". I*nternational and Global Economic Studies*, 1(1), 42-59.

Savoiu, G. & Taicu, M. (2014). "Foreign Direct Investment Models, Based on Country Risk for Some Post-Socialist Central and Eastern European Economies". 7th International Conference on Applied Statistics, *Procedia Economics and Finance*, 10, 249–260.

Schmidt, P. & Phillips, P. (1992). "LM Tests for Unit Root in the Presence of Deterministic Trends". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 257-287.

Sottile, P. (2013). "On the Political Determinants of Sovereign Risk: Evidence from a Markov-Switching Vector Autoregressive Model for Argentina". *Emerging Markets Review*, 15, 160–185.

Suliman, A., Elmawazini, K. H. & Zakaullah Shariff, M. (2015). "Exchange Rates and Foreign Direct Investment: Evidence for Sub-Saharan Africa". *Journal of Developing Areas*, 49(2), 204-226.

Tomas, M. (1999). "European Integration and Geographical Concentration of Swedish Mutinations". *Working Paper Series in Economics a Finance*, 305, 1-28.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و یکم، تابستان ۱۳۹۷ (۱۶۸-۱۵۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 31, June 2018 (151-168)

بررسی رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی ایران: کاربردی از مدل‌های حالت-فضا و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی

*حسن خداویسی[۱]، احمد عزتی شورگلی[۲]
۱. دانشیار اقتصاد دانشگاه ارومیه، آذربایجان غربی، ایران
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه ارومیه، آذربایجان غربی، ایران
(دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۱۱ پذیرش: ۱۳۹۶/۳/۲۰)

Investigating the Relationship between Government Size and Economic Growth in Iran: An Application of State-Space and Auto Regressive Distributed Lags Models

*Hassan Khodavaisi[1], Ahmad Ezzati Shourgoli[2]
1. Associate Professor of Economics, Urmia University, West Azarbaijan, Iran
2. Ph.D. Student of Economics, Urmia University, West Azarbaijan, Iran
(**Received:** 31/Dec/2016 **Accepted:** 10/June/2017)

چکیده:

بارو (۱۹۹۰) با وارد کردن مخارج دولت به تابع رشد نشان داد که میزان فعالیت‌های دولت تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، اما چنان‌چه میزان مخارج دولت بیش از اندازه مشخصی افزایش یابد، فعالیت‌های دولت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت. در این زمینه، این مقاله بر مبنای مدل نظری رشد بارو و یک الگوی تجربی برای اقتصاد ایران، به بررسی رابطه اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی و جاری با رشد تولید ناخالص داخلی ایران با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و رهیافت پارامتر متغیر با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۴۶ می‌پردازد. ابتدا با استفاده از آزمون ریشه واحد لامزداین پاپل (۱۹۹۷) و آزمون‌های هم‌انباشتگی گریگوری هانسن (۱۹۹۶) و سایکنن لوتکیپل (۲۰۰۲) به ترتیب به بررسی انباشتگی و هم‌انباشتگی متغیرها پرداخته شد. نتایج این بخش تحقیق نشان از وجود شکست‌های ساختاری در متغیرهای تحقیق دارد که روابط بین متغیرها را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. سپس با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی مقدار آستانه با لحاظ شکست‌های ساختاری برای مخارج جاری ۱۵/۲ درصد و برای مخارج عمرانی ۸/۲ درصد تولید ناخالص داخلی سرانه به دست آمد. با توجه به انتقاد لوکاس به‌صورت نظری و اثبات وجود شکست‌های ساختاری متعدد در اقتصاد ایران، از مدل حالت فضا برای بررسی رابطه رشد و اندازه دولت استفاده شد و نتایج نشان داد که ضرایب متغیرهای مورد استفاده در طی زمان ثابت نیست و این پارامترها در گذر زمان با توجه به منبع تکانه، رفتار متفاوتی را از خود نشان می‌دهند.

واژه‌های کلیدی: اندازه دولت، مدل رشد بارو، انباشتگی و هم انباشتگی با لحاظ شکست ساختاری، مدل فضا- حالت.
طبقه‌بندی JEL: E62، H72، O40.

Abstract:

Barro (1990) by adding government spending into the growth models showed that the amount of government activities have a positive impact on economic growth, but if government spending is increased over a certain size, government activities will have a negative impact on economic growth. In this direction, this paper by using theoretical Barro growth model and an empirical model for Iranian economy tries to investigate the impact of current and capital government expenditure on output growth using ARDL approach and state-space models applying quarterly data during 1967-2014. First, using Lumsdaine-Papell (1997) unit root test and Gregory-Hansen (1996) and Saikkonen and Lutkepohl (2002) cointegration test we determine the degree of integration and cointegration of the variables. The results indicate that there are structural breaks in the variables under study and these breaks affect the relationship between variables. Then we use ARDL model, considering structural breaks, to determine threshold level for current government expenditure which is 15.2 percent and for capital government expenditure which is 8.2 percent of GDP per head. Regarding Lucas theoretical critique and empirical structural breaks in the Iranian economy, we use state space model to investigate relationship between growth and the government size and the results indicate that coefficients are not stable during time and they behave differently regarding the source of the shock.

Keywords: Government Size, Barro Growth Model, Integration and Co-Integration with the Structural Break, State Space Model.
JEL: E62, H72, O40.

نویسنده مسئول: حسن خداویسی
E-mail: h.khodavaisi@urmia.ac.ir
*Corresponding Author: Hassan Khodavaisi

۱- مقدمه

امروزه نقش دولت در تولید کالاها و خدمات عمومی و مهیا کردن شرایط تولید کارآمد برای بخش خصوصی از طریق سیاست‌گذاری بهینه، مورد توافق اکثر صاحب‌نظران اقتصادی می‌باشد. اما در مورد اندازه دخالت دولت در اقتصاد اتفاق‌نظر چندانی وجود ندارد (محمد زاده و همکاران، ۱۳۹۶: ۹۷؛ آقازاده بکتاش و دیزجی، ۱۳۹۶: ۱۲۵). در یک تقسیم‌بندی کلی، نظریه‌پردازان کینزی، به عنوان نظریه‌پردازان معتقد به حداکثر دخالت دولت در اقتصاد، بیان می‌کنند که سیستم اقتصادی مبتنی بر بازار، ناکارآ می‌باشد. آنها دلیل ناکارآیی را در وجود اثرات خارجی، حاکم بودن شرایط بازار رقابت ناقص و وجود اطلاعات نامتقارن بین تصمیم‌گیران اقتصادی ذکر می‌نمایند. به اعتقاد این گروه دخالت دولت تضمینی برای فعالیت بخش خصوصی است زیرا امنیتِ بخش خصوصی، توسط بخش عمومی تأمین می‌شود. دیدگاه دوم که معتقد به حداقل دخالت دولت در اقتصاد است به نظریه نئوکلاسیکی مشهور است. طرفداران این نظریه بیان می‌کنند که چنان‌چه دولت فعالیت خود را تا حدی گسترش دهد که جایی برای تحرک بخش خصوصی در عرصه اقتصادی نماند، علاوه بر بخش خصوصی به عنوان اولین قربانی گسترش دولت، خود دولت نیز متحمل زیان ناشی از گسترش بی‌رویه خود خواهد شد زیرا دولت در این حالت مجبور است، هزینه‌های ناشی از گسترش فعالیت‌های خود را تأمین کند که اولین گزینه آن تحمیل انواع مالیات‌ها بر بخش خصوصی است. بعد از افزایش مخارج دولت و مالیات، بخش خصوصی هم جای فعالیت کمتری در اقتصاد دارد و هم انگیزه فعالیت را به سبب بار مالیاتی بیشتر از دست خواهد داد که نتیجه نهایی آن کوچک شدن مبنای مالیاتی کشور و هدایت دولت به سمت راه‌های نامناسب‌تر تأمین مالی مخارج خود مانند استقراض از بانک مرکزی است (خداویسی و عزتی شورگلی، ۱۳۹۲: ۳۰-۲۷).

با مطرح شدن مدل‌های رشد درون‌زا، نقش دولت در اقتصاد بالأخص در نحوه تأثیرگذاری بر رشد اقتصادی مورد بررسی دوباره قرار گرفت و تحقیقات تجربی[1] در کشورهای مختلف نتایج متفاوتی را نشان دادند. برای تحلیل اثر سیاست‌های دولت بر رشد اقتصادی در بلندمدت مدل‌های نظری مختلفی شکل گرفت که یکی از آنها مدل رشد بارو (۱۹۹۰) می‌باشد.

یکی از نتایج مدل رشد بارو (۱۹۹۰) این است که افزایش مخارج نسبی دولت (اندازه دولت) تا مرحله‌ای تأثیر مثبت و پس از حد آستانه‌ای تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (صادقی، ۱۳۹۳: ۱۱۶). مانند هر مدل دیگری مدل رشد بارو هم دارای ضعف و کاستی می‌باشد. ضعف مدل رشد بارو این است که فرض می‌کند ضرایب متغیرها یا پارامترهای مدل در طی زمان ثابت هستند و انتقاد لوکاس در این مورد را نادیده می‌گیرد.

لوکاس (۱۹۷۶)، با مطرح کردن مشکل رانش ضرایب در مدل‌های اقتصادسنجی، انتقادی بحث‌برانگیز را مطرح کرد، وی معتقد بود که انتظارات و رفتار مصرف‌کنندگان، تولیدکنندگان، بنگاه‌ها، سرمایه‌گذاران و تمام عاملان اقتصادی در طی زمان تغییر می‌کند، که یکی از عوامل مهم در تغییر رفتار و انتظارات عامل‌های اقتصادی، سیاست‌های دولت است. بنابراین هر تغییری در سیاست‌های دولت، ساختار مدل را تغییر خواهد داد، به‌عبارتی‌دیگر ساختار یک اقتصاد در نتیجه تغییر پارامترهای آن، تغییر می‌کند (اسلاملوئیان و حیدری، ۱۳۸۲: ۸-۲). در این صورت تمامی معادلات تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد و در نظر نگرفتن چنین شکست‌هایی باعث ناکارایی آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی شده و تکیه بر پارامترهای تخمینی بدون لحاظ شکست، می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای به همراه داشته باشد.

انتقاد لوکاس منجر به پیدایش مدل پارامتر زمان- متغیر شد. این مدل قادر به برآورد ضرایب متغیرها در طی زمان است و همانند روش‌های قبلی نیازی به واردکردن متغیر موهومی جهت پوشش شکست‌های ساختاری نیست، زیرا این مدل علاوه بر اینکه شکست‌ها را در طی زمان مشخص می‌کند، قادر به برآورد ضرایب متغیرها در طی زمان است (خضری و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۹۳). از سویی عوامل ایجاد شکست‌های ساختاری در اقتصاد ایران فراوانند (مانند شوک‌های نفتی، انقلاب، جنگ تحمیلی، برنامه‌های تعدیل اقتصادی، یکسان‌سازی نرخ ارز، تحریم‌های اقتصادی، هدفمندی یارانه‌ها و ...) که به نوبه خود روابط بین متغیرها و ساختار اقتصاد را متأثر می‌سازند. این مقاله، ابتدا بر پایه مدل رشد بارو (۱۹۹۰) و با استفاده از یک مدل تجربی و با در نظر گرفتن شرایط اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت و لحاظ شکست‌های

---

۱. در این زمینه تحقیقات مختلفی صورت گرفته است، خواننده محترم مقاله جهت آشنایی بیشتر می‌تواند به قسمت پیشینه تحقیق مراجعه نماید.

ساختاری در بررسی انباشتگی و هم‌انباشتگی و روابط متغیرها در مدل ARDL سعی دارد که به بررسی نحوه تأثیر اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی بر رشد اقتصادی بپردازد، سپس با استفاده از مدل TVP[1] در راستای بررسی انتقاد لوکاس به مطالعه روند ضرایب تخمینی مدل در طی زمان می‌پردازد. هدف این پژوهش برآورد اندازه بهینه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اقتصاد ایران با وجود شکست‌های ساختاری و برآورد روند پارامترهای مدل در دوره مورد بررسی است.

در ادامه این مقاله و در بخش دوم، مبانی نظری؛ بخش سوم، پیشینه مطالعات انجام شده؛ بخش چهارم، معرفی مدل و روش انجام تحقیق؛ بخش پنجم، یافته‌های تجربی تحقیق و در بخش ششم، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

۲-۱- مدل‌های رشد درون‌زا

از اواسط دهۀ ۱۹۸۰، تحقیقات جدیدی در زمینه رشد اقتصادی توسط رومر (۱۹۸۶) و لوکاس (۱۹۸۸) شروع شد. انگیزۀ اصلی این تحقیقات مشخص کردن عوامل رشد بلندمدت اقتصادی بود.

در این نوع مدل‌ها، تکنولوژی پیشرفته نتیجه فعالیت‌های تحقیقاتی شرکت‌های انحصارگر موجود است که در جهت حفظ سهم سود خود در بازار متحمل می‌شوند. در این مدل‌ها، رشد بلندمدت تحت‌تأثیر فعالیت‌های دولت، مانند حمایت‌های یارانه‌ای یا اعمال تخفیف مالیاتی برای بخش‌های منتخب، حمایت از حق اختراع، مقررات تجارت بین‌الملل و نظارت دولت بر بازارهای مالی است. بنابراین دولت دارای قدرت بالقوه بزرگی برای تأثیر مثبت یا منفی بر روی نرخ رشد بلندمدت است (محمدی و سلمانی، ۱۳۸۳: ۱۷۸-۱۷۴).

یکی از الگوهای معروف در زمینه ورود مخارج دولت به تابع رشد و بررسی رابطه مخارج دولت با رشد اقتصادی، مدل بارو (۱۹۹۰)، می‌باشد. بارو، حداکثرسازی مطلوبیت خانوارها را توسط تابع زیر در نظر می‌گیرد[2]:

(۱)

$$U = \int_0^{\infty} u(c)e^{-\rho t}\,dt$$

در معادله بالا، c، مصرف هر فرد و ρ، نرخ ثابت ترجیح زمانی است. تابع مطلوبیت در معادله بالا به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

(۲)

$$U\,(c) = \left[\frac{c^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}\right]$$

در معادله بالا، $-\sigma$ کشش ثابت تابع مطلوبیت نهایی است.

حال چنان‌چه ارزش فعلی مطلوبیت، مطابق با معادله ۱، حداکثر شود، نرخ رشد مصرف در هر نقطه از زمان طبق معادله ۳، به دست می‌آید.

(۳)

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\sigma}\,.\,(f' - \rho)$$

که در معادله ۳، f' همان تولید نهایی سرمایه است. از سویی هر بنگاه تولیدکننده دارای تابع تولیدی به شکل زیر است:

(۴)

$$y = Ak$$

در معادله بالا y، تولید هر کارگر و k، سرمایه هر کارگر است. بنابراین تولید نهایی سرمایه نیز همان A است. بنابراین از آنجا که $f' = A$، معادله ۳ به‌صورت زیر نوشته می‌شود.

(۵)

$$\gamma = \frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\sigma}\,.\,(A - \rho)$$

که در معادله شماره ۵، γ، همان نرخ رشد سرانه است.

بارو معتقد است که خدمات دولت، نقش مهمی در تابع تولید بخش خصوصی دارد، بنابراین مخارج دولت بایستی به‌صورت یک نهاده وارد تابع تولید شود. تولید سرانه هر کارگر تابعی از نهاده‌های سرمایه سرانه هر کارگر و مخارج دولتی سرانه است و تابع تولید نیز یک تابع تولید کاب داگلاس است.

یا به عبارتی دیگر $y = A\,k^{\alpha}\,g^{\beta}$

(۶)

$$y = \Theta\,(k, g)$$

حال با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، تابع تولید به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود. $y = A\,k^{\alpha}\,g^{1-\alpha}$ یا به عبارتی دیگر

(۷)

$$y = k\,.\,\emptyset\,(\frac{g}{K})$$

در معادله بالا، فرض می‌شود که شرایط مرتبه اول و دوم حداکثر کردن تابع تولید برقرار است. چنان‌چه طرفین معادله شماره ۷، بر سرمایه k تقسیم شود، معادله ۸ به دست می‌آید.

1. Time Varying Parameter (TVP)

۲. مطالب این قسمت از مطالعه بارو (۱۹۹۰)، سعدی و همکاران (۱۳۸۹) و اخباری و زیدی‌زاده (۱۳۹۰) تلخیص شده است.

$$\frac{y}{k} = \emptyset\left(\frac{g}{K}\right) = A.\left(\frac{g}{k}\right)^{\alpha} \quad (۸)$$

حال چنان‌چه فرض شود، منبع تأمین مالی مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی است. طبق معادله زیر داریم.

(۹)

$$g = T = r\,.y = r.k\,.\emptyset\left(\frac{g}{K}\right)$$

در معادله بالا، T، درآمد مالیاتی دولت و r نرخ مالیات است. معادله بالا بر توازن بودجه دولت استوار است.

حال چنان‌چه از معادله ۷، نسبت به سرمایه مشتق جزئی بگیریم، تولید نهایی سرمایه به دست می‌آید.

(۱۰)

$$\frac{\partial y}{\partial k} = \emptyset\left(\frac{g}{K}\right).\left(1 - \acute{\emptyset}.\frac{g}{y}\right) = \emptyset\left(\frac{g}{K}\right).(1-\vartheta)$$

در معادله شماره ۱۰، ϑ کشش تولید نسبت به مخارج دولت است. همچنین سرانه بازدهی نهایی سرمایه برابر با معادله زیر است:

(۱۱)

$$\eth = (1-r)\,\frac{\partial y}{\partial k}$$

حال چنان‌چه در معادله ۳، به‌جای f'، سرانه بازدهی نهایی سرمایه را از معادله ۱۱ و به‌جای تولید نهایی سرمایه، مقدار آن را از معادله ۱۰، قرار دهیم، معادله شماره ۱۲، به دست می‌آید.

(۱۲)

$$\gamma = \frac{1}{\sigma}.\left[(1-\mathrm{r})\emptyset\left(\frac{g}{K}\right).(1-\vartheta) - \rho)\right]$$

در معادله بالا، اگر r و $\left(\frac{g}{y}\right)$ ثابت باشند آنگاه نرخ رشد γ نیز ثابت خواهد بود. در نتیجه همه متغیرها از مقدار اولیه خود شروع شده و با نرخ ثابت γ رشد می‌کنند، در نتیجه پویایی‌های رشد دقیقاً منطبق بر مدل Ak خواهد بود. در این حالت اقتصاد همیشه در مسیر رشد متوازن خود و فاقد پویایی‌های انتقال خواهد بود.

از سویی با توجه به معادله ۱۲، می‌توان استنباط کرد که r و $\left(\frac{g}{y}\right)$ دو اثر متفاوت بر روی رشد γ دارند. افزایش r، باعث کاهش γ می‌شود، اما افزایش $\left(\frac{g}{y}\right)$ موجب افزایش تولید نهایی سرمایه و افزایش γ می‌شود. این در حالی است که اثر r، زمانی غالب خواهد بود که مخارج نسبی دولت بزرگ باشد، اما اثر $\left(\frac{g}{y}\right)$ زمانی غالب خواهد بود که مخارج نسبی دولت کوچک باشد.

از سویی با توجه به فرضیه بودجه متوازن، می‌توان نرخ مالیاتی را به‌صورت $\mathrm{r} = \left(\frac{g}{y}\right)$ در نظر گرفت. بنابراین در این حالت، مشتق γ نسبت به $\left(\frac{g}{y}\right)$ برابر با معادله زیر است.

(۱۳)

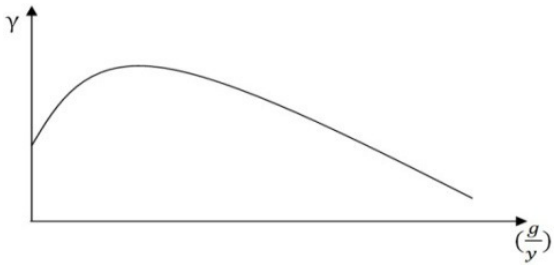
$$\left|\frac{\mathrm{d}\gamma}{\mathrm{d}(\frac{g}{y})}\right| = \frac{1}{\sigma}\,.\emptyset\left(\frac{g}{K}\right).(\acute{\emptyset}-1)$$

مطابق با معادله ۱۳، نرخ رشد اقتصادی در سطوح پایین $\left(\frac{g}{k}\right)$، یعنی زمانی که $\acute{\theta} > 1$ است، افزایش می‌یابد و نرخ رشد اقتصادی در سطوح بالای $\left(\frac{g}{k}\right)$، یعنی زمانی که $\acute{\theta} < 1$ است، کاهش می‌یابد. حال با فرض تابع تولید از نوع تابع کاب داگلاس، معادله زیر برقرار است.

(۱۴)

$$\frac{y}{k} = \emptyset\left(\frac{g}{K}\right) = A.\left(\frac{g}{k}\right)^{\alpha}$$

در معادله بالا می‌توان $\left(\frac{g}{K}\right)$ را بر حسب $\left(\frac{g}{y}\right)$ نوشت. حال این عبارت را به‌جای $\left(\frac{g}{K}\right)$ در معادله ۱۲، جای‌گذاری می‌کنیم، عبارت مذکور صرفاً تابعی از $\left(\frac{g}{y}\right)$ خواهد بود. در این حالت با فرض مقادیر مشخص برای α، A، ρ می‌توان نمودار معادله مذکور را به‌صورت زیر ترسیم کرد.



نمودار ۱. رابطه نسبت مخارج دولتی با رشد اقتصادی

مأخذ: بارو (۱۹۹۰)

نمودار ۱، نشان می‌دهد که اگر تابع تولید کاب داگلاس باشد، در این صورت تأثیر افزایش مخارج نسبی دولت تا حدی تأثیر مثبت و در مرحله دیگر تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین تغییر در پارامترهای تابع تولید، منجر به جابه‌جایی جایگاه نمودار ۱ می‌شوند. لازم به ذکر است که با افزایش خدمات دولتی گرچه بهره‌وری نهایی سایر عوامل تولید افزایش می‌یابد، ولی دو عامل دیگر منجر به کاهش اثرات مثبت افزایش خدمات دولتی می‌شوند. عامل اول اثر ضدانگیزشی خود را از طریق تأمین مالی این خدمات (از کانال تحمیل مالیات بر بنگاه‌های تولیدی) ظاهر می‌سازد و عامل دوم از طریق قانون بازدهی نزولی اثر خود را آشکار می‌کند. نکته اخیر زمانی رخ

می‌دهد که یکی از نهاده‌ها با فرض ثبات سایر نهاده‌ها در تابع تولید، افزایش بیش از اندازه مطلوب داشته باشد. به‌طور خلاصه می‌توان عنوان کرد که بارو رشد اقتصادی را تابعی از فعالیت‌های دولت اعم از مخارج و مالیات محاسبه کرده است.

۳- مروری بر مطالعات تجربی

۳-۱- مطالعات داخلی

حسینی و همکاران با استفاده از داده‌های سالیانه دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۵۷ و با به‌کارگیری سیستم معادلات هم‌زمان و مدل رشد بارو، به بررسی تأثیر اجزاء مخارج دولت بر رشد اقتصادی ایران پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داد که اندازه دولت تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، اما چنان‌چه مخارج دولت به مخارج جاری و عمرانی تقسیم شود، اندازه دولت از منظر مخارج جاری تأثیر منفی و اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد (حسینی و همکاران، ۱۳۸۷: ۶۳-۳۷).

سعدی و همکاران با به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی و در چارچوب مدل رشد بارو به بررسی رابطه مخارج دولت و رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که تأثیر متغیر نسبت مخارج سرمایه‌گذاری دولت به تولید ناخالص داخلی بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه در مقادیر کوچک مثبت و در مقادیر بزرگ منفی است. همچنین سهم بهینه مخارج سرمایه‌گذاری دولت از تولید ناخالص ملی تقریباً برابر با ۹/۶ درصد برآورد شده است (سعدی و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۷۳-۱۴۵).

پناهی و رفاعی با استفاده از داده‌های سالیانه ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۴۴ و با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری و روش هم‌انباشتگی یوهانسون، به بررسی رابطه غیرخطی اندازه دولت و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. محققان در این مطالعه به این نتیجه رسیدند که رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت، مثبت و غیرخطی (درجه دوم) بوده و دارای نقطه حداکثر است. آنها اندازه بهینه دولت در بلندمدت را ۲۱/۲۷ درصد و در کوتاه‌مدت ۱۶/۶۶ درصد برآورد کردند (پناهی و رفاعی، ۱۳۹۱: ۱۳۸-۱۲۳).

پیرایی و نوروزی با استفاده از داده‌های فصلی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۶۰ و با به‌کارگیری روش رگرسیون آستانه‌ای، به بررسی وجود یا عدم وجود منحنی آرمی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند، همچنین محققان در این مطالعه به این نتیجه رسیدند که اندازه بهینه دولت از منظر مخارج جاری ۲۸/۸ درصد و اندازه بهینه دولت از منظر مخارج عمرانی ۲۱/۴۴ درصد است (پیرایی و نوروزی، ۱۳۹۱: ۲۲-۱).

۳-۲- مطالعات خارجی

مارووِ[1] با استفاده از داده‌های کشور بلغارستان طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۵ و با به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی، به تعیین رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی کشور بلغارستان پرداخته است. محقق در این مطالعه به این نتیجه رسید که وجود منحنی آرمی برای مخارج آموزشی، امنیتی و بهداشتی کشور بلغارستان قابل رد نیست. همچنین اندازه بهینه دولت در کشور بلغارستان برابر با ۲۱/۴۲ درصد است (مارووِ، ۲۰۰۷: ۶۳-۵۲).

فاچینی و ملکی[2] با استفاده از داده‌های فرانسه طی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۸۹۶ و با به‌کارگیری روش تصحیح خطا، آزمون ریشه واحد زیوت اندروز و روش هم‌انباشتگی انگل گرنجر به بررسی رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی در کشور فرانسه پرداخته‌اند. محققان با استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت اندروز، دو شکست ساختاری جنگ جهانی اول و دوم را به مدل اضافه کردند و نتایج تخمین پس از ورود شکست‌های ساختاری نشان داد که اندازه دولت، رشد اقتصادی کشور فرانسه را به‌صورت غیرخطی تأثیر می‌گذارد و اندازه بهینه دولت در کشور فرانسه ۳۰ درصد است (فاچینی و ملکی، ۲۰۱۳: ۱۴-۱).

۳-۳- جمع‌بندی مطالعات انجام شده: رویکردهایی جهت رفع کاستی‌های مطالعات داخلی

اکثر متغیرهای اقتصادی در طی زمان و با توجه به تحولات اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و غیره، دچار شکست ساختاری متعددی می‌شوند. عدم لحاظ چنین شکست‌هایی در داده‌ها، منجر به استنباط گمراه کننده از نتایج حاصل از آزمون‌های انباشتگی، هم‌انباشتگی و روابط بین متغیرها خواهد شد. در این تحقیق به‌منظور جلوگیری از این خطا، از آزمون لامزادین پاپل جهت بررسی ریشه واحد متغیرها با لحاظ شکست ساختاری و آزمون‌های هم‌انباشتگی گریگوری هانسن و سایکنن لوتکیپل

1. Mavrov (2007)
2. Facchini & Melki (2013)

جهت بررسی هم‌انباشتگی متغیرها تحت شرایط شکست ساختاری استفاده می‌شود و با لحاظ این شکست‌ها در یک مدل تجربی برای اقتصاد ایران، مدل رشد بارو (۱۹۹۰) مورد آزمون مجدد قرار می‌گیرد. بدین منظور از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی با لحاظ شکست‌های ساختاری استفاده می‌شود تا نوع رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی هم در دوره کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت مورد بررسی قرار گیرد تا بتوان اندازه بهینه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی را مشخص کرد. همچنین به علّت وجود شکست‌های ساختاری محتمل در اقتصاد ایران و با توجه به انتقاد لوکاس مبنی بر تغییر ضرایب متغیرها در طی زمان به علّت شکست‌های ساختاری، در قسمت آخر مقاله به مطالعه نحوه رفتار پارامترها در طی زمان در مواجهه با شکست‌های ساختاری می‌پردازیم تا مشخص کنیم که اندازه دولت در اقتصاد ایران در طی زمان چه تأثیری بر رشد اقتصادی داشته است.

٤- معرفی مدل، داده‌ها و روش انجام تحقیق

۴-۱- معرفی مدل

جهت آزمون فرضیه غیرخطی رابطه بین رشد اقتصادی و اندازه دولت در چارچوب مدل بارو (۱۹۹۰) در کوتاه‌مدت و بلندمدت، اندازه دولت و توان دوم این متغیر را (با در نظر گرفتن شرایط اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت) در قالب یک الگوی رشد تجربی همانند ویدر و گالاوی[1] (۱۹۹۸) به‌صورت زیر تصریح می‌کنیم.

(۱۵)

$$Growth = B_0 + B_1 G + B_2 G^2 + B_3(oil) + B_4(capital) + B_5(INF) + \varepsilon_t$$

که در معادله بالا، $Growth$، رشد اقتصادی داخلی سرانه؛ G، اندازه دولت؛ G^2، توان دوم اندازه دولت؛ $Capital$، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی سرانه؛ INF، تورم؛ oil، درآمدهای نفتی سرانه است.

همچنین با تقسیم مخارج دولت به مخارج مصرفی و عمرانی، اندازه دولت نیز به‌اندازه دولت از منظر مخارج مصرفی و عمرانی تقسیم می‌شود، بنابراین معادله شماره ۱۵، را به‌صورت زیر بازنویسی می‌کنیم.

(۱۶)

$$Growth = B_0 + B_1 G_c + B_2 G_c^2 + B_3(oil) + B_4(capital) + B_5(INF) + \varepsilon_t$$

(۱۷)

$$Growth = B_0 + B_1 G_k + B_2 G_k^2 + B_3(oil) + B_4(capital) + B_5(INF) + \varepsilon_t$$

که در رابطه بالا G_c، اندازه دولت از منظر مخارج جاری و G_k اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی دولت است. لازم به ذکر است که به منظور جلوگیری از ایجاد مشکل هم خطی در مدل از آوردن هر دوی مخارج مصرفی و عمرانی دولت در یک مدل خودداری کرده و مدل‌های تحقیق به شکل مدل‌های شماره ۱۶ و ۱۷ تصریح شدند.

۴-۲- داده‌های تحقیق

تمامی داده‌های این مطالعه از بانک مرکزی، بانک اطلاعات و سری‌های زمانی و نماگرهای اقتصادی گردآوری شده‌اند. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به‌صورت سالانه و در بازه زمانی ۱۳۹۳–۱۳۴۶ می‌باشند. همچنین تمامی متغیرهای تحقیق به قیمت پایه سال ۱۳۷۶می‌باشند.

۴-۳- روش انجام تحقیق

به‌منظور برآورد مدل‌های تحقیق، ابتدا مانایی متغیرهای مورد استفاده بررسی می‌شود. برای انجام این کار ابتدا با استفاده از آزمون‌های دیکی–فولر تعمیم‌یافته[2] و آزمون kpss و آزمون لامزداین پاپل (۱۹۹۷)، درجه جمعی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد (لازم به ذکر است که با استفاده از آزمون لامزداین پاپل نقاط شکست متغیرها نیز مشخص می‌شود).

۴-۳-۱- مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی

به‌منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها در چارچوب رهیافت آزمون کرانه‌ها، پسران و همکاران (۲۰۰۱) پنج حالت را معرفی کرده‌اند که در پژوهش حاضر حالت سوم با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند[3]، حالت چهارم با عرض از مبدأ نامقید و روند مقید[4] و همچنین حالت پنجم با عرض از مبدأ نامقید و

1. Veder & Gallaway (1998)

2. Augmented Dickey Fuller
3. Unrestricted Intercept; No Trend
4. Unrestricted Intercept; Restricted Trend

روند نامقید[1] که بیشترین مطابقت را با واقعیات و داده‌های اقتصادی دارند (پسران و همکاران، ۲۰۰۱: ۳۱۲-۳۱۱) مورد استفاده قرار می‌گیرند. شکل جبری سناریوهای فوق برای معادله (۱۵) به‌صورت زیر می‌باشند:

–حالت سوم: با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند:

(۱۸)

$$\Delta GRowth_t = \alpha_0 + \sum_{k=0}^{n} \varphi_k\ Growth_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \emptyset_k\ Capital_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \eth_k\ oil_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \jmath_k\ INF_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \partial_k\ (G)_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \partial_k\ (G)_{t-k}{}^2 + \pi_1 GRowth_{t-1} + \pi_2 Capital_{t-1} + \pi_3 oil_{t-1} + \pi_4 INF_{t-1} + \pi_5 (G)_{t-k} + \pi_6 (G)_{t-k}{}^2 + S_i DU_i + u_t$$

حالت چهارم: با عرض از مبدأ نامقید و روند محدود:

(۱۹)

$$\Delta GRowth_t = \alpha_1 + \sum_{k=0}^{n} \varepsilon_k\ \Delta Growth_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \zeta_k\ \Delta Capital_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \varrho_k\ \Delta oil_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \varsigma_k\ \Delta INF_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \xi_k\ \Delta(G)_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} \nu_k\ \Delta\,(G)_{t-k}{}^2 + \gamma_1 (GRowth_{t-1} - \Omega_{Growth}.t) + \gamma_2 (Capital_{t-1} - \Omega_{Capital}.t) + \gamma_3 (oil_{t-1} - \Omega_{oil}.t) + \gamma_3 (INF_{t-1} - \Omega_{INF}.t) + \gamma_4 (G_{t-1} - \Omega_G.t) + \gamma_5 (G_{t-1}^2 - \Omega_{G\hat{}2}.t) + + S_i DU_i + u_t$$

حالت پنجم: با عرض از مبدأ نامقید و روند نامحدود:

(۲۰)

$$\Delta GRowth_t = \alpha_1 + pt + \sum_{k=0}^{n} b_k\ \Delta Growth_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} c_k\ \Delta Capital_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} d_k\ \Delta Oil_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} e_k\ \Delta INF_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} f_k\ \Delta(G)_{t-k} + \sum_{k=0}^{n} g_k\ \Delta\,(G)_{t-k}{}^2 + \lambda_1 GRowth_{t-1} + \lambda_2 Capiatl_{t-1} + \lambda_3 Oil_{t-1} + \lambda_4 INF_{t-1} + \lambda_5 (G)_{t-k} + \lambda_6 (G)_{t-k}{}^2 + S_i DU_i + u_t$$

$S_i DU_i$: نشان‌دهنده متغیرهای موهومی استفاده شده در مدل می‌باشد.

نتایج به دست آمده از این حالت‌ها مقادیری از F را به‌منظور بررسی فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها ارائه می‌دهد که با مقادیر بحرانی محاسبه شده توسط نارایان (۲۰۰۵) مقایسه می‌شوند. در صورتی که مقدار محاسبه شده F پایین‌تر از مقدار کرانه پایین قرار گیرد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها رد نمی‌شود. در صورتی که مقدار محاسبه شده F بالاتر از کرانه بالا قرار گیرد فرضیه صفر رد می‌شود که بیانگر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌باشد. در صورتی که مقدار محاسبه شده F در بین دو کرانه قرار گیرد، رهیافت آزمون کرانه‌ها قادر به تعیین وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه نمی‌باشد.

در گام بعدی، در صورت وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مورد مطالعه، مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به‌منظور تعیین ضرایب بلندمدت متغیرها تخمین زده می‌شود. ARDL شرطی برای معادله (۱۵) به‌صورت زیر تصریح می‌شود.

(۲۱)

$$GRowth_t = \lambda_0 + \sum_{i=1}^{p} \lambda_1\ Growth_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_2\ Capital_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_3\ oil_{t-k} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_4\ INF_{t-k} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_5\ (G)_{t-k} + \sum_{i=1}^{p} \lambda_6\ (G)_{t-k}{}^2 + u_t$$

در نهایت، به‌منظور به دست آوردن ضرایب کوتاه‌مدت و تعیین سرعت تعدیل انحراف از تعادل، معادله (ECM) تخمین زده می‌شود. ضریب تعدیل[2] تصحیح خطا در این معادله بیانگر سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت در هر دوره می‌باشد. الگوی تصحیح خطای مربوط به معادله به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

(۲۲)

$$\Delta GRowth_t = \delta_0 + \sum_{n=1}^{p} \delta_1\ \Delta\,Growth_{t-n} + \sum_{n=1}^{p} \delta_2\ \Delta Capital_{t-n} + \sum_{n=1}^{p} \delta_3\ \Delta oil_{t-n} + \sum_{n=1}^{p} \delta_4\ \Delta INF_{t-n} + \sum_{n=1}^{p} \delta_5\ \Delta(G)_{t-n} + \sum_{n=1}^{p} \delta_6\ \Delta(G)_{t-n}{}^2 + \phi ecm_t$$

۴-۳-۲- رهیافت پارامتر متغیر در طی زمان

رهیافت فضا حالت یکی از نوین‌ترین روش‌ها در برآورد، مدل‌سازی و پیش‌بینی متغیرهای غیرقابل مشاهده است. یک مدل فضا حالت در ساده‌ترین شکل به‌صورت زیر تصریح می‌شود.

$$Y_t = F_t \theta_t + \varepsilon_t \quad (۲۳)$$

$$\theta_t = \alpha + \theta_{t-1} + v_T \quad (۲۴)$$

1. Unrestricted Intercept; Unrestricted Trend

2. Adjustment

رابطه (۲۳) ارتباط بین متغیرهای قابل‌مشاهده و غیرقابل مشاهده را نشان می‌دهد. از سویی رابطه (۲۴) معرف معادله حالت است که از یک فرایند مارکوف مرتبه اول تبعیت می‌کند و نشان دهنده تغییرات متغیر وضعیت θ_t در طی زمان است (اخباری و محقق‌نیا، ۱۳۹۳: ۱۲۳–۱۲۲)

در روابط بالا Y_t؛ متغیر وابسته، F_t؛ برداری از متغیرهای توضیحی، θ_t؛ برداری از متغیرهای غیرقابل مشاهده است.

اهمیت و کاربرد مدل‌های فضا حالت در اقتصاد از دو جنبه قابل بررسی است. **الف؛** نظریه‌های اقتصادی اغلب شامل متغیرهای غیرقابل مشاهده نظیر (درآمد دائمی، انتظارات، تولید بالقوه، شوک‌های طرف عرضه و تقاضا و...) می‌باشد. مدل‌های فضا حالت قابلیت تخمین، مدل‌سازی و پیش‌بینی متغیرهای غیرقابل مشاهده اقتصادی را دارد (محمدزاده و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۲۲–۱۲۱). **ب؛** وضعیت اقتصاد کشورها دائماً در مواجهه با تغییر سلیقه‌ها و انتظارات مصرف‌کنندگان، تغییر سیاست‌های دولت، جنگ‌ها، شوک‌های قیمتی، شوک‌های تقاضا و عرضه و در یک جمع‌بندی کلی مواجه با نواع شکست‌های ساختاری است. چنین تغییراتی در اقتصاد منجر به این خواهد شد که رفتار متغیرهای اقتصادی در طی زمان تغییر کند. تغییر رفتار را با مدل‌های تغییر پارامتر مدل‌سازی می‌کنند و تخمین می‌زنند. (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۱۱–۱۱۰).

با توجه به موضوع مورد بحث، صرفاً کاربرد دوم مدل‌های فضا حالت در این تحقیق مدنظر است.

در مدل‌های سری زمانی متعارف، فرض محدود کننده این است که ضرایب برآوردی ثابت هستند در این صورت ضرایب به دست آمده از تخمین مدل نشان‌دهنده متوسط اثرگذاری متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته خواهد بود. اما انتقاد لوکاس مبنی بر احتمال تغییر پارامترهای مدل در طی زمان در اثر سیاست‌های اقتصادی این موضوع (فرض ثبات پارامترها در مدل‌های سری زمانی متعارف) را به چالش کشید. رهیافت پارامتر متغیر در طی زمان یکی از جدیدترین تکنیک‌ها و روش‌ها در ادبیات اقتصادسنجی است که قابلیت برآورد، پیش‌بینی و مدل‌سازی پارامترهای متغیر در طی زمان را دارد. این رهیافت ناپایداری ساختاری ضرایب مدل را بررسی کرده و در صورت وجود چنین ناپایداری، تغییر پارامترهای مدل در طی زمان را برآورد می‌کند. یک مدل پارامتر متغیر در طی زمان بر اساس معادلات فضا–حالت ۲۳ و ۲۴ در حالت اولیه و ساده به‌صورت زیر تصریح می‌شود (خضری و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۹۳) و کازرونی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۰۶–۱۰۵).

$$Y_t = \beta_{1,t}X_{1,t} + \cdots + \beta_{n,t}X_{n,t} + \varepsilon_t \quad (۲۵)$$

$$\beta_{1,t} = \alpha_1 + \beta_{1,t-1} + \epsilon_{1,t} \quad (۲۶)$$

$$\beta_{n,t} = \alpha_n + \beta_{n,t-1} + \epsilon_{n,t} \quad (۲۷)$$

در حقیقت بردار β_t همان پارامترها و X_t ضرایب متغیرهای توضیحی هستند. قابل ذکر است که، در سیستم معادلات مدل‌های حالت فضا، متغیر حالت توسط فیلتر کالمن و پارامترهای تصریح شده الگو به‌وسیله روش حداکثر راست نمایی تخمین زده می‌شوند. فیلتر کالمن در سال ۱۹۶۰ اولین بار توسط کالمن وارد ادبیات مهندسی شد و سپس در اقتصاد نیز مورد استفاده قرار گرفت. فیلتر کالمن یک روش بازگشتی برای پیش‌بینی بهینه متغیرهای غیرقابل مشاهده است که بهترین پیش‌بینی با حداقل مربعات خطا را فراهم می‌کند (محمدزاده و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۲۳).

۵– یافته‌ها

۵–۱– ویژگی داده‌ها: مانایی[1] و شکست ساختاری

با توجه به جدول (۱)، طبق آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته تمامی متغیرهای مورد استفاده در مطالعه، انباشته از درجه یک هستند. در حالی که طبق آزمون kpss، متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی (Growth) درآمدهای نفتی سرانه (oil) و تورم (INF) انباشته از درجه یک هستند و متغیرهای اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی دولتی و توان دوم این متغیر (G_k)، اندازه دولت از منظر مخارج جاری و توان دوم این متغیر (G_c) و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی سرانه (Capital) انباشته از درجه صفر هستند. اما از آنجا که وجود ریشه واحد در متغیرهای مورد بررسی ممکن است به دلیل عدم لحاظ شکست ساختاری در روند این متغیرها بوده باشد (پرون، ۱۹۹۷: ۳۸۵–۳۵۵) به این منظور، آزمون ریشه واحد با لحاظ دو شکست ساختاری لامزداین و پاپل (۱۹۹۷) مورد استفاده قرار گرفته است که مطابق با نتایج جدول (۱)، تمامی متغیرهای مورد استفاده در مدل، بعد از لحاظ دو شکست مانا شده‌اند.

با توجه به نمودار ۲، که مربوط به روند اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی در اقتصاد ایران است، می‌توان مشاهده کرد که بین سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۷، اندازه دولت به‌صورت فزاینده افزایش یافته است که بیشترین رشد اندازه دولت طی دوره مورد

1. Stationary

بررسی مربوط به بازه ذکر شده می‌باشد. ملاحظه می‌شود که از یک طرف میزان مخارج دولت کاملاً وابسته به درآمدهای نفتی است و از سویی دیگر با نوسانات درآمدهای نفتی، نوسان می‌کند. دوره مذکور، دوره استثنایی در تاریخ اقتصادی کشور است، زیرا در عرض چند ماه درآمدهای دولت از صادرات نفت خام چهار برابر شد. در دوره مذکور به علّت افزایش ناگهانی و زیاد درآمدهای نفتی، سهم دولت از تولید ناخالص داخلی به ۴۲ درصد رسید (لازم به ذکر است که مطابق با جدول شماره ۲، اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی در اقتصاد ایران در سال ۱۳۵۳ و ۱۳۷۳ دارای شکست ساختاری هستند).

جدول ۱. آزمون‌های ریشه واحد

	آزمون لامزداین پاپل	آزمون KPSS	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته
متغیر	درجه انباشتگی	درجه انباشتگی	درجه انباشتگی
$Growth$	I(۰)	I(۱)	I(۱)
$Capital$	I(۰)	I(۰)	I(۱)
oil	I(۰)	I(۱)	I(۱)
INF	I(۰)	I(۱)	I(۱)
G_c	I(۰)	I(۰)	I(۱)
G_c^2	I(۰)	I(۰)	I(۱)
G_k	I(۰)	I(۰)	I(۱)
G_k^2	I(۰)	I(۰)	I(۱)

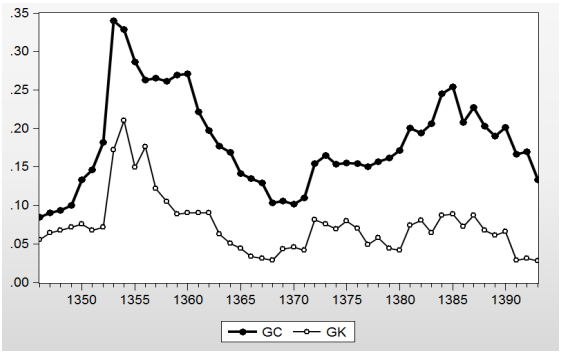
مأخذ: نتایج تحقیق، خروجی نرم‌افزار Eviews

جدول ۲. نقاط شکست متغیرهای مورد تحقیق، مطابق با آزمون لامزداین پاپل

متغیر	شکست دوم	شکست اول
$Growth$	۱۳۵۳	۱۳۶۱
$Capital$	۱۳۵۴	۱۳۷۳
oil	۱۳۵۳	۱۳۷۴
INF	۱۳۵۳	۱۳۷۴
G_c	۱۳۵۳	۱۳۷۳
G_c^2	۱۳۵۳	۱۳۷۳
G_k	۱۳۵۳	۱۳۷۳
G_k^2	۱۳۵۳	۱۳۷۳

مأخذ: نتایج تحقیق، خروجی نرم‌افزار Eviews

در نمودار (۲) خطوط پر رنگ، روند اندازه دولت از منظر مخارج جاری و خطوط کم رنگ، روند اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی را طی دوره بررسی نشان می‌دهد.



نمودار ۲. اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی طی دوره ۱۳۴۶-۱۳۹۲

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی

۵-۲- هم‌انباشتگی بین متغیرهای تحقیق: آزمون کرانه‌ها و آزمون‌های گریگوری هانسن[1]، سایکنن لوتکیپل[2] با لحاظ شکست ساختاری

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون کرانه‌ها در جدول شماره ۳، مقادیر F محاسبه شده در هر سه حالت سوم، چهارم و پنجم در هر دو مدل شماره ۱۶ و ۱۷، بزرگ‌تر از کرانه بحرانی بالا می‌باشد که بیانگر وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها می‌باشد[3].

لازم به ذکر است که هر دو متغیر موهومی استفاده شده در مدل‌های شماره ۱۶ و ۱۷، متناسب با آزمون لامزداین پاپل، وارد مدل شدند. به عبارت دیگر du72، در راستای پوشش مشکلات ایجاد شده پس از برنامه تعدیل اقتصادی و عدم وجود برنامه توسعه کشور برای سال ۱۳۷۳ وارد مدل شد. در ۲۹ اسفند ۱۳۷۲ به دلیل بروز مشکلات ایجاد شده در کشور مانند تورم بالا (در اثر اجرای برنامه اول توسعه اقتصادی) که قابل‌پذیرش از طرف عامه مردم و اغلب کارشناسان اقتصادی نبود، برنامه بعدی با تأخیر دوساله تهیه و به اجرا گذاشته شد. با توجه به آزمون لامزداین پاپل در جدول ۲، اکثر متغیرهای تحقیق برای سال ۱۳۷۳ دارای شکست ساختاری هستند. همچنین متغیر موهومی سال ۱۳۵۲ نیز به علّت وجود شکست ساختاری در مخارج دولت، درآمدهای نفتی، اندازه دولت، تورم،

1. Gregory Hansen
2. Saikkonen & Lutkepohl
۳. قابل ذکر است که در حالت بدون در نظر گرفتن شکست‌های ساختاری، رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق صرفاً در مدل عرض از مبدأ و بدون روند در سطح معناداری ده درصد وجود دارد.

تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی بین سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۷ به مدل اضافه شد که در حقیقت علّت اصلی چنین شکست ساختاری، به شوک نفتی سال ۱۳۵۲، برمی‌گردد که اثر این شوک تا سال ۱۳۵۷ ادامه داشت.

جدول ۳. نتایج آزمون کرانه‌ها

معادله	آماره F		
	حالت سوم	حالت چهارم	حالت پنجم
F_{Growth}(capital, oil ,INF,G_c , G_c^2d52,d73)	۸/۱۲ ***	۷/۷۴ ***	۹/۱۱ ***
F_{Growth}(capital, oil ,INF,G_k , G_k^2d52,d73)	۸/۵۶ ***	۸/۱۱ ***	۸/۶۵ ***

***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

d73: متغیر موهومی سال‌های ۱۳۷۳ و d52: متغیر موهومی شوک نفتی

مأخذ: نتایج تحقیق، خروجی نرم‌افزار Eviews

آزمون گریگوری هانسن در قالب یک تک معادله به بررسی رابطه هم‌انباشتگی متغیرها باوجود شکست ساختاری می‌پردازد اما آزمون سایکنن لوتکیپل قابلیت بررسی هم‌انباشتگی با لحاظ شکست‌های ساختاری در سیستم معادلات را دارد، به همین دلیل جهت اطمینان از رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها با وجود شکست‌های ساختاری در مدل، از آزمون‌های مذکور استفاده می‌شود.

جدول ۴. نتایج آزمون گریگوری هانسن

سال شکست	آماره ADF*	الگو	مدل
۱۳۵۳	۶/۱۸ ***	C	مدل شماره ۱۶
۱۳۵۲	۶/۵۱ ***	C/T	
۱۳۵۶	۶/۸۸ **	C/S	
۱۳۵۴	۵/۱۸ **	C	مدل شماره ۱۷
۱۳۵۴	۵/۳۷ **	C/T	
۱۳۷۲	۵/۷۸ *	C/S	

***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق، خروجی نرم‌افزار RATS

آزمون گریگوری هانسن سه الگو جهت بررسی رابطه هم انباشتگی متغیرها با شکست ساختاری در نظر می‌گیرد. الگوی اول (C)، صرفاً تغییر در سطح را در نظر می‌گیرد، الگوی دوم (C/T) حالتی است که تغییر در سطح به همراه روند را در نظر می‌گیرد و الگوی سوم (C/S) به الگوی تغییر رژیم یا جهت ساختاری معروف است.

نتایج حاصل از آزمون گریگوری هانسن برای مدل‌های یک و دو حاکی از آن است که در هر سه الگو پس از لحاظ شکست ساختاری همچنان رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای تحقیق وجود دارد.

آزمون سایکنن لوتکیپل سه حالت را جهت بررسی هم‌انباشتگی بین متغیرهای تحقیق در نظر می‌گیرد، در حالت اول یک متغیر موهومی برای عرض از مبدأ با در نظر گرفتن دو شکست ساختاری، در حالت دوم یک متغیر موهومی برای جمله روند خطی با لحاظ دو شکست ساختاری و در حالت سوم، یک متغیر دامی برای جمله روند خطی مستقل از روابط هم‌انباشتگی با لحاظ دو شکست ساختاری در نظر می‌گیرد.

جدول ۵. نتایج آزمون سایکنن لوتکیپل؛ مدل شماره ۱۶

مدل ۱۶	فرضیه صفر	آماره حداکثر راستنمایی	p-value
جمله ثابت	r=0	۱۰۸/۶۸	۰/۰۰۰
	r=1	۵۲/۷۹	۰/۱۷۸
جمله روند	r=0	۱۰۷/۱۹	۰/۰۰۱
	r=1	۵۶/۶۶	۰/۲۴۷
روند خطی مستقل	r=0	۱۰۶/۴۸	۰/۰۰۰
	r=1	۵۲/۵۱	۰/۰۹

مأخذ: نتایج تحقیق؛ خروجی نرم‌افزار j-multi

جدول ۶. نتایج آزمون سایکنن لوتکیپل؛ مدل شماره ۱۷

مدل ۱۷	فرضیه صفر	آماره حداکثر راستنمایی	p-value
جمله ثابت	r=0	۱۴۵/۸۲	۰/۰۰۰
	r=1	۵۷/۷۷	۰/۱۷۶
جمله روند	r=0	۱۳۱/۸۳	۰/۰۰۰
	r=1	۶۶/۴۵	۰/۱۴۶
روند خطی مستقل	r=0	۱۴۲/۶۲	۰/۰۰۰
	r=1	۵۶/۲۷	۰/۱۳۴

مأخذ: نتایج تحقیق؛ خروجی نرم‌افزار j-multi

نتایج حاصل از آزمون سایکنن لوتکیپل در جدول‌های شماره ۵ و ۶ برای مدل‌های شماره ۱۶ و ۱۷ نشان می‌دهد که پس از لحاظ شکست‌های ساختاری، فرضیه عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی (r=0) تحت سیستم معادلات در هر دو مدل برای هر سه حالت (جمله ثابت، جمله روند و روند مستقل غیرخطی) رد شده است و فرضیه وجود یک رابطه هم انباشتگی (r=1) در

هر سه حالت برای هر دو مدل نیز قابل رد نمی‌باشد که با نتایج حاصل از آزمون گریگوری هانسن کاملاً هم‌خوانی دارد.

۵-۳- نتایج تخمین مدل شماره ۱۶ و ۱۷، نحوه ارتباط بین تولید ناخالص داخلی و اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی دولت

جدول ۷. ضرایب بلندمدت، متغیر وابسته Growth

	مدل شماره (۱۶)	مدل شماره (۱۷)
متغیر	ARDL(1,1,0,1,1,0)	ARDL(1,1,0,2,1,0)
Capital	۰/۴۷۰ ** (۲/۲۲)	۰/۶۵۲ *** (۳/۰۱)
oil	۰/۱۲۳ ** (۲/۰۳)	۰/۱۱۷ * (۱/۹۸)
INF	-۰/۲۱۸ *** (-۳/۰۰)	-۰/۲۰۶ *** (-۲/۹۶)
G_c	۰/۲۶۱ * (-۱/۸۸)	
G_c^2	-۰/۸۵۸ ** (-۲/۴۰)	
G_k		۰/۲۸۶ ** (-۲/۰۳)
G_k^2		-۱/۷۴۳ ** (-۲/۲۳)
d52	-۰/۰۱۲ ** (-۲/۱۰)	-۰/۰۱۸ *** (-۲/۵۳)
d73	۰/۰۳۶ *** (۲/۸۹)	۰/۰۳۳ ** (۲/۳۱)
c	۰/۲۰۳ ** (۲/۳۹)	۰/۳۵۶ *** (۲/۷۸)
t	۰/۲۳۰ *** (۳/۲۰)	۰/۲۶۹ *** (۲/۹۹)

***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی، مقدار ضرایب بلندمدت بین متغیرها با استفاده از ARDL شرطی، برای مدل‌های شماره یک و دو، تخمین زده شده است. نتایج تخمینی مدل فوق در جدول (۷) گزارش شده است. لازم به ذکر است که هر دو مدل با حداکثر دو وقفه بر اساس معیار SBC انتخاب شده‌اند.

طبق نتایج جدول ۷، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی سرانه و درآمدهای نفتی مطابق انتظار تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد تولید ناخالص داخلی در هر دو مدل دارد. از طرفی تورم تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی در بلندمدت در اقتصاد ایران دارد که نتیجه حاصل شده مطابق انتظار است. همچنین فرضیه بارو مبنی بر اینکه مخارج نسبی دولت تا حدی تأثیر مثبت و پس از حد آستانه تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد، در اقتصاد ایران قابل رد نیست، زیرا خود متغیر اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارند، اما توان دوم متغیرهای مذکور تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند، بنابراین در اقتصاد ایران فعالیت زیاد بخش دولت، به دلیل اثرات منفی تأمین مالی این مخارج و قانون بازدهی نزولی، به علّت افزایش زیاد نهاده مخارج دولت نسبت به سایر نهاده‌های تولیدی، منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود. همچنین متغیر موهومی d52، یا متغیر موهومی افزایش هم‌زمان درآمدهای نفتی، مخارج و اندازه دولت و تورم، در دوره مورد بررسی، تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی کشور در هر دو مدل دارد. از این منظر این متغیر موهومی نیز نتیجه بحث بالا را مبنی بر تأثیر منفی مخارج زیاد دولت بر رشد اقتصادی، دوباره تأیید می‌کند. با توجه به ضریب متغیر موهومی d73، تأثیر مثبت و معنی‌دار قطع برنامه تعدیل اقتصادی در سال ۱۳۷۳، قابل مشاهده است.

لازم به ذکر است که با مشتق‌گیری از مدل رشد نسبت به‌اندازه دولت می‌توان اندازه بهینه دولت را به دست آورد. بنابراین مطابق با نتایج تحقیق، اندازه بهینه دولت از منظر مخارج جاری ۱۵/۲ درصد و از منظر مخارج عمرانی ۸/۲ درصد در بلندمدت است.

در نهایت، به‌منظور به دست آوردن ضرایب کوتاه‌مدت و ضریب سرعت تعدیل انحراف از تعادل بلندمدت، الگوی تصحیح خطا بر اساس معیار SBC برای هر دو مدل مورد تحقیق تخمین زده شده است، که نتایج آن در جدول (۸) گزارش شده است.

نتایج حاصل در جدول ۸ و ضرایب حاصل شده برای متغیرهای اندازه دولت و توان دوم اندازه دولت، نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت نیز همانند دوره بلندمدت در اقتصاد ایران اندازه دولت، چنان‌چه بیشتر از حد بهینه خود باشد تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. اما یکی از نکات جالب‌توجه، تأثیر منفی و معنی‌دار اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی بر رشد پس از یک دوره تأخیر است. در حقیقت آثار واقعی مخارج دولت پس از یک دوره تأخیر (به علّت آثار تورمی ایجاد شده) در اقتصاد ظاهر می‌شود و تأثیر منفی خود را در کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی می‌گذارد. ضریب برآورد شده تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی سرانه مثبت و معنی‌دار است که مطابق انتظار است.

جدول ۸. ضرایب کوتاه‌مدت، متغیر وابسته Growth

	مدل شماره (۱۷)	مدل شماره (۱۶)
متغیر	ARDL(1,1,0,2,1,0)	ARDL(1,1,0,1,1,0)
ΔGrowth (-1)	۰/۲۳۰ *** (۳/۱۱)	۰/۱۲۰ *** (۳/۹۶)
ΔCapital	۰/۴۵۳ ** (۲/۰۹)	۰/۳۱۱ ** (۲/۳۰)
ΔOil	۰/۰۹۹ ** (۲/۱۳)	۰/۱۰۲ ** (۲/۴۲)
ΔINF	−۰/۱۵۶ * (۱/۸۱)	−۰/۱۱۰ * (۱/۹۸)
ΔG_c		۰/۱۶۸ * (−۱/۸۳)
$\Delta G_c(-1)$		−۰/۲۳۹ *** (−۴/۱۹)
ΔG_c^2		−۰/۶۶۶ ** (−۲/۸۲)
ΔG_k	۰/۱۹۶ * (−۱/۸۹)	
$\Delta G_k(-1)$	−۰/۲۱۳ *** (−۲/۸۹)	
ΔG_k^2	−۱/۸۸ *** (−۳/۰۱)	
Δd52	−۰/۰۱۳ ** (−۲/۵۸)	−۰/۰۱۱ ** (−۲/۶۱)
Δd73	۰/۰۲۹ ** (۲/۰۹)	۰/۰۲۰ * (۱/۹۶)
Δc	۰/۲۰۳ ** (۲/۰۹)	۰/۱۹۶ *** (۲/۸۸)
Δt	۰/۲۰۹ *** (۵/۶۹)	۰/۱۹۸ *** (۷/۰۹)
ecm(-1)	−۰/۵۱۸ *** (−۸/۹۴)	−۰/۴۶۸ *** (−۹/۰۳)

***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق

مشاهده می‌شود که نتایج حاصل شده در بلندمدت (تأثیر منفی تورم بر رشد اقتصادی) برای دوره کوتاه‌مدت نیز تکرار شده است. همچنین، همسو با دوره بلندمدت در کوتاه‌مدت نیز متغیر موهومی افزایش درآمدهای نفتی، مخارج و اندازه دولت و تورم (d52)، تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد. از طرف دیگر قطع برنامه تعدیل اقتصادی و عدم وجود برنامه توسعه کشور در سال ۱۳۷۳، تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی داشته است و با توجه به ضریب تصحیح خطا ((ecm(-1))، که از لحاظ آماری منفی و معنی‌دار است، می‌توان سرعت نسبتاً بالای رفع عدم تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت در هر دو مدل را مشاهده کرد. در مدل شماره ۱۶، هر سال (دوره) تقریباً ۴۶ درصد انحراف از تعادل بلندمدت رفع می‌شود و این رقم برای مدل شماره ۱۷، تقریباً برابر با ۵۱ درصد است. در صورت انحراف از تعادل بلندمدت تقریباً پس از گذشت دو سال، هر دو مدل به تعادل بلندمدت خود می‌رسند.

جدول ۹. آزمون‌های تشخیصی

	مدل شماره ۱۷		مدل شماره ۱۶	
آزمون	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال
همبستگی سریالی	۲/۰۳	۰/۱۱۹	۲/۶۹	۰/۴۸۰
ناهمسانی واریانس	۳/۰۹	۰/۱۱۱	۲/۵۸	۰/۳۹۶
نرمال بودن اجزا اخلال	۲/۰۸	۰/۳۲۰	۱/۰۳	۰/۱۱۷

مأخذ: نتایج تحقیق

به‌منظور حصول اطمینان از اعتبار و صحت نتایج الگوهای برآورد شده، آزمون‌های تشخیصی همبستگی سریالی[1]، آزمون ناهمسانی واریانس[2] و نرمال بودن اجزاء اخلال [3] مورد بررسی قرار گرفتند. همان‌طور که نتایج آزمون‌های تشخیصی در جدول (۹) نشان می‌دهد در الگوهای برآورد شده ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی وجود ندارد و اجزاء اخلال به‌صورت نرمال توزیع شده‌اند (در سطح ۵ درصد).

۵-۴- نتایج آزمون علّیت گرنجر

جدول شماره ۱۰، نتایج آزمون علّیت گرنجر را بر اساس مدل VECM ارائه می‌نماید. مشاهده می‌شود که احتمال مربوط به آماره t جمله تصحیح خطا، در هر دو مدل مورد تحقیق، منفی و به لحاظ آماری معنی‌دار است. بنابراین می‌توان در بلندمدت وجود رابطه علّیت غیرمستقیم از مجموعه متغیرهای موجود در مدل‌های شماره ۱۶ و ۱۷، به رشد تولید ناخالص داخلی کشور را پذیرفت.

جدول ۱۰. آزمون علّیت گرنجر

مدل	ecm(-1)_ t-stat
F_{Growth}(capital, oil ,INF,G_c , G_c^2)	−۵/۷۸ *** (۰/۰۰۰)
F_{Growth}(capital, oil ,INF,G_k , G_k^2)	−۳/۰۹ *** (۰/۰۰۰)

مأخذ: نتایج تحقیق

۵-۵- رهیافت پارامتر متغیر در طی زمان

زمانی روش پارامتر زمان– متغیر الگویی مناسب جهت تخمین

1. Autocorrelation
2. Heteroskedasticity
3. Normality

مدل است که شکست‌های ساختاری در مدل وجود داشته باشد و منجر به عدم ثبات پارامترها شود. نتایج آزمون‌های انباشتگی، هم انباشتگی و مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی در قسمت قبلی اهمیت لحاظ شکست‌های ساختاری در نتایج مدل را آشکار کرد. چنان‌چه ضرایب در طی زمان ثابت باشند، روش پارامتر متغیر در طی زمان نتایج مشابهی با نتایج حداقل مربعات معمولی ارائه خواهد داد (موریسن و پیک[1]، ۱۹۷۷: ۷۷۴-۷۶۸). به همین دلیل جهت تشخیص اولیه از عدم ثبات پارامترها در طی زمان، مدل‌های مورد استفاده یک بار با روش پارامتر متغیر در طی زمان و بار دیگر با روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شد که نتایج هر دو تخمین تفاوت نسبتاً زیادی با هم داشت.

معادلات شماره ۱۶ و ۱۷، با در نظر گرفتن وجود عدم ثبات در پارامترهای تخمینی به‌صورت معادلات شماره ۲۸ و ۲۹ قابل تصریح هستند.

(۲۸)

$$Growth_t = B_{0t} + B_{1t}capital + B_{2t}(oil) + B_{3t}INF + B_{4t}Gc + \varepsilon_{1t}$$
$$B_{it} = B_{it-1} + v_{1t}$$

(۲۹)

$$Growth_t = \gamma_{0t} + \gamma_{1t}capital + \gamma_{2t}oil + \gamma_{3t}INF + \gamma_{4t}Gk + \varepsilon_{2t}$$
$$\gamma_{it} = \gamma_{it-1} + v_{1t}$$

این امکان وجود دارد که در یک معادله بعضی از پارامترها در طی زمان متغیر باشند، بعضی دیگر نه. از سویی دیگر معادله حالت، چهار حالت مختلف می‌تواند به خود بگیرد (گام تصادفی بدون رانش، گام تصادفی با رانش، خود توضیح مرتبه اول مانا بدون رانش و خود توضیح مرتبه اول مانا با رانش). از این‌رو جهت تشخیص نوع معادله حالت و اینکه کدام‌یک از پارامترها در طی زمان متغیر هستند، انواع مدل‌های شماره ۲۸ و ۲۹ در قالب الگوی پارامتر زمان- متغیر تخمین زده شد و سپس بر اساس مبنای تئوریک و اقتصادی و معیارهای خوبی برازش مدل بهینه و برتر انتخاب شد. نتایج حاصل از تخمین مدل‌های مختلف نشان داد که در هر دو مدل بر اساس مبنای تئوریکی و آزمون‌های خوبی برازش، چنان‌چه تمامی پارامترها در طی زمان متغیر در نظر گرفته شود، مدل بهتری ارائه می‌شود، بنابراین در هر دو مدل تمامی متغیرها در طی زمان ثابت نیستند و همچنین در هر دو مدل معادله حالت از یک معادله گام تصادفی با رانش تبعیت می‌کند.

نتایج حاصل از برآورد پارامترهای مدل‌های شماره ۲۸ و ۲۹ در جدول ۱۱ مطابق با انتظار است. به عبارت دیگر سرمایه، درآمدهای نفتی و مخارج دولت طی دوره مورد بررسی به‌طور متوسط تأثیر مثبت و معناداری بر رشد دارند و تورم نیز تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی در تأثیرگذاری بر رشد اقتصادی نسبت به مخارج جاری کاراتر است.

اما آنچه در مدل‌های پارامتر متغیر اهمیت دارد، روند پارامترها در طی زمان است که نمودارهای ۳ تا ۱۰ وضعیت تغییر پارامترهای مدل را بین سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۴۶ نشان می‌دهد.

جدول ۱۱. نتایج الگوی پارامتر متغیر در طی زمان؛ متغیر وابسته GROWTH

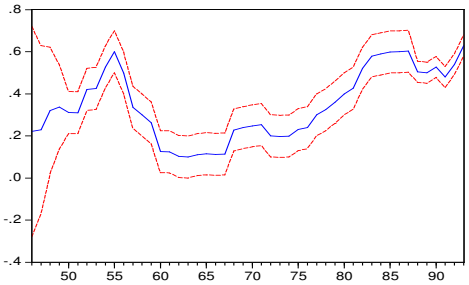
مدل شماره ۲۹		مدل شماره ۲۸	
γ_{0t}	۰/۱۱۰ ***	B_{0t}	۰/۱۲۸ ***
γ_{1t}	۰/۳۶۴ **	B_{1t}	۰/۳۴۴ ***
γ_{2t}	۰/۰۳۵ **	B_{2t}	۰/۰۵۳ *
γ_{3t}	-۰/۱۱۲ *	B_{3t}	-۰/۱۳۵ **
γ_{4t}	۰/۲۰۶ **	B_{4t}	۰/۰۳۷ ***

***؛ **؛ *: به ترتیب سطوح معناداری ۱، ۵، ۱۰ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق

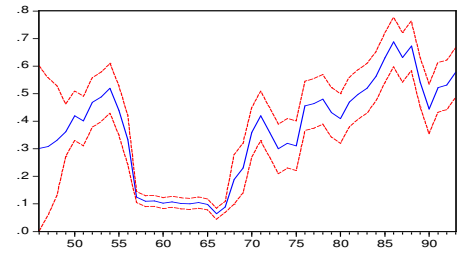
نمودارهای شماره ۳ و ۴ روند ضریب متغیر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی را در طی زمان نشان می‌دهند. تأثیر متغیر مذکور در کل دوره مورد بررسی مثبت بوده است. بین سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۷ به علّت شوک نفتی و افزایش تشکیل سرمایه، افزایش چشمگیری در ضریب متغیر مذکور در هر دو مدل مشاهده می‌شود. همچنین تأثیر انقلاب و جنگ بر کاهش تأثیرگذاری تشکیل سرمایه مشهود است. البته بعد از اتمام جنگ و شروع دهه هفتاد و شروع برنامه‌های سازندگی در اقتصاد ایران، ضریب این متغیر تا حدودی روند افزایشی به خود گرفته است. در مقابل، بین سال‌های ۱۳۷۲ و ۱۳۷۴ روند کاهشی به خود گرفته که می‌تواند به علّت اثرات حاصل از برنامه تعدیل اقتصادی در کشور باشد. به‌جز فاصله بین سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۰ که روندی کاهشی داشته، تأثیر این متغیر در طی دهه ۸۰ و ۹۰ شمسی نسبتاً صعودی و پایدار بوده است.

1. Morisson & Pike (1977)



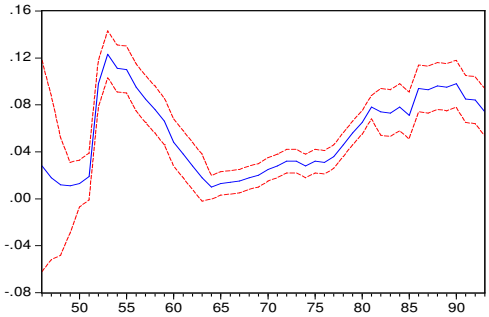
نمودار ۳. ضریب تشکیل سرمایه، مدل ۲۸

مأخذ: نتایج تحقیق



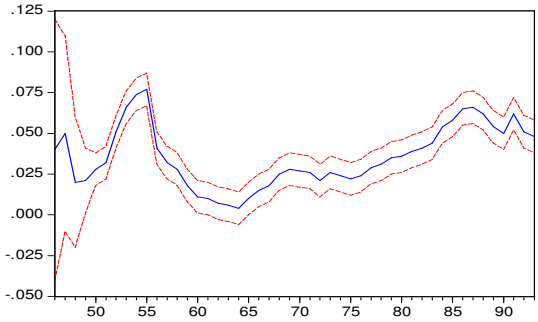
نمودار ۴. ضریب تشکیل سرمایه، مدل ۲۹

مأخذ: نتایج تحقیق



نمودار ۵. ضریب درآمدهای نفتی مدل ۲۸

مأخذ: نتایج تحقیق

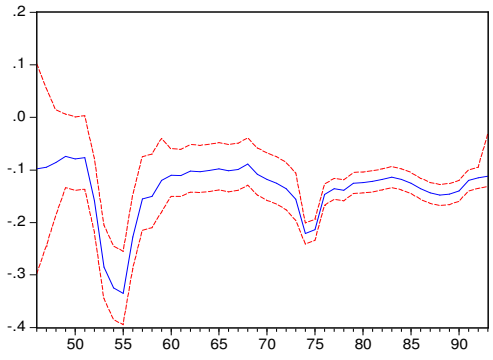


نمودار ۶. ضریب درآمدهای نفتی مدل ۲۹

مأخذ: نتایج تحقیق

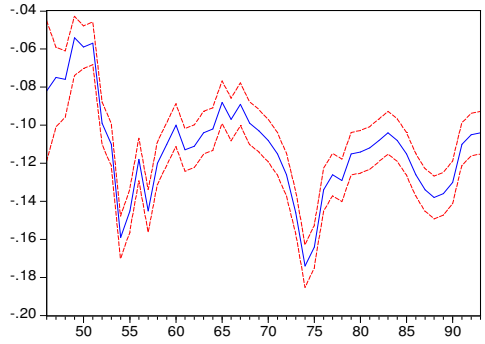
نمودارهای شماره ۵ و ۶ روند تأثیرگذاری درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی را در طی دوره ۱۳۴۶ تا ۱۳۹۳ نشان می‌دهد.

واضح است که شوک نفتی سال ۱۳۵۲، باعث افزایش شدید درآمدهای نفتی شد که اثر مستقیم آن، افزایش رشد اقتصادی بوده است. وقوع انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی به علّت شرایط خاص کشور و کاهش شدید صادرات نفتی ایران به علّت مسائل سیاسی و جنگ، باعث کاهش ضریب این متغیر در آن دوران شده است. کمترین مقدار ضریب متغیر مذکور پس از انقلاب مربوط به سال ۱۳۶۴ می‌باشد که علّت آن کاهش شدید قیمت نفت در جهان و تأمین هزینه‌های جنگ از طریق استقراض از بانک مرکزی و تورم حاصله است. البته پس از سال ۱۳۶۴ در هر دو مدل یک روند نسبتاً صعودی و پایداری در افزایش تأثیرگذاری مستقیم درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی مشاهده می‌شود.



نمودار ۷. ضریب نرخ تورم مدل ۲۸

مأخذ: نتایج تحقیق



نمودار ۸. ضریب نرخ تورم مدل ۲۹

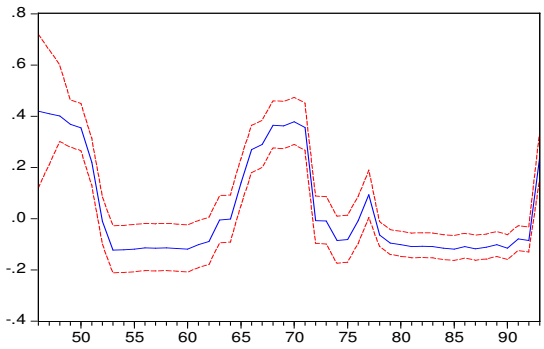
مأخذ: نتایج تحقیق

نمودارهای شماره ۷ و ۸، نشان می‌دهد که تورم در کل دوره مورد بررسی بر رشد اقتصادی ایران تأثیر منفی دارد. تأثیر شوک نفتی سال ۱۳۵۲ بر رشد اقتصادی از کانال تورم، مؤید این مطلب است که شدیدترین تأثیر منفی تورم مربوط به دوره ۱۳۵۲ تا ۱۳۵۷ است که درآمدهای عظیم نفتی وارد کشور شده

است و ماحصل تزریق این درآمد ارزی به اقتصاد کشور ایجاد تورم و تشدید اثر منفی تورم بر رشد اقتصادی می‌باشد. قابل ذکر است که طی دوره جنگ از فشار تورم تا حد زیادی کاسته شده است اما پس از اتمام جنگ و شروع دوره سازندگی و برنامه‌های تعدیل اقتصادی، تورم اثر منفی خود را بر اقتصاد نمایان کرده است به‌نحوی که در دوره ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۵ بزرگ‌ترین اثر منفی تورم بر رشد نمایان شده است.

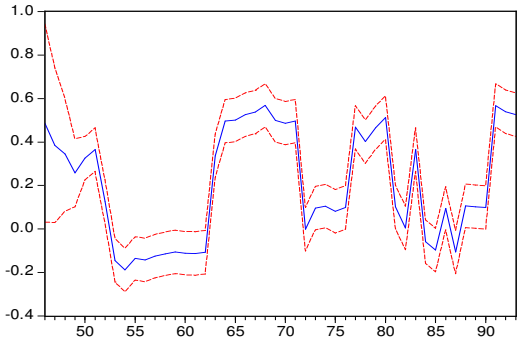
البته پس از سال ۱۳۷۴ تا حدودی از اثر منفی تورم بر رشد کاسته شده است، اما از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۰ دوباره به علّت تحریم‌های اقتصادی و سیاست‌های مربوط به اجرای هدفمندی یارانه‌ها، شدت تأثیرگذاری منفی تورم بر رشد اقتصادی افزایش یافته است. اما پس از سال ۱۳۹۰ به بعد به‌صورت ملایم از شدت تأثیرگذاری منفی تورم بر رشد کاسته شده است.

با توجه به نمودار ۹، نحوه تأثیرگذاری اندازه دولت از منظر مخارج جاری طی دوره مورد بررسی در اقتصاد ایران قابل درک است. در سال‌هایی که اندازه دولت بیشتر از اندازه بهینه بوده است، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی گذاشته است، اما زمانی که اندازه دولت کمتر از اندازه بهینه بوده است تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی بر جای گذاشته است. واضح است که با افزایش شدید درآمدهای نفتی در پی شوک نفتی سال ۱۳۵۲، اندازه دولت نیز شدیداً افزایش یافته و منجر به تأثیر منفی فعالیت‌های دولت بر رشد شده است. طی دوره جنگ تحمیلی به علّت کاهش درآمدهای نفتی (به علّت تحریم نفت ایران و کاهش قیمت نفت و شرایط سیاسی و جنگ) و هزینه‌های بالای جنگ و مسائل امنیتی و رفاهی کشور، اندازه دولت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی گذاشته است. اما با نزدیک شدن به اواخر جنگ تحمیلی از اثرات منفی اندازه دولت کاسته شده و پس از سال ۱۳۶۵ تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی گذاشته است، اما پس از شروع دوره سازندگی و برنامه‌های تعدیل اقتصادی، اندازه دولت از منظر مخارج جاری تأثیر منفی خود را بر رشد اقتصادی نمایان ساخته است. این روند کاهشی تا سال ۱۳۷۴ادامه داشته و در فاصله سال‌های ۱۳۷۸-۱۳۷۵ یک روند صعودی پیدا کرده و پس از سال ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۲ اندازه دولت از منظر مخارج جاری از مقدار بهینه خود به مقدار کمی بالاتر بوده و تأثیر منفی جزئی بر رشد اقتصادی گذاشته است. البته سال ۱۳۹۳اندازه دولت از منظر مخارج جاری از مقدار آستانه خود کمتر شده و تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی گذاشته است.



نمودار ۹. ضریب اندازه دولت از منظر مخارج جاری

مأخذ: نتایج تحقیق



نمودار ۱۰. ضریب اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به نمودار ۱۰، می‌توان اثرات مثبت و منفی اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی را طی دوره مورد بررسی مشاهده کرد. قابل ذکر است که در دوره ۱۳۵۲ تا ۱۳۶۲ که مربوط به دوره شوک نفتی سال ۱۳۵۲ و جنگ تحمیلی است، اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است این بدان علّت است که در دوره شوک نفتی مذکور اندازه دولت به پشتوانه افزایش شدید درآمدهای نفتی از مقدار بهینه خود تجاوز کرده است. طی دوره جنگ نیز به علّت شرایط خاص اجتماعی، سیاسی و اقتصادی کشور و کاهش مخارج عمرانی تأثیر منفی آن بر رشد اقتصادی نمایان شده است. همچنین در سال‌های ۱۳۷۲، ۱۳۸۴، ۱۳۸۵ و ۱۳۸۷ مخارج عمرانی از مقدار بهینه خود کمی بالاتر بوده و در نتیجه از طریق کانال تورم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی گذاشته است. در بقیه سال‌ها به‌جز سال‌های مذکور در بالا، اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است که نشان دهنده این موضوع است که مخارج عمرانی در اقتصاد ایران در بیشتر سال‌ها کمتر از حد آستانه خود بوده است.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

در راستای بررسی رابطه اندازه دولت از منظر مخارج عمرانی و جاری با رشد تولید ناخالص داخلی در ایران با به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی و رهیافت پارامتر زمان- متغیر، به بررسی تجربی روابط بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی برای دوره ۱۳۹۳-۱۳۴۶ پرداخته شده است. نتایج به دست آمده گویای این است که؛ اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی در بلندمدت رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد که از لحاظ آماری نیز مقدار این ضریب معنی‌دار است. اما چنان‌چه میزان فعالیت دولت از حد بهینه خود تجاوز کند و عرصه فعالیت بر بخش خصوصی تنگ شود، به علّت قانون بازدهی نزولی افزایش زیاد نهاده مخارج دولت نسبت به سایر نهاده‌های تولیدی و اثرات منفی حاصل از نحوه تأمین مالی این مخارج، فعالیت دولت در صحنه اقتصادی نه تنها سودمند نیست بلکه تأثیرات منفی بر رشد اقتصادی دارد. همانند دوره بلندمدت، در کوتاه‌مدت نیز چنان‌چه فعالیت دولت بیش از حد بهینه خود باشد، می‌تواند تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته باشد. نتایج مدل کوتاه‌مدت نشان داد که اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی پس از یک دوره تأخیر، تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد تولید ناخالص داخلی دارد. تحقیقات دیگر مانند پناهی و رفاعی (۱۳۹۱)، با به کارگیری روش هم انباشتگی یوهانسون و پیرایی و نوروزی (۱۳۹۱) نیز با استفاده از رگرسیون آستانه‌ای نتایجی شبیه نتایج این مقاله اما با روشی متفاوت به دست آورده‌اند. محققان ذکر شده، اثر افزایش اندازه دولت تا حد آستانه بر رشد اقتصادی را مثبت ارزیابی کردند اما پس از گذشت مقدار حد آستانه، تأثیر منفی افزایش اندازه دولت رشد را نتیجه گرفتند که با نتایج این مقاله همخوان است. نکته‌ای که در این تحقیق ما به تحقیقات قبلی اضافه کرده‌ایم افزودن دوره کوتاه‌مدت و تفکیک آن از بلندمدت و مقایسه هر دو دوره همزمان و در ضمن اعمال شکست‌های ساختاری و به کارگیری و افزودن مدل پارامتر متغیر به تحقیقات قبلی است.

در یک جمع‌بندی کلی می‌توان به این نتیجه رسید که علاوه بر قانون بازدهی نزولی افزایش نهاده مخارج دولت نسبت به سایر نهاده‌های تولیدی، که زمینه را جهت تأثیر منفی اندازه دولت بر رشد اقتصادی فراهم کرده، نحوه تخصیص درآمدهای نفتی نیز یکی از عواملی است که زمینه را جهت تأثیر منفی اندازه دولت بر رشد اقتصادی فراهم می‌کند. افزایش مخارج و هدایت آن به سمت منافع گروه‌های غیرمولد در اقتصاد، منافع طبقات مولد اقتصاد را نادیده گرفته و سیستم پاداش، تنبیه و یادگیری را دچار اختلال کرده و در این شرایط به‌جای کارهای نوآورانه و سرمایه‌گذاری‌های مولد، سرمایه‌گذاری‌ها و یادگیری‌ها بیشتر به سمت دستیابی به رانت‌ها معطوف می‌شود که اثر مخرب بر رشد اقتصادی دارد. نتایج حاصل از افزودن متغیر موهومی افزایش اندازه دولت، تورم و درآمدهای نفتی (با استفاده از آزمون لامزداین پاپل به مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی)، بیانگر ظهور اثر زیان‌بار فعالیت بیش از حد دولت بر رشد اقتصادی می‌باشد که از کانال‌های متعددی به کارکرد طبیعی سیستم اقتصادی کشور آسیب رسانده و اثر منفی خود را بر رشد اقتصادی کشور بر جای گذاشته است.

منابع

اخباری، محمد و زیدی‌زاده، سمیرا (۱۳۹۰). "برآورد اندازه بهینه دولت در اقتصاد ایران با استفاده از تخمین منحنی آرمی". *فصلنامه روند پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۱۹، شماره ۶۰، ۸۱-۱۲.

اخباری، محمد و محقق‌نیا، محمدجواد (۱۳۹۳). "برآورد نرخ بیکاری همراه با نرخ تورم غیرشتابان در اقتصاد ایران و کاربرد آن در سیاست‌گذاری تورم". *اقتصاد مقداری*، شماره ۴، ۱۳۴-۱۱۳.

اسلاملوییان، کریم و حیدری، مرتضی (۱۳۸۲). "انتقاد لوکاس و بررسی ثبات تابع تقاضا برای پول در ایران". *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۲، ۴۶-۱.

آقازاده بکتاش، فرانک و دیزجی، منیره (۱۳۹۶). "تأثیر کارایی هزینه و اندازه دولت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب جهان". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۷، ۱۴۲-۱۲۵.

پناهی، حسین و رفاعی، رامیار (۱۳۹۱). "تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی در ایران با تأکید بر مدل آرمی". *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال ۶، شماره ۲، ۱۳۸-۱۲۳.

پیرائی، خسرو و نوروزی، هایده (۱۳۹۱). "آزمون رابطه به شکل منحنی آرمی میان اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران:

روش رگرسیون آستانه". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۱۲، شماره ۲، ۲۲-۱.

حسینی، سید مهدی؛ عبدی، علیرضا؛ غیبی، علیرضا و فدایی، ایمان (۱۳۸۷). "ترکیب اجزای مخارج دولت و تأثیر آن بر رشد اقتصادی با تأکید بر امور و فصول بودجه عمومی دولت". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۴۷، ۶۳-۳۷.

خداویسی، حسن و عزتی شورگلی، احمد (۱۳۹۲). "نگاهی دوباره به نقش دولت در اقتصاد ایران: کاربردی از رهیافت آزمون کرانه‌ها". *اقتصاد مقداری*، دوره ۱۰، شماره ۴، ۵۳-۲۵.

خضری، محسن؛ سحابی، بهرام؛ یاوری، کاظم و حیدری، حسن (۱۳۹۴). "اثر بازده بخش سوداگری بر تورم در اقتصاد ایران: مدل TVP-FAVAR". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۵، شماره ۵۷، ۲۲۸-۱۹۳.

سعدی، محمدرضا؛ عریانی، بهاره؛ موسوی، میرحسین و نعمت‌پور، معصومه (۱۳۸۹). "تحلیل ارتباط مخارج دولت و رشد اقتصادی در چارچوب مدل رشد بارو". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۳، ۱۷۳-۱۴۵.

سلمانی، بهزاد؛ بهبودی، داود؛ اصغرپور، حسین و ممی‌پور، سیاب (۱۳۹۱). "اثر بی‌ثباتی درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی ایران با تأکید بر حساب ذخیره ارزی". *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، شماره ۲، ۱۲۸-۱۰۳.

صادقی، سید کمال (۱۳۹۳). "بررسی رابطه بلندمدت بین مخارج آموزشی، بهداشتی، امنیت و رفاه اجتماعی و رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی رهیافت حداقل مربعات پویا". *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، سال ۲۱، شماره ۸۰، ۱۳۶-۱۱۳.

کازرونی، علیرضا؛ سلمانی، بهزاد و فشاری، مجید (۱۳۹۱). "تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر درجه عبور نرخ ارز در ایران رهیافت (TVP)". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، شماره ۲، ۱۱۴-۸۵.

محمدزاده، پرویز؛ بهبودی، داود؛ فشاری، مجید و ممی‌پور، سیاب (۱۳۸۹). "تخمین تابع تقاضای خارجی گردشگری ایران رهیافت (TVP)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۱، ۱۳۲-۱۰۷.

محمدزاده، یوسف؛ حکمتی فرید، صمد و شریفی، المیرا (۱۳۹۶). "تأثیر اندازه دولت بر حکمرانی خوب و عملکرد اقتصادی در کشورهای منتخب". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۱۱۲-۹۷.

محمدی، تیمور و سلمانی، محمدرضا (۱۳۸۳). "آزمون الگوی رشد درون‌زا برای اقتصاد ایران بر اساس رهیافت VAR". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۱۵، ۱۹۸-۱۶۹.

Barro, R. J. (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". *The Journal of Political Economy,* 98(5), 103-125.

Facchini, F. & Melki, M. (2013). "Efficient Government Size: France in the 20th Century". *European Journal of Political Economy*, 31, 1-14.

Gregory, A. W. & Hansen, B. E. (1996). "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts". *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.

Lumsdaine, R. L. & Papell, D. H. (1997). "Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis". *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.

Mavrov, H. (2007). "The Size of Government Expenditure and the Rate of Economic Growth in Bulgaria". *Economic Alternatives*, 1, 52-63.

Morrison, G. W. & Pike, D. H. (1977). "Kalman Filtering Applied to Statistical Forecasting". *Management Science*, 23(7), 768-774.

Narayan, P. K. (2005). "The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Cointegration Tests". *Applied Economics*, 37, 1979-1990.

Perron, P. (1997). "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables". *Journal of Econometrics*, 80, 355–385.

Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to

the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Saikkonen, P. & Lütkepohl, H. (2000). "Testing for the Cointegrating Rank of a VAR Process with Structural. Shifts". *Journal of Business & Economic Statistics*, 18(4), 451-464.

Vedder, R. K. & Gallaway, L. E. (1998). "Government Size and Economic Growth". *Paper Prepared for the Joint Economic Committee of the US Congress*.

دانشگاه پیام‌نور
فصلنامه علمی پژوهشی
پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

فرم اشتراک:

علاقه‌مندان به اشتراک فصلنامه علمی پژوهشی «***پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی***»، مبلغ ۲۰۰/۰۰۰ ریال جهت اشتراک سالانه نشریه، به شماره حساب ۲۱۷۸۶۰۹۰۰۱۰۰۷ نزد بانک ملی ایران، شعبه بنفشه تهران واریز کرده و فیش آن را به همراه این فرم، پس از تکمیل، به دفتر مجله ارسال، یا به شماره ۳۴۰۲۱۱۵۱- ۰۸۶ فاکس نمایند.

نام: .....

نام خانوادگی: .....

نشانی: .....

کد پستی: .....

شماره همراه: .....

شماره ثابت: .....

نشانی الکترونیکی: .....

Contents

Economic Instability and the Major Macroeconomic Sectors' Economic Growth: Principle Components Analysis (PCA) Approach 13
Yeganeh Mousavi Jahromi, Hadi Ghaffari, Mehdi Jaluli

Monetary Shocks and Monetary Transmission Mechanism in the Iranian Economy: With Emphasis on Exchange Rates, Housing Prices and Credits 29
Reza Raei, Mohammad Javad Iravani, Tirdad Ahmadi

Conditional Exchange Rate Pass-Through (ERPT) to Import Prices and Effects of a Change in Variance of the Shocks on ERPT: A DSGE Approach 45
Matin Sadat Borghei, Teymour Mohamadi

A Study on the Effect of Savings Rates on Trade Balance in Iranian Economy, Application of Fuzzy Regression and Auto Regressive Distributed Lag Approaches 61
Mohammad Mahdi Barghi Osgouei, Alireza Kazerooni, Behzad Salmani, Saber Khodaverdizadeh

The Effects of Fiscal Policy on Economic Growth in the Iranian Economy: The State-Space Models. 79
Mehdi Khodaei, Mohammad Jafari, Shahram Fattahi

Measuring the Consumption Smoothing of Iranian Households' Consumption Food Against the Temporary and Permanent Income Shocks 93
Mohammad Mowlaei, Oday Ali

Economic Growth and Regional Labour Market Development in Iran's Provinces: Okun's Law in a Spatial Context 107
Siab Mamipour, Atefeh Rezaei

The Impact of International Financial Integration on Income Convergence in Iran and Developing Countries 123
Monireh Rafat

The Effect of Real Exchange Rate Volatility Regimes on Foreign Direct Investment in Iran (Markov Switching Non-Linear Approach) 135
Majid Feshari

Investigating the Relationship between Government Size and Economic Growth in Iran: An Application of State-Space and Auto Regressive Distributed Lags Models 151
Hassan Khodavaisi, Ahmad Ezzati Shourgoli

- 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.	Fotros, M. H.	Makkian, S. N.	Ranjpour, R.
Abunuri, E.	Ghaffari, H.	Mehnatfar, Y.	Rezaei, E.
Afshari, Z.	Ghaffari, Gh.	Mehrara, M.	Saadat, R.
Agheli, L.	Gilak Hakim Abadi, M. T.	Mehregan, N.	Sadeghi Shahdani, M.
Ahmadi Shadmehri, M. T.	Gholami, E.	Mir Bagheri Hir, M. N.	Salimifar, M.
Akbari, N.	Ghorbani, M.	Mohamad Zadeh, P.	Samadi, H.
Akbari Moghadam, B.	Haghighat, J.	Mohamad Vand, M. R.	Seyyed Noorani, S. M.
Asgharpur, H.	Hazeri Niri, H.	Mohseni Zenoozi, S. J.	Shahabadi, A.
Bazazan, F.	Hekmati Farid, M.	Molaei, M.	Shahiki Tash, M. N.
Cheshomi, A.	Homayuni Far, M.	Monsef, A.	Shavvalpur, S.
Dadgar, Y.	Hortamani, A.	Moshiri, S.	Soheyli, K.
Dahmardeh, N.	Jafari Samimi, A.	Motameni, M.	Suri, A.
Dehghani, A.	Karimzadeh, M.	Mousaee, M.	Taghi Nejad Omran, V.
Ebrahimi, M.	Kazeroni, A. R.	Najar Zadeh, R.	Tehranchian, A. M.
Ehsanfar, M. H.	Khoda Bakhshi, A.	Nasrollahi, K.	Yavari, K.
Emadzadeh, M.	Khoda Panah, M.	Nasrollahi, Z.	Zamanian, Gh.
Emami Meybodi, A.	Khoshnoudi, A.	Paseban, F.	Zaraanezhad, M.
Ezzati, M.	Komijani, A.	Pour Faraj, A.	Zaroki, Sh.
Falahati, A.	Lashkari, M.	Pour Moghim, S. J.	Zobeiri, H.
Fallahi, M. A.	Madah. M.	Rafat, M.	
Falihi, N.	Mahmudzadeh, M.	Rahmani, T.	

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 Lotfalipur
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 Lotfalipur	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. 8, No. 31, June 2018