بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی- پژوهشی

پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسئول: هادی غفاری

سردبیر: محمدرضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

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

ویراستار فارسی: محسن ذوالفقاری

ویراستار انگلیسی: مژگان عیوضی

کارشناس فصلنامه: مهدیه آقایی

ویرایش و صفحه‌آرایی: احمد آقایی

طراح جلد: فاطمه ملک افضلی

شمارگان چاپ: ۱۵۰ نسخه

قیمت هر شماره: ۵۰۰۰۰ ریال

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

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

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

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

داوران فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

محسن ابراهیمی	محمد حکمتی فرید	سید محمدرضا سیدنورانی	سید جمال‌الدین محسنی‌زنوزی
اسماعیل ابونوری	حسن حیدری	ابوالفضل شاه‌آبادی	پرویز محمدزاده
عباسعلی ابونوری	مسعود خداپناه	سعید شوال‌پور	محمدرضا محمدوند ناهیدی
محمد حسین احسانفر	اکبر خدابخشی	محمدنبی شهیکی‌تاش	مجید مداح
مجید احمدیان	عبداله خشنودی	راشد صفوی	سعید مشیری
محمدطاهر احمدی شادمهری	منصور خلیلی‌عراقی	علی‌حسین صمدی	سید نظام‌الدین مکیان
علی اسدی	یداله دادگر	لطفعلی عاقلی کهنه‌شهری	عبدالعلی منصف
حسین اصغرپور	سهراب دل‌انگیزان	قهرمان عبدلی	میثم موسایی
زهرا افشاری	علی دهقانی	علی‌رضا عرفانی	محمد مولایی
نعمت‌اله اکبری	نظر دهمرده	مرتضی عزتی	محسن مهرآرا
رضا اکبریان	سعید راسخی	مصطفی عمادزاده	نادر مهرگان
علی امامی میبدی	تیمور رحمانی	غلامرضا غفاری	میرناصر میرباقری‌هیر
لطفعلی بخشی	ابراهیم رضایی	هادی غفاری	حسین میرزایی
محمد باقر بهشتی	رضا رنج‌پور	محمدحسن فطرس	مرتضی نادری
فاطمه پاسبان	هدی زبیری	محمد قربانی	رضا نجارزاده
علیرضا پورفرج	منصور زراءنژاد	محمدعلی فلاحی	زهرا نصرالهی
سید جواد پورمقیم	شهریار زروکی	علیرضا کرباسی	خدیجه نصرالهی
حسین توکلیان	مصطفی سلیمی‌فر	مصطفی کریم‌زاده	امیر هرتمنی
احمد جعفری‌صمیمی	رحمان سعادت	اکبر کمیجانی	مسعود همایونی‌فر
علی چشمی	علی سوری	محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی	کاظم یاوری
هاتف حاضری نیری	کیومرث سهیلی	محمد لشکری	

بر اساس گزارش هشتمین جلسه شورای راهبری ISC ، فصلنامه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی، دارای ضریب تأثیر (IF = 0.63) از پایگاه استنادی علوم جهان اسلام می‌باشد.

بر اساس گزارش هشتمین جلسه شورای راهبری ISC، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی **حائز رتبه اول ضریب تأثیر در بین کلیه مجلات علمی پژوهشی اقتصادی کشور** و نیز کسب رتبه چهارم در بین تمام مجلات علمی پژوهشی و علمی ترویجی کشور گردید و در بین ۱۰ نشریه برتر کشور قرار گرفت.

در چهاردهمین جشنواره ملی تجلیل از پژوهشگران و فناوران برتر سال ۱۳۹۲، این فصلنامه به عنوان تنها **نشریه برتر در زمینه علوم انسانی** انتخاب گردید.

همچنین در دومین و سومین جشنواره ملی هفته پژوهش و تجلیل از پژوهشگران برگزیده سال‌های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴، این فصلنامه به عنوان مجله برتر علمی–پژوهشی دانشگاه پیام نور مورد تقدیر قرار گرفت.

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

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

May 13, 2011

Dear Dr. Ghaffari,

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

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

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

Yours sincerely,

Liz Braunstein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

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

دانشگاه پیام نور

تاریخ: ۹۶/۹/۲۲

شماره: ۹/۱۰۴۵۸/ص

بسم الله الرحمن الرحیم

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

دست اندرکاران محترم نشریه علمی پژوهشی رشد و توسعه اقتصادی

با سلام و احترام

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

«نشریه برتر دانشگاه»

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

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

علی اصغر رستمی ابوسعیدی

رئیس دانشگاه

نشر حقلی www.hefzi.ir

حق چاپ محفوظ. شماره ۲۰۲۲

دانشگاه پیام نور

تاریخ: ۹۳/۹/۲۵

شماره: ۷/۱۰۷۳/ص

بسم الله الرحمن الرحیم

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

جناب آقای دکتر هادی غفاری

مدیر مسئول محترم مجله پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

باسلام و احترام

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

«مجله برتر علمی و پژوهشی دانشگاه»

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

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

ابوالفضل فراهانی

رئیس دانشگاه

4045 TAZHIBHOUSE.com

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

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

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

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

وهمت والای فرهیختگان نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران وشایسته 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 شمارا 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- استراتژی‌های 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)، طبقه بندی 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 فاصلهٔ 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"** 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، **"شکل"** همانند مورد جدول بوده، صرفاً توضیح شکل و شماره آن در زیر شکل می‌آید.

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

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

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

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

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

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

د) پی‌نوشت‌های توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.

۱۳- کلیه مقالاتی که در آنها از روش‌های کمی 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.

فهرست مطالب

عوامل اقتصادی–اجتماعی تعیین کنندهٔ باروری در ایران (با کاربرد داده‌های پانل)..... ۱۳
زهرا افشاری

اثرات توزیع مجدد درآمد حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضا و رفاه خانوارها با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه..... ۲۱
روح الله مهدوی

مطالعه توسعه مالی بین‌الملل و نقش آن بر جهانی شدن اقتصاد در کشور ایران با استفاده از داده‌های تابلویی..... ۳۷
آنامحمد آق ارکاکلی، محمود یحیی زاده‌فر، مهدی نوبخت

شبیه‌سازی مالیات سبز بر رشد اقتصادی در ایران با کاربرد روش تعادل عمومی قابل محاسبه..... ۵۷
احمد جعفری صمیمی، الهام علیزاده ملفه

مطالعه تجربی تأثیر توسعه کیفی نظام مالی بر رشد اقتصادی (مورد ایران)..... ۷۱
بهنام ابراهیمی، محمد واعظ برزانی، رحیم دلالی اصفهانی، مجید فخار

تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تورم، رشد و پول، مطالعه موردی ایران..... ۸۵
ابوالقاسم اثنی عشری، کامران ندری، اصغر ابوالحسنی، نادر مهرگان، محمدرضا بابایی سمیرمی

تحلیل تأثیر نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه در کشورهای در حال توسعه منتخب..... ۱۰۳
سمیه حسنوند، منصور زراءنژاد، امیرحسین منتظرحجت

اثر بهبود فضای کسب وکار و رعایت حقوق مالکیت فکری بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد متوسط به بالا..... ۱۱۹
صمد حکمتی‌فرید، یوسف محمدزاده، دیمن خزالی

اثر وفور درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی ایران از کانال اثرگذاری بر عدم تعادل در بودجه و بخش خارجی..... ۱۳۱
محمد رضایی، کاظم یاوری، مرتضی عزتی، منصور اعتصامی

نرخ رشد بهینه مخارج دولت: تئوری کنترل بهینه پویا..... ۱۴۵
علی یونسی، هادی غفاری، محمد حسین پورکاظمی، فرهاد خداداد کاشی

سخن سردبیر

ما قبل از آمدن بهار یعنی درست در فصل زمستان بهاری می‌شویم. ما بعد از تحویل سال متوجه نمی‌شویم که بهار وارد زندگی ما شده است، بلکه قبل از آمدن بهار و در واقع خیلی زودتر از بهار، در دل فصل زمستان است که برای آماده‌سازی ورود بهار دست به کار می‌شویم. این درس بزرگی است و این همان نکته طلایی نوروز هر سال است که اگر با تمام وجود آن را دریابیم می‌توانیم تمام افق‌های یخزده زندگیمان را به رنگ بهار درآوریم.

موفقیت هم چیزی جز این نیست. موفقیت به زبان خیلی ساده یعنی هنر بهاری شدن قبل از آمدن بهار! یعنی یقین به آمدن حتمی بهار در دل سردترین روزهای زمستان و این یقین و اطمینان قلبی و صد درصد است که بین یک آدم موفق و یک فرد معمولی تفاوت ایجاد می‌کند و ما با این نگاه شماره مربوط به بهار ۱۳۹۵ را در زمستان ۱۳۹٤ تقدیم دستان پر مهر شما نموده‌ایم.

دوستان و یاوران همیشگی فصلنامه، سال ۱۳۹٤ در حالی به پایان می‌رسد که با استعانت از الطاف خداوند متعال و زحمات اعضاء محترم هیئت تحریریه و دست اندرکاران فصلنامه، تعداد بسیار زیاد مقالات ارسالی اساتید، محققین و دانشجویان تحصیلات تکمیلی در سرتاسر کشور فرصت مغتنمی شد برای خدمت. دریافت، ارزیابی و مدیریت بیش از ۳۰۰ مقاله در این سال، عزمی جدی می‌طلبید و در راستای پاسخگویی به این نیاز ویژه‌نامه‌ای در ارتباط با پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی ایجاد شد که بتواند با دسته‌بندی موضوعات رشد و توسعه اقتصاد روستایی و کشاورزی فاصله دریافت تا پذیرش را در برخی موارد به زیر ۲ ماه برساند. بی‌شک موفقیت فصلنامه در ایجاد رضایت شما همراهان به طور مستقیم تابع اعتماد شماست که از این بابت به خود افتخار می‌کنیم.

امیدواریم در سال ۱۳۹۵ نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران بتواند موانع رشد و توسعه اقتصادی را با همت همه اساتید و محققین کشور و با استفاده از دستاوردهای علمی همه عزیزان که از طریق این فصلنامه منتشر می‌شود به قوت از میان بردارد و شکوفایی و رونق به اقتصاد ایران هدیه شود. با این امید از همه اساتید، محققین و دانشجویان تحصیلات تکمیلی دعوت می‌کنیم که نتایج یافته‌های علمی خود را جهت چاپ به این فصلنامه ارسال فرمایند.

محمد رضا لطفعلی‌پور

بهار ۱۳۹۵

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و دوم، بهار ۱۳۹۵ (۲۰ـ ۱۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 22, March 2016

عوامل اقتصادی-اجتماعی تعیین کنندهٔ باروری در ایران (با کاربرد داده‌های پانل)

*زهرا افشاری[۱]
۱. استاد اقتصاد دانشگاه الزهرا

(دریافت: ۱۳۹۳/۱۱/۲۱ پذیرش: ۱۳۹٤/۲/۲۸)

The Socio-Economic Determinants of Fertility in Iran (Panel Data Approach)

*Zahra Afshari[1]
1. Professor of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran
(Received: 10/Feb/2015 **Accepted:** 18/May/2015)

چکیده

در این مقاله به بررسی برخی از عوامل اقتصادی- اجتماعی تعیین کنندهٔ باروری در ایران پرداخته شده است. برای این منظور از داده‌های استانی ایران در دورهٔ زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۵ استفاده شده است. و روش مورد استفاده در این تحقیق داده‌های پانل می‌باشد. نتایج مدل یک رابطهٔ منفی بین رشد محصول ناخالص سرانه (سطح توسعه) و نرخ باروری در استان‌های ایران را نشان می‌دهد که با نتایج تجربی سایر کشورها مطابقت دارد. به علاوه نتایج تحقیق نشان داد که افزایش سطح توسعه در استان‌ها و به دنبال آن افزایش درجه شهرنشینی و صنعتی شدن تغییر باورهای سنتی را به دنبال داشته است. این تحولات باعث افزایش تحصیلات زنان و تغییر در ساختار قدرت و در نتیجه تصمیم‌گیری در خانواده شده است و سپس از طریق به تأخیر انداختن سن ازدواج، بر باروری تأثیر می‌گذارد. نتایج به‌دست آمده مؤید نظریات مکتب نوسازی می‌باشد. به علاوه این مطالعه هم‌راستا با برخی مطالعات بین کشوری نشان می‌دهد که باروری رفتار موافق ادوار تجاری دارد، که مکتب پنسیلوانیا را تأیید می‌کند.

واژه‌های کلیدی: باروری، آموزش عالی زنان، سن ازدواج زنان، اشتغال، صنعتی شدن، نرخ مشارکت زنان، داده‌های پانل.
طبقه‌بندی JEL: J13، J11، C23.

Abstract:

This article examines the selected socio- economic determinants of fertility in Iran. For this purpose, the data for 30 provinces of Iran during the period 2006-2012 were considered. The panel data method of estimation was applied to estimate the relationship between the variables. The results show that economic development in provinces measured by GDP per capita decreased the fertility rate. Economic development accompanied by urbanization and industrialization increased the share of women with higher education in population. These developments by changing the rule of women in family decision making and postponing the marriage increased the average age of women in first marriage. These factors had a reverse and significant impact on fertility rate in Iran for the period under consideration. These results confirm the modernization school of thought. Furthermore, our model, consistent with some previous cross country researches,indicates that fertility reveals procyclical behavior which confirm the Pennsylvania theory of fertility.

Keywords: Fertility, Women's Higher Education, The Labor Force Participation of Women, First Marriage Women's Age, Industrialization, Panel Data.
JEL: J13, J11, C23.

* **نویسنده مسئول:** زهرا افشاری
E-mail: afsharizah@gmail.com

*Corresponding Author: Zahra Afshari

۱. مقدمه

نرخ باروری در ایران از ۷/۷ در سال ۱۳۴۹ به ۶ در سال ۱۳۵۵ کاهش یافت و سپس در سال ۱۳۵۹ به ۷ رسید. ولی این دوره نرخ بالا دیری نپایید. نرخ باروری از ۶/۸ در سال ۱۳۶۳ به ۵/۵ در سال ۱۳۶۷ رسید. این کاهش کند بود تا اینکه برنامه تنظیم خانواده دولت در سال ۱۳۶۸ روند کاهشی باروری را تسریع کرد، به طوری‌که این نرخ در طول ۶ سال به ۲/۸ در سال ۱۳۷۴ تنزل کرد. مرکز آمار ایران در سال ۱۳۷۸ این نرخ را ۲/۰۶ برای کل کشور و به ترتیب ۱/۸۸ و ۲/۳۹ برای مناطق شهری و روستایی اعلام کرده است. در سال ۱۳۷۸ همچنین در ۳ منطقه از ۵ منطقه کشور نرخ باروری زیر نرخ جایگزینی بود. این روند کاهشی تداوم یافت تا در دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۴ این نرخ به ۱/۸۹ و در سال ۱۳۹۱ به ۱/۹ رسیده است.

نشانه‌های دستیابی به زیر نرخ جایگزینی از اوایل دهه ۱۳۷۰ آغاز شد. به طوری‌که در سال ۱۳۷۶ در چهار استان (گیلان، تهران، سمنان و اصفهان) نرخ باروری زیر نرخ جایگزینی رسید (عباسی شوازی، ۲۰۰۱). در سال ۱۳۷۸ مرکز آمار ایران این نرخ را ۲/۰۶ برای کل کشور اعلام کرده است. در دوره ۱۳۷۹- ۱۳۷۵ در ۵ استان از ۲۸ استان کشور نرخ باروری زیر نرخ جایگزینی بوده است. در ۲۰ استان کشور این نرخ بین ۳-۲، در ۲ استان بین ۴-۳ و تنها برای استان سیستان و بلوچستان این نرخ ۵ بوده است. در سال ۱۳۹۱، چهار استان خراسان جنوبی (۲/۴۸) سیستان و بلوچستان (۲/۲۶)، کهکیلویه و بویراحمد (۲/۲) و کردستان (۲/۰۴) به ترتیب بالاترین نرخ باروری را تجربه کرده‌اند. مابقی استان‌ها نرخ باروری زیر ۲ داشته‌اند. کمترین نرخ باروری مربوط به استان‌های تهران (۱/۰۸)، اصفهان (۱/۳۷)، مازندران و مرکزی (۱/۴۷) می‌باشد. این در حالی است که با توجه به هرم سنی جمعیت که یکی از عوامل تعیین کننده باروری می‌باشد، جمعیت زنان در سن باروری روند صعودی داشته است. در سال ۱۳۶۵ جمعیت زنان در سن باروری ۱۰ میلیون و ۵۰۰ هزار نفر بوده است که در سال ۱۳۹۰ به حدود ۲۲ میلیون نفر رسیده است. یعنی به بیش از دو برابر رسیده است. در حالی‌که تعداد موالید از ۲ میلیون و دویست هزار نفر در سال ۱۳۶۵ به ۱ میلیون و ۳۵۰ هزار نفر در سال ۱۳۹۰ کاهش یافته است. بنابراین علت کاهش باروری در دوره مورد نظر تغییر هرم سنی در جهت کاهش جمعیت در سن باروری نمی‌باشد و باید به دنبال سایر عوامل بود. با این وجود در پیش‌بینی جمعیت در سن باروری باید به مسئله تغییرات در هرم سنی توجه خاصی مبذول داشت.

با توجه به موارد فوق ملاحظه می‌شود که حتی اگر رفتارهای جامعه در مورد تشکیل خانواده و سن ازدواج و انتخاب تعداد فرزند تغییر نکند باز نرخ رشد جمعیت صرفاً به دلیل ورود انبوه جمعیت به سنین باروری و تولیدمثل از رشد برخوردار خواهد شد و نرخ رشد جمعیت می‌تواند از حدود ۱/۲۹ درصد در بین سال‌های ۱۳۹۰- ۱۳۸۵، به حدود ۱/۳۵ درصد در سال ۱۳۹۰ افزایش یابد. البته در صورتی که هر یک از عوامل کاهش نرخ رشد جمعیت مانند سن ازدواج، تعداد فرزندی که هر خانواده برنامه‌ریزی می‌کند یا میزان مرگ و میر و طلاق تغییر کند، این عوامل به صورت جداگانه بر نرخ رشد جمعیت تأثیر خواهد گذارد.

بر اساس سناریوی حد پایین سازمان ملل که با روند فعلی کاهش میزان باروری کل در کشور همسو است، جمعیت ایران از ۷۵ میلیون و ۱۵۰ هزار نفر در سال ۱۳۹۰ به ۸۷ میلیون و ۷۰۰ هزار نفر در سال ۱۴۲۰ خواهد رسید. در حال حاضر ایران، ششمین کشور جهان است که به سرعت به سوی سالمندی پیش می‌رود. با توجه به مشکلاتی که ادامه روند باروری از یک‌سو و شتاب سیر سالمندی جمعیت از سوی دیگر (نسبت جمعیت ۶۵ سال به بالا از ۴ درصد در سال ۱۳۳۵ به ۶/۱ درصد در سال ۱۳۹۰ رسیده است) بر تأمین نیروی کار مورد نیاز رشد بلندمدت اقتصاد ایجاد می‌کند، ضرورت دارد که عوامل مؤثر بر باروری مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور، در ادامه این مقاله، در مبانی نظری و پیشینه، عوامل مؤثر بر نرخ باروری مورد بررسی قرار می‌گیرد. و سپس به ارائه مدل و تحلیل نتایج آن می‌پردازیم. بخش پایانی به نتیجه‌گیری و دلالت‌های سیاستی اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

اولین تحلیل اقتصادی از باروری را می‌توان در نظریهٔ جمعیت مالتوس[1] (۱۷۹۸) یافت. به طور خلاصه در دیدگاه مالتوس جمعیت با نرخ سریعی رشد می‌کند مگر آنکه از طریق عرضهٔ محدود مواد غذایی و سایر کالاهای "حداقل معیشت" متوقف شود. که رشد جمعیت بر رشد کالایی پیشی می‌گیرد و درآمد سرانه کاهش می‌یابد، از یک‌سو ازدواج‌ها به تعویق می‌افتد، و از سوی دیگر فرزندان کم‌تری به دنیا می‌آید و تعداد کمتری به سن بزرگسالی می‌رسند. دو عامل اول محدودیت‌های اخلاقی‌اند و عامل سوم تنگدستی و بدبختی را به بار می‌آورد.

1. Malthus (1798)

اگر تقاضا برای فرزند از کشش درآمدی بالایی برخوردار باشد، محدودیت اخلاقی مانع اصلی در برابر رشد جمعیت خواهد بود. اما در صورتی که تعداد زاد و ولد نسبت به درآمد بی‌کشش باشد، آنگاه تنگدستی مانع اصلی رشد جمعیت به شمار می‌رود (بکر گری[1]، ۱۹۹۳: ۱۳۶).

مالتوس همچنین معتقد است که درآمد بیشتر، ازدواج را تشویق می‌کند و سبب افزایش باروری از یک سو و کاهش مرگ و میر نوزادان از سوی دیگر می‌شود. در نتیجه جمعیت سریع‌تر رشد می‌کند (هافمن و آورت[2]، ۲۰۱۰: ۱۴۱). از این‌رو مشاهده می‌شود که در دیدگاه مالتوس رابطهٔ درآمد و باروری، یا به بیان دیگر اثر درآمدی مثبت است. اما نقطه ضعف اساسی رهیافت مالتوس، ماهیت مکانیکی آن است، در این رهیافت مردان و زنان در مورد زمان ازدواج تصمیم می‌گیرند و نرخ دستمزد بر این تصمیم تأثیرگذار است. از این‌رو دستمزد بر باروری تنها به طور غیرمستقیم اثر می‌گذارد. هرچند رهنمود مالتوسی مبنی بر حرکت هم‌سوی درآمد و باروری با بسیاری از شواهد عینی در تناقض است، در دنیای واقعی رابطه میان باروری و درآمد معمولاً منفی است. این رابطهٔ منفی هم در داده‌های سری زمانی (باروری با افزایش درآمد در طول زمان کاهش یافته است) و هم در داده‌های مقطعی (عموماً در کشورهای فقیر، در مقایسه با کشورهای غنی باروری بالاتر می‌باشد). نمایان است. همچنین در اکثر جوامع خانواده‌های با درآمد متوسط و بالاتر در مقایسه با خانواده‌های فقیر فرزند کمتری دارند (ژیلیس و همکاران[3]، ۱۹۹۲: ۱۷).

نظریه‌های باروری در ایالات متحده عمدتاً به دنبال کاهش نرخ باروری از سال ۱۹۵۷ به بعد شکل گرفت تا دلایل این روند را توضیح دهند. شکل‌گیری یک روند معکوس بین درآمد سرانه و باروری در طول دورهٔ بعد از جنگ جهانی دوم، محرک اصلی برای توجه اقتصاددانان به مسئله باروری بوده است. بنابراین مهم‌ترین جزء هر تحلیل باروری را می‌توان در رابطهٔ میان درآمد و باروری جستجو کرد. لیبنشتاین با طرح مسئله نوسازی جامعه، افزایش سطح آموزش زنان، افزایش مشارکت زنان در نیروی کار غیرکشاورزی، کاهش مداوم مرگ و میر نوزادان، کاهش آن دسته از باورهای مذهبی سنتی که از هنجارهای باروری بالا حمایت می‌کردند، شهرنشینی همراه با آثار مذهب‌زدایی از الگوهای رفتاری سنتی، و افزایش حقوق زنان و تغییر نقش زنان در خارج از خانه، ضعف نظام خانوادهٔ گسترده، معرفی روش‌های پیش‌گیری از بارداری و گسترش نظام‌های حمایت از سالمندان را از عوامل کاهش باروری معرفی می‌کند. لیبنشتاین تمرکز بر کاهش باروری دلخواه دارد. به نظر او کاهش باروری دلخواه به کاهش باروری واقعی منتهی می‌شود. در نتیجه تعیین میزان باروری دلخواه از سوی زوجین نقش مهمی در تبیین تغییرات باروری دارد. بنابراین این نظریهٔ بر این باور است که در مسیر رشد پایدار، درآمد سرانه باروری کاهش می‌یابد (لیبنشتاین[4]، ۱۹۷۴: ۴۵۷).

ادامه این تلاش‌ها منجر به شکل‌گیری دو مکتب فکری شد.

الف) مکتب شیکاگو- کلمبیا: که می‌توان آن را ادامه و شکل تکامل یافته نظریهٔ لیبنشتاین دانست. اولین مطالعه در خط فکری الگوی شیکاگو- کلمبیا توسط بکر (۱۹۶۰) انجام شد. او نظریهٔ اقتصادی باروری را بر پایه فروض نئوکلاسیک ارائه داد. فروض آشنای اقتصاد خرد نئوکلاسیک، یعنی رجحان ثابت، رفتار بهینه‌یابی، وجود راه‌حل‌های تعادلی برای تمام وضعیت‌های تصمیم‌سازی چارچوب اصلی تحلیل باروری را تشکیل می‌دهند (رابینسون[5]، ۱۹۹۷: ۶۳).

به عبارت دیگر بکر ادعا داشت که تغییرات باروری را می‌توان در قالب الگوی تحلیل تقاضا برای کالاهای بادوام مورد بررسی قرار داد. الگوی او مبتنی بر دو اصل متعارف اقتصاد است، اول، عقلانیت خانوار نمونه و دوم، مستقل بودن قیمت کالاهای مصرفی از تصمیمات مصرفی خانوار (سندرسون[6]، ۱۹۷۶: ۴۷۰) بنابراین مکتب شیکاگو-کلمبیا که رویکرد غالب در نظریه اقتصاد باروری در دهه۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ بود، یک رویکرد تقاضا برای فرزند است. به بیان دیگر خانوار به دنبال حداکثرکردن مطلوبیت کل خود با توجه به قید بودجه است. در نظر گرفتن فرزندان به عنوان نوعی خاص از کالای سرمایه‌ای پایه نظریهٔ باروری را تشکیل می‌دهد. بنابراین فرزند به مانند دارایی با دوام تلقی می‌شود که جریانی از خدمات را در طول زمان ارائه می‌دهد.

در سال ۱۹۷۳ تعدیل‌هایی در جبهه شیکاگو-کلمبیا رخ داد. این تعدیل‌های نظری در دو مطالعهٔ بکر-لوئیس[7] (۱۹۷۳) و ویلیس[8] (۱۹۸۷: ۸۱-۶۸) نمایان است. در این مطالعات اصل اول پیش گفته یعنی رجحان‌های ثابت کماکان حفظ شد اما

1. Becker Gary (1993)
2. Hoffman & Averett (2010)
3. Gillis et al. (1992)
4. Leibenstein (1974)
5. Robinson (1997)
6. Sanderson (1976)
7. Becker & Lewis (1973)
8. Willis (1987)

اصل دوم کنار گذاشته شد (ساندرسون، ۱۹۷۶: ۴۷۱). طبق اصل دوم، با تغییر درآمد خانوار، میزان کالای تقاضا شده بدون تغییر باقی می‌ماند، در نتیجه یک رابطهٔ مستقیم بین درآمد و تعداد فرزندان (باروری) وجود دارد. بنابراین می‌توان گفت که مکتب شیکاگو – کلمبیا با تکیه بر عوامل تقاضا برای فرزند سعی در تبیین روندهای باروری داشت. ولی در الگوی جدید، تقاضا برای فرزند با درآمد خانوار و نسبت قیمت کالا به قیمت فرزند رابطهٔ مستقیم و با میزان رجحان والدین برای به‌دست آوردن کالا نسبت به فرزند رابطه معکوس دارد (ایسترلین[1]، ۱۹۷۵: ۵۵ و استرلین، ۱۹۷۸: ۳۰). یعنی هرچه درآمد خانوار بالاتر و نسبت قیمت کالا به قیمت فرزند بالاتر باشد و تمایل مرد و زن برای داشتن فرزند نسبت به مصرف کالا بیشتر باشد، تعداد فرزندان و به دنبال آن نرخ باروری مشاهده شده بیشتر خواهد بود. بنابراین، این مکتب تغییرات باروری را بر مبنای تقاضا برای فرزند و به طور خاص با تأکید بر قیمت که رابطه نزدیکی با هزینهٔ زمان والدین دارد، تبیین می‌کند. و به همین جهت به الگوی قیمت – زمان معروف است. در این الگو نقش عوامل سمت عرضه ناچیز است.

ویژگی دیگر این مکتب، پیش‌بینی رفتار باروری در طی ادوار تجاری است. در این مکتب با تغییر سهم زنان در نیروی کار، رابطهٔ کوتاه‌مدت میان باروری و درآمد تغییر می‌کند. هرچه مشارکت اقتصادی زنان افزایش یابد، حساسیت باروری به نوسانات نرخ دستمزد زنان نیز بیشتر می‌گردد (میلا علمی و روستایی شلمانی، ۱۳۹۳: ۱۵). لذا این الگو وجود رفتار ضدّ ادواری باروری را پیش‌بینی می‌کند. در دوران رونق که نرخ دستمزد بالا است با توجه به الگوی قیمت – زمان، مشارکت اقتصادی زنان افزایش و در نتیجه باروری کاهش می‌یابد. عکس این پدیده در دوران رکود اتفاق می‌افتد.

ب) مکتب پنسیلوانیا: این مکتب، روش شناسی متفاوتی از مکتب بالا دارد و ملاحظات جامعه شناسانه و جمعیت شناسی را وارد نظریه باروری می‌کند. ایسترلین (۱۹۶۶) نشان داد که تغییرات نرخ باروری زنان جوان در هر گروه سنی رابطهٔ مستقیم با تغییرات درآمد نسبی بین نسلی دارد. چنین تبیینی مفهوم تغییرناپذیری سلایق را نقض می‌کند (ساندرسون، ۱۹۷۶: ۴۷۰). ویژگی خاص این الگو وارد کردن عوامل سمت عرضه در نظریه باروری می‌باشد. در این الگو عرضهٔ بالقوهٔ فرزند و هزینه‌های کنترل باروری به الگوی قبلی اضافه می‌شود (ایسترلین، ۱۹۷۸: ۳۰۴-۳۰۳).

مکتب شیکاگو- کلمبیا به رفتار ضدّ ادواری باروری تأکید دارد، برعکس مکتب پنسیلوانیا پیش‌بینی می‌کند که باروری رفتار موافق ادوار تجاری دارد. با توجه به اینکه سلایق در کوتاه‌مدت تغییر نمی‌کنند. نوسانات در درآمد واقعی منجر به تغییرات هم‌سو در باروری می‌شود (ایسترلین، ۱۹۷۸: ۳۰۶).

۳. مروری بر پیشینهٔ مطالعات مربوط به عوامل مؤثر بر باروری در ایران

مطالعات مربوط به عوامل مؤثر در باروری را می‌توان در دو گروه خلاصه کرد. گروه اول (سه تحقیق زیر) اثر عوامل غیراقتصادی را بر باروری مورد بررسی قرار می‌دهند. در مقاله اول (عباسی‌شوازی و عسگری‌ندوشن، ۱۳۸۴) با استفاده از چارچوب نهادی تحلیل باروری، تأثیر ابعاد و تغییرات خانواده، بر نگرش‌ها و رفتارهای باروری را با ارائه مطالعه‌ای موردی از استان یزد مورد بررسی قرار می دهند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که طی چند دهه اخیر تغییرات سریعی در رفتارها و نگرش های باروری رخ داده است. بافت سنتی خانواده نیز آمیزه‌ای از تداوم و تغییر را تجربه کرده است. این مقاله نتیجه می گیرد که سرعت شدید کاهش باروری را نمی‌توان به تغییر اشکال سنتی خانواده ارتباط داد، زیرا کاهش سریع باروری ملازم با تحولات سریع در عناصر سنتی حیات خانواده نبوده و برخلاف پیش‌بینی‌های قبلی برخی از صاحب نظران نوعی همگرایی خطی به سمت مدل خانواده هسته‌ای غربی صورت نگرفته است. در مقاله دوم (عباسی‌شوازی و فیروزکاوه: ۱۳۸۱) به بررسی روند و چگونگی تغییر سیاست‌های اتخاذ شده در زمینهٔ کنترل جمعیت در ایران می‌پردازند. و این مقاله نتیجه می‌گیرد که سیاست‌ها گذشته از شرایط و تحولات جمعیتی در کشور، متأثر از تحولات اجتماعی، سیاسی و فرهنگی قبل و بعد از انقلاب بوده است. مقاله سوم (عباسی شوازی و حسینی چاوشی، ۱۳۹۰) به بررسی روندها و تفاوت‌های باروری در ایران می‌پردازد و با برآورد میزان باروری در استان‌های ایران نتیجه می‌گیرد که شکاف شهری و روستایی در میزان‌های باروری در بسیاری از استان‌ها معنی‌دار نیست.

گروه دوم از تحقیقات به بررسی اثر عوامل اقتصادی بر باروری می‌پردازند که می‌توان به تحقیقات زیر اشاره کرد: نوروزی به بررسی عوامل مؤثر بر میزان باروری زنان در ایران، بر اساس معادله‌های رگرسیون چند متغیره می‌پردازد. نتایج به‌دست آمده، نشانگر آن است که افزایش سطح تحصیلات

1. Easterlin (1975)

والدین، به ویـژه مـادران، و کـاهش مـرگ و میـر فرزنـدان، از مؤثرترین عوامل در کاهش میزان باروری زنان در ایـران اسـت (نوروزی، ۱۳۷۷: ۷۸-۶۱).

علاوه بـر آن، بـالا رفـتن سـن ازدواج زنـان، شهرنشـینی، اشتغال زنان در خارج از منزل، نوگرایی و بهبود وضعیت زندگی، از دیگر عوامل مؤثر بر کـاهش بـاروری زنـان در ایـران اسـت. معینی و همکاران به بررسی عوامل اقتصادی تعیین کننده نـرخ باروری در ایران، در سطح خرد با اسـتفاده از داده‌هـای بودجـه خانوار می‌پردازند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که احتمـال افزایش نرخ باروری با نابرابری جنسیتی، افزایش سـهم هزینـه تحصیلات و افـزایش سـهم اجـاره در بودجـه خـانوار کـاهش می‌یابد. احتمال افزایش نرخ باروری با افزایش درآمد خـانوار در طبقات بالا و پایین افزایش و در طبقه متوسط کاهش مـی‌یابـد (معینی و همکاران[1]، ۲۰۱۴: ۱۴۴-۱۳۵).

مهرگان و همکاران به تبیین رابطهٔ علّی بین نرخ بـاروری و نیروی کار زنان درگروه کشـورهای خاورمیانـه و شـمال آفریقـا طی دورهٔ ۲۰۰۴-۱۹۸۰ می‌پردازند. برای این منظـور از آزمـون علیتی هیسائو استفاده شده است. نتایج نشان دهنده یک رابطهٔ علّیِ دوطرفه است، بدین معنا که افزایش نرخ بـاروری موجـب کاهش مشارکت زنان در نیروی کار شده است. از سوی دیگـر، با افزایش اشتغال زنان و حضـور بیشـتر آنـان در عرصـه‌هـای اقتصادی، نرخ‌های باروری نیز کاهش یافتـه اسـت (مهرگـان و همکاران، ۱۳۸۹: ۶۸-۵۵).

ضیایی بیگدلی و همکاران بـه مطالعـه رابطـه بـین سـطح بـاروری و توسـعه یـافتگی اقتصـادی و اجتمـاعی کشـورهای مختلف جهان به ویژه در کشورهای در حـال توسـعه، از جملـه ایران می‌پردازند. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که هر اندازه سطح توسعه‌یافتگی کشوری بالاتر باشد به همان اندازه میـزان زاد و ولد و در نتیجه رشد جمعیت آن کشور کمتر است (ضیایی بیگدلی و همکاران، ۱۳۸۵: ۱۴۰-۱۲۳).

بالأخره، مهربـانی بـا ارائـهٔ الگـوی بهینـه‌یـابی کـه در آن مطلوبیت والدین تابعی از مصرف کالاها و تعداد فرزنـدان اسـت نشان می‌دهد که افزایش درآمد خانواده بدون تغییـر قیمـت بـه افزایش تقاضا برای فرزند منجر می‌شود، امـا اثـر کـل افـزایش درآمد می‌تواند منفی باشد. بـه منظـور بررسـی میـزان تطبیـق نظریه با واقعیت، شواهدی از تهران ارائه می‌شود که حکایـت از آن دارد که اثر درآمدی (خالص) در تقاضا برای فرزنـد از لحـاظ آماری بی‌معناست هرچند اثر کل (اثر درآمدی ناخالص) افزایش درآمد خانواده منفی و معنادار است. همچنـین، درآمـد مـردان و زنان تا حدودی رفتار متفاوت را نشان می‌دهد (مهربانی، ۱۳۹۳: ۱۳۵-۱۱۵).

از آنجا که مطالعات قبلی باروری با رویکرد اقتصـادی بـین کشوری بوده‌اند و مطالعاتی که در مورد ایـران بـه طـور خـاص انجام شده است با استفاده از داده‌های سری زمانی انجام شـده است، به منظور تکمیل تحقیقات گذشته در تحقیق حاضر و بـه منظور بررسی دوره خاص ۱۳۹۱-۱۳۸۵ با استفاده از داده‌هـای پانل استانی به بررسی عوامل تعیین کننده بـاروری در ایـران و میزان انطباق آن با مکاتب باروری می‌پردازیم.

٤. ارائه مدل

در این مقاله برای بررسی برخی از عوامل اجتماعی – اقتصادی تعیین کنندهٔ باروری از داده‌های استان‌های ایران در دورهٔ زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۵ استفاده شده است که بـا روش پانـل بـه بـرآورد می‌پردازیم.

ابتدا آزمون F لیمر جهت تلفیقی یا پانل بـودن داده‌هـای آماری مورد استفاده قرار می‌گیرد. چنانچه فرضـیه صـفر آمـاره لیمر مبنی بر تلفیقی بودن رد شود و دلیلی برای پذیرش فرضیه صفر وجود نداشته باشد، فرضیه مقابل آن مبنی بر پانل بـودن داده‌ها مورد پذیرش قرار می‌گیرد. نتایج جدول ۱ داده‌های پانل را تأیید می‌کند. بعد از اینکه از پانل داده‌های آمـاری در مـدل اطمینان حاصل شد، ثابت یا تصادفی بودن اثر آن با استفاده از آزمون هاسمن مورد بررسی قرار گرفت. فرضیه صـفر آزمـون هاسمن مبنی بر اثر تصادفی بودن داده‌هـای آمـاری در مـدل است. چنانچه فرضیه صفر رد شود و دلیلی بـرای پـذیرش آن وجود نداشته باشد فرضیه مقابل آن مبنی بر اثر ثابت پذیرفتـه می‌شود. نتایج اثرات ثابت را تأیید می‌کند (جدول ۱).

جدول ۱. نتیجه آزمون‌های مدل

نوع آزمون	آماره t	احتمال	نتیجه
Cross-section F	9.056882	0.0000	تأیید مدل پانل در برابر مدل تلفیقی
Hausman Test	3.868274	0.6945	تأیید مدل اثرات ثابت

مأخذ: محاسبات تحقیق

٥. نتایج برآورد مدل

برای بررسی برخی از عوامل اجتماعی – اقتصادی تعیین کنندهٔ

1. Moeeni & et al. (2014)

باروری، متغیرهای متعددی وارد مدل شده‌اند ولی بسیاری از آنها به علت معنادار نبودن ضرایب از مدل حذف شده‌اند. بنابراین فقط متغیرهای معنادار گزارش شده‌اند. در این بخش اثر متغیرهای درآمد سرانه، تحصیلات تکمیلی زنان، نرخ مشارکت اقتصادی زنان، میانگین سن ازدواج زنان، درصد شهرنشینی، اشتغال صنعتی بر باروری در قالب مدل زیر مورد بررسی قرار می‌گیرد. منبع تمامی آمارهای مورد استفاده مرکز آمار ایران می‌باشد.

مدل بالا نشان می‌دهد که یک رابطهٔ منفی بین محصول ناخالص سرانه و نرخ باروری در استان‌های ایران وجود دارد. یعنی با افزایش رشد درآمد سرانه (سطح توسعه استان) نرخ باروری کاهش می‌یابد. این نتیجه، نظریه لیبن اشتاین که اذعان می‌داشت که یک رابطه معکوس بین باروری و درآمد وجود دارد را در استان‌های ایران تأیید می‌کند. به علاوه با داده‌های سایر کشورها که در پیشینه بررسی شد هم‌سو می‌باشد.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل اثرات ثابت

متغیر	عرض از مبدا	درآمد سرانه	نرخ مشارکت زنان	تحصیلات تکمیلی زنان	میانگین سن ازدواج زنان	شهرنشینی	اشتغال صنعتی
ضرایب	4.525625	-0.001964	0. 0.002015	-8.408872	-0.096436	-0.110330	-0.110330i
احتمال	0.0000	0.0000	0.0906	8۰0.00	۰.0986	0.0000	0.0000

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جدول ۲ دلالت بر این دارد که در استان‌های ایران با افزایش سن ازدواج نرخ باروری کاهش می‌یابد. همچنین یک رابطه معکوس و معنی‌دار بین اشتغال صنعتی و نرخ باروری وجود دارد. به علاوه نتایج نشان می‌دهد که افزایش شهرنشینی کاهش نرخ باروری را به دنبال داشته است. که این نتیجه با داده‌های سری زمانی که توسط نوروزی انجام شده است همسویی دارد. اثر شهرنشینی بر نرخ باروری ناشی از تعامل پیچیدهٔ ازمتغیرهای متعدد مانند درصد جمعیت تحصیل کرده، میزان اشتغال زنان و ساختار اقتصادی جامعه می‌باشد. به‌علاوه در استان‌های ایران تحصیلات عالی زنان اثر منفی و معنادار بر نرخ باروری داشته است. آموزش عالی زنان از طریق به تأخیر انداختن سن ازدواج از یک سو و تغییر در ساختار قدرت در خانواده بر باروری تأثیر گذاشته است. ولی باید توجه داشت که افزایش سطح تحصیلات زنان، موقعیت آنها را در درون خانواده تغییر داده است. به طوری که باعث برابرتر شدن روابط قدرت در خانواده شده است. به علاوه برنامه‌های کنترل باروری پیشرفته در ایران، قدرت تصمیم‌گیری زنان در مورد بچه‌زایی را در داخل خانواده افزایش داده است که عامل مهمی در کاهش باروری می‌باشد.

جدول ۲ نشان می‌دهد که در استان‌هایی با نرخ مشارکت زنان بالاتر، نرخ باروری بالاتر بوده است. این نتیجه با الگوی هزینه فرصت یا قیمت زمان قابل توجیه است. برای یک زن شاغل هزینهٔ فرصت بچه‌داری به اندازه هزینهٔ فرصت یک زن غیرشاغل و خانه‌دار نیست. پس یک زن شاغل باید برای داشتن یک فرزند اضافی از عایدات حاصل از بازار کار صرف نظر نماید و چنین بهایی را برای فرزند داشتن بپردازد. به همین دلیل است که افزایش نرخ مشارکت زنان می‌تواند تأثیر منفی بر تقاضا برای فرزند بگذارد (اثر جانشینی). از سوی دیگر افزایش نرخ مشارکت زنان درآمد خانواده را افزایش و آسیب پذیری خانواده را در برابر نوسانات منفی اقتصادی کاهش می‌دهد. از این‌رو اثر مثبت بر باروری دارد (اثر درآمدی). لذا اثر نهایی مشارکت زنان در بازار کار به برآیند دو اثر درآمدی و جانشینی بستگی دارد. در کشور ما به علت بی‌ثباتی اقتصاد کلان و نرخ بیکاری بالا اثر دوم بر اثر اول غالب بوده است. در نتیجه در مطالعه ما هم‌راستا با مطالعات بین کشوری دهه ۱۹۹۰ (آن و میرا[1] ،۲۰۰۲؛ بیتو و ویلا[2]، ۱۹۹۸؛ انگلاردت و پرسکاوتز[3]، ۲۰۰۴) نشان می‌دهد که رابطه بین باروری و نرخ مشارکت زنان مثبت است (تنها در سطوح پایین معنی‌دار است). یعنی اثر درآمدی بر جانشینی غلبه می‌کند. که نمایانگر رفتار موافق ادواری باروری است و مکتب پنسیلوانیا را تأیید می‌کند. قابل ذکر است که مطالعه نوروزی که با داده‌های سری زمانی انجام شده است، نتیجه‌ای معکوس گرفته است. با توجه به دوره مورد مطالعه ۱۳۹۱-۱۳۸۵ و شاخص‌های این دوره نتایج به‌دست آمده دور از انتظار نمی‌باشد.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله به بررسی اثر عوامل اقتصادی- اجتماعی بر

1. Ahn & Mira (2002)
2. Bettio & Villa (1998)
3. Engelhardt & Prskawetz (2004)

باروری در استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۵ پرداخته شده است. نتایج مدل، یک رابطهٔ منفی بین رشد محصول ناخالص سرانه (سطح توسعه) و نرخ باروری در استان‌های ایران را نشان می‌دهد که با نتایج تجربی سایر کشورها مطابقت دارد. به علاوه نتایج تحقیق نشان داد که افزایش سطح توسعه در استان‌ها و به دنبال آن افزایش درجه شهرنشینی و صنعتی شدن تغییر باورهای سنتی را به دنبال داشته است. این تحولات باعث افزایش تحصیلات زنان و تغییر در ساختار قدرت و در نتیجه تصمیم‌گیری در خانواده شده است و سپس از طریق به تأخیر انداختن سن ازدواج بر باروری تأثیر گذاشته است. نتایج به‌دست آمده مؤید نظریات مکتب نوسازی می‌باشد. به علاوه این مطالعه هم‌راستا با برخی مطالعات بین کشوری و نقطه مقابل مطالعات سری زمانی در ایران نشان می‌دهد که رابطه بین باروری و نرخ مشارکت زنان مثبت است. که نقش وضعیت اقتصادی اجتماعی ایران را در دوره مورد نظر بر باروری آشکار می‌سازد. درست برخلاف الگوی شیکاگو-کلمبیا که پیش‌بینی می‌کند که نرخ باروری رفتار ضد سیکلی دارد، نتایج مدل ما هم‌راستا با مکتب پنسیلوانیا پیش‌بینی می‌کند که میان ادوار تجاری و باروری هم‌سویی وجود دارد. در کشور ما نمودهای حرکت به سمت جامعه توسعه یافته که در این مقاله برخی از آنها مورد بررسی قرار گرفت بوجود آمده است اما ساز و کارها و قوانین مناسب و به طور کلی نهادهای متناسب برای رویارویی با این تحولات اقتصادی اجتماعی ایجاد نشده است. به عبارت دیگر مراحل توسعه یافتگی در کشور ما تکامل نیافته است. به علاوه بی‌ثباتی اقتصاد کلان و نااطمینانی نسبت به آینده اقتصادی، خود را با افزایش سن ازدواج و به تعویق یا محدود کردن تعداد فرزندان نشان داده است. از این‌رو تجمیع عوامل پیش گفته کاهش شدید نرخ باروری را به دنبال داشته است. لذا اصلاح نهادها و اعمال سیاست‌های مناسب اقتصادی در جهت دستیابی به رشد پایدار، می‌تواند بر روند باروری اثرگذار باشد. به علاوه قوانین حمایت از خانواده در محیط کار می‌تواند بر روند باروری اثر مثبت داشته باشد. با این وجود، هر گونه حمایت از افزایش باروری باید همراه با بهبود فضای اقتصادی، قانونی و نهادی باشد. از این‌رو باید با توجه به ظرفیت‌های اقتصادی -اجتماعی و تغییرات در هرم سنی جمعیت، نرخ بهینه رشد جمعیت تعیین و ساز و کارهای مناسب در حمایت از نرخ جمعیت مطلوب فراهم شود که می‌تواند موضوع تحقیقات آتی باشد.

منابع

ضیایی بیگدلی، محمدتقی، کلانتری، صمد و علیزاده اقدم، محمدباقر (۱۳۸۵). "رابطه بین میزان باروری کل با توسعه اقتصادی و اجتماعی". *فصلنامهٔ علمی پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال پنجم، شماره ۵، ۱۴۰-۱۲۳.

عباسی شوازی، محمد جلال و حسینی چاوشی، میمنت (۱۳۹۰). "تحولات باروری، تنظیم خانواده و سیاست‌های جمعیتی در ایران". فصلنامه معرفت در دانشگاه اسلامی، شماره ۳ (پیاپی ۴۸)، ۲۵-۸.

عباسی شوازی، محمد جلال و فیروز کاوه، زینب (۱۳۸۱). "تغییر سیاست‌های کنترل جمعیت و تأثیر آن بر تحولات ایران". *همایش جمعیت شناسی ایران*، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه تهران.

عباسی شوازی، محمدجلال و عسگری ندوشن، عباس (۱۳۸۴). "تغییرات خانواده و کاهش باروری در ایران؛ مطالعه موردی استان یزد". *نامه علوم اجتماعی*، شماره ۳ (۲۵)، ۷۶-۳۵.

علمی، زهرامیلا و روستائی‌شلمانی، خیزران (۱۳۹۳)، "اثر توسعه بر مشارکت اقتصادی زنان کشورهای منا با استفاده از روش پانل پروبیت کسری"، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۴، ۲۸-۱۱.

مهربانی، وحید (۱۳۹۳). "درآمد خانواده و تقاضا برای فرزند: الگوی نظری بدیل و برخی شواهد". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دانشگاه تهران، دوره ۴۹، شماره ۱، ۱۳۵-۱۱۵.

مهرگان، نادر؛ رضایی، روح‌الله و موسایی، میثم (۱۳۸۹). "نرخ باروری و میزان مشارکت زنان در نیروی کار، (مطالعهٔ موردیِ کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا)". *فصلنامه زن در توسعه و سیاست (پژوهش زنان)*، دوره ۸، شماره ۲ (۲۹ پیاپی)، ۶۸-۵۵.

نوروزی، لادن (۱۳۷۷). "بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر میزان باروری زنان در ایران". *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۳۰، ۷۸-۶۱.

Abbasi-Shavazi, M. J. (2001). "Below-Replacement Fertility in Iran: Progress and

Prospects". *Paper Presented at the Iussp Workshop on Low Fertility: Trends, Theories and Policies*, Tokyo, 21-23 March.

Ahn, N., & Mira, P. (2002). "A Note on the Changing Relationship between Fertility and Female Employment Rates in Developed Countries". *Journal of Population Economics*. 15, 667–682.

Becker,Gary, S. (1993). "A Treatise on the Family". Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.

Becker, Gary, S. (1960). "An Economic Analysis of Fertility. Demographic and Economic Change in Developed Countries", *A Conference of the Universities, National Bureau Committee for Economic Research*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Becker, Gary, S. & Lewis, H. G. (1973). "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children". *Journal of Political Economy*, 81(2). 81-90.

Becker, Gary, S. (1964). "Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education". Chicago, University of Chicago Press.

Bettio, F., & Villa, P. (1998). "A Mediterranean Perspective on the Break-Down of the Relationship between Participation and Fertility". *Cambridge Journal of Economics*. 22(2), 131-171.

Easterlin, Richard, A. (1975). "An Economic Framework for Fertility Analysis". *Studies in Family Planning*. 6(3), 54-63.

Easterlin, Richard, A. (1978). "The Economics and Sociology of Fertility A Synthesis", in Charles Tilly, ed., Historical Studies of Changing Fertility (Princeton, N.J., Princeton University Press). P.57-113.

Easterlin, Richard, A.

(1966). "On the Relation of Economic Factors to Recent and Projected Fertility Changes". *Journal of Demography*, 3(1), 131-153.

Engelhardt, H., & Prskawetz, A. (2004). "On the Changing Correlation between Fertility and Female Employment Over Space and Time". *European Journal of Population*. 20(1), 35-62.

Gillis, J. R., Tilly, L.A. & Levine, D. (1992). "The European Experience of Declining Fertility, 1850-1970: The Quiet Revolution", Cambridge: Blackwell.

Gillis, M., Perkins, D. H., Roemer, M., & Snodgrass, D. R. (1992). "Economics of Development, New York: W. W. Norton & Company, Inc.

Hoffman, S. D., & Averett, S. L. (2010). "Women and the Economy: Family, Work and Pay", Boston: Addison-Wesley.

Leibenstein, H. (1974). "An Interpretation of the Economic Theory of Fertility: Promising Path or Blind Alley". *Journal of Economic Literature*, 12(2), 457-479.

Malthus, R. (1798). "An Essay on the Principle of Population: Library of Economics" (Description), Liberty Fund, Inc., 2000, EconLib.org webpage.

Moeeni, M., Pour Reza, A., Heydari, H., & Torabi, F. (2014). "Analysis of Economic Determinant of Fertility in Iran:A Multilevel Approach". *International Journal of Health Policy & Management*. 2014; 3: 135–144.

Robinson, Warren, C. (1997). "The Economic Theory of Fertility Over Three Decades, *Population Studies". A Journal of Demography*, 51(1), 63-74.

Sanderson, Warren, C. (1976). "New Estimates and Interpretations of the Decline in Fertility of White Women in the United States, 1800-1920". *Stanford Project on the History of Contraceptive Technology Working Paper* (November 1976).

United Nations. (2001). "World Population Prospects: The 2000 Revision, Vol. I, Comprehensive Tables.

Willis, R. J. (1987). "What Have We Learned from the Economics of the Family?". *The American Economic Review,* 77(2), 68-81.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و دوم، بهار ۱۳۹۵ (۳۶ـ ۲۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 22, March 2016

اثرات توزیع مجدد درآمد حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضا و رفاه خانوارها با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه

*روح الله مهدوی[1]
۱. دانشجوی دکتری اقتصاد نفت و گاز دانشگاه علامه طباطبائی
(دریافت: ۱۳۹۳/۱۲/۰۳ پذیرش: ۱۳۹٤/۳/۱۸)

Redistribution Effects of Revenue from Energy Carriers Price Reform on Household Demand and Welfare using the Computable General Equilibrium Model

*Roohollah Mahdavi [1]
1. Ph.D. Student of Economics, AllamehTabatabaei University, Tehran, Iran
(Received: 22/Feb/2015 **Accepted:** 8/June/2015)

چکیده:

آثار سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی همچون کاهش رفاه و تقاضای خانوارها موجب شد تا گردش درآمد حاصل از این سیاست و تزریق آن به اقتصاد به عنوان راهکاری برای کاهش یا حذف هزینه‌های مذکور مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد. از این‌رو، در تحقیق حاضر با استفاده از الگوی تعادل عمومی (CGE) مبتنی بر ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) سال ۱۳۸۵، آثار اقتصادی سیاست‌های هدایت منابع حاصل از سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی ارزیابی و تحلیل شده است. در این تحقیق، سه سیاست توزیعی ۱) پرداخت نقدی، ۲) کاهش پرداختی خانوارها به دولت و ۳) یارانه به بخش تولیدی در قالب سناریوها و حالت‌های مختلف مدنظر قرار گرفته است. نتایج شبیه‌سازی این سناریوها نشان می‌دهد که اگر دولت منابع حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی را توزیع نکند آنگاه رفاه خانوارها بیشترین کاهش را خواهد داشت. علاوه بر این، اگر دولت ترکیبی از سه روش یا ترکیبی از روش اول و دوم را به عنوان روش‌های تخصیص منابع حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی در نظر بگیرد، آنگاه رفاه و تقاضای خانوارها کمترین کاهش را نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: سیاست‌های توزیعی، یارانه‌های انرژی، الگوی تعادل عمومی، رفاه خانوار.
طبقه‌بندی JEL: D11، D21، D58.

Abstract:

The Effects of energy carriers price reform policy such as households demand and welfare decrease led to decision-makers attend to revenue recycling of this policy and its injection to the economy as a way to reduce or elimination of mentioned costs. Therefore, in Present research, using the Computable General Equilibrium (CGE) model based on Social Accounting Matrix (SAM) 1385, the economic effects of policies of guiding revenue of energy carriers price reform has been analyzed. In this research, three distribution policy 1) cash payment, 2) payment reduction of households to the government and 3) subsidies to the production sector has been considered in the form of different scenarios and situations. The simulation results of scenarios illustrates that if government doesn't distribute revenue from energy carriers price reform, then households welfare will have the most decrease. In addition, if government consider the combination of three methods or a combination of first and second methods as method of revenue allocation of energy carriers price reform, then households demand and welfare will have at least decrease.

Keywords: Distributional Policies, Energy Subsidy, Computable General Equilibrium Model, Household Welfare.
JEL: D11, D21, D58.

* **نویسنده مسئول:** روح الله مهدوی
E-mail: R_mahdavi_ir@yahoo.com

*Corresponding Author: Roohollah Mahdavi

۱. مقدمه

نقش اساسی انرژی در فرایند تولید و ایجاد یک زندگی استاندارد موجب شده است تا طی دهه‌های گذشته، دولت‌ها در کشورهای مختلف در راستای ایجاد رشد و توسعه، برای مصرف انرژی یارانه‌هایی را در نظر گرفته و انرژی ارزان و در دسترس را به عنوان یکی از بنیان‌های حرکت به سمت توسعه یافتگی مد نظر قرار دهند. ولی هزینه‌های بالای یارانه‌های انرژی برای این دولت‌ها در سال‌های اخیر موجب شده است تا سیاست‌گذاران در کشورهای مختلف، سیاست‌های اقتصادی مثل اصلاح قیمت حامل‌های انرژی یا تعدیل یارانه‌های انرژی را در دستور قرار داده و اجرایی کنند (نعمت الهی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۶). اما با اجرای این سیاست قیمتی انرژی، به دلیل تغییر در قیمت‌های نسبی و در نهایت تغییر در قدرت خرید خانوارها و هزینه‌های تولید، تقاضای انرژی هم توسط بخش‌های تولیدی و هم خانوارها کاهش یافته و با توجه به اهمیت انرژی در بخش تولید و زندگی روزمره، رشد اقتصادی و رفاه خانوارها کاهش داشته است. حال وجود هزینه‌های مذکور موجب طرح این سؤال شده است که چه سیاستی می‌تواند برای جبران یا کاهش هزینه‌های ناشی از سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی مناسب باشد. بررسی مطالعات انجام گرفته در زمینه سیاست‌گذاری انرژی و اصول بخش عمومی نشان می‌دهد که به‌کارگیری سیاست گردش درآمد حاصل از سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی می‌تواند با اصلاح توزیع درآمد موجب کاهش یا حذف هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی ناشی از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی شود (وَندیک و رِجِمُورتِر[1]، ۲۰۱۴: ۲۰۱–۲۰۰؛ دارتانتو[2]، ۲۰۱۳: ۱۲۴–۱۲۳، کِلِمِنت و همکارانش[3]، ۲۰۰۷: ۲۳۰). البته گروهی از مطالعات نشان دادند که گردش درآمد حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی نمی‌تواند راهکار مناسبی برای جبران تبعات منفی سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی باشد (پاری و همکارانش[4]، ۱۹۹۹: ۷۴، گُلدر و همکاران[5]، ۱۹۹۷: ۷۲۹). بنابراین این سؤال هنوز مطرح است که گردش درآمد حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی با استفاده از سیاست‌های توزیعی دولت، چه تأثیری بر اثرات رفاهی سیاست قیمتی انرژی دارد؟

به هر حال، با توجه به اینکه در شرایط فعلی اقتصاد، تعیین سیاست‌هایی برای جبران هزینه‌های اقتصادی ناشی از سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، مورد توجه سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیرندگان بخش اقتصادی قرار گرفته است، تحقیق حاضر به دنبال پاسخگویی به سؤال مذکور در اقتصاد ایران است. به این منظور، در ادامه بعد از بیان پیشینه تحقیق، روش‌شناسی تحقیق ذکر گردیده است. در قسمت پنجم نیز نتایج شبیه‌سازی الگوی مورد استفاده تجزیه و تحلیل شده و در نهایت در قسمت ششم نتیجه‌گیری تحقیق بیان شده است.

۲. پیشینه پژوهش

ارزیابی مطالعات انجام گرفته خارجی در زمینه اصلاح قیمت حامل‌های انرژی نشان می‌دهد که این مطالعات در سال‌های اخیر در کنار اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، سیاست‌های مکملی را نیز در نظر گرفتند. تحقیقی که کِلِمِنت و همکارانش در این زمینه انجام دادند با استفاده از الگوی تعادل عمومی به این نتیجه رسیدند که با کاهش یارانه‌های انرژی، در کوتاه‌مدت، سطح عمومی قیمت‌ها افزایش یافته و مصرف خانوارها بالاخص خانوارهای فقیر کاهش می‌یابد. در بلندمدت، در صورتی که منابع حاصل از کاهش یارانه انرژی به سیاست‌های مالی دولت اختصاص یابد، آنگاه کاهش یارانه به نفع فقرا است. به عبارت دیگر آنها در این تحقیق ابزارهای سیاست مالی دولت (مالیات و یارانه‌ها) را به عنوان وسیله‌ای برای گردش درآمد حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی معرفی کردند (کِلِمِنت و همکاران، ۲۰۰۷: ۲۳۱–۲۲۵).

در تحقیق دیگری فراسِر و واچیک[6] با استفاده از الگوی تعادل عمومی نشان دادند که جایگزین نمودن مالیات بر انرژی یا مالیات بر کربن با مالیات بر درآمد نیروی‌کار می‌تواند آثار هزینه‌ای مالیات بر انرژی را کاهش و موجب افزایش تولید شود. پس در این تحقیق نیز کاهش مالیات بر نیروی کار به عنوان کانالی برای گردش درآمد حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی مدنظر قرار گرفته است (فراسِر و واچیک، ۲۰۱۳: ۲۹۴–۲۹۳).

اما دارتانتو در مطالعه‌ای با استفاده از رهیافت شبیه‌سازی خرد الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه در زمینه کاهش یارانه سوخت و آثار آن بر سیاست مالی و فقر در کشور اندونزی، از افزایش مخارج دولت، افزایش پرداختی‌های انتقالی (توزیع نقدی) و یارانه‌های دیگر به عنوان روش‌های گردش درآمد

1. Vandyck & Regemorter (2014)
2. Dartanto (2013)
3. Clements et al. (2007)
4. Parry et al. (1999)
5. Goulder et al. (1997)
6. Fraser & Waschik (2013)

حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی استفاده نمود. وی در این تحقیق با استفاده از فرمول FGT [1] معیار فقر را محاسبه کرده و به این نتیجه رسید که حذف ۲۵ درصد از یارانه‌های انرژی موجب می‌شود تا شاخص فقر ۲۵/۹ درصد افزایش یابد. در صورتی که منابع حاصل از حذف ۲۵ درصد یارانه انرژی به مخارج دولت اختصاص یابد آنگاه شاخص فقر ۲۷ درصد کاهش خواهد یافت. علاوه بر این، حذف ۱۰۰ درصدی یارانه انرژی و توزیع آن بین مخارج دولت، پرداخت‌های انتقالی و یارانه‌های دیگر موجب کاهش ۲۷/۷ درصدی شاخص فقر می‌شود (دارتانتو، ۲۰۱۳: ۱۳۳-۱۳۱).

بررسی مطالعات انجام شده در داخل کشور در زمینه اصلاح قیمت حامل‌های انرژی نیز نشان می‌دهد که عمده این مطالعات بر روی آثار اصلاح قیمت حامل‌های انرژی متمرکز شده و مطالعات اندکی سیاست‌های مکمل اصلاح قیمت حامل‌های انرژی را بررسی کرده‌اند. مطالعه قادری و استدلال به نظر می‌رسد که جزء اولین مطالعات در زمینه بررسی آثار به‌کارگیری سیاست‌های مکمل سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی باشد. آنها در این تحقیق با استفاده از داده‌های سری‌زمانی ۱۳۸۳-۱۳۴۶ و الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) به این نتیجه رسیدند که اولاً تغییر جبرانی از سمت گروه‌های فقیر به سمت گروه‌های ثروتمند در حال افزایش است، ثانیاً خالص رفاه از دست رفته از سمت گروه‌های فقیر به سمت گروه‌های ثروتمند در حال افزایش است، ثالثاً با اجرای سیاست افزایش قیمت برق و پرداخت یارانه مستقیم به تمام افراد جامعه، رفاه گروه‌های پائین و متوسط جامعه افزایش و رفاه گروه‌های بالا کاهش می‌یابد (قادری و استدلال، ۱۳۸۸: ۱۱۸-۱۱۰).

مطالعه دیگری که آثار به‌کارگیری سیاست مکمل اصلاح قیمت حامل‌های انرژی را با استفاده از الگوی تعادل عمومی بررسی کرده‌اند، مربوط به پژوهش شاهمرادی و همکارانش می‌باشد. تفاوت اصلی این تحقیق با مطالعه قادری و استدلال (۱۳۸۸) استفاده از رویکرد تعادل عمومی می‌باشد. در این تحقیق به طور همزمان سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی و پرداخت نقدی به عنوان یک سیاست مکمل مورد بررسی قرار گرفته است. آنها در این تحقیق با استفاده از الگوی تعادل عمومی مبتنی بر ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۰ نتیجه گرفتند که افزایش قیمت حامل‌های انرژی در سناریوهای مختلف در کوتاه‌مدت موجب کاهش تولید و رفاه می‌شود ولی صادرات و واردات کل افزایش خواهد یافت. علاوه بر این نتایج نشان می‌دهد که در سیاست افزایش قیمت حامل‌های انرژی و پرداخت یارانه نقدی کاهش سهم دولت از ۲۰ درصد به ۱۰ درصد باعث می‌شود نیمی از کاهش در رفاه خانوارها جبران شده و کاهش در تولید نیز تا حدی جبران گردد (شاهمرادی و همکاران، ۱۳۹۰: ۲۹-۱۸).

پس بررسی مطالعات داخلی و خارجی حاکی از این است که اولاً عمده مطالعات در این زمینه با استفاده از الگوی تعادل عمومی است. ثانیاً در ایران مطالعاتی که بر بررسی به‌کارگیری سیاست‌های مکمل اصلاح قیمت حامل‌های انرژی تمرکز داشته باشد، اندک بوده و نتوانسته سیاست‌های مکمل مختلفی را در نظر بگیرد. البته در موارد اندکی مثل مطالعات مذکور که سیاست هدایت منابع مورد توجه قرار گرفته است، تنها پرداخت نقدی مدنظر بوده و روش‌های دیگری مطرح نشده است. در حالی که در تحقیق حاضر به عنوان نوآوری در کنار توزیع نقدی، دو روش دیگر یعنی کاهش پرداختی خانوارها به دولت (به‌واسطه کاهش پرداختی مالیات یا بیمه‌های تأمین اجتماعی) و یارانه به بخش تولیدی به عنوان سیاست هدایت منابع در نظر گرفته شده است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش به منظور بررسی تأثیرات سیاست توزیع درآمد حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه مبتنی بر ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۵ استفاده شده است. در واقع مزایای الگوی تعادل عمومی همچون در نظر گرفتن ارتباطات بین‌بخشی شامل بازارها (همانند بازار کالاها و خدمات و بازار عوامل تولید)، نهادها (همانند دولت، خانوار و بنگاه‌ها) و سایر ارتباطات بین‌بخشی، موجب می‌شود تا بتوان تحلیل‌های مناسبت‌تری نسبت به الگوی تعادل جزئی از آثار سیاست‌های اقتصادی داشت. در الگوی تعادل عمومی مورد استفاده، به منظور بررسی سیاست اقتصادی-انرژی مذکور، در یک مرحله به قیمت حامل‌های انرژی شوک وارد شده و در مرحله بعد و به‌طور همزمان درآمد حاصل از شوک قیمتی به روش‌های توزیع نقدی، کاهش پرداختی خانوارها به دولت (کاهش پراختی با تأمین اجتماعی) و یارانه تولیدی توزیع می‌گردد. البته سیاست‌های توزیع درآمد، مطابق با جدول (۳) در قالب سناریوهای (۲) تا (۵) و در حالت‌های مختلفی در نظر گرفته

1. Foster, Greer, Thorbecke (1984)

شده است. دلیل در نظر گرفتن حالت‌های مختلف برای سیاست هدایت منابع حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، انتخاب ترکیبی از روش‌های هدایت منابع است که دارای هزینه‌های اقتصادی کمتری باشد.

۳-۱- بیان مفهومی سیاست توزیع منابع حاصل از اصلاح قیمت‌حامل‌های انرژی

گردش درآمد حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی یکی از راهکارهای جبران یا کاهش هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی ناشی از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی است. در ادبیات اقتصادی از این موضوع به عنوان فرضیه مزیت مضاعف یا مزیت دوگانه[1] نام برده می‌شود. این فرضیه بیان می‌کند تخصیص منابع حاصل از مالیات بر انرژی یا مالیات بر کربن می‌تواند، به طور همزمان، هم کیفیت زیست‌محیطی (انتشار کمتر دی‌اکسیدکربن) و هم کیفیت اقتصادی (بهبود رفاه یا کاهش بیکاری) را بهبود دهد (سانچو، ۲۰۱۰: ۲۹۲۸).[2] در واقع دولت می‌تواند با افزایش قیمت حامل‌های انرژی و کاهش نرخ مالیات‌های دیگر مثل مالیات بر نیروی‌کار، مالیات بر سرمایه، مالیات غیرمستقیم یا پرداختی‌ها برای تأمین اجتماعی[3] ترتیبات لازم را برای بهبود رفاه یا کاهش بیکاری فراهم نماید. در فرضیه مزیت مضاعف، مزیت اول کاهش در مصرف انرژی یا آلودگی‌های زیست محیطی با اصلاح قیمت حامل‌های انرژی است که در بخش تولید و خانوار حاصل می‌شود. مزیت دوم مربوط به گردش درآمد حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی و تغییرات رفاهی و در نهایت اثر مبتنی بر مالیات است (اُورلُف و گرث[4]، ۲۰۱۲: ۶۹۸-۶۹۷). این اثر خود به دو جزء تقسیم می‌شود: تأثیر گردش درآمد و اثر متقابل مالیات. تأثیر گردش درآمد موجب بهبود رفاه شده و زیان از دست رفته را کاهش می‌دهد و اثرات متقابل بین مالیات نشان دهنده اثرات رفاهی ایجاد شده توسط روابط متقابل بین مالیات جدید و مالیات‌های موجود است. گُلدر[5] شدت توزیع مضاعف را به سه دسته ضعیف[6]، میانه[7] و قوی[8] تقسیم می‌کند. فرضیه توزیع مضاعف ضعیف این است که توزیع درآمد حاصل از افزایش قیمت حامل‌های انرژی از کانال کاهش مالیات‌های وضع شده بر عوامل تولید نسبت به پرداختی‌های یک جا به شهروندان مزیت بیشتری داشته و می‌تواند هزینه‌های رفاهی مالیات را کاهش دهد. مزیت مضاعف میانه و قوی تقریباً در یک مفهوم بکار می‌روند و به این معنی است که معاوضه مالیات بر انرژی (افزایش قیمت حامل‌های انرژی) با مالیات‌های دیگر مثل مالیات بر نیروی‌کار، سرمایه و پرداختی‌های بابت تأمین اجتماعی هم به لحاظ زیست‌محیطی و هم به لحاظ رفاهی وضعیت بهتری را نسبت به وضعیت قبل ایجاد می‌کند. تنها فرق بین مزیت مضاعف میانه و قوی این است که در مزیت مضاعف میانه تنها یک نوع مالیات با مالیات بر حامل‌های انرژی معاوضه می‌شود ولی در مزیت مضاعف قوی چند نوع مالیات با مالیات بر حامل‌های انرژی معاوضه می‌گردد (گُلدر، ۱۹۹۵، ۱۸۳-۱۵۷).

٤. ساختار الگوی تعادل عمومی

در چارچوب الگوی تعادل عمومی، خانوارها با حداکثرسازی مطلوبیت مقید به بودجه، بسته مصرفی خود را تعیین کرده و بنگاه‌ها نیز با قید تکنولوژی تولید، سود را حداکثر می‌کنند. این رفتار بهینه‌سازی، منحنی‌های عرضه و تقاضای کالا و عوامل تولیدی را نشان می‌دهد که در بازارها به‌واسطه تعدیلات قیمت انعطاف‌پذیر متعادل می‌گردند. مدل تعادل عمومی مورد استفاده در این تحقیق شامل پنج بلوک تولید، تجارت خارجی، نهادها، سرمایه‌گذاری و تسویه رسمی است. رفتار هر یک از بلوک‌های مذکور توسط معادلات ریاضی مشخص می‌شود که در مجموع رفتار بخش‌ها (بنگاه‌ها، خانوارها، دولت، بخش خارجی و مکانیسم قیمتی) و زیربخش‌های مختلف (با تأکید بر زیربخش انرژی در بلوک تولیدی) یک اقتصاد را نشان می‌دهد. همان‌طوری که در شکل (۱) مشاهده می‌شود، بلوک تولیدی دارای ساختار سه لایه‌ای است. در لایه اول نهاده مرکب ارزش افزوده-انرژی و نهاده واسطه کل بر اساس تابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES) با هم ترکیب شده‌اند. در لایه دوم در یک طرف نهاده واسطه کل بر اساس تابع لئونتیف نهاده‌های واسطه تشکیل می‌گردد و در طرف دیگر نهاده مرکب ارزش افزوده-انرژی از تابع CES نهاده مرکب انرژی و ارزش افزوده شکل می‌گیرد. در لایه سوم نیز از یک طرف، ارزش افزوده، تابع CES نیروی‌کار و سرمایه بوده و در طرف دیگر نهاده انرژی از ترکیب حامل‌های انرژی بنزین، نفت‌گاز، نفت‌سفید،

1. Double Divided Hypothesis (DDH)
2. Sancho (2010)
3. Social Security
4. Orlov & Grethe (2012)
5. Goulder (1995)
6. Weak Double Divided
7. Intermediate Double Divided
8. Strong Double Divided

گاز مایع، نفت‌کوره و برق بر اساس تابع CES ایجاد می‌گردد. از آنجایی که این مقاله در بلوک تولیدی، بخش انرژی را بسط داده است، بنابراین در ادامه معادلات مربوط به این زیربخش تشریح شده است. معادلات مربوط به بخش‌های دیگر بلوک تولیدی بر اساس لافگرین و همکارانش (۲۰۰۲)[1] بوده است.

۴-۱- بخش انرژی

نهاده مرکب انرژی از تابع تولید CES حامل‌های انرژی به‌دست می‌آید. همان‌طوری که در معادله (۱) مشاهده می‌شود حامل‌های انرژی (EC) که شامل بنزین، نفت‌سفید، نفت‌گاز، گاز مایع، نفت‌کوره و برق هستند بر مبنای فرم تبعی CES با هم ترکیب شده و نهاده مرکب انرژی را تشکیل می‌دهند. با توجه به اینکه بخشی از هدف این تحقیق در رابطه با تأثیرات اصلاح قیمت حامل‌های انرژی است پس بایستی بخش انرژی را در لایه سوم طوری مدل‌سازی کرد که امکان بررسی این سیاست باشد. به این منظور نهاده مرکب انرژی مبتنی بر تابع CES حامل‌های انرژی تشکیل شده و سپس با حداکثرسازی سود تولید انرژی مقید به تابع تولید انرژی تابع تقاضا برای حامل‌های انرژی و قیمت نهاده انرژی حاصل می‌شود.

(۱)

$$QTE_i = b_i^{qte}.\left(\sum_{eo}\delta_{eo,i}^{qte}.EC_{eo,i}^{-\rho_i^{qte}}\right)^{-\frac{1}{\rho_i^{qte}}}$$

که در این معادله b_i^{qte}، $\delta_{eo,i}^{qte}$، $EC_{eo,i}^{-\rho_i^{qte}}$ و ρ_i^{qte} به ترتیب نشان‌دهنده پارامتر کارایی، پارامتر سهم، حامل‌های انرژی و پارامتر کشش جانشینی بین حامل‌های انرژی است. حال با حداکثر کردن سود نسبت به قید معادله (۱)، معادلات (۲)، (۳) و (۴) حاصل می‌گردد.

(۲)

$$PTE_i - \theta_i = 0$$

که در این معادله θ_i ضریب لاگرانژ است.

(۳)

$$-PEC_{eo,i} + [\theta_i.b_i^{qte}.(-\rho_i^{qte}).\delta_{eo,i}^{qte}.EC_{eo,i}^{-\rho_i^{qte}-1}.$$
$$(-\frac{1}{\rho_i^{qte}}).\left(\sum_{eo}\delta_{eo,i}^{qte}.EC_{eo,i}^{-\rho_i^{qte}}\right)^{-\frac{1}{\rho_i^{qte}}-1}] = 0$$

که در این معادله $PEC_{eo,i}$ قیمت حامل‌های انرژی است.

(۴)

$$b_i^{qte}.\left(\sum_{eo}\delta_{eo,i}^{qte}.EC_{eo,i}^{-\rho_i^{qte}}\right)^{-\frac{1}{\rho_i^{qte}}} - QTE_i = 0$$

حال اگر بر اساس معادله (۲) و (۴) روابط متناظر با θ_i و $\left(\sum_{eo}\delta_{eo,i}^{qte}.EC_{eo,i}^{-\rho_i^{qte}}\right)^{-\frac{1}{\rho_i^{qte}}}$ در معادله (۳) قرار داده شود، آنگاه معادله (۵) به‌دست خواهد آمد.

(۵)

$$PEC_{eo,i} = PTE_i.b_i^{-\rho_i^{qte}}.QTE_i^{1+\rho_i^{qte}}.\delta_{eo,i}^{qte}.EC_{eo,i}^{-\rho_i^{qte}-1}$$

که با ساده‌سازی معادله بر حسب EC_i می‌توان معادله تقاضا برای حامل‌های انرژی را به‌دست آورد.

(۶)

$$EC_{eo,i} = QTE_i.PEC_{eo,i}^{-\frac{1}{1+\rho_i^{qte}}}$$
$$.PTE_i^{\frac{1}{1+\rho_i^{qte}}}.b_i^{-\frac{\rho_i^{qte}}{1+\rho_i^{qte}}}.\delta_{eo,i}^{\frac{1}{1+\rho_i^{qte}}}$$

همچنین قیمت نهاده انرژی نیز به صورت زیر به‌دست می‌آید.

(۷)

$$QTE_i.PTE_i = \sum_{eo}PEC_{eo,i}.EC_{eo,i}$$

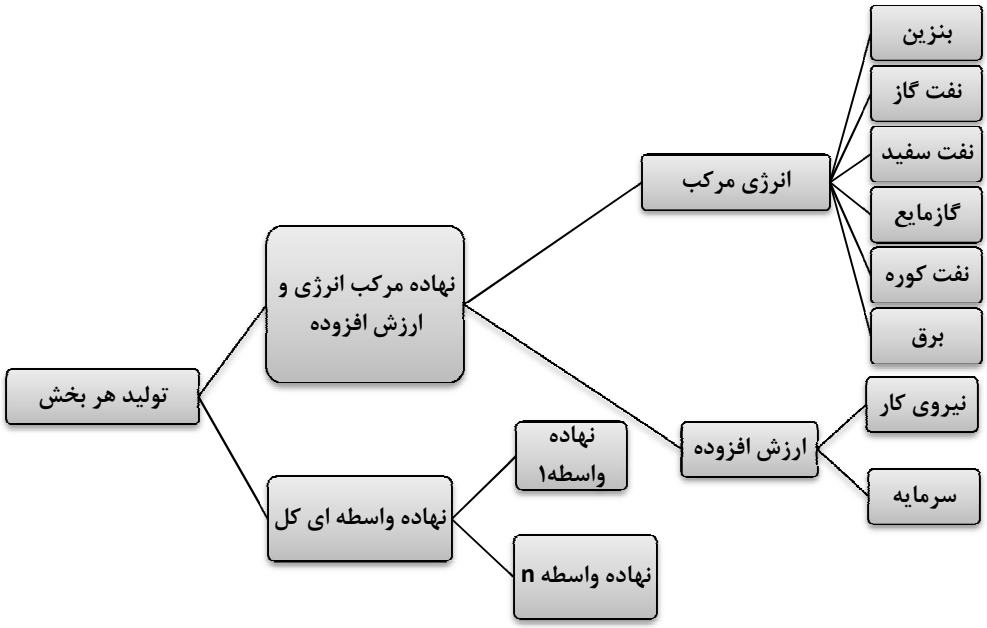
بنابراین بر اساس معادلات (۶) و (۷)، تغییر در قیمت حامل‌های انرژی با تأثیرگذاری بر قیمت و تقاضای حامل‌های انرژی می‌تواند بر بخش‌های تولیدی دیگر نیز تأثیرگذار باشد. در الگوی تعادل عمومی تحقیق حاضر، به منظور وارد نمودن شوک قیمتی به قیمت حامل‌های انرژی، رابطه قیمت حامل‌های انرژی به صورت زیر تعریف شده است.

(۸)

$$PEC_{eo,i} = PEC0_{eo,i} \times (1 + t_{eo,i})$$

بنابراین با تغییر در نرخ مالیات بر انرژی به صورت برون‌زا، قیمت حامل‌های انرژی تغییر کرده و قیمت انرژی مرکب و در نهایت قیمت ستانده کل تغییر خواهد کرد. تغییر قیمت ستانده بخش‌های مختلف نیز موجب تغییر سطح عمومی قیمت‌ها شده و در نهایت قدرت خرید و تقاضای خانوارها از بازار کالا و خدمات تغییر می‌کند.

1. Lofgren et al. (2002)



شکل ۱. ساختار تولیدی بخش‌ها با تأکید بر بخش انرژی

۴-۲- بلوک تجارت خارجی

در این بلوک فرض می‌شود که تولید داخلی (QX_i) با استفاده از تابع تبدیل با کشش ثابت (CET) به کالاهای صادراتی (QE_i) و کالای فروخته شده در داخل (QD_i) تبدیل می‌شود. تابع CET به جز کشش منفی جانشینی، با تابع CES یکسان است. همان‌طوری که در معادله (۹) مشاهده می‌شود، کشش تبدیل بین صادرات و فروش داخلی ρ_i^t است.

(۹)

$$QX_i = a_i^t.\left(\delta_i^t.QE_i^{\rho_i^t} + (1-\delta_i^t).QD_i^{\rho_i^t}\right)^{\frac{1}{\rho_i^t}}$$

با حداکثرسازی درآمد تولیدکننده با قیمت‌های معین و مقید به تابع CET معادلات مربوط به ترکیب بهینه صادرات و فروش داخلی و ارزش بازاری تولیدات در قیمت بازاری به‌دست خواهد آمد (معادلات (۱۰) و (۱۱)).

(۱۰)

$$\frac{QE_i}{QD_i} = \left(\frac{PE_i}{PDS_i}.\frac{1-\delta_i^t}{\delta_i^t}\right)^{\frac{1}{\rho_i^t-1}}$$

(۱۱)

$$PX_i.QX_i = PDS_i.QD_i + PE_i.QE_i$$

که در این معادله PE_i و PDS_i به ترتیب قیمت کالای صادراتی و قیمت عرضه برای کالای تولیدشده و فروخته‌شده در داخل است. همچنین عرضه کل نیز از ترکیب کالای وارداتی و تولیدی در داخل شکل می‌گیرد. فرض اساسی در این بخش جانشینی ناقص بین این دو دسته کالاها است. فرض جانشینی ناقص بین واردات و کالای داخلی معروف به فرض آرمینگتون (۱۹۶۹) است. این فرض بیان می‌کند که خانوارها و بنگاه‌ها به طور مستقیم کالای وارداتی را مصرف یا استفاده نمی‌کنند بلکه کالای مرکب آرمینگتون را استفاده یا مصرف می‌کنند که ترکیبی از کالای وارداتی و داخلی است. به این منظور از تابع CES استفاده می‌شود.

(۱۲)

$$QQ_i = a_i^{qq}.(\delta_i^{qq}.QM_i^{-\rho_i^{qq}} + (1-\delta_i^{qq}).QD_i^{-\rho_i^{qq}})^{\frac{1}{-\rho_i^{qq}}}$$

از حداقل‌سازی هزینه با قیمت‌های معین و مقید به تابع آرمینگتون و مقدار ثابتی از کالای مرکب دو معادله زیر دیگر شرط مرتبه اول به‌دست خواهد آمد:

(۱۳)

$$\frac{QM_i}{QD_i} = \left(\frac{PDD_i}{PM_i}.\frac{\delta_i^{qq}}{1-\delta_i^{qq}}\right)^{\frac{1}{1+\rho_i^{qq}}}$$

که در این معادله PM_i و PDD_i به ترتیب قیمت کالای وارداتی و قیمت تقاضا برای کالای تولیدشده و فروخته‌شده در داخل است.

(۱۴)

$$PQ_i.QQ_i = PDD_i.QD_i + PM_i.QM_i$$

علاوه بر این، در این بلوک بایستی بین قیمت‌های بر حسب پول رایج داخلی (PE_i : قیمت کالای صادراتی بر حسب پول داخلی و PM_i : قیمت کالای وارداتی بر حسب پول رایج داخلی) و قیمت‌ها بر حسب پول رایج خارجی (P_i^{we} : قیمت کالای صادراتی بر حسب پول خارجی و P_i^{wm} : قیمت کالای وارداتی بر حسب پول رایج خارجی) تمایز قائل شد. این دو دسته قیمت‌ها بر اساس معادلات زیر به هم مرتبط می‌شوند.

(۱۵)

$$P_i^e = \varepsilon.P_i^{we}$$

(۱۶)

$$P_i^m = \varepsilon.P_i^{wm}.(1+tm_i)$$

که در این معادله ε نشان‌دهنده نرخ ارز است (لافگرین و همکاران، ۲۰۰۲: ۳۰-۲۸).

۴-۳- بلوک نهادها

این بلوک به سه زیر بخش درآمد عوامل تولید، دولت، خانوار و شرکت (مالکان بنگاه) تقسیم می‌شود. درآمد عوامل تولید بین نهادها توزیع می‌شود. همچنین بخشی از درآمد نهادهای غیردولتی خانوار و شرکت به‌واسطه پرداخت‌های انتقالی سایر نهادها حاصل می‌شود.

۴-۳-۱- توزیع درآمد عوامل تولید بین نهادها و درآمد نهادهای غیردولتی

همان‌طوری که در معادلات (۱۷) و (۱۸) مشاهده می‌شود درآمد عوامل تولید بین نهادهای داخلی (خانوارها، شرکت‌ها و دولت) بر اساس نسبت ثابتی توزیع می‌شود.

(۱۷)

$$YF_f = \sum_{i \in I} PF_i.\overline{WFDIST}_{fi}.QF_{fi}$$

که در این رابطه YF_f درآمد عامل تولید f است که طبق معادله (۱۸) بعد از مالیات مستقیم عوامل تولید و انتقالات بین عوامل تولید و خارج، بین نهادهای داخلی توزیع می‌شود.

(۱۸)

$$YIF_{insd,f} = mm[(1-tf_f).YF_f - trnsfr_{ext,f} * EXR]$$

که در این معادله $YIF_{insd,f}$ ، tf_f و $trnsfr_{ext,f}$ به ترتیب درآمد نهادها (درآمد خانوار، شرکت و دولت)، نرخ مالیات مستقیم برای عامل تولید f و انتقال درآمد بین عامل تولید f و خارج کشور است. البته درآمدهای دیگری نیز به خانوار و شرکت می‌رسد که مربوط به پرداخت‌های انتقالی سایر نهادها است.

(۱۹)

$$trans_{insdng,insdngp} = s_{insdng,insdngp}.(1-ssp_{insdngp}).(1-taud_{insdngp}).YI_{insdngp}$$

(۲۰)

$$YI_{insdng} = \sum_{f \in F} YIF_{insdng,f} + \sum_{insdngp} trans_{insdng,insdngp} + transfr_{insdng,gov}.CPI + transfr_{insdng,ext}.EXR$$

که در این دو معادله $taud_{insdngp}$ ، $ssp_{insdngp}$ ، $s_{insdng,insdngp}$ و $transfr_{insdng,gov}$ به ترتیب نرخ مالیات مستقیم بر نهادهای غیردولتی، میل نهایی پس‌انداز نهادهای غیردولتی، سهم درآمدی نهادهای غیردولتی از نهادهای غیردولتی و پرداخت‌های انتقالی دولت به نهادهای غیردولتی است. این نکته بایستی بیان شود که در بخشی از سناریو، دولت در کنار اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، افزایش پرداختی نقدی و کاهش دریافتی‌ها از خانوارها و شرکت را به ترتیب به‌واسطه تغییر در $transfr_{insdng,gov}$ و $taud_{insdngp}$ تغییر می‌دهد (همان: ۳۲-۳۱).

۴-۳-۲- دولت

در الگوی تعادل عمومی فرض اساسی این است که مالیات را دولت جمع‌آوری کرده و کالا مصرف می‌کند. در ایران علاوه بر مالیات، درآمد نفتی (درآمد ناشی از سرمایه) نیز درآمد دولت را تشکیل می‌دهد. در کنار این دو منبع درآمدی دولت، سناریوی افزایش قیمت حامل‌های انرژی نیز درآمدی را نصیب دولت می‌کند که به صورت تفاوت ارزش حامل‌های انرژی مصرفی توسط بخش‌های مختلف اقتصادی در قبل و بعد از افزایش قیمت حامل‌های انرژی در درآمد دولت مشاهده می‌شود (معادله ۲۱).

(۲۱)

$$TRG = \sum_{insdng} taud_{insdng}.YI_{insdng} + \sum_i tauz_i.Z_i + \sum_i PWM_i.taum_i.QM_i.EXR + ORI + \sum_{eo}(PQ_{eo}.Q_{eo} - Q_{eo})$$

که جمله آخر در این معادله بیانگر درآمد دولت بعد از افزایش

قیمت حامل‌های انرژی است. همچنین $tauz_i$، $taum_i$ و ORI به ترتیب نرخ مالیات بر تولید، نرخ مالیات بر واردات و درآمد نفتی دولت است. هزینه‌های مصرفی و کل دولت نیز به صورت معادله زیر است (همان: ۳۵-۳۴).

(۲۲)

$$Xg_i = \overline{GADJ}.\overline{xg}_i$$

(۲۳)

$$EG = \sum_i PQ.XG + \sum_{insdng} transfr.CPI + \sum_i subp + \sum_i subm$$

۴-۳-۳- خانوار

کل هزینه‌های مصرفی خانوار از طریق معادله (۲۳) به‌دست می‌آید.

(۲۴)

$$EH_{ho} = (1 - \sum_{insdng} s_{insdng,ho}) \times (1 - ssp_{ho}) \times (1 - taud_{ho}).YI_{ho}$$

با فرض اینکه هر خانوار تابع مطلوبیت استون-گیری را نسبت به قید مخارج مصرفی خانوار حداکثر کند آنگاه تابع تقاضای مصرفی خانوار به صورت زیر به‌دست خواهد آمد (همان: ۳۲).

(۲۵)

$$PQ_i.QH_{ih} = PQ_i.\gamma_{ih} + \beta_{ih}.\left(EH_h - \sum PQ_i.\gamma_{ih}\right)$$

۴-۳-۴- بلوک سرمایه‌گذاری

در این بلوک تقاضای سرمایه‌گذاری به صورت زیر تعریف می‌شود.

(۲۶)

$$Xv_i = \overline{IADJ}.\overline{Xv_i}$$

همان‌طوری که در رابطه بالا مشاهده می‌شود، تقاضای سرمایه‌گذاری از حاصل‌ضرب مقداری تقاضای سرمایه‌گذاری سال پایه در عامل تعدیل که برون‌زا است، به‌دست می‌آید (همان: ۳۴-۳۳).

۴-۳-۵- بلوک تسویه

در این بلوک تعادل بازار عوامل تولید (برابری عرضه و تقاضای نیروی کار)، تعادل در بازار کالای مرکب (برابری عرضه و تقاضای کالای مرکب)، تعادل در بازار خارجی (تراز حساب جاری)، تعادل زیربخش دولت (برابری درآمد دولت و مجموع پس‌انداز و هزینه‌های کل دولت) و تعادل پس‌انداز و سرمایه‌گذاری قید می‌گردد (همان: ۴۰-۳۵).

۴-۳-۶- الگوی محاسبه تغییرات رفاه خانوارها

در الگوی تعادل عمومی، خانوارها بر مبنای حداکثرسازی مطلوبیتی تصمیم‌گیری می‌کنند که درجه لذت افراد را اندازه‌گیری می‌کند. پس می‌تواند معیاری برای رفاه باشد. اما ماهیت ترتیبی مطلوبیت نقص اساسی این معیار محسوب می‌گردد. بنابراین در صورت استفاده از تابع مطلوبیت به عنوان معیار رفاه، تنها می‌توان بهتر و بدتر شدن وضعیت را بیان کرد و نمی‌توان تغییرات رفاهی را کمّی نمود. برای رفع این کمبود، بایستی تابع مطلوبیت به سطوح مطلوبیت بر حسب مقادیر پولی تبدیل شود. به این منظور بایستی از تابع مخارج استفاده کرد که از حداقل‌سازی تابع مخارج برای رسیدن به یک سطح معینی از مطلوبیت به‌دست می‌آید یا بر اساس ریاضی خواهیم داشت:

(۲۷)

$$ep(P^q, UU) = \min_{X^P} \{P^q.X^P \,|\, UU(X^P) = UU\}$$

که در این رابطه:

$ep(.)$: تابع مخارج

X^P: بردار مصرف خانوار

P^q: بردار قیمت کالا و خدمات

UU: سطح مطلوبیت (معین شده)

$UU(.)$: تابع مطلوبیت

تابع مخارج ($ep(P^q, UU)$)، حداقل مخارج لازم برای دستیابی به سطح معینی از مطلوبیت (UU) تحت بردار قیمتی (P^q) را نشان می‌دهد. در بیان بالا، سطح مطلوبیت تبدیل به حداقل سطح مخارج لازم برای پرداخت هزینه شده است. با مقایسه این سطوح مخارج، می‌توان در مورد تغییرات رفاهی قضاوت کمّی نمود (هُسو و همکاران[1]، ۲۰۱۰: ۱۳۵-۱۳۳).

در این پژوهش، علاوه بر این معیار، از معیار دیگری نیز برای ارزیابی تغییرات رفاه استفاده شده است. در معیار دوم، به منظور اندازه‌گیری تغییرات رفاهی خانوارها از میانگین وزنی مصرف خانوارها استفاده می‌شود. با توجه به اینکه در این الگوی تعادل عمومی، تمام کالاهای مصرفی توسط خانوارها، کالای خوب می‌باشند، پس بر اساس مبانی اقتصاد خرد، مصرف بیشتر از آنها به معنی انتقال به سطح مطلوبیت بالاتر یا بهبود رفاه است و کاهش مصرف این دسته از کالاها به معنی حرکت به سمت

1. Hosoe et al. (2010)

مطلوبیت پائین‌تر یا کاهش رفاه می‌باشد. از رابطه (۱۰) به منظور تغییرات این شاخص رفاهی استفاده شده است.

$$W_h = \sum_i \alpha_{ih} \times QH_{ih} \qquad (۲۸)$$

در این رابطه W_h شاخص رفاه، α_{ih} وزن مصرف هر کالا در سبد خانوار و QH_{ih} میزان مصرف خانوارها از هر کالا و خدمت را نشان می‌دهد. با اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، مصرف خانوارها از کالاها و خدمات تغییر کرده و در نتیجه رفاه خانوارها نیز تغییر می‌کند. در صورتی که با اصلاح قیمت حامل‌های انرژی و توزیع درآمد حاصل از سیاست قیمتی، مصرف خانوارها افزایش یابد آنگاه میزان این شاخص افزایش یافته و به معنی بهبود رفاه خانوارها است و در غیر این صورت رفاه خانوارها کاهش خواهد یافت.

۴-۳-۷- ساختار ماتریس حسابداری اجتماعی

پایه آماری الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه، ماتریس حسابداری-اجتماعی است که با استفاده از این ماتریس فرایند کالیبراسیون انجام می‌گیرد. در تحقیق حاضر، به منظور بررسی آثار سیاست‌های توزیعی منابع حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی از ماتریس حسابداری اجتماعی بخش در بخش سال ۱۳۸۵ استفاده شده است. پایه‌های آماری این ماتریس، جدول داده-ستانده مرکز پژوهش‌های مجلس و جداول درآمد-هزینه خانوارها سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۸۰ می‌باشد. ماتریس حسابداری اجتماعی مذکور، مطابق جدول زیر، شامل ۲۳ فعالیت است.

جدول ۱. فعالیت‌های ماتریس حسابداری اجتماعی

فعالیت‌ها	فعالیت‌ها	فعالیت‌ها	فعالیت‌ها
نفت و گاز	مواد شیمیایی	حمل و نقل زمینی	نفت‌گاز
کشاورزی	صنایع فلزی	حمل و نقل دریایی	نفت‌سفید
معادن	ماشین آلات	حمل و نقل هوایی	نفت‌کوره
موادغذایی	صنایع غیرفلزی	بازرگانی	گازمایع
پوشاک	ساختمان	خدمات	برق
صنایع چوب	گاز و خدمات مربوطه	بنزین	

مأخذ: ماتریس حسابداری-اجتماعی سال ۱۳۸۵

همان‌طور که در پیوست مشاهده می‌شود، در این ماتریس عوامل تولید شامل نیروی کار و سرمایه و نهادها شامل خانوارهای شهری و روستایی، شرکت‌ها و دولت است. همچنین مالیات‌ها بر حسب مالیات بر تولید، مالیات بر واردات و سایر مالیات و یارانه‌ها نیز بر حسب یارانه بر تولید و یارانه بر واردات بسط یافته است.[۱]

۵. تجزیه و تحلیل نتایج برآورد

۵-۱- تشریح سناریوها

در این تحقیق سناریوها به دو بخش تقسیم می‌شوند. بخش اول مربوط به سناریوی قیمتی است. مطابق با جدول (۲) سناریوی مربوط به تغییر قیمت حامل‌های انرژی مبتنی بر تغییرات قیمت در شرایط فعلی است.

جدول ۲. تغییرات قیمت حامل‌های انرژی در سناریوی قیمتی

میزان افزایش قیمت در سناریوهای قیمتی			
حامل‌های انرژی	قیمت حامل انرژی در سال ۱۳۸۵ ریال/لیتر)	متوسط قیمت حامل انرژی در سال ۱۳۹۱ (ریال/لیتر)	درصد تغییرات
بنزین	۸۰۰	۷۰۰۰	۷۷۵
نفت‌سفید	۱۶۵	۱۰۰۰	۵۰۶
نفت‌گاز	۱۶۵	۲۵۰۰	۸۰۹
نفت‌کوره	۹۴/۵	۲۰۰۰	۲۰۱۶
گازمایع	۳۱/۷	۴۰۰۰	۱۲۵۱۸
برق	۱۵۲/۸	۴۰۹	۱۶۷/۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

سناریوهای بخش دوم مربوط به سناریوهای توزیع منابع حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی است. مطابق جدول ۳ برای سناریوی قیمتی، ۴ سناریوی توزیع درآمد طراحی شده است. در واقع سناریوی مرجع، اصلاح قیمت حامل‌های انرژی و عدم توزیع منابع حاصل از این سیاست است و بقیه سناریوها نسبت به این سناریوی مرجع مقایسه می‌شوند. پس برای سناریوی قیمتی ۵ شبیه‌سازی بر اساس سناریوهای توزیع منابع حاصل از افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی و برق اجرا می‌گردد. همچنین، سهم هر یک از روش‌های توزیع منابع در سناریوهای فوق مطابق با جدول (۴) است. در تعیین میزان سهم هر یک از

۱. در پیوست (۱) ماتریس حسابداری اجتماعی کلان سال ۱۳۸۵ ارائه شده است.

روش‌های توزیع و تخصیص منابع محدودیت اصلی این است که یارانه نقدی که در شرایط فعلی پرداخت می‌شود حذف نگردد ولی سهم آن تغییر کرده و بین دو روش توزیع دیگر تقسیم گردد.

جدول ۳. سناریوهای توزیع منابع حاصل از افزایش قیمت حامل‌های انرژی

عنوان	نوع توزیع درآمد	توضیحات
سناریوی ۱ (SIM1)	عدم توزیع درآمد (دریافت توسط دولت)	---
سناریوی ۲ (SIM2)	توزیع درآمد به صورت پرداخت‌های نقدی	حمایت از رفاه
سناریوی ۳ (SIM3)	توزیع درآمد به صورت پرداخت‌های نقدی و کاهش دریافتی دولت از خانوار	حمایت از قدرت خرید خانوارها و نیروی‌کار
سناریوی ۴ (SIM4)	توزیع درآمد به صورت پرداخت‌های نقدی، کاهش دریافتی دولت از خانوارها و پرداخت یارانه به بخش تولیدی	حمایت از قدرت خرید خانوارها، نیروی‌کار و بخش تولیدی
سناریوی ۵ (SIM5)	توزیع درآمد به صورت پرداخت‌های نقدی و پرداخت یارانه به بخش تولیدی	حمایت از قدرت خرید خانوارها و بخش تولیدی

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴. سهم هر یک از روش‌های توزیع درآمد از منابع حاصل از افزایش قیمت حامل‌های انرژی در سناریوهای مختلف

سناریوهای توزیع منابع	سهم هر یک از روش‌های توزیع از منابع در سناریوهای توزیع درآمد		
	توزیع نقدی	کاهش دریافتی دولت از خانوارها	پرداخت یارانه به بخش تولید
SIM1 (درصد)	---	---	---
SIM2 (درصد)	۱۰۰	---	---
SIM3 (درصد)	۸۰	۲۰	---
	۷۰	۳۰	---
SIM4 (درصد)	۶۰	۳۵	۵
	۶۰	۵	۳۵
	۵۰	۳۰	۲۰
	۵۰	۲۰	۳۰
	۴۰	۳۰	۳۰
	۴۰	۱۰	۵۰
SIM5 (درصد)	۸۰	---	۲۰
	۷۰	---	۳۰

۵-۲- تجزیه و تحلیل نتایج شبیه‌سازی

بر اساس الگوی تعادل عمومی، خانوارها به عنوان مالکان عوامل تولید (نیروی‌کار و سرمایه) با توجه به محدودیت درآمدی، مطلوبیت خود را حداکثر می‌نمایند. با تغییر قیمت حامل‌های انرژی، قیمت‌های نسبی کالا و خدمات در بازار تغییر کرده و در نهایت با تغییر تقاضای بنگاه از عوامل تولید، قیمت عوامل تولید نیز تغییر خواهد کرد. تغییر در قیمت نهاده‌های تولید مثل درآمد حاصل از ساعات کاری و سرمایه موجب می‌گردد تا دریافتی‌های صاحبان عوامل تولید (خانوارها) تغییر نماید. بنابراین، از یک طرف، تغییر در درآمد صاحبان عوامل تولید و از طرف دیگر، تغییرات شکل گرفته در قیمت‌های نسبی کالاها و خدمات موجب می‌شود تا مقادیر مصرفی کالاها و خدمات توسط بخش‌های مصرف‌کننده تغییر کرده و در نهایت، این موضوع منجر به تغییر هزینه‌های زندگی و رفاه خانوارها خواهد شد. اجرای سیاست‌های توزیع درآمد حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی از کانال تغییر دریافتی خانوارها تا حدودی تغییرات رفاهی و هزینه‌ای خانوارها را تعدیل می‌کند.

۵-۳- تغییرات تقاضای خانوارها

نتیجه شبیه‌سازی SIM1 (افزایش قیمت حامل‌های انرژی و عدم توزیع منابع) نشان می‌دهد که با اصلاح قیمت حامل‌های انرژی تقاضای خانوار برای ستانده همه بخش‌ها به جز صنایع فلزی و حمل و نقل دریایی کاهش یافته است. افزایش حمل و نقل دریایی توسط خانوارها می‌تواند به این دلیل باشد که در برخی مسیرها که امکان جانشینی وجود دارد، به دلیل افزایش کمتر قیمت حمل و نقل دریایی نسبت به حمل و نقل زمینی و هوایی، تقاضا برای این بخش افزایش یافته است. در مورد صنایع فلزی نیز لازم به توضیح است که این صنایع شامل آهن، آلومینیوم، فولاد و سایر فلزات است که به دلیل افزایش کمتر قیمت یکی از این ستانده‌ها، تقاضای خانوارها در این بخش نیز افزایش یافته است. البته این نکته بایستی بیان شود که در سبد خانوار، ستانده بخش‌های خدمات، بازرگانی، مواد غذایی، کشاورزی، ماشین‌آلات و حمل و نقل زمینی به ترتیب با نسبت‌های ۳۹/۳، ۱۳/۵، ۱۱/۷، ۱۰/۲، ۷/۳ و ۶/۳ درصد در مجموع ۸۸/۳ درصد سبد خانوار را تشکیل می‌دهند. نتایج شبیه‌سازی سناریوی اول (SIM1) نشان می‌دهد که با اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، خانوارها بیشترین کاهش تقاضا را در ستانده این بخش‌ها داشته‌اند.

شبیه‌سازی حالت‌های مختلف سناریوهای توزیع منابع حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی نیز نشان می‌دهد که در همه حالت‌های سناریوهای توزیعی، مصرف خانوارهای شهری و روستایی نسبت به SIM1 کمتر کاهش یافته است. نتایج شبیه‌سازی SIM2 (سناریو توزیع صد در صد نقدی) نشان می‌دهد که تقاضا برای ستانده بخش‌های مختلف کمتر کاهش یافته است. همان‌طوری که در پیوست (۲) مشاهده می‌شود، با توزیع نقدی، بیشترین فاصله بین نتایج SIM1 و SIM2 در بخش خدمات ایجاد می‌گردد. در زمانی که فقط قیمت حامل‌های انرژی اصلاح می‌شود، تقاضای خانوارهای شهری و روستایی در بخش خدمات به ترتیب ۱۶ و ۱۷ درصد کاهش می‌یابد ولی با توزیع نقدی این کاهش تقاضا به ۷ و ۸/۸ درصد می‌رسد و نشان می‌دهد که افراد بخش بیشتری از درآمد حاصل از توزیع نقدی را در بخش خدمات هزینه می‌کنند. در شبیه‌سازی SIM3 (سناریوی توزیع نقدی و کاهش پرداختی خانوارها به دولت) در نتایجی مشابه با نتایج SIM2، تقاضای خانوارها از کالا و خدمات بخش‌های مختلف نسبت به SIM1 کمتر کاهش می‌یابد. البته مقایسه حالت‌های مختلف نشان می‌دهد که وقتی منابع حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی به نسبت ۷۰ و ۳۰ درصد بین توزیع نقدی و کاهش پرداختی خانوارها به دولت تقسیم می‌شود، تقاضای خانوار شهری و روستایی نسبت به سناریوی اول و دوم (SIM1 و SIM2) کمتر کاهش می‌یابد. این موضوع در مورد ستانده تمام بخش‌های تولیدی صادق است. همچنین، با توزیع منابع حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی به سه روش توزیع نقدی، کاهش پرداختی خانوارها به دولت و یارانه به بخش تولیدی (SIM4)، نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهد که اولاً نسبت به سناریوی عدم توزیع منابع (SIM1) تقاضای خانوارها از ستانده بخش‌های مختلف کمتر کاهش می‌یابد. ثانیاً در صورتی که سهم توزیع نقدی مقدار ثابتی مثلاً ۶۰ یا ۵۰ درصد باشد، آنگاه نتایج نشان می‌دهد که وقتی سهم یارانه بخش تولیدی بیشتر از سهم کاهش پرداختی خانوارها به دولت باشد آنگاه تقاضای خانوارها کمتر کاهش می‌یابد. ثالثاً مناسب‌ترین حالت در سناریوی چهارم، حالتی است که سهم توزیع نقدی، کاهش پرداختی خانوارها به دولت و یارانه به بخش تولیدی به ترتیب ۴۰، ۳۰ و ۳۰ درصد باشد. در سناریوی پنجم (SIM5) که منابع حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی به صورت توزیع نقدی و یارانه به بخش تولیدی تخصیص می‌یابد، شبیه‌سازی حالت‌های مختلف این سناریو نشان می‌دهد که وقتی سهم یارانه تولیدی به ۵۰ درصد می‌رسد تقاضای خانوارها از ستانده بخش‌های مختلف کمتر کاهش می‌یابد ولی وقتی این نسبت از ۵۰ درصد بیشتر می‌شود، تقاضای خانوارها دیگر کاهش نیافته و حتی نسبت به SIM1 نیز بیشتر کاهش می‌یابد.

۵-۴- تغییرات رفاه خانوار

نتایج شبیه‌سازی نشان می‌دهد که وقتی قیمت حامل‌های انرژی اصلاح می‌گردد و منابع حاصل از این سیاست توزیع نمی‌شود، آنگاه بر اساس هر دو شاخص رفاهی که در این تحقیق استفاده شده است، بیشترین کاهش رفاه برای خانوارها (چه روستایی و چه شهری) ایجاد می‌گردد. همان‌طوری که در جدول (۵) مشاهد می‌شود، در SIM1، با اصلاح قیمت حامل‌های انرژی و عدم توزیع منابع، بر اساس معیار اول، رفاه خانوارهای شهری و روستایی به ترتیب ۱۴/۴۵ و ۱۵/۰۲ درصد کاهش می‌یابد و بر مبنای معیار دوم، رفاه خانوار شهری و روستایی به ترتیب ۱۰/۹۵ و ۱۱/۶۳ درصد کاهش خواهد یافت. در سناریوی دوم (SIM2)، زمانی که درآمد حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی کاملاً به صورت نقدی توزیع می‌شود، آنگاه رفاه خانوار نسبت به سناریوی اول (SIM1) کمتر کاهش می‌یابد.

همان‌طوری که در جدول (۵) مشاهده می‌گردد، بر اساس معیار اول، رفاه خانوارهای شهری و روستایی نسبت به SIM1 تقریباً به میزان ۵۰ درصد کمتر کاهش می‌یابد ولی بر اساس معیار دوم، رفاه خانوارهای شهری و روستایی نسبت به SIM1 تقریباً به میزان ۷۵ درصد کمتر کاهش می‌یابد. شبیه‌سازی حالت‌های مختلف SIM3 نیز نشان می‌دهد، بهترین وضعیت بر اساس دو معیار اندازه‌گیری تغییرات رفاه خانوارهای شهری و روستایی، زمانی است که سهم توزیع نقدی و کاهش پرداختی خانوارها به دولت به ترتیب ۷۰ و ۳۰ درصد باشد. چون زمانی که این نحوه توزیع منابع حاصل از اصلاح قیمت حامل های انرژی شکل می‌گیرد، نسبت به حالت‌های دیگر تولید کمتر کاهش یافته و درآمد خانوارها کاهش کمتری را نشان می‌دهد. در واقع، وقتی سهم کاهش پرداختی خانوارها به دولت از ۲۰ درصد به ۳۰ درصد تغییر کند، خانوارها ساعات کاری بیشتری عرضه داشته و در نتیجه تولید کمتر کاهش خواهد یافت. ولی زمانی که این نسبت از ۳۰ درصد بیشتر می‌شود، خانوارها فراغت بیشتری را جایگزین ساعات کاری کرده و در نتیجه تولید و درآمد کمتری ایجاد خواهد شد. کاهش درآمد خانوارها

نیز موجب تغییراتی در سبد مصرفی خانوار می‌شود که رفاه خانوار را بیشتر کاهش می‌دهد. در سناریوی چهارم (SIM4) که منابع حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی به سه روش توزیع نقدی، کاهش پرداختی خانوارها به دولت و یارانه به بخش تولیدی، تخصیص یافته است، نتایج نشان می‌دهد که ترکیب سه روش توزیع منابع نتوانسته نسبت به روش‌های توزیعی مشخص شده در سناریوهای دیگر به جز سناریوی یک (SIM1) اولویت خاصی داشته باشد. البته نتایج شبیه‌سازی‌های حالت‌های مختلف در SIM4 نشان می‌دهد که وقتی نسبت توزیع نقدی، کاهش پرداختی خانوارها به دولت و یارانه به بخش تولیدی به صورت ۴۰، ۳۰ و ۳۰ درصد توزیع گردد آنگاه رفاه نسبت به حالت‌های دیگر کمتر کاهش خواهد یافت. نتایج شبیه‌سازی سناریوی SIM5 نیز حاکی از این است که این نحوه توزیع منابع نسبت به SIM1 رفاه خانوارها را کمتر کاهش می‌دهد و همچنین می‌تواند نسبت به برخی حالت‌های SIM3 و SIM4 اولویت داشته باشد.

جدول ۵. تغییرات رفاه جامعه در واکنش به سیاست توزیعی

	سهم روش‌های مختلف توزیع از منابع			تغییرات شاخص رفاهی بر اساس معیار اول		تغییرات شاخص رفاهی بر اساس معیار دوم	
	سهم توزیع نقدی از منابع	سهم کاهش پرداختی خانوارها به دولت از منابع	سهم یارانه تولیدی از منابع	خانوار شهری	خانوار روستایی	خانوار شهری	خانوار روستایی
SIM1	---	---	---	-۱۴/۴۵	-۱۵/۰۲	-۱۰/۹۵	-۱۱/۶۳
SIM2	۱۰۰	---	---	-۷/۱۲	-۸/۸۶	-۲/۴	-۳/۹۳
SIM3	۸۰	۲۰	---	-۷	-۹/۳۴	-۲/۲۷	-۴/۴۵
	۷۰	۳۰	---	-۴/۷۲	-۶/۸۲	-۰/۰۱۹	-۱/۷
SIM4	۶۰	۳۵	۵	-۹/۱۷	-۱۱/۰۸	-۴/۷۴	-۶/۴
	۶۰	۵	۳۵	-۷/۰۹	-۸/۹۸	-۲/۳۶	-۴/۰۷
	۵۰	۳۰	۲۰	-۹/۵۳	-۱۱/۲۴	-۵/۱۴	-۶/۵۶
	۵۰	۲۰	۳۰	-۷	-۹/۳۵	-۲/۲۴	-۴/۴۷
	۴۰	۳۰	۳۰	-۴/۸۳	-۶/۸۹	-۰/۱۵۱	-۱/۸
	۴۰	۱۰	۵۰	-۷/۰۶	-۹/۱۱	-۲/۳۳	-۴/۲
SIM5	۸۰	---	۲۰	-۷/۱۲	-۸/۸۶	-۲/۴	-۳/۹۴
	۷۰	---	۳۰	-۷/۱۲	-۸/۸۶	-۲/۴	-۳/۹۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

٦. بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی تحقیق حاضر، بررسی اثرات سیاست‌های توزیعی در سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضا و رفاه خانوارها بوده است. به همین منظور با استفاده از رویکرد تعادل عمومی قابل محاسبه، سناریوهای مختلف برای گردش درآمد حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی شبیه‌سازی شده است. با شبیه‌سازی این سناریوها در قالب حالت‌های مختلف نتایج متفاوتی به‌دست آمده است. به طور کلی می‌توان بیان کرد که:

۱- به‌کارگیری کاهش پرداخت‌های خانوارها به دولت در کنار روش‌های دیگر می‌تواند نسبت به توزیع نقدی راهکار مناسبی از لحاظ اقتصادی باشد. نتایج نشان می‌دهد که وقتی از سهم توزیع نقدی کاسته می‌شود و به سهم کاهش پرداختی خانوارها به دولت اضافه می‌گردد آنگاه تقاضای خانوارها از کالا و خدمات و رفاه آنها وضعیت مناسب‌تری دارند.

۲- بر اساس رفاه و تقاضای خانوارها مناسب‌ترین سناریو مربوط به دو حالت است. حالت اول مربوط به وضعیتی است که

درآمد حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی با نسبت ۷۰ و ۳۰ درصد به ترتیب برای حمایت از قدرت خرید و نیروی کار توزیع گردد و حالت دوم، وضعیتی است که درآمدهای مذکور با نسبت ۴۰، ۳۰ و ۳۰ درصد به ترتیب برای حمایت از قدرت خرید خانوارها، حمایت از نیروی کار و حمایت از تولید توزیع گردد.

۳- نتایج نشان می‌دهد که در کشور ایران، شرایط به گونه‌ای است که سیاست گردش درآمد در کنار سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی می‌تواند فرضیه مزیت دوگانه ضعیف را تأیید نماید. چون با جانشینی بخشی از کاهش پرداختی خانوارها با توزیع نقدی وضعیت تا حدودی بهبود یافته است ولی نسبت به شرایط قبل از اجرای سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بهبود نیافته است.

با مقایسه وضعیت خانوارهای شهری و روستایی می‌توان به این نتیجه رسید که به‌کارگیری ابزار حمایت از نیروی‌کار (کاهش پرداختی نیروی‌کار به دولت) به منظور گردش درآمد حاصل از اجرای سیاست اصلاح قیمت حامل‌های انرژی، بیشتر موجب بهبود وضعیت تقاضای کالا و خدمات خانوارهای شهری خواهد شد.

منابع

شاهمرادی، اصغر؛ حقیقی، ایمان و زاهدی، راضیه (۱۳۹۰). "بررسی اثرات افزایش قیمت حامل‌های انرژی و پرداخت یارانه نقدی در ایران: رویکرد CGE". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال نوزدهم، شماره ۵۷، ۳۰-۵.

قادری جعفر و استدلال، سارا (۱۳۸۸). "بررسی تأثیر افزایش قیمت انرژی برق بر خالص رفاه گروه‌های مختلف درآمدی در ایران (۱۳۸۳-۱۳۴۶)". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال نهم، شماره ۱، ۱۲۰-۱۰۱.

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

Clements, B., Jung, H. S. & Gupta, S. (2007). "Real and Distributive Effects of Petroleum Price Liberalization: The Case of Indonesia". *The Developing Economies*, 45(2), 220–237.

Dartanto, T. (2013). "Reducing Fuel Subsidies and The Implication on Fiscal Balance and Poverty In Indonesia: A Simulation Analysis". *Energy Policy*, 58, 117-134.

Fraser, I. & Waschik, R. (2013). "The Double Dividend Hypothesis in a CGE Model: Specific Factors and the Carbon Base". *Energy Economics*, 39, 283-295.

Goulder, L. H. (1995). "Environmental Taxation and the Double Dividend: A Reader's Guide". *International Tax Public Finance*, 2, 157–183.

Goulder, L. H., Parry, I. W. H. & Burtraw, D. (1997). "Revenue-Raising Versus Other Approaches to Environmental Protection: The Critical Significance of Preexisting Tax Distortions". *The Rand Journal of Economics*. 28, 708–731.

Hosoe, N., Gasawa, K. & Hashimoto, H. (2010). "Textbook of Computable General Equilibrium Modelling Programming and Simulations". Palgrave Macmillan.

Lofgren, H., Harris, R. L. & Robinson, S. (2002). "A Standard Computable General Equilibrium (CGE) Model in GAMS, Microcomputers in Policy Research", Washington, D.C., *International Food Policy Research Institute.*

Orlov, A. & Grethe, H. (2012). "Carbon Taxation and Market Structure: A CGE Analysis for Russia". *Energy Policy*, 51, 696-707.

Parry, I. W. H., Williams, R. C. & Goulder, L. H. (1999). "When Can Carbon Abatement Policies Increase Welfare? The Fundamental Role of Distorted Factor Markets". *Journal of Environmental Economics and Management*, 37(1), 52-84.

Sancho, F. (2010). "Double Dividend Effectiveness of Energy Tax Policies and The Elasticity of Substitution: A CGE Appraisal". *Energy Policy*, 38, 2927-2933.

Vandyck, T. & Regemorter, D. V. (2014). "Distributional and Regional Economic Impact of Energy Taxes in Belgium". *Energy Policy*, 72, 190-203.

پیوست ۱. ماتریس حسابداری اجتماعی کلان سال ۱۳۸۵ (میلیارد ریال)

	ردیف	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
فعالیت‌ها	1	1,290,357				909,072	220,049	5,878	307,907						723,606	780,395	4,237,266
نیروی کار	2	445,791													22,790		468,581
سرمایه	3	1,364,518													16,932		1,381,449
درآمد مختلط	4	587,729															587,729
خانوار شهری	5		335,660	216,592	473,782	19,556		60,154	44,597						12,880		1,163,221
خانوار روستایی	6		80,728	52,091	113,947		6,047	14,561	10,795						4,052		282,220
شرکت‌ها	7			1,060,575		167	33	8,441	3,706								1,072,922
دولت	8			38,920		63,971	9,939	48,663	5,872	71,443	44,967	(52,876)	(107,009)	26,477			150,367
مالیات بر تولید	9	71,443															71,443
مالیات بر واردات	10	44,967															44,967
یارانه بر واردات	11	(52,876)															(52,876)
یارانه بر تولید	12	(107,009)															(107,009)

سایر مالیات بر تولید	26,477															
دنیای خارج	644,650															
پس‌انداز– سرمایه‌گذاری	780,396															
مجموع		780,396	644,650	26,477	(107,009)	(52,876)	44,967	71,443	150,367	1,072,922	282,220	1,163,221	587,729	1,381,449	468,581	4,237,266	16

پیوست ۲. تغییرات تقاضای خانوارها در واکنش به سیاست توزیعی (درصد)

بخش‌ها/ سناریوها	سهم روش‌های توزیع منابع																					
	سهم توزیع نقدی از منابع	سهم کاهش پرداختی خانوارها به دولت از منابع	سهم یارانه تولیدی از منابع	خانوار	کشاورزی	مواد غذایی	پوشاک	کاغذ و چوب	معادن	مواد شیمیایی	صنایع غیرفلزی	صنایع فلزی	ماشین‌آلات	ساختمان	بازرگانی	حمل و نقل زمینی	حمل و نقل دریایی	حمل و نقل هوایی	خدمات			
SIM1	---	---	---	شهری	-۱۳/۴	-۱۳/۶	-۱۱/۷	-۱۳/۷	-۱۶/۳	-۱۱/۶	-۱۲	۶۶	-۱۳	-۱۴	-۱۳/۷	-۱۰/۶	۷/۹	-۱۲	-۱۶			
				روستایی	-۱۵/۶	-۱۵/۴	-۱۳/۵	-۱۳/۸	-۱۷/۱	-۱۲/۸	-۱۳/۷	۳۷/۸	-۱۳/۸	-۱۴/۶	-۱۵	-۱۲/۷	۹	-۱۰	-۱۷			
SIM2	۱۰۰	---	---	شهری	-۷/۶	-۷/۶	-۶/۳	-۶/۷	-۷/۲	-۵/۶	-۶/۴	۳۴/۵	-۶/۵	-۷/۳	-۸	-۸/۷	۴	-۹/۱	-۷			
				روستایی	-۹/۳	-۹/۳	-۸	-۷/۷	-۹/۲	-۷/۲	-۸/۳	۲۲/۳	-۷/۹	-۸/۶	-۹/۴	-۱۰	۵/۳	-۸/۳	-۸/۸			
SIM3	۸۰	۲۰	---	شهری	-۷/۴	-۷/۴	-۶/۱	-۶/۵	-۷	-۵/۵	-۶/۳	۳۳/۹	-۶/۴	-۷/۱	-۷/۸	-۸/۶	۳/۹	-۹	-۶/۹			
				روستایی	-۹/۸	-۹/۷	-۸/۴	-۸/۲	-۹/۷	-۷/۵	-۸/۷	۲۳/۴	-۸/۴	-۹/۱	-۹/۹	-۱۰/۶	۵/۶	-۸/۶	-۹/۴			
	۷۰	۳۰	---	شهری	-۴/۳	-۴/۶	-۴	-۴/۵	-۵/۱	-۳/۹	-۴/۲	۲۰/۷	-۴/۱	-۴/۶	-۵	-۵/۲	۲/۷	-۵/۶	-۴/۹			
				روستایی	-۶/۹	-۷	-۶/۲	-۶/۱	-۷/۵	-۵/۷	-۶/۳	۱۶/۶	-۶/۱	-۶/۶	-۷/۱	-۷/۲	۴/۲	-۵/۹	-۷/۱			
SIM4	۶۰	۳۵	۵	شهری	-۹/۴	-۹/۴۲	-۷/۸	-۸/۶	-۹/۶۶	-۷/۳	-۷/۸	۴۳	-۸/۳	-۹/۱	-۹/۹	-۹/۹	۵	-۱۰	-۹/۳			

خدمات	حمل و نقل هوایی	حمل و نقل دریایی	حمل و نقل زمینی	بازرگانی	ساختمان	ماشین‌آلات	صنایع فلزی	صنایع غیرفلزی	مواد شیمیایی	معادن	کاغذ و چوب	پوشاک	مواد غذایی	کشاورزی	خانوار	سهم یارانه تولیدی از منابع	سهم کاهش پرداختی خانوارها به دولت از منابع	سهم توزیع نقدی از منابع	بخش‌ها/ سناریوها
-۱۶	-۱۲	۷/۹	-۱۰/۶	-۱۳/۷	-۱۴	-۱۳	۶۶	-۱۲	-۱۱/۶	-۱۶/۳	-۱۳/۷	-۱۱/۷	-۱۳/۶	-۱۳/۴	شهری	---	---	---	SIM1
-۱۷	-۱۰	۹	-۱۲/۷	-۱۵	-۱۴/۶	-۱۳/۸	۳۷/۸	-۱۳/۷	-۱۲/۸	-۱۷/۱	-۱۳/۸	-۱۳/۵	-۱۵/۴	-۱۵/۶	روستایی				
-۷	-۹/۱	۴	-۸/۷	-۸	-۷/۳	-۶/۵	۳۴/۵	-۶/۴	-۵/۶	-۷/۲	-۶/۷	-۶/۳	-۷/۶	-۷/۶	شهری	---	---	---	SIM2
-۸/۸	-۸/۳	۵/۳	-۱۰	-۹/۴	-۸/۶	-۷/۹	۲۲/۳	-۸/۳	-۷/۲	-۹/۲	-۷/۷	-۸	-۹/۲	-۹/۳	روستایی				
-۶/۹	-۹	۳/۹	-۸/۶	-۷/۸	-۷/۱	-۶/۴	۳۳/۹	-۶/۳	-۵/۵	-۷	-۶/۵	-۶/۱	-۷/۴	-۷/۴	شهری	---	۲۰	۸۰	SIM3
-۹/۴	-۸/۶	۵/۶	-۱۰/۶	-۹/۹	-۹/۱	-۸/۴	۲۳/۴	-۸/۷	-۷/۵	-۹/۷	-۸/۲	-۸/۴	-۹/۷	-۹/۸	روستایی				
-۴/۹	-۵/۶	۲/۷	-۵/۲	-۵	-۴/۶	-۴/۱	۲۰/۷	-۴/۲	-۳/۹	-۵/۱	-۴/۵	-۴	-۴/۶	-۴/۳	شهری	---	۳۰	۷۰	
-۷/۱	-۵/۹	۴/۲	-۷/۲	-۷/۱	-۶/۶	-۶/۱	۱۶/۶	-۶/۳	-۵/۷	-۷/۵	-۶/۱	-۶/۲	-۷	-۶/۹	روستایی				
-۹/۳	-۱۰	۵	-۹/۹	-۹/۹	-۹/۱	-۸/۳	۴۳	-۷/۸	-۷/۳	-۹/۶۶	-۸/۶	-۷/۸	-۹/۴۲	-۹/۴	شهری	۵	۳۵	۶۰	SIM4

بخش‌ها/ سناریوها	سهم روش‌های توزیع منابع			خانوار	کشاورزی	مواد غذایی	پوشاک	کاغذ و چوب	معادن	مواد شیمیایی	صنایع غیرفلزی	صنایع فلزی	ماشین‌آلات	ساختمان	بازرگانی	حمل و نقل زمینی	حمل و نقل دریایی	حمل و نقل هوایی	خدمات
	سهم توزیع نقدی از منابع	سهم کاهش پرداختی خانوارها به دولت از منابع	سهم یارانه تولیدی از منابع	روستایی	-۱۱/۶	-۱۱/۵	-۱۰	-۹/۷	-۱۱/۸	-۹/۰۵	-۱۰	۲۷/۹	-۹/۱	-۱۰/۷	-۱۱/۷	-۱۱/۷	۶/۵۸	-۹/۳	-۱۱/۴
	۶۰	۵	۳۵	شهری	-۷/۵۶	-۷/۵۴	-۶/۲۵	-۶/۶۵	-۷/۱۲	-۵/۶	-۶/۴	۳۴/۴	-۶/۵	-۷/۳	-۸	-۸/۷	۴	-۹	-۷
	۵۰	۳۰	۲۰	روستایی	-۹/۴۵	-۹/۳۷	-۸/۱۵	-۷/۸۶	-۹/۳۳	-۷/۳	-۸/۴	۲۲/۶	-۸	-۸/۳	-۹/۶	-۱۰/۳	۵/۴	-۸/۴	-۹
	۵۰	۳۰	۲۰	شهری	-۹/۸	-۹/۸	-۸/۲	-۸/۹	-۱۰	-۷/۵	-۸/۲	۴۵	-۸/۶	-۹/۵	-۱۰/۳	-۱۰/۲	۵/۳	-۱۰	-۹/۷
	۵۰	۳۰	۲۰	روستایی	-۱۱/۸	-۱۱/۷	-۱۰/۱	-۹/۹	-۱۲	-۹/۲	-۱۰/۲	۲۸/۴	-۱۰/۱	-۱۰/۸	-۱۱/۸	-۱۱/۹	۶/۷	-۹/۵	-۱۱/۵
	۵۰	۲۰	۳۰	شهری	-۷/۴۶	-۷/۴۵	-۶/۱۸	-۶/۵۶	-۷	-۵/۵	-۶/۳	۳۳/۹	-۶/۴	-۷/۲	-۷/۸	-۸/۶	۳/۹	-۹	-۶/۹
	۵۰	۲۰	۳۰	روستایی	-۹/۸۳	-۹/۷۴	-۸/۴۷	-۸/۲	-۹/۷۳	-۷/۶	-۸/۷	۲۳/۵	-۹/۱	-۸/۳۸	-۹/۹	-۱۰/۶	۵/۶	-۸/۶۵	-۹/۴۲
	۴۰	۳۰	۳۰	شهری	-۴/۴۵	-۴/۷	-۴/۱	-۴/۷	-۵/۳	-۴	-۴/۳	۲۱/۴	-۴/۸	-۴/۳	-۵/۱	-۵/۳	۲/۸	-۵/۷	-۵
	۴۰	۳۰	۳۰	روستایی	-۷	-۷	-۶/۲۴	-۶/۲	-۷/۶	-۵/۸	-۶/۴	۱۶/۸	-۶/۷	-۶/۲	-۷/۲	-۷/۳	۴/۲	-۶	-۷/۲
	۳۰	۱۰	۶۰	شهری	-۷/۵	-۷/۵	-۶/۲	-۶/۶	-۷/۱	-۵/۶	-۶/۴	۳۴/۲	-۶/۵	-۷/۲	-۷/۹	-۸/۶	۴	-۹	-۷
	۳۰	۱۰	۶۰	روستایی	-۹/۶	-۹/۵	-۸/۲	-۸	-۹/۴	-۷/۴	-۸/۵	۲۲/۹	-۸/۱	-۸/۹	-۹/۷	-۱۰/۴	۵/۴	-۸/۵	-۹/۱
SIM5	۸۰	—	۲۰	شهری	-۷/۶	-۷/۶	-۶/۳	-۶/۷	-۷/۲	-۵/۶	-۶/۴	۳۲/۵	-۶/۵	-۷/۳	-۸	-۸/۷	۴	-۹/۱	-۷
	۷۰	—	۳۰	روستایی	-۹/۳	-۹/۲	-۸	-۷/۷	-۹/۲	-۷/۲	-۸/۳	۲۲/۳	-۸	-۸/۶۷	-۹/۴	-۱۰/۲	۵/۳۲	-۸/۳	-۸/۹

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و دوم، بهار ۱۳۹۵ (۵۶ـ ۳۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 22, March 2016

مطالعه توسعه مالی بین‌الملل و نقش آن بر جهانی شدن اقتصاد در کشور ایران با استفاده از داده‌های تابلویی

*آنامحمد آق ارکاکلی[۱]، محمود یحیی زاده‌فر[۲]، مهدی نوبخت[۳]

۱. دانشجوی دکترای مدیریت بازرگانی، گروه مدیریت و حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد گنبد کاووس، گنبدکاووس، ایران

۲. استاد گروه مدیریت بازرگانی دانشگاه مازندران

۳. دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران،کارشناس تأمین اجتماعی

(دریافت: ۱۳۹۳/۱۲/۲۶ پذیرش: ۱۳۹٤/٤/۱۸)

International Financial Development Study and Its Effect on Economy's Globalization In Iran by Using Panel Data

*Annamohammad Agharkakli[1], Mahmood Yahyazadehfar[2], Mehdi Nobakht[3]

1. Ph.D. Student of Business Management, Islamic Azad University, Gonbad Kavoos, Iran
2. Professor of Business Management, University of Mazandaran, Mazandaran, Iran
3. Ph.D. Student of Economics, University of Allameh Tabatabaei, Tehran, Iran

(**Received:** 17/March/2015 **Accepted:** 9/July/2015)

چکیده:

هدف تحقیق حاضر اندازه‌گیری و سنجش توسعه بخش مالی بین‌الملل و بررسی اثر آن بر جهانی شدن اقتصاد در کشورهای منطقه جنوب غربی آسیا و ایران طی سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۰۴ با استفاده از جدیدترین اطلاعات منتشره بانک جهانی در سال ۲۰۱۴ می‌باشد. در این تحقیق از نرم‌افزار اقتصادسنجی Eviews و الگوی رگرسیونی داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. بر اساس نتایج این مطالعه میانگین شاخص توسعه مالی بین‌الملل در منطقه آسیای جنوب غربی طی سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۰۴ معادل ۰/۲۱ برآورد شده است و متوسط این امتیاز برای ایران معادل ۰/۳۹ بوده که با این امتیاز، ایران در مقایسه با سایر کشورهای منطقه در ردیف کشورهای نسبتاً توسعه یافته در زمینه توسعه بخش مالی بین‌الملل قرار می‌گیرد. در نهایت نتایج حاصل از الگوی روند نشان می‌دهد که، شاخص توسعه مالی بین‌الملل در منطقه آسیای جنوب غربی و کشور ایران روند نزولی و منفی داشته و مقدار شاخص، طی دوره کاسته شده است. در زمینه اثر توسعه مالی بین‌الملل بر شاخص جهانی شدن اقتصاد، نتایج تحقیق نشان داد که رابطه معناداری بین توسعه مالی بین‌الملل و جهانی شدن اقتصاد وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: بخش مالی بین‌الملل، توسعه مالی، روند، منطقه آسیای جنوب غربی.

طبقه‌بندی JEL: F3، F6، O16.

Abstract:

The purpose of this paper is measuring of international financial development and its effect on economy's globalization in South-West Asia countries and Iran during the years 2004-2011.To do so, we have applied the data that published by the World Bank in 2014. In this research, Eviews econometric software and panel data method are used. The results of measure has shown that the international financial development index in south-west Asia countries during the years 2004-2011 is estimated at 0.21. and the average score of 0.39 is for Iran. So, in the international financial setor, Iran has titeled as relatively developed country among the south-west Asian countries. The results have shown that the international financial development index in southwest Asia and Iran is negative with a decreasing trend and also the index has decreased over the period. Finaly the results have shown that the relationship between international financial development index and economy's globalization is significant.

Keywords: Inernatioal Financial Sector, Financial Development, Trend, South-West Asian Region.
JEL: F3, F6, O16.

* **نویسنده مسئول:** آنامحمد آق ارکاکلی
E-mail: Am.agharkakli@gmail.com

*Corresponding Author: Annamohammad Agharkakli

۱. مقدمه

سیستم‌های مالی با کارکردهای کسب اطلاعات در مورد فرصت‌های سرمایه‌گذاری، نظارت بر سرمایه‌گذاری‌های انجام شده، توزیع ریسک، تجمیع پس‌اندازها و همچنین تسهیل مبادله کالاها و خدمات باعث کاهش هزینه‌های معاملاتی و بهبود تخصیص منابع و در نهایت رشد اقتصادی می‌شوند، به‌طوری که مطالعات انجام شده نشان می‌دهند که سطح توسعه بازارهای مالی به ویژه بازار سهام و بانک‌ها و تأثیری که آنها بر تأمین مالی شرکت‌ها و انتخاب روش تأمین مالی شرکت‌ها دارند، تأثیر شگرفی بر رشد اقتصادی بر جای می‌گذارد (تقوی و همکاران[1]، ۲۰۱۱: ۳۹ و لطفعلی پور و همکاران، ۱۳۹۳: ۶۲). با توجه به نقش بازارهای مالی در اقتصاد، برخی معتقدند که اقتصادهای دارای واسطه‌ها و بازارهای مالی می‌توانند پس‌اندازهای غیر کارآمد را کاهش داده و از تخصیص نامناسب وجوه سرمایه‌گذاری جلوگیری کنند (یحیی زاده‌فر و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۷)، و برخی دیگر از اقتصاددانان نیز کندی رشد اقتصادی را ناشی از توسعه نیافتگی بخش مالی دانسته (سلمانی و امیری، ۱۳۸۸: ۱۲۵) و برخی چون استیگلیتز[2] (۱۹۹۴: ۱۴۹) بازارهای مالی را مغز متفکر سیستم اقتصادی و کانون اصلی تصمیم‌گیری می‌دانند. از میان مطالعات انجام شده مرتبط با توسعه مالی می‌توان به تحقیقات انجام شده توسط یحیی زاده‌فر و همکاران (۱۳۹۳: ۷۳)، جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۸۸: ۲۱)، تقوی و همکاران (۲۰۱۱: ۳۷)، لیانگ[3] (۲۰۱۲: ۲۵) و ریتاب[4] (۲۰۱۳: ۳۴۵) اشاره کرد که در همه این تحقیقات، مؤثر بودن توسعه مالی هر کشور در رشد اقتصادی آن به اثبات رسیده است. در مورد جهانی شدن و نقش آن در اقتصاد، دیدگاه غالب معتقد است که جهانی شدن با ارائه تجارت و فرصت‌های سرمایه‌گذاری برای ایجاد اشتغال، منجر به کاهش نابرابری درآمدی و فقر می‌شود و این امر سبب شده است تا تعداد کشورهایی که سیاست آزادی تجارت را به اجرا گذاشته‌اند از ۲۲ درصد در سال ۱۹۶۰ به ۷۳ درصد در سال ۲۰۰۰ افزایش یابد (حکمتی‌فرید و همکاران، ۱۳۹۴: ۹۶). و دیگر اینکه آزادسازی تجاری منجر به بهبود توزیع درآمد و کاهش نابرابری در کشورها می‌شود (نجارزاده و مهدوی راسخ، ۵۴:۱۳۸۷). و در مقابل منتقدان ادعا می‌کنند که سطوح بالاتر از جهانی شدن، به دلیل ناامنی اقتصادی و ریسک، اثر سوئی بر اقتصاد ملی دارد که منجر به نابرابری‌های اقتصادی و اجتماعی می‌شود (حکمتی فرید و همکاران، ۱۳۹۴: ۹۶). یکی از تأثیرات مثبت جهانی شدن، بر اساس مطالعات به‌عمل آمده، این است که در آمریکا، هر یک میلیارد دلار افزایش صادرات، موجب افزایش دو میلیارد دلار درآمد، ۴۰۰ میلیون دلار درآمد مالیات، و حدود ۵۰ تا ۷۰ هزار شغل جدید می‌گردد (مدهوشی و تاری، ۱۳۸۶: ۱۹۶). دیگر اینکه بین سال‌های ۱۹۳۰-۱۹۹۶، هزینه سه دقیقه مکالمه تلفنی بین شهرهای نیویورک و لندن از ۳۰۰ دلار تنها به یک دلار به قیمت سال ۱۹۹۶ کاهش یافت (کومسا، ۱۳۷۸: ۹۰). که این کاهش شدید هزینه‌های ارتباطی و حمل و نقل به نوبه خود ادغام بیشتر بین بازارها، مصرف‌کنندگان، تولیدکنندگان و فروشندگان را موجب شده است (همان). بنابراین با توجه به اهمیت بخش مالی و نقش آن بر عملکردهای اقتصادی، هدف این تحقیق، سنجش توسعه مالی بین‌الملل کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی، و بررسی نقش آن در جهانی شدن اقتصاد این کشورها، با تأکید بر کشور ایران می‌باشد، که در صورت اثبات تأثیر مثبت توسعه مالی بین‌الملل بر جهانی شدن اقتصاد، بایستی سیاست اصلاح و توسعه بخش مالی اقتصاد در اولویت این کشورها قرار گیرد. به‌عبارت دیگر، اتخاذ این سیاست، باعث افزایش بیشتر تجارت در اقتصاد شده و باعث فراهم آوردن بستر مناسب برای آزاد سازی تجاری و توسعه تجارت می‌شود.

این مقاله در شش بخش تنظیم شده که در بخش دوم به بیان مباحث نظری، و در بخش سوم به پیشینه تحقیق پرداخته شده و بخش چهارم به تصریح مدل، الگوها، متغیرها و قلمرو تحقیق می‌پردازد و در بخش پنجم برآوردها و آزمون‌های آماری مدل صورت گرفته و نهایتاً در بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادات تحقیق ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

۲-۱- تعریف توسعه مالی

در خصوص تعریف توسعه مالی، برخی توسعه مالی را یک مفهوم چند وجهی می‌دانند که علاوه بر توسعه در بخش بانکی،

1. Taghavi et al. (2011)
2. Stiglitz (1994)
3. Liang (2012)
4. Ritab (2013)

ابعاد دیگری چون توسعه بخش غیربانکی، توسعه بخش پولی و سیاست‌گذاری پولی، مقررات و نظارت بانکی، باز بودن بخش مالی و محیط نهادی را در برمی‌گیرد (دادگر و نظری، ۱۳۸۸: ۱)، برخی دیگر آنرا افزایش خدمات مالی توسط مؤسسات مالی (صمدی، ۱۳۸۸: ۱۱۷) و برخی دیگر بهبود در کمیت، کیفیت و کارایی خدمات واسطه‌های مالی را به‌عنوان توسعه مالی می‌دانند (چونگ و چان[1]، ۲۰۱۱: ۲۰۱۷).

۲-۲- اهمیت توسعه مالی و بازارهای مالی

از دیدگاه مباحث نظری، سابقه بحث درباره توسعه مالی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی و همچنین اهمیت واسطه‌های مالی تقریباً به یک و نیم قرن پیش برمی‌گردد. باگهوت[2] (۱۸۷۳) مطرح کرد که نظام مالی تأثیر کلیدی در صنعتی شدن بریتانیا ایفا کرده است. همچنین سال‌ها بعد شومپیتر[3] (۱۹۱۱) تأثیر واسطه‌های مالی در توسعه اقتصادی را مطرح کرد و بیان نمود که نوآوری‌های فنی، نیروی محرکه رشد اقتصادی بلندمدت است و دلیل اصلی نوآوری را توان بخش مالی می‌داند که بتواند منابع مالی لازم را در اختیار بخش کارآفرین قرار دهد. از این رو بر اساس نظرات شومپیتر و باگهوت این بینش که بازارهای مالی از طریق تخصیص سرمایه به‌طور مؤثر بهره‌وری را افزایش می‌دهند، به‌وجود آمد (شاه‌آبادی و فعلی، ۱۳۹۰: ۱۱۷).

در حال حاضر بخش بزرگی از ادبیات اقتصادی، تأیید کننده این مطلب هستند که رشد اقتصادی بلندمدت و رفاه یک کشور، علاوه بر سایر عوامل مهم دیگر، به درجه توسعه یافتگی مالی آن کشور بستگی دارد. توسعه مالی به‌طور کلی از طریق تجهیز و تجمیع منابع سرمایه‌ای و نیز تخصیص بهینه این منابع بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد، به‌عبارت دیگر شاخص‌های توسعه مالی، تجمیع سرمایه و بهره‌وری آن را متأثر می‌سازند. توسعه سیستم‌های مالی از طریق گسترش و همچنین متنوع سازی بازارهای مالی کشور، منجر به تخصیص مناسب‌تر منابع و در نتیجه رشد اقتصادی سریع‌تر می‌گردد (سامتی و همکاران، ۱۳۹۱: ۲۶).

در خصوص توسعه مالی و عملکرد بازارهای مالی، این بازارها در مطالعه بنچیوا و همکاران[4] (۱۹۹۵)، بنچیوا و اسمیت[5] (۱۹۹۱) و گرین‌وود و جوانویچ[6] (۱۹۹۰) با ایجاد امکان تقسیم خطرپذیری برای سرمایه‌گذاران از لحاظ اقتصادی به آنها کمک می‌کنند که به خلق فناوری جدید بپردازند. به بیان دیگر بازارهای مالی توسعه یافته از طریق کاهش خطرپذیری نقدینگی سرمایه‌گذاران، آنها را به وابستگی بیشتری برای داشتن فناوری تولید تشویق می‌کنند (شاه‌آبادی و فعلی، ۱۳۹۰: ۱۱۸).

همچنین، توسعه بازارهای مالی از دو طریق، ۱- اثر سطح و ۲- اثر کارایی، با افزایش در سرمایه‌گذاری، موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شوند، اثر سطح نشان می‌دهد که توسعه بخش مالی با ایجاد شفافیت در مقررات بازارهای مالی همانند رعایت استانداردهای حسابرسی، اعتماد سرمایه‌گذاران را جلب کرده و در نتیجه منابع را از پروژه‌های ناکارآمد به سمت سرمایه‌گذاری‌های مولد هدایت می‌کند. اثر کارایی نیز نشان می‌دهد که با توسعه بازارهای مالی، تنوع و نقدینگی افزایش یافته و منابع به سمت پروژه‌های مولد هدایت می‌شوند، پس این دو اثر موجب افزایش در سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شوند (سادورسکی[7]، ۲۰۱۱: ۱۰۰۳). با اینکه بازارهای مالی یکی از عوامل مهم در رشد و توسعه اقتصاد هر کشوری می‌باشند ولی کم‌توجهی و نگرش ساده به بازارهای مالی سبب شده است که برخی آن را تنها برد و باخت ناشی از نوسانات قیمت دارایی‌های مالی بدانند، در حالی‌که تأثیر ساختار اقتصادی چنان است که امروزه بدون داشتن یک بخش مالی کارا، رشد اقتصادی محقق نمی‌گردد (جعفری‌صمیمی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱). به‌طور کلی می‌توان چنین مطرح نمود که چنانچه سیستم مالی بتواند وظایف اصلی خود در زمینه کاهش هزینه اطلاعات، مدیریت مخاطره، تسهیل مبادلات، تجهیز مناسب پس‌اندازها، تأمین مالی طرح‌های نوآورانه، کاهش ریسک و دسترسی ساده به اعتبارات برای بخش خصوصی را به خوبی عمل کند، می‌توان گفت نظام مالی کشور توسعه یافته است (واعظ و میرفندرسکی[8]، ۲۰۱۱: ۳۴).

1. Choong & Chan (2011)
2. Bagehot (1873)
3. Schumpeter (1911)
4. Bencivenga et al. (1995)
5. Bencivenga & Smith (1991)
6. Greenwood & Jovanovic (1990)
7. Sadrosky (2011)
8. Vaez & Mirfenderski (2011)

۲-۳- توسعه مالی در ایران

به منظور بررسی توسعه مالی در ایران به برخی از بررسی‌ها اشاره می‌شود که یا با موضوعیت ایران صورت گرفته، یا اینکه ایران یکی از کشورهای منتخب تحقیق می‌باشد. در بررسی که، رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی مورد کاوش قرار گرفته، و ایران یکی از کشورهای منتخب تحقیق می‌باشد، نتایج نشان می‌دهند که جهت علیت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی نه تنها در کشورها با یکدیگر متفاوت است بلکه از یک شاخص به شاخص دیگر نیز متفاوت است، همچنین نتایج تحقیق بیانگر این هستند که، بازار پول ایران نتوانسته در فرایند رشد و توسعه اقتصادی ایران نقش فعالی را ایفا نماید و دارای عملکرد ضعیفی بوده است. از طرفی دیگر تأثیرگذاری بازار سهام بر رشد اقتصادی در ایران نسبت به سایر کشورها بهتر بوده است، دلیل این امر را می‌توان در توسعه‌یافتگی بازار بورس ایران، طی سال‌های اخیر دانست (منصف و همکاران، ۱۳۹۲: ۸۴).

همچنین در مطالعه‌ای دیگر که در مورد رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران انجام شد، نقش توسعه مالی در رشد اقتصادی و متقابلاً نقش رشد اقتصادی در توسعه‌یافتگی مالی در ۳۶ کشور نفتی و غیرنفتی در حال توسعه و توسعه یافته، مورد بررسی قرار گرفت که، نتایج به‌دست آمده از این تحقیق نشان می‌دهند که توسعه مالی نقش تعیین کننده‌ای در تحت‌تأثیر قرار دادن کارایی سرمایه‌گذاری ایفا می‌کند، و با توجه به اینکه امکان اعطای تسهیلات به پروژه‌های با بازدهی پایین در نتیجه منابع مالی حاصل از نفت و نیز با در نظر گرفتن ضعف نهادهای مالی، نتیجه گرفته می‌شود که در کشورهای صادرکننده نفت، سرمایه‌گذاری به خودی خود کافی نیست، مگر اینکه به همراه سیستم توسعه یافته مالی باشد که کانال‌های بازگشت وفور منابع را به سمت فعالیت‌های مولد با بازده بالا سوق دهد و در بلندمدت محرک رشد اقتصادی باشد (اسدی و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۳).

همچنین برخی از پژوهش‌ها نشان می‌دهند که، در سال‌های اخیر توسعه مالی در ایران بهبود یافته ولی در مقایسه با سایر کشورهای منطقه وضعیت توسعه مالی ایران مناسب نبوده، و بیان می‌کنند که در اقتصاد ایران، رشد اقتصادی موجب بهبود توسعه مالی می‌شود (موتمنی[1]، ۲۰۰۸: ۵۹).

همچنین نتایج برخی دیگر از بررسی‌ها، بیانگر این است که بین توسعه واسطه‌های مالی و رشد اقتصادی ایران، رابطه‌ای مثبت وجود داشته، و بیانگر این است که، اثرگذاری بازار پول بر رشد اقتصادی ایران از طریق کارایی سرمایه‌گذاری بوده است نه حجم سرمایه‌گذاری (طیب‌نیا و صفایی[2]، ۲۰۰۸: ۳۱).

همچنین در برخی از بررسی‌ها، به رابطه توسعه مالی و متغیرهای اجتماعی ایران پرداخته شده است. در پژوهشی که رابطه توسعه مالی و کاهش فقر در ایران، بررسی شده، این نتیجه حاصل شد که توسعه بخش مالی در ایران موجبات کاهش فقر را فراهم نمی‌سازد، بلکه، وجود عوامل ساختاری و نهادی در ساختار نظام بانکداری و بازار پول و سرمایه ایران در کنار بسیاری از عوامل دیگر داخلی مانند رفتارهای دولت باعث شده است، تا اثرات دائمی رشد و توسعه مالی نتواند به کاهش فقر در کشور منجر شود و به عکس، سطح فقر را افزایش دهد (دل‌انگیزان و سنجری، ۱۳۹۲: ۸۴).

بررسی دیگر که، با استفاده از تک معادله با متغیر وابسته ضریب جینی و متغیرهای مستقل توسعه مالی در کنار چند متغیر کنترل، موضوع رابطه توسعه مالی و توزیع درآمد، در ایران را مورد مطالعه قرار داده، بیانگر این است که بین توسعه مالی و توزیع درآمد در ایران، رابطه منفی و مستقیم وجود دارد (قنبری و همکاران، ۱۳۹۰: ۱).

در تحقیقی دیگر که، تأثیر توسعه مالی بر بهره‌وری کل عوامل ایران، مورد بررسی قرار گرفت، نتایج تحقیق دال بر این بود که، توسعه مالی اثری مثبت و معنادار بر بهره‌وری کل عوامل ایران دارد (شاه‌آبادی و فعلی، ۱۳۹۰: ۱۱۱).

۲-۴- تعریف جهانی شدن اقتصاد

در مورد جهانی شدن بخصوص جهانی شدن اقتصاد، گرچه برخی صاحب نظران خواسته‌اند برای جهانی شدن پیشینه‌ای بلند در نظر گیرند و آن را اندیشه‌های یونان باستان، آموزه‌های ارباب کلیسا در قرون وسطا و افکار متفکران قرن نوزدهم و بیستم اروپا بدانند، اما حقیقت این است که این پدیده، سابقه تاریخی چنین طولانی ندارد و پیشینه آن را در سطح بین‌المللی، باید از اوایل نیمه دوم قرن بیستم سراغ گرفت (مالک، ۱۳۸۸: ۲۱). جهانی شدن پدیده‌ای چند بعدی و قابل تسری به

1. Motameni (2008)

2. Tayebnia & Safaee (2008)

جنبه‌های گوناگون اجتماعی، اقتصادی، سیاسی، حقوقی، فرهنگی و فناوری و همچنین محیط زیست است و شاید هم بخاطر همین جنبه‌های متنوع می‌باشد که هیچ اتفاق نظری بین نظریه‌پردازان و اندیشمندان در مورد تعریف دقیق جهانی شدن وجود ندارد. برخی از نظریه‌پردازان نظیر فوکویاما[1] (۲۰۰۱) (۲۰۰۱) متخصص مؤسسه تحقیقاتی راند و سرژلاتوش متفکر فرانسوی، این پدیده را از منظر سیاسی نگریسته و جهانی شدن را فرایند تاریخی غربی سازی جهان می‌دانند. در حالی که جمعی دیگر همانند مک گرو[2] (۱۹۹۶) جهانی شدن را برقراری روابط متنوع و متقابل بین دولت‌ها و جوامع، گیدنز[3] (۱۹۹۵) آن را تشدید روابط اجتماعی در سراسر جهان و رابرتسون[4] (۲۰۰۲) جهانی شدن را به‌عنوان یک مفهوم که هم به کوچک شدن جهان و هم به تقویت آگاهی از جهان اشاره دارد، تعریف می‌کنند. این نظریه‌پردازان جهانی شدن را به معنای عام در نظر دارند، و در مقابل اندیشمندانی نظیر کومسا (۱۳۷۸)، جهانی شدن را حاصل یک‌پارچگی اقتصادی، مالی، و زیست محیطی و کروگمن[5] (۱۹۹۶)، آن را ادغام بیشتر بازارهای جهانی، و مک ایوان که این پدیده را گسترش بین‌المللی مناسبات تولیدی و مبادله سرمایه سالارانه می‌دانند، این گروه از نظریه‌پردازان پدیده جهانی شدن را از دیدگاه اقتصادی تعریف می‌کنند (ثانی، ۱۳۸۲: ۱۷). گرچه تعریف واحدی از این پدیده وجود ندارد ولی می‌توان همانطور که هربرت سایمون[6] (۱۹۸۷) برنده جایزه نوبل (۱۹۷۸) و از نظریه‌پردازان علوم اداری، که مدیریت را بر اساس یکی از وظایف مدیریت تعریف نموده و آنرا برابر با تصمیم‌گیری می‌داند، بنظر می‌رسد که می‌توان جهانی شدن را بر اساس یکی از ویژگی‌های آن در نظر گرفته و آن را درهم تنیدگی بازارهای مالی و حداکثر مقررات‌زدایی اقتصادی تعریف نمود.

۲-۵- عملکرد جهانی شدن اقتصاد

در مورد عملکرد این پدیده مطالعات تجربی خان[7] (۲۰۰۵)، بلبل و همکاران[8] (۲۰۰۵)، کوز و همکاران[9] (۲۰۰۸) بیان می‌دارند که جهانی شدن و آزادسازی تجاری موجب ایجاد فضای رقابتی برای صنایع داخلی از طریق توسعه تکنیک‌های تولید جدید یا استفاده کارا از عوامل تولید می‌شود و همچنین جهانی شدن موجب انتخاب وسیع‌تری در مورد کیفیت بالای نهاده‌های واسطه‌ای با قیمت‌های پایین‌تر برای فعالیت‌های اقتصادی شده که این موجب بهبود بهره‌وری کل عوامل می‌شود (شاه‌آبادی و فعلی، ۱۳۹۰: ۱۲۲).

مطالعات تجربی جدید که روش‌های نو و تصویری چند جانبه از جهانی شدن ارائه داده‌اند همانند آرسپرانگ[10] (۲۰۰۶)، درهر (۲۰۰۸) و گمل و همکاران (۲۰۰۸)، در بررسی‌ها و تحلیل‌های خود بر دو فرضیه متمرکز شده‌اند: ۱- فرضیه کارایی ۲- فرضیه جبران. در فرضیه کارایی استدلال می‌شود که جهانی شدن اقتصاد وظایف دولت را کاهش می‌دهد و شرایط اقتصادی را با حضور بیشتر بخش خصوصی رقابتی‌تر می‌کند. در مقابل در فرضیه جبران، استدلال می‌شود که جهانی شدن اقتصاد، خطراتی را برای جامعه و اقتصاد ملی ایجاد می‌کند (صادقی و همکاران ۱۳۹۱: ۲۱۹). در مورد ویژگی‌های این پدیده گرچه جهانی شدن دارای ویژگی‌ها و خصوصیات گوناگونی می‌باشد اما بیشتر اقتصاددانان رشد تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و ایجاد شرکت‌های چند ملیتی را از مشخصه‌های اصلی جهانی شدن می‌دانند. از مشخصه‌های دیگر جهانی شدن، آزادسازی تجاری و کاهش حمایتگری یا حذف تعرفه‌ها است که این مسئله هم در زمینه صادرات و هم در زمینه واردات برای گروه‌های مختلفی از کالا قابل بررسی است (عزیزنژاد و همکاران،۱۳۹۰: ۱۰۰).

۲-۶- آثار جهانی شدن اقتصاد

جهانی شدن اقتصاد نیز همانند بسیاری از پدیده‌های اقتصادی پیامدهای مثبت و منفی با خود به همراه دارد. برخی از صاحب نظران افزایش رقابت در سطح بین‌الملل و انتقال تکنولوژی و بهبود استاندارد زندگی را از آثار مثبت جهانی شدن می‌دانند (کوتویل و همکاران[11]، ۲۰۱۰: ۱۱۶۲). برخی دیگر از

1. Fukuyama (2001)
2. MC Grew (1996)
3. Giddens (1995)
4. Robrtson (2002)
5. Krugman (1996)
6. Simon (1987)
7. Khan (2005)
8. Bolbol et al. (2006)
9. Kose et al. (2008)
10 Ursprung (2006)
11. Kotwal et al. (2010)

اقتصاددانان نیز در زمینه آثار مثبت جهانی شدن به بهره‌گیری از مزیت‌های نسبی تأکید دارند ۲۰۰۹ (ناتارج[1]، ۲۰۰۹: ۱۰۶۴). دیگر اینکه جهانی شدن و تجارت برای کشورهای در حال توسعه که بازارها در آنها کوچک است و دارای هزینه‌های تولید بالایی می‌باشند، منجر به صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس تولید شده و با استفاده از روابط تجاری، صادرات را افزایش داده و صرفه‌های اقتصادی، هزینه‌ها را کاهش می‌دهد (عاشورزاده و همکاران، ۱۳۹۲: ۲).

جهانی شدن پدیده‌ای نیست که سراسر آثار مثبت باشد، بلکه همانند سایر عوامل به دنبال آثار مثبت، آثار منفی خود را نیز به همراه دارد. اقتصاددانان از بین آثار منفی جهانی شدن به بحران‌های اقتصادی اشاره می‌کنند که شامل دو نوع بحران مالی و بحران بیکاری می‌باشد. بحران‌های مالی، بحران‌هایی هستند که کشورهای گوناگون جهان، به علّت بین‌المللی شدن و وابستگی متقابل بازارهای مالی و معاملات جهانی بورس، دچار آن می‌شوند. و در مورد بحران بیکاری، شرکت‌ها سیستم تولیدشان را به صورت خودکار درآورده‌اند، در نتیجه نیاز به نیروی کار، به ویژه نیروی کار غیرمتخصص، پیوسته رو به کاستی دارد. همچنین جهانی شدن بازارهای مالی و مقررات‌زدایی از این بازارها مستقیماً باعث کاهش استقلال عمل و اثربخشی خط مشی‌های اقتصاد ملی می‌شود. به‌عبارت دیگر رشد بازارهای جهانی سرمایه و تحرک بیش ازحد سرمایه‌های خصوصی موجب تضعیف توان بانک‌های مرکزی کشورها برای مدیریت بر نرخ مبادله ارزها و طراحی سیاست‌های مؤثر و سالم اقتصاد کلان شده است (بگواتی[2]، ۲۰۰۵). با توجه به مطالعات انجام شده و آثارمثبت و منفی جهانی شدن می‌توان گفت که این پدیده از یک طرف موجب آزادسازی تجاری شده و به‌دنبال بازشدن بازار ملی، سبب می‌شود که فضای تولید کاملاً رقابتی شود و از طرف دیگر بی‌اثر شدن سیاست‌های توسعه‌ای ملی شده را موجب شده و در نتیجه باعث تحریک احساسات تنگ نظرانه ملی می‌شود. برخی از صاحب‌نظران با توجه به آثار مثبت جهانی شدن، آزادسازی تجاری و ورود به بازارهای جهانی را یک ضرورت دانسته و عدم ورود به آن را غیرقابل توجیه می‌دانند (مدهوشی و تاری، ۱۳۸۶: ۱۹۶) و در مقابل هستند نظریه پردازانی که، آثار منفی جهانی شدن را بیشتر از آثار مثبت آن دانسته و این پدیده را از عوامل نابرابری بین ملت‌ها و مناطق ارزیابی می‌کنند (کومسا، ۱۳۷۸: ۹۴). در نهایت اینکه با توجه به نظریه‌هایی که موافقان و مخالفان جهانی شدن در مورد این پدیده دارند می‌توانیم به این عقیده فالک[3] اشاره کنیم که در حقیقت جمع بست نظرات غالب اندیشمندان در مورد جهانی شدن می‌باشد: جهانی شدن به‌عنوان یک فرایند تاریخی که در متن نظام بین‌المللی شکل می‌گیرد، نشانگر نابرابری‌های فاحش در زمینه‌های گوناگون است، و از این‌رو مزایای مربوط به رشد را در بخش‌ها و جوامعی که از قبل نیز از آن بهره‌مند بوده‌اند، متمرکز و وضعیت نسبی و مطلق آنهایی که از قبل نیز از آن بی‌بهره بوده‌اند، بدتر می‌کند (همان: ۹۴).

۲-۷- توسعه مالی و جهانی شدن اقتصاد

توسعه مالی یکی از پیش شرط‌های رشد و توسعه اقتصادی کشورها قلمداد شده است، به طوری که سیستم‌های مالی با کارکردهای کسب اطلاعات در مورد فرصت‌های سرمایه‌گذاری، نظارت بر سرمایه‌گذاری‌های انجام شده، توزیع ریسک، و همچنین تسهیل مبادله کالاها و خدمات باعث کاهش هزینه‌های معاملاتی و بهبود تخصیص منابع و در نهایت رشد اقتصادی می‌شوند. از آنجا که افزایش تولید و صادرات هر کشور نشان دهنده رشد اقتصادی آن کشور محسوب می‌شود، بنابراین بخش مالی توسعه یافته، ضمن کمک به افزایش تولید و صادرات کشور (رشد اقتصادی) به جهانی شدن اقتصاد کمک می‌کند. بخش مالی توسعه یافته از طرق گوناگونی بر افزایش تولید و صادرات و در نتیجه بر جهانی شدن اقتصاد اثر می‌گذارد که به اختصار چند مورد با استناد به تحقیقات انجام گرفته اشاره می‌شود.

سیستم‌های مالی توسعه یافته، با تجمیع پس‌اندازهای خرد مردم و تسریع حرکت این وجوه به سوی بنگاه‌های تولیدی، سبب می‌شوند تا این واحدهای اقتصادی در اسرع وقت، نیازهای مالی مورد نیاز برای تولید را بر طرف سازند، که این، عامل مهم در افزایش تولید و صادرات بوده، که در نهایت موجب جهانی شدن اقتصاد می‌شود. در جهت تأیید این گفته

1. Nataraj (2009)
2. Bhagwati (2005)
3. Falk

می‌توان به مطالعه بکر و گرینبرگ[1] (۲۰۰۵) اشاره کرد، آنان در ارتباط میان توسعه مالی و صادرات به این نتیجه رسیدند که یک نظام مالی بهتر، باعث افزایش صادرات می‌شود (بکر و گرینبرگ، ۲۰۰۵: ۱۵). همچنین بخش مالی توسعه یافته، سبب می‌شود تا بنگاه‌های تولیدی در جهت افزایش توان رقابتی خود، و حضور پررنگ در بازارهای داخلی و بازارهای خارجی، محدودیت مالی نداشته و در جهت تحقق اهداف اقتصادی خود، بتوانند بخش تحقیق و توسعه را دایر نمایند، که خود، عاملی مهم در نوآوری و اختراعات می‌باشد. بنابراین توسعه مالی با فعال شدن بخش تحقیق و توسعه، به‌طور غیرمستقیم موجب، محقق شدن تحقیقات مورد نیاز واحدهای تولیدی، آموزش کارکنان و تقویت مهارت‌های آنان می‌شود که یکی از عوامل کلیدی در افزایش تولید و صادرات و در نتیجه جهانی شدن اقتصاد می‌باشد، که نتایج مطالعه هور و یوهانس[2] دال بر تأیید این امر می‌باشد. ایشان در سال ۲۰۰۶ به بررسی ارتباط میان توسعه مالی، دارایی‌های مشهود و تجارت بین‌الملل پرداختند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که کشورهایی که به‌طور نسبی بخش مالی توسعه یافته‌تری دارند، از مزیت نسبی در صنایعی که ویژگی آنها وجود دارایی‌های غیر مشهود است، برخوردارند. در مقابل، کشورهایی که سطح ضعیف‌تر توسعه مالی دارند، از مزیت نسبی در صنایعی که ویژگی آنها وجود دارایی‌های مشهود است برخوردارند (هور و یوهانس، ۲۰۰۶: ۱۷۲۸).

دیگر اینکه توسعه بخش مالی (مانند توسعه بخش بانکی و توسعه بخش مالی غیربانکی نظیر بازار سرمایه) سبب تسهیل در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شوند که عاملی مهم، در افزایش تولید و صادرات هر کشوری می‌باشد، که در جهت تأیید این امر می‌توان به تحقیق سوالرید و ولاچز[3] اشاره کرد. آنان در تحقیقی در سال ۲۰۰۵ نشان دادند که کشورهای با نظام مالی توسعه یافته، تمایل به متخصص شدن در صنایعی دارند که از درجه بالایی از وابستگی با تأمین مالی خارجی برخوردارند (سوالرید و ولاچز، ۲۰۰۵: ۱۱۳). بنابراین، می‌توان این‌طور بیان کرد که بخش مالی توسعه یافته، با جذب سپرده‌های خرد مردم و به‌کارگیری آنها در فعالیت‌های اقتصادی، و با تخصیص بهینه این سپرده‌ها از طریق افزایش نظارت و کنترل بر بنگاه‌های وام گیرنده و همچنین با تسهیل جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سبب می‌شود تا بنگاه‌های تولیدی، محدویت مالی در جهت تولید کالای جدید (با دایر کردن واحد تحقیق و توسعه) یا افزایش تولید کالاهای موجود نداشته باشند که این امر موجب افزایش تولید و صادرات شده و در نهایت به جهانی شدن اقتصاد کشورها منجر می‌شود.

۳. پیشینه تحقیق

۳-۱- مطالعات خارجی

کوجا و همکاران[4] در مطالعه‌ای تحت عنوان "توسعه مالی، تجارت باز و رشد اقتصادی در آفریقا: بینش‌های نو از روش علیت پانل" به بررسی تأثیر باز بودن تجارت و توسعه مالی در رشد اقتصادی ۲۱ کشور آفریقایی پرداختند، آنها به این نتیجه رسیدند که توسعه مالی و تجارت باز، تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی ندارد (کوجا و همکاران، ۲۰۱۴: ۳۸۶).

در تحقیقی که گورگل و لاچ[5] به بررسی رابطه جهانی شدن و رشد اقتصادی در کشورهای اروپای شرقی و مرکزی برای دوره (۲۰۱۰-۱۹۶۰) پرداختند، ضمن معرفی شاخص KOF با استفاده از شاخص‌های متنوع جهانی شدن (اقتصادی، سیاسی، اجتماعی) به این نتیجه رسیدند که رابطه مثبت و معناداری بین سه شاخص ذکر شده و رشد اقتصادی وجود دارد (گورگل و لاچ، ۲۰۱۴: ۹۹).

پاپایوانا[6] در بررسی که در مورد توسعه اقتصادی اروپا در بین سال‌های ۲۰۱۰ -۲۰۰۲ انجام داده به این نتیجه رسیده است که در کشورهایی که دسترسی افراد به منابع مالی بالا بوده، این کشورها از بازار سرمایه توسعه یافته‌تری برخوردارند (پاپایوانا، ۲۰۱۳: ۱۳۰-۱).

کبیر و همکاران[7] در پژوهشی تحت عنوان "توسعه مالی و رشد اقتصادی: شواهدی جدید از داده‌های پانل"، نقش توسعه مالی در رشد اقتصادی کشورهای با در آمد متوسط و کم طبقه‌بندی شده توسط مناطق جغرافیایی را طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار دادند، آنها به این نتیجه رسیدند که

1. Becker & Greenberg (2005)
2. Hur & Yohanes (2006)
3. Svaleryd & Vlachos (2005)
4. Kojo et al. (2014)
5. Gourgul & Lach (2014)
6. Papaioannou (2013)
7. Kabir et al. (2011)

یک سیستم مالی با کارکرد خوب برای دستیابی به رشد اقتصادی با ثبات در کشورهای در حال توسعه لازم، اما کافی نیست (کبیر و همکاران، ۲۰۱۱: ۸۸).

کار و همکاران در پژوهشی به بررسی جهت رابطه علیت بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در بین کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا پرداختند، آنها نتیجه‌گیری می‌کنند که نتایج به‌دست آمده، از دو فرضیه راهبردی عرضه و تقاضا حمایت می‌کند و به نظر می‌رسد که جهت علیت مخصوص هر کشور می‌باشد و بیان می‌کنند که هیچ اجماع واضح و شفافی بر جهت علیت بین رشد اقتصادی و توسعه مالی و نیز معیارهای توسعه وجود ندارد (کار و همکاران، ۲۰۱۱: ۶۸۵).

رائو و والادماناتی[1] با بررسی رابطه بین شاخص جهانی شدن KOF و رشد اقتصادی در ۲۱ کشور کمتر توسعه یافته آفریقا به این نتیجه رسیدند که، جهانی شدن تأثیر ضعیف اما معناداری بر رشد اقتصادی کشورهای ذکر شده دارد (رائو و والادماناتی، ۲۰۱۰: ۷۹۵).

در تحقیقی که توسط روسو و واکتل[2] انجام شده است، رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی و همچنین شدت و قدرت این رابطه بررسی شد. در این تحقیق برای بررسی این امر که کدام کشور رابطه قوی‌تری بین توسعه مالی و رشد اقتصادی برقرار کرده است از تکنیک رگرسیون رولینگ استفاده شده است. الگوی مورد استفاده در این تحقیق به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha F_{it} + \beta X_{it} + U_{it}$$

پس از بررسی رابطه بین متغیرهای فوق در کشورهای با اقتصادهای متفاوت، نتایج نشان داد که رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی مثبت بوده اما این رابطه در بین کشورهای فقیرتر شکننده‌تر بوده و به طور غیردقیق اندازه‌گیری شده است.

۳-۲- مطالعات داخلی

در پژوهشی که توسط حکمتی فرید و همکاران در سال ۱۳۹۴ با عنوان "تأثیر جهانی شدن و کنترل فساد بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد سرانه پایین، درآمد سرانه متوسط و درآمد سرانه بالا" انجام شد، نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که بین جهانی شدن اقتصادی و رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد سرانه پایین، منفی و معنی‌دار است. همچنین نتایج نشان می‌دهند که در کشورهای با درآمد سرانه بالا و متوسط تأثیر هر سه شاخص جهانی شدن (اقتصادی، اجتماعی و سیاسی) و شاخص کل جهانی شدن بر رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار است (حکمتی فرید و همکاران، ۱۳۹۴: ۹۵).

در تحقیقی که در سال ۱۳۹۳ توسط یحیی زاده‌فر و همکاران تحت عنوان سرمایه اجتماعی و توسعه مالی در ایران که با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری انجام شده، نتایج به‌دست آمده، بیانگر وجود یک رابطه تعادل بلندمدت بین سرمایه اجتماعی و توسعه مالی در ایران می‌باشد (یحیی زاده‌فر و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۳).

آذربایجانی و همکاران در مطالعه‌ای در سال ۱۳۹۳ تحت عنوان "آزادسازی تجاری و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران" به این نتیجه رسیدند که شاخص آزادسازی در دوره کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی اثر مثبت و معناداری دارد، ولی در دوره بلندمدت تنها بر رشد اقتصاد کل، معنی‌دار است. همچنین، نتایج تحقیق بیانگر این است که، شاخص سرمایه انسانی، تنها در دوره بلندمدت بر رشد اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری دارد و در دوره کوتاه‌مدت، آثار آن مثبت ولی بی‌معنی است (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۹۳، ۱۴).

حری و همکاران در تحقیقی تحت عنوان "اثر جهانی شدن روی رابطه مبادله خالص، ناخالص و درآمد کل ایران با استفاده از مدل VAR" به این نتیجه رسیدند که، اثر جهانی شدن روی مبادله خالص، ناخالص و درآمد کل ایران در بلندمدت منفی بوده است (حری و همکاران، ۱۳۹۳: ۵۳).

در پژوهشی که توسط منصف و همکاران تحت عنوان "تحلیل اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای D-8: علیت گرنجر پانلی با رویکرد بوت استرپ (۱۹۹۰-۲۰۱۰)" انجام شده، آنها نتیجه‌گیری می‌کنند که در بین شاخص های توسعه مالی، شاخص اعتبارات بانکی در همه کشورهای منتخب به‌جز پاکستان، علت رشد اقتصادی بوده که این نشان دهنده وابستگی بالای این کشورها به بخش بانکی برای تأمین مالی است (منصف و همکاران، ۱۳۹۲: ۷۳).

در تحقیقی که ابونوری و تیموری در سال ۱۳۹۲، با عنوان "بررسی اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی: مقایسه‌ای بین

1. Rao & Valadamantic (2010)
2. Rousseau & Wachtel (2005)

کشورهای OECD و UMI" انجام داده‌اند، نتایج نشان می‌دهد که توسعه مالی اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب دارد و از آنجایی‌که کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی از سطح توسعه یافتگی بالایی برخوردارند، شدت این اثر برای این دسته از کشورها کوچک‌تر است (ابونوری و تیموری، ۱۳۹۲: ۲۹).

رفعت و بیک‌زاده در مطالعه‌ای تحت عنوان "کاربرد الگوی معادلات همزمان داده‌های تابلویی در تحلیل نقش یک‌پارچگی اقتصادی اکو بر اشتغال و رشد"، ضمن معرفی شاخص جهانی شدن KOF، آثار این فرایند را بر رشد اقتصادی و اشتغال در این کشورها به‌طور همزمان مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که تشکیل اتحادیه اکو باعث افزایش ۴۸٪ در تجارت و افزایش ۶۳٪ در رشد اقتصادی و همچنین کاهش ۹٪ در اشتغال این کشورها شده است. از طرفی اثر رشد بر میزان اشتغال در کشورهای عضو با در نظر گرفتن شاخص‌های جهانی، منفی و معناد ار است (رفعت و بیک‌زاده، ۱۳۹۱: ۹).

در مطالعه‌ای که سیفی‌پور با استفاده از داده‌های تابلویی جهت بررسی تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی ۸۵ کشور انجام داده به این نتیجه رسیده است که در کشورهای با درآمد بالا و از نظر سطح مالی در بازار پول و سرمایه توسعه یافته‌تر، بهبود توسعه مالی منجر به رشد اقتصادی می‌شود (سیفی‌پور[1]، ۲۰۱۰: ۴۹).

راستی در تحقیقی با عنوان "بررسی رابطه توسعه مالی و تجارت بین‌الملل در کشورهای در حال توسعه" به این نتیجه رسیده است که، افزایش سطح تجارت و همچنین آزادسازی تجاری در اقتصاد ایران، باعث افزایش سطح توسعه مالی کشور می‌شود (راستی، ۱۳۸۹: ۲۵).

بنابراین با توجه به اهمیت بخش مالی و ارتباط این بخش، با بخش‌های دیگر از جمله بخش واقعی (شامل بازارهای کالا و کار)، و مطالعات ذکر شده در این تحقیق، در سال‌های اخیر ارتباط میان توسعه مالی (با استفاده از شاخص‌های داخلی) و عملکردهای اقتصادی از جمله رشد اقتصادی و تجارت بین‌الملل، هم در مطالعات خارجی، و هم در مطالعات داخلی مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است، ولی مطالعه رابطه توسعه مالی بین‌الملل (استفاده از شاخص‌های بین‌الملل) و جهانی شدن اقتصاد و تجارت بین‌الملل، با توجه به بررسی‌های انجام شده، در ابتدای کار قرار دارد. عمده مطالعات داخلی، که با موضوعیت توسعه مالی انجام شده، به بررسی علت و معلولی توسعه مالی و رشد اقتصادی یا برعکس پرداخته‌اند که بیشتر این مطالعات به اثر مثبت توسعه بازارهای مالی بر رشد اقتصادی تأکید داشته‌اند. بنابراین، با توجه به مطالب گفته شده، به رغم مطالعات صورت گرفته در مورد رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی، به نظر می‌رسد که لزوم مطالعات بیشتر در مورد روابط علت و معلولی توسعه مالی با استفاده از شاخص‌های بین‌المللی با مؤلفه‌های اقتصادی از جمله تجارت بین‌الملل و جهانی شدن اقتصاد ضروری است. شایان توجه است که در بعد تجارت در سال‌های اخیر، مطالعاتی در ارتباط میان توسعه مالی (با استفاده از شاخص‌های داخلی) و تجارت بین‌الملل و رابطه باز بودن اقتصاد و رشد اقتصادی (مانند مطالعات راستی در سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۱) صورت گرفته، ولی این مطالعات برخلاف مطالعات مربوط به توسعه مالی و رشد اقتصادی، بسیار بدیع و محدود بوده و در ابتدای کار قرار دارد.

٤. روش تحقیق

در این تحقیق، ابتدا اطلاعات و داده‌های جمع آوری شده، از طریق نرم‌افزار Excel سازماندهی و توصیف شده و سپس با توجه به مدل رگرسیون و با کمک نرم‌افزار Eviews رابطه بین متغیرهای تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. در مرحله بعد با توجه به تکنیک‌های اقتصادسنجی و الگوهای رگرسیونی، روابط بین توسعه مالی بین‌الملل و جهانی شدن اقتصاد در کشورهای منطقه از طریق روش پنل دیتا (روش داده‌های تابلویی) مورد بررسی و آزمون قرار می‌گیرد. در این تحقیق، به منظور سنجش توسعه مالی بین‌الملل کشورهای قلمرو تحقیق، از شاخص ناموزون موریس (Morris Un-weighted Index)، و به منظور محاسبه شاخص جهانی شدن اقتصاد از مجموع صادرات و واردات تقسیم بر تولید ناخالص داخلی کشورها استفاده می
شود.

۴-۱- فرضیه‌های تحقیق

فرضیه‌هایی که در این تحقیق به آنها پرداخته می‌شود عبارتند

1. Seyfipur (2010)

از:

۱- روند شاخص توسعه مالی بین‌الملل در کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی بهبود یافته است.

۲- کشور ایران در خصوص توسعه مالی بین‌الملل در مقایسه با سایر کشورهای منطقه از روندی مثبت و صعودی برخوردار است.

۳- کشورهایی که بازار مالی بین‌الملل توسعه یافته‌تری داشته‌اند، به طور معنی‌داری شاخص جهانی شدن اقتصاد در آنها نیز بالاتر می‌باشد.

۴-۲- شاخص ناموزون موریس

این شاخص که در تعیین سطح نسبی توسعه یافتگی شاخص مالی بین‌الملل کاربرد دارد، نخستین بار در سال ۱۹۹۰ برای درجه‌بندی ۱۳۰ کشور جهان از نظر توسعه انسانی به نام شاخص توسعه انسانی توسط دفتر عمران سازمان ملل به کار گرفته شده که مراحل اجرای آن به شرح زیر می‌باشد (مبینی دهکردی و هاشمیان اصفهانی، ۱۳۸۵).

مرحله اول: انتخاب و تعریف شاخص‌های مورد نظر برای شناسایی محرومیت یا برخورداری کشورها از نظر ارتباط مستقیم یا غیرمستقیم با بخش بازرگانی است. در این مرحله می‌بایست در انتخاب شاخص‌ها و تعاریف مفاهیم آماری بیشترین دقت صورت گیرد. بدین ترتیب در این مرحله ماتریس شاخص‌ها $IN(n\times m)$ تشکیل خواهد شد که در آن سطرها بیانگر کشور و ستون‌ها نشان دهنده شاخص می‌باشد.

$$IN\ (n\times m)=\begin{bmatrix} IN_{11}\ IN_{12}\ \dots\ IN_{1n} \\ IN_{21}\ IN_{22}\ \dots\ IN_{2n} \\ . \\ . \\ IN_{m1}\ IN_{m2}\ \dots\ IN_{mn} \end{bmatrix}$$

مرحله دوم: در این مرحله به کمک ماتریس شاخص‌های محاسبه شده مرحله اول می‌بایست میزان حداقل Min_j و حداکثر Max_j هر شاخص IN_j را به‌دست آورد. به عبارت دیگر با محاسبه حداقل و حداکثر شاخص‌ها دامنه محرومیت کشورها از نظر کلیه شاخص‌ها به‌دست خواهد آمد.

مرحله سوم: تعریف میزان محرومیتی است که برای هر یک از کشورها با در نظر گرفتن شاخص‌های منتخب در مرحله نخست و مقادیر محاسبه شده حداکثر و حداقل شاخص‌ها در مرحله دوم می‌توان محاسبه نمود. بنابراین شاخص محرومیت هر کشور به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$I_{ij}=\frac{Max(IN_{ij})-IN_{ij}}{Max(IN_{ij})-Min(IN_{ij})}$$

که در آن I_{ij} میزان محرومیت کشور i از لحاظ شاخص j است.

مرحله چهارم: در مرحله سوم میزان محرومیت هر یک از کشورها از نظر هر یک از شاخص‌ها محاسبه می‌شود، ولی هنوز ضریب محرومیت کلی کشورها به‌دست نیامده است. لذا در این مرحله شاخص اصلی محرومیت هر یک از کشورها در مقایسه با سایر کشورها با ترکیب کلیه شاخص‌های معرفی شده محاسبه می‌شود. برای به‌دست آوردن ضریب محرومیت و رفاه نسبی کشورها، باید مجموع مقادیر شاخص مرحله سوم را بر تعداد شاخص‌های به‌کار رفته تقسیم کنیم تا فرمول زیر محاسبه شود:

$$D_{ij}=\frac{\sum I_{ij}}{n}$$

مرحله پنجم: اندازه‌گیری شاخص توسعه بخش‌ها است که در این مرحله این شاخص از مابه‌التفاوت عدد یک از میانگین محرومیت‌ها D_{ij} به دست خواهد آمد (جعفری صمیمی و حسینی، ۲۰۰۸: ۱۱۳).

$$(BDI)_i=(1-D_{ij})$$

۴-۳- متغیرها و قلمرو تحقیق

با توجه به شاخص ناموزون موریس، متغیرهای معرف بخش مالی بین‌المللی، شامل موارد زیر می‌باشند: تراز پرداخت‌ها (تراز تجاری)[1] (BP:TB): با کم کردن کل واردات از کل صادرات، تراز پرداخت‌ها (حساب جاری)[2] (BP:CA): مجموع خالص صادرات کالا، خدمات، درآمد خالص و خالص انتقال فعلی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)[3]، کل بدهی خارجی (EPD)[4]، کل ذخایر ارزی (TFER)[5]، نرخ ارز متوسط دوره[1]

1. Balance of Payments: Trade Balance
2. Balance of Payment: Current Account
3. Foreign Direct Investment
4. External Public Debt
5. Total Foreign Exchange Reserves

دوره[1] (RE:PA)، نرخ ارز انتهای دوره[2] (RE:EP)، خالص تجارت خدمات، حجم ذخایر طلا، حجم اعتبارات صندوق بین‌الملل (جعفری صمیمی و حسینی، ۱۳۸۶: ۱۰۹). و در مورد قلمرو تحقیق اینکه، منطقه آسیای جنوب غربی ۵ حوزه ژئوپلتیک مهم جهان (آسیای مرکزی، قفقاز، شبه قاره هند، خلیج فارس و خاورمیانه) را در برمی‌گیرد، و در بین قاره‌های آفریقا، اروپا و سرزمین‌های روسیه، چین و هند قرار دارد[3](شکیبایی و بطا، ۱۳۸۸: ۲۵).

برای محاسبه توسعه مالی بین‌الملل و شاخص جهانی شدن در مورد کشورهای ذکر شده در این تحقیق از جدیدترین اطلاعات منتشره بانک جهانی (گزارشات بخش اقتصادی) در سال ۲۰۱۴ استفاده شده است.

۴-۴- الگوهای تحقیق

۴-۴-۱- برای بررسی روند شاخص توسعه مالی بین‌الملل در کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی در طی سال‌های ۲۰۰۴-۲۰۱۱ از الگوی زیر استفاده می‌شود:

$$IFD = \alpha_0 + \alpha_1 T$$

که در آن IFD شاخص توسعه مالی بین‌الملل (International Finance Development) و T زمان می‌باشد.

۴-۴-۲- الگوی مورد استفاده جهت بررسی اثر شاخص توسعه مالی بین‌الملل بر درجه باز بودن یا جهانی شدن اقتصاد به صورت زیر می‌باشد:

$$OPN_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 EG_{i,t} + \delta_2 \dot{P}_{i,t} + \delta_3 IFD_{i,t} + e_{i,t}$$

به منظور تجزیه و تحلیل اثر شاخص توسعه مالی بین‌الملل بر درجه باز بودن یا جهانی شدن اقتصاد در کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی در سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۰۴ الگوی فوق برآورد می‌شود که جزییات آن در بخش ۵-۴ شرح داده شده است.

۵. یافته‌های تحقیق

۵-۱- محاسبه شاخص توسعه مالی بین‌الملل در کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی

با توجه به شاخص ناموزون موریس و بر اساس اطلاعات مربوط به متغیرهای معرف بخش مالی بین‌المللی، شاخص توسعه مالی بین‌الملل در هر یک از کشورهای آسیای جنوب غربی در سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۱ مورد محاسبه قرار گرفته است. بر اساس محاسبات انجام شده میانگین شاخص توسعه مالی بین‌الملل در منطقه آسیای جنوب غربی معادل ۰/۲۱ برآورد شده و این مقدار برای ایران ۰/۳۹ بوده که با این میانگین، ایران رتبه سوم را در بین کشورهای منطقه به خود اختصاص داده و کشور امارات با میانگین ۰/۳۱ در جایگاه چهارم قرار می‌گیرد.

همچنین محاسبات نشان می‌دهد که، بالاترین شاخص توسعه مالی بین‌الملل طی دوره، مربوط به کشورهای عربستان و ترکیه می‌باشد و در مقابل کشورهای قرقیزستان و تاجیکستان کمترین شاخص توسعه مالی بین‌الملل را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین بر اساس اطلاعات و محاسبات انجام شده بیشترین پراکندگی و ضریب تغییرات شاخص توسعه مالی بین‌المللی نسبت به مقدار متوسط آن مربوط به کشورهای قطر و ترکیه می‌باشد و کشورهای اردن و ایران کمترین پراکندگی و تغییرات را نسبت به مقدار متوسط شاخص توسعه بخش مالی بین‌الملل داشته‌اند.

جدول ۱. میانگین، انحراف معیار و ضریب تغییرات شاخص توسعه مالی بین‌المللی در کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی در سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۰۴

نام کشور	میانگین	انحراف معیار	ضریب تغییرات
ارمنستان	0.19	0.02	0.13
آذربایجان	0.15	0.02	0.16
بحرین	0.15	0.01	0.08
مصر	0.22	0.02	0.10
گرجستان	0.14	0.02	0.11
ایران	0.39	0.02	0.05

1. Rate of Exchange: Period Average
2. Rate of Exchange: End of Period
۳. این منطقه شامل کشورهای: ایران، قزاقستان، پاکستان، ترکیه، افغانستان، یمن، ترکمنستان، ازبکستان، عراق، عمان، قرقیزستان، سوریه، تاجیکستان، اردن، آذربایجان، امارات متحده عربی، گرجستان، ارمنستان، فلسطین، کویت، قطر، لبنان، مصر، سودان و بحرین است.

عراق	0.19	0.02	0.11
اردن	0.15	0.01	0.06
قزاقستان	0.21	0.02	0.10
کویت	0.21	0.02	0.11
قرقیزستان	0.13	0.02	0.13
لبنان	0.22	0.02	0.11
عمان	0.15	0.01	0.10
پاکستان	0.19	0.03	0.13
قطر	0.20	0.05	0.22
عربستان	0.46	0.06	0.14
سوریه	0.15	0.01	0.09
تاجیکستان	0.13	0.01	0.11
ترکیه	0.41	0.09	0.21
ترکمنستان	0.15	0.01	0.07
امارات	0.36	0.07	0.19
ازبکستان	0.14	0.02	0.14
یمن	0.14	0.01	0.09
منطقه	0.21	0.01	0.05

مأخذ: با استفاده از اطلاعات جدول شاخص توسعه مالی بین‌الملل و بااستفاده از نرم‌افزار Excel محاسبه شده است.

۵-۲- سطح نسبی توسعه‌یافتگی مالی (نرمال شده) کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی

بر اساس اطلاعات و محاسبات مربوط به شاخص توسعه بخش مالی بین‌الملل کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی، سطح نسبی توسعه یافتگی مالی بین‌الملل کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی در این دوره به صورت نرمال شده محاسبه شده، که با توجه به محاسبات انجام شده، عربستان و ترکیه جزء کشورهای توسعه یافته از لحاظ فعالیت بخش مالی بین‌الملل در این دوره قرار دارند. کشورهای ایران و امارات، در مقایسه با سایر کشورها، در ردیف کشورهای نسبتاً توسعه یافته در بخش مالی بین‌المللی قرار دارند. همچنین در این دوره، پنج کشور مصر، لبنان، کویت، قطر و قزاقستان در زمره کشورهای نسبتاً توسعه نیافته، و هفت کشور پاکستان، عراق، ارمنستان، اردن، ترکمنستان، بحرین و آذربایجان در ردیف کشورهای توسعه نیافته و سایر ۷ کشور جزء کشورهای کاملاً توسعه نیافته قرار دارند.

جدول ۲. میانگین نرمال شده سطح نسبی توسعه‌یافتگی بخش مالی بین‌الملل کشورها با استفاده از شاخص ناموزون موریس

سطح توسعه یافتگی	نام کشورها و امتیاز نرمال شده	تعداد کشور	درجه توسعه یافتگی
توسعه یافته	عربستان (۹۳/۳۷) ترکیه (۸۶/۶۲)	۲	امتیاز ۸۰ تا ۱۰۰
نسبتاً توسعه یافته	ایران (۷۸) امارات (۷۲/۱۲)	۲	امتیاز ۶۰ تا ۷۹/۹
نسبتاً توسعه نیافته	امصر (۴۳/۶) لبنان (۴۳/۳۷) کویت (۴۱/۶) قطر (۴۱/۶) قزاقستان (۴۱/۵)	۶	امتیاز ۴۰ تا ۵۹/۹
توسعه نیافته	پاکستان (۳۹/۲) عراق (۳۸/۳) ارمنستان (۳۸/۳) اردن (۳۱) ترکمنستان (۳۰/۷) بحرین (۳۰/۲) آذربایجان (۳۰/۱)	۷	امتیاز ۳۰ تا ۳۹/۹
کاملاً توسعه نیافته	سوریه (۲۹/۷) عمان (۲۹/۲) یمن (۲۹) ازبکستان (۲۸/۲) گرجستان (۲۷/۲) قرقیزستان (۲۷) تاجیکستان (۲۶)	۷	امتیاز کمتر از ۲۹/۹

مأخذ: با استفاده از اطلاعات جدول شاخص توسعه مالی بین‌الملل و با استفاده از نرم‌افزار Excel محاسبه شده است

۵-۳- بررسی روند شاخص توسعه مالی بین‌الملل کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی

همان‌طور که قبلاً عنوان شد، به منظور بررسی روند شاخص توسعه مالی بین‌الملل در کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی در طی سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۰۴ از الگوی زیر استفاده می‌شود:

$$IFD = \alpha_0 + \alpha_1 T$$

که در آن IFD شاخص توسعه مالی بین‌الملل و T زمان می‌باشد. با استفاده از اطلاعات و محاسبات مربوط به شاخص

توسعه مالی بین‌الملل که با کمک شاخص ناموزون موریس محاسبه شده، و نرم‌افزار Eviews، روند شاخص توسعه مالی بین‌الملل کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی برآورد شده و در جدول زیر ارائه شده است. همان‌طور که از اطلاعات جدول مشاهده می‌شود، معادله روند شاخص توسعه مالی بین‌الملل در منطقه آسیای جنوب غربی عبارت است از:

$$IFD_{RGN} = 0.22 - 0.001\ T$$

بنابراین همان‌طور که ملاحظه می‌شود، روند شاخص توسعه مالی بین‌الملل در منطقه آسیای جنوب غربی منفی می‌باشد. به عبارت دیگر توسعه مالی بین‌الملل در این منطقه روند نزولی داشته و در حال کاهش بوده است لذا طی این دوره با مشاهده ضریب زاویه مدل، این فرضیه که به ازای هر سال به طور متوسط ۰/۰۰۱ از امتیاز شاخص توسعه کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی روند صعودی (مثبت) داشته است، مورد تأیید قرار نمی‌گیرد و رد می‌شود.

همچنین بر اساس اطلاعات جدول ۳ معادله روند شاخص توسعه مالی بین‌الملل در ایران عبارت است از:

$$IFD_{IRI} = 0.41 - 0.004T$$

جدول ۳. روند شاخص توسعه مالی بین‌الملل (IFD) درکشورهای منطقه آسیای جنوب غربی

نام کشور	α_0	α_1	F	R^2
ارمنستان	۰/۲	-۰/۰۰۲	۰/۲۸	۰/۴۶
آذربایجان	۰/۱۴	۰/۰۰۲	۰/۳۱	۰/۴۸
بحرین	۰/۱۵	۰/۰۰۱	۰/۱۳	۰/۲۱
مصر	۰/۲۵	-۰/۰۰۸	۲۲/۴	۰/۷۹
گرجستان	۰/۱۲	۰/۰۰۵	۶/۹	۰/۵۴
ایران	۰/۴۱	-۰/۰۰۴	۱/۶	۰/۲۱
عراق	۰/۱۹	-۰/۰۰۱	۰/۱۲	۰/۲۰
اردن	۰/۱۶	۰/۰۰۱	۰/۰۶	۰/۱۹
قزاقستان	۰/۱۸	۰/۰۰۶	۹/۸	۰/۶۲
کویت	۰/۱۹	۰/۰۰۳	۰/۷۸	۰/۱۵
قرقیزستان	۰/۱۱	۰/۰۰۵	۶/۱	۰/۵۱
لبنان	۰/۲۴	-۰/۰۰۶	۵/۱	۰/۴۶
عمان	۰/۱۳	۰/۰۰۳	۳	۰/۳۳
پاکستان	۰/۱۹	۰/۰۰۱	۰/۱۹	۰/۳۰
قطر	۰/۱۳	۰/۰۱۶	۱۷/۵	۰/۷۵
عربستان	۰/۳۹	۰/۰۱۶	۳/۵	۰/۳۷
سوریه	۰/۱۳	۰/۰۰۴	۶/۸	۰/۵۳
تاجیکستان	۰/۱۱	۰/۰۰۴	۷/۳	۰/۵۵
ترکیه	۰/۵۶	-۰/۰۳۴	۱۰۷	۰/۹۵
ترکمنستان	۰/۱۴	۰/۰۰۳	۳/۷	۰/۳۸
امارات	۰/۴۷	-۰/۰۲۴	۲۰	۰/۷۷
ازبکستان	۰/۱۲	۰/۰۰۵	۵/۶	۰/۴۹
یمن	۰/۱۵	۰/۰۰۱	۰/۲۷	۰/۵۰
منطقه	۰/۲۲	-۰/۰۰۱	۵/۲	۰/۷۹

مأخذ: با استفاده از اطلاعات جدول توسعه مالی بین‌الملل و با کمک نرم‌افزار *Eviews* برآورد شده است.

بنابراین همان‌طور که ملاحظه می‌شود، روند شاخص توسعه مالی بین‌الملل در ایران منفی می‌باشد. به عبارت دیگر توسعه مالی بین‌الملل در ایران روند نزولی داشته و در حال کاهش بوده است لذا طی سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۰۴ شاخص مالی بین‌الملل در کشور ایران با مشاهده ضریب زاویه مدل به ازای هر سال به طور متوسط ۰/۰۰۴ از امتیاز شاخص توسعه بخش مالیه بین‌الملل کاسته شده است. پس این فرضیه که توسعه مالی بین‌المللی در کشور ایران روند صعودی (مثبت) داشته است، مورد تأیید قرار نمی‌گیرد و رد می‌شود.

۵-۴- اثر توسعه مالی بین‌الملل اقتصادی بر جهانی شدن اقتصاد کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی

در این بخش به منظور بررسی اثر توسعه مالی بین‌الملل اقتصادی بر جهانی شدن اقتصاد ۲۴ کشور منطقه آسیای جنوب غربی از الگوی رگرسیون زیر استفاده شده است.

$$OPN_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 EG_{i,t} + \delta_2 \dot{P}_{i,t} + \delta_3 IFD_{i,t} + e_{i,t}$$

$OPN_{i,t}$: شاخص درجه باز بودن یا جهانی شدن اقتصاد کشور i در سال t که از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$OPN_{i,t} = \frac{EX_{i,t} + IM_{i,t}}{GDP_{i,t}}$$

که در آن: $OPN_{i,t}$ درجه جهانی شدن اقتصاد کشور i در

سال t که بر حسب درصد می‌باشد.

$EX_{i,t}$ میزان صادرات کشور i در سال t که به قیمت جاری دلار می‌باشد.

$IM_{i,t}$ میزان واردات کشور i در سال t که به قیمت جاری دلار می‌باشد.

$GDP_{i,t}$: محصول ناخالص داخلی کشور i در سال t به قیمت جاری (دلار).

$EG_{i,t}$: رشد درآمد سرانه کشور i در سال t که به درصد می‌باشد.

$\dot{P}_{i,t}$: نرخ تورم کشور i در سال t که به درصد می‌باشد.

$IFD_{i,t}$: شاخص توسعه مالی بین‌الملل کشور i در سال t که به درصد می‌باشد.

e:جمله اخلال مدل می‌باشد.

قبل از تخمین الگوی فوق لازم است به منظور انتخاب بین مدل داده‌های تلفیقی و مدل اثر ثابت آزمون چایا آزمون F را انجام دهیم. فروض این آزمون عبارتند از:

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = ... = \mu_{N-1}$$

$$H_1 :: \mu_1 \neq \mu_2 \neq ..... \neq \mu_{N-1}$$

μ ضریب متغیر موهومی در مدل اثر ثابت است. قبول فرض H_0 به معنی وجود داده‌های تلفیقی و استفاده از تخمین OLS برای حل مدل است و رد این فرض به معنی وجود مدل اثر ثابت و استفاده از روش داده‌های تابلویی برای حل مدل می‌باشد (گجراتی، ۱۳۸۵: ۱۵۴). با فرض نرمال بودن توزیع جملات اخلال آزمون فوق را برای الگوی فوق به صورت زیر انجام می‌دهیم:

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

که در آن $RRSS$ بیانگر مجموع مربعات پسماندهای مقید حاصل از روش حداقل مربعات معمولی، $URSS$ بیانگر مجموع مربعات پسماندهای غیرمقید حاصل از روش حداقل مربعات با متغیر موهومی، T تعداد سال‌های مورد بررسی، N تعداد مقاطع و K تعداد متغیر توضیحی می‌باشد. پس از برآورد الگوی فوق به روش حداقل مربعات، آزمون فوق انجام شد و با توجه به اینکه F به‌دست آمده بزرگ‌تر از F جدول بوده است لذا فرضیه H_0 رد می‌شود و برای برآورد الگو نمی‌توان از روش OLS استفاده نمود. در مرحله بعد آزمون هاسمن به منظور انتخاب بین دو روش اثرات ثابت و تصادفی انجام شد که آماره به‌دست آمده از آزمون هاسمن نیز چون بزرگ‌تر از آماره کای دو جدول است لذا فرضیه H_0 مبنی بر برآورد الگو به روش اثرات تصادفی رد می‌شود و الگوی تعیین اثرات توسعه مالی بین‌الملل بر جهانی شدن اقتصاد کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی به روش اثرات ثابت برآورد شد که نتایج آن در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۴. نتایج حاصل از برآورد الگوی اثر توسعه مالی بین‌الملل بر جهانی شدن اقتصاد (درجه باز بودن اقتصاد) به روش اثرات ثابت

متغیرها	ضرایب	آماره t
عرض از مبدأ	۰/۶۱	۳/۴
رشد تولید	۰/۱۴	۵/۱۶
نرخ تورم	−۰/۱۶	−۰/۷۲
توسعه مالی بین‌الملل	۰/۱۲	۳/۱۸
آماره F	۸۹/۱	۸۹/۱
ضریب تعیین	۰/۷۸	۰/۷۸
آماره کای دو (آزمون هاسمن)	۲۷/۶	۲۷/۶

مأخذ: برآورد الگوی با استفاده از اطلاعات شاخص توسعه مالی و با کمک نرم‌افزار اقتصادسنجی Eviews

با توجه به اطلاعات جدول، ضریب تعیین الگو معادل ۷۸ درصد به‌دست آمده است. به عبارت دیگر ۷۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته یعنی جهانی شدن اقتصاد توسط متغیرهای مستقل و توضیحی الگو توضیح داده می‌شود. همچنین آماره F الگو نیز بیانگر معناداری نتایج حاصل در سطح معنای ۵ درصد می‌باشد. بر اساس اطلاعات جدول، توسعه مالی بین‌الملل طی سال‌های مورد بررسی، بر جهانی شدن اقتصاد کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی اثر مثبت داشته که با توجه به آماره t این اثر معنی‌دار نیز بوده است. همچنین ضریب زاویه این شاخص نیز نشان می دهد، به ازای یک واحد افزایش و بهبود در شاخص توسعه مالی بین‌الملل، جهانی شدن اقتصاد کشورهای منطقه ۰/۱۲ واحد افزایش می‌یابد. لازم به توضیح است، اطلاعات جدول همچنین نشان دهنده وجود اثر مثبت و

معنی‌دار رشد اقتصادی بر جهانی شدن اقتصاد می‌باشد اما این رابطه در خصوص نرخ تورم منفی اما بی‌معنی در سطح ۵ درصد می‌باشد. بنابراین فرضیه سوم تحقیق تأیید می‌گردد.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

هدف این تحقیق، سنجش توسعه مالی بین‌الملل و نقش آن در جهانی شدن اقتصاد در کشورهای جنوب غربی آسیا، با تأکید بر کشور ایران می‌باشد. روش اصلی تحقیق حاضر تحلیلی – توصیفی می‌باشد. ابتدا اطلاعات و داده‌های جمع‌آوری شده، از طریق نرم‌افزار Excel سازمان‌دهی و توصیف شده و سپس با توجه به مدل رگرسیون و با کمک نرم‌افزار Eviews رابطه بین متغیرهای تحقیق مورد بررسی قرارگرفته‌اند. سپس با استفاده از اطلاعات موجود، و با کمک آمار توصیفی و نرم‌افزار Excel، تحلیلی از اطلاعات و داده‌های مربوط به شاخص‌های مربوط به توسعه مالی بین‌الملل و جهانی شدن اقتصاد ارائه شده است. سپس با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی و الگوهای رگرسیونی روابط بین توسعه مالی بین‌الملل و جهانی شدن اقتصاد در کشورهای منطقه از طریق روش پنل دیتا (روش داده‌های تابلویی) مورد بررسی و آزمون قرار گرفته‌اند. در این تحقیق، به منظور سنجش توسعه مالی بین‌الملل، از شاخص ناموزون موریس، و برای سنجش جهانی شدن اقتصاد از شاخص مجموع صادرات و واردات تقسیم بر تولید ناخالص داخلی کشورها استفاده شده است. نتایج و یافته‌ها نشان می‌دهند که میانگین شاخص توسعه مالی بین‌الملل در منطقه آسیای جنوب غربی طی سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۰۴ معادل ۰/۲۱ برآورد شده است. همچنین محاسبات انجام شده نشان می‌دهند که بالاترین میانگین شاخص توسعه مالی بین‌الملل طی سال‌های مذکور مربوط به کشورهای عربستان و ترکیه بوده و در مقابل کشورهای قرقیزستان و تاجیکستان کمترین میانگین شاخص توسعه مالی بین‌الملل را در طی این دوره بین سایر کشورهای منطقه به خود اختصاص داده‌اند. همچنین متوسط امتیاز شاخص توسعه مالی بین‌الملل ایران طی دوره ذکر شده معادل ۰/۳۹ به دست آمده است که با این امتیاز رتبه سوم را بین کشورهای منطقه کسب نموده است. در زمینه سطح نسبی توسعه یافتگی بخش مالی بین‌الملل، با توجه به محاسبات صورت گرفته بیشترین امتیاز در این زمینه مربوط به کشورهای ترکیه و عربستان و کمترین امتیاز نیز متعلق به کشورهای قرقیزستان و تاجیکستان می‌باشد. همچنین در مورد تأثیر توسعه مالی بین‌الملل بر جهانی شدن اقتصاد، محاسبات انجام شده نشان می‌دهند که توسعه مالی بین‌الملل طی سال‌های مورد مطالعه بر جهانی شدن اقتصاد کشورهای منطقه اثر مثبت داشته که با توجه به آماره t این اثر معنی‌دار نیز بوده است. همچنین ضریب زاویه این شاخص نیز نشان می‌دهد، به ازای یک واحد افزایش و بهبود در شاخص توسعه مالی بین‌الملل، جهانی شدن اقتصاد کشورهای منطقه ۰/۱۲ واحد افزایش می‌یابد.

در نهایت اینکه با توجه به نتایج به دست آمده در خصوص توسعه بازارهای بین‌الملل در کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی، ایجاد ثبات در توسعه ساختار مالی کشورهای فوق مخصوصاً کشورهای با اقتصاد نفتی مثل ایران که در معرض نوسانات شدید تکانه‌های نفتی است، ضروری است. این ثبات ساختار باعث می‌گردد تا سیستم مالی کشور در مقابل نوسانات سیاسی یا اقتصادی دچار بحران نگردد. در خصوص توسعه مالی بین‌الملل در ایران، پیشنهاد می‌شود که بسترهای لازم جهت حضور بانک‌های خارجی با هدف گسترش رقابت و کارایی در عرضه خدمات مالی در کشور صورت گیرد، و همچنین پیشنهاد می‌شود که بانکداری بین‌المللی و منطقه‌ای با همکاری بانک‌های دولتی و خصوصی ایران با بانک‌های سایر کشورها گسترش یابد و نیز، خصوصی سازی و ادغام و خرید در صنعت بانکداری و بازارهای مالی ایران و بازارهای مالی بین‌المللی به منظور افزایش رقابت و کارایی در این بازار جهت توسعه مالی بازارهای مالی کشور، از طریق توانمند سازی نهادهای مالی توسعه یکی دیگر از پیشنهادات می‌باشد. دیگر اینکه، آزادسازی‌های بخش مالی بین‌الملل شامل کاهش کنترل‌های اعتباری، مقررات‌زدایی نرخ‌های سود، ورود آسان به بخش بانکی بین‌المللی، استقلال بانک مرکزی و خصوصی‌سازی بخش بانکی که به آزادسازی سرمایه منتهی می‌شود، از دیگر پیشنهادداتی است که توصیه می‌شود تا در کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی و ایران به‌عنوان یکی از کشورهای مهم صادرکننده نفت صورت گیرد که در این زمینه

تجدید ساختار مالی یا آزادسازی مالی ملی و بین‌المللی نقش راهبردی در این امور ایفا می‌نمایند.

منابع

آذربایجانی، کریم؛ مرادپور اولادی، مهدی و نجفی، زهرا (۱۳۹۳). "آزاد سازی تجاری و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران". *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، سال نهم، شماره ۱۸، ۳۰-۱۳.

ابونوری، عباسعلی و تیموری، منیژه (۱۳۹۲). "بررسی اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی: مقایسه‌ای بین کشورهای OECD و UMI". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره یازدهم، ۴۰-۲۹.

اسدی، زیور؛ بهرامی، جاوید و طالبلو، رضا (۱۳۹۲). "تأثیر پدیده نفرین منابع بر توسعه مالی و رشد اقتصادی در قالب الگوی پانل پویا". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره دهم، ۲۶-۹.

تقوی، مهدی؛ باقری پرمهر، شعله و مهاجری، پریسا (۱۳۹۰). "بررسی وجود شکست ساختاری در رابطه میان توسعه بخش مالی و رشد اقتصادی و استخراج میزان بهینه ارایه تسهیلات بانکی به بخش خصوصی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۴، ۵۴-۳۷.

ثانی، رضا (۱۳۸۲). "زیر موج جهانی شدن". تهران، انتشارات مؤسسه فرهنگی دانش و توسعه معاصر، چاپ اول، اردیبهشت ۱۳۸۱.

جعفری صمیمی، احمد و حسینی، سید محسن (۱۳۸۶). "بررسی رابطه بین مزیت نسبی ارزش افزوده و توسعه اقتصادی در بخش کشاورزی استان خراسان و مقایسه آن با سایر استان‌های کشور". مجموعه مقالات ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی مشهد، آبان ۱۳۸۶، ۱۳۰-۱۰۹.

جعفری صمیمی، احمد؛ فرهنگ، صفر؛ رستم‌زاده، مهدی و محمدزاده، مهدی (۱۳۸۸). "تأثیر توسعه مالی و آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال نهم، شماره ۴، ۲۱-۱.

حری، حمیدرضا؛ جلائی سید عبدالمجید و یوسفوند، سامان (۱۳۹۳). "بررسی اثر جهانی شدن روی رابطه مبادله خالص، ناخالص و درآمد کل ایران با استفاده از مدل VAR". *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، سال نهم، شماره ۱۷، ۷۴-۵۳.

حکمتی فرید، صمد؛ عزتی شورگلی، احمد؛ عزتی، رضا و دهقانی، علی (۱۳۹۴). "تأثیر جهانی شدن و کنترل فساد بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمدهای سرانه پایین، درآمد سرانه متوسط و درآمد سرانه بالا". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۵، شماره هیجدهم، ۱۱۲-۹۵.

دادگر، یداله و نظری، روح‌الله (۱۳۸۸). "ارزیابی شاخص‌های توسعه مالی در ایران". اولین کنفرانس بین‌المللی توسعه نظام تأمین مالی در ایران، ۳۷-۱.

دل‌انگیزان، سهراب و سنجری، فرهاد (۱۳۹۲). "بررسی رابطه بین فقر و توسعه مالی در اقتصاد ایران طی دوره‌های زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۲". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال سیزدهم، شماره اول، ۸۹-۶۵.

راستی، محمد (۱۳۸۹). "بررسی رابطه توسعه مالی و تجارت بین‌الملل در کشورهای در حال توسعه (رویکرد علت و معلولی و مقایسه کشورهای صادرکننده و غیر صادرکننده نفت)". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال پانزدهم، شماره ۴۵، ۴۷-۲۵.

راستی، محمد (۱۳۹۱). "رابطه علت و معلولی میان باز بودن اقتصاد و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب در حال توسعه: مطالعه موردی کشورهای عضو گروه دی هشت". *ماهنامه بررسیهای بازرگانی*، شماره ۵۳، ۶۰-۵۵.

رفعت، بتول و بیک‌زاده، سعیده (۱۳۹۱). "کاربرد الگوی معادلات همزمان داده‌های تابلویی در تحلیل نقش یک‌پارچگی اقتصادی در اکو بر رشد و اشتغال". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره دوم، شماره هشتم، ۲۲-۹.

سامتی، مرتضی؛ رنجبر، همایون و همت‌زاده، منیره (۱۳۹۱). "بررسی مقایسه‌ای تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی

تحت اطلاعات نامتقارن (مورد مطالعه کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره نهم، ۴۰-۲۵.

سلمانی، بهزاد و امیری، بهزاد (۱۳۸۸). "توسعه مالی و رشد اقتصادی: مورد کشورهای در حال توسعه". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ششم، شماره ۴، ۱۴۵-۱۲۵.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و فعلی، پریسا (۱۳۹۰). "تأثیر توسعه مالی بر بهره‌وری کل عوامل در ایران". *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، شماره‌های ۲۳ و ۲۴، ۱۳۳-۱۱۱.

شکیبایی، علیرضا و بطا، فاطمه‌کبری (۱۳۸۸). "همگرایی اقتصادی در منطقه آسیای جنوب غربی". *فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی*، دوره ۱۴، شماره ۵۳، ۴۷-۲۳.

صادقی، حسن؛ صامتی، مجید و سامتی، مرتضی (۱۳۹۱). "تأثیر جهانی شدن اقتصاد بر اندازه دولت: مطالعه کشورهای منتخب آسیایی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۲، شماره ششم، ۲۴۹-۲۰۹.

صمدی، علی حسین (۱۳۸۸). "سرمایه اجتماعی و توسعه مالی: اقتصاد ایران (۱۳۸۵-۱۳۵۰)". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۴، شماره ۳، ۱۴۴-۱۱۷.

طیب‌نیا، علی و صفایی، ریحانه (۱۳۹۰). "بررسی مقایسه‌ای از توسعه بازار پول و رشد اقتصادی در کشورهای گروه OECD و ECO". *مجله علمی پژوهشی نامه مفید*، شماره ۶۹، ۵۴-۳۱ .

عاشورزاده، اعظم؛ مقدسی، محدثه و رضوی، سید عبداله (۱۳۹۲). "اثر جهانی شدن اقتصاد و تجارت بر رشد اقتصادی مدل خودتوضیحی برداری". اولین همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران با رویکرد حمایت از تولید ملی، ۲۸ آذر، ۱۳۹۲.

عزیزنژاد، صمد؛ تاری، فتح ا... و سید نورانی، سید محمدرضا (۱۳۹۰). "الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی و اثر آن بر واردات کالاهای سرمایه‌ای-واسطه‌ای ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۱، شماره سوم، ۱۳۴-۹۹.

قنبری، علی؛ آقایی خوندابی، مجید و رضا قلی‌زاده، مهدیه (۱۳۹۰). "بررسی تأثیر توسعه مالی بر توزیع درآمد در ایران". *پژوهشنامه اقتصادی*، سال یازدهم، شماره اول، ۲۹-۱.

کومسا، آسفا (۱۳۷۸). "جهانی شدن و منطقه گرایی و تأثیر آن بر کشورهای در حال توسعه". *اطلاعات سیاسی-اقتصادی*، ترجمه اسماعیل مردانی گیوی، شماره ۱۴۷ و ۱۴۸، آذر و دی، ۹۷-۸۵.

گجراتی، دامودار (۱۳۸۵). "مبانی اقتصادسنجی". ترجمه دکتر حمید ابریشمی، تهران، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ دوم، جلد دوم.

لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ فلاحی، محمدعلی و اسماعیل پورمقدم، هادی (۱۳۹۳)، "اثر رشد اقتصادی، تجارت و توسعه مالی بر کیفیت محیط زیست در ایران (بر اساس شاخص ترکیبی)"، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۵، ۷۶-۶۱.

مالک، محمدرضا (۱۳۸۸). "جهانی شدن اقتصاد (از رویا تا واقعیت)". تهران، انتشارات مؤسسه فرهنگی دانش و اندیشه معاصر، چاپ دوم، دیماه ۱۳۸۸.

مبینی دهکردی، علی و هاشمیان اصفهانی، مسعود (۱۳۸۵). "شناخت محیط ملی: اولویت توسعه بخش‌ها در مناطق مختلف ایران". تهران، وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی، سازمان چاپ و انتشارات، چاپ اول، زمستان ۱۳۸۵.

مدهوشی، مهرداد و تاری، غفار (۱۳۸۶). "استراتژی‌های توسعه صادرات غیرنفتی استان مازندران". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، دوره ۱۱، شماره ۴۴، ۲۳۳-۱۹۵.

منصف، عبدالعلی؛ ترکی، لیلا و علوی، سید جابر (۱۳۹۲). "تحلیل اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه D-8: علیت گرنجر پانلی با رویکرد بوت استرپ (۱۹۹۰-۲۰۱۰)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره سوم، شماره دهم، ۹۲-۷۳.

نجارزاده، رضا و مهدوی راسخ، الهام (۱۳۸۷). "بررسی تأثیر جهانی شدن بر توزیع درآمد در کشورهای عضو گروه D8". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده ادبیات و علوم انسانی.

واعظ، محمد و میرفندرسکی، سید محمد میثم (۱۳۹۰). "اثر نرخ تورم بر توسعه مالی در ایران و کشورهای عربی

خاورمیانه". *مجله راهبرد توسعه*، شماره ۲۶، ۴۷-۳۱.

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

Bagehot, W. (1873). "Lombard Street: A Description of Money Market". Orion, 10359.

Becker, B. & Greenberg, D. (2005). "Financial Development and International Trade". World Bank.

Bencivenga, V. R. & Smith, B. D. (1991). "Financial Intermediation and Endogenous Growth". *Review of Economics Studies,* 58(2), 195-209.

Bencivenga, V. R., Smith, B. D. & Starr, R. M. (1995). "Equity Markets, Transaction Costs, and Capital Accumulation". Washington, D.C.: The World Bank, Policy Research Dept, Finance and Private Sector Development Division.

Bhagwati, J. (2005). "In Defense of Globalization: It Has a Human Face". Oxford University Press.

Bolbol, A., Fatheldin, A. & Omran, M. (2005). "Financial Development, Structure and Economic Growth". *Research in International Business and Finance,* 19(1), 171-194.

Choong, C. & Chan, S. (2011). "Financial Development and Economic Growth: A Review"*, African Journal of Business Management*, 5(6), 2017-2027.

Dreher, A., Gaston, N. & Martens, P. (2008). "Measuring Globalization Gauging its Consequences". New York: Springer.

Fukuyama, F. (2001). "Social Capital, Civil Society and Development". *Third World Quarterly*, 22(1), 7-20.

Gemmell, N., Kneller, R. & Sanz, I. (2008). "Foreign Investment, International Trade and the Size and Structure of Public Expenditures". *European Journal of Political Economy*, 24(1), 151–171.

Giddens, A. (1995). "Is Modernity a Western Project". London, Polity Press.

Gourgul, H. & Lach, L. (2014). "Globalization and Economic Growth: Evidence from two Decades of Transition in CEE". *Economic Modelling*, 36, 99-107.

Greenwood, J. & Jovanovic, B. (1990). "Financial Development, Growth, and The Distribution of Income". *Journal of Political Economy*, 98(5), 1076-1107.

Herbert, A. S. (1987). "Making Management Decision: The Role of Intuition and Emotion". *Academy of Management Executive*, 1(1), 57-64

Hur, J., Manoj, R. & Yohanes, E. (2006). "Finance and Trade: A Cross-Country Empirical Analysis on the Impact of Financial Development and Asset Tangibility on International Trade". *World Development*, 34(10), 1728-1741.

Jafari Samimi, A. & Hosseini, M. (2008). "An Investigation of Relationship between Revealed Comparative Advantage of Value-Added In Agriculture Sector and Economic Development of Khorasan Province". *American- Eurasian Journal of Agricultural and Environmental Sciences*, 2(2), 113-117.

Kabir, M., Sanchezb, B. & Jung- Suk Yuc. (2011). "Financial Development and Economic Growth: New Evidence from Panel Data". *The Quartery Review of Economics and Finance*, 51, 88-104.

Kar, M., Nazlıoğlu, S. & Ağır, H. (2011). "Financial Development and Economic Growth Nexus in the MENA Countries: Bootstrap Panel Granger Causality Analysis". *Journal of Economic Modelling*, 28, 685-693.

Khan, U. (2005). "Macro Determinants of Total Factor Productivity In Pakistan". Munich Personal RePEc Archive, MPRA Paper 8693, 2. Retrieved from http://mpra.ub.uni-muenchen.de/8693/.

King, R. & Levine, R. (1993). "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right". *Quarterly Journal of Economics*, 108, 717-738.

Kojo, M., Saban, N. & Yemane, W. (2014). "Financial Development, Trade Openness And Economic Growth in African Countries: New Insights From A Panel Causality Approach". *Economic Modelling*, 37, 386-394.

Kose, M., Prasad, S. & Terrones, M. (2008). "Does Openness to International Financial Flows Contribute to Productivity Growth?". *Iza Discussion Papers From Institute for The Study of Labor (IZA),* Paper 3634.

Kotwal, A., Ramaswami, B. & Wadhwa, W. (2010). "Economic Liberalization and Indian Economic Growth". *Journal of Economic Literature*, 49(4), 1152-1199.

Krugman, p. (1996). "Past And Prospective Causes of High Unemployment". *Economic Review*, 79 , 23-47.

Liang, Z. (2012). "Financial Development and Income Distribution: A System-GMM Panel Analysis With Application to Urban China". *Journal of Economic Development*, 31(2), 1-28.

McGrew, T. (1996). "A Global Society". Cambridge, Polity Press.

Motameni, M. (2008). "Studying The Reationship between Financial Development and Economic Development in Iran". Commercial Research, 34, 59-66.

Nataraj, S. (2009). "The Impact of Trade Liberalization on Productivity and Firm Size: Evidence from India's Formal and Informal Manufacturing Sectors". Berkeley: https://books.google.com/books?isbn=981440106.

Papaioannou, E. (2013). "Trust(ing) in Europe? How Increase Social Capital can Contribute To Economic Development". *European View, 12(2), 1-130.*

Rao, B. & Valadamantic, K. (2010). "Globalization & Growth in the Low Income African Countries with the Extreme Bounds Analysis". *Journal of Economic Modelling*, 28(3), 795-810.

Ritab, S. (2013). "Financial Sector Development and Sustainable Economic Growth in Regionally Co-Integrated Emerging Markets". *Advances in Financial Economics*, 12, 345-360.

Robertson, R. (2002). "Opposition and Resistence to Globalization". In Richard Grant and John Rennie Short(eds), *Globalizatio and the Margins* , New York: Palgrave, 25-38.

Rousseau, P. & Wachtel, P. (2005). "Economic Growth and Financial Depth: is The Relationship Extinct Already?" UNU/ WIDER Conference on Financial Sector Development for Growth and Poverty Reduction, July1-2, Helsinki.

Sadrosky, P. (2011). "Financial Development and Energy Concumption in Central and Eastern European Frontier Economics". *Energy Policy*, 39, 999-1006.

Schumpeter, J. (1911). "The Theory of Economic Development: An Inquiry into Profits, Capital, Credit, Interest and the Business Cycle". Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.

Seyfipur, R. (2010). "Empirical Investigation of Financial Development Effect On Economic Growth". *Journal of Financial Studies*, 6, 49-70.

Stiglitz, J. (1994). "The Role of the State in Financial Market". *Supplement to World Bank Economic Review and World Bank Research Observer*, 1-149.

Svaleryd, H. & Velachos, J. (2005). "Financial Markets, the Pattern of Industrial Specialization and Comparative Advantage: Evidence from OECD Countries". *European Economic Review*, 49, 113-144.

Ursprung, H. (2006). "The Impact of Globalization on the Composition of Government Expenditures: Evidence from Panel Data". *CESifo Working*, Paper No.1755.

World Bank. (2014). "2009-2012 World Development Indicators".

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و دوم، بهار ۱۳۹۵ (۷۰ ـ ۵۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 22, March 2016

شبیه‌سازی مالیات سبز بر رشد اقتصادی در ایران با کاربرد روش تعادل عمومی قابل محاسبه

احمد جعفری صمیمی[۱]، *الهام علیزاده ملفه[۲]

۱. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه

۲. دانش آموخته کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه

دریافت: ۱۳۹۳/۱۱/۲۳ **پذیرش:** ۱۳۹٤/۰۵/۲۱

Simulation of Green Tax on Economic Growth in Iran: Application of Computable General Equilibrium (CGE) Approach

Ahmad Jafari Samimi[1], *Elham Alizadeh Malafeh [2]

1. Professor, Department of Economics, Islamic Azad University, Firoozkooh Branch, Iran

2. M.A.in Economics, Islamic Azad University, Firoozkooh Branch, Iran

Received: 12/Feb/2015 **Accepted:** 12/Aug/2015

چکیده:

گسترش مصرف انرژی و روند رو به افزایش انتشار مواد آلاینده ناشی از احتراق حامل‌های انرژی در جهان موجب شده که بحران‌های زیست محیطی به عنوان یکی از مهم‌ترین چالش‌های فراروی دولت‌ها در قرن بیست و یکم شناخته شود. به همین دلیل دولت‌ها می‌کوشند تا با اتخاد سیاست‌ها و برنامه‌های مختلف، بر مشکلات زیست محیطی ازجمله آلودگی هوا فائق آیند. یکی از متداول‌ترین نوع این سیاست‌ها که موجب کمترین عدم کارآیی در اقتصاد کشور می‌گردد، اخذ مالیات سبز می‌باشد که بر اساس هزینه اعمال می‌گردد. بر همین اساس در این تحقیق، آثار افزایش مالیات سبز بر رشد اقتصادی، بر اساس طراحی یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه برای ایران و به کارگیری آخرین ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۰ در قالب هشت سناریو مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که افزایش نرخ مالیات سبز به عنوان مالیات غیرمستقیم در تمامی سناریوها، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. همچنین در همه سناریوها با لحاظ اثر مثبت کاهش آلودگی، تغییرات رشد اقتصادی مثبت است و میزان آن با افزایش نرخ مالیات افزایش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: شبیه‌سازی، مالیات سبز، رشد اقتصادی، روش تعادل عمومی قابل محاسبه.

طبقه‌بندی JEL: F64، E16، E27.

Abstract:

Expansion of energy consumption and trend of rising emissions of pollutants resulting from the combustion of energy carriers in the world has caused environmental crises which be recognized as one of the most important challenges which governments in the twenty-first century are facing. That is why governments try to take various policies and programs in order to overcome on environmental problems such as air pollution. One of the most common types of policies that cause minimum inefficiency in the economy is obtaining the green taxes which is applied on the basis of cost. Accordingly, in this study, the effects of increase of green taxes on economic growth, based on the design of Computable General Equilibrium model for Iran and implementation of Social Accounting Matrix in 2001 in the form of eight scenarios were examined.

The increasing rates of taxes from one to forty percent have been done in eight scenarios. The obtained results show that the increasing rate of green taxes as an indirect one increases the economic growth in all scenarios. also the positive effect of lower pollution leads in positive economic growth in all scenarios, too.

Keywords: Simulation, Green Taxes, Economic Growth, Computable General Equilibrium Model.
JEL: F64, E16, E27.

* **نویسنده مسئول:** الهام علیزاده ملفه
E-mail: Elham_Alizadeh22@Yahoo.com

*Corresponding Author: Elham Alizadeh Malafeh

۱. مقدمه

مالیات سبز را برای اولین بار، اقتصاددانی به نام آرتور پیگو[1] در اوایل دهه ۱۹۲۰ با تأکید بر اخذ مالیات از عوامل ایجاد آلودگی و تخریب منابع طبیعی ارائه کرده است. این پایه مالیاتی در راستای اصلاح نظام مالیاتی کشورهای توسعه یافته بیش از سی سال است که در این کشورها وضع و اجرا شده است. در سال‌های اخیر مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه به عنوان یکی از روش‌های مهم در تجزیه و تحلیل آثار سیاست‌های مختلف مورد استفاده قرار گرفته است (فطرس و همکاران، ۱۳۹۴: ۷۴ و نعمت الهی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۲). این مدل‌ها به‌عنوان چارچوبی بر اساس تعادل عمومی اقتصاد کلان که میان درآمدهای مختلف گروه‌ها، الگوی تقاضا، تراز پرداخت‌ها و ساختار چند بخشی ارتباط برقرار می‌کند، تعریف می‌شود. (ژوهانسن، ۱۹۶۰). مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه با توجه به ساختار اقتصادی در کشور و با در نظر گرفتن فروض ساختاری، طراحی و از طریق ماتریس حسابداری اجتماعی کمّی می‌گردند.

هر گونه اثرگذاری جدی بر روی مشکلات عمده زیست‌محیطی نظیر باران اسیدی، گرم شدن کره زمین و تراکم ترافیک که در حال حاضر پیش روی سیاست‌گذاران قرار دارند، نیازمند ایجاد تغییرات گسترده در الگوهای تولید و مصرف با استفاده از سیاست‌های زیست‌محیطی است. از طرفی این تغییرات به ناچار مستلزم هزینه‌های قابل توجه اقتصادی است (فولرتن و همکاران، ۲۰۰۷: ۱۶۹– ۱۴۷).

عکس‌العمل متقابل بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست موضوع بحث برانگیزی است که از دهه ۱۹۹۰ مورد توجه قرار گرفت.

در این مطالعه تلاش می‌شود تا با شبیه‌سازی مدل تعادل عمومی قابل محاسبه[2]، اثر مالیات سبز بر رشد اقتصادی در کشور مورد بررسی قرار گیرد. این مالیات بر شش حامل انرژی یعنی گازوئیل[3]، نفت سفید[4]، گاز مایع[5]، نفت کوره[6]، بنزین[7] و گاز طبیعی[8] که در تولید برخی از کالاها مانند صنعت برق به عنوان عامل تولید و در تولید برخی دیگر مانند خدمات حمل و نقل به عنوان کالاهای واسطه‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرند، به طور یکسان وضع شده است. مدل ارائه شده با داده‌های استخراج شده از ماتریس حسابداری اجتماعی[9] ایران سال ۱۳۸۰ کالیبره شده و متغیرهای درون‌زای مدل با استفاده از نرم‌افزار GAMS [10] محاسبه شده است.

۲. ادبیات موضوع

ارتباط میان رشد اقتصادی و کیفیت زیست‌محیطی در یک بستر زمانی بلندمدت، می‌تواند به صورت مستقیم، معکوس یا ترکیبی از هر دو باشد. این بحث (جریان ارتباط میان رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی)، موضوع بسیاری از مطالعات و تحقیقات قرار گرفته است. چنانچه جریان شکل‌گیری این حوزه از مطالعات را بررسی نماییم، حکایت از آن دارند که طی چند دهه اخیر، دو جریان فکری کلی در این حوزه وجود داشته است که در نهایت به یک رویکرد سومی تبدیل شده‌اند. رویکرد اول به نوعی به انتخاب میان رشد اقتصادی و حفظ استانداردهای زیست‌محیطی می‌پردازد. بدین معنی که اصولاً رشد اقتصادی و در نتیجه افزایش تولید و مصرف، خواه ناخواه نیازمند مواد اولیه و انرژی بیشتر به عنوان داده‌های تولید می‌باشد و متقابلاً افزایش تولید زباله را به همراه دارد. به عبارت دیگر، هر چه در خلال فرایند توسعه اقتصادی سطح درآمد افزایش می‌یابد، در مقابل استخراج بیشتر منابع طبیعی و افزایش تخریب‌های زیست محیطی، باعث کاهش رفاه بشر می‌شود. به همین جهت رشد فعالیت‌های اقتصادی از این حیث، نوعی خطر به حساب می‌آید. لذا استدلال می‌شود که سیاست‌گذاران در این ارتباط باید دست به نوعی انتخاب بزنند، یعنی با هدف دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر، پذیرای مخاطرات زیست‌محیطی بیشتر باشند یا در صورت اعتقاد به ضرورت حفظ محیط زیست می‌بایست به سطوح پایین رشد اقتصادی رضایت دهند که این خود انتخابی دشوار است.

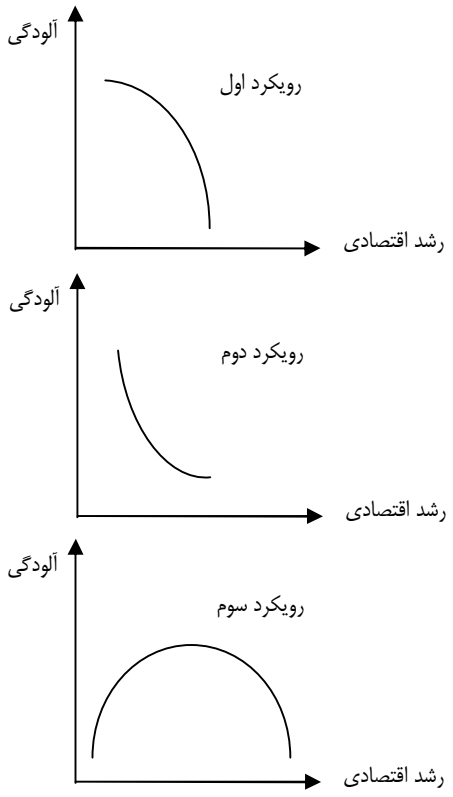
در سوی دیگر این طیف، رویکرد دوم وجود دارد. در این گروه اعتقاد بر این است که مسیر بهبود کیفیت زیست‌محیطی به

1. Arthur Pigou
2. Computable General Equilibrium (CGE)
3. Gasoil
4. Kerosene
5. Liquefied Petroleum Gas (LPG)
6. Fuel Oil
7. Gasoline
8. Natural Gas
9. Social Accounting Matrix (SAM)
۱۰. برای آشنایی بیشتر در مورد نرم‌افزار GAMS رجوع شود به مقاله لافگرن در سال ۲۰۰۰.

موازات رشد اقتصادی است و بـه منظـور بهبـود اسـتانداردهای زیست‌محیطی باید در جریان رشد اقتصادی گام نهاد، چـرا کـه اصولاً سطح بالاتری از درآمد، باعث افزایش تقاضـای کیفیـت محیط زیست می‌شود و این به معنی پذیرش معیارها و ضـوابط حفاظتی زیست‌محیطی است.

رویکرد سوم که از اویل دهه ۹۰ مطـرح شـد، میـان رشـد اقتصادی و آلودگی زیست‌محیطی رابطه‌ای به‌صورت U وارونـه مطـرح نمـوده اسـت کـه ایـن موضـوع بـه فرضـیه انتقـال زیست‌محیطی یا فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس معروف شـده، که این رابطه نام خود را از سـیمون کـوزنتس (۱۹۵۵)[1]، برنـده جایزه نوبل (که بین نابرابری درآمد و درآمد رابطه‌ای به صورت U وارونه پیدا کرد) گرفته است. بنابر فرضیه منحنی کوزنتس، در مراحل ابتدایی رشد اقتصادی، تخریب محیط زیست زیاد است تا اینکه این موضوع به نقطه‌ای در حداکثر خود می‌رسد و سپس در مراحل بالاتر رشد، محیط زیست بهبود می‌یابد (نمودار۱) (پژویان و مرادحاصل، ۱۳۸۶: ۱۶۰-۱۴۱).

نمودار ۱. رابطه رشد اقتصادی و آلودگی



مأخذ: پژویان و مرادحاصل، ۱۳۸۶

پژوهش‌های مقطعی بسیاری درباره آنچه که فرضیه یا منحنی U شکل معکوس محیط زیستی کوزنتس نامیده می‌شود، انجام شده است. در این روش انتشارات یا چگالی انتشارات آلاینده‌ها به یک تابع درجه دوم یا سوم درآمد سرانه مرتبط می‌شود. برای تعدادی از آلاینده‌ها، این مطلب یافت می‌شود که در بین کشورها آلودگی با درآمد افزایش می یابد، به اوج می‌رسد و سپس کاهش می‌یابد و رابطه زنگ شکل بین درآمد سرانه و آلودگی به وجود می‌آید که منحنی محیط زیستی کوزنتس (EKC)[2] نامیده شده است. به نظر می‌رسد این کاهش به دلیل مثبت بودن اثر کشش درآمدی نسبت به کیفیت محیط زیست در درآمدهای بالا است. هنگامی که درآمدها بالا است، برای ارائه سیاست‌های لازم، فشارهایی به دولت‌ها وارد می‌شود که فقط جوامع با درآمد بالا شرایط به‌کارگیری این سیاست‌ها را دارند. برخی مطالعات، متغیرهایی نظیر چگالی جمعیت را در معادلات به‌کار برده‌اند ولی معمولاً درآمدهای سرانه بر سایر متغیرها غلبه دارد (پژویان و تبریزیان، ۱۳۸۹: ۲۰۳- ۱۷۵).

۳. مطالعات تجربی

از آنجا که موضوع مالیات سبز در ایران نسبتاً جدیـد مـی‌باشـد، هنوز به نحو گسترده و مؤثر در قالب مـدل تعـادل عمـومی در کشور مطالعاتی انجام نشده است، در حالی که در سایر کشورها به دلیل اجرایی بودن این نوع مالیات‌هـا، مطالعـات گسـترده‌ای انجام شده است که به طور خلاصه بـه مـواردی از آنهـا اشـاره می‌کنیم.

مهم‌ترین مطالعات تجربی انجام شده در ایـن زمینـه در جـدول (۱) آورده شده است.

٤. روش تحقیق

الگوهای تعادل عمومی به فرمول‌بندی جریان چرخشی درآمد- مخارج یک اقتصاد می‌پردازند که در آن، تولیدکنندگان، عوامـل تولید و مصرف‌کنندگان در نظر گرفته می‌شود. مبادلات در ایـن مدل‌ها بر اساس رفتار بهینه‌سـازی عـاملین اقتصـادی صـورت می‌گیرد به نحوی که مصرف‌کنندگان تابع مطلوبیت خـویش را با توجه به سطح بودجه به حداکثر می‌رسانند و بـه ایـن ترتیـب طرف تقاضای مدل مشخص می‌شود. تولیدکنندگان نیز در پـی

1. Simon Kuznets (1955)

2. Environmental Kuznets Curve

حداکثر کردن سود خویش هستند که در نتیجه طرف عرضه مدل معین می‌شود. قیمت‌های بازار در وضعیت تعادلی شرایط لازم را برای تعادل فراهم می‌آورند. برای تمامی کالاها و خدمات، عرضه برابر تقاضا خواهد بود و در صورتی که بازده نسبت به مقیاس ثابت باشد، شرط سود صفر برای کلیه فعالیت‌ها صادق است (طیبی و مصری‌نژاد، ۱۳۸۵: ۱۳۲-۱۰۳).

بنگاه‌های اقتصادی در بازار عوامل، متقاضی عوامل تولیدی هستند که توسط مالکین آنها یعنی خانوارها به بازار عرضه می‌شود. تمامی عاملینی که در بازار متقاضی کالا هستند، از کالای داخلی یا از کالای خارجی استفاده می‌نمایند که این دو گروه کالاها جانشین یکدیگر فرض می‌شوند. آنچه که عاملین اقتصادی را به مصرف محصولات داخلی و خارجی سوق می‌دهد، قیمت نسبی کالاهاست که نرخ ارز در آن نقش کلیدی ایفا می‌کند. نرخ ارز نیز در بازار ارز که شامل عرضه ارز (صادرات کالا و ورود سرمایه) و تقاضای ارز (واردات کالا و خروج سرمایه) می‌باشد، تعیین می‌گردد. به طور کلی یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه از اجزاء زیر تشکیل شده است:

۱- ماتریس حسابداری اجتماعی
۲- قیمت‌ها
۳- فعالیت‌های تولیدی
۴- نهادها
۵- شرایط تعادل اقتصادی

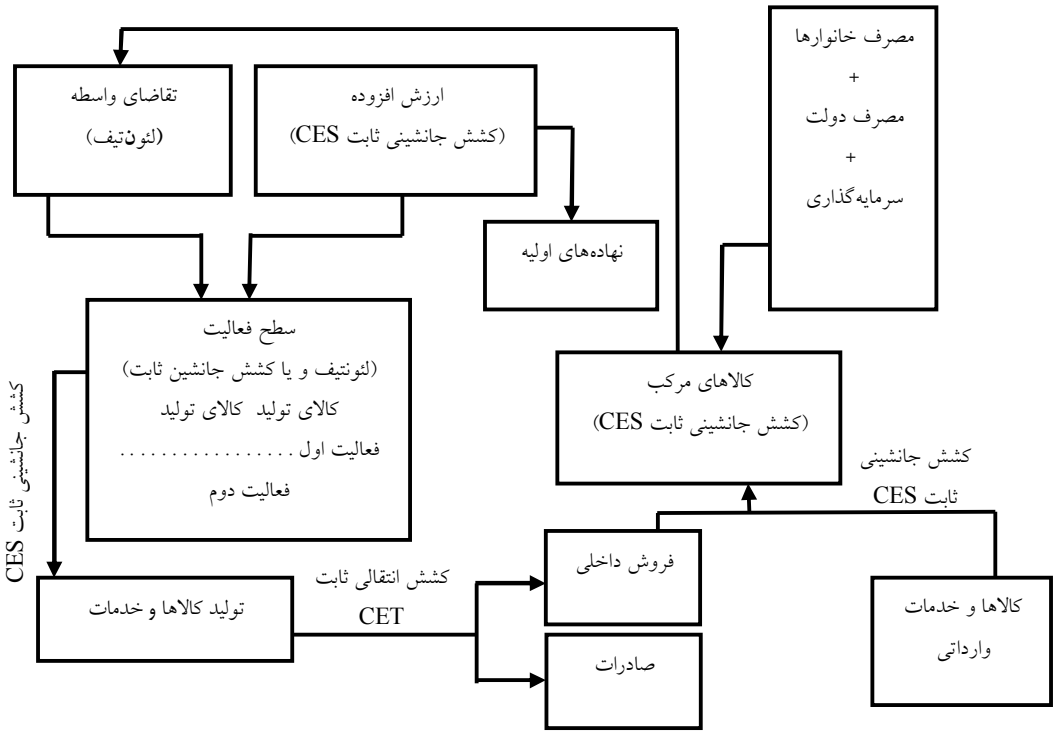
جدول ۱. مطالعات تجربی

محقق	مطالعه عنوان تحقیق	سال مطالعه	نتایج
پژویان و امین‌رشتی	مالیات‌های سبز، با تأکید بر مصرف بنزین	۱۳۸۶	این مطالعه به کمک مدل سیستمی روتردام، اعمال مالیات سبز بر کالاهای آلوده کننده را بررسی می‌کند و نشان می‌دهد که اعمال این نوع مالیات می‌تواند میزان تقاضا برای کالاهای آلوده کننده را کاهش دهد.
مقیمی و همکاران	آثار رفاهی و زیست محیطی مالیات سبز و کاهش یارانه سوخت در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه	۱۳۹۰	با وضع مالیات بر سوخت، تقاضای واسطه‌ای و مصرفی سوخت‌های فسیلی کاهش می‌یابد. در پنج سناریوی مالیاتی که در این مقاله ارزیابی شده است، در تمام سناریوها با لحاظ اثر مثبت کاهش آلودگی، تغییرات رفاه مثبت است و میزان آن با افزایش نرخ مالیات افزایش می‌یابد. در هر دو سیاست، بالاترین نرخ رشد رفاه با در نظر گرفتن آثار زیست‌محیطی، نرخ مالیات ۱۰ درصد است.
گرامی و کرمی	بررسی مالیات سبز در کشورهای توسعه یافته	۱۳۹۰	هدف از این تحقیق آشنایی با مالیات سبز می‌باشد با توجه به اینکه منبع اصلی انرژی که اقتصاد جهانی بر مبنای آن شکل گرفته است، سوخت‌های فسیلی است که علاوه بر محدود بودن این منابع، محیط زیست را نیز آلوده می‌سازد. از این رو بر اساس نظریه پیگو افرادی که محیط زیست را آلوده می‌نمایند می‌بایست مقدار خسارتی را که در اثر انتشار آلودگی به محیط زیست وارد می نمایند را جبران کنند. در این گزارش تجربیات برخی از کشورها در استفاده از مالیات سبز و سایر روش‌های کاربردی جهت حفظ محیط زیست نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد.

ذاکری و همکاران	توسعه درآمدهای مالیاتی از طریق اخذ مالیات سبز از صنایع آلاینده: بر اساس رویکرد داده–ستانده	۱۳۹۳	در این مقاله صنایع آلاینده کشور به کمک جدول داده ستانده سال۱۳۸۰ شناسایی شده است. نتایج حاکی از آن است که بخش‌های «سایر محصولات غذایی و آشامیدنی و محصولات از توتون و تنباکو»، «آلومینیوم»، «ساخت مواد و محصولات شیمیایی و سایر فرآورده‌های نفتی» و «آهن، فولاد و محصولات آن» دارای بیشترین ضرایب آلایندگی مستقیم و غیرمستقیم در میان سایر زیربخش‌های صنعتی بوده‌اند.
احمدیان و همکاران	ارزیابی اقتصادی بهره‌گیری از نیروگاه‌های بادی در ایران با در نظر گرفتن اثر سیاست آزادسازی قیمت انرژی	۱۳۹۳	در این تحقیق اثر سیاست‌های آزادسازی قیمت تمام شده انرژی در مقرون به صرفه شدن نیروگاه‌های بادی نسبت به نیروگاه‌های گازی مورد بررسی قرار گرفته است. برای محاسبه هزینه تمام شده تولید برق از منابع مختلف شامل انرژی باد و سوخت‌های فسیلی از روش «هزینه همتراز شده» استفاده شده است. به علاوه در محاسبات مربوط به هزینه تمام شده برق، نرخ‌های مختلف ارز، فناوری‌های مختلف نیروگاه‌های بادی و قیمت‌های متفاوت انواع سوخت در نظر گرفته شده است. بر اساس نتایج این تحقیق مشخص شد که با هدفمند کردن قیمت سوخت در کشور، نیروگاه‌های بادی کاملاً مقرون به صرفه بوده است.
گریکر	بررسی نحوه اتخاذ دو سیاست زیست محیطی یعنی دامپینگ اقتصادی و استراتژی سبز در میان دو کشور با وجود دو بنگاه در قالب اقتصاد بین‌الملل	۲۰۰۳	در حالت عدم همکاری بنگاه‌ها با یکدیگر و نیز پست بودن عامل تولید آلودگی، در صورتی که نرخ مالیات بر آلودگی از هزینه نهایی خسارت ناشی از آلودگی بیشتر باشد، آنگاه دولت‌ها، سیاست راهکار سبز را اتخاذ خواهند کرد.
آنی	توسعه مالیات سبز	۲۰۰۴	با استفاده از مدل تعادل عمومی برای سنجش تأثیر مالیات سبز به این نتیجه رسید که مالیات سبز باعث سود مضاعف قوی نمی‌شود و در واقع مالیات سبز باعث هیچ نوع کاهشی در مشکلات زیست‌محیطی و بیکاری نمی‌شود.
هاون بی	بررسی پیامدهای رفاهی اصلاح مالیات سبز در اقتصادهای باز کوچک برای پنسیلوانیا با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه	۲۰۰۵	مجموع سودهای رفاهی از ۳ اثر پیگو، بازسازی درآمد مالیاتی و اثر متقابل مالیاتی از زیان‌های رفاهی آنها بالاتر است و در نتیجه مالیات‌های زیست‌محیطی باعث افزایش رفاه می‌گردد.
دی میگوال و مانزانو	بررسی تأثیر اصلاح مالیات سبز بر اقتصاد اسپانیا	۲۰۱۱	در صورت وجود سهام محیط زیست، سود سهام بستگی به نوع اصلاحات، اندازه و نحوه اجرای آن دارد. به طوری‌که، اصلاحات یک مرحله‌ای موجب ایجاد سود سهام بیشتری به همراه اعمال هزینه‌های کارایی بالا در کوتاه‌مدت شده و اصلاحات به صورت تدریجی، تنها سود سهام در کوتاه‌مدت را افزایش داده و این درآمد در بلندمدت وجود نخواهد داشت.
اورلو و گرس	معرفی مالیات محیط زیست در روسیه: رابطه تأثیرات متقابل مالیات	۲۰۱۴	جایگزینی مالیات کربن برای مالیات کار می‌تواند به افزایش درآمد حاصل از مالیات صادرات، تعرفه واردات، ارزش افزوده مالیات، و برخی از مالیات غیرمستقیم به دلیل گسترش پایگاه‌های مالیاتی منجر شود. افزایش در درآمد حاصل از مالیات و تعرفه، هزینه اصلاح مالیات‌های زیست محیطی را کاهش می‌دهد.

مأخذ: توسط محقق پردازش شده است.

نمودار ۲. اجزاء مدل تعادل عمومی قابل محاسبه



مأخذ: لافگرن و همکاران (۲۰۰۱)

نمودار (۲) تصویر اجزای عمده الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه، شامل عوامل تولید، قیمت‌ها و کالاها و نیز اشکال تبعی ارتباط‌دهنده هر یک از اجزاء با یکدیگر را ارائه می‌دهد.

همان‌طور که نمودار (۲) نشان می‌دهد، در این الگو تولیدکننده، نهاده‌های واسطه را به صورت تابع لئونتیفی به همراه عوامل تولید (ارزش افزوده[1]) به صورت کشش جانشینی ثابت در فعالیت‌های مختلف جهت تولید به شکل تابع کاب-داگلاس در اختیار می‌گیرد. در مرحله بعد تولیدکننده با توجه به قیمت نسبی تولیدات خود در داخل و خارج از کشور بر اساس شکل تبعی کشش تبدیل ثابت تصمیم می‌گیرد که تولیدات خود را به چه نسبتی در داخل و خارج از کشور به فروش برساند. مصرف‌کنندگان نیز از کالاهای مرکب جهت مقاصد مختلف (مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری، مخارج مصرفی دولت) بهره می‌گیرند.

جدول (۲) جزییات نهادها، عوامل تولید، فعالیت‌ها وکالاها را در مدل نشان می‌دهد. جزییات مدل از داده‌های قابل دسترس از جدول SAM محاسبه شده پیروی می‌کند.

جدول ۲. جزییات نهادها، عوامل تولید، فعالیت ها وکالاها

مجموعه	زیر مجموعه ها
فعالیت	انرژی: برق، گاز، نفت خام و گاز طبیعی و خدمات مصرفی نفت و گاز
	غیرانرژی: سایر بخشها
کالاها	انرژی: نفت خام و گاز طبیعی، تأمین برق، آب و گاز
	غیرانرژی: سایر بخش‌ها
عوامل تولید	نیروی کار، سرمایه
خانوار	خانوار شهری، روستایی
سایر نهادها	دولت، شرکت‌ها، دنیای خارج

مأخذ: لافگرن و همکاران، ۲۰۰۱.

۴-۱- ماتریس حسابداری اجتماعی

ماتریس حسابداری اجتماعی نقطه شروع مناسبی برای معرفی معادلات اصلی مدل تعادل عمومی است. ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) یک پایه آماری تعادلی نشان دهنده چگونگی پرداخت هزینه بخش‌های تولیدی برای مواد اولیه و عوامل اصلی تولید، چگونگی عرضه عوامل اولیه تولید به تولیدکنندگان بخش‌های اقتصادی توسط خانوارها، پرداخت

1. Value- Added (VA)

برای مصرف کالاها و خدمات بخش‌های اقتصادی، نقش دولت در اقتصاد و راه‌های ایجاد درآمد و هزینه توسط دولت است. به‌طور خلاصه، در SAM کل جریانات فیزیکی ومالی در یک اقتصاد و در یک مقطع زمانی خاص نشان داده می‌شود (لافگرن و همکاران، ۲۰۰۱: ۶۶-۶۵).

در عمل SAM ماتریس مربعی است که هر حساب به وسیله یک سطر و یک ستون نشان داده می‌شود. هر سلول در این ماتریس، پرداختی از هر ستون خود را به حساب سطر مربوطه نشان می‌دهد. درآمدهای هر حساب در طول سطر مربوط و مخارج یا هزینه‌هایش در طول آن ستون ظاهر می‌شود. در اینجا اصول حسابداری دوگانه حاکم است و برای هر حساب در SAM، درآمد کل (مجموع سطر مربوطه) با مخارج کل (مجموع ستون مربوطه) برابر است [۱].

برای اینکه بتوانیم اثر مالیات سبز بر رشد اقتصادی را در کشور مورد بررسی قرار دهیم و این مالیات نیز بر شش حامل انرژی یعنی گازوئیل، نفت سفید، گاز مایع، نفت کوره، بنزین و گاز طبیعی، به طور یکسان وضع شده است، بخش انرژی و برای اندازه‌گیری میزان آلودگی، بخش انتشار کربن را به سیستم معادلات[۲] اضافه نموده‌ایم:

۴-۲- بخش انرژی

حامل‌های انرژی به شش حامل اصلی انرژی یعنی بنزین، نفت سفید، نفت کوره، گاز مایع، گازوئیل و گاز طبیعی طبقه‌بندی شده‌اند. با توجه به اینکه هدف این تحقیق بررسی آثار افزایش مالیات سبز روی بخش‌های مختلف اقتصادی است، لذا به الگوی CGE خویش بخش انرژی را اضافه نموده‌ایم. به این منظور تابع کل نهاده انرژی QVE_i، یک تابع CES از شش نهاده انرژی یاد شده است،

(۱)

$$QVE_i = a_i^{ve} * \left(\sum_e (\delta_i^{ve} * QFE_{i,e}^{-\rho_i^{ve}}) \right)^{\frac{-1}{-\rho_i^{ve}}}$$
$$e = 1,2,...,6$$

که در آن، $QFE_{i,e}$، حامل‌های انرژی، e: نشان دهنده هر حامل انرژی.

شرط مرتبه اول برای انتخاب بهینه از حامل‌های انرژی، از برابری رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$PDE_{i,e} = PEE_i \cdot \frac{\delta QVE_i}{\delta QFE_{i,e}} \qquad (۲)$$

که در آن، $PDE_{i,e}$، قیمت هر یک از حامل‌ها، $\boldsymbol{PEE_i}$، قیمت کل نهاده انرژی.

با انجام محاسبات و ساده سازی می‌توان قیمت کل نهاده انرژی را به صورت زیر تعریف نمود:

$$PEE_i.QVE_i = \sum_e PEE_{i,e}.QFE_{i,e} \qquad (۳)$$

که تغییر در قیمت هر حامل یا تمام حامل‌ها، اثر آن را از طریق کانال قیمت و تغییر در نهاده حامل‌های انرژی بر سایر بخش‌های تولیدی منعکس می‌کند.

در واقع، می‌توان گفت که انرژی الکتریکی برای بخش‌هایی از اقتصاد، همانند بخش خدمات، ساختمان و تأمین آب و برق به عنوان کالاهای واسطه‌ای و برای سایر بخش‌ها، مانند صنعت و معدن، نفت و گاز، به عنوان عامل تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد.

۴-۳- بخش انتشار کربن

میزان تجمعی انتشار گاز CO_2 بر اساس معادله زیر محاسبه شده است:

$$TQ_{CO2} = \sum_c \varphi_c \, QX_c \qquad (۴)$$

که در آن TQ_{CO2}، کل میزان انتشار CO_2 و φ_c، شدت انتشار کربن به ازای تولید هر واحد محصول است.

کل درآمد مالیاتی انتشار کربن نیز از رابطه زیر محاسبه شده است:

(۵)

$$TQ_{CO2} = \sum_c t_c^d PD_c QD_c + \sum_c t_c^m PM_c QM_c$$

که در آن t_c^d، نرخ مالیات کربن بر تولید داخلی محصول بخش‌های مختلف اقتصادی و t_c^m، نرخ مالیات کربن بر واردات کالاهای بخش‌های مختلف می‌باشد.

برای برآورد نتایج در الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه، مدل باید کالیبره شود به این صورت که مدل تعادل عمومی که

---

۱. برای توضیح بیشتر در مورد ماتریس حسابداری اجتماعی رجوع شود به مقاله لافگرن و همکاران در سال ۲۰۰۱.

۲. برای مطالعه بیشتر در مورد سایر معادلات مدل تعادل عمومی به مقاله لافگرن مراجعه شود.

از ماتریس حسابداری اجتماعی به دست آمده و به صورت ریاضی ارائه شده است، باید مقادیر موجود در ماتریس حسابداری اجتماعی را در اولین اجرا بازتولید کند. به عبارت دیگر، زمانی که مدل ریاضی تعادل عمومی را حل می‌نماییم، همان مقادیر ماتریس حسابداری اجتماعی به عنوان جواب معادلات به دست می‌آیند. بر این اساس، ماتریس حسابداری اجتماعی به صورت یکسری معادلات سازگار مطرح می‌شود. به منظور ایجاد سازگاری بین داده‌های اولیه ماتریس حسابداری اجتماعی و معادلات ریاضی مدل، از روش کالیبراسیون استفاده شده است.

۵. یافته‌ها و نتایج تحقیق

تصریح و حل مدل تعادل عمومی ارائه شده با استفاده از بسته نرم‌افزاری GAMS انجام شده است. مدل ارائه شده دو نوع پارامتر را شامل می‌شود. مقدار پارامترهای سهمی به‌طور مستقیم از جدول SAM محاسبه شده‌اند و پارامترهای رفتاری از داده‌های خارج از جدول SAM به‌دست آمده‌اند. این پارامترها یا با استفاده از مطالعات قبلی انجام شده در کشور و یا کشورهای مشابه و یا از تخمین‌های مورد استفاده در مدل‌های تعادل عمومی مشابه، به دست می‌آیند. در ادامه به چگونگی محاسبه پارامترهای مدل پرداخته می‌شود.

۵-۱- پارامترهای تولید و تجارت

کشش‌های جانشینی پارامترهای انتقال و پارامترهای سهمی در توابع CES و CET پارامترهای بخش تولید و تجارت مدل هستند. با توجه به عدم وجود مطالعات قبلی در زمینه محاسبه کشش‌ها، در این مدل از مقادیر استفاده شده در مدل‌های تعادل عمومی‌ای که برای کشورهای درحال توسعه ارائه گردیده، استفاده شده است. در نتیجه، کشش جانشینی برای تابع آرمینگتون برای بخش انرژی مقدار ۰/۵۱ و کشش جانشینی صادرات نیز برای بخش‌های مختلف اقتصادی مقدار ۲ فرض شده است. اما در بخش نفت و تأمین آب و برق از آنجا که علی‌رغم وجود صادرات و واردات در این بخش، بازار این محصول متفاوت از بازار محصولات دیگر بوده و مقادیر کشش متفاوت است، به عبارت دیگر مقدار واردات این بخش بسیار ناچیز است، لذا با صرف نظر کردن از این مقدار، این دو بخش به عنوان بخشی‌هایی که واردات محصول ندارد در نظر گرفته شده‌اند.

از سوی دیگر، صادرات این محصول و مقدار فروش داخلی آنها نیز جانشین همدیگر نمی‌باشند چرا که محدودیت در تولید که موجب محدودیت در عرضه می‌شود در این بازارها صادق نیست. لذا کشش جانشینی صادرات نیز حداقل مقدار ممکن را به خود اختصاص داده است. همچنین برخی از پارامترها در بخش تولید و تجارت را می‌توان با استفاده از جدول SAM محاسبه نمود. نتایج حاصل از این محاسبات در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳. مقادیر پارامترها در توابع تولید و تجارت

بخش‌ها	کشش جانشینی واردات در تابع آرمینگتون	کشش جانشینی صادرات در تابع CET	پارامتر سهمی در تابع آرمینگتون	پارامتر سهمی در تابع CET	پارامتر انتقال در تابع آرمینگتون	پارامتر انتقال در تابع CET	کشش جانشینی عوامل تولید		پارامتر انتقال در تابع تولید
							نیروی کار	سرمایه	
انرژی	۰/۵۱	۲	۰/۵۰۰	۵/۰۰۰	۰	۲/۰۶۲	۰/۰۴	۱/۶۶	۱/۲۲۲
غیر انرژی	۱/۵	۲	۰/۲۰۰	۲/۰۰۰	۱/۱۷۷	۰	۱/۰۳۶	۲/۹۶۴	۳/۹۴۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۲- نرخ‌های مالیاتی

با استفاده از داده‌های جدول SAM نرخ مالیات بر درآمد محاسبه شده است. از آنجا که در جدول SAM حاضر مقادیر مالیات بر کالا جمع شده و در یک خانه آورده شده است، امکان جداسازی مقدار مالیات بر کالاهای وارداتی (نرخ‌های تعرفه) و مالیات بر فروش وجود داشته است. لذا مقدار مالیات بر فروش کالا صفر است و به نرخ‌های تعرفه نیز مقادیر صفر داده شده است. نرخ مالیات بر درآمد که از جدول SAM محاسبه شده،

برای خانوار شهری برابر ۰/۰۳۹ و برای خانوار روستایی برابر ۰/۰۳۲ می‌باشد.

۵-۳- سهم مخارج بخشی

سهم مصرفی خانوارها از کالاهای بازاری نیز با توجه به میزان مصرف آنها از هر کالا نسبت به مازاد درآمد خالص خانوارها بعد از کسر پس‌انداز، محاسبه می‌شود. جدول (۴) مقادیر به دست آمده برای پارامتر β را نشان می‌دهد.

جدول ۴. سهم مصرفی خانوارها از کالاها

کالا	انرژی	غیر انرژی
شهری	۰/۰۲۱	۰/۹۷۹
روستایی	۰/۰۱۷	۰/۹۸۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۴- نرخ پس‌انداز

نرخ پس‌انداز خانوارها نیز با توجه به مقدار انباشت نهادها از درآمد خالص از مالیات خانوارها محاسبه شده است. مقادیر به دست آمده با توجه به داده‌های جدول SAM برای خانوار شهری برابر ۰/۰۳۲ و برای خانوار روستایی برابر ۰/۰۱۸۶ می‌باشد.

۵-۵- سهم نهاده‌ها از درآمد عوامل تولید

سهم نهاده‌های غیردولتی از درآمد عوامل با استفاده از داده‌های SAM محاسبه می‌شود. نسبت درآمدی که هر نهاده از یک عامل تولید به دست می‌آورد از کل درآمد آن عامل تولید، این سهم را نشان می‌دهد.

جدول ۵. سهم نهاده‌ها از درآمد عوامل تولید (درصد)

نهاده‌ها	نیروی کار	سرمایه
خانوار شهری	۰/۷۳۶	۰/۳۴۴
خانوار روستایی	۰/۲۴۴	۰/۱۵۷
شرکت‌ها	–	۰/۳۶۸
دنیای خارج	۰/۷۱۱	–

مأخذ:یافته‌های تحقیق

نرخ مالیات بر تولید داخلی هر یک از بخش‌ها یعنی t_c^d

این نرخ بر حسب ریال بر تن و بر اساس زیر برآورد شده است:

$t_c^d = P_{CO2}\vartheta_c^d\omega_c^d$

که در آن P_{CO2}، قیمت کربن بر حسب ریال بر تن (به عنوان هزینه اجتماعی انتشار کربن). ϑ_c^d، ضریب انتشار کربن (بر حسب میلیون تن معادل نفت خام بر میلیون ریال) در ازای استفاده از هر واحد حامل انرژی در هر یک از بخش‌های اقتصادی. ω_c^d، شدت مصرف حامل‌های مختلف انرژی برای تولید محصولات داخلی برای هر بخش (i) بر حسب بشکه نفت خام بر میلیون ریال.

⇦ قیمت کربن (P_{CO2}):

در این مطالعه بر اساس اطلاعات ترازنامه انرژی در سال ۱۳۹۰، هزینه اجتماعی انتشار کربن برابر با ۸۰ هزار ریال بر تن محاسبه و در نظر گرفته شده است.

⇦ ضریب شدت انرژی (ω_c^d):

ضریب شدت انرژی تولید محصولات داخلی در هر بخش از تقسیم میزان انرژی مورد استفاده (معادل بشکه نفت خام) بر میزان محصول تولید شده (تولید ناخالص داخلی یا ارزش افزوده) بر حسب میلیون ریال، محاسبه می‌شود. متوسط ضریب شدت مصرف نهایی انرژی تمامی بخش‌های اقتصادی کشور در سال ۱۳۹۰ برابر خواهد بود با:

ω_c^d =۱۱۹۲۸۰۰۰۰۰/ ۵۵۸۶۳۰۰۰۰= ۲/۱۴ (معادل بشکه نفت خام بر میلیون ریال)

ضریب انتشار کربن (بر حسب ریال بر تن نفت خام) در ازای استفاده از هر واحد حامل انرژی در هر یک از بخش‌های اقتصادی (ϑ_c^d)

روش محاسبه این ضریب بر اساس مطالعه تیمرشف و موخوپادهی انجام شده که به صورت زیر می‌باشد:

الف) میزان انتشار کربن از نفت خام و گاز برابر است با:

متوسط انتشار کربن از نفت خام و گاز= (ضریب انتشار کربن) × (نسبت اکسید کربن) × (ضریب وزنی مولکولی)× (نسبت تن معادل نفت خام تولیدی در داخل کشور به میلیون ریال)

با توجه به اینکه میزان تولیدات گاز طبیعی و نفت خام در سال ۱۳۹۰ به ترتیب برابر ۹۴۷/۸ و ۱۵۹۵/۷ میلیون بشکه معادل نفت خام بوده[1] (جمعاً معادل ۳۴۷/۶۹۶ میلیون تن معادل نفت خام[2]) و نیز با در نظر گرفتن متوسط قیمت ۱۰۸/۳ دلار بر بشکه برای نفت خام سبک ایران در سال ۲۰۱۱ و متوسط

۱. هر بشکه نفت خام معادل۱۵۸/۹۸۴ لیتر و جرم حجمی هر لیتر نفت خام و گازطبیعی به ترتیب معادل ۰/۸۸۱ و ۰/۶۵۶ گرم می‌باشد.

۲. هر بشکه نفت خام معادل ۰/۱۳۶۷ تن نفت خام می‌باشد

قیمت گاز طبیعی ۱۱۲۳/۲۹ ریال بر متر مکعب[۱] در سال ۱۳۹۰ و نرخ تسعیر ارز ۲۴۷۵۲ ریال بر دلار (متوسط نرخ ارز مبادلاتی در سال ۱۳۹۰)، کل ارزش این میزان گاز طبیعی و نفت خام تولیدی در سال ۱۳۹۰ برابر با ۴۴۵۲۳۱۶ میلیارد ریال بوده که با انجام محاسبات، نسبت میلیون تن معادل نفت خام به میلیون ریال برابر با ۰/۰۰۰۰۷۸ خواهد شد. در نتیجه با توجه به رابطه فوق، متوسط میزان انتشار کربن (تن) از نفت خام و گاز (میلیون تن معادل نفت خام) برابر است با:

متوسط انتشار کربن از نفت خام و گاز = ۰/۷۷ × ۰/۹۹۲۵ × (۴۴.۰۱/۱۲.۰۱۱) × ۰/۰۰۰۰۷۸ = ۰/۰۰۰۲۲

ب) میزان انتشار کربن از زغال سنگ برابر است با:

میزان انتشار کربن از زغال سنگ = (ضریب انتشار کربن) × (نسبت اکسید کربن) × (ضریب وزنی مولکولی)× (نسبت میلیون تن معادل نفت خام به میلیون ریال[۲])

با توجه به اینکه میزان تولیدات زغال سنگ در سال ۱۳۹۰ معادل ۵/۱ میلیون بشکه معادل نفت خام (۶۹۷/۱۷ تن معادل نفت خام یا معادل ۱/۰۶۵ میلیون تن زغال سنگ[۳]) بوده است با در نظر گرفتن قیمت ۲۱۸۵۰۰۰ ریال بر تن برای زغال سنگ[۴]، نسبت تن معادل نفت خام به میلیون ریال برای زغال سنگ برابر با ۰/۰۰۰۳ خواهد شد. متوسط میزان انتشار کربن از زغال سنگ برابر است با:

متوسط میزان انتشار کربن از زغال سنگ = ۰/۵۵ × ۰/۹۸ × (۴۴.۰۱/۱۲.۰۱۱) × ۰/۰۰۰۳ = ۰/۰۰۰۵۹

با توجه به نتایج فوق، متوسط ضریب انتشار کربن برای هر واحد مصرف سوخت در هر بخش اقتصاد ایران برابر خواهد بود با:

(۰/۰۰۰۲۲ + ۰/۰۰۰۵۹)/۲ = ۰/۰۰۰۴۱

در نهایت، میزان مالیات سبز بر محصول تولید شده در بازار داخل برابر خواهد بود با:

$$t_c^d = P_{CO2}\vartheta_c^d\omega_c^d$$

۰/۰۷۰۲ (هز اریال بر هر تن انتشار کربن) =۲/۱۴x ۰/۰۰۰۴۱ = ۸۰x

در نتیجه، در این مطالعه، نرخ مالیات برای محصولات تولید داخلی در هر بخش برابر با ۰/۰۹ درصد (۰/۰۹٪ = ۰/۰۰۰۴۱

۱. هر بشکه نفت خام معادل ۱۶۴/۲ مترمکعب گازطبیعی می‌باشد.

2. Oil-to-Rials ratio

۳. هر تن زغال سنگ معادل ۴/۷۸۶ بشکه نفت خام است.

۴. جرم حجمی هر لیتر زغال سنگ معادل ۱/۵۱ کیلوگرم می‌باشد.

۲/۱۴x) یا ۷۰/۲ ریال بر هر تن انتشار کربن محاسبه و تعیین شده است.

نرخ مالیات بر محصولات وارداتی هر یک از بخش‌ها یعنی t_c^m

این نرخ بر حسب ریال بر تن و بر اساس زیر برآورد شده است:

$$t_c^m = P_{CO2}\vartheta_c^m\omega_c^m$$

که در آن P_{CO2}، قیمت کربن بر حسب ریال بر تن (به عنوان هزینه اجتماعی انتشار کربن). ϑ_c^m، ضریب انتشار کربن (بر حسب میلیون تن معادل نفت خام بر میلیون ریال) در ازای استفاده از هر واحد حامل انرژی در هر یک از بخش‌های اقتصادی. ω_c^m، شدت مصرف حامل‌های مختلف انرژی برای محصولات وارداتی برای هر بخش (i) بر حسب بشکه نفت خام بر میلیون ریال.

در تعیین نرخ مالیات بر محصولات وارداتی، قیمت کربن و ضریب انتشار آن همانند محاسبات مورد نرخ مالیات بر تولید داخلی بوده و به ترتیب برابر با ۸۰ هزار ریال بر تن و ۲/۱۴ معادل بشکه نفت خام بر میلیون ریال در نظر گرفته شده است.

ضریب انتشار کربن (بر حسب ریال بر تن نفت خام) در ازای استفاده از هر واحد حامل انرژی در هر یک از بخش‌های اقتصادی (ϑ_c^m) نیز به صورت زیر محاسبه شده است:

الف) برای محاسبه میزان انتشار کربن از نفت خام و گاز نیز از همان رابطه مذکور استفاده شده و نحوه محاسبه به صورت زیر می‌باشد:

با توجه به اینکه میزان واردات گاز طبیعی و نفت خام و فرآورده‌های آن در سال ۱۳۹۰ به ترتیب برابر ۷۴/۴ و ۳۱/۸ میلیون بشکه معادل نفت خام بوده (جمعاً معادل ۱۴/۵۱۸ میلیون تن معادل نفت خام) و نیز با در نظر گرفتن همان متوسط قیمت ۱۰۸/۳ دلار بر بشکه برای نفت خام سبک ایران در سال ۲۰۱۱ و متوسط قیمت گاز طبیعی ۱۱۲۳/۲۹ ریال بر مترمکعب[۵] در سال ۱۳۹۰ و نرخ تسعیر ارز ۲۴۷۵۲ ریال بر دلار، کل ارزش این میزان گاز طبیعی و نفت خام تولیدی در سال ۱۳۹۰ برابر با ۹۸۹۷۶ میلیارد ریال بوده که با انجام محاسبات، نسبت تن معادل نفت خام به میلیون ریال برابر با ۰/۰۰۰۱۵ خواهد شد. در نتیجه با توجه به رابطه فوق، متوسط میزان انتشار کربن از نفت خام و گاز برابر است با:

= متوسط انتشار کربن از نفت خام و گاز

۵. هر لیتر مکعب گاز طبیعی معادل ۴/۱۴۱ بشکه نفت خام می‌باشد.

۰/۷۷ × ۰/۹۹۲۵ × (۴۴.۰۱/۱۲.۰۱۱) × ۰/۰۰۰۱۵ = ۰/۰۰۰۴۲

ب) میزان انتشار کربن از زغال سنگ نیز به شرح زیر محاسبه شده است:

با توجه به اینکه میزان تولیدات زغال سنگ در سال ۱۳۹۰ معادل ۵/۹ میلیون بشکه معادل نفت خام (۸۰۶/۵۳ تن معادل نفت خام یا معادل ۱۲۳۲/۵۱ هزارتن زغال سنگ) با در نظر گرفتن قیمت ۲۱۸۵۰۰۰ ریال بر تن برای زغال سنگ، نسبت هزار تن معادل نفت خام به میلیون ریال برای زغال سنگ برابر با ۰/۰۰۰۳ خواهد شد. متوسط میزان انتشار کربن از زغال سنگ برابر است با:

= متوسط میزان انتشار کربن از زغال سنگ

۰/۵۵ ×۰/۹۸ ×(۴۴.۰۱/۱۲.۰۱۱) × ۰/۰۰۰۳ = ۰/۰۰۰۵۹

با توجه به نتایج فوق، متوسط ضریب انتشار کربن برای هر واحد مصرف سوخت در هر بخش اقتصاد ایران برابر خواهد بود با:

$$[(۰/۰۰۰۵۹ + ۰/۰۰۰۴۲)/۲] = ۰/۰۰۰۵۱$$

در نهایت، میزان مالیات سبز بر محصول وارداتی برابر خواهد بود با:

$$t_c^m = P_{CO2}\vartheta_c^m\omega_c^m$$

(هزار ریال بر هر تن انتشار کربن) = ۸۰x ۰/۰۰۰۵۱ x ۲/۱۴ = ۰/۰۸۳۲

در نتیجه، در این مطالعه، نرخ مالیات کربن برای محصولات وارداتی در هر بخش برابر با ۰/۱۱ درصد (۰/۱۱٪ = ۰/۰۰۰۵۱ x ۲/۱۴) یا ۸۳/۲ ریال بر تن انتشار کربن محاسبه و تعیین شده است.

در این تحقیق به منظور بررسی اثرات مالیات کربن بر رشد اقتصادی بخش انرژی در ابتدا میزان نرخ بهینه مالیات کربن با توجه به تفکیک محصولات مصرفی به محصولات تولید داخل و واردات محاسبه شده که این نرخ برای محصولات تولید داخل برابر با ۰/۰۹ درصد یا ۷۰/۲ ریال بر تن انتشار کربن و برای محصولات وارداتی معادل ۰/۱۱ درصد یا ۸۳/۲ ریال بر هر تن انتشار کربن می‌باشد. سپس با تعریف سناریوهای سناریو پایه، افزایش ۱ درصدی، ۵ درصدی و ۱۵ درصدی در نرخ مالیات کربن که در این مطالعه تمامی این سناریوها به عنوان سناریو افزایش نرخ مالیاتی به صورت تدریجی و افزایش ۲۰ درصدی، ۲۵ درصدی، ۳۵ درصدی و ۴۰ درصدی در نرخ مالیات کربن که در این مطالعه تمامی این سناریوها به عنوان سناریو افزایش نرخ مالیاتی به صورت یک‌باره تعریف شده‌اند، استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۶) آورده شده است.

فرضی که در این مدل لحاظ شده است این است که اقتصاد کشورمان در مقایسه با اقتصاد جهانی کوچک است. لذا صادرات و واردات با قیمت‌هایی انجام می‌گیرد که در سطح جهانی تعیین می‌شوند. البته ذکر این نکته حائز اهمیت است که افزایش نرخ مالیات در تمامی بخش‌ها یکسان در نظر گرفته شده است. بعد از تصریح مدل و بستن آن و اعمال فروض مختلف، با برنامه‌نویسی در محیط GAMS، مدل را با در نظر گرفتن سناریوهای مذکور حل کردیم.

جدول ۶. تأثیر سناریوهای مختلف سبز بر رشد اقتصادی کشور

متغیر / سناریوها	رشد اقتصادی
سناریو پایه (نرخ صفر)	۷۸۸/۷۶۳
افزایش ۱ درصدی	۷۸۸/۷۷۷
افزایش ۵ درصدی	۷۸۸/۸۳۷
افزایش ۱۵ درصدی	۷۸۸/۹۸۵
افزایش ۲۰ درصدی	۷۸۹/۰۵۹
افزایش ۲۵ درصدی	۷۸۹/۱۳۲
افزایش ۳۵ درصدی	۷۸۹/۲۷۹
افزایش ۴۰ درصدی	۷۸۹/۳۵۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در این مطالعه، کلیه بخش‌های موجود در ماترس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۰ به دو بخش انرژی و غیرانرژی تفکیک شده و سپس تأثیرات افزایش مالیات سبز در سناریوهای مختلف بر رشد اقتصادی بخش انرژی بررسی شده است. نتایج حاصل از اعمال سناریوهای مختلف مالیات کربن بر رشد اقتصادی این بخش‌ها در جدول (۶)، آورده شده است. همان‌طور که در جدول (۶) دیده می‌شود در تمامی سناریوها افزایش نرخ مالیات سبز باعث افزایش رشد اقتصادی در کشور می‌شود، همچنین تکانه تدریجی و تکانه یک‌باره تأثیر یکسانی بر رشد اقتصادی کشور دارند.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق تلاش شد تا با شبیه‌سازی مدل تعادل عمومی

قابل محاسبه اثر مالیات سبز بر رشد اقتصادی در ایران مورد بررسی قرار گیرد. در ابتدا، برای اینکه خوانندگان با مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه بیشتر آشنا شوند اشاره‌ای به ادبیات موضوع و تاریخچه روش و همچنین بررسی ساده‌ای در خصوص مدل سازی از این روش پرداختیم و سپس، مستقیماً وارد مدل شده و با داده‌های استخراج شده از ماتریس حسابداری اجتماعی ایران سال ۱۳۸۰ متغیرهای درون‌زای مدل را با استفاده از تکنیک MCP [1] و با نرم‌افزار GAMS به دست آوردیم.

همچنین تأثیرات افزایش نرخ مالیات سبز بر رشد اقتصادی کشور را بر اساس تقسیم‌بندی ISIC[2] به دو بخش کلی یعنی انرژی و غیرانرژی تفکیک کرده و این نرخ مالیات بر تقاضای حامل‌های مختلف انرژی یعنی فرآورده‌های نفتی و گاز طبیعی به‌عنوان کالاهای واسطه‌ای در قالب هشت سناریو وضع گردیده است. این سناریوها شامل، سناریو پایه، افزایش ۱ درصدی، ۵ درصدی و ۱۵درصدی (این چهار سناریو به عنوان سناریو افزایش نرخ مالیاتی به صورت تدریجی)، افزایش ۲۰ درصدی، ۲۵ درصدی، ۳۵ درصدی و ۴۰ درصدی (این چهار سناریو به عنوان سناریو افزایش نرخ مالیاتی به صورت یک‌باره) می‌باشند.

نتایج شبیه‌سازی سناریوهای مختلف حاکی از آن است که افزایش نرخ مالیات سبز به عنوان مالیات غیرمستقیم در تمامی سناریوها، رشد اقتصادی را به چند دلیل افزایش می‌دهد:

۱- افزایش قیمت تمام شده کالای تولید داخل برای مصرف کنندگان، مخارج خانوار و یا بخش خصوصی (C) را افزایش می‌دهد.

۲- افزایش میزان مخارج سرمایه‌گذاری تولیدکنندگان برای تغییر تکنولوژی و استفاده از تکنولوژی سبز (هزینه تکنولوژی سبز).

۳- افزایش درآمدهای دولت و ایجاد کانال جدید درآمدی برای کاهش کسری بودجه سالانه و به تبع آن، افزایش مخارج این نهاد اقتصادی.

۴- جایگزینی کالای واسطه‌ای انرژی با دیگر عوامل تولید و استفاده از تکنولوژی‌های سرمایه بر و به تبع آن، افزایش صادرات انرژی کشور.

۵- کاهش مصرف فرآورده‌های انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی و به تبع آن، کاهش میزان واردات انرژی کشور.

۶-۱- با توجه به نتایج به دست آمده، پیشنهادهای زیر ارائه می‌گردد

۱-به دلیل اهمیت آثار زیست‌محیطی و ضرورت کاستن از آلاینده‌های موجود در هوا، بهره‌گیری از نظام مالیات سبز در چارچوب نظام مالیاتی کشور می‌تواند به میزان قابل ملاحظه‌ای در کاهش آلودگی مؤثر باشد، لذا اعمال مالیات سبز به عنوان یکی از مالیات‌های غیرمستقیم ضروری است.

۲-اجرای این سیاست ضمن افزایش درآمدهای دولت و اثرات مثبت اقتصادی از دو جهت می‌تواند بر حفاظت از محیط زیست اثرگذار باشد:

اولاً دولت با استفاده از وجوه حاصله از اخذ مالیات سبز، می‌تواند سیاست‌های حفاظتی خود را در خصوص محیط زیست پیگیری کند، ثانیاً اعمال این سیاست مالیاتی، بخش‌های تولیدی را ترغیب می‌کند به منظور کاهش هزینه‌های خود، نسبت به تغییر تکنولوژی، به کارگیری شیوه‌های نوین تولید و در نتیجه کاهش انتشار آلاینده‌ها در فرایند تولید خود اقدام کنند.

۳-اگر مالیات سبز در کشور اجرا شود می‌تواند باعث کیفیت بالای محیط زیست و همچنین کمکی به بازسازی و احیاء منابع طبیعی باشد ولی باید جلوی تخریب را هم با قاطعیت گرفت.

٤-با توجه به اینکه در این مطالعه تأثیر مالیات سبز بر رشد اقتصادی بررسی شد و مشاهده شد افزایش نرخ مالیات زیست‌محیطی باعث افزایش رشد اقتصادی شده است لذا محققین دیگر می‌توانند تأثیر این مالیات را بر شاخص‌های دیگر اقتصادی بررسی کنند.

در این تحقیق الگوی داده- ستانده می‌تواند به عنوان روشی مناسب جهت شناسایی میزان آلایندگی بخش‌های مختلف به منظور اخذ مالیات سبز به کار گرفته شود. در این خصوص هرچه اطلاعات موجود در ارتباط با آلاینده‌های گوناگون بیشتر و شفاف‌تر باشد، نتایج حاصل از الگوی داده- ستانده واقع‌بینانه‌تر خواهد بود.

1. MCP: Multi Criteria Performance
2. International Standard Industrial Classification (ISIC)

منابع

احمدیان، مجید؛ عابدی، زهرا؛ غفارزاده، حمیدرضا و مطهری، سید علی اکبر (۱۳۹۳). "ارزیابی اقتصادی بهره‌گیری از نیروگاه‌های بادی در ایران با در نظر گرفتن اثر سیاست آزادسازی قیمت انرژی". *اقتصاد انرژی ایران (اقتصاد محیط زیست و انرژی)*، دوره ۳، شماره ۱۰ ، ۲۰۰- ۱۷۹.

پژویان، جمشید و امین‌رشتی، نارسیس (۱۳۸۶). "مالیات‌های سبز، با تأکید بر مصرف بنزین". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۱، (ویژه نامه مالیات)، ۴۴- ۱۵.

پژویان، جمشید و تبریزیان، بیتا (۱۳۸۹). "بررسی رابطه رشد اقتصادی و آلودگی زیست‌محیطی با استفاده از یک مدل شبیه‌سازی پویا". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۳۸، ۲۰۳- ۱۷۵.

پژویان، جمشید و مرادحاصل، نیلوفر (۱۳۸۶). "بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۲، ۱۶۰- ۱۴۱.

حسن فطرس، محمد؛ توکلیان، حسین و معبودی، رضا (۱۳۹۴). تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی- رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویای کینزی جدید ۱۳۹۱- ۱۳۴۰. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱۹، ۹۴-۷۳.

دفتر برنامه‌ریزی کلان و برق کشور، "ترازنامه انرژی (۱۳۹۰)". وزارت نیرو.

ذاکری، زهرا؛ اسفندیاری، مجتبی و پاشا زانوس، پگاه (۱۳۹۳). "توسعه درآمدهای مالیاتی از طریق اخذ مالیات سبز از صنایع آلاینده؛ بر اساس رویکرد داده- ستاده". پنجمین همایش ملی دانشجویی اقتصاد ایران، دانشگاه مازندران.

طیبی، کمیل و مصری‌نژاد، شیرین (۱۳۸۵). "روش‌شناسی مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE)، تئوری و کاربرد". *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، دوره ۳، شماره ۱، ۱۳۲-۱۰۳.

گرامی، مریم و کرمی، مهدی (۱۳۹۰). "مالیات سبز در کشورهای توسعه یافته". *مجله اقتصادی ماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی*، شماره‌های ۳ و ۴، ۱۳۴- ۱۲۵.

مقیمی فیض‌آبادی، مریم؛ شاهنوشی فروشانی، ناصر؛ دانش، شهناز؛ اکبری‌مقدم، بیت‌الله و دانشور کاخکی، محمود (۱۳۹۰). "بررسی آثار رفاهی و زیست محیطی مالیات سبز و کاهش یارانه سوخت در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه". *اقتصاد کشاورزی و توسعه دانشگاه فردوسی مشهد*، سال نوزدهم، شماره ۷۵، ۱۰۸- ۹۹.

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

Anony, M. (2004). "Developing Green Taxation". Summary of a Government Assignment Report 5390. *Economic and social commission for and the pacific environment and sustainable development division.*

De Miguel, C. & Manzano, B. (2011). "Gradual Green Tax Reforms". *Energy Economics Journal*, 33(1), 50-58.

Fullerton, D., Leicester, A. & Smith, S. (2007). "Environmental Taxes". *Paper written for the Mirrlees Review Reforming the tax System for the 21st Century*, 26(2), 147- 169.

Greaker, M. (2003). "Strategic Environmental Policy; Eco-Dumping or a Green Strategy?". *Journal of Environmental Economics and Management*, 45, 692–707

Hwan Bae, S. (2005). "The Welfare Consequences of Green Tax Reform in Small Open Economies". Department of Agricultural Economics and Rural Sociology, the Pennsylvania State University. Thesis (Ph.D.), Pennsylvania State University.

Johansen, L. (1960). "A Multi-Sectorial Study of Economic Growth".

Amsterdam: North-Holland Publishing Co .

Kuznets, S. (1955). "Economic Growth and Income Inequality". *American Economy Review*, 45, 11-18.

Lofgren, H. (2000). "Exercises in General Equilibrium Modeling Using GAMS". Microcomputers in Policy Research ،vol. 4a. Washington ،D.C.: *International Food Policy Research Institute*, 34 pages.

Lofgren, H., Harris, R. & Robinson, Sh. (2001). "A Standard Computable General Equilibrium (CGE) Model in GAMS. *International Food Policy Research Institute*, Washington, D.C.

Orlov, A. & Grethe, H. (2014). "Introducing Environmental Taxes in Russia: Relevance of Tax-Interaction Effects. The B.E". *Journal of Economic Analysis & Policy*, 14(3), 723–754.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و دوم، بهار ۱۳۹۵ (۸۴ـ ۷۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 22, March 2016

مطالعه تجربی تأثیر توسعه کیفی نظام مالی بر رشد اقتصادی (مورد ایران)

***بهنام ابراهیمی[۱]، محمد واعظ برزانی[۲]، رحیم دلالی اصفهانی[۳]، مجید فخار[۴]**

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان، ایران

۳. استاد گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان، ایران

۴. دانشیار گروه ریاضی دانشگاه اصفهان، ایران

(دریافت: ۱۳۹٤/۰۲/۱٦ پذیرش: ۱۳۹٤/۰۵/۲۲)

Empirical Analysis of Effect of Qualitative Financial Development on Economic Growth (Case of Iran)

***Behnam Ebrahimi[1], Mohammad Vaez Borzani[2], Rahim Dallali Esfahani[3], Majid Fakhar[4]**

1. Ph.D. Student of Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
2. Associate Professor of Economics, University of Isfahan
3. Professor of Economics, University of Isfahan
4. Associate Professor of Mathematics, University of Isfahan

(Received: 6/May/2015 **Accepted:** 13/Aug/2015)

چکیده:

از لحاظ نظری، انتظار می‌رود توسعه مالی، تخصیص منابع به بهره‌ورترین کاربردها را تسهیل کرده و باعث افزایش رشد اقتصادی شود. با این وجود، برخی الگوهای نظری و شواهد تجربی مخالف، حاکی از آن است که توسعه مالی، در موارد مختلف، دارای اثرات متفاوت و گاه متضاد بوده است. به ویژه، توسعه کیفی نظام مالی (نوآوری‌های مالی) علاوه بر افزایش کارایی خدمات مالی و به تبع آن کارایی کل نظام اقتصادی، به طور هم‌زمان زمینه سوداگری مقرراتی نهادهای مالی را فراهم می‌کند. سوداگری مقرراتی، تلاش نهادهای مالی برای عدول از مقررات سیاستی یا نظارتی برای کسب سود بیشتر است، که باعث انحراف متغیرهای اساسی اقتصادی از مقادیر بهینه آنها می‌شود و می‌تواند بر رشد اقتصادی تأثیر منفی بگذارد. در این مطالعه تجربی، تأثیر توسعه کیفی نظام مالی بر موجودی سرمایه سرانه در اقتصاد ایران، از مجرای بی‌اثر کردن محدودیت‌های اعتبار بانکی تبیین خواهد شد. الگوی مورد استفاده مبتنی بر یک الگوی رشد اقتصادی پولی-مالی است که با افزودن تأثیر صادرات نفت به شکل ناپارامتریک، به صورت نیمه پارامتری تصریح و با استفاده از داده‌های اقتصادی ایران در دوره زمانی سال‌های ۱۳۹۱- ۱۳۶۹ برآورد می‌گردد. بر اساس نتایج مطالعه، توسعه کیفی نظام مالی باعث کاهش سطح سرمایه سرانه خواهد شد. ضمن آنکه، بهینگی سطح نسبت سپرده‌های قانونی در نظام بانکداری ایران نیز قابل استنتاج خواهد بود.

واژه‌های کلیدی: توسعه مالی، نوآوری مالی، رشد اقتصادی، سرمایه سرانه حقیقی، الگوی نیمه‌پارامتری.

طبقه‌بندی JEL: O16، E44، C14.

Abstract:

It's expected, theoretically, that financial development, facilitates allocation of resources to most-productive uses and thereby fosters economic growth. Nonetheless, some opponent theories and evidences, implies that financial development may has different and to some extent antonym effects on economic growth in different situations. Specifically, qualitative financial development (financial innovations), in addition to augmenting economic efficiency, could result in regulatory arbitrage (financial institutions efforts to sidestep regulatory restrictions in order to gain more profits) which, in turn, distorts fundamental economic variables from optimum levels and thereby affects economic growth negatively. In this study, we use a semi-parametric model, based on a monetary/financial economic growth model, and data from Iran economy for the period of 1990-2012 to empirically evaluate the effect of unexpected occurrence of financial innovation on capital formation. According to results of the study, qualitative financial development would scale down capital formation and economic growth. Additionally, results reveal that regulated reserve requirements in Iran might be at their optimal level.

Keywords: Financial Development, Financial Innovation, Economic Growth, Per-Capita Physical Capital, Semi-parametric Model.
JEL: O16, E44, C14.

* **نویسنده مسئول:** بهنام ابراهیمی
E-mail: b.ebrahimi@ase.ui.ac.ir

*Corresponding Author: Behnam Ebrahimi

۱. مقدمه

اهمیت توسعه نظام مالی در افزایش رشد اقتصادی، برای اولین بار، توسط شومپیتر[1] (۱۹۳۴) مورد تأکید قرار گرفت. بر اساس نظر وی، در یک نظام مالی توسعه یافته، واسطه‌های مالی با هدایت پس‌اندازهای خانوارها به بهره‌ورترین پروژه‌های سرمایه‌گذاری، باعث افزایش تشکیل و کارایی سرمایه، و به تبع آن تقویت رشد اقتصادی می‌شوند. نظریه شومپیتر، بلافاصله با استقبال چشم‌گیر اقتصاددانان رو به رو شد و مطالعات تجربی مختلفی برای آزمون فرضیه او صورت گرفت. توسعه نظام مالی می‌تواند به دو صورت کمّی و کیفی باشد. در توسعه کمّی نرخ رشد اندازه یا سهم نظام مالی مورد توجه قرار می‌گیرد. در مقابل، توسعه کیفی نظام مالی بیان‌گر تغییر در ابزارها و روش‌های مورد استفاده واسطه‌های مالی (به شکل معرفی محصولات و روش‌های جدید مالی)، با وجود ثبات اندازه و سهم نظام مالی است.

مرور ادبیات موضوع ارتباط توسعه مالی و رشد اقتصادی به روشنی مشخص می‌سازد که تقریباً تمام مطالعات انجام شده، به ویژه مطالعات انجام شده در مورد اقتصاد ایران، شاخص‌های توسعه کمّی نظام مالی را مدنظر قرار داده‌اند (لطفعلی پور و همکاران، ۱۳۹۳: ۶۲ و یحیی زاده فر و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۴). در مقابل، مطالعات انجام شده در زمینه تأثیر توسعه کیفی نظام مالی بر رشد اقتصادی توسعه چندانی نیافته است. همچنین، نتایج بیش‌تر مطالعات کاربردی انجام شده، تنها تأثیر مثبت نوآوری‌های مالی بر رشد فناوری را تأیید می‌کند، ولی تأثیر نوآوری‌های مالی بر فرایند تشکیل سرمایه سرانه مبهم است (بک و همکاران[2]، ۲۰۰۰: ۲۶۱، ریوجا و والف[3]، ۲۰۰۴: ۱۲۷و چاکرابورتی[4]، ۲۰۱۰: ۲۸۷). ضمن آنکه، توسعه کیفی نظام مالی (بروز نوآوری‌های مالی) می‌تواند زمینه قاعده‌گریزی نهادهای مالی را از طریق سوداگری مقرراتی فراهم کند (کالومیریس[5]، ۲۰۰۹: ۶۶). بنابراین، توسعه کیفی نظام مالی، علاوه بر افزایش کارایی خدمات مالی، از طریق سوداگری مقرراتی نهادهای مالی، متغیرهای مهم و اساسی اقتصاد (از جمله نرخ پس‌انداز و سرمایه‌گذاری) را به شکلی نامطلوب تحت تأثیر قرار می‌دهد. عدم توجه به وجود این تأثیر نامطلوب سبب شده است نتایج مطالعاتی که در مورد تأثیر توسعه مالی بر متغیرهای مختلف (به ویژه رشد اقتصادی) انجام شده غیرقابل پیش‌بینی و متناقض باشد. بنابراین، اهمیت انجام مطالعه در خصوص چگونگی تأثیرات نامطلوب توسعه کیفی نظام مالی بر مؤلفه‌های رشد اقتصادی (از جمله موجودی سرمایه سرانه) کاملاً روشن است. در این مقاله، در چارچوب یک مطالعه تجربی، تأثیر توسعه کیفی نظام مالی بر فرایند تشکیل سرمایه در ایران، برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۹ مورد مطالعه قرار می‌گیرد.

روش مورد استفاده در این مطالعه رگرسیون نیمه‌پارامتری است که به طور هم‌زمان دارای دو بخش پارامتریک و ناپارامتریک می‌باشد. الگوهای ناپارامتریک، برخلاف الگوهای پارامتریک، هیچ کدام از محدودیت‌های الگوهای پارامتریک، ناشی از لزوم برقراری فروض کلاسیک، را ندارند؛ به همین دلیل نسبت به الگوهای پارامتریک که توزیع تمامی داده‌ها را نرمال فرض کرده و تنها اطلاعات موجود در توزیع نرمال را به کار می‌گیرند، کاراتر بوده و از تمامی اطلاعات، حتی اطلاعات موجود در خطای استاندارد، بهره می‌برند (استوارت[6] و همکاران، ۲۰۰۸: ۴۸۸).

ضمن آنکه در بسیاری از شرایط، کار با الگوهای ناپارامتری می‌تواند بسیار ساده‌تر از الگوهای پارامتریک باشد (ساواسی[7]، ۲۰۱۱: ۳۳). با این وجود، استفاده از الگوهای ناپارامتریک با مشکلاتی، از قبیل عدم امکان تفسیر نتایج و انتخاب اندازه هموارسازی، روبه‌رو است. به همین دلیل، بیش‌تر محققین به استفاده از الگوهای نیمه‌پارامتری روی آورده‌اند. این الگوها اجزای پارامتریک و ناپارامتریک را تلفیق کرده و ضمن حفظ مزایای الگوهای ناپارامتریک، ایرادات آن را از طریق تصریح پارامتریک برخی متغیرهای مورد نظر برطرف کرده‌اند (سانتالوا[8]، ۲۰۰۹: ۴۸).

بر این اساس، در بخش دوم ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق مرور شده و ضرورت انجام مطالعه با توجه به آن تبیین می‌گردد. در بخش سوم الگوی مطالعه به صورت نظری و تجربی تصریح شده و در بخش بعد از آن (بخش چهارم) ضمن توصیف داده‌ها و ذکر منبع آنها، به معرفی متغیرهای الگوی تجربی و چگونگی محاسبه آنها پرداخته خواهد شد. در بخش پنجم به جزئیات مربوط به برآورد الگو پرداخته می‌شود و در بخش پایانی جمع‌بندی نتایج و توصیه‌های سیاستی ارائه خواهد شد.

1. Schumpeter (1934)
2. Beck et al. (2000)
3. Rioja &Valev (2004)
4. Chakraborty (2010)
5. Calomiris (2009)
6. Stuart et al. (2008)
7. Savasci (2011)
8. Santalova (2009)

۲. ادبیات موضوع

در این بخش ابتدا مبانی نظری مرتبط به این تحقیق ارائه شده و پس از آن پیشینه تحقیق مطرح می‌شود.

۲-۱- مبانی نظری

اهمیت توسعه نظام مالی در افزایش رشد اقتصادی، برای اولین بار، توسط شومپیتر (۱۹۳۴) مورد تأکید قرار گرفت. پس از آن، ادبیات موضوع رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در کار بنیادین پاتریک[1] (۱۹۶۶) گسترش قابل توجهی یافت. بر اساس نظریه این دو، ایجاد و توسعه نظام مالی، به طور فعال، باعث توسعه و رشد اقتصادی می‌شود (رابطه عرضه–محور[2]). بر همین اساس، فرضیه رشد مالی–محور[3] شکل گرفته و به طور گسترده مورد توجه دولت‌های در حال توسعه قرار گرفت (شاه حبیب‌الله و انگ[4]، ۲۰۰۷: ۳۸۰). در این ارتباط، دو دیدگاه مهم در مورد تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی وجود داشته است. دیدگاه اول، دیدگاه ساختارگراها[5] است. بر اساس این دیدگاه، گسترش ساختار نظام مالی (افزایش تعداد واسطه‌های مالی و افزایش تنوع روش‌ها و محصولات مالی) توصیه می‌شود (همان: ۳۸۰). دیدگاه دوم، دیدگاه نئولیبرال‌ها[6] است که بر رفع هر چه بیش‌تر کنترل‌های اعمال شده بر نظام مالی تأکید می‌ورزد (همان: ۳۸۱).

دیدگاه نئولیبرالی، با توجه به آنکه بروز بحران‌های مالی مختلف تا حد زیادی به آزادسازی مالی نسبت داده شده است، مطرود و طرفداران آن به شدت محدود شده‌اند (اندرسن و همکاران[7]، ۲۰۱۲: ۵۷). در مقابل، جانب‌داری از توسعه ساختاری نظام مالی همچنان مورد توجه بسیاری از محققین است. این نوع از توسعه، خود شامل رشد کمّی و کیفی است. رشد کمّی شامل افزایش تعداد واسطه‌های مالی یا افزایش سهم آنها از فعالیت‌های اقتصادی است. در مقابل، رشد کیفی شامل توسعه روش‌ها و ابزارهای مورد استفاده در ارائه خدمات بانکی است.

در رشد کمّی، سهم نظام مالی از حجم مبادلات در اقتصاد افزایش می‌یابد. برخی از مهم‌ترین شاخص‌های مورد استفاده در ارزیابی توسعه کمّی، نسبت دارایی‌های واسطه‌های مالی به GNP، عمق مالی[8] (نسبت بدهی‌های جاری کل نظام مالی به GDP)، نسبت بانک[9] (نسبت تخصیص اعتبار توسط بانک مرکزی و بانک‌های تجاری) و نسبت خصوص[10] (نسبت اعتبار تخصیص یافته به بنگاه‌های خصوصی به کل اعتبار یا GDP) هستند (لوین[11]، ۱۹۹۷: ۷۰۴). بر اساس مبانی نظری موجود، توسعه کمّی نظام مالی می‌تواند از راه رشد فناوری باعث افزایش رشد اقتصادی شده (کینگ[12] و لوین، ۱۹۹۳: ۵۱۵؛ بک و همکاران، ۲۰۰۰: ۲۶۱) و با رفع محدودیت‌های نقدینگی[13]، نوسانات نرخ رشد اقتصادی را کاهش دهد (آگیون و ۲۰۱۰: ۲۴۶). ضمن آنکه در کشورهای در حال توسعه، توسعه مالی بیش‌تر به تسهیل فرایند تشکیل سرمایه منجر خواهد شد (لوین، ۱۹۹۷: ۷۰۷).

در توسعه کیفی، با وجود ثبات اندازه و سهم نظام مالی، ابزارها و رویه‌های مورد استفاده واسطه‌های مالی به طور مستمر بهبود می‌یابد. در این حالت، توسعه کیفی یا نوآوری مالی همان محصولات و رویه‌های جدید مالی است. بر اساس مبانی نظری موجود، توسعه کیفی از یک سو، با افزایش کارایی خدمات مالی، باعث رشد سرمایه سرانه شده و از سوی دیگر با حمایت از رشد فناوری، افزایش بهره‌وری سرمایه و رشد اقتصادی را موجب می‌شود (چو[15]، ۲۰۱۰: ۷۸). به عبارت دیگر، از دیدگاه نظری، واسطه‌های مالی با تضمین تأمین نقدینگی پیش‌بینی نشده مورد نیاز بنگاه‌ها و خانوارها، به آنها اجازه می‌دهد حداکثر سرمایه‌گذاری مورد نظر را انجام دهند. به عبارت دیگر، نظام مالی باعث می‌شود سهم دارایی‌های غیرمولد نقدینه، که تنها به منظور پاسخ‌گویی به نیازهای نقدینگی نگاه‌داری می‌شوند، به حداقل رسیده و از این راه تشکیل سرمایه فیزیکی بیش‌تر ممکن شود (لوین، ۱۹۹۷: ۶۹۱؛ بنسیونگا و اسمیث[16]، ۱۹۹۱: ۱۹۵). از این رو، نوآوری‌های مالی پیش‌بینی نشده را می‌توان به مثابه تکانه‌های (مثبت) مالی تفسیر کرد.

ویژگی مهم دیگر نوآوری‌های مالی آن است که ابزارهای

1. Patrick (1966)
2. Supply-Leading
3. Finance-Led Growth Hypothesis
4. Shah Habibullah & Eng (2007)
5. Structuralist
6. Neoliberal
7. Andersen et al. (2012)
8. Depth
9. Bank
10. Privy/Private
11. Levine (1997)
12. King & Levine (1993)
13. Liquidity Constraints
14. Aghion et al. (2010)
15. Chou (2010)
16. Bencivenga & Smith (1991)

نظارتی موجود را غیرکارآمد کرده و از این طریق کنترل مقامات و سیاست‌گذاران پولی بر عرضه اعتبار را از بین برده و زمینه قاعده‌گریزی نهادهای مالی را فراهم می‌کند. منظور از قاعده‌گریزی نهادهای مالی آن است که نهادهای مزبور، از آن جهت که رعایت قواعد نظارتی یا سیاستی از نظر آنها مانع از دستیابی به سود بالاتر است، تمایلی به رعایت قواعد یا مقررات یاد شده نداشته و همواره در تلاش هستند تا به هر نحو ممکن از آن مقررات عدول کنند. تخطی از مقررات نظارتی و سیاستی باعث خواهد شد آن نهاد مالی، دست‌کم در کوتاه‌مدت و از منظر تحلیل‌های خردی وضعیت بهتری پیدا کند؛ ولی از دیدگاه کلان، به طور عموم این رفتار، به دلیل وجود خطای ترکیب[1]، به بدتر شدن وضع عمومی خواهد انجامید. به همین جهت مقام سیاست‌گذار، بر خلاف نهادهای مالی فردی، با وضع مقررات و قواعد مختلف سعی در نظام‌مند کردن رفتار نهادهای مالی خواهد داشت. بر این اساس، همواره نوعی کشمکش و رفتارهای متقابل بین مقام سیاست‌گذار و نهادهای مالی (به ویژه بانک‌ها) در جریان است که به آن در ادبیات موضوع اقتصاد مالی سوداگری مقرراتی[2] گفته می‌شود. سوداگری مقرراتی، در واقع، بازی است بین بانک‌ها و مقامات نظارتی که در آن بانک‌ها به واسطه محصولات جدید و نوآوری‌های مالی سعی دارند از حیطه نظارت مقامات نظارتی خارج شده و بازدهی خود را افزایش دهند. در مقابل، مقامات مزبور نیز سعی دارند با سخت‌گیری بیش‌تر مانع افزایش ریسک بیش از حد بانک‌ها شده و در نهایت پایداری نظام مالی را افزایش دهند (کالومیریس، ۲۰۰۹: ۶۷). این رفتار از آن جهت سوداگری خوانده می‌شود که نهادهای مالی انجام دهنده آن با تفسیر قواعد و مقررات به دنبال بیش‌تر کردن سود خود هستند.

سوداگری مقرراتی می‌تواند به اشکال و صورت‌های مختلف نمایان شود، ولی در هر حال، انگیزه آن قاعده‌گریزی و بهترین ابزار آن نوآوری‌های مالی است؛ چرا که با بروز مداوم نوآوری‌های مالی، مقام‌های نظارتی عملاً مجالی برای تنظیم مقررات به موقع و متناسب نداشته و نهادهای مالی (از جمله بانک‌ها) قادر خواهند بود با راحتی بیشتر مقررات نظارتی و سیاستی موجود را نادیده بگیرند. در اقتصاد ایران، اشکال رایج سوداگری مقرراتی در قالب تلاش بانک‌ها برای عدم پای‌بندی به نرخ سود پرداختی به سپرده‌ها، یا نرخ سود دریافتی از وام‌ها و همچنین رعایت نسبت سپرده قانونی مشاهده می‌شود. بر این اساس، بانک‌ها با سوء استفاده از بندها و مقررات بسته سیاستی پولی، سودهایی بیش از حداکثر سود مورد نظر بانک مرکزی دریافت یا پرداخت کرده و با عدول از نسبت سپرده قانونی، کمبود منابع خود را بدون نیاز به استقراض از بانک مرکزی و با پرداخت جرائم مربوطه تأمین می‌کنند.

از میان اقسام سوداگری مقرراتی، عدول از مقررات مربوط به نسبت سپرده‌ها (محدودیت‌های مقداری) بیش از سایر انواع آن مورد توجه قرار گرفته است. به طور معمول، اگر بانک‌ها ریسک بازار اعتبار را پایین ارزیابی کنند، با استفاده از نوآوری‌های مالی به سوداگری مقرراتی پرداخته و با کاهش نسبت سپرده قانونی، عرضه اعتبار را (با وجود ثابت ماندن مقدار سرمایه بانک) به سرعت گسترش داده و بدین ترتیب نسبت دارایی به سرمایه (اهرم مالی) خود را بالا می‌برند (کالومیریس، ۲۰۰۹: ۶۶). نکته شایان توجه آنکه، با گسترش عرضه اعتبار، تورم نیز افزایش یافته و ریسک انتظاری بانک‌ها کاسته می‌شود. در این صورت، بانک‌ها با توسعه کیفی بیش‌تر، رفتار سوداگرانه خود را تشدید کرده و این فرایند به طور درون‌زا به گسترش هر چه بیش‌تر عرضه اعتبار و شکل‌گیری حباب قیمتی دارایی‌ها منجر می‌شود. بنابراین، توسعه کیفی مالی می‌تواند بر بخش‌های مختلف اقتصاد تأثیر گذاشته و حتی باعث بی‌ثباتی نظام مالی و کل نظام اقتصادی شود (کیوتاکی و مور[3]، ۱۹۹۷: ۲۱۱، گای و همکاران[4]، ۲۰۰۸: ۴۰۱، آلن و جیل[5]، ۲۰۰۷: ۲۳۶ و بوز و مندوزا[6]، ۲۰۱۳: ۱). اوراق بهادارسازی را می‌توان یکی از مهم‌ترین انواع نوآوری‌های مالی سالیان اخیر دانست که بیش‌ترین تأثیر در سوداگری مقرراتی مربوط به محدودیت‌های مقداری اعتبار و بروز بحران مالی ۲۰۰۸-۲۰۰۷ میلادی را به آن نسبت می‌دهند (برونرمایر[7]، ۲۰۰۹: ۷۷). در این مطالعه، با توجه به اهمیت سوداگری مقرراتی مربوط به محدودیت‌های مقداری (نسبت سپرده‌ها) تنها تأثیر همین نوع از انواع سوداگری مقرراتی وارد الگو می‌شود.

۲-۲- پیشینه تحقیق

در این مرحله، برخی از مطالعات نظری و تجربی انجام شده در ارتباط با تأثیر توسعه مالی بر نظام اقتصادی معرفی می‌شود.

1. Fallacy of Composition
2. Regulatory Arbitrage

3. Kiyotaki & Moore (1997)
4. Gai et al. (2008)
5. Allen & Gale (2007)
6. Boz & Mendoza (2013)
7. Brunnermeier (2009)

آرکاند[1] و همکاران در مقاله‌ای با عنوان "تأمین مالی بیش از حد" در چارچوب یک مطالعه تجربی بر اساس سه روش مطالعه داده‌های مقطعی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، استفاده از تکنیک GMM در برآورد الگوی داده‌های تابلویی و همچنین استفاده از تخمین نیمه‌پارامتری داده‌های ۴۲ کشور برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۶۰ به مطالعه چگونگی تغییر در تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی می‌پردازند. به عبارت دیگر، ایشان به دنبال پاسخ‌گویی به این پرسش هستند که آیا سطح آستانه‌ای وجود دارد که پس از آن توسعه مالی بر رشد اقتصادی بی‌تأثیر بوده یا بر آن تأثیر منفی داشته باشد. ایشان توسعه مالی بیش از این حد آستانه‌ای را تأمین مالی بیش‌از حد می‌خوانند. بر اساس یافته‌های این مطالعه، اگر حجم اعتبار اختصاص یافته به بخش خصوصی معادل ۱۰۰-۸۰٪ تولید ناخالص ملی شود، اثر تخریبی[2] توسعه مالی هویدا شده و از آن پس رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی منفی خواهد شد. بر اساس یافته‌های این مطالعه، اثر تخریبی تنها به سطح توسعه مالی بستگی داشته و متأثر از مواردی چون نوسان تولید، بحران‌های بانکی، کیفیت نهادی پایین یا تفاوت در مقررات و نظارت بانکی نیست (آرکاند و همکاران، ۲۰۱۱: ۱).

چو و چین[3] در مطالعه‌ای با عنوان "نوآوری مالی و رشد درون‌زا" با استفاده از یک چارچوب نظری، به تحلیل اثر نوآوری‌های مالی بر رشد اقتصادی می‌پردازند. در این الگو، بروز نوآوری‌های مالی از یک سو باعث افزایش کیفیت خدمات واسطه‌های مالی و تشکیل سرمایه شده و از سوی دیگر با حمایت بهتر از سرمایه‌گذاری‌های پرخطر رشد فناوری را به دنبال خواهد داشت. در این الگو، نرخ بروز نوآوری مالی به صورت درون‌زا و تابعی از مقدار منابع تخصیص یافته به آن (نیروی انسانی و سرریز فناوری) در نظر گرفته شده است. بر اساس نتایج الگو، اثر نوآوری مالی در تشکیل سرمایه تنها بر نوسانات کوتاه‌مدت رشد اقتصادی (در دوره انتقالی و تا رسیدن به مسیر رشد پایا) مؤثر است و رشد بلندمدت تنها از طریق اثر نوآوری‌های مالی بر فناوری میسر می‌شود (چو و چین، ۲۰۰۱: ۷۸).

صادقی و همکاران در مقاله‌ای با عنوان "رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران (۱۳۸۸-۱۳۵۲)" با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR) و روش هم‌انباشتگی یوهانسون-یوسیلیوس به مطالعه رابطه بلندمدت میان توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۵۲ می‌پردازند. در الگوی این مطالعه رشد اقتصادی تابعی از شاخص وفور منابع طبیعی (درآمد حاصل از صادرات نفت)، نرخ بهره حقیقی و شاخص توسعه مالی در نظر گرفته شده است که شاخص توسعه مالی از نوع شاخص‌های کمّی (نسبت اعتبارات پرداخت شده به بخش خصوصی توسط بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به تولید ناخالص داخلی) است. نتایج این مطالعه وجود رابطه بلندمدت معنی‌دار بین متغیرهای مورد مطالعه را تأیید می‌کند (صادقی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۱۷).

دلالی اصفهانی و همکاران در مقاله خود با عنوان "تأثیر واسطه‌های مالی بر رشد اقتصادی ایران" به تبیین نقش واسطه‌های مالی در رشد اقتصادی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۳۸ پرداخته‌اند. ایشان مطالعه خود را در چارچوب یک الگوی رشد درون‌زا سه بخشی (شامل خانوارها، بنگاه‌ها و بخش مالی) و با استفاده از روش تحلیل تصحیح خطای برداری و با به‌کارگیری روش یوهانسون انجام داده‌اند. بر اساس نتایج این مطالعه رابطه بین واسطه‌های مالی و رشد اقتصادی در ایران منفی و میزان اثرگذاری آن بر رشد اقتصادی بسیار ناچیز است؛ به گونه‌ای که نمی‌توان ارتباط نزدیکی بین واسطه‌های مالی و رشد اقتصادی در ایران متصور بود (دلالی اصفهانی و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۳)

صمدی و همکاران در مقاله‌ای با عنوان "بررسی رابطه بین توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی" به مطالعه تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در ایران و ۱۳ کشور منتخب می‌پردازند. محققین برای آزمون فرضیات تحقیق از مدل بک و لوین (۲۰۰۳) و سه روش علیت گرنجر، آزمون ARDL و روش برآورد Panel Data استفاده می‌کنند. رشد اقتصادی در الگوی این مطالعه تابعی از شاخص توسعه مالی، موجودی سرمایه و نیروی کار در نظر گرفته شده است. شاخص مورد استفاده برای توسعه مالی حجم بازار بورس و حجم اعتبارات اعطایی بانک‌ها است که از نوع شاخص‌های کمّی هستند. بر اساس نتایج این مطالعه، در کشورهای مورد مطالعه رابطه بلندمدت بین بازار پول و رشد اقتصادی منفی بوده و هیچ گونه رابطه معنی‌داری بین بازار سرمایه و رشد اقتصادی وجود ندارد. همچنین، در ایران بانک و بورس تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر رشد اقتصادی ندارند ولی تأثیر رشد اقتصادی بر بورس مثبت و معنادار است (صمدی و همکاران، ۱۳۸۶: ۱).

1. Arcand et al. (2011)
2. Vanishing Effect
3. Chou & Chin (2001)

شهبازی و سعیدپور در مطالعه‌ای با عنوان "تأثیر آستانه‌ای توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای D-8" با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملایم پانلی، تأثیر آستانه‌ای توسعه مالی بر رشد اقتصادی را طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۰ در کشورهای D-8 مورد مطالعه قرار داده‌اند. شاخص توسعه مالی در این مطالعه نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی است که از نوع شاخص‌های کمّی می‌باشد. بر اساس نتایج مطالعه، حد آستانه‌ای تغییر رژیم ۲۶/۵۵ برآورد گردیده است که تا پیش از آن تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی منفی و پس از آن مثبت ولی بسیار ناچیز است. بر این اساس، توسعه مالی نقش قابل ملاحظه‌ای در فرایند رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه ایفا نمی‌کند (شهبازی و سعیدپور، ۱۳۹۲: ۲۱).

ابونوری و تیموری در مقاله خود با عنوان "بررسی اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی: مقایسه بین کشورهای OECD و UMI" با استفاده از روش داده‌های تابلویی به مطالعه تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در دو گروه کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی و کشورهای با درآمد بالاتر از حد متوسط طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۰پرداخته‌اند. در الگوی این مطالعه علاوه بر متغیرهایی از قبیل اندازه دولت، تورم، سرمایه‌گذاری، درجه باز بودن اقتصاد و وقفه تولید ناخالص داخلی سرانه از پنج شاخص مختلف برای وارد کردن تأثیر توسعه مالی استفاده می‌شود که همگی از نوع شاخص‌های کمّی هستند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که توسعه مالی اثر معنادار منفی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه دارد (ابونوری و تیموری، ۱۳۹۲: ۲۹).

علاوه بر مطالعات یاد شده می‌توان به مطالعات دیگری از جمله فطرس و همکاران (۱۳۸۹)، موتمنی (۱۳۸۸)، اکبریان و حیدری‌پور (۱۳۸۸)، شهیدی و یاوری (۱۳۹۴)، تقوی و همکاران (۱۳۹۰)، سامتی و همکاران (۱۳۹۱) و منصف و همکاران (۱۳۹۲) اشاره کرد که به ارزیابی تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی پرداخته و نتایج بیش‌تر آنها حاکی از تأثیر منفی یا عدم وجود رابطه معنی‌دار بین توسعه (کمّی نظام) مالی و رشد اقتصادی است.

از مرور مطالعات انجام شده در ارتباط با تأثیر توسعه (نظام) مالی بر رشد اقتصادی، آشکار می‌شود که تمام مطالعات، جز تعدادی انگشت‌شمار از مطالعات خارجی، بر تبیین رابطه توسعه کمّی نظام مالی و رشد اقتصادی متمرکز بوده‌اند و مطالعه تأثیر توسعه کیفی نظام مالی بر متغیرهای بخش حقیقی و رشد اقتصادی مورد توجه نبوده است. ضمن آنکه، جز در دو مورد، در این مطالعات نقش و تأثیر درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی در نظر گرفته نشده که با توجه به نقش بسیار مهم این متغیر در اقتصاد ایران، می‌توان انتظار داشت که الگوی مطالعات یاد شده در معرض خطای تصریح بوده باشد. بر این اساس، اهمیت مطالعه تأثیر توسعه کیفی نظام مالی بر متغیرهای اساسی بخش حقیقی، به ویژه موجودی سرمایه، روشن است. در این مقاله به مطالعه تجربی این پدیده در اقتصاد ایران پرداخته می‌شود.

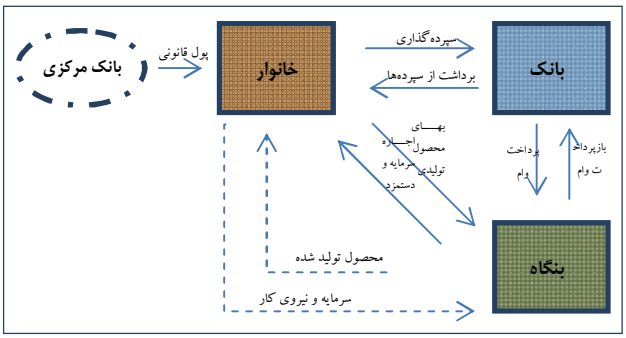
۳. تصریح الگو

در این مطالعه، تأثیر انواع نوآوری مالی (به طور کلی)، در قالب حذف محدودیت‌های قانونی حجم اعتبار، بر فرایند تشکیل سرمایه (به عنوان شاخص رشد اقتصادی) مورد مطالعه قرار می‌گیرد. برای این منظور، از چارچوب نظری الگوی رشد اقتصادی بلانچارد و فیشر (۱۹۹۳) و الگوی اثر نقدینگی[1] کریستیانو[2] (۱۹۹۱) استفاده می‌شود[3]. بر این اساس، با افزودن بخش پولی-بانکی به الگوی رشد اقتصادی بلانچارد و فیشر، الگوی تعدیل یافته کریستیانو (۱۹۹۱) به صورت پیوسته و با دو تعدیل جزئی در فروض، توسعه داده می‌شود. تعدیل اول آن است که با افزودن فرض رقابت کامل، سود بانک‌ها در هر دوره به صفر رسیده و به تبع آن سود سهام بانک‌ها به صفر خواهد رسید. تعدیل دوم در الگو آن است که، برخلاف الگوی اصلی، تمام پول قانونی جدید به خانوارها داده می‌شود.

بر این اساس، در الگوی تعدیل یافته در هر لحظه، به اندازه H_t پول قانونی[4] وجود دارد. موجودی پول قانونی در ابتدا، معادل H_0 بوده و نرخ رشد ثابت آن، μ می‌باشد. همچنین در اقتصاد، N^b بانک وجود دارد. بانک‌ها، بر اساس قانون، مجبور به پذیرش سپرده‌های خانوارها و بنگاه‌ها هستند. سپرده‌های بنگاه‌ها از نوع جاری (بدون سود) است ولی به سپرده‌های خانوارها در هر دوره سود اسمی با نرخ i^d تعلق می‌گیرد. فرض می‌شود نرخ بهره پرداختی به سپرده‌های خانوار توسط مقام سیاست‌گذار پولی تعیین شود. همچنین فرض می‌شود، پول نقد،

1. Liquidity Effect
2. Christiano (1991)
۳. در الگوی بلانچارد و فیشر (۱۹۹۳) تصمیم مصرف-پس‌انداز بهینه خانوارها برای حداکثر شدن مصرف (رفاه) سرانه عوامل اقتصادی در یک الگوی رشد اقتصادی غیرمتمرکز تبیین می‌شود (برای جزئیات بیشتر به فصل دوم منبع یاد شده صفحه ۳۷ به بعد مراجعه شود). همچنین، کریستیانو از این الگوی یاد شده خود برای تحلیل نظری اثر نقدینگی تکانه‌های پولی بر رشد اقتصادی استفاده کرد.
4. Fiat Money

هزینه نگهداری[1] دارد[2]. بنابراین، خانوارها همواره تمام پس‌انداز نقدی خود را به شکل سپرده مدت‌دار نگاه خواهند داشت. بانک‌ها با جذب سپرده‌های مدت‌دار خانوارها، اقدام به خلق اعتبار (پول بانکی) می‌کنند. اعتبارات (وام‌های) بانکی، به شکل اعتبار در حساب سپرده جاری به بنگاه‌ها عرضه می‌شود. سپرده‌های بانکی نیز همچون پول نقد قابل مبادله فرض می‌شوند. شکل (۱) جریان گردش پول و کالا را در اقتصاد نشان می‌دهد.



شکل ۱. گردش کالا و پول در اقتصاد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس فروض الگو، حداکثر حجم اعتبار (وام بانکی) قابل عرضه به گونه‌ای است که قید زیر را برقرار کند[3]:

$$(1+i^d)H_t^d - \frac{H_t}{\tau} \le 0 \qquad (۱-۳)$$

که در آن، τ نسبت سپرده قانونی و L_t^S عرضه اعتبار (وام) بانکی است.

بانک‌ها حداکثر کننده سود هستند و برای سادگی فرض می‌شود هزینه‌های عملیاتی بانک نیز مساوی صفر باشد. بنابراین، رابطه سود خالص از نظر یک بانک نوعی به صورت زیر خواهد بود:

$$\pi_t = \frac{1}{N^b}\left[i_t^l - i^d H_t^d\right] \qquad (۲-۳)$$

که در آن، π_t سود بانک و H_t^d حجم سپرده‌های اسمی خانوارها نزد بانک است. علاوه بر این، از آنجا که خانوارها تمام پول دریافتی از بنگاه‌ها را دوباره در بانک سپرده‌گذاری می‌کنند، حجم سپرده‌ها در هر حال مساوی مجموع پول قانونی و مانده اعتبارات بانکی است؛

$$H_t^d = L_t^S + H_t \qquad (۳-۳)$$

بنابراین، تابع هدف بانک‌ها به شکل زیر خواهد بود:

$$max_{L_t^S}\frac{1}{N^b}\left[(i_t^l - i^d)L_t^S - i^d H_t\right] \qquad (۴-۳)$$

بانک تابع هدف بالا را نسبت به قید (۳-۱) حداکثر می‌کند. بر این اساس و با توجه به رقابتی بودن صنعت بانکداری، شرایط تعادل بازار اعتبار به صورت زیر خواهد بود:

$$L_t^S = \frac{1-(1+i^d)\tau}{(1+i^d)\tau}H_t, \qquad (۵-۳)$$

$$i_t^l = \frac{i^d}{1-(1+i^d)\tau} \qquad (۶-۳)$$

بخش تولید و مصرف دقیقاً همان شرایط و فروض الگوی بلانچارد و فیشر (۱۹۹۳) را دارد و تنها تفاوت موجود آن است که فرض می‌شود در این الگو بنگاه‌ها برای تأمین مالی پرداخت اجاره سرمایه، متکی به اعتبار بانکی باشند[4]. بنابراین، در هر دوره، بنگاه‌ها باید با توجه به مقادیر P_t، r_t، w_t و شرایط حداکثر شدن سود، به مقدار کافی اعتبار بانکی جدید اخذ کنند. بر این اساس، جریان دریافتی‌های خالص (سود) یک بنگاه نوعی در هر دوره به شکل زیر است:

(۷-۳)

$$\pi_t^f = \frac{1}{N^f}\left[P_t F(K_t,N_t) - (1+i_t^l)r_t K_t - w_t N_t\right]$$

که در آن، i_t^l نرخ بهره پرداختی به وام توسط بنگاه‌ها و N^f تعداد بنگاه‌های موجود در اقتصاد است. بر این اساس، شرایط مرتبه اول حداکثر کردن سود بنگاه‌ها (پروژه‌های سرمایه‌گذاری) به شرح زیر خواهند بود:[5]

$$\frac{\partial F}{\partial K_t} = f'(k_t) = (1+i_t^l)\frac{r_t}{P_t} \qquad (۸-۳)$$

$$\frac{\partial F}{\partial N_t} = f(k_t) - k_t f'(k_t) = \frac{w_t}{P_t} \qquad (۹-۳)$$

---

1. Carrying Cost

۲. برای سادگی بیش‌تر فرض می‌شود این هزینه بسیار ناچیز باشد. به طوری که بتوان از ذکر آن در روابط خودداری کرد ولی خانوارها برای پرهیز از آن همواره تمام پول قانونی خود را در بانک نگاه می‌دارند.

۳. از آنجا که بیش‌ترین حجم پول در زمان پرداخت بهای کالا توسط مصرف‌کنندگان ایجاد شده و به گردش درمی‌آید، محدودیت مقدار حجم اعتبار تنها در این زمان الزام‌آور خواهد شد.

۴. برخلاف فرض ضمنی الگوهای رشد نئوکلاسیک تهاتری که بنگاه می‌تواند اجاره سرمایه و نیروی کار را در پایان دوره و از محصول تولیدی پرداخت کند، در اینجا اجاره سرمایه بایستی در ابتدای دوره پرداخت شود. در مورد پرداخت دستمزد، فرض می‌شود، بنگاه دستمزد نیروی کار را در پایان دوره و از محل درآمدهای حاصل از فروش محصول پرداخت می‌کند. این فرض با شرایط جهان واقع سازگاری قابل توجهی دارد، چرا که بنگاه‌ها در شرایط معمول، برای پرداخت دستمزد تمایلی به دریافت اعتبار بانکی ندارند، در حالی که برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌ها بیش‌تر متکی به وام بانکی هستند.

۵. به دلیل عدم در نظر گرفتن هزینه‌های تعدیل سرمایه در فرایند سرمایه‌گذاری، هیچ عامل بین دوره‌ای در تابع تصمیم بنگاه‌ها وجود نداشته و از این رو بنگاه تنها سود هر دوره را حداکثر می‌کند. در غیر این صورت بنگاه می‌باید مجموع تنزیل شده سود تمام دوره‌های آتی را حداکثر می‌کرد.

از طرفی، از آنجا که بنگاه تنها برای پرداخت اجاره وام می‌گیرد، برای به دست آوردن تقاضای اعتبار، می‌توان از رابطه زیر استفاده کرد؛

$$l_t^d = k_t r_t \qquad (۱۰-۳)$$

که در آن، l_t^d تقاضای وام سرانه بنگاه‌ها است.

در این صورت، برای برقراری تعادل در بازار وام لازم است:[۱]

$$l_t^d = l_t^s \Longrightarrow r_t = \frac{1-(1+i^d)\tau}{(1+i^d)\tau}\frac{h_t}{k_t} \qquad (۱۱-۳)$$

همچنین، قید بودجه سرانه خانوارها در این الگو به شکل زیر است:

$$c_t + \frac{dk_t}{dt} + \eta k_t = \frac{(1+i^d)r_t k_t}{P_t} + \frac{i^d h_t}{P_t} \qquad (۱۲-۳)$$

با جای‌گذاری از روابط بالا و اندکی ساده‌سازی، قید بودجه خانوار به صورت زیر تبدیل خواهد شد:

$$\frac{dk_t}{dt} = -c_t + \left[\frac{(1+i^d)r_t}{P_t} - \eta\right]k_t + \frac{i^d h_t}{P_t} \qquad (۱۳-۳)$$

بر اساس مبانی الگو، خانوارها (مصرف‌کنندگان) قید بالا (رابطه ۳-۱۳) را نسبت به تابع هدف زیر (رابطه ۳-۱۴) حداکثر می‌کنند:

$$U_s = \int_s^{\infty} u(c_t)exp[-\theta(t-s)]dt \qquad (۱۴-۳)$$

که در آن، c_t مصرف سرانه، $u(c_t)$ تابع مطلوبیت لحظه‌ای، t نشان‌گر زمان، s زمان برنامه‌ریزی (تصمیم‌گیری) و θ نرخ ترجیح زمانی است.

بر این اساس، با تشکیل تابع هامیلتونین تصمیم مصرف‌کنندگان از دوره صفر و استفاده از روش کنترل بهینه، رابطه تعیین موجودی سرمایه سرانه بهینه به صورت زیر به دست خواهد آمد:

$$f'(k^{ss}) = \frac{(\theta+\eta)(1+i_t^l)}{(1+i^d)} = \frac{(1-\tau)(\theta+\eta)}{1-(1+i^d)\tau} \qquad (۱۵-۳)$$

رابطه بالا در ادامه این مطالعه، قاعده انباشت طلایی مالی[۲] نامیده می‌شود که نشان می‌دهد با وجود خنثایی و ابرخنثایی پول قانونی، پول بانکی در الگوی حاضر خنثی نیست. چرا که مهم‌ترین عامل مؤثر بر اندازه آن، τ، بر اندازه بهینه سرمایه سرانه در شرایط پایا مؤثر است. در عمل، با توجه به توسعه مداوم محصولات و رویه‌های مالی، τ در رابطه (۳-۱۵) نسبت سپرده قانونی نبوده و با توجه به تضعیف ابزارهای نظارتی و سوداگری مقرراتی بانک‌ها، کمیت مورد نظر نسبت سپرده مؤثر است. منظور از نسبت سپرده مؤثر نسبتی از سپرده‌ها است که بانک‌ها به طور ارادی و با توجه به شرایط بازار اعتبار و درجه ریسک‌گریزی خود آن را نگاه داشته و از وام دادن آن خودداری می‌کنند. بنابراین، با وجود نوآوری (توسعه کیفی نظام) مالی، رابطه (۳-۱۵) به صورت زیر تعدیل می‌شود:

$$f'(k^{ss}) = \frac{(\theta+\eta)(1+i_t^l)}{(1+i^d)} = \frac{(1-\tau_e)(\theta+\eta)}{1-(1+i^d)\tau_e} \qquad (۱۶-۳)$$

که در آن، τ_e نسبت سپرده مؤثر است.

با فرض تعدیل سریع موجودی سرمایه، می‌توان از رابطه (۳-۱۶) به عنوان رابطه ساختاری اقتصاد برای انجام مطالعه تجربی استفاده کرد. می‌توان با گرفتن لگاریتم طبیعی از طرفین رابطه یاد شده به رابطه زیر رسید:

$$ln\left[f'(k^{ss})\right] = ln[1-\tau_e] + ln[\theta+\eta] - ln\left[1-(1+i^d)\tau_e\right] \qquad (۱۷-۳)$$

بر این اساس، می‌توان رابطه کاربردی قابل استفاده در مطالعه را به صورت زیر تصریح کرد:

$$\ln[rirate] = \beta_0 + \beta_1 \ln[eftau] + \beta_2 \ln[nou] + \beta_3 \ln[id] + e \qquad (۱۸-۳)$$

که در آن $rirate_t$ نرخ بازده سرمایه سرانه فیزیکی، id_t نسبت سپرده مؤثر، nou_t نرخ رشد جمعیت، $eftau_t$ نرخ بهره پرداختی به سپرده‌های بانکی است.[۳]

الگوی بالا را می‌توان، به عنوان یک الگوی عمومی، برای انجام مطالعات تجربی در مورد بیش‌تر اقتصادهای امروزی مورد استفاده قرار داد. با این حال، وجود عوامل تأثیرگذار ویژه در ساختار برخی از اقتصادهای امروزی، می‌تواند سبب کاهش کارایی آن در مورد اقتصادهای مورد اشاره شده و لزوم تعدیل آن را مطرح نماید. برای نمونه، بر اساس شواهد تجربی موجود در کشورهای صادرکننده نفت، صادرات نفتی بر بیش‌تر

---

۱. فرض می‌شود مقام پولی با تعیین t^a بر اساس رابطه (۳-۱۰)، باعث می‌شود تمام عرضه وام بانک‌ها جذب شود؛ در غیر این صورت، تنها سطح قیمت‌ها تغییر کرده و پویایی‌های دیگر الگو بدون تغییر خواهد ماند. بنابراین، فرض یاد شده تنها یک فرض تحلیلی و با هدف ساده‌سازی بوده و بر نتایج الگو تأثیری نخواهد داشت. ضمن آنکه فرض بالا، سازگاری الگو با شواهد تجربی را نیز بیش‌تر می‌کند چرا که بر اساس شواهد تجربی در عمل تمام عرضه وام بانک‌ها جذب می‌شود.

۲. این قاعده، به دلیل اثر و نقش مهم نهادهای مالی در برقراری آن، و به منظور تفکیک و تمیز آن از قاعده انباشت طلایی اقتصاد تهاتری، قاعده انباشت طلایی مالی (Financial Golden Rule of Accumulation) خوانده می‌شود.

۳. بدیهی است که در الگوی بالا اثر تغییرات اعمال شده در برخی متغیرها (برای نمونه حذف مقدار ثابت θ از عبارت ثابت طرف راست معادله) تنها در اندازه ضریب متغیر منعکس شده و لطمه‌ای به ساختار اصلی الگو وارد نخواهد کرد.

متغیرهای اقتصادی، از جمله تشکیل سرمایه و رشد اقتصادی نیز مؤثر است[۱]. بنابراین، لازم است به منظور پرهیز از خطای تصریح الگو، نقش صادرات نفت نیز در مطالعات تجربی مورد توجه قرار گیرد.

برای این منظور از دو روش مختلف می‌توان استفاده کرد. روش اول آن است که الگوی نظری از ابتدا مورد بازنگری قرار گرفته و نقش درآمدهای نفتی در آن گنجانده شود. این روش، به دلیل پیچیدگی‌های فنی بسیار زیاد و همچنین کاربرد محدود و خاص آن (برای اقتصادهای خاص) چندان مورد توجه محققین قرار نگرفته است. در روش دوم، درآمدهای نفتی (یا هر عامل مشابه دیگر) به صورت ناپارامتری و در کنار دیگر متغیرهای پارامتریک الگو در آن گنجانده می‌شود. در این صورت، الگوی حاصل به دلیل حضور هم‌زمان متغیرهای پارامتریک و ناپارامتریک، الگوی نیمه پارامتری خوانده می‌شود. به طور کلی، متغیرهای نیمه پارامتری در دو حالت وارد الگو می‌شود (استوارت و همکاران، ۲۰۰۸: ۴۸۹). اول آنکه متغیر، بر خلاف فروض کلاسیک، از توزیع نرمال تبعیت نکند؛ و دوم آنکه ارتباط ساختاری متغیر با دیگر متغیرهای پارامتریک الگو ناشناخته باشد.

در مطالعه حاضر، نحوه وارد کردن متغیر مربوط به مقدار صادرات نفت مصداق بارز ناشناخته بودن ارتباط ساختاری متغیر جدید با متغیرهای موجود پارامتریک است. به عبارت دیگر، از آنجا که متغیرهای موجود در الگو (نرخ رشد جمعیت، نرخ بهره سپرده‌ها و نسبت مؤثر سپرده‌ها) از ابتدا در چارچوب الگو وجود داشته‌اند، نحوه ارتباط آنها با یکدیگر و با متغیر وابسته (موجودی سرمایه سرانه) در رابطه نهایی به طور کامل روشن است؛ ولی اطلاعات محقق در مورد ساختار ارتباط موجود بین متغیر جدید (صارات نفت) و بردار متغیرهای موجود ناشناخته است. از این‌رو متغیر جدید بایستی به صورت ناپارامتری و بدون هیچ‌گونه پیش‌داوری و دخل و تصرف (از لحاظ تعریف رابطه ریاضی خاص بین آن و دیگر متغیرها یا اعمال توابع ریاضی بر مقادیر سطح آن) وارد الگو شود. بر این اساس، الگوی ارائه شده در رابطه (۳–۱۸) به صورت زیر تبدیل خواهد شد:

$$\ln[rirate] = \beta_0 + \beta_1 \ln[eftau] + \beta_2 \ln[nou] + \beta_3 \ln[id] + m(oilex) + e \quad (۳–۱۹)$$

که در آن، $oilex_t$ مقدار صادرات نفت است.

٤. معرفی متغیرها و توصیف داده‌ها

در رابطه (۳–۱۹) متغیر وابسته، نرخ بازدهی سرمایه سرانه حقیقی (فیزیکی) است. برای به دست آوردن نرخ بازدهی سرمایه سرانه فیزیکی از رابطه زیر استفاده شده است:

$$rirate_t = f'(k_t) \approx \frac{f(k_t)-f(k_{t-1})}{k_t-k_{t-1}} \quad (۴–۱)$$

بر این اساس، نرخ بازده سرمایه سرانه، نسبت تغییر محصول (تولید خالص داخلی) سرانه به تغییرات سرمایه سرانه است. لازم به ذکر است که داده‌های مورد نیاز برای محاسبه تولید و سرمایه سرانه (از جمله اندازه جمعیت برای سرانه کردن متغیرها) به طور کامل برگرفته از پایگاه داده‌های مرکز آمار و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.

اولین متغیر مستقل در قسمت پارامتریک الگو نسبت سپرده مؤثر است که بر اساس رابطه زیر محاسبه شده است:

$$\tau_e = \frac{H_t}{(1+i^d)H_t^d} \quad (۴–۲)$$

در این رابطه، با توجه به تعاریف موجود در پایگاه داده‌های بانک مرکزی، H_t پایه پولی، i^d نرخ بهره پرداختی به سپرده‌های یک ساله بانک‌ها و H_t^d نقدینگی است. شایان ذکر است که در محاسبه H_t، با توجه به ساختار الگو لازم است حجم اسکناس و مسکوک موجود در دست مردم از حجم پایه پولی کسر شده و پایه پولی سپرده شده در بانک‌ها به عنوان H_t منظور شود؛ چرا که این بخش از پایه پولی (اسکناس و مسکوک در دست مردم) هیچ نقشی در خلق اعتبار (پول بانکی) ندارد.

همچنین، در بخش‌های بعدی مطالعه برای متغیر τ (نسبت سپرده قانونی) از متوسط وزنی (متناسب با سهم نوع مؤسسه مالی از بازار اعتبار کشور) نسبت سپرده‌های قانونی برای سپرده‌های یک ساله بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی استفاده می‌شود. تمام داده‌های یاد شده از پایگاه داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به دست آمده است.

دومین متغیر پارامتریک مستقل الگو نرخ رشد جمعیت، nou_t، است که داده‌های مربوط به آن از پایگاه داده‌های مرکز آمار ایران استخراج و مورد استفاده قرار گرفته است.

همچنین، در بخش ناپارامتریک الگو، از متغیر صادرات نفتی کشور (بر حسب دلار) به عنوان شاخصی برای وارد کردن تأثیر

---

۱. تأثیر درآمدهای نفتی (یا به طور کلی درآمدهای حاصل از صادرات منابع طبیعی) بر رشد اقتصادی بسته به شرایط خاص هر اقتصاد می‌تواند مثبت یا منفی باشد که حالت اخیر (تأثیر منفی) با عنوان بلای منابع طبیعی (Resource Curse) در ادبیات رشد اقتصادی مطرح شده است.

درآمدهای نفتی در تشکیل سرمایه سرانه کشور استفاده شده است. داده‌های مربوط به این متغیر نیز در پایگاه داده‌های مرکز آمار ایران موجود است.

۵. نتایج برآورد الگو

برای برآورد الگو از واحد محاسباتی رگرسیون نیمه پارامتری[1] رابینسون[2] (۱۹۸۸)، مبتنی بر بسته نرم‌افزاری استاتا[3] نسخه ۱۳ استفاده شده است. دستور مورد استفاده *semipar* است که به طور پیش‌گزیده از هموارکننده موزون کرنل گاوسی[4] برای شبیه‌سازی اثرات قسمت نیمه‌پارامتری الگو در سطح اطمینان ۹۵٪ استفاده می‌کند[5]. بر این اساس، نتایج برآورد الگو به شرح زیر است:

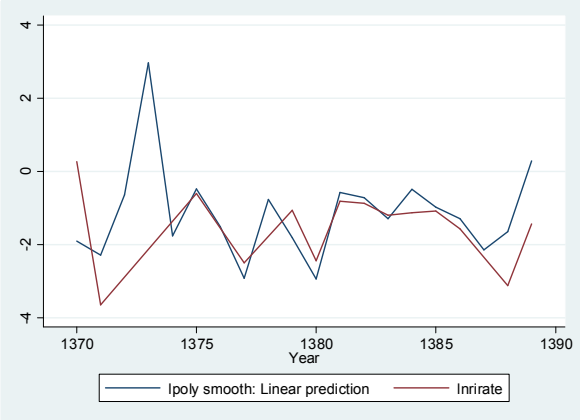
جدول ۱. نتایج برآورد بخش پارامتریک الگو با نسبت سپرده مؤثر

نام متغیر	اندازه ضریب	آماره t	احتمال
Lnnou	۹/۲۴۶۳۹۲	۴/۸۴	۰/۰۰۱
Lneftau	−۱/۶۵۰۷۱۶	−۴/۸۸	۰/۰۰۰
lnid	۱۴/۱۳۶۶۷	۳/۳۰	۰/۰۰۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج حاصل از برآورد الگو در قسمت پارامتریک، ضرایب تمام متغیرها در سطح تشخیص ۵٪ معنی‌دار بوده و از این لحاظ، شرط لازم برای معتبر بودن نتایج رگرسیون برآورده می‌شود. لازم به یادآوری است که اگر نتایج برآورد یکی از دو بخش پارامتریک یا ناپارامتریک ضعیف باشد، نتایج حاصل از برآورد بخش دیگر نیز غیرمعتبر خواهد بود (ورادی[6]، ۲۰۱۳: ۱۵).

برای اطمینان از قابلیت اطمینان و اعتبار نتایج برآورد نیمه‌پارامتری، می‌توان به نمودار خطوط برآوردی (هموارکننده) و واقعی در شکل (۲) توجه کرد. بر این اساس، نزدیکی و هم‌حرکتی بالای دو نمودار از قابلیت اطمینان نتایج رگرسیون حکایت دارد.



شکل ۲. مقایسه مسیر نرخ بازده حقیقی و برآوردگر مربوط به آن

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همچنین، نتیجه آزمون هاردل و مامن[7] (۱۹۹۳) با استفاده ۱۰۰۰۰ بار تکرار شبیه‌سازی مونت‌کارلو حاکی از آن است که فرضیه برابری نمودار اصلی (ناپارامتری) با نمودار چند جمله‌ای پارامتریک از درجه ۵ قابل رد نیست. به عبارت دیگر، مسیر تغییرات لگاریتم طبیعی نرخ بازده حقیقی با یک چند جمله‌ای پارامتریک درجه ۵ از درآمدهای نفتی به خوبی برآورد می‌شود. این بدان معنی است که بهترین تخمین پارامتریک از فرم تبعی رابطه درآمدهای نفتی و نرخ بازده حقیقی یک چندجمله‌ای از درجه ۵ است. نتایج آزمون یاد شده به صورت زیر است:

جدول (۲): نتایج آزمون هاردل-مامن (قدرت برازش بخش ناپارامتریک الگو)

H0: Parametric and non-parametric fits are not different

Standardized Test Statistic T: 1.9863185
Critical Value (95%): 1.959964
Approximate P-value: 0.04

مأخذ: یافته‌های تحقیق

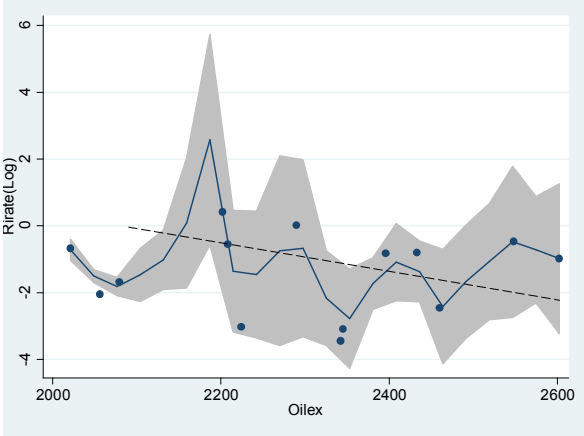
دقت در نتایج آزمون یاد شده روشن می‌سازد که مقدار آماره محاسباتی کم‌تر از مقدار بحرانی بوده و لذا فرضیه صفر یکسان بودن دو نمودار را نمی‌توان رد کرد. بنابراین، برآوردگر موزون کرنل گاوسی در جذب اثر متغیر ناپارامتری موفق است.

در تفسیر تأثیر تغییرات هر یک از متغیرهای پارامتریک بر موجودی سرمایه سرانه، با توجه به فرض $f'' < 0$، علامت ضرایب متغیرها برعکس خواهد شد. به عبارت دیگر، مثبت بودن علامت ضرایب مربوط به نرخ رشد جمعیت و نرخ بهره به

1. Semiparametric Regression Estimator Module
2. Robinson (1988)
3 .STATA
4. Gaussian Kernel-Weighted Local Polynominal Fit
۵. متن کامل دستور به شکل {semiparvarlist [if] [in] [weight],} nonpar(varname) [options]} می‌باشد.
6.Verardi (2013)
7. Hardle & Mammen (1993)

آن معنی است که افزایش در نرخ رشد جمعیت یا نرخ بهره باعث افزایش نرخ بازدهی شده که، با توجه به تقعر تابع تولید، به معنای کاهش در موجودی سرمایه سرانه است. این نتیجه، هم با انتظارات نظری حاصل از الگو و هم با سایر شواهد تجربی و درک شهودی سازگاری دارد.

در مورد تأثیر درآمدهای نفتی بر فرایند تشکیل سرمایه، و به تبع آن بر رشد اقتصادی، با توجه به تصریح ناپارامتری متغیر صادرات نفت در الگو، لازم است به نمودار تغییرات آن در شکل (۳) توجه شود.



شکل ۳. نمودار برآوردی قسمت ناپارامتریک الگو به همراه فاصله اطمینان ۹۵٪ و خط روند آن

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس قواعد تفسیر نتایج رگرسیون‌های ناپارامتری، با توجه به قرارگرفتن بیش‌تر نقاط برآورد شده در فاصله اطمینان ۹۵٪ از نمودار متغیر وابسته، رگرسیون و نتایج حاصل از آن در سطح تشخیص ۵٪ قابل قبول است. همان گونه که از نمودار بالا روشن است، مقادیر بالاتر نرخ بازده با مقادیر پایین‌تر درآمد سرانه متناظر بوده و در مقابل، مقادیر کم‌تر نرخ بازده در سطوح پایین‌تر درآمدهای نفتی اتفاق افتاده است. به عبارت دیگر، می‌توان با در نظر گرفتن خط روند نمودار بالا (خط غیرپیوسته)، رابطه‌ای معکوس بین نرخ بازده و درآمدهای صادراتی نفت به دست آورد. بر این اساس، با افزایش صادرات نفت، موجودی سرمایه سرانه افزایش یافته و با توجه به تقعر تابع تولید، نرخ بازده کاسته می‌شود. بنابراین، می‌توان ادعا کرد که درآمدهای نفتی اثر مثبت معنی‌داری بر فرایند تشکیل سرمایه بر جای می‌گذارد و حضور ناپارامتریک آن در الگوی مطالعه باعث کاهش اندازه ضرایب سایر متغیرها شده است. این نتیجه نیز با انتظارات تئوریک و تجربی گذشته سازگاری کامل دارد.

از سوی دیگر، منفی بودن ضریب نسبت سپرده مؤثر، با همان استدلال قبل، به معنای تأثیر منفی بروز نوآوری‌های مالی بر موجودی سرمایه است؛ چرا که با بروز نوآوری مالی نسبت سپرده قانونی تا سطح مقادیر مؤثر کاسته شده و به تبع آن موجودی سرمایه سرانه نیز کاهش یافته است. بنابراین، از آنجا که بانک‌ها به پشتوانه ابداع و نوآوری مداوم در محصولات و رویه‌های نظام مالی (توسعه کیفی نظام مالی) قادر به سوداگری مقرراتی و قاعده‌گریزی هستند، می‌توان ادعا کرد که توسعه کیفی نظام مالی (نوآوری مالی) بر تشکیل سرمایه، و به تبع آن بر رشد اقتصادی، تأثیر منفی و نامطلوب دارد.

این نتیجه، علیرغم سازگاری با الگوی نظری مطالعه، از آنجا که با برخی دیگر از نتایج تجربی و درک شهودی سازگاری ندارد، در نگاه اول عجیب به نظر می‌رسد[۱]؛ ولی اگر به اختلال ایجاد شده در سیاست‌های کلان اقتصادی (به ویژه سیاست‌های پولی)، در اثر بروز نوآوری مالی، توجه شود این تأثیر چندان دور از ذهن نخواهد بود. به عبارت دیگر، سیاست‌های کلان اقتصادی به صورت یک بسته سیاستی و با لحاظ کردن مقادیر قانونی نسبت سپرده‌ها تنظیم می‌شوند. از این‌رو، هر گونه عاملی که مقادیر از پیش تعیین شده نسبت سپرده‌ها (به عنوان یک جزء از این بسته سیاستی عمومی) را مختل کرده و از مقادیر مورد نظر دور سازد، می‌تواند بسته سیاستی اجرا شده را به یک بسته بی‌اثر یا حتی مخرب تبدیل کند. در مورد توسعه کیفی نظام مالی، با توجه به آنکه بروز نوآوری‌های مالی ابزار لازم برای تخطی بانک‌ها از قواعد سیاست پولی را فراهم آورده و آنها را قادر می‌سازد نسبت سپرده مؤثر را به طور قابل ملاحظه‌ای نسبت به مقدار قانونی (سیاست بانک مرکزی) کاهش دهند، هماهنگی نظام پولی با سایر بخش‌های اقتصاد کلان را مختل کرده و از این مجرا بر موجودی سرمایه سرانه و به تبع آن بر رشد اقتصادی اثر منفی خواهد داشت.

بر همین اساس، می‌توان گفت در اقتصادهایی که سیاست‌های پولی انقباضی نامناسبی دارند یا آنکه دست کم در سیاست‌های کلان خود تأثیر بروز نوآوری‌های مالی را در نظر می‌گیرند، بروز نوآوری‌های مالی می‌تواند باعث بهبود شرایط شده و لذا تأثیر آن بر فرایند تشکیل سرمایه و رشد اقتصادی مثبت باشد؛ در غیر این صورت، توسعه محصولات و رویه‌های

۱. به هر حال، انتظار عمومی از پدیده‌هایی که عنوان نوآوری دارند آن است که باعث بهبود شرایط شود.

جدید مالی، با توجه به نقش آنها در اختلال و بی‌اثر کردن دیگر سیاست‌های اقتصادی، نامطلوب خواهد بود.

همچنین، نتایج برآورد الگو با استفاده از مقادیر نسبت سپرده قانونی (به جای نسبت سپرده‌های مؤثر) به صورت زیر است:

جدول ۳. نتایج برآورد بخش پارامتریک الگو با نسبت سپرده قانونی

نام متغیر	اندازه ضریب	آماره t	احتمال
Lnnou	۵/۸۴۳۹۷۷	۴/۲۹	۰/۰۰۳
Lneftau	۱۰/۳۸۹۴	۱/۷۳	۰/۱۱۷
lnid	۱۲۷/۷۷۸۶	۹/۹۳	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر این اساس، صرف نظر از آنکه تأثیر نسبت سپرده قانونی تنها در سطح ۸۸٪ معنی‌دار است، علامت ضریب نیز در این حالت مثبت شده است. بر این اساس، می‌توان اثر تغییرات جزئی در نسبت سپرده قانونی بر تشکیل سرمایه را ناچیز یا، با اندکی اغماض، معکوس دانست. به عبارت دیگر، تغییرات جزئی در نسبت سپرده قانونی در حالی که در سطح قانونی خود قرار داشته باشد، تغییری در سرمایه سرانه فیزیکی به وجود نیاورده یا در صورت تأثیر، اثر آن بر موجودی سرمایه معکوس خواهد بود. بنابراین می‌توان سطح قانونی نسبت سپرده‌ها را سطح بهینه (یا مقدار نزدیک به بهینه) دانسته و ادعا کرد هر گونه انحراف آن از مقادیر قانونی، به ویژه تغییرات بزرگ، به کاهش موجودی سرمایه سرانه و رشد اقتصادی خواهد انجامید.

۶. بحث و نتیجه‌گیری

بر اساس نتایج مطالعه، افزایش در نرخ رشد جمعیت و نرخ بهره بر موجودی سرمایه سرانه اثر منفی خواهد داشت. در مقابل، افزایش در درآمدهای نفتی، از طریق تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری، تشکیل موجودی سرمایه سرانه را سرعت می‌بخشد. از سوی دیگر، توسعه کیفی نظام مالی (در قالب بروز نوآوری‌های مالی یا ابداع محصولات و رویه‌های جدید مالی) بر فرایند تشکیل سرمایه فیزیکی اثر منفی دارد. به عبارت دیگر، با توجه به آنکه بروز نوآوری‌های مالی ابزار لازم برای قاعده‌گریزی و سوداگری مقرراتی بانک‌ها را فراهم می‌آورد، بر موجودی سرمایه سرانه و به تبع آن بر رشد اقتصادی اثر منفی دارد.

نتایج الگو، همچنین بیان‌گر آن است که تغییرات جزئی در نسبت سپرده قانونی در حالی که در سطح قانونی خود قرار داشته باشد، تغییری در سرمایه سرانه فیزیکی به وجود نیاورده یا در صورت پذیرش تأثیر، با آن رابطه معکوس ناچیز دارد. بنابراین می‌توان سطح قانونی نسبت سپرده‌ها را مقدار بهینه دانسته و ادعا کرد هر گونه انحراف آن از مقادیر قانونی، به ویژه تغییرات بزرگ، به کاهش موجودی سرمایه سرانه و رشد اقتصادی خواهد انجامید.

همچنین، در مقام ارائه توصیه‌های سیاستی می‌توان گفت از آنجا که یکی از مهم‌ترین شرایط اثربخش بودن سیاست‌های پولی و بانکی میزان تطابق مقادیر انتظاری و تحقق یافته پارامترهای تصمیم‌گیری (در اینجا نسبت سپرده قانونی و نسبت سپرده مؤثر) است لازم است مقام‌های سیاست‌گذار اقتصادی یا با تقویت ابزارهای نظارتی و به کار بردن ابزارهای مکمل (از جمله نسبت اهرم مالی قانونی) از عدم انحراف مقدار نسبت سپرده‌های مؤثر نسبت به مقادیر قانونی اطمینان یابند یا سایر اجزای بسته‌های سیاست کلان (به ویژه سیاست‌های پولی) را با در نظر گرفتن تأثیر قاعده‌گریزی بر نسبت سپرده قانونی بانک‌ها تدوین و اجرا نمایند تا پیامدهای منفی ناشی از توسعه محصولات و رویه‌های جدید دامن‌گیر اقتصاد نشود.

منابع

ابونوری، عباس‌علی و تیموری، منیژه (۱۳۹۲). "بررسی اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی: مقایسه بین کشورهای OECD و UMI". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۳، شماره ۱۱، ۴۰-۲۹.

اکبریان، رضا و حیدری‌پور، سید محسن (۱۳۸۸). "بررسی تأثیر توسعه بازار مالی بر رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۴۵". *فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۴۳، ۶۳-۴۳.

تقوی، مهدی؛ باقری پرمهر، شعله و مهاجری، پریسا (۱۳۹۰). "بررسی وجود شکست ساختاری در رابطه میان توسعه بخش مالی و رشد اقتصادی و استخراج میزان بهینه ارایه تسهیلات بانکی به بخش خصوصی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۱، شماره ۴، ۵۴-۳۷.

دلالی اصفهانی، رحیم؛ واعظ برزانی، محمد و رفیعی کرهرودی، رضا (۱۳۸۷). "تأثیر واسطه‌های مالی بر رشد اقتصادی

ایـران". *پـژوهش‌نامـه علـوم انسـانی و اجتمـاعی (علـوم اقتصادی)*، دوره ۸، شماره ۲۸، ۳۰-۱۳.

سامتی، مرتضی؛ رنجبـر، همـایون و همـت‌زاده منیـره (۱۳۹۱). "بررسی مقایسه‌ای تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی تحت اطلاعات نامتقارن (مورد مطالعه کشورهای منتخب توسـعه یافتـه و در حـال توسـعه)". *فصـلنامه علمـی پژوهشـی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۳، شماره ۹، ۴۰-۲۵.

شهبازی، کیومرث و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۲). "تأثیر آسـتانه‌ای توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای D-8". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصـادی*، دوره ۳، شماره ۱۲، ۳۸-۲۱.

شهیدی، آمنه و یاوری، کاظم (۱۳۹۴). "توسعه مالی، موجـودی سرمایه، سرمایه‌گذاری خارجی و رشد اقتصادی در ایـران". *فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۲، ۲۸-۱.

صادقی، سید کمال؛ ابراهیمی، سعید و کیانی، سـیمین (۱۳۹۱). "رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران (۱۳۸۸-۱۳۵۲)". *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشـه*، دوره ۲، شماره ۵، ۱۳۷-۱۱۷.

صمدی، سعید؛ نصراللهی، خدیجه و کرمعلی انسی‌چانی، مرتضی (۱۳۸۶). "بررسی رابطه بین توسعه بازارهای مـالی و رشـد اقتصادی". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۳، ۱۶-۱.

فطرس، محمدحسن؛ نجارزاده نوش‌آبادی، ابوالفضل و محمودی، حسین (۱۳۸۹). "بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی با استفاده از روش تحلیـل عـاملی: مـورد ایـران". *فصـلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*"، دوره ۱۸، شـماره ۵۶، ۹۴-۷۳.

لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ فلاحی، محمدعلی و اسماعیل‌پورمقـدم، هادی (۱۳۹۳)، "اثر رشد اقتصادی، تجارت و توسعه مالی بر کیفیت محیط زیست در ایران (بر اساس شاخص ترکیبی)"، *فصـلنامه علمـی پژوهشـی پـژوهش‌هـای رشـد و توسـعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۵، ۷۶-۶۱.

منصف، عبدالعلی، ترکی، لیلا و علوی، سیدجابر (۱۳۹۲). "تحلیل اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه D-8: علیت گرنجرپانلی با رویکرد بوت‌اسـترپ (۲۰۱۰-۱۹۹۰)". *فصـلنامه علمـی پژوهشـی پـژوهش‌هـای رشـد و توسـعه اقتصادی*، دوره ۳، شماره ۱۰، ۹۲-۷۳.

موتمنی، مانی. (۱۳۸۸). "بررسـی رابطـه توسـعه مـالی و رشـد اقتصادی در ایران". *دو ماه‌نامه بررسی‌های بازرگانی*، شماره ۳۴، ۶۶-۵۹.

یحیی‌زاده‌فر، محمود؛ طهرانچیان، امیرمنصـور و حـامی، مهیـار (۱۳۹۳)، "سـرمایه اجتمـاعی و توسـعه مـالی در ایـران"، *فصـلنامه علمـی پژوهشـی پـژوهش‌هـای رشـد و توسـعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۶، ۸۸-۷۳.

Aghion, Ph., Angeletos, G. M., Banerjee, A. & Manova, K. (2010). "Volatility and Growth: Credit Constraints and the Composition of Growth". *Journal of Monetary Economics*, 57(3), 246–265.

Allen, F. & Gale, D. (2007). "Bubbles and Crises". *The Economic Journal*, 110(460), 236-255.

Andersen, Th. B., Sam, J. & Tarp, F. (2012). "The Finance–Growth Thesis: A Sceptical Assessment". *Journal of African Economies*, 21(1), 57–88.

Arcand, J. L., Berkes, E. & Panizza, U. (2011). "*Too Much Finance?* IMF Working Paper WP/12/161, Retrieved from: http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp12161.pdf.

Beck, Th., Levine, R. & Loayza, N. (2000). "Finance and the Sources of Growth". *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), 261–300.

Bencivenga, V. R. & Smith, B. D. (1991). "Financial Intermediation and Endogenous Growth". *Review of Economic Studies*, 58(2), 195-209.

Blanchard, O. J. & Fischer, S. (1993). "*Lecture Notes on Macroeconomics"*. London: The MIT Press.

Boz, E. & Mendoza, E. G. (2013). "Financial Innovation, the Discovery of Risk, and the U.S. Credit Crisis". *Journal of Monetary Economics*, 62(2014), 1–22.

Brunnermeier, M. K. (2009). "Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007–2008". *Journal of Economic Perspectives*,

23(1), 77–100.

Calomiris, Ch. W. (2009). "Financial Innovation, Regulation, and Reform". *Cato Journal*, 29(1), 65-91.

Chakraborty, I. (2010). "Financial Development and Economic Growth in India; An Analysis of the Post-reform Period". *South Asia Economic Journal*, 11(2), 287-308.

Chou, Y. & Chin, M. S. (2001). "*Financial Innovations and Endogenous Growth*. Tufts Discussion Papers 0746, Retrieved from: http://ase.tufts.edu/econ/research/documents/2010/financialInnovation.pdf.

Chou, Y. K. (2010). "Modeling Financial Innovation and Economic Growth: Why the Financial Sector Matters to the Real Economy". *The Journal of Economic Education*, 38(1), 78-90.

Christiano, L. J. (1991). "Modeling the Liquidity Effect of a Money Shock". *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 15(1), 3-34.

Gai, P., Kapadia, S., Millard, S. & Perez, A. (2008). "Financial Innovation, Macroeconomic Stability and Systemic Crises". *The Economic Journal*, 118(527), 401-426.

Hardle, W. & Mammen, E. (1993). "Comparing Nonparametric Versus Parametric Regression Fits". *The Annals of Statistics*, 21(4), 1926-1947.

King, R. G. & Levine, R. (1993). "Finance, Entrepreneurship, and Growth; Theory and Evidence". *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 513-542.

Kiyotaki, N. & Moore, J. (1997). "Credit Cycles". *Journal of Political Economy*, 105(2), 211-248.

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

Patrick, H. T. (1966). "Financial Development and Economic Growth in Under Developed Countries". *Economic Development and Cultural Change*, 14(2), 174-189.

Rioja, F. & Valev, N. (2004). "Finance and the Sources of Growth at Various Stages of Economic Development". *Economic Inquiry*, 42(1), 127-140.

Robinson, P. M. (1988), "Root-N-Consistent Semiparametric Regression". *Econometrica*, 56(4), 931-954.

Santalova, D. (2009). "Semi-Parametric Regression Models for Analysis And Forecasting of Freightand Passenger Transportation Volumes". Ph.D. Thesis, RIGA Technical University.

Savasci, D. (2011). "Three Studies on Semi-Mixed Effects Models". Ph.D. Dissertation, Georg-August-Universitat Gottingen.

Schumpeter, J. A. (1934). "The Theory of Economic Development". Cambridge, MA: Harvard University Press.

Shah Habibullah, M. & Eng, Y. K. (2007). "Does Financial Development Cause Economic Growth? A Panel Data Dynamic Analysis for the Asian Developing Countries". *Journal of the Asia Pacific Economy*, 11(4), 377–393.

Stuart, A., Ord, K. & Arnold, S. (2008). "Kendall's Advanced Theory of Statistics; Volume 2A, Classical Inference and the Linear Model". Edward Arnold: London.

Verardi, V. (2013). "Semiparametric Regression in Stata. 2013 UK Stata Users" Group Meeting", London, UK. Retrieved from: http://www.stata.com/meeting/uk13/abstracts/materials/uk13_verardi.pdf.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و دوم، بهار ۱۳۹۵ (۱۰۲ ـ ۸۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 22, March 2016

تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تورم، رشد و پول، مطالعه موردی ایران

ابوالقاسم اثنی عشری[۱]، کامران ندری[۲]، اصغر ابوالحسنی[۳]، نادر مهرگان[۴]، *محمدرضا بابایی سمیرمی[۵]

۱. عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور
۲. عضو هیئت علمی دانشگاه امام صادق (ع)
۳. عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور
۴. عضو هیئت علمی دانشگاه بوعلی سینا
۵. عضو هیئت علمی و دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه پیام نور

(دریافت: ۱۳۹۳/۱۱/۲۳ پذیرش: ۱۳۹٤/۰۵/۲۱)

The Impact of Oil Price Shocks on Inflation, Growth and Money; A Case Study of Iran

Abolghasem AsnaAshari[1], Kamran Nadri[2], Asghar Abolhasani[3], Nader Mehregan[4], *Mohammad Reza Babaei Semiromi[5]

1. Faculty Member of Payam-e-Noor University
2. Faculty Member of Imam Sadegh University
3. Faculty Member of Payam-e-Noor University
4. Faculty Member of Boo-Ali Sina University
5. Faculty Member of Payam-e-Noor University

(Received: 12/Feb/2015 Accepted: 12/Aug/2015)

چکیده:

اقتصاد ایران، مانند اکثر کشورهای صادرکننده نفت، با سهم عمده دولت در فعالیت‌های اقتصادی، تنیدگی سیاست‌های پولی و مالی و تحرک کم بخش تولید مواجه می‌باشد. لذا تغییرات ناگهانی قیمت نفت، تأثیرات معناداری بر تولید، تورم و حجم پول در کشور دارد. در این تحقیق با الگوی پیشنهادی کو و پرون (۲۰۰۷)، تکانه‌های ساختاری اقتصاد ایران ناشی از قیمت برون‌زای نفت، با در نظر گرفتن متغیرهای تولید، تورم و حجم پول به عنوان متغیرهای وابسته و درون‌زا طی دوره مطالعاتی فروردین ۱۳۴۰ تا اسفند ۱۳۹۰ بررسی شدند. نتیجه اینکه پنج تکانه ساختاری در شهریور ۵۲، مرداد ۵۸، خرداد ۶۹، مرداد ۷۳، و خرداد ۸۵ شناسایی شد. بیشترین ضریب تأثیر قیمت نفت بر تولید، تورم و رشد پول به ترتیب در رژیم اول، اول و پنجم بوده است. همچنین بیشترین دوره تأثیر قیمت نفت بر تولید، تورم و رشد پول به ترتیب در رژیم چهارم، دوم و پنجم بوده است.

واژه‌های کلیدی: تکانه‌های ساختاری، الگوی کو و پرون، اقتصاد ایران.

طبقه‌بندی JEL: E51، Q34، Q43.

Abstract:

Like most of oil exporting countries, Iran's economy is exposed to the government's great share of economic activites, complicated monetary and economic policies and a meager activity in production section.Thus a shock in oil price has a significant effect on domestic production, inflation and money. On the proposed model of Qu and Perron (2007), the present study Investigates structural shocks of Iran's economy stemed from exogenous oil price considering the variables of production, inflation and money as independent and endogenous variables during the period from March 1961 to February 2012. Accordingly, five structural shocks have been identified in September 1973, July 1979, May 1990, July 1994 and May 2006. The most considerable effect of oil price on production, inflation and money growth were in the first, first and fifth regimes respectively. Moreover, the longest period of oil price effects on production, inflation and money growth were in forth, second and fifth regimes respectively.

Keywords: Structural Shocks, Qu & Perron Model, Iranian Economy.
JEL: E51, Q34, Q43.

* **نویسنده مسئول:** محمدرضا بابایی سمیرمی
E-mail: babaeisemiromi@gmail.com

*Corresponding Author: Mohammad Reza Babaei

۱. مقدمه

صدور نفت خام برای سالیان متمادی، باعث وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای ارزی حاصل از فروش این ماده طبیعی شده است. به طوری‌که تمام فعالیت‌های اقتصادی، از جمله فعالیت بخش‌های صنعت، کشاورزی و خدمات، به‌طور مستقیم و غیرمستقیم، به صادرات این محصول ارتباط پیدا نموده است. همچنین با توجه به برون‌زا بودن قیمت نفت، اقتصاد ایران نسبت به تکانه‌های قیمت نفت از حساسیت ویژه‌ای برخوردار شده است (نعمت‌اللهی و مجدزاده طباطبایی، ۱۳۸۸: ۱۵۲). به دلیل عدم استقلال کامل بانک مرکزی در ایران، معمولاً سیاست‌های پولی متأثر از سیاست‌های مالی بوده و همان‌طور که کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱)، تحلیل نموده‌اند، نفت، پول، تورم و تولید، تنیدگی پیچیده‌ای در ایران دارند (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۲ و فدایی و درخشان، ۱۳۹۴: ۱۱۴). طبق فطرس و همکاران (۱۳۸۹: ۷۵)، در اکثر کشورهای صادرکننده نفت، افزایش درآمدها نتیجه پیشرفت تکنولوژیک نبوده، بلکه بیشتر به دلیل بالارفتن درآمدهای ناشی از صادرات نفت می‌باشد. نظریه نفرین منابع طبیعی[1] که در سال ۱۹۹۳ توسط آوتی[2] مطرح شد، به ارتباط معکوس بین وفور منابع طبیعی و رشد و توسعه اقتصادی اشاره دارد (اسدی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۰). صمدی و همکاران (۱۳۸۸: ۶)، نیز معتقد هستند که در ایران ۸۰ تا ۹۰ درصد درآمدهای صادراتی و ۴۰ تا ۵۰ درصد بودجه سالانه دولت را درآمدهای نفتی تشکیل می‌دهند. منبع اصلی کمک‌های مالی و یارانه‌ها نیز، درآمدهای نفتی است و درآمد حاصل از صدور نفت خام، به‌طور غیرمستقیم بر دیگر فعالیت‌های اقتصادی نیز تأثیرگذار است (همان: ۶). همچنین، محققین اقتصاد انرژی ایران، بر وجود بیماری هلندی[3] در این اقتصاد اتفاق نظر دارند؛ که از آن جمله می‌توان به مطالعات بختیاری و حقی (۱۳۸۰)، بهرامی و نصیری (۱۳۹۰)، پاسبان (۱۳۸۳)، خضری (۱۳۸۸)، جهانی رائینی و همکاران (۱۳۸۵)، کریم‌زاده و همکاران (۱۳۸۸)، گسکری و اقبالی (۱۳۸۴)؛ نظری و مبارک (۱۳۸۹) اشاره نمود. پس هرگونه تکانه و شکست ساختاری در قیمت نفت، بر عوامل وابسته آن از جمله بودجه دولت، سطح عمومی قیمت‌ها، حجم پول و رشد اقتصادی تأثیرگذار خواهد بود. در این مقاله، فرضیه صفر مورد آزمون این است که «با توجه به برون‌زا بودن قیمت نفت، شکست ساختاری در اقتصاد ایران وجود نداشته است». در این تحقیق، نظر به اهمیت قیمت نفت در تأمین مالی اقتصاد ایران و برون‌زا بودن تغییرات آن، تکانه‌های ساختاری وارده بر اقتصاد ایران ناشی از تغییرات قیمت نفت، شناسایی خواهد شد. سپس تأثیر تغییر قیمت نفت بر متغیرهای تورم، رشد اقتصادی و پول، پس از هر تکانه، محاسبه خواهد شد. در نهایت، پس از بررسی دوره‌های ساختاری شناسایی شده، توصیه‌های سیاستی ارائه شده است.

۲. ادبیات تحقیق

۲-۱- نفت، کالای استراتژیک

با شروع دوران بازسازی پس از جنگ جهانی دوم، طی بیست سال از ۱۹۵۰تا۱۹۷۰، قیمت نفت خام در خلیج فارس در سطحی بین ۱/۷۵ تا ۱/۹۵ دلار برای هر بشکه تعیین می‌شد. یکی از دلایل آن، خودکفایی ایالات متحده از واردات نفت بود. همچنین کشف ذخایر نفتی جدید عظیم در خاورمیانه بود که به دنبال آن، تولید نفت اوپک از سال ۱۹۶۰ تا ۱۹۷۰ از ۸/۷ میلیون بشکه در روز به ۲۳/۴ میلیون بشکه افزایش یافت. اما با آغاز رونق اقتصادی ایالات متحده، اکثر کشورهای اروپای غربی و ژاپن در دهه ۱۹۷۰، تقاضای نفت به طرز چشمگیری افزایش یافت. از سوی دیگر قیمت نفت خام از ۲/۵۹ دلار در آغاز سال ۱۹۷۳ به بشکه‌ای ۱۱/۶۵۱ دلار در پایان همان سال رسید (امامی میبدی، ۱۳۸۵: ۱۱۱). این دو واقعه، موجب تحولی بی‌سابقه در امر تجارت و قیمت‌گذاری بین‌المللی نفت خام شد که تاکنون ادامه دارد. شوک تشکیل اوپک در سال ۱۹۶۰ میلادی، حمله سوریه و مصر به مناطق اشغال شده فلسطین در اکتبر ۱۹۷۳، وقوع انقلاب اسلامی ایران در سال ۱۹۷۹، بحران و نهایتاً جنگ تحمیلی عراق علیه ایران، تسخیر سفارت آمریکا در ایران و تحریم‌های آمریکا علیه ایران، از بحران‌های نفتی دهه ۷۰ میلادی بودند. پس از این بحران‌ها، اقتصاددانان نئوکلاسیک همچون «هامیلتون»[4]، «باربیج»[5] و «هارسیون»[6] به همراهی با «اقتصاددانان بیولوژیست»، مانند «آیرس»[7]، «نایر»[8] و «استرن»[9]، انرژی را به عنوان یک عامل تولید در نظر گرفتند (مهرآرا و زارعی، ۱۳۹۰: ۱۴). پس از آن، جنگ

1. Resources Curse Phenomena
2. Auty (1993)
3. Dutch Disease

4. Hamilton
5. Barbidge
6. Harrison
7. Ayres
8. Nair
9. Stern

خلیج فارس در۱۹۹۰، حمله عراق به کویت، حمله نظامی آمریکا و دول متحد به عراق و افغانستان پس از وقایع ۱۱ سپتامبر، بحران‌های بخش فناوری اطلاعات و سپس بخش مسکن ایالات متحده در اوایل دهه۱۹۹۰ و متعاقب آن، بحران مالی ببرهای آسیا (جنوب شرق آسیا)، رشد تولید در اقتصادهای نوظهور چین، هند و برزیل، جنگ داخلی عراق و سوریه و نیجریه، موضوع هسته‌ای ایران، از مشهورترین محرک‌های قیمت نفت در دو دهه اخیر بوده‌اند.

در بررسی اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت، مشخص می‌شود که، تصدی‌گری بیش از حد دولت در فعالیت‌های اقتصادی، وجه مشترک اکثر این کشورها می‌باشد. در همین راستا، توجه محققین برجسته اقتصاد انرژی از جمله همیلتون (۱۹۸۳، ۱۹۹۶، ۱۹۹۴، ۲۰۰۳)، کوردن و نیری[1] (۱۹۸۲)، ساش ساش و وارنر[2] (۱۹۹۹، ۱۹۹۷، ۱۹۹۵)، بوربریج و هریسون[3] (۱۹۸۴) و مورک[4] (۱۹۸۹)، به مقوله‌هایی همچون تکانه‌های نفتی، بیماری هلندی، رانت‌جویی و دوگانگی تورمی معطوف شد. همچنین، مطالعات اخیر ثابت نموده‌اند که وجود تکانه‌ها و تغییرات رژیمی می‌تواند نتایج روابط کلان اقتصادی، به‌ویژه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار دهد (لی و چانگ[5]، ۲۰۰۵: ۸۵۹). کاهش تکانه‌ای قیمت نفت در کشورهای صادرکننده، سبب کاهش ناگهانی درآمدهای ارزی و کاهش واردات عموماً مواد اولیه و کالاهای واسطه‌ای می‌شود. این پدیده، افت شدید تولید را در پی داشته و رکود تورمی و کاهش عرضه در این اقتصادها را به همراه خواهد داشت. از سوی دیگر، با افزایش ناگهانی قیمت نفت، سهم عمده‌ای از درآمد حاصله، در راه سرمایه‌گذاری و واردات از کشورهای وارد کننده نفت هزینه می‌شود (عصاری‌آرانی و همکاران، ۱۳۸۹: ۳). معمولاً نزدیک به دوسوم درآمدهای نفتی، بلافاصله پس از ورود به حساب کشورهای نفتی، به صورت ودیعه یا سرمایه‌گذاری، دوباره به کشورهای صنعتی (واردکننده نفت)، باز می‌گردد و بقیه برای تأمین بودجه ملی و واردات تجهیزات، خدمات یا مواد مصرفی از کشورهای صنعتی هزینه می‌شود. از دیدگاه نظری، تأثیر قیمت نفت بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها، از هر دو سمت عرضه و تقاضا قابل اثبات است. نعمت اللهی و مجدزاده طباطبایی معتقد هستند که از دید عرضه، نفت به عنوان یک عامل تولید، به‌ویژه در بخش سوخت و حمل و نقل، عامل اصلی افزایش هزینه‌های تولید و تورم می‌باشد. با افزایش هزینه تولید، سطح عمومی قیمت‌ها افزایش یافته و صاحبان عوامل تولید، خواهان افزایش هزینه اجاره یا خرید عوامل تولید خود می‌شوند که این امر مجدداً به تورم دامن می‌زند. از دیدگاه تقاضا، تغییر قیمت نفت، با تأثیر بر درآمد نفتی کشورهای صادرکننده، بر بودجه دولتی و نقدینگی این کشورها، تأثیر قابل توجهی خواهد گذاشت. تحقیقات تجربی داخلی نیز، بیانگر تأثیر معنادار نوسانات نفتی بر اقتصاد ایران است (نعمت اللهی و مجدزاده طباطبایی، ۱۳۸۸: ۱۶۷). برای نمونه؛ ارسلانی نشان داد که نوسانات قیمت نفت، بر تولید ناخالص ملی، درآمدهای ارزی و بودجه عمومی دولت، تأثیر معناداری دارد (ارسلانی، ۱۳۸۰: ۹۴). هادیان و پارسا نیز معتقدند که ۲۰ درصد از نوسانات تولید ناخالص داخلی، ۳۰ درصد از نوسانات نرخ بیکاری و۶۰ درصد از نوسانات سطح عمومی قیمت‌ها در ایران، ناشی از نوسانات قیمت نفت است (هادیان و پارسا، ۱۳۸۵: ۱۲۸).

۲-۲- اقتصاد نفتی ایران

ایران جزء مؤسسان سازمان اوپک در سپتامبر ۱۹۶۰ میلادی است. این کشور، در ژانویه ۲۰۱۵ با ۷۸/۱۳۴ میلیون نفر، پس از نیجریه، پرجمعیت‌ترین کشور عضو این سازمان بوده است (مرکز آمار ایران، ۱۳۹۳). طبق آمار بولتن سالیانه اوپک[6] (۲۰۱۴)، ایران در سال ۲۰۱۳، از نظر ارزش صادرات محصولات پتروشیمی، در بین کشورهای عضو اوپک با ۶۱۹۲۳ میلیون دلار، در رده نهم قرار داشته است. ایران در سال ۲۰۱۳، از نظر ذخایر نفت خام جهان، با در اختیار داشتن حدود ۱۵۷۸۰۰ میلیون بشکه، پس از ونزوئلا و عربستان، در رتبه سوم جهان قرار داشته است. متوسط تولید روزانه نفت خام ایران در سال ۲۰۱۳، برابر با ۳/۵۷۳۳ میلیون بشکه بوده است. ایران ۱۰/۶۴ درصد از کل ذخایر نفت خام جهان را در اختیار دارد. در سال ۲۰۱۳، ایران پس از عربستان سعودی و امارات، با ۹/۷ درصد، رتبه سوم سهم تولید را در کشورهای عضو اوپک داشته است (بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، خلاصه تحولات اقتصادی کشور، ۱۳۹۲). بخش نفت اقتصاد ایران از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۰، به‌طور متوسط با ۸/۲۷ درصد، پس از بخش خدمات، بیشترین سهم را در ارزش افزوده ایجاد شده در

1. Corden & Neary (1982)
2. Sachs & Warner (1995,1997,1999)
3. Burbidge & Harrison (1984)
4. Mork (1989)
5. Lee & Chang (2005)
6. OPEC

کشور به خود اختصاص داده است. در سال ۱۳۹۲ بخش نفت، ۱۷ درصد در ارزش افزوده ایجاد شده در ایران سهم داشته است (بانک مرکزی، نماگرهای اقتصادی، ۱۳۹۳). در دهه ۱۳۸۰ شمسی، به‌طور متوسط ۸۰/۹۵ درصد از کل ارزش صادرات ایران، به صادرات نفت و گاز اختصاص داشته است. در سال ۱۳۹۲، سهم صادرات نفتی به کل صادرات، ۶۵/۶۹ درصد بوده است. از سوی دیگر، آمار نشان دهنده عدم استفاده صحیح از این عامل با ارزش تولید، جهت توسعه اقتصادی است. برای نمونه، اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰، رشد اقتصادی از ۰/۱۶- درصدی (سال ۱۳۷۶) تا ۸/۷۵ درصدی (سال ۱۳۸۱) را تجربه نمود. همچنین رشد اقتصادی ۷/۸۴ درصدی سال ۱۳۸۶ به ۰/۸۳ درصد در سال۱۳۸۷ سقوط نمود.

از دیدگاه نظری، در اقتصاد ایران، اثر ثروت ناشی از شوک قیمت نفت بر مصرف خانوار از اثر افزایش هزینه‌ای بیشتر بوده و پس از شوک افزایش قیمت نفت، مصرف خانوار افزایش می‌یابد. به دنبال آن، اشتغال و دستمزدهای حقیقی کاهش می‌یابد و صرفاً مصرف داخلی اقتصاد رشد می‌کند (ربیع همدانی و پدرام، ۱۳۹۳: ۲۳۵). از دیدگاه کلان، کاهش قیمت و درآمد نفتی سبب می‌شود دولت، به علت انعطاف‌پذیری هزینه‌های جاری، که بخش عمده آن مربوط به حقوق و دستمزد کارکنان دولتی است، از هزینه‌های عمرانی بکاهد و آنرا به هزینه‌های جاری منتقل کند. بنابراین اولین اثر آن ظهور انبوهی از طرح‌های نیمه تمام در بخش عمرانی است. این مسئله سبب رکود و بیکاری به خصوص در بخش‌هایی می‌شود که عمدتاً از کارگران غیرماهر استفاده می‌کنند و بدین ترتیب بی‌ثباتی از حوزه اقتصاد به حوزه‌های اجتماعی و سیاسی نیز سرایت می‌کند (حلافی و همکاران، ۱۳۸۳: ۱۷۱). بخش ارزی، تراز پرداخت‌ها و کسری بودجه را تحت تأثیر قرار می‌دهد و تورم که از همان ابتدا وجود داشته است، سبب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. افزایش درآمدهای صادراتی، بالا رفتن نرخ رشد اقتصادی را به همراه دارد، اما تأثیر این افزایش، کاهش یافته و آنی نیست. از نگاه دیگر، اقتصاددانان درآمدهای نفتی را یکی از عوامل مؤثر بر تورم در ایران معرفی نموده‌اند. مهرآرا و مجاب (۱۲:۱۳۸۸)، مهرآرا و همکاران (۲۴۰:۱۳۹۱)، حسینی نسب و رضا قلی‌زاده (۶۸:۱۳۸۹)، به‌طور مستقیم، درآمدهای نفتی را عامل مهم تورم در ایران می‌دانند. نعمت اللهی و مجدزاده طباطبایی، با بررسی دوره زمانی ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۵ دریافتند که تغییرات قیمت نفت اوپک، در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر معنادار و منفی بر تراز تجاری ایران خواهد داشت. در این وضعیت و همچنین سهم عمده پرداخت‌های انتقالی دولت در جامعه، دولت در صورت بروز هرگونه اخلال در قیمت نفت، با توجه به سهم کم درآمدهای مالیاتی، جهت برقراری رابطه فوق، مجبور به خلق حجم قابل توجهی پول در اقتصاد می‌شود که در نهایت، منجر به تورم می‌گردد (نعمت اللهی و مجدزاده طباطبایی، ۱۳۸۸: ۱۶۷). طبق مطالعه سید مشهدی و همکاران صنعت نفت ایران، به دلیل داشتن قدرت انتشار کوچک‌تر از یک، به داده‌های واسطه‌ای سایر بخش‌ها نیاز کمّی دارد، بنابراین انگیزه تولید ضعیفی برای اقتصاد ایجاد می‌کند؛ ولی به دلیل داشتن حساسیت انتشار بزرگ‌تر از یک، به‌طور بالقوه در درونی کردن فرایند تولید و یک‌پارچگی اقتصاد نقش کلیدی دارد (سید مشهدی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۴۲).

۲-۳- پیشینه تحقیق

مطالعات متعددی توسط محققین اقتصاد انرژی در حوزه تکانه‌های نفتی، صورت گرفته است. اوما و ایکپه[1] در تحقیق خود برای اقتصاد نیجریه به این نتیجه رسیدند که تکانه‌های قیمت نفت بر نرخ ارز تأثیر منفی داشته است (اوما و ایکپه، ۲۰۱۵: ۱۱). برومنت و همکاران[2] به بررسی اثر تکانه‌های قیمت قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا توسط یک مدل خود رگرسیون برداری پویا پرداختند و به این نتیجه رسیدند که اثر تکانه بر تولید ناخالص داخلی کشورهای الجزایر، ایران، عراق، اردن، کویت، عمان، قطر، سوریه، تونس و امارات متحده عربی مثبت و معنادار بوده و برای کشورهای بحرین، جیبوتی، مصر، لبنان، مراکش و یمن معنادار نبوده است (برومنت و همکاران، ۲۰۱۰: ۱۷۲). کشین و همکاران[3] به بررسی اثرات تکانه‌های عرضه و تقاضای نفت بر اقتصاد جهان پرداختند. ایشان ۳۸ کشور و منطقه را طی دوره ۱۹۷۹ تا ۲۰۱۱ میلادی بررسی نموده و با بررسی رابطه کشش قیمتی عرضه و تقاضای نفت با تکانه‌های مربوطه، توسط یک مدل خودرگرسیون برداری جهانی[4]، یافتند که اثر تکانه‌های قیمت نفت بر دو طرف عرضه و تقاضای اقتصاد متفاوت است (کشین و همکاران، ۲۰۱۴: ۱۳۲). فرزانگان و مارکوارت[5] با استفاده از داده‌های دوره ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۴، نتیجه گرفتند که هر نوع تکانه نفتی به صورت مثبت و

1. Uma & Ikpe (2015)
2. Berument et al. (2010)
3. Cashin et al. (2014)
4. Global VAR: GVAR.
5. Farzanegan & Markwardt (2009)

معنادار بر تورم ایران اثر می‌گذارد (فرزانگان و مارکوارت، ۲۰۰۹: ۱۴۶). افتیتی و همکاران[1] اثر تکانه‌های قیمت نفت را بر رشد اقتصادی چهار کشور عضو اوپک (امارات، کویت، عربستان و ونزوئلا) طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ بررسی نمودند. ایشان یافتند که در دهه مورد مطالعه، افت و خیزهای نفتی به‌ویژه نوسانات بحران مالی ببرهای آسیا در ۱۹۹۸ و بروز سیکل‌های تجاری مربوطه، تأثیر معناداری بر ارتباط بین نفت و رشد اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه داشته است. این مدل، ادامه تحقیق افتیتی (۲۰۱۰) بود (افتیتی و همکاران، ۲۰۱۴: ۱۳). کیلیان و همکاران[2] به بررسی اثر شوک‌های نفتی بر تراز خارجی برخی کشورهای صادرکننده نفت طی دوره ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۴ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که تکانه‌های افزایش قیمت نفت، سبب بدتر شدن تراز تجاری غیرنفتی این کشورها می‌شود (کیلیان و همکاران، ۲۰۰۷؛ به نقل از عصاری آرانی، ۱۳۸۹، ۵). مقدم و سزاوار در تحقیق خود به این نتیجه رسیدند که حدود ۱۲ درصد از نوسانات تولید ناخالص داخلی، ۴۱ درصد نوسانات تورم و ۱۰ درصد نوسانات بیکاری در ایران، با توجه به تکانه‌های قیمت نفت قابل توجیه است (مقدم و سزاوار، ۱۳۹۱: ۲۱۳). حسینی نسب و میرکاظمی مود به بررسی رابطه نامتقارن بین تکانه قیمت نفت و رشد اقتصادی ۱۰ کشور صادرکننده نفت (ایران، عربستان، ونزوئلا، کویت، نیجریه، الجزایر، مکزیک، اندونزی، نروژ و کانادا) طی دوره۱۹۷۰ تا ۲۰۰۵ پرداختند. ایشان یافتند که هر تکانه مثبت قیمت نفت، تولید کشورهای صادرکننده مورد مطالعه را ۰/۵۵ درصد کاهش داده و تورم را به میزان ۰/۰۲۸۸ درصد افزایش می‌دهد. هر تکانه منفی نیز ۰/۰۳۴ درصد تولید را کاهش و ۰/۰۹۴۹ درصد تورم را افزایش می‌دهد (حسینی‌نسب و میرکاظمی مود، ۱۳۸۸: ۳۹). سرزعیم با بهره‌گیری از یک مدل رگرسیون خودبازگشتی، تأثیر نوسانات قیمت نفت بر روند تولید ناخالص ملی و تورم در ایران را مورد بررسی قرار داد. طبق این تحقیق، افزایش یک درصدی در صادرات نفتی، ۰/۰۱۴۶ درصد تورم، ۰/۰۲۵۲ درصد نقدینگی و ۰/۰۱۶۸ درصد رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (سرزعیم، ۱۳۸۶: ۱۹). ابراهیمی و شکری به بررسی اثرات نامتقارن تکانه قیمتی نفت بر شاخص قیمت سهام پرداختند. ایشان یافتند که تکانه مثبت قیمت نفت، شاخص قیمت سهام را افزایش و تکانه منفی قیمت نفت، این شاخص را کاهش می‌دهد (ابراهیمی و شکری، ۱۳۹۱: ۱۳۹). عصاری آرانی و همکاران تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر حساب جاری کشورهای عضو اوپک، در دوره زمانی ۲۰۰۶-۱۹۷۰ را با استفاده از داده‌های پانل، مورد بررسی قرار دادند. نتایج تخمین بر وجود رابطه مستقیم بین تکانه‌های قیمت نفت و حساب جاری تراز پرداخت‌ها دلالت داشت. تکانه مثبت نفتی سبب افزایش تراز حساب جاری می‌شود و تکانه منفی نفتی کاهش تراز حساب جاری را به دنبال دارد (عصاری آرانی و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۹). مهرآرا و نیکی اسکویی با استفاده از مدل خود توضیح برداری ساختاری، به بررسی اثرات پویای تکانه‌های نفتی بر روی متغیرهای اقتصادی پرداختند. نتایج نشان داد که درجه برون‌زایی قیمت نفت در عربستان سعودی و کویت نسبت به ایران و اندونزی، پایین‌تر است. آسیب‌پذیری اقتصاد نسبت به درآمدهای نفتی، به ترتیب در عربستان سعودی و ایران بیشتر از دو کشور دیگر می‌باشد (مهرآرا و نیکی‌اسکویی، ۱۳۸۵: ۲۷). طیب‌نیا و قاسمی نقش تکانه‌های قیمتی نفت بر پیدایش چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران را طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۵۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که تکانه‌های قیمت نفت قادر به توضیح ۲۵ درصد از نوسانات تولید هستند (طیب‌نیا و قاسمی، ۱۳۸۵: ۴۹). علمی و جهادی اثر تکانه‌های قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب عضو اوپک را در دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۸ از روش صافی هودریک-پرسکات و الگوی خودرگرسیون برداری برآورد نمودند. نتایج نشان داد که ایران بیشترین وابستگی نفتی و اندونزی و اکوادور، کمترین وابستگی را دارند (علمی و جهادی، ۱۳۹۰: ۳۳). صادقی و همکاران با بررسی اثر بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران، طی دوره ۱۳۴۷ تا ۱۳۸۹، با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیون نمایی[3] و مدل‌های غیرخطی چرخشی مارکوف، یافتند که بی‌ثباتی قیمت نفت در دو رژیم متفاوت، تأثیر منفی و معنادار بر رشد داشته است (صادقی و همکاران، ۱۳۹۲: ۴۹). جعفری صمیمی و همکاران با بررسی تکانه‌های پولی و غیرپولی اقتصاد ایران از ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۰ با الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید، به این نتیجه رسیدند که تأثیر تکانه‌های درآمد نفت بر تولید غیرنفتی و تورم مثبت می‌باشد (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۷). مهرگان و سلمانی با استفاده از مدل واریانس ناهمسانی شرطی خود رگرسیون نمایی و مدل‌های چرخشی مارکف، طی دوره زمانی فصل اول ۱۹۸۶ تا فصل اول ۲۰۱۱ برای دو کشور ایران و

1. Ftiti et al. (2014)
2. Kilian et al. (2007)
3. EGARCH

ژاپن، مدل سازی نمودند. در این تحقیق، نوسانات قیمتی نفت یکی از علل رشد اقتصادی پایین در ایران به حساب آمد (مهرگان و سلمانی، ۱۳۹۳: ۱۲۲).

در این تحقیق، با استفاده از روش پیشنهادی کو و پرون[1] (۲۰۰۷)، به شناسایی تکانه‌های ساختاری نفتی اقتصاد ایران پرداخته شده است. اکثر مطالعات پیشین مشابه به کمک مدل خودرگرسیون برداری متعارف و استخراج تابع عکس‌العمل آنی به بررسی تأثیر تکانه‌های نفتی بر اقتصاد پرداخته‌اند. مزیت الگوی پیشنهادی تحقیق حاضر در مقایسه با سایر روش‌ها، آن است که تغییرات ساختاری در این روش می‌تواند هم در ضرائب رگرسیون و هم در ماتریس کوواریانس اجزاء اخلال وجود داشته و همچنین تعداد و زمان شکست‌های ساختاری نیز الزاماً مشخص نیست.

۳. الگوی مورد استفاده

۳-۱- روش پیشنهادی کو و پرون

کو و پرون (۲۰۰۷)، روشی برای تعیین نقاط شکست ساختاری و تخمین پارامترها در رژیم‌های مختلف ارائه دادند. روش کو و پرون، بر مبنای یک مدل خودرگرسیون برداری[2]، با متغیر وابسته و چند متغیر توضیحی به عنوان رگرسور، می‌باشد. شکل کلی مدل مورد بررسی که دارای n معادله و t مشاهده است، به صورت رابطه (۱) می‌باشد:

$$y_t = (I \otimes \acute{z}_t)S\beta_j + u_t \qquad (۱)$$

که در آن، بردار y_t متغیرهای درون‌زای الگو می‌باشد. به طوری‌که:

$$y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt}) \qquad (۲)$$

I ماتریس یکه به ابعاد nq است. q تعداد رگرسورها و در رابطه (۱)، z_t ماتریس رگرسورها می‌باشد.

$$z_t = (z_{1t}, \dots, z_{qt}\acute{}) \qquad (۳)$$

ماتریس S، *ماتریس تبدیل* در مدل با ابعاد $nq \times p$، و p تعداد پارامترها می‌باشد. منظور از ماتریس تبدیل، این است که تمام عناصر ماتریس، شامل اعداد صفر و یک می‌باشد. این ماتریس با توجه به روش تخمین (خودرگرسیون برداری، معادلات رگرسیونی به ظاهر نامرتبط، داده‌های تابلویی)، اعداد صفر یا یک را در خود جای می‌دهد (کو و پرون، ۲۰۰۷: ۴۶۵). تعداد شکست‌های ساختاری سیستم با m نمایش داده می‌شود. زمان شکست‌ها با بردار $T = (T_1, \dots, T_m)$ نمایش داده می‌شوند. u_t در رابطه (۱)، دارای میانگین صفر و ماتریس کواریانس $\sum_j$ برای $T_{j-1} \le t \le T_j$ می‌باشد. در حالت خود رگرسیون برداری، رابطه (۱) را به صورت رابطه (۴) می‌توان نوشت:

$$y_t = \acute{x}_t\beta_j + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

که در آن رابطه (۵)، برقرار است. در رابطه (۵)، r تعداد متغیرهای درون‌زا می‌باشد.

$$\acute{x}_t = [I_r \times (1, y_{1,t-k}, \dots, y_{r,t-k})] \qquad (۵)$$

جهت تخمین نقاط شکست ساختاری، باید رابطه (۶)، را تخمین زد.

$$\{\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m, \beta, \sum\} = \arg\max_{(T_1,\dots,T_m,\beta,\sum)} rlr_\Omega \qquad (۶)$$

که در آن، rlr_Ω، نسبت راست نمایی لگاریتمی محدود[3]، بوده و به‌صورت رابطه مقید (۷) می‌باشد.

$$rlr_\Omega = \log(LR_\Omega) + \acute{\lambda}g(\beta, vec(\sum)) \qquad (۷)$$

رابطه (۷)، بهینه یابی نسبت شبه راست نمایی گاوسی رابطه (۴)، با توجه به قید $g(\beta, vec(\sum)) = 0$ می‌باشد. نسبتLR_Ω به شکل رابطه (۸)، می‌باشد.

$$LR_\Omega = \frac{\prod_{j=1}^{m+1}\prod_{t=T_{j-1}+1}^{T_j} f(y_t|x_t;\beta_j,\Sigma_j)}{\prod_{j=1}^{m+1}\prod_{t=T_{j-1}^0+1}^{T_j^0} f(y_t|x_t;\beta_j^0,\Sigma_j^0)} \qquad (۸)$$

که در رابطه (۸)، داریم:

$$f(y_t|x_t;\beta_j,\sum_j) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}}|\sum_j|^{-\frac{1}{2}}.\exp\{\frac{-1}{2}[y_t - \acute{x}_t\beta_j\acute{]}\sum_j^{-1}[y_t - \acute{x}_t\beta_j]\} \qquad (۹)$$

پس از ایجاد تابع اصلی، آزمون فرضیه صفر «نبود شکست ساختاری»، در برابر فرضیه غیر صفر «تعداد نامشخصی از شکست‌ها»، انجام می‌شود. آزمون توسط کو و پرون (۲۰۰۷)، به آزمون «حداکثر سازی دوبل»[4] نامگذاری شده است. آماره آزمون برای مقادیر غیریکنواخت $a_i = 1$ و $i = 1, \dots, M$، با $WD\max LR_T(M)$ نشان داده می‌شود و به شکل رابطه (۱۰) محاسبه می‌شود.

$$WD\max LR_T(M) = \max 1 \le k \le M[aksupLRTk,pb,nbd,nbo,\varepsilon] \qquad (۱۰)$$

بای و پرون[5] (۱۹۹۸)، اولین بار مقادیر بحرانی آماره یاد شده را معرفی نمودند. راهکار تعیین تعداد شکست‌ها این است که آیا

1. Qu & Perron (2007)
2. VAR
3. The Restricted Log-Likelihood Ratio
4. Double Maximum Test
5. Bai & Perron (1998)

حداقل یک شکست وجود داشته است یا خیر؟ فرایند الگوریتمی مدل به این صورت است که در صورت عدم تأیید فرضیه صفر آزمون حداکثرسازی دوبل، باید در مورد تعداد شکست‌ها بر مبنای «آزمون ترتیبی»[1] $SEQ_T\ (l+1|l)$ تصمیم گرفت، که در آن، فرضیه صفر وجود l *شکست*، در برابر فرضیه غیر صفر (l+1) شکست، آزمون می‌شود و آماره آن به صورت رابطه (۱۱)، می‌باشد.

(۱۱)

$$SEQ_T\ (l+|l) = \max_{1\le j\le l+1} \sup_{\varphi\epsilon\eta j,\varepsilon} lrTT1,\ldots,Tj-1,\varphi,Tj,\ldots,Tl-lrT\ (T1,\ldots,Tl)$$

که در رابطه (۱۱)، $\eta_{j,\varepsilon}$ به صورت رابطه (۱۲) می‌باشد.

(۱۲)

$$\eta_{j,\varepsilon} = \{\varphi; \hat{T}_{j-1} + (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1})\varepsilon \le \varphi \le \hat{T}_j - (\hat{T}_j - \hat{T}_{j-1})\varepsilon\}$$

در رابطه (۱۱)، lr_T، نسبت درستنمایی رابطه (۷) بوده و $(\hat{T}_j, \ldots, \hat{T}_l)$ بخش‌بندی شکست‌ها (در صورت l شکست)، می‌باشد. فرایند الگوریتمی $SEQ_T\ (l+1|l)$ ، تا زمان تعیین تعداد بهینه شکست‌ها و عدم تأیید فرضیه صفر، ادامه می‌یابد. تا این مرحله، توسط روش پیشنهادی کو و پرون (۲۰۰۷)، تکانه‌ها $(\hat{T}_j)$، شناسایی و رژیم‌های ساختاری تعیین خواهند شد.

۳-۲- ضرایب بلندمدت و دوره تأثیر

در گام بعدی، مدل خودرگرسیون برداری زیر برای هر رژیم ساختاری تعیین شده در مرحله قبل، تخمین زده خواهد شد.

(۱۳)

$$\Delta logGDP_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{k} \beta_{1i}\Delta logGDP_{t-i} + i=1k\delta 1i\Delta logCPIt-i+i=1k\theta 1i\Delta logMt-i+i=0 k\gamma 1i\Delta logOILt-i+u1i$$

(۱۴)

$$\Delta logCPI_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{k} \beta_{2i}\Delta logGDP_{t-i} + i=1k\delta 2i\Delta logCPIt-i+i=1k\theta 2i\Delta logMt-i+i=0 k\gamma 2i\Delta logOILt-i+u2i$$

(۱۵)

$$\Delta logM_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^{k} \beta_{3i}\Delta logGDP_{t-i} + i=1k\delta 3i\Delta logCPIt-i+i=1k\theta 3i\Delta logMt-i+i=0 k\gamma 3i\Delta logOILt-i+u3i$$

در معادلات فوق، $logGDP_t$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی، $logCPI_t$ لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده، $logM_t$ لگاریتم نقدینگی، $logOIL$ لگاریتم قیمت نفت و نهایتاً u جزء اخلال می‌باشد. در مجموعه معادلات (۱۳) تا (۱۵) قیمت نفت به عنوان یک متغیر برون‌زا در نظر گرفته شده است. از دیدگاه نظری چنین می‌توان مطرح نمود که قیمت نفت، خارج از اقتصاد داخلی تعیین می‌شود و پس از واریز درآمد در حساب‌های بین‌المللی و تسویه‌های بین بانکی، وارد کشور شده و سپس جهت تأثیر بر اقتصاد داخلی به ریال تبدیل خواهند شد. البته این فرایند تأخیری، معمولاً با وقفه در مدل وارد می‌شود. در روابط (۱۳) تا (۱۵)، در صورتی که سری زمانی متغیرهای یاد شده مانا باشند، از متغیر سطح (بدون Δ) و در غیر این‌صورت از متغیر تفاضلی (با Δ) استفاده خواهد شد. نهایتاً اینکه، برای تخمین ضرائب بلندمدت، معادلات خودرگرسیون برداری یاد شده، به شکل ماتریسی رابطه (۱۶)، بیان می‌شوند:

(۱۶)

$$(I_3 - \sum_{i=1}^{k} \emptyset_i L^i)Y_t = \alpha + (\sum_{i=1}^{k} \Gamma_i L^i)X_t + U_t$$

در رابطه (۱۶) داریم:

(۱۷)

$$Y_t = \begin{pmatrix} \Delta logGDP_t \\ \Delta logCPI_t \\ \Delta logM_t \end{pmatrix}, X_t = \Delta logOIL_t,$$

$$\emptyset_i = \begin{pmatrix} \beta_{1i} & \delta_{1i} & \theta_{1i} \\ \beta_{2i} & \delta_{2i} & \theta_{2i} \\ \beta_{3i} & \delta_{3i} & \theta_{3i} \end{pmatrix}, \Gamma_i = \begin{pmatrix} \gamma_{1i} \\ \gamma_{2i} \\ \gamma_{3i} \end{pmatrix}$$

پس داریم:

$$A(L)Y_t = \alpha + B(L)X_t + U_t$$

که در آن:

$$A(L) = (I_3 - \sum_{i=1}^{k} \emptyset_i L^i), B(L) = (\sum_{i=1}^{k} \Gamma_i L^i)$$

بنابراین:

$$Y_t = A\ (L)^{-1}\alpha + A\ (L)^{-1}B(L)X_t + A\ (L)^{-1}U_t$$

اگر $A\ (L)^{-1}B(L)$ *را* به عنوان ضریب بلندمدت[2] (LM) تعریف نماییم:

1. Sequential Test

2. Longrun Multiplier

$$A(L)^{-1}B(L) = (I_3 - \sum_{i=1}^{k} \emptyset_i L^i)^{-1}.(\sum_{i=1}^{k} \Gamma_i L^i) \quad (۱۸)$$

برای متغیرهای وابسته سه گانه تحقیق، روابط (۱۹) تا (۲۱) را داریم.

$$LM_{gdp_{growth}} = \frac{\sum_{i=0}^{k} \gamma_{1i}}{1-\sum_{i=1}^{k} \beta_{1i}-\sum_{i=1}^{k} \delta_{1i}-\sum_{i=1}^{k} \theta_{1i}} \quad (۱۹)$$

$$LM_{cpi_{growth}} = \frac{\sum_{i=0}^{k} \gamma_{2i}}{1-\sum_{i=1}^{k} \beta_{2i}-\sum_{i=1}^{k} \delta_{2i}-\sum_{i=1}^{k} \theta_{2i}} \quad (۲۰)$$

$$LM_{m_{growth}} = \frac{\sum_{i=0}^{k} \gamma_{3i}}{1-\sum_{i=1}^{k} \beta_{3i}-\sum_{i=1}^{k} \delta_{3i}-\sum_{i=1}^{k} \theta_{3i}} \quad (۲۱)$$

ضریب پویای تأثیر قیمت نفت بر شاخص‌های سه گانه رشد اقتصادی، تورم و رشد پول نیز با ایجاد ارتباط پویا بین ضرایب دوران مختلف، تخمین زده خواهند شد. جهت محاسبه ضریب پویا[1] و تخمین طول دوره تأثیرگذاری رشد قیمت نفت بر متغیرهای وابسته مورد مطالعه، طبق گومز-لاسکاس و همکاران[2] (۲۰۱۱)، از روابط پیوسته زیر استفاده شد:

$$dm_{1\varphi} = \gamma_{0\varphi} \quad (۲۲)$$

$$dm_{2\varphi} = \gamma_{1\varphi} + \left(\beta_{\varphi}\gamma_{0\varphi}\right) \quad (۲۳)$$

$$dm_{\omega\varphi} = \beta_{\varphi}^{\omega-2}\gamma_{1\varphi} + \beta_{\varphi}^{\omega-1}\gamma_{0\varphi}: \omega = 3, \dots, h \quad (۲۴)$$

که در آنها، dm ضریب پویا یا همان دوره تأثیر، اندیس φ بیانگر نوع متغیر، اندیس ω زمان و h افق بلندمدت می‌باشد. منظور از دوره تأثیر، میزان تأثیر معنادار رشد قیمت نفت در بلندمدت بر یک متغیر وابسته در مجموعه روابط (۲۲) تا (۲۴) می‌باشد. به بیان دیگر، رابطه پویای (۲۴)، در طی زمان، به سمت صفر میل می‌کند. تا اینکه در یک فصل، تأثیر آن دیگر معنادار نخواهد بود. از آغاز زمان تأثیر تا زمان صفر شدن $dm_{\omega\varphi}$، به عنوان طول دوره تأثیر تعریف می‌شود.

٤. یافته‌ها

۴-۱- شناسایی نقاط شکست

در این تحقیق، تأثیر تغییر قیمت نفت سبک ایران در رژیم‌های مختلف ساختاری بر متغیرهای رشد اقتصادی، رشد پول و تورم در دوره زمانی فروردین ۱۳۴۰ تا پاییز ۱۳۹۰بررسی شده است. روش جمع‌آوری اطلاعات و ارقام، کتابخانه‌ای بوده و از انتشارات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بولتن‌های اوپک[3]، استخراج شده است. به جهت محدودیت دسترسی به آمار تولید ناخالص داخلی ماهانه، داده‌های تولید ناخالص داخلی، توسط نرم‌افزار ایویوز، به داده‌های ماهانه تبدیل شدند. همچنین به جهت در دسترس نبودن ارقام ماهانه نقدینگی، از حجم عمومی تعریف اولیه پول (مجموع اسکناس، مسکوکات و سپرده‌های دیداری در بانک‌ها) به عنوان شاخص حجم پول استفاده شد. شاخص قیمت مصرف کننده (خرده فروشی) نیز به عنوان شاخص سطح عمومی قیمت‌ها در نظر گرفته شد. روش پیشنهادی الگوریتمی کو و پرون (۲۰۰۷)، توسط نرم‌افزار گاوس۱۰، و تخمین ضرایب بلندمدت و دوره تأثیر، توسط نرم‌افزار متلب ۲۰۱۴ با تکنیک خود راه‌انداز (بوت استرپ)، اجرا شده است. در گام اول، مانایی متغیرهای تحقیق در شکل لگاریتمی آنها توسط روش کاریونی سیلوستر و همکاران[4] (۲۰۰۹)، آزمون شد. طبق جدول (۱)، آماره آزمون نشان دهنده عدم رد فرضیه صفر (وجود ریشه واحد) تمام متغیرها (به جز حجم پول)، در سطح و رد فرضیه صفر برای تفاضل مرتبه اول تمام متغیرهای تحقیق می‌باشد. بنابراین از تفاضل مرتبه اول متغیرها، در مدل استفاده شد. جهت شناسایی زمان تکانه‌های نفتی در مدل، الگوی پیشنهادی الگوریتمی کو و پرون (۲۰۰۷)، به‌کار گرفته شد. آماره نقطه بحرانی آکاییک مدل، توسط کورازومی و تواندورج[5] (۲۰۱۱)، محاسبه و تعداد یک وقفه به عنوان وقفه بهینه انتخاب گردید. پیش از آن، از آماره‌های مرسوم تعیین وقفه‌های بهینه آکائیک و شوارز-بیزین استفاده می‌شد. پس از تعیین تعداد وقفه‌های بهینه، طبق رابطه (۱۱)، فرضیه عدم وجود شکست در مدل آزمون شد. طبق جدول (۲)، مقدار آماره حداکثر دوبل، برابر با ۳۰/۷۰۹ به‌دست آمد که در سطح ۹۹ درصد، معنادار بوده و بیانگر عدم تأیید فرضیه صفر (نبود شکست) می‌باشد.

پس از آن، گام دوم تحقیق صورت گرفت. در گام دوم، آزمون ترتیبی l وقفه در برابر $l+1$ وقفه یا همان آزمون ترتیبی، توسط رابطه (۱۲)، انجام شد. طبق جدول (۲)، ابتدا فرضیه صفر «یک شکست»$(l = 1)$ ، در برابر فرضیه جایگزین «وجود دو شکست»$(l = 2)$ » یا $(2|1)$، آزمون شد. با توجه به معنادار بودن مقدار آماره، فرضیه صفر یاد شده، تأیید نشد. بنابراین فرضیه صفر «وجود دو شکست» در برابر فرضیه رقیب «وجود سه شکست» یا $(3|2)$ آزمون شد. در

1. Dynamic Multiplier
2. Gomez-Loscos et al. (2011)
3. OPEC Bulletins
4. Carrion-i-Silvestre et al. (2009)
5. Kurozumi & Tuvandorj (2011)

مورد آزمون (4|3) نیز همین نتیجه حاصل شد. نهایتاً در مورد (6|5)، مقدار آماره معنادار نشد. پس فرضیه صفر رد نشد. بنابراین در سری زمانی مورد مطالعه، پنج تکانه و شش رژیم ساختاری وجود دارد. در مرحله بعد، نقاط تکانه توسط رابطه (۶)، شناسایی شدند، که طبق جدول (۳) به ترتیب عبارت هستند از شهریور ۱۳۵۲، مرداد ۱۳۵۸، خرداد ۱۳۶۹، مرداد ۱۳۷۳ و خرداد ۱۳۸۵.

جدول (۴)، ویژگی‌های توصیفی متغیرهای تحقیق در رژیم‌های ساختاری شش‌گانه را نشان می‌دهد. آنچه مشخص است اینکه در تمامی رژیم‌ها، به جز یک رژیم، بیشترین رشد ماهیانه حجم پول در اسفند ماه و کمترین رشد آن در فروردین صورت گرفته است. بیشترین رشد ماهیانه قیمت نفت ایران در مرداد ماه رژیم‌ها و کمترین آن در فاصله آبان تا بهمن ماه صورت گرفته است. همچنین حداکثر تورم ماهیانه معمولاً مربوط به ماه‌های آخری سال بوده است. حداکثر رشد ماهیانه حجم پول در کل دوران مربوط به اسفند ۱۳۷۵ و در مورد تورم مربوط به بهمن ۱۳۷۳ بوده که هر دو مربوط به رژیم ساختاری ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۵ بوده است.

۴-۲- ضرایب بلندمدت

تکانه‌های نفتی، کل دوره مورد مطالعه را به شش زیر دوره (رژیم) تقسیم نمود. در این مرحله، تأثیر بلندمدت قیمت نفت بر متغیرها، طبق روابط (۲۰) تا (۲۲)، از تکنیک خود راه‌انداز (بوت استرپ) با تکرار ۱۰۰۰۰ بار، برآورد شد. نتایج تخمین در جدول (۵) نشان داده شده است. بیشترین دوره تأثیر قیمت نفت بر تولید بوده، برای نمونه در رژیم ساختاری چهارم، هرگونه تغییر در قیمت نفت تا ۱۰۲ ماه (۸/۵ سال)، بر رشد تولید ناخالص داخلی تأثیرگذار بوده است. با تغییر ساختار در مهرماه ۱۳۷۳، این تأثیر به ۴۱ ماه کاهش یافته است. بیشترین تأثیر قیمت نفت بر تولید، مربوط به رژیم چهارم و کمترین آن مربوط به رژیم ششم بوده است. در مورد تأثیر قیمت نفت بر تورم، رژیم دوم بیشترین و رژیم چهارم کمترین مقدار را دارا بوده و نهایتاً در مورد تأثیر قیمت نفت بر حجم پول، رژیم پنجم بیشترین و رژیم سوم، کمترین تأثیر را داشته است.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد کاریونی سیلوستر و همکاران (۲۰۰۹)

متغیر در سطح آماره	قیمت نفت	سطح عمومی قیمت‌ها	تولید	پول
آماره دیکی فولر (۱۹۷۹) اصلاح شده (MADF)	-۲/۶۱	-۳/۵۸	-۲/۸۲	-۴/۲۶
آماره M-Class نگ و پرون (۲۰۰۱) اصلاح شده (MMZT)	-۲/۶۴	-۳/۵	-۲/۹۸	-۳/۸۸
نقطه بحرانی ($\alpha = \%5$)	-۳/۸۵	-۳/۶۲	-۳/۸۵	-۳/۸۵
آماره تفاضل مرتبه اول متغیر	**قیمت نفت**	**سطح عمومی قیمت‌ها**	**تولید**	**پول**
آماره دیکی فولر (۱۹۷۹) اصلاح شده (MADF)	-۱۵/۲۲	-۹/۸۷	-۹/۷۲	-۳/۹
آماره M-Class نگ و پرون (۲۰۰۱) اصلاح شده (MMZT)	-۱۱/۰۳	-۸/۵۱	-۸/۶۶	-۳/۸۶
نقطه بحرانی ($\alpha = \%5$)	-۳/۸۱	-۳/۸۱	-۳/۷۳	-۳/۴۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲. فرایند الگوریتمی شناسایی تعداد نقاط شکست

	حداکثر دوبل	آزمون ترتیبی $Seq(l+1\|l)$			
	Seq(5|4)	Seq(4|3)	Seq(5|4)	Seq(4|3)	Seq(5|4)
آماره	۳۰/۶۴	۲۸/۱۰۷	۳۰/۶۴	۲۸/۱۰۷	۳۰/۶۴
مقدار بحرانی (۹۹درصد)	۲۶/۳۷	۲۵/۹۱	۲۶/۳۷	۲۵/۹۱	۲۶/۳۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۳. نقاط شکست شناسایی شده

نقطه شکست	۱۳۵۲:۰۶	۱۳۵۸:۰۵	۱۳۶۹:۰۳	۱۳۷۳:۰۵	۱۳۸۵:۰۳
فاصله اطمینان۹۵درصد	۴۴:۰۶-۵۳:۰۱	۵۵:۰۵-۶۴:۰۱	۶۱:۱۰-۷۰:۰۶	۷۲:۰۲-۸۰:۰۸	۷۸:۰۶-۸۷:۰۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴. آمار توصیفی متغیرها در رژیم‌های مختلف ساختاری

رژیم	ویژگی	رشد پول	تورم	رشد تولید	رشد قیمت نفت
۱۳۴۰/۰۱-۱۳۵۲/۰۶	میانگین	-۰/۰۱۰۰۹	۰/ .۰۰۲	۰/۰۰۷۹	۰/۰۰۴۶
	حداکثر (زمان)	۰/۰۹۳۱ (اسفند۵۱)	۰/۰۳۲۰۸ (بهمن ۴۲)	۰/۰۲۴۲ (آذر ۵۰)	۰/۰۸۰۴ (مرداد ۵۲)
	حداقل (زمان)	-۰/۰۶ (فروردین ۴۱)	-۰/۰۴۴ (تیر ۴۰)	-۰/۰۰۵۳ (آذر ۵۱)	-۰/۰۳۸ (آبان ۵۰)
	انحراف معیار	۰/۰۲۶۱	۰/۰۵۱	۰/۰۰۶۰۶	۰/۰۱۶۳
۱۳۵۲/۰۷-۱۳۵۸/۰۵	میانگین	۰/۰۲۷۹	۰/۰۱۱	۰/۰۰۳۷	۰/۰۲۴۴
	حداکثر (زمان)	۰/۱۵۲ (اسفند ۵۶)	۰/۰۴۳ (مهر ۵۵)	۰/۰۲۳۲ (آذر ۵۴)	۰/۳۵۹ (دی ۵۲)
	حداقل (زمان)	۰/۰۷۹۷ (فروردین ۵۷)	-۰/۰۳۵ (تیر ۵۸)	-۰/۰۱۱۱ (آذر ۵۶)	-۰/۰۴۰۷ (آبان ۵۶)
	انحراف معیار	۰/۰۴۳۳	۰/۰۱۴۷	۰/۰۱۰۴	۰/۰۷۰۵
۱۳۵۸/۰۶-۱۳۶۹/۰۳	میانگین	۰/۰۱۵۱	۰/۰۱۴۳	-۰/۰۰۰۹۲	-۰/۰۰۲۸
	حداکثر (زمان)	۰/۱۵۳ (مرداد ۵۹)	۰/۰۵۲۰۲ (اسفند ۶۷)	۰/۱۱۳ (تیر ۶۸)	۰/۴۳۷۵ (مرداد ۶۵)
	حداقل (زمان)	-۰/۲۱۳ (تیر ۵۹)	-۰/۰۵۸۲ (مرداد ۶۷)	-۰/۰۷۶ (آذر ۶۸)	-۰/۳۱۳ (اسفند ۶۴)
	انحراف معیار	۰/۰۳۸	۰/۰۲۰۰۵	۰/۰۲۹	۰/۰۸۹۸
۱۳۶۹/۰۴-۱۳۷۳/۰۵	میانگین	۰/۰۱۸۵	۰/۰۱۷۲	۰/۰۰۸۳	۰/۰۰۴۷
	حداکثر (زمان)	۰/۱۳۸۹ (اسفند ۷۲)	۰/۰۵۰۵ (اسفند۷۰)	۰/۱۴۰۲ (تیر ۷۳)	۰/۵۳۵۸ (مرداد ۶۹)
	حداقل (زمان)	-۰/۰۹۶ (فروردین ۷۳)	-۰/۰۱۹۶ (اردیبهشت ۷۱)	-۰/۰۱۰۲ (دی ۷۱)	-۰/۲۹۰۳ (بهمن ۶۹)
	انحراف معیار	۰/۰۴۱۹	۰/۰۱۴۱	۰/۰۷۲۲	۰/۱۱۲۸
۱۳۷۳/۰۶-۱۳۸۵/۰۳	میانگین	۰/۰۱۸۲	۰/۰۱۴۲	۰/۰۰۲۷	۰/۰۱۴۳
	حداکثر (زمان)	۰/۱۷۰۳ (اسفند ۷۵)	۰/۰۶۹۵ (بهمن ۷۳)	۰/۱۳۲۸ (مرداد ۷۴)	۰/۵۳۲۶ (دی ۷۵)
	حداقل (زمان)	-۰/۱۳۵۳ (فروردین ۷۶)	-۰/۰۰۸۲ (اردیبهشت ۸۴)	-۰/۰۹۶۱ (آذر ۷۳)	-۰/۲۷۲۲ (دی ۷۹)
	انحراف معیار	۰/۰۴۴۸	۰/۰۱۴۲	۰/۰۵۹۴	۰/۰۹۳۶
۱۳۹۰/۱۲-۱۳۸۵/۰۴	میانگین	۰/۰۱۵۰۰۷	۰/۰۱۳۸	۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۸۶
	حداکثر (زمان)	۰/۱۲۸۳ (اسفند ۸۸)	۰/۰۳۸۴ (شهریور ۸۷)	۰/۰۸۸۳ (تیر ۸۹)	۰/۱۸۸۲ (تیر ۸۸)
	حداقل (زمان)	-۰/۱۳۱۱ (فروردین ۸۷)	-۰/۰۰۴۱۷ (بهمن ۸۷)	-۰/۰۷۶۹ (آذر ۸۶)	-۰/۳۲۰۴ (آبان ۸۷)
	انحراف معیار	۰/۰۴۹۹	۰/۰۰۹۲	۰/۰۵۰۳	۰/۰۹۵۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵. تحلیل دوره‌های ساختاری نفتی

تغییرات ساختاری نفتی شناسایی شده در این تحقیق، معمولاً به دلایل سیاسی و اجتماعی بوده که عبارت بودند از تکانه نفتی ناشی از تشکیل اوپک و سیل درآمدهای نفتی، جنگ یوم-کیپور[1]، پیروزی انقلاب اسلامی، بازسازی و تغییرات ساختاری در اقتصاد پس از جنگ تحمیلی، تغییرات ساختاری در اواسط دهه ۷۰ شمسی و موضوع هسته‌ای ایران. در هرکدام از دوران ایجاد شده، اقتصاد ایران از ویژگی‌های خاصی برخوردار بوده است که به شرح زیر می‌توان آنها را تفسیر نمود: اولین تکانه ساختاری مربوط به شهریور ۱۳۵۲ بوده است. این دوران، با اولین تکانه نفتی جهان در ۱۹۷۳ میلادی مصادف بود که سرچشمه آن، حمله مصر و سوریه به مناطق اشغال شده فلسطین بود (امینی، ۱۹۸۶: ۹۲). در سال ۱۳۵۲، قیمت متوسط نفت به هر بشکه ۶۵/۱۱ دلار رسید که نتیجه آن سیل درآمدهای نفتی به اقتصاد ایران بود (پرگین، ۱۳۷۴: ۸۷۵). از بعد داخلی، در این دوران، طرح انقلاب سفید حکومت پهلوی اجرایی شد. به علت عدم توجه به وقایع اقتصادی و اجتماعی جامعه، این طرح در کل باعث رشد ناهمگون بخش‌های اقتصادی شد.

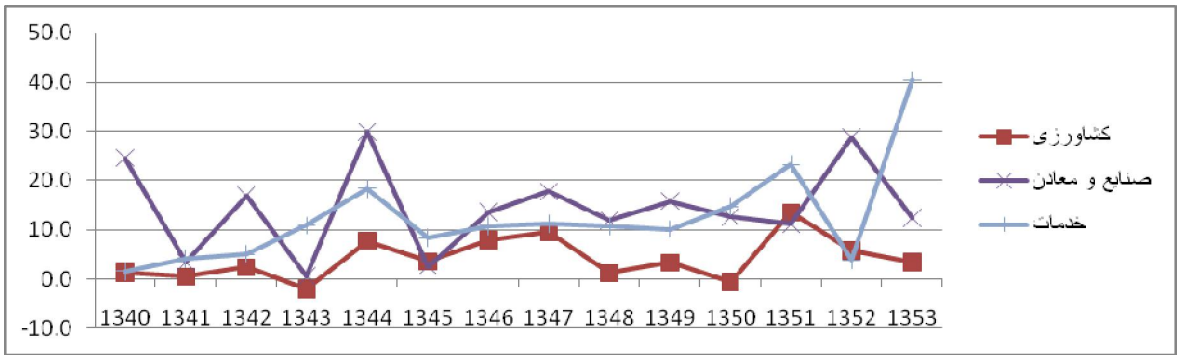
1. Yum Kippur War

جدول ۵. تأثیر بلندمدت رشد قیمت نفتی بر رشد تولید، پول و تورم

ردیف	رژیم ساختاری	ضریب تولید فاصله اطمینان* دوره تأثیر	ضریب تورم فاصله اطمینان دوره تأثیر	ضریب پول فاصله اطمینان دوره تأثیر
۱	۱۳۴۰/۰۱ تا ۱۳۵۲/۰۶	-۰/۸۴ -۱/۷۱ -۰/۱۸ ۹۶	۰/۰۹ -۰/۰۲۸/۴۴ ۱۷	۰/۰۹ -۰/۰۱۵/۳۲ ۱۵
۲	۱۳۵۲/۰۷ تا ۱۳۵۸/۰۵	۰/۰۱ -۰/۰۱۶/۱۷ ۹۳	۰/۰۱ -۰/۰۰۸/۰۹ ۱۸	-۰/۰۵ -۰/۰۱۵/۰۵ ۱۴
۳	۱۳۵۸/۰۶ تا ۱۳۶۹/۰۳	-۰/۰۶ -۰/۰۲۵/۱۱ ۵۲	۰/۰۱ -۰/۰۰۵/۷ ۱۱	۰/۰۰۱ -۰/۰۰۷/۰۷ ۹
۴	۱۳۶۹/۰۴ تا ۱۳۷۳/۰۵	۰/۳۵ -۱/۲۳۱/۰۷ ۱۰۲	۰/۰۰۸ -۰/۰۰۶/۰۵ ۸	-۰/۰۴ -۰/۰۱۱/۰۴ ۱۸
۵	۱۳۷۳/۰۶ تا ۱۳۸۵/۰۳	۰/۰۱ -۰/۰۴۲/۴۴ ۴۱	-۰/۰۱ -۰/۰۰۵/۰۳ ۹	-۰/۲۱ -۰/۰۴۹/۰۹ ۱۹
۶	۱۳۸۵/۰۴ تا ۱۳۹۰/۱۲	۰/۴۴ ۰/۰۰۶/۹۳ ۳۹	۰/۰۳ -۰/۰۰۱/۰۶ ۱۰	۰/۰۵ -۰/۰۰۷/۱۵ ۱۰

*$\alpha = \%5$ ، **مأخذ:** محاسبات تحقیق

نمودار ۱. رشد تولید ناخالص بخش‌های غیرنفتی اقتصاد ایران طی دوره ساختاری ۱۳۴۰ تا ۱۳۵۳



مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

به دلیل رشد شدید فرصت‌های شغلی در بخش صنعت و خدمات واقع در کلان شهرها، مهاجرت روستاییان روند فزاینده‌ای به خود گرفت. به همین جهت، طبق نمودار (۱)، در این دوران رشد تولید ناخالص بخش کشاورزی نسبت به سایر بخش‌ها از متوسط کمتری برخوردار بود. رژیم ساختاری دوم با درآمدهای نفتی هنگفت در سال ۱۳۵۳، شکل گرفت. درآمد نفتی ایران در سال ۱۳۵۳، به حدود ۲۰ میلیارد دلار رسید. جهش ناگهانی قیمت نفت سبک ایران در نمودار (۲)، نشان داده شده است. دومین برنامه توسعه عمرانی حکومت پهلوی در این دوره اجرا شد. برنامه‌ریزی‌های غیرواقع بینانه با درآمدهای هنگفت نفتی، باعث رشد صنایع مصرف‌گرا و وابستگی شدید اقتصاد (حتی بخش کشاورزی) به واردات شد. افزایش مهاجرت به شهرها و کاهش تولید کشاورزی در روستاها منجر به رشد ملایم بخش کشاورزی نسبت به سایر بخش‌ها و تقاضای

کالاهای کشاورزی وارداتی شد. در اثر شوک نفتی، انتقال مستقیم نیروی کار از بخش کشاورزی به بخش نفت صورت نگرفت، بلکه این انتقال به سمت بخش‌های خدمات و صنعت بود.

به همین دلیل، پس از هر تکانه نفتی، شاهد روند افزایشی اشتغال بخش‌های صنعت و خدمات بوده‌ایم. جدول (۶)، مقایسه رشد بخش‌های غیر نفتی اقتصاد در دو دوره ساختاری پیش از انقلاب اسلامی را نشان می‌دهد.

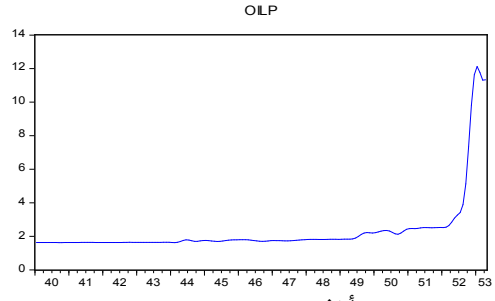
جدول ۶. تأثیر تکانه نفتی ۱۳۵۳ بر رشد بخش‌های غیر نفتی اقتصاد ایران

متوسط رشد تولید / بخش (درصد)	تغییر (درصد)	۱۳۵۳ تا ۱۳۵۸	۱۳٤۰ تا ۱۳۵۳
کشاورزی	+٪۱۳/۵٤	٪۲۰/۹٦	٪ ۷/٤۲
صنایع و معادن	+٪۲۷/۵۸	٪٤٦/٦۲	٪۱۹/۰٤
خدمات	+٪۳۰/۲۱	٪٤٦/۱۵	٪۱۵/۹٤

مأخذ: سری زمانی حساب‌های ملی ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

طبق جدول (۶)، با بروز تکانه نفتی ۱۳۵۳، بخش خدمات و صنایع و معادن رشد بیش از دو برابری تولید نسبت به بخش کشاورزی داشتند. پس از تکانه ۱۳۵۳، همچنان بخش کشاورزی رشد کمتری نسبت به سایر بخش‌ها داشت و بخش خدمات به طور متوسط در دوره ساختاری ۱۳۵۳ تا ۱۳۵۸ نسبت به دوره قبل رشد ۳۰/۲۱ درصدی را تجربه نمود. بسیاری از محققین اقتصاد انرژی ایران معتقد هستند ایران در این دوره ساختاری شدیداً با پدیده بیماری هلندی مواجه بود. دوره ساختاری بعدی پس از تکانه مرداد ۱۳۵۸ ایجاد شد که ناشی از وقوع انقلاب اسلامی بود.

نمودار ۲. روند قیمت نفت سبک ایران در دوره ساختاری اول



مأخذ: بولتن‌های سالیانه اوپک

بروز نارضایتی‌های عمومی از حکومت پهلوی و پیروزی انقلاب اسلامی، باعث روند نزولی و نهایتاً توقف صادرات نفت ایران در ماه‌های پایانی سال ۱۳۵۸ شد. در این زمان، صادرات روزانه ۶ میلیون بشکه نفت ایران متوقف شد و فشار تورمی تاریخی را بر کشورهای صنعتی تحمیل نمود. صدور نفت خام از ۴/۸ میلیون بشکه (روزانه) در سال ۱۳۵۶ به ۷۹۶ هزار بشکه در ۱۳۵۹ رسید. از سوی دیگر، در این دوره، همراه با افزایش وظایف و حجم دولت، تصمیماتی اساسی در حوزه درآمدهای مالیاتی اتخاذ شد که منجر به کاهش درآمدهای دولت گردید. مهم‌ترین این اقدامات عبارت بودند از: الف- تصویب لایحه قانونی تادیه و تسویه بدهی مالیاتی در شورای انقلاب به تاریخ ۵۷/۱۲/۲۹، ب- افزایش معافیت مالیاتی حقوق بگیران در ۵۸/۱/۲۹، ج- یکسان سازی نرخ مالیات برای کارکنان بخش‌های دولتی و خصوصی در تاریخ ۵۹/۶/۱.

امینی (۱۳۸۸)، معتقد است، اقتصاد ایران در طول جنگ تحمیلی، سه دوره رکود و رونق را تجربه کرد: دوره اول رکود اقتصادی (۱۳۵۹ تا ۱۳۶۰) بود که دلیل اصلی آن تخریب صنایع مادر در جنوب و جنوب غرب کشور در اثر جنگ تحمیلی، رکود اقتصادهای صنعتی جهان، بالا بودن قیمت جهانی نفت از یک‌سو و کاهش صادرات نفتی ایران از سوی مقابل بود. دوره دوم رونق اقتصادی ۱۳۶۱ تا ۱۳۶۴ بود. در پی اقدامات ایران برای بازپس‌گیری مناطق اشغال شده و اجرای عملیات‌های بزرگ و موفقی همچون بیت المقدس که به آزادی خرمشهر و مناطق وسیعی از کشور در خرداد ۱۳۶۱ منجر شد، بخش مهمی از مراکز اقتصادی کشور از تیررس دشمن در امان ماند. افزایش قیمت نفت و صادرات نفتی و بهبود اوضاع اقتصادی نیز نمایان شدند. پژوهشگران اقتصاد دوران جنگ، این دوره را به دوره زمانی فتح خرمشهر تا فتح فاو نامگذاری کرده‌اند. دوره سوم دوره رکود اقتصادی ۱۳۶۵ تا ۱۳۶۷ بود.

جدول ۷. ویژگی اقتصاد ایران در دوران جنگ تحمیلی

متغیر/ دوره زمانی	۱۳۵۹- ۱۳۶۰	۱۳۶۱- ۱۳۶۴	۱۳۶۵- ۱۳۶۷
رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه	۱۱/۸۹	۱۸/۲۹	۱۲/۲۶
رشد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص	۱۷/۱۱	۲۰/۶۴	۱/۴۱
رشد صادرات کالا و خدمات	-۱۹/۱۵	۱۵/۰۲	۴۳/۳۲
نرخ تورم	۲۳/۱۵	۱۲/۸۲	۲۶/۷۶

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

رکود شدید داخلی، کاهش چشمگیر قیمت نفت به دلیل کاهش تقاضای جهانی، افزایش نبردهای زمینی و تشدید حملات عراق، تشدید جنگ‌های دریایی و نفتکش‌ها با حضور ناوگان جنگی قدرت‌های شرق و غرب، فشار کم سابقه ای به اقتصاد ایران وارد نمود. جدول (۷)، خلاصه‌ای از ویژگی‌های اقتصاد ایران طی دوران جنگ تحمیلی را نشان می‌دهد. دوره ساختاری پس از خرداد ۱۳۶۹به تحولات بازسازی پس از جنگ تحمیلی مربوط می‌شود. سهم عمده‌ای از درآمدهای نفتی، جهت بهبود معاش عموم مردم، ایجاد و نوسازی زیرساخت‌ها هزینه می‌شد. در همین دوره، اولین برنامه مدون توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی پس از انقلاب اسلامی در ۶۸/۱۱/۱۱ به مدت ۵ سال تصویب شد. در این دوران، بحران سوم اقتصادی امریکا، بحران دات کام پدیدار شد که در اواخر دهه ۱۹۹۰ به وقوع پیوست (چپرا[1]، ۲۰۰۹: ۲). این بحران به علت سفته بازی حباب‌وار در سهام شرکت‌های اینترنتی ایالات متحده، رخ داد (نظرپور و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۵۵). دوران ساختاری بعدی از اواسط سال ۱۳۷۳ آغاز شد. این دوره، مصادف با برنامه دوم توسعه کشور بود. متوسط نرخ تورم در این دوره ۲۵/۹ درصد تخمین زده شده است. در سال ۱۳۷۴ اقتصاد ایران نرخ تورم سالیانه ۴۹/۴ درصدی را تجربه نمود. البته در این دوران که تعدیل‌های اقتصادی در اقتصاد دولتی ایران صورت گرفت، تولید ناخالص داخلی رشد ۳۲/۸، ۳۴/۳ و ۴۷/۲ درصدی به ترتیب در سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۴ را تجربه نمود. متوسط رشد تولید ناخالص داخلی این دوره ۳۲/۷۱۵ درصد بود که نسبت به دوره ساختاری قبل، افزایش ۱۴/۷۳۵ درصدی داشت. بسیاری از اقتصاددانان، سیاست‌های پولی را عامل تورم شدید این دوران دانسته‌اند. نوسان‌های شدید قیمت نفت در اوائل دهه ۲۰۰۰ میلادی، خصوصاً پس از واقعه ۱۱ سپتامبر، از ویژگی‌های اصلی این دوران بود. نیمه دوم این دوران مصادف با برنامه سوم توسعه اقتصادی کشور بود. مدیران اقتصادی با استفاده از تجربیات دوران قبل، اجرای قابل قبول برنامه سوم توسعه، برنامه‌ریزی مناسب ذخایر ارزی و اجرای سیاست‌های انبساطی مالی، توانستند به نحو مطلوب‌تری نسبت به دوران قبل، از درآمدهای نفتی و نوسانات قیمت در جهت هدایت به بخش سرمایه‌گذاری و تولید، بهره ببرند. در سال ۱۳۸۰، ارزش افزوده بخش صنعت رشد ۱۰/۴ و بخش معدن رشد ۹/۶ درصد را تجربه کرد که برای بخش صنعت حدود یک درصد و برای بخش معدن ۲ درصد بیشتر از رشد مصوب برنامه سوم توسعه بود. در ۱۳۸۱، حمایت‌های مصوب مجلس از بخش‌های صنعت و معدن و تسریع خصوصی‌سازی، رشد اقتصادی ایران را تسهیل نمود. رشد اقتصادی پیش‌بینی شده در برنامه سوم توسعه ۶ درصد بود که ۵/۴ درصد آن محقق گردید. از عوامل تسهیل رشد در این دوران اقدامات قابل توجه در صنعت حمل و نقل در سال ۱۳۸۳ بود. در این‌دوره، اختیار بانک‌ها در تخصیص منابع افزایش یافت. نرخ ذخیره قانونی بانک‌ها کاهش قابل توجهی داشت، البته بانک مرکزی با توزیع گسترده اوراق قرضه، توانست تا حدودی اثر سیاست پولی یاد شده را بر تورم، کاهش دهد. دوره ساختاری بعدی، در خرداد ۱۳۸۵ آغاز شد. موضوع نقدینگی و تکانه‌های ناشی از نوسانات ارزی به دلیل تحریمهای غرب علیه ایران از عوامل ایجاد دوره ساختاری جدید بود. کمی پیش از آغاز دوره، در سال ۱۳۸۴، نقدینگی در ایران رشد ۳۴/۳ درصدی داشت، ولی به جهت افزایش واردات، کاهش نرخ مؤثر تعرفه‌ها، رکود بخش مسکن، کنترل انتظارات تورمی و کاهش تقاضای مؤثر، اثر رشد قابل توجه نقدینگی بر اقتصاد به ویژه تورم، تا حدودی خنثی شد. برنامه چهارم توسعه اقتصادی کشور در این دوره قرار داشت. از ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۵، صادرات نفت و گاز ایران به طور قابل توجهی افزایش یافت. در این سه سال، درآمد صادراتی نفت و گاز ایران به ترتیب ۳۶۳۱۵، ۵۳۸۲۰ و ۶۲۴۵۸ میلیون دلار بود. در ۱۳۸۵، تحریم‌های گسترده‌ای علیه اقتصاد ایران وضع شد. نهایتاً در ۱۳۸۶، موضوع هسته‌ای ایران شدت گرفت و ناآرامی‌های سیاسی و اجتماعی در خاورمیانه و نیجریه اوج گرفت. ذخایر نفت و گاز ایالات متحده، تغییر قابل توجهی داشت. این عوامل باعث افزایش ۱۱/۳ درصدی قیمت نفت اوپک شد که آن را به متوسط هر بشکه ۶۹/۰۵ دلار رساند. در ۱۳۸۷، بخش مسکن ایالات متحده با رکود بی‌سابقه‌ای روبه‌رو شد و اثرات آن به اکثر بازارهای عمده مالی جهان سرایت کرد. البته عدم ارتباط کامل بازارهای مالی ایران با آن بازارها، اثر بحران مالی را کاهش داد. در همین سال، قیمت بسیاری از کالاهای تجاری ایران کاهش یافت. فولاد و آهن، غلات، دانه‌های روغنی و پتروشیمی از این نوع بودند. در سال ۸۸، طرح مسکن مهر که مورد تأکید دولت نهم بود در کشور اجرا شد که تأثیر قابل توجهی بر بخش پولی اقتصاد ایران داشت. در ۱۳۸۹، قیمت سبد نفت اوپک از ۶۰/۹ دلار به ۷۷/۵ دلار (رشد ۲۷/۳ درصدی) رسید. این قیمت در دسامبر

1. Chapra (2009)

۲۰۱۰، به ۹۰ دلار نزدیک شد. به هر حال در جولای همان سال، به ۷۳ دلار بازگشت. در ۱۹ دسامبر ۲۰۱۰، قانون هدفمندی یارانه‌ها به‌طور رسمی در ایران کلید خورد. نااطمینانی در تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، تشدید تحریم‌های مالی و بانکی علیه ایران، شوک سونامی ژاپن، ناآرامی‌های سیاسی و اجتماعی در برخی کشورهای تولیدکننده نفت، عدم توازن در انتقال محرک‌های بودجه‌ای به تقاضای بخش خصوصی، رکود بخش کشاورزی به دلیل کاهش شدید بارندگی و افزایش ۵۲/۷ درصدی حمایت‌های بانک کشاورزی از این بخش (نسبت به سال قبل)، یک رکود تورمی شدید بر اقتصاد ایران حاکم نمود. همچنین از سال ۱۳۹۰، نرخ ارز رشد قابل توجهی داشت. در همین سال، تقاضای افزایش دستمزد نیروی کار نیز در کشور ایجاد شد و شاخص قیمت تولیدکننده بین سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۰ به ترتیب رشد ۱۶/۶ و ۳۴/۲ درصدی را داشت. البته در برنامه چهارم توسعه، رشد اقتصادی ۷/۲ درصدی پیش‌بینی شده بود که ۶/۳ آن محقق گردید.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

با در نظر گرفتن قیمت نفت سبک ایران به عنوان متغیر برون‌زا، پس از آزمون مانایی متغیرهای تحقیق، طبق الگوی پیشنهادی کو و پرون (۲۰۰۷) و آزمون حداکثر سازی دوبل، فرضیه صفر «عدم وجود شکست ساختاری در دوره مورد مطالعه» تأیید نشد. آزمون الگوریتمی تحقیق، بیانگر تأیید فرضیه «وجود پنج نقطه شکست ساختاری» و ایجاد شش دوره ساختاری برای اقتصاد ایران طی دوره مورد مطالعه ۱۳۴۰ تا ۱۳۹۰ بود. در گام بعدی، ضرایب بلندمدت و دوره تأثیر رشد قیمت نفت بر تورم، رشد پول و رشد تولید محاسبه شدند. به استثناء دوره ساختاری ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۵، برای سایر دوره‌ها، تأثیر رشد قیمت نفت بر تورم، مثبت بوده است. نتیجه این موضوع، تورم‌زا بودن تکانه‌های ساختاری نفتی در اقتصاد ایران می‌باشد. چنانچه صمدی و همکاران (۱۳۸۸)، کمیجانی و همکاران (۱۳۹۱)، حسینی‌نسب و میرکاظمی مود (۱۳۸۸)، جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۹۳)، نیز به همین نتیجه رسیده‌اند. نتایج تحقیق نشان داد که در هر دوره ساختاری که با افزایش قیمت نفت، درآمد نفتی نیز افزایش یافته، در صورت ورود قابل توجه درآمدهای نفتی به بودجه دولتی، با افزایش حجم پول، شاهد تورم بالا و رکود در تولید بوده‌ایم. جدول (۴)، نشان دهنده این پدیده می‌باشد. نتیجه دیگر اینکه، تکانه نفتی سوم و ایجاد دوره ساختاری ۱۳۵۸ تا ۱۳۶۹، بیشترین تأثیر منفی را بر اقتصاد ایران گذاشته است. در این دوره، علاوه بر فشار جنگ تحمیلی بر اقتصاد داخلی، کاهش قیمت جهانی نفت، باعث اجبار دولت به خلق مقدار قابل توجهی پول شده که به دلیل رکود شدید بخش تولید (بیشترین رکود تولیدی در این دوره ساختاری وجود داشته است)، اقتصاد ایران با تورم شدیدی در این دوران مواجه شد. به طوری که پس از دوره ساختاری ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۳، دوره ساختاری ۱۳۵۸ تا ۱۳۶۹ بیشترین نرخ تورم ماهیانه را داشته است. همچنین مشخص شد، در سه دوره ساختاری اول (سال‌های ۱۳۴۰ تا ۱۳۶۹) متوسط قیمت نفت ایران، بیشترین تغییرات ناگهانی را هنگام تغییر دوره‌های ساختاری داشته است. به جز تکانه ساختاری ۱۳۶۹، در سایر تکانه‌ها، با تغییرات متوسط قیمت نفت از یک دوره ساختاری به دوره ساختاری بعدی، با کاهش متوسط رشد اقتصادی مواجه بوده‌ایم. این موضوع بیانگر تأثیر منفی نوسانات قیمت نفت و تغییرات ساختاری بر رشد اقتصادی ایران می‌باشد. این یافته با نتیجه تحقیقات مهرگان و همکاران (۱۳۹۲) و همچنین امامی و ادیب‌پور (۱۳۸۸)، مشابه می‌باشد.

با توجه به تأثیرگذاری تکانه‌های نفتی از طریق پدیده بیماری هلندی و گسترش رانت جویی بر اقتصاد ایران، جهت کاهش تأثیرات، مدیریت صحیح موجودی صندوق توسعه ملی پیشنهاد اصلی محققین می‌باشد. کشور نروژ، ایمن بودن اقتصاد خود در برابر پدیده بیماری هلندی را در دوران بروز این پدیده در هلند، مدیون مدیریت صحیح صندوق ذخیره ارزی می‌داند. پیشنهاد می‌شود نحوه انتقال پذیری منابع ذخیره ارزی به بودجه دولت مورد بازبینی قرار گرفته تا این نظارت مانند سدی، در برابر امواج تکانه‌های نفتی، باعث کاهش اثر تکانه‌ها بر اقتصاد شود. تغییرات قابل توجه متغیرهای مورد مطالعه در این تحقیق پس از هر تکانه، بیانگر تأثیرپذیری اقتصاد ایران از تکانه نفت می‌باشد. در همین راستا افزایش ضریب استقلال بانک مرکزی، کنترل بیشتر بخش مسکن جهت کاهش کانالیزه شدن نقدینگی به این بخش، حمایت بیشتر از بخش کشاورزی و توسعه روستایی و نهایتاً تسریع در کاهش تصدی‌گری دولت در اقتصاد و هدایت درآمدهای ارزی به سمت سرمایه‌گذاری‌های مستقیم و غیر مستقیم خارجی، می‌تواند تأثیر تکانه‌های نفتی را بر اقتصاد ایران کاهش دهد.

منابع

ابراهیمی، محسن و شکری، نوشین (۱۳۹۱). "بررسی اثرات نامتقارن تکانه قیمتی نفت بر شاخص قیمت سهام: تشکیل و مقایسه فواصل اطمینان خود راه‌انداز در توابع واکنش آنی". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، دوره اول، شماره ۲، ۱۴۴-۱۱۵.

ارسلانی، علی (۱۳۸۰). "*تأثیر قیمت نفت بر متغیرهای کلان ایران طی (۱۳۷۹-۱۳۴۲)*". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

اسدی، زیور؛ بهرامی، جاوید و طالبلو، رضا (۱۳۹۲). "تأثیر پدیده نفرین منابع بر توسعه مالی و رشد اقتصادی در قالب الگوی پانل پویا". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۰، ۲۶-۹.

امامی میبدی، علی (۱۳۸۵). "تحلیل عوامل مؤثر بر نفت خام". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۸، شماره ۲۸، ۱۲۶-۱۱۱.

امامی، کریم و ادیب‌پور، مهدی (۱۳۸۸). "بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر تولید". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال سوم، شماره ۴، پیاپی۱۰،۲۶ -۱.

امینی، علیرضا (۱۹۸۶). "نفت ایران و تأثیرش در روابط بین‌الملل". استانبول، دانشگاه استانبول، چاپ اول.

امینی، مجید (۱۳۸۸). "وضعیت اقتصادی ایران و سیاست‌های اقتصادی اجرا شده در دوران جنگ". *نگین ایران (مطالعات دفاع مقدس)*، سال ۸، شماره ۳۰، ۳۸-۲۰.

بختیاری، صادق و حقی، زهرا (۱۳۸۰). "بررسی آثار افزایش درآمدهای نفتی بر بخش کشاورزی، مورد بیماری هلندی در اقتصاد ایران". *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۳۵، ۱۳۸-۱۰۹.

بهرامی، جاوید و نصیری، سمیرا (۱۳۹۰). "شوک نفتی و بیماری هلندی؛ بررسی موردی ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۱۶، شماره ۴۸، ۵۴-۲۵.

پاسبان، فاطمه (۱۳۸۳). "تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی ایران". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۲، ۱۳۶-۱۱۷.

پرگین، دانیل (۱۳۷۴). "*نفت، پول، قدرت*". ترجمه منوچهر غیبی ارطه ای. تهران: شرکت ملی نفت ایران، چاپ اول، جلددوم.

جعفری صمیمی، احمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ ابراهیمی، ایلناز و بالونژاد نوری، روزبه (۱۳۹۳). "اثر تکانه‌های پولی و غیر پولی بر تولید و تورم در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد باز: مطالعه موردی اقتصاد ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال ۳، شماره ۱۰، ۳۲-۱.

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

جهانی رائینی، پروانه؛ مرتضوی، امیر و مجاهدی، محمدمهدی (۱۳۸۵). "بررسی آثار درآمدهای نفتی بر اقتصاد ایران". *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۳۹ و ۴۰، ۱۳۸-۱۰۳.

حسینی نسب، ابراهیم و رضا قلی‌زاده، مهدیه (۱۳۸۹). "بررسی ریشه‌های تورم در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش های اقتصادی*، سال ۱۰، شماره ۱، ۷۰-۴۳.

حسینی نسب، ابراهیم و میرکاظمی مود، منا (۱۳۸۸). "اثر تکانه‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی منتخب کشورهای صادرکننده و وارد کننده نفت". *فصلنامه علوم اقتصادی*، سال ۲، شماره ۷، ۴۳ -۲۷ .

حلافی، حمیدرضا؛ اقبالی، علیرضا و گسکری، ریحانه (۱۳۸۳). "بررسی انحراف نرخ ارز از مسیر تعادلی خود". *پژوهشنامه اقتصادی*، سال ۴، شماره ۱۴، ۱۸۹_ ۱۶۷.

خضری، محمد (۱۳۸۸). "بیماری هلندی و ضرورت استفاده درست از درآمدهای نفتی". *فصلنامه مطالعات راهبردی*، سال ۱۲، شماره ۴، پیاپی ۴۶، ۸۲-۶۷.

ربیع همدانی، هستی و پدرام، مهدی (۱۳۹۳). "اثر ثروت و فشار هزینه ناشی از شوک قیمت نفت در اقتصاد ایران: یک رویکرد نوکینزی". *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۲، شماره ۷۰، ۲۴۶-۲۲۳.

سرزعیم، علی (۱۳۸۶). "بررسی اثرات تکانه‌های قیمت نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران". *مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۴، شماره ۵۱، ۲۷-۱۲.

سیدمشهدی، پردیس السادات؛ قلمباز، فرهاد و اسفندیاری، علی

اصغر (۱۳۹۰). "اهمیت صنعت نفت در ایجاد تولید و اشتغال در اقتصاد ایران و تأثیر آن بر سایر فعالیتهای اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۲، ۱۶۱-۱۳۳.

صادقی، سید کمال؛ متفکرآزاد، محمدعلی؛ پورعبادالهان کویج، محسن و شهباززاده خیاوی، اتابک (۱۳۹۲). "اثر بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی در ایران؛ تجزیه و تحلیل مدل چرخشی مارکوف". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، سال ۲، شماره ۵، ۵۲-۲۹.

صمدی، سعید؛ یحیی‌آبادی، ابوالفضل و معلمی، نوشین (۱۳۸۸). "تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۱۷، شماره ۵۲، ۲۶-۵.

طیب‌نیا، علی و قاسمی، فاطمه (۱۳۸۵). "نقش تکانه‌های نفتی در چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران". *پژوهشنامه اقتصادی*، سال ۶، شماره ۴، ۸۰-۴۹.

عصاری آرانی، عباس؛ جعفری صمیمی، احمد و رسولی، میرمیثم (۱۳۸۹). "بررسی تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر حساب جاری کشورهای عضو اوپک". *فصلنامه اقتصاد مقداری (فصلنامه بررسی‌های اقتصادی)*، سال ۷، شماره ۳، پیاپی ۲۶، ۲۲-۱.

علمی، زهرا(میلا) و جهادی، محبوبه (۱۳۹۰). "تکانه های قیمت نفت و رشد اقتصادی (شواهدی از کشورهای عضو اوپک)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۲، ۴۰-۱۱.

فدایی، مهدی و درخشان، مرتضی (۱۳۹۴)" تحلیل اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تحریم‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی در ایران"، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۵، شماره ۱۸، ۱۳۲-۱۱۳.

فطرس، محمدحسن؛ غفاری، هادی و شهبازی، آزاده (۱۳۸۹). "مطالعه رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۱، ۷۷-۵۹.

کریم‌زاده، مصطفی؛ نصراللهی، خدیجه؛ صمدی، سعید؛ دلالی‌اصفهانی، رحیم و فخار، مجید (۱۳۸۸). "بررسی بیماری هلندی در اقتصاد ایران: تأثیرگذاری رابطه مبادله بر ساختار سرمایه‌گذاری". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۶، شماره ۴، ۱۷۲-۱۴۷.

کمیجانی، اکبر؛ سبحانیان، سید محمدهادی و بیات، سعید (۱۳۹۱). "اثرات نامتقارن رشد درآمدهای نفتی بر تورم در ایران با استفاده از روش VECM". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی-ایرانی)*، سال ۱۲، شماره ۴۵، ۲۲۶-۲۰۱.

گسکری، ریحانه و اقبالی، علیرضا (۱۳۸۴). "اثر شوک نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۱۳، شماره ۳۶، ۷۵-۶۲.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۳). *آمارهای موضوعی*، جمعیت.

مقدم، محمدرضا و سزاوار، محمدرضا (۱۳۹۱). "بررسی تأثیر قیمت‌های جهانی نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۲، شماره ۴۷، ۲۱۶-۱۹۷.

مهرآرا، محسن و زارعی، محمود (۱۳۹۰). "اثرات غیر خطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی مبتنی بر رویکرد حد آستانه‌ای". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۲، شماره ۵، ۴۳-۱۱.

مهرآرا، محسن و مجاب، رامین (۱۳۸۸). "ارتباط میان تورم، نااطمینانی تورم، تولید و نااطمینانی تولید در اقتصاد ایران". *فصلنامه پول و اقتصاد*، شماره ۲، ۳۰-۱.

مهرآرا، محسن و نیکی اسکویی، کامران (۱۳۸۵). "تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، دوره ۱۰،شماره۴۰، ۳۲-۱.

مهرآرا، محسن؛ طیب‌نیا، علی و دهنوی، جلال (۱۳۹۱). "بررسی عوامل تأثیرگذار بر تورم در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی سری زمانی غیر خطی نوع STR". *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۷، شماره ۴، ۲۴۲-۲۲۱.

مهرگان، نادر و سلمانی، یونس (۱۳۹۳). "نوسانات اقتصادی نفت و رشد پایدار اقتصادی: مطالعه موردی ایران و ژاپن". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال ۳، شماره ۱۰، ۱۲۵-۱۰۷.

مهرگان، نادر؛ محمدزاده، پرویز؛ حقانی، محمود و سلمانی، یونس (۱۳۹۲). "بررسی الگوی چندرفتاری رشد اقتصادی در واکنش به نوسانات قیمت نفت خام: کاربردی از مدل‌های GARCH و رگرسیون چرخشی مارکف".

فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، شماره ۱۲، ۱۰۱-۷۳.

نظرپور، محمد نقی؛ رضایی، فاطمه و خزایی، ایوب (۱۳۹۰). "تأثیر بحران اقتصادی جهان بر بانکداری اسلامی". *اقتصاد اسلامی*، شماره ۴۲، ۱۸۰-۱۴۹.

نظری، محسن و مبارک، اصغر (۱۳۸۹). "وفور منابع طبیعی، بیماری هلندی و رشد اقتصادی در کشورهای نفتی". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ۷، شماره۲۷ ، ۶۸-۴۷.

نعمت اللهی، فاطمه و مجدزاده طباطبایی، شراره (۱۳۸۸). "تأثیر نوسانات قیمت نفت اوپک بر تراز تجاری ایران". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال ۳، شماره ۴، پیاپی ۱۰، ۱۶۹-۱۵۱.

هادیان، ابراهیم و پارسا، حجت (۱۳۸۵). "بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر عملکرد اقتصاد کلان در ایران". *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، دوره ۶ شماره ۲۲، ۱۳۲-۱۱۱.

Auty, R. M. (1993). "Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis, London: Routledge.

Bai, J. & Perron, P. (1998). "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes". *Econometrica*, 66 (1), 47–78.

Berument, M. H., Ceylan, N. B. & Dogan, N. (2010). "The Impact of Oil Price Shocks on the Economic Growth of Selected MENA Countries". *The Energy Journal*, 31(1), 149-176.

Burbidge, J. & Harrison, A. (1984). "Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregression". *International Economic Review*, 25, 459–484.

Cashin, P., Mohaddes, K., Raissi, M. & Raissi, M. (2014). "The Differential Effects of Oil Demand and Supply Shocks on the Global Economy". *Energy Economics*, 44(3), 113-134.

Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D. & Perron, P. (2009). "GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks both under the Null and the Alternative Hypotheses". *Econometric Theory*, 25, 1754-1792.

Chapra, M. U. (2009). "The Global Financial Crisis". Center for Islamic Area Studies at Kyoto University (KIAS). Kyoto University Publication.

Corden, W.M. & Neary, J. P. (1982). "Booming Sector and De- Industrialization in a Small Open Economy". *The Economic Journal*, 92, 825-848.

Farzanegan, M. R. & Markwardt, G. (2009). "The Effects of Oil Price Shocks on the Iranian Economy". *Energy Economics*, 31, 134-151.

Ftiti, Z. (2010). "The Macroeconomic Performance of the Inflation Targeting Policy: An Approach Based on the Evolutionary co-Spectral Analysis (Extension for the Case of a Multivariate Process)". *Economic Modelling*, 27, 468-476.

Ftiti, Z., Guesmi, K. & Teulon, F. (2014). "Oil Shocks and Economic Growth in OPEC Countries". Working Paper Series No: 2014-064, Ipag Business School, URL: http: // www.ipag.fr/fr/accueil/la-recherche/publications-WP.html

Hamilton, J. D. (1983). "Oil and the Macroeconomy Since World War II". *Journal of Political Economy*, 91, 228-248.

Hamilton, J. D. (1994). "Time Series Analysis". 1st Edition, Princeton University Press.

Hamilton, J. D. (1996). "This is what Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship". *Journal of Monetary Economics,* 38, 215-220.

Hamilton, J. D. (2003). "What is an Oil Shock?". *Journal of Econometrics*, 113, 363-398.

Kilian, L., Spatafora, N. & Rebucci, A. (2007). "Oil Shocks and External Balances". IMF Working Paper,WP/07/110, E-File: http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/20

07/wp07110.pdf

Kurozumi, E. & Tuvandorj, P. (2011). "Model Selection Criteria in Multivariate Models with Multiple Structural Changes". *Journal of Econometrics,* 164, 218-238.

Lee, C.C. & Chang, C. P. (2005). "Structural Breaks, Energy Consumption, and Economic Growth Revisited: Evidence from Taiwan". *Energy Economics*, 27(6), 857-872.

Mork, K. (1989). "Oil and the Macroeconomy when Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results". *Journal of Political Economy*, 97,740-744.

OPEC Annual Bulletin (2014). "URL: http:// www.opec.org/opec_web/static_files_project/media/downloads/publications/ ASB2014.pdf

Qu, Z. & Perron, P. (2007). "Estimating and Testing Structural Changes in Multivariate Regressions". *Econometrica*, 75,459–502.

Sachs, J. D. & Warner, A. (1995). "Natural Resource Abundance and Economic Growth. Harvard Institute for International Development", Development Discussion Paper, No. 517.

Sachs, J. D. & Warner, A. (1997). "Natural Resources Abundance and Economic Growth". Working Paper, Institue for International Development, Harvard University, 1-50.

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

Uma, K. E. & Ikpe, M. (2015). "Interaction between Oil Price Shocks and Nigeria's non-oil Macroeconomy". *International Journal of Economics, Commerce and Management*, 3(1): 1-13.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و دوم، بهار ۱۳۹۵ (۱۱۸ـ ۱۰۳)

Quarterly Journal o Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 22, March 2016

تحلیل تأثیر نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه در کشورهای در حال توسعه منتخب

*سمیه حسنوند[۱]، منصور زراءنژاد[۲]، امیرحسین منتظرحجت[۳]

۱. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

۳. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

(دریافت: ۱۳۹٤/۲/۱۳ پذیرش: ۱۳۹٤/٦/٤)

The Analysis of the Effect of Unemployment Rate on the Shadow Economy in Selected Developing Countries

*Somayeh Hasanvand [1], Mansour Zarra-Nezhad [2], Amir Hossein Montazer-Hojat [3]

1. M.A. in Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran
2. Professor of Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran
3. Assistant Professor, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran

(Received: 3/May/2015 **Accepted:** 26/Aug/2015)

چکیده:

اقتصاد سایه یک پدیده واقعی با مفاهیم مهم و پیچیده است که نیاز به توجه و مطالعه‌ای عمیق دارد. برای همه کشورهای جهان و به‌ویژه کشورهای در حال توسعه که از حجم گسترده‌تری از این فعالیت‌ها برخوردار هستند، همواره نگرانی‌هایی در مورد روند رو به رشد اقتصاد سایه وجود دارد. به دلیل ماهیت پنهان اقتصاد سایه و ثبت‌نشدن آن، آمار رسمی وضعیت دقیقی از اقتصاد دولت را نشان نمی‌دهد و از آنجا که این آمار برای سیاست‌گذاری‌ها به کار گرفته می‌شوند، ارقام و اطلاعات نادرست ممکن است منجر به پاسخ‌های سیاستی نامناسب شود. در پژوهش حاضر، هدف آن است تا اثر نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه برای ۶۷ کشور در حال توسعه و طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۹ مورد بررسی قرار داده شود. روش تجزیه و تحلیل مقاله رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (System GMM) است. در مجموع، نتایج حاصل از این رویکرد نشان‌دهنده آن است که در کشورهای مورد مطالعه نرخ بیکاری تأثیری مثبت بر اقتصاد سایه دارد.

واژه‌های کلیدی: اقتصاد سایه، نرخ بیکاری، گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی، کشورهای در حال توسعه.
طبقه‌بندی JEL: O17، E24، C23.

Abstract:

The shadow economy is a real phenomenon with significant and complex concepts that requires deep study and attention. For all the countries of the world especially developing countries which possess a more expanded volume of these activities, always there are concerns about the growing tendency of shadow economy. Due to the hidden nature of the shadow economy and its unregistration, official statistics don't reveal the exact status of the governmental economy and since these statistics are applied to policy- making, inexact figures and information can lead to inappropriate political responses. In the present paper, the aim is to investigate the effect of unemployment rate on the shadow economy in 67 developing countries in period of 1999-2009. The paper's data analysis is System Generalized Method of Moments (System GMM) approach. By and large, the results of this approach show that in the countries under study the unemployment rate has a positive effect on the shadow economy.

Keywords: Shadow Economy, Unemployment Rate, System Generalized Method of Moments, Developing Countries.
JEL: O17, E24, C23.

* **نویسنده مسئول:** سمیه حسنوند
E-mail: hasanvand13@yahoo.com

*Corresponding Author: Somayeh Hasanvand

۱. مقدمه

در همه کشورها برخی از فعالیت‌های اقتصادی به دلیل فرار از محدودیت‌های قانون یا به دلیل نوع فعالیت، پنهان می‌مانند. این فعالیت‌های غیر قابل مشاهده که تحت نام‌های مختلفی از قبیل اقتصاد زیرزمینی،[1] اقتصاد پنهان،[2] اقتصاد سیاه،[3] اقتصاد غیر رسمی،[4] اقتصاد موازی[5] و اقتصاد سایه[6] شناخته شده‌اند، پس از جنگ جهانی دوم و به‌ویژه در دهه‌های اخیر با حضور بیشتر دولت برای تقویت بخش رسمی به‌طور قابل توجهی گسترش یافته است. در ادبیات موضوع، برای این‌گونه فعالیت‌ها تعاریف مختلفی دیده می‌شود و تاکنون پژوهشگران زیادی سعی کرده‌اند که تعریف جامعی از مفهوم فعالیت‌های غیر قابل مشاهده ارائه دهند؛ ولی واقعیت آن است که با همه این تلاش‌ها، ابهامات موجود در مفهوم این‌گونه فعالیت‌ها همچنان وجود دارد و تلقی اقتصاددانان بعضاً متفاوت است. به بیان دیگر، هیچ نظریه و تعریف واحدی از این پدیده وجود ندارد و تعریف آن تا حدّ زیادی به هدف محقق بستگی دارد.

در مقاله حاضر، اصطلاح اقتصاد سایه مدنظر است و در تجزیه و تحلیل داده‌ها و برآورد مدل از تعریف مربوط به آن استفاده خواهد شد. بر اساس نظر اشنایدر[7] و دیگران (۲۰۱۰: ۴۶۱-۴۴۳)، اقتصاد سایه شامل همه کالاها و خدمات تولیدی قانونی مبتنی بر بازار است که به دلایلی تعمداً از نظارت مقامات عمومی پنهان نگه داشته می‌شوند. برخی از این دلایل عبارتند از: فرار مالیاتی و خودداری از پرداخت مالیات بر درآمد، ارزش افزوده یا دیگر مالیات‌ها؛ خودداری از پرداخت هزینه‌های تأمین اجتماعی؛ اجتناب از رعایت معیارهای قانونی مشخص مانند حداقل دستمزد، حداکثر ساعات کار، معیارهای حفاظتی یا بهداشتی؛ اجتناب از رعایت روش‌های اداری مشخص مانند تکمیل پرسشنامه‌های اداری یا دیگر فرم‌های اداری. افزایش فعالیت‌های اقتصاد سایه منجر به فرار مالیاتی و در نتیجه کاهش قابل توجه پایه‌های مالیاتی می‌شود و به تبع آن، زیرساخت‌ها و خدمات رفاهی عمومی به خوبی در جامعه عرضه نخواهد شد و در نتیجه، این پدیده منجر به کاهش رشد اقتصادی کشور می‌شود (اشنایدر و کلینگ‌مایر[8]، ۲۰۰۴: ۵۸-۱؛ گیلز و دیگران[9]، ۲۰۰۲: ۲۳۵۲-۲۳۴۷). این فعالیت‌ها، همچنین همچنین از جمله علل ناکارایی بازار کار و بازار کالا محسوب و باعث جذب کارگران در خارج از بخش رسمی اقتصاد می‌شوند و رقابت نامساعدی را بین شرکت‌های رسمی و غیر رسمی ایجاد می‌کنند (انست[10]، ۲۰۰۳: ۱۱۳-۸۱). علاوه بر این، این پدیده آثار دیگری از جمله اختلال در سیاست‌گذاری‌ها، رشد فساد و جرائم اقتصادی و همچنین نارضایتی عمومی و صنفی را نیز به دنبال دارد. وجود چنین مسائلی، اهمیت مطالعه در زمینه فعالیت‌های اقتصاد سایه و ردیابی عوامل مؤثر بر این پدیده را به‌ویژه برای کشورهای در حال توسعه که زیرساخت‌های اقتصادی اهمیت قابل توجهی در رشد اقتصادی آنها دارد، بیش از پیش نشان می‌دهد. شناخت ماهیت این نوع از فعالیت‌ها و عوامل مؤثر بر آن، علاوه‌بر اینکه ریشه بسیاری از نابسامانی‌های اقتصادی را آشکار می‌سازد، دارای اهمیت سیاسی- اقتصادی قابل توجهی است؛ تجزیه و تحلیل این عوامل برای اندازه‌گیری مناسب شاخص‌های مورد استفاده در سیاست‌گذاری‌ها و برنامه‌ریزی‌های اقتصادی و اثربخشی آنها می‌تواند مؤثر و کارساز باشد. اگرچه مطالعات متعددی اعم از مطالعات خارجی و مطالعات داخلی در زمینه‌ی بررسی و شناخت عوامل مؤثر بر اقتصاد سایه انجام شده است، اما در این میان، فقط مطالعات خارجی اندکی در زمینه تأثیر نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه انجام شده است و کشورهای مورد بررسی آنها محدود به برخی از کشورهای OECD هستند و برخی از آنها هم فقط به مطالعات موردی برای امریکا اختصاص دارند. علاوه بر این، با مروری بر مطالعات داخلی درمی‌یابیم که مطالعات داخلی از طرفی فقط به مطالعات موردی برای ایران پرداخته‌اند و هیچ مطالعه‌ی گروهی برای سایر کشورها انجام نداده‌اند و از طرف دیگر، از میان علل مورد بررسی قرار گرفته برای اقتصاد سایه در ایران، تأثیر نرخ بیکاری را مورد توجه و بررسی قرار نداده‌اند. گذشته از این، نرخ بیکاری بالا که از جمله معضلات جدّی کشورهای در حال توسعه است و به نوبه خود منجر به مشکلات بسیاری در این کشورها می‌شود (کریمی پتانلار و همکاران، ۱۳۹۴: ۵۲)، بنا بر تئوری‌های موجود تأثیر مبهمی (گاهی مثبت و گاهی منفی) بر اقتصاد سایه دارد و این، اهمیت بررسی تجربی این امر را بیش از پیش نشان می‌دهد. از این‌رو و از آنجا که تاکنون اثر این عامل مهم برای کشورهای در حال توسعه از نظر تجربی مورد بررسی و توجه قرار نگرفته است، در

1. Underground Economy
2. Hidden Economy
3. Black Economy
4. Informal Economy
5. Parallel Economy
6. Shadow Economy
7. Schneider et al. (2010)
8. Schneider & Klinglmair (2004)
9. Giles et al. (2002)
10. Enste (2003)

پژوهش حاضر سعی بر آن است تا تأثیر نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه به‌طور تجربی در منتخبی از کشورهای در حال توسعه[1] و از جمله ایران بررسی شود. ضمن اینکه تجزیه و تحلیل مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[2] (System GMM) انجام می‌گیرد که به لحاظ اقتصادسنجی متفاوت با رویکردهای استفاده شده در مطالعات پیشین برای بررسی رابطه بین نرخ بیکاری و اقتصاد سایه است و در اجرای این روش، سعی شده است که اصول اقتصادسنجی به خوبی رعایت شود.

مقاله حاضر در شش بخش ارائه شده است. پس از مقدمه، بخش ۲ به ادبیات نظری و مطالعات تجربی اختصاص دارد. در این بخش، ابتدا برخی از تعاریف موجود در زمینه اقتصاد سایه ارائه می‌شود؛ پس از آن، پدیده اقتصاد سایه برای کشورهای در حال توسعه بررسی و سپس، نحوه تأثیرگذاری نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه تشریح می‌شود. در بخش ۳، مطالعات تجربی انجام‌شده مطرح می‌شود. در بخش ۴، به ارائه مدل تجربی، روش‌شناسی و معرفی داده‌ها و منابع آنها پرداخته می‌شود. در بخش ۵، نتایج تجربی حاصل از برآورد مدل ارائه می‌شود و بخش ۶ به نتیجه‌گیری اختصاص دارد. در نهایت، منابع و مأخذ معرفی می‌شوند.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱- مفهوم اقتصاد سایه

در ادبیات موضوع، برای مفهوم اقتصاد سایه تعاریف متعدد و مختلفی به چشم می‌خورد. در این بخش، نخست، برخی از مهم‌ترین تعاریف مربوط به این پدیده تبیین می‌شود و در پایان، تعریف مورد نظری که در این مقاله از آن برای تجزیه و تحلیل استفاده می‌شود، بیان خواهد شد.

توماس[3] برای فعالیت‌هایی غیر از فعالیت‌های رسمی، اصطلاح اقتصاد سایه را به کار برده است. از نظر وی، اقتصاد سایه شامل همه فعالیت‌های اقتصادی است که در محاسبات ملّی ثبت نشده‌اند. بر اساس تقسیم‌بندی وی، اقتصاد سایه به چهار بخش زیر تقسیم می‌شود:

۱. بخش خانوار[4]: این بخش، کالاها و خدماتی را تولید می‌کند که در همین بخش مصرف می‌شود. ویژگی بخش خانوار، این است که محصولات آن کمتر به بازار عرضه می‌شود و فقدان قیمت برای کالاهای تولیدی در آن باعث می‌شود که ارزیابی قیمت کالاها دشوار شود و در نتیجه در حساب‌های ملّی نادیده گرفته شوند. در تمامی کشورها، فعالیت‌های بدون دستمزد که در خانه انجام می‌پذیرند (نظیر خدمات افراد خانه‌دار)، در حساب‌های ملّی نادیده گرفته می‌شوند. تولیدات خانگی در جوامع روستایی نیز از این جمله‌اند.

۲. بخش غیر رسمی: این بخش، شامل تولیدکنندگان جزء و کارکنان آنها و همچنین کسبه و پیشه‌وران بدون کارگر و کارکنان خدمات تجاری، حمل و نقل و دیگر خدمات غیر رسمی است. با آنکه فعالیت کسبه دوره‌گرد از بالاترین نوع فعالیت‌ها است، ولی کارگاه‌های کوچکِ بدون کارگر (کارگاه‌های خانگی) که اغلب در خانه‌ها قرار دارند از نظر تعداد اهمیت بیشتری دارند. تفاوت این بخش با بخش خانوار، آن است که تولیدات خانگی در بخش غیر رسمی به‌صورت کالا و خدمات نهایی به مصرف‌کننده به فروش می‌رسد و این بدان معنا است که مبادلات بازاری صورت می‌گیرد، در صورتی‌که بخش خانوار مبادلات بازاری ندارد.

۳. بخش نامنظم:[5] تمامی فعالیت‌های طبقه‌بندی‌شده در این بخش، به دلایلی از جمله فرار از مقررات و تقلب در بیمه‌های اجتماعی ماهیت غیر قانونی دارند. ویژگی اصلی این بخش، آن است که با وجود قانونی و مجازبودن اصل فعالیت تولید کالاها و خدمات، در نحوه تولید یا توزیع آنها کار خلاف و غیر قانونی صورت می گیرد.

۴. بخش غیر قانونی[6] (جزایی یا جنایی): همان‌طور که اشاره شد، تولیدات بخش نامنظم قانونی و مجاز است، ولی تولیدات بخش غیر قانونی شامل فعالیت‌ها و تولید کالاها و خدمات خلاف قانون مانند اموال دزدی، اخاذی، تولید و خرید و فروش مواد افیونی و فحشا است. با توجه به اینکه خلافکاران و جنایتکاران عمل خود را گزارش نمی‌کنند، بدیهی است که از پرداخت مالیات نیز فرار می‌کنند (توماس، ۱۹۹۲: ۳۷۱).

از طرفی، پدرسن[7] کل فعالیت‌های اقتصادی را به دو دسته اقتصاد رسمی و اقتصاد غیر رسمی تقسیم کرد و معتقد است که

---

۱. کشورهای مورد نظر، بر اساس قابل دسترس بودنِ کاملِ داده‌های مورد نیاز انتخاب شده‌اند و اسامی آنها در پیوست ۱ فراهم شده است.

2. System Generalized Method of Moments
3. Thomas
4. Household Sector
5. Irregular Sector
6. Illegal Sector
7. Pedersen (2003)

اقتصاد رسمی شامل کالاهای کشاورزی و کالاهای سرمایه‌گذاری خود تولیدی خانوارها، کالاهای عمومی و فعالیت‌های شفاف (گزارش شده) اقتصادی است و اقتصاد غیر رسمی، دو بخش اقتصاد سایه و خدمات خانوار را شامل می‌شود. از دید وی، اقتصاد سایه خود شامل اقتصاد سیاه، تولیدات غیر قانونی (از جمله معاملات مواد مخدر) و فرار مالیاتی است (پدرسن، ۲۰۰۳: ۱۷۷).

بر اساس نظر اشنایدر (۲۰۰۵: ۶۴۲–۵۹۸) و اشنایدر و دیگران (۲۰۱۰)، برای اقتصاد زیرزمینی، اقتصاد غیر رسمی خانگی و اقتصاد سایه تعاریف جداگانه‌ای وجود دارد. اقتصاد زیرزمینی، شامل همه فعالیت‌های غیر قانونی و جرائم سنّتی مانند سرقت، خرید و فروش مواد مخدر و مشروبات الکلی است؛ اقتصاد غیر رسمی خانگی، شامل همه فعالیت‌های مهم خانگی است که در قوانین ملّی ثبت نشده‌اند و اقتصاد سایه شامل همه کالاها و خدمات تولیدی قانونی مبتنی بر بازار است که به دلایلی از جمله دلایل زیر، تعمداً از نظارت مقامات عمومی پنهان نگه داشته می‌شوند:

الف) فرار مالیاتی و خودداری از پرداخت مالیات بر درآمد، ارزش افزوده یا دیگر مالیات ها؛

ب) خودداری از پرداخت هزینه‌های تأمین اجتماعی؛

پ) اجتناب از رعایت معیارهای قانونی مشخص مانند حداقل دستمزد، حداکثر ساعات کار، معیارهای حفاظتی یا بهداشتی؛

ت) اجتناب از رعایت روش‌های اداری مشخص مانند تکمیل پرسشنامه‌های اداری یا دیگر فرم‌های اداری.

در پژوهش حاضر، برای اقتصاد سایه تعریف ارائه شده توسط اشنایدر (۲۰۰۵: ۶۴۲–۵۹۸) و اشنایدر و دیگران (۲۰۱۰) مدنظر و اساس کار قرار می‌گیرد.

۲-۲- مروری بر ادبیات اقتصاد سایه در کشورهای در حال توسعه

بیش از ۵۰ سال است که وجود همزمان مشاغل سایه و رسمی در کشورهای در حال توسعه، توجه پژوهشگران و سیاست‌گذاران بی‌شماری را به خود جلب کرده است. ادبیات وسیعی وجود دارد که به دنبال درک این مسئله هستند که چرا در کشورهای در حال توسعه، بخش اقتصاد سایه بزرگی وجود دارد؟

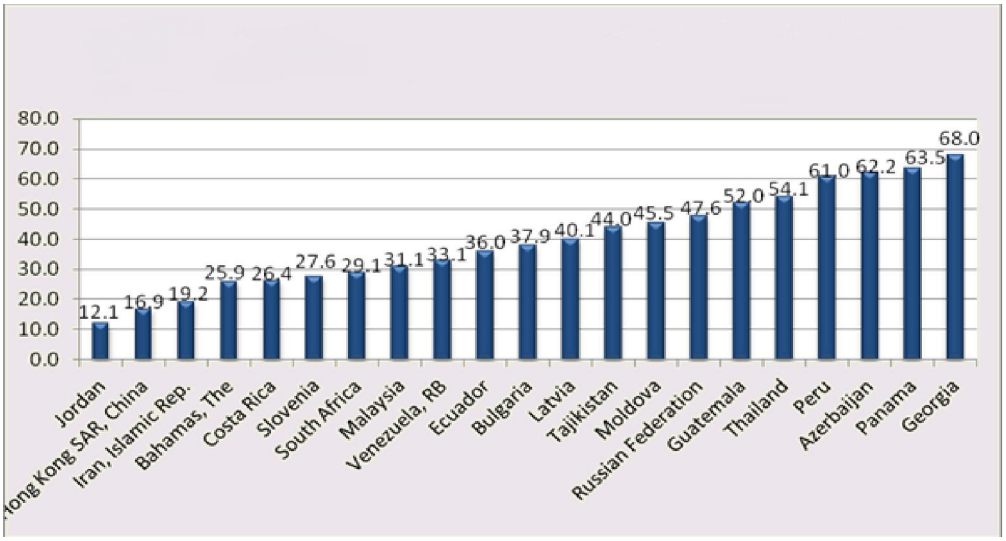
بر اساس مطالعات سازمان همکاری اقتصادی و توسعه[1] (OECD) در سال ۲۰۰۹، در کشورهای در حال توسعه طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۷، بیش از نیمی از مشاغل بخش‌های غیر کشاورزی (بیش از ۹۰۰ میلیون نفر کارگر) غیر رسمی در نظر گرفته می‌شوند. اگر کارگران بخش کشاورزی نیز به حساب آورده شود، حجم برآورد شده از اقتصاد سایه به حدود ۲۰۰۰ میلیون نفر می‌رسد. در برخی از مناطق، از جمله صحرای جنوبی آفریقا و جنوب آسیا، بیش از ۸۰ درصد از مشاغل غیر کشاورزی سایه‌ای هستند. اکثر کارگران بخش سایه در جهانِ در حال توسعه، به‌صورت خوداشتغالی فعالند و به‌طور مستقل کار می‌کنند یا شرکت‌های کوچک را مدیریت می‌کنند. بر اساس برآوردهایی که توسط اشنایدر و دیگران (۲۰۱۰) برای سال‌های ۲۰۰۷–۱۹۹۹ از اقتصاد سایه صورت گرفته است، این پدیده به طور متوسط در کشورهای در حال توسعه حدود ۲۸/۳ درصد، در کشورهای در حال گذار (کشورهای اروپای شرقی و آسیای مرکزی) ۴۱/۱ درصد و در کشورهای OECD تقریباً ۱۹/۴ درصد از GDP را به خود اختصاص می‌دهد.

در نمودار (۱)، مقدار متوسط فعالیت‌های اقتصاد سایه به‌صورت درصدی از GDP برای برخی از کشورهای مورد مطالعه این مقاله (با در نظر گرفتن کمترین و بیشترین مقدار اقتصاد سایه در میان ۶۷ کشور مورد بررسی) فراهم شده است. همان‌طور که در این نمودار نشان داده شده است، از بین ۶۷ کشور مورد بررسی در مطالعه‌ی حاضر، در دوره مدنظر اُردن با متوسط ۱۲/۰۹ درصد از GDP کمترین حجم اقتصاد سایه را به خود اختصاص داده است و گرجستان که حجم اقتصاد سایه‌اش به‌طور متوسط ۶۷/۹۷ درصد از GDP است، بیشترین حجم اقتصاد سایه را دارد.چنان‌که نمودار (۱) نشان می‌دهد، به‌طور واضح در کشورهای در حال توسعه اقتصاد سایه حجم گسترده‌ای را به‌خود اختصاص داده است. دل‌آنو و سولومون[2] (۲۰۰۸: ۲۵۵۵–۲۵۳۷) و جرکسهانی[3] (۲۰۰۴: ۳۰۰–۲۶۷) معتقدند که مفهوم اقتصاد سایه در اصل از ادبیات موجود در مشکلات کشورهای در حال توسعه گرفته شده است. در این کشورها، تعداد زیادی از افراد در بخش رسمی اقتصاد جذب نشده‌اند و این عامل باعث روی آوردن گروهی از آنها به سمت بخش سایه‌ای و مشارکت در این بخش می‌شود. فعالیت‌های مربوط به این بخش، نقش مهمی در کشورهای در حال توسعه ایفا می‌کند و یک منبع درآمد مناسب برای افراد محسوب می‌شود. این، در حالی است که از نظر آویدو و دیگران[4] (۲۰۰۹) در کشورهای توسعه‌یافته معمولاً معمولاً انگیزه خروج از بخش رسمی به مراتب کمتر است.

1. Organisation for Economic Cooperation and Development

2. Dell'Anno & Solomon (2008)
3. Gerxhani (2004)
4. Oviedo et al. (2009)

نمودار ۱. متوسط فعالیت‌های اقتصاد سایه به صورت درصدی از GDP، برای دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۹.



مأخذ: اشنایدر و دیگران (۲۰۱۰) و الجین و آزتونالی (۲۰۱۲)

بر اساس نظر تانزی[1] (۲۰۰۰)، این امر که فعالیت‌های اقتصاد سایه در کشورهای در حال توسعه با اهمیت‌تر از کشورهای توسعه‌یافته بوده، یک واقعیت است؛ زیرا در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته میزان معافیت برای مالیات بر ارزش افزوده کمتر، مالیات‌های تأمین اجتماعی بیشتر و به‌طور کلّی موانع فعالیت در بخش رسمی بیشتر است. در واقع، در کشورهای در حال توسعه سیستم‌های نظارتی و سیستم قضایی ناکارآمد از عواملی است که باعث افزایش حجم اقتصاد سایه در این جوامع نسبت به جوامع توسعه‌یافته شده است.

۲-۳- تأثیر نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه

بررسی دامنه بیکاری و عواقب آن از ابعاد گسترده‌ای برخوردار است و ادبیات وسیعی را به‌خود اختصاص داده است. در بسیاری از کشورهای در حال توسعه که پوشش تأمین اجتماعی و اشتغال کافی نیست، کار و دستیابی به شغل برای قشرهای وسیعی از مردمِ بدون سرمایه، گذشته از ایجاد منزلت اجتماعی، به منزله حق حیات و رهایی از زندگی سربارگونه است. در اقتصاد توسعه، بیکاری همواره دلیلی برای فقر و فقر هم علّت ناهنجاری‌ها و ناسازگاری‌هایی نظیر اعتیاد، فحشا، دزدی و سایر انحرافات اجتماعی است. از دیگر آثار بیکاری، افزایش حجم اقتصاد سایه است. اگرچه در مورد اندازه نیروی کار در اقتصاد سایه و دلایل آن مباحثی مطرح شده است، اما توجه نسبتاً کمی به رابطه بین نرخ بیکاری و اقتصاد سایه شده است؛ چنان‌که تانزی (۱۹۹۹: ۳۴۷-۳۳۸)، اشاره می‌کند که "ادبیات موجود، رابطه بین این دو را به‌خوبی مشخص نمی‌کند، اگرچه وجود فعالیت‌های سایه‌ای گسترده بیانگر لزوم نگاه عمیق‌تر به اتفاقات بازار کار است".

تانزی معتقد است که رابطه بین نرخ بیکاری و اقتصاد سایه مبهم است و نظریه اقتصادی نمی‌تواند به‌طور قاطع، جهت رابطه نرخ بیکاری و اقتصاد سایه را تعیین کند. از این‌رو، علامت این متغیر با تفاوت تحلیل تجربی در هر کشوری می‌تواند متفاوت باشد (تانزی، ۱۹۹۹: ۳۴۷-۳۳۸). گیلز و تدز[2] (۲۰۰۲)، چنین استدلال می‌کنند که افزایش تعداد افراد بیکار در بخش رسمی تعداد افراد مشغول به کار در اقتصاد سایه را افزایش می‌دهد؛ به این دلیل که آنها زمان فراغت بیشتری در اختیار دارند و سعی در استفاده از آن دارند. از سویی دیگر، بر اساس این دیدگاه، افزایش در بیکاری می‌تواند کاهش در اقتصاد سایه را منجر شود. آنها رابطه معکوس بین اقتصاد سایه و نرخ بیکاری را با استفاده از قانون اوکان[3] که توسط اوکان (۱۹۶۲: ۱۰۳-۹۸) توسعه یافته است، تفسیر کردند؛ بر اساس این قانون، بین رشد اقتصادی و نرخ بیکاری ارتباط معکوسی وجود دارد. این دو پژوهشگر بیان می‌کنند که با توجه به قانون اوکان، با وقوع رکود، نرخ بیکاری افزایش می‌یابد. همچنین، رکود علاوه بر کاهش دادن تقاضا برای نیروی کار در بخش

1. Tanzi (2000)

2. Giles & Tedds (2002)
3. Okun's Law (1962)

رسمی، تقاضا برای نیروی کار در بخش سایه را نیز کاهش می‌دهد؛ زیرا از دید آنها کاهش رشد اقتصادی کاهش فعالیت‌های سایه را نیز منجر می‌شود. البته بایستی در نظر داشت که ارتباط بین رشد اقتصادی و اقتصاد سایه خود مفهومی مبهم است؛ از نظر گیلز و تدز (۲۰۰۲)، بین اقتصاد رسمی و اقتصاد سایه رابطه‌ای در جهت ادوار وجود دارد. به عنوان یک نتیجه، می‌توان گفت که اثر بیکاری بر اقتصاد سایه در کشورهای مختلف، متفاوت است و به سطح توسعه کشورها بستگی دارد. این همبستگی مبهم، توسط تانزی (۱۹۹۹) نیز بیان شده است. وی دلیل مبهم بودن این ارتباط را وجود طبقه‌ای ناهمگون از نیروی کار در اقتصاد سایه می‌داند که شامل افراد بیکار شده، اشخاص بازنشسته، مهاجران غیر قانونی، زنان خانه‌دار، افراد زیر سن قانونی و آن دسته از کارگران و کارمندانی که در هر دو بخش رسمی و سایه کار می‌کنند، هستند. این، بدان معنا است که به‌عنوان مثال، اگرچه ممکن است نرخ بیکاری به دلیلی کاهش یابد، اما وجود این افراد که در بخش رسمی جزء آمار بیکاری محسوب نشده‌اند به افزایش اقتصاد سایه کمک کرده است. از دیگر تئوری‌های ارزشمند موجود در این زمینه، می‌توان به مطالعه بوهن[1] و اشنایدر (۲۰۱۲: ۱۷۱–۱۳۹) اشاره کرد. این دو پژوهشگر نیز به اثر مبهم بیکاری بر اقتصاد سایه قائل هستند. بر اساس نظر آنها با بیکارشدن افراد و از دست دادن درآمد، تقاضا برای کالاها و خدمات در هر دو بخش رسمی و سایه و در نتیجه روی آوردن به بخش سایه کاهش می‌یابد؛ این همان اثر درآمدی[2] است. از طرف دیگر در همان زمان، افراد به منظور تأمین نیازهای خود ممکن است که به اقتصاد سایه روی بیاورند و در نتیجه تقاضا برای کالاها و خدمات بخش سایه جایگزین تقاضا در بخش رسمی‌شود؛ چرا که در اقتصاد سایه قیمت‌ها و هزینه‌ها به‌طور قابل توجهی پایین‌تر از بخش رسمی است و بنابراین، در دوره کاهش درآمد ورود به اقتصاد سایه مقرون به صرفه است. این، همان اثر جانشینی[3] است. چنان‌چه اثر درآمدی بیشتر از اثر جانشینی باشد، رابطه بین اقتصاد سایه و نرخ بیکاری منفی است و در صورتی‌که اثر جانشینی بیشتر از اثر درآمدی باشد، رابطه‌ای مثبت بین این دو متغیر وجود دارد. علاوه بر این، بوهن و اشنایدر (۲۰۱۲: ۱۷۱–۱۳۹) معتقدند که اثر مبهم نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه نه تنها به خاطر وجود نیروهای مخالف اثرات جانشینی و درآمدی است، بلکه ناشی از اثرات طرف عرضه نیز هست. آنها معتقدند اثر نرخ بیکاری به این بستگی دارد که کارگران بخش سایه، در آمار مربوط به بخش رسمی به عنوان افراد بیکار در نظر گرفته شده‌اند یا خیر؟ افراد بیکاری که در جستجوی شغل در اقتصاد سایه هستند و با شاغل‌شدن در بخش سایه فعالیت‌های آن بخش را افزایش می‌دهند، در آمار مربوط به بخش رسمی بیکار در نظر گرفته می‌شوند و در نتیجه قسمتی از آمار بیکاری بخش رسمی را به خود اختصاص داده‌اند. در صورتی‌که اگر کارگران بخش سایه بیکار در نظر گرفته نشوند، بیکاری کاهش یافته است؛ این، در حالی است که اقتصاد سایه افزایش می‌یابد و در نتیجه رابطه‌ای منفی بین اقتصاد سایه و نرخ بیکاری مشاهده می‌شود.

۳. پیشینه تحقیق

۳-۱- مطالعات خارجی

مطالعات خارجی متعددی در زمینه‌ی بررسی عوامل مؤثر بر اقتصاد سایه انجام شده است. در ادامه، مطالعات معدودی که تأثیر نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه را مورد بررسی قرار داده‌اند و نیز برخی از مطالعاتی که رابطه اقتصاد سایه را با سایر متغیرهای کلان بررسی کرده‌اند، به‌طور مختصر ارائه می‌شود.

دل آنو رابطه بین اقتصاد سایه و رشد اقتصادی را برای ۱۹ کشور از امریکای لاتین در چند دوره زمانی ۱۹۹۰، ۱۹۹۵، ۲۰۰۰، ۲۰۰۱، ۲۰۰۲، ۲۰۰۳ و ۲۰۰۴ به دست آورده است. وی، ابتدا ارتباط بین اقتصاد غیر رسمی و اقتصاد رسمی را با استفاده از تخمین‌زن تصحیح خطای استاندارد پانلی[4] (PCSE) مورد بررسی قرار داد؛ سپس، اشاره کرد که اگرچه این تخمین‌زن برای کنترل اثرات ثابت زمانی و مکانی و ناهمسانی واریانس رویکرد مناسبی است، اما به دلیل اینکه ممکن است که متغیری درون‌زا در سمت متغیرهای توضیحی وجود داشته باشد، استفاده از ماهیت پویای داده‌ها ضروری است و به همین دلیل، در مرحله بعد بررسی مورد نظر را با استفاده از روش GMM انجام داد. بر اساس نتایج تجربی، در کشورهای مورد بررسی قرارگرفته، همبستگی مثبتی بین اقتصاد رسمی و اقتصاد غیر رسمی وجود دارد (دل‌آنو، ۲۰۰۸: ۲۰۳–۱۸۵).

نیکپور و دیگران در یکی از مطالعات خود به دنبال پاسخ این سؤال بودند که آیا ارتباط بین اقتصاد سایه و رشد اقتصادی به سطح توسعه کشورها بستگی دارد یا خیر؟ این محققان،

1. Buehn & Schneider (2012)
2. Income Effect
3. Substitution Effect
4. Panel Corrected Standard Errors

برای این منظور، با استفاده از حجم اقتصاد سایه برای ۲۱ کشور OECD و برای دوره ۲۰۰۶-۱۹۹۵، منحنی کوزنتس اقتصاد سایه[1] (SEKC) را در دو فرم U معکوس درجه دوم و N درجه سوم تخمین زدند. نتایج تحلیل داده‌های تابلویی نشان داده است که فرم تابع درجه سوم رابطه بین اقتصاد سایه و رشد اقتصادی را بهتر توجیه می‌کند. بر این اساس، ارتباط بین اقتصاد سایه و رشد اقتصادی به میزان توسعه‌یافتگی بستگی دارد و اقتصاد سایه برای کشورهای مدنظر، اثر مثبتی بر اقتصاد رسمی و رشد اقتصادی دارد (نیکپور و دیگران، ۲۰۰۸).

نیکپور و دیگران برای اولین بار ارتباط علّی بین اقتصاد سایه و سرمایه‌گذاری خارجی را برای ۱۴۵ کشور بررسی کردند. این بررسی برای ۵ دوره شامل ۲۰۰۰-۱۹۹۹، ۲۰۰۱-۲۰۰۰، ۲۰۰۲-۲۰۰۱، ۲۰۰۴-۲۰۰۳ و ۲۰۰۵-۲۰۰۴ انجام شد. آنها برای این منظور، ابتدا از آزمون علّیّت گرنجر پانل استفاده کردند. همچنین، با استفاده از روش System-GMM به تجزیه و تحلیل اثر سرمایه‌گذاری خارجی بر اقتصاد سایه پرداختند. در نتیجه این مطالعه، مشخص شد که سرمایه‌گذاری خارجی علّت اقتصاد سایه است و همچنین برعکس، اقتصاد سایه نیز می‌تواند علّتی برای سرمایه‌گذاری خارجی باشد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاری خارجی بالاتر، اقتصاد سایه کمتری را باعث می‌شود و اقتصاد سایه بالاتر، سرمایه‌گذاری بالاتر را به همراه خواهد داشت (نیکپور و دیگران، ۲۰۰۹: ۳۰-۱).

سامتی و البوسُویلم[2] به بررسی اثر نرخ مشارکت و نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه در ۱۷ کشور OECD پرداخته‌اند. آنها این بررسی را با استفاده از روش پانل ایستا[3] برای دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۴ انجام دادند و در آن آثار اقتصاد سایه را بر شاخص‌های اقتصادی از جمله توزیع درآمد، اشتغال، درآمد دولت و رفاه اجتماعی مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. یافته‌های این مطالعه، اثر منفی نرخ مشارکت و اثر مثبت نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه را در کشورهای OECD نشان می‌دهند (سامتی و البوسُویلم، ۲۰۰۹: ۸۸-۶۳).

الکساندر و دیگران[4] رابطه علّی بین نرخ بیکاری و اقتصاد سایه را برای ایالات متحده امریکا طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۸۰ و با استفاده از روش‌های علّیت گرنجر و یوهانسون بررسی کرده‌اند. یافته‌های تجربی، وجود یک رابطه‌ی بلندمدت و مستقیم را بین دو متغیر نشان می‌دهند. همچنین، آزمون‌های علّیّت گرنجر رابطه یک‌طرفه این اثر را از نرخ بیکاری به اقتصاد سایه نشان می‌دهند (الکساندر و دیگران، a۲۰۱۰: ۲۰۴-۱۹۹).

در مطالعه دیگری الکساندر و دیگران رابطه بین نرخ بیکاری و اقتصاد سایه را با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری[5] (SVAR)، برای ایالات متحده امریکا طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۸۰ بررسی کرده‌اند. در این مطالعه، اندازه اقتصاد سایه با استفاده از رویکرد شاخص‌های چندگانه- علل چندگانه[6] (MIMIC) به صورت درصدی از GDP و با در نظر نظر گرفتن ۴ متغیر علّی (مالیات بر درآمد، بیمه اجتماعی دولت، نرخ بیکاری و خود اشتغالی) و دو شاخص GDP واقعی و نرخ مشارکت نیروی کار غیر نظامی برآورد شده است. یافته‌های حاصل از بررسی اثر شوک کوتاه‌مدت در نرخ بیکاری روی اقتصاد سایه نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت افزایش در نرخ بیکاری در بخش رسمی اقتصاد منجر به افزایش تعداد افراد مشغول به کار در بخش اقتصاد سایه می‌شود (الکساندر و دیگران، b۲۰۱۰: ۲۴۹-۲۴۲).

نیکپور و شاه حبیب‌الله[7] در مطالعه‌ای گسترده رابطه بین اقتصاد سایه و فقر را با استفاده از روش پانل و برای همه کشورها بررسی کردند. نیکپور و شاه حبیب‌الله این مطالعه را با استفاده از شاخص فقر انسانی[8] (HPI) برای کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته در طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۹۹ بررسی کردند. بررسی ارتباط بین این دو متغیر برای کشورهای در حال توسعه با استفاده از روش System-GMM و برای کشورهای توسعه‌یافته با استفاده از روش‌های اثرات ثابت[9] و اثرات تصادفی[10] انجام شده است. نتایج این مطالعه، بیانگر آن است که افزایش اقتصاد سایه در کشورهای در حال توسعه، افزایش فقر و در کشورهای توسعه‌یافته کاهش فقر را موجب می‌شود (نیکپور و شاه حبیب‌الله، ۲۰۱۰: ۲۶-۱).

در پژوهش دیگری، جمال‌منش اثر نهادهای حکومتی و فقر را بر اقتصاد سایه برای کشورهای در حال توسعه و با استفاده از روش System-GMM بررسی کرده است. نتایج این مطالعه، حاکی از آن است که افزایش مقررات و همچنین

1. Shadow Economy Kuznets's Curve
2. Sameti and AlBooSoveilem
3. Static Panel Data
4. Alexandru et al. (2010a)
5. Structure Vector Autoregressive Model
6. Multiple-Indicators Multiple Causes
7. Nikpour & shah Habibullah (2010)
8. Human Poverty Index
9. Fixed Effect
10. Random effect

افزایش فقر، هر دو باعث افـزایش فعالیـت‌هـای اقتصـاد سـایه می‌شوند. علاوه بر ایـن، نتـایج گویـای آن اسـت کـه افـزایش اقتصاد سایه فقـر را در کشـورهای توسـعه‌یافتـه کـاهش و در کشورهای در حال توسـعه افـزایش داده اسـت (جمـال‌مـنش، ۲۰۱۱: ۴۲-۳۰).

از دیگر پژوهش‌های انجام شده در زمینه تأثیر نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه پژوهشی اسـت کـه توسـط داویدسـکا و دوبـر[1] انجام شده است. داویدسکا و دوبر رابطه علّی بین نرخ بیکاری و اقتصاد سایه را با استفاده از روش تودا- یاماماتو[2] بـرای ایـالات متحده و طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۸۰ بررسی کردند. در این مطالعه، اندازه اقتصاد سایه بـا اسـتفاده از روش MIMIC بـه صـورت درصدی از GDP برآورد شد. این برآورد، با در نظـر گـرفتن ۴ متغیر علّی (مالیات بر درآمد، بیمه اجتماعی دولت، نرخ بیکـاری و خود اشتغالی) و دو شـاخص GDP واقعـی و نـرخ مشـارکت نیروی کار غیر نظامی انجام شد. نتایج این بررسی، وجـود یـک رابطه علّی را بین دو متغیر نشان داد؛ به طوری‌که برای ایـالات متحده افزایش نرخ بیکـاری از جملـه علـل مـؤثر بـر افـزایش فعالیت‌های اقتصاد سایه محسوب می‌شـود (داویدسـکا و دوبـر، ۲۰۱۲: ۳۳-۲۱).

۳-۲- مطالعات داخلی

مطالعات داخلی انجام شده در زمینـه فعالیـت‌هـای غیـر قابـل مشاهده و از جمله اقتصاد سایه، این موضوع را تنها برای ایـران مورد بررسی قرار داده‌اند و در این میان، هـیچ مطالعـه گروهـی برای سایر کشورها در این زمینه انجام نشـده اسـت. در ادامـه، برخی از این مطالعات ارائه می‌شود.

عرب‌مازار یزدی در رساله دکتری خود با استفاده از رویکرد MIMIC بـه بـرآورد انـدازه اقتصـاد سـیاه و علـل و آثـار آن پرداخته است. وی، در بـرآورد خـود از متغیرهـای بـار مالیـاتی، محدودیت‌های تجاری، رشد قیمت کالاهای مصرفی، بیکاری و درآمد سرانه به عنوان علل پیـدایش و رشـد اقتصـاد سـیاه و از متغیرهای نوسانات مخارج خانوار، تفاوت نرخ ارز رسـمی و غیـر رسمی، تقاضای پول و مصرف انرژی به عنـوان شـاخص‌هـای منعکس‌کننده آثار اقتصاد سیاه استفاده کرد. بر اسـاس بـرآورد وی، بـرای سـه دوره ۱۳۵۷-۱۳۴۷، ۱۳۶۷-۱۳۵۸ و ۱۳۷۷-۱۳۶۸ اندازه اقتصـاد غیـر رسـمی نسـبت بـه اقتصـاد رسـمی به‌ترتیب ۱۰، ۸ و ۱۶ درصد بوده است. همچنین، نتایج آزمـون الگو نشان داده است که متغیرهایی نظیر تغییرات درآمد سـرانه، رشد شدید سطح عمومی قیمت‌ها و شـاخص بـازبودن اقتصـاد نقش تعیین‌کننده‌ای را در توضیح روند تحولات اقتصاد سیاه در ایران دارد (عرب‌مازار یزدی، ۱۳۸۰: ۶۰-۳).

خندان نیز در پایان‌نامه کارشناسی ارشد خود حجم اقتصـاد غیر رسمی ایران را در واکنش به دخالت‌های اختلال‌زای دولت در بازارهای سرمایه، کار و کالا بـرآورد کـرده اسـت. وی، ایـن مطالعـه را بـرای سـال‌هـای ۱۳۸۶-۱۳۵۰ از طریـق رویکـرد MIMIC و مـدل تصـحیح خطـا انجـام داده اسـت. در ایـن مطالعه، به‌منظور برآورد اقتصاد غیر رسمی ایران از دو شـاخص تولید ناخالص داخلی و اشتغال کـل و چنـد علـل بـار مالیـاتی، دخالت در بازارهای سرمایه، کار و کالا، مخـارج دولـت، درآمـد سرانه، بیکاری و تورم استفاده شده است. بـر ایـن اسـاس و در نتیجه این مطالعه، دخالت‌های اخـتلال‌زای مسـتقیم دولـت در بازارها بر اندازه اقتصاد غیر رسمی ایران مؤثر بوده و تأثیر آن از دخالت‌های غیـر مسـتقیم دولـت ماننـد مالیـات بیشـتر اسـت. همچنین، شاخص به‌دست آمده در طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۰ نشان‌دهنده یک روند صعودی بوده که در سال‌های اخیر شدت یافته است (خندان، ۱۳۸۸: ۱۲۰-۱).

عمادزاده و رفیعی طباطبایی تأثیر چنـد عامـل اقتصـادی و برخی از عوامل غیر اقتصـادی از قبیـل سـن و جنسـیّت را بـر اقتصاد زیرزمینی مورد تحلیل قرار دادند. در این مطالعه، نتـایج تحلیل پانل ایستا برای منتخبی از کشورهای توسعه‌یافتـه طـی دوره ۲۰۰۵-۲۰۰۱، نشان می‌دهد که در کشورهای توسعه‌یافته سن، جنسیّت، درصد اشتغال در بخش خدمات، سـطح دانـش عمومی، خودارزیابی سیستم مالیاتی و درصـد رشـد GDP بـا اقتصاد زیرزمینی رابطه معکوس دارند و درصد اشتغال در بخش کشاورزی، نرخ نهایی مالیات و نرخ تورم، اقتصاد زیرزمینی را در جهتی مثبت تحت تـأثیر قـرار مـی‌دهنـد (عمـادزاده و رفیعـی طباطبایی، ۱۳۸۹: ۹۶-۸۳).

نصراللهی و دیگران ضمن ارائه چارچوب مفهومی مشخص برای تعریف و اندازه‌گیری اقتصاد سایه به برآورد حجـم و رونـد آن طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۴ پرداختند. در این مطالعه، رونـد و حجـم اقتصـاد سـایه بـر اسـاس دو نـرم‌افـزار متمـایز آموس‌گرافیک[3] (AMOS) و لیزرل[4] (LISREL)، بررسـی و و سپس مراحل و نتایج حاصل از دو روش با یکـدیگر مقایسـه شد. همچنین، علاوه بر تأثیر مستقیم متغیرهای مـؤثر در علـل

1. Davidescu & Dobre
2. Toda-Yamamoto Approach
3. Analysis of Moment Structures
4. Linear Structure Relations

اقتصاد سایه، اثر بر هم کنش این متغیرها روی اقتصاد سایه نیز مورد بررسی قرار گرفت. یافته‌ها نشان می‌دهند که نتایج حاصل از میانگین حجم اقتصاد سایه تخمین زده شده توسط دو نرم‌افزار آموس گرافیک و LISREL در بازه زمانی مورد مطالعه بسیار نزدیک به‌هم و به ترتیب ۳۷۹۹۴/۲۲ و ۳۷۹۳/۶۷ میلیارد ریال است. همچنین، خروجی‌های هر دو نرم‌افزار گویای اهمیت بالای بار مالیات مستقیم به‌عنوان مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر شکل‌گیری فعالیت‌های اقتصاد سایه هستند (نصراللهی و دیگران، ۱۳۹۱: ۹۲-۶۱).

ابونوری و نیک‌پور تأثیر شاخص‌های مختلف بار مالیاتی بر حجم اقتصاد پنهان را در ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۴۵ مورد بررسی قرار دادند. بدین منظور، شاخص حجم اقتصاد پنهان با رویکرد MIMIC محاسبه شد که در آن، متغیرهای علّی شامل بار مالیاتی، درآمدهای حاصل از منابع طبیعی، نرخ بیکاری، محدودیت تجاری، درآمد سرانه، تورم و حجم دولت است و نرخ رشد GDP واقعی و تقاضای پول در گردش به‌عنوان شاخص استفاده شده است. نتایج نشان داد که رشد بار مالیات بر واردات موجب افزایش حجم اقتصاد پنهان می‌شود و رشد بار مالیات کل حجم اقتصاد پنهان را کاهش می‌دهد (ابونوری و نیک‌پور، ۱۳۹۳: ۹۰-۷۵).

٤. ارائه مدل تجربی، روش‌شناسی و داده‌ها

۴-۱- مدل

بر اساس نظر ایجینیو مارتین و دیگران[1] (۲۰۰۴)، در بسیاری از روابط اقتصادی و از جمله مدل‌های رشد، متغیرهای توضیحی مدل یا دارای ماهیتی پویا هستند (و در آنها وقفه‌ای از متغیر وابسته در میان متغیرهای توضیحی وجود دارد) یا دارای خاصیت درون‌زایی قوی هستند یا هر دو مورد در مدل به چشم می‌خورد. از آنجا که طبیعت موضوع مورد بحث در پژوهش حاضر همانند مباحث رشد است، برای رفع این مشکلات از مدل آرلانو و بوند برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده می‌شود.

مدل رگرسیون مورد استفاده در تجزیه و تحلیل ارتباط بین متغیرها را می‌توان در حالت کلی به صورت زیر نوشت:

(۱)

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^{m} \delta_j y_{i,t-j} + \sum_{l=1}^{n} \beta_l x_{i,t-l} + \sum_{k=1}^{r} \gamma_k z_{i,t-k} + u_{it}$$

در این مدل، y_{it} اقتصاد سایه برای کشور i و در سال t، $y_{i,t-j}$ وقفه‌هایی از اقتصاد سایه، $x_{i,t-l}$ بردار متغیرهای تأخیری و رگرسورهای درون‌زا[2] و $z_{i,t-k}$ رگرسورهای برون‌زا[3] هستند. همچنین m، n و r تعداد وقفه‌ها را نشان می‌دهند. در این مدل، فرض شده است که $u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it}$ است. μ_iها اثرات مکانی مشاهده نشده هم‌توزیع و مستقل از یکدیگرند ($\mu_i \sim IID\ (0, \sigma^2_\mu)$)؛ λ_t اثرات ثابت زمانی هم‌توزیع و مستقل از یکدیگر ($\lambda_t \sim IID\ (0, \sigma^2_\lambda)$) و v_{it} جملات اختلال هم‌توزیع و مستقل از یکدیگر ($v_{it} \sim IID\ (0, \sigma^2_v)$) را نشان می‌دهند. از آنجا که y_{it} تابعی از μ_i است، $y_{i,t-j}$ نیز تابعی از μ_i است و بنابراین، $y_{i,t-j}$ با جملات اختلال هم‌بستگی دارد و به‌عنوان یک متغیر درون‌زا شناخته می‌شود.

در تجزیه و تحلیل تأثیر نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه، متغیرهای آزادسازی تجاری (حاصل جمع واردات و صادرات به صورت درصدی از GDP)، ضریب جینی به‌عنوان شاخصی برای توزیع درآمد و تولید ناخالص داخلی سرانه بر اساس برابری قدرت خرید[4] که در سال پایه ۲۰۰۵ اندازه‌گیری شده است، در مدل حضور دارند.[5] در ادامه، ارتباط بین این متغیرها با اقتصاد سایه به‌طور مختصر تبیین می‌شود.

در مورد ارتباط بین اقتصاد سایه و آزادسازی تجاری، تورگلر و اشنایدر[6] (۲۰۰۷) به لحاظ تئوری معتقدند که بین اقتصاد سایه و آزادسازی تجاری ارتباطی منفی وجود دارد. تجارت آشکار کننده مالیات است و بنابراین، پنهان‌ماندن در اقتصاد سایه را مشکل‌تر می‌کند. پس، حجم بالاتر تجارت می‌تواند منجر به اقتصاد سایه کمتر شود. بر اساس ادبیات موجود، تولید ناخالص داخلی سرانه بر اقتصاد سایه تأثیر مبهمی دارد؛ از یک‌سو، افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه باعث می‌شود که افراد فرصت بیشتری برای به‌دست آوردن درآمد و حقوق خوب در اقتصاد رسمی داشته باشند و در نتیجه گرایش افراد به سمت اقتصاد سایه کمتر می‌شود (فلد[7] و اشنایدر، ۲۰۱۰: ۱۴۹-۱۰۹). از طرف دیگر، آریما[8] (۲۰۰۱:

1. Eugenio-Martin et al. (2004)

2. Endogenous Regressors
3. Exogeneity Regressors
4. GPD Per Capita based on Purchasing Power Parity (PPP)

۵. تعریف این متغیرها در پیوست ۲ فراهم شده است.

6. Torgler & Schneider (2007)
7. Feld & Schneider (2010)
8. Arimah (2001)

۱۳۱-۱۱۴) بیان می‌کند که در برخی کشورها از جمله نیجریه، جوانب و امورات خاصی از اقتصاد رسمی به اقتصاد غیر رسمی واگذار می‌شود و این، منجر به افزایش تقاضای شرکت‌ها برای کالاها و خدمات در بخش اقتصاد رسمی می‌شود؛ بنابراین، افزایش نرخ رشد اقتصاد رسمی منجر به افزایش اندازه نسبی اقتصاد سایه می‌شود. در علّت‌شناسی پدیده اقتصاد سایه، پژوهشگران متعددی از جمله والنتینی[1] (۲۰۰۷) به نابرابری توزیع درآمد اشاره کرده‌اند. نابرابری توزیع درآمد و پویایی آن از موضوعاتی است که در اقتصاد مدرن، به‌طور پیوسته توجه زیادی را به خود جلب کرده و پدیده‌ایی چندبعدی با ابعاد جسمانی، اقتصادی، اجتماعی و روانی است که عدم توجه به آن ناامنی اجتماعی، افزایش جرم و جنایت و ... را به‌دنبال دارد. تأثیر توزیع نابرابر درآمد بر اقتصاد سایه را می‌توان با توجه به دیدگاه "توسعه نامتوازن[2]" تبیین کرد. این این دیدگاه، بر این اصل استوار است که علت آسیب‌ها و ناهنجاری‌های موجود در هر جامعه‌ای، ریشه در ساختارهای (مناسبات و روابط) آن جامعه دارد. در مناسبات و روابط موجود، جامعه به دو قطب کانون و پیرامون تقسیم می‌شود که قطب مرکزی یا کانون عواملی از قبیل کنترل مالی، سرمایه‌گذاری‌ها، انحصار منابع طبیعی و رسانه‌ها را در اختیار خود قرار می‌دهد و از آن بهره‌مند می‌شود و قطب پیرامون از بسیاری از منابع و امکانات موجود در جامعه بی‌بهره می‌ماند. این اکثریت پیرامون، با رشد نابرابر درآمد و تقسیم ناعادلانه سه نهاده مهم کار، سرمایه‌گذاری‌ها و درآمد پائین محروم‌تر می‌شوند و همین عامل، زمینه‌ساز بسیاری از کج‌روی‌ها و معضلات اجتماعی و روی آوردن افراد قطب پیرامون و محروم به‌سمت فعالیت‌های غیر قانونی مانند اقتصاد سایه و قاچاق می‌شود، تا بتوانند از راه درآمد آن، نیازهای اقتصادی و اجتماعی خویش را رفع کنند.

۴-۲- روش‌شناسی

وجود عواملی مانند ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی، وجود متغیرهای درون‌زا در مدل و وجود وقفه‌ای از متغیر وابسته در سمت متغیرهای توضیحی از عواملی هستند که منجر به ناکارایی روش‌های GLS، 2SLS، OLS، اثرات ثابت و اثرات تصادفی می‌شوند.

در بررسی مدل، مشخص شد که داده‌ها از ناهمسانی واریانس رنج می‌برند. برای تشخیص ناهمسانی واریانس، ویگینز و پای (۲۰۰۳) آزمونی به نام آزمون نسبت راست‌نمایی (LR) ارائه داده‌اند. بر اساس نظر آنها، در داده‌های تابلویی برای انجام آزمون ناهمسانی واریانس بین جملات اخلال از برآورد دو مدل رگرسیون مقید و رگرسیون غیر مقید و آشیانه‌کردن مدل مقید در مدل غیر مقید استفاده می‌شود. نتیجه این آزمون در جدول (۱) فراهم شده است:

جدول ۱. نتایج آزمون LR برای داده‌های پانل (فرض: آشیانه شدن مدل مقید در مدل نامقید)

آماره خی‌دو LR	درجه آزادی	P- value
۸۷۵/۰۶	۶۲	۰/۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

چنان‌که نتایج آزمون LR در جدول (۱) نشان می‌دهد، آماره دارای سطح احتمال کمتر از ۵ درصد است؛ بنابراین، می‌توان فرض صفر آزمون LR را که مبتنی بر همسانی واریانس است، رد کرد. به عبارت دیگر، در پژوهش حاضر، داده‌ها دارای ناهمسانی واریانس هستند.

از طرفی دیگر، در مدل ارائه شده وجود وقفه‌ای از متغیر وابسته در سمت متغیرهای توضیحی جلب توجه می‌کند. بالتاجی[3] (۱۹۹۵) معتقد است که در حضور رگرسورهای پویا، تخمین‌زننده‌های اثرات ثابت و حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) برآوردهای سازگاری را نتیجه نمی‌دهند. آرلانو و بوند[4] (۱۹۹۱: ۲۹۷-۲۷۷)، برای رفع این مشکلات یک تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته[5] با عنوان گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضلی[6] (Difference GMM) ارائه دادند. پس از آن، فرضی جدید مبنی بر اینکه ابزارهای تفاضل گرفته شده مرتبه اول با اثرات ثابت همبستگی ندارند، اضافه کردند. این فرض، سیستمی از دو معادله (یکی معادله اصلی در سطح و دیگری معادله تغییر شکل یافته یا تفاضل گرفته شده) ایجاد کرد و به عنوان گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی (System-GMM) شناخته شد. اضافه‌شدن این فرض، امکان معرفی ابزارهای بیشتری را فراهم می‌کند و می‌تواند به‌طور چشمگیری باعث بهبود کارایی ضرایب شود.

آرلانو و بوند دو تخمین‌زن ارائه دادند، یکی one-step و دیگری two-step. در شرایط ناهمسانی واریانس، تخمین‌زن

1. Valentini (2007)
2. Imbalanced Development

3. Baltagi (1995)
4. Arellano & Bond (1991)
5. Generalized Method of Moments
6. Difference Generalized Method of Moments

two-step نتایج کاراتری را ارائه می‌دهد. به همین دلیل و با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در مدل ارائه شده، در این مقاله برای برآورد ضرایب از تخمین‌زن two-step استفاده می‌شود.

سازگاری تخمین‌زننده System-GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و متغیرهای ابزاری بستگی دارد. این اعتبار، می‌تواند به وسیله دو آزمون سارگان/ هانسن[1] و آزمون‌های همبستگی[2] مرتبه اول و دوم که تحت عنوان آزمون‌های آسیب‌شناسی شناخته می‌شوند، سنجیده شود.

۴-۳- داده‌ها

داده‌های مربوط به اندازه اقتصاد سایه‌ای که در این پژوهش مورد استفاده قرار می‌گیرد، برای سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۹۹ از اشنایدر و دیگران (۲۰۱۰) و برای سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ از الجین و آزتونالی[3] (۲۰۱۲)، به‌صورت درصدی از GDP استخراج شده است.[4] سایر داده‌های مورد نیاز، شامل ضریب جینی، تولید ناخالص داخلی و آزادسازی تجاری از بانک جهانی اخذ شده‌اند.

۵. برآورد مدل و نتایج آزمون‌های آسیب‌شناسی

اکنون، به برآورد مدل به روش System-GMM و بررسی سازگاری و اعتبار تخمین‌زننده System-GMM از طریق آزمون سارگان/ هانسن و آزمون‌های همبستگی (آزمون‌های آسیب‌شناسی) پرداخته می‌شود.

همان‌طور که اشاره شد، برای تخمین‌زننده System-GMM از ابزارهایی استفاده می‌شود. در مقاله حاضر، برای وقفه متغیر وابسته که به عنوان متغیری درون‌زا عمل می‌کند، از ۷ وقفه به‌عنوان ابزار استفاده شده است. دو متغیر سرمایه‌گذاری خارجی و دیگری وقفه‌ای از رشد اقتصادی نیز به عنوان متغیر ابزاری خارج از مدل به کار گرفته شده‌اند. نتایج برآورد مدل در جدول (۲) و نتایج آزمون‌های آسیب‌شناسی در جدول (۳) فراهم شده است:

جدول ۲. برآورد مدل به روش Two-Step System-GMM (متغیر وابسته: Shadow Economy)

متغیرها	ضریب	آماره Z	Prob
Ln Shadow_{t-1}	۰/۲۸۷	(۲۳/۲۹)	۰/۰۰۰
Ln unemployment	۰/۰۶۶	(۲۸/۰۲)	۰/۰۰۰
Ln Trade (% of GDP)	-۰/۰۱۹	(-۶/۵۵)	۰/۰۰۰
Ln Gini Coefficient	۰/۱۸	(۲۰/۰۰)	۰/۰۰۰
Ln GDP per capita	-۰/۱۲	(-۲۵/۸۰)	۰/۰۰۰
ضریب ثابت	۲/۸۸	(۴۶/۷۱)	۰/۰۰۰
Wald Test	-	(۶۷۴۹۱/۵۸) ۰/۰۰۰	

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۳. آزمون‌های آسیب‌شناسی

آزمون‌های آسیب‌شناسی	آماره‌ی Z	Prob
Arellano-Bond Test for AR(1)	(-۳/۰۱)	۰/۰۰۳
Arellano-Bond Test for AR(2)	(-۰/۶۱)	۰/۵۴۱
Hansen test of overid, (p- value)	-	۰/۲۸۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، همه متغیرها معنادار هستند. از نظر مطابقت با تئوری نیز اثر آزادسازی تجاری، توزیع درآمد و تولید ناخالص داخلی سرانه برای کشورهای در حال بررسی مطابق نتایج انتظاری است؛ تأثیر نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه برای کشورهای در حال بررسی مثبت است؛ به‌عبارت دیگر، می‌توان گفت که با افزایش نرخ بیکاری بخشی از نیروی کار که شغلی ندارند جذب بازار کار غیر قانونی می‌شوند و حجم اقتصاد سایه افزایش می‌یابد. کاهش تولید ناخالص داخلی سرانه، افزایش توزیع ناعادلانه درآمد و محدودیت‌های تجاری نیز اقتصاد سایه را افزایش می‌دهند. در واقع، بر اساس آنچه که در این مطالعه به طور تجربی حاصل شد، در کشورهای مورد مطالعه هر چه تعداد افراد بیکار افزایش یابد، فعالیت‌های اقتصاد سایه افزایش می‌یابد؛ می‌توان گفت دلیل این امر آن است که افراد بیکار زمان فراغت بیشتری در

1. Sargan/Hansen Test
2. Autocorrelation Tests
3. Elgin & Öztunali (2012)

۴. لازم است اشاره شود که داده‌های اقتصاد سایه را می‌توان یا محاسبه کرد یا از داده‌های برآوردشده توسط دیگران استفاده کرد. از آنجا که اشنایدر و دیگران (۲۰۱۰) و نیز الجین و آزتونالی (۲۰۱۲) اقتصاد سایه را برای تمامی کشورهای جهان برآورد کرده‌اند و این داده‌ها قابل دسترس هستند، در این پژوهش از داده‌های این محققین استفاده می‌شود. اشنایدر و دیگران (۲۰۱۰) برآوردهای خود را به روش MIMIC و الجین و آزتونالی (۲۰۱۲) برآوردهای خود را با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای دو بخشی (اقتصاد رسمی و اقتصاد سایه) محاسبه کرده‌اند.

اختیار دارند و سعی در استفاده از آن دارند. همچنین، با افزایش توزیع ناعادلانه درآمد اقتصاد سایه گسترش می‌یابد؛ زیرا افزایش توزیع ناعادلانه درآمد منجر می‌شود که افراد بیشتری جذب فعالیت‌های غیر قانونی مانند اقتصاد سایه شوند تا بتوانند از راه درآمد آن، نیازهای اقتصادی و اجتماعی خویش را رفع کنند. اثر تولید ناخالص داخلی بر اقتصاد سایه منفی و معنی‌دار است و می‌توان گفت که منفی‌بودن این رابطه به این دلیل است که با کاهش تولید ناخالص داخلی و در نتیجه کاهش درآمد سرانه، خانوارهای بیشتری در زیر خط فقر قرار می‌گیرند و این امر سبب گرایش این افراد به سمت اقتصاد سایه برای جبران کاهش درآمد می‌شود. در مورد رابطه منفی بین آزادسازی تجاری و اقتصاد سایه می‌توان گفت که با افزایش محدودیت‌های تجاری و مقررات دست‌وپاگیر و افزایش موانع تعرفه‌ای و غیر تعرفه‌ای، تجّار به‌سوی فعالیت‌های تجاری غیر قانونی و فعالیت‌های اقتصاد سایه گرایش می‌یابند. بر اساس نتایج آزمون والد که دارای توزیع λ^2 با درجات آزادی معادل متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت است، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معناداری ۹۵ درصد رد و در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردشده تأیید می‌شود.

بر اساس نتایج قابل مشاهده در جدول (۳)، آماره سارگان/ هانسن که از توزیع λ^2 با درجات آزادی برابر با محدودیت‌های بیش از حد مشخص[1] برخوردار است، فرض صفر مبتنی بر ناهمبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد نمی‌کند؛ بنابراین، می‌توان گفت که متغیرهای ابزاری استفاده شده در مدل معتبر هستند. همچنین، آزمون AR(۲) که دارای فرض صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی است نشان می‌دهد که با تفاضل‌گیری مرتبه اول، جملات اخلال دارای همبستگی نیستند و بنابراین این فرض را نمی‌توان رد کرد. از این‌رو، به صراحت می‌توان گفت که نتایج تخمین‌زننده System-GMM قابل اعتماد و دارای اعتبار و سازگاری لازم هستند.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

هدف از مطالعه حاضر، تحلیل تأثیر نرخ بیکاری بر اقتصاد سایه برای منتخبی از کشورهای در حال توسعه طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۹۹ است. با توجه به خاصیت پویایی مدل ارائه شده در این مقاله، از روش System-GMM برای برآورد مدل استفاده شد. نتایج این مطالعه، نشان داد که نرخ بیکاری تأثیری مثبت بر اقتصاد سایه دارد. به عبارت دیگر، بر اساس این یافته‌ها افزایش نرخ بیکاری نه تنها کاهش‌دهنده اقتصاد سایه نیست، بلکه حتی می‌تواند زمینه افزایش اقتصاد سایه را منجر شود. بر اساس سایر نتایج، تأثیر توزیع ناعادلانه درآمد، مثبت و تأثیر رشد اقتصادی و آزادسازی تجاری بر اقتصاد سایه منفی است. یعنی، توزیع ناعادلانه درآمد می‌تواند منجر شود که افراد با درآمد پایین برای رفع نیازهای خود به اقتصاد سایه روی بیاورند و از طرفی، رشد اقتصادی و آزادسازی تجاریِ بیشتر می‌تواند تمایل افراد به انجام فعالیت‌های بخش رسمی را افزایش و در نتیجه تمایل به اقتصاد سایه را کاهش دهد.

بر پایه نتایج حاصل از این مطالعه، می‌توان چند پیشنهاد سیاستی ارائه داد: (۱) همان‌طور که اشاره شد، برای کشورهای مورد مطالعه، یکی از اثرات زیان‌بارِ افزایش نرخ بیکاری و کاهش رشد اقتصادی می‌تواند تشدید اقتصاد سایه باشد. در راستای رفع این مشکلات، برحسب شرایط موجود، توسعه گسترده بسترهای ساختاری و نهادی برای توانمندسازی بخش خصوصی، ارتقای تکنولوژی و تطبیق سطح آموزش با تکنولوژی‌های به روز رسانی‌شده، توسعه نظام تأمین اجتماعی و تمرکز روی بخش‌هایی از اقتصاد (مانند توریسم، کشاورزی و ...) که دارای اشتغال‌زایی بالایی هستند می‌تواند در رشد اشتغال، کاهش بیکاری و رشد اقتصادی کارساز باشد. (۲) نابرابری توزیع درآمد منجر به افزایش اقتصاد سایه می‌شود؛ پس، سیاست‌های توزیعی از قبیل وضع مالیاتِ بیشتر بر کالاهای مصرفی افراد پردرآمد و وضع مالیات کمتر بر کالاهای مصرفی افراد با درآمد پایین و اجرای نظام هماهنگ حقوق و دستمزد در بین ادارات گوناگون و نیز درون ادارات در صورتی‌که به انگیزه‌های فعالیت‌های اقتصادی مولد آسیبی وارد نکند، می‌تواند منجر به کاهش توزیع نابرابر درآمد و در نتیجه کاهش اقتصاد سایه شود. (۳) آزادسازی تجاری زمینه کاهش اقتصاد سایه را فراهم می‌آورد و از این‌رو، لازم است که سیاست‌گذاران اصلاح مناسب محدودیت‌های تعرفه‌ای و غیر تعرفه‌ای را بیش از پیش مورد توجه قرار دهند تا از این طریق بخشی از فعالیت‌های مربوط به اقتصاد سایه کاهش یابد.

1. Over- identifying restrictions

منابع

ابونوری، اسمعیل و نیک‌پور، عبدالحامد (۱۳۹۳). "اثر شاخص‌های بار مالیاتی بر حجم اقتصاد پنهان در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۷، ۹۰-۷۵.

خندان، عباس (۱۳۸۸). "برآورد شاخصی از اندازه اقتصاد غیر رسمی ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۰ با تمرکز بر تأثیر دخالت‌های اختلال‌زای دولت به روش EMIMIC (مدل نشانگرهای چندگانه- علل چندگانه و مدل تصحیح خطا)". پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه صنعتی شریف.

عرب مازار یزدی، علی (۱۳۸۰). "اقتصاد سیاه در ایران: اندازه، علل و آثار آن در سه دهه اخیر". *فصلنامه برنامه و بودجه*، دوره ۶، شماره ۶۲ و ۶۳، ۶۰-۳.

عمادزاده، مصطفی و رفیعی طباطبایی، زهرا (۱۳۸۹). "تحلیلی پیرامون اقتصاد زیرزمینی و عوامل مؤثر بر آن در منتخبی از کشورهای توسعه یافته". *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، دوره ۷، شماره ۱۳، ۹۶-۸۳.

کریمی پتانلار، سعید؛ نادمی، یونس و زبیری، هدی (۱۳۹۴). "اندازه دولت و بیکاری در اقتصاد ایران"، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۵، شماره ۱۸، ۶۴-۵۱.

نصراللهی، زهرا؛ فرزانگان، محمدرضا و طالعی اردکانی، سمانه (۱۳۹۱). "بررسی روند تحولات اقتصاد سایه‌ای در ایران (مقایسه نرم‌افزارهای مدل‌سازی آموس گرافیک و لیزرل)". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۱۲، شماره ۲، ۹۲-۶۱.

Alexandru, A., Dobre, I. & Ghinararu, C. (2010a). "Revisiting the Relationship between Unemployment Rate and the Size of the Shadow Economy for United States Using Johansen Approach for Cointegration". Proceedings of the 11th wseas international conference on mathematics and computers in business and economics (pp: 199-204). World Scientific and Engineering Academy and Society (WSEAS).

Alexandru, A.; Dobre, I. & Ghinararu, C. (2010b). "The Relationship between Shadow Economy and Unemployment Rate: A SVAR Approach". *In Proceedings of the 5th WSEAS International Conference on Economy and Management Transformation*, (Volume I), Timisoara, Romania: 242-249.

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

Arimah, B.C. (2001). "Nature and Determinants of the Linkages between Informal and Formal Sector Enterprises in Nigeria", African Development Review, 13(1), 114-131.

Baltagi, B. (1995). "The Econometric Analysis of Panel Data". Wiley, New York, NY.

Buehn, A. & Schneider, F. (2012). "Shadow Economies Around The World: Novel Insights, Accepted Knowledge, and New Estimates". *International Tax and Public Finance,* 19(1), 139-171.

Davidescu, A. A. M. & Dobre, I. (2012). "The Causal Relationship between Unemployment Rate and U.S. Shadow Economy". A Toda-Yamamoto Approach. *Social and economic statistics*. 1(1), 21-33

Dell'Anno, R. & Solomon, O. H. (2008). "Shadow Economy and Unemployment Rate in USA: Is There a Structural Relationship? An Ampirical Analysis". *Applied Economics*, 40(19), 2537-2555.

Dell'Anno, R. (2008). "What is the Relationship between Unofficial and Official Economy? An Analysis in Latin American Countries". *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences,* 12, 185-203.

Elgin, C. & Oztunali, O. (2012). "Shadow Economies around the World: Model Based Estimates". Bogazici University Department of Economics Working Papers, 5.

Enste, D. H. (2003). "Shadow Economy and Institutional Change in Transition Countries. The Informal Economy in the EU Accession Countries: Size, Scope, Trends and Challenges to the Process of EU Enlargement". Centre for the Study of Democracy, Sofia, 81-113.

Eugenio-Martín, J., Martín Morales, N. & Scarpa, R. (2004). "Tourism and Economic Growth in Latin American Countries: A Panel Data Approach". Milan, Italy, *Fondazione Eni Enrico Mattei Nota di Lavoro,* (26); 1-28.

Feld, L. P. & Schneider, F. (2010). "Survey on the Shadow Economy and Undeclared Earnings in OECD Countries". German Economic Review, 11(2), 109-149.

Gerxhani, K. (2004). "The Informal Sector in Developed and Less Developed Countries: A Literature Survey". *Public Choice*, 120(3), 267-300.

Giles, D. E. Tedds, L. M. & Werkneh, G. (2002). "The Canadian Underground and Measured Economies: Granger Causality Results". *Applied Economics*, 34(18), 2347-2352.

Giles, D.E.A. & Tedds, L.M. (2002). "Taxes and the Canadian Underground Economy". Canadian Tax paper, (106), Canadian Tax Foundation, Toronto, Canada.

Jamalmanesh, A. (2011)." Institutional Governance Effect on the Shadow Economy in Developing Countries: A Panel Data Analysis". *American Journal of Scientific Research,* 22, 30-42.

Nikopour, H. & Shah Habibullah, M. (2010). "Shadow Economy and Poverty". http://mpra.ub.uni-muenchen.de/1/23599/11//MPRA_paper_23599.pdf (access 25 Feb 2013).

Nikopour, H., Shah Habibullah, M. & Schneider, F. (2008). "The Shadow Economy Kuznets's Curve Panel Data Analysis".1-26. http://mpra.ub.uni-muenchen.de/12956/1/MPRA_paper_12956.pdf (access 25 Feb 2013).

Nikopour, H., Shah Habibullah, M., Schneider, F. & Law, S. H. (2009). "Foreign Direct Investment and Shadow Economy: A Causality Analysis Using Panel Data". http://mpra.ub.uni-muenchen.de/14485/ (access 25 Feb 2013).

OECD (2009). "Is Informal Normal? Towards More and Better Jobs". OECD, Paris.

Okun, A. M. (1962). "Potential GNP: Its Measurement and Significance, Proceedings of the Business and Economics Section". American Statistical Association, Washington D. C., USA, 98-103.

Oviedo, A. M., Thomas, M. R. & Karakurum-Özdemir, K. (2009). "Economic Informality: Causes, Costs, and Policies: A Literature Survey". (No. 167). World Bank-free PDF.

Pedersen, S. (2003). "The Shadow Economy in Germany, Great Britain and Scandinavia: A Measurement based on Questionnaire Surveys". (Vol. 10). Rockwool Foundation Research Unit.

Sameti, M. & AlBooSoveilem, M. (2009). "Impact Participation Rate and Unemployment Rateon Underground Economy in OECD Countries". *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 6(2), 63-88.

Schneider, F. & Klinglmair, R. (2004). "Shadow Economies Around the World: What Do We Know? Center for Economic Studies and Ifo Institute for Economic Research", IZA Discussion Paper (1043). CESifo Working Paper Series (1167) Working Paper Series, 1-58.

Schneider, F. (2005). "Shadow Economies Around the World: What do we Really Know?" *European Journal of Political Economy*, 21(3), 598-642.

Schneider, F., Buehn, A. & Montenegro, C. E. (2010). "New Estimates for the Shadow Economies All Over the World". *International Economic Journal*, 24(4), 443-461.

Tanzi, V. (1999). "Uses and Abuses of Estimates of the Underground Economy",

The Economic Journal, 109, 338-347.

Tanzi, V. (2000). "Policies, Institutions and the Dark Side of Economics". Cheltenham, UK: Edward Elgar: 209.

Thomas, Jim J. (1992). "Informal Economic Activity". LSE, Handbooks in Economics.

Torgler, B. & Schneider, F. (2007). "Shadow Economy, Tax Morale, Governance and Institutional Quality: A Panel Analysis".1-54. http://www.econ.jku.at/schneider/AER_Torgler.pdf.

Valentini, E. (2007). "Inequality and Underground Economy: A Not so Easy Relationship". Universita Politecnica Delle Marche, Quaderni Di Ricerca, (283).

Wiggins, V. & Poi, B. (2003). "Testing for Panel-Level Heteroskedasticity and Autocorrelation". StataCorp FAQs. Retrieved on April, 3, 2008.

پیوست ۱. اسامی کشورهایی که آمارشان در مدل تجربی مورد استفاده قرار گرفته است

1	Albania	18	El Salvador	35	Lithuania	52	South Africa
2	Algeria	19	Ecuador	36	Malaysia	53	Slovak Republic
3	Argentina	20	Egypt, Arab Rep.	37	Macedonia, FYR	54	Slovenia
4	Azerbaijan	21	Estonia	38	Malta	55	Thailand
5	Bahamas	22	Georgia	39	Mauritius	56	Trinidad and Tobago
6	Belize	23	Guatemala	40	Mexico	57	Tunisia
7	Bolivia	24	Hong Kong SAR, China	41	Moldova	58	Turkey
8	Botswana	25	Hungary	42	Morocco	59	Ukraine
9	Brazil	26	Indonesia	43	Nicaragua	60	Uruguay
10	Bulgaria	27	Iran, Islamic Rep.	44	Pakistan	61	Venezuela, RB
11	Chile	28	Israel	45	Panama	62	Vietnam
12	China	29	Jamaica	46	Paraguay	63	Yemen, Rep.
13	Colombia	30	Jordan	47	Peru	64	Honduras
14	Costa Rica	31	Kazakhstan	48	Philippines	65	Tajikistan
15	Croatia	32	Kuwait	49	Poland	66	Saudi Arabia
16	Czech Republic	33	Kyrgyz Republic	50	Romania	67	Sri Lanka
17	Dominican Republic	34	Latvia	51	Russian Federation		

پیوست ۲. تعریف داده‌های مدّنظر در پژوهش حاضر

متغیرها	مأخذ	تعریف
اقتصاد سایه	اشنایدر و دیگران (۲۰۱۰)؛ الجین و آزتونالی (۲۰۱۲)	اقتصاد سایه شامل همه کالاها و خدمات تولیدی قانونی مبتنی بر بازار است که به دلایلی از جمله دلایل زیر، تعمداً از نظارت مقامات عمومی پنهان نگه داشته می‌شوند: فرار مالیاتی و خودداری از پرداخت مالیات بر درآمد، ارزش افزوده یا دیگر مالیات‌ها؛ خودداری از پرداخت هزینه‌های تأمین اجتماعی؛ اجتناب از رعایت معیارهای قانونی مشخص مانند حداقل دستمزد، حداکثر ساعات کار، معیارهای حفاظتی یا بهداشتی؛ اجتناب از رعایت روش‌های اداری مشخص مانند تکمیل پرسشنامه‌های اداری یا دیگر فرم‌های اداری.
نرخ بیکاری	بانک جهانی	نرخ بیکاری عبارت است از نسبت تعداد جمعیت بیکار (و جویای کار) به کلّ جمعیت اقتصادی (شاغل و بیکار) ضرب در ۱۰۰.
تولید ناخالص داخلی، ppp (سال پایه ۲۰۰۵)	بانک جهانی	تولید ناخالص داخلی تبدیل شده به دلار بر اساس برابری قدرت خرید.
ضریب جینی	بانک جهانی	ضریب جینی معمولاً برای سنجش میزان نابرابری در توزیع درآمد یا ثروت در یک جامعه آماری استفاده می‌شود. این ضریب با نسبتی تعریف می‌شود که ارزشی بین صفر و یک دارد. هر چقدر ضریب جینی نزدیک به عدد صفر باشد، برابری بیشتر در توزیع درآمد را نشان می‌دهد و برعکس هر چقدر ضریب جینی نزدیک به عدد یک باشد، توزیع نابرابر درآمد را مشخص می‌کند.
آزادسازی اقتصاد	بانک جهانی	حاصل جمع واردات و صادرات به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و دوم، بهار ۱۳۹۵ (۱۳۰ـ ۱۱۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 22, March 2016

اثر بهبود فضای کسب وکار و رعایت حقوق مالکیت فکری بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد متوسط به بالا

*صمد حکمتی‌فرید[۱]، یوسف محمدزاده [۲]، دیمن خزالی[۳]
۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه ارومیه، ایران
۲. استادیار اقتصاد دانشگاه ارومیه
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه، ایران
(دریافت: ۱۳۹٤/۳/۸ پذیرش: ۱۳۹٤/٦/٥)

The Impact of Business Regulatory Reforms and Intellectual Property Rights Growth in Upper Middle Income Countries on Economic

*Samad Hekmati Farid[1], Yoosef Mohammadzadeh[2], Diman Khazali[3]
1. Assistant Professor of Economics, Urmia University, Urmia, Iran
2. Assistant Professor of Economics, Urmia University, Urmia, Iran
3. M.A. Student in Economics, Urmia University, Urmia, Iran
(Received: 29/May/2015 **Accepted:** 27/Aug/2015)

چکیده:
فضای کسب و کار و سرمایه‌گذاری به مثابه محیط سیاستی، نهادی و رفتاری می‌باشد که بازدهی و مخاطرات مرتبط با تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با توجه به اهمیت موضوع، این مطالعه برآن است که با استفاده از داده‌های تابلویی سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳ اثر شاخص‌های فضای کسب و کار و مالکیت فکری بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد متوسط به بالا را مورد بررسی قرار دهد.
بررسی نتایج نشان می‌دهد که شاخص‌های فضای کسب و کار (شامل شاخص‌های اخذ مجوز، شروع به کار و اخذ تسهیلات تأثیرگذاری مثبت و معنی‌دار را بر رشد اقتصادی دارا هستند. همچنین نتایج مطالعه حاکی از آن است که شاخص حقوق مالکیت فکری، شاخص‌های حکمرانی خوب (شامل کیفیت قوانین و ثبات سیاسی)، سرمایه ثابت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تولید سرانه کشورهای با درآمد متوسط به بالا داشته‌اند.

واژه‌های کلیدی: شاخص‌های فضای کسب و کار، شاخص‌های حکمرانی خوب، حقوق مالکیت فکری، رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی.
طبقه‌بندی JEL: O10، O43، O57.

Abstract:
The aim of this paper is investigating the effect of business regulations and intellectual property rights on economic performance. More precisely, we attempt to examine this issue for a sample of 46 middle and upper middle income countries over the period 2004-2013. We use the World Bank Doing Business indicators as measures of business regulations and panel data model is used for data analyses.
The results show that foreign direct investment, fixed capital formation, good governance (role of law and political stability), intellectual property rights and doing business (starting a business, dealing with construction permits, and getting credit) indexes have the positive and significant effect on economic growth in selected middle and upper middle income countries.

Keywords: Economic Growth, Doing Business Indexes, Intellectual Property Rights, Good Governance, FDI.
JEL: O10, O43, O57.

* **نویسنده مسئول:** صمد حکمتی‌فرید
E-mail: s.hekmati@urmia.ac.ir

*Corresponding Author: Samad Hekmati Farid

۱. مقدمه

عوامل متعددی بر عملکرد بنگاه های اقتصادی تأثیرگذار می‌باشند. دسته‌ای از این عوامل خارج از تسلط و کنترل فعالان اقتصادی بوده که در ادبیات این حوزه با عنوان فضای کسب و کار شناخته می‌شود. اگرچه مفهوم فضای کسب و کار از دیرباز در نظریات و اندیشه‌های اقتصادی با تعاریف و عناوین دیگر مورد بررسی قرار گرفته اند، اما از دهه ۱۹۹۰ تاکنون این مفهوم مورد توجه کشورها و نهادهای بین المللی قرار گرفته به طوری که بخشی از اهداف و سیاست گذاری های کلان کشورها به بهبود فضای کسب و کار اختصاص می‌یابد. فضای کسب و کار و سرمایه‌گذاری به مثابه محیط سیاستی، نهادی و رفتاری می‌باشد که بازدهی و مخاطرات مرتبط با فعالیت‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد (مکیان و همکاران، ۱۳۹۲: ۷۸-۷۶).

عوامل مؤثر بر عملکرد واحدهای اقتصادی مانند کیفیت دستگاه‌های حاکمیت، ثبات قوانین و مقررات و کیفیت زیرساخت‌ها می‌توانند به عنوان شاخص‌های مصادیق فضای کسب و کار تلقی گردند که تغییر دادن آنها فراتر از اختیارات و قدرت مدیران بنگاه‌های اقتصادی است (تفویضی و همکاران، ۱۳۹۲: ۸). بررسی‌ها نشان می‌دهد در کشورهایی که فضای کسب و کار نامناسبی دارند رقابت پذیری بنگاه‌ها کاهش یافته و موجب ایجاد بخش غیر رسمی و بزرگ‌تر شدن اقتصاد زیرزمینی شده و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد (سالاری، ۱۳۹۰: ۱۱۶).

علاوه بر شاخص‌های فضای کسب و کار، حقوق مالکیت فکری امروزه به عنوان یکی از مسائل زیربنایی سیاست نوین اقتصادی و ابزار مهم و اساسی برای رشد اقتصادی و با ارزش‌ترین سرمایه در معاملات و داد و ستدهای تجاری تلقی می‌گردد. حمایت قوی و مؤثر از حقوق فکری به لحاظ برتری این دارایی بر دارایی‌های مادی در بسیاری موارد علاوه بر ایجاد انگیزه و تشویق مبتکران و نوآوران و مؤسسات تحقیقاتی برای فعالیت‌های ابتکاری، عاملی بسیار مهم در تسهیل موجبات انتقال تکنولوژی و نیز جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بخش‌های معین اقتصادی است، که اهمیت این امر برای تحقق و تسریع رشد و توسعه اقتصادی بر کسی پوشیده نیست (عباسی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۱: ۳۳ و نصیری نژاد و همکاران، ۱۳۹۳: ۳۰).

با توجه به اهمیت فضای کسب و کار و حقوق مالکیت فکری و تأثیر آنها بر رشد اقتصادی، این مطالعه بر آن است که به بررسی تأثیر این عوامل بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد متوسط و بالا بپردازد. در این مقاله پس از مقدمه به مبانی نظری عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی با تأکید بر شاخص‌های فضای کسب و کار و حقوق مالکیت فکری پرداخته شده و در ادامه، مطالعات انجام شده در این حوزه ذکر می‌شوند. در بخش بعدی ضمن بیان روش شناسی و تصریح مدل به تجزیه و تحلیل یافته‌ها مبادرت می‌شود. بخش پایانی این مطالعه به نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

افزایش استانداردهای زندگی طی قرن های گذشته و متفاوت بودن رشد اقتصادی در نقاط مختلف جهان، اقتصاددانان را بر آن داشت تا به بررسی عوامل مؤثر بر این موضوع بپردازند. پس از ارائه اولیه توابع رشد توسط کلاسیک‌ها، مدل رشد نئوکلاسیک با کاری از سولو و سوآن[1] در سال ۱۹۶۵ ارائه شد. مدل رشد سولو، کلیه فرضیات کلاسیک‌ها به جز شکل تابع تولید را می‌پذیرد. تابع تولید به کار گرفته شده در این الگوهای رشد، تابع تولید خطی همگن با بازده ثابت نسبت به مقیاس است که شکل خاص تابع تولید کاب داگلاس[2] را دارد. در این الگو نیروی کار و سرمایه عوامل اصلی رشد بوده و تکنولوژی به عنوان عامل برون‌زا در نظر گرفته می‌شود. با توجه به بازدهی نزولی نهاده‌های تولید در مدل‌های اولیه رشد، مدل‌های بعدی رشد به دنبال عواملی بودند تا تفاوت در رشد اقتصادی بین کشورها را توضیح دهند. مدل های رشد مانند مدل رومر، لوکاس، گراسمن و هلپمن، کو و هلپمن تلاش کردند، تأثیر متغیرهایی به جز نیروی کار و سرمایه را بر رشد اقتصادی معرفی کنند (بهبودی و امیری، ۱۳۸۹: ۲۴).

در مطالعات متعدد علاوه بر نیروی کار و سرمایه اثر عواملی نظیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI[3])، شاخص‌های فضای کسب و کار، شاخص‌های حکمرانی خوب و مالکیت فکری بر رشد اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است که در این بخش به اختصار به بررسی آنها پرداخته می‌شود. نئوکلاسیک‌ها سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را عاملی برای انتقال سرمایه، تکنولوژی پیشرفته و مدیریت کارآمد می‌دانند که منجر به افزایش رفاه اجتماعی می‌شود. بنابر نظریه طرفداران آزادی جریان سرمایه، FDI باعث انتقال دانش فنی،

1. Solow & Sowan (1965)
2. Cobb-Douglas
3. Foreign Direct Investment

توسعه منابع انسانی، اشاعه مهارت‌های مدیریت و گسترش تجارت داخلی به ویژه دستیابی به بازارهای جدید صادراتی می‌شود و بهره‌برداری را در اقتصاد بالا می‌برد (فرزین و همکاران، ۱۳۹۱: ۳۲-۳۱).

آنچه در زمینه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی حائز اهمیت است نقش آن به عنوان عاملی تأثیرگذار در رشد و توسعه اقتصادی، رفع شکاف پس‌انداز و سرمایه‌گذاری، انتقال تکنولوژی، دانش فنی و شیوه‌های نوین مدیریت است. بر اساس مطالعات، FDI تابع عواملی از قبیل نرخ بازگشت سرمایه، زیرساخت‌ها، رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری داخلی، منابع طبیعی، سرمایه انسانی، تورم، نرخ ارز، بدهی خارجی، وضع مالی دولت، مالیات، حقوق سیاسی و نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی است (فتحی، ۱۳۹۲: ۸).

علاوه بر این، FDI معمولاً به همراه تکنولوژی پیشرفته، سازماندهی و مدیریت برتر وارد کشور می‌شود و به عنوان موتور رشد در کشورهای کمتر توسعه یافته شناخته شده است، البته اگر FDI با آموزش نیروی انسانی در داخل و توسعه سرمایه انسانی در کشور پذیرنده FDI توأم باشد می‌تواند اثرات مناسبی را بر رشد اقتصادی ایفا کند (مهدوی، ۱۳۸۳: ۱۹۲-۱۹۱).

بهبود فضای کسب و کار یک کشور همواره به عنوان بستری لازم جهت رشد اقتصادی مطرح می‌باشد. بانک جهانی برای تبیین عوامل مؤثر بر محیط و فضای اقتصادی کشورهای جهان ۱۰ شاخص سهولت شروع کسب و کار (فرایند ثبت شرکت‌ها)، اخذ مجوزها (از اخذ مجوز تا تأسیس یک بنگاه)، استخدام و اخراج نیروی کار، ثبت مالکیت (ثبت دارایی در اسناد رسمی)، اخذ اعتبار، حمایت از سرمایه‌گذاران، پرداخت مالیات، تجارت فرامرزی، اجرای قراردادها و انحلال یک فعالیت را به عنوان مهم‌ترین شاخص‌های ارزیابی فضای کسب و کار معرفی کرده است (مکیان و همکاران، ۱۳۹۲: ۷۸).

وجود قوانین و مقررات دست و پاگیر اخذ مجوز سبب ورود فعالان اقتصادی به بخش غیر رسمی اقتصاد شده و به علت محدویت‌های موجود در این بخش نمی‌توانند فعالیت خود را گسترش دهند، بنابراین سهولت در اخذ مجوز، مشوقی برای ورود سرمایه‌گذاران به فضای کسب و کار و به تبع آن افزایش رشد اقتصادی می‌باشد. از طرف دیگر سهولت ورود فعالان اقتصادی به فضای کسب و کار اهمیت فراوانی دارد که با کاهش زمان، هزینه، تعداد مراحل و حداقل سرمایه مورد نیاز می‌توان این روند را تسریع کرده و موجبات افزایش رشد اقتصادی را فراهم کرد (عبدالهی و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۰-۱). دسوتو[1] (۲۰۰۱) معتقد است که بهبود فضای کسب و کار یکی از مهم‌ترین و اصلی‌ترین راه‌های ایجاد توسعه حتی با تکیه بر سرمایه‌های کوچک می‌باشد و مقررات ساده‌تر و کم‌تر از جانب دولت و اتکای بیشتر بر حکومت قانون می‌تواند شرایط اشتغال را آسان‌تر کند. در صورتی که مردم امکان دسترسی به نظام کارآمد مالکیت را داشته باشند می‌توانند ظرفیت بالقوه سرمایه راکد خود را در جهت تقویت استعداد کارآفرینی به کار گیرند. وی همچنین بیان می‌کند که عدم رعایت حقوق مالکیت و قوانین مربوط به محیط کسب و کار می‌تواند مانع اصلی در تولید و انباشت سرمایه باشد (مکیان و همکاران، ۱۳۹۲: ۷۸).

حقوق مالکیت فکری یکی دیگر از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی تلقی می‌شود. تضییع حقوق شهروندی توسط مقامات دولتی و خطر مصادره اموال که در محیط‌های کسب و کار ناامن وجود دارد غالباً به استناد آراء غیر مسؤلانه صادره از سوی دستگاه قضایی اتفاق می‌افتد. بر این اساس می‌توان یکی از مؤلفه‌های مهم محیط نهادی کسب و کار را نحوه حراست از حقوق مالکیت در قبال تعرضات شهروندان دیگر و مقامات دولتی دانست (حسین‌زاده بحرینی و ملک‌الساداتی، ۱۳۸۹: ۵۵). حمایت از آفرینش‌های فکری و حق اختراع به مثابه یک حق فکری موجب تضمین حقوق مالی و اقتصادی اثر و نیز حقوق معنوی آن است که این امر موجب ترغیب و تشویق مخترعان و مبتکران و صاحب فکر و اندیشه در ابراز نیروی خلاقانه و استعدادهای نهفته آنان در خلق اثر خواهد بود. حمایت از حقوق مالکیت فکری موجب جلوگیری از فرار مغزها، تحریک استعدادها، پیشرفت علمی، اقتصادی، فرهنگی و هنری جامعه و در نهایت موجب رشد جامعه جهانی خواهد شد (عباسی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۱: ۳۵).

عدم وجود یک سیستم معتبر و مؤثر برای نوآوری، موجب عدم تمایل به سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه، تضعیف فرایند تجاری سازی نوآوری و تضعیف رشد بهره‌وری شده و در مجموع در فرایند اثرگذاری در کل اقتصاد، بر رشد متناسب شرکت‌ها، بنگاه‌های اقتصادی و نیز رشد اقتصادی کشور تأثیر منفی خواهد گذاشت (خداپرست‌مشهدی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۰۳).

محیط نهادی کسب و کار در قالب شاخص‌های حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی تأثیر مستقیم دارند. در این راستا بانک جهانی

1. Desoto (2001)

حکمرانی خوب را بر اساس شش شاخص حق اظهار نظر و پاسخ‌گویی، ثبات سیاسی، اثربخشی دولت، کیفیت قوانین و مقررات، کیفیت قانون و کنترل فساد تعریف می‌نماید (سامتی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۸۷).

قوانین و مقررات جاری هر کشور از مؤلفه‌های اصلی شکل دهنده محیط نهادی کسب و کار در هر کشور به شمار می‌روند. برخی از کشورها از پدیده تغییرات بیش از حد و غیر منتظره سیاست‌ها و در نتیجه تغییرات پیاپی و غیر قابل پیش‌بینی قوانین و مقررات و دستورالعمل‌ها رنج می‌برند، حضور چنین پدیده‌ای در یک کشور، مترادف با غیر قابل اعتماد بودن محیط کسب و کار در آن کشور است (حسین‌زاده بحرینی و ملک‌الساداتی، ۱۳۸۹: ۵۴). از طرف دیگر در شرایطی که افراد جامعه از آزادی‌های سیاسی برخوردار باشند، همه مردم احساس امنیت و آزادی می‌کنند و خدمات رسانه‌ها در سایه رقابت، از نظر کیفیت و کمیت ارتقاء می‌یابد و کلیه اقشار جامعه را پوشش می‌دهد. بنابراین رسانه‌ها به دلیل مستقل و آزاد بودنشان می‌توانند حقایق را در جامعه مطرح کنند و نیازی به رسانه‌های خارجی برای کشف حقایق جامعه احساس نمی‌شود و زمینه بی‌ثبات کردن جامعه توسط رسانه‌های خارجی از بین می‌رود و از این طریق زمینه رشد اقتصادی را فراهم می‌آورند. کیفیت قوانین و مقررات نیز بر رشد اقتصادی مؤثر می‌باشد. تنظیم قوانین اختلال‌زا در بازار مانند کنترل قیمت‌ها، ایجاد موانع غیر اصولی و دست و پاگیر در صادرات و واردات، محدودیت‌های زاید در بازار سهام، محدودیت‌های تأسیس یک بنگاه اقتصادی جدید، مقررات دست و پاگیر برای تبدیل ارز و موارد مشابه که هر یک به عنوان مانعی برای رشد و توسعه اقتصادی تلقی می‌گردند (سامتی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۹۵-۱۹۱).

۳. پیشینه مطالعات تجربی

۳-۱- مطالعات انجام شده در خارج

گلد و گروبن[1] در مطالعه‌ای به بررسی نقش حقوق مالکیت فکری بر رشد اقتصادی ۹۵ کشور در دوره زمانی ۱۹۸۸-۱۹۶۰ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که حفاظت بیشتر از حقوق و دارائی‌های فکری تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد (گلد و گروبن، ۱۹۹۶: ۳۲۳).

کینگ و وارادی[2] در مطالعه‌ای بر روی ده کشور اروپای شرقی و ۱۵ کشور بالتیک و کشورهای مشترک‌المنافع اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر روی رشد اقتصادی را طی دوره ۱۹۹۶-۱۹۹۳ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد افزایش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و آزادسازی قیمت، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (کینگ و وارادی، ۲۰۰۲: ۱).

داوسون[3] در مقاله‌ای با عنوان مقررات، سرمایه‌گذاری و رشد بین کشورها به بررسی اثر مقررات بر سرمایه‌گذاری و رشد بلندمدت اقتصادی بین کشورها پرداخت. نتایج این پژوهش بیانگر رابطه منفی و معنی‌دار بین افزایش تعدد قوانین و مقررات و رشد اقتصادی است (داوسون، ۲۰۰۶: ۴۹۵).

دیانکوف و همکاران[4] در مطالعه‌ای با عنوان مقررات و رشد، در پی پاسخ به این پرسش مهم اقتصاد که چرا برخی کشورها رشد سریع‌تری نسبت به سایر کشورها دارند، تأثیر قوانین تجاری بر رشد اقتصادی را در ۱۳۵ کشور بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد کشورهای با مقررات ساده‌تر نسبت به کشورهایی با مقررات دست و پاگیر رشد سریع‌تری دارند (دیانکوف و همکاران، ۲۰۰۶: ۳۹۵).

فوروکاوا[5] تأثیر حمایت از حقوق مالکیت فکری را بر روی رشد اقتصادی در یک اقتصاد بسته مورد آزمون قرار داد. نتایج تحقیق نشان داد که افزایش حمایت از حقوق دارایی‌های فکری، طول مدت انحصار فروش و انگیزه اقتصادی وابسته به آن ابتکار را افزایش می‌دهد و به تبع آن رشد اقتصادی تسریع می‌شود (فوروکاوا، ۲۰۰۷: ۳۶۴۴).

ایچر و پنالوسا[6] در مطالعه خود با موضوع ارتباط حقوق مالکیت فکری با رشد و توسعه اقتصادی به این مسئله پرداخته‌اند که چگونه انگیزه‌های شخصی برای محافظت از حقوق دارایی‌های فکری بر رشد و توسعه اقتصادی تأثیر می‌گذارد. نتایج تحقیق نشان داد که حفاظت بیشتر از حقوق دارایی‌های فکری، نوآوری را افزایش داده و از این طریق بر رشد و توسعه اقتصادی تأثیر می‌گذارد (ایچر و پنالوسا، ۲۰۰۸: ۲۳۷).

فرکلتون و همکاران[7] در مطالعه‌ای به آزمون رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، فساد و رشد اقتصادی برای ۴۲ کشور در حال توسعه پرداخته‌اند. نتایج نشان دهنده آن است که

1. Gould & Gruben(1996)
2. King & Varadi (2002)
3. Dawson (2006)
4. Diankov et al. (2006)
5. Furukawa (2007)
6. Eicher & Penalosa (2008)
7. Freckleton et al. (2010)

فساد تأثیر معنی‌دار و منفی روی رشد اقتصادی دارد. همچنین سطوح پایین‌تر فساد اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را روی رشد اقتصادی افزایش می‌دهد (فرکلتون و همکاران، ۲۰۱۰: ۶۳۹).

چو و پنگ[1] در مطالعه‌ای تأثیر حقوق مالکیت فکری بر رشد اقتصادی، رفاه و نابرابری درآمد را مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور آنها به تحلیل دو گروه کشور که در آنها رشد بر پایه R&D و عدم تناسب در ثروت صورت می‌گیرد پرداختند. نتایج نشان داد که در کشورهای دارای درآمد پایین عدم استفاده از حق مالکیت در اقتصاد نسبت به کشورهایی که دارای درآمد سرانه بالاتری هستند منجر به رشد پایین می‌شود (چو و پنگ، ۲۰۱۰: ۱).

ابراهیم حیدر[2] در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ۱۷۲ کشور طی سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۶ به بررسی اثرات بهبود فضای کسب و کار بر رشد اقتصادی پرداخته است. نتایج حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار شاخص‌های بهبود فضای کسب و کار، آزادسازی تجاری، آزادسازی مالی، ثبات سیاسی، کیفیت قانون و کنترل فساد بر رشد اقتصادی دارد (ابراهیم حیدر، ۲۰۱۲: ۲۸۵).

۳-۲- مطالعات انجام شده در داخل

برادران شرکا و ملک‌الساداتی در مطالعه‌ای طی دوره (۱۹۹۶-۲۰۰۵) در نمونه‌ای مشتمل بر ۳۰ کشور به بررسی تأثیر حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از تأثیر مثبت حکمرانی خوب روی رشد اقتصادی می‌باشد (برادران‌شرکا و ملک‌الساداتی، ۱۳۸۷: ۲۹).

شهنازی و دهقان‌شبانی در مقاله خود به بررسی اثر شاخص‌های فضای کسب و کار بر رشد اقتصادی ۶۸ کشور منتخب در دوره ۲۰۰۶-۲۰۰۳ پرداختند، نتایج تحقیق آنها نشان داد که ضعف در هفت زیربخش انحلال شرکت، ثبت اموال، پرداخت مالیات، تجارت فرامرزی، اجرای قراردادها، اخراج و استخدام نیروی کار و شروع کسب و کار اثر منفی و منطبق با مبانی تئوریک بر رشد اقتصادی در نمونه مورد آزمون دارد (شهنازی و دهقان‌شبانی، ۱۳۸۸: ۱۶۱).

خداپرست‌مشهدی و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی ابعاد تأثیر مالکیت فکری بر رشد اقتصادی به دو صورت مستقیم و غیر مستقیم پرداخته‌اند، نمونه مورد بررسی شامل ۳۵ کشور در دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۵ می‌باشد. در این تحقیق از روش داده‌های ترکیبی (پانل) استفاده شده است و نتایج تحقیق حاکی از آن است که حمایت از تأمین حقوق مالکیت فکری به طور مستقیم تأثیر مثبتی روی رشد اقتصادی دارد (خداپرست‌مشهدی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۰۱).

صالح‌آبادی در مطالعه‌ای با عنوان نقش بازار سرمایه در بهبود فضای کسب و کار ایران، به بررسی آثار بازار سرمایه بر فضای کسب و کار و شاخص‌های آن و نیازهای کسب و کار در بازار سرمایه کشور پرداخته است. این مطالعه نشان داده است که بازار سرمایه یکی از پشتیبانان قوی برای اشتغال آفرینی، نوآوری و رشد اقتصادی به دلیل به جریان انداختن سرمایه خواهد بود (صالح‌آبادی، ۱۳۸۸: ۱۰۱).

مهدوی و همکاران با استفاده از داده‌های ۵۷ کشور مختلف جهان طی دوره (۲۰۰۵-۱۹۹۰) و با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی داده‌های تابلویی به این نتیجه رسیدند که در کشورهای توسعه یافته به لحاظ بازار مالی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار بوده ولی در کشورهای کم‌تر توسعه یافته حتی به لحاظ بازار مالی نیز تأثیر FDI روی رشد اقتصادی معنی‌دار نیست (مهدوی و همکاران، ۱۳۸۹: ۲۱).

عباسی‌نژاد و همکاران در طی مطالعه‌ای ارتباط بین حقوق مالکیت فکری و حمایت از حق اختراع و رشد اقتصادی در ایران در دوره ۱۳۸۹-۱۳۷۰ با استفاده از روش مدل خود هم‌بسته با وقفه‌های توضیحی (ARDL) را مورد بررسی قرار دادند. بررسی نتایج حاکی از اثر مثبت حمایت از حق اختراع بر رشد اقتصادی است (عباسی‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۱: ۲۷).

مبارک به بررسی اثر عوامل نهادی در کنار دیگر عوامل اقتصادی بر رشد اقتصادی در بین کشورهای اسلامی با درآمد متوسط و بالا پرداخته است. در این مطالعه با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۸۰ و با به کارگیری روش داده‌های ترکیبی به تجزیه و تحلیل یافته‌ها پرداخته شده است. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که میزان تأثیرگذاری فاکتورهای نهادی و حکمرانی برای کشورهای ایران، مصر، ترکیه و اندونزی نسبت به کشورهای دیگر دارای تأثیرگذاری کم‌تری است (مبارک، ۱۳۹۲: ۱۸۵).

عبدالهی و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی اثر شاخص‌های فضای کسب و کار بر رشد اقتصادی ایران و

1. Chu & Peng (2010)
2. Ibrahim Haidar (2012)

مقایسه آن با کشورهای (OECD) طی سال‌های ۲۰۰۶-۲۰۱۱ پرداخته‌اند. این پژوهش بر اساس روش تحلیلی و با استفاده از داده‌های شاخص‌های فضای کسب و کار بانک جهانی انجام شده است که نتایج حاکی از اثرگذاری بیشتر شاخص‌های حمایت از سهامداران خرد، اخذ اعتبار و اجرای قرارداد بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی می‌باشد (عبدالهی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱).

مکیان و همکاران در مطالعه‌ای اولویت‌های بهبود سهولت کسب و کار جهت رشد اقتصادی در بین کشورهای اسلامی منطقه منا و منطقه سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی را مورد ارزیابی و مقایسه قرار داده‌اند. این مطالعه طی دوره ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ با استفاده از روش رگرسیونی داده‌های تابلویی انجام شده است. با توجه به نتایج به دست آمده و همچنین وضعیت نسبتاً مطلوب فضای کسب و کار در منطقه سازمان توسعه و همکاری های اقتصادی، لازم است کشورهای اسلامی منطقه منا برای بهبود در فضای کسب و کار شاخص‌های تجارت فرامرزی و اخذ اعتبار را در سیاست گزاری های اقتصادی خود مورد توجه ویژه قرار دهند (مکیان و همکاران، ۱۳۹۲: ۷۶).

حکمتی‌فرید و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی اثرات کنترل فساد و جهانی شدن بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد سرانه بالا، متوسط و پایین طی دوره ۲۰۱۰- ۲۰۰۲ در بین ۱۱۳ کشور مختلف جهان پرداخته‌اند. نتایج مطالعه گویای یک رابطه معکوس بین کنترل فساد و رشد اقتصادی است. همچنین رابطه جهانی شدن و رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد سرانه پایین یک رابطه معنی‌دار و منفی است (حکمتی‌فرید و همکاران، ۱۳۹۴: ۹۶).

٤. معرفی مدل و متغیرها و روش انجام تحقیق

در این مقاله با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳[1] به بررسی اثر متغیرهای شاخص‌های فضای کسب و کار (شاخص اخذ مجوزهای کارگاهی، شروع کسب و کار و اخذ تسهیلات)، شاخص‌های حکمرانی خوب (شاخص حاکمیت قوانین و ثبات سیاسی)، شاخص رعایت حقوق مالکیت فکری، سرمایه ثابت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی ۴۶ کشور با درآمد متوسط و بالا پرداخته می‌شود.[2] در این بررسی از روش تجزیه و تحلیل اطلاعات داده‌های تابلویی استفاده می‌شود.

با توجه به مباحث مطرح شده در بخش مبانی نظری و پژوهش‌های انجام شده در زمینه تأثیر شاخص‌های فضای کسب و کار و حقوق مالکیت فکری بر رشد اقتصادی و با توجه به مطالعه ابراهیم حیدر (۲۰۱۲) مدل اصلی تحقیق به شرح زیر تصریح گردیده است.

(۱)

$$Lgdpp_{it} = \beta_0 + \beta_1 Lcapv_{it} + \beta_2 Lfdi_{it} + \beta_3 Lsta_{it} + \beta_4 Lper_{it} + \beta_5 Lcred_{it} + \beta_6 Lrreg_{it} + \beta_7 Lrpol_{it} + \beta_8 Lpropf_{it} + \varepsilon$$

که در آن:

$Lgdpp_{it}$: لگاریتم تولید ناخالص ملی سرانه در کشور i در زمان t (مأخذ: بانک اطلاعات WDI[3])

$Lcapv_{it}$: لگاریتم ارزش ثابت سرمایه در کشور i در زمان t (مأخذ: بانک اطلاعات WDI)

$Lfdi_{it}$: لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور i در زمان t (مأخذ: بانک اطلاعات WDI)

$Lsta_{it}$: لگاریتم شاخص شروع کسب و کار در کشور i در زمان t (مأخذ: بانک جهانی)

$Lper_{it}$: لگاریتم شاخص اخذ مجوزهای کارگاهی در کشور i در زمان t (مأخذ: بانک جهانی)

$Lcred_{it}$: لگاریتم شاخص نحوه اخذ تسهیلات در کشور i در زمان t (مأخذ: بانک جهانی)

$Lrreg_{it}$: لگاریتم رتبه کیفیت قوانین در کشور i در زمان t (مأخذ: بانک اطلاعات WGI[4])

$Lrpol_{it}$: لگاریتم رتبه ثبات سیاسی در کشور i در زمان t (مأخذ: بانک اطلاعات WGI)

$Lpropf_{it}$: لگاریتم رعایت حقوق مالکیت فکری در کشور i در زمان t (مأخذ: بانک اطلاعات بنیاد هریتیج[5])

---

۱. محدوده زمانی مطالعه با توجه به محدودیت دسترسی به داده‌های شاخص‌های محیط کسب و کار- که از سال ۲۰۰۴ به بعد در دسترس می‌باشد – انتخاب گردیده است.

۲. کشورهای مورد مطالعه (شامل کشورهای آلبانی، الجزایر، آنگولا، آرژانتین، آذربایجان، بلاروس، بلیز، بوسنی و هرزگوین، بوتسوانا، برزیل، بلغارستان، چین، کلمبیا، کاستاریکا، دومینیکا، جمهوری دومینیکن، اکوادور، فیجی، گابن، مجارستان، ایران، عراق، جامائیکا، اردن، قزاقستان، لبنان، لیبی، مقدونیه، مالزی، مالدیو، موریتانی، مکزیک، مونته نگرو، نامیبیا، پاناما، پرو، رومانی، صربستان، سیشل، آفریقای جنوبی، سورینام، تایلند، تونگا، تونس، ترکیه و ونزوئلا) از بین ۵۵ کشور با درآمد متوسط و بالا و بر مبنای وجود داده‌های آماری انتخاب شده است.

3. World Development Indicators

4. World Government Indicators

5. Heritage

ε_{it}: اثر سایر متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته در کشور i در زمان t

بر اساس ادبیات اقتصادسنجی داده‌های تابلویی، قبل از تخمین مدل لازم است، ابتدا به بررسی مانایی متغیرها پرداخته شود و در صورت مانا بودن متغیرها به برآورد مدل اقدام می‌شود. در برآورد مدل، با استفاده از آزمون F لیمر، بررسی می‌شود که آیا تفاوت فردی یا به اصطلاح ناهمگنی در مقاطع وجود دارد یا اینکه مقطع‌ها با هم همگن هستند؟ فرضیه صفر آزمون F لیمر مبتنی بر همگن بودن مقاطع (پولینگ دیتا[1] بودن داده‌های آماری) است. چنانچه فرضیه صفر رد شود، فرضیه مقابل آن مبتنی بر وجود ناهمگنی بین مقاطع (پانل دیتا بودن داده‌های آماری) پذیرفته می‌شود. بعد از مشخص شدن اینکه آیا مقاطع همگن هستند یا غیر همگن، باید مشخص شود که خطای تخمین، ناشی از تغییر در مقاطع است یا اینکه در طی زمان رخ داده است. با نظر گرفتن چنین خطاهایی با دو اثر ثابت و اثر تصادفی مواجه هستیم. از آزمون هاسمن[2] برای مشخص شدن اثر ثابت و تصادفی استفاده می کنیم. در آزمون هاسمن، فرضیه صفر مبتنی بر این است که بین اجزای اخلال و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود ندارد که در صورت رد این فرضیه مدل اثرات ثابت انتخاب می‌شود. بعد از مشخص شدن اینکه کدام روش پولینگ دیتا، اثرات ثابت یا اثرات تصادفی مناسب‌تر است، از آزمون‌های تشخیصی جهت آزمون وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس استفاده می‌شود.

۵. یافته‌های تجربی تحقیق

۵-۱- مانایی

آزمون‌های ایستایی داده‌های تابلویی معمولاً می‌تواند از دو روش آزمون ریشه واحد برای داده‌های مشترک[3] و آزمون ریشه واحد برای هر مقطع[4] صورت پذیرد. لوین، لین و چو[5] (۲۰۰۲) نشان دادند که در داده‌های تابلویی، استفاده از آزمون ریشه واحد برای داده‌های مشترک، دارای قدرت بیش‌تری نسبت به استفاده از آزمون ریشه واحد برای هر مقطع به صورت جداگانه می‌باشد لذا در این مطالعه برای بررسی مانایی متغیرها، از آزمون لوین، لین و چو[6] استفاده می‌شود.

نتایج ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون لوین لین چو در جدول شماره یک در دو حالت با عرض از مبدأ (a) و با عرض از مبدأ و روند (b) نشان داده شده است. نتایج نشانگر آن است که شرط ایستایی تمام متغیرها در حالت با عرض از مبدأ و روند برقرار است.

جدول ۱. آزمون مانایی متغیرها

آزمون	Lgdpp		Lcapv		Lfdi		Lper	
	t	prob	t	prob	t	prob	t	prob
a	-۹/۲	۰/۰۰	-۶/۳	۰/۰۰	-۱۲/۲	۰/۰۰	-۳۰/۱	۰/۰۰
b	-۱۲/۱	۰/۰۰	-۱۲/۳	۰/۰۰	-۱۵/۲	۰/۰۰	-۹/۴	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ادامه جدول ۱. آزمون مانایی متغیرها

آزمون	Lsta		Lrreg		Lrpol		Lpropf		lcred	
	t	prob	t	prob	t	prob	t	prob	t	prob
a	-۳۲/۲	۰/۰۰	-۱۶/۵	۰/۰۰	-۱۴/۶	۰/۰۰	۰/۰۹	۰/۵۳	-۵۹/۵۶	۰/۰۰
b	-۵۷/۳	۰/۰۰	-۱۵/۷	۰/۰۰	-۱۴/۵	۰/۰۰	-۴/۶	۰/۰۰	-۴۷/۰۰	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۲- نتایج تخمین مدل تحقیق

قبل از تخمین مدل با اثرات ثابت یا تصادفی لازم است که وجود یا عدم وجود اثرات مجزای کشورها بررسی شود که برای بررسی اثرات مجزای کشورها در خصوص اثرات تصادفی از آزمون بروش پاگان و همچنین برای انجام این بررسی در خصوص اثرات ثابت از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. لازم به ذکر است که در هر دو آزمون بروش پاگان و آزمون F لیمر، فرض H_0 استفاده از ضریب مشترک برای تمام کشورهاست.

1. Pooling Data
2. Hausmen Test
3. Common Root
4. Individual Root
5. Levin, Lin & Cho

۶. آزمون لوین، لین چو یکی از متداول‌ترین آزمون‌های ریشه واحد برای داده‌های مشترک می‌باشد.

در جدول شماره ۲ نتایج این دو آزمون ارائه گردیده است.

با توجه به آماره F لیمر، فرضیه صفر مبنی بر استفاده از عرض از مبدأ مشترک رد شده و لازم است که برای هر کشور عرض از مبدأ مجزا در نظر گرفته شود. همچنین نتایج آزمون بروش پاگان نشان می‌دهد فرض صفر مبنی بر وجود جزء خطای مشترک برای تمام کشورها رد شده و لازم است برای کشورها جزء خطای مستقل در نظر گرفته شود.

جدول ۲. نتایج آزمون F لیمر ، بروش پاگان و هاسمن

آزمون	مقدار آماره	ارزش احتمال	نتیجه
F لیمر	F= ۴۵۶/۹۵	۰/۰۰	رد مدل pool در مقابل وجود اثرات ثابت
آزمون بروش پاگان	X^2= ۵۸۲/۱۵	۰/۰۰	رد مدل pool در مقابل وجود اثرات تصادفی
آزمون هاسمن	X^2= ۱۳۱/۷۱	۰/۰۰	انتخاب مدل اثرات ثابت

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای انتخاب بین اثرات ثابت و تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. نتایج آزمون هاسمن نشان می‌دهد که ارزش احتمال حاصل از آزمون کمتر از ۵ درصد بوده و مدل اثرات ثابت انتخاب می‌شود (جدول شماره ۲).

۵-۲-۱- آزمون ناهمسانی واریانس و خود همبستگی

برای بررسی خودهمبستگی در داده‌های تابلویی، وولدریج[1] (۲۰۰۲) آزمون خودهمبستگی ساده‌ای را در مورد داده‌های پانل پیشنهاد می‌کند که در آن جملات اختلال از فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول AR(1) تبعیت می‌کنند. فرضیه صفر در آزمون وولدریج، عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول در جملات اختلال مدل رگرسیون می‌باشد که در صورت رد فرضیه صفر، مدل تخمین زده شده دارای خودهمبستگی مرتبه اول خواهد بود.

از طرف دیگر در صورتی که تعداد واحدهای انفرادی بیشتر از دوره زمانی مورد مطالعه باشد، می‌توان انتظار داشت که اجزای اخلال دارای ناهمسانی واریانس باشد که در این حالت تخمین‌زننده‌های رگرسیون علی‌رغم بدون تورش بودن دارای کارایی نخواهند بود.

در این مطالعه برای انجام آزمون ناهمسانی واریانس از آماره والد[2] استفاده می‌شود که آماره این آزمون بر تخمین‌زن نامقید مبتنی است (محمدزاده و همکاران، ۱۳۸۹: ۸۸)

نتایج آزمون ناهمسانی واریانس برای مدل مورد نظر در جدول شماره ۳، بیانگر آن است که با توجه به مقادیر آماره $\chi 2$ و ارزش احتمال آن، همسانی واریانس رد شده و ناهمسانی واریانس وجود دارد. همچنین نتایج آزمون خودهمبستگی نشان می‌دهد که با توجه به آماره F در مدل خودهمبستگی وجود دارد.

جدول ۳. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس و خود همبستگی

آزمون	آماره آزمون	Prob
ناهمسانی واریانس	$\chi^2 = ۵/۴*۱۰^{۲۷}$	۰/۰۰
خود همبستگی	$F = ۱۷۲۶۳$	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۲-۲- تخمین مدل با روش تخمین زننده حداقل مربعات تعمیم یافته عملی (FGLS[3])

باتوجه به اینکه مدل تحقیق دارای ناهمسانی واریانس بوده و خود همبستگی در مدل وجود دارد لذا برای رفع آنها از مدل FGLS استفاده می‌شود که در آن در دو مرحله مجزا نسبت به رفع خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس اقدام می‌شود. نتایج به دست آمده از تخمین مدل در جدول شماره ۴ منعکس گردیده است.

جدول ۴. نتایج تخمین مدل تحقیق با استفاده از روش FGLS

ردیف	متغیر	ضرایب
۱	Lcapv	۰/۰۳۹*
۲	Lfdi	۰/۰۱۸۷*
۳	Lsta	۰/۲۸۳*
۴	Lper	۰/۱۸۶*
۵	Lcred	۰/۰۴۴*
۶	Lrreg	۰/۰۳۳**
۷	Lrpol	۰/۰۷۲*
۸	Lpropf	۰/۱۰۰*

* معنی‌دار در سطح زیر یک (پنج) درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بررسی نتایج مطالعه حاکی از آن است که تمام متغیرهای

1. Wooldridge (2002)

2. Wald Test

3. Feasible Generalized Least Squares

مدل شامل متغیرهای ثبات سیاسی، کیفیت قوانین، حقوق مالکیت، اخذ مجوز، شروع به کار، سرمایه ثابت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در سطح زیر پنج درصد معنی‌دار بوده و بر روی رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارند.

نتایج نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی سرمایه ثابت، تولید ناخالص ملی سرانه به طور متوسط ۰/۰۳۹ درصد افزایش پیدا می‌کند. همچنین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز بر رشد اقتصادی اثر مثبت داشته به طوری‌که با افزایش یک درصدی آن، رشد اقتصادی به طور متوسط ۰/۰۱۸۷ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه با مطالعات کینگ و وارادی (۲۰۰۲)، بورنزتین و همکاران[1] (۱۹۹۸) همخوانی دارد. لازم به ذکر است که حضور جریان سرمایه خارجی می‌تواند سرمایه اضافی را برای پس‌انداز محلی و ارتقاء سرمایه تجمعی فراهم آورد. بنابراین جریان سرمایه می‌تواند رشد اقتصادی را از طریق سرریز دانش و تأثیرات کارایی بازار افزایش دهد.

در این مطالعه از سه شاخص اخذ مجوزهای کارگاهی، شروع کسب و کار و اخذ تسهیلات به عنوان نماینده‌ای از شاخص‌های فضای کسب و کار استفاده شده است. نتایج تخمین مدل نشانگر آن است که با افزایش یک درصدی مقادیر این شاخص‌ها به طور متوسط تولید ناخالص ملی سرانه به ترتیب معادل ۰/۱۸۶، ۰/۲۸۳ و ۰/۰۴۴ درصد افزایش می‌یابد که این نتیجه با نتایج مطالعه ابراهیم حیدر (۲۰۱۲) سازگاری دارد. لازم به ذکر است محیط کسب و کار مناسب، هزینه عملکرد بنگاه‌های اقتصادی را کاهش می‌دهد و باعث ایجاد انگیزه سرمایه‌گذاری و افزایش توان رقابتی بنگاه‌ها در سطح ملی و بین‌المللی می‌شود. فراهم کردن شرایط کسب و کار توسط دولت‌ها می‌تواند بنگاه‌های اقتصادی را در تسریع مقدمات شروع کار و نیز تکمیل فرایندهای تولید یاری نموده و رشد اقتصادی را سرعت ببخشد.

بررسی نتایج مدل حاکی از آن است که شاخص‌های حکمرانی خوب تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته‌اند به طوری‌که با افزایش یک درصدی شاخص‌های ثبات سیاسی و کیفیت قوانین به طور متوسط تولید ناخالص ملی سرانه به ترتیب رشد ۰/۰۷۲ و ۰/۰۳۳ درصدی را تجربه نموده است. افزایش رشد اقتصادی در اثر افزایش شاخص‌های حکمرانی خوب در مطالعات دیانکوف و همکاران (۲۰۰۶) و مبارک (۱۳۹۲) نیز تأیید گردیده است. ثبات سیاسی و کیفیت قوانین می‌توانند از طریق ایجاد بستر لازم برای سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی مؤثر باشند. تغییرات مکرر سیاست‌های دولت و تغییرات غیر قابل پیش‌بینی قوانین و مقررات، موجب غیر قابل اعتماد بودن دولت‌ها شده و بر میزان سرمایه‌گذاری بنگاه‌های داخلی و خارجی مؤثر بوده و از این طریق رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

نتایج جدول شماره ۴ نشان می‌دهد حقوق مالکیت فکری از عوامل مهم مؤثر بر رشد اقتصادی بوده و با افزایش یک درصدی این شاخص به طور متوسط تولید ناخالص ملی سرانه ۰/۱۰ درصد افزایش یافته است که این نتایج با مطالعات گلد و گروبن (۱۹۹۶) و فوروکاوا (۲۰۰۷) همخوانی دارد. حقوق مالکیت فکری زمینه تجاری شدن و دستیابی سرمایه‌گذار و محقق را به اهداف مادی و معنوی فراهم می‌کند و از این طریق محقق و سرمایه‌گذار تشویق می‌شود تا دوباره به انجام تحقیق و نوآوری روی آورد. این چرخه مثبت منجر به خلق ثروت و افزایش رفاه و رشد اقتصادی جامعه می‌گردد (سلامی و گودرزی، ۱۳۸۲:۷۹).

٦. بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه با استفاده از روش داده‌های تابلویی طی سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳ به بررسی اثر متغیرهای سرمایه ثابت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، شاخص‌های فضای کسب و کار (شامل اخذ مجوزهای کارگاهی، شروع کسب و کار و اخذ تسهیلات)، شاخص‌های حکمرانی خوب (شامل کیفیت قوانین و ثبات سیاسی) و شاخص رعایت حقوق مالکیت فکری بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد متوسط و بالا پرداخته شد. در این بررسی پس از انجام آزمون‌های F لیمر و بروش پاگان، از بین روش اثرات ثابت و تصادفی با توجه به آزمون هاسمن روش اثرات ثابت انتخاب گردید ولی با توجه به نتایج آزمون‌های ولدریج و والد مبنی بر وجود ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی در مدل اثرات ثابت، از روش FGLS برای تخمین مدل نهایی استفاده گردید.

نتایج مطالعه حاکی از اثر مثبت و معنی‌دار تمام متغیرهای توضیحی بر رشد اقتصادی می‌باشد. بررسی یافته‌ها حاکی از آن است که در بین متغیرهای مورد بررسی متغیرهای اخذ مجوزهای کارگاهی، شروع کسب و کار و حقوق مالکیت فکری بیشترین اثرگذاری را بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد متوسط و بالا دارا هستند که نشانگر اهمیت بالای بستر مناسب

1. Borensztein et al. (1998)

فضای کسب و کار و رعایت حقوق مالکیت فکری در رونق رشد اقتصادی کشورها می‌باشد.

با توجه به تأثیر مثبت و معنی‌دار سرمایه ثابت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی لازم است نسبت به گسترش سرمایه‌های داخلی و خارجی از راه‌هایی نظیر توسعه بازارهای مالی، معرفی فناوری‌های جدید مانند شیوه‌های تولید جدید، ایده‌ها و تنوع در کالاهای سرمایه‌ای جدید اقدام نمود.

با توجه به اینکه در این مطالعه شاخص‌های فضای کسب و کار تأثیر قابل ملاحظه‌ای را بر رشد اقتصادی دارا هستند لذا لازم است دولت تدابیری بیندیشد که با ساده‌سازی راه‌اندازی کسب و کار، اعطای مجوزها، ثبت مالکیت و اعطای تسهیلات بتواند بستر لازم برای سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را فراهم کند. با در نظر گرفتن این امر که یکی از عوامل مؤثر بر فضای کسب و کار نقش سیاست‌ها و برنامه‌ریزی‌های دولت است، می‌توان حکمرانی خوب که اعمال قدرت اقتصادی، سیاسی و اداری بر اساس پاسخگویی و اثر بخشی می‌باشد را از ضرورت‌های بهبود فضای کسب و کار جهت توسعه اقتصادی قلمداد نمود. در این خصوص دولت‌ها می‌توانند با جلوگیری از تحمیل هزینه‌های غیر ضروری، ایجاد ثبات سیاسی و کاهش انواع ریسک، تأثیر مثبتی بر فضای کسب وکار داشته باشند.

از طرف دیگر با توجه به ضعف حقوق مالکیت فکری در کشور و با عنایت به نتایج مطالعه مبنی بر تأثیر مستقیم حقوق مالکیت فکری بر رشد اقتصادی لازم است ابتدا تعریف دقیق و مشخص از سرمایه‌گذاری فکری، معنوی و مادی برای اشخاص حقیقی و حقوقی ارائه شده، سپس نسبت به وضع قوانین متناسب اقدام گردد و در مرحله بعدی نظارت کامل بر اجرای آن صورت پذیرد تا بتوان زمینه لازم برای تشویق سرمایه‌گذاران و ایجاد انگیزه برای نوآوران و کارآفرینان را فراهم نمود.

منابع

برادران شرکاء، حمیدرضا و ملک‌الساداتی، سعید (۱۳۸۷). "تأثیر حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب". *مجله راهبرد*، سال ۱۷، شماره ۴۹، ۵۲-۲۹.

بهبودی، داود و امیری، بهرام (۱۳۸۹). "رابطه بلندمدت اقتصاد دانش بنیان و رشد اقتصادی ایران". *سیاست علم و فناوری*، سال ۲، شماره ۴، ۳۲-۲۳.

تفویضی، سعید؛ درستکار، فاطمه و عظیمی، عبدالجبار (۱۳۹۲، ۱۵ اسفند). "عوامل مؤثر در بهبود فضای کسب و کار". *روزنامه بازار کار*، سال ۱۴، شماره ۸۳۱ ، ۱۲-۱.

حسین‌زاده بحرینی، محمد و ملک‌الساداتی، سعید (۱۳۸۹). "موانع نهادی سرمایه‌گذاری و کسب و کار در ایران". *مجله پژوهش‌نامه بازرگانی*، سال ۱۵، شماره ۵۹، ۵۶-۲۵.

حکمتی‌فرید، صمد؛ عزتی‌شورگلی، احمد؛ عزتی، رضا و دهقانی، علی (۱۳۹۴). "تأثیر جهانی شدن و کنترل فساد بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد سرانه بالا، متوسط و پایین". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۵، شماره ۱۸، ۱۱۱-۹۶.

خداپرست مشهدی، مهدی؛ صمدی، سارا؛ هوشمند، محمود و سلیمی‌فر، مصطفی (۱۳۸۸). "تأثیر حمایت از حقوق مالکیت فکری بر رشد اقتصادی". *اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۶، شماره ۴، ۱۲۳-۱۰۱.

سالاری، ابوذر (۱۳۹۰). "بررسی تأثیر نظام مالیاتی بر فضای کسب و کار". *مجله اقتصادی ماهانه، بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی*، شماره‌های ۹ و۱۰، ۱۳۰-۱۱۱.

سامتی، مرتضی؛ رنجبر، همایون و محسنی، فضیلت (۱۳۹۰). "تحلیل اثر شاخص‌های حکمرانی خوب بر شاخص توسعه انسانی، مطالعه موردی کشورهای جنوب شرقی آسیا (ASEAN)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۱، شماره ۴، ۲۲۳-۱۸۳.

سلامی، سیدرضا و گودرزی، مهدی (۱۳۸۲). "راهکارهای بهبود نظام مالکیت فکری ایران در جهت توسعه تکنولوژی کشور". *فصلنامه مدیریت صنعتی*، شماره ۳، ۹۵-۷۳.

شهنازی، روح الله و دهقان شبانی، زهرا (۱۳۸۸). "بررسی تأثیر فضای کسب و کار بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب". *پژوهشنامه اقتصادی*، سال ۳، ۱۸۵-۱۶۱.

صالح آبادی، علی (۱۳۸۸). "نقش بازار سرمایه در بهبود فضای کسب و کار در ایران". *فصلنامه پول و اقتصاد*، شماره ۱، ۱۲۱-۱۰۱.

عباسی‌نژاد، حسین؛ گودرزی فراهانی، یزدان؛ قیاسی، محمدحسین (۱۳۹۱). "تأثیر حمایت از حقوق مالکیت فکری و حق اختراع بر رشد اقتصادی ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال ۱۴،

شماره ۱، ۵۸-۲۷.

عبدالهی، فرشته؛ مهربانی، فاطمه و بصیرت، مهدی (۱۳۹۲). "مقایسه اثر شاخص‌های فضای کسب وکار بر رشد اقتصادی در بین ایران و کشورهای عضو سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی (OECD)". *اولین همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران با رویکرد حمایت از تولید ملی*، ۲۸ آذرماه، ۲۰-۱.

فتحی، علیرضا (۱۳۹۲). "جایگاه بهبود فضای کسب و کار در جذب سرمایه‌گذاری خارجی"، *مجله اقتصادی*، شماره‌های ۳ و ۴، ۲۰-۵.

فرزین، محمدرضا؛ اشرفی، یکتا و فهیمی‌فر، فاطمه (۱۳۹۱). "بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی تلفیق روش‌های سیستم دینامیک و اقتصادسنجی". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۲۰، شماره ۶۱، ۶۲-۲۹.

مبارک، اصغر (۱۳۹۲). "بررسی اثرات فساد اقتصادی بر رشد اقتصادی در کشورهای اسلامی (با تأکید بر اقتصاد ایران)". *فصلنامه دانش حسابرسی*، سال ۱۳، شماره ۱۵، ۲۰۹-۱۸۵.

محمدزاده، پرویز؛ فشاری، مجید و ممی‌پور، سیاب (۱۳۸۹). "نرم‌افزار STATA در اقتصادسنجی (جلد اول)". انتشارات نور علم.

مکیان، سید نظام‌الدین؛ امامی‌میبدی، مهدی؛ عشرتی، سمانه؛ و احمدی، زهره (۱۳۹۲). "فضای کسب و کار، راهبرد رشد مقایسه کشورهای منطقه منا و سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۳، شماره ۱۱، ۸۴-۷۶.

مهدوی، ابوالقاسم (۱۳۸۳). "تحلیلی بر نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رشد اقتصادی". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۶، ۲۰۸-۱۸۱.

مهدوی، روح‌الله؛ جهانگرد، اسفندیار و ختائی، محمود (۱۳۸۹). "تأثیر توسعه بازار مالی در تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بررشد اقتصادی در کشورهای میزبان با استفاده از روش داده‌های تابلویی". *تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، شماره ۲، ۴۰-۲۱.

نصیری‌نژاد، محمدرضا؛ استادی، حسین و هرتمنی، امیر (۱۳۹۳)، "بررسی تأثیر مالیات بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای عضو D-8"، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۴، ۳۸-۲۹.

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

Chu, A. C. & Peng, S. K. (2010). "International Intellectual Property Rights: Effects on Growth, Welfare and Income Inequality". MPRA Paper, No. 22253, 1-31.

Dawson, J. W. (2006) "Regulation, Investment, and Growth Across Countries". Cato Journal, Cato Institute, 26(3), 489-509.

Desoto, H. (2001). "The Mystery of Capital: Why Capitalism Triumphs in the West and Fails Everywhere Else". *Finance & Development: A Quarterly Magazine of the IMF*, 38(1), 4-7.

Diankov, S., McLiesh, C. & Ramalho, R. (2006). "Regulation and Growth". Economics Letters, 92(3), 395-401.

Eicher, T. & Penalosa, G. C. (2008). "Endogenous Strength of Intellectual Property Rights, Implications for Economic Development and Growth". *European Economic Review*, 52(2), 237-258.

Freckleton, M., Wright, A. & Craigwell, R. (2010). "Foreign Direct Investment, Economic Growth and Corruption in Developing Economies". *Journal of Economic Studies*, 39(6), 639 – 652.

Furukawa, Y. (2007). "The Protection of Intellectual Property Rights and Endogenous Growth: Is Stronger Always Better?". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(11), 3644-3670.

Gould, D. M. & Gruben, W. C. (1996). "The Role of Intellectual Property Rights in Economic Growth". *Journal of Development Economics*, 48, 323-350.

Ibrahim Heidar, J. (2012). "The Impact of Business Regulatory Reforms on

Economic Growth". *Japanese International Economies*, 26, 285-307.

King, L. P. & Varadi, B. (2002). "Beyond Manichean Economics: Foreign Direct Investment and Growth in the Transition from Socialism". *Communist and Post-Communist Studies,* 2, 1-22.

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

Wooldridge, J. M. (2002). "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. MIT Press: Cambridge, MA.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و دوم، بهار ۱۳۹۵ (۱۴۴ـ ۱۳۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 22, March 2016

اثر وفور درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی ایران از کانال اثرگذاری بر عدم تعادل در بودجه و بخش خارجی

***محمد رضایی[۱]، کاظم یاوری[۲]، مرتضی عزتی[۳]، منصور اعتصامی[۴]**

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه خلیج فارس بوشهر

۲. دانشیار اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

۳. استادیار پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

۴. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

(دریافت: ۱۳۹٤/۰٦/۳۰ پذیرش: ۱۳۹٤/۰۸/۰۳)

The Impact of Oil Resource Abundance on Iran's Economic Growth Through The Impact on The Budget and External Sector Imbalances

***Mohammad Rezaei[1], Kazem Yavari[2], Morteza Ezzati[3], Mansour Etesami[4]**

1. Assistant Professor of Economics, Persian gulg university, bushegr, Iran
2. Associate Professor of Economics, Tarbiat Modarres University, Tehran, Iran
3. Assistant Professor of Economic Resaerch Center, Tarbiat Modarres University, Tehran, Iran
4. Assistant Professor of Economics, Tarbiat Modarres University, Tehran, Iran

(Received: 21/Sep/2015 **Accepted:** 25/Oct/2015)

Abstract:

This paper examines the effect of oil resource abundance on economic growth through the budget and external sector imbalances. The three equations -that have been extracted from theoretical explanation-estimated simultaneously, using 3SLS for the period 1973-2012. We find negative effects of non-oil budget deficit and non-oil trade deficit on economic growth. According to the estimations, budget deficit has caused the trade deficit, but the reverse is not true. So, it can be said twin deficit hypothesis is not confirmed. The effect of oil revenues and real exchange rate on non-oil trade deficit is negative and significant. Government spending has a positive effect on the budget deficit that is consistent with theoretical expectations. The impact of oil revenues on the non-oil trade deficit is positive and significant.
In general, it can be said that although the impact of oil revenues on economic growth is positive, these incomes decrease economic growth through the exacerbate imbalances such as budget deficits and trade deficits.

Keywords: Oil Resource Abundance, Budget Deficit, Trade Deficit, Twin Deficit, Economic Growth, Three-Stage Least Squares (3SLS).
JEL: H62, Q33, O44.

چکیده:

در این پژوهش سعی شده است اثر وفور منابع نفتی بر عدم تعادل در بخش خارجی، عدم تعادل در بودجه و رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گیرد. الگوی سیستم معادلات همزمان که از تبیین نظری پژوهش استخراج شد با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) برای دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۲ مورد ارزیابی قرار گرفته است. بر پایه نتایج پژوهش، کسری بودجه غیر نفتی و کسری تجاری غیر نفتی منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شوند. همچنین بر اساس برآورد صورت گرفته، کسری بودجه موجب کسری تجاری می‌شود ولی برعکس آن صادق نمی‌باشد. لذا می‌توان گفت فرضیه کسری دوگانه یا دوقلو مورد تأیید نمی‌باشد. اثر درآمدهای نفتی و نرخ ارز واقعی بر کسری تجاری غیر نفتی نیز منفی و معنادار به‌دست آمده است. اثر مخارج دولت بر کسری بودجه دولت مثبت و معنادار به‌دست آمده است که مطابق با انتظار نظری است. اثر درآمدهای نفتی بر کسری بازرگانی غیر نفتی نیز مثبت و معنادار است. در مجموع نیز می‌توان گفت هرچند اثر درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی مثبت است، ولی این درآمدها از مسیر تشدید عدم تعادل‌هایی مانند کسری‌های بودجه و بازرگانی، رشد اقتصادی حاصل از درآمدهای نفتی را کاهش می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: وفور درآمدهای نفتی، کسری بودجه، کسری تجاری، کسری دوگانه، رشد اقتصادی، حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS).
طبقه‌بندی JEL: H62، Q33، O44.

* **نویسنده مسئول:** محمد رضایی
E-mail: rezaei.92@gmail.com

*Corresponding Author: Mohammad Rezaei

۱. مقدمه

تجارت خارجی در اقتصاد کشورهای مختلف، به ویژه در کشورهای در حال توسعه، نقش بسیار حساسی ایفا می‌کند. بخش تجارت خارجی یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصاد است که ضمن تأثیرگذاری بر سایر بخش‌ها از آنها نیز تأثیر می‌پذیرد (میرباقری هیر و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۰۶). اما آنچه که حائز اهمیت است، وجود حالت تعادل در این بخش می‌باشد. اصولاً عدم تعادل به حالتی گفته می‌شود که در آن اختلاف میان عرضه و تقاضا وجود داشته باشد. عرضه و تقاضا در بخش خارجی اقتصاد یک کشور، خود را در عرضه و تقاضای ارز نشان می‌دهد. عدم تعادل پرداخت‌ها و دریافت‌های ارزی یک کشور و به طور کلی، کلیه مبادلات مربوط به بخش خارجی اقتصاد در قالب عدم تعادل تراز پرداخت‌های خارجی منعکس می‌شود (شهابی، ۱۳۷۱: ۶۵). عدم تعادل تراز پرداخت‌ها نیز ممکن است به دو صورت مثبت (مازاد) یا منفی (کسری) بروز کند به طوری که کاهش صادرات نسبت به واردات یا افزایش واردات نسبت به صادرات یا کاهش خالص حساب سرمایه به صورت کسری تراز پرداخت‌های خارجی متجلی می‌شود.

در سال‌های گذشته اقتصاد ایران همواره با عدم تعادل‌هایی مواجه بوده و تراز پرداخت‌های خارجی نیز از این امر مستثنی نبوده است. یکی از جلوه‌های این عدم تعادل فزونی ارزش کالاهای وارداتی نسبت به ارزش کالاهای صادراتی می‌باشد که موجب کسری موازنه بازرگانی شده است (شقاقی، ۱۳۸۴: ۱۷۴-۱۴۳و مهرآرا و مرادی، ۱۳۸۷: ۱۶۷-۱۴۱).

عوامل گوناگونی موجب عدم تعادل‌های اقتصادی کشور می‌شود اما با توجه به ویژگی نفتی اقتصاد ایران شاید بتوان بخشی از این عدم تعادل‌ها و در نتیجه اثر آن بر رشد اقتصادی کشور را ناشی از برخورداری دولت از درآمدهای هنگفت نفتی دانست. یکی از مهم‌ترین کانال‌های اثرگذاری نفت بر رشد اقتصادی، اثری است که بر کسری بودجه غیر نفتی و کسری تجاری غیر نفتی می‌گذارد. بر این اساس سؤالی که مطرح می‌شود این است که آیا وفور درآمدهای نفتی کسری تجاری غیر نفتی و کسری بودجه غیر نفتی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؟ و اینکه آیا وفور درآمدهای نفتی از کانال اثرگذاری بر این دو نوع کسری، رشد اقتصادی را متأثر می‌سازد؟ در کنار پاسخگویی به این پرسش‌ها (با تمرکز بر اقتصاد ایران)، فرضیه کسری دوگانه نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد. سازماندهی پژوهش نیز بدین صورت است که در بخش دوم تبیین نظری پژوهش، بخش سوم مرور مطالعات گذشته، بخش چهارم و پنجم به معرفی و برآورد مدل و بالاخره آخرین بخش به نتیجه‌گیری و پیشنهادات می‌پردازد.

۲. مبانی نظری

در مورد عوامل اثرگذار بر کسری تجارت خارجی، پژوهشگران مختلف، دیدگاه‌های متفاوتی دارند، با این حال بخش بزرگی از ادبیات اقتصادی به موضوع رابطه کسری بودجه و کسری جاری پرداخته‌اند. در این مطالعات از رابطه بین این دو نوع کسری با عنوان‌های کسری‌های دوگانه یا دو قلو نام برده شده است. مسلماً هر گونه عدم توازن در تجارت خارجی نیز رشد اقتصادی را متأثر خواهد ساخت.

در ادبیات اقتصادی، چهار دیدگاه نظری عمده «فرضیه کسری دوگانه، فرضیه هدف‌گذاری بر پایه حساب جاری، رابطه بازخوردی و دیدگاه بین-زمانی ریکاردویی» برای توضیح رابطه بین کسری بودجه و حساب جاری وجود دارد.

۲-۱- فرضیه کسری دوگانه[1]

برای تشریح این فرضیه از مدل مرسوم ماندل- فلمینگ[2] و تئوری جذب کینز استفاده می‌شود. از دیدگاه کینز رابطه بین کسری بودجه و کسری تراز تجاری برای یک اقتصاد باز به صورت زیر بیان می‌شود. معادله تولید ملی و درآمد ملی در یک اقتصاد باز به ترتیب به صورت زیر است:

$$Y = C + I + G + (X - M)$$
$$Y_1 = C + S + T$$

که در این معادلات، Y تولید ملی، C مصرف واقعی، I سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، G مخارج دولت، $(X - M)$ خالص صادرات، Y_1 درآمد ملی، T مالیات دولت و S پس‌انداز بخش خصوصی است. با توجه به اینکه تولید ملی با درآمد ملی برابر است، بنابراین می‌توان دو معادله بالا را به صورت زیر خلاصه کرد:

$$C + I + G + (X - M) = C + S + T$$

با حذف C از طرفین:

$$I + G + X = S + T + M$$
$$(G - T) = (M - X) + (S - I)$$

با توجه به رابطه بالا، افزایش موقتی در هزینه های دولت که موجب کسری بودجه دولت می‌شود، با فرض ثبات مالیات‌ها و مازاد پس‌انداز بخش خصوصی $(S - I)$ می‌تواند به کسری حساب جاری منجر شود. بنابراین وجود رابطه یک به یک بین

1. Twin Deficit Hypothesis
2. Mundell Fleming Model

کسری بودجه و کسری تجاری مستلزم وجود این شرط است که کسری بودجه بر سایر متغیرهای داخلی اقتصاد همچون پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی اثری نداشته باشد. می‌توان آثار افزایش کسری بودجه را به دو بخش $(S-I)$ و $(M-X)$ جدا کرد. حال اگر مازاد پس‌انداز بخش خصوصی همبستگی چندانی با کسری بودجه نداشته باشد، می توان نتیجه گرفت که تمام کسری بودجه دولت باید از طریق استقراض خارجی تأمین شود.

بر طبق مدل ماندل– فلمینگ، تحرک سرمایه تعادل در بازار ارز را تعیین می‌کند و تغییرات نرخ ارز نیز توازن حساب جاری را مشخص می نماید. افزایش مخارج دولت در نظام نرخ ارز ثابت از طریق افزایش درآمد ملی منجر به افزایش واردات و تضعیف تراز تجاری می‌شود. سیاست مالی انبساطی در نظام نرخ ارز شناور نیز تأثیر مشابهی از طریق افزایش نرخ بهره و تقویت ارزش پول داخلی ایجاد می‌کند و در مجموع این الگو بسط مالی غیر تورمی را عامل کسری حساب جاری و افزایش ارزش پول ملی قلمداد می‌نماید (طهماسبی و همکاران، ۱۳۹۱: ۵۰-۲۵).

۲-۲- فرضیه هدف‌گذاری بر پایه حساب جاری[1]

این امکان وجود دارد که کسری حساب جاری علت کسری بودجه باشد. این ارتباط معکوس تحت عنوان هدف‌گذاری بر پایه حساب جاری شناخته می شود. بر این اساس، افزایش کسری حساب جاری موجب دستیابی به الگوهای رشد کندتر و متعاقب آن افزایش کسری بودجه دولت می شود. رشد اقتصادی پایین نه تنها موجب افزایش هزینه های دولت می گردد، بلکه درآمدهای مالیاتی را نیز کاهش می‌دهد. به عبارت دیگر، بودجه یک کشور تحت تأثیر جریان‌های عظیم سرمایه یا انباشت بدهی قرار می‌گیرد که این امر در نهایت منجر به کسری بودجه آن کشور خواهد شد (محمدی و توحیدی، ۱۳۹۲: ۱۰۸).

۲-۳- رابطه بازخوردی[2]

بسیاری از مطالعات همچون فلدستین و هاریوکا[3] (۱۹۸۰) و کالیونسو[4] (۲۰۰۷) به ارتباط دو طرفه بین کسری بودجه و کسری حساب جاری پی بردند. همبستگی زیاد بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری موجب می‌شود که ارتباط میان حساب جاری و حساب بودجه دو طرفه باشد (محمدی و توحیدی، ۱۳۹۲: ۱۰۹).

برای اقتصاد ایران می‌توان گفت؛ تأثیر کسری حساب جاری بر کسری بودجه دولت عمدتاً از طریق درآمدهای حاصل از نفت و گاز است؛ همچنین افزایش کسری بودجه دولت در شرایطی که نرخ بهره و نرخ ارز ثابت و ورود و خروج سرمایه وجود ندارد، از طریق افزایش تقاضا، کسری حساب جاری را تشدید می کند. همچنین نحوه تأمین کسری بودجه که عمدتاً از طریق استقراض از سیستم بانکی است، پایه پولی را افزایش داده و باعث افزایش سطح قیمت‌ها می‌شود. افزایش قیمت‌ها در داخل، باعث افزایش واردات و کاهش صادرات شده و به این ترتیب کسری حساب جاری از طریق این دو مکانیسم از کسری بودجه دولت متأثر شده است (زوارئیان کچومثقالی، ۱۳۹۱: ۲۱۷).

۲-۴- دیدگاه بین زمانی ریکاردوئی[5]

بسیاری از مطالعات نیز هیچ گونه رابطه‌ای بین این دو نوع کسری نیافته‌اند (اندرز و لی[6]، ۱۹۹۰؛ کوواسی و همکاران[7]، ۲۰۰۴؛ پاپاداگوناس و استورناراس[8]، ۲۰۰۶). چنین نتیجه‌ای انعکاس فرضیه تعادل ریکاردوئی است (آلگیری[9]، ۲۰۱۳: ۲۳۵). طرفداران فرضیه ریکاردوئی معتقدند کسری بودجه اثری بر حساب جاری ندارد؛ زیرا به اعتقاد ایشان کاهش مالیات‌ها یا افزایش مخارج دولت در دوره حال با افزایش مالیات‌ها در دوره آینده جبران خواهد شد؛ از این رو، کسری بودجه اثری در اقتصاد ندارد. به این دلیل پیروان عقاید ریکاردو معتقدند که بین کسری بودجه دولت و پس انداز بخش خصوصی یک رابطه قوی وجود دارد، زیرا کسری بودجه دولت را یک پروسه موقتی و آنی در نظر گرفته و معتقدند بر طبق نظریات درآمد دائمی و سیکل زندگی، مصرف جاری، تابع درآمد قابل تصرف دوران زندگی یا درآمد دائمی است. در این تئوری رشد کسری بودجه (در اثر کاهش مالیات ها یا رشد مخارج دولت) درآمد دائمی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد و در نتیجه مصرف تحت تأثیر کسری بودجه قرار نمی‌گیرد، بلکه این پس‌انداز است که افزایش می یابد، چرا که در نتیجه رشد مخارج دولت (یا کاهش

1. Current Account Targeting Hypothesis
2. Feedback Linkage
3. Feldstein & Horioka (1980)
4. Kalyoncu (2007)
5. Inter-Temporal Ricardian View
6. Enders & Lee (1990)
7. Kouassi et al. (2004).
8. Papadogonas & Stournaras (2006)
9. Algieri (2013)

مالیات‌ها که به رشد بدهی دولت منجر می‌شود) مردم انتظار دارند افزایش مخارج دولت با رشد مالیات ها در دوره های آتی جبران شود، و بنابراین پس‌انداز خود را افزایش می دهند تا در صورت لزوم برای پرداخت مالیات‌های آتی ذخیره لازم را داشته باشند. به این ترتیب، یک رابطه قوی بین کسری بودجه و پس‌انداز بخش خصوصی ایجاد خواهد شد. در این صورت افزایش کسری بودجه (چه در اثر کاهش مالیات یا افزایش مخارج دولت) سطح مصرف افراد را تغییر نمی‌دهد و تنها سبب افزایش پس‌انداز مردم خواهد شد. بنابراین، کسری بودجه بر تراز تجاری اثری ندارد و تمام آثار ناشی از رشد کسری بودجه دولت جذب پس‌انداز بخش خصوصی می‌شود. به عبارت دیگر و با توجه به معادله زیر که در قسمت الف استخراج شد؛

$$(G - T) = (M - X) + (S - I)$$

می‌توان گفت عبارت $(S - I)$ تمام تغییرات را جذب می‌کند و در نتیجه عبارت $(M - X)$ بدون تغییر می‌ماند (زوارئیان کچومثقالی، ۱۳۹۱: ۱۹۸).

اثرگذاری نفت بر تعادل در بخش خارجی را نیز می‌توان از مجرای تأثیر بر نرخ ارز مورد بررسی قرار داد. بر اساس مدل ماندل فلمینگ و به لحاظ نظری افزایش کسری بودجه دولت، از راه متغیرهایی چون نرخ بهره و نرخ ارز بر تراز تجاری تأثیر می گذارد؛ اما درجه تأثیرپذیری کسری تراز تجاری از کسری بودجه دولتی، خود به نوع تأمین مالی کسری بودجه بستگی دارد. تأمین کسری بودجه از طریق بازارهای مالی بر نرخ بهره فشار آورده و باعث افزایش آن می شود که با فرض تحرک کامل سرمایه و شناوری نرخ ارز، منجر به جذب سرمایه خارجی و افزایش ارزش پول داخلی در مقابل پول خارجی شده و در نهایت نیز چنین فعل و انفعالاتی به افزایش واردات و کسری تراز تجاری منجر می‌شود (همان، ۱۳۹۱: ۱۹۶). در ایران به دلیل وجود نرخ بهره ثابت، کسری بودجه دولت از بازارهای مالی تأمین نمی‌شود. روش‌های تأمین مالی کسری بودجه دولت به صورت برداشت از حساب ذخیره ارزی، تأمین کل کسری با استقراض از بانک مرکزی یا تأمین کسری با افزایش نرخ تسعیر ارز است.

از آنجا که بخش بزرگی از بودجه به صورت ریالی است، زمانی که دولت درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت را به صورت ریالی (تبدیل به ریال) وارد بودجه می‌کند عرضه ارز خارجی نسبت به ارز داخلی (ریال) در بازار ارز کشور افزایش یافته و (به علت محدود بودن ارز داخلی (ریال)) ارزش پول خارجی نسبت به پول داخلی (ریال) کاهش می‌یابد. نتیجه اینکه با افزایش قیمت نسبی پول داخلی نسبت به پول خارجی، قدرت رقابت تولیدکنندگان داخلی نسبت به خارجی کاهش می‌یابد و با کاهش صادرات و افزایش واردات، تراز تجاری کشور نیز کاهش می‌یابد.

از سویی به علت محدود بودن ریال در بازار، دولت ممکن است ارزهای نفتی را به بانک مرکزی بفروشد. خرید ارز توسط بانک مرکزی، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی را افزایش می‌دهد. بانک مرکزی برای پرداخت ریالی ناچار به انتشار پول است که این نیز منجر به رشد نقدینگی و نرخ تورم بالاتر می‌شود. نرخ تورم بالاتر اعتبارات (اعتبارات هزینه‌ای و تملک دارایی‌های سرمایه‌ای) بیش‌تری را می‌طلبد که برای تأمین آن دولت مجبور به استفاده بیشتر از درآمدهای نفتی می‌شود. بنابراین دور باطلی به وجود می‌آید که حاصل استفاده بیش از حد از درآمدهای نفتی است (مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۳۸۴: ۳). در کوتاه‌مدت دولت ممکن است با کاهش ذخایر خارجی به این مسئله فائق آید، ولی در بلندمدت بی ثباتی تراز پرداخت‌ها را موجب می‌شود.

۳. پیشینه تحقیق

۳-۱- پیشینه خارجی

از جمله پژوهش‌هایی که به بررسی عوامل مؤثر بر بخش خارجی پرداخته‌اند می‌توان به مطالعات زیر اشاره کرد: رزنوینگ و تالمان[1] با تشکیل یک سیستم خود رگرسیون برداری (VAR) پنج متغیره، شامل کسری بودجه دولت، خریدهای واقعی دولت، کسری حساب جاری، نرخ بهره و نرخ ارز نتیجه گرفتند که کسری بودجه دولت منجر به افزایش قیمت دلار می‌شود، و یکی از عوامل اثرگذار بر کسری حساب جاری است و آن را تشدید می‌کند (رزنوینگ و تالمان، ۱۹۹۳: ۵۹۴-۵۸۰).

کرایگ ویل و ساماروو[2] با استفاده از داده‌های سری زمانی و و نیز داده‌های تلفیقی طی دوره ۱۹۶۷ تا ۱۹۹۱ عوامل اثرگذار بر حساب جاری کشور وابسته به درآمدهای نفتی (ترنیداد و توباگو) و نیز کشور در حال توسعه غیر نفتی (باربادوس) مدلی را طراحی و مورد بررسی قرار دادند. داده های تلفیقی نشان داد که رابطه مبادله، متغیر دولت، درآمدهای خارجی و نرخ های اولیه و بلندمدت جریان سرمایه اثر معنی داری دارند. همچنین نتایج نشان داد درآمدهای خارجی و مازاد بودجه دولتی اثر مثبتی بر حساب جاری داشته‌اند (کرایگ ویل و ساماروو، ۱۹۹۷:

1. Rosenweing & Tallman (1993)
2. Craigwell & Samaroo (1997)

۵۰-۳۹).

کالدرون و لوایزو[1] (گزارش بانک جهانی، ۱۹۹۹: ۲۳۹۸) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری برای ۴۴ کشور در حال توسعه طی دوره ۱۹۹۵-۱۹۶۶ پرداخت. نتایج مطالعه وی نشان داد که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز مؤثر واقعی، بدهی خارجی و بدهی های نقدینگی به همراه کسری حساب جاری با وقفه، اثر مثبت و معنی‌داری بر کسری حساب جاری کشورهای مورد بررسی دارد. اما پس‌انداز بخش خصوصی و دولتی، نرخ مبادله ارز، نرخ بهره واقعی جهانی، انحراف معیار نرخ تورم و نرخ ارز مؤثر واقعی با وقفه اثر منفی و معنی‌داری بر حساب جاری دارد.

باهارومشاه و همکاران[2] در مطالعه‌ای پایداری کسری حساب جاری را برای چهار کشور اندونزی، مالزی، فیلیپین و تایلند، طی دوره زمانی ۱۹۹۹-۱۹۶۱ مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج مطالعه آنان نشان داد حساب جاری این کشورها (به جز مالزی) در دوره قبل از بحران مالی ناپایدار بوده و به سمت تعادل حرکت نکرده است. ولی از بحران اواسط سال ۱۹۹۷ به بعد با اجرای سیاست‌های مناسب این ناپایداری تعدیل گشته است (باهارومشاه و همکاران، ۲۰۰۳: ۴۸۷-۴۶۵).

چادهاری و صالح[3] با استفاده از رویکرد ARDL طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۰ برای سریلانکا، رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت میان کسری حساب جاری، کسری بودجه، شکاف سرمایه گذاری و پس‌انداز و آزادی تجاری را مورد آزمون قرار دادند. نتیجه پژوهش ایشان دیدگاه مرسوم کینزی درباره رابطه بین کسری تجاری و کسری بودجه را مورد تأیید قرار داد (چادهاری و صالح، ۲۰۰۷: ۳۳-۱).

کیم و روبینی[4] اثرات کسری بودجه بر کسری حساب جاری و نرخ واقعی ارز را با استفاده از داده‌های ایالات متحده آمریکا برای دوره بین سال‌های ۱۹۷۳ تا ۲۰۰۴ مورد بررسی قرار دادند. بر اساس مطالعه آنان، در کوتاه مدت، شوک کسری بودجه موجب بهبود تراز حساب جاری و منجر به کاهش ارزش نرخ ارز واقعی می‌شود (کیم و روبینی، ۲۰۰۸: ۳۸۳-۳۶۲).

فرانچر و همکاران[5] در پژوهشی نقش قیمت دارایی‌ها و نرخ ارز تعدیل حساب جاری آمریکا را با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۷۴و روش خود رگرسیون برداری ساختاری (SVAR)، مورد مطالعه قرار دادند. آنها نشان دادند یکی از عوامل اثرگذار و تعیین کننده حساب جاری، شوک‌های بازار دارایی و شوک‌های قیمت مسکن می‌باشد (فرانچر و همکاران، ۲۰۱۰: ۶۵۸-۶۴۳). مطالعه بویلیو و نورماندین[6] برای کشورهای منتخب آمریکا، کانادا، استرالیا و فرانسه نشان داد که حساب جاری با تفاضل نرخ بهره جاری و آینده همبستگی منفی دارد ولی با تفاضل نرخ بهره سال های گذشته همبستگی مثبت دارد (بویلیو و نورماندین، ۲۰۰۸: ۵۲-۳۵).

کارونا‌راتنه[7] با استفاده از مدل بهینه سازی بین دوره‌ای، پایداری کسری حساب جاری استرالیا را با استفاده از داده های فصلی و دوره ۲۰۰۷-۱۹۵۹ مورد مطالعه قرار دادند. نتایج مطالعه وی نشان داد که در طول دوره رژیم نرخ ارز ثابت و در کل دوره مورد بررسی حساب جاری ناپایدار بوده ولی در دوره نرخ ارز شناور، پایدار بوده است (کارونا‌راتنه، ۲۰۱۰: ۹۷-۸۱).

هولمز[8] با استفاده از داده های ۲۰۰۹-۱۹۴۷ برای آمریکا، دیدگاه کینزی را مورد تأیید قرار داد (هولمز، ۲۰۱۱: ۲۷۷-۲۷۱). اولادیپو و همکاران[9] با استفاده از داده‌های ۲۰۰۸-۱۹۷۰ ۱۹۷۰ برای نیجریه، وجود رابطه دوگانه بین کسری‌ها را نشان دادند (اولادیپو و همکاران، ۲۰۱۲: ۴۱-۳۸).

۳-۲- پیشینه داخلی

فرح بخش و محرابیان در مطالعه ای با عنوان؛ عوامل مؤثر بر کسری بودجه در ایران، با استفاده از الگوی خودهمبستگی برداری (VAR) نشان دادند که درآمدهای نفتی و مالیاتی و تورم مهم ترین عوامل مؤثر بر کسری بودجه هستند. در خصوص موضوع اثر شوک‌های نفتی بر متغیرهای پولی مطالعات مختلفی در داخل و خارج از کشور انجام شده است (فرح بخش و محرابیان، ۱۳۸۲: ۱۷۲-۱۵۷).

نتایج مطالعه زوارئیان کچومثقالی برای دوره ۱۳۸۵-۱۳۴۲ نشان می دهد که یک رابطه همجمعی بین کسری بودجه و کسری حساب جاری در بلندمدت وجود دارد. همچنین یک رابطه علیت دو طرفه بین کسری بودجه و کسری حساب جاری در بلندمدت وجود داشته و در کوتاه مدت یک رابطه علّی یک طرفه از سمت کسری بودجه به کسری حساب جاری تأیید شده است (زوارئیان کچومثقالی، ۱۳۹۱: ۲۲۱-۱۹۳).

1. Calderon & Loayzo (1999)
2. Baharumshah et al. (2003)
3. Chowdhury & Saleh (2007)
4. Kim & Roubini (2008)
5. Fratzscher et al. (2010)
6. Boileau & Normandin (2008)
7. Karunaratne (2010)
8. Holmes (2011)
9. Oladipo et al. (2012)

مطالعه شقاقی شهری نشان داد که یک رابطه تعادلی بلندمدت متقابل بین کسری بودجه واقعی و کسری حساب جاری وجود دارد. از سویی اجرای سیاست تنزل ارزش پول داخلی برای کاهش کسری حساب جاری کشور سیاست کارآمدی نبوده است. همچنین کاهش شاخص نسبت قیمت‌های صادراتی به وارداتی، رشد صادراتی کشور را در پی داشته و باعث بهبود وضعیت تراز حساب جاری و در صورت کسری منجر به کاهش کسری حساب جاری شده است (شقاقی شهری، ۱۳۸۴: ۱۷۴-۱۴۳).

برومندجزی و کهرام نشان دادند که طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۳۸ کسری بودجه و نرخ ارز اثر مستقیم و درآمدهای نفتی اثر منفی بر کسری حساب جاری داشته است (برومندجزی و کهرام، ۱۳۸۴: ۱۳۰-۱۱۳).

تقوی و کهرام با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) و الگوی با وقفه گسترده توزیع شده (ARDL) به بررسی ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت میان کسری حساب جاری و رابطه مبادله در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۰-۱۳۳۸ پرداختند، نتایج مطالعه آنان نشان داد که کسری حساب جاری با تولید ناخالص داخلی ارتباط معنی‌دار و مثبتی دارد و با نرخ ارز و رابطه مبادله نیز دارای ارتباط معکوس و معنی‌دار است (تقوی و کهرام، ۱۳۸۴: ۱۹۱-۱۶۳).

مهرآرا و مرادی با استفاده از رویکرد پانل پویا مبتنی بر روش تعمیم یافته گشتاورها (GMM) به بررسی اثر کسری بودجه، نرخ ارز واقعی و رابطه مبادله بر کسری حساب جاری کشورهای عضو اوپک (OPEC) طی دوره ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۴ میلادی پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان داد که کسری حساب جاری رابطه مثبت معنی‌داری با کسری بودجه دولتی داشته و اهمیت آن در الگو به مراتب بیشتر از نرخ ارز حقیقی و رابطه مبادله می‌باشد. نتایج حاصله فرضیه کسری‌های دوقلو را در این گروه از کشورها مورد تأیید قرار می‌دهد (مهرآرا و مرادی، ۱۳۸۷: ۱۶۷-۱۴۱).

صفدری و پورشهابی با استفاده از آزمون علیت گرنجر، رابطه بین کسری بودجه دولت و کسری تجاری ایران را طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۴۵ مورد مطالعه قرار دادند. آنان با استفاده از فرایند خود توضیح برداری با وقفه های گسترده (ARDL) وجود رابطه بلندمدت بین کسری بودجه دولت و کسری تجاری را آزمودند و در نهایت رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل برآورد شد. نتایج مطالعه آنان نشان داد که سیاست کاهش کسری بودجه دولت منجر به کاهش کسری تجاری در اقتصاد ایران می‌گردد (صفدری و پورشهابی، ۱۳۸۸: ۵۰-۳۵).

فرح‌بخش و فرزین‌وش در مطالعه خود با استفاده از داده‌های تلفیقی اثر کسری بودجه بر کسری حساب جاری و رشد اقتصادی را طی دوره ۲۰۰۶-۱۹۸۵ مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. این مطالعه که برای ۷۰ کشور انجام شده است نشان می‌دهد که طی دوره زمانی در کشورهای با درآمد بالا بین کسری بودجه و کسری حساب جاری و مصرف و رشد اقتصادی ارتباط وجود نداشته است؛ ولی در کشورهای با درآمد متوسط و پایین ارتباط مذکور وجود داشته و در این کشورها برابری ریکاردوئی رد می شود (فرح‌بخش و فرزین‌وش، ۱۳۸۸: ۱۹۲-۱۷۱).

محمدی و توحیدی با استفاده از داده‌های تابلویی ۵۰ کشور در حال توسعه طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۰، از سه روش اقتصادسنجی حداقل مربعات دو مرحله‌ای جزء خطا، گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی و آزمون علّیت دومیترسکو-هورلین به بررسی تجربی رابطه میان کسری بودجه و کسری حساب جاری پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که فرضیه کسری دوگانه برای کشورهای در حال توسعه معتبر می باشد. با توجه به اثرات نامطلوب کسری بودجه و حساب جاری آنان پیشنهاد کردند که کشورهای در حال توسعه با افزایش مالیات، از یک سو به منابع درآمدی پایدار برای تأمین مالی کسری بودجه دست یابند و از سوی دیگر، بی‌ثباتی و کسری حساب جاری خود را نیز کاهش دهند (محمدی و توحیدی، ۱۳۹۲: ۱۲۹-۱۰۵).

راسخی و همکاران با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم با تابع انتقال لاجستیک (LSTR) و برای دوره ۱۳۸۸-۱۳۵۲ به بررسی رفتار تراز تجاری ایران در رابطه با نرخ ارز پرداختند. نتایج تحقیق آنان نشان داد که اولاً نرخ واقعی ارز به صورت غیر خطی 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: ۶۲-۴۱).

عظیمی و نوفرستی به بررسی رابطه بین کسری بودجه دولت و تراز تجاری در ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری پویا پرداختند. آنان ضمن تنظیم یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری مخارج مصرفی دولت را از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ سالانه به میزان ۲۰ درصد افزایش دادند تا بدین طریق کسری بودجه دولت نسبت به روند مبنا افزایش یابد و در نهایت در ۴ گزینه مختلف نحوه تأمین کسری بودجه ایجاد شده و اثر آن بر تراز تجاری را مورد بررسی قرار

دادند. نتیجه این شد که در اثر اعمال یک سیاست مالی انبساطی در تمام گزینه‌ها، کسری بودجه دولت افزایش می‌یابد که اگر این کسری بودجه از طریق استقراض از بانک مرکزی تأمین شود (گزینه اول)، موجب افزایش پایه پولی و در نتیجه، موجب بدتر شدن تراز تجاری و تراز تجاری غیر نفتی نسبت به حالت مبنا می‌شود. حال اگر این کسری بودجه از طریق فروش اوراق مشارکت به مردم تأمین شود (گزینه دوم)، موجب کاهش تقاضای کل و موجب بهتر شدن تراز تجاری و تراز تجاری غیر نفتی نسبت به حالت مبنا می‌شود. اگر به همان میزان که هزینه ها افزایش یافته، مالیات های مستقیم نیز افزایش یابد (گزینه سوم)، مصرف خصوصی کاهش و موجب بدتر شدن تراز تجاری و تراز تجاری غیر نفتی نسبت به روند مبنا می‌شود. و در نهایت اینکه اگر کسری بودجه ایجاد شده از طریق برداشت از حساب ذخیره ارزی تأمین شود، درآمدهای ریالی و دلاری حاصل از فروش نفت افزایش می یابد و در نتیجه، موجب بهبود تراز تجاری و بدتر شدن تراز تجاری غیر نفتی نسبت به روند مبنا می‌شود (عظیمی و نوفرستی، ۱۳۹۴: ۱۵۶-۱۳۷).

بررسی مطالعات فوق نشان می‌دهد که عدم تعادل در حساب جاری عامل بسیاری از عدم تعادل‌های دیگر و همچنین کندی رشد اقتصادی می‌باشد. با توجه به تبعات منفی عدم توازن در حساب جاری، همواره دولت‌ها نگران اثر منفی آن بر اقتصادشان بوده‌اند. اثرگذاری نفت بر تعادل در بخش خارجی را نیز می‌توان از مجرای تأثیر نفت بر کسری بودجه مورد بررسی قرار داد. بر اساس مدل ماندل فلمینگ و به لحاظ نظری افزایش کسری بودجه دولت، از راه متغیرهایی چون نرخ بهره و نرخ ارز بر تراز تجاری تأثیر می‌گذارد؛ اما درجه تأثیرپذیری کسری تراز تجاری از کسری بودجه دولتی، خود به نوع تأمین مالی کسری بودجه بستگی دارد. تأمین کسری بودجه از طریق بازارهای مالی بر نرخ بهره فشار آورده و باعث افزایش آن می‌شود که با فرض تحرک کامل سرمایه و شناوری نرخ ارز، منجر به جذب سرمایه خارجی و افزایش ارزش پول داخلی در مقابل پول خارجی شده و در نهایت نیز چنین فعل و انفعالاتی به افزایش واردات و کسری تراز تجاری منجر می شود. بر طبق ادبیات نظری، انتظار می‌رود کسری حساب جاری و کسری بودجه رشد اقتصادی را متأثر سازد.

٤. معرفی مدل

عدم تعادل پرداخت‌ها و دریافت‌های ارزی یک کشور و به طور کلی، کلیه مبادلات مربوط به بخش خارجی اقتصاد در قالب عدم تعادل ترازپرداخت‌های خارجی منعکس می‌شود. (شهابی،۱۳۷۱: ۱۷) عدم تعادل تراز پرداخت‌ها نیز ممکن است به دو صورت مثبت (مازاد) یا منفی (کسری) بروز کند. به طوری که کاهش صادرات نسبت به واردات یا افزایش واردات نسبت به صادرات یا کاهش خالص حساب سرمایه به صورت کسری تراز پرداخت‌های خارجی متجلی می‌شود. در مورد عوامل اثرگذار بر کسری تجارت خارجی، پژوهشگران مختلف، عقاید و نظرات متفاوتی دارند، با این حال بخش بزرگی از ادبیات اقتصادی به موضوع رابطه کسری بودجه و کسری حساب جاری پرداخته‌اند.

آگنور (۱۹۹۰) مدل رشدی را طراحی نمود که تابعی از عدم تعادل‌های پولی، عدم تعادل در بودجه و انحراف تولید از میزان تولید بالقوه بود (تقوی و محمدی،۱۳۹۰: ۶۳). بلینی[1] (۱۹۹۶) و و فیشر[2] (۱۹۹۳) مدل رشدی که معرفی کردند، به‌طور کلی به صورت زیر بود:

$$GDP^0 = f(X, Z)$$

در این رابطه X مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی که در مطالعات معمول رشد مورد استفاده قرار می‌گیرد و Z به عنوان دسته‌ای از متغیرها که منجر به عدم تعادل در اقتصاد می‌شود (بلینی Z را مجموعه‌ای از متغیرها که موجب بی‌ثباتی اقتصادی می‌شود در نظر گرفت). لذا با توجه به مبانی نظری رشد اقتصادی و همچنین مدل‌های اقتصادسنجی رشد اقتصادی (منکیو و همکاران[3]: ۱۹۹۲) می‌توان مدل رشد اقتصادی مورد استفاده در این پژوهش را به صورت زیر معرفی کرد:

$GDP^0 = f($(بردارهای متغیرهای کنترل ، شاخص عدم تعادل اقتصادی$)$

یکی از شاخص‌های عدم تعادل در اقتصاد، عدم توازن در تجارت خارجی است که هر گونه تغییر در آن رشد اقتصادی را متأثر خواهد ساخت. اثر درآمدهای نفتی بر کسری حساب جاری (به عنوان شاخصی برای عدم تعادل در بخش خارجی) را می‌توان در قالب معادلات قیمت، نرخ ارز، بخش دولت (شامل درآمدها و مخارج) و معادله تولید مورد بررسی قرار داد. بر طبق فرضیه کسری دوگانه، از جمله عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری، کسری بودجه دولت می‌باشد. از سویی مطالعات مختلف

1. Bleany (1996)
2. Fischer (1993)
3. Mankiw et al. (1992)

نشان داده است که نرخ رشد درآمد سرانه، نرخ ارز، مخارج دولت، رابطه مبادله و درجه باز بودن اقتصاد از جمله عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری است (فرح بخش و فرزین وش، ۱۳۸۸: ۱۹۲-۱۷۱؛ ابراهیم و کوما[1]، ۱۹۹۶: ۱۳۰-۱۱۷؛ فورت و ماگازینو[2]، ۲۰۱۳: ۳۱۰-۲۸۹).

همچنین بررسی‌های مختلف، عوامل بسیاری را مؤثر بر عدم تعادل در بودجه می‌دانند. با توجه به ساختار اقتصادی ایران و همچنین مطالعات تجربی صورت گرفته می‌توان گفت درآمدهای مالیاتی، جمعیت و تورم از مهم‌ترین متغیرها برای توضیح کسری بودجه هستند. همچنین با توجه به کسری بودجه در ایران، متغیر درآمدهای نفتی به عنوان یکی دیگر از متغیرهای مؤثر بر کسری بودجه محسوب می‌شود (سیل[3]، ۲۰۰۵: ۳۳-۲۶ و فرح‌بخش و محرابیان، ۱۳۸۲: ۱۷۲-۱۵۷). از سویی در بررسی فرضیه کسری بودجه دوگانه، همواره اثر کسری در حساب جاری را بر کسری بودجه مورد مطالعه قرار می‌دهند.

با توجه به آنچه گفته شد و با در نظر گرفتن اثر درآمدهای نفتی بر حساب جاری غیر نفتی و کسری بودجه غیر نفتی و همچنین معادله رشد اقتصادی می‌توان سیستم معادلات زیر را برای بررسی الگوی تجربی اقتصاد ایران معرفی نمود:

(۱)
$$GR = \alpha_0 + \alpha_1 LBD + \alpha_2 LCA + \alpha_3 LGDP_0 + \alpha_4 LK + \varepsilon_t$$

(۲)
$$LCA = \beta_0 + \beta_1 LBD + \beta_2 LOIL + \beta_3 LRER + \mu_t$$

(۳)
$$LBD = \gamma_0 + \gamma_1 LCA + \gamma_2 LOIL + \gamma_3 LG + \vartheta_t$$

در سیستم معادلات بالا که به صورت لگاریتمی است، معادله (۱) عوامل مؤثر بر نرخ رشد سرانه (GR) که در واقع از تفاضل لگاریتم تولید ناخالص داخلی به‌دست می‌آید را نشان می‌دهد. معادله (۲)، معادله کسری تجاری غیر نفتی است و عوامل مؤثر بر آن را مورد بررسی قرار می‌دهد. عوامل مؤثر بر کسری بودجه در معادله سوم آورده شده است.

در این معادلات، GR نرخ رشد سرانه، LBD لگاریتم کسری بودجه غیر نفتی دولت[4]، LCA لگاریتم کسری تجاری غیر نفتی، $LGDP_0$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه ابتدای هر دوره دو ساله، LK لگاریتم تشکیل سرمایه ناخالص سرانه، LRER لگاریتم نرخ ارز واقعی، LOIL لگاریتم درآمدهای نفتی، و LG لگاریتم مخارج دولتی می باشد. همچنین ε_t، ϑ_t و μ_t اجزاء اخلال می‌باشند.

۵. تخمین مدل

۵-۱- آزمون مانایی

برای جلوگیری از برآورد رگرسیون های کاذب و وجود ریشه واحد لازم است قبل از هر اقدامی مانایی هر یک از متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. در این راستا، آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته[5](ADF) مورد استفاده قرار خواهد گرفت. همان طور که از جدول (۱) مشاهده می‌شود، به‌جز رشد سرانه GDP، سایر متغیرها هم انباشته از درجه یک هستند. لذا با استفاده از آزمون انگل–گرنجر هم انباشتگی مدل‌ها نیز مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به مانا بودن اجزاء اخلال هر یک از معادلات تخمین زده شده، بنابراین بحث احتمال وجود رگرسیون جعلی در مورد این مدل‌ها رد می‌شود.

۵-۲- آزمون خودهمبستگی

iامین معادله الگوی ساختاری را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$y_{i,t} = Y_{i.t}\gamma_i + X_{i.t}\beta_i + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن $X_{i.t}$ متغیرهای از پیش تعیین شده الگو و $Y_{i.t}$ ماتریس متغیرهای درون‌زا الگو هستند. وودریج[6] (۱۹۹۱) مراحل زیر را برای انجام آزمون خودهمبستگی مراتب مختلف در جملات خطای iامین معادله پیشنهاد کرده است.

مرحله یکم: با استفاده از 2SLS، iامین معادله را برآورد کرده و جملات پسماند ($e_{i,t}$) آن را ذخیره کنید.

مرحله دوم: معادلات فرم حل شده الگوی هم زمان را برآورد کنید، یعنی هر یک از متغیرهای درون‌زا الگو را تابعی از Z_t (ماتریس متغیرهای از پیش تعیین شده) در نظر بگیرید و مقادیر

1. Ibrahim & Kumah (1996)
2. Forte & Magazzino (2013)
3. Sill (2005)

۴. در این پژوهش بر پایه نظریه‌ها، متغیر آورده شده در مدل، متغیر کسری بودجه است که بر پایه تعریف اختلاف میان درآمدها و هزینه‌های رخ داده (عملکرد) دولت است. عملکرد هم مربوط به خود سال است و چنانچه درآمدهای دولت (مالیات) تحقق پیدا نکند و دولت از منبع دیگری اختلاف هزینه‌ها و این درآمد را جبران کند (مانند استقراض، انتشار پول، فروش دارایی‌های سرمایه‌ای و منابع طبیعی یا...) این اختلاف کسری است که می‌تواند غیر از کسری مصوب باشد و به عملکرد همان سال بستگی دارد.

5. Augmented Dickey–Fuller test
6. Wooldridge (1991)

برآورد شده متغیرهای درون‌زا ($\hat{Y}_t$) را یادداشت کنید.

مرحله سوم: مقادیر $e_{i,t}$ را تابعی از $\hat{Y}_{i,t}$، $X_{i.t}$ و $e_{i,t-1}, e_{i,t-2}, \dots, e_{i,t-p}$ در نظر گرفته، آن را برآورد کرده، R^2 را یادداشت کنید.

مرحله چهارم: از آماره ضریب لاگرانژ (LM) یعنی $LM = (n-p)R^2 \sim \chi^2(p)$ جهت آزمون فرضیه عدم خودهمبستگی استفاده کنید (صدیقی و لاولر، ۱۳۸۶: ۳۳۲). نتایج بررسی مدل‌های تحقیق و آزمون LM نشان می‌دهد که معادلات دارای خودهمبستگی نمی‌باشند.

۵-۳- آزمون اریب همزمانی

هنگامی که متغیر درون‌زا یک الگوی همزمان با جملات خطای مربعات مرتبط باشند، به‌کارگیری روش OLS در معادله‌ای که متغیر تشریحی آن با جمله خطای آن معادله مرتبط باشد، سبب خواهد شد برآوردهای حاصل با تورش و ناسازگار باشند. این نقص روشن OLS تورش معادلات همزمان نامیده می‌شود. اما زمانی که متغیر تشریحی معادله با جمله خطای معادله مرتبط نباشد، استفاده از روش کمترین مجذورات معمولی، برآوردهای سازگار اما غیر کارا را سبب خواهد شد. بنابراین لازم است بررسی شود آیا متغیر تشریحی با جمله خطا در ارتباط است یا خیر. در نتیجه، آزمون تورش معادلات همزمان، یا همزمانی و آزمون بررسی ارتباط بین متغیرهای تشریحی و جمله خطا را می‌توانیم به صورت زیر بیان کنیم:

همزمانی وجود ندارد :H_0

همزمانی وجود دارد :H_1

بر اساس معادله فوق، هاسمن در ۱۹۷۶ مراحل زیر را جهت آزمون فرضیه پیشنهاد می‌کند:

مرحله نخست: معادلات فرم حل شده الگوی همزمان را برآورد کنید، یعنی هر متغیر درون‌زای الگو را تابعی از متغیرهای از پیش تعیین شده در نظر گرفته، پس از برآورد آن، مقادیر برآورد شده متغیر درون‌زا ($\widehat{\mathbf{Y}}_\mathbf{t}$) و جملات پسماند حاصل ($\mathbf{U_t}$) را ذخیره کنید.

مرحله دوم: با توجه به اینکه $\mathbf{Y_t = \widehat{Y}_t + U_t}$ است، آن را جایگزین متغیر تشریحی کنید و سپس آن را با OLS برآورد کنید. $\mathbf{X_{i.t}}$ متغیرهای از پیش تعیین شده الگو می‌باشد. پندیک و روبین فیلد[1] (۱۹۹۱) معادله زیر را جهت به‌دست آوردن برآورد کارا پیشنهاد کردند:

$$\mathbf{y_{i,t} = \widehat{Y}_{i.t}\gamma_i + U_{i.t}\gamma_i + X_{i.t}\beta_i + \varepsilon_{i,t}}$$

مرحله سوم: با استفاده از آزمون F (یا آزمون t برای هر یک از ضرایب) اهمیت آماری ضرایب متغیرهای $\mathbf{U_{i.t}}$ را مورد بررسی قرار دهید. اگر آزمون انجام شده نشانگر اهمیت آماری ضرایب بود، فرضیه مقابل یا همزمانی را می‌پذیریم در غیر این صورت عدم همزمانی تأیید می‌شود (صدیقی و لاولر، ۱۳۸۶: ۳۳۴-۳۳۳). نتایج بررسی آزمون اریب همزمانی ۳ معادله در جدول (۲) آورده شده است.

با توجه به اینکه ضریب جمله پسماند هر سه معادله معنی دار شده است، می‌توان گفت سه معادله دارای اریب همزمانی هستند. از آنجا که وجود اریب همزمانی فرض کلاسیک $\mathbf{cov(ui, xi) = 0}$ را نقض می‌کند لذا برای برآورد سیستم معادلات فوق نمی‌توان از روش **OLS** استفاده کرد.

۵-۴- مسئله تشخیص[2]

جهت انجام آزمون تشخیص می‌بایست دو شرط ترتیبی[3] و مرتبه‌ای[4] مورد بررسی قرار گیرد.[5] با بررسی دو شرط ترتیبی و و مرتبه‌ای جهت انجام آزمون تشخیص ملاحظه می‌شود که هر دو شرط برای سیستم معادلات برقرار می‌باشد و می‌توان معادله را برآورد نمود.

1. Pindyck and Rubinfeld (1991)
2. Identification Problem
3. Order Condition
4. Rank Condition

۵. در الگویی با G معادله همزمان که دارای G متغیر درون‌زا و K متغیر برون‌زا است، اگر از معادله‌ای با g متغیر درون‌زا و k متغیر برون‌زا، تعداد متغیرهای از پیش تعیین شده به کار گرفته نشده (K-k) بیشتر یا برابر تعداد متغیرهای درون‌زای معادله منهای یک (g-1) باشد، آنگاه معادله قابل شناسایی است اگر شرط ترتیبی به صورت $K\text{-}k \geq g\text{-}1$ باشد. همچنین شرط مرتبه‌ای زمانی صادق است که، اگر و فقط اگر ماتریس Δ، که شامل ضرایب متغیرهای حذف شده از یک معادله، اما به کار گرفته شده در معادلات دیگر است دارای مرتبه‌ای برابر تعداد معادلات منهای یک باشد، به عبارتی معادله $\text{rank}(\Delta)=G\text{-}1$ برقرار باشد. (صدیقی و لاولر، ۱۳۸۶، ۲۸۲). بر اساس برآورد صورت گرفته برای هر سه معادله $K\text{-}k > g\text{-}1$ می‌باشد و $\text{rank}(\Delta)=2$ است.

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون برای ایستایی متغیرها

نام متغیر	آزمون دیکی فولر	I(d)	احتمال	مقادیر بحرانی (درصد)		
				۱	۵	۱۰
رشد سرانه اقتصادی (GR)	-۶.۱۵	I(0)	۰.۰۰۰۰	-۴.۲۱	-۳.۵۳	-۳.۱۹
لگاریتم تشکیل سرمایه ناخالص سرانه (LGDP)	-۴.۵۹	I(1)	۰.۰۰۳۹	-۴.۲۲	-۳.۵۳	-۳.۲۰
لگاریتم درآمد اولیه ($LGDP_0$)	-۲.۴	I(1)	۰.۰۱۸۳	-۲.۶۴	-۱.۹۵	-۱.۶۱
لگاریتم نرخ ارز حقیقی (LRER)	-۵.۲۶	I(1)	۰.۰۰۰۱	-۳.۶۱	-۲.۹۴	-۲.۶۰
لگاریتم کسری بودجه غیرنفتی (LBD)	-۷.۰۴	I(1)	۰.۰۰۰۰	-۲۲.۴	-۳.۵۳	-۲۰.۳
لگاریتم کسری تجاری غیر نفتی (LCA)	-۵.۰۹	I(1)	۰.۰۰۱۰	-۴.۲۱	-۳.۵۳	-۱۹.۳
لگاریتم درآمدهای نفتی (LOIL)	-۶.۸۱	I(1)	۰.۰۰۰۰	-۴.۲۲	-۳.۵۳	-۳.۲۰
لگاریتم مخارج دولت (LG)	-۴.۷۸	I(1)	۰.۰۰۵۵	-۲۳.۴	-۳.۵۳	-۳.۲۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. نتایج آزمون اریب همزمانی

نتایج حاصل از آزمون اریب همزمانی مدل اول				
نام متغیر	ضریب	آماره t	انحراف معیار	سطح معنی‌داری
جمله پسماند معادله دوم (u2)	۱/۲۲۳۲۴۰	۱۷/۸۳۳۴۴	۰/۰۶۸۵۹۲	۰/۰۰۰۰
جمله پسماند معادله سوم (u3)	۰/۶۹۶۴۹۴	۱۱/۴۰۶۳۱	۰/۰۶۱۰۶۲	۰/۰۰۰۰
نتایج حاصل از آزمون اریب همزمانی مدل دوم				
نام متغیر	ضریب	آماره t	انحراف معیار	سطح معنی‌داری
جمله پسماند	۱/۰۰۰۰۰۰	۱/۰۳ E-۱۴	۹/۷۲ E-۱۴	۰/۰۰۰۰
نتایج حاصل از آزمون اریب همزمانی مدل سوم				
نام متغیر	ضریب	آماره t	انحراف معیار	سطح معنی‌داری
جمله پسماند	۱/۰۰۰۰۰۰	۲/۹۳ E+۱۲	۳/۴۲ E-۱۳	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. نتایج تخمین مدل با استفاده از روش 3SLS

متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	عرض از مبدأ	-۲۱۳/۴۲۰۶	۱۰۷/۹۵۵۱	-۱/۹۷۶۹۳۸	۰/۰۵۰۷
	LBD	-۹/۲۳۷۰۹۸	۵/۳۴۸۷۱۰	-۱/۷۲۶۹۷۷	۰/۰۸۷۱
	LCA	-۲۱/۰۸۶۵۱	۱۱/۳۵۵۷۵	-۱/۸۵۶۹۰۱	۰/۰۶۶۲
		-۱۳/۱۹۷۷۴	۶/۲۴۲۷۹۰	-۲/۱۱۴۰۷۷	۰/۰۳۶۹
	LK	۴۳/۷۱۱۰۷	۱۹/۴۰۰۵۷	۲/۲۵۳۰۸۲	۰/۰۲۶۴
	$R^2_{cn} = 0.83$				
LCA	عرض از مبدأ	۸/۴۲۳۶۳۴	۰/۳۱۹۶۸۲	۲۶/۳۵۰۰۷	۰/۰۰۰۰
	LBD	۰/۸۹۰۶۵۰	۰/۱۹۱۰۷۰	۴/۶۶۱۳۷۵	۰/۰۰۰۰
	LOIL	-۰/۵۵۱۰۸۸	۰/۱۶۹۰۰۳	-۳/۲۶۰۸۱۸	۰/۰۰۱۵
	LRER	-۰/۲۶۹۲۶۷	۰/۰۶۹۴۹۸	-۳/۸۷۴۴۳۹	۰/۰۰۰۲
	$R^2_{cn} = 0.79$				
LBD	عرض از مبدأ	-۰/۱۴۶۱۶۰	۰/۳۸۹۳۱۲	-۰/۳۷۵۴۳۰	۰/۷۰۸۱
	LCA	۰/۰۴۳۱۸۲	۰/۰۴۷۹۲۶	۰/۹۰۱۰۰۵	۰/۳۶۹۷
	LOIL	۰/۱۸۳۹۹۰	۰/۰۴۳۲۵۶	۴/۲۵۳۴۸۷	۰/۰۰۰۰
	LG	۰/۷۵۸۷۸۵	۰/۰۴۵۶۶۵	۱۶/۶۱۶۳۷	۰/۰۰۰۰
	$R^2_{cn} = 0.99$				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۵- تخمین مدل

نتایج آزمون‌های مانایی، همزمانی، خودهمبستگی و همچنین مسئله تشخیص، نشان داد که می‌توان معادله‌های طرح شده را به صورت سیستمی تخمین زد. نتایج حاصل از برآورد این معادلات با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) در جدول (۴) آورده شده است.

در سیستم معادلات همزمان جهت بررسی قدرت توضیح‌دهندگی مدل و بنابراین خوبی برازش معادلات نمی توان به R^2 استناد کرد. در این شرایط از شاخص‌های دیگری نظیر همبستگی خطی ساده بین مقادیر تاریخی و شبیه‌سازی شده، ریشه میانگین مربعات خطا، شاخص تایل و آماره کارتر-نیگر[1] (R^2_{cn}) استفاده می شود (فطرس و ترکمنی، ۱۳۹۱: ۴۲). آماره کارتر-نیگر که برابر با $R^2_{cn} = \left[1 - \frac{MSE}{\sigma_Y^2}\right]$ می‌باشد، به عنوان معیار خوبی برازش استفاده می شود، که در آن، MSE میانگین مربع خطا معادله تخمینی و σ_Y^2 واریانس سطح متغیر وابسته است. نتایج حاصل از برازش این آماره نشان از برازش خوب مدل‌های مورد بررسی پژوهش است. همچنین برآورد سیستم معادلات نشان می‌دهد که اثر کسری تجاری و کسری بودجه بر رشد اقتصادی به ترتیب در سطح ۸ و ۶ درصد معنی‌دار است. همچنین اثر کسری تجاری بر کسری بودجه معنی‌دار نیست. سایر متغیرها در سطح ۵ درصد و کمتر بر متغیرهای درون‌زا اثر می‌گذارند.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، با استفاده از یک مدل همزمان تلاش شد اثر درآمدهای نفتی بر کسری بودجه و کسری تجاری و از آن طریق بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به تبیین نظری صورت گرفته و هدف مقاله، معادلات استخراج شده با استفاده از رویکرد حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) و داده‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۲ تخمین زده شد. نتایج حاصل از تخمین معادلات به‌طور خلاصه در زیر آورده شده است:

بنابر نتایج به‌دست آمده، کسری بودجه و کسری تجاری به طور مستقیم منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود. البته اثر کسری تجاری بر رشد اقتصادی در سطح ۸ درصد و کسری بودجه در سطح ۶ درصد معنی‌دار است.

رابطه تشکیل سرمایه ناخالص سرانه با رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار است. علامت مثبت ضریب سرمایه در مدل مورد بررسی تأیید کننده نقش مهم آن در رشد و توسعه اقتصادی کشور می‌باشد و با نظریات اقتصادی در ارتباط با اثر تشکیل سرمایه بر رشد اقتصادی نیز هم‌خوانی دارد.

همچنین نتایج نشان داده است که رابطه تولید ناخالص داخلی سرانه اولیه با نرخ رشد سرانه کشور منفی و معنی‌دار بوده است، این موضوع در ادبیات رشد اقتصادی با نام همگرایی شرطی شناخته می‌شود و یکی از نتایج مدل رشد نئوکلاسیک می‌باشد که در مطالعه حاضر مورد تائید قرار گرفته است.

همچنین نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد اثر متغیر کسری بودجه بر کسری تجاری (معادله دوم) مثبت و معنی‌دار است و مطابق با انتظارات می‌باشد. اما اثر متغیر کسری تجاری بر کسری بودجه (در معادله سوم) با وجود اینکه علامت آن مثبت است و مورد انتظار می‌باشد اما معنی‌دار نمی‌باشد. لذا می‌توان گفت فرضیه کسری تجاری دوگانه یا دو قلو مورد تأیید نمی‌باشد. بر اساس برآورد صورت گرفته ملاحظه می‌شود که کسری بودجه موجب کسری تجاری می‌شود ولی برعکس آن صادق نمی‌باشد. این ارتباط معکوس تحت عنوان هدف‌گذاری بر پایه حساب جاری شناخته می‌شود. همان گونه که قبلاً توضیح داده شد بر اساس این فرضیه، افزایش کسری حساب جاری موجب دستیابی به الگوهای رشد کندتر و متعاقب آن افزایش کسری بودجه دولت می شود. رشد اقتصادی پایین نه تنها موجب افزایش هزینه‌های دولت می‌گردد، بلکه درآمدهای مالیاتی را نیز کاهش می‌دهد. به عبارت دیگر، بودجه یک کشور تحت تأثیر جریان‌های عظیم سرمایه یا انباشت بدهی قرار می گیرد که این امر در نهایت منجر به کسری بودجه آن کشور خواهد شد.

از معادله دوم اثر درآمدهای نفتی بر کسری تجاری غیر نفتی منفی و معنی‌دار به‌دست آمده است. هر چند از دیدگاه نظری افزایش درآمدهای نفتی از مسیر نرخ ارز موجب تشدید کسری تجاری می‌شود ولی به علت اثرگذاری مثبت گسترده درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی، این درآمدها با افزایش توان سرمایه‌گذاری، توان تولیدی کشور را بالا می‌برد و این توان افزایش یافته تولید می‌تواند موجب افزایش صادرات غیر نفتی نیز بشود که با افزایش صادرات، کسری بازرگانی کاهش می‌یابد.

نتایج برآورد مدل دوم نشان می‌دهد که اثر نرخ ارز واقعی بر کسری تجاری غیر نفتی منفی و معنی‌دار است. نتیجه به‌دست آمده مطابق با نظریه‌های مرسوم اقتصادی است که کاهش ارزش پول (افزایش در نرخ ارز) را از عوامل مهم بهبود

1. Carter-Nagar

در تراز تجاری (یا کاهش کسری تجاری) و تراز پرداخت‌ها می‌دانند.

اثر مخارج دولت بر کسری بودجه دولت مثبت و معنی‌دار به‌دست آمده است که مطابق با انتظارات می‌باشد.

اثر مثبت و معنی‌دار درآمدهای نفتی بر کسری بودجه غیر نفتی می تواند به این علت باشد که با افزایش درآمد نفتی، دولت این درآمدها را هزینه می کند و با افزایش هزینه‌ها، جمع هزینه دولت افزایش می یابد، در حالی که درآمد مالیاتی افزایش نیافته یا دست کم کمتر از آن افزایش یافته است. در این هنگام روشن است که شکاف هزینه دولت و درآمد مالیاتی (کسری بودجه غیر نفتی) افزایش می‌یابد. پس افزایش درآمدهای نفتی موجب افزایش کسری بودجه غیر نفتی دولت می‌شود.

در ارتباط با اثر درآمدهای نفتی بر کسری‌های بودجه و تجاری و رشد اقتصادی می‌توان گفت؛ با توجه به رابطه مثبت بین درآمدهای نفتی و کسری بودجه غیر نفتی، افزایش در درآمدهای نفتی از کانال اثرگذاری بر کسری بودجه موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. اما رابطه بین درآمدهای نفتی و کسری تجاری منفی شده است، لذا افزایش در درآمدهای نفتی از کانال عدم تعادل در بخش خارجی (کاهش در کسری تجاری) به تقویت رشد اقتصادی کمک می‌کند. از سویی فرضیه کسری دوگانه مورد تأیید قرار نگرفته است، و صرفاً کسری بودجه منجر به کسری تجاری شده و از این طریق رشد اقتصادی را تضعیف می‌کند.

اگر بخواهیم اثر درآمدهای نفتی از کانال‌های کسری بودجه و کسری تجاری را بر رشد اندازه‌گیری کنیم می‌توانیم ضریب‌های دو مدل را در هم ضرب کنیم. ضریب درآمدهای نفتی در رابطه کسری بودجه ضرب در ضریب کسری بودجه در رابطه رشد اقتصادی برابر ۱/۶۸- است و ضریب درآمدهای نفتی در رابطه کسری تجاری ضرب در ضریب کسری تجاری در رابطه رشد اقتصادی برابر ۱۱/۵۹ است. جمع این دو عدد برابر ۹/۸۹ می‌شود که مثبت است. این نشان می‌دهد صرف نظر از اثرهای دیگر و کانال‌های اثرگذاری دیگر درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی، اثر برآورد شده درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی در این مدل مثبت است. هر چند نفت از مسیرهایی، موجب تشدید دو اثر عدم تعادلی می‌شود، ولی به علت اثرگذاری گسترده آن بر رشد اقتصادی، در جمع رشد اقتصادی را بالا می‌برد، ولی به علت اثرهای منفی از راه‌هایی مانند آنچه در این نوشتار توضیح داده شد، اثر مثبت درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی کاهش می‌یابد و کشور به رشد بایسته دست پیدا نمی‌کند.

منابع

برومندجزی، شهزاد و کهرام، آزادمهر (۱۳۸۴). "اثر کسری بودجه و نرخ ارز بر کسری حساب جاری تراز پرداخت‌های خارجی ایران". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۷، ۱۳۰-۱۱۳.

تقوی، مهدی و کهرام، آزادمهر (۱۳۸۴). "بررسی ارتباط میان کسری حساب جاری با رابطه مبادله در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۸، ۱۶۳-۱۹۱.

تقوی، مهدی و محمدی، مرتضی (۱۳۹۰). "بررسی عوامل مؤثر بر نرخ ارز و تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران (یک رهیافت پولی)". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، شماره ۱، ۷۲-۵۱.

راسخی، سعید؛ منتظری، مجتبی و پاشا زانوس، پگاه (۱۳۹۳). "واکنش غیر خطی نامتقارن تراز تجاری به تغییرات نرخ واقعی ارز: مطالعه موردی ایران". *فصلنامه سیاست های مالی و اقتصادی*. دوره ۲، شماره ۸، ۴۱-۶۲.

زوارئیان کچومثقالی، منصوره (۱۳۸۲). بررسی رابطه بین کسری بودجه و کسری حساب جاری در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۴۲. پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه شیراز، شیراز.

زوارئیان کچومثقالی، منصوره (۱۳۹۱). "مطالعه رابطه بین کسری بودجه دولت و حساب جاری در اقتصاد ایران در دوره ۱۳۸۵-۱۳۴۲". *فصلنامه پژوهش نامه بازرگانی*، شماره ۶۲، ۲۲۱-۱۹۳.

شقاقی شهری، وحید (۱۳۸۴). "بررسی متغیرهای کلان اقتصادی مؤثر بر کسری حساب جاری ایران". *مجله جستارهای اقتصادی*، شماره ۲، دوره ۳، ۱۷۴-۱۴۳.

شهابی، ربابه (۱۳۷۱). روش پولی بررسی تراز پرداخت‌های خارجی. پایان نامه کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران.

صباغ کرمانی، مجید و وحید شقاقی شهری (۱۳۸۴). "عوامل مؤثر بر نرخ ارز واقعی در ایران (رهیافت خودرگرسیون برداری)". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۶، ۷۶-۳۷.

صدیقی، اچ.آر و لاولر، کی.ا. (۱۳۸۶)." اقتصادسنجی رهیافت کاربردی". ترجمه دکتر شمس‌الله شیرین بخش،

انتشارات آوای نور.

صفدری، مهدی و فرشید پورشهابی (۱۳۸۸). "اثر کسری بودجه دولت بر کسری تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از روش ARDL، در سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۴۵". *ماهنامه بررسی مسائل و سیاست های اقتصادی*، شماره های ۹۳ و ۹۴، ۵۰-۳۵.

طهماسبی، بهمن، جعفری صمیمی، احمد و امیری، حنیفه (۱۳۹۱). "تأثیر کسری بودجه بر نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران". *فصلنامه دانش حسابرسی*، سال دوازدهم، دوره ۱۱، شماره ۴۹، ۵۰-۲۵.

عظیمی، سید امیر و نوفرستی، محمد (۱۳۹۴). "بررسی رابطه بین کسری بودجه دولت و تراز تجاری در ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری پویا". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*. سال پانزدهم، شماره ۲، ۱۵۶-۱۳۷.

فرح بخش، ندا و محرابیان، آزاده (۱۳۸۲). "عوامل مؤثر بر کسری بودجه در ایران". *فصلنامه پژوهش های اقتصادی*، پژوهشکده امور اقتصادی، سال سوم. شماره اول، ۱۷۲-۱۵۷.

فرح‌بخش، ندا و فرزین‌وش، اسد ا... (۱۳۸۸). "اثر کسری بودجه بر کسری حساب جاری و رشد اقتصادی". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۸، ۱۹۲-۱۷۱.

فطرس، محمدحسین و ترکمنی، اسماعیل (۱۳۹۱). "توسعه انسانی تعدیل شده و پایداری رشد اقتصادی: مقایسه تطبیقی کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۷، ۵۰-۳۳.

محمدی، حسین و توحیدی، امیرحسین (۱۳۹۲). "بررسی تجربی ارتباط کسری حساب جاری و کسری بودجه دولت در ایران و منتخبی از کشورهای در حال توسعه". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، سال دهم، شماره ۳۶، ۱۲۹-۱۰۵.

مرکز پژوهش های مجلس (۱۳۸۴). "درباره لایحه بودجه سال ۱۳۸۵ کل کشور (۴۳) عملکرد بودجه و اثر آن بر اقتصاد ملی". شماره مسلسل ۷۷۱۳.

مهرآرا، محسن و مرادی، مهدی (۱۳۸۷). "بررسی تأثیرات کسری بودجه، نرخ ارز حقیقی و رابطه مبادله بر کسری حساب جاری کشورهای صادرکننده نفت عضو (OPEC)". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۴۷، ۱۶۷-۱۴۱.

میرباقری هیر، میرناصر؛ رحیم‌زاده، فرزاد و صفوی، سید راشد (۱۳۹۳)، "بررسی تأثیر تجارت بر توسعه انسانی در کشورهای منتخب عضو منا"، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۶، ۱۲۰-۱۰۵.

Algieri, B. (2013). "An Empirical Analysis of the Nexus between External Balance and Government Budget Balance: The Case of the GIIPS Countries". *Economic Systems*, 37(2), 233-253.

Baharumshah, A. Z., Lau, E. & Fountas, S. (2003). "On the Sustainability of Current Account Deficits: Evidence from Four ASEAN Countries". *Journal of Asian Economics*, 14, 465-487.

Bleaney, M. F. (1996). "Macroeconomic Stability, Investment and Growth in Developing Countries". *Journal of Development Economics*, 48, 461-77.

Boileau, M. & Normandin, M. (2008). "Dynamics of the Current Account and Interest Differentials". *Journal of International Economics*, 74, 35–52.

Calderon, C. C. A. & Loayzo, N. (1999). "Determinates of Current Account Deficits in Developing Countries". *Worlk Bank, Policy Research*. Working Papers. No 2398

Chowdhury, K. & Saleh, A. S. (2007). "Testing the Keynesian Proposition of Twin Deficits in the Presence of Trade Liberalisation: Evidence from Sri Lanka". University of Wollongong Economics Working Paper Series.

Craigwell, R. & Samaroo, S. (1997). "Dynamic Modelling of the Current Accounts: Evidence from the Caribbean". *International Economic Journal*, Taylor & Francis Journals, 11(4), 39-50.

Enders, W. & Lee, B. S. (1990). "Current Account and Budget Deficits: Twins or

Distant Cousins?". *Review of Economics and Statistics* 72, 373–381.

Feldstein, M. & Horioka, C. (1980). "Domestic Saving and International Capital Flows". *Economic Journal,* 90, 314–329.

Fischer, S. (1993). "The Role of Macroeconomic Factors in Growth". *Journal of Monetary Economics*, 32: 485-512.

Forte, F. & Magazzino, C. (2013). "Twin Deficits in the European Countries". *International Advances in Economic Research, International Atlantic Economic Society,* 19(3), 289-310.

Fratzscher, M., Juvenal, L. & Sarno, L. (2010). "Asset Prices, Exchange Rates and The Current Account". *European Economic Review.* 54(5), 643–658.

Holmes, M. J. (2011). "Threshold Cointegration and the Short-Run Dynamics of Twin Deficit Behavior". *Research in Economics*. 65, 271-277.

Ibrahim, S. B. & Kumah, F. Y. (1996). "Comovements in Budget Deficits, Money, Interest Rates, Exchange Rates and the Current Account Balance: Some Empirical Evidence". *Applied Economics*, 28(1), 117- 130.

Kalyoncu, H. (2007). "Budget and Current Account Deficits in Asian Countries". *Empirical Economics Letters*, 6, 101–108.

Karunaratne, N. D. (2010). "The Sustainability of Australia's Current Account Deficits-A Reappraisal After the Global Financial Crisis". *Journal of Policy Modeling*, 32, 81-97.

Kim, S. & Roubini, N. (2008). "Twin Deficit or Twin Divergence? Fiscal Policy Current Account and Real Exchange Rate in the U.S". *Journal of International Economics*, 74, 362–383.

Kouassi, E., Mougoue, M. & Kymn, K. O. (2004). "Causality Tests of the Relationship between the Twin Deficits". *Empirical Economics* 29, 503–525.

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

Oladipo, S. O., Oseni, I. O. & Onakoya, A. B. (2012). "Empirical Analysis of Twins' Deficits in Nigeria". *International Journal of Management and Business Studies*, 2(3) 38 - 41.

Papadogonas, T. & Stournaras, Y. (2006). "Twin Deficits and Financial Integration in EU Member-States". *Journal of Policy Modeling,* 28, 595–602.

Pindyck, R. S. & Rubinfeld, D. L. (1991). "Econometric Models and Econometric Forecasts", 3rd ed., New York: McGraw-Hill.

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

Rosenweing, J. A. & Tallman, E. W. (1993). "Fiscal Policy and Trade Adjustment: Are the Deficits Really Twins"? *Economic Inquiry,* 31, 580-594.

Sill, K. (2005). "Do Budget Deficits Cause Inflation? Business Review". *Federal Reserve Bank of Philadelphia*, Third Quarter, 26-33.

Wooldridge, J. M. (1991). "On the Application of Robust, Regression- Based Diagnostics to Models of Conditional Means and Conditional Variances". *Journal of Econometrics, Elsevier*, 47, 5-46.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال ششم، شماره بیست و دوم، بهار ۱۳۹۵ (۱۶۳ـ ۱۴۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 6, No. 22, March 2016

نرخ رشد بهینه مخارج دولت: تئوری کنترل بهینه پویا

علی یونسی[۱]، *هادی غفاری[۲]، محمد حسین پورکاظمی[۳]، فرهاد خداداد کاشی[۴]

۱. دانشجوی دکترای علوم اقتصادی
۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور
۳. دانشیار دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی
۴. استاد گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور

(دریافت: ۱۳۹٤/۰٦/۱۹ پذیرش: ۱۳۹٤/۰۸/۰۵)

The Optimal Growth Rate of Government's Expenditure: Dynamic Optimal Control Theory

Ali Younessi [1], * Hadi Ghaffari[2], Mohammad Hossein Porkazemi[3], Farhad Khodadad Kashi[4]

1. Ph.D. Student of Economics, Payam-e-Noor University
2. Associate Professor of Economics, Payam-e-Noor University
3. Associate Professor of Economics, Shahid Beheshti University
4. Professor of Economics, Payam-e-Noor University

(Received: 10/Sep/2015 **Accepted:** 27/Oct/2015)

چکیده:

افزایش مخارج دولت می‌تواند منجر به افزایش تولید و عرضه کالاها و خدمات عمومی‌گردد و مطلوبیت را افزایش دهد. اما باید توجه داشت که افزایش نقش دولت در اقتصاد موجب بیرون راندن بخش خصوصی خواهد شد و این موجب کاهش مطلوبیت می‌گردد.

این تحقیق در پی یافتن نرخ رشد بهینه مخارج دولتی ایران است که منجر به حداکثر شدن مطلوبیت می‌شود و برای دستیابی به این هدف از رهیافت کنترل بهینه پویا و روش اصل ماکزیمم استفاده نموده است. داده‌های استفاده شده در این تحقیق سری زمانی مربوط به سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷ می‌باشد.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد نرخ رشد بهینه مخارج دولت تابع نسبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی است و نرخ بهینه رشد مخارج دولت در سال ۷ درصد باید باشد. لذا نرخ رشد فعلی مخارج دولت بهینه نیست و لازم است دولت نرخ رشد مخارج خود، به خصوص مخارج جاری را کنترل نماید.

واژه‌های کلیدی: مخارج دولت، مطلوبیت خانوار، تئوری کنترل بهینه پویا.

طبقه‌بندی JEL: C61، E62، F38.

Abstract:

Increase in government spending can lead to increase in production, supply of public goods and services as well as utility. However, it should be noted that increasing the role of government in the economy will cause crowding out of the private sector and this will reduce the utility.

The present study is looking for Iran's optimal growth rate of government's spending using time series data in the years 1978-2014. via a dynamic optimal control theory approach and the maximum principle.

The results show that, the optimal growth rate of government's expenditure is 7% and the main factors affecting this rate is the ratio of private and public sector investment. Therefore, the current growth rate of government's spending is not optimal and the government needs to control the growth rate of spending especially current expenditure.

Keywords: Government's Expenditure, Household Utility, Dynamic Optimal Control Theory.
JEL: C61, E62, F38.

* **نویسنده مسئول:** هادی غفاری
E-mail: ghafari@pnu.ac.ir

*Corresponding Author: Hadi Ghaffari

۱. مقدمه

تغییر در سطح مخارج دولت از جمله ابزارهای سیاست مالی است که با ایجاد تغییر در آن فعالیت‌های اقتصادی محدود یا گسترش می‌یابند.

مخارج دولت در اقتصاد، به عنوان درآمد به‌دست خانوارها می‌رسد و انتظار این است که با افزایش مخارج دولت، درآمد خانوار افزایش یافته و امکان مصرف کالاها و خدمات را برای خانوار افزایش دهد و در پی آن مطلوبیت افزایش یابد. کاهش مخارج دولت در اقتصاد نیز اثر عکس آنچه گفته شد را خواهد داشت (گل خندان و همکاران، ۱۳۹۴: ۳۲). باید توجه داشت که معمولاً دولت و بخش خصوصی رقیب یکدیگر محسوب می‌شوند و افزایش نقش دولت در اقتصاد موجب بیرون رانی بخش خصوصی خواهد شد و این موجب کاهش مطلوبیت بخش خصوصی خواهد گردید. لذا سطح مخارج دولت و دخالت دولت در اقتصاد نیز دارای یک سطح بهینه خواهد بود.

در این تحقیق تلاش می‌شود نرخ رشد مخارج و درآمدهای دولت به شکلی تعیین شود که مطلوبیت خانوار حداکثر گردد. در همین راستا در ادامه کار ارو و کورز[1] (۱۹۷۰) و فوتاگامی و همکاران[2] (۱۹۹۳) با استفاده از مدل رشد درون‌زا و رهیافت کنترل بهینه پویا و با استفاده از روش اصل ماکزیمم ابتدا تابعی هدف تصریح می‌گردد و سپس با توجه به قیدهای موجود این تابع حداکثر می‌گردد.

تابعی هدف تحقیق مطلوبیت خانوار است که تابع مصرف کالاهای عمومی و خصوصی است و بودجه دولت و تابع تولید محدودیت‌های مدل را تشکیل می‌دهند. در ادامه ابتدا ادبیات موضوع ارائه می‌شود سپس مطالعات قبلی و تفاوت این تحقیق با آنها مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس به تصریح مدل و حل آن پرداخته می‌شود و مدل حل شده برای داده‌های ایران مورد ارزیابی قرار می‌گیرد و مقدار بهینه متغیرها محاسبه می‌شود و در پایان نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲. ادبیات موضوع

دولت‌ها برای ایجاد ثبات در اقتصاد از سیاست‌های مختلفی استفاده می‌کنند که سیاست‌های پولی و مالی از پرکاربردترین آنهاست. یکی از دلایل مهم بودن سیاست مالی، توجه خانوارها به این سیاست است زیرا مهم‌ترین ابزارهای سیاست مالی، مخارج دولت و مالیات‌ها است که ترکیب آنها سیاست کسر بودجه را ایجاد می‌کند (حیدری و سعید پور، ۱۳۹۴: ۶۲). تغییرات ایجاد شده در مخارج دولت و مالیات‌ها برای خانوارها حائز اهمیت است و منجر به تغییرات در سبک فعالیت‌های اقتصادی آنها می‌گردد. تغییرات مخارج دولت[3] بر روی میزان مصرف کالاها و خدمات خانوار اثر می‌گذارد و از آن طریق مطلوبیت خانوار را تغییر می‌دهد. در ادامه به بررسی اثر تغییرات مخارج دولت بر مطلوبیت خانوار می‌پردازیم[4]. نرخ رشد بهینه مخارج دولت در این مقاله نرخ رشدی است که مطلوبیت خانوارها را در یک افق بی‌نهایت و بین نسل‌های مختلف حداکثر می‌نماید. به این معنی که نرخ رشد بهینه دولت باید به شکلی باشد که منجر به کاهش مطلوبیت خانوارها نگردد.

۲-۱- تغییرات مخارج دولت

رابطه تقاضای کل کالاها و خدمات در یک اقتصاد به صورت زیر است.

$$y^d = C + I + G + NX \qquad (۱)$$

همان‌گونه که مشخص است یکی از اجزای تقاضای کل مخارج دولت است و تغییرات مخارج دولت از این طریق بر روی اقتصاد اثر می‌گذارد. افزایش مخارج دولت سبب افزایش تقاضای کل می‌شود و در صورت وجود کالاها و خدمات تولید شده در اقتصاد عرضه این کالاها افزایش می‌یابد و در غیر این‌صورت افزایش قیمت‌ها انگیزه برای تولید بیشتر کالاها و خدمات را فراهم می‌نماید. تولید کالاها و خدمات بیشتر منجر به افزایش درآمد ملی می‌گردد و در نهایت به معنی افزایش درآمد سرانه و درآمد خانوارها است. با افزایش درآمد خانوارها، امکان مصرف کالاهای بیشتری فراهم می‌شود و این امر منجر به افزایش مطلوبیت خانوارها می‌گردد. کاهش مخارج دولت

1. Arrow & Kurz (1970)
2. Futagami et al. (1993)

۳. از آنجا که تغییرات نرخ مالیات منجر به تغییرات درآمدهای دولت می‌گردد تغییر در نرخ مالیات با تغییر در درآمدهای دولت یکسان در نظر گرفته می‌شود. لذا بحث تغییر در پایه‌های مالیاتی و تغییر در درآمدهای دولت در اینجا مد نظر نبوده است.

۴. تغییرات ابزارهای سیاست مالی منجر به تغییر در ابزارهای سیاست پولی می‌گردد و ممکن است بخشی از اثرات سیاست مالی خنثی گردد. لذا در این تحقیق به استثنائات اثرگذاری سیاست‌های مالی پرداخته نشده است.

منجر به کاهش تقاضای کل، کاهش عرضه کالاها و خدمات، کاهش درآمد ملی، درآمد سرانه و درآمد قابل تصرف خانوارها می‌گردد و این به معنی کاهش قدرت خرید و کاهش مصرف کالاها و خدمات می‌شود. لذا کاهش مخارج دولت می تواند مطلوبیت خانوار را کاهش دهد.

از سوی دیگر افزایش مخارج دولت و افزایش تقاضای کل اضافه تقاضا در بازار پول و افزایش نرخ بهره را به همراه دارد. با افزایش نرخ بهره سرمایه‌گذاری در اقتصاد کم می‌شود و کاهش سرمایه‌گذاری موجب کاهش تقاضا و به دنبال آن کاهش عرضه کالاها و خدمات یا تغییر ناخواسته در موجودی انبار می‌گردد. به این اثر افزایش مخارج دولت بر اقتصاد کلان اثر جایگزینی یا برون‌رانی[1] می‌نامند. لذا در تعیین میزان رشد مخارج دولت باید دقت نمود.

نرخ رشد مناسب برای مخارج دولت چقدر است؟ با نگاهی به روند رشد مخارج دولت در سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷ مشاهده می‌شود که مخارج اسمی دولت همواره در حال افزایش بوده است. اما مخارج دولت به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ (نمودار ۱) نشان از کاهش مخارج ثابت دولت در طول سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۵۷، افزایش در طول سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۶۸، نوسان در طول سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۸۵ و افزایش از سال ۱۳۹۱ به بعد دارد.

آیا در سال‌های گذشته نرخ رشد مخارج دولت مناسب بوده است؟ با نگاهی به نرخ رشد مخارج دولت در دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۷ (نمودار ۲) مشاهده می‌شود که روند تغییرات مخارج دولت از شرایط یکسانی پیروی نکرده است و چند سال متوالی دوره‌های کاهش یا افزایش را تجربه نموده است که این نوسانات خود ایجاد کننده بی‌ثباتی در اقتصاد هستند. در برخی سال‌ها مانند ۱۳۷۲ مخارج دولت تا حدود ۶۰ درصد رشد داشته است و در برخی سال‌های دیگر مانند ۱۳۹۱ مخارج دولت حدود ۱۵ درصد کاهش یافته است. بر اساس نمودار ۳ نرخ رشد مخارج دولت به جز در ۵ سال در بقیه سال‌ها مثبت بوده است. محاسبات تحقیق نشان می‌دهد میانگین رشد مخارج دولت در حدود ۲۲ درصد در سال است. یعنی به طور میانگین در طول سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷ مخارج دولت ۲۲ درصد رشد داشته است. حال اگر بتوانیم با استفاده از روش‌های این مقاله نرخ رشد بهینه مخارج دولت را به‌دست آوریم قضاوت در مورد مناسب بودن مخارج دولت ساده خواهد بود.

۲-۲- مطلوبیت خانوار

فرض می‌کنیم در یک اقتصاد تعداد بسیاری خانواده شبیه هم وجود دارد که کالاهای تولید شده توسط بخش عمومی و بخش خصوصی را مصرف می‌کنند. یعنی مطلوبیت آنها تابع مصرف دو نوع کالای عمومی و خصوصی است. برای تعریف تابع هدف در جهت رسیدن به مسیر بهینه مالیات و مخارج دولت از روش آلتر و ساموئل (۲۰۰۴) بهره برده و تابع مطلوبیت به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$U = u(C_t, S_t) \qquad (۲)$$

بر اساس تابع فوق، مطلوبیت خانوارها تابع دو متغیر C مصرف کالاهای خصوصی و S مصرف کالاهای عمومی در دوره زمانی t است. یعنی جامعه اعم از تولیدکننده یا مصرف کننده از مصرف کالاها که یا در زمره کالاهای عمومی هستند یا خارج از آن مطلوبیت کسب می‌کنند. افزایش مصرف کالاها و خدمات اعم از کالاهای عمومی و خصوصی منجر به افزایش مطلوبیت خانوار می‌گردد یعنی:

$$\frac{\partial U}{\partial C_t} > 0 \, , \frac{\partial U}{\partial S_t} > 0 \qquad (۳)$$

با توجه به اثر مخارج و درآمدهای دولت بر مطلوبیت خانوار، تعیین نرخ رشد بهینه مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی که مطلوبیت خانوار را حداکثر می‌کند حائز اهمیت است.

هدف حداکثر نمودن مطلوبیت کل خانوارها در افق زمانی نامحدود است و فرض می‌شود خانوارها بین مصرف حال و آینده دست به انتخاب می‌زنند. لذا تابعی هدف به صورت زیر خواهد بود.

$$\sum_{t=0}^{\infty} \delta^t U(C_t, S_t) \qquad (۴)$$

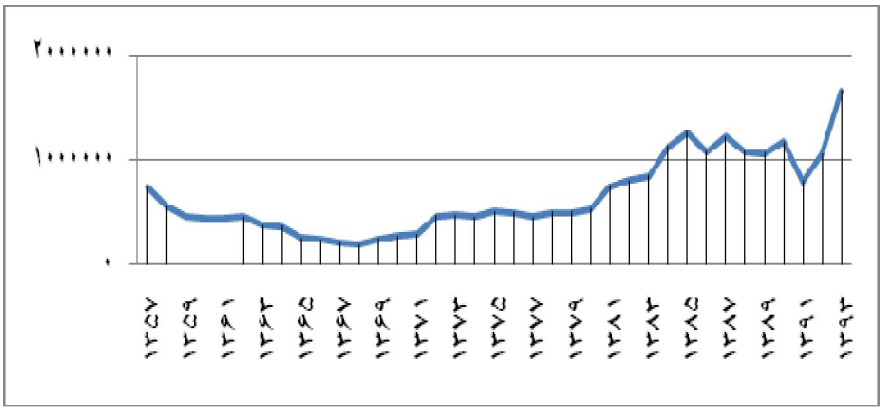
در این تابعی هدف، δ نرخ ترجیح زمانی است که ثابت فرض می‌شود و هرچه برای خانوار مصرف آتی در مقایسه با مصرف جاری ارزش کمتری داشته باشد بزرگ‌تر است.

در این مقاله تحلیل‌ها بر اساس یک مدل پویا با متغیرهای گسسته از نوع سیدروسکی- بروک[2] و خانوارهای با افق زندگی بی‌نهایت انجام می‌شود. مدل دارای نماینده بخش خصوصی، نماینده بخش دولتی با سیاست‌های مالی جهت هدایت اقتصاد

1. Crowding Out Effect

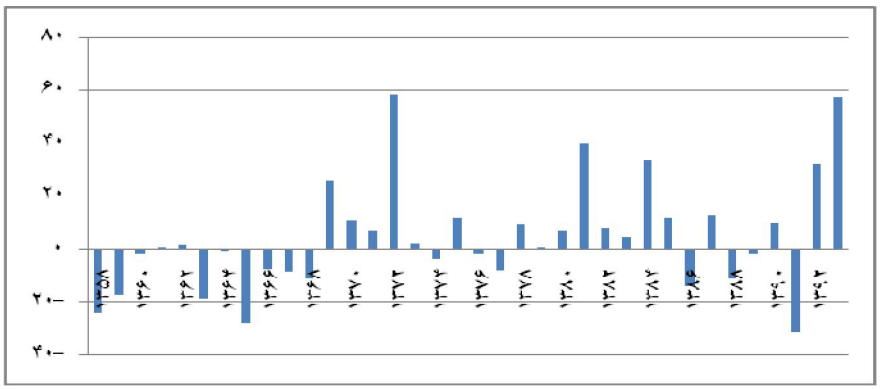
2. Sidrauski-Brock

است. خانوارهای بخش خصوصی در هر دوره درآمد خود را بین مصرف و پرداخت مالیات تخصیص می‌دهند. در نهایت شرایط بهینگی با استفاده از روش اصل ماکزیمم در یک سیستم دینامیکی گسسته به‌دست می‌آید. شرایط بهینگی زمانی به‌دست می‌آید که مطلوبیت حاصل از مصرف کالاهایی که توسط دولت ارائه می‌شود (کالاهای عمومی) و کالاهایی که توسط بخش غیر دولتی تولید می‌شود، حداکثر گردد.



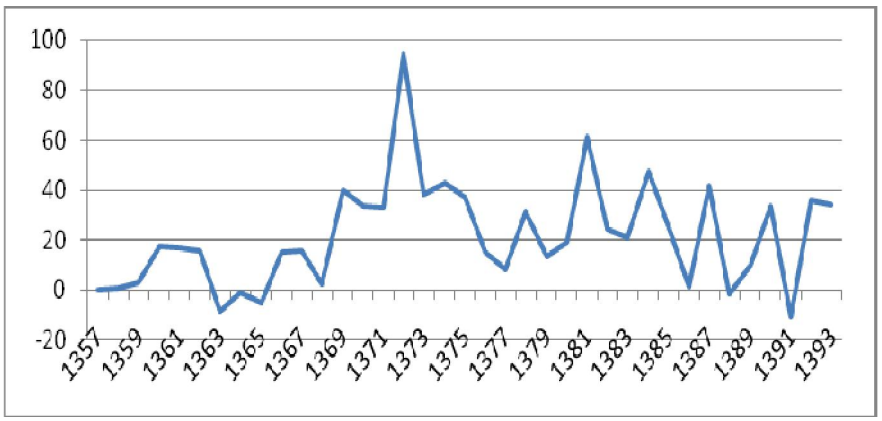
نمودار ۱. مخارج دولت به قیمت ثابت، میلیارد ریال

مأخذ: داده‌های آماری بانک مرکزی



نمودار ۲. نرخ رشد مخارج ثابت دولت، درصد

مأخذ: داده‌های آماری بانک مرکزی



نمودار ۳. نرخ رشد مخارج ثابت دولت، درصد

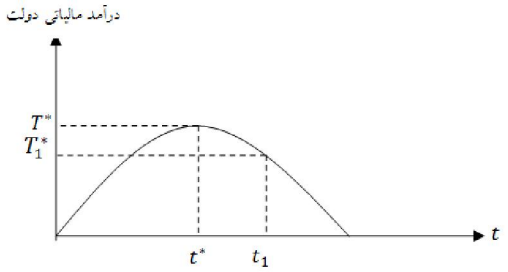
مأخذ: داده‌های آماری بانک مرکزی

۲-۳- تغییرات درآمدهای مالیاتی

بر اساس رابطه تقاضای کل کالاها و خدمات، افزایش نرخ مالیات به معنی کاهش درآمد قابل تصرف و در نتیجه کاهش مصرف و نهایتاً کاهش تقاضای کل، و به دنبال آن کاهش تولید یا درآمد ملی، است. کاهش مصرف کالاها و خدمات توسط خانوارها منجر به کاهش مطلوبیت خانوار می‌گردد. کاهش نرخ مالیات به معنی افزایش درآمد قابل تصرف و در نتیجه افزایش مصرف و سپس افزایش تقاضای کل است. افزایش مصرف نیز منجر به افزایش مطلوبیت می‌گردد.

در بحث بالا اشاره شد که افزایش مالیات‌ها مطلوبیت خانوار را کاهش می‌دهد اما ذکر این نکته ضروری است که افزایش مالیات‌ها منجر به افزایش درآمد دولت می‌گردد و با تخصیص مجدد این درآمدها توسط دولت در تولید کالاهای عمومی یا پرداخت یارانه، امکان افزایش مطلوبیت خانوار فراهم می‌گردد. همین امر باعث می‌شود افزایش نرخ مالیات‌ها تا سطح بهینه نامطلوب نباشد، زیرا چنانچه افزایش مطلوبیت ناشی از فعالیت‌های دولت بیشتر از کاهش مطلوبیت ناشی از پرداخت مالیات باشد، مطلوبیت کل افزایش خواهد داشت.

بر اساس منحنی لافر هنگامی که نرخ‌های مالیات از یک حد فراتر می‌رود انگیزه کار و تلاش را برای افراد کاهش می‌دهد و اگر از انگیزه کار و تلاش کاسته شود، سطح تولید و درآمد ملی کاسته می‌شود و همین عامل باعث می‌شود که درآمد مالیاتی دولت نیز کاسته شود.

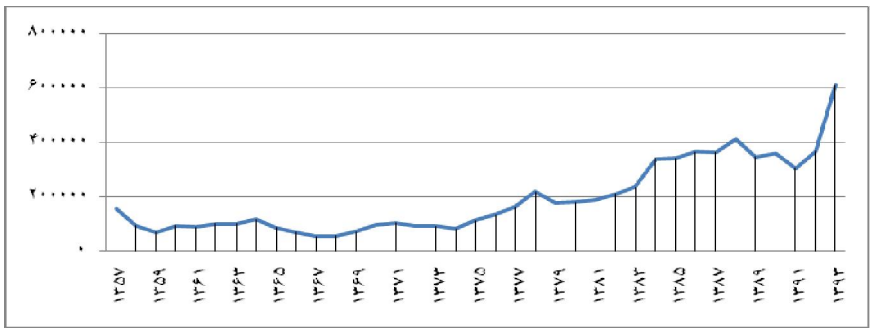


شکل ۱. منحنی لافر

مأخذ: رحمانی، ۱۳۸۱: ۵۳

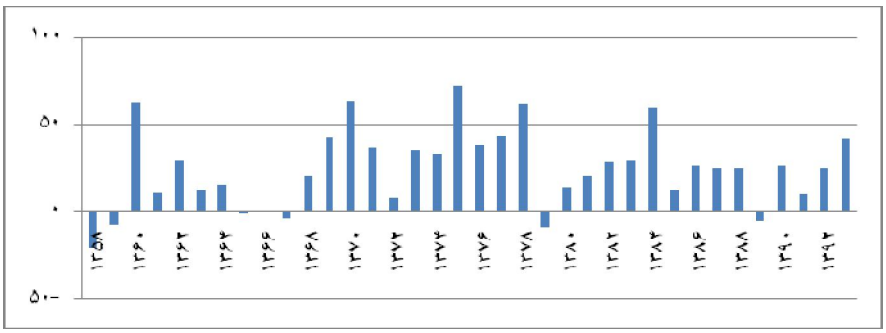
همان‌طور که در شکل (۱) ملاحظه می‌شود اگر نرخ مالیات از t_1 به t^* کاسته شود، درآمد مالیاتی دولت از T_1^* به T^* افزوده می‌شود. لذا تعیین نرخ بهینه مالیات به نحوی که بتواند مطلوبیت حاصل از مصرف کالاهای عمومی و خصوصی را حداکثر کند دارای اهمیت بسزایی است.

با نگاهی بر روند تغییرات درآمدهای مالیاتی به نظر می‌رسد این درآمدها از ثبات لازم برخوردار نبوده‌اند.



نمودار ۴. درآمدهای مالیاتی دولت به قیمت ثابت ۱۳۹۰، میلیارد ریال

مأخذ: داده‌های آماری بانک مرکزی



نمودار ۵. نرخ رشد درآمدهای مالیاتی دولت، درصد

مأخذ: داده‌های آماری بانک مرکزی

نمودار ۴ تغییرات درآمدهای مالیاتی دولت را به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۹۰ برای سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷ نشان می‌دهد. درآمدهای مالیاتی دولت بعد از هر چند سال افزایش یک کاهش را تجربه کرده است. نرخ رشد درآمدهای مالیاتی در اغلب سال‌ها مثبت بوده است. همان‌طور که نمودار ۵ نشان می‌دهد به جز ۵ سال در طول دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۷ نرخ رشد درآمدهای مالیاتی مثبت بوده است.

علی‌رغم مثبت بودن رشد درآمدهای مالیاتی، کم و ناچیز بودن مقدار این درآمدها باعث شده تا دولت نتواند مخارج خود را بر اساس این منبع درآمدی مطمئن تنظیم نماید.

در این ارتباط که آیا نرخ رشد درآمدهای مالیاتی کشور در سال‌های گذشته بهینه بوده است یا خیر، داشتن نرخ‌های بهینه ضروری است. با داشتن نرخ‌های بهینه و مقایسه آن با روند رشد درآمدهای مالیاتی دولت می‌توانیم به این سؤال پاسخ دهیم که آیا نرخ‌های رشد درآمدهای مالیاتی در طول سال‌های گذشته بهینه بوده‌اند یا خیر.

۲-۴- اجزاء درآمدهای مالیاتی

درآمدهای مالیاتی دولت در دو دسته مالیات‌های مستقیم و غیر مستقیم تقسیم‌بندی می‌شود. جدول (۱) جزئیات درآمدهای مستقیم و غیر مستقیم را نشان می‌دهد. در سال ۱۳۹۳ مالیات مستقیم ۵۸٪ کل درآمدهای مالیاتی و مالیات غیر مستقیم ۴۲٪ درآمدهای مالیاتی را به خود اختصاص داده است. درآمدهای مستقیم به درآمدهای اشخاص حقوقی، درآمد مشاغل و مالیات بر ثروت تقسیم می‌شود. مالیات اشخاص حقوقی ۵۳٪، مالیات بر درآمد ۳۶٪ و مالیات بر ثروت ۱۱٪ مالیات مستقیم را شامل می‌شود.

مالیات‌های غیر مستقیم به مالیات بر واردات و مالیات بر کالاها و خدمات تقسیم می‌شود. مالیات بر واردات ۳۱٪ مالیات غیر مستقیم و مالیات بر کالاها و خدمات ۶۹٪ مالیات غیر مستقیم را تشکیل می‌دهد. مالیات بر ارزش افزوده که به عنوان یک مالیات غیر مستقیم در زیر مجموعه مالیات بر کالاها و خدمات قرار دارد به تنهایی ۹۰٪ مالیات اخذ شده در این بخش را شامل می‌شود.

جدول ۱. جزئیات درآمدهای مالیاتی کشور

ردیف	نوع مالیات	سهم از کل درآمدها
	درآمدهای مالیاتی	٪۱۰۰
۱	مالیات مستقیم	٪۵۸ کل درآمدها
۱-۱	مالیات اشخاص حقوقی	٪۵۳ ردیف ۱
۱-۱-۱	مالیات علی‌الحساب اشخاص حقوقی دولتی	
۱-۱-۲	مالیات معوقه اشخاص حقوقی دولتی	
۱-۱-۳	مالیات نهادها و بنیادهای انقلاب ا سلامی	
۱-۱-۴	مالیات اشخاص حقوقی غیردولتی	
۱-۱-۵	مالیات عملکرد شرکت‌های دولتی	
۱-۱-۶	مالیات علی‌الحساب شرکت‌های دولتی در حال واگذاری	
۱-۲	مالیات بر درآمدها	٪۳۶ ردیف ۱
۱-۲-۱	مالیات حقوق کارکنان بخش عمومی	
۱-۲-۲	مالیات حقوق کارکنان بخش خصوصی	
۱-۲-۳	مالیات مشاغل	
۱-۲-۴	مالیات مستغلات	
۱-۲-۵	مالیات متفرقه درآمد	
۱-۳	مالیات بر ثروت	٪۱۱ ردیف ۱
۱-۳-۱	مالیات بر ارث	
۱-۳-۲	مالیات نقل و انتقال سرقفلی	
۱-۳-۳	مالیات نقل و انتقال سهام	
۱-۳-۴	مالیات نقل و انتقالات املاک	
۱-۳-۵	حق تمبر و اوراق بهادار	٪۳۲ ردیف ۱-۳
۲	مالیات غیر مستقیم	٪۴۲ کل درآمدها
۲-۱	مالیات بر واردات	٪۳۱ از ردیف ۲
۲-۱-۱	حقوق ورودی سایر کالاها	٪۸۹ ردیف ۲-۱
۲-۱-۲	مالیات واردات خودرو	
۲-۱-۳	حقوق ورودی دستگاه‌های اجرائی (جمعی – خرجی)	
۲-۲	مالیات بر کالاها و خدمات	٪۶۹ از ردیف ۲
۲-۲-۱	مالیات بر فروش فرآورده‌های نفتی	
۲-۲-۲	دو درصد مالیات سایر کالاها	
۲-۲-۳	مالیات بر ارزش افزوده	٪۹۰ بند ۲-۲
۲-۲-۴	مالیات بر فروش سیگار	
۲-۲-۵	مالیات بر نقل و انتقال اتومبیل	
۲-۲-۶	مالیات شماره‌گذاری خودرو	

مأخذ: بانک مرکزی، گزارش وضعیت بودجه عمومی دولت، ۱۳۹۳

علی‌رغم اهمیت مالیات بر ارزش افزوده نرخ آن در حدود ۸٪ است. همچنین در گروه مالیات بر ثروت، حق تمبر و اوراق بهادار با سهم ۳۲ درصدی نقش بیشتری در تأمین درآمدهای مالیاتی را داشته است. نرخ حق تمبر بر اساس قانون مالیات‌های مستقیم ۰/۰۰۲ سرمایه یا اوراق بهادار است[۱]. در بین مالیات‌های مستقیم، مالیات بر اشخاص حقوقی سهم بیشتری دارد. نرخ مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی ۲۵٪ است[۲].

۲-۵- کنترل بهینه پویا[۳]

مسئله کنترل، گسترش مدرن حساب تغییرات می‌باشد و ارائه دهنده آن پونتری اگین ریاضیدان نابینای روسی و همکاران او می‌باشند. مهم‌ترین هدف نظریه کنترل بهینه، تعیین مسیر زمانی بهینه برای متغیر کنترل است. البته وقتی مسیر متغیر کنترل، بهینه شد می‌توان مسیر بهینه متغیر وضعیت را نیز پیدا نمود. لذا حضور متغیر کنترل به عنوان بازیگر اصلی، جهت‌دهی اساسی مسئله بهینه‌یابی پویا را تغییر می‌دهد. حال سؤالی که مطرح می‌شود این است که چه چیزی یک متغیر را متغیر کنترل می‌سازد؟ متغیر کنترل متغیری است که دارای دو خاصیت است: اولاً متغیری است که در معرض انتخاب صلاحدیدی ماست و ثانیاً کنترل کردن آن، متغیر وضعیت را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین متغیر کنترل یک ابزار سیاستی است که ما را قادر می‌سازد متغیر وضعیت را تحت تأثیر قرار دهیم. چنانچه Y متغیر وضعیت، X متغیر کنترل و V *تابعی هدف* باشد بنابراین هر مسیر انتخاب شده برای متغیر کنترل $X(t)$ یک مسیر برای متغیر وضعیت $Y(t)$ به ما خواهد داد. در روش اصل ماکزیمم مسیر بهینه متغیر کنترل $X^*(t)$ را به گونه‌ای انتخاب می‌کنیم که به همراه مسیر بهینه متغیر وضعیت $Y^*(t)$ تابعی هدف را در طول زمانی معین $[0, T]$ بهینه نماید.

$$\max V = \max \sum_{t=t_0}^{T} Y(t, x_t, u_t) \qquad (۵)$$
$$x_{t+1} - x_t = f(t, x_t, u_t)$$
$$x(t_0) = x_0 \qquad u_t \in U, x_T \text{ آزاد}$$

برای هر جفت دنباله‌های $\{\{x_t\},\{u_t\}\}$ یک مسیر بهینه از نمودار ۶ مسیرهای فرضی ممکن برای متغیر کنترل و یک مقدار V از رابطه (I) به‌دست می‌دهد. ما به دنبال تعیین $\{\{x^*_t\},\{u^*_t\}\}$ که به ازای آن مقدار V^* از همه V ها بیشتر است می‌باشیم.

اگر دنباله‌های $\{\{x^*_t\},\{u^*_t\}\}$ یک زوج دنباله بهینه برای تابعی هدف باشد شرایط لازم اصل ماکزیمم در حالت گسسته به صورت زیر خواهد بود.

(۶)

$$\begin{cases} \frac{\partial H}{\partial U} = 0 & \text{اگر } u^* \text{ درونی باشد}, \ \frac{\partial^2 H}{\partial u^2} < 0 \\ \frac{\partial H}{\partial \lambda} = x_{t+1} - x_t \implies x_{t+1} - x_t = f(t, x_t, u_t) & \\ \frac{\partial H}{\partial x_t} = \lambda_{t-1} - \lambda_t & \lambda_T = 0 \end{cases}$$

شرط کافی: فرض می‌کنیم سه گانه $\{\{x^*_t\},\{u^*_t\},\{\lambda^*_t\}\}$ در تمامی شروط لازم صدق کند؛ اگر تابع هامیلتون به ازای $\{x, u\}$ مقعر باشد، پس سه گانه فوق مسئله (II) را بیشینه می‌کند (پورکاظمی، ۱۳۹۳: ۴۰۲).

۳. پیشینه تحقیق

۳-۱- تحقیقات داخلی

اولین مطالعات تجربی در ارتباط با اثرات مخارج دولت بر اقتصاد، به ارتباط بین مخارج دولت و رشد اقتصادی مربوط است. رام (۱۹۸۶)[۴]، هولمز و هاتن (۱۹۹۰)[۵] و آچور (۱۹۸۹)[۶] به ارتباط مثبت بین مخارج دولت و رشد پی بردند. در مقابل گریر و تالوک (۱۹۸۹)[۷] با استفاده از روش رگرسیون و داده‌های ۱۱۳ کشور ارتباط بین اندازه دولت و رشد اقتصادی را منفی به‌دست آوردند. این یافته به این معنی است که افزایش مخارج دولت مانعی برای رشد خواهد بود. بارو (۱۹۹۰)[۸] نیز رابطه‌ای منفی بین رشد اقتصادی اقتصادی و مخارج دولت به‌دست آورده است. میلر و راسک (۱۹۹۷)[۹] نشان دادند که افزایش بدهی تأمین مالی موجب کندی در رشد اقتصادی می‌گردد. نتایج تحقیق دواراجان و همکاران

۱. قانون مالیات بر عایدات و حق تمبر، مرکز پژوهش‌های مجلس، ۱۳۱۲.
۲. ماده ۱۰۵ قانون مالیات‌های مستقیم.
3. Dynamic Optimal Control

4. Ram (1986)
5. Holmes & Hutton (1990)
6. Aschauer (1989)
7. Grier & Tullock (1989)
8. Barro (1990)
9. Miller & Russek (1997)

(۱۹۹۶)[1] با استفاده از داده‌های ۴۳ کشور در حال توسعه با نظر گروه اول یعنی موافقان ارتباط مثبت بین مخارج دولت و رشد همخوانی بیشتری داشته است. در تحقیقات اخیر نیز با روش‌های جدید و توسعه یافته‌تری ارتباط مخارج دولت با متغیرهای مختلف اقتصادی مورد توجه محققین قرار گرفته است. برخی اثر مخارج دولت را در قالب سیاست‌های مالی دیده‌اند.

اثر سیاست مالی بر رشد اقتصادی توسط دل‌انگیزان و خزیر (۱۳۹۱)، رهبر و سرگلزایی (۱۳۹۰)، سعدی و همکاران (۱۳۸۹)، عرب مازار و چالاک (۱۳۸۹)، سلمانی و محمدی (۱۳۸۸)، فلاحتی و همکاران (۱۳۸۸)، حسینی و همکاران (۱۳۸۷)، شفیعی و همکاران (۱۳۸۵) مورد تحقیق قرار گرفت. نتایج حاصل از این تحقیقات اثر مثبت مخارج عمرانی دولت را بر روی رشد نشان می‌دهند اما افزایش مخارج مصرفی معمولاً منجر به کاهش رشد می‌گردد.

اثر سیاست مالی بر روی توزیع درآمد توسط فولادی و ستایش (۱۳۹۳)، فرازمند و همکاران (۱۳۹۲)، اکبری و همکاران (۱۳۹۰)، فلاحتی و همکاران (۱۳۸۸) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این تحقیقات نشان از اثر قوی سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد دارد. بر اساس یافته‌های این تحقیقات، سیاست‌های مالی با بهبود رشد، توزیع درآمد را بهتر می‌کنند.

عباسیان و همکاران در راستای رهایی از اقتصاد نفتی در پی سیاست مالی بهینه‌ای بوده‌اند که ترکیب مخارج و درآمدهای دولتی به نحوی محاسبه شود که مخارج دولت از درآمدهای نفتی مستقل و به درآمدهای مالیاتی وابسته باشد. آنها مسیر بهینه مخارج و درآمدهای مالیاتی را در افق ۱۴۰۴ محاسبه نموده‌اند (عباسیان و همکاران، ۱۳۹۲: ۳۵).

جعفری صمیمی و طهرانچیان در تحقیق خود از روش کنترل بهینه تصادفی استفاده کرده‌اند. آنها پیش‌بینی‌های متغیرهای اقتصاد کلان مانند حجم نقدینگی، مخارج مصرفی، و سرمایه‌گذاری دولت را در برنامه سوم با مقدار بهینه آنها مقایسه کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که حجم بهینه نقدینگی، مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری بهینه دولت، نسبت به مقادیر پیشنهاد شده آنها در برنامه سوم کمتر و درآمدهای مالیاتی بهینه، بیشتر از مقادیر پیشنهاد شده آن در برنامه سوم توسعه می باشد. تفاوت تحقیق حاضر با مطالعه آنها این است که در اینجا به دنبال یک نرخ رشد بهینه برای مخارج دولت هستیم که هم بتواند وضعیت قبل را ارزیابی کند و هم بتواند در آینده برای پیش‌بینی از آن بهره برد. این دو محقق در تحقیق دیگری نیز با استفاده از روش کنترل بهینه پویا و معادلات بلمن به بررسی تأثیر سیاست‌های مالی بر شاخص‌های کلان در شرایط سیاست‌های پولی درون‌زا پرداختند. نتایج آن تحقیق نشان می‌دهد که در شرایط نظام نرخ ثابت و میخکوب خزنده ارز، که در آنها سیاست‌های پولی درون‌زا و غیرفعالند، سیاست‌های مالی، بهینه‌تر از مقادیر مصوب برنامه سوم می‌باشند. همچنین در غیاب سیاست‌های پولی همراهی کننده، نرخ بیکاری، کسری بودجه دولت و نرخ تورم از شرایط نامطلوبی برخوردار می‌شوند (جعفری صمیمی و طهرانچیان، ۱۳۸۳: ۲۲۰ و ۱۳۸۵: ۲۹-۱۱).

فرازمند و همکاران نیز با استفاده از روش کنترل بهینه به تعیین قواعد سیاست پولی و مالی بهینه در ایران پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد چنانچه بتوان قواعد بهینه سیاست پولی و مالی را تعیین نمود، با استفاده از آنها امکان بهبود متغیرهای اقتصاد کلان وجود دارد. آنها معتقدند با استفاده از این قواعد بهینه می‌توان به مهار تورم به عنوان یکی از مهمترین معضلات اقتصاد ایران پرداخت، ضمن آنکه وضعیت متغیرهای کلان دیگر همچون رشد اقتصادی و توزیع درآمد را نیز بهبود بخشید (فرازمند و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۲۱).

علی‌رغم ارزشمند بودن مطالعات فوق در هیچ یک از آنها به طور مستقیم تابع هدف، مطلوبیت خانوار نیست. در این تحقیق مسیر زمانی بهینه مخارج و درآمدهای دولت به نحوی به‌دست می‌آید که تابع مطلوبیت خانوار را حداکثر نماید. در زمینه روش نیز اغلب مطالعات از روش‌های اقتصادسنجی استفاده نموده‌اند و تنها روش تحقیق در مطالعه عباسیان و همکاران (۱۳۹۲)، فرازمند و همکاران (۱۳۹۲) و فلاحتی و همکاران (۱۳۸۸) کنترل بهینه است که در آنها از روش معادلات بلمن استفاده شده است اما در این تحقیق از روش اصل ماکزیمم برای به‌دست آوردن سیاست مالی بهینه استفاده می‌گردد.

فولستر و مگناس[2] با استفاده از روش پانل و یاک [3] (۲۰۰۵)، با استفاده از روش علیت گرنجری به این نتیجه رسیدند که مخارج دولت (جاری) بر روی رشد اثر منفی دارد

1. Devarajan et al. (1996)

2. Folster & Magnus (2001)
3. Yuk (2005)

(فولستر و مگناس، ۲۰۰۱: ۱۵۰۱ و یاک، ۲۰۰۵: ۱۴۸۵).

یاسین [1] (۲۰۰۱)، هپک فالک و همکاران [2] (۲۰۰۶)، جیرانیاکول [3] (۲۰۰۷)، گریگوریو و سوگاتا [4] (۲۰۰۹)، کونودو و اسویک [5] (۲۰۰۹)، وو و همکاران [6] (۲۰۱۰) و کانوفیوا و نیکولاس [7] (۲۰۱۳)، با استفاده از روش رگرسیون به این نتیجه رسیدند که مخارج دولت اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. بلنچارد و پروتی [8] (۲۰۰۲)، به بررسی اثر مخارج دولت بر مصرف بخش خصوصی پرداختند. نتایج این تحقیق که با روش مدل خودرگرسیون برداری انجام شده بود نشان داد که یک افزایش موقتی پیش‌بینی نشده در مخارج دولت، دارای اثر مکملی بر تولید و مصرف بخش خصوصی می باشد.

با جمع‌بندی کلی نتایج تحقیقات خارج از کشور اهمیت سیاست‌های مالی بر رشد مشخص می‌شود. علاوه بر این سیاست‌های مربوط به مالیات و تعیین میزان مخارج دولت باید با حساسیت خاصی مورد استفاده قرار بگیرند. این تحقیقات با توجه به عدم وابستگی اغلب کشورهای اروپایی به نفت از نظر ماهیت با کشور ایران دارای تفاوت است لذا تحقیق پیش رو با توجه به این موضوع انجام شده است. علاوه بر این استفاده از روش کنترل بهینه پویا امکان دستیابی به نتایج مفیدی را در تحقیق پیش رو به ارمغان می آورد که تحقیقات فوق‌الذکر از آن برخوردار نبودند.

٤. تصریح مدل

۴-۱-قیدهای مدل

در جریان تولید، بخش خصوصی و دولتی به سرمایه نیاز دارند. نرخ رشد سرمایه $k_{t+1} = (1-\mu)k_t + I_t$ است که در آن μ نرخ استهلاک، I_t سرمایه‌گذاری دوره فعلی، k_t موجودی سرمایه دوره فعلی و k_{t+1} موجودی سرمایه دوره بعد خواهد بود.

قید بودجه: رابطه درآمد تعادلی را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$Y = b + I + G \rightarrow b = Y - C - I \qquad (۷)$$

که در آن Y کل کالاها و خدمات تولید شده در دوره خاص، b مصرف بخش دولتی، C مصرف بخش خصوصی و I مخارج بخش سرمایه‌گذاری در آن دوره است.

در بخش تولید فرض می‌شود تعداد بسیاری بنگاه شبیه به هم وجود دارد که تابع تولید مشابهی به شکل زیر دارند و شرایط مورد نظر تابع تولید را برآورده می‌سازند.

$$F = f(k, g, l) \qquad (۸)$$

که در آن k موجودی سرمایه بخش خصوصی و g موجودی سرمایه حاصل شده به دلیل مخارج دولت است. یعنی مخارج دولت به وسیله g بر روی تولید اثر می‌گذارد. l نیروی کار است که با استفاده از موجودی سرمایه در امر تولید نقش دارد. بنگاه‌ها حداکثر کننده سود هستند و متعلق به خانوارها می‌باشند و سود آنها نصیب خانوارها می‌گردد.

محدودیت مخارج دولت در دوره بعد را می‌توان به صورت زیر نشان داد.

$$b_{t+1} = [1 + (1-\tau)r]b_t + (1-\tau)f(k_t, g_t) - c_t - I_t \qquad (۹)$$

که در آن τ_t نشان دهنده مالیات در دوره t و b_{t+1} ارزش آتی مخارج دولت پس از کسر مالیات و r نرخ بهره است و در آن Y به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y = [1 + (1-\tau)r]b_t + (1-\tau)f(k_t, g_t) \qquad (۱۰)$$

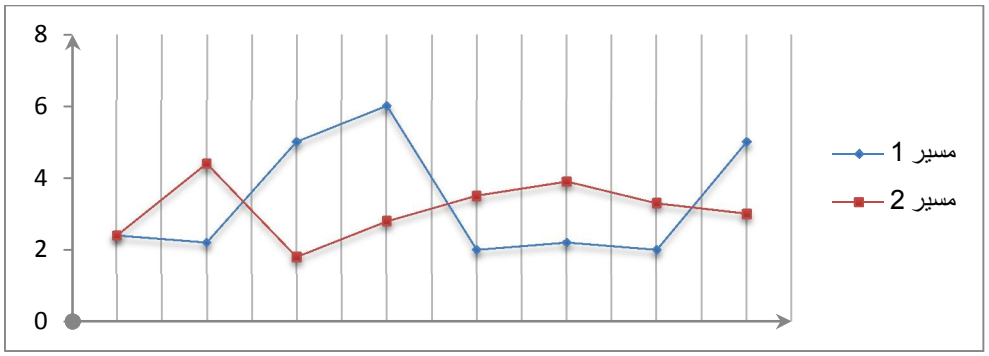
Y عبارت است از میزان تولید پس از کسر مالیات $(1-\tau_t)f(k_t, g_t)$ و ارزش حال مخارج دوره قبل که مالیات آن کسر شده است $[1 + (1-\tau_t)r]b_t$.

بر اساس تئوری دولت تحصیلدار متأسفانه مالیات‌ها در کشور ما تابعی کاهنده از درآمدهای نفتی هستند (زراءنژاد و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۱۱). یعنی افزایش درآمدهای نفتی موجب کاهش توجه به مالیات‌ها بوده است. یعنی:

$$\tau = f(OI_t), f' < 0 \ , \qquad (۱۱)$$

که در آن τ نشان دهنده مالیات‌ها و OI_t درآمدهای نفتی است. لذا از این طریق تغییرات درآمدهای نفتی بر روی نرخ مالیات و درآمدهای مالیاتی کشور اثر می‌گذارد و بخشی از اثرات مثبت کسب درآمد از طریق مالیات را کاهش می‌دهد.

1. Yasin (2001)
2. Heppke-Falk et al. (2006)
3. Jiranyakul (2007)
4. Gregoriou & Sugata (2009)
5. Kondo & Svec (2009)
6. Wu et al. (2010)
7. Kunofiwa & Nicholas (2013)
8. Blanchard & Perotti (2002)



نمودار ۶. مسیرهای فرضی ممکن برای متغیر کنترل

مأخذ: پورکاظمی، ۱۳۹۳: ۴۰۰

جدول ۲. مطالعات داخلی

ردیف	محققین	متغیر مستقل	متغیر وابسته	کشور	دوره زمانی	روش	نتیجه
۱	جعفری صمیمی و طهرانچیان (۱۳۸۳)	سیاست‌های پولی و مالی	شاخص‌های عمده اقتصاد کلان	ایران	۱۳۸۳-۱۳۷۹	کنترل بهینه تصادفی	سیاست‌های پولی و مالی بهینه در مقایسه با سیاست‌های کلان پیشنهاد شده در برنامه سوم، به طور قابل توجهی نرخ رشد اقتصادی، نسبت کسری بودجه دولت را به تولید ناخالص داخلی و حساب تراز جاری را بهبود می‌بخشند. همچنین حجم مخارج بهینه کمتر از مخارج پیش‌بینی شده در برنامه سوم است.
۲	جعفری صمیمی و طهرانچیان (۱۳۸۵)	سیاست مالی	شاخص‌های کلان	ایران	۱۳۸۳-۱۳۷۹	کنترل بهینه تصادفی و معادلات بلمن	در شرایط نظام نرخ ثابت و میخکوب خزنده ارز، که در آنها سیاست‌های پولی درون‌زا و غیرفعالند، سیاست‌های مالی، بهینه‌تر از مقادیر مصوب برنامه سوم می‌باشند. همچنین در غیاب سیاست‌های پولی همراهی کننده، نرخ بیکاری، کسری بودجه دولت و نرخ تورم از شرایط نامطلوبی برخوردار می‌شوند.
۳	عباسیان و همکاران (۱۳۹۲)	سیاست مالی بهینه	رفع وابستگی از درآمدهای نفتی	ایران	افق ۱۴۰۴	برنامه‌ریزی پویا و معادلات بلمن	بر اساس نتایج تحقیق مسیر بهینه درآمدهای مالیاتی برای ایران در افق ۱۴۰۴ حاصل شده است به گونه‌ای که بتوان رفته رفته مخارج عمومی دولت را از محل مالیات‌ها تأمین مالی نمود.
۴	فرازمند و همکاران (۱۳۹۲)	قواعد سیاست پولی و مالی بهینه	تولید، تورم و توزیع درآمد	ایران	۱۳۹۴-۱۳۹۰	نظریه کنترل بهینه	نتایج نشان می‌دهد با استفاده از قواعد بهینه پولی و مالی می‌توان وضعیت متغیرهای کلان اقتصادی مورد هدف را حتی در زمان اجرای طرح اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بهبود بخشید. با اتخاذ این قواعد بهینه می‌توان به مهار تورم به عنوان یکی از مهمترین معضلات اقتصاد ایران پرداخت ضمن آنکه وضعیت متغیرهای کلان دیگر همچون رشد اقتصادی و توزیع درآمد را نیز بهبود بخشید.
۵	دل انگیزان و خزیر (۱۳۹۱)	شوک‌های سیاست مالی	رشد اقتصادی	ایران	۱۳۸۸-۱۳۳۸	فیلتر هودریک-پرسکات و با استفاده از مدل تصریح شده شانگ چن ۲۰۰۷	نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت و منفی سیاست مالی دولت، تنها در حوزه بودجه‌های عمرانی به صورت 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.
۶	اکبری و همکاران (۱۳۹۰)	سیاست مالی	نابرابری درآمد	ایران	۱۳۸۰ و ۱۳۸۵	رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی	به طور متوسط افزایش مخارج جاری سرانه با افزایش نابرابری و افزایش مخارج عمرانی سرانه با بهبود توزیع درآمد همراه بوده است.

۷	رهبر و سرگلزایی (۱۳۹۰)	سیاست مالی	رشد اقتصادی و فقر	ایران	۱۳۸۶-۱۳۶۳	روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)	مخارج مصرفی دولت و درآمدهای مالیاتی سبب بدتر شدن شاخص فقر (افزایش میزان فقر در جامعه) و مخارج عمرانی و همچنین مخارج اجتماعی دولت سبب بهتر شدن شاخص فقر (کاهش میزان فقر در جامعه) شده است.
۸	فلاحتی و همکاران (۱۳۸۸)	سیاست مالی	توزیع درآمد و رشد	ایران	۱۳۸۴-۱۳۵۲	روش معادلات هم زمان	سیاست‌های مالی در کشور (افزایش مالیات و یارانه) باعث بهبود توزیع درآمد و کاهش رشد اقتصادی شده است که شاخص ارزیابی بهبود توزیع درآمد، ضریب جینی می‌باشد.
۹	سعدی و همکاران (۱۳۸۹)	مخارج دولت	رشد	ایران	۱۳۶۷-۱۳۵۷	معادلات رگرسیونی	این فرضیه که اثر مخارج دولتی بر رشد اقتصادی تا دامنه خاصی، مثبت و پس از آن منفی است، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول ۳. مطالعات خارجی

ردیف	محققین	متغیر مستقل	متغیر وابسته	کشور	دوره زمانی	روش	نتیجه
۱	فولستر و مگناس (۲۰۰۱)	مخارج و مالیات	رشد اقتصادی	۳۰ کشور OECD[1]	۱۹۶۵-۱۹۷۰	پانل	تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی منفی است.
۲	یاسین (۲۰۰۱)	مخارج دولت	رشد اقتصادی	کشورهای آفریقایی	۱۹۹۸-۱۹۹۷	رگرسیون سری زمانی	با استفاده از داده‌های تلفیقی برای تعدادی از کشورهای آفریقایی در دوره زمانی ۱۹۹۷-۱۹۹۸ به این نتیجه رسید که مخارج دولت، اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد.
۳	یاک (۲۰۰۵)	مخارج دولت	رشد اقتصادی	بریتانیا	۱۹۹۳-۱۸۳۰	علیّت گرنجری	مخارج دولت اثر منفی بر رشد به همراه دارد.
۴	هپک‌فالک و همکاران (۲۰۰۶)	مخارج دولت	رشد اقتصادی	آلمان	۲۰۰۴:۴-۱۹۷۴:۱	SVAR	افزایش مخارج دولتی به طور نسبی دارای اثر مثبت کوچکی بر تولید و مصرف بخش خصوصی است.
۵	جیرانیاکول (۲۰۰۷)	مخارج دولت	رشد اقتصادی	تایلند	۲۰۰۴-۱۹۹۳	علیت گرنجری	مخارج دولت و عرضه پول تأثیر قوی مثبت بر رشد اقتصادی در طول دوره بررسی داشته است.
۶	گریگوریو و سوگاتا (۲۰۰۹)	مخارج دولت	رشد اقتصادی	۱۵ کشور در حال توسعه	۱۹۹۲-۱۹۷۲	روش GMM و مدل پانل نامتجانس[2]	هزینه‌های جاری تأثیرات مثبت و معنی‌دار بر رشد داشته، حال آنکه هزینه‌های سرمایه‌ای دارای تأثیرات منفی بود.
۷	کونودو و اسویک (۲۰۰۹)	مخارج دولت	رشد سرانه	آمریکا	۱۹۹۷-۱۹۷۷	رگرسیون	شواهد حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد هزینه‌های عمومی ضد ادواری، متوسط نرخ رشد سرانه را افزایش می‌دهد.
۸	وو و همکاران (۲۰۱۰)	مخارج دولت	رشد اقتصادی	۱۸۲ کشور با درآمدهای متفاوت	۲۰۰۴-۱۹۵۰	علیت گرنجری پانل[3]	نتایج حاصل از این مطالعه شدیداً تایید کننده قانون واگنر[4] واگنر[4] و فرضیه تأثیرگذاری مؤثر مخارج دولت بر رشد اقتصادی بود.
۹	کانوفیوا و نیکولاس (۲۰۱۳)	مخارج دولت	رشد اقتصادی	زیمبابوه	۲۰۱۱-۱۹۸۱	ARDL	مخارج دولت در کوتاه‌مدت بر روی رشد اقتصادی تأثیر دارد اما رشد اقتصادی تأثیری در مخارج دولت زیمبابوه نداشته است.

1. Organization for Economic Co-operation and Development
2. Heterogeneous Panel
3. Panel Granger Causality
4. Wagner's Law

۴-۲- مسئله بهینه‌یابی

هدف مسئله حداکثر نمودن مطلوبیت جامعه در یک افق زمانی نامحدود با محدودیت‌های مربوط به مدل است.

$$\sum_{t=0}^{\infty} \delta U(C_t, S_t) \quad (۱۲)$$

$$k_{t+1} = (1-\mu)k_t + I_t \quad (۱۳)$$

$$b_{t+1} = [1+(1-\tau)r]b_t + (1-\tau)\, f(k_t, g_t, l) - c_t - I_t \quad (۱۴)$$

$$\tau = f(OI_t) \qquad b \geq 0 \quad (۱۵)$$

مسیر زمانی بهینه مخارج دولت به عنوان متغیر کنترل در مدل برنامه‌ریزی پویا طوری انتخاب می‌شود که تابعیِ مفروضی را که وابسته به مسیرهای زمانی و متغیرهای وضعیت است، ماکزیمم نماید.

برای دستیابی به راه حل بهینه مدل پویای (۱۲) با مفروضات (۱۳)، (۱۴) و (۱۵) از روش اصل ماکزیمم با متغیرهای گسسته استفاده می‌کنیم.

سیستم معادلات همیلتون به شکل زیر خواهد بود.

(۱۶)

$$H = \delta^t U(C_t, S_t) + \psi_t^1[(1-\mu)k_t + I_t] + \psi_t^2\{[1+(1-\tau_t)r]b_t + (1-\tau)f(k_t, g_t) - C_t - I_t\}$$

متغیر وضعیت در این مدل U است و متغیرهای S_t و τ_t متغیرهای کنترل هستند و ψ_t^1 و ψ_t^2 متغیرهای جدید موسوم به متغیرهای الحاقی یا هم وضعیت‌اند. این متغیرها پویا هستند و هم ارز ضریب لاگرانژ در بهینه سازی ایستا، نسبت به قیود داده شده‌اند. هر متغیر الحاقی متناظر با یک معادله دیفرانسیل حرکت است که در فاصله t_0 و t_1 تعریف شده‌اند. متغیرهای الحاقی در حالت کلی بر حسب زمان تغییر می‌کنند و فرض می‌شود که این متغیرها توابعی پیوسته و غیر صفر از زمان‌اند.

بر اساس شرایط بهینه در روش اصل ماکزیمم داریم:

$$\frac{\partial H}{\partial C_t} = 0 \quad (۱۷)$$

$$\frac{\partial H}{\partial k_t} = \psi_{t-1}^1 - \psi_t^1 \quad (۱۸)$$

$$\frac{\partial H}{\partial b_t} = \psi_{t-1}^2 - \psi_t^2 \quad (۱۹)$$

با انجام مشتق‌گیری‌های شرایط بهینه و در نظر گرفتن تابع مطلوبیت از نوع برنولی با دو متغیر به شکل زیر رابطه نرخ رشد مخارج دولت به‌دست می‌آید.

$$U(C,S) = \sum_{t=0}^{\infty} \delta \frac{1}{1-v}\left(c_t^{1-\gamma} s_t^{\gamma}\right)^{\frac{1}{1-v}} \quad (۲۰)$$

$$\frac{S_t}{S_{t-1}} = \left\{\delta\left[1-\mu+(1-\tau)\hat{f}_1(k_t, g_t)\right]\right\}^{\frac{1}{v}} \quad (۲۱)$$

رابطه (۲۱) نرخ رشد مخارج دولتی را نشان می‌دهد. بر اساس این رابطه نرخ رشد مخارج دولتی تابعی از نرخ ترجیح زمانی، نرخ استهلاک و نرخ مالیات است.

۴-۳- حل مدل

با استفاده از داده‌های مربوط به مقادیر تشکیل سرمایه در بخش خصوصی و دولتی در نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی مشاهده می‌شود که نسبت نرخ رشد سرمایه بخش دولتی (g_t) و بخش خصوصی (k_t) ثابت و برابر θ است[۱]. این مقدار تا سال ۱۳۸۳ در حدود ۰/۴ و از سال ۱۳۸۳ به بعد حدود ۰/۶ می‌باشد یعنی:

$$\frac{g_t}{k_t} = \theta \quad (۲۲)$$

با استفاده از فرض فوق تابع تولید را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$f(k_t, g_t) = f(k_t, \theta k_t) = \varphi(k_t, \theta) \quad (۲۳)$$

با استفاده از پویایی‌های مدل و پیدا نمودن مسیر رشد متعادل و در نظر گرفتن تابع تولید به شکل زیر k^* به‌دست خواهد آمد.

$$f(k,g) = Ak^{\alpha} g^{\beta} \quad (۲۴)$$

با داشتن k^* اطلاعات لازم برای به‌دست آوردن نرخ رشد بهینه درآمد مالیاتی فراهم می‌شود. لذا خواهیم داشت:

$$k^* = \left[\frac{\frac{1}{\delta}-(1-\mu)}{(1-\tau)A(\alpha+\beta)\theta^{\beta}}\right]^{\frac{1}{\alpha+\beta-1}} \quad (۲۵)$$

$$\tau^* = \frac{1}{1+\varepsilon} + \frac{\varepsilon\theta-\mu}{1+\varepsilon}\frac{k^*}{\varphi(k^*,\theta)} \quad (۲۶)$$

به هر نحو کاربرد رهیافت کنترل بهینه پویا و استفاده از روش اصل ماکزیمم پونتری اگین اطلاعات مناسبی در ارتباط با متغیرهای مؤثر بر ابزارهای سیاست مالی ارائه می‌دهد. در رابطه ۲۷ نرخ مالیات بهینه به شرح زیر به‌دست آمده است.

با جای‌گذاری k^* و $\varphi(k^*, \theta)$ در معادله (۲۶) خواهیم داشت:

---

۱. نشریه نماگرهای اقتصادی، بانک مرکزی ج.ا.ا، سال‌های مختلف.

$$\tau = \frac{1}{1+\varepsilon} + \frac{(\varepsilon\theta - \mu)k}{(1+\varepsilon)A\,\theta^{\beta}k^{(\alpha+\beta)}} \qquad (۲۷)$$

بر اساس رابطه (۲۷) مشخص است که نرخ مالیات بهینه تابع عوامل زیر است

$$T = f(\varepsilon, \theta, \mu, k, A, \alpha, \beta) \qquad (۲۸)$$

با کالیبره کردن مقدار هر یک از پارامترها و متغیرهای فوق می‌توان تغییرات درآمد مالیاتی را محاسبه کرد.

از رابطه (۲۸) مشخص است که نسبت مصرف بخش خصوصی به بخش دولتی، نسبت سرمایه‌گذاری بخش دولتی به خصوصی، استهلاک، موجودی سرمایه، ضریب پیشرفت فنی، کشش تولید نسبت به سرمایه‌گذاری بخش دولتی و خصوصی بر روی نرخ مالیات بهینه اثر دارند.

در ارتباط با مخارج دولت رابطه (۲۱) مورد استفاده قرار می‌گیرد. با جای‌گذاری $\acute{f}_1(k_t, g_t)$ در آن رابطه داریم:

$$S_t = \{\delta[1-\mu+(1-\tau)A(\alpha+\beta)\theta^{\beta}k^{\alpha+\beta-1}]\}^{\frac{1}{v}}S_{t-1} \qquad (۲۹)$$

لذا عوامل مؤثر بر مخارج دولت عبارتند از:

$$s_t = s(\delta, \mu, \tau, A, \alpha, \beta, \theta, k, v, s_{t-1}) \qquad (۳۰)$$

یعنی مخارج دولت در دوره فعلی تابع نرخ ترجیح زمانی، استهلاک، نرخ مالیات‌ها، پیشرفت فنی، کشش تولید نسبت به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولت، نسبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی، موجودی سرمایه، ضریب تابع مطلوبیت و مخارج دوره قبل خواهد بود.

۵- کاربرد مدل و یافته های تجربی

۵-۱- محاسبه نرخ رشد بهینه درآمدهای مالیاتی

پس از بیان مدل و بهینه‌یابی آن، با استفاده از روش شبیه سازی عددی، رفتار دینامیکی نرخ بهینه مالیات‌ها بررسی می‌شود. در ابتدا لازم است پارامترهای مدل مقداردهی (کالیبراسیون) شوند. در مطالعات مختلف خارجی و داخلی در این زمینه عمدتاً از مقادیر عددی محاسبه شده در سایر مطالعات استفاده می‌شود. استفاده از این مقادیر که ممکن است برآورد تقریبی از پارامترهای اصلی باشد، خللی در روند اصلی مطالعه ایجاد نمی‌کند، چرا که جایگزینی مقادیر حاصل از مطالعات موجود، در مسیرهای حاصله و انجام تحلیل حساسیت به راحتی قابل انجام است. در اینجا مقدار پایه پارامترهای مدل بر اساس جدول زیر مقدار دهی شده است.

جدول ۴. کالیبراسیون پارامترها

نام پارامتر	μ	δ
مقدار	۰/۰۴۵	۰/۰۵۵

مأخذ: پورکاظمی و لطفی مزرعه شاهی، ۱۳۹۰: ۱۶۵

نظر به متفاوت بودن دوره مورد بررسی و مدل انتخاب شده در برخی از مطالعات داخلی و خارجی، برخی از پارامترها با استفاده از روش رگرسیون محاسبه شده است. با استفاده از داده‌های سالانه تشکیل سرمایه ثابت بخش خصوصی و دولتی (۱۳۹۱-۱۳۷۶) که توسط بانک مرکزی منتشر می‌گردد رابطه زیر تخمین زده شد و نتایج در جدول ۵ ارائه گردیده است.

(۳۱)

$$f(k_t, g_t) = Ak^{\alpha}g^{\beta}$$
$$lnY_t = lnA + \alpha lnk_t + \beta lng_t$$

جدول ۵. کالیبراسیون پارامترها

نام پارامتر	ε	θ	α	β	A
مقدار	۴/۶۴	۰/۶	۲/۵۸	-۱/۱۵	۰/۰۰۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مسیر مالیات بهینه از طریق رابطه (۲۶) و از طریق جای‌گذاری $\varphi(k^*, \theta)$ و k^* از رابطه (۲۵) در آن به‌دست می‌آید. برای حل این دو معادله از بسته نرم‌افزاری میپل[1] استفاده می‌کنیم و داریم:

(۳۲)

$$k = \left[\frac{1595.613703}{0.8226950355 - \frac{44.98167422}{k^{0.43}}}\right]^{2.32558\ 1395}$$

با محاسبه k و جای‌گذاری آن در رابطه مالیات، نرخ بهینه مالیات در مقدار $\tau^* = 0/1999058$ به‌دست خواهد آمد. به این معنی که نرخ بهینه مالیات جهت حداکثر شدن رشد اقتصادی و رفاه در حدود ۲۰ درصد باید باشد.

۵-۲- محاسبه نرخ رشد بهینه مخارج دولت

بر اساس مدل حل شده نرخ رشد مخارج دولت بر اساس رابطه

1. Maple

(۲۱) به صورت زیر به‌دست آمد:

(۳۳)

$$\frac{S_t}{S_{t-1}} = \{\delta[1-\mu+(1-\tau)A(\alpha+\beta)\,\theta^{\beta}k^{\alpha+\beta-1}]\}^{\frac{1}{v}}$$

برای محاسبه رابطه (۳۳) کافی است پارامترهای مدل عددهی شوند. بر اساس محاسبات تحقیق پارامترهای مدل محاسبه شده‌اند و با محاسبه v، امکان به‌دست آوردن نرخ رشد مخارج دولتی وجود خواهد داشت.

جدول ۶. کالیبراسیون پارامترها

نام پارامتر	k	θ	α	β
مقدار	۴۷۱۹۱۷۹۸	۰/۶	۲/۵۸	−۱/۱۵
نام پارامتر	A	τ	μ	δ
مقدار	۰/۰۰۶	۰.۱۹	۰.۰۴۵	۰.۰۵۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای محاسبه v، توجه خود را به تابع مطلوبیت برنولی از رابطه ۱۹ معطوف می‌کنیم. بر اساس این رابطه داریم:

(۳۴)

$$U(C,S) = \frac{1}{1-v}(C^{1-\gamma}S^{\gamma})^{1-v} \quad 0 < 1-v < 1 \;,\; \gamma > 0$$

پارامتر v عکس کشش جانشینی یا ریسک‌گریزی نسبی و پارامتر γ اثر C و S بر مطلوبیت فرد هستند و محدودیت‌های اعمال شده بر پارامترها جهت مقعر بودن تابع مطلوبیت نسبت به C و S الزامی است (مندوکا، ۲۰۰۹: ۶). پارامتر v همچنین تمایل خانوار به انتقال مصرف بین دوره‌ها را نیز مشخص می‌کند. هر چه v کوچکتر باشد، با افزایش مصرف، مطلوبیت نهایی با سرعت کمتری کاهش می‌یابد و بنابراین مصرف کننده تمایل بیشتری برای اینکه مصرف در طی زمان تغییر کند، دارد. بر اساس مطالعه مندوکا[1] و جدول ارزش‌گذاری زیر خواهیم داشت:

جدول ۷. کالیبراسیون پارامترها

نام پارامتر	γ	v
مقدار	۰/۵	۰/۳

مأخذ: مندوکا، ۲۰۰۹

$$\frac{S_t}{S_{t-1}} = 0.074 \quad \text{یا} \quad S_t = (0.074)S_{t-1}$$

به این معنی که مخارج سال بعد باید نسبت به مخارج سال قبل حدود ۰/۰۷۴ رشد داشته باشد. لازم به ذکر است که این نرخ با توجه به نرخ بهینه مالیات‌ها محاسبه گردیده است.

۵-۲-۱- استخراج مسیر بهینه مخارج دولت

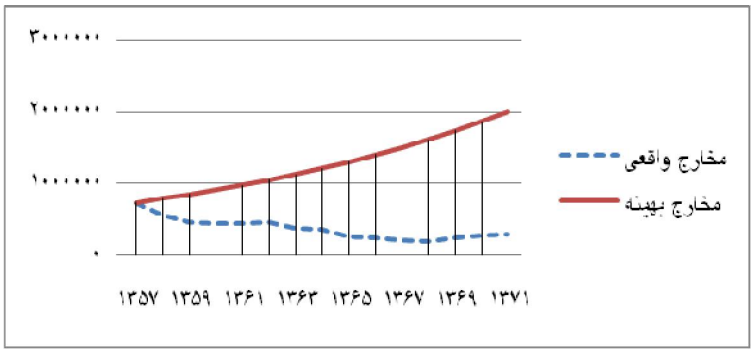
در این قسمت فرض می‌شود در سال ۱۳۵۷ سیاست‌های مربوط به تعیین مخارج دولت بر اساس یافته‌های این تحقیق اتخاذ شده است و مسیر رشد مخارج دولت را در چنین شرایطی مسیر بهینه مخارج دولت می‌نامیم. در ادامه مسیر رشد مخارج دولت در طول سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷ را با مسیر بهینه مقایسه می‌کنیم. برای سادگی، تجزیه و تحلیل مخارج دولت را به سه دوره تقسیم می‌کنیم.

دوره اول مربوط به سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۵۷ است که ویژگی‌های آن بر اساس نمودار ۷ قابل مشاهده است. همان‌گونه که نمودار نشان می‌دهد مخارج واقعی دولت از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۶۸ در حال کاهش بوده است و پس از آن تا سال ۱۳۷۲ افزایش یافته است. اما تغییرات مخارج دولت به گونه‌ای بوده است که از نرخ بهینه فاصله بسیار دارد.

در دوره دوم یعنی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۷۱ مخارج دولت سیر فزاینده‌ای داشته است اما نتوانسته فاصله خود را با سطح مخارج بهینه کمتر نماید. به عنوان مثال سطح مخارج بهینه بر اساس یافته‌های تحقیق در سال ۱۳۸۵ در حدود ۵ میلیون و چهارصد و سی و دو میلیارد ریال است در حالی که سطح مخارج دولت در آن سال یک میلیون و دویست و شصت میلیارد ریال بوده است. که نشان از ناکافی بودن سطح مخارج دولت جهت دستیابی به رشد بهینه دارد.

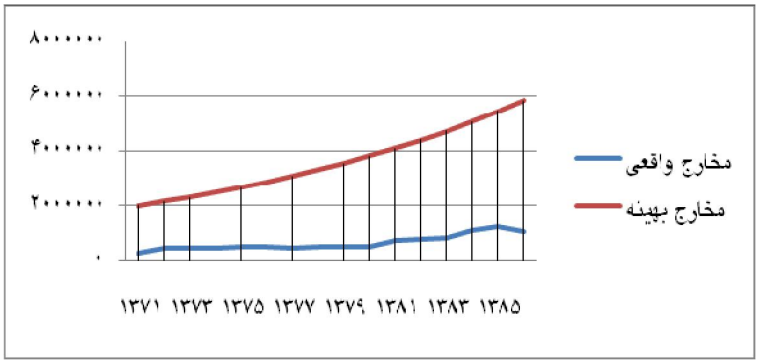
در دوره سوم مخارج دولت از سال ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ کاهش و پس از آن شروع به افزایش نموده است و در این دوره نیز فاصله مخارج بهینه با مخارج محقق شده بسیار زیاد است (نمودار ۹).

1. Mendonça (2009)



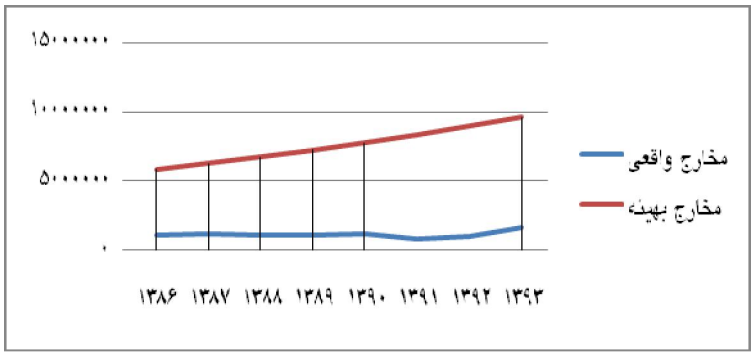
نمودار ۷. مقایسه مخارج دولت با مخارج بهینه، ۱۳۷۱-۱۳۵۷(میلیارد ریال، ۱۰۰=۱۳۹۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۸. مقایسه مخارج دولت با مخارج بهینه، ۱۳۸۷-۱۳۷۱(میلیارد ریال، ۱۰۰=۱۳۹۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۹. مقایسه مخارج دولت با مخارج بهینه، ۱۳۹۳-۱۳۸۷(میلیارد ریال، ۱۰۰=۱۳۹۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٦. بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق با استفاده از روش کنترل بهینه پویا در پی یافتن مسیر بهینه برای مخارج دولت بوده‌ایم به طوری که بتواند مطلوبیت خانوار را حداکثر نماید. نرخ رشد مخارج بهینه دولت، نرخی است که علاوه بر اینکه می‌تواند مخارج روزافزون دولت را پوشش دهد موجب کاهش مطلوبیت خانوارها در یک افق زمانی نامحدود و بین نسلی نمی‌گردد. لذا تلاش شد با استفاده از یک تابع حداکثر سازی مطلوبیت با روش کنترل بهینه پویا و تابع همیلتونین نرخ بهینه مخارج دولت را محاسبه کنیم. با تصریح مدل ریاضی و حل آن نرخ بهینه مالیات، و نرخ بهینه مخارج دولت به‌دست آمد.

بر اساس نتایج تحقیق رابطه مربوط به مسیر رشد مخارج بهینه دولت به شکل زیر به‌دست آمده است:

$$s_t = s(\delta, \mu, \tau, A, \alpha, \beta, \theta, k, v, s_{t-1})$$

که در آن s_t مخارج دولت در زمان t و سایر متغیرها به ترتیب عبارتند از: نرخ ترجیح زمانی، استهلاک، نرخ مالیات‌ها، پیشرفت فنی، کشش تولید نسبت به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، کشش تولید نسبت به سرمایه‌گذاری بخش دولتی، نسبت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی، موجودی سرمایه، ضریب تابع مطلوبیت و مقدار مخارج دوره قبل.

با توجه به پویایی‌های مدل، نرخ رشد بهینه مخارج دولت با توجه به نرخ مالیات، تابع تولید و مباحث سرمایه‌گذاری به‌دست آمده است لذا نرخ به‌دست آمده با فرض ثابت بودن سایر شرایط محاسبه نگردیده است و این یکی از نقاط قوت روش کنترل بهینه پویا است که موجب اطمینان بیشتر به نرخ محاسبه شده می‌گردد.

با کالیبره کردن متغیرهای مؤثر در تابعی مخارج دولت، نرخ رشد بهینه مخارج دولت ۷ درصد در سال است. به این معنی که با توجه به نرخ رشد درآمدهای مالیاتی و سایر متغیرهای مؤثر در تعیین مخارج دولت، باید مخارج دولت سالانه ۷ درصد نسبت به سال قبل رشد کند.

بر اساس یافته‌های تحقیق نرخ رشد مخارج دولت در طول دوره ۱۳۹۳-۱۳۵۷ ثابت نبوده و میانگین آن در حدود ۲۲ درصد است که با مقایسه آن با نرخ رشد بهینه ۷ درصد، می‌توان گفت نرخ رشد مخارج دولت در شرایط فعلی، نرخ بالایی است و این امر موجب کسری بودجه متوالی دولت و وابستگی شدید به درآمدهای نفتی شده است. لذا ضروری است دولت جهت کاهش کسر بودجه و رفع وابستگی به درآمدهای نفتی میزان رشد مخارج خود را کنترل نماید.

این امر مؤید اهمیت کوچک سازی دولت و اجرای اصل ۴۴ قانون اساسی مبنی بر تقویت بخش تعاونی و خصوصی است.

۶-۱- پیشنهادهای سیاستی

تغییرات مخارج دولت در دوره‌های مختلف نشان از افزایش حجم مخارج دارد. بر اساس یافته‌های این تحقیق لازم است مخارج بخش دولتی بهینه گردد و سالانه بیش از ۷ درصد افزایش نیابد. عمده بخش قابل مدیریت در مخارج دولت، مخارج جاری است که سهم مهمی از کل مخارج را به خود اختصاص می‌دهد و کاهش آن اثر زیادی بر روی کاهش مخارج دولت دارد. لذا لازم است که مخارج جاری دولت کاهش یابد.

بر اساس یافته‌های تحقیق، اسناد بالادستی و قوانین برای کاهش مخارج دولت باید مورد توجه قرار گیرند. سند چشم‌انداز ۲۰ ساله، سیاست های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی و برنامه پنج ساله پنجم توسعه، همگی بر خصوصی سازی و کوچک کردن دولت تأکید می‌ورزند. کوچک سازی دولت و افزایش بهره‌وری یکی از بهترین راه‌های کاهش هزینه‌های دولت است. به همین منظور بحث ادغام وزارتخانه ها به عنوان یک راهکار برای کاهش هزینه‌ها در قانون پنجم توسعه مطرح شد. بر اساس ماده ۵۳ قانون پنجم توسعه دولت مکلف بوده است تا پایان سال دوم برنامه، یک یا چند وزارتخانه را به نحوی در وزارتخانه های دیگر ادغام نماید که، تعداد وزارتخانه ها از بیست و یک وزارتخانه به هفده وزارتخانه کاهش یابد. اما با وجود اینکه قانون پنجم سال پایانی خود را سپری می کند و حتی دولت درحال تدوین قانون ششم توسعه است، اما هنوز این مهم صورت نپذیرفته است.

علاوه بر کوچک سازی، یکی از اقدامات مهم جهت کاهش مخارج دولت، خصوصی سازی است و باید اموری که از عهده بخش خصوصی و تعاونی‌ها ساخته است به آنها واگذار گردد. اما اولاً آثار و پیامدهای هر واگذاری باید قبلاً به طور دقیق ملاحظه شود و ثانیاً حفظ تدریجی در واگذاری به‌عنوان یک اصل مهم مورد توجه قرار گیرد. به عنوان مثال ارتباطات به‌دست بخش خصوصی سپرده شده است و همین امر موجب رقابت و رشد مطلوب این حوزه گردیده است.

تقویت بخش خصوصی نیز از الزامات کوچک سازی و افزایش کارایی دولت است. به دلایل مختلف بخش خصوصی ایران در مفهوم عام، از توان بالایی برخوردار نیست و گاهی اوقات همین ضعف، منجر به واگذاری‌های ناکارآمد می‌گردد. لذا لازم است در مسیر تقویت بخش خصوصی توانمند و متخصص نیز حرکت نمود تا زمینه خصوصی سازی و چابک سازی دولت فراهم گردد.

منابع

اکبری، نعمت الله؛ فرهمند، شکوفه و جمالی، سمیه (۱۳۹۰). "تحلیل فضایی تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر نابرابری درآمد در ایران با رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیا (GWR)". *اقتصاد مقداری*، دوره ۸، شماره ۳، ۲۵-۱.

پورکاظمی، محمد حسین (۱۳۹۳). "بهینه سازی پویا، کنترل بهینه و کاربردهای آن". انتشارات دانشگاه شهید بهشتی، تهران.

پورکاظمی، محمد حسین و لطفی مزرعه شاهی، احمد (۱۳۹۰). "شبیه سازی رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل رشد اوزاوا- لوکاس با به کارگیری کنترل بهینه پویا". *اقتصاد مقداری*، دوره ۸، شماره اول، ۱۷۲-۱۴۷.

جعفری صمیمی، احمد و طهرانچیان، امیر منصور (۱۳۸۳). "بررسی اثرات سیاست‌های پولی و مالی بهینه بر شاخص‌های عمده اقتصادی کلان در ایران: کاربردی از نظریه کنترل بهینه". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۵، ۲۴۲-۲۱۳.

جعفری صمیمی، احمد و طهرانچیان، امیر منصور (۱۳۸۵). "تأثیر سیاست‌های مالی بر شاخص‌های کلان در شرایط سیاست‌های پولی درون‌زا". *دانش و توسعه*، شماره ۱۸، ۲۹-۱۱.

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 ۴۸، ۶۵-۳۷.

حیدری، حسن و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۴). تجزیه و تحلیل تأثیر شوک‌های سیاست مالی و ضرایب فزاینده مالی اقتصاد ایران در چارچوب مدل کینزین‌های جدید. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۲۰، ۷۸-۶۱.

داده‌های آماری بانک مرکزی، سال‌های مختلف، قابل دسترس از طریق www.cbi.ir.

دل انگیزان، سهراب و خزیر، اسماعیل (۱۳۹۱). "مطالعه اثرات شوک‌های سیاست مالی بر رشد اقتصادی ایران در دوره زمانی ۱۳۸۸- ۱۳۳۸". *راهبرد اقتصادی*، شماره ۳، ۶۷-۳۷.

رحمانی، تیمور (۱۳۸۱)، "اقتصاد کلان ۲"، دانشگاه پیام نور، تهران.

رهبر، فرهاد و سرگلزایی، مصطفی (۱۳۹۰). "بررسی آثار سیاست مالی بر رشد اقتصادی و فقر"، تحقیقات اقتصادی. دوره ۴۶، شماره ۳، ۱۱۰-۸۹.

زراء نژاد، منصور؛ تبعه ایزدی، امین و حسین پور، فاطمه (۱۳۹۳)، "بررسی و اندازه‌گیری تأثیر درآمدهای نفتی بر درآمدهای مالیاتی ایران"، *پژوهشنامه بازرگانی*، ۷۲، ۱۳۷-۱۱۱

سعدی، محمدرضا؛ عریانی، بهاره؛ موسوی، میرحسین و نعمت پور، معصومه (۱۳۸۹). "تحلیل ارتباط مخارج دولت و رشد اقتصادی در چارچوب مدل رشد بارو". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۳۸، ۱۷۳-۱۴۵.

سلمانی، بهزاد و محمدی، علیرضا (۱۳۸۸)، "بررسی اثر مخارج بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی ایران"، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۹، ۹۳-۷۳.

شاکری، عباس و اهرابی، فریدون (۱۳۸۷). "اصول بهینه‌یابی پویا". انتشارات دانشگاه علامه طباطبائی، تهران.

شفیعی، افسانه و برومند، شهرزاد و تشکینی، احمد (۱۳۸۵). "آزمون تأثیرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی"، *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۲۳، ۱۱۲-۸۱.

عباسیان، عزت الله؛ خاتمی، طیبه و آزادواری، مهدی (۱۳۹۲). "اعمال سیاست مالی بهینه در ایران در چارچوب برنامه‌ریزی پویا و در افق ۱۴۰۴". *پژوهشنامه مالیات*، شماره ۶۷، ۵۶-۳۳.

عرب مازار، علی اکبر و چالاک، فرشته (۱۳۸۹). "تحلیل پویای اثر مخارج دولت بر رشد اقتصادی در ایران". *تحقیقات اقتصادی*، ۹۱، ۱۴۰-۱۲۱.

فرازمند، حسن؛ افقه، سید مرتضی و آقاجری، جواد (۱۳۸۹). "بررسی تأثیر بلندمدت تکانه‌های مالی و پولی بر رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، شماره ۲۶، ۹۵-۱۱۵.

فرازمند، حسن؛ قربان نژاد، مجتبی و پورجوان، عبدالله (۱۳۹۲). "تعیین قواعد سیاست پولی و مالی بهینه در

اقتصاد ایران". *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۶۷، ۸۸-۶۹.

فلاحتی، علی؛ الماسی، مجتبی و آقایی، فاطمه (۱۳۸۸). "تأثیر سیاست‌های مالی بر توزیع درآمد و رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۸۴". *جستارهای اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۱۱، ۱۳۱-۱۰۹.

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.

گل‌خندان، ابوالقاسم؛ خوانساری، مجتبی و گل‌خندان، داود (۱۳۹۴). "نظامی‌گری و رشد اقتصادی: شواهدی تجربی از کشورهای منطقه منا در قالب الگوی پانل‌پویا"، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۵، شماره ۱۸، ۵۰-۳۱.

Alter, M. & Samuel, J. (2004), "Fiscal Policy, Public Capital and Economic Growth", *58th International Atlantic Economic Conferenc*e, New York, U.S.A

Arrow, K. J. & Kurz, M. (1970). "Public Investment, the Rate of Return and Optimal Fiscal Policy", Baltimore, MD: John Hopkins University Press.

Aschauer, D. A. (1989). "Is Public Expenditure Productive?". *Journal of Monetary Economics,* 23, 177-200.

Barro, R. J. (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". *Journal of Political Economy*, 98, 103-125.

Blanchard, O. J. & Perotti, R. (2002). "An Empirical Characterization of the Dynamics Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output", *Quarterly Journal of Economics*, 117, 1329–1368.

Devarajan, S., Swaroop, P. & Zou, H. (1996). "The Composition of Public Expenditure and Economic Growth". *Journal of Monetary Economics*, 37, 313-344.

Folster, S. & Magnus, H. (2001). "Growth Effects of Government Expenditure and Taxation in Rich Countries". *European Economic Review*, 45(8), 1501-1520.

Futagami, K. Y., Morita, Y. & Shibata, A. (1993). "Dynamic Analysis of an Endogenous Growth Model with Public Capital", *Scandinavian Journal of Economics,* 95, 607-625.

Gregoriou, A. & Sugata, G. (2009). "The Impact of Government Expenditure on Growth: Empirical Evidence from a Heterogeneous Panel". *Bulletin of Economic Research*, 61(1), 0307-3378.

Grier, K. B. & Tullock, G. (1989). "An Empirical Analysis of Cross-National Economic Growth, 1951-1980". *Journal of Monetary Economics*, 24, 259-276.

Heppke-Falk, K. H., Tenhofen, J. & Wolff, G. B. (2006). "The Macroeconomic Effects of Exogenous Fiscal Policy Shocks in Germany: A Disaggregated SVAR Analysis". Deutsche Bundesbank, Discussion Paper, No. 41.

Holmes, J. M. & Hutton, P. A. (1990). "On the Causal Relationship between Government Expenditures and National Income". *Review of Economics and Statistics,* 72, 87-95.

Jiranyakul, K. (2007). "The Relation between Government Expenditures and Economic Growth in Thailand", working paper No.46070, retrieved from Munich Personal RePEc Archive Website: http://mpra.ub.uni-muenchen.de/46070.

Kondo, A. & Svec, J. (2009). "Fiscal Policy Cyclicality and Growth within the U.S. States". *College of the Holy Cross, Department of Economics*, Working Papers, No 0911.

Kunofiwa, T. & Nicholas, M. O. (2013). "Government Expenditure and Economic Growth in Zimbabwe: an ARDL-Bounds Testing Approach". *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 6(1), 78-90.

Mendonça, G. P. D. (2009). "Rowth, Fiscal Policy and the Informal Sector in a Small Open Economy", *EERI Research Paper Series*, No. 16/2009.

Miller, S. M. & Russek, F. S. (1997). "Fiscal Structures and Economic Growth: International Evidence". *Economic Inquiry*, 35, 603-613.

Ram, R. (1986). "Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time Series". *American Economic Review*, 76, 191-203.

Wu, S. Y., Tang, J. H. & Eric, S. L. (2010). "The Impact of Government Expenditure on Economic Growth: How Sensitive to the Level of Development?". *Journal of Policy Modeling*, 32, 574-588.

Yasin, M. (2001). "Public Spending and Economic Growth: Empirical Investigation of Sub-Saharan Africa". *Southwestern Economic Review*, 30, 59-68.

Yuk, W. (2005). "Government Size and Economic Growth: Time-Series Evidence for the United Kingdom". *Econometrics Working Paper*, EWP0501, ISSBN 1485-6441, January.

دانشگاه پیام نور
فصلنامه علمی– پژوهشی
پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

فرم اشتراک:

علاقه‌مندان به اشتراک فصلنامه علمی– پژوهشی «*پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*»، مبلغ ۲۰۰/۰۰۰ ریال جهت اشتراک سالانه نشریه، به شماره حساب ۲۱۷۸۶۰۹۰۰۱۰۰۷ نزد بانک ملی ایران، شعبه بنفشه تهران واریز کرده و فیش آن را به همراه این فرم، پس از تکمیل، به دفتر مجله ارسال، یا به شماره ۳۴۰۲۱۱۵۱- ۰۸۶ فاکس نمایند.

نام و نام خانوادگی: .....

نشانی: .....

کدپستی: .....

شماره همراه: .....

شماره ثابت: .....

اشتراک از شماره: .....

تعداد: .....

نشانی الکترونیکی: .....

Contents

The Socio-Economic Determinants of Fertility in Iran (Panel Data Approach) 13
Zahra Afshari

Redistribution Effects of Revenue from Energy Carriers Price Reform on Household Demand and WelfareUsing the Computable General Equilibrium Model 21
Roohollah Mahdavi

International Financial Development Study and Its Effect on Economy's Globalization In Iran by Using Panel Data 37
Annamohammad Agharkakli, Mahmood Yahyazadehfar, Mehdi Nobakht

Simulation of Green Tax on Economic Growth in Iran: Application of Computable General Equilibrium (CGE) Approach 57
Ahmad Jafari Samimi, Elham Alizadeh Malafeh

Empirical Analysis of Effect of Qualitative Financial Development on Economic Growth (Case of Iran) 71
Behnam Ebrahimi, Mohammad Vaez Borzani, Rahim Dallali Esfahani, Majid Fakhar

The Impact of Oil Price Shocks on Inflation, Growth and Money; A Case Study of Iran 85
Abolghasem Asnaashari, Kamran Nadri, Asghar Abolhasani, Nader Mehregan, Mohammad Reza Babaei Semiromi

The Analysis of the Effect of Unemployment Rate on the Shadow Economy in Selected Developing Countries 103
Somayeh Hasanvand, Mansour Zarra-Nezhad, Amir Hossein Montazer Hojat

The Impact of Business Regulatory Reforms and Intellectual Property Rights on Economic Growth in Upper Middle Income Countries on Economic on Economic 119
Samad Hekmati Farid, Yoosef Mohammadzadeh, Diman Khazali

The Impact of Oil Resource Abundance on Iran's Economic Growth through the Impact on the Budget and External Sector Imbalances 131
Mohammad Rezaei, Kazem Yavari, Morteza Ezzati, Mansour Etesami

The Optimal Growth Rate of Government's Expenditure: Dynamic Optimal Control Theory 145
Ali Younessi, Hadi Ghaffari, Mohammad Hossein Porkazemi, Farhad Khodadad Kashi

Advisory Editorial Board:

Abdoli, G.	Emadzadeh, M.	Khoshnoudi, A.	Pour Faraj, A.
Abu Nuri, A.	Emami Meybodi, A.	Komijani, A.	Pour Moghim, S. J.
Abu Nuri, E.	Erfani, A.	Lashkari, M.	Rahmani, T.
Afshari, Z.	Ezzati, M.	Makkeyan, S. N.	Ranjpour, R.
Agheli, L.	Fallahi, M. A.	Mehrara, M.	Rasekhi, S.
Ahmadi Shadmehri, M. T.	Fotros, M. H.	Mehregan, N.	Rezaei, E.
Ahmadian, M.	Ghaffari, H.	Mir Bagheri Hir, M. N.	Saadat, R.
Akbari, N. A.	Ghaffari, Gh.	Mirzaei, H.	Safavi, R.
Akbarian, R.	Gilak Hakim Abadi, M. T.	Mohamad Zadeh, P.	Salimifar, M.
Asadi, A.	Hazeri Niri, H.	Mohamad Vand, M. R.	Samadi, H.
Asgharpur, H.	Hekmati Farid, M.	Mohseni Zenoozi, S. J.	Seyyed Noorani, S. M.
Bakhshi, L.	Heydari, H.	Molaei, M.	Shahabadi, A.
Beheshti, M. B.	Homayuni Far, M.	Monsef, A.	Shahiki Tash, M. N.
Cheshomi, A.	Hortamani, A.	Moshiri, S.	Shavval Pur, S.
Dadgar, Y.	Jafari Samimi, A.	Mousaee, M.	Soheyli, S.
Delangizan, S.	Karbasi A. R.	Naderi, M.	Suri, A.
Dehghani, A.	Karimzadeh, M.	Najar Zadeh, R.	Yavari, K.
Dehmardeh, N.	Khalili Eraghi, M.	Nasrollahi, K.	Zaraanezhad, M.
Ebrahimi, M.	Khoda Bakhshi, A.	Nasrollahi, Z.	Zaroki, Sh.
Ehsanfar, M. H.	Khoda Panah, M.	Paseban, F.	Zobeiri, H.

Impact Factor:

The impact factor of this journal is 0.63 (IF = 0.63) from the Islamic World Science Citation Center (ISC).

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Director: Hadi Ghaffari
Chief Editor: Mohammad Reza Lotfali pur
Editorial Staff Secretary: Ali Younessi

Editorial Board:

1	S.P. Singh	Professor	IIT Roorkee, India
2	Abolghasem Esna Ashari	Associate Professor	Payame Noor University
3	Farhad Khodadad Kashi	Professor	Payame Noor University
4	Mohammad Reza Seied Nurani	Associate Professor	Allame Tabatabaee University
5	Mahdi Sadeghi Shahdani	Associate Professor	Economic Sciences University
6	Mohammad Hassan Fotros	Professor	Bu Ali Sina University
7	Mohammad Reza Lotfali pur	Professor	Ferdowsi University
8	Hadi Ghaffari	Associate Professor	Payame Noor University
9	Gholamreza Mesbahi Moghadam	Associate Professor	Imam Sadegh University
10	Mohammad Ali Molaei	Associate Professor	Shahrud Universit of Technology

Persian Editor: Mohsen Zolfaghari
English Editor: Mojgan Eivazi
Price: 50000 rials
Published by: Payame Noor University of Markazi Province
Address: Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, P.O. Box 38135-1136, Payame Noor University of Markazi Province, Arak, Iran
Phone: 086-32247853
Fax: 086-34021151
Mobile: 09185288130
E-mail: egdr@pnu.ac.ir
Web: egdr.journals.pnu.ac.ir

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Vol. 6, No. 22, March 2016