بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی- پژوهشی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسئول: هادی غفاری

سردبیر: محمدرضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

ردیف	عضو هیئت تحریریه	مؤسسات آموزشی و پژوهشی	درجه علمی	رشته
۱	ابوالقاسم اثنی‌عشری	دانشگاه پیام نور استان مازندران	دانشیار	اقتصاد
۲	فرهاد خدادادکاشی	دانشگاه پیام نور سازمان مرکزی	استاد	اقتصاد
۳	سید محمدرضا سیدنورانی	دانشگاه علامه طباطبایی	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	استادیار	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

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

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

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

این فصلنامه به موجب نامه شماره ۸۹/۳/۱۱/۳۶۹۳۴ مورخ ۸۹/۸/۸ کمیسیون نشریات علمی کشور دارای درجه علمی- پژوهشی است و در قالب تفاهم نامه، با همکاری (به ترتیب حروف الفبا) دانشگاه امام صادق (ع)، دانشگاه بوعلی سینا، دانشگاه پیام نور استان مازندران، دانشگاه صنعتی شاهرود، دانشگاه علوم اقتصادی و دانشگاه مازندران منتشر می‌شود.

داوران فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

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

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

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

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

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

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

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

May 13, 2011

Dear Dr. Ghaffari,

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

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

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

Yours sincerely,

Liz Braunstein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

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

دانشگاه پیام نور

تاریخ: ۹۳/۹/۲۵

شماره: ۱/۱۰۷۳/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 پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی

با سلام و احترام

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

«مجله برتر علمی و پژوهشی دانشگاه»

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

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

ابوالفضل فرانی

رئیس دانشگاه

4045

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

یَرْفَعِ اللهُ الَّذِینَ آمَنُوا مِنکُمْ وَالَّذِینَ أُوتُوا الْعِلْمَ دَرَجَاتٍ «قرآن کریم»

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

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

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

بدینوسیله با تبریک صمیمانه برای کسب عنوان

نشریه برتر در زمینه علوم انسانی

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

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

رضا فرجی دانا

۲۵/۹/۹۴

وزیر علوم، تحقیقات و فناوری

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 کمی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی

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

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

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

٦- 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 اقتصاد سنجی 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.

٤- 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- فاصله‌های متن مقالات از چهار طرف صفحه عبارتند از , Bottom: 2.5 cm, Top: 2.5 cm , Left: 2 cm Right: 2 cm و 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.

٤- عنوان مقاله فارسی با قلم B Lotus ضخیم ۱۸، نام نویسندگان با قلم B Lotus ضخیم ۱۳ و عنوان مقاله لاتین با قلم Times New Roman ضخیم ۱۷، نام نویسندگان با قلم Times New Roman نازک ۱۲ باشد.

۵- تعداد کلمات چکیده حداقل ۱۰۰ و حداکثر ۲۵۰ کلمه. عنوان چکیده فارسی با قلم B Lotus ضخیم ۱۲ و متن چکیده فارسی با قلم B Lotus نازک ۱۰، عنوان چکیده لاتین با قلم Times New Roman ضخیم ۱۲ و متن چکیده لاتین با قلم Times New Roman نازک ۱۰ باشد.

٦- متن فارسی مقاله با قلم B Lotus نازک ۱۲، برای متن‌های لاتین با قلم Times New Roman نازک ۱۱. تیترهای داخلی مقاله با قلم B Lotus ضخیم ١٤، تیترهای فرعی با قلم B Lotus ضخیم۱۲ و فونت متن مقاله با قلم B Lotus 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- فهرست منابع در آخر مقاله بر حسب حروف الفبایی نام خانوادگی نویسنده، به شکل زیر تنظیم گردد:

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

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

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

د) پی‌نوشت‌های توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.

۹- کلیه مقالاتی که در آنها از روش‌های کمی و تجربی استفاده شده، لازم است داده‌ها، پرسشنامه و 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

اثرات آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی بر جریان تجاری غیرنفتی ایران و چین طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۰ ..... ۱۱
فرزانه احمدیان یزدی، مصطفی سلیمی‌فر، محمدطاهر احمدی شادمهری

بررسی نقش آموزش در ایجاد سرمایه اجتماعی در ایران (۱۳۹۰-۱۳۶۰) ۳۱
سید محمدرضا سیدنورانی، معصومه سادات سجادی، فائزه فروزان، فاطمه جهانگرد

بررسی وجود اثرات نامتقارن نوسانات مثبت و منفی نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ٤٥
علیرضا عرفانی، عابدین حسینی، حمید ملکی

تجزیه و تحلیل تأثیر شوک‌های سیاست مالی و ضرایب فزاینده مالی اقتصاد ایران در چارچوب مدل کینزین‌های جدید ٦١
حسن حیدری، لسیان سعیدپور

وفور منابع طبیعی و تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای نفتی با تأکید بر آزادی اقتصادی ۷۹
ابوالفضل شاه‌آبادی، حامد صادقی

تأثیر سلامت بر درآمد سرانه، مطالعه موردی: کشورهای با سطح درآمد متوسط ۹۹
بهزاد سلمانی، حسین پناهی، رباب محمدی خانقاهی

بیکاری، فرصت‌های شغلی و منحنی بوریج در استان‌های ایران با رویکرد داده‌های تابلویی ۱۰۹
محمدحسین احسان‌فر، ابوالقاسم اثنی‌عشری امیری، سیده وجیهه میکائیلی

سخن سردبیر

پیچیدگی‌های علم اقتصاد و ضرورت استفاده از نظر کارشناسان متخصص در تصمیم‌گیری‌های کلان کشور، بسیاری از تصمیم‌گیران اقتصادی را به سمت استفاده از مقالات علمی پژوهشی در زمینه‌های مختلف مسائل اقتصادی سوق داده است. در همین راستا یا باید تصمیم‌گیران مسائل اقتصادی خود دارای تحصیلات اقتصادی باشند یا شرایط برای دستیابی آسان به مطالعات اقتصادی علمی برای آنها فراهم گردد. رسالت عرضه آخرین تحقیقات و دستاوردهای اقتصادی به عهده فصلنامه‌های علمی پژوهشی است و این امر اهمیت و نقش این فصلنامه‌ها را در سرنوشت کشور و معیشت مردم نشان می‌دهد.

عرضه مطالعات مفید و مورد نیاز کشور که دارای جنبه کاربردی باشد و به خوبی بتواند اثر تصمیمات را بر متغیرهای کلان اقتصادی نشان دهد مسئولیت سنگینی است که دقت و حساسیت همه دست اندرکاران فصلنامه‌ها، محققین، اساتید و دوران ارجمند در سراسر کشور را می‌طلبد. شاید در این بین اهمیت نقش اساتیدی که مسئولیت داوری علمی مقاله را به عهده می‌گیرند از همه بیشتر باشد و چنانچه در هنگام داوری مقالات، مصالح کشور مورد توجه قرار نگیرد آنچه که به عنوان دستاوردهای اقتصادی عرضه می‌گردد مباحثی غیرکاربردی و غیرعلمی است و امکان آسیب زدن به اقتصاد کشور را نیز فراهم می‌نماید. علاوه بر این، ارزیابی یک مقاله در کوتاه‌ترین زمان نیز از افزایش هزینه‌های فرصت محققین و فصلنامه‌ها می کاهد که توجه ارزیابان محترم به آن بسیار مهم است.

از سوی دیگر تصمیم محققین در انتخاب موضوع تحقیق به نحوی که بتواند مشکلی از مسائل کشور را حل نماید و در دستیابی به نتایج از مطمئن‌ترین و علمی‌ترین روش‌ها در آن استفاده شود بسیار ضروری است. فصلنامه‌ها نیز با توجه به مسائل مهم و مورد نیاز کشور می‌توانند نویسندگان را به سوی مسائل کاربردی سوق دهند. به خصوص برای فصلنامه‌های علوم انسانی چون اقتصاد که در همه موضوعات نمی‌توان از مدل‌های ریاضی و اقتصادسنجی استفاده نمود توجه به این امر حائز اهمیت است. بعضاً موضوعات مهمی چون اقتصاد مقاومتی، ساخت الگوی اسلامی ایرانی پیشرفت، الزامات اقتصادی همدلی و هم‌زبانی به دلیل عدم استفاده از مدل‌های قابل حل از چرخه چاپ در فصلنامه‌های علمی پژوهشی باز می‌مانند که این می‌تواند منجر به کم میلی محققین برای کار در این زمینه‌ها باشد و خساراتی را برای کشور به بار آورد.

فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی از همه اساتید، دانشجویان و محققین کشور دعوت می‌کند مطالعات علمی پژوهشی خود را جهت حل مسائل کشور ساماندهی نموده و برای بررسی و چاپ ارسال نمایند. امیدواریم با استعانت از خداوند متعال و با تکیه بر اعضاء محترم هیئت تحریریه، تیم اجرایی و داوران ارزشمند همکار با فصلنامه بتوانیم در کوتاه‌ترین مدت ممکن نتایج دستاوردهای متخصصین کشور را در اختیار مسئولین و تصمیم‌گیران کشور قرار دهیم.

محمدرضا لطفعلی‌پور

پائیز ۱۳۹٤

اثرات آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی بر جریان تجاری غیرنفتی ایران و چین طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۶۰

The impact of Trade Liberalization and Economic Growth on Non-Oil Bilateral Trade Flow between Iran and China Over the Period 1981-2012

فرزانه احمدیان یزدی*، مصطفی سلیمی‌فر**،
محمدطاهر احمدی شادمهری***

دریافت: ۱۳۹۳/۲/۳۰ پذیرش: ۱۳۹۳/۷/۲۹

چکیده:

در این مقاله به بررسی اثرات آزادسازی تجاری و رشد اقتصادی بر تراز تجاری غیرنفتی دوجانبه ایران و چین بر اساس داده‌های سالانه طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۶۰ پرداخته شده است. به این منظور، ابتدا برای بررسی پایایی متغیرها، آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته و برای بررسی صحت نتایج آن، آزمون شکست ساختاری پرون به ترتیب مورد استفاده قرار گرفته‌اند. به منظور تخمین ضرایب متغیرها، از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. با استفاده از چارچوب الگوی اسکویی و بروکس، یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهند که با افزایش آزادی تجاری ایران و چین در کوتاه‌مدت و بلندمدت، تراز تجاری کشور دچار کسری می‌شود. این بدان مفهوم است که بر مبنای دیدگاه اقتصاددانان جانب تقاضا، افزایش آزادی تجاری، منجر به بدتر شدن تراز تجاری کشور می‌شود. همچنین بر اساس نتایج به دست آمده، رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت دارای اثر منفی بر تراز تجاری غیرنفتی دوجانبه ایران و چین می‌باشد. به علاوه نرخ ارز حقیقی دارای اثر مثبت بر تراز تجاری ایران بوده و این بدان معناست که کاهش ارزش پول ملی، منجر به بهبود تراز تجاری کشور شده است.

کلمات کلیدی: شاخص آزادی تجاری، تراز تجاری دوجانبه غیرنفتی، الگوی ARDL.

طبقه‌بندی JEL: F50، F43، C32.

* دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول)
Email: ahmadianyazdi@stu.um.ac.ir
** استاد دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد
Email: mostafa@um.ac.ir
*** استادیار دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد
Email: shadmhri@um.ac.ir

Farzaneh Ahmadiyan Yazdi, Mostafa Salimifar**, Mohamad Taher Ahmadi Shadmehri****

Received: 20/May/2014 Accepted: 21/Oct/2014

Abstract:

This paper investigates the effects of trade liberalization and economic growth on non-oil bilateral trade balance of Iran and China over the period 1981-2012. For checking the stationarity of the variables and validity of the obtained results, the Augmented Dicky-Fuller test (ADF) and Perrone structural break test is employed respectively. To estimate the coefficients of the variables, ARDL model has been used. Using the framework of Oskooee and Brooks model, the findings of this paper show that increasing trade liberalization in short run and long run causes trade deficit for Iran. It means that from the view of demand side economists, higher trade liberalization deteriorates the trade balance of the country. Also, based on the obtained results, economic growth in both short run and long run has negative effect on non-oil bilateral trade balance of Iran and China. In addition, the real exchange rate has positive effect on the trade balance of Iran. It means that depreciation of national currency improves trade balance of Iran.

Keywords: Trade Liberalization Index, Non-Oil Bilateral Trade Balance, ARDL Model.
JEL: F50, F43, C32.

* Ph.D. Student of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran (Corresponding Author).
** Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.
*** Assistant Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.

۱- مقدمه

با وجود گسترش روابط تجاری میان کشورها طی دهه‌های اخیر، همواره این سؤال مطرح بوده است که آیا افزایش تجارت می‌تواند درآمد و رفاه ساکنین آنها را افزایش دهد؟ به طور خاص این سؤال در کشورهای در حال توسعه از حساسیت بیشتری برخوردار است، زیرا این کشورها به لحاظ فقدان ظرفیت‌های علمی و تخصصی ممکن است سهم کمتری از منافع حاصله از تجارت جهانی را به خود اختصاص دهند. از این‌رو آزادسازی روابط تجاری کشورهای در حال توسعه با سایر کشورها و به طور خاص کشورهای توسعه‌یافته، می‌تواند منافع تجاری خرد و کلان اقتصادی آنها را کاهش دهد (سالم و یوسف‌پور، ۱۳۹۱: ۹۳). لذا توجه به مزایا و معایب حاصل از گسترش تجارت برای این دسته از کشورها از ضرورت ویژه‌ای برخوردار است.

در سال‌های اخیر، سیاست آزادسازی تجاری به منظور بهبود تراز تجاری، بالاخص در بخش غیرنفتی، مورد توجه ویژه‌ای قرار داشته و از جمله موضوعات مهم در سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی کشور در سطح بین‌الملل بوده است. به علاوه تسریع در روند جهانی شدن کشورهای جهان، ایجاد سازمان تجارت جهانی و تشکیل بلوک‌های منطقه‌ای از یک طرف و شرایط اقتصادی سال‌های اخیر و اعمال تحریم‌های نفتی از طرف دیگر، بر اهمیت این سیاست‌ها افزوده و توجه بیشتر به اثرات آنها را ایجاب کرده است.

در این راستا با نگاهی به آمار گمرک ایران به وضوح می‌توان دریافت که با وجود رشد صادرات غیرنفتی کشور طی دو دهه اخیر، همواره واردات بیش از صادرات غیرنفتی بوده است (بانک مرکزی ایران، سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۰). از این‌رو روشن است که علی‌رغم نگاه برون‌گرای اقتصادی سیاست‌گذاران در برنامه‌های توسعه‌ای کشور، تراز تجاری غیرنفتی همواره دارای کسری بوده است و هنوز هم توان رقابتی کشور برای حضور در عرصه جهانی، بسیار محدود می‌باشد. از این‌رو، لزوم به‌کارگیری ظرفیت‌های بالقوه و بالفعل کشور به منظور توسعه صادرات غیرنفتی، ایجاد فضای مناسب برای تشویق صادرکنندگان به همراه سیاست‌های ارزی تعدیل‌کننده ضرورت بیشتری یافته است.

در رابطه با این موضوع، هلپمن و کراگمن[1] (۱۹۸۵)، رومر[2] (۱۹۸۶) و لوکاس[3] (۱۹۸۸) نشان داده‌اند که آزادی اقتصادی از جمله عوامل تأثیرگذار بر تجارت می‌باشد (سوری و تشکینی، ۱۳۹۰: ۱۳۸). در واقع هنگامی که آزادی اقتصادی وجود دارد، فرصت‌هایی که سابقاً مورد چشم‌پوشی واقع می‌شدند به منابع اصلی برای رشد اقتصادی تبدیل می‌شوند (متفکرآزاد و همکاران، ۱۳۹۲: ۸۶). از نقطه نظر اکثر اقتصاددانان، آزادسازی تجاری در مقابل حمایت از صنایع داخلی ارجح می‌باشد، هر چند که معتقدند موفقیت این سیاست در گرو سیاست‌های کلان اقتصادی خواهد بود، به طوری‌که ضعف سیاست‌های مذکور و نبود زیرساخت‌های تولیدی مورد نیاز می‌تواند منجر به کاهش کارایی سیاست آزادسازی تجاری و در نتیجه اثرگذاری منفی بر تراز تجاری شود.

یکی از مهم‌ترین سیاست‌های کلان اقتصادی که می‌تواند بر روند آزادسازی تجاری و افزایش صادرات اثرگذار باشد، سیاست ارزی کاهش ارزش پول ملی (افزایش نرخ ارز) است. بر اساس تئوری‌های اقتصادی یک رابطه مستقیم میان تغییرات نرخ ارز و تراز تجاری وجود دارد. لذا کشورهای با نظام ارزی شناور، می‌توانند با تغییرات مناسب در نرخ ارز اسمی خود، سیاست آزادسازی تجاری موفقی را به منصه ظهور برسانند.

در این مقاله نظر به اهمیت مطالعهٔ عوامل مؤثر بر تراز تجاری غیرنفتی، به بررسی اثرات سیاست آزادسازی تجاری، سیاست تعدیلی کاهش ارزش پول ملی و رشد اقتصادی، بر تراز تجاری غیرنفتی ایران در روابط تجاری دوجانبه غیرنفتی با چین (که عمده‌ترین شریک تجاری ایران طی سال‌های اخیر می‌باشد)، پرداخته شده است. همچنین، بدون در نظر گرفتن حساب خدمات، تراز تجاری کالایی غیرنفتی دو کشور مورد بررسی قرار گرفته است و از آنجا که این متغیر وابستگی مستقیم با قیمت جهانی نفت ندارد، می‌توان گفت که از آسیب‌های اقتصادی ناشی از نوسانات قیمت نفت در امان است و می‌تواند روند تحولات را به نحو بهتری پوشش دهد.

1. Helpman & Krugman (1985)
2. Romer (1986)
3. Lucas (1988)

با توجه به آنچه که گفته شد، هدف این مقاله پاسخگویی به سه پرسش زیر می‌باشد:

نخست اینکه آیا می‌توان سیاست افزایش آزادی تجاری را به عنوان یکی از راه‌کارهای مؤثر بر بهبود تراز تجاری غیرنفتی ایران و چین پیشنهاد داد؟ دوم اینکه آیا رشد اقتصادی دارای اثر معناداری بر تراز تجاری غیرنفتی ایران در برابر چین طی دوره مورد بررسی می‌باشد؟ و این تأثیرگذاری در چه جهتی است؟ و سوم این که آیا سیاست افزایش نرخ ارز می تواند منجر به بهبود تراز تجاری غیرنفتی ایران در مقابل چین شود؟ به منظور تحقق اهداف فوق، در بخش دوم مبانی نظری مرتبط با اثرگذاری آزادسازی تجاری بر تراز تجاری دوجانبه ارائه می‌شود. در بخش سوم مروری بر مطالعات انجام شده در زمینه بررسی اثرات آزادسازی تجاری بر تراز تجاری دوجانبه کشورها صورت گرفته است. در بخش چهارم روش تحقیق این مطالعه، توضیح داده شده است و در بخش پنجم الگوی طراحی شده به منظور بررسی تراز تجاری غیرنفتی دوجانبه ایران و چین ارائه شده است. در بخش ششم نتایج حاصل از آزمون‌های مورد نیاز به منظور برآورد الگوی مورد مطالعه، بیان شده و نهایتاً در بخش هفتم نتیجه‌گیری حاصل از این مطالعه آورده شده است.

۲- مبانی نظری

در ارتباط با اثرات آزادسازی تجارت خارجی بر اقتصاد کشورها، نظریات دوگانه‌ای وجود دارد:

الف) نظریه گروه اول که موافق آزادسازی تجاری می‌باشند:

دیوید هیوم[1] با بیان آنچه اصطلاحاً "جریان مسکوک" نامیده می‌شد با استفاده از نظریه مقداری پول نشان داد که ورود یک جریان طلا به دنبال فزونی صادرات بر واردات کشور باعث می‌شود قیمت‌های داخلی بالا برود و لذا صادرات کاهش و واردات افزایش یابد و در شرایطی که آزادی تجاری برقرار باشد، موازنه پرداخت‌های هر کشوری متعادل خواهد بود. یعنی توزیع بین‌المللی مسکوک با توجه به سطح توسعه اقتصادی هر کشور صورت می‌گیرد. وی با تأکید بر ایجاد آزادی اقتصادی از طریق آزادی تجاری، بر نقش آن بر ایجاد آزادی سیاسی نیز توجه داشت (علیپور و قدکچی،۱۳۹۰: ٤٦).

جان استوارت میل[2] اثرات تجارت را به اثر مستقیم و غیرمستقیم تقسیم نمود. به عقیده وی، تجارت بین‌الملل به کارایی بیشتر عوامل تولید در سطح بین‌الملل منجر می‌گردد که میل آن را مزیت اقتصادی مستقیم تجارت خارجی می‌دانست. از دیدگاه او یکی از مهم‌ترین اثرات غیرمستقیم تجارت این است که با بسط و گسترش بازار کالا و خدمات منجر به ارتقاء سطح فرآیند تولید می‌شود (همان: ٤٦).

دیدگاه‌های این دسته از اقتصاددانان که به دیدگاه طرف عرضه مشهور است، عمدتاً مبتنی بر این موضوع است که آزادسازی تجاری، اقتصاد را به مقیاس‌های بزرگ اقتصادی در تولید هدایت می‌کند و این امر به تسریع در رشد اقتصادی منجر می‌شود. زیرا یک اقتصاد با درجه بالای باز بودن تجاری و رژیم تجاری با محدودیت پایین، همواره از قابلیت بیشتری برای جذب تکنولوژی جهت‌گیری شده از کشورهای پیشرفته برخوردار می‌باشد. در واقع این دسته از اقتصاددانان معتقدند که برای یک کشور کوچک و بدون تجارت، حیطه بسیار کمی برای سرمایه‌گذاری در مقیاس بزرگ در زمینه تجهیزات سرمایه‌ای پیشرفته وجود داشته و تخصصی شدن این کشور محدود به مقداری است که از بازار دریافت می کند، اما اگر یک کشور کوچک و فقیر بتواند تجارت کند، زمینه برای صنعتی شدن را ایجاد خواهد کرد (سالم و یوسف‌پور، ۱۳۹۱: ۹۹).

ب) نظریه گروه دوم که مخالفین آزادسازی تجارت می‌باشند:

فریدریک لیست[3] معتقد است که آزادی تجاری در جهان، فکر ایده‌آلی است که تنها در آینده دور قابل دسترس است. به نظر او، هر کشور باید با وضع تعرفه گمرکی و حتی ممنوعیت ورود کالاهای خارجی، به تقویت بنیان‌های تولیدی خود بپردازد (علیپور و قدکچی،۱۳۹۰: ٤٧).

هانس سینگر[4] ثابت کرد که سیر تاریخی رابطه مبادله مواد اولیه طی سال‌های ۱۸۷۰ تا ۱۹٤۹، جهتی نزولی داشته است که

1. David Hume

2. John Stuart Mill
3. Friedrich List
4. Hanse Singer

معلول روابط کشورهای صنعتی و کشورهای در حال توسعه می‌باشد و این روند در صورتی که تغییرات اساسی در صحنه اقتصاد بین‌الملل اتفاق نیفتد ادامه خواهد یافت. او معتقد است که سیاست تجارت آزاد برای کشورهای در حال توسعه فقط در صورتی مناسب است که شرایط بین‌المللی برای آن مساعد باشد؛ در غیر این صورت به زیان این کشورها تمام خواهد شد (همان).

در واقع بر اساس دیدگاه گروه دوم از اقتصاددانان که به دیدگاه طرف تقاضا مشهور است، آزادسازی تجاری برای کشورهای در حال توسعه، دارای اثر منفی بر تراز تجاری این دسته از کشورها می‌باشد.

در این مقاله سعی بر آن است که به بررسی اثرگذاری شاخص آزادی تجاری و متغیر رشد اقتصادی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران و چین پرداخته شود. باید توجه داشت که غالب مطالعاتی که تاکنون به موضوع آزادی تجاری توجه کرده‌اند به اثرگذاری همزمان آن به همراه سایر متغیرهای کلان، از جمله رشد اقتصادی و نرخ ارز که از جمله متغیرهای کلیدی اثرگذار بر تراز تجاری هستند، نپرداخته‌اند. از این‌رو از آنجا که موضوع بهبود تراز تجاری غیرنفتی کشور، همواره مورد توجه سیاست‌گذاران بوده است، در این مقاله اثرگذاری همزمان شاخص آزادی تجاری، رشد اقتصادی و نرخ ارز حقیقی، به عنوان متغیرهای توضیحی اثرگذار بر تراز تجاری غیرنفتی کشور مورد بررسی قرار می‌گیرد.

لازم به توضیح است که اگرچه اثر آزادسازی تجاری بر تراز تجاری و تراز پرداخت‌ها در چارچوب تجزیه و تحلیل تراز پرداخت‌ها مورد بررسی قرار گرفته است، اما هنوز هم این اثرگذاری، در هاله‌ای از ابهام قرار دارد (پریخ و استیربو[1]، ۲۰۰٤: ۱٤). از این‌رو نظر به اهمیت تأثیرگذاری آزادسازی تجاری بر تراز تجاری، در این مقاله با استفاده از رویکرد تجارت دوجانبه که یکی از رویکردهای مورد توجه محققین است، به این موضوع پرداخته می‌شود. این رویکرد که در مقابله با رویکرد تجارت کل از سوی برخی محققین برجسته نظیر اسکویی مطرح شده است، دارای مزایایی نسبت به رویکرد تجارت کل می‌باشد:

در این رویکرد برخلاف رویکرد تجارت کل، از داده‌های دوجانبه کشورها استفاده می‌شود. لذا منجر به بروز تغییرات طبیعی در متغیرها در سطوح دوجانبه شده و هنگامی که تراز تجاری کشور بهبود می‌یابد مشخص است که این تغییر از چه تحرکاتی در سطوح تجارت دوجانبه نشأت می‌گیرد. از این‌رو در سال‌های اخیر شاهد کاربرد داده‌های تجارت دوجانبه در اکثر مطالعاتی که در این زمینه انجام شده‌اند، بوده‌ایم. در این دسته از مطالعات ابتدا به بررسی عوامل مؤثر بر تراز تجاری دوجانبه کشور مورد نظر می‌پردازند.

نخستین محققانی که با در نظر گرفتن متغیرهای تأثیرگذار بر صادرات و واردات، الگویی مدون برای تراز تجاری در سطح تجارت دوجانبه ارائه دادند، رز و یلن[2] بودند.آنها دو مزیت مطالعه خود را نسبت به مطالعات مبتنی بر رویکرد تجارت کل، این‌طور بیان کردند:

۱- در این روش دیگر نیازی به تشکیل یک سهم جدا برای متغیر درآمد سایر کشورهای جهان نیست.

۲- مزایای کاربردی این روش در سیاست‌گذاری‌های کلان منجر به کاهش تمایل محققان در استفاده از داده‌های تجمعی خواهد گردید.

آنها با مفروض گرفتن وجود رقابت کامل و از برابر قرار دادن عرضه و تقاضای کشور داخلی در تجارت با کشور خارجی، به رابطهٔ (۱) دست پیدا کردند:

$$TB = TB\ (REX\ ,\ Y_i\ ,\ Y_j) \qquad (۱)$$

رز و یلن در مطالعه خود فرم لگاریتمی متغیرهای مستقل را برای تخمین ضرایب معادله تراز تجاری کشور داخلی به کار بردند:

$$TB_{jt} = a + b\ lnY_{it} + c\ lnY_{jt} + d\ lnREX_{jt} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

در این معادله TB_{jt}، تراز تجاری کشور آمریکا است و برابر است با تفاضل ارزش صادرات کشور آمریکا به کشور j از واردات آن به همان کشور. REX نرخ برابری ارز، Y_{it} تولید ناخالص ملی حقیقی کشور i (کشور داخلی) و Y_{jt} تولید ناخالص ملی حقیقی کشور j (کشور خارجی) را نشان می‌دهد.

1. Parikh & Stirbu (2004)

2. Rose & Yellen

لذا بر اساس این الگو، یک رابطه خطی- لگاریتمی میان متغیرها برقرار می‌باشد.

با وجود آنکه الگوی طراحی شده توسط رز و یلن در اکثر مطالعات کاربردی در زمینه تجارت دوجانبه مورد استفاده قرار گرفته است، اما الگوی طراحی شده توسط آنها در برخی بخش‌ها؛ نخست در نحوهٔ تعریف متغیر تراز تجاری، دوم در نوع تکنیک هم‌انباشتگی مورد استفاده آنان (که تکنیک انگل- گرنجر بوده است)، سوم در نحوه مدل‌سازی و چهارم در عدم استفاده از معیاری برای تعیین وقفه بهینه متغیرها دارای نقص بود. از این‌رو بهمنی اسکویی و بروکس[1] در سال ۱۹۹۹ با اصلاح این نقایص و نقایص سایر الگوهای ارائه شده پیشین، به ادبیات نظری این حوزه توسعه بخشیدند و با الهام از الگوی رز و یلن، به تصریح مجدد معادله پرداختند.

آنها متغیر تراز تجاری را به صورت نسبت صادرات کشور داخلی به واردات آن از کشور شریک تجاری آن، معرفی کردند؛ زیرا این متغیر هم مستقل از واحد اندازه‌گیری است و هم منعکس کننده تحرکات تراز تجاری در بخش‌های واقعی و اسمی می‌باشد. در نهایت الگوی تراز تجاری دوجانبه بهمنی اسکویی و بروکس، به صورت زیر ارائه گردید:

(۳)

$$\ln TB_{jt} = a + b \ln Y_{it} + c \ln Y_{jt} + d \ln REX_{jt} + \varepsilon_t$$

در این الگو، متغیرها عبارتند از:

TB_{jt}: نسبت صادرات کشور داخلی به واردات کشور داخلی در روابط تجاری دو جانبه با کشور j، Y_{it}: تولید ناخالص داخلی کشور i (کشور داخلی)، Y_{jt}: تولید ناخالص داخلی کشور j (کشور خارجی)، REX: نرخ ارز حقیقی در روابط تجاری دوجانبه کشور داخلی با شرکای تجاری آن.

اسکویی و بروکس، الگوی ARDL را پیشنهاد کرده و معیار آکائیک (AIC) را برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای الگو انتخاب کردند و به این ترتیب مشکلات این الگوی طراحی شده توسط رز و یلن برطرف شد (بهمنی اسکویی و راتا[2]، ۲۰۰٤: ۱۳۸۷-۱۳۸۵). اما با این‌حال معیار شوارتز بیزین (SBC) معیار باصرفه‌تری نسبت به معیار آکائیک (AIC) می‌باشد و این از جمله نقاط ضعف در نتایج به دست آمده از مطالعه اسکویی و بروکس می‌باشد.

در این مقاله، به منظور بررسی تراز تجاری غیرنفتی ایران از الگوی تراز تجاری اسکویی و بروکس با رویکرد تجارت دوجانبه استفاده شده است. این مطالعه با توجه به اهداف اصلی خود، دو مزیت قابل توجه نسبت به غالب مطالعات پیشین دارد. اولاً در این مطالعه با توجه به اینکه بخش عمده‌ای از صادرات کشور مربوط به بخش نفت و فرآورده‌های نفتی می‌باشد، ارقام مربوط به صادرات این نوع کالا در محاسبه تراز تجاری غیرنفتی در روابط تجاری با چین منظور نشده است، زیرا جداسازی اثر نوسانات درآمد نفت از مدل مورد نظر در این مطالعه، روند تحولات را به شکل بهتری پوشش خواهد داد.

ثانیاً مزیت دیگر این مطالعه نسبت به مطالعات پیشین این است که به منظور تصریح بهتر الگوهای ارائه شده در بررسی تراز تجاری بر مبنای الگوی (۳)، شاخص آزادی تجاری برای دو کشور ایران و چین به تفکیک، به الگوی فوق‌الذکر اضافه شده است. به این ترتیب برخلاف غالب مطالعات پیشین که عمدتاً به بررسی اثرات آزادی تجاری بر رشد اقتصادی کشورها پرداخته‌اند، در این مطالعه آزادی تجاری و رشد اقتصادی هر دو به‌عنوان دو متغیر تأثیرگذار بر تراز تجاری غیرنفتی در نظر گرفته شده‌اند. از این رو نتایج حاصل از این مطالعه می‌تواند اثرات همزمان دو سیاست مهم مبتنی بر رشد اقتصادی و گسترش آزادی تجاری را بر یکی از متغیرهای کلیدی در اقتصاد بین‌الملل، که تراز تجاری غیرنفتی می‌باشد، در روابط تجاری با عمده‌ترین شریک تجاری آن (کشور چین)، نشان دهد. از این‌رو نتایج حاصل از این مطالعه متفاوت از نتایج سایر مطالعات خواهد بود.

باید توجه داشت که در سال‌های اخیر یکی از مباحث عمده اقتصاددانان توسعه، تبیین اثر آزادسازی تجاری بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای در حال توسعه است (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸٤: ۱۲). در واقع کاهش ارزش پول می‌بایست همراه با سیاست‌های کلان اقتصادی در جهت محدود ساختن تورم و حمایت از نرخ ارز واقعی باشد، تا از

1. Bahmani-Oskooee & Brooks (1999)
2. Bahamani-Oskooee & Ratha (2004)

این طریق بتواند از افزایش نرخ ارز واقعی اجتناب کرده و از بروز تورم داخلی به واسطه جبران تعدیل نرخ ارز اسمی، جلوگیری کند (کمیجانی، ۱۳۷٤: ۲۰). لذا چنانچه سیاست آزادسازی تجاری در مورد بازارهایی (عمدتاً غیرنفتی) که قدرت رقابت با بازار خارجی را دارند به کار گرفته شود می‌تواند به همراه اجرای سیاست‌های تعدیلی نظیر کاهش ارزش پول ملی، منجر به بهبود تراز تجاری شود؛ در غیر این صورت تنها منجر به ضربه زدن به تولیدات داخلی و وضعیت تراز تجاری کشورمان خواهد شد. در مجموع با توجه به تحولات جهانی در زمینه گسترش آزادی‌های تجاری، نتایج حاصل از این مقاله (با توجه به مزایایی که پیشتر به آنها اشاره شد)، می‌تواند نقش مفیدی را در این زمینه ایفا نماید.

۳- پیشینه تحقیق

به طور کلی مطالعاتی که به بررسی تأثیر آزادسازی تجاری بر تراز تجاری دوجانبه پرداخته باشند، بسیار اندک هستند. با این حال در زیر به تعدادی از مطالعاتی که به بررسی تأثیرات آزادسازی تجاری بر تراز تجاری پرداخته‌اند، اشاره می‌شود.

۳-۱- مطالعات داخلی

سالم و یوسف‌پور به بررسی آثار آزادسازی تجاری در کشورهای در حال‌توسعه پرداخته‌اند. در این مطالعه ضمن تبیین آزادسازی تجاری، منافع و ضررهای آن مورد بحث واقع شده و این‌طور بیان شده است که در بحث نظری بیشتر بر منافع آزادسازی تأکید شده که به صادرات بیشتر و رشد اقتصادی بالاتر منجر می‌شود، اما ممکن است به علت رشد سریع‌تر واردات نسبت به صادرات و در نتیجه وضعیت ناپایدار تراز پرداخت‌ها، منافع آزادسازی خنثی شود. در نهایت نتیجه‌گیری شده که در صورت هماهنگی با سیاست‌های داخلی و اصلاح ساختاری و اتخاذ نظام ارزی مناسب همراه با ثبات اقتصادی، آزادسازی می‌تواند موفق و ثمربخش باشد (سالم و یوسف‌پور، ۱۳۹۱: ۹۳).

وثوقی و همکاران به امکان‌سنجی ایجاد ترتیبات منطقه‌ای بین ایران و کشورهای منطقه آسیای مرکزی طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۹۸ پرداخته‌اند. در این مطالعه با استفاده از مدل جاذبه به روش داده‌های تابلویی و با در نظر گرفتن متغیرهای هفت‌گانه درجه باز یا بسته بودن اقتصادی، جمعیت، فاصله جغرافیایی، تولید ناخالص داخلی، حجم تجارت دوجانبه، سطح درآمد سرانه و شاخص لیندر برای داده‌های تابلویی شش کشور ایران و منطقه آسیای مرکزی به تخمین مدل مورد نظر پرداخته شده است. بر اساس نتایج منتج از این مطالعه، درجه باز بودن دارای اثر مثبت بر جریان‌های تجاری میان کشورهای مورد نظر است (وثوقی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۳۵).

منجزی و همکاران به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت آزادسازی تجاری بر تابع واردات گندم ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۷ با استفاده از مدل ARDL پرداختند. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه، با آزادسازی تجاری، تقاضا برای واردات افزایش می‌یابد و این افزایش در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت خواهد بود. همچنین پیشرفت تکنولوژی باعث کاهش تقاضای واردات گندم هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت می‌باشد (منجزی و همکاران، ۱۳۸۹: ٥۲٦).

معمارنژاد و عجایبی به بررسی اثر آزادسازی تجاری بر خالص صادرات کشورهای در حال‌توسعه منتخب (شامل ایران، شیلی، چین و ...) پرداختند. آنها خالص صادرات کالاها و خدمات را به صورت تابعی از متغیرهای صادرات با یک دوره وقفه، تولید ناخالص داخلی، درآمد جهانی، رابطه مبادله و شاخص آزادسازی تجاری معرفی کرده و با استفاده از روش داده‌های تلفیقی برای دوره ۲۰۰٦-۱۹۹۹ میلادی مدل مربوطه را تخمین زدند. نتیجه برآورد این مدل نشان داد که اثر آزادسازی تجاری بر خالص صادرات کالاها و خدمات در کشورهای مورد بررسی مثبت می‌باشد (معمارنژاد و عجایبی، ۱۳۸۹: ۱۳۵).

حضرتی و کریمی به مطالعه آثار آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی و تراز تجاری با استفاده از مدل گسترش یافته نئوکلاسیک بارو[1]، پرداختند. بر اساس نتایج این تحقیق که با استفاده از روش OLS به دست آمده، آزادسازی تجاری به

1. Barro

معنای کاهش محدودیت‌ها و تعرفه‌ها بر رشد اقتصادی کشور تأثیر مثبت داشته و محدودیت‌های تجاری سبب کند شدن آهنگ رشد اقتصادی آن خواهد شد (حضرتی و کریمی، ۱۳۸۸: ۱).

اسماعیلی و رحمتی به بررسی اثر آزادسازی تجاری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی طی دوره ۱۳۸۳-۱۳٦۰پرداخته‌اند. آنها به منظور دست‌یابی به هدف خود از شاخص‌های متداول بیانگر جهانی شدن استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که اقتصاد کشاورزی ایران در برهم کنش مثبت با اقتصاد جهانی است زیرا ضرایب همه شاخص‌های یاد شده مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار بوده‌اند که این امر نشان دهنده همسو بودن این بخش از اقتصاد ایران با آزادسازی تجاری و اثرپذیری مثبت آن از این فرآیند جهانی است (اسماعیلی و رحمتی، ۱۳۸۷: ۱۱۹).

گرجی و علی‌پوریان به بررسی اثر آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک پرداخته‌اند. بر اساس نتایج این تحقیق، که با استفاده از رگرسیون پنل دیتا[1] و با استفاده از روش اثرات ثابت و روش OLS انجام شده است، آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی این کشورها تأثیر مثبت داشته ومحدودیت‌های تجاری سبب کند شدن آهنگ رشد اقتصادی آنان خواهد شد. آنها نشان می‌دهند به دلیل وابستگی این گروه از کشورها به صادرات نفت خام، هرگاه درآمدهای نفتی این کشورها بالا رود، واردات آنان افزایش یافته و در نتیجه تولیدات داخلی را به دلیل غیررقابتی بودن با کالاهای مشابه خارجی با مشکل مواجه می‌سازد. بنابراین صادرات که سهم عمده آن را صادرات نفت خام تشکیل می‌دهد، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی آنان دارد (گرجی و علی‌پوریان، ۱۳۸۵: ۱۸۷). محسنی در مقاله‌ای با عنوان تأثیر آزادسازی تجاری بر تقاضای واردات در ایران، به تبیین رابطه آزادسازی تجاری و عملکرد واردات کالایی در کشورهای در حال توسعه در دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳٦۰ پرداخت. نتایج حاکی از آن بود که با آزادسازی تجاری، تقاضای واردات در تمامی گروه‌های کالایی منتخب، بیش از ۱/۵ برابر افزایش می‌یابد، اما بعد از آزادسازی تجاری ترکیب واردات بیشتر به سمت کالای سرمایه‌ای میل می‌کند (محسنی، ۱۳۸۵: ۱۸۱).

ابریشمی و همکاران به بررسی تأثیر آزادسازی تجاری بر تراز تجاری و حساب تجاری تراز پرداخت‌های کشورهای در حال توسعه منتخب (شامل ایران) طی دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۷۱ پرداختند. آنها با استفاده از روش پویای داده‌های تابلویی این رابطه را مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که با آزادسازی تجاری به لحاظ آنکه افزایش رشد واردات بیشتر از رشد صادرات بوده وضعیت تراز تجاری و حساب جاری تراز پرداخت‌ها وخیم‌تر شده است (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸٤: ۱۱).

۳-۲- مطالعات خارجی

زکریا[2] به بررسی اثرات آزادسازی تجاری بر صادرات، واردات و تراز تجاری پاکستان طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۸۱ پرداخت. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه، آزادسازی تجاری منجر به افزایش صادرات و واردات این کشور می‌شود اما میزان افزایش واردات، بیش از صادرات بوده و لذا در نهایت منجر به بدتر شدن تراز تجاری این کشور خواهد شد (زکریا، ۲۰۱٤: ۱۲۱). سونورا[3] به اثرات متفاوت شش شاخص آزادی تجاری بر جریان تجارت دوجانبه میان ایالات متحده آمریکا و ۱۲۲ کشور طی سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰۰ با استفاده از مدل جاذبه پرداخته است. بر اساس نتایج بدست آمده از این مطالعه، هر کدام از شاخص‌های محاسبه شده برای آزادی تجاری به طور نامتجانسی بر اندازهٔ جریان‌های تجاری اثرگذار است و تغییرات در قوانین دارای بزرگ‌ترین اثر بر تجارت است (سونورا، ۲۰۱٤: ۳۰).

نان‌واب و دیاراسوبا[4] به بررسی اثر آزادی اقتصادی بر جریان تجارت دوجانبه میان ۳۳ کشور آفریقایی طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. در این مطالعه با استفاده از شاخص آزادی اقتصادی مؤسسه فریزر[5] و با استفاده از مدل

1. Pannel Data

2. Zakaria (2014)
3. Sonora (2014)
4. Naanwaab & Diarrassouba (2013)
5. Fraser Institute

جاذبه به تخمین متغیرهای الگو پرداخته شده است. بر اساس نتایج بدست آمده، توسعه آزادی اقتصادی هم برای صادرکنندگان و هم برای واردکنندگان، منجر به تجارت بیشتر می‌شود. همچنین بر اساس نتایج بدست آمده از این مطالعه، توافقات تجاری-منطقه‌ای دارای اثر مثبت بر تجارت دوجانبه میان کشورهای آفریقایی می‌شود (نان‌واب و دیاراسوبا، ۲۰۱۳: ٦٦٨).

الوصال[1] به بررسی اثر آزادسازی تجاری بر صادرات، واردات و تراز تجاری برای۲۰ کشور عربی طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۵ پرداخته است. وی با استفاده از تکنیک‌های داده‌های تابلویی پویا بر مبنای اثرات ثابت و GMM و با استفاده از دو معیار متفاوت برای آزادی تجاری به این نتیجه می‌رسد که میان آزادی تجاری با واردات و تراز تجاری، همبستگی مثبت و معناداری وجود دارد. اما اگر صادرات سوخت در مجموع صادرات این کشورها لحاظ نشود، نتایج معکوس می‌شود و آزادی تجاری منجر به بدتر شدن تراز تجاری این کشورها خواهد شد (الوصال، ۲۰۱۲: ۱).

یو و همکاران[2] به بررسی اثر آزادسازی تجاری بر تراز تجاری در کشورهای در حال‌توسعه طی دوره ۲۰۰٤-۱۹۷۰ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا پرداخته‌اند. آنها دو معیار متفاوت برای اندازه‌گیری آزادی تجاری انتخاب کردند و بر اساس این دو معیار به نتایج متفاوتی دست یافتند. بر اساس معیار اول خود، به این نتیجه رسیدند که با افزایش آزادی تجاری، صادرات و واردات افزایش خواهند یافت. اما با استفاده از معیار دوم به این نتیجه رسیدند که آزادسازی، تراز تجاری را بدتر خواهد ساخت اما شواهد تجربی آن را تأیید نمی‌کردند. لذا در نهایت بیان می‌کنند که آزادسازی دارای اثر مثبت بر تراز تجاری می‌باشد (یو و همکاران، ۲۰۰۹: ۱).

لوپز[3] به بررسی اثر آزادسازی تجاری بر واردات، صادرات، تراز پرداخت‌ها و رشد کشور مکزیک طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۷۰ پرداخته است. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه، اصلاحات تجاری در اواسط دهه ۱۹۸۰ دارای اثر معناداری بر تجارت، صادرات و واردات بوده است؛ هر چند که اثر NAFTA غیرقابل انکار است. از اواسط دهه ۱۹۸۰، اصلاحات تجاری ایجاد شده منجر به بدتر شدن نرخ رشد و تراز تجاری شده و این موضوع توضیح کاملی برای نرخ رشد نزولی مکزیک در سال‌های اخیر ارائه می‌دهد (لوپز، ۲۰۰۵: ۱).

پریخ و استیربو به بررسی رابطه میان آزادسازی تجاری، رشد اقتصادی و تراز تجاری برای ٤۲ کشور در حال توسعه در منطقه آسیا، آمریکای لاتین و آفریقا با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداخته‌اند. بر اساس نتایج به دست آمده از این مطالعه، با افزایش آزادی تجاری، رشد اقتصادی، درجه باز بودن و سرمایه‌گذاری در کشورهای آسیایی افزایش می‌یابد. با افزایش رشد اقتصادی، کسری تجاری در اقتصادهای منطقه آسیا افزایش می‌یابد در حالی‌که هیچ نوع شواهدی مبنی بر وجود رابطه منفی میان این دو در کشورهای آمریکای لاتین یا آفریقا دیده نشده است. همچنین در اقتصادهای منطقه آمریکای لاتین، اثر مستقیم آزادسازی، افزایش کسری تجاری است در حالی‌که برای اقتصادهای منطقه آفریقا، آزادسازی منجر به بهبود تراز تجاری آنها می‌شود (پریخ و استیربو، ۲۰۰٤، ۱).

لازم به ذکر است که مشابه این مطالعات را در تحقیقات انجام شده ذوقی‌پور و زیبایی (۱۳۸۸)، طیبی و مصری‌نژاد (۱۳۸٦)، رنجبر و همکاران (۱۳۸۵)، سونورا (۲۰۰۸)، دپکن و سونورا[4] (۲۰۰۵)، سانتوز[5] (۲۰۰۲)، احمد[6] (۲۰۰۰) و خان و زاهلر[7] (۱۹۸۵) نیز می‌توان مشاهده کرد.

ذکر این نکته ضروری است که در غالب مطالعاتی که پیرامون اثرات آزادسازی تجاری بر تراز تجاری انجام شده است، به بررسی اثرات همزمان رشد اقتصادی، نرخ ارز حقیقی و آزادی تجاری بر تراز تجاری دوجانبه توجهی نشده است، این در حالی است که می‌بایست برای بررسی اثر آزادی تجاری بر تراز تجاری، اثر سایر متغیرهای تأثیرگذار بر متغیر وابسته نیز به درستی مدنظر قرار گیرد تا تخمین‌ها تورش‌دار نباشد. لذا در این مطالعه با در نظر گرفتن کاستی غالب مطالعات انجام شده، به طراحی یک الگوی جدید و مناسب به منظور بررسی

1. El.Wassal (2012)
2. Ju et al. (2009)
3. Lopes (2005)
4. Depken & Sonora (2005)
5. Santose (2002)
6. Ahmad (2000)
7. Khan & Zahler (1985)

اثرگذاری فوق‌الذکر پرداخته شده است. همچنین با توجه به اینکه در نظر گرفتن صادرات نفت و گاز می‌تواند روند بلندمدت متغیرها را متأثر از نوسانات قیمت نفت کند، لذا برخلاف غالب مطالعات پیشین، در این مطالعه به این موضوع توجه شده و اثر این بخش از تجارت کالایی میان این دو کشور از صادرات و واردات دوجانبه حذف شده است. نکته قابل توجه دیگر این است که در غالب مطالعات انجام شده، از متغیر درجه باز بودن تجاری به عنوان شاخصی از آزادی تجاری استفاده شده است، این در حالی است که به دلیل تفاوتی که در نحوه محاسبهٔ درجه باز بودن تجاری وشاخص آزادی تجاری وجود دارد، اثرگذاری آنها بر تراز تجاری کشورها نیز متفاوت خواهد بود، لذا در این مطالعه با در نظر گرفتن کاستی سایر مقالات، از شاخص آزادی تجاری که به صورت سالانه توسط مؤسسه فریزر منتشر می‌شود، استفاده شده است[1].

٤- روش تحقیق

به منظور تحلیل روابط تجاری دوجانبه غیرنفتی ایران و چین، ابتدا از منابع کتابخانه‌ای، منابع اینترنتی و مطالعات سایر محققین در این زمینه استفاده شده است. سپس اطلاعات لازم و آمارهای مورد نیاز جهت انجام تحقیق، از سالنامه‌های آماری کشور منتشر شده از سوی گمرک ایران، مجموعه اطلاعات و آمار بانک جهانی، آمار تجاری اتاق بازرگانی و صنایع و معادن تهران و اطلاعات سالانه مؤسسه فریزر استخراج شده‌اند.

در این مقاله، روش الگوسازی به منظور بررسی رابطه میان نرخ ارز حقیقی با تراز تجاری غیرنفتی دوجانبه ایران، روش سری زمانی است. پیش از تخمین ضرایب الگوی تراز تجاری غیرنفتی ایران، وضعیت پایایی متغیرها در آن با استفاده از آزمون ریشه واحد مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین برخلاف غالب مقالات پیشین، در این مقاله از آزمون شکست ساختاری پرون به منظور بررسی صحت نتایج آزمون ریشه واحد نیز استفاده شده است.

سپس برای بررسی رابطهٔ میان متغیرهای الگو، از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)[2] استفاده شده است. لازم به توضیح است که کلیه تخمین‌های انجام شده در این بخش با استفاده از نرم‌افزار Microfit انجام شده‌اند. در ارتباط با روش الگوسازی در این مقاله باید گفت که این روش نسبت به سایر روش‌های اقتصادسنجی پرکاربرد مانند VAR دارای مزیت‌هایی است. مزیت بسیار مهم آن در میان سایر روش‌های هم‌انباشتگی آن است که متغیرهای مدل بدون توجه به سطحی که در آن پایا شده‌اند (I(0) یا I(1))، قابل کاربرد هستند. به عبارت دیگر، در این روش نیازی به تقسیم متغیرهای همبسته از درجه یک و صفر نیست (تشکینی، ۱۳۸۵: ۲۵۹). همچنین باید گفت تخمین‌هایی که با روش ARDL انجام می‌شوند، به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درون‌زایی، ناریب و کارا نیز هستند (کرباسی و پیری، ۱۳۸۸: ۱۵۳).

در این مقاله به منظور بررسی ثبات ضرایب مورد نظر در الگو، آزمون ثبات ساختاری ضرایب نیز انجام می‌شود. هنسن[3] (۱۹۹۲)، بیان می‌کند که پارامترهای تخمین زده شده یک سری زمانی ممکن است در طی زمان تغییر کنند و پارامترهای بی‌ثبات نیز ممکن است به عدم تشخیص صحیح منجر شوند. لذا با توجه به تحولات ساختاری در دوره نمونه (به ویژه تحریم‌های نفتی اخیر) انجام آزمون ثبات ساختاری ضروری به نظر می‌رسد. برای این منظور از آزمون مجموع پسماند

۱. درجه باز بودن تجاری (Trade Openness) از نسبت مجموع صادرات و واردات کشور مورد نظر تقسیم بر تولید ناخالص داخلی آن بدست می‌آید، این شاخص میزان باز بودن یا یکپارچگی با اقتصاد جهانی (یا به عبارتی میزان جهانی شدن) را اندازه‌گیری می‌کند (رضوی و سلیمی‌فر، ۱۳۹۲: ۱۳). نکته قابل توجه این است که کم شدن نسبت فوق لزوماً بیان‌کنندهٔ موانع تعرفه‌ای یا غیرتعرفه‌ای بر تجارت خارجی بالاتر نیست (گزارش دپارتمان نوآوری شغلی و مهارت دولت انگلستان، ۲۰۱۳: ٤). اما در مقابل آزادی تجاری به طور ساده عبارت از حذف (کاهش) موانع تجاری (از جمله تعرفه‌ها) در تجارت بین‌الملل است (سالم و یوسف‌پور، ۱۳۹۱: ۹٤). با عنایت به این موضوع، در این مقاله از شاخص آزادی تجاری مؤسسه فریزر استفاده شده است زیرا برای محاسبه شاخص آزادی تجاری، نرخ تعرفه‌ها و موانع غیرتعرفه‌ای، سهمیه‌ها، آسانی ترخیص کالا و مدیریت کارآمد سفارشات، آزادی تبدیل واحد پولی به سایر ارزها، کنترل‌های کمتر بر سرمایه فیزیکی و انسانی به طور مستقیم وارد محاسبات می‌شوند و از این‌رو این شاخص می‌تواند معیار مناسب‌تری برای سنجش آزادی تجارت باشد (گزارش سالیانه مؤسسه فریزر، ۲۰۱۳: ۸).

2. Autoregressive Distributed Lag Modelling
3. Hansen (1992)

تجمعی بازگشتی (CUSUM) و مجذور مجموع پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUMSQ) که توسط برون و دیگران[1] (۱۹۷۵) ارائه شده استفاده می‌شود. بنابراین با انجام آن مشخص می‌شود که آیا تحولات دوره تحقیق دارای اثر معناداری بر روی ضرایب می‌باشند یا خیر.

به طور کلی به منظور طراحی الگوی تراز تجاری دو جانبه در چارچوب الگوی اسکویی و بروکس، متغیرهای مورد استفاده عبارتند از: تولید ناخالص داخلی کشور داخلی، تولید ناخالص داخلی کشور خارجی و نرخ ارز، ولی با توجه به آنکه آزادی تجاری از جمله متغیرهای تأثیرگذار بر تراز تجاری کشورها می‌باشد و با توجه به این مسئله که درک چگونگی واکنش جریان‌های تجاری نسبت به تغییرات شرایط اقتصادی از جمله مباحث ضروری جهت طراحی یک برنامه تعدیل ساختاری موفقیت آمیز است (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸٤: ۱۲)، شاخص آزادی تجاری به همراه سایر متغیرها به الگوی مورد نظر اضافه شده است. این شاخص که توسط مؤسسه فریزر به صورت سالانه محاسبه می‌شود، شامل چهار بخش است:

۱- تعرفه‌ها: شامل درآمد حاصل از مالیات‌های تجاری، میانگین نرخ تعرفه‌ها و میزان انحرافات استاندارد از نرخ‌های تعرفه؛

۲- موانع تجاری قانونی: شامل موانع تجاری غیرتعرفه‌ای و هزینه‌های پذیرش صادرات و واردات؛

۳- نرخ‌های ارز بازار سیاه؛

٤- کنترل بر تحرک سرمایه و افراد: شامل موانع سرمایه‌گذاری/ مالکیت خارجی، کنترل‌های موجود بر سرمایه و آزادی ورود و خروج خارجیان (گزارش سالیانه مؤسسه فریزر، ۲۰۱۳: ٤).

پیش از ارائه الگوی تراز تجاری مورد نظر در این مقاله، ابتدا لازم به توضیح است که به منظور انتخاب شریک عمده تجاری ایران طی دوره مورد نظر، پنج سال منتهی به پایان دورهٔ این تحقیق به دلیل در دسترس بودن اطلاعات مورد نیاز، به عنوان دوره نمونه انتخاب شده و کشوری که دارای بالاترین شاخص ارزش تجارت[2]، طی این دوره می‌باشد، به عنوان عمده‌ترین شریک تجاری ایران در نظر گرفته شده است (نتایج محاسبات در پیوست قابل مشاهده است). بر اساس نتایج به دست آمده از محاسبات مذکور، کشورهای امارات متحده عربی، چین، عراق، آلمان و ترکیه به ترتیب در رتبه‌های اول تا پنجم قرار دارند. اما باید توجه داشت با وجودی که کشور امارات متحده عربی بزرگ‌ترین مبدأ صادرکننده کالا به ایران است نمی‌تواند شریک تجاری عمده ایران محسوب شود، زیرا این کالاها غالباً در کشورهای دیگر تولید شده و تنها از مسیر واسطه‌ای این کشور راهی ایران شده‌اند. بنابراین در این مقاله، کشور چین به عنوان عمده‌ترین شریک تجاری ایران طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۸۱ انتخاب شده و روابط تجاری ایران با این کشور مورد بررسی قرار گرفته است.

۵- طراحی الگوی تراز تجاری غیرنفتی دوجانبه ایران و چین

بر اساس توضیحاتی که تاکنون ارائه شد، متغیرهای مورد استفاده در طراحی الگوی مورد نظر این مقاله عبارتند از:

۱- شاخص آزادی تجاری: به منظور بررسی اثرگذاری این متغیر بر تجارت میان این دو کشور، این شاخص به تفکیک برای کشور ایران (TFI) و چین (TFC) وارد الگوی مورد نظر شده است. لازم به ذکر است که مقدار این شاخص به صورت سالیانه توسط مؤسسه فریزر ارائه شده است.

۲- نرخ ارز حقیقی[3] (EX): بر اساس مطالعات صورت گرفته اصولاً نرخ واقعی ارز، تعیین کننده وضعیت اقتصادی هر کشور در دو صحنه داخلی و خارجی است (برادران شرکاء و جبل عاملی، ۱۳۸۲: ۱۲۷). در واقع نرخ ارز حقیقی میزان رقابت‌پذیری کشور در تجارت با سایر کشورها را اندازه‌گیری می‌کند؛ اگر مقدار نرخ ارز حقیقی یک باشد به معنی این است که کشورها از برابری قدرت خرید برخوردارند و اگر نرخ مذکور از یک بزرگ‌تر باشد به معنی این است که کالاهای خارجی گران‌تر است و شهروندان داخلی متقاضی کالای

1. Brown et al. (1975)

۲. میانگین عددی مجموع صادرات غیرنفتی و واردات دو جانبه ایران با این کشورها

3. Real Exchange Rate

داخلی شده و شهروندان خارجی بیشتر متقاضی کالاهای وارداتی می‌شوند. همچنین در صورتی که مقدار آن از یک کوچک‌تر باشد به معنی این است که کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی گران‌تر است و اقتصاد کشور از رقابت پذیری لازم در تجارت بین‌الملل برخوردار نیست (شاکری، ۱۳۸۷: ٥۳٤). در این مقاله به منظور مطالعه عکس‌العمل تراز تجاری غیرنفتی نسبت به تغییرات در نرخ ارز، از نرخ ارز حقیقی استفاده شده است. نرخ ارز حقیقی به این صورت محاسبه می‌شود:

$$EX = E_i . \frac{P_x}{P_i} \qquad (٤)$$

E_i: نرخ اسمی ارز برای ایران (یعنی یک دلار آمریکا بر حسب واحدهای پول ملی ایران)، P_i: شاخص قیمت کشور داخلی (ایران)، P_x: شاخص قیمت کشور خارجی (چین).

در معادله (٤) نرخ ارز اسمی بر اساس تعریف غیرمستقیم خود، ارزش یک دلار بر حسب تعداد واحدهای ریال را نشان می‌دهد، لذا نرخ ارز حقیقی نیز ارزش یک دلار را بر حسب تعداد واحدهای ریال نشان می‌دهد.

برای محاسبه متغیر فوق، معمولاً از شاخص‌های CPI[1]، PPI[2] و GDP Deflator استفاده می‌شود. از میان این سه شاخص، شاخص‌های CPI و GDP Deflator نسبت به PPI از منظر میزان در دسترس بودن اطلاعات آنها، دامنه پوشش کالاها و وابستگی به تحرکات ویژه مربوط به شرایط خاص[3] دارای مزیت‌هایی هستند که کاربرد بیشتر آنها را در مطالعات توجیه می‌کند (هاربرگر[4]، ۲۰۰٤: ٦)، از این‌رو در این مقاله با توجه به آمار در دسترس، از شاخص CPI برای محاسبه نرخ ارز حقیقی استفاده شده است.

۳- تراز تجاری (B): این متغیر که نسبت تجارت بین ایران و چین را نشان می‌دهد از تقسیم ارزش صادرات غیرنفتی از ایران به کشور چین به ارزش واردات از این کشور به دست می‌آید. لازم به توضیح است که این نسبت دارای دو مزیت مهم است: الف) در این حالت تراز تجاری وابسته به واحد اندازه‌گیری نخواهد بود و ب) تراز تجاری حقیقی و اسمی با هم معادل خواهند بود.

٤- تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران (IGDP) به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰٥.

بر اساس آنچه که در بخش مبانی نظری مقاله بیان شد، الگوی تراز تجاری غیرنفتی ایران بر اساس الگوی (۳) طراحی شده است. اما باید دانست که پژوهشگران بر مبنای ماهیت مطالعه و کشورهای مورد بررسی، متغیرهای مورد نظر را انتخاب و وارد الگو می‌کنند (دورلاف[5]، ۲۰۰۱: ٦٥). لذا در این مقاله، شاخص آزادی تجاری ایران و چین، به الگوی اسکویی و بروکس، اضافه شده و در نهایت، الگوی تراز تجاری غیرنفتی کشور که به فرم log-log تدوین شده، به شکل زیر طراحی شده است:

$$\ln B_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln TFI_t + \alpha_2 \ln TFC_t + \alpha_3 \ln EX_t + \alpha_4 \ln IGDP_t + \varepsilon_t \qquad (٥)$$

لازم به ذکر است که با توجه به وقوع تحریم بانک مرکزی ایران از سال ۲۰۱۱ به بعد و مشکلات ایجاد شده در روابط خارجی ایران به واسطه آن، به منظور تصریح بهتر الگو، یک متغیر دامی[6] برای سال‌های ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ در نظر گرفته شده تا اثر این تحریم را از الگوی مورد نظر در این مطالعه، جدا نماید. بر طبق مطالعات انجام شده انتظار می‌رود که رابطه میان تراز تجاری و تولید ناخالص داخلی در الگوی (٥) منفی باشد. علت وجود این رابطه منفی آن است که با افزایش GDP یا درآمد ملی، مصرف و تقاضای داخلی و از جمله تقاضا برای واردات افزایش می‌یابد (رحمانی، ۱۳۷۸: ۲۱٦). از این‌رو تراز تجاری به نفع واردات تغییر خواهد کرد و این موضوع منجر به بدتر شدن تراز تجاری و در نتیجه کوچک‌تر شدن نسبت صادرات به واردات کشور خواهد شد.

همچنین از لحاظ نظری آزاد سازی تجاری، رشد واردات و صادرات را افزایش می‌دهد اما تأثیر آن بر تراز تجاری مبهم است و بیشتر به اثرات نسبی رشد صادرات و واردات و همچنین به تغییرات قیمت‌های نسبی بستگی دارد. از دیدگاه عرضه، آزادسازی تجاری به رشد اقتصادی منجر می‌گردد. اما از دیدگاه تقاضا این سیاست به وخیم‌تر شدن تراز پرداخت‌ها

1. Consumer Price Index
2. Producing Price Index
3. Idiosyncratic Movements
4. Harberger (2004)
5. Durlaf (2001)
6. Dummy Variable

منجر شده و اثر معکوس بر رشد اقتصادی خواهد داشت (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸٤: ۱۲).

اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری مدل مورد نظر نیز نامعلوم است، به طوری که می‌تواند منفی یا مثبت باشد. در صورتی که شاهد کاهش ارزش پول ملی (افزایش نرخ ارز) باشیم آنگاه، سطح قیمت‌های داخلی در مقایسه با سطح قیمت‌های خارجی افزایش می‌یابد و در نتیجه صادرات افزایش و واردات کاهش می‌یابد و این به اثر حجمی معروف است. از آن طرف با افزایش نرخ ارز، ارزش واردات برحسب واحد پول داخلی (ریال) افزایش می‌یابد و این به اثر حجمی واردات معروف است که منجر به بدتر شدن تراز تجاری می‌شود (احمدی و احمدیان یزدی، ۱۳۹۱: ۱۳۷).

٦- نتایج تجربی

٦-١- آزمون ریشه واحد

به منظور جلوگیری از مبتلا شدن به رگرسیون ساختگی، بایستی ابتدا وضعیت پایایی و درجه هم انباشتگی سری‌های زمانی مشخص گردد. در این بررسی همان‌طور که ذکر شد از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر استفاده شده است. باید توجه شود که فرض وجود پایایی در صورتی پذیرفته می‌شود که قدر مطلق آماره‌های t محاسبه شده از قدر مطلق آمارهٔ دیکی فولر تعمیم یافته در سطح معنی‌داری ۹۵٪ بیشتر باشد.

جدول (۱): نتایج آزمون پایایی متغیرهای مدل

متغیرها	آماره محاسباتی	آماره ADF در سطح معنی‌داری ۹۵٪	نتیجه
Ln B	-۳/۳۰	-۲/۹۷	پایا
Ln IGDP	۰/٦۳	-۲/۹۷	ناپایا
ΔLn IGDP	-٤/۷٤	-۲/۹۸	پایا
Ln LEX	-٤/۰۳	-۲/۹۹	پایا
Ln LTFI	-۳/٤۱	-۲/۹۷	پایا
Ln LTFC	-٤/٤٦	-۳/۰۰	پایا

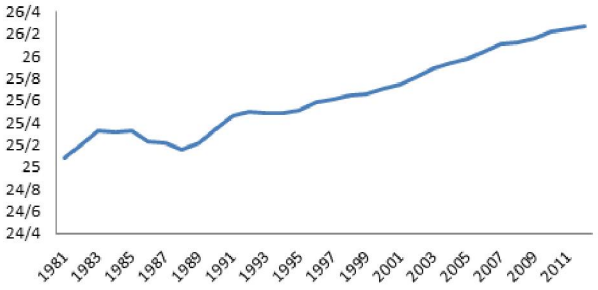
مأخذ: محاسبات محقق

با توجه به نتایج به دست آمده در جدول (۱)، مشاهده می‌شود که متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی (LIGDP) در سطح ناپایا بوده و در تفاضل مرتبه اول خود پایا شده است. لذا انجام آزمون شکست ساختاری برای این متغیر ناپایا ضروری می‌باشد.

٦-٢- آزمون شکست ساختاری

بر اساس نتایج آزمون پایایی دیکی-فولر در مورد الگوی تراز تجاری ایران با چین، متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی انباشته از مرتبه اول (I(1)) می‌باشد. به این معنا که در تفاضل مرتبه اول خود پایا می‌شود، لذا در این بخش به بررسی روند این متغیر پرداخته می‌شود و به این سؤال پاسخ داده می‌شود که آیا شکست ساختاری در تابع روند این متغیر وجود داشته است یا خیر (کلیه آزمون‌های مربوط به این بخش توسط نرم‌افزار Eviews انجام شده است).

در نمودار (۱) روند این متغیر طی دوره مورد بررسی قابل مشاهده می‌باشد. بر اساس آن، مشاهده می‌شود که در سال ۱۹۸۸ یک شکست ساختاری در تابع روند وجود دارد، به طوری که عرض از مبدأ این تابع در این سال تغییر یافته است. بنابراین بر اساس مبانی آزمون پرون، به منظور بررسی وجود شکست ساختاری در تابع روند این متغیر، می‌بایست تابع رگرسیون پرون مربوط به آن، در چارچوب آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته برآورد شود.



نمودار (۱): تابع روند لگاریتم تولید ناخالص داخلی ایران طی دوره ۱۹۸۱-۲۰۱۲

مأخذ: محاسبات محقق

کمیت‌های بحرانی مورد نیاز برای انجام آزمون، توسط پرون استخراج و جدول‌بندی شده است. این مقادیر بحرانی با توجه به کمیت $\lambda = TB/n$ (λ) که نسبت زمان بروز شکست ساختاری (TB) به حجم نمونه (n) را نشان می‌دهد در جدول

پرون گزارش شده است.

نتایج برآورد شده این رگرسیون کـه بـه روش OLS صـورت گرفته است، در جدول (۲) قابـل مشـاهده مـی‌باشـد. لازم بـه توضیح است که نتایج حاصل از برآورد رابطه رگرسیون (۵) در مورد این متغیر بدون نیاز به گنجانیدن وقفه‌های Δy به منظـور رفع خودهمبستگی بین جملات اخلال گزارش شده است.

جدول(۲): آزمون ریشه واحد برای LIGDP (شکست ساختاری موجب تغییر عرض از مبدأ تابع روند شده است)

متغیر وابسته	Method: least squares Sample (adjusted): 1981- 2012				
LIGDP	Variable	Coefficient	Std.Error	t- Statistic	.Prob
	D۸۸	-۰/۲۸	۰/۲٤	-۱/۱٦	۰/۲۵
	DU۸۸	-۰/۱۱	۰/۱۳	-۰/۸۵	۰/٤۰
	DLIGDP	۰/۱۱	۰/۰۲	٤/۳٤	۰/۰۰
	C	۰/٦۵	۰/۱٦	٤/۰۸	۰/۰۰
	R^2=۰/۵۳	D.W=۱/۰۱	F-Statistic=۱۰/۷۷	Prob(F-Statistic)=۰/۰۰۰	

مأخذ: محاسبات محقق

DU۸۸ متغیر مجازی می‌باشد کـه کمیـت آن بـرای ۱۹۸۸ ≤ t مساوی صفر و برای ۱۹۸۸<t مساوی یک می‌باشـد. آنچـه در این جدول حائز اهمیت می‌باشد، ρ کمیت ضریب مربوط بـه متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی با یک وقفـه (DLIGDP) و کمیت آماره آن یعنی τ می‌باشد. کمیت این آماره، زمانی که LIGDP متغیر وابسته است عبارت است از:

$$\tau = \frac{\hat{\rho} - \rho}{S_{\hat{\rho}}} = \frac{\hat{\rho} - 1}{S_{\hat{\rho}}} = \frac{0.118932 - 1}{0.027379} \cong -32.18$$

از آن طرف λ محاسبه شده برابر است با:

$$\lambda = TB/n = 8/32 = 0.25$$

با توجه به مقدار محاسبه شده کمیت قدر مطلق آماره آزمون که ۳۲/۱۸ است و قدرمطلق تمامی کمیت‌های بحرانی ارائـه شـده در سطوح مختلف معنـی‌داری، ملاحظـه مـی‌شـود کـه مقـدار قدرمطلق آماره محاسبه شده از قدرمطلق کمیت ارائـه شـده در سطوح معنی‌داری مختلف (۱٪، ۲/۵٪، ۵٪ و ۱۰٪) کوچـک‌تـر است. بنابراین فرض H_0 که وجود ریشه واحد را نشان می‌دهد، رد نمی‌شود و این متغیر دارای ریشه واحد می‌باشد. شاید بتوان علت این شکست ساختاری را در وقوع جنـگ میـان ایـران و عراق دانست که منجر بـه بـروز تحـولات اساسـی در عرصـه روابط بین‌المللی برای ایران گردید. لذا رشـد تولیـد ناخـالص داخلی کشور در طی دوران جنگ روندی نزولی پیدا کرد اما با نزدیک شدن به اواخر دوران جنگ، رشد اقتصادی به یک‌باره با جهشی مواجه گردید و روندی مثبت به خود گرفت. در واقـع بر اساس نتایج آزمون پرون، وقوع جنگ، تأثیر معنـی‌داری بـر رشد اقتصادی ایران داشته است و به همین دلیل نتـایج آزمـون دیکی- فولر با نتایج آزمون شکست ساختاری پـرون متفـاوت می‌باشد.

٦-۳- نتایج تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت

بر اساس نتایج بدست آمده در بخـش‌هـای قبـل مـی‌تـوان بـه تخمین ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمـدت الگـوی تـراز تجـاری غیرنفتی ایران با استفاده از روش ARDL پرداخت؛ بنابراین در بلندمدت خواهیم داشت:

(٦)

$$\ln B_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln TFI_t + \alpha_2 \ln TFC_t + \alpha_3 \ln EX_t + \alpha_4 \ln IGDP_t + \alpha_5 D_t + \varepsilon_t$$

نتایج تخمین ضرایب کوتـاه‌مـدت و بلندمـدت ایـن الگـو در جدول (۳) ارائه شده است. هر کدام از ضـرایب α_i در الگـوی (٦) نشان دهنده درصد تغییـر در متغیـر وابسـته بـه ازای یـک درصد تغییر در هـر کـدام از متغیرهـای مسـتقل در بلندمـدت می‌باشد. لازم به ذکر است که پیش از تخمین ضرایب، آزمـون درون‌زایی برای متغیرهای الگو انجام شـد و بـر اسـاس نتـایج حاصل از آن، متغیر شاخص آزادی تجاری چین، برون‌زا بوده و

سایر متغیرها درون‌زا می‌باشند.

بر اساس آنچه که در جدول (۳) قابل مشاهده است، در کوتاه‌مدت و بلندمدت کلیهٔ ضرایب مربوط به هر کدام از متغیرهای مورد نظر در الگو، از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. بر اساس نتایج حاصل از تخمین ضرایب در کوتاه‌مدت، به ازای یک درصد افزایش شاخص آزادی تجاری ایران، تراز تجاری حدود ۵/۰٦ درصد بدتر می‌شود؛ این ضریب در بلندمدت نیز منفی و برابر با ۵/۷۱ می‌باشد. این بدان معنا است که بر مبنای دیدگاه طرفداران سمت تقاضا همانند فردریک لیست و سینگر (که آزادی تجاری را به ضرر ترکیب صادرات کشور داخلی نسبت به واردات آن می‌دانند)، با آزادسازی بیشتر تجارت ایران در رابطه با کشور چین، تراز تجاری کشورمان به نفع واردات تغییر پیدا می‌کند. وجود رابطه منفی میان شاخص آزادی تجاری و تراز تجاری در بسیاری از مطالعات تجربی نظیر زکریا (۲۰۱٤)، الوصال (۲۰۱۲) و یو و همکاران (۲۰۰۹) نیز تأیید شده است.

همچنین از طرف دیگر رابطه میان شاخص آزادی تجاری کشور چین در ارتباط با تراز تجاری ایران با این کشور نیز منفی می‌باشد و به ازای یک درصد افزایش در شاخص آزادی تجاری چین، تراز تجاری کشورمان به میزان ۸/۷۷ در کوتاه‌مدت و ۹/۸۹ در بلندمدت به نفع واردات تغییر می‌کند. در واقع یکی از دلایل بروز رابطه منفی میان شاخص آزادی تجاری ایران و چین بر تراز تجاری غیرنفتی ایران و چین، در قیمت‌های نسبتاً پایین کالاهای چینی نسبت به کالاهای تولید داخل است و این همان ضربه‌ای است که اقتصاد چین از طریق قاعده دامپینگ، بر اقتصاد سایر کشورها از جمله کشور ما وارد می‌کند. لذا گسترش روابط تجاری در رابطه با کشور چین، به ضرر تراز تجاری کشورمان خواهد بود زیرا منجر به افزایش واردات از این کشور خواهد شد و در نتیجه به ضرر اقتصاد کشورمان خواهد بود.

همچنین بر اساس جدول (۳)، در کوتاه‌مدت به ازای یک درصد افزایش در نرخ ارز حقیقی، تراز تجاری حدود ٤/۷۲ درصد افزایش می‌یابد؛ مقدار این ضریب در بلندمدت نیز مثبت و برابر با ۵/۳ می‌باشد. این بدان معناست که با افزایش نرخ ارز حقیقی (کاهش ارزش پول ملی) هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تراز تجاری ایران در روابط با چین بهبود یافته و نسبت صادرات به واردات افزایش پیدا می‌کند. بنابراین سیاست کاهش ارزش پول ملی می‌تواند منجر به بهبود تراز تجاری کشور در تجارت با چین در کوتاه‌مدت و بلندمدت شود و این نتیجه منطبق بر مبانی نظری موجود پیرامون رابطه میان نرخ ارز و تراز تجاری می‌باشد. لازم به توضیح است که وجود رابطه مثبت میان نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری در بلندمدت، در بسیاری از مطالعات تجربی نظیر پتروویچ و گلیگوریچ[1] (۲۰۱۰)، خاروبی[2] (۲۰۱۱) و احمدی و احمدیان یزدی (۱۳۹۱) تأیید شده است. البته باید توجه داشت که تعدیلات نرخ ارز حقیقی تنها بخشی از راه‌حل به تعادل رساندن تراز تجاری است و نیازمند آن است که با سایر فعالیت‌های سیاستی همراه شود (خاروبی، ۲۰۱۱: ۳۳). لذا به منظور از بین بردن کسری تراز تجاری می‌بایست هماهنگی میان نرخ ارز و سیاست‌های مدیریت تقاضا بر مبنای ساختارهای اقتصاد در بلندمدت تقویت شود (باتارای و آرما[3]، ۲۰۰۵: ۳).

همچنین بر اساس نتایج به دست آمده، یک درصد افزایش رشد اقتصادی ایران (رشد GDP) در بلندمدت، تراز تجاری را حدود ۱۰/۸۳ درصد کاهش می‌دهد و این نتیجه نشان‌دهنده این مطلب است که با افزایش درآمد حقیقی (تولید ناخالص داخلی حقیقی)، قدرت خرید شهروندان داخلی برای خرید کالاهای خارجی افزایش می‌یابد، لذا واردات کالاها و خدمات چینی افزایش یافته و تراز تجاری بدتر می‌شود. این نتیجه با مبانی نظری موجود در ارتباط با رابطه میان تولید ناخالص داخلی و تراز تجاری (که در بخش پنجم به آن پرداخته شد) انطباق دارد. از لحاظ تجربی نیز وجود رابطه منفی میان نرخ رشد اقتصادی و تراز تجاری در بسیاری از مطالعات نظیر مطالعه احمد و همکاران (۲۰۱۳)، پریخ و استیربو (۲۰۰٤) و هلند[4] (۲۰۰٤) تأیید شده است. از این‌رو در صورت افزایش رشد اقتصادی، روابط تجاری غیرنفتی با کشور چین به ضرر اقتصاد کشورمان خواهد بود و این موضوع می‌بایست مدنظر

1. Petrovic & Gligoric (2010)
2. Kharroubi (2011)
3. Bhattarai & Armah (2005)
4. Holand (2004)

سیاست‌گذاران قرار گیرد.

ضریب بخش تصحیح خطای با وقفه ((ECM(-1)، نیز معنی‌دار و حدود ۰/۸۸ می‌باشد که نشان می‌دهد در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، در هر سال ۰/۸۸ از عدم تعادل کوتاه‌مدت تراز تجاری حقیقی در دوره بعد تعدیل می‌شود و بنابراین تعدیل این سری زمانی، به سمت تعادل بلندمدت با سرعت نسبتاً بالایی صورت می‌گیرد.

متغیر دامی وارد شده (D) به الگو نیز در بلندمدت دارای اثر منفی و در کوتاه‌مدت دارای اثر مثبت بر تراز تجاری بوده ولی از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. همچنین با توجه به مقدار آماره F، که معنی‌داری کلی رگرسیون را نشان می‌دهد، مشاهده می‌شود معنی‌داری کلی رگرسیون با درصد معنی‌داری بسیار بالایی (بیش از ۹۹ درصد) تأیید می‌شود و ضریب تعیین R^2، برابر با ۰/۸۳ است که نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی نسبتاً بالای این الگو است و از آنجا که مقدار آن کمتر از آماره آزمون دوربین واتسون (۲/٤) می‌باشد، لذا خطر بروز رگرسیون کاذب در این سری زمانی وجود ندارد. به علاوه فرم تابعی[1] الگو نیز با درصد معنی‌داری بالای ۹۹ درصد تأیید شده و لذا فرم طراحی تابع مورد نظر در این مطالعه، از لحاظ آماری کاملاً صحیح می‌باشد.

٦-٤- آزمون ثبات ساختاری

برای آزمون ثبات ساختاری از محاسبه آماره پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی که توسط براون ارائه شده، استفاده شده است. نمودارهای (۲) و (۳) نتایج آزمون ثبات ساختاری ضرایب الگوی (٦) که بدون در نظر گرفتن متغیر دامی انجام شده‌اند، را ارائه می‌دهند. اگر نمودارهای ارائه شده داخل فاصله اطمینان ۹۵ درصد باشند، فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری رد نمی‌شود و اگر نمودارها از فاصله اطمینان بیرون زده باشند (یا به عبارتی فاصله اطمینان را قطع کرده باشند) فرضیه صفر رد می‌شود. از آنجا که نمودارهای ارائه شده داخل فاصله اطمینان قرار دارند، ثبات ساختاری مدل مورد نظر تأیید می‌شود. نمودارهای مربوط به این آزمون به شکل قابل قبولی در دامنه اطمینان (۹۵ درصد) قرار می‌گیرند که حکایت از باثبات بودن ضرایب به رغم تحولات ساختاری دوره نمونه دارد.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

همان‌طور که قبلاً اشاره شد، از لحاظ نظری اگر چه با آزادسازی تجاری ارزش واردات و صادرات افزایش می‌یابد اما تأثیر آن بر تراز تجاری مبهم است و بیشتر به اثرات نسبی رشد صادرات و واردات و همچنین تغییرات قیمت‌های نسبی بستگی دارد. بر اساس نتایج به دست آمده از تخمین الگو به روش ARDL، با افزایش شاخص آزادی تجاری ایران در کوتاه‌مدت و در بلندمدت، تراز تجاری کشور به نفع واردات تغییر می‌کند و وضعیت تراز تجاری غیرنفتی بدتر می‌شود. اولین نتیجه‌گیری از این موضوع آن است که با اعمال سیاست آزادسازی تجاری در ایران، واردات کالاهای چینی نسبت به صادرات کالاهای ایرانی به این کشور افزایش می‌یابد. این نتیجه‌گیری مؤید دیدگاه اقتصاددانان طرف تقاضا نظیر فردریک لیست و سینگر می‌باشد که آزادسازی تجاری را به ضرر کشور داخلی می‌دانند. در واقع این دسته از اقتصاددانان معتقدند که سیاست تجارت آزاد برای کشورهای در حال توسعه فقط در صورتی مناسب است که شرایط بین‌المللی برای آن مساعد باشد؛ در غیر این صورت به زیان این کشورها خواهد بود. این موضوع در ارتباط با شاخص آزادی تجاری کشور چین نیز دیده می‌شود؛ به این ترتیب که با افزایش این شاخص برای کشور مذکور، باز هم تراز تجاری کشورمان به نفع واردات از این کشور تغییر کرده و واردات کالاهای چینی نسبت به صادرات کالاهای ایرانی به این کشور افزایش می‌یابد. در مجموع بر اساس نتایج بدست آمده می‌توان گفت اتخاذ سیاست آزادسازی تجاری به منظور گسترش روابط تجاری غیرنفتی با کشور چین، به نفع تراز تجاری ایران نخواهد بود.

همچنین بر اساس نتایج حاصل از این مقاله، رشد اقتصادی در بلندمدت دارای اثر منفی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران در روابط تجاری با کشور چین می‌باشد. این نتیجه خود منطبق بر مبانی نظری موجود پیرامون رابطه رشد اقتصادی و تراز تجاری

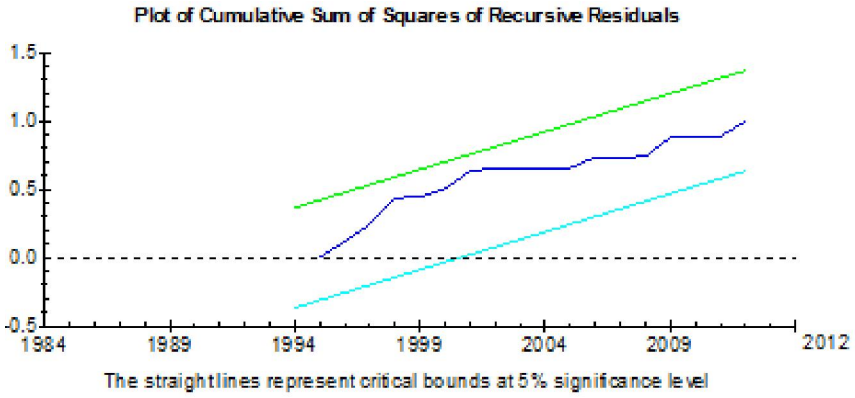
1. Functional Form

است که بیان می‌کند با افزایش تولید ناخالص داخلی حقیقی، قدرت خرید شهروندان داخلی نسبت به کالاهای خارجی افزایش می‌یابد، لذا واردات کشور نسبت به صادرات افزایش یافته و تراز تجاری بدتر می‌شود. از این‌رو می‌توان نتیجه گرفت سیاست‌هایی که مبتنی بر رشد اقتصادی بالاتر باشند می‌توانند منجر به واردات بیشتر کالاها و خدمات از کشور چین شده و به اقتصاد داخلی و بازار کالاهای داخلی ضربه واردکنند، لذا این موضوع می‌بایست مدنظر سیاست‌گذاران قرار گیرد.

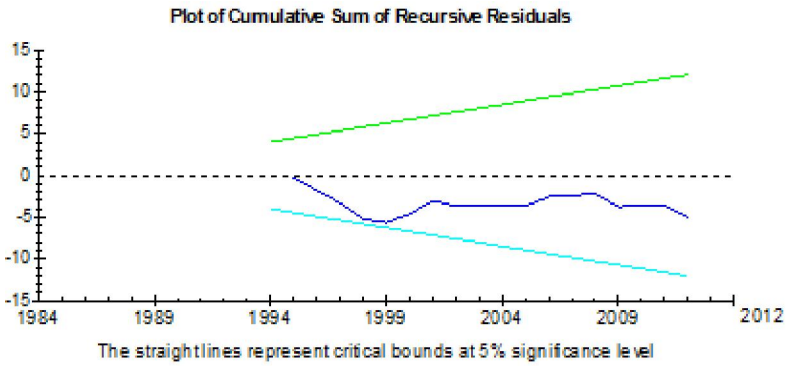
جدول (۳): نتایج تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت با استفاده از ARDL(2,0,0,3) بر مبنای معیار SBC؛ متغیر وابسته: ln B

تخمین ضرایب کوتاه‌مدت				تخمین ضرایب بلندمدت			
متغیرها	ضریب	آماره T	[احتمال]	متغیرها	ضریب	آماره T	[احتمال]
dLB1	۰/۵۵	۲/۶۷	[۰/۰۱]	LEX	۵/۳	۳/۷۷	[۰/۰۰]
dLTFI	−۵/۰۶	−۱/۸۴	[۰/۰۸]				
dLEX	۴/۷۲	۲/۳۵	[۰/۰۲]	LIGDP	−۱۰/۸۳	−۳/۰۱	[۰/۰۰]
dLIGDP	۷/۴۷	۰/۹	[۰/۳۷]				
dLIGDP1	−۱۶/۴۲	−۳/۴۳	[۰/۰۰]				
dLIGDP2	۲۱/۶۸	۴/۴۵	[۰/۰۰]	LTFI	−۵/۷۱	−۱/۹۷	[۰/۰۶]
dC	۲۶۶/۵	۲/۱۵	[۰/۰۴]				
dD	۰/۶۶	−۰/۶۴	[۰/۵۳]				
dLTFC	−۸/۷۷	−۱/۷۵	[۰/۰۹]	LTFC	−۹/۸۹	−۲/۲۹	[۰/۰۳]
ecm(-1)	−۰/۸۸	−۳/۴۲	[۰/۰۰]	C	۳۰۰/۶۸	۳/۱۰۰۹	[۰/۰۰]
				D	−۰/۷۴	−۰/۶۶	[۰/۵۱]
$R^2 = 0.83$	$\overline{R}^2 = 0.74$	$F = 9.10\ [0.00]$				$D.W = 2.41$	$\sigma = 1.71$

مأخذ: محاسبات محقق



نمودار (۲): نتیجه آزمون ثبات ضرایب CUSUMSQ



نمودار (۳): نتیجه آزمون ثبات ضرایب CUSUME

مأخذ: محاسبات محقق

اما سومین برداشت بر پایه نتایج حاصل از این مقاله آن است که سیاست افزایش نرخ ارز حقیقی می‌تواند منجر به بهبود تراز تجاری ایران در روابط تجاری غیرنفتی با کشور چین شود. بر اساس نتایج حاصل از برآورد الگوی مورد نظر در این مطالعه، نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای اثر مثبت بر تراز تجاری غیرنفتی کشورمان در روابط تجاری با این کشور می‌باشد. بنابراین در شرایط کنونی اقتصاد ایران که موضوع تحریم‌های اقتصادی بسیار مورد توجه می‌باشد، افزایش نرخ ارز با هدف بهبود تراز تجاری غیرنفتی می‌تواند منجر به افزایش صادرات غیرنفتی به کشور چین نسبت به واردات از این کشور شود.

در حقیقت کشورهای در حال توسعه نظیر ایران که عمدتاً با نظام ارزی شناور مدیریت شده به همراه نوسانات اندک در نرخ ارز، مبادرت به انجام تعدیل‌ها به سمت آزادی تجاری می‌کنند، مسلماً در مرحله نخست نیازمند افزایش قدرت رقابت‌پذیری خود هستند. این بدان مفهوم است که سیاست‌مداران و مجریان کشور، می‌بایست به منظور بالا بردن اثرات آزادسازی تجاری بر تجارت غیرنفتی (خصوصاً صادرات غیرنفتی)، نرخ ارز حقیقی را به طور کنترل شده افزایش دهند، تا از این طریق بتوانند در مقابل ورود کالاهای چینی که از طریق قاعده دامپینگ به اقتصاد بسیاری از کشورها لطمه وارد کرده‌اند، بازار صادراتی پررونقی را برای کالاهای تولید داخل ایجاد کنند. همچنین باید به این موضوع نیز توجه داشت که اتخاذ این نوع سیاست نمی‌تواند به عنوان راهبردی بلندمدت در جهت ایجاد رونق اقتصادی برای اقتصاد کشور تلقی شود؛ زیرا تنها ارزش تراز تجاری را به نفع کشور داخلی نشان می‌دهد و از این‌رو مزیتی برای کشور محسوب نمی‌شود.

منابع

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن و محسنی، رضا (۱۳۸٤). تأثیر آزادسازی تجاری بر تراز تجاری و حساب جاری تراز پرداخت‌ها. *دانش و توسعه*، شماره ۱۷، ۳٦-۱۱.

احمدی شادمهری، محمدطاهر و احمدیان‌یزدی، فرزانه (۱۳۹۱). بررسی تأثیر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران در روابط تجاری با کشور آلمان. *اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، دوره نوزدهم، شماره ٤، ۱۵۵-۱۱٤.

اسماعیلی، عبدالکریم و رحمتی، داریوش (۱۳۸۷). اثر آزادسازی تجاری بر بخش کشاورزی ایران، *اقتصاد کشاورزی*. دوره دوم، شماره ۱، ۱۲۸-۱۱۹.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳٤٤.

برادران شرکاء، حمیدرضا و جبل عاملی، فرخنده (۱۳۸۲). انتخاب نظام ارزی وتغییرات نرخ مؤثر واقعی ارز در جمهوری اسلامی ایران طی سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۵۲. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۵، ۱٤۱-۱۲۱.

تشکینی، احمد (۱۳۸۵). اقتصادسنجی کاربردی با استفاده از

Microfit. تهران، انتشارات دیباگران.

جلیلی، زهرا (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین صادرات غیرنفتی، سرمایه‌گذاری خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای منطقه منا. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۳، ۴۲-۲۹.

حضرتی، رخساره و کریمی هسنیجه، حسین (۱۳۸۸). آزادسازی تجارت خارجی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی کشور ایران. *اولین همایش ملی اقتصاد ایران*، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خمینی‌شهر، ۵-۱.

ذوقی‌پور، آمنه و زیبایی، منصور (۱۳۸۸). بررسی اثرات آزادسازی تجاری بر بخش‌های اقتصادی ایران: مدل تعادل عمومی قابل محاسبه. *پژوهش‌های اقتصادی*، دوره نهم، شماره ۳، ۱۳۸-۱۱۳.

رحمانی، تیمور (۱۳۷۸). اقتصاد کلان. جلد اول، تهران، انتشارات برادران، چاپ هفدهم.

رضوی، عبدالله و سلیمی‌فر، مصطفی (۱۳۹۲). اثر جهانی شدن بر رشد اقتصادی با استفاده از روش خودتوضیح برداری. *مطالعات راهبردی جهانی شدن*، دوره چهارم، شماره ۱، ۳۲-۹.

رنجبر، همایون؛ طیبی، کمیل و خوش‌اخلاق، رحمان (۱۳۸۵). تأثیر آزادسازی تجاری بر الگوی تخصیص واردات کشور. *پژوهش‌های اقتصادی*، دوره هشتم، شماره ۲۸، ۳۷-۱۵.

سالم، بهنام و یوسف‌پور، نفیسه (۱۳۹۱). بررسی آثار آزادسازی تجاری در کشورهای در حال توسعه. *بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی*، دوره دوازدهم، شماره ۱، ۱۰۴-۹۳.

سوری، امیررضا و تشکینی، احمد (۱۳۹۰). عوامل مؤثر بر تجارت متقابل ایران با بلوک‌های منطقه‌ای. *مدل‌سازی اقتصادی*، دوره سوم، شماره ۹، ۱۵۸-۱۳۵.

شاکری، عباس (۱۳۸۷). نظریه و سیاست‌های اقتصاد کلان. تهران، انتشارات پارس نویسا، چاپ اول.

طیبی، کمیل و مصری‌نژاد، شیرین (۱۳۸۶). آزادسازی تجاری بخش کشاورزی و کاربرد مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE): مطالعهٔ موردی خانوارهای ایرانی. *بررسی‌های اقتصادی*، دوره چهارم، شماره ۱، ۲۴-۵.

علیپور، حمیدرضا و قدکچی، مریم (۱۳۹۰). بررسی رابطه توسعه تجارت با رشد اقتصادی در ایران. *کار و جامعه*، شماره ۱۴۱، ۵۳-۴۵.

کرباسی، علی‌رضا و پیری، محمد (۱۳۸۸). بررسی رابطه میان آزادی تجاری و رشد اقتصادی در ایران (یک تحلیل همجمعی). *دانش و توسعه*، دوره شانزدهم، شماره ۲۷، ۱۶۰-۱۴۵.

کمیجانی، اکبر (۱۳۷۴). بررسی اصلاحات تجاری در کشورهای در حال توسعه و کاربرد آن در ایران. تهران، معاونت امور اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارایی، چاپ اول.

گرجی، ابراهیم و علی‌پوریان، معصومه (۱۳۸۵). تحلیل اثر آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک. *پژوهشنامه بازرگانی*، دوره دهم، شماره ۴۰، ۲۰۳-۱۸۷.

متفکرآزاد، محمدعلی؛ اسدزاده، احمد؛ امینی‌خوزانی، محسن و شیرکش، محمود (۱۳۹۲). تحلیل اثرات همزمان آزادی اقتصادی، توسعهٔ انسانی و آزادی سیاسی در کشورهای منتخب اسلامی (۲۰۱۰-۲۰۰۱). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره چهارم، شماره ۱۳، ۹۶-۷۹.

محسنی، رضا (۱۳۸۵). تأثیر آزادسازی تجاری بر تقاضای واردات در ایران: مطالعه کالایی. *پژوهشنامه بازرگانی*، دوره یازدهم، شماره ۴۱، ۲۱۲-۱۸۱.

معمارنژاد، عباس و عجایبی، سمانه‌سادات (۱۳۸۹). بررسی اثر آزادسازی تجاری بر خالص صادرات کالاها و خدمات در کشورهای در حال توسعه منتخب. *اقتصاد کاربردی*، دوره دوم، شماره ۱، ۱۵۹-۱۳۵.

منجزی، مریم؛ قبادی، صغری و افقه، سید مرتضی (۱۳۸۹). بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت آزادسازی تجاری بر تابع واردات گندم ایران. *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، دوره چهارم، شماره ۲۴، ۵۳۲-۵۲۶.

نعمت‌اللهی، سمیه و گرشاسبی، علیرضا (۱۳۹۳). بررسی تغییرات تنوع پذیری صادرات غیرنفتی در شرایط تحریم‌های بین‌المللی با تأکید بر دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۳. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال

چهارم، شماره ١٤، ٩٢-٧٥.

وثوقی، سعید؛ شاه منصوری، تاج‌محمد؛ شاهسواری، محمـود و رایان‌پور، عماد (١٣٩٠). امکان‌سنجی ایجاد ترتیبات تجاری منطقه‌ای بین ایـران و کشـورهای منطقـه آسـیای مرکـزی. *پژوهش‌های بازرگانی*، شماره ٦٠، ١٦٣-١٣٥.

Ahmad, N. (2000). Export Response to Trade Liberalization in Bangladesh: A Cointegration Analysis. *Applied Economics*, 32, 1077−1084.

Ahmad, N., Ahmad, U., Farhat Hayat, M., & Luqman, M. (2013). Relationship between Trade Deficit and Economic Growth in Pakistan: An Econometric Investigation. *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, 7(7), 963-967.

Bahmani-Oskooee, M., & Brooks, T. J. (1999). Bilateral J-curve between US and her Trading Partners. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 135(1), 156–165.

Bahmani-Oskooee, M., & Ratha, A. (2004). The J-Curve: A Literature Review. *Applied Economics*, 36, 1377-1398.

Bhattarai, R., & Armah, K. (2005). The Effects of Exchnage Rate on the Tarde Balance in Ghana: Evidence from Cointegration Analysis. *Research Memorandum*, 52, 1-37.

Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Stitistical Society*, Series B, 37, 149-163.

Depken, C. A., & Sonora, R. J. (2005). Asymmetric Effects of Economic Freedom on International Trade Flows. *International Journal of Business and Economics*, 4(2),141-155.

Durlaf, S.N. (2001), "Manifesto for Growth Econometrics. *Journal of Econometrics*, 100, 65-69.

El-Wassal, K. A. (2012). The Impact of Trade Liberalization on the Trade Balance in Arab Countries. *Journal of Economic and Social Research*, 14(2), 1-26.

Fraser Institute (2013), Economic Freedom of the World, Annual Report.

Hansen, B. E. (1992). Testing for Parameter Instability in Linear Models. *Journal of Policy Modeling*, 14(4), 517-533.

Harberger, A. C. (2004). The Real Exchnge Rate: Issues of Concept and Measurement. Paper Prepared for a Conference in Honor of Michael Mussa, University of California, Los Angeles.

Helpman,E., & Krugman, P. (1985). Market Structure and Foreign Trade. Brighton, UK: Harvester Wheatsheaf.

Holland, M. (2004). Economic Growth and the Balance of Payments Constraint in Latin America. *Investigacion Economica*, 63, 45-74.

Ju, J., Wu, Y., & Zeng, L. (2009). The Impact of Trade Liberalization on the Trade Balance in Developing Countries. *IMF Staff Papers Advance Online Publication*, 1-23.

Khan, M. S., & Zahler, R. (1985). Determinants of Curreant Account Balance of Non-Oil Developing Countries in the 1970s: An Empirical Analysis. *IMF Staff Papers*, December.

Kharroubi, E. (2011). The Trade Balance and the Real Exchange Rate. *BIS Quarterly Review*, 33-42.

Lopes, P. (2005). The Impact of Trade Liberalization on Export, Import, The Balance of Payments and Growth: The Case of Mexico. (Draft Available at http://www.etsg.org/ETSG2003/papers/pacheco-lopez.pdf), 1- 29.

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

Naanwaab, C., & Diarrassouba, M. (2013). The Impact of Economic Freedom on Bilateral Trade: A Cross-Country Analysis. *International Journal of Bussiness Management Economic Research*, 4(1), 668-672.

Parikh, A., & Stirbu, C. (2004). Relationship between Trade Liberalization, Economic Growth and Trade Balance: an Econometric Investigation. *Hamburg Institute of International Economics*, 1-50.

Petrovic, P., & Gligoric, M. (2010). Exchange Rate and Trade Balance: J-Curve Effect. *Pano Economicus,* 1, 23-41.

Romer, D. (1986). A Simple General Equilibrium Version of the Bamol- Tobin Model. *The Quarterly Journal of Economics, MIT Press*, 101(4), 663-685.

Rose, A. K., & Yellen, J. L. (1989). Is There a J-Curve?. *Jounal of Monetary Economics*, 24(1), 53-68.

Santos-Paulino, A. U. (2002). Trade Liberalization and the Balance of Payments in Selected Developing Countries. ISSN 1466-0814, 1-44.

Sonora, R. J. (2014). All Economic Freedom is not Created Equal: Evidence from Gravity Model. *Contemporary Economic Policy*, 32(1), 30-41.

Sonora, R. J. (2008). On the Impact of Economic Freedom on International Trade Flows: Asymmetries and Freedom Components. *Working Paper, University of Zagreb*, 08-05, 1-31.

Zakaria, M. (2014). Effects of Trade Liberalization on Exports, Imports and Trade Balance in Pakistan: A Time Series Analysis. *Prague Economic Papers*, 1, 121-139.

پیوست

رتبه‌بندی شرکای عمده تجاری ایران در بخش غیرنفتی (۲۰۱۲-۲۰۰۸)

نام کشور	رتبه کشور	میانگین عددی مجموع ارزش صادرات غیرنفتی و واردات دو جانبه ایران طی سال‌های (۲۰۱۲-۲۰۰۸) برحسب میلیون ریال
امارات متحده عربی	۱	۲۱۷۲۶۲۷۹۲
چین	۲	۱۲۲۷٤۳۳۷۱
عراق	۳	٥٦٦٦٦٧٢
آلمان	٤	٤٩٣١٥٤٠٠
ترکیه	٥	٤٨٥٦١٧٩٧

مأخذ: محاسبات محقق

بررسی نقش آموزش در ایجاد سرمایه اجتماعی در ایران (۱۳۹۰-۱۳۶۰)

The Impact of Education on Social Capital in Iran (1981-2011)

سید محمدرضا سیدنورانی*، معصومه سادات سجادی**، فائزه فروزان***، فاطمه جهانگرد****

Seyed Mohammad Reza Seyed Nourani, Masomeh Sadat Sajadi**, Faezeh Forouzan***, Fatemeh Jahangard*****

دریافت: ۱۳۹۳/٤/۱٦ پذیرش: ۱۳۹۳/۸/۱۹

Received: 7/July/2014 Accepted: 10/Nov/2014

چکیده:

از دهه ۱۹۹۰ که سرمایه اجتماعی به عنوان موتور توسعه اقتصادی کشورها مطرح شد، این سرمایه در کانون توجه قرار گرفت. لذا کشورها برای دستیابی به توسعه اقتصادی اقدام به سرمایه‌گذاری در ایجاد این سرمایه کردند. در این راستا سرمایه‌گذاری در آموزش به عنوان اثرگذارترین عامل در دستور کار قرار گرفت. آموزش با افزایش توانمندی‌ها و دانش افراد، زمینه مشارکت و تعاملات اجتماعی و حضور افراد در شبکه‌های اجتماعی را فراهم می‌سازد. همچنین، با ایجاد و درونی کردن هنجارها، رفتار افراد را قانونمند می‌کند. این امر منجر به افزایش اعتماد اجتماعی و در نتیجه شکل‌گیری سرمایه اجتماعی می‌گردد. در این پژوهش سعی در اثبات این فرضیه‌ها بوده است که آموزش، منجر به ایجاد سرمایه اجتماعی می‌شود؛ همچنین دوره ابتدایی بیشترین اثر را در ایجاد سرمایه اجتماعی دارد. لذا با بهره‌گیری از روش GMM، اثر سطوح مختلف آموزشی بر سرمایه اجتماعی ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳٦۰ بررسی گردید. نتایج مبین آن است که آموزش در این دوره اثر مثبت و معناداری بر میزان سرمایه اجتماعی در ایران داشته است. در بررسی اثر سطوح مختلف آموزش نیز نتایج نشان می‌دهد که دوره پایه بیشترین اثر را در ایجاد سرمایه اجتماعی دارد و آموزش عالی با ضریب ۰/۲۹ کمتر از آموزش پایه روی سرمایه اجتماعی اثر می‌گذارد.

کلمات کلیدی: آموزش، اعتماد، هنجار، مشارکت، سرمایه اجتماعی.

طبقه‌بندی JEL: I25، O10، Z10.

* دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی (نویسنده مسئول)

Email: seyednourani@atu.ac.ir

** کارشناس ارشد اقتصاد محیط زیست، دانشگاه علامه طباطبایی

Email: m.sajadi920@yahoo.com

*** کارشناس ارشد اقتصاد محض، دانشگاه مفید

Email: faezehforouzan@yahoo.com

**** کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد واحد تهران مرکز

Email: fateme_jahangard@yahoo.com

Abstract:

Since the 1990s social capital was considered as an engine of economic development. Furthermore, in order to achieve the economic development, countries were invested to create and improve the social capital. In this regard education as the most influential factor was on the agenda. Education by increasing the personal abilities and knowledge can provide the condition for participation, social interaction and presence in social networks and community. On the other hand, education by create and internalize the norms would regulate people`s behavior that lead to an increase in social trust and social capital. In this study we tried to prove this hypothesis that education leads to social capital and the most effective impact on social capital belongs to the primary school as well. For investigating the impact of different levels of education on social capital in Iran during 1981-2011 we used the GMM method. The estimation results show that education has a positive and significant effect on social capital in this period. Among the different levels of education, the most effective level on social capital is the primary and middle school and the factor that has the least effect on social capital with 0/29 coefficient is higher education.

Keywords: Education, Trust, Norm, Participation, Social Capital.

JEL: I25, O10, Z10.

* Associate Professor of Economics, Allameh Tabatabaei University, Tehran, Iran (Corresponding Author).

** M.A. in Environment Economics, Allameh Tabatabaei University, Tehran, Iran.

*** M.A. in Economics, Mofid University, Qom, Iran.

**** M.A. in Economics, Tehran Azad University, Tehran, Iran.

۱- مقدمه

در دهۀ ۱۹٦۰ اقتصاددانان به ارزش سرمایه جدیدی و اهمیت آن برای توسعه اقتصادی پی بردند و مفهوم جدیدی تحت عنوان "سرمایه انسانی" در ادبیات توسعه اقتصادی مطرح شد. آنان بیان کردند که سرمایه انسانی می‌تواند بهره‌وری نیروی کار را بالا ببرد و از طریق دسترسی به دانش، بهداشت، تغذیه بهتر و افزایش مهارت‌ها می‌تواند بهره‌وری سایر عوامل تولید را بالا برده (استیگلیتز و میر، ۱۳۸٤: ۳۸) و رشد و توسعه اقتصادی را به ارمغان آورد. در این دهه بیشتر اقتصاددانان معتقد بودند که کمبود سرمایه‌گذاری در سرمایه‌های انسانی عامل اصلی نازل بودن سطح رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه است و تا زمانی که این کشورها علوم، دانش و سطح مهارت‌های حرفه‌ای را ارتقاء نداده‌اند، بازدهی، کارایی نیروی کار و سرمایه در سطح نازلی باقی می‌ماند و رشد اقتصادی با کندی و با هزینه‌های سنگین‌تر صورت می‌گیرد (تقوی و محمدی، ۱۳۸۵: ۱۷). با مطرح شدن بحث سرمایه انسانی و تلاش کشورها برای دستیابی به سرمایه انسانی بیشتر و کارآمدتر، آنان به سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی روی آوردند. از این‌رو، یکی از مهم‌ترین و اثرگذارترین روش‌ها، توجه به بحث آموزش به منظور شکل‌گیری سرمایه انسانی است. لذا در این دهه آموزش به عنوان محور اصلی توسعه اقتصادی مطرح شد که جز در سایه آموزش سرمایه انسانی مورد نیاز، توسعه اقتصادی فراهم نمی‌شود.

اما دهه ٦۰ میلادی و سرمایه انسانی نقطه پایان تحولات اقتصاد توسعه نبود. این تحولات تا آنجا ادامه داشت که در اواخر دهۀ ۱۹۹۰، عاملی تحت عنوان سرمایه اجتماعی[1] مطرح شد. چرا که در این دوره اقتصاددانان مشاهده کردند که با وجود انباشت سطوح یکسانی از سرمایه‌های انسانی، فیزیکی و طبیعی در برخی از کشورها، آنها به سطوح متفاوتی از توسعه دست یافته‌اند. از این‌رو، توجه آنان به عاملی جلب شد که عامل اصلی سطوح متفاوت در میزان توسعه یافتگی کشورها بوده است و آن عامل را، سرمایه اجتماعی نامیدند.

عوامل مختلفی در ایجاد و تقویت سرمایه اجتماعی نقش دارند. یکی از این عوامل، آموزش است. در واقع می‌توان گفت نهاد آموزش به دلیل ایجاد هنجارها و ارزش‌ها و درونی کردن آنها در افراد مهم‌ترین نقش را در ایجاد هنجارها در جامعه ایفا می‌کند.

با توجه به اهمیت آموزش در ایجاد سرمایه اجتماعی، در این پژوهش بر آن هستیم تا دو فرضیه را مورد بررسی قرار دهیم؛ اول اینکه آموزش بر سرمایه اجتماعی اثر مثبتی دارد و دوم اینکه در میان سطوح آموزشی، آموزش پایه بیشترین اثر را بر میزان سرمایه اجتماعی دارد. لذا با استفاده از روش GMM اثر سطوح مختلف آموزشی بر سرمایه اجتماعی تخمین زده می‌شود تا میزان اثرگذاری و نحوه اثرگذاری این سطوح بر سرمایه اجتماعی مشخص گردد. به همین منظور در ادامه ابتدا توضیح مختصری درباره آموزش و سرمایه اجتماعی و پیشینه‌ای از مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در این زمینه داده خواهد شد؛ سپس نحوه اثرگذاری آموزش بر خلق و تقویت سرمایه اجتماعی بیان می‌گردد. در انتها مدل و نتایج تخمین حاصل از آن مطرح می‌شود. در نهایت بحث و نتیجه‌گیری بیان می‌گردد.

۲- ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

در دهه ۱۹٦۰ آموزش به عنوان مهم‌ترین منبع خلق سرمایه انسانی در ادبیات توسعه اقتصادی مطرح شد. لذا کشورها به سرمایه‌گذاری در آموزش روی آوردند تا بتوانند از طریق خلق سرمایه انسانی و افزایش کارایی آن توسعه اقتصادی را برای خود به ارمغان بیاورند. در این دهه اهمیت آموزش به اندازه‌ای بالا رفت که موضوع جدیدی تحت عنوان "اقتصاد آموزش" پدید آمد و به یک مفهوم مستقل در علم اقتصاد تبدیل شد (حیدری و دیگران، ۱۳۹۰: ۱۱۷). اهمیت آموزش به اندازه‌ای است که بدون انجام سرمایه‌گذاری‌های کافی روی آن توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی پایدار محقق نمی‌گردد. در این

1. Social Capital

راستا تارو[1] معتقد است، "بزرگ‌ترین اختراع اجتماعی بشر آموزش عمومی اجباری بوده است. این سیستم زیربنای بهبود دائمی استانداردهای زندگی و ثروت رو به افزایش است" (تارو، ۱۳۸٤: ۵۹).

آموزش از طریق افزایش مهارت‌ها، دانش و توانایی اشخاص منجر به افزایش بهره‌وری نیروی کار می‌گردد (هیلول و پاتنام[2]، ۲۰۰۷: ۲). هر گونه سرمایه‌گذاری در زمینه آموزش قابلیت‌های نیروی انسانی را ارتقاء می‌بخشد و نیروی کار آسان‌تر و سریع‌تر می‌توانند از تجهیزات و فناوری‌های پیشرفته در تولید استفاده کنند و عامل سرمایه کاراتر و مولدتر می‌گردد که موجب افزایش بهره‌وری عوامل تولید می‌شود. در نهایت تخصیص منابع کارآمدتر صورت می‌پذیرد. به طور کلی، آموزش از طریق قدرت خلاقیت سازندگی، اصلاح و توسعه مهارت و ظرفیت‌های تولیدی نیروی انسانی به رشد اقتصادی کمک می‌کند (احمدی‌شادمهری و دیگران، ۱۳۸۹: ۳٤).

مهم‌ترین دستگاه متولی آموزش نیروی انسانی، مراکز آموزشی نظیر آموزش و پرورش است (صالحی،۱۳۹۱: ۲). یکی از وظایف این مؤسسات آموزشی ارائه مکانیزمی است که استعدادهای بالقوه را کشف و آن را به صورت بالفعل درآورده و مورد آموزش قرار دهد (تقوی و محمدی، ۱۳۸۵: ۱۹) و از این طریق نیروی انسانی متخصص برای نیازهای آتی جامعه را فراهم می‌آورد.

علاوه بر آموزش و اهمیت آن برای سرمایه انسانی، در دهه ۱۹۹۰ عامل جدید مطرح شد که اهمیت آن از سرمایه انسانی نیز بالاتر رفت و به عنوان مهم‌ترین عامل توسعه اقتصادی در کانون توجهات قرار گرفت. در این دهه این موضوع مشاهده شد که تنها سرمایه انسانی و آموزش نمی‌تواند رشد اقتصادی را حاصل نماید بلکه، برای تحقق این مهم نیاز به سرمایه اجتماعی است. علی‌رغم خاستگاه اجتماعی این مفهوم، در دهه ۱۹۹۰ اهمیت این سرمایه در حوزهٔ اقتصاد به حدی بالا رفت که اقتصاددانان بیان می‌کردند بدون وجود سطوح کافی از سرمایه اجتماعی، رشد و توسعه اقتصادی پایدار محقق نخواهد گشت.

از آنجا که سرمایه اجتماعی در روابط میان انسان‌ها نهفته است و ماهیتی غیرملموس دارد؛ ارائه تعریفی دقیق از آن مشکل است. به همین دلیل تعاریف گوناگونی از سرمایه اجتماعی به عمل آمده است. جامع‌ترین تعاریف به عمل آمده از سرمایه اجتماعی، تعریف بانک جهانی و OECD[3] است.

بانک جهانی (۱۹۹۸) سرمایه اجتماعی را این گونه تعریف می‌کند: «سرمایه اجتماعی مجموعه‌ای نظام‌مند از ارزش‌های غیررسمی، هنجارها، قاعده‌ها و تعهدها است که در جامعه استقرار یافته، باعث تسهیل و کارآمدی مناسبات میان اعضای آن جامعه شده و ظرفیت‌هایی برای دستیابی به هدف‌های خاص پدید می‌آورد» (نظرپور و منتظری‌مقدم، ۱۳۸۹: ٦۰).

OECD نیز بیان می‌کند که سرمایه اجتماعی عبارتست از شبکه‌های درهم تنیده از هنجارها، ارزش‌ها و ادراک که همکاری میان گروهی و درون گروهی را تسهیل می‌کند (OECD, 1996, 5).

در حالت کلی می‌توان گفت، سرمایه اجتماعی مجموعه‌ای از هنجارها و ارزش‌ها است که منجر به شکل‌گیری روابط مبتنی بر اعتماد شده و همکاری و تعامل افراد با یکدیگر را تسهیل می‌سازد.

با بررسی تعاریف گوناگونی که از سرمایه اجتماعی به عمل آمده است، به مفاهیم مشترکی چون هنجارها، اعتماد، مشارکت و شبکه‌های اجتماعی بر می‌خوریم، که مؤلفه‌های اصلی سرمایه اجتماعی را تشکیل می‌دهند. در قسمت بعد به بررسی اثر آموزش بر ایجاد این مؤلفه‌ها پرداخته می‌شود. لذا به اختصار هر یک از این مؤلفه‌ها را توضیح می‌دهیم.

الف) هنجار[4]: یک قاعده رفتاری است که به وسیله اکثریت افراد جامعه (در عمل و از طریق رعایت آن) بر آن صحه گذاشته می‌شود (رنانی و همکاران، ۱۳۸۵: ۱۳٦-۱۳۵).

1. Lester Thurow
2. Helliwell & Putnam (2007)
3. Organization for Economic Co-Operation and Development
4. Norm

ب) اعتماد[1]: اعتماد نیرویی درونی است که فرد برای برقراری تعامل با سایرین ناگزیر به داشتن آن است (رنانی و مؤیدفر، ۱۳۹۰: ۸۳).

ج) مشارکت اجتماعی[2]: به آن دسته از فعالیت‌های ارادی دلالت دارد که از طریق آنها اعضای یک جامعه در امور محل زندگی خود شرکت می‌کنند و به صورت مستقیم یا غیرمستقیم در شکل دادن حیات اجتماعی خود سهیم هستند (علی‌پور و دیگران، ۱۳۸۸: ۱۲۲).

د) شبکه‌های اجتماعی[3]: هر فردی دارای حوزه‌های مختلف برای مناسبات اجتماعی است؛ در هر یک از این حوزه‌ها، فرد دارای روابطی با سایرین است. وقتی این روابط بر اساس هنجارهای رفتاری خاص و مشترک، قاعده‌مند و قابل پیش‌بینی شوند، یک شبکه اجتماعی شکل گرفته است (رنانی و همکاران: ۱۳۸۵، ۱۳٦-۱۳۵).

به منظور ایجاد سرمایه اجتماعی در جامعه نیاز به ایجاد این مؤلفه‌ها است. اما ایجاد این مؤلفه‌ها به سادگی امکان‌پذیر نیست چرا که سرمایه اجتماعی موجود در هر جامعه دارای دو بُعد است (علمی و همکاران، ۱۳۸۷: ۲۵۵-۲۵٤):

۱. سرمایه اجتماعی شناختی یا ذهنی[4]: سرمایه اجتماعی شناختی عبارتست از ارزش‌ها، اعتماد، گرایش‌ها و عقاید که امری ذهنی و مفهومی نامحسوس است؛ مانند حس اعتماد به سایرین.

۲. سرمایه اجتماعی ساختاری[5]: سرمایه اجتماعی ساختاری حاکی از ارتباطات عینی و قابل مشاهده بین افراد است. به عبارت روشن‌تر، مصداق‌های عینی سرمایه اجتماعی مانند شبکه‌های اجتماعی، تشکل‌ها، نهادها و مشارکت در فعالیت‌های گروهی.

به منظور ایجاد سرمایه اجتماعی باید هم بعد ذهنی و هم ساختاری در جامعه ایجاد شود. تنها با شکل‌گیری یک بُعد نمی‌توان از سرمایه اجتماعیِ کارآمدی در جامعه برخوردار بود. اما می‌توان گفت که بُعد ذهنی نسبت به بُعد ساختاری ارجح است. چرا که اگر بُعد ذهنی سرمایه اجتماعی شکل گیرد و هنجارها و ارزش‌های مثبت در افراد نهادینه شوند، خود به خود زمینهٔ شکل‌گیری بُعد ساختاری را فراهم می‌سازد. اما اگر ابتدا بُعد ساختاری سرمایه اجتماعی ایجاد شود اما ارزش‌های ذهنی فراهم نشده باشد؛ نمی‌توان انتظار تشکیل سرمایه اجتماعی کارآمدی را داشت.

با ایجاد و تقویت سرمایه اجتماعی در جامعه مشارکت، همکاری، یکپارچگی و اتحاد افزایش پیدا کرده و همچنین منجر به بهبود عملکرد افراد و افزایش کارایی آنان، افزایش تعهدات و مسئولیت‌پذیری، تسهیل دسترسی اعضا به منابع و امکانات و تقویت اعتمادپذیری افراد نسبت به یکدیگر و نسبت به دولت‌مردان می‌گردد. همچنین در چنین فضایی برنامه‌ها و سیاست‌های دولت از اعتبار بیشتری برخوردار است و مردم برای به ثمر رسیدن سیاست‌های اقتصادی دولت را یاری می‌دهند. در نتیجه به دلیل اتحاد و همبستگی که میان افراد به وجود می‌آورد، قادر به ایجاد احساس تعلق و در نهایت هویت فرهنگی و همگانی در طول زمان بوده (کاستلز، ۱۳۸۰: ۸۲) که منجر به انباشت قدرت اجتماعی می‌شود.

علاوه بر موارد گفته شده، سرمایه اجتماعی هم‌زمان دو نقش چسب و روغن را در جامعه بازی می‌کند. از یک طرف افراد را کنار هم نگه داشته و موجب تعامل، همکاری و مشارکت میان آنها می‌شود. در واقع به مثابه چسبی است که انسجام جوامع را تضمین می‌کند. از طرف دیگر (مانند روغن) با پیش‌بینی پذیر کردن رفتار افراد، موجب کاهش هزینهٔ مبادله و افزایش تعامل افراد با یکدیگر می‌گردد (رنانی و مؤیدفر، ۱۳۹۰: ۳۵) و از این طریق بستر مناسب رشد و توسعه اقتصادی را برای جوامع به ارمغان می‌آورد.

به دلیل اهمیت بالای سرمایه اجتماعی، کشورها سعی در ایجاد و تقویت این سرمایه دارند تا از این طریق بتوانند به توسعه اقتصادی نائل آیند. یکی از مهم‌ترین عوامل ایجادکننده

1. Trust
2. Social Participation
3. Social Networks
4. Cognitive
5. Structural

این سرمایه، نهاد آموزش است. آموزش قادر است هر دو بعد ذهنی و ساختاری سرمایه اجتماعی را در جوامع به وجود آورد. وظیفه آموزش تنها انتقال دانش و تربیت سرمایه انسانی نیست بلکه، آموزش به عنوان یک نهاد رسمی نقش تربیتی و پرورشی را نیز بر عهده دارد. به طور کلی، بهترین نوع آموزش، آموزشی است که زمینه‌ساز آینده باشد، اندیشه‌ها را غنی سازد، ظرفیت‌های ذهنی و افق‌های دید را گسترش بخشد و به طور کلی هنجارها را ایجاد کند (چهاربند، ۱۳۸۸: ۷۰).

فوکویاما معتقد است مهم‌ترین راه افزایش و تقویت سرمایه اجتماعی برای دولت‌ها، آموزش است (دنی[1]، ۲۰۰۳: ۲۷۷). انتظار بر این است که ارتقای تحصیلات و سرمایه انسانی بر مؤلفه‌های سرمایه اجتماعی (یعنی اعتماد، پیوندها و شبکه‌ها) تأثیر مثبت و فزاینده‌ای داشته باشد.

از طریق آموزش می‌توان بسیاری از اهداف اجتماعی را به دست آورد، که منجر به ارتقاء سرمایه اجتماعی می‌گردد؛ نظیر دانستن وظایف دانش‌آموزان در مقابل خانواده، دوستان و همسایگان، احترام به معلمین و اولیای مدرسه، رعایت حقوق دیگران، کمک به همکلاسی‌ها، دوست داشتن همکاری با دیگران، شرکت در بازی و فعالیت‌های گروهی، دانستن و عمل به مقررات مدرسه و پایبندی به انجام وظایف و مسئولیت‌ها (شرکایی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۹). این موارد که در سایه آموزش ایجاد می‌شود منجر به شکل‌گیری رفتارها و هنجارها شده و اعتماد و مشارکت اجتماعی را افزایش می‌دهد که نتیجه آن تقویت سرمایه اجتماعی است. لذا گفته می‌شود که بازدهی اجتماعی آموزش بسی بیشتر از بازدهی شخصی آن است (دنی، ۲۰۰۳: ۲۷۷).

به عبارت دیگر، این نهاد آموزش است که باید انگیزش‌ها و رفتارها را در سطح جامعه ایجاد کرده و اصلاح کند. به گونه‌ای که این انگیزش‌ها و رفتارها به سمت هنجارها و ارزش‌های مثبت و قانون‌مداری کشیده شود و با قرار گرفتن در چنین چارچوبی به طور خودکار اعتماد لازم را میان افراد به وجود می‌آورند. این اعتماد نیز مشارکت افراد و همکاری آنان با یکدیگر را ترویج می‌کند. اگر این نهاد بتواند چنین رفتاری را در جامعه ایجاد کند زمینه ایجاد و تقویت سرمایه اجتماعی در جامعه فراهم می‌گردد. برای رسیدن به سطح مطلوبی از سرمایه اجتماعی، جامعه نیازمند یک فضای یادگیرنده است که آموزش یک قسمت کوچک و ملموس از آن به شمار می‌آید؛ زیرا فرآیند تغییر اجتماعی یک فرآیند مکانیکی محض نیست بلکه محصول رفتار انسانی است، رفتارهایی که به طور معین به وسیله اجتماعی که در آن ریشه دارند شکل می‌گیرند و محدود می‌شوند. بنابراین این تغییر در الگوی روابط، در ذات واقعیت اجتماعی است.

به منظور ایجاد سرمایه اجتماعی به یک نظام آموزشی جامع نیاز است. چرا که آموزش پایه از یک سو بیشترین میزان جمعیت را تحت پوشش قرار می‌دهد و از سوی دیگر اینکه، در سنین پایین افراد انعطاف‌پذیرترند وآسان‌تر می‌توان هنجار و ارزش‌های مثبت را در آنها ایجاد کرد و شخصیت آنها را شکل داد. دوره ابتدایی اولین مکان تربیت ظرفیت‌ها و توانایی‌های معنوی (اخلاقی) و ذهنی خارج از خانواده در زندگی افراد است (هانگ و دیگران[2]، ۲۰۰۹: ٤). سطوح متوسطه و دبیرستان نیز اهمیت دارند چرا که بسیاری از فارغ‌التحصیلان از این سطوح به بازار کار وارد می‌شوند و تحصیلات خود را ادامه نمی‌دهند و وارد دانشگاه نمی‌شوند که تحت‌تأثیر آموزش عالی قرار گیرند. به همین دلیل آموزش در این دوران بسیار مهم است. اما اهمیت آموزش تنها به این دوران محدود نمی‌شود بلکه، به منظور درونی کردن هنجارها و برخوردار بودن از سطوح بالای سرمایه اجتماعی باید آموزش در دوره عالی نیز همچنان به صورت پیوسته دنبال گردد. چرا که دانشگاه آخرین حلقه از تربیت مدنی انسان‌ها است (ذاکر صالحی، ۱۳۸۷: ۲٦) و باید این آموزش تا این سطوح ادامه داشته باشد تا از تخریب آن در دوره‌های بالاتر جلوگیری شود.

به دلیل اهمیت بالای آموزش و سرمایه اجتماعی، مطالعات

1. Denny (2003)

2. Huang et.al. (2009)

گوناگونی در این زمینه‌ها صورت گرفته است. لذا در ادامه مطالعات مرتبط با این دو موضوع مطرح می‌گردد.

ذاکرصالحی در بررسی رابطه آموزش عالی با سرمایه اجتماعی با استفاده از روش فراتحلیل کیفی، بیان می‌کند که نظام آموزش عالی نتوانسته نقش چندانی در ارتقاء سرمایه اجتماعی تحصیل‌کردگان ایفا کند (ذاکرصالحی، ۱۳۸۷: ۵۱-۲۵). نازک‌تبار و ویسی در بررسی اثر سرمایه اجتماعی بر آموزش بیان می‌کنند که عملکرد تحصیلی دانش‌آموزان در مقاطع مختلف تحصیلی تحت‌تأثیر سرمایه اجتماعی خود و خانواده‌هایشان است. با استفاده از روش اسنادی و فراتحلیل آنان بیان می‌کنند که میان ارتباط با اقوام، همسایگان و ارتباط با اولیا و مربیان مدرسه با موفقیت تحصیلی ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین ارتباط بیرون خانواده نیز با موفقیت تحصیلی ارتباط معناداری دارد (نازک‌تبار و ویسی، ۱۳۸۷: ۱۴۹-۱۲۱).

فولادیان با بهره‌گیری از روش پیمایشی میزان سرمایه اجتماعی در بین دانشجویان دانشگاه آزاد مشهد را بررسی کرده است. او مطرح می‌کند که سرمایه اجتماعی در نمونه مورد بررسی پایین بوده است (فولادیان، ۱۳۸۸: ۱۱۲-۸۷).

کیامرثی و مؤمنی با کمک رگرسیون چند متغیره به بررسی ارتباط سرمایه اجتماعی و پیشرفت تحصیلی در سطح دبیرستان پرداخته‌اند. نتایج آنان نشان می‌دهد که سرمایه اجتماعی با پیشرفت تحصیلی رابطه مثبت و معنی‌داری دارد به گونه‌ای که ۱۳ درصد این پیشرفت توسط سرمایه اجتماعی توضیح داده می‌شود (کیامرثی و مؤمنی، ۱۳۹۲: ۱۳۰-۱۱۹).

هلیول و پاتنام[1] با استفاده از مطالعه داده‌های سری زمانی و مقطعی سرمایه اجتماعی در آمریکا نشان می‌دهند که افزایش میانگین سطوح آموزشی، میزان اعتماد را بالا می‌برد و سطوح مشارکت را به عنوان دومین مؤلفه سرمایه اجتماعی کم نمی‌کند (هلیول و پاتنام، ۲۰۰۷: ۱۹-۱).

نری و ویلی[2] با روش OLS و تخمین داده‌های مربوط به دانش‌آموزان استرالیا بیان می‌کنند که هر چند تغییرپذیری زیادی در میزان سرمایه اجتماعی دانش‌آموزان وجود دارد اما میان سرمایه اجتماعی و عملکرد تحصیلی رابطه معنی‌داری وجود ندارد (نری و ویلی، ۲۰۰۸: ۴۷-۱).

هانگ و همکاران با تجزیه و تحلیل چندین مطالعه به بررسی اثر آموزش بر اعتماد و مشارکت اجتماعی آمریکا به عنوان مؤلفه‌های سرمایه اجتماعی پرداخته‌اند. نتایج تخمین آنان نشان می‌دهد یک سال اضافی تحصیل احتمال اعتماد افراد را ۰/۰۲۴ افزایش می‌دهد و احتمال مشارکت در انجمن‌ها و فعالیت‌های داوطلبانه را ۰/۰۲۸ افزایش می‌دهد. به طور کلی تحصیلات مؤلفه‌های سرمایه اجتماعی را افزایش می‌دهد اما اثر بیشتری بر میزان مشارکت افراد دارد (هانگ و همکاران، ۲۰۰۹: ۲۸-۱).

بیشتر مطالعات صورت گرفته پیرامون آموزش و سرمایه اجتماعی، نقش و اثر سرمایه اجتماعی در ارتقاء تحصیلات و ایجاد سرمایه انسانی را بررسی کرده است. اما در زمینه نقش آموزش و تحصیلات در ایجاد و تقویت سرمایه اجتماعی مطالعات چندانی در ایران انجام نشده است و بیشتر مطالعاتی که در این زمینه مطرح شده، تنها به بررسی آموزش عالی پرداخته شده است. لذا در این پژوهش تلاش بر این است که اثر تمام سطوح آموزشی بر سرمایه اجتماعی در نظر گرفته شود.

۳- مبانی نظری

همان‌طور که قبلاً گفته شد آموزش به عنوان یک نهاد رسمی نقش بسزایی در ایجاد و تقویت مؤلفه‌های سرمایه اجتماعی دارد. حال در این قسمت کانال‌های اثرگذاری آموزش در ایجاد مؤلفه‌های اصلی سرمایه اجتماعی (هنجارها، اعتماد، مشارکت و شبکه‌های اجتماعی) بررسی می‌گردد.

۳-۱- هنجارها

همان‌طور که قبلاً گفته شد ایجاد بُعد ذهنی سرمایه اجتماعی

1. Helliwell & Putnam (2007)
2. Nery & Ville (2008)

نسبت به بُعد ساختاری آن ارجح است و آموزش اصلی‌ترین نقش را در ایجاد این بُعد دارد. نهاد آموزش این قدرت را دارد که تا حدی از طریق تداوم بخشیدن به تولید و بازتولید عادت‌های فکری و عملی، آنها را نظر اجتماعی منسجم کرده و به مرور در افراد نهادینه ساخته و فرهنگ یک جامعه را شکل دهد (چهاربند، ۱۳۸۸: ۹۱). به بیان ساده‌تر، مدارس و دانشگاه‌ها صرفاً سرمایه انسانی را انتقال نمی‌دهند بلکه، سرمایه اجتماعی را نیز به صورت قواعد و هنجارهای اجتماعی منتقل می‌کنند (تاجبخش، ۱۳۸۵: ۱۹٤) و از این طریق بُعد ذهنی سرمایه اجتماعی را به وجود می‌آورند. آموزش و پرورش و سایر مراکز آموزشی می‌توانند وسیلهٔ لازم جهت پیشرفت و تحول در شئون مختلف اجتماعی و اعتقادی باشند و سیاست زندگی عمومی را استحکام بخشند؛ بدین منظور است که تعلیم و تربیت لازمه بقا و پیشرفت هر جامعه پویا قلمداد می‌شود.

مؤسسات آموزشی با برقراری و اجرای قوانین می‌توانند ارزش‌ها و فعالیت‌هایی را رواج دهند که سرمایه اجتماعی را تقویت کند. هر چه قوانین دقیق‌تر تعریف شوند و درست‌تر به اجرا گذاشته شوند، به مرور این قوانین در افراد نهادینه شده و به یک قاعدهٔ رفتاری تبدیل می‌شود؛ به گونه‌ای که حتی در غیاب نیروهای فیزیکی بازدارنده، افراد خلاف قانون رفتار نمی‌کنند. در چنین جوامعی بر انباشت سرمایه اجتماعی افزوده می‌گردد. آموزش و پرورش در جوامع مختلف می‌تواند با اتخاذ تدابیر و سیاست‌های مناسب رسالت خویش را در جهت تحکیم و گسترش ارزش‌های آن جامعه انجام دهد و حتی با ایجاد تغییرات رفتاری، نوسازی ارزش‌های حاکم بر جامعه را ترویج نماید و از همین مسیر است که آموزش و پرورش می‌تواند مبانی فکری و اعتقادی جامعه را نیز پرورش دهد (صالحی، ۱۳۹۱: ۱۵). قوانینی که در مدارس و دانشگاه‌ها حاکم است به دلیل اینکه افراد در این محیط‌ها مجبور به رعایت قوانین و پیروی از آنها هستند چارچوب رفتاری آنها قانونمند و مشخص می‌گردد و می‌توان این امید را داشت که افرادی قانونمند پرورش یابند که در اجتماع نیز به همین صورت رفتار کنند.

۳-۲- اعتماد

نهادها در طول تاریخ برای کاهش عدم اطمینان و بی‌اعتمادی به وجود آمده‌اند. نهادگرایان معتقدند که نهادهای رسمی و غیررسمی با اجرای صحیح قوانین قادر هستند با قاعده‌مند کردن و پیش‌بینی‌پذیر کردن رفتار انسان‌ها و ایجاد یک ساختار باثبات، چارچوب‌های قابل اعتمادی را بسازند که موجب کاهش ریسک و عدم اطمینان و در نتیجه کاهش هزینهٔ مبادله در اقتصاد می‌شود و از این طریق بر روابط و تعاملات میان افراد از طریق ایجاد اعتماد تعمیم‌یافته نیز اثر می‌گذارند (نورث، ۱۳۷۹: ۲۲۹). مهم‌ترین مولفهٔ سرمایه اجتماعی، اعتماد است. تمام فعالیت‌های اقتصادی، داد و ستدها، مشارکت و روابط افراد با یکدیگر و همچنین ایجاد شبکه‌های اجتماعی، بر مبنای اعتماد شکل می‌گیرد. نهاد آموزش یکی از اثرگذارترین عواملی است که می‌تواند در شکل‌گیری اعتماد نقش بسزایی داشته باشد چرا که در قالب مؤسسات آموزشی تعاملات و روابط میان افراد شکل می‌گیرد که با تداوم و گسترش روابط، به مرور اعتماد به وجود می‌آید. از طرف دیگر، این نهاد آموزش است که قادر است با وضع قوانین یک ساختار باثبات را ایجاد نماید.

نهاد آموزش با وضع قوانین و ایجاد هنجارها به مرور حس اطمینان خاطری را در افراد به وجود می‌آورد مبنی بر اینکه افراد قانون‌مدارند و به تعهدات خود پایبند می‌باشند. در سایه چنین اعتمادی، ارتباطات افراد گسترش می‌یابد و می‌تواند زمینه‌ساز اعتماد، همکاری و مشارکت بیشتری شده که این امر منجر به تقویت سرمایه اجتماعی می‌شود (تاجبخش، ۱۳۸۵: ۲٤۷).

از طرف دیگر، تا حدودی میزان اعتماد به میزان تحصیلات افراد (به خصوص در مبادلات اقتصادی) بستگی دارد. در مبادلات اقتصادی هر چه افراد از تحصیلات بیشتری برخوردار باشند، قدرت شناسایی و تحقیق درباره طرف مقابل را دارند و در زمان مبادله به خوبی متوجه همه‌چیز هستند و راحت‌تر اقدام به مبادله می‌کنند. هر چه میزان بیشتری از این مبادلات

اقتصادی انجام گیرد، اعتماد میان افراد بیشتر می‌شود.

۳-۳- مشارکت

مشارکت اجتماعی با توانمندسازی افراد، تحقق امور را امکان‌پذیر می‌سازد؛ چرا که افراد به تنهایی قادر به انجام بسیاری از امور نیستند. هر چه افراد حضور پررنگ‌تری در گروه‌ها، انجمن‌ها و... داشته باشند، میزان مشارکت اجتماعی و در نتیجه سرمایه اجتماعی افزایش می‌یابد.

آموزش با ایجاد هنجارها و ارزش‌های مثبت در افراد، می‌تواند روحیه همکاری، مشارکت و انجام کارهای جمعی را نیز در افراد جامعه بپروراند. علاوه بر این، آموزش با افزایش مهارت‌ها و تخصص‌های لازم در افراد و ایجاد سرمایه انسانی، توانایی لازم برای مشارکت اجتماعی و حضور آنان در جامعه را به وجود می‌آورد و همچنین احتمال پذیرش اجتماعی افراد را در سازمان‌ها، گروه‌ها و تشکل‌های اقتصادی و اجتماعی افزایش می‌دهد. چرا که بی‌سوادی می‌تواند عامل بازدارنده بزرگی در راه مشارکت در فعالیت‌های اقتصادی باشد (سن، ۱۳۸۵: ۱۵۱). در واقع آموزش با ایجاد توانایی‌های لازم در افراد، فرصت‌های اجتماعی جدیدی را پیش روی آنان قرار داده و آنها قادر به انجام فعالیت‌های اقتصادی بیشتری هستند؛ در نتیجه منجر به افزایش مشارکت اجتماعی می‌گردد. چرا که هر چه افراد از تحصیلات و توانایی‌های بیشتری برخوردار باشند، با اعتماد به نفس بیشتری در جامعه حاضر شده و در فعالیت‌های سیاسی و اقتصادی شرکت می‌کنند و به مشارکت با دیگران می‌پردازند که این امر خود منجر به افزایش سطح سرمایه اجتماعی در جامعه می‌شود. اما هر چه افراد از تحصیلات کمتری برخودار باشند یا تحصیل کرده نباشند، به دلیل نداشتن توانایی‌های لازم قادر به شرکت در بسیاری از فعالیت‌ها نمی‌باشند.

پاتنام، اسلانر، آلسینا و فررا بیان می‌کنند افرادی که از تحصیلات بالاتری برخوردار هستند، به سایرین اعتماد بیشتری دارند و تمایل بیشتری به عضویت در سازمان‌های اجتماعی و مشارکت در فعالیت‌های اجتماعی دارند (هانگ و همکاران، ۲۰۰۹: ٤).

افرادی که مهارت و دانش یکسانی دارند و همچنین از هنجارهای مشابهی برخوردار هستند، تمایل بیشتری دارند که با یکدیگر فعالیت و مشارکت کنند. لذا افرادی که از تحصیلات چندانی برخوردار نیستند یا آموزش‌های لازم را دریافت نکرده‌اند از مشارکت با این افراد محروم می‌شوند. بسیاری از پژوهشگران معتقدند که پیچیدگی‌های روزافزون جوامع امروزی و همچنین پیشرفت فناوری موجب شده افرادی که نتوانسته‌اند مهارت‌های لازم را بیاموزند به حاشیه رانده شوند (نوغانی و اصغرپور ماسوله، ۱۳۸۷: ٦٦٩) که نتیجه‌ای جز کاهش مشارکت اجتماعی و حضور آنان در جامعه نداشته است. اما با فراگیری آموزش و تحصیلات لازم افراد می‌توانند حضور پررنگ‌تری در فعالیت‌های اجتماعی داشته باشند. می‌توان آموزش را به عنوان ابزاری در نظر گرفت که به طور مستقیم از طریق ایجاد دانش و مهارت‌های لازم و به طور غیرمستقیم از طریق ایجاد شبکه‌ها و تقویت پیوند بین گروه‌ها به ذخیره و ایجاد سرمایه اجتماعی کمک می‌کند (ذاکر صالحی، ۱۳۸۷: ۲۹).

آموزش منعکس‌کنندهٔ جهت‌گیری به سوی آینده از طریق تقویت سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی برای توسعه اقتصادی و اجتماعی (آموزش از طریق تقویت سرمایه انسانی و سرمایه اجتماعی توسعه اقتصادی و اجتماعی را برای آینده به ارمغان می‌آورد) است (هانگ و همکاران، ۲۰۰۹: ۳).

۳-٤- شبکه‌های اجتماعی

علاوه بر موارد مطرح شده درباره اثر آموزش بر ایجاد بُعد ذهنی سرمایه اجتماعی، آموزش قادر است بُعد ساختاری این سرمایه را نیز ایجاد نماید. در واقع بُعد ساختاری سرمایه اجتماعی همان شبکه‌های اجتماعی هستند. مشارکت و همکاری افراد در شبکه‌های اجتماعی تجلی می‌یابد. آموزش با جامعه‌پذیری علمی همراه است که در یک شرایط گروهی و

اجتماعی صورت می‌پذیرد و در هر سطحی شبکه‌ها و پیوندهای اجتماعی جدیدی را به ارمغان می‌آورد. این شبکه‌ها ذخایر جدیدی از روابط بین هم‌کلاسان، معلمان و استادان را شکل می‌دهند (ذاکر صالحی، ۱۳۸۷: ۲۹). با تشکیل شبکه‌های علمی و پژوهشی در مدارس، دانشگاه‌ها و سایر مراکز آموزشی زمینه مشارکت و همکاری افراد فراهم شده که منجر به افزایش سرمایه اجتماعی دانش‌پژوهان می‌شود.

همچنین دانش‌آموزان و دانشجویان با ارتباطی که با اساتید و معلمان و همکلاسی‌های خود دارند می‌توانند از وجود بسیاری از شبکه‌های اجتماعی باخبر شوند. علاوه بر این، افراد با حضور بیشتر در جامعه و افزایش تعاملاتشان با سایرین از وجود بسیاری از شبکه‌ها مطلع می‌شوند که می‌توانند عضو آنها شوند.

٤- تصریح مدل

مدل تحقیق برگرفته از مدل هوانگ و همکاران[1] (۲۰۰۹) است. برای تخمین مدل از روش GMM استفاده شده است. از جمله روش‌های اقتصادسنجی مناسب برای حل یا کاهش مشکل درون‌زا بودن متغیرها و همبستگی بین متغیرها، استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)[2] است.

روش GMM تخمین زننده قدرتمندی است که برخلاف روش حداکثر راستنمایی، نیازی به اطلاعات دقیق توزیع جملات اخلال ندارد. روش مزبور که در داده‌های تلفیقی پویا به کار گرفته می‌شود، مبتنی بر این فرض است که جملات اخلال در معادلات با مجموعه متغیرهای ابزاری، غیرهمبسته می‌باشد. در این روش پارامترهای مجهول باید به‌وسیله انطباق گشتاورهای جامعه (که توابعی از پارامترهای مجهول هستند) با گشتاورهای نمونه‌ای مناسب تخمین زده شوند. در ابتدا لازم است شرایط گشتاوری را به نحو مطلوبی تعریف نماییم (گرین[3]، ۲۰۰۸: ۲۰).

ما نمونه‌ای از مشاهدات شامل $\{x_t: t = 1, \dots, T\}$ داریم؛ و می‌خواهیم یک پارامتر مجهول $p\times1$ بردار θ با اندازه حقیقی θ_0 را تخمین بزنیم. فرض می‌کنیم که $f(x_t,\theta)$ یک بردار $q\times1$ پیوسته و تابعی از θ باشد؛ همچنین $E(f(x_t,\theta))$ وجود داشته باشد و θ,t نیز برای همه تعریف شده باشد. بر این اساس شرایط گشتاوری به صورت زیر می‌باشد:

$E(f(x_t,\theta_0))=0$

به عنوان مثال هرگاه نمونه $\{x_t: t = 1, \dots, T\}$ از یک توزیع گاما $\gamma(p^*, q^*)$ با اندازه‌های حقیقی $q^* = q_0^*\,,\ p^* = p_0^*$ داشته باشیم روابط میان گشتاورهای این توزیع و پارامترهای آن عبارتند از:

$$E(x_t) = \frac{p_0^*}{q_0^*}\,, E(x_t - E(x_t))^2 = \frac{p_0^*}{q_0^{*2}}$$

بر اساس تعاریف قسمت قبل خواهیم داشت:

$$f(x_t,\theta) = \left(x_t - \frac{p^*}{q^*}, \left(x_t - \frac{p^*}{q^*}\right)^2 - \frac{p^*}{q^*}\right), \theta = (p^*, q^*)$$

شرایط گشتاوری عبارتند از:

$$E\big(F(x_t,\theta_0)\big) = 0$$

٤-١- روش تخمین گشتاورها

در این قسمت بررسی خواهیم کرد که چگونه یک پارامتر بردار θ با استفاده از شرایط گشتاوری داده شده در قسمت قبل، تخمین زده می‌شود. در اولین مورد در جایی‌که θ کاملاً تعریف شده است به‌وسیله شرایط گشتاوری $p=q$ قرار داده می‌شود. سپس شرایط گشتاوری $E\big(F(x_t,\theta_0)\big) = 0$، یک مجموعه از معادلات p را برای مجهولات q ارائه می‌دهد. حل این معادلات با لحاظ نمودن شرایط گشتاوری اندازه θ را به دست می‌دهد و این سبب می‌شود به اندازه حقیقی θ_0 برسیم. با این وجود نمی‌توانیم $E(f(0,0))$ را مشاهده نماییم و فقط $f(x_t,\theta)$ را داریم. روش معمول برای ادامه پروسه این است که گشتاورهای نمونه‌ای از $f(x_t,\theta)$ را تعریف نماییم:

$$F_T(\theta) = T^{-1}\sum_{t=1}^{T} f(x_t,\theta)$$

بدین صورت روش گشتاورها تخمین زننده ای از $E\big(f(x_t,\theta)\big)$ را ارائه می کند. اگر گشتاورهای نمونه،

1. Huang et al. (2009)
2. Generalized Method of Moments
3. Green (2008)

تخمین های مناسبی از گشتاورهای جامعه ارائه دهند انتظار خواهیم داشت تخمین زننده $\hat{\theta}_T$ که از شرایط گشتاوری نمونه $F_T(\theta)=0$ حاصل می‌شود تخمین خوبی از اندازه حقیقی θ_0 که از شرایط گشتاوری جامعه $E\big(f(x_t,\theta)\big)=0$ حاصل می‌شود را بدست دهد (ارلانو و باند[1]، ۱۹۹۱: ۱۳).

روش GMM تخمین زننده قدرتمندی است که برخلاف روش حداکثر راستنمایی، نیازی به اطلاعات دقیق توزیع جملات اخلال ندارد. روش مزبور که در داده‌های تلفیقی پویا به کار گرفته می‌شود، مبتنی بر این فرض است که جملات اخلال در معادلات با مجموعه متغیرهای ابزاری، غیرهمبسته می‌باشد (گرین،[2] ۲۰۰۸، ۳).

مدلی که در اینجا به کار می‌رود، به صورت زیر تعریف می‌گردد:

(۱)

SP = C(1)*SP(-1) + C(2)*X1 + C(3)*X2 + C(4)*X3 + C(5)*X4 + C(6)*X5 + C(7)*X6

که در این معادله:

SP سرمایه اجتماعی، x4 تعداد دانش‌آموزان پایه (ابتدایی و راهنمایی)، x3 تعداد دانش‌آموزان دوره متوسطه (دبیرستان)، x2 تعداد دانشجویان دانشگاه‌ها و مراکز آموزش عالی، x1 نرخ باسوادی، X5 میزان طلاق و X6 نرخ رشد جمعیت برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۶۰ است. آمار مربوط به سرمایه اجتماعی از تحقیقات رحمان سعادت (۱۳۸۷، ۵۶-۴۱) و آمار مربوط به سایر متغیرها برگرفته از بانک جهانی است. متغیر سرمایه اجتماعی با وقفه‌های مختلف به عنوان متغیر ابزاری وارد مدل می‌گردد. این متغیرها در عین همبستگی با متغیر وابسته، با جملات خطا عدم همبستگی دارند.

از آنجا که در طی این سال‌ها جمعیت کشور نیز افزایش یافته است، طبیعی است که نتایج واقعی نباشند؛ به همین دلیل برای حذف اثر جمعیت بر داده‌ها، آمارهای مرتبط به ازاء هر یک میلیون نفر جمعیت بررسی شده است. پس از معرفی متغیرهای تحقیق و در ادامه آزمون ایستایی متغیرها بررسی می‌شود و سپس به ارائه نتایج برآورد مدل پرداخته می‌شود.

۵- آزمون ایستایی متغیرهای تحقیق

جدول (۱): نتایج آزمون ایستایی متغیرها بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

متغیر	Prob.*	t-Statistic	نقاط بحرانی	نتیجه
X1	0.0002	-5.929679	-4.309824	ایستا
			-3.574244	
			-3.221728	
SP	0.0002	-5.920427	-4.309824	ایستا
			-3.574244	
			-3.221728	
X3	0.0504	-2.988994	-3.689194	ایستا
			-2.971853	
			-2.625121	
X6	0.0442	-3.046427	-3.724070	ایستا
			-2.986225	
			-2.632604	
X4	0.0020	-3.257684	-2.647120	ایستا
			-1.952910	
			-1.610011	
X5	0.0437	-3.035609	-3.689194	ایستا
			-2.971853	
			-2.625121	
X2	0.0000	-6.160673	-3.689194	ایستا
			-2.971853	
			-2.625121	

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول (۱) آزمون ریشه واحد بر روی کلیه متغیرها مورد بررسی قرار گرفت و کلیه متغیرها ایستا هستند.

۶- نتایج حاصل از برآورد مدل

(۲)

SP = 0.009* SP(-1) + 0.29*X2 + 6.4*X3 + 9.4*X4 – 9.1*X5 + 5.45*X1 - 3.2*X6

با توجه به نتایج تخمین مدل که در جدول (۲) آمده است، می‌توان گفت سرمایه اجتماعی با یک وقفه دارای ضریب ۰/۰۰۹ است. بدین معنی که با افزایش سرمایه اجتماعی در سال جاری، سرمایه اجتماعی را در سال آتی ۰۰۹/. افزایش خواهد داد.

از تخمین اثر سطوح مختلف آموزشی بر میزان سرمایه

1. Arellano & Bond (1991)
2. Green (2008)

اجتماعی مشاهده می‌شود که تعداد دانش‌آموزان پایه (ابتدایی و راهنمایی) دارای ضریب ۹/٤ است. به عبارت دیگر، با افزایش تعداد دانش‌آموزان در این دوره آموزشی، ۹/٤ سرمایه اجتماعی افزایش خواهد داشت. دوره ابتدایی و راهنمایی را می‌توان مهم‌ترین دوره آموزش دانست.

جدول (۲): تخمین مدل تحقیق

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
SP(-1)	0.009506	0.000318	29.85873	0.0000
X2	0.292299	0.146654	1.993114	0.0677
X3	6.492953	0.840339	7.726592	0.0000
X4	9.411877	2.251309	4.180623	0.0011
X5	-9.101006	2.902856	-.3135191	0.0079
X1	5.454058	1.780428	3.063342	0.0091
X6	-3.212277	1.158610	-2.772527	0.0158
J-statistic (sargan test)	6.021788	R-squared		0.451269
Prob (J-statistic)	0.420754			

مأخذ: محاسبات تحقیق

متغیر تعداد دانش‌آموزان متوسطه (دانش‌آموزان دوره دبیرستان) دارای ضریب ٦/٤ است. بنابراین با افزایش تعداد دانش‌آموزان در دوره متوسطه، سرمایه اجتماعی افزایش می‌یابد. تعداد دانشجویان دانشگاه دارای ضریب ۲۹/. است. لذا با افزایش تعداد دانشجویان دانشگاه، سرمایه اجتماعی ۲۹/. افزایش می‌یابد. مشاهده می‌شود که ضریب متغیرهای تعداد دانش آموزان پایه و دوره متوسطه به ترتیب بیشترین تأثیر را بر سرمایه اجتماعی دارند و ضریب تعداد دانشجویان دانشگاه دارای اثر کمتری بر سرمایه جتماعی می‌باشد. یکی از دلایل این امر را می‌توان اهمیت دوره‌های پایه و دبیرستان در شکل‌گیری اخلاقی و رفتاری دانش‌آموزان دانست.

یکی دیگر از نتایج به دست آمده از تخمین مدل گویای این مطلب است که نرخ باسوادی در این دوران دارای ضریب ۵/٤ است. لذا با افزایش نرخ باسوادی، مشارکت اجتماعی نیز افزایش می‌یابد. آموزش علاوه بر ایجاد هنجارها و ارزش‌های مثبت در افراد، می‌تواند روحیه همکاری، مشارکت و انجام کارهای جمعی را نیز در افراد جامعه بپروراند. همچنین آموزش، با افزایش مهارت‌ها و تخصص‌های لازم در افراد و ایجاد سرمایه انسانی توانایی لازم برای مشارکت اجتماعی را در افراد به وجود می‌آورد و شرایط لازم برای ایجاد شبکه‌های اجتماعی میان دانش‌آموزان و دانشجویان را فراهم می‌سازد.

متغیر دیگری که اثر آن بر سرمایه اجتماعی مورد بررسی قرار گرفت، متغیر میزان طلاق است. این متغیر دارای اثر منفی ۹ است. با افزایش میزان طلاق، سرمایه اجتماعی کاهش خواهد داشت. جمعیت نیز دارای اثر منفی بر سرمایه اجتماعی است. این متغیر به طور غیرمستقیم بر سرمایه اجتماعی اثرگذار است. افزایش جمعیت باعث کاهش کیفیت آموزش و پرورش شده و از این طریق سرمایه اجتماعی را کاهش خواهد داد. با کاهش رشد جمعیت، شانس مدرسه رفتن بیشتر می‌شود و آموزش می‌تواند راه موفقیت را برای بچه‌ها فراهم سازد و شرکت در گروه‌های اجتماعی را میسر نماید (ستاری‌فر، ۱۳۷٤: ۱۸۷).

به طور کلی در میان سطوح آموزشی، دوره پایه که از جمع دوره ابتدایی و راهنمایی محاسبه شده است، دارای بیشترین تأثیر بر سرمایه اجتماعی است. سپس تعداد دانش‌آموزان دوره متوسطه در بین دوره‌های آموزشی بعد از دوره پایه دارای بیشترین تأثیر و در آخر تعداد دانشجویان دانشگاه دارای کمترین اثر بر سرمایه اجتماعی هستند.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

سرمایه اجتماعی از دهه ۱۹۹۰ در توسعه اقتصادی اهمیت بسزایی یافت. به گونه‌ای که بدون وجود آن رشد و توسعه اقتصادی پایدار محقق نمی‌گردد. عوامل مختلفی در ایجاد و تقویت سرمایه اجتماعی ایفای نقش می‌کنند. اما در این میان نهاد آموزش کلیدی‌ترین نقش را در خلق سرمایه اجتماعی دارد. مدارس، دانشگاه‌ها و مراکز آموزشی با ایجاد هنجارها و ارزش و درونی کردن آنها در افراد، فرهنگ یک جامعه را شکل

می‌دهند و از این طریق بُعد ذهنی سرمایه اجتماعی را به وجود می‌آورند.

علاوه بر این، این مؤسسات و مراکز با خلق سرمایه انسانی امکان حضور افراد را در اجتماع و مشارکت در فعالیت‌های اجتماعی و اقتصادی فراهم می‌سازند. همچنین در این مراکز امکان حضور افراد در شبکه‌ها و گروه‌های علمی و پژوهشی مهیا می‌گردد؛ بدین صورت آموزش بُعد ساختاری سرمایه اجتماعی را به وجود می‌آورد.

به دلیل نقش آموزش در ایجاد سرمایه اجتماعی، در این پژوهش سعی بر بررسی این فرضیه‌ها بوده است که آموزش اثر مثبتی بر میزان سرمایه اجتماعی دارد و همچنین اینکه در میان سطوح آموزشی (پایه، متوسطه و عالی) سطح آموزش پایه بیشترین اثر را بر سرمایه اجتماعی دارد. بدین منظور با استفاده از مدل هوانگ و دیگران، اثر تعداد دانش‌آموزان دوره‌های پایه، راهنمایی، دبیرستان و آموزش عالی بر میزان سرمایه اجتماعی برای دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۶۰ بررسی شده است. از روش GMM جهت تخمین مدل استفاده شده است. نتایج تخمین بیانگر این است که آموزش در کلیه سطوح دارای اثر مثبت و معنادار بر سرمایه اجتماعی است. این امر فرضیه اول ما مبنی بر اثر مثبت آموزش بر میزان سرمایه اجتماعی، را تأیید می‌کند. همچنین می‌توان گفت در میان سطوح آموزشی، تعداد دانش‌آموزان پایه بیشترین اثر را بر ایجاد سرمایه اجتماعی دارد؛ که تأیید کننده فرضیه دوم در مطالعه پیش‌رو می‌باشد.

با توجه به مطالب گفته شده می‌توان به اهمیت آموزش در خلق سرمایه اجتماعی و لزوم انجام سرمایه‌گذاری‌های کافی بر روی آن پی برد. به منظور افزایش میزان سرمایه اجتماعی در کشور باید بر روی نظام آموزشی کشور سرمایه‌گذاری گردد و به گونه‌ای اصلاح گردد که هنجارها، اعتماد و مشارکت اجتماعی را در جامعه رواج دهد و از این طریق سرمایه اجتماعی تقویت گردد. اما بیشترین تمرکز این سرمایه‌گذاری‌ها باید بر روی دوره پایه باشد چرا که این دوره بیشترین اثر را دارا است.

منابع

احمدی شادمهری، محمدطاهر؛ ناجی میدانی، علی‌اکبر و جندقی‌میبدی، فرشته (۱۳۸۹). روش همگرایی آزمون باند، تعامل بین سرمایه انسانی و بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۱، شماره ۱، ۵۸-۳۱.

استیگلیتز، جوزف و جرالد، میر (۱۳۸٤). پیشگامان اقتصاد توسعه (آینده در چشم‌انداز). مترجم غلامرضا آزاد (ارمکی)، تهران، نشر نی.

تاجبخش، کیان (۱۳۸۵). سرمایه اجتماعی: اعتماد، دموکراسی و توسعه. مترجم افشین خاکباز و حسن پویان، تهران، نشر شیرازه.

تارو، لستر (۱۳۸٤). ثروت آفرینان (قواعد بازی در قرن ۲۱). مترجم عزیز کیاوند، تهران، انتشارات فرا.

تقوی، مهدی و محمدی، حسین (۱۳۸۵). تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصای در ایران. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۲۲، ٤٤-۱۵.

چهاربند، فرزانه (۱۳۸۸). بررسی نقش آموزش پایه در اقتصاد دانایی محور در ایران. *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه علامه طباطبایی.

حیدری، حسن؛ دباغ، رحیم و سنگین‌آبادی، بهرام (۱۳۹۰). تأثیر آموزش عالی بر رشد اقتصادی در کشور ایران: کاربرد رهیافت آزمون کرانه‌ها. *فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*، شماره ۵۹، ۱۳٦-۱۱۵.

حیدری، حسن؛ فعالجو، حمیدرضا، نظریان، علمناز و محمدزاده، یوسف (۱۳۹۲). سرمایه اجتماعی، سرمایه سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۱، ۷٤-۵۷.

ذاکرصالحی، غلامرضا (۱۳۸۷). پارادوکس سرمایه اجتماعی تحصیل کردگان ایرانی: بررسی رابطه آموزش عالی و سرمایه اجتماعی در ایران. *فصلنامه آموزش مهندسی ایران*، شماره ٤۰، ۵۱-۲۵.

رنانی، محسن و مؤیدفر، رزیتا (۱۳۹۰). *چرخه‌های افول اخلاق و اقتصاد*. تهران، انتشارات طرح نو.

رنانی، محسن؛ عمادزاده، مصطفی و مؤیدفر، رزیتا (۱۳۸۵). سرمایه اجتماعی و رشد اقتصادی، ارائه یک الگوی نظری. *مجله پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان*، شماره ۲، ۱۵۱-۱۳۳.

ستاری‌فر، محمد (۱۳۷٤). درآمدی بر سرمایه و توسعه. تهران، انتشارات دانشگاه علامه طباطبایی.

سعادت، رحمان (۱۳۸۷). برآورد روند سرمایه اجتماعی در ایران (با استفاده از روش فازی). *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۳، ۵٦-٤۱.

سن، آمارتیا (۱۳۸۵). توسعه یعنی آزادی. مترجم محمدسعید نوری نائینی، تهران، نشر نی.

شرکایی اردکانی، جواد؛ ریاحی‌نژاد، حسین و رزاقی، هادی (۱۳۹۰). *مجموعه مصوبات شورای عالی آموزش و پرورش (ویژه مدارس)*. تهران، انتشارات مدرسه.

صالحی‌رجبی، فرشته (۱۳۹۱). اثر عوامل اقتصادی و غیراقتصادی بر عملکرد تحصیلی دانش‌آموزان (مطالعه موردی دانش‌آموزان سال سوم دبیرستان شهرستان بهارستان). *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه آزاد واحد تهران مرکزی.

علمی، زهرا؛ شارع‌پور، محمود و حسینی، سید امیرحسین (۱۳۸۷). سرمایه اجتماعی و چگونگی تأثیر آن بر اقتصاد. *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۱، ۲۹۵-۲۳۹.

علی‌پور، پروین؛ زاهدی، محمدجواد و شیانی، ملیحه (۱۳۸۸). اعتماد و مشارکت (بررسی رابطه بین اعتماد و مشارکت اجتماعی در شهر تهران). *مجله جامعه‌شناسی ایران*، شماره ۲، ۱۳۵-۱۰۹.

فولادیان، احمد (۱۳۸۸). بررسی میزان سرمایه اجتماعی در بین دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی مشهد. *فصلنامه فقه و تاریخ تمدن*، شماره ۲۱، ۱۱۲-۸۷.

کاستلز، مانوئل (۱۳۸۰). عصر اطلاعات: اقتصاد، جامعه و فرهنگ. مترجم احد علیقلیان، افشین خاکباز و حسین چاووشیان، تهران، انتشارات طرح نو.

کیامرثی، آزاد و مومنی، سویل (۱۳۹۲). بررسی ارتباط سرمایه اجتماعی و شادکامی با پیشرفت تحصیلی در دانش‌آموزان دختر دبیرستانی. *مجله روان‌شناسی مدرسه*، شماره ۵، ۱۳۰-۱۱۹.

نازک‌تبار، حسین و رضا ویسی، (۱۳۸۷). واکاوی رابطه سرمایه اجتماعی خانواده با تحصیل فرزندان. *فصلنامه مدیریت و توسعه*، شماره ٦۹-٦۸، ۱٤۹-۱۲۱.

نصراللهی، زهرا و اسلامی، راضیه (۱۳۹۲). بررسی رابطه سرمایه اجتماعی و توسعه پایدار در ایران (کاربردی از مدل روبرت فوآ). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۳، ۷۸-٦۱.

نظرپور، محمدنقی و منتظری‌مقدم، مصطفی (۱۳۸۹). سرمایه اجتماعی و توسعه اقتصادی؛ مطالعه‌ای درباره مشارکت اجتماعی از منظر اسلام. *فصلنامه اقتصاد اسلامی*، شماره ۳۷، ۸۷-۵۷.

نورث، داگلاس (۱۳۷۹). ساختار و دگرگونی در تاریخ اقتصادی. مترجم غلامرضا آزاد (ارمکی)، تهران، نشر نی.

نوغانی، محسن و اصغرپور ماسوله، احمدرضا (۱۳۸۷). سرمایه اجتماعی و آموزش غیررسمی برای توانمندسازی محرومین اجتماعی. *اولین همایش آموزش و یادگیری غیررسمی*، ٦٦۸-٦٨٤.

Arrelano, M., & Bond, S (1991). Some Tests of Specification in Panel Data, Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equation. *Review of Economics and Statistics*, 58, 277-297.

Denny, K. (2003). The Effect of Human Capital

on Social Capital: A Cross-Country Analysis. *ISSC Discussion Paper*, 10. 1-21.

Greene, W. H. (2008). Econometric Analysis. Sixth Edition, Upper Saddle River: Person International.

Helliwell, J., & Putnam, R. (2007). Education and Social Capital. *Eastern Economic Journal*, 1, 1-19.

Huang, j., Brink, H. M., & Groot, W. (2009). A Meta-Analysis of the Effect of Education on Social Capital. *Economic of Education Review*, Working Paper 10/09(28), 1-28.

Nery, F., & Ville, S. (2008). Social Capital Renewal and the Academic Performance of International Students in Australia. *Journal of Socio-Economics,* 37(4), 1-47.

OECD (1996). The Knowledge Based Economy. Paris. OECD/ GD (96) (02). www.worldbank.org/KAM.

بررسی وجود اثرات نامتقارن نوسانات مثبت و منفی نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی

Analysis of Existence of Asymmetric Positive & Negative Effects of Exchange Rate Fluctuations on Private Investment

علیرضا عرفانی*، عابدین حسینی**،
حمید ملکی***

دریافت: ۱۳۹۳/۵/۲۶ پذیرش: ۱۳۹۳/۸/۲۷

چکیده:

هدف اصلی در این مقاله، بررسی و آزمون اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز (بر حسب تکانه‌های مثبت و منفی) بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران است. برای بررسی شوک‌های ارز در ابتدا با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات، شوک‌های پیش‌بینی شده و شوک‌های پیش‌بینی نشده مثبت و منفی استخراج شده است. در ادامه در تصریح معادله سرمایه‌گذاری بخش خصوصی علاوه بر لحاظ این شوک‌ها، تأثیر متغیرهای دیگر نظیر تولید ناخالص داخلی (بدون نفت) و سرمایه‌گذاری دولتی مورد توجه قرار گرفته است. برای این منظور با استفاده از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و همچنین الگوی تصحیح خطا (ECM)، وجود رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت میان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و عوامل مؤثر بر آن طی سال‌های ۱۳۸۹- ۱۳۵۷ مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج حاصل حاکی از اثرات نامتقارن نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است به طوری که شوک‌های مثبت نرخ ارز، اثرات بیشتری نسبت به شوک‌های منفی دارند.

کلمات کلیدی: نوسانات نرخ ارز، عدم تقارن، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، مدل ARDL.

طبقه‌بندی JEL: C58، D82، E62.

* دانشیار اقتصاد و عضو هیئت علمی دانشگاه سمنان
Email: Erfani88@gmail.com
** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه سمنان (نویسنده مسئول)
Email: Hosseini.abedin@gmail.com
*** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
Email: Hamidm86@gmail.com

Alireza Erfani, Abedin Hosseini**, Hamid Maleki****

Received: 17/Aug/2014 Accepted: 18/Nov/2014

Abstract:

The main goal of this study is survey and testing effects of asymmetric exchange rate fluctuations (in terms of positive and negative momentum) on private sector investment in Iran. At first, for exchange rate shocks, we used Hodrick-Prescott filter and positive and negative predicted and non-predicted shocks have been obtained. In addition, in specification of private sector investment equation, the effect of other variables such as gross domestic product (without oil) and public investment has been considered.

For this purpose, using Auto Regressive Distributed Lag method (ARDL) and Error Correction Model (ECM), long run and short run relationship between private sector investment and factors affecting it during the years 1978 to 2010 have been evaluated. the results show that there is an asymmetric effects of exchange rate fluctuations on private sector investment but exchange rate positive shocks are more effective than negative shocks.

Keywords: Exchange Rate Fluctuations, Asymmetry, Private Investment, ARDL Model.
JEL: C58, D82, E62.

* Associate Professor of Economics, Semnan University, Semnan, Iran.
** Ph.D. Student of Economics, Semnan University, Semnan, Iran (Corresponding Author).
*** M.A. in Economics, Allameh Tabatabaei University, Tehran, Iran.

۱- مقدمه

سرمایه‌گذاری و انباشت سرمایه ناشی از آن، کلید رشد اقتصادی هر کشور به شمار می‌آید. مطالعات زیادی نیز در این زمینه در ادبیات اقتصاد کلان و توسعه اقتصادی صورت گرفته است[۱]. سرمایه‌گذاری در اغلب کشورها، به ویژه در کشورهای درحال توسعه، توسط بخش خصوصی و دولتی انجام می‌گیرد. سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نه تنها به عنوان جزئی از تقاضای کل، بلکه مهم‌تر از آن، منبع رشد و فرصت‌های شغلی در آینده است (صامتی و فرامرزپور، ۱۳۸۳: ۹۱).

عوامل متعددی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تأثیرگذارند. یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر، نرخ ارز و نوسانات ناشی از آن است. ادبیاتی که به بحث در زمینهٔ اثر تغییرات نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری در کشورهای پیشرفته می‌پردازد، چندان پربار نیست، زیرا در این کشورها بخش عمده‌ای از کالاهای سرمایه‌ای در داخل کشور تولید شده و کالاهای سرمایه‌ای وارداتی، سهم کوچکی از کل کالاهای سرمایه‌ای را تشکیل می‌دهند. اما با توجه به اینکه سهم عمده‌ای از کالاهای سرمایه‌ای در کشورهای در حال توسعه به‌خصوص ایران، وارداتی است، بنابراین تغییرات نرخ ارز می‌تواند یکی از عوامل مهم در تغییرات سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ایران باشد (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸٦: ۱۳۹).

نوسانات وسیع نرخ ارز واقعی در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران محیط نااطمینانی را برای تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ایجاد می‌کند. افزایش نرخ ارز یا کاهش ارزش پول ملی از یک سو با افزایش قیمت کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی، فعالیت اقتصادی را تحریک می‌کند. به عبارت دیگر با افزایش رقابت صنایع داخلی، افزایش نرخ ارز، مخارج را از سمت کالاهای خارجی به سمت کالاهای داخلی منتقل کرده و منجر به افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود. از سوی دیگر با افزایش نرخ ارز، قیمت کالاها و نهاده‌های وارداتی سرمایه‌ای افزایش یافته و هزینه تولید افزایش می‌یابد. این امر کاهش سرمایه‌گذاری و تولید را به همراه خواهد داشت. بنابراین با توجه به مطالب مذکور، نقش و اهمیت برآوردهای عاملان از نرخ ارز در تصمیمات سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، بیش از پیش اهمیت می‌یابد. هر چه نرخ ارز از ثبات بالایی برخوردار باشد و نوسان‌پذیری کمتری داشته باشد، محیط مناسبی را برای تصمیمات سرمایه‌گذاری ایجاد خواهد کرد.

لذا در این مقاله نیز تلاش خواهد شد با جدا کردن تحرکات نرخ ارز به دو مؤلفه پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده، تأثیر آنها را بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بررسی گردد.

همچنین باید توجه داشت تأثیر افزایش و کاهش نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی الزاماً متقارن نیست و افزایش و کاهش نرخ ارز نمی‌تواند به یک اندازه سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را تحت‌تأثیر قرار دهد. بنابراین پرسش مهم قابل طرح، وجود اثرات متقارن یا نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر این متغیر در اقتصاد ایران است. به عبارت دیگر باید گفت با توجه به شرایط ایران، کاهش و افزایش نرخ ارز با چه شدتی و در چه جهتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تأثیرگذار است.

با در نظر گرفتن این موارد، مقاله حاضر در تلاش است تا به بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بپردازد. همچنین در این مقاله سعی شده است برای آزمون همجمعی، از رویکرد الگوی خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شود. در این مقاله ابتدا مبانی نظری موضوع ارائه می‌شود. سپس ادبیات موضوع در خارج و داخل کشور بررسی و در ادامه روند نرخ ارز مؤثر حقیقی و نحوه تجزیه شوک‌های نرخ ارز توضیح داده می‌شود. در بخش بعدی نیز مدل تخمینی ارائه شده و در بخش پایانی نتایج نشان داده می‌شوند.

۲- مبانی نظری

سرمایه‌گذاری یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان در اقتصاد محسوب می‌شود و تحت‌تأثیر عوامل متعددی مانند متغیرهای

۱. برای مطالعات بیشتر به Khan & Reinhart (1990)، Barro (1991) و Ben David (1998) رجوع شود.

پولی و مالی، سیاسی و ساختاری قرار دارد. کلیه پژوهش‌هایی که در زمینه نظریات و الگوهای سرمایه‌گذاری انجام گرفته است، تحت یک فرض اساسی قرار داشته و آن وجود یک شرایط ایده‌آل و بدون هرگونه نااطمینانی نسبت به ایجاد شوک در متغیرهای کلان بوده است. وجود نااطمینانی در سیستم اقتصادی می‌تواند ناشی از عوامل متعددی باشد که یکی از آنها شوک‌هایی است که به سیستم وارد می‌شود. یکی از این شوک‌ها که هم بر سرمایه‌گذاری و هم سایر متغیرهای کلان اقتصادی در کشور به علت وابستگی ایران به درآمدهای نفتی اثرگذار است، شوک‌های وارده بر نرخ ارز می‌باشد.

افزون بر این، مباحث فراوانی نیز در زمینه مناسب بودن سیاست‌گذاری‌های ارزی برای گسترش تولید و سرمایه‌گذاری در کشورهای در حال توسعه وجود دارد. چشم‌اندازهای تاریخی نشان می‌دهند که افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول منجر به افزایش تولید و به تبع آن افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود. هرچند مکتب ساختارگرایان جدید[1] اعتقاد به اثرات انقباضی افزایش نرخ ارز بر تولید و سرمایه‌گذاری دارند[2]. در واقع کاهش ارزش پول از یک سو باعث کاهش قیمت کالاهای صادراتی شده و از طرف دیگر قیمت کالاهای وارداتی را افزایش می‌دهد. حال اگر میزان واردات بیش از صادرات باشد این امر منجر به کاهش تقاضای کل می‌شود (هیرشمن، ۱۹٤۹: ۵۰)[3].

با توجه به اینکه حجم بسیاری از کالاهای سرمایه‌ای و نهاده‌های تولیدی در کشورهای در حال توسعه و نیمه صنعتی، وارداتی هستند و به راحتی در داخل تولید نمی‌شوند، کاهش ارزش پول ملی، هزینه‌های نهاده بنگاه‌ها را افزایش می‌دهد. در نتیجه تأثیر منفی افزایش هزینه نهاده‌های وارداتی بیش از اثرات مثبت کاهش قیمت‌های نسبی کالاهای تجاری تولید داخل خواهد شد که در نتیجه این امر سرمایه‌گذاری کاهش خواهد یافت[4].

برای تبیین رفتار سرمایه‌گذاری، تئوری‌های مختلفی ارائه گردیده که مهم‌ترین آنها عبارتند از نظریه وجوه داخلی سرمایه‌گذاری، تئوری شتاب سرمایه‌گذاری، تئوری نئوکلاسیک سرمایه‌گذاری و تئوری q توبین.

در تئوری وجوه داخلی سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاری تابعی از سود در نظر گرفته می‌شود. در این نوع تئوری استدلال بر این است که مدیران بنگاه‌ها در اتخاذ تصمیم برای سرمایه‌گذاری، وجوه داخلی بنگاه را بر وجوه خارجی ترجیح می‌دهند و افزایش وجوه داخلی بنگاه معلول سودهای بالاتر است و با افزایش سطح سود بر میزان سرمایه‌گذاری بنگاه افزوده خواهد شد. در نظریه شتاب ساده، تقاضا برای کالاهای سرمایه‌ای علاوه بر اینکه به میزان تغییر در سطح درآمد ملی بستگی دارد، به یک عامل دیگر یعنی نسبت سرمایه به تولید یا ضریب ثابت سرمایه نیز وابسته است اما در نظریه شتاب انعطاف‌پذیر فرض بر این است که سرمایه‌گذاری ناخالص، تابعی مستقیم از سطح تقاضای کل و تابعی معکوس از موجودی سرمایه دوره قبل است (رحمانی، ۱۳۸۰: ۱۹۲).

در تئوری نئوکلاسیک سرمایه‌گذاری صرفاً تمرکز بر تعیین حجم سرمایه بهینه می‌باشد و متغیر مهم و اساسی در تعیین حجم سرمایه بهینه، ارزش حقیقی هزینه سرمایه نسبت به نرخ دستمزد حقیقی می‌باشد. در تئوری توبین نیز فرض بر این است که موجودی مطلوب سرمایه و سرمایه‌گذاری به طور مثبت با q که برابر نسبت ارزش بازاری دارایی‌های موجود بر هزینه جایگزینی دارایی‌های بنگاه می‌باشد، رابطه دارد. تئوری q این نکته را در نظر می‌گیرد که یک بنگاه خود می‌تواند انتخاب کند که در کارخانه و ماشین آلات سرمایه‌گذاری کند یا در بخش مالی (اوراق قرضه و ...) سرمایه خود را به جریان اندازد (برانسون، ۱۳۸۱: ۳۹۳).

با توجه به مباحث مطرح شده، این مقاله برای بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، از مدل‌های ارائه شده توسط کندیل و میرزایی (۲۰۰۲)[5]،

1. New Structuralism School
2. Kandil et al. (2007)
3. Hirschman (1949)
٤. رجوع شود به Bruno (1979) و Van Wijnbergen (1989)
5. Kandil & Mirzaie (2002)

بهمنی‌اسکویی و کندیل (۲۰۰۷)[1] و کندیل و همکاران (۲۰۰۷)[2] استفاده می نماید.

این بررسی‌ها مدلی را معرفی می‌کنند که تحرکات نرخ ارز را با استفاده از انتظارات عقلایی به دو مؤلفه پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده تفکیک می‌نمایند. فرض می‌شود کارگزاران اقتصادی عقلایی هستند. لذا در انتظارات عقلایی جابه‌جایی‌های عرضه و تقاضای اقتصاد وارد مدل نظری می‌شوند. در واقع در دنیای واقعی، نااطمینانی استوکاستیک ناشی از سمت عرضه یا تقاضای اقتصاد است. بنابراین نوسانات اقتصادی توسط شوک‌های پیش‌بینی نشده عرضه و تقاضای اقتصاد در تماس با سیستم اقتصادی تعیین می‌شوند.

در مدل‌های اقتصادی که نوسانات نرخ ارز را با هم ترکیب می‌کنند، فرض می‌شود نوسانات حول یک روند پایدار که با تغییرات بنیادهای اقتصاد کلان در طول زمان سازگار است تحقق می‌یابد. علاوه بر این فرض می‌شود میان تحرکات پیش‌بینی شده نرخ ارز که از مشاهدات بنیادی اقتصاد کلان توسط عاملان اقتصادی در طول زمان تعیین می‌شود، تفاوت وجود دارد و همچنین انحراف تحقق یافته در نرخ ارز از ارزش پیش‌بینی شده‌اش، مؤلفه پیش‌بینی نشده را در بر می‌گیرد. در این صورت شوک‌های مثبت نرخ ارز مؤثر واقعی نشان دهنده کاهش پیش‌بینی نشده قیمت خارجی پول داخلی یا به عبارت دیگر کاهش پیش‌بینی نشده ارزش پول ملی خواهد بود. به طور مشابه شوک‌های منفی نشان دهنده افزایش پیش‌بینی نشده ارزش پول ملی می‌باشد.

بر این اساس، سرمایه‌گذاری در سمت تقاضای اقتصاد از طریق صادرات کالاها و افزایش تقاضای خارجی و در سمت عرضه اقتصاد نیز از طریق هزینه نهاده‌های وارداتی کالاها و برآورد تولیدکنندگان از میزان رقابت در صحنه‌های بین‌المللی تحت‌تأثیر نوسانات نرخ ارز قرار می‌گیرد. با توجه به مطالب فوق درهم‌تنیدگی کانال‌های عرضه و تقاضای اقتصاد، نتایج نوسانات نرخ ارز را بر روی سرمایه‌گذاری به صورت زیر تعیین می‌کنند:

۱. در بازار کالا، شوک مثبت نرخ ارز (کاهش پیش‌بینی نشده ارزش پول ملی) صادرات را ارزان‌تر می‌کند. در نتیجه در بازار آزاد (رقابتی) خارجی، تقاضا برای تولیدات داخل افزایش یافته و تولید و سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد.

۲. در طرف عرضه شوک مثبت نرخ ارز (کاهش پیش‌بینی نشده ارزش پول ملی) با افزایش هزینه کالاهای واسطه‌ای وارداتی، هزینه تولید افزایش یافته و تولید و سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد.

۳. در طرف عرضه شوک مثبت نرخ ارز (کاهش پیش‌بینی نشده ارزش پول ملی) قدرت رقابت و در نتیجه آن چشم‌انداز تقاضای خارجی تولیدکنندگان را افزایش داده و در نتیجه تولید و سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد.

لذا اثر نهایی افزایش نرخ ارز یا کاهش ارزش پول ملی بر روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، بستگی به غالب شدن کانال‌های عرضه یا تقاضای اقتصاد دارد.

۳- مرور مطالعات انجام شده

۳-۱- مطالعات خارجی

مطالعات گسترده و متنوعی در زمینه تأثیر نوسانات نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری در کشورهای مختلف صورت گرفته است که در زیر به آنها اشاره می‌شود:

سرون[3] به بررسی ارتباط بین عدم اطمینان در متغیرهای کلان اقتصادی و سرمایه‌گذاری پرداخته است که یکی از نااطمینانی‌های کلان اقتصادی را نرخ ارز معرفی می‌نماید. وی در کار خود عدم اطمینان پنج متغیر اقتصادی را بررسی می‌نماید. وی در این تحقیق با استفاده از روش GARCH مدل خود را به صورت زیر تبیین می‌نماید:

$$I_{it} = L(I_{it}, X_{it}, \sigma_{it}) + U_{it}$$

که در آن I لگاریتم سرمایه‌گذاری خالص ثابت در قیمت‌های ثابت و X_{it} سرمایه‌گذاری خالص بوده و σ_{it} نیز مجموع علایم عدم اطمینان می‌باشد. نتایج حاکی از رابطه منفی بین عدم

1. Bahmani-Oskooee & Kandil (2007)
2. Kandil et al. (2007)
3. Serven (1998)

اطمینان نرخ ارز و سرمایه‌گذاری می‌باشد. وی مطالعه خود را برای کشورهای در حال توسعه در سال ۲۰۰۳ تکرار نمود و به این نتیجه دست یافت که میان نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی یک رابطه منفی و شدیدی وجود دارد (سرون، ۱۹۹۸: ۲۳ و سرون، ۲۰۰۳: ۲۲۱-۲۱۲).

ایسترلی و همکاران[1] در کار تحقیقی خود دریافتند که میزان عدم اطمینان نرخ ارز واقعی، تحت‌تأثیر درجه باز بودن اقتصاد قرار دارد و می‌توان با ثابت در نظر گرفتن سایر عوامل، مشاهده کرد که اثر نوسان نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری، در اقتصادهایی که بیشتر در معرض تجارت خارجی هستند، بزرگ‌تر می‌باشد (ایسترلی و همکاران،۲۰۰۰: ۲۰۵).

ناکسی و پوزولو[2] رابطه میان نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه‌گذاری خصوصی در کشورهای در حال توسعه را مورد مطالعه قرار دادند. اینان از روش تخمین‌زننده گشتاور تعمیم یافته[3] برای برآورد معادله سرمایه‌گذاری خصوصی استفاده کرده‌اند که ویژگی این نوع تخمین‌زننده در آن است که از متغیرهای ابزاری به عنوان متغیرهای توضیحی در برآورد مدل استفاده می‌نماید. ایشان به اثر آستانه‌ای نرخ ارز اشاره می‌نمایند و بیان می‌کنندکه نااطمینانی زمانی حادث می‌شود که مقدار نرخ ارز از سطح بحرانی تجاوز نماید (ناکسی و پوزولو، ۲۰۰۱: ۲۵۹).

از کارهای انجام شده دیگر می‌توان به کار تجربی بلینی و گریناوی[4] که به نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری در اثر بی‌ثباتی نرخ ارز واقعی دست یافتند، اشاره نمود (بلینی و گریناوی، ۲۰۰۱: ٤۹۱-۵۰۰).

بایرنه و دیویس[5] در کار خود به بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاری و نااطمینانی در هفت کشور صنعتی پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که در بلندمدت نوسانات نرخ ارز اسمی و نرخ ارز واقعی تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری کل در هفت کشور مورد بررسی دارد (بایرنه و دیویس، ۲۰۰۲: ۳۰).

آتلا و دیگران[6] به بررسی نسبت بین نرخ ارز و دلایل کاهش سرمایه‌گذاری پرداختند. آنها با مطالعه طیف گسترده‌ای از بنگاه‌ها در ایتالیا دریافتند که کاهش نرخ ارز منجر به کاهش قدرت بازاری بنگاه‌ها و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری خواهد شد. وجود یک نرخ ارز پایدار، انگیزه را برای سرمایه‌گذاری و افزایش بهره‌وری در بنگاه‌ها افزایش می‌دهد (آتلا و دیگران، ۲۰۰۳: ۸۲۲).

آکپان[7] در تحقیق خود کیفیت حکمرانی، سیاست‌های عمومی و بی‌ثباتی نرخ ارز در رابطه با سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی را در کشور نیجریه مورد بررسی قرار داد. روش مورد استفاده وی، بر اساس حداقل مربعات معمولی (OLS)[8] و با استفاده از داده‌های سری زمانی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰٤ برای تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی، نرخ بهره، نرخ ارز و تورم انجام پذیرفت و برای بی‌ثباتی نرخ ارز از انحراف معیار نرخ ارز واقعی استفاده شد. نتایج حاکی از آن است که ناپایداری نرخ ارز اثر منفی روی سرمایه‌گذاری و فضای اقتصادی در کشور دارد (آکپان، ۲۰۰٤: ۱۰).

آکوستا و لوزا[9] در پژوهش خود به یک تحلیل تجربی در مورد فاکتورهای کلان که به طور بالقوه بر تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری در دوره‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت در آرژانتین اثر می‌گذارند، پرداختند. نتایج تجربی برای سه دهه ۲۰۰۰-۱۹۷۰ نشان می‌دهد که تصمیمات سرمایه‌گذاری در کوتاه‌مدت تحت‌تأثیر شوک‌های وارده بر نرخ ارز و تقاضای کل می‌باشد. همچنین شواهدی حاکی از جایگزینی سرمایه‌گذاری دولتی به جای سرمایه‌گذاری خصوصی در اقتصاد وجود دارد. این در حالی است که در بلندمدت مسیر سرمایه‌گذاری به درجه توسعه یافتگی بازارهای مالی و اعتباری و ظرفیت مالیاتی کشور بستگی دارد (آکوستا و لوزا، ۲۰۰۵: ٤۰٤).

بایرنه و دیویس[10] به بررسی نسبت بین سرمایه‌گذاری کل

1. Easterly et al. (2000)
2. Nucci & Pozzolo (2001)
3. Generalized Method of Moments (GMM)
4. Bleaney & Greenaway (2001)
5. Byrne & Davis (2002)
6. Atella et al. (2003)
7. Akpan (2004)
8. Ordinary Least Square (OLS)
9. Acosta & Loza (2005)
10. Byrne & Davis (2005)

و نااطمینانی در نرخ ارز در گروه G7 با استفاده از برآورد پانل و تجزیه نوسانات بدست آمده از مدل الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته (GARCH) پرداختند. آنها در رویکرد پانل پویای خود، مقدار عدم تجانس تقاطعی را که پایه نتیجه‌گیری‌ها است، بدست آوردند. نتایج برای کشورهای اروپایی حاکی از آن است که در حالی‌که اثرات نااطمینانی در نرخ ارز ناپایدار بوده ولی دارای اثر کاهنده بر سرمایه‌گذاری بوده است. علاوه بر آن نااطمینانی کوتاه‌مدت در مدل CGARCH[1] نوسان بالاتر نرخ ارز منجر به کاهش جریان سرمایه‌گذاری می‌گردد (بایرنه و دیویس، ۲۰۰۵: ۳۲۷).

اسکالراس و توماکوس[2] به بررسی اثرات نااطمینانی نرخ ارز و بی‌ثباتی سیاسی- اجتماعی بر سرمایه‌گذاری خصوصی برای آمریکای لاتین پرداختند. تجزیه و تحلیل آنها نشان می‌دهد که نااطمینانی در نرخ ارز و بی‌ثباتی‌های سیاسی و اجتماعی دارای اثر منفی بر روی سرمایه‌گذاری خصوصی است، به طوری‌که اثر نااطمینانی نرخ ارز بسیار بیشتر از بی‌ثباتی‌ها در جامعه می‌باشد. به طور کلی سیاست‌های کلانی که منجر به کاهش نوسانات در قیمت‌های نسبی می‌شوند، منجر به کاهش سطح عمومی ریسک سرمایه‌گذاری در اقتصاد می‌شوند که این امر سرمایه‌گذاری خصوصی را افزایش می‌دهد. از سوی دیگر ایجاد اصلاحاتی که تنش‌های اجتماعی را کاهش می‌دهند و نیز حقوق مالکیت را در جامعه تقویت می‌کنند، موجب تحریک سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شوند و شرایط را برای رشد بالقوه اقتصاد فراهم می‌نمایند (اسکالراس و توماکوس، ۲۰۰۸: ۳۸۳).

۳-۲- مطالعات داخلی

تحقیقات انجام شده در حیطه نرخ ارز و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کشور به‌طور اختصار در زیر اشاره می‌گردد:

کازرونی و دولتی به بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران طی دوره ۱۳۸۱-۱۳٤۰ پرداخته‌اند. آنها ابتدا شاخص نااطمینانی نوسان‌پذیری نرخ ارز واقعی را از طریق الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم یافته (GARCH) محاسبه کرده و به عنوان متغیر جایگزین نااطمینانی نرخ ارز واقعی در نظر گرفتند. سپس به منظور به دست آوردن رابطه میان نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، الگوی پویای خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[3] را بکار گرفتند. نتایج این تحقیق حاکی از منفی بودن اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بود. همچنین بررسی اثر سایر متغیرهای وارد شده در مدل نیز نشان داده که تولید ناخالص داخلی و واردات کالاهای سرمایه‌ای، اثر مثبت و معنی‌دار و نرخ ارز واقعی و سرمایه‌گذاری بخش دولتی اثر منفی و معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی داشت. در نهایت نتایج آزمون همجمعی نیز حاکی از وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها بوده و ضریب مربوط به جمله تصحیح خطا سرعت تعدیل نسبتاً بالا را به سمت تعادل بلندمدت نشان داده است (کازرونی و دولتی، ۱۳۸٦: ۳۰۲).

مرادپور اولادی و همکاران به بررسی نوسانات نرخ ارز واقعی و عدم اطمینان حاصل از آن بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی پرداخته‌اند. ایشان نااطمینانی نرخ ارز واقعی را از روش GARCH محاسبه کرده سپس از آن به عنوان یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری خصوصی در تابع سرمایه‌گذاری خصوصی استفاده نمودند. آنها الگوی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران را به روش حداقل مربعات معمولی و برای دوره ۱۳۵۳ الی ۱۳۸۳ به صورت تابعی از سرمایه‌گذاری بخش دولتی، تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ بهره و عدم اطمینان نرخ ارز واقعی در نظر گرفته‌اند. نتایج بیانگر تأثیر معنادار و منفی عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌باشد (مرادپور اولادی و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۷۳).

محمودگردی و همکاران به بررسی عوامل مؤثر بر

1. Components Generalized Auto Regressive Conditionally Heteroscedastic (CGARCH)
2. Escaleras & Thomakos (2008)
3. Auto Regressive Distributed Lag Method

سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی با تأکید بر نرخ ارز واقعی و نااطمینانی آن با استفاده از سری زمانی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳٤٦ پرداخته‌اند. آنها با استفاده از الگوی واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیون تعمیم یافته (GARCH) نااطمینانی نرخ ارز واقعی را بدست آورده و در ادامه از طریق الگوی پویای خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) روابط مورد نظر را برآورد نمودند. طبق نتایج حاصله نرخ ارز واقعی و نااطمینانی آن در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی داشته است. همچنین افزایش اعتبارات اعطایی و رشد قیمت محصولات کشاورزی موجب گسترش و تشویق سرمایه‌گذاری خصوصی شده‌اند (محمودگردی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱٤٦).

۳-۳- نوآوری تحقیق

هدف از بررسی سوابق و مطالعات پیشین، مروری بر اقدامات انجام شده در زمینه تحقیق و میسر ساختن بررسی موضوع از منظر جدید می‌باشد. از ادبیات موضوع چنین برمی‌آید که تمامی مطالعات فوق در حیطه تحلیل اثرات نااطمینانی نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بوده است در حالی‌که این تحقیق سعی دارد به بررسی وجود یا عدم وجود تأثیرات نامتقارن نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بپردازد که تاکنون مطالعه‌ای در این زمینه صورت نگرفته است. از آنجایی که دانش چنین تأثیری در سیاست‌گذاری‌های ارزی کشور بسیار حیاتی است، لذا اهمیت تحقیق حاضر را دوچندان می‌نماید.

٤- روند نرخ ارز مؤثر واقعی[1]

به طور کلی نرخ ارز اسمی بیانگر واحدهای پول داخلی بر حسب پول خارجی است که معمولاً برای تبیین قدرت یک اقتصاد مورد استفاده قرار می‌گیرد. باید توجه داشت که این نرخ زمانی قادر به انجام این وظیفه است که قیمت‌های داخلی و خارجی از رشد نسبتاً یکنواختی برخوردار باشند. در صورت نبود چنین شرایطی، تغییرات قیمت به آسانی تغییرات نرخ اسمی ارز را تحت تأثیر قرار داده و اثر آن را در کاهش یا افزایش قدرت رقابت بین‌المللی کشور خنثی خواهد ساخت (مرادپور اولادی و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۷٦). در اینجاست که نرخ ارز واقعی و نرخ ارز مؤثر واقعی برای اندازه‌گیری قابلیت رقابت کالاهای تولید شده داخلی در مقایسه با کالاهای تولید شده خارج از کشور، موضوعیت می‌یابد.

شاخص‌های مختلفی برای اندازه‌گیری نرخ ارز واقعی و نرخ ارز مؤثر واقعی ارائه شده است. مهم‌ترین این شاخص‌ها عبارتند از نرخ ارز واقعی مبتنی بر قیمت نسبی کالاهای تجاری به کالاهای غیرتجاری، نرخ ارز واقعی مبتنی بر قیمت‌های مصرف‌کننده، نرخ ارز واقعی مبتنی بر ارزش واحد صادرات، نرخ ارز واقعی مبتنی بر هزینه‌های نرمال شده واحد کار در صنعت و نرخ ارز واقعی مبتنی بر سودآوری تولید کالاهای تجاری.

نرخ ارز واقعی مبتنی بر شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده، غالباً به عنوان شاخص مناسب رقابت‌پذیری استفاده می‌شود. با فرض اینکه تمام کالاهای تجاری همگن بوده و در نتیجه قیمت آنها به واسطه تجارت بین‌المللی میان کشورها یکسان باشد. شاخص نرخ ارز مؤثر واقعی مبتنی بر شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده، اطلاعاتی را در مورد ارزیابی نسبی قیمت کالاهای غیرقابل تجارت در کشور خودی و کشورهای خارجی ارائه می‌دهد. بنابراین، این شاخص را می‌توان به عنوان معیاری از جابه‌جایی نسبی عوامل تولید بین بخش کالاهای قابل تجارت و کالاهای غیرقابل تجارت در کشور خودی و کشورهای خارجی تفسیر کرد. یکی از مزیت‌های مهم نرخ ارز مؤثر واقعی مبتنی بر شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده آن است که این شاخص برای بسیاری از کشورهایی که شاخص قیمت‌های مصرف کننده آنها در دسترس است می‌تواند محاسبه شود (مجرد و رازینی، ۱۳۸٦: ۱۷۹).

برای محاسبه شاخص نرخ ارز مؤثر واقعی مبتنی بر شاخص قیمت‌های مصرف کننده از رابطه زیر استفاده می‌شود:

1. Real Effective Exchange Rate (REER)

$$REER_{CPI} = \prod_{j \neq i} \left(\frac{E_i CPI_j}{E_j CPI_i} \right)^{W_{ij}} \quad (۱)$$

که در رابطه فوق:

E_i: نرخ ارز اسمی برای ایران

E_j: نرخ ارز اسمی برای کشورهای شریک عمده تجاری ایران

CPI_i: شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده ایران

CPI_j: شاخص قیمت‌های مصرف کننده برای کشورهای شریک عمده تجاری ایران

W_{ij} : وزن شرکای عمده ایران

لازم به ذکر است که در این مقاله از آمارهای مربوط به شاخص نرخ ارز مؤثر واقعی مبتنی بر شاخص قیمت‌های مصرف کننده منتشر شده توسط صندوق بین‌المللی پول استفاده شده است.

٤-١- روش تجزیه تکانه‌های مثبت و منفی نرخ ارز مؤثر واقعی

در این بخش، روش‌های تجزیه تکانه‌های مثبت و منفی ارز بر متغیر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تشریح می‌شود. قبل از تخمین اثرات نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی ارزی بر روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، می‌بایست شیوه تعریف و شناسایی این تکانه‌ها را بررسی نمود. معمولاً در مطالعات تجربی، هرگونه مقادیر پیش‌بینی نشده متغیرهای سری زمانی را به عنوان تکانه مربوط به آن متغیر در نظر می‌گیرند، به طوری‌که پسماند رگرسیون افزایش نرخ ارز به عنوان شوک‌های پیش‌بینی نشده در نظر گرفته می‌شود.

البته باید توجه داشت که این روش دارای مشکلاتی است، چرا که استفاده از روش پسماند رگرسیونی ممکن است با خطای اندازه گیری شوک ها مواجه شود. از آنجا که در این روش شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز، همان پسماندهای حاصل از معادله نرخ ارز می‌باشد، لذا استفاده از روش‌های مناسب تخمین و تصریح مناسب معادله نرخ ارز از اهمیت بسزایی برخوردار است و مطابق ادبیات اقتصادسنجی، تورش صحیح معادله نرخ ارز، منجر به تخمین‌های نادرست شده و پسماندهای حاصل از تخمین چندان صحیح نخواهد بود. لذا خطای اندازه‌گیری پسماندها منجر به نتایج غیرصحیحی در معادله مربوط به بررسی اثرات شوک‌های ارزی خواهد شد (کازرونی و رستمی، ١٣٨٦: ١٧٧).

یکی دیگر از روش‌های بدست آوردن تکانه‌های پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده مثبت و منفی، استفاده از روش‌های فیلترسازی تک متغیره است. یکی از متداول‌ترین روش‌ها در این زمینه استفاده از فیلتر هموارسازی هودریک- پرسکات[1] است. از مزایای به کارگیری این روش در تجزیه یک سری زمانی به اجزای موقت و دائمی، آن است که برخلاف روش‌های دیگری همچون روش تجزیه بوریج و نلسون[2]، فیلتر هودریک- پرسکات روش یکسانی را برای جداسازی روند از متغیرها اعمال می‌کند (ابطحی مهرجردی، ١٣٨٧: ٤٤).

در روش فیلتر هودریک- پرسکات، سری زمانی Y_t از مجموع دو مؤلفه رشد g_t و مؤلفه سیکلی c_t بدست می‌آید:

$$y_t = g_t + c_t \quad , for = 1,...,t \quad (۲)$$

مقادیر رشد (روند) با حداقل کردن مجموع مجذورات انحراف متغیر سری زمانی Y_t از روند آن g_t بدست می‌آید. در واقع مقادیر روند فیلتر هودریک- پرسکات، مقادیری هستند که رابطه زیر را حداقل می‌کنند:

(۳)

$$\underset{\{g_t\}_{t=-1}^{T}}{Min} \left\{ \sum_{t=1}^{T} C_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^{T} \left[(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2}) \right]^2 \right\}$$

در معادله فوق t تعداد مشاهدات و λ پارامتری است که درجه هموار بودن روند C_t را تعیین می‌کند و مقادیر آن برای داده‌های فصلی ١٦٠٠ و برای داده‌های سالانه معمولا برابر ١٠٠ می‌باشد. حال با توجه به توضیحات ارائه شده می‌توان شوک‌های نرخ ارز را استخراج کرد. ابتدا اندازه روند زمانی نرخ ارز مؤثر واقعی را بر اساس فیلتر هودریک-پرسکات استخراج کرده و آن را Reerexp می‌نامیم که در واقع این عبارت، شوک‌های پیش‌بینی شده یا شوک‌های قابل انتظار ارزی است. شوک‌های پیش‌بینی نشده نرخ ارز نیز با توجه به مطالب

1. Hodrick-Prescott filter
2. Beverridge & Nelson Decomposition

عنوان شده از تفاضل نرخ ارز و شوک‌های پیش‌بینی شده نرخ ارز بدست می‌آید:

$$REERShock_t = \text{Reer} - \text{Reer}\exp \quad (٤)$$

در این صورت می‌توان شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز را به صورت زیر به دست آورد:

$$pos_t = Max\left(0, REERShock_t\right)$$
$$neg_t = Min\left(REERShock_t, 0\right) \quad (٥)$$

۵- معرفی الگو

به منظور بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، الگوی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بصورت زیر ارائه می‌شود.

(٦)

$$Lpinvest = f\left(Lyno, Lginvest, Lreerexp, Pos, Neg, D_{58}\right)$$

که در رابطه فوق:

$Lpinvest$: لگاریتم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی

$Lyno$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی بدون نفت

$Lginvest$: لگاریتم سرمایه‌گذاری دولتی

$Lreerexp$: شوک‌های پیش‌بینی شده نرخ ارز

Pos: شوک مثبت پیش‌بینی نشده نرخ ارز

Neg: شوک منفی پیش‌بینی نشده نرخ ارز

D_{58}: متغیر مجازی جنگ

لازم به ذکر است که به منظور کمک به برآورد بهتر از پارامترها و کاهش تورش تصریح مدل از تولید ناخالص داخلی بدون نفت و سرمایه‌گذاری دولتی و متغیر مجازی جنگ استفاده شده است. در واقع در کشورهای در حال توسعه، تابع سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به نوعی به صورت تعدیل شده شتاب انعطاف‌پذیر است (گرین و ویلانو، ۱۹۹۱: ۳۳)[1]. با توجه به این امر از تولید ناخالص داخلی بدون نفت برای تبیین الگوی شتاب انعطاف‌پذیر استفاده می‌شود. از آنجایی که طبق نظریات سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاری تابعی از درآمد در نظر گرفته می‌شود لذا تولید ناخالص داخلی به عنوان یک متغیر اساسی در توضیح‌دهندگی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مدل وارد شده است.

سرمایه‌گذاری دولتی نیز هم به عنوان جانشین و هم به عنوان مکمل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی مطرح می‌شود. اگر سرمایه‌گذاری دولتی در امور زیربنایی صورت گیرد به عنوان مکمل عمل کرده و اگر در امور غیرزیربنایی و تولیدی وارد عمل شود، به عنوان جانشین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی مطرح می‌شود لذا قراردادن سرمایه‌گذاری بخش دولتی در مدل به جهت بررسی میزان و جهت تأثیرگذاری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کشور دارای اهمیت می‌باشد.

همچنین اقتصاد همواره در معرض بروز شوک‌ها قرار دارد که برخی از این شوک‌ها توسط عاملان اقتصادی قابل پیش‌بینی بوده و برخی از شوک‌ها نیز قابل پیش‌بینی نمی‌باشد لذا شوک‌های پیش‌بینی شده نرخ ارز به عنوان یک متغیر اثرگذار بر متغیر وابسته در مدل وارد شده است. برای بررسی وجود اثرات نوسانات مثبت و منفی نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نیز از متغیرهای شوک مثبت و شوک منفی پیش‌بینی نشده نرخ ارز در مدل استفاده شده است.

علاوه بر موارد مذکور برای بررسی عوامل غیراقتصادی نیز از متغیر مجازی جنگ تحمیلی استفاده می‌گردد. برای بررسی وجود شکست ساختاری بابت جنگ تحمیلی، از آزمون چاو[2] استفاده می‌نماییم. با توجه به آماره F محاسباتی، فرض H_0 مبنی بر ثبات پارامترها در دوره رد شده و مدل دچار شکست ساختاری است.

با توجه به توضیحات ارائه شده برای بررسی اثرات مذکور از الگوی پویای خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. مزیت برجسته این الگو در قیاس با سایر الگوها این است که این الگو بر خلاف تکنیک‌های دیگر هم انباشتگی نظیر مدل‌های انگل گرنجری، پویایی‌های کوتاه‌مدت را در نظر می‌گیرد و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو می‌شود. علاوه بر آن، این روش بدون نیاز به دانستن اینکه متغیرها I(0) یا I(1) هستند یا نه، قابل کاربرد می‌باشد (پسران

1. Green & Villanueva (1991)

2. Chaw Test

و پسران، ۱۹۹۷: ۳۹۵-۳۹۳). همچنین افزون بر ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا (ECM) نیز بررسی چگونگی تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را ارائه می‌دهد.

از این‌رو مدل ARDL زیر برای آزمون رابطه همجمعی بین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تولید ناخالص داخلی بدون نفت، سرمایه‌گذاری بخش دولتی، نرخ ارز پیش‌بینی شده و شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز به صورت زیر برآورد می‌شود:

(۷)

$$LPINVET = \beta_0 + \sum_{j=1}^{k}\beta_{1j}LPINVEST_{t-j} + \sum_{j=0}^{l}\beta_{2j}Lyno_{t-j} + \sum_{j=0}^{m}\beta_{3j}LGINVEST_{t-j} + \sum_{j=0}^{n}\beta_{4j}LREEREXP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q}\beta_{5j}POS_{t-j} + \sum_{j=0}^{p}\beta_{6j}NEG_{t-j} + \beta_7 D_{58} + \beta_8 t + \varepsilon_t$$

با توجه به آنکه در آزمون ریشه واحد بابت بررسی مانایی متغیرها، برخی از متغیرها با در نظر گرفتن متغیر روند، مانا گردیده‌اند لذا متغیر روند (t) به جهت تصریح بهتر در مدل قرار داده شد.

برای بدست آوردن سرعت تعدیل، مدل تصحیح خطای پویای زیر بررسی می‌شود:

$$dLPINVEST_t = \alpha_0 dT + \delta_1 dLYNO + \delta_2 dLGINVEST_t + \delta_3 dREEREXP_t + \delta_4 dREERPOS_t + \delta_5 dREERNEG_t + \delta_6 dD_{58} + \psi ecm_{t-1} + \nu_t \quad (۸)$$

که در این رابطه d نشان دهنده اپراتور تفاضل مرتبه اول و ecm_{t-1} وقفه عبارت خطای برآورد شده از رابطه (۷) است و ψ سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. در واقع این ضریب، سرعت تعدیل برای دستیابی به تعادل را در صورت بروز شوک‌هایی به سیستم اندازه می‌گیرد. تمام متغیرهای دیگر همانند قبل می‌باشند.

در این مقاله برای انجام آزمون همجمعی بر روی رابطه ARDL یاد شده، از آزمون متغیر اضافی (آزمون F) استفاده می‌کنیم. در این روش، فرضیه صفر مبتنی بر نبود رابطه بلندمدت یا نبود همجمعی و فرضیه مقابل مبتنی بر وجود رابطه بلندمدت یا وجود همجمعی میان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و عوامل تعیین کننده آن می‌باشد.

۵-۱- بررسی داده‌ها

در این پژوهش داده‌های سری زمانی به صورت سالانه و برای سال‌های ۱۳۸۹- ۱۳۵۷ در نظر گرفته شده است. تمامی داده‌های آماری مورد نیاز نیز از ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و صندوق بین‌الملل پول(IFS)[1] به دست آمده‌اند. علاوه بر این، متغیرهای به کار رفته در این پژوهش اعم از سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تولید ناخالص داخلی (بدون نفت) و سرمایه‌گذاری دولتی به قیمت‌های پایه سال ۱۳۷۶ بوده و به صورت لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته‌اند و متغیر جنگ تحمیلی به عنوان متغیر مجازی استفاده شده است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها نیز از نرم افزارهای Excel، Eviews و Microfit 4.1 استفاده شده است.

٦- برآورد مدل‌های ارائه شده

٦-١- آزمون ریشه واحد

از آنجایی که شرط استفاده از الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی، I(0) یا I(1) بودن سری‌های زمانی است لذا این امر مستلزم بررسی داده‌های تحقیق خواهد بود. آزمون ریشه واحد یکی از معمول‌ترین آزمون‌هایی است که امروزه برای تشخیص پایایی یک فرایند سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. آزمون ریشه واحد بر این اساس است که زمانی که در فرایند خودرگرسیونی درجه اول $y_t = \rho y_{t-1} + u_t$، ρ برابر یک باشد و u_t از فروض کلاسیک تبعیت کند، در آن صورت، سری ناپایاست؛ ولی می‌توان نشان داد که با تفاضل‌گیری از عبارت فوق اگر ρ کوچک‌تر از یک باشد آنگاه سری پایا خواهد بود (بیدرام، ۱۳۸۱: ۸۷). آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[2] (ADF) به صورت زیر بیان می‌شود:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 T + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^{m} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۹)$$

که در آن فرضیه صفر برابر $\delta = 0$ است که به معنای وجود ریشه واحد خواهد بود (سوری، ۱۳۹۲: ٤٧٣).

1. International Financial Statistic (IFS)
2. Augmented Dickey-Fuller (ADF)

جدول (۱): آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی متغیرها

متغیر	آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته			
	آماره ADF	سطح بحرانی ٪۹۵	سطح بحرانی ٪۹۰	نتیجه
lpinvest	-1.436	-2.972	-2.620	ناپایا
lyno	2.480	-2.986	-2.630	ناپایا
lginvest	-1.408	-2.972	-2.620	ناپایا
lreer	-1.385	-2.998	-2.630	ناپایا
Δ(lpinvest)	-4.425	-2.976	-2.627	پایا
Δ(lyno)	-4.274	-2.986	-2.633	پایا
Δ(lginvest)	-5.112	-2.976	-2.620	پایا
Δ(reer)	-4.527	-2.992	-2.630	پایا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

کمیت آزمون مورد استفاده در این پژوهش ضابطه شوارتز- بیزین (SBC)[1] خواهد بود. چنانچه مقدار حداکثر آماره شوارتز به صورت قدر مطلق از کمیت بحرانی آماره دیکی فولر ارائه شده بزرگ‌تر باشد، فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان پذیرفت و در غیر این صورت، فرضیه وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد. نتایج این آزمون برای تمامی متغیرها در جدول (۱) نشان داده شده است.

٦-۲- آزمون همجمعی

پس از انجام آزمون پایایی متغیرها، با استفاده از روش آزمون متغیر اضافی به بررسی وجود رابطه بلندمدت یا وجود همجمعی بین متغیرها برای رابطه (۷) می‌پردازیم. بر اساس مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۱: ۳۲٦-۲۸۹)، با استفاده از روش ARDL و با منظور نمودن وقفه‌های مناسب می‌توان ضرایب بلندمدت سازگاری میان متغیرهای مورد نظر در یک مدل بدست آورد. بدین صورت که ابتدا یک رگرسیون OLS را برای قسمت تفاضل مرتبه اول از رابطه (۷) برآورد می‌شود، سپس معناداری مشترک ضرایب متغیرهای سطح وقفه داده شده را هنگامی که به قسمت اول رابطه اضافه شده‌اند، آزمون می‌کند. در این حالت فرضیه صفر و فرضیه مقابل عبارتند از:

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$$

$$H_1 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq \delta_6 \neq 0$$

در این روش، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای بررسی شده به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معناداری سطوح با وقفه‌ها، مورد آزمون قرار می‌گیرد. اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی F قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت (عدم وجود همجمعی) رد شده و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی F قرار گیرد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. اگر F محاسباتی در بین دو محدوده قرار گیرد، نتایج استنباط غیرقطعی است (تشکینی، ۱۳۸٤: ۱۵۸). جدول (۲) نتایج حاصل از آزمون F را نشان می‌دهد.

جدول (۲) حد بالایی و حد پایینی مقادیر بحرانی را که توسط پسران و همکارانش (۱۹۹٦) ارائه شده است را در سطح معناداری ۹۵ درصد و ۹۰ درصد نشان می‌دهد. با توجه به اطلاعات این جدول مشاهده می‌شود آماره F محاسباتی بیش از مقادیر بحرانی ۹۵ و ۹۰ درصد است و لذا فرضیه نبود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو رد می‌شود. به عبارت دیگر میان متغیرهای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، تولید ناخالص داخلی (بدون نفت)، سرمایه‌گذاری دولتی، شوک پیش‌بینی شده ارز و شوک‌های مثبت و منفی پیش‌بینی نشده ارز رابطه بلندمدت وجود دارد.

جدول (۲): نتایج آزمون F برای وجود رابطه بلندمدت

آماره F	$F_{LPINVEST}$ (LPINVEST/LYNO/LGINVEST /REEREXP/REERPOS/REERNEG)			
	سطح معنی داری ٪۹۵		سطح معنی داری ٪۹۰	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
5.4737	3.189	4.329	2.782	3.827

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٦-۳- برآورد بلندمدت

نتایج برآورد ضرایب بلندمدت در جدول (۳) گزارش شده است. طول وقفه بهینه برای متغیرهای مدل با استفاده از الگوی

1. Schwarz Bayesian Criterion (SBC)

پویای ARDL یک و صفر تعیین شده است.

طول وقفه‌ها در مدل ARDL را می‌توان با یکی از معیارهای آکاییک[1]، شوارتز- بیزین، حنان کویین[2] یا ضریب تعیین تعدیل شده[3] برآورد کرد ولی معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار SBC برای جلوگیری از دست رفتن داده‌ها استفاده می‌شود.

جدول (۳): برآورد بلندمدت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با استفاده از الگوی ARDL(1,1,0,0,1,1)

نام متغیر	ضرایب برآورد شده	خطای استاندارد	(prob) مقدار آماره t
LYNO	2.6885	.5512	4.8768 (0.000)
LGINVEST	-.4892	.2088	-2.3431 (0.032)
LREEREXP	.03717	.1301	.28562 (.779)
POS	-.9723	.2499	-3.8899 (.001)
NEG	.0530	.2629	.20182 (.0842)
T	-.0506	.0200	-2.5211 (.022)
D58	-16.61	5.006	-3.3185 (.004)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج مربوط به کشش‌های بلندمدت نشان می‌دهد که متغیرهای تولید ناخالص داخلی (بدون نفت)، سرمایه‌گذاری دولتی، شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز و متغیر مجازی جنگ در سطح ۱۰ درصد معنی دارند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. سرمایه‌گذاری دولتی نیز تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. علاوه بر این شوک‌های مثبت پیش‌بینی نشده نرخ ارز نیز تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. در واقع با افزایش پیش‌بینی نشده نرخ ارز و کاهش ارزش پول ملی در بلندمدت، هزینه کالاها و نهاده‌های سرمایه‌ای وارداتی افزایش یافته و در نتیجه با افزایش هزینه‌های تولید و سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش می‌یابد. شوک‌های منفی نرخ ارز نیز با کاهش هزینه‌های تولید و نهاده‌های سرمایه‌ای وارداتی تأثیر مثبتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بلندمدت دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهند شوک پیش‌بینی شده نرخ ارز در بلندمدت تأثیر مثبتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد.

٦-٤- برآورد کوتاه‌مدت

نتایج کوتاه‌مدت مربوط به برآورد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در جدول (٤) آمده است.

با توجه به جدول (٤) مشاهده می‌شود تمامی متغیرها به غیر از شوک پیش‌بینی شده نرخ ارز در سطح ۹۰ درصد معنادار هستند، به عبارت دیگر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تابعی از تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری دولتی، شوک‌های مثبت و منفی پیش‌بینی نشده نرخ ارز و متغیر مجازی جنگ تحمیلی است. با توجه به نتایج ارائه شده، تولید ناخالص داخلی (بدون نفت) دوره جاری (LYNO) تأثیر مثبتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. هرچند تولید ناخالص داخلی (بدون نفت) در دوره قبل ((LYNO(-1)) تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. با این وجود، برآیند آثار تولید ناخالص داخلی جاری و تولید ناخالص داخلی با وقفه بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، به طور مشخص بیانگر تحقق اصل شتاب در اقتصاد ایران است.

نتایج نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری دولتی (LGINVEST) تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. با توجه به این امر می‌توان گفت سرمایه‌گذاری دولتی به عنوان جانشین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی عمل کرده و با اختصاص بیشتر منابع مالی و فیزیکی، منجر به کاهش دسترسی بخش خصوصی به منابع شده و سرمایه‌گذاری در این بخش را کاهش داده است.

شوک‌های مثبت پیش‌بینی نشده نرخ ارز یا کاهش پیش‌بینی نشده ارزش پول ملی در دوره جاری (POS) و با یک وقفه ((POS(-1)) تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. در واقع شوک‌های مثبت نرخ ارز با افزایش قیمت کالاها و

1. Akaike Information Criterion
2. Hannan-Quinn Criterion
3. R-Bar Squared

نهاده‌های وارداتی سرمایه‌ای و در نتیجه افزایش هزینه‌های تولید، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را در کوتاه‌مدت می‌کاهد.

جدول (٤): برآورد کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با استفاده از الگوی ARDL(1,1,0,0,1,1)

نام متغیر	ضرایب برآورد شده	خطای استاندارد	(prob) مقدار آماره t
LPINVEST(-1)	.29892	.12405	2.4097 (.028)
LYNO	4.0945	.51165	8.0026 (.000)
LYNO(-1)	-2.2097	.52045	-4.2457 (0.001)
LGINVEST	-.34301	.14367	-2.3857 (.029)
LREEREXP	.026065	.09304	.28013 (.783)
POS	-.35868	.14551	-2.4649 (.025)
POS(-1)	-.32298	.12927	-2.4985 (.023)
NEG	-.35094	.16170	-2.1703 (.044)
NEG(-1)	.38814	.15763	2.4623 (.025)
T	-.035525	.013901	-2.5556 (.020)
D58	-11.6474	4.1410	-2.8127 (.012)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

شوک‌های منفی پیش‌بینی نشده نرخ ارز یا افزایش پیش‌بینی نشده ارزش پول ملی در دوره جاری (NEG) تأثیر عکس شوک مثبت دارد، یعنی موجب کاهش هزینه‌های تولیدی وارداتی می‌شود و اثر مثبتی بر سرمایه‌گذاری خصوصی دارد ولی شوک منفی با یک وقفه تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد که ممکن است ایجاد فضای نااطمینان علت تأثیر منفی آن باشد.

متغیر مجازی جنگ تحمیلی نیز تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد. در حقیقت می‌توان گفت بروز جنگ و ناامنی‌های سیاسی و اقتصادی در این سال‌ها و تحت‌تأثیر قرار گرفتن تجارت خارجی و افزایش هزینه کالاهای وارداتی و همچنین کاهش تقاضای خارجی، عواملی مؤثر در کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در این دوره است.

همچنین نتایج بدست آمده از مدل تصحیح خطای کوتاه‌مدت که نمایانگر سرعت تعدیل است، معنادار بوده و عبارت ECM(-1) در این مدل دارای علامت موافق انتظار می‌باشد و لذا می‌توان گفت تعادل بلندمدت قابل دسترسی است. ضریب ۰/۷۰- نیز نشان دهنده این است که سرعت تعدیل از کوتاه‌مدت به بلندمدت در ایران بالا بوده به‌طوری‌که در هر سال ۷۰٪ از عدم تعادل یک دوره سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در دوره بعد تعدیل می‌گردد.

٦-۵- آزمون عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز

اثرات نامتقارن یا فرضیه عمومی عدم تقارن بیان کننده آن است که تغییرات مثبت و منفی در شوک‌های نرخ ارز، اثرات متفاوتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بردارد. به عبارت دیگر تغییر در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به دلیل بروز شوک‌های مثبت پیش‌بینی نشده نرخ ارز با تغییر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی با بروز شوک منفی نرخ ارز پیش‌بینی نشده برابر نیست. برای بررسی نامتقارن بودن شوک‌های مثبت و منفی پیش‌بینی نشده نرخ ارز می‌بایست از آزمون والد[1] استفاده شود. برای این منظور فرضیه عدم تقارن بر اساس الگوی ارائه شده به‌صورت زیر آزمون می‌شود:

(۱۰)

$$H_0 : \sum_{j=0}^{p} \beta_{5j} = \sum_{j=0}^{p} \beta_{6j} \; , H_1 : \sum_{j=0}^{p} \beta_{5j} \neq \sum_{j=0}^{p} \beta_{6j}$$

فرضیه صفر به معنای وجود تقارن میان شوک‌های پیش‌بینی نشده مثبت و منفی است ($\theta_{5j} = \theta_{6j}$). بنابراین فرضیه مقابل نیز به معنای وجود عدم تقارن میان شوک‌های مورد نظر می‌باشد ($\theta_{5j} \neq \theta_{6j}$).

1. Wald Test

جدول (۵): نتیجه آزمون عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی

نتیجه‌گیری	فرضیه صفر	سطح معنی داری ٪۹۰	سطح معنی داری ٪۹۵	آماره آزمون والد
فرضیه تقارن رد می‌شود	$\sum_{j=0}^{p}\beta_{5j}=\sum_{j=0}^{p}\beta_{6j}$	2.71	3.84	7.6097 [0.006]*

* مقدار داخل کروشه نمایانگر Prob می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۵) آزمون فرضیه عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز را با استفاده از آزمون والد ارائه می‌کند. آزمون والد در واقع امکان اعمال مجموعه‌ای از قیود بر عوامل معادله رگرسیون را مورد آزمون قرار می‌دهد که این قیود در فرضیه عدم تقارن، همان قید مطرح شده در رابطه (۱۰) است. بر این اساس، با توجه به نتیجه فرض جدول، می‌توان گفت آماره آزمون والد بیش از مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد است و فرضیه صفر مبنی بر تقارن شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز رد می‌شود. در نتیجه شوک‌های مثبت و منفی پیش‌بینی نشده نرخ ارز اثرات نامتقارنی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران دارند.

۶-۶- آزمون‌های ثبات و تشخیص

در انتها آزمون‌های تشخیص برای مشخص کردن ثبات مدل و تعیین ثبات ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرد. اولین آزمونی که مورد بررسی قرار می‌گیرد، آزمون LM[1] برای تشخیص همبستگی سریالی جمله پسماند است. با توجه به میزان آماره محاسباتی (۲/۵۲۴۸) و مقایسه با آماره بحرانی در سطح ۵ درصد (۳/۸۴)، نمی‌توان فرض صفر مبتنی بر عدم وجود همبستگی سریالی بین جملات پسماند را رد کرد. آزمون دیگر مورد استفاده، آزمون رمزی[2] برای تشخیص وجود تصریح مناسب شکل تبعی است. آماره محاسباتی برابر ۲/۵۷۹۶ است و در مقایسه با آماره بحرانی به میزان ۳/۸۴ می‌توان به نتیجه تصریح صحیح معادله تخمین دست یافت. برای بررسی نرمال بودن جملات پسماند، از آزمون نرمالیتی[3] استفاده شده است. از آنجا که آماره محاسباتی ۰/۹۴۳۵۵ از آمار بحرانی ۵/۹۹ در سطح معنی‌داری ۵ درصد کوچک‌تر است، فرض صفر مبنی بر وجود توزیع نرمال جملات پسماند را نمی‌توان رد کرد. آزمون بعدی، آزمون واریانس ناهمسانی است که با مقایسه (۰/۰۱۵۵۲) در برابر (۳/۸۴) می‌توان واریانس همسان بودن جملات پسماند را نتیجه گرفت.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

نتایج مربوط به کشش‌های بلندمدت نشان می‌دهد که متغیرهای تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری دولتی، شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز و متغیر مجازی جنگ معنی دارند. همچنین ملاحظه می‌گردد تولید ناخالص داخلی، شوک‌های منفی نرخ ارز، شوک پیش‌بینی شده نرخ ارز در بلندمدت دارای اثر مثبت و سرمایه‌گذاری دولتی و شوک‌های مثبت پیش‌بینی نشده نرخ ارز تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بلندمدت خواهد داشت. برآوردهای کوتاه‌مدت نیز ضمن برآورد انتظارات تئوریک در مورد متغیرها، مؤید تحقق اصل شتاب در اقتصاد ایران می‌باشد. نتایج بدست آمده از مدل تصحیح خطای کوتاه‌مدت نیز بیان می‌کند که تعادل بلندمدت قابل حصول بوده و در هر سال ٪۷۰ از عدم تعادل یک دوره سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در دوره بعد تعدیل می‌گردد.

آزمون والد که برای بررسی نامتقارن بودن شوک‌های مثبت و منفی پیش‌بینی نشده نرخ ارز مورد استفاده قرار گرفته، حکایت از آن دارد که شوک‌های مثبت و منفی پیش‌بینی نشده نرخ ارز در کشور، اثرات نامتقارنی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران دارند. نتایج به صورت آشکار، تفاوت میان اثرات تغییرات پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده نرخ ارز را بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نشان می‌دهد. سرانجام آزمون‌های ثبات ساختاری نیز برای مدل انجام پذیرفت که همگی مورد تأیید قرار گرفتند.

1. Lagrange Multiplier Test
2. Ramsey Test
3. Normality Test

منابع

ابطحی مهرجردی، سید یحیی (۱۳۸۷). بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید بخش‌های مختلف اقتصاد ایران. رساله دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات.

برانسون، ویلیام اچ (۱۳۸۱). تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان (چاپ پنجم). مترجم: عباس شاکری، تهران: نشر نی.

بیدرام، رسول (۱۳۸۱). Eviews همگام با اقتصادسنجی (چاپ اول). تهران: انتشارات منشور بهره‌وری.

تشکینی، احمد (۱۳۸٤). اقتصادسنجی به کمک Microfit (چاپ اول). تهران: مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران.

رحمانی، تیمور (۱۳۸۰). اقتصاد کلان (جلد دوم)، تهران: انتشارات برادران، چاپ دوم.

سوری، علی (۱۳۹۲). اقتصادسنجی پیشرفته (جلد دوم). انتشارات نشر فرهنگ شناسی، چاپ اول.

صامتی، مجید و فرامرزپور، بیتا (۱۳۸۳). بررسی موانع سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی ایران. *مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال دوازدهم، شماره ٤۵، ۱۱۲-۹۱.

عباسی‌نژاد، حسین و یاری، حمید (۱۳۸٦). بررسی اثرگذاری نرخ سود تسهیلات بانکی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در افق بلندمدت ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ٤۲، شماره ٤، ۱۵۸-۱۳۹.

غفاری، هادی؛ جلولی، مهدی و چنگی‌آشتیانی، علی (۱۳۹۲). بررسی و پیش‌بینی آثار افزایش نرخ ارز بر رشد اقتصادی بخش‌های عمده‌ی اقتصاد ایران (۱۳۹۳-۱۳۵۵). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۰، ۵۸-٤۱.

کازرونی، سید علیرضا و رستمی، نسرین (۱۳۸٦). اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید واقعی و قیمت در ایران (۱۳۸۱-۱۳٤۰). *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲، پیاپی ۲۵، ۱۹٦-۱۷۷.

کازرونی، علیرضا و ابقائی، فلور (۱۳۸۷). بررسی تأثیر مخارج مصرفی و سرمایه‌ای دولت بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران (۸٤-۱۳۵۰). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال هشتم، شماره ۱، ۲۰-۱.

کازرونی، علیرضا و دولتی، مهناز (۱۳۸٦). اثر نااطمینانی نرخ واقعی ارز بر سرمایه گذاری بخش خصوصی، مطالعه موردی ایران. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ٤۵، ۳۰٦-۲۸۳.

کاظمی، مجتبی؛ جلایی اسفندآبادی، سید عبدالمجید و اکبری‌فرد، حسین (۱۳۹۳). بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از شبکه‌های عصبی. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۵، ٤۰-۲۵.

کوچک‌زاده، اسما و جلایی، سید عبدالمجید (۱۳۹۳). بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد بخش‌های اقتصادی ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱٦، ۲۰-۱۱.

مجرد، محمدجعفر و رازینی، ابراهیم علی (۱۳۸٦). رقابت‌پذیری مبتنی بر نرخ ارز مؤثر واقعی در ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲٦، ۱۷۹-۱۳۱.

محمودگردی، رحیم؛ زمانی، امید؛ مرتضوی، سید ابوالقاسم و هیمن، نادر (۱۳۹۰). تأثیر نرخ ارز واقعی و نااطمینانی آن بر سرمایه‌گذاری خصوصی در بخش کشاورزی. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، دوره ۳، شماره ٤، ۱۵۱-۱۳۳.

مرادپور اولادی، مهدی؛ ابراهیمی، محسن و عباسیون، وحید (۱۳۸۷). بررسی اثر عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال دهم، شماره ۳۵، ۱۷٦-۱۵۹.

Acosta, P., & Loza, L. (2005). Short and Long Run Determinants of Private Investment in Argentina. *Journal of Applied Economics*, 8(2), 389-406.

Akpan, P. L. (2004). Governance and Gross Domestic Investment in Developing Economies: Issues in Exchange Rate Instability in Nigeria. Faculty of Management Sciences, Ross River University of Technology, Nigeria.

Atella, V., Gianfranco, E. A., & Belvisi P. L. (2003). Investment and Exchange Rate Uncertainty. *Journal of Policy Modeling*, 25(8), 811-824.

Bahmani-Oskooee, M., & Kandil, M. (2007). Exchange Rate Fluctuations and Output in Oil-Producing Countries: The Case of Iran. IMF Working Paper, 7.

Barro, R. J. (1995). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, 106(2), 407-443.

Ben–David, D. (1998). Convergence Clubs and Subsistence Economies. *Journal of Development Economics,* 55, 155-171.

Bleaney, M., & Greenaway, D. (2001). The Impact of Terms of Trade and Real Exchange Rate Volatility on Investment and Growth In Sub-Saharan Africa. *Journal of Development Economics*, 65(2), 491-500.

Bruno, M. (1979). Stabilization and Stagflation in a Semi-Industrialized Economy. In R. Dornbusch & J. Frankel (Eds.), *International Economic Policy*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.

Byrne, J. P., & Davis, E.Ph (2002). Investment and Uncertainty in the G7. NIESR & Brunel University.

Byrne, J. P & Davis, E. D. (2003). Panel Estimation of the Impact of Exchange Rate Uncertainty on Investment in the Major Industrial Countries. NIESR & Brunel University.

Byrne, J. P., & Davis, E. D. (2005). The Impact of Short- and Long-run Exchange Rate Uncertainty on Investment: A Panel Study of Industrial Countries. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics*, 67(3), 307-329.

Easterly, W., Roumeen, I., & Stiglitz, J. (2000). Explaining Growth Volatility. *Annual World Bank Conference on Development Economics*. Oxford University Press.

Escaleras, M., & Thomakos, D. D. (2008). Exchange Rate Uncertainty, Socio-Political Instability and Private Investment: Empirical Evidence from Latin America. *Review of Development Economics*, 12(2), 372-385.

Erdal, B. (2001). Investment Decisions Under Real Exchange Rate Uncertainty. *Central Bank Review*, 1, 25-47.

Green, J., & Villanueva, D. (1991). Private Investment in Developing Countries. *IMF Staff Papers*, 33-58.

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

Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1998). Postwar U.S. Business Cycle: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit & Banking*, 29, 1-16.

Kandil, M., & Mirzaie, A. (2002). Exchange Rate Fluctuations and Disaggregate Economic Activity in the US: Theory and Evidence. *Journal of International Money and Finance*, 21(1), 1-31.

Kandil, M., Akan, B. H., & Nergiz, D. (2007). The Effects of Exchange Rate Fluctuations on Economic Activity in Turkey. *Journal of Asian Economics*, 18, 466–489.

Khan, M. S., & Reinhart, C. M. (1990). Private Investment and Economic Growth in Developing Countries. *World Development*, 18(1), 19-27.

Nucci, F., & Pozzolo, A. F. (2001). Investment and the Exchange Rate: An Analysis With Firm-Level Panel Data. *European Economic Review*, 45, 259-283.

Pesaran M. H, Shin Y,. & Smith R. (1996). Testing For The Existence of a Long-run Relationship. DAE Working Paper, Deprtment of Applied Eeconomics, University of Cambridge.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An Autoregresive Disturbuted Lag Modeling Aproach to Cointegration Analysis. in S. Strom, (ed.) Econometrics & Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, 1999, Chapter 11. Cambridge University Press, Cambridge.

Pesaran, M. H., & Pesaran, B. (1997). Microfit 4.0: An Interactive Econometric Software Package. *Oxford University Press*, Oxford.

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

Serven, L. (1998). Macroeconomics Uncertainty and Private Investment in LDCs: An Empirical Investigation. *The World Bank Published*, Washington DC.

Serven, L. (2003). Real Exchange Rate Uncertainty and Private Investment in LDCs. *The Review of Economics & Statistics*, 85(1), 212-221.

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

تجزیه و تحلیل تأثیر شوک‌های سیاست مالی و ضرایب فزاینده مالی اقتصاد ایران در چارچوب مدل کینزین‌های جدید

Analysis of the Effects of Fiscal Policy Shocks and Fiscal Multipliers of Iran's Economy in the New-Keynesian Framework

حسن حیدری*، لسیان سعیدپور**

دریافت: ۱۳۹۳/۳/۲۳ پذیرش: ۱۳۹۳/۹/۳

چکیده:

این مقاله تأثیر شوک‌های سیاست مالی و ضرایب فزاینده مالی را در اقتصاد ایران و در چارچوب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) کینزین‌های جدید با رویکرد بیزی مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان می‌دهند که شوک افزایش مالیات بر مصرف منجر به کاهش تولید در کوتاه‌مدت می‌شود. همچنین شوک افزایش مخارج دولت باعث افزایش تولید در کوتاه‌مدت و افزایش تورم در بلندمدت می‌شود. از آنجایی که عموماً تأمین مالی مخارج دولت در ایران با افزایش پایه پولی همراه است، تورم‌زا بودن شوک مخارج دولت معقول و منطقی به نظر می‌رسد. نتایج ضرایب فزاینده مالی ساختاری نیز نشان می‌دهند که مخارج کوتاه مدت دولت با ضریب ۱/۲۹ درصد رابطه مستقیم و مالیات بر فروش و دستمزد با ضریب ۰/۲۲ درصد رابطه غیرمستقیم، با تولید دارند. بنابراین تأمین مالی افزایش مخارج دولت با استفاده از مالیات بر فروش و دستمزد می‌تواند به عنوان یک سیاست مالی مؤثر برای افزایش تولید تلقی گردد.

کلمات کلیدی: شوک سیاست مالی، ضرایب فزاینده مالی، کینزین‌های جدید، مدل DSGE.

طبقه‌بندی JEL: C51، C61، E62.

* دانشیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه

Email: h.heidari@urmia.ac.ir

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول)

Email: saeidpour.lesyan@gmail.com

Hassan Heidari, Lesyan Saeidpour***

Received: 13/June/2014 Accepted: 24/Nov/2014

Abstract:

This paper investigates the effects of fiscal policy shocks and fiscal multipliers of the Iranian economy in the framework of New-Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium model (DSGE) by applying Bayesian approach. The results indicate that consumption tax shock lead to short-run decrease in output. Moreover, government spending shock leads to short-run increase in output and long-run increase in inflation. This result makes sense as government expenditures are financed by an increase in the monetary base.The results of structural fiscal multipliers indicate that short-run government expenditure multiplier with 1.29 percent has a direct relationship and sales and payroll tax multiplier with 0.22 percent has an indirect relationship with output. Therefore financing government spending with sales and payroll tax can be considered as an effective fiscal policy to increase output.

Keywords: Fiscal Policy Shock, Fiscal Multipliers, New-Keynesian, DSGE Model.
JEL: C51, C61, E62.

* Associate Professor of Economics, Urmia University, Urmia, Iran.

** Ph.D. Student of Economics, Urmia University, Urmia, Iran (Corresponding Author).

۱- مقدمه

از آنجایی که همواره دستیابی به رشد اقتصادی بالا و پایدار به عنوان یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های دولتمردان و اقتصاددانان مطرح بوده، طی سالیان متمادی دیدگاه‌ها و ابزارهای سیاستی مختلفی برای نیل به این هدف مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. یکی از این مباحث که دیدگاه‌های مختلفی پیرامون آن شکل گرفته، نحوه و میزان تأثیرگذاری سیاست‌های مالی بر تولید و متغیرهای کلان اقتصادی است. در این راستا، از یک سو اقتصاددانان پیرو مکاتب کینزی، استفاده از ابزار سیاست مالی را برای تحریک تولید و رشد اقتصادی مناسب و کارآمد تلقی می‌کنند و از سوی دیگر، اقتصاددانان پیرو مکاتب کلاسیکی بر خنثی بودن تأثیر سیاست مالی بر تولید و رشد اقتصادی تأکید می‌کنند (پاپا[1]، ۲۰۰۵: ۲).

اگرچه اتفاق نظر در خصوص میزان تأثیرگذاری سیاست‌های مالی بر تولید وجود ندارد، اما همچنان ابزارهای سیاست مالی از جایگاه ویژه‌ای در میان اقتصاددانان و سیاست‌گذاران برخوردار است. به عنوان مثال، تمامی کشورهای OECD[2] و نوظهور، ابزارهای سیاست مالی را برای برون‌رفت از بحران اقتصادی سال ۲۰۰۸ مورد توجه و استفاده قرار دادند (باریل و همکاران[3]، ۲۰۰۹: ۷). همچنین با توجه به شواهد تاریخی مربوط به رکودهای اقتصادی دهه‌های گذشته، به نظر می‌رسد سیاست مالی یک ابزار مناسب و کارآمد در مواجهه با شرایط رکود و بحران‌های اقتصادی باشد. البته شایان توجه است که ساختار اقتصادی کشورها، نقش مؤثری در نحوه و میزان واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک سیاست‌های مالی دارد.

سیاست‌های مالی در ایران نیز به دلایلی نظیر دوره سازندگی پس از جنگ تحمیلی، مقابله با تحریم‌های اقتصادی، آرمان‌های عدالت محوری اقتصاد اسلامی و ترغیب و تشویق تولید، همواره مورد استفاده دولتمردان و سیاست‌گذاران قرار گرفته است. اما در سال‌های اخیر که کشور شرایط رکود تورمی را تجربه می‌کند، چاره اندیشی برای خروج از این وضعیت و اتخاذ سیاست‌های اقتصادی اثربخش توسط دولت، بیش از پیش مورد توجه قرار گرفته است. از این‌رو، تدوین سیاست‌های مالی مؤثر برای خروج از شرایط رکود تورمی حاکم بر اقتصاد کشور، مستلزم بررسی موشکافانه نحوه و میزان واکنش تولید و متغیرهای کلان اقتصادی در قبال اتخاذ سیاست‌های مالی و نیز آگاهی از ضرایب فزاینده مالی ساختاری در کشور می‌باشد.

بنابراین مطالعه حاضر، نحوهٔ تأثیرپذیری تولید از شوک مخارج دولت و شوک مالیات را به عنوان ابزارهای سیاست مالی در اختیار دولت، برای اقتصاد ایران در محک آزمون تجربی قرار می‌دهد. برای این منظور نیز از یک چارچوب تئوریکی تقاضای کل- عرضه کل کینزین‌های جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد بیزی استفاده می‌شود. همچنین ضرایب فزآینده مالی[4] نیز در چارچوب مدل تقاضای کل- عرضه کل کینزین‌های جدید و بر اساس پارامترهای ساختاری اقتصاد استخراج شده و با استفاده از رویکرد بیزی برآورد شده است. شایان توجه است که جهت حصول به اهداف مورد نظر در تحقیق حاضر و با عطف به اهمیت بخش پولی در سیاست‌های کلان اقتصادی، قاعده سیاست پولی مناسب برای اقتصاد ایران نیز لحاظ شده است. بدین ترتیب که سیاست پولی بر اساس اجزای پایه پولی شکل می‌گیرد. در این راستا، بدهی‌های دولت به بانک مرکزی و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی به عنوان عوامل اصلی شکل دهنده سیاست‌های پولی قلمداد می‌شوند.

تمایز و ویژگی‌های مطالعه حاضر نسبت به مطالعات تجربی انجام شده از دو بعد کلی قابل بحث است. اول، مطالعه حاضر ضرایب فزاینده مالی را در چارچوب الگوی تئوریکی کینزین‌های جدید بر اساس پارامترهای ساختاری

1. Papa (2005)
2. Organization for Economic Co-Operation & Development
3. Burriel et al. (2009)
4. Fiscal Multiplier

استخراج نموده و با استفاده از رویکرد تخمین بیزی برآورد می‌کند. علی‌رغم اهمیت شایان توجه ضرایب فزاینده مالی برای برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی در تدوین سیاست‌های مالی، این مهم در مطالعات تجربی پیشین مغفول مانده است. اهمیت و لزوم مطالعه ضرایب فزاینده مالی استخراج شده بر پایه پارامترهای ساختاری بدین دلیل است که تحت تأثیر سیاست‌های اقتصادی تغییر نمی‌یابند و لذا ابزاری مناسب و کارآمد جهت تحلیل میزان تأثیرپذیری تولید از یک سیاست مالی مشخص را مهیا می‌کنند.

دوم، چارچوب تئوریکی تقاضای کل- عرضه کل کینزین‌های جدید امکان تجزیه و تحلیل شوک سیاست‌های مالی را بر اساس پایه‌های قوی اقتصاد خردی در چارچوب یک الگوی تعادلی عمومی پویای تصادفی فراهم می‌کند (بنینو[1]، ۲۰۰۹: ۲). اما در بیشتر مطالعات تجربی انجام شده، روابط میان متغیرها و تأثیر شوک سیاست‌های مالی بر اساس مدل‌های رگرسیونی نظیر مدل خودرگرسیونی برداری (VAR)[2] و مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[3] بدون لحاظ نمودن ساختارهای قوی تئوریکی بررسی شده است. در واقع لحاظ نمودن توأم بخش تقاضا و عرضه اقتصاد به عنوان یک الگوی تعادل عمومی در بررسی واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به سیاست‌های مالی به عنوان یک ضرورت مطرح می‌باشد که در عمده مطالعات تجربی انجام شده نادیده انگاشته شده است.

در ادامه این مقاله و در بخش دوم به ادبیات موضوع پرداخته می‌شود، در بخش سوم، مدل تحقیق به تفصیل ارائه می‌گردد، در بخش چهارم یافته‌های تحقیق ارائه شده و در نهایت بخش پنجم به نتیجه‌گیری حاصل از تحقیق اختصاص یافته است.

1. Benigno (2009)
2. Vector Autoregressive (VAR)
3. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

۲- ادبیات موضوع

به‌طور کلی، مبانی تئوریکی پیرامون تأثیرگذاری سیاست مالی بر بخش واقعی اقتصاد را می‌توان به دو مکتب فکری کینزی و غیرکینزی تقسیم نمود. دیدگاه غیرکینزی بر این باور است که با توجه به انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و عرضه ثابت پول، هر افزایشی در مخارج دولت از طریق کاهش مخارج بخش خصوصی جبران شده و در نتیجه تأثیری بر سطح تولید نخواهد داشت. لذا بر اساس دیدگاه غیرکینزی، ضریب فزاینده مخارج دولت نزدیک به صفر است (فورد[4]، ۲۰۱۳: ٦).

در طرف مقابل، بر اساس دیدگاه کینزی و مکاتب شکل گرفته پیرامون آن، سیاست مالی از کانال‌های تقاضا و عرضه بر تولید تأثیرگذار است. از کانال تقاضا، افزایش در مخارج دولت و کاهش مالیات منجر به افزایش تقاضای مؤثر در دوران رکود اقتصادی خواهد شد که این امر نیز بر تأثیرگذار بودن سیاست مالی بر طرف تقاضا و تولید دلالت می‌کند. از کانال عرضه نیز، کینزین‌های جدید با اشاره به بازار رقابت انحصاری و چسبندگی دستمزدها و قیمت‌ها به دلایلی مانند فرضیه دستمزد کارآ، هزینه‌های منو[5] و نواقص بازار سرمایه بر تأثیر انکارناپذیر سیاست‌های مالی بر بخش واقعی اقتصاد اشاره می‌کنند (گرین والد و استگلیتز[6]، ۱۹۸۷: ۱۲۳).[7]

پیرامون بحث اثرات پویای شوک مخارج دولت، دو مدل کلان اقتصادی کینزین‌های جدید و اداوار تجاری واقعی (RBC)[8] تکامل یافته است. کینزین‌های جدید با در نظر گرفتن چسبندگی قیمت، معتقدند که شوک مخارج دولت منجر به افزایش تقاضای نیروی کار، دستمزد واقعی، مصرف خانوار و تولید ناخالص داخلی می‌شود (یانگ و همکاران[9]،

4. Ford (2013)
5. Menu Costs
6. Greenwald & Stiglitz (1987)
۷. به جهت اختصار و جلوگیری از بیان مباحثی که در سایر مقالات به دفعات مورد بحث قرار گرفته، در این مقاله صرفاً به بیان کلیت مبانی تئوریکی اکتفا شده است.
8. Real Business Cycle
9. Yang et al. (2012)

۲۰۱۲: ۵). در این راستا دوروکس و همکاران[1] (۱۹۹۶: ۲۳۳)، مدل‌های با بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس و بازار رقابت ناقص را برای بررسی تأثیر شوک مخارج دولت معرفی کردند. راون و همکاران[2] (۲۰۰۶: ۱۹۵) نیز با معرفی عادات عمیق[3] در بازار رقابت انحصاری به بررسی تأثیر شوک مخارج دولت از دیدگاه کینزین‌های جدید پرداختند. همچنین بنینو (۲۰۰۹: ۳) نیز برای بررسی تأثیر شوک مخارج دولت و سیاست‌های مالی، یک چارچوب عرضه کل-تقاضای کل کینزین‌های جدید در شرایط بازار رقابت ناقص را ارائه کرده است. در طرف مقابل، مدل ادوار تجاری واقعی نیز با در نظرگرفتن بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، ترجیحات استاندارد و بازار رقابتی به بررسی تأثیر شوک مخارج دولت بر متغیرهای کلان اقتصادی می‌پردازند (یانگ و همکاران، ۲۰۱۲: ۵). بنابراین می‌توان در دو دیدگاه تئوریکی متفاوت کینزین‌های جدید و ادوار تجاری واقعی به بررسی اثرات شوک مخارج دولت پرداخت که در مطالعه حاضر از دیدگاه کینزین‌های جدید و چارچوب کلی عرضه کل-تقاضای کل بنینو (۲۰۰۹) استفاده خواهد شد.

مطالعات تجربی وسیعی نیز، نحوه و میزان واکنش تولید و متغیرهای کلان اقتصادی به شوک سیاست‌های مالی را در محک آزمون تجربی قرار داده‌اند که از حیث روش‌شناختی در دو طیف کلی قرار می‌گیرند (آئوربچ و گرودچینکو[4]، ۲۰۱۱: ۲).

طیف اول شامل مطالعات مبتنی بر مدل خودرگرسیونی برداری (VAR) می‌باشند که به عنوان مثال می‌توان به مطالعات بلانچارد و پروتی[5] (۲۰۰۲)، دکاسترو و هرناندز[6] (۲۰۰۶)، جیوردانو و همکاران[7] (۲۰۰۷)، کالدرا و کمپس[8] (۲۰۰۸)، باریل و همکاران (۲۰۰۹) و فورد (۲۰۱۳) اشاره نمود.

طیف دوم از این مطالعات با تکیه بر مدل‌های DSGE، لزوم در نظرگرفتن کلان اقتصادی به شیوه یک سیستم پویای تعادلی را به منظور تشخیص صحیح تأثیر شوک‌های سیاستی بر متغیرهای کلان اقتصادی مورد تأکید قرار می‌دهند. همچنین این طیف از مطالعات، استفاده از مدل‌های خودرگرسیونی برداری را به دلیل عدم برخورداری از پایه‌های قوی تئوریکی مورد انتقاد قرار داده‌اند. از این طیف مطالعات می‌توان به پاپا (۲۰۰۵)، راتو و همکاران[9] (۲۰۰۹)، ایواتا[10] (۲۰۰۹) زبیری[11] (۲۰۱۰) و دکاروالو و والی[12] (۲۰۱۱) اشاره نمود.

واکاوی تأثیر سیاست‌های مالی بر تولید و رشد اقتصادی، در حجم وسیعی از مطالعات داخلی نیز مشاهده می‌شود. در این راستا، شفیعی و همکاران (۱۳۸۵: ۸۱) با استفاده از مدل ARDL نشان دادند که مخارج عمرانی رابطه مستقیم و مالیات‌ها رابطه معکوس با رشد اقتصادی در ایران دارند. کمیجانی و نظری (۱۳۸۸: ۱) نیز با استفاده از مدل VAR بر تأثیر مثبت مخارج دولت بر رشد اقتصادی در ایران تأکید کرده‌اند. در مطالعه دیگری، ابونوری و همکاران (۱۳۸۹: ۱۱۷) با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی خودرگرسیونی برداری بر تأثیر مثبت و معنی‌داری مخارج دولت و مالیات‌ها بر رشد اقتصادی تأکید دارند. همچنین عرب‌مازار و چالاک (۱۳۸۹: ۱۲۱) تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی را با استفاده از روش پویای سیستمی و شبیه‌سازی متغیرهای کلان اقتصادی بررسی کرده‌اند که نتایج آنها بر تأثیر مثبت مخارج دولت بر رشد اقتصادی دلالت می‌کند. در مطالعه دیگری، دل‌انگیزان و خزیر (۱۳۹۱: ۳۷) با استفاده از روش فیلترینگ هودریک-پرسکات[13] و رویکرد اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)[14] تأثیر شوک‌های مثبت و منفی سیاست

1. Devereux et al. (1996)
2. Ravn et al. (2006)
3. Deep Habits
4. Auerbach & Gorodnichenko (2011)
5. Blanchard & Perotti (2002)
6. De Castro & Hernandez (2006)
7. Giordano et al. (2007).
8. Caldara & Kamps (2008)
9. Ratto et al. (2009)
10. Iwata (2009)
11. Zubairy (2010)
12. De Carvalho & Valli (2011)
13. Hodrick-Prescott
14. Generalized Method of Moments (GMM)

مالی دولت بر رشد اقتصادی را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج آنها نشان می‌دهد که شوک‌های منفی اثرات کاهنده و بزرگ‌تری نسبت به شوک‌های مثبت سیاست مالی دارد. در طرف مقابل مطالعات فوق از حیث روش‌شناختی استفاده شده، مشیری و همکاران (۱۳۹۰: ٦۹) درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران را در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد، میزان تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران ۷۷ درصد است که نشان از استقلال پایین بانک مرکزی دارد.

در جمع‌بندی مطالعات تجربی انجام شده برای اقتصاد ایران می‌توان به چند مورد اشاره نمود. اول، تمامی مطالعات داخلی که تأثیر شوک سیاست مالی بر تولید را مورد مطالعه قرار داده‌اند، از رویکردهای متداول اقتصادسنجی سری زمانی بهره برده‌اند. لذا این مطالعات با توجه به دیدگاه‌های اقتصاد کلان مدرن به دلیل عدم برخورداری از پایه‌های قوی تئوریکی و عدم در نظرگرفتن کلان اقتصادی به صورت یک سیستم تعادل عمومی مورد انتقاد قرار می‌گیرند. دوم، اهداف و مدل تئوریکی مطالعه حاضر کاملاً متمایز از مطالعه مشیری و همکاران (۱۳۹۰) است که بر پایه الگوهای اقتصاد کلان مدرن (DSGE) انجام شده است. سوم، تاکنون ضرایب فزاینده مالی بر اساس پارامترهای ساختاری برای اقتصاد ایران ارائه نشده است. لذا با عطف به اهمیت و لزوم آگاهی از ضرایب فزاینده مالی در امر سیاست‌گذاری، مطالعه حاضر به این مهم نیز می‌پردازد.

۳- مدل تحقیق

از آنجایی که اهداف اصلی مطالعه حاضر، تجزیه و تحلیل تأثیر شوک سیاست‌های مالی بر تولید و استخراج ضرایب فزاینده مالی ساختاری در چارچوب الگوی تقاضای کل- عرضه کل کینزین‌های جدید می‌باشد، در این بخش، ابتدا معادلات تقاضای کل و عرضه کل بر اساس تصمیمات بهینه‌سازی رفتار خانوار و بنگاه‌ها به پیروی از بنینو (۲۰۰۹) استخراج می‌شوند. سپس الگوی کامل و منسجم تعادل عمومی پویای تصادفی که علاوه بر معادلات تقاضای کل و عرضه کل، شامل معادلات رفتاری مخارج دولت، مالیات و قاعده سیاست پولی منطبق با شرایط حاکم بر اقتصاد ایران است، تصریح شده و در نهایت ضرایب فزاینده مالی ساختاری با توجه به معادلات تقاضای کل و عرضه کل استخراج می‌گردند.

۳-۱- تقاضای کل

تقاضای کل در اقتصاد کلان مدرن کینزین‌های جدید بر اساس بهینه‌سازی تصمیمات بین دوره‌ای خانوار در خصوص تخصیص بهینه مصرف و فراغت استخراج می‌شود. با توجه به اهداف متصور در این مطالعه، مراحل استخراج تابع تقاضا به گونه‌ای طراحی شده که تابع تقاضای نهایی شامل تصریحی از رابطه میان سطح تقاضا با مخارج دولت و مالیات بر مصرف نیز باشد. برای این منظور یک مدل بین دوره‌ای برای دو دوره زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت در نظر گرفته شده است که شکل کلی تابع مطلوبیت بین دوره‌ای و قید بودجه خانوار به صورت زیر تصریح می‌شوند:

(۱)

$$\max E_0\left\{u(C)-v(L)+w(M)+\beta\varepsilon_t\left\{u(\overline{C})-v(\overline{L})+\mathrm{w}(\overline{\mathrm{M}})\right\}\right\}$$

(۲)

$$PC+\frac{\overline{PC}}{1+i}+M+(1+i)B=WL+\frac{\overline{WL}}{1+i}+T+\overline{M}+\overline{B}$$

معادله (۱) مقدار تنزیل شده تابع مطلوبیت انتظاری کوتاه‌مدت و بلندمدت بخش خانوار را نشان می‌دهد و معادله (۲) قید بودجه خانوار است. در معادلات فوق، ε_t شوک ترجیحات خانوار و β نرخ تنزیل ذهنی را نشان می‌دهند؛ C بیانگر مصرف کوتاه‌مدت؛ L ساعت‌های کار در کوتاه‌مدت؛ M تقاضای نقدینگی کوتاه‌مدت؛ B میزان نگهداری اوراق قرضه در کوتاه‌مدت؛ $\overline{C}$ مصرف در بلندمدت؛ $\overline{L}$ ساعت‌های کاری در بلندمدت؛ $\overline{M}$ تقاضای نقدینگی در بلندمدت، $\overline{B}$ میزان نگهداری اوراق قرضه در بلندمدت، P و W به ترتیب

قیمت و دستمزد اسمی و T پرداخت‌های انتقالی دولت به خانوار و i نرخ بهره اسمی است. از آنجایی که هدف خانوار انتخاب مصرف و ساعات کار بهینه به منظور حداکثر کردن مطلوبیت خود نسبت به قید بودجه است، تشکیل تابع لاگرانژ و بهینه‌سازی آن معادله اولر زیر را نتیجه می‌دهد که در آن نرخ نهایی جانشینی بین دوره‌ای مصرف و نسبت قیمت بین دوره‌ای مصرف، برابر با نرخ بهره واقعی (r) است.

$$\frac{u_c(C)}{\beta\varepsilon_t u_c(\overline{C})} = (1+i)E_0(\frac{P}{\overline{P}}) = 1+r \qquad (۳)$$

اکنون با در نظر گرفتن تابع مطلوبیت به شکل $u(C)=\frac{C^{1-\hat{\sigma}^{-1}}}{1-\hat{\sigma}^{-1}}$ که در آن $\hat{\sigma}$ کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف را نشان می‌دهد، معادله اولر تابع مطلوبیت فوق معادل $\frac{C^{-\hat{\sigma}^{-1}}}{\beta\varepsilon_t \overline{C}^{-\hat{\sigma}^{-1}}} = 1+r$ خواهد بود که شکل لگاریتمی آن به‌صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$-\hat{\sigma}^{-1}\ln(C) - \ln(\beta) - \ln\varepsilon_t + \hat{\sigma}^{-1}\ln(\overline{C}) = \ln(1+r) \qquad (٤)$$

با فرض اینکه حروف کوچک مقادیر لگاریتمی عبارات فوق را نشان دهند، می‌توان معادله (٤) را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\overline{c} - c = \hat{\sigma}r + \hat{\sigma}\ln\beta + \hat{\varepsilon}_t \qquad (۵)$$

معادله (۵) نشان می‌دهد که میان رشد مصرف و نرخ بهره واقعی یک همبستگی مثبت وجود دارد، بدین ترتیب که افزایش در نرخ بهره واقعی منجر به تعویق انداختن مصرف و افزایش پس‌انداز در دوره جاری می‌شود.

در ادامه به منظور تصریح رابطه میان قیمت و مصرف، می‌توان عبارت $\ln[(1+i)E_0(\frac{P}{\overline{P}})]$ را جایگزین $\ln(1+r)$ در معادله (٤) نمود که عبارت زیر حاصل خواهد شد:

$$\overline{c} - c = \hat{\sigma}[i - (\overline{p} - p)] + \hat{\sigma}\ln\beta + \hat{\varepsilon}_t \qquad (٦)$$

از آنجایی که در معادله (٦)، نرخ بهره واقعی به صورت تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم لحاظ شده است، افزایش قیمت جاری منجر به افزایش پس‌انداز و به تعویق انداختن مصرف جاری خواهد شد. همچنین در معادله (٦) جزء ε_t همان شوک ترجیحات است که در چارچوب تئوری کینزین‌های جدید به عنوان شکاف تولید تفسیر می‌گردد.

در ادامه به منظور نشان دادن رابطه میان تولید و قیمت، اتحاد درآمد ملی را با این تعریف که تولید تعادلی برابر با مجموع مصرف و هزینه‌های عمومی است مورد بررسی قرار می‌دهیم.

$$Y = C + G \quad , \quad \overline{Y} = \overline{C} + \overline{G} \qquad (۷)$$

تقریب مرتبه اول معادلات فوق به‌صورت زیر خواهد بود که در آنها s_c بیانگر تعادل مانای سهم مصرف از تولید است:

$$y = s_c c + g \quad , \quad \overline{y} = s_c\overline{c} + \overline{g} \qquad (۸)$$

با جایگذاری عبارات معادله (۸) در معادله (٦) می‌توان رابطه معکوس میان تولید و قیمت را به‌صورت زیر تصریح نمود:

$$y = \overline{y} + (g - \overline{g}) - \sigma[i - (\overline{p} - p)] - \sigma\ln\beta + \hat{\varepsilon}_t \qquad (۹)$$

در نهایت به منظور استخراج تابع تقاضای نهایی، مالیات بر مصرف و درآمد نیز در چارچوب تحلیلی لحاظ خواهند شد. برای این منظور قید بودجه خانوار به صورت زیر تعدیل و تصریح خواهد شد:

$$(1+\tau_c)PC + \frac{(1+\overline{\tau}_c)\overline{P}\overline{C}}{1+i} + M = (1-\tau_l)WL + \frac{(1-\overline{\tau}_l)\overline{W}\overline{L}}{1+i} + T + \overline{M} \qquad (۱۰)$$

که در آن، τ_c مالیات بر مصرف کوتاه‌مدت، $\overline{\tau}_c$ مالیات بر مصرف بلندمدت، τ_l مالیات بر درآمد کوتاه‌مدت و $\overline{\tau}_l$ مالیات بر درآمد بلندمدت است. با تشکیل تابع لاگرانژ برای قید بودجه فوق و بررسی شرایط حداکثر کننده مطلوبیت در چارچوب معادله اولر، می‌توان تابع تقاضای مورد نظر در مطالعه حاضر را به صورت زیر تصریح نمود:

$$y = \overline{y} + (g - \overline{g}) - \sigma[i - (\overline{p} - p) - (\overline{\tau}_c - \tau_c)] - \sigma\ln\beta + \hat{\varepsilon}_t \qquad (۱۱)$$

۳-۲- عرضه کل

عرضه کل اقتصاد کینزین‌های جدید از طریق تصمیمات قیمت‌گذاری بنگاه با فرض وجود بازار رقابت انحصاری و عرضه برون‌زای نیروی کار استخراج می‌شود. در این چارچوب بنگاه‌ها به دو دسته تقسیم می‌شوند. بنگاه‌هایی که قادر به قیمت‌گذاری نیستند و قیمت‌ها را بر اساس

شاخص‌بندی قیمت[1] دوره گذشته تعدیل می‌کنند. برای این گروه از بنگاه‌ها قاعده تعدیل قیمت‌ها به صورت زیر می‌باشد:

$$P_t = (\pi_{t-1})^{\rho} P_{t-1} \quad (۱۲)$$

در معادله (۱۲)، π_{t-1} بیانگر تورم دوره گذشته و ρ نشان دهنده درجه شاخص‌بندی قیمت‌های گذشته است.

دسته دوم از بنگاه‌ها توانایی قیمت‌گذاری دارند. اگرچه این بنگاه‌ها در بازار رقابت انحصاری از اهرم تأثیرگذاری بر قیمت تولیدات خود برخوردارند، اما این قدرت انحصاری نسبت به کل بازار بسیار ناچیز قلمداد می‌شود. لذا تولیدکننده نوعی j با تقاضای زیر روبه‌رو است:

$$Y(j) = \left(\frac{P(j)}{P}\right)^{-\theta}(C+G) \quad (۱۳)$$

که در آن $\theta > 0$ بیانگر کشش جانشینی ترجیحات مصرف کننده در میان کالاها و $P(j)$ قیمت کالاهای تولید شده به وسیله بنگاه j است. همچنین تنها عامل تولید نیروی کار به وسیله فرآیند تکنولوژیکی خطی ($Y(j) = AL(j)$) مورد استفاده قرار می‌گیرد که در آن A شوک بهره‌وری است. از طرفی تابع تولید کل بنگاه‌هایی که در چارچوب رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند به صورت زیر است:

$$Y = \left[\int_0^1 (Y(j))^{\frac{e_\pi - 1}{e_\pi}} dj\right]^{\frac{e_\pi}{e_\pi - 1}} \quad (۱۴)$$

که در آن، e_π شوک مارک آپ قیمت‌هاست. همچنین روابط زیر برقرار است:

$$Y(j) = \left(\frac{P(j)}{P}\right)^{-\frac{1+e_\pi}{e_\pi}} Y \quad (۱۵)$$

$$P = \left[\int_0^1 (P(j))^{-\frac{1}{e_\pi}} dj\right]^{-e_\pi} \quad (۱۶)$$

با این توضیحات، در کوتاه‌مدت سود بنگاه j به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\Pi(j) = (1-\tau_y)P(j)Y(j) - (1+\tau_w)WL(j) \quad (۱۷)$$

که در آن، τ_y و τ_w به ترتیب بیانگر مالیات بر درآمد و مالیات بر دستمزد می‌باشند. بنابراین در کوتاه‌مدت تحت یک بازار رقابت انحصاری، بنگاه‌ها می‌توانند با تعیین قیمت کالاهای خود، میزان تقاضایی که با آن مواجه می‌شوند (معادله ۱۳) را تحت تأثیر قرار دهند، اما این تصمیم تأثیری بر سطح قیمت و تقاضای کل ندارد. لذا بنگاه‌ها با تعیین قیمت تلاش می‌کنند تا سود خود (معادله ۱۷) را حداکثر نمایند. توجه شود که نسبت α درصد ($0<\alpha<1$) از بنگاه‌ها، قیمت خود را در یک سطح چسبنده از قیمت، ثابت نگه داشته و سطح تولید را با تقاضایی که با آن مواجه می‌شوند، تطبیق می‌دهند. اما نسبت باقیمانده از بنگاه‌ها ($1-\alpha$)، سود خود را با قیمت‌گذاری بهینه از طریق رابطه (۱۷) حداکثر می‌کنند. بنابراین قیمت‌گذاری بهینه، یک سطح مارک آپ[2] بر روی هزینه نهایی می‌باشد که به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$P(j) = (1+\tilde{\mu})\frac{W}{A} \quad (۱۸)$$

که در آن مارک آپ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\tilde{\mu} = \frac{\theta}{\theta-1}\frac{(1+\tau_w)}{(1-\tau_y)} - 1 \quad (۱۹)$$

اکنون می‌توان معادله (۱۸) را به عنوان تفسیری از درجه چسبندگی بازنویسی نمود:

$$\frac{P(j)}{P} = (1+\tilde{\mu})\frac{W}{PA} \quad (۲۰)$$

در ادامه می‌توان بجای دستمزد واقعی ($\frac{W}{P}$) عبارت $\frac{u_l(L)}{u_c(C)}\frac{(1+\tau_c)}{(1-\tau_l)} = \frac{W}{P}$ را جایگذاری نمود که با ساده‌سازی آن معادله زیر حاصل خواهد شد:

$$\frac{P(j)}{P} = \frac{(1+\mu)}{A}\frac{u_l(L)}{u_c(C)} = \frac{(1+\mu)}{A}\frac{L^{\eta}}{C^{-\bar{\sigma}^{-1}}} \quad (۲۱)$$

که در معادله فوق داریم:

$$v(L) = \frac{L^{1+\eta}}{1+\eta} \quad (۲۲)$$

$$\mu = \mu_\theta \frac{(1+\tau_w)}{(1-\tau_y)}\frac{(1+\tau_c)}{(1-\tau_l)} - 1 \quad (۲۳)$$

$$\mu_\theta = \frac{\theta}{\theta-1} \quad (۲۴)$$

اکنون به منظور تصریح معادله فیلیپس استاندارد کینزی، رابطه

1. Price indexation

2. Mark-Up

(۲۱) به وسیله نرخ رشد تولید، قید منابع و تکنولوژی با دخالت دادن مبحث انتظارات به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\frac{\tilde{P}}{P} = E_0\left\{\left(\frac{Y}{\bar{Y}}\right)^{\eta}\left(\frac{Y-G}{\bar{Y}-G}\right)^{\hat{\sigma}^{-1}}\right\} \quad (۲۵)$$

تقریب لگاریتمی-خطی معادله فوق بدین صورت تصریح می‌شود:

$$\tilde{P} - P = (\sigma^{-1}+\eta)(y-\bar{y}) + e_{\pi} \quad (۲۶)$$

که در آن e_{π} بیانگر شوک تورم است. از آنجایی که بر اساس فرمول کالوو ($P = \alpha P^{e} + (1-\alpha)\tilde{P}$)، سطح عمومی قیمت‌ها میانگین وزنی قیمت‌های انعطاف‌پذیر و چسبنده است و بنگاه‌هایی که توانایی قیمت‌گذاری ندارند بر اساس رابطه (۱۲) قیمت‌های این دوره را تعدیل می‌کنند، با خطی‌سازی فرمول کالوو، رابطه (۱۲) و ترکیب آنها با رابطه (۲۶)، می‌توان منحنی فیلیپس هایبریدی کینزی جدید را از معادله (۲۶) به صورت زیر استخراج نمود:

$$\pi_t = \frac{\rho}{1+\rho}\pi_{t-1} + \frac{1}{1+\rho}E_t\pi_{t+1} + \kappa y^{*} + e_{\pi} \quad (۲۷)$$

که در آن شیب منحنی فیلیپس (κ) معادل $\left[\frac{1-\alpha}{\alpha}\right](\sigma^{-1}+\eta)$ است. همچنین π_t بیانگر تورم دوره حاضر، π_{t-1} تورم دوره گذشته و π_{t+1} تورم انتظاری و y^{*} نیز شکاف تولید است. همچنین e_{π} بیانگر شوک تورم یا شوک مارک آپ قیمت است.

۳-۳- ساختار الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی

پس از استخراج معادلات تقاضای کل و عرضه کل در چارچوب تئوریکی کینزین‌های جدید، در ادامه ساختار کلی الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی به منظور بررسی تأثیر شوک سیاست‌های مالی بر تولید ارائه شده است:

$$y_t^{*} = g_t^{*} - \sigma[i + \pi_t + \tau_{c,t}^{*}] - \sigma\ln\beta + \hat{\varepsilon}_t \quad (۲۸)$$

$$\pi_t = \frac{\rho}{1+\rho}\pi_{t-1} + \frac{1}{1+\rho}E_t\pi_{t+1} + \kappa y^{*} + e_{\pi} \quad (۲۹)$$

$$g_t^{*} = \rho_g g_{t-1}^{*} + e_{g^{*}} \quad (۳۰)$$

$$\tau_{c,t}^{*} = \rho_{\tau c}\tau_{c,t-1}^{*} + e_{\tau^{*}c} \quad (۳۱)$$

$$m_t = \gamma_y y^{*}_t - \gamma_i i_t \quad (۳۲)$$

$$\bar{m}m_t = \bar{s}s_t + \bar{z}z_t \quad (۳۳)$$

$$s_t = s_{t-1} + e_s \quad (۳۴)$$

$$z_t = z_{t-1} + e_z \quad (۳۵)$$

در الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی فوق، معادله (۲۸) تقاضای کل حاصل از بهینه‌سازی مصرف بین‌دوره‌ای خانوار است. معادله (۲۹) نیز منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید را نشان می‌دهد. فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول برای الگوی رفتاری مخارج دولت و مالیات بر مصرف در معادلات (۳۰) و (۳۱)، به پیروی از مطالعات چو[1] (۲۰۰۴: ۳۷) و تورینو[2] (۲۰۱۳: ۲۳۷) انتخاب شده است. معادله (۳۲) نیز تقاضای پول است که بر اساس بهینه‌سازی رفتار خانوار نسبت به قید بودجه استخراج شده است. در معادله (۳۲)، تقاضای پول به عنوان تابعی مستقیم از شکاف درآمدی و تابعی معکوس از نرخ بهره در نظر گرفته شده است که معرف تابع تقاضای پول کینزی است. این معادله از خطی‌سازی شرط مرتبه اول مشتق تابع لاگرانژ حداکثرسازی مطلوبیت خانوار نسبت به نقدینگی بدست می‌آید. قاعده سیاست پولی بر اساس پایه پولی تصریح شده است. بر این اساس، معادله لگاریتم خطی شده (۳۳) بیانگر پایه پولی است (m_t) که برابر با مجموع بدهی‌های دولت و بخش خصوصی به بانک مرکزی (s_t) و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (z_t) است. معادلات (۳۴) و (۳۵) شوک‌های سیاست پولی را نشان می‌دهند. معادله (۳۴) بیانگر شوک دارایی‌های خارجی (e_z) و معادله (۳۵) بیانگر شوک بدهی (e_s) است. این شوک‌ها جهت تأمین مالی بودجه دولت شکل می‌گیرند. یک شوک مثبت در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی زمانی رخ می‌دهد که دولت با افزایش درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت مواجه است که برای تأمین معادل ریالی آن، میزان دارایی‌های خارجی بانک مرکزی افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، یک شوک مثبت در سطح

1. Cho (2004)
2. Tourinho et al. (2013)

بدهی‌ها نیز به منظور تأمین مالی هزینه‌های دولت به وقوع می‌پیوندد.

متغیرهای لحاظ شده در الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی تصریح شده نیز شامل شکاف تولید (y_t^*)، شکاف مخارج دولت (g_t^*)، نرخ بهره اسمی (i)، تورم (π_t)، شکاف مالیات بر مصرف ($\tau_{c,t}^*$)، بدهی‌های دولت به بانک مرکزی (s)، دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (z) و حجم پول (m_t) می‌باشد.

پارامترهای مشهود در الگو نیز شامل کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف (σ)،نرخ تنزیل ذهنی خانوار (β)، شیب منحنی فیلیپس (κ)، ضریب خودرگرسیونی مخارج دولت (ρ_g)، ضریب خودرگرسیونی مالیات بر مصرف ($\rho_{\tau c}$)، کشش درآمدی تقاضای پول (γ_y)، کشش بهره‌ای تقاضای پول (γ_i)، ضریب تعدیل سیاست پولی (ρ_i)، ضریب واکنش مقامات پولی به انحراف تورم و تولید از مقادیر تعادلی بلندمدت (δ_π, δ_y) می‌باشند. قابل ذکر است، η و α نیز که در محاسبه شیب منحنی فیلیپس مورد استفاده قرار می‌گیرند به ترتیب بیانگر کشش عرضه نیروی کار و درجه چسبندگی قیمت می‌باشند.

در نهایت $\hat{\varepsilon}_t$، e_π، e_{g^*}، $e_{\tau^* c}$، e_s و e_z به ترتیب بیانگر شوک متغیرهای شکاف تولید، شکاف تورم، شکاف مخارج دولت، شکاف مالیات بر مصرف، شوک بدهی دولت به بانک مرکزی و شوک دارایی‌های خارجی می‌باشند که به عنوان یک فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول در نظر گرفته خواهند شد.

۳-٤- ضرایب فزاینده مالی ساختاری

در این بخش، ضرایب فزاینده مالی در چارچوب مدل عرضه کل- تقاضای کل کینزین‌های جدید و بر اساس پارامترهای ساختاری، استخراج می‌شوند. برای این منظور به تبعیت از بنینو (۲۰۰۹: ۲٤)، می‌توان معادله (۱۱) را با حذف متغیرهایی که تحت تأثیر سیاست مالی قرار نمی‌گیرند بازنویسی کرد:

$$y = g + \bar{y}_n - \bar{g} - \sigma[p - (\bar{\tau}_c - \tau_c)] \quad (۳٦)$$

همچنین با ساده‌سازی معادله (۲٦) و حذف متغیرهایی که با سیاست مالی رابطه ندارند، می‌توان معادله زیر را استخراج نمود:

$$P = \kappa(y - y_n) \quad (۳۷)$$

اکنون با جایگذاری معادله (۳۷) در معادله (۳٦) و ساده‌سازی آن، می‌توان معادله‌ای که ضرایب فزاینده مالی را نشان می‌دهد بدین صورت ارائه نمود:

$$y = m_g g - m_{\bar{g}}\bar{g} - m_\tau \tau - m_{\bar{\tau}}\bar{\tau} - m_{\tau c}\tau_c + m_{\bar{\tau} c}\bar{\tau}_c \quad (۳۸)$$

در معادله فوق m_g و $m_{\bar{g}}$ضرایب فزاینده مخارج دولت به ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشند، m_τ و $m_{\bar{\tau}}$ ضرایب فزاینده مالیات بر درآمد و دستمزد به ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشند، همچنین $m_{\tau c}$ و $m_{\bar{\tau} c}$ نیز بیانگر ضرایب فزاینده مالیات بر مصرف به ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشند. در ادامه ضرایب فزاینده مالی استخراج شده بر حسب پارامترهای ساختاری نشان داده می‌شود:

$$m_g = \frac{1}{1+\kappa\sigma} + \frac{\kappa}{(\sigma^{-1}+\eta)(1+\kappa\sigma)} \quad (۳۹)$$

$$m_{\bar{g}} = \frac{\eta}{(\sigma^{-1}+\eta)(1+\kappa\sigma)} \quad (٤۰)$$

$$m_\tau = \frac{\kappa\sigma}{(\sigma^{-1}+\eta)(1+\kappa\sigma)} \quad (٤۱)$$

$$m_{\bar{\tau}} = \frac{1}{(\sigma^{-1}+\eta)(1+\kappa\sigma)} \quad (٤۲)$$

$$m_{\tau c} = \sigma m_g \quad (٤۳)$$

$$m_{\bar{\tau} c} = \sigma m_{\bar{g}} \quad (٤٤)$$

٤- نتایج تحقیق

همان‌طور که از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی تصریح شده مشاهده می‌شود، در مطالعه حاضر از داده‌های سری زمانی فصلی تولید ناخالص داخلی، تورم، مخارج دولت، مالیات بر مصرف، نرخ تورم فصلی بر پایه شاخص CPI بر اساس سال پایه ۱۳۸۳، دارایی‌های خارجی بانک مرکزی،

بدهی‌های دولت به بانک مرکزی و حجم پول طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ استفاده شده است. کلیه داده‌های مورد استفاده مطالعه از بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی گرفته شده است.

لازم به ذکر است به دلیل خطی‌سازی مدل به صورت لگاریتمی، تمامی متغیرهای مدل به صورت انحراف از مقادیر بلندمدت تصریح شده‌اند. بنابراین، به پیروی از مطالعه حیدری (۲۰۱۰) برای استخراج انحراف از مقادیر بلندمدت متغیرهای مورد مطالعه از روش فیلتر هودریک- پرسکات[1] استفاده شده است.

٤-١- برآورد بیزی پارامترهای الگو

در این بخش با استفاده از الگوریتم متعارف شبیه‌سازی MCMC[2] تحت عنوان متروپولیس- هستینگ (MH)[3]، به برآورد بیزی پارامترهای مدل تعادل عمومی پویای تصادفی پرداخته شده است. برای این منظور، نوع و میانگین توزیع پیشین پارامترها به استناد از مطالعات تجربی و برآوردهای رگرسیونی انتخاب شده‌اند که در جدول شماره (۱) گزارش شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، نوع و میانگین توزیع پیشین پارامترهای نرخ تنزیل ذهنی خانوار (β) و کشش عرضه نیروی کار (η) به پیروی از مشیری و همکاران (۱۳۹۰: ۸۳)؛ کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف (σ) به پیروی از شاهمرادی و همکاران (۱۳۹۱: ۱۹)؛ کشش درآمدی تقاضای پول (γ_y)، کشش بهره‌ای تقاضای پول (γ_i)، درجه چسبندگی قیمت (α) و درجه شاخص‌بندی قیمت (ρ) به پیروی از مطالعه توکلیان (۱۳۹۱: ۱۷) انتخاب شده‌اند. میانگین توزیع پیشین پارامترهای ρ_g و $\rho_{\tau c}$ با استفاده از تخمین یک فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول مشخص شده است. در جدول شماره (۲) نیز میانگین توزیع پسین و فاصله اطمینان حاصل از پارامترهای مورد استفاده در مطالعه حاضر گزارش شده است.

جدول (۱): منابع و توزیع پیشین پارامترهای مورد استفاده

منبع	میانگین توزیع پیشین	توزیع پیشین	پارامتر
مشیری و همکاران (۱۳۹۰)	۰/۹۸	نرمال	β
شاهمرادی و همکاران (۱۳۹۱)	۰/٤٦	نرمال	σ
توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۵	نرمال	α
مشیری و همکاران (۱۳۹۰)	۰/٦٨	نرمال	η
توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۱	گاما	γ_y
توکلیان (۱۳۹۱)	۰/٦	گاما	γ_i
برآورد رگرسیونی	۰/۳۲	بتا	ρ_g
برآورد رگرسیونی	۰/٤٤	بتا	$\rho_{\tau c}$
توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۷۱۵	بتا	ρ

مأخذ: مطالعات تجربی پیشین ذکر شده در جدول

جدول (۲): برآورد بیزی پارامترهای مورد استفاده

فاصله اطمینان		میانگین توزیع پسین	پارامتر
۰/۸٦	۰/٦۰	۰/۷٤	β
۰/۳۲	۰/۳۰	۰/۳۱	σ
۰/۷	۰/۲۸	۰/٤٦	α
۰/۸۰	۰/۳۲	۰/۵٦	η
۰/۳۰	۰/۱۳	۰/۲۲	γ_y
۰/۷۰	۰/٦٦	۰/٦٨	γ_i
۰/۱۷	۰/۱	۰/۱۳	ρ_g
۰/۳۵	۰/۲۵	۰/۲۹	$\rho_{\tau c}$
۰/۸٦	۰/۷٤	۰/۸۰	ρ

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-٢- تحلیل شوک‌های مدل

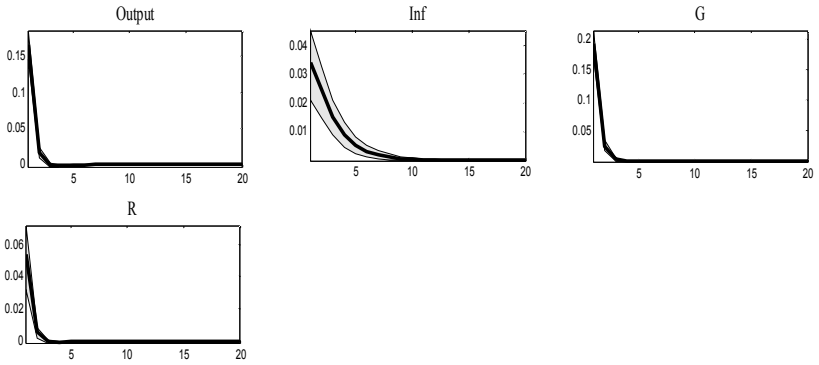
در راستای دستیابی به اهداف تحقیق، این بخش به تجزیه و تحلیل اثرات پویای شوک‌ها به وسیله توابع عکس‌العمل آنی در چارچوب مدل DSGE می‌پردازد. همان‌طور که از نمودار (۱) مشاهده می‌گردد، شوک مخارج دولت منجر به افزایش تولید طی یک دوره کوتاه‌مدت و افزایش تورم طی یک دوره

1. Hodrick-Prescott
2. Markov Chain Monte Carlo (MCMC)
3. Metropolis Hasting Algorithm

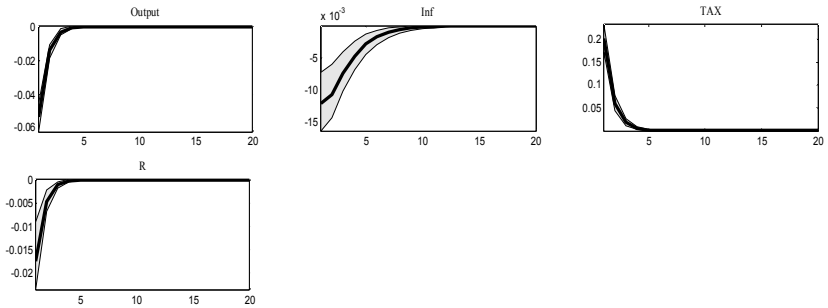
بلندمدت خواهد شد. بنابراین به نظر می‌رسد شوک مخارج دولت تورم‌زا بوده و نمی‌تواند یک افزایش بلندمدت در تولید را ایجاد کند. در طرف مقابل، شوک مالیات بر مصرف مطابق نمودار شماره (۲) منجر به کاهش تولید در کوتاه‌مدت و کاهش تورم طی یک دوره بلندمدت خواهد شد.

بر اساس نمودارهای شماره (۳) و (٤)، شوک‌های سیاست پولی شامل شوک افزایش در دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (نمودار شماره ۳) یا افزایش در بدهی‌های دولت به بانک مرکزی (نمودار شماره ٤) منجر به افزایش پایه پولی، تولید و تورم در بلندمدت خواهد شد. همچنین باعث کاهش نرخ بهره در بلندمدت می‌شود. بر اساس نمودار شماره (۵) نیز، شوک تورم منجر به کاهش تولید و کاهش نرخ بهره واقعی خواهد شد. همان‌طور که در نمودار (٦) مشاهده می‌شود، شوک شکاف تولید باعث افزایش تورم و نرخ بهره می‌شود.

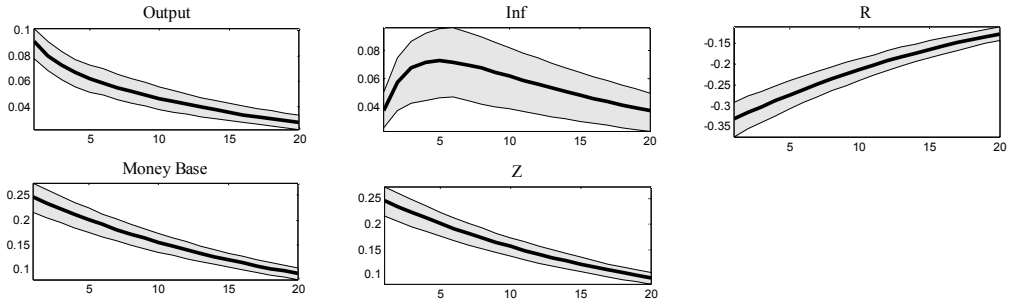
بررسی نتایج حاصل از شوک‌های مورد مطالعه، نکاتی قابل تأمل را نمایان می‌سازند. اول، تأثیر شوک‌های سیاست مالی بر تولید دارای اثرات بلندمدت نمی‌باشند و در یک دوره زمانی کوتاه تعدیل خواهند شد. این امر ممکن است به دلیل مداخله‌های موضعی دولت و عدم برخورداری سیاست‌های اتخاذ شده از برنامه‌های منسجم کلان اقتصادی با افق بلندمدت باشد. دوم، تأثیر بلندمدت شوک مخارج دولت بر تورم بیانگر تأثیرپذیری سیاست‌های پولی از سیاست‌های مالی دولت است. از این‌رو به نظر می‌رسد، بخش عمده‌ای از شوک افزایش مخارج دولت از کانال سیاست‌های پولی نظیر بدهی دولت به بانک مرکزی و تبدیل درآمدهای ارزی دولت به معادل ریالی توسط بانک مرکزی تأمین مالی می‌شود که گویای تورم‌زا بودن رویکرد تأمین مالی مخارج دولت است. سوم، پولی بودن پدیده تورم در ایران با توجه به تأثیر بلندمدت سیاست پولی بر تورم بسیار مشهود است. بنابراین با در نظرگرفتن این واقعیت که از یک‌سو، شوک تورم منجر به کاهش تولید می‌شود و از سوی دیگر، شوک مخارج دولت تورم‌زا است، شوک مخارج دولت در اقتصاد ایران چندان تأثیرگذار نیست و باید با احتیاط چنین سیاست‌هایی را اتخاذ نمود تا تأثیر منفی و مخربی بر تولید نداشته باشند.



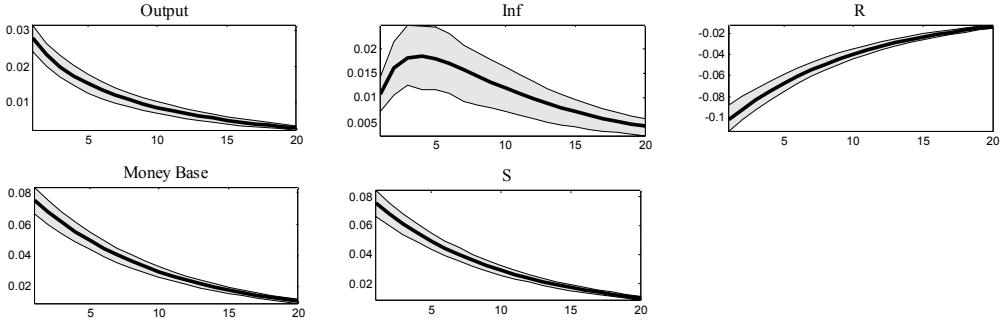
نمودار (۱): شوک مخارج دولت



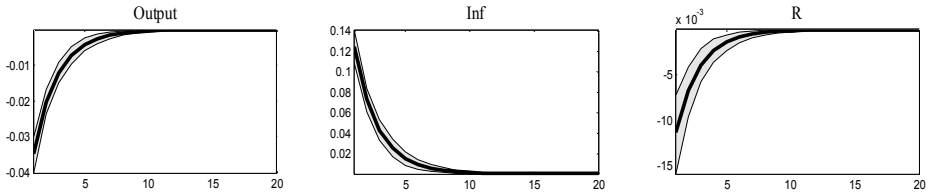
نمودار (۲): شوک مالیات



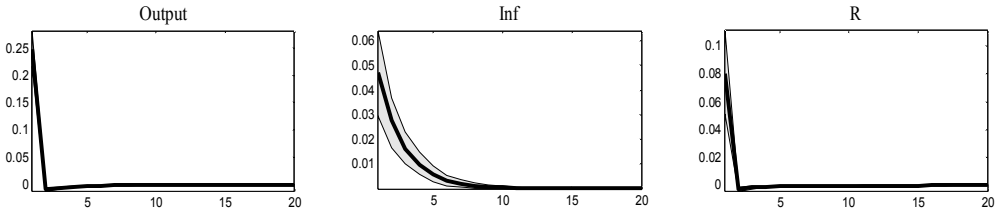
نمودار (۳): شوک سیاست پولی (دارایی‌های خارجی بانک مرکزی)



نمودار (٤): شوک سیاست پولی (بدهی‌های دولت به بانک مرکزی)



نمودار (٥): شوک تورم



نمودار (٦): شوک تولید

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-۳- ضرایب فزاینده مالی

از آنجایی که ضرایب فزاینده مالی در تدوین سیاست‌های مالی رهنمودهای ارزشمندی ارائه می‌دهند، در این بخش ضرایب فزاینده مالی در چارچوب تئوریکی تقاضای کل- عرضه کل کینزین‌های جدید که در معادلات ۳۹ تا ٤٤ تصریح شده‌اند، محاسبه خواهند شد. برای این منظور از برآورد بیزی پارامترهای کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف (σ)، کشش عرضه نیروی کار (η) و درجه چسبندگی قیمت (α) که در جدول شماره (۲) گزارش شده، استفاده می‌شود.

ضرایب فزاینده مخارج دولت، مالیات بر مصرف و مالیات بر فروش و دستمزد در کوتاه‌مدت و بلندمدت در جدول شماره (۳) گزارش شده است. لازم به ذکر است که تفاوت ضرایب فزاینده مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت متأثر از بحث

بهینه‌سازی بین دوره‌ای می‌باشد.

با عطف به معادله (۳۸)، افزایش مخارج کوتاه‌مدت دولت از طریق تحریک تقاضا منجر به افزایش تولید می‌شود. در طرف مقابل، افزایش مخارج بلندمدت دولت به دلیل کاهش سطح مصرف بالقوه و سطح مصرف جاری، منجر به کاهش تولید می‌شود. همچنین ضریب فزاینده مخارج کوتاه‌مدت دولت (m_g) بزرگ‌تر از مقدار بلندمدت آن ($m_{\bar{g}}$) برآورد شده است، به نحوی که افزایش مخارج کوتاه‌مدت دولت می‌تواند افزایش تولید به میزان ۱/۲۹ درصد را به همراه داشته باشد و افزایش مخارج بلندمدت دولت باعث کاهش ۰/۰۹ درصدی تولید خواهد شد.

مطابق معادله (۳۸)، افزایش بلندمدت و کوتاه‌مدت مالیات بر فروش و دستمزد منجر به کاهش سطح تولید خواهند شد. ضرایب فزاینده برآورد شده نیز نشان می‌دهند که افزایش کوتاه‌مدت مالیات بر فروش و دستمزد منجر به کاهش ۰/۲۲ درصدی تولید و افزایش بلندمدت آن منجر به کاهش ۰/۱٦ درصدی تولید خواهد شد. بنابراین، افزایش مالیات بر فروش و دستمزد سبب کاهش تولید خواهد شد.

در نهایت، مالیات بر مصرف کوتاه‌مدت منجر به کاهش تولید و مالیات بر مصرف بلندمدت منجر به افزایش تولید خواهد شد. با توجه به بحث نسبت قیمت‌ها و بهینه‌سازی مصرف بین دوره‌ای، افزایش قیمت‌های آتی نسبت به قیمت‌های جاری، منجر به افزایش مصرف جاری و در نتیجه افزایش تولید خواهد شد. ضرایب فزاینده برآورد شده نیز نشان می‌دهند که افزایش مالیات بر مصرف کوتاه‌مدت منجر به کاهش ۰/٤۰ درصدی تولید و افزایش بلندمدت آن منجر به افزایش ۰/۰۳ درصدی تولید خواهد شد.

جدول (۳): برآورد ضرایب فزاینده مالی ساختاری

ضرایب فزاینده مالی		ضرایب فزاینده مالی	
۰/۱٦	$m_{\bar{\tau}}$	۱/۲۹	m_g
۰/٤۰	$m_{\tau c}$	۰/۰۹	$m_{\bar{g}}$
۰/۰۳	$m_{\bar{\tau} c}$	۰/۲۲	m_{τ}

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آنجایی که ضریب فزاینده مخارج کوتاه‌مدت دولت بسیار بزرگ‌تر از ضریب فزاینده مالیات بر فروش و دستمزد است، با تأمین مالی افزایش مخارج دولت از طریق افزایش مالیات بر فروش و دستمزد، می‌توان انتظار افزایش تولید را داشت.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

از آنجایی که سیاست‌های مالی به عنوان یکی از مهم‌ترین ابزارهای سیاستی دولت برای دستیابی به اهداف کلان اقتصادی به شمار می‌رود، تجزیه و تحلیل نحوهٔ تأثیرگذاری سیاست‌های مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی از اهمیت بسزایی برخوردار است. از این‌رو، مطالعه حاضر با استفاده از چارچوب تئوریکی تقاضای کل- عرضه کل کینزین‌های جدید و با بهره‌گیری از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد بیزی به تجزیه و تحلیل تأثیر شوک مخارج دولت و شوک مالیات بر تولید در اقتصاد ایران می‌پردازد. همچنین به منظور تصریح یک الگوی منسجم تعادل عمومی پویای تصادفی، قاعده سیاست پولی متناسب با اقتصاد ایران در مدل تصریح شده که بر اساس تغییر در اجزای پایه پولی شکل گرفته است. علاوه بر تجزیه و تحلیل تأثیر شوک‌ها، ضرایب فزاینده مالی بر اساس پارامترهای ساختاری اقتصاد استخراج و برآورد شده‌اند.

نتایج توابع عکس‌العمل آنی مدل نشان می‌دهد که ضمن اینکه شوک سیاست‌های مالی در یک دوره زمانی کوتاه تعدیل می‌شوند، شوک افزایش مخارج دولت و شوک افزایش مالیات بر مصرف به ترتیب منجر به افزایش و کاهش تولید می‌شوند. همچنین شوک مخارج دولت باعث افزایش تورم خواهد شد که این مسئله بیانگر تأمین مالی افزایش مخارج دولت از کانال سیاست‌های پولی است. بدین معنی که عموماً سیاست‌های مالی دولت از طریق بدهی به بانک مرکزی یا تبدیل درآمدهای ارزی به ریالی تأمین مالی می‌شود. این رویکرد تأمین مالی مخارج دولت نیز به وضوح پایه پولی را افزایش می‌دهد که خود عامل اصلی تورم تلقی می‌گردد.

نتایج ضرایب فزاینده مالی نیز بر تأثیر مثبت افزایش مخارج کوتاه‌مدت دولت و افزایش بلندمدت مالیات بر مصرف بر تولید به ترتیب با ضرایب ۱/۲۹ درصد و ۰/۰۳ درصد دلالت می‌کند. سایر ضرایب فزاینده مالی مورد مطالعه شامل مخارج بلندمدت دولت، مالیات بر فروش و دستمزد کوتاه‌مدت و بلندمدت و همچنین ضریب فزاینده مالیات بر مصرف کوتاه‌مدت منجر به کاهش تولید می‌شوند.

در مجموع با توجه به نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل تأثیر پویای شوک‌های سیاست مالی، تأمین مالی افزایش مخارج دولت از طریق مقامات پولی نگرانی‌هایی را در خصوص تورم‌زا بودن شوک افزایش مخارج دولت و در نتیجه کاهش تولید ایجاد می‌کند. در واقع، شرایط رکود تورمی حاکم بر اقتصاد کشور به نظر می‌رسد نتیجه تأمین مالی افزایش مخارج دولت از طریق سیاست‌های پولی باشد. بنابراین عدم وابستگی شوک افزایش مخارج دولت به سیاست‌های پولی، می‌تواند کارایی و اثرگذاری این سیاست اقتصادی دولت را افزایش دهد. همچنین نتایج ضرایب فزاینده بر تأمین مالی افزایش مخارج دولت از طریق مالیات بر فروش و دستمزد به عنوان یک استراتژی مؤثر افزایش تولید تأکید می‌کنند.

منابع

ابونوری، اسماعیل؛ کریمی‌پتانلار، سعید و مردانی، محمدرضا (۱۳۸۹). اثر سیاست مالی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران: رهیافتی از روش خودرگرسیون برداری. *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۳۸، ۱٤۳-۱۱۷.

توکلیان، حسین (۱۳۹۱). بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران. *تحقیقات اقتصادی*، دوره ٤۷، شماره ۳، ۲۲-۱.

دل انگیزان، سهراب و خزیر، اسماعیل (۱۳۹۱). مطالعه اثرات شوک‌های سیاست مالی بر رشد اقتصادی ایران؛ دوره زمانی ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۸. *راهبرد اقتصادی*، دوره ۱، شماره سوم، ٦۹-۳۷.

شاهمرادی، اصغر؛ کاوند، حسین و ندری، کامران (۱۳۹۱). برآورد نرخ بهره تعادلی در اقتصاد ایران (۱۳۸٦: ٤ – ۱۳٦۸: ٤) در قالب یک مدل تعادل عمومی. *تحقیقات اقتصادی*، دوره ٤۵، شماره ۹۰، ٤۱-۱۹.

شفیعی، افسانه؛ برومند، شهزاد و تشکینی، احمد (۱۳۸۵). آزمون تأثیرگذاری سیاست مالی بر رشد اقتصادی. *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۲۳، ۱۱۲-۸۱.

شهبازی، کیومرث و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۲). تأثیر آستانه‌ای توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای D-8. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۲، ۳۸-۲۱.

عرب‌مازار، علی‌اکبر و چالاک، فرشته (۱۳۸۹). تحلیل پویای اثر مخارج دولت بر رشد اقتصادی در ایران. *تحقیقات اقتصادی*، دوره ٤۵، شماره ۲، ۱٤۰-۱۲۱.

کمیجانی، اکبر و نظری، روح‌الله (۱۳۸۸). تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال نهم، شماره سوم، ۲۸-۱.

مشیری، سعید؛ باقری پرمهر، شعله و موسوی‌نیک، هادی (۱۳۹۰). بررسی درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۵، ۹۰-٦۹.

منصف، عبدالعلی، ترکی، لیلا و علوی، جابر (۱۳۹۲). تحلیل اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه D-8: علیت گرنجر پانلی با رویکرد بوت استرپ (۲۰۱۰-۱۹۹۰). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۰، ۹۲-۷۳.

Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2011). Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *National Bureau of Economic Research*, 4(2), 1-27.

Benigno, P. (2009). New-Keynesian Economics: An AS-AD View. NBER Working Paper Series, No 14824.

Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.

Burriel, P., de Castro, F., Garrote, D., Gordo, E., Paredes, J., & Perez, J. (2009). Fiscal Policy Shocks in the EURO Area and the US: An Empirical Assessment. *European Central Bank*, Working Paper Series, No 1133.

Caldara, D., & Kamps, C. (2008). What are the Effects of Fiscal Policy Shocks? A VAR-Based Comparative Analysis. *European Central Bank*, Working Paper Series, No 877.

Cho, S. (2004). Essays in New-Keynesian Macroeconomics and Monetary Policy. Columbia University.

De Carvalho, F., & Valli, M. (2011). Fiscal Policy in Brazil through the Lens of an Estimated DSGE model. *Banco Central Do Brasil*, Working Paper, 240.

De Castro, F., & P. Hernández de Cos, P. (2006). The Economic Effects of Exogenous Fiscal Policy Shocks in Spain: A SAVR Approach. *European Central Bank*, Frankfurt am Main, Germany.

Devereux, M., Head, A. C., & Lapham, M. (1996). Monopolistic Competition, Increasing Returns and The Effects of Government Spending. *Journal of Money*, Credit and Banking, 28, 233-254.

Ford, E. (2013). The Effects of Fiscal Policy on Output in Belize. Thesis in Master of Science, Applied Economics, University of the West of England, Faculty of Business and Law.

Giordano, Raffaela., Momigliano, Sandro., Neri, Stefano., & Perotti, Roberto. (2007). The Effects of Fiscal Policy in Italy: Evidence from a VAR Model. *European Journal of Political Economy*, 23(3), 707-733.

Greenwald, B., & Stiglitz, J. E. (1987). Keynesian, New Keynesian and New Classical Economics, *Oxford Economic Papers*, 39(1), 119 -133.

Heidari, H. (2010). An Estimated Small Open Economy New-Keynesian Model for Australian Economy. *The Romanian Journal of Economic Forecasting*, 13(4), 61-75.

Iwata, Y. (2009). Fiscal Policy in an Estimated DSGE Model of the Japanese Economy: do Non-Ricardian Households Explain all?. *ESRI Discussion Paper*, 216.

Papa, E. (2005). New-Keynesian or RBC transmission? the Effects of Fiscal Shocks in Labor Markets. *LSE Research Online*, Discussion paper, No 5313.

Ratto, M., Roeger, W., & Veld, J. (2009). An Estimated Open-Economy DSGE Model of The Euro Area With Fiscal and Monetary Policy. Economic Modelling, 26, 222–233.

Ravn, M., Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2006). Deep Habits. *The Review of Economic Studies*, 73, 195-218.

Tourinho, O., Merces, M., & Costab, J. (2013). Public Debt in Brazil: Sustentability and its implications. EconomiA, 14, 233-250.

Yang, W., Fidrmuc, J., & Ghosh, S. (2012). Macroeconomic Effects of Government Spending Shocks: New Evidence Using Natural Disaster Relief in Korea. CESifo Working Paper No. 3943.

Zubairy, S. (2010). On Fiscal Multipliers: Estimates from A Medium Scale DSGE Model. *Bank of Canada,* Working Paper, 30.

پیوست

۱- استخراج تابع تقاضا

به منظور حداکثرسازی مطلوبیت بخش خانوار، تابع لاگرانژ به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$l = E_0\left\{u(C) - v(L) + w(M) + \beta\varepsilon_t\left\{u(\overline{C}) - v(\overline{L}) + \mathrm{w}(\overline{\mathrm{M}})\right\}\right\}$$
$$+\lambda\{\beta(\frac{\overline{WL}}{1+i} + \overline{M} + \overline{B}) + T + WL - PC - \frac{\overline{PC}}{1+i} - M - (1+i)B\}$$

تشکیل شروط مرتبه اول مشتق نسبت به مجموعه متغیرهای $\{C, \overline{C}, M, B, \overline{B}\}$ روابط زیر را در پی دارد:

$$\frac{\partial l}{\partial C} = u_c(C) - \lambda P = 0 \quad (۱)$$

$$\frac{\partial l}{\partial \overline{C}} = E_0\{\beta\varepsilon_t u_c(\overline{C}) - \lambda\frac{\overline{P}}{1+i}\} = 0 \quad (۲)$$

$$\frac{\partial l}{\partial B} = -\lambda(1+i) = 0 \quad (۳)$$

$$\frac{\partial l}{\partial \overline{B}} = \lambda\beta = 0 \quad (٤)$$

از رابطه (۱) و (۲) نتیجه می‌گیریم:

$$\frac{u_c(C)}{E_0\{\beta\varepsilon_t u_c(\overline{C})} = \frac{P}{\frac{\overline{P}}{1+i}} = (1+i)E_0(\frac{P}{\overline{P}}) = \frac{(1+i)}{(1+\overline{\pi})} = (1+r) \quad (۵)$$

که در آن $\overline{\pi}$ تورم انتظاری است. از طرفی اگر تابع مطلوبیت به صورت تابع با ضریب ریسک‌گریزی ثابت به صورت زیر تصریح گردد:

$$u(C) = \frac{C^{1-\hat{\sigma}^{-1}}}{1-\hat{\sigma}^{-1}} \quad (٦)$$

آنگاه معادله (۵) را به صورت زیر می‌توان بازنویسی کرد:

$$\frac{C^{-\hat{\sigma}^{-1}}}{\beta\varepsilon_t\overline{C}^{-\hat{\sigma}^{-1}}} = 1+r \quad (۷)$$

که فرم لگاریتمی آن به صورت زیر خواهد بود:

$$-\hat{\sigma}^{-1}\ln(C) - \ln(\varepsilon_t) - \ln(\beta) + \hat{\sigma}^{-1}\ln(\overline{C}) = \ln(1+r) \quad (۸)$$

که در نهایت خطی‌سازی معادله فوق حول مقادیر تعادل بلندمدت متغیرها نتیجه می‌دهد:

$$\overline{c} - c = \hat{\sigma}[i - (\overline{p} - p)] + \hat{\sigma}\ln\beta + \hat{\varepsilon}_t \quad (۹)$$

لازم به ذکر است که شرط مرتبه اول مشتق و لگاریتم خطی‌سازی معادله تقاضای پول در ادامه آورده شده است.

۲- خطی‌سازی رابطه پایه پولی

پایه پولی بر حسب منابع به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$m_t = s_t + z_t \quad (۱۰)$$

به منظور لگاریتم خطی‌سازی رابطه فوق، از طرفین لگاریتم‌گیری کرده و بسط تیلر مرتبه اول را حول مقدار تعادلی بلندمدت نسبت به متغیرهای z_t و s_t بدست می‌آوریم:

$$\log(m_t) = \log(s_t + z_t) \quad (۱۱)$$

می‌دانیم در بلندمدت:

$$\bar{m} = \bar{s} + \bar{z} \quad (۱۲)$$

از طرفی داریم:

$$\bar{m} + \frac{1}{\bar{m}}(\mathrm{m}_t - \bar{\mathrm{m}}) = \bar{s} + \frac{1}{\bar{s}+\bar{z}}(s_t - \bar{s}) + \bar{z} + \frac{1}{\bar{s}+\bar{z}}(z_t - \bar{z}) \quad (۱۳)$$

ترکیب رابطه اخیر با رابطه (۱۲) نتیجه می‌دهد:

$$\bar{\mathrm{m}}\hat{\mathrm{m}}_t = \bar{s}\hat{s}_t + \bar{z}\hat{z}_t \quad (۱٤)$$

۳- استخراج تابع تقاضای پول کینزی

در مدل طراحی شده، پول در تابع مطلوبیت به صورت بخش $w(M)$ وارد شده است. فرض می‌شود که این بخش به صورت زیر تصریح شده باشد:

$$\mathrm{w(M)} = \frac{M^{1-\hat{\sigma}_m^{-1}}}{1-\hat{\sigma}_m^{-1}} \quad (۱۵)$$

که در آن $\hat{\sigma}_m$ کشش تقاضای نقدینگی است. شرط مرتبه اول مشتق نسبت به نقدینگی به صورت زیر خواهد بود:

$$M^{-\hat{\sigma}_m^{-1}} - \lambda + \lambda\beta = 0 \quad (۱٦)$$

از طرفی می‌دانیم که:

$$C^{-\hat{\sigma}^{-1}} - \lambda = 0 \quad (۱۷)$$

و چون از شرط مرتبه اول نسبت به اوراق قرضه در رابطه‌های (۳) و (٤) داریم:

$$\lambda(1+i) - \lambda\beta = 0 \quad (۱۸)$$

در نتیجه:

$$M^{-\hat{\sigma}_m^{-1}} - \lambda + \lambda\beta = 0 \quad (۱۹)$$

با ترکیب روابط فوق داریم:

$$M^{-\hat{\sigma}_m^{-1}} = C^{-\hat{\sigma}^{-1}}\left(1 - \frac{1}{1+i}\right) \quad (۲۰)$$

خطی‌سازی معادله فوق نتیجه می‌دهد:

$$\hat{m} = \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\sigma}_m}\hat{c} - \frac{1}{\bar{i}}\hat{i} \quad (۲۱)$$

٤- استخراج منحنی فیلیپس

ابتدا معادله چسبندگی قیمت کالو را خطی‌سازی می‌کنیم:

$$P = \alpha P^e + (1-\alpha)\tilde{P} \quad (۲۲)$$

$$1 = \alpha\frac{P^e}{P} + (1-\alpha)\frac{\tilde{P}}{P} \quad (۲۳)$$

با لگاریتم‌گیری از طرفین و بسط تیلر مرتبه اول حول تعادل ایستای بلندمدت سطح قیمت‌ها داریم:

$$0 = \log\{\alpha \frac{P^e}{P} + (1-\alpha)\frac{\tilde{P}}{P}\} \quad (۲۴)$$

اگر $q = \frac{\tilde{P}}{P}$ را تعریف کنیم آنگاه حاصل خطی‌سازی معادله فوق به صورت زیر خواهد بود:

$$\hat{q} = \frac{\alpha}{1-\alpha}(\hat{\mathrm{P}}^e - \hat{\mathrm{P}}) = \frac{\alpha}{1-\alpha} E_t \pi_{t+1} \quad (۲۵)$$

و همچنین برای معادله شاخص‌بندی داریم:

$$P_t = (\pi_{t-1})^{\rho} P_{t-1} \quad (۲۶)$$

$$\hat{P}_t = \rho(\hat{\pi}_{t-1}) + \hat{P}_{t-1} \quad (۲۷)$$

لذا:

$$\hat{q} = \frac{\alpha}{1-\alpha}(\rho \hat{\pi}_{t-1}) \quad (۲۸)$$

همچنین داریم:

$$\tilde{P} - \hat{P} = (\sigma^{-1} + \eta)(y - \bar{y}) + z_t \quad (۲۹)$$

ترکیب روابط بالا نتیجه می‌دهد:

$$\pi_t = \frac{\rho}{1+\rho}\pi_{t-1} + \frac{1}{1+\rho} E_t \pi_{t+1} + \kappa y^* + z_t \quad (۳۰)$$

وفور منابع طبیعی و تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای نفتی با تأکید بر آزادی اقتصادی

Natural Resource Abundance and GDP Per Capita in Oil Countries, with Emphasis on the Economic Freedom

ابوالفضل شاه‌آبادی*، حامد صادقی**

دریافت: ۱۳۹۳/۶/۲۹ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۰/۱۰

چکیده:

طی سالیان گذشته همواره بین پژوهشگران اقتصادی در زمینه ارتباط بین وفور منابع طبیعی با رشد اقتصادی اختلاف نظر وجود داشته است. عده‌ای بر اساس شواهد تجربی به بازدارنده بودن وفور منابع در مسیر دستیابی به تولید ناخالص داخلی اعتقاد داشته‌اند، در حالی‌که برخی دیگر از محققین با ارائه شواهدی بر این باورند منابع طبیعی در ذات خود اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی دارد، ولی اثر غیرمستقیم و متقاطع آن منفی است. هدف مطالعه حاضر بررسی رابطه بین وفور منابع طبیعی و تولید ناخالص داخلی سرانه با لحاظ اثر متقاطع در دو گروه از کشورهای عضو اوپک و غیرعضو اوپک طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۵ است. برای این منظور از متغیرهایی همچون وفور منابع طبیعی، بیماری هلندی، آزادی اقتصادی و سرمایه مالی و نیز تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر درجه آزادی اقتصادی به‌عنوان اثر متقاطع استفاده شده است. نتایج برآوردها نشان می‌دهد در هر دو گروه از کشورهای مورد مطالعه وفور منابع طبیعی اثر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی سرانه دارد، در حالی‌که اثر متقاطع آزادی اقتصادی با فراوانی منابع طبیعی در کشورهای عضو اوپک به‌عنوان عامل بازدارنده و در گروه دیگر به‌عنوان عامل بسط‌دهنده تولید ناخالص داخلی عمل می‌کند.

کلمات کلیدی: وفور منابع طبیعی، بیماری هلندی، آزادی اقتصادی، سرمایه مالی.

طبقه‌بندی JEL: O13، O43، Q30.

*دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا

Email: shahabadia@gmail.com

** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا (مقاله مستخرج از پایان نامه آقای حامد صادقی برای دریافت مدرک کارشناسی ارشد در دانشگاه بوعلی سینا همدان با عنوان "بررسی و مقایسه فرضیه نفرین منابع در اقتصاد ایران و نروژ (۱۳۸۶-۱۳۵۰)" به راهنمایی جناب آقای دکتر ابوالفضل شاه‌آبادی است).

Email: hamedsadeghiz@gmail.com

Abolfazl Shahabadi, Hamed Sadeghi***

Received: 20/Sep/2014 Accepted: 31/Dec/2014

Abstract:

In past years there are differences between economic researchers about relationship of natural resource abundance and GDP per capita. Some of them based on empirical evidence have believe that resource abundance are inhibitors the road to GDP, while other researchers with providing evidence believe that resource abundance in itself has direct positive effect on GDP, however the interaction effect is negative. The present study investigates the relationship between natural resource abundance and GDP per capita through effects of the two groups of countries (Organization of the Petroleum Exporting Countries and NON-OPEC) over the period 1995-2012. For this purpose, the variables such as natural resource abundant, Dutch disease, economic freedom and financial capital are used. Impact of natural resource abundant on degree of economic freedom as an institutional variable is used for interaction mechanism. The estimation results show that in all both groups of countries, natural resource abundant has positive and significant impact on GDP per capita, while interaction effect between economic freedom and natural resource abundance in Organization of the Petroleum Exporting Countries operates as a deterrent and in other group as a GDP extender factor.

Keywords: Natural Resource Abundance, Dutch Disease, Economic Freedom, Financial Capital.
JEL: O13, O43, Q30.

* Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran.

** M.A. in Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran.

۱- مقدمه

از جمله پدیده‌های مهم و تأثیرگذار اقتصادی در دهه‌های پایانی قرن بیستم و به‌ویژه از دهه ۱۹۸۰ به بعد، تغییر نگرشی است که نسبت به تولید داخلی و عوامل تعیین‌کننده آن ایجاد شد. تا قبل از این سال‌ها، بیشتر اقتصاددانان رشد را به‌صورت برون‌زا و تابع پیشرفت تکنیکی در نظر می‌گرفتند. ولی با گذشت زمان و کشف شواهد تجربی جدید، نشان داده شد کشورها در بلندمدت می‌توانند با نرخ‌های متفاوت، رشد کنند. همین امر زیربنای مطالعات گسترده برای تبیین عوامل مؤثر بر تولید داخلی و رشد اقتصادی قرار گرفت. بر اساس شواهد تجربی، شش عامل مختلف شامل: سرمایه فیزیکی[1]، سرمایه مالی[2]، سرمایه انسانی[3]، سرمایه اجتماعی[4]، سرمایه خارجی[5] و سرمایه طبیعی[6] می‌تواند بر تولید داخلی و رشد اقتصادی اثرگذار باشد. بر اساس مطالعات صورت گرفته غالباً سرمایه‌های انسانی، اجتماعی، مالی، خارجی و فیزیکی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارند، به‌گونه‌ای که بهبود وضعیت هر یک از این سرمایه‌ها رشد اقتصادی را در بلندمدت تشویق می‌کند، ولی اثر سرمایه طبیعی بر تولید ناخالص ملی معمولاً مورد اختلاف اقتصاددانان بوده است (گیلفاسن و زوئگا[7]، ۲۰۰۶: ۱۰۹۸).

اقتصاددانان کلاسیک در اوایل قرن بیستم نقش مهمی را برای منابع طبیعی در رشد اقتصادی قائل نبودند و نیروی کار و سرمایه را مهم‌ترین عوامل رشد می‌دانستند. از نقطه نظر تاریخی، شروع نظریه‌های رشد، مقاله رمزی در سال ۱۹۲۸[8] است که چندین دهه از زمان خود جلوتر بود. بعد از رمزی تا سال ۱۹۵۰ میلادی، هارود[9] (۱۹۳۹: ۲۰) و دومار[10] (۱۹٤٦: ۱٤۱) تلاش کردند تحلیل‌های کینزی را با عوامل رشد اقتصادی ترکیب نمایند. گرچه نظریات هارود و دومار به عنوان یک ایدهٔ خوب در زمان خودش مطرح بود، اما در تفکر کنونی رشد اقتصادی دارای نقش کمتری است، چون منابع طبیعی همواره نقش ضعیفی را در مدل‌های رشد آنها داشته است. با گذشت زمان و به‌ویژه در دهه پایانی قرن بیستم و دهه ابتدایی قرن بیست و یکم مطالعات مختلفی به بررسی رابطه میان تولید ناخالص داخلی و وجود فراوانی منابع طبیعی پرداخته‌اند. چرا که برخلاف تصور و به‌عنوان یک موضوع تعجب برانگیز، عملکرد اقتصادی کشورهای دارای فراوانی منابع طبیعی در مقایسه با کشورهای فقیر از لحاظ منابع طبیعی ناامیدکننده و در مواردی بسیار ضعیف بوده است. به طوری‌که در طول دهه‌های پایانی قرن بیستم بهترین عملکرد اقتصادی در میان کشورهای دنیا در زمینه رشد، مربوط به کشورهای تازه صنعتی شده جنوب و جنوب شرقی آسیا شامل کره جنوبی، هنگ‌کنگ، سنگاپور و تایوان بوده است، در حالی‌که در همین دوره بسیاری از کشورهای غنی از لحاظ منابع نظیر کشورهای نفتی مکزیک، نیجریه و ونزوئلا وضعیت ناامیدکننده‌ای داشته‌اند (ساکس و وارنر[11]، ۱۹۹۷: ۱۱). البته واضح است منابع طبیعی همواره به‌صورت بَلا عمل نمی‌کند و گاهی اوقات نیز می‌تواند نعمت باشد. به‌طور مثال اگرچه هر دو کشور بوتسوانا و سیرالئون الماس صادر می‌کنند، اما کشور بوتسوانا پس از استقلال در سال ۱۹٦٦، با مدیریت کردن جریان درآمدهای حاصل از منابع طبیعی‌اش موجب رشد اقتصادی بیشتری شده است، به‌گونه‌ای که این کشور دارای بالاترین نرخ رشد تولید ناخالص ملی سرانه ثبت شده جهانی، بین سال‌های ۱۹٦۵ تا ۱۹۹٦ بوده است. در حالی‌که کشور سیرالئون در باتلاق فقر فرو رفته است و فرمانروایان محلی برای کنترل تجارت الماس به جنگ و مبارزه ادامه داده‌اند. بر اساس آمار بانک جهانی، این کشور از جمله فقیرترین کشورهای جهان به شمار می‌رود (ساکس و وارنر، ۱۹۹۹a: ٥٤-٥۰).

با توجه به اینکه هدف مقاله حاضر بررسی تأثیر وفور منابع طبیعی بر وضعیت تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای دارای منابع طبیعی است، لذا طبیعتاً می‌بایست کشورهای مورد مطالعه همگی دارای سطح بالایی از این منابع طبیعی باشند. از

1. Real Capital
2. Financial Capital
3. Human Capital
4. Social Capital
5. Foreign Capital
6. Natural Capital
7. Gylfason & Zoega (2006)
8. Ramsey (1928)
9. Harrod (1939)
10. Domar (1946)
11. Sachs & Warner (1997)

این‌رو، برای پاسخ به سؤال مطالعه حاضر از کشورهای نفتی که از جمله کشورهای سرشار از منابع طبیعی جهان به شمار می‌روند که علاوه بر دارا بودن ذخایر عظیم نفت و گاز، سایر منابع طبیعی نیز در آنها به وفور یافت می‌شود، به‌عنوان کشورهای مورد ارزیابی استفاده شده است. اما با توجه به اینکه همه کشورهای نفتی دقیقاً مشابه یکدیگر نیستند و عمدتاً دارای تفاوت‌های ساختاری و اقتصادی می‌باشند، لذا در این مطالعه با تفکیک کشورهای نفتی به دو گروه نفتی عضو اوپک و نفتی غیرعضو اوپک طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۵ به منظور ارائه نتایج قابل اعتمادتر، تلاش شده است تأثیر درآمدهای نفتی در این کشورها بررسی و تفاوت میزان و علامت ضرایب متغیرها در این دو گروه برآورد و تحلیل شود. در واقع با این تغییرات مطالعه حاضر به‌دنبال تشریح اهمیت و نقش پررنگ مدیریت ثروت‌های طبیعی و بیان تفاوت چگونگی استفاده از منابع در کشورهای مختلف است که این امر به‌نظر می‌رسد از خود داشتن منابع طبیعی فراوان نیز مهم‌تر و حیاتی‌تر است.

در این مطالعه علاوه بر تغییر در ترکیب کشورها (به‌ویژه بررسی کشورهای نفتی غیراوپک) و دوره زمانی مورد بررسی، برخی موارد و نکات جدید مورد توجه و ارزیابی قرار گرفته که در سایر مطالعات انجام شده کمتر بدان‌ها توجه شده است و همین امر مطالعه حاضر را از آنها متمایز می‌نماید. به عنوان نمونه می‌توان به استفاده از متغیر تقاطعی آزادی اقتصادی با فراوانی منابع طبیعی اشاره داشت که تا به حال در مطالعات داخلی بدان پرداخته نشده است. در واقع با بهره‌گیری از این متغیر سعی شده است به نوعی اثر غیرمستقیم وفور منابع طبیعی بر تولید ناخالص داخلی و سازوکار زنجیره‌ای آن، که در سایر مطالعات مورد غفلت بوده است لحاظ شود، چرا که بر اساس ادبیات نظری ثابت شده که پیامدهای منفی و آثار غیرمستقیم فراوانی منابع بر سایر مؤلفه‌های اقتصادی نیز بسیار مهم و تأثیرگذار است. به‌علاوه، یکی دیگر از مهم‌ترین ویژگی‌های بارز این مطالعه استفاده از متغیرهای بسیار مهم و تأثیرگذار مورد غفلت در سایر مطالعات داخلی از جمله متغیرهای بیماری هلندی، سرمایه مالی و نیز متغیر نهادی آزادی اقتصادی است. همچنین در اغلب مطالعات داخلی انجام شده در این زمینه تمرکز اصلی تنها بر سری زمانی ایران یا تعداد اندکی از مطالعات اخیراً یک مجموعه منتخب از کشورها را مورد مطالعه قرار داده‌اند.

سازماندهی مقاله به این صورت است که در ادامه ضمن بیان مبانی نظری موجود و مروری اجمالی بر مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه، به بررسی تبعات ناشی از داشتن فراوانی منابع طبیعی بر اقتصاد کشورهای دارای چنین منابعی پرداخته می‌شود. سپس با ارائه مدل اقتصادی مبتنی بر ادبیات موجود، تأثیر وفور منابع طبیعی بر تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای نفتی به تفکیک کشورهای نفتی عضو اوپک و غیرعضو اوپک مورد آزمون قرار می‌گیرد. در انتها نیز جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی مطرح می‌گردد.

۲- مبانی نظری

طی دو دهه گذشته در ارتباط با تأثیر منابع طبیعی در اقتصادهای دارای چنین منابع خدادادی مباحث متنوع و گسترده‌ای از سوی اقتصاددانان مطرح شده است. پس از مطالعات در زمینه پدیده بیماری هلندی و مسائل مربوط به شوک‌های قیمتی منابع طبیعی و به ویژه نفت در دهه ۱۹۷۰، تأثیر منابع طبیعی بر متغیرهای کلان اقتصادی و پیامدهای داشتن این منابع توجه پژوهشگران اقتصادی را به خود معطوف نمود. در ابتدا این تصور وجود داشت که درآمدهای فراوان حاصل از منابع طبیعی برای یک کشور ایجاد ثروت کرده و پیشرفت اقتصادی و کاهش فقر را به دنبال دارد. اما با گذشت زمان و با مرور ادبیات موضوع، مشاهدات تجربی عکس این ادعا را نشان می‌دهد. بر اساس مشاهدات عینی و تاریخی، کشورهای دارای منابع طبیعی بیشتر، غالباً از سرعت رشد کمتری نسبت به کشورهای فقیر به لحاظ منابع طبیعی برخوردار بوده‌اند (ساکس و وارنر[1]، ۱۹۹۵: ۱٤، ۱۹۹۷: ۱۸ و 1999b: ۱٦، آوتی[2]، ۱۹۹۷: ٦٥۷ و ۲۰۰۱: ۸٤٥، گیلفاسن و همکاران[3]، ۱۹۹۹: ۲۰۷، گیلفاسن و زوئگا، ۲۰۰٦: ٤٥،

1. Sachs & Warner (1995, 1997, 1999b)
2. Auty (1997, 2001)
3. Gylfason et al. (1999)

پاپیراکیس و گرلف[1]، ۲۰۰۶: ۱۲۵ و ۲۰۰۷: ۱۰۱۶ و گیلفاسن[2]، ۲۰۰۸: ٦-٤). به‌عنوان مثال، کشورهای دارای منابع غنی از جمله دارندگان نفت، منابع عظیم دریایی و نیز کشورهای دارای زمین‌های حاصلخیز، طی سه دهه اخیر تولید ناخالص داخلی کمتری داشته‌اند، که نمونهٔ بارز آن کشورهای عضو اوپک است. به طوری‌که طی چهار دهه گذشته کشورهای عضو اوپک (همچون ایران، ونزوئلا، عربستان، نیجریه و آنگولا) تماماً نرخ‌های رشد درآمد سرانه منفی را تجربه کرده‌اند. در حالی‌که در همین مدت، تولید ناخالص داخلی سرانه برای کشورهایی با رشد متوسط و پایین، تقریباً ۲/۲ درصد رشد داشته است (گیلفاسن[3]، ۲۰۰۱b: ۸۵۵).

در مطالعات تجربی مرتبط با نفرین منابع به بررسی علل ناکامی کشورهای برخوردار از این مواهب در توسعهٔ اقتصادی و به خصوص شکست آنها در دستیابی به رشد مستمر و مناسب اقتصادی پرداخته می‌شود. به عبارت دیگر، می‌توان عنوان داشت فرضیه نفرین منابع بیان می‌کند در اغلب کشورهای غنی از لحاظ دارایی منابع طبیعی، رشد اقتصادی در یک دوره طولانی‌مدت نسبت به دیگر کشورها کمتر است و این کشورها با یک شکاف توسعه‌ای در پشت سر کشورهای فقیر به لحاظ منابع طبیعی قرار می‌گیرند.

از آنجایی که متغیر آزادی اقتصادی در مقایسه با سایر متغیرهای به کار رفته در مدل جدیدتر و ناشناخته‌تر است، لذا در اینجا لازم است توضیح بیشتری در مورد این متغیر داده شود. گارتنی و همکاران[4] (۲۰۰۰: ٤ و ۲۰۰۵: ٦) در تعریف آزادی اقتصادی عنوان می‌کنند، افراد دارای آزادی اقتصادی خواهند بود، اگر:

۱) دارایی که کسب می‌کنند بدون استفاده از زور، تقلب یا سرقت باشد و در برابر تجاوز دیگران حفظ گردد.

۲) افراد آزادند که دارایی‌های‌شان را استفاده، مبادله یا نگهداری کنند بدون آنکه موجب تضعیف حقوق دیگران گردد. بنیاد هریتیج[5] آزادی اقتصادی را معیاری می‌داند که بر اساس آن افراد در تولید، توزیع و مصرف کالاها و خدمات آزادند. به طور کلی، آنچه از تعاریف فوق برداشت می‌شود آن است که آزادی اقتصادی چیزی جز تأکید بر مالکیت فردی یا خصوصی نبوده و محدوده‌ای را که اقتصاد بر مبنای بازار عمل می‌کند، مشخص می‌نماید. آزادی اقتصادی نیز همچون سایر متغیرهای اقتصادی از چند کانال می‌تواند بر تولید سرانه و رشد اقتصادی اثر بگذارد. یکی از پیامدهای آزادی اقتصادی کوچک شدن حجم دولت است. از آنجایی که تولیدات دولتی غالباً از طریق روش‌های غیرکارا بدست می‌آیند، با ورود بخش خصوصی و کاهش هزینه‌ها و همچنین ارتقاء کالاها و خدمات در بخش خصوصی نسبت به بخش دولتی، حجم دولت در موارد غیرضروری کاهش می‌یابد. کوچک شدن دولت، هزینه‌های توزیعی و تخصیصی عظیمی را که دولت متحمل می‌شود، کاهش داده و موجب کاهش کسری بودجه دولت می‌شود. به علاوه ورود دولت به فعالیت‌های غیرضروری، موجب درگیر شدن قسمت عظیمی از منابع و مدیریت دولتی در این بخش‌ها شده و موجب کاهش تمرکز و کیفیت نظارت دولت بر بخش‌های اقتصادی می‌گردد. حال آنکه آزادی اقتصادی و کاهش مداخلات غیرضروری دولت از این طریق نیز به شکوفایی بخش خصوصی و لذا بهتر شدن عملکرد اقتصادی این بخش می‌انجامد (کارلسون و لوندستروم[6]، ۲۰۰۱: ۱۱، آشبی و سوبل[7]، ۲۰۰۸: ۳۳٤ و آشبی و همکاران[8]، ۲۰۱۰: ٥٦). علاوه بر این، آزادی اقتصادی با کاهش زمینه‌های تورم و افزایش ثبات اقتصادی، ریسک سرمایه‌گذاری را کم کرده و امنیت سرمایه را بالا می‌برد و موجب افزایش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی می‌شود. افزایش سرمایه‌گذاری نیز با فراهم کردن منابع مالی برای تولید به تولید ناخالص داخلی کمک می‌نماید. همچنین آزادی اقتصادی با گسترش فضای رقابتی به تخصیص بهینه منابع تولیدی کمک کرده و با افزایش بهره‌وری به ارتقاء توان رقابت‌پذیری بنگاه‌ها و کشورها کمک شایانی می‌کند (بهکیش، ۱۳۸۹: ۱۹۱).

در اغلب مطالعات تجربی، برای کمی کردن و اندازه‌گیری

1. Papyrakis & Gerlagh (2006, 2007)
2. Gylfason (2008)
3. Gylfason (2001b)
4. Gwartney et al. (2000, 2005)
5. Heritage foundation
6. Carlsson & Lundstrom (2001)
7. Ashby & Sobel (2008)
8. Ashby et al. (2010)

آزادی اقتصادی کشورها چند شاخص مختلف ارائه شده است که شاخص مؤسسه فریزر[1] و بنیاد هریتیج از جمله مهم‌ترین آنها است. هر یک از این شاخص‌ها در برگیرنده چند زیرشاخص است که هر یک از آن زیرشاخص‌ها نیز خود از مؤلفه‌های دیگری تشکیل شده‌اند. با توجه به اعتبار بیشتر شاخص فریزر و دامنه آماری گسترده‌تر آن، در این پژوهش از شاخص مؤسسه تحقیقاتی فریزر به‌عنوان شاخص آزادی اقتصادی استفاده شده است. شاخص آزادی اقتصادی مؤسسه فریزر از پنج مؤلفه اصلی شامل اندازه دولت[2]، ساختار قضایی و امنیت حقوق مالکیت[3]، دسترسی به پول سالم و قوی[4]، آزادی تجارت بین‌المللی[5] و قوانین اعتباری، بازار نیروی کار و کسب و کار[6] و ۳۸ شاخص فرعی تشکیل شده است. رابطه بین این متغیرها با آزادی اقتصادی نیز بدین‌گونه است که هر چه مصرف، مالیات‌ها و یارانه‌های دولت کمتر، استقلال سیستم قضایی و حمایت از حقوق مالکیت بیشتر، میزان تورم و کاهش قدرت خرید پول کمتر، محدودیت‌های تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای بر ورود و خروج کالا، خدمات و سرمایه کمتر و قوانین محدودکننده ورود به بازارهای مختلف کمتر باشد، اندازه شاخص آزادی اقتصادی بزرگ‌تر خواهد بود. با محاسبه میانگین وزنی اعداد به دست آمده از روابط بالا برای ۳۸ متغیر مختلف، شاخص آزادی اقتصادی هر کشور به دست می‌آید که مقداری بین صفر تا ده اختیار می‌کند. هر چه این عدد بزرگ‌تر باشد، آزادی اقتصادی در آن کشور بالاتر خواهد بود.

اکنون نوبت آن است که به بررسی وضعیت شاخص آزادی اقتصادی در بین کشورهای مورد مطالعه بپردازیم. برای انجام این کار و به منظور ارائه تحلیل‌های بهتر، در این مطالعه نیز مطابق گزارش‌های آزادی اقتصادی کشورهای مورد بررسی را به چارک‌های مختلف دسته‌بندی می‌نمائیم. بدین ترتیب کشورهایی با درجه آزادی اقتصادی بین صفر تا ۲/۵ در چارک اول و به عنوان اقتصادی با حداقل آزادی قرار می‌گیرند. کشورهایی با امتیاز بین ۲/۵ تا ۵ در چارک دوم و به عنوان اقتصادهای دارای آزادی اقتصادی متوسط به پائین و کشورهایی با امتیاز بین ۵ تا ۷/۵ در چارک سوم و به‌عنوان اقتصادهای دارای آزادی متوسط به بالا دسته‌بندی می‌شوند. در نهایت، اقتصادهای دارای درجه‌های بین ۷/۵ تا ۱۰ در چارک چهارم قرار گرفته و به عنوان کشورهایی با درجه آزادی بالا شناخته می‌شوند. در این مطالعه با محاسبه میانگین درجه آزادی اقتصادی طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۵، تقسیم‌بندی ٤۳ کشور مورد بررسی به صورت جدول (۱) است:

جدول (۱): دسته‌بندی کشورها بر اساس درجه آزادی اقتصادی

چارک دوم	چارک سوم	چارک چهارم
ونزوئلا، سوریه و کنگو	اکوادور، ایران، کویت، قطر، عربستان، امارات، الجزایر، نیجریه، آرژانتین، برزیل، کلمبیا، مکزیک، پرو، ترینیداد و توباگو، آلبانی، مجارستان، رومانی، روسیه، فرانسه، ایتالیا، نروژ، ترکیه، بحرین، عمان، کامرون، مصر، گابن، تونس، چین، هند، اندونزی و مالزی	کانادا، آمریکا، دانمارک، آلمان، هلند، انگلستان، استرالیا و نیوزلند

همان‌گونه که از جدول فوق مشاهده می‌شود در بین کشورهای نفتی مورد بررسی هیچ کشوری در چارک اول و در گروه اقتصادهای با حداقل درجه آزادی اقتصادی قرار نگرفته است. در چارک دوم نیز تنها سه کشور ونزوئلا، سوریه و کنگو قرار گرفته‌اند و دارای درجه آزادی اقتصادی نسبتاً پائینی هستند که البته در بین این دسته از کشورها سوریه وضعیت بهتری را از نظر آزادی اقتصادی دارد و با امتیاز متوسط ٤/۹٦ طی این دوره امکان ارتقاء به چارک سوم برایش مهیاتر است. اما چارک سوم بیشترین تعداد کشورهای نفتی مورد بررسی را در خود جای داده است، به‌گونه‌ای که از کل ٤۳ کشور مورد بررسی، تعداد ۳۲ کشور در بین اقتصادهای با درجه آزادی اقتصادی متوسط به بالا جای گرفته‌اند. در واقع، اغلب کشورهای دارای منبع طبیعی نفت نه آزادی اقتصادی خیلی پائینی دارند و نه در بین اقتصادهای با حداکثر درجه آزادی اقتصادی قرار می‌گیرند. اگرچه بر اساس این تقسیم‌بندی صورت گرفته کشورهایی همچون نروژ، فرانسه و ایتالیا در کنار اقتصادهایی نظیر کلمبیا، نیجریه و الجزایر در یک چارک

1. Fraser Institute
2. Size of Government
3. Legal Structure & Security of Property Rights
4. Access to Sound Money
5. Freedom to Trade Internationally
6. Regulation of Credit, Labor & Business

قرار گرفته‌اند، ولی وضعیت این کشورها هم از نظر امتیاز آزادی اقتصادی‌شان در چارک و هم از نظر سایر شاخص‌های کلان اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی سرانه با هم بسیار متفاوت می‌باشد. هشت کشور نیز با قرار گرفتن در چارک چهارم بالاترین درجه آزادی اقتصادی را در بین کشورهای مورد بررسی کسب نموده‌اند.

۳- پیشینه پژوهش

به طور کلی در دو دهۀ اخیر، علاقه برای مطالعه در زمینه ارتباط بین منابع طبیعی و رشد اقتصادی افزایش یافته و توجهات اقتصاددانان نسبت به مسئلۀ بلای منابع طبیعی بیشتر شده است. یکی از دلائل احیاء این مبحث، کسب درآمدهای فراوان حاصل از پروژه‌های نفت و گاز توسط کشورهای تولیدکننده بوده است. در واقع این کشورها پس از جذب این درآمدها خواستار بررسی آثار آن بر اقتصاد و ساختار کشورهای خود شده‌اند تا از این طریق بتوانند درآمدهای خود را به بهترین نحو استفاده کنند. در ادامه به برخی از مهم‌ترین آثار پژوهشی در این زمینه به اختصار اشاره‌ای می‌کنیم:

جدول (۲): مروری بر برخی از مطالعات تجربی

نویسندگان	دوره و نمونه آماری	متغیر وابسته	متغیرهای مستقل	نتایج
اپرجیس و پاین[1]، ۲۰۱٤	کشورهای منا طی دوره ۲۰۱۳-۱۹۹۰	رشد اقتصادی	فراوانی نفت	کیفیت نهادی بهتر، اثرات مخرب و زیانبار درآمدهای نفتی بر روی عملکرد بخش واقعی اقتصاد را کاهش می‌دهد.
میدکسا[2]، ۲۰۱۳	نروژ طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۷۰	تولید ناخالص داخلی سرانه	منابع طبیعی	نتایج بیانگر آن است که به طور متوسط ۲۰ درصد از افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه نروژ ناشی از منابع سوختی همچون نفت، گاز و گازمایع است.
فان و همکاران[3]، ۲۰۱۲	استان‌های چین طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۷	نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه	تحقیق و توسعه، تولید صنعتی، سرمایه انسانی، FDI و درجه باز بودن	نتایج نشان می‌دهند شواهد محکمی در مورد وجود پدیده وفور منابع طبیعی در چین وجود ندارد.
کاولکانتی و همکاران[4]، ۲۰۱۱	۵۳ کشور طی دوره ۲۰۰۶-۱۹۸۰	تولید ناخالص داخلی سرانه	سرمایه‌گذری، تورم، رانت واقعی نفت، ارزش تولید سرانه نفت، ارزش دخایر نفتی سرانه و قیمت‌های نفت	نتایج نشان می‌دهند وفور منابع (با شاخص‌های مختلف همچون رانت، ارزش واقعی تولید یا ذخایر نفت) بر سطح درآمد و رشد اقتصادی تأثیر دارد.
آلکسیف و کنراد[5]، ۲۰۱۱	کشورهای منتخب طی دوره ۲۰۰۸-۲۰۰۰	رشد اقتصادی	وفور منابع، کیفیت نهادها، سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی	در اقتصادهای در حال توسعه در مقایسه با سایر کشورهای سرشار از منابع، شواهدی دال بر اینکه ثروت منابع طبیعی با نرخ نامنویسی در مقطع ابتدایی پائین‌تر و امید به زندگی کمتر و نرخ بالاتر مرگ و میر نوزادان همراه است، وجود دارد.
اولایله[6]، ۲۰۱۰	ایالت‌های آمریکا طی دوره ۲۰۰۵-۲۰۰۰	تولید ناخالص داخلی سرانه	فراوانی منابع، آزادی اقتصادی، آموزش و بهداشت	در این مطالعه نشان داده می‌شود برخلاف یافته‌های ساکس و وارنر (۱۹۹۵) که بر اساس آنها کیفیت نهادها اثر مهمی بر نفرین منابع ندارد، اثرات متقاطع کیفیت نهادها و فراوانی منابع بر روی تولید سرانه بسیار تأثیرگذار هستند.

1. Apergis & Payne (2014)
2. Mideksa (2013)
3. Fan et al. (2012)
4. Cavalcanti et al. (2011)
5. Alexeev & Conrad (2011)
6. Olayele (2010)

نویسندگان	دوره و نمونه آماری	متغیر وابسته	متغیرهای مستقل	نتایج
حسین و همکاران[1]، ۲۰۰۹	پاکستان طی دوره ۲۰۰٦-۱۹۷۵	رشد اقتصادی	وفور منابع، تورم، باز بودن تجاری، سرمایه‌گذاری، رشد جمعیت و کل نیروی کار	ارتباط معکوس بین صادرات مبتنی بر منابع طبیعی به‌صورت سهم آن از GDP و رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین نتایج این مطالعه نشان می‌دهند که در پاکستان طی دوره مورد بررسی توجه کافی و لازم به توسعه منابع انسانی نشده است.
کاولکانتی و همکاران[2]، ۲۰۰۹	۵۳ کشور منتخب طی دوره ۲۰۰٦-۱۹۸۰	تولید ناخالص داخلی سرانه	فراوانی منابع، سرمایه فیزیکی، بهداشت و آموزش	نتایج تخمین‌ها نشان می‌دهند فراوانی نفت هم در اثرات کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت در اصل یک نعمت است و نه یک نقمت.
گیلفاسن، ۲۰۰۸	کشورهای منتخب نفتی طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۰	رشد اقتصادی	سرمایه طبیعی، سرمایه انسانی، سرمایه اجتماعی، سرمایه مالی، سرمایه فیزیکی و سرمایه خارجی	وابستگی به منابع طبیعی انگیزه‌های شخصی و عمومی برای پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را کاهش و از این طریق باعث کند شدن رشد می‌شود. در کشورهای سرشار از منابع، رفتارهای رانت‌جویانه و فساد گسترش پیدا کرده و مانع از حرکت منابع تولیدی در جهت تولید محصولات مفید اجتماعی و اقتصادی می‌شود.
پاپیراکس و گرلف، ۲۰۰۷	آمریکا طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۸٦	تولید ناخالص داخلی	وفور منابع طبیعی، سرمایه‌گذاری، آموزش، آزادی تجاری، R&D و فساد	وفور منابع طبیعی یک عامل معنادار است که بر روی رشد اثر منفی دارد. نتایج نشان می‌دهد وفور منابع طبیعی، سرمایه‌گذاری، میزان تحصیلات، درجه باز بودن و هزینه‌های تحقیق و توسعه را کاهش و فساد را افزایش می‌دهد.[3]
شاه‌آبادی و صادقی، ۱۳۹۲	ایران و نروژ طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۷۰	تولید ناخالص داخلی	وفور منابع طبیعی، بیماری هلندی، درجه آزادی اقتصادی، سرمایه انسانی و نرخ تورم	منابع طبیعی در ذات خود در کوتاه‌مدت و بلندمدت مانعی برای رشد اقتصادی این کشورها نیست. همچنین آزادی اقتصادی و سرمایه انسانی نیز در هر دو کشور ایران و نروژ و در هر دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت، اثر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی دارند.
مرادی، ۱۳۸۹	ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳٤۷	رشد اقتصادی و توزیع درآمد	وفور منابع، سرمایه انسانی و موجودی سرمایه - درآمد نفت، تولید ناخالص داخلی و سرمایه انسانی	نتایج مدل رشد نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی در بلندمدت بر GDP تأثیر مثبت و معناداری دارد. نتایج مدل توزیع درآمد نیز تأیید می‌کند ضریب متغیر نفت بر توزیع درآمد منفی است و لذا نفت طی دوره مورد مطالعه از تشدید توزیع نابرابر درآمدها جلوگیری کرده است.
ابراهیمی و همکاران، ۱۳۸۷	۱۳ کشور منتخب طی دوره ۲۰۰٤-۱۹۹۰	نرخ رشد اقتصادی واقعی سرانه	فراوانی منابع طبیعی، شاخص ادراک فساد، سرمایه‌گذاری فیزیکی، رابطه مبادله و سرمایه انسانی	تولید ناخالص داخلی سرانه اولیه، درآمدهای نفتی و فساد تأثیر منفی و سرمایه‌گذاری فیزیکی، سرمایه انسانی و رابطه مبادله تأثیر مثبت بر نرخ رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی دارد.

1. Hussain et al. (2009)
2. Cavalcanti et al. (2009)

۳. همچنین مطالعات دیگری از جمله آوتی (۱۹۹۳)، ساکس و وارنر (۱۹۹۵، ۱۹۹۷، ۱۹۹۹b و ۲۰۰۱)، گیلفاسن (۱۹۹۸، ۲۰۰۱a و ۲۰۱۱)، گیلفاسن و همکاران (۱۹۹۹)، گلیفاسن و زوگا (۲۰۰٦) سالای مارتین و سوبرامانیان (۲۰۰۳)، بولت و همکاران (۲۰۰٤ و ۲۰۰۵)، دینگ و فیلد (۲۰۰٤)، پاپیراکیس و گرلف (۲۰۰٤ و ۲۰۰٦)، استینجز (۲۰۰۳ و ۲۰۰٦)، مهلوم و همکاران (۲۰۰۲ و ۲۰۰٦)، استونس (۲۰۰۳ و ۲۰۰۵) و استونس و دیچه (۲۰۰۸) نیز در این زمینه صورت گرفته است.

٤- معرفی مدل و تشریح داده‌ها

همان‌طور که در قسمت‌های قبلی اشاره شد، در مورد اثر وفور منابع طبیعی بر تولید داخلی در بین محققان اختلاف‌نظر وجود دارد، همچنین با در نظر گرفتن این نکته که در بین کشورهای سرشار از منابع طبیعی هم کشورهای توسعه یافته و هم کشورهای در حال توسعه پیدا می‌شود، لذا در این مطالعه به بررسی رابطه بین فراوانی منابع طبیعی با تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای نفتی به‌عنوان نمونه‌ای از کشورهای سرشار از منابع طبیعی می‌پردازیم. برای تحقق این امر، مدل مورد استفاده در این مطالعه در چارچوب ادبیات موضوعی و با الهام از مطالعات تجربی نظیر بارو[1] (۱۹۹۱: ٤۳۸، ۱۹۹۷: ۱۵۵ و ۲۰۰۳: ۲۳۱)، بارو و سالای مارتین، ۱۹۹۵: ۱٤٦، ساکس و وارنر (۱۹۹۷: ۲۰ و ۲۰۰۱: ۸۳۵)، سالای مارتین و سوبرامانیان (۲۰۰۳: ۲۷)، پاپیراکیس و گرلف (۲۰۰٤: ۱۸۸ و ۲۰۰۷: ۱۰۲۳)، کاولکانتی و همکاران (۲۰۰۹: ۹)، اولایله (۲۰۱۰: ۲۳)، گیلفاسن (۲۰۰٤: ۱۸، ۲۰۰۸: ۲۷ و ۲۰۱۱: ۲۰)، گیلفاسن و زونگا (۲۰۰٦: ۱۱۰٤)، فان و همکاران (۲۰۱۲: ۷۰٤) و میدکسا (۲۰۱۳: ۲۸۳) به‌صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$GDP = F(NRA, DUD\,FREE, SCH, INV, CRD) \qquad (۱)$$

$$\frac{\partial\, GDP}{\partial\, NRA} \succ \prec 0\,,\ \frac{\partial\, GDP}{\partial\, DUD} \succ \prec 0\,,\ \frac{\partial\, GDP}{\partial\, FREE} \succ 0\,,\ \frac{\partial\, GDP}{\partial\, SCH} \succ 0\,,\ \frac{\partial\, GDP}{\partial\, INV} \succ 0\,,\ \frac{\partial\, GDP}{\partial\, CRD} \succ 0 \qquad (۲)$$

$$LGDP_{it} = \alpha + \beta_1\, LNRA_{it} + \beta_2\, L(NRA * FREE)_{it} + \beta_3\, Z_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

که در آن LGDP لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه، LNRA لگاریتم وفور منابع طبیعی و Z نیز بردار سایر متغیرهای مؤثر بر تولید ناخالص داخلی سرانه است. با توجه به ادبیات موضوعی و مطالعات تجربی، در این پژوهش بردار Z شامل متغیرهای بیماری هلندی، آزادی اقتصادی، سرمایه انسانی، انباشت سرمایه فیزیکی و سرمایه مالی است. بدین ترتیب، برای آزمون اثر وفور منابع طبیعی بر تولید ناخالص داخلی سرانه با لحاظ متغیر اثر متقاطع آزادی اقتصادی با درجه وفور منابع طبیعی مدل زیر تخمین زده شد:

$$\begin{aligned} LGDP_{it} &= \alpha + \mu_{it} + \beta_1\, LNRA_{it} + \beta_2\, LDUD_{it} \\ &+ \beta_3\, LFREE_{it} + \beta_4\, LSCH_{it} + \beta_5\, LINV_{it} \\ &+ \beta_6\, LCRD_{it} + \beta_7\, L(NRA * FREE)_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \qquad (٤)$$

تعریف متغیرهای استفاده شده در رابطه (٤)، شاخص مورد استفاده و منابع آماری برای هر یک از آنها در جدول (۳) آورده شده است.

نمونه آماری مورد بررسی شامل ٤۳ کشور نفتی بر اساس گزارش‌های آماری اوپک است که به منظور تحلیل بهتر نتایج به دو دسته کشورهای نفتی عضو اوپک (۹ کشور)[2] و کشورهای نفتی غیراوپک (۳٤ کشور)[3] تقسیم‌بندی شده‌اند. دوره زمانی مورد مطالعه نیز ۲۰۱۲-۱۹۹۵ است. همچنین برآورد مدل از روش داده‌های تابلویی است که با توجه به نبود اطلاعات برخی از متغیرها در چند سال ناگزیر از روش داده‌های تابلویی نامتوازن[4] استفاده شده است.

۵- آزمون‌های ریشه واحد و هم‌انباشتگی

به طور کلی چنانچه متغیرهای مورد استفاده در الگو مانا باشند، تخمین‌های بدست آمده مشکل رگرسیون کاذب را ندارند، اما اگر متغرها مانا نباشند، می‌بایست رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای وابسته و مستقل بررسی شود. در تحلیل‌های اقتصادسنجی به منظور ارزیابی رابطه بلندمدت بین متغیرهای نامانای استفاده شده در مدل از مفهومی به نام هم‌انباشتگی استفاده می‌شود. هم‌انباشتگی در اقتصاد بدین معناست که وقتی دو یا چند متغیر سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه تعادلی بلندمدت را شکل دهند، هر چند ممکن است خود این سری‌های زمانی دارای روند تصادفی بوده باشند (ناپایا باشند)، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند به گونه‌ای که تفاضل بین آنها باثبات (پایا) است.

1. Barro (1991, 1995, 1997, 2003)

۲. اکوادور، ونزوئلا، ایران، کویت، قطر، عربستان، امارات، الجزایر و نیجریه.

۳. کانادا، آمریکا، آرژانتین، برزیل، کلمبیا، مکزیک، پرو، ترینیداد و توباگو، آلبانی، مجارستان، رومانی، روسیه، دانمارک، فرانسه، آلمان، ایتالیا، هلند، نروژ، ترکیه، انگلستان، بحرین، عمان، سوریه، کامرون، کنگو، مصر، گابن، تونس، استرالیا، چین، هند، اندونزی، مالزی و نیوزلند.

4. Unbalanced Panel Data

جدول (۳): تعریف متغیرهای به کار رفته در مدل

نوع متغیر	نام متغیر	نماد متغیر	شاخص	مأخذ
وابسته	لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	LGDP	تولید ناخالص داخلی سرانه برحسب برابری قدرت خرید به میلیارد دلار ثابت سال ۲۰۰۵	پایگاه آماری شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) سال ۲۰۱٤
مستقل	لگاریتم فراوانی منابع طبیعی	LNRA	سهم صادرات سوخت از صادرات کالایی	پایگاه آماری شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) سال ۲۰۱٤
	لگاریتم بیماری هلندی	LDUD	نسبت ارزش افزوده خدمات به GDP به نسبت ارزش افزوده صنعت به GDP	پایگاه آماری شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) سال ۲۰۱٤
	لگاریتم آزادی اقتصادی	LFREE	شاخص درجه آزادی مؤسسه فریزر	گزارش سال ۲۰۱۳ شاخص آزادی اقتصادی مؤسسه فریزر
	لگاریتم سرمایه انسانی	LSCH	متوسط سال‌های کل تحصیل افراد بالای ۱۵ سال	مجموعه داده‌های بارو لی نسخه سال ۲۰۱۳[1]
	لگاریتم سرمایه فیزیکی	LINV	انباشت سرمایه فیزیکی	پایگاه آماری شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) سال ۲۰۱۳[2]
	لگاریتم سرمایه مالی	LCRD	نسبت اعتبارات به بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی	پایگاه آماری شاخص‌های توسعه جهانی (WDI) سال ۲۰۱٤
	اثر متقاطع آزادی اقتصادی با درجه وفور منابع	NRA*FREE	شاخص درجه آزادی اقتصادی ضربدر شاخص فراوانی منابع طبیعی	محاسبات محقق

جدول (٤): نتایج آزمون ریشه واحد ایم-پسران و شین برای هر دو دسته از گروه کشورهای مورد مطالعه

	گروه کشورهای نفتی غیرعضو اوپک				گروه کشورهای نفتی عضو اوپک				
	درجه انباشتگی	با عرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند		درجه انباشتگی	با عرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند	
		Prob	Statistic	Prob	Statistic		Prob	Statistic	Prob	Statistic
LGDP	**I(1)**	۰/۰۱۵	-۲/۲۱۷	۰/۰۰۰	-۱/٦۸۵	I(1)	۰/۰۱٦	-۲/۲۲۸	۰/۰۰٤	-۱/۹۵۵
LNRA	**I(1)**	۰/۰۰۰	-۷/٤٦۳	۰/۰۰۰	-۵/۲۷٦	I(1)	۰/۰۰۰	-٤/۷۵٤	۰/۰۰۱	-۲/۹۸۱
LINV	**I(0)**	۰/۰۰۰	-۱۱/۲۷۰	۰/۰۰۰	-۹/۹۲۹	I(0)	۰/۰۰۰	-۱۰/۰۵۵	۰/۰۰۰	-۸/۳۱۸
LDUD	**I(1)**	۰/۰۰۰	-٦/۲۵۷	۰/۰۰۰	-٤/۸۷۱	I(1)	۰/۰۰۰	-۸/۳٦۳	۰/۰۰۰	-۵/۸۳٤
LFREE	**I(1)**	۰/۰۰۰	-۵/۵٦٤	۰/۰۰۰	-۳/۳٦۸	I(1)	۰/۰۰۰	-٦/۸۳۳	۰/۰۰۰	-٤/۷۸۱
LSCH	**I(0)**	۰/۰۰۰	-۱٤/٦۰۰	۰/۰۰۰	-۱۲/۸۰۰	I(1)	۰/۰۰۰	-۸/٤۱۷	۰/۰۰۰	-۵/٦۸۱
LCRD	**I(1)**	۰/۰۰۰	-۷/۹٤۰	۰/۰۰۰	-٦/۰۱٤	I(0)	۰/۰۰۰	-۱۳/۵۲۰	۰/۰۰۰	-۱٦/٦۳٤
NRA*FREE	**I(1)**	۰/۰۰۰	-۳/۰۹۸	۰/۰۰۲	-۲/۰۱۸	I(1)	۰/۰۱۲	-۲/۲٤۲	۰/۰۰۳	-۱/۹۸۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Barro & Lee (2013)

۲. برای محاسبه انباشت سرمایه فیزیکی از رابطه گریلیچز (۱۹۵۵) استفاده شده است: $K_0 = \frac{I_0}{(g+\delta)} \rightarrow K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t$

Kt، It، g و δ به ترتیب بیانگر انباشت سرمایه در دوره t، جریان سرمایه‌گذاری طی دوره t، نرخ رشد سالیانه سرمایه‌گذاری طی دوره مورد بررسی و نرخ استهلاک می‌باشد.

در واقع، مفهوم هم‌انباشتگی تداعی کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می‌کند. البته قبل از انجام آزمون همجمعی باید از I(2) نبودن متغیرها اطمینان حاصل شود. بدین منظور، ابتدا مانایی متغیرهای بررسی شده در مطالعه مورد آزمون قرار می‌گیرد. در این مطالعه برای بررسی‌های مانایی متغیرها از آزمون ایم-پسران و شین استفاده شده و وقفه‌های بهینه در این آزمون‌ها با معیار شوارتز[1] معرفی شده توسط انجی و پرون تعیین گردیده است. این آزمون در دو حالت (داده‌های مقطعی دارای مقدار ثابت و داده‌های مقطعی دارای مقدار ثابت و روند) انجام شده و نتایج آن در جدول (٤) آورده شده است.

بر اساس نتایج به دست آمده از آزمون مانایی IPS[2] با مقدار ثابت و با مقدار ثابت و روند، در کشورهای عضو اوپک متغیرهای انباشت سرمایه فیزیکی و سرمایه مالی مانا و متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، فراوانی منابع طبیعی، بیماری هلندی، آزادی اقتصادی، سرمایه انسانی و اثر متقاطع آزادی اقتصادی با وفور منابع طبیعی نامانا هستند که با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. همچنین در کشورهای غیرعضو اوپک متغیرهای انباشت سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی مانا و متغیرهای تولید ناخالص داخلی سرانه، فراوانی منابع طبیعی، بیماری هلندی، آزادی اقتصادی، سرمایه مالی و اثر متقاطع آزادی اقتصادی با فراوانی منابع طبیعی نامانا هستند که با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. با توجه به وجود متغیرهای ناپایا در الگو، لازم است برای جلوگیری از به وجود آمدن مشکل رگرسیون کاذب، آزمون‌های همگرایی بر روی مدل‌ها انجام شود. در رهیافت‌های مختلف برای بررسی هم‌انباشتگی از روش‌های مختلفی استفاده می‌شود. برای داده‌های تلفیقی آزمون‌های کائو و پدرونی بیشتر مورد استفاده قرار می‌گیرند. لذا در این مطالعه نیز برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطهٔ هم‌انباشتگی میان متغیرها از آزمون هم‌انباشتگی پدرونی استفاده شده است. در این بخش از دو آمارهٔ پارامتری Panel-t و Group-t استفاده شده و پس از استانداردسازی، این دو آماره به ترتیب با نمادهای Panel ADF-Stat و Group ADF-Stat نمایش داده شده است. نتایج این آزمون برای کشورهای نفتی عضو و غیرعضو اوپک در جدول (٥) مشاهده می‌شود.

جدول (٥): نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی برای هر دو دسته از گروه کشورهای مورد مطالعه

آماره	کشورهای نفتی عضو اوپک		کشورهای نفتی غیرعضو اوپک	
	مقدار	احتمال	مقدار	احتمال
Panel ADF-Stat	-٥/١٥٠	٠/٠٠٠	-٦/٣٩	٠/٠٠٠
Group ADF-Stat	-٧/٦١٦	٠/٠٠٠	-١٠/٨٢٠	٠/٠٠٠

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود بر اساس نتایج به دست آمده، فرض صفر مبنی بر نبودن رابطهٔ هم‌انباشتگی میان متغیرها رد شده و هر دو آزمون بر وجود همگرایی متغیرها گواهی می‌دهند. لذا مشکل رگرسیون کاذب را نخواهیم داشت و معادله تخمین زده شده، معادله تعادلی بلندمدت خواهد بود. باید اشاره داشت آزمون‌های هم‌انباشتگی تنها وجود یا عدم‌وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها را بیان می‌کنند و میزان ارتباط و چگونگی علامت آنها با استفاده از این آزمون قابل تعیین نیست. برای بررسی میزان و چگونگی این ارتباط باید از روش‌های برآورد روابط استفاده شود.

٦- برآورد مدل و تحلیل نتایج

در مدل‌های مربوط به داده‌های تابلویی ابتدا می‌بایست نسبت به تعیین قیود وارد بر مدل اقتصادسنجی اقدام نمود. لذا نخست باید مشخص شود رابطه رگرسیونی در نمونه مورد بررسی دارای عرض از مبدأهای مشترک و شیب مشترک بین مقاطع (مدل داده‌های تلفیقی)[3] است یا اینکه فرضیه عرض از مبدأهای ناهمگن و شیب همگن (مدل داده‌های تابلویی)[4] تأیید می‌گردد. برای تعیین این موضوع از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. در جداول (٦) و (٧) نتایج هر گروه، آماره F محاسباتی در حالت‌های مختلف و برای گروه‌های مختلف

1. Schwartz
2. Im, Pesaran & Shin
3. Pooling Data Models
4. Panel Data Models

آورده شده است. همان‌طور که در جداول (٦) و (٧) مشاهده می‌شود، با توجه به مقادیر آماره F محاسباتی فرضیه صفر رد شده و لزوم به‌کار بردن روش داده‌های تابلویی در هر دو دسته از کشورها تأیید می‌گردد. در ادامه و به منظور بررسی همبستگی اثرات مقاطع با متغیرهای توضیحی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. مقادیر آماره هاسمن به همراه احتمال آنها برای گروه‌های مختلف در جداول (٦) و (٧) آورده شده است. بر اساس نتایج آزمون‌ها مشخص گردید به‌جز مدل (١) در کشورهای نفتی عضو اوپک می‌بایست از روش اثرات ثابت در برآوردها استفاده نمود (بالتاجی[1]، ۲۰۰۵: ۱۸۲–۱۵۵). البته برای بررسی وجود اثرات تصادفی از آماره بروش–پاگان نیز استفاده می‌شود. آماره LM دارای توزیع کای دو با درجه آزادی یک است. فرضیه صفر این آزمون $H_0 : \sigma_u^2 = 0$ است. به عبارت دیگر، فرضیه صفر به این معنی است که اثرات تصادفی وجود ندارد. در این مورد به جز مدل (١) کشورهای عضو اوپک فرضیه صفر پذیرفته شده و می‌توان رگرسیون اثرات تصادفی را اجرا نمود.

همان‌گونه که در جدول (٦) مشاهده می‌شود، نتایج برآوردها بیانگر آن است که علی‌رغم متفاوت بودن مقدار ضرایب ولی در همه مدل‌ها، وفور منابع طبیعی اثر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی سرانه داشته است. در واقع، گرچه با شروع از ستون (١) و افزودن متغیرهای جدید به مدل تا نهایتاً ستون (٧)، ضریب و معناداری تأثیر متغیر وفور منابع طبیعی بر تولید ناخالص داخلی سرانه تغییر می‌کند، ولی در همه مدل‌ها رابطه مثبت بین این دو متغیر برقرار است. به عبارت دیگر، در کشورهای نفتی عضو اوپک، داشتن فراوانی منابع طبیعی نه تنها عامل بازدارنده رشد اقتصادی نیست، بلکه حتی می‌تواند زمینه‌ساز رشد اقتصادی بالاتر نیز باشد. در مورد متغیر بیماری هلندی باید اشاره داشت در همه مدل‌های تخمین زده شده به‌جز مدل دوم بین این متغیر و تولید ناخالص داخلی سرانه رابطه منفی وجود دارد. بدین ترتیب می‌توان عنوان داشت در این کشورها با رونق صادرات منابع طبیعی و از طریق دو اثر مخارجی و اثر جانشینی زمینه برای تقویت بخش‌های غیرقابل مبادله – همچون خدمات – به قیمت تضعیف بخش قابل مبادله فراهم می‌گردد. تأثیر منفی اثر مخارج بر سودآوری بخش قابل مبادله از طریق اثر جابه‌جایی عوامل تولید، موجب تشدید انتقال و خروج عوامل تولید – به‌ویژه سرمایه – از بخش قابل مبادله بسمت بخش غیرقابل مبادله می‌شود و ضمن برهم‌زدن تخصیص بهینه عوامل تولید بین بخش‌های اقتصادی، نرخ ارز واقعی را افزایش می‌دهد. حاصل چنین فرآیندی تضعیف مستقیم و غیرمستقیم بخش‌های تولیدی و صنعتی است که درنتیجه باعث کاهش تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای نفتی عضو اوپک می‌شود. متغیر دیگری که وارد مدل شده است، درجه آزادی اقتصادی می‌باشد که این متغیر نیز در تمامی مدل‌های برآوردی اثر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای نفتی عضو اوپک داشته است. مطابق نتایج تخمین در کشورهای نفتی عضو اوپک سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی نیز عامل بهبود تولید ناخالص داخلی سرانه تلقی می‌شوند. به‌علاوه سرمایه مالی نیز در این گروه از کشورها مطابق انتظارات به تولید ناخالص داخلی سرانه کمک می‌کند. البته رابطه بین سرمایه مالی و تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای نفتی عضو اوپک معنادار نیست. در نهایت در مورد اثر متقاطع درجه آزادی اقتصادی با وفور منابع طبیعی با تولید ناخالص داخلی سرانه در این کشورها ضریب برآوردی منفی است. به عبارتی اگرچه اثر وفور منابع طبیعی بر تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت است، ولی وقتی اثر متقاطع این متغیر از کانال درجه آزادی اقتصادی بررسی می‌شود، شاهد بازدارندگی فراوانی منابع طبیعی در مسیر تولید کشورهای نفتی عضو اوپک هستیم. بدین ترتیب که مدیریت نادرست و ضعیف وفور منابع طبیعی موجب کاهش درجه آزادی اقتصادی شده و از این طریق عامل کندی تولید می‌گردد. لذا اگر در این کشورها سیاست‌گذاران اقتصادی زمینه را برای بهبود زیرشاخص‌های آزادی اقتصادی فراهم نمایند، دیگر اثر تقاطعی آزادی اقتصادی و وفور منابع طبیعی منفی نخواهد بود، بلکه خود فراوانی منابع طبیعی نیز تأثیر مثبت‌تری بر تولید ناخالص داخلی سرانه آنها خواهد داشت.

1. Baltagi (2005)

جدول (٦): تأثیر وفور منابع طبیعی بر تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای عضو اوپک

LGDP	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)	(۷)
LNRA	۰/۱۵۱* (٥/۱۲)	۰/۱٤۲* (٤/٥٥)	۰/۱۱۳* (۳/۹۰)	۰/۰۸۹* (۳/۲۲)	۰/۰۸٥* (۳/۲٥)	۰/۰۸۷* (۳/۳۳)	**۰/۲٤۲*** **(۳/٦۱)**
LDUD	-	۰/۰۳۷ (۰/۷۷)	-۰/۰٥۰ (-۱/۰۷)	-۰/۱۲٦* (-۲/۷۱)	-۰/۱۷۸* (-۳/۹۰)	-۰/۱۸۲* (-۳/۹۷)	**-۰/۱٦٤*** **(-۳/٦۰)**
LFREE	-	-	۰/٦٤۹* (٥/۰۸)	۰/٥۱۸* (٤/۲۳)	۰/۳۸٥* (۳/۲۱)	۰/۳٦۳* (۲/۹۷)	**۰/۲۲۰*** **(۳/٦۲)**
LSCH	-	-	-	۰/۳۳۸* (٤/٤۷)	۰/۲۳۹* (۳/۱۷)	۰/۲۱٥* (۲/٦۹)	**۰/۲۹٤*** **(۳/٤۸)**
LINV	-	-	-	-	۰/۱۳۲* (٤/۰۳)	۰/۱۲۰* (۳/٤۱)	**۰/۰۸۹**** **(۲/٤٥)**
LCRD	-	-	-	-	-	۰/۰۳۱ (۰/۹۳)	**۰/۰٤۸** **(۱/٤۳)**
(NRA*FREE)	-	-	-	-	-	-	**-۰/۱۹٤**** **(-۲/٥۰)**
C	۹/۰۲* (۲۱/٤٤)	۸/۹٦* (۷٥/۳٤)	۸/۰۸* (۳۹/۳۳)	۷/۱۱* (۲٤/٦۸)	۷/۱۹* (۲٦/٤۰)	۷/۳۰* (۲٤/٦٦)	**۷/۳٤*** **(۲٥/۳۰)**
F Limer Test: [Prob]	۲۱۲٤/۲ [۰/۰۰۰]	٦۸۳/۲۹ [۰/۰۰۰]	٦۳۳/٦٥ [۰/۰۰۰]	٥۷۹/٥۰ [۰/۰۰۰]	٦۰٦/٤۹ [۰/۰۰۰]	٦۰۱/٤۷ [۰/۰۰۰]	**٤۸۲/٥٦** **[۰/۰۰۰]**
Hausman Test: [Prob]	۱/۱۳ [۰/۲۸۸]	۱۳/۷۰ [۰/۰۰۱]	۱۹/۲٦ [۰/۰۰۰]	۲٤/٤۷ [۰/۰۰۰]	۲٥/۰۰ [۰/۰۰۰]	۱۷/۰٤ [۰/۰۰۰]	**۱۷/۱۰** **[۰/۰۰۰]**
LM Test:[Prob]	۱/٥٥ [۰/۲۹۹]	۳۳٥/۹۰ [۰/۰۰۰]	۱۲٦/۲۰ [۰/۰۰۰]	٥٥/۱۰ [۰/۰۰۰]	٦۸/٦۲ [۰/۰۰۰]	۳۷/۲۸ [۰/۰۰۰]	**٤۰/۱٦** **[۰/۰۰۰]**
Adjusted R^2	۰.۹۷۸	۰/۹۹۳	۰/۹۹٤	۰/۹۹٥	۰/۹۹٥	۰/۹۹٥	**۰/۹۹٦**
No. Cou	۹	۸	۸	۹	۸	۸	**۷**
No. Obs	۱٤٦	۱۲۸	۱۲۰	۱۳۷	۱۱۷	۱۱٥	**۹۲**

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول (۷) نتایج مربوط به برآورد مدل‌های مختلف برای کشورهای نفتی غیرعضو اوپک آورده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در مورد این دسته از کشورها نیز رابطه بین وفور منابع طبیعی با تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت و معنادار است. در واقع، در کشورهای نفتی غیرعضو اوپک نیز فراوانی منابع طبیعی اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی سرانه دارد. البته بر اساس نتایج مشخص شد هر چه به سمت ستون (۷) که مدل کامل مورد بررسی است، حرکت می‌کنیم، از تأثیر وفور منابع بر تولید ناخالص داخلی سرانه کاسته می‌شود، به گونه‌ای که در ستون (۱) که فقط متغیر وفور منابع طبیعی وارد شده است، ضریب برآوردی ۰/۱۳۹ است، در حالی‌که در ستون (۷) که سایر متغیرها و اثر متقاطع آزادی اقتصادی با درجه وفور منابع طبیعی نیز وارد شده‌اند، ضریب به دست آمده برابر با ۰/۰۵۲ است. این بدان معناست که در این دسته از کشورها با وارد کردن متغیرهای توضیحی دیگر نظیر سرمایه انسانی و درجه آزادی اقتصادی اثرگذاری فراوانی منابع طبیعی بر تولید ناخالص داخلی سرانه کمتر می‌شود. در مورد بیماری هلندی مشاهده می‌شود ضریب این متغیر در کشورهای نفتی غیرعضو

اوپک برخلاف کشورهای نفتی عضو اوپک مثبت است. در واقع، در این کشورها چون خدمات بر اساس فناوری‌های نوین و روز دنیا و به‌دلیل نیاز بازار شکل گرفته است، لذا اگر با افزایش درآمدهای صادراتی تقاضا برای برخی از محصولات غیرقابل مبادله بخش خدمات بالا رود، تولید داخل توان پاسخ‌گویی به تقاضای شکل گرفته را بر اساس ظرفیت‌های بومی موجود و نیز به‌کارگیری سرریز دانش ناشی از محصولات با فناوری بالا را دارد. در این دسته از کشورها نیز همچون کشورهای نفتی عضو اوپک شاخص درجه آزادی اقتصادی با تولید ناخالص داخلی سرانه رابطه مثبت و معنادار دارد. در کشورهای نفتی غیرعضو اوپک سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی نیز عامل بهبود تولید ناخالص داخلی سرانه تلقی می‌شوند و هر چه شرایط برای سرمایه‌گذاری بیشتر در آموزش مهیاتر باشد، دست‌یابی به تولید بالاتر آسان‌تر می‌شود.

جدول (۷): تأثیر وفور منابع طبیعی بر تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای غیرعضو اوپک

LGDP	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)	(۷)
LNRA	۰/۱۳۹* (٤/٤٦)	۰/۱۲۳* (٥/٤۹)	۰/۱۲۱* (٥/٦٥)	۰/۱۰۱* (٤/۸۷)	۰/۰۹۱* (٤/۹۹)	۰/۰۹۱* (٤/۹۹)	**۰/۰٥۲**** **(۲/٥٤)**
LDUD	–	۰/۳٦۹* (۲۱/٤٥)	۰/۳۰۱* (۱٥/۹٥)	۰/۲٦۹* (۲۸۱٤)	۰/۱٥۸* (۸/۲۹)	۰/۱٥٥* (۷/۸۸)	**۰/۱۳۷*** **(٦/۸۷)**
LFREE	–	–	۰/٥۱۰* (۷/۳۲)	۰/٤۱۹* (٦/۱۰)	۰/۲٥۷* (٤/۱٦)	۰/۲٤٤* (۳/۷٥)	**۰/٤٥۲*** **(۳/٤۰)**
LSCH	–	–	–	۰/۳۱٥* (٦/۱٦)	۰/۱۰۱** (۲/۰۸)	۰/۱۰۷** (۲/۱۷)	**۰/۱۰۳**** **(۲/۱۱)**
LINV	–	–	–	–	۰/۳۸۷* (۱۲/۰٥)	۰/۳۸۳* (۱۱/٦۱)	**۰/۳٦۰*** **(۱۰/۸۸)**
LCRD	–	–	–	–	–	۰/۰۰۹ (۰/٦٤)	**۰/۰۲٦***** **(۱/۷٤)**
(NRA*FREE)	–	–	–	–	–	–	**۰/۰۰۱*** **(۳/۷۱)**
C	۹/۱٤* (۱۹۲/۳)	۸/۲۸* (۱٥۸/۰۲)	۷/٤۹* (٦۲/۸۲)	٦/۳۸* (۲۹/۸۰)	٥/٤٥* (۲٦/۷٥)	٥/٤٥* (۲٦/۷٤)	**٥/٦٦*** **(۲۷/۱۰)**
F Limer Test: [Prob]	٥٦۳/٥٤ [۰/۰۰۰]	۲۳٦/۰٥ [۰/۰۰۰]	۲٤۹/۷۸ [۰/۰۰۰]	۱۸۸/٤٥ [۰/۰۰۰]	۲٤۸/۳٤ [۰/۰۰۰]	۲٤۸٥/۰٥ [۰/۰۰۰]	**۲٥٤/۹٦ [۰/۰۰۰]**
Hausman Test: [Prob]	۷/٤۱ [۰/۰۰٦]	٤۲/۳۳ [۰/۰۰۰]	٤٦/۱٦ [۰/۰۰۰]	٥٦/۸٤ [۰/۰۰۰]	۱۰۷/۳٦ [۰/۰۰۰]	۱۰۳/٥۱ [۰/۰۰۰]	**۹۷/٦٥ [۰/۰۰۰]**
LM Test:[Prob]	٦/۱٤ [۰/۰۰۸]	۱۰٥/۱٤ [۰/۰۰۰]	٤٦/۳۷ [۰/۰۰۰]	٥۹/٦۰ [۰/۰۰۰]	۹۲/۹۰ [۰/۰۰۰]	۸٤/۸۰ [۰/۰۰۰]	**۹۹/۲۰ [۰/۰۰۰]**
Adjusted R^2	۰/۹۷٥	۰/۹۸۷	۰/۹۸۸	۰/۹۸۹	۰/۹۹۲	۰/۹۹۲	**۰/۹۹۲**
No. Cou	۳٤	۳۳	۳۱	۳۲	۳۲	۳۱	**۳۰**
No. Obs	٥۱٥	٤۹۷	٥۰٥	٥۱٥	٤۸۸	٤۷۹	**٤٤٤**

مأخذ: یافته‌های تحقیق

سرمایه مالی نیز در این گروه از کشورها مطابق انتظارات به تولید داخلی کمک می‌کند. در واقع، چون نظام تأمین مالی در این کشورها تقریباً کامل و بازارهای مالی از عمق و بلوغ مناسب برخوردار هستند، لذا زمینه برای انجام سرمایه‌گذاری‌های بیشتر مهیا بوده و تحقق تولید ناخالص داخلی سرانه بالاتر و باثبات‌تر در دسترس‌تر است. در

کشورهای نفتی غیرعضو اوپک با یک درصد بالا رفتن سرمایه مالی، تولید ناخالص داخلی سرانه ۰/۰۲۶ درصد افزایش خواهد یافت. در نهایت، در این گروه از کشورها برخلاف کشورهای نفتی عضو اوپک اثر متقاطع درجه آزادی اقتصادی با وفور منابع طبیعی بر تولید ناخالص داخلی سرانه علی‌رغم کوچک بودن ولی مثبت و معنادار است. این بدان معناست که در کشورهای نفتی غیرعضو اوپک چون بسترهای اقتصادی مهیاتر، ساختارهای قضایی مناسب‌تر، بازار نیروی کار و بازار مالی بالغ‌تر، دسترسی به پول سالم راحت‌تر و زمینه برای تجارت خارجی مساعدتر است، لذا درآمدهای حاصل از صادرات فراوانی منابع طبیعی نیز به تقویت این شرایط کمک کرده و باعث می‌شود اثر متقاطع وفور منابع طبیعی نیز همچون اثر آن بر تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت باشد.

در این قسمت برای جمع‌بندی مطالب، نتایج تخمین برای ستون (۷) که همه متغیرهای توضیحی مورد بررسی و نیز متغیر اثر متقاطع وفور منابع طبیعی با آزادی اقتصادی را در بردارد، در جدول (۸) آورده شده است. همان‌گونه که در جدول (۸) ملاحظه می‌کنید، در هر دو گروه وفور منابع طبیعی با تولید ناخالص داخلی سرانه رابطه مثبت و معنادار دارد. یعنی فارغ از اینکه کشورها دارای چه سطح از توسعه‌یافتگی هستند و میزان صادرات سوخت از صادرات کالایی آنها به چه میزان است، اثر وفور منابع طبیعی بر تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت است. نتایج این مطالعه با یافته‌های مطالعاتی همچون لدرمن و ملونی[1] (۲۰۰۲: ۱۵)، دینگ و فیلد (۲۰۰٤: ۲۳)، استیجنز (۲۰۰۱: ۱۸ و ۲۰۰۵: ۱۲٦)[2]، کاولکانتی و همکاران (۲۰۰۹: ۱٤ و ۲۰۱۱: ۳۱٤)، میدکسا (۲۰۱۳: ۲۸۵) و شاه‌آبادی و صادقی (۱۳۹۲: ۳٦) سازگار است. یکی از تفاوت‌های بین دو گروه از کشورهای نفتی مورد بررسی به ضریب برآوردی شاخص بیماری هلندی برمی‌گردد. بدین ترتیب که بین شاخص بیماری هلندی و تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای نفتی عضو اوپک رابطه منفی برقرار است، در حالی‌که این رابطه در کشورهای نفتی غیرعضو اوپک مثبت است. این بدان معناست که با افزایش سهم ارزش افزوده خدمات از GDP به سهم ارزش افزوده صنعت از GDP، تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای عضو اوپک کاهش، ولی در کشورهای غیرعضو اوپک افزایش می‌یابد. به‌نظر می‌رسد یکی از دلایل اصلی این موضوع به نوع خدمات ارائه شده در این کشورها برمی‌گردد. به‌گونه‌ای که بخش خدمات کشورهای اوپک غالباً مبتنی بر خدمات بازرگانی و بخش عمومی است و اغلب از مؤلفه‌های دانش بنیان بی‌بهره‌اند، اما در کشورهای گروه غیراوپک زمینه برای گسترش خدمات مبتنی بر مؤلفه‌های دانش فراهم بوده و بازار نهاده‌های دانش در این کشورها به‌گونه‌ای طرح‌ریزی شده است که در صورت ورود درآمدهای ارزی جهت‌گیری آن به‌سمت بخش خدمات دانش‌محور است.

همچنین ملاحظه می‌شود متغیر درجه آزادی اقتصادی در هر دو گروه از کشورها با تولید ناخالص داخلی سرانه رابطه مثبت و معناداری دارد و ضریب بدست آمده برای کشورهای نفتی غیرعضو اوپک نسبت به گروه دیگر بزرگ‌تر است. نتایج این پژوهش با مطالعات کوری و مک‌ماهون[3] (۲۰۰۹: ٦۳)، کارابگویچ و همکاران (۲۰۰۹: ۱۸)[4] و اولایله (۲۰۱۰: ۳۵) و شاه‌آبادی و بهاری (۱۳۹۳: ٦۷) سازگار است. سرمایه انسانی دیگر متغیر مورد بررسی است که نتایج بیانگر تأثیر مثبت آموزش بر تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای نفتی عضو و غیرعضو اوپک است. در واقع، سرمایه انسانی نقش مهمی در فرآیند پیشرفت این کشورها بر عهده داشته و یقیناً این اقتصادها، توسعه اقتصادی و پیشرفت فنی خود را مرهون وجود سرمایه انسانی می‌دانند. نتایج این مطالعه با آثار پژوهشگرانی همچون گیلفاسن (۲۰۰۱b: ۸۵۵ و ۲۰۰۸: ۲۱)، گیلفاسن و زوئگا (۲۰۰٦: ۱۱۰٤)، بیردسل و همکاران[5] (۲۰۰۱: ۷۰)، ملونی[6] (۲۰۰۲: ۱۵)، استیجنز (۲۰۰۱: ۱٤ و ۲۰۰۵: ۱۰۷)، پاچاراپولوس و پاترینوس[7] (۲۰۰۲: ۱۸)، بولت و همکاران[8] (۲۰۰٤: ۱٤ و ۲۰۰۵: ۲۹-۱)، برآوو اورتگا و گرگوریو[9]

1. Lederman & Maloney (2002)
2. Stijns (2001, 2005)

3. Corey & McMahon (2009)
4. Karabegovic et al. (2009)
5. Birdsall et al. (2001)
6. Maloney (2002)
7. Psacharopoulos & Patrinos (2002)
8. Bulte et al. (2004, 2005)
9. Bravo-Ortega & Gregorio (2005)

(۲۰۰۵: ۲۲)، پارک[1] (۲۰۰٦: ٥۳٤)، استونس و دیچه[2] (۲۰۰۸: ٦٤)، اولایله (۲۰۱۰: ۲۷)، آلکسیف و کنراد (۲۰۱۱: ٤٥۷) و فان و همکاران (۲۰۱۲: ۷۱٥) همسو است. سرمایه‌گذاری در دارایی‌های فیزیکی نیز که عاملی اساسی جهت دستیابی به رشد مستمر است در هر دو گروه از کشورهای مورد بررسی رابطه مثبت با تولید ناخالص داخلی سرانه دارد. یعنی در این کشورها با کاهش مصرف و افزایش پس‌انداز در دوره جاری با هدف سرمایه‌گذاری بیشتر در کسب و کار می‌توان به درآمدهای بالاتر و به تبع آن، رشد و توسعه اقتصادی امیدوار بود. این نتایج با یافته‌های ساکس و وارنر (۱۹۹۹a: ۷۲ و ۲۰۰۱: ۸۳٤)، هاکورا[3] (۲۰۰٤: ۱٤)، گیلفاسن و زونگا (۲۰۰٦: ۱۱۰٤)، گیلفاسن (۲۰۰۸: ۲۲)، آلکسیف و کنراد (۲۰۱۱: ٤٥۸)، کاولکانتی و همکاران (۲۰۱۱: ۳۱٤) و میدکسا (۲۰۱۳: ۲۸٥) همسو است. با توجه به اینکه چگونگی عملکرد و میزان توسعه یافتگی بخش مالی، نقش اساسی در کارایی هر اقتصاد

جدول (۸): نتایج تخمین ستون (۷) برای دوگروه کشورهای مورد مطالعه

	کشورهای اوپک	کشورهای غیراوپک
LNRA	۰/۲٤۲* (۳/٦۱)	۰/۰٥۲** (۲/٥٤)
LDUD	-۰/۱٦٤* (-۳/٦۰)	۰/۱۳۷* (٦/۸۷)
LFREE	۰/۲۲۰* (۳/٦۲)	۰/٤٥۲* (۳/٤۰)
LSCH	۰/۲۹٤* (۳/٤۸)	۰/۱۰۳** (۲/۱۱)
LINV	۰/۰۸۹** (۲/٤٥)	۰/۳٦۰* (۱۰/۸۸)
LCRD	۰/۰٤۸ (۱/٤۳)	۰/۰۲٦*** (۱/۷٤)
(NRA*FREE)	-۰/۱۹٤** (-۲/٥۰)	۰/۰۰۱* (۳/۷۱)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بازی می‌کند، در این مطالعه اثر سرمایه مالی بر تولید ناخالص داخلی سرانه مورد ارزیابی قرار گرفت که نتایج بیانگر رابطه مثبت بین نسبت اعتبارات به بخش خصوصی از تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص سرمایه مالی و تولید ناخالص داخلی سرانه در هر دو گروه از کشورهای مورد بررسی است. در واقع، در این اقتصادها می‌توان بخش مالی را در حکم واسطه اعتباری دانست که از یکسو محل امنی برای پس‌اندازهای مردم و از سوی دیگر، منبع قابل اطمینانی برای تأمین نیازهای سرمایه‌ای است. این نتایج با یافته‌های بارنبک و تراپ[4] (۲۰۰۳: (۲۰۰۳: ۲۰٤)، کالدرون و لیو[5] (۲۰۰۳: ۳۳۷)، کوارتی[6] (۲۰۰٥: (۲۰۰٥: ۱٤)، گیلفاسن و زونگا (۲۰۰٦: ۱۱۰٤)، ابوبدر و ابوقرن[7] (۲۰۰۷: ۸۹۰)، گیلفاسن (۲۰۰۸: ۲۳)، چین-چانگ و یا-کای[8] (۲۰۰۹: ٦۰۷۰)، پینگ و وانگ[9] (۲۰۱۱: ۱۸۲٦) و اپرجیس و پاین (۲۰۱٤: ۷) همسو است. اما در نهایت نوبت به اثر متقاطع درجه آزادی اقتصادی با فراوانی منابع طبیعی با تولید ناخالص داخلی سرانه می‌رسد. همان‌طور که در جدول (۸) مشاهده می‌شود یکی از ضرایب متفاوت در مقایسه بین دو گروه مورد بررسی به ضریب برآوردی اثر متقاطع برمی‌گردد. به‌گونه‌ای که بین اثر متقاطع درجه آزادی اقتصادی با وفور منابع طبیعی با تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای عضو اوپک رابطه منفی برقرار است، در حالی‌که این رابطه در گروه دیگر یعنی غیرعضو اوپک مثبت و معنادار است. این بدان معنی است که در کشورهای عضو اوپک، درآمدهای حاصل از صادرات منابع طبیعی و به‌ویژه نفت با تخریب شاخص‌های نهادی از جمله درجه آزادی اقتصادی باعث کاهش تولید ناخالص داخلی سرانه می‌گردد. در واقع، در این کشورها وابستگی به درآمدهای بادآورده نفتی موجب بزرگ شدن حجم دولت شده و چون غالباً تولیدات دولتی از طریق روش‌های غیرکارآ بدست می‌آیند، لذا هزینه‌های تولید بالاتر رفته و موجب تحمیل هزینه‌های توزیعی و تخصیصی عظیمی بر دولت می‌گردد. همچنین این امر با افزایش ریسک سرمایه‌گذاری و کاهش انگیزه رقابت، بخش خصوصی را برای

1. Park (2006)
2. Stevens & Dietsche (2008)
3. Hakura (2004)

4. Barnebeck & Trap (2003)
5. Calderon & Liu (2003)
6. Quartey (2005)
7. Abu-Bader & Abu-Qarn (2007)
8. Chien-Chung & Ya-Kai (2009)
9. Ping & Wang (2011)

فعالیت بیشتر دلسرد می‌کند. اما در کشورهای دیگر مورد ارزیابی، مدیریت صحیح منابع طبیعی فراوان با فراهم نمودن زمینه‌های لازم برای گسترش تجارت خارجی، گسترش پول سالم و قوی، ارتقاء ساختار قضایی و قانونی حمایت از مالکیت فکری ضمن کمک به ارتقاء وضعیت آزادی اقتصادی، موجب رشد بیشتر تولید ناخالص داخلی سرانه شده است. در واقع، در این کشورها سیاست‌گذاران اقتصادی با جهت‌دهی و جریان‌سازی صحیح توانسته‌اند در کنار ایجاد رقابت بین فعالین اقتصادی، افزایش حس مسئولیت‌پذیری و انگیزه کارآفرینی، کوچک‌تر شدن بخش غیررسمی و کاهش فساد مالی، کارایی اقتصادی را بالا برده و با استفاده بهینه‌تر از منابع طبیعی به بهبود وضعیت آزادی اقتصادی و افزایش تولید ناخالص داخلی بیشتر کمک نماید. در مجموع اینکه مهم‌تر از وجود منابع طبیعی، نحوه مدیریت و استفاده از این ظرفیت خدادادی است که اهمیت دارد و همین امر باعث می‌شود در برخی از کشورها منابع طبیعی همچون نفت به‌عنوان نعمت مطرح گردند و در برخی دیگر از کشورها به چشم نقمت به آنها نگریسته شود. موضوعی که به خوبی نشان‌دهنده تفاوت واقعی دو دسته از کشورهای مورد بررسی در این مطالعه است.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

از جمله عوامل مؤثر بر تولید داخلی یک کشور انواع مختلف سرمایه همچون سرمایه فیزیکی، انسانی و طبیعی است. در ابتدا اقتصاددانان نقش مهمی را برای منابع طبیعی در تولید داخلی قائل نبودند، اما با گذشت زمان مطالعات مختلفی به بررسی رابطه میان رشد اقتصادی و وجود فراوانی منابع طبیعی پرداخته‌اند. طی این مطالعات مشخص گردید وجود منابع طبیعی می‌تواند هم به عنوان نعمت و هم به صورت بلا برای رشد و توسعهٔ اقتصادی باشد و آن چیزی که از در اختیار داشتن این منابع مهم‌تر است، نحوه مدیریت این منابع و درآمدهای حاصل از استخراج آنها است. با توجه به موارد فوق در این مطالعه به بررسی تأثیر فراوانی منابع طبیعی بر تولید ناخالص داخلی سرانه پرداخته شد. برای تحقق این امر و بر اساس مطالعات تجربی نسبت به استفاده از اثر تقاطعی آزادی اقتصادی با وفور منابع طبیعی اقدام گردید. بر اساس نتایج تخمین‌ها مشخص گردید در هر دو گروه مورد بررسی وفور منابع طبیعی با تولید ناخالص داخلی سرانه رابطه مثبت و معنادار دارد. یعنی فراوانی منابع طبیعی در ذات خود نه تنها محدودکننده تولید داخلی نیست، بلکه حتی می‌تواند زمینه را برای افزایش تولید داخلی نیز فراهم کند. ولی در مورد اثر تقاطعی آزادی اقتصادی با فراوانی منابع طبیعی نتایج به دست آمده برای دو دسته کشورهای نفتی متفاوت بود. بدین ترتیب که در کشورهای نفتی عضو اوپک وفور منابع طبیعی و وابستگی به درآمدهای ارزی ناشی از صادرات آن با تخریب آزادی اقتصادی به عنوان یک متغیر نهادی موجب کاهش تولید ناخالص داخلی سرانه می‌شود. اما در گروه دیگر با توجه به رابطه مثبت بین اثر متقاطع آزادی اقتصادی با وفور منابع طبیعی بر تولید ناخالص داخلی سرانه، به بهبود و افزایش تولید داخلی کمک می‌کند. یعنی آنچه مهم‌تر است نحوه مدیریت و جهت‌دهی این منابع می‌باشد، به طوری‌که چنانچه از این منابع به درستی استفاده شود، مطمئناً موجب ارتقاء جایگاه آزادی اقتصادی و در نتیجه افزایش بیشتر تولید می‌گردد و در غیر این صورت مانع دستیابی به تولید بالاتر است.

با لحاظ موارد فوق و با در نظر گرفتن این نکته که منابع طبیعی در ذات خود برای تولید عامل بازدارنده نیست، بلکه ساز و کار تقاطعی است که موجب می‌شود از فراوانی منابع طبیعی به عنوان عامل محدودکننده تولید داخلی نام برده شود، لذا به تصمیم‌گیران اقتصادی کشورهای سرشار از منابع طبیعی به ویژه کشورهای عضو اوپک پیشنهاد می‌شود با توجه جدی به کانال‌های تقاطعی به خصوص متغیرهای نهادی همانند آزادی اقتصادی، ضمن استفاده بهینه از فراوانی منابع طبیعی زمینه را برای تولید ناخالص داخلی بیشتر فراهم آورند. همچنین با توجه به نقش بازارهای مالی در تولید داخلی، به سیاست‌گذاران اقتصادی این کشورها پیشنهاد می‌شود با استفاده از منابع ارزی ناشی از بهره‌برداری و صادرات منابع طبیعی فراوان در کنار بهبود و عمق بخشیدن به نظام مالی، افزایش کارایی سرمایه‌گذاری و توجه به اجزای دیگر سیستم مالی همانند بازارهای سهام و اوراق مشارکت زمینه دست‌یابی به

تولید اقتصادی بالا را فراهم نمایند. در نهایت باید اشاره داشت اگر به تعمیق بازار مالی و دسترسی راحت به منابع پولی، کاهش زمینه‌های فساد مالی و اداری، گسترش پول سالم و قوی، بهبود فضای کسب و کار، گسترش بازار کار تقاضامحور مبتنی بر اقتصاد دانش‌بنیان، اصلاح قیمت‌های نسبی به سود عوامل دانش‌بنیان، گسترش خدمات مبتنی بر فناوری روز و ارزش افزوده بالا و حمایت از حقوق مالکیت توجه ویژه صورت گیرد، حتی در کشورهای سرشار از منابع طبیعی نیز می‌توان به دست‌یابی به رشد اقتصادی مستمر و باثبات امیدوار بود.

منابع

ابراهیمی، محسن؛ سالاریان، محمد و حاجی‌میرزایی، سید محمدعلی (۱۳۸۷). بررسی مکانیسم‌های اثرگذاری درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت از دیدگاه بلای منابع طبیعی. *مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ۵، شماره ۱٦، ۱۵٦-۱۳۱.

اسدی، زیور؛ بهرامی، جاوید و طالبلو، رضا (۱۳۹۲). تأثیر پدیده‌ی نفرین منابع بر توسعه مالی و رشد اقتصادی در قالب الگوی پانل پویا. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۰، ۲٦-۹.

بهکیش، محمدمهدی (۱۳۸۹). اقتصاد ایران در بستر جهانی شدن (چاپ پنجم). انتشارات نی.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و صادقی، حامد (۱۳۹۲). مقایسه اثر وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی ایران و نروژ. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال ۷، شماره ۲۲، ۴۳-۲۱.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و بهاری، زهره (۱۳۹۳). تأثیر ثبات سیاسی و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب توسعه‌یافته و در حال توسعه. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ٤، شماره ۱٦، ۷۲-۵۳.

مرادی، محمدعلی (۱۳۸۹). تأثیر نفت بر نماگرهای اقتصاد کلان ایران با تأکید بر مکانیزم های انتقال و آثار. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۱۰، شماره ۲، ۱٤۰-۱۱۵.

Abu-Bader, S., & Abu-Qarn, A. S. (2007). Financial Development and Economic Growth: The Egyptian Experience. *Journal of Policy Modeling*, 30(5), 887- 898.

Alexeev, M., & Conrad, R. (2011). The Natural Resource Curse and Economic Transition. *Economic Systems*, 35(4), 445-461.

Apergis, N., & Payne, J. E. (2014). The Oil Curse, Institutional Quality and Growth in MENA Countries: Evidence from Time-Varying Cointegration. *Energy Economics*, 46, 1-9.

Ashby, N. J., & Sobel, R. S. (2008). Income Inequality and Economic Freedom in the US States. *Public Choice*, 134(3-4), 329-346.

Ashby, N. J., Karabegovic, A., McMahon, F., & Bueno, A. (2010). Economic Freedom of North America, *Fraser Institute*, Annual Report 2010.

Auty, R. M. (1993). Sustaining Development in Mineral Economies: The Resource Curse Thesis. *Resources Policy*, 20(1), 77-87.

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

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

Baltagi, B. H. (2005). Econometric Analysis of Panel Data. 3rd Edition, Wiley Press.

Barnebeck, A. T., & Trap, F. (2003). Financial Liberalization, Financial Development and Economic Growth in LDCs. Journal of International Development, 15, 189-209.

Barro, R. J. (1991). Economic Growth in A Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, 106(2), 407-443.

Barro, R. J. (1997). Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study. MIT Press.

Barro, R. J. (2003). Determinants of Economic Growth in A Panel of Countries. *Annals of Economics and Finance*, 4, 231-274.

Barro, R. J., & Lee, J. W. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. Journal of Development Economics, 104, 184-198
(www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304387812000855)
(www.barrolee.com/data/full1.htm)

Barro, R. J., & Sala-I-Martin, X. (1995). Economic Growth, New York: Mcgraw-Hill.

Birdsall, N., Pinckney, Th., & Sabot, R. (2001). Natural Resources, Human Capital and Growth. New York: Oxford University Press.

Bravo-Ortega, C., & Gregorio, J. D. (2005). The Relative Richness of the Poor? Natural Resources, Human Capital and Economic Growth. *World Bank*, Working Paper Series, No. 3484.

Bulte, E., Damania, R., & Deacon, R. T. (2004). Resource Abundance, Poverty and Development. *Agriculture and Development Economics Division of the Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO- ESA)*, Working Papers, No. 03-04.

Bulte, E., Damania, R., & Deacon, R. T. (2005). Resource Intensity, Institutions and Development. *World Development*, 33(7), 1029-1044.

Calderon, C., & Liu, L. (2003). The Direction of Causality between Financial Development and Economic Growth. *Journal of Development Economics*, 72, 321-340.

Carlsson, F., & Lundström, S. (2001). Economic Freedom and Growth: Decomposing the Effects. Göteborg University, *Department of Economics*, Working Paper in Economics, No. 33.

Cavalcanti, T., Mohaddes, K., & Raissi, M. (2009). Growth, Development and Natural Resources: New Evidence Using a Heterogeneous Panel Analysis. *Faculty of Economics, University of Cambridge*, November.

Cavalcanti, T., Mohaddes, K., & Raissi, M. (2011). Growth, Development and Natural Resources: New Evidence Using a Heterogeneous Panel Analysis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51, 305-318.

Chien-Chung, *N.,* & Ya-Kai, *C. (*2009*)*. The Asymmetric Impact of Financial Intermediaries Development on Economic Growth. *International Journal of Finance*, 2(21), 6036-6079.

Corey, J., & McMahon, F. (2009). Development in US States, Economic Freedom and the Resource Curse. *Fraser Institute Studies*.

Ding, N., & Field, B. C. (2004). Natural Resource Abundance and Economic Growth. *University of Massachusetts Amherst, Department of Resource Economics*, RESEC Working Paper, Working Paper, No. 2004-7.

Domar, E. D. (1946). Capital Expansion, Rate of Growth, and Employment. *Econometrica*, 14(2), 137-147.

Fan, R., Fang, Y., & Park, S. Y. (2012). Resource Abundance and Economic Growth in China. *China Economic Review*, 23, 704-719.

Gwartney, J., Hall, J., & Lawson, R. (2013). Economic Freedom of the World: 2013 Annual Report. Fraser Institute, Economic Freedom Topics.

Gwartney, J., Lawson, R., & *Samida,* D. (2000, 2005). *Economic Freedom of the World*. Vancouver: Fraser Institute.

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

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

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

Gylfason, Th. (2004). Natural Resources and Economic Growth: from Dependence to Diversification. CEPR Discussion Papers, No. 4804.

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

Gylfason, Th. (2011). Natural Resource Endowment: A Mixed Blessing?. Cesifo Working Paper Series, No. 3353.

Gylfason, Th., & Zoega, G. (2006). Natural

Resources and Economic Growth: The Role of Investment. World Economy, 29(8), 1091-1115.

Gylfason, Th., Herbertsson, T. Th., & Zoega, G. (1999). A Mixed Blessing. Macroeconomic Dynamics, *Cambridge University Press*, 3(2), 204-225.

Hakura, D. S. (2004). Growth in the Middle East and North Africa. *IMF Working Paper*, No. 04, 56.

Harrod, R. F. (1939). An Essay in Dynamic Theory. *Economic Journal*, 49, 14-33.

Hussain, Sh., Chaudhry, I. Sh., & Malik, Sh. (2009). Natural Resource Abundance and Economic Growth in Pakistan. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 15, 189-198.

Karabegovic, A., McMahon, F., Ashby, N. J., & Sobel, R. S. (2009). Economic Freedom of North America. Annual Report, The Fraser Institute.

Lederman, D., & Maloney, W. (2002). Open Questions about the Link between Natural Resources and Economic Growth: Sachs and Warner Revisited. *Central Bank of Chile, Working Papers*, No. 141.

Maloney, W. F. (2002). Innovation and Growth in Resource Rich Countries. *Central Bank of Chile Working Papers*, No. 148.

Mehlum, H., Moene, K., & Torvik, R. (2002). Institutions and the Resource Curse. *Department of Economics*, University of Oslo, Memorandum, No. 29.

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

Mideksa, T. K. (2013). The Economic Impact of Natural Resources. *Journal of Environmental Economics and Management*, 65, 277-289.

Olayele, B. F. (2010). The Resource Curse: A State and Provincial Analysis. *Department of Economics, University of Victoria, Resource Economics & Policy Analysis Research Group*, REPA Working Paper, No. 2010-01.

Papyrakis, E., & Gerlagh, R. (2004). The Resource Curse Hypothesis and its Transmission Channels. *Journal of Comparative Economics*, 32, 181-193.

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

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

Park, J. S. (2006). Dispersion of Human Capital and Economic Growth. *Journal of Macroeconomics*, 28, 520-539.

Ping, Y., & Wang, H. (2011). Cause Analysis of Financial Development on Income Gap. *Energy Procedia*, 5, 1817-1830.

Psacharopoulos, G., & Patrinos, H. (2002). Returns to Investment in Education: A Farther Update. *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 2881.

Quartey, P. (2005). Financial Sector Development, Saving Mobilization and Poverty Reduction in Ghana. *United Nations University*, Helsinki, Finland, UNU-WIDER, Research Paper, No. 2005/71.

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

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

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

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

Sachs, *J.* D., & Warner, A. M. (2001). Natural Resources and Economic Development, the Curse of Natural Resource. *European Economic Review*, 45, 827-838.

Salai-I-Martin, X., & Suberamanain, A. (2003). Addressing the Natural Resource Curse: An Illustration from Nigeria. *NBER Working Paper*, No. 9804.

Stevens, P. (2003). Resource Impact: Curse or Blessing? A Literature Survey. *Journal of*

Energy Literature, 9(1), 3-42.

Stevens, P. (2005). Resource Curse and How to Avoid It?. *Journal of Energy and Development*, 31(1), 1-20.

Stevens, P., & Dietsche, E. (2008). Resource Curse: An Analysis of Causes, Experiences and Possible Ways Forward. *Energy Policy*, 36, 56-65.

Stijns, J. Ph. (2001). Natural Resource Abundance and Economic Growth Revisited. University of California at Berkeley. Development and Comp Systems, Econ WPA, 0103001.

Stijns, J. Ph. (2003). An Empirical Test of The Dutch Disease Hypothesis Using a Gravity Model of Trade. International Trade, Econ WPA, 0305001.

Stijns, J. Ph. (2005). Natural Resource Abundance and Economic Growth Revisited. *Resources Policy*. 30(2), 107-130.

Stijns, J. Ph. (2006). Natural Resource Abundance and Human Capital Accumulation. *World Development*, 34 (6), 1060-1083.

World Bank (2014). The CD of International Financial Statistics (IFS).

World Development Indicators (*www.data.worldbank.org*).

تأثیر سلامت بر درآمد سرانه، مطالعه موردی: کشورهای با سطح درآمد متوسط

The Impact of Health on Per Capita Income: An Empirical Analysis in Middle Income Countries

بهزاد سلمانی*، حسین پناهی**،
رباب محمدی خانقاهی***

دریافت: ۱۳۹۲/۱۱/۲۳ پذیرش: ۱۳۹۳/۶/۱۸

چکیده:

چگونگی تأثیر شاخص‌های سلامت بر درآمد سرانه در بین محققان همواره مورد بحث بوده است. هدف مطالعه حاضر بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت بر درآمد سرانه می‌باشد. برای این منظور از اطلاعات تابلویی گروهی از کشورها با سطح درآمد متوسط طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۰ استفاده شده است. برای بررسی تأثیر سلامت بر درآمد سرانه، برخی تکنیک‌های اقتصادسنجی داده‌های تابلویی از جمله اثرات ثابت، اثرات تصادفی و روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) مورد استفاده قرار گرفتند. نتایج بدست آمده از مطالعه حاضر نشان داد، تأثیر سلامت بر درآمد سرانه یکنواخت نبوده و در مراحل مختلف توسعه کشورها متفاوت می‌باشد. نتایج برآورد مدل نشان داد، امید به زندگی تأثیر U شکل بر درآمد سرانه دارد. در ادامه به منظور بررسی استحکام نتایج بدست آمده، از نرخ مرگ و میر در هر هزار نفر به عنوان شاخص سلامت استفاده شد؛ نتایج بدست آمده تأثیر U شکل نرخ مرگ و میر بر درآمد سرانه را مورد تأیید قرار می‌دهد. یافته‌های تحقیق حاضر نشان داد که رابطه بین شاخص‌های سلامت و درآمد سرانه به شکل U می‌باشد. از آنجا که همه کشورهای مورد بررسی در این مطالعه نقطه برگشت را رد کرده‌اند، می‌توان بیان کرد، در این کشورها بهبود شاخص‌های سلامت، به طور معنی‌داری درآمد سرانه را افزایش می‌دهد.

کلمات کلیدی: شاخص‌های سلامت، درآمد سرانه، داده‌های تابلویی، کشورهای با سطح درآمد متوسط.

طبقه‌بندی JEL: C23، I15، O11.

* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز
Email: b_salmani@tabrizu.ac.ir
** دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز
Email: panahi@tabrizu.ac.ir
*** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)
Email: robab.mohammadi@yahoo.com

Behzad Salmani, Hossein Panahi**,
Robab Mohammadi Khaneghahi****

Received: 12/Feb/2014 Accepted: 9/Sep/2014

Abstract:

The main objective of this study is to investigate the effect of health indicators (life expectancy and mortality rate) on per capita income. to do so, a panel data of 93 middle income countries over the period 1980-2011 is used. Panel data regression models including fixed effects, random effects and generalized method of moments (GMM) used to determine the effect of health indicators on per capita income. The results showed that the relationship between health indicators and per capita income is not monotonic and follows an U -shaped relationship. Since all of the countries passed turning point of U - shaped curve, one can say that improving health indicators in these countries significantly increases per capita income.

Keywords: Health Indicators, Per Capita Income, Panel Data, Middle Income Countries.
JEL: C23, I15, O11.

* Associate Professor of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran.
** Associate Professor of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran.
*** Ph.D. Student in Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran (Corresponding Author).

۱- مقدمه

سلامت یک پروسه چند محوری است که از یک سو عوامل بسیاری در ایجاد و تداوم آن نقش دارند و از سوی دیگر، مقوله سلامت تأثیر قابل توجهی بر سایر بخش‌های جامعه دارد. از جمله شاخص‌های سلامت می‌توان به امید به زندگی در بدو تولد، نرخ مرگ و میر نوزادان، نرخ مرگ و میر بزرگسالان، نرخ دسترسی به فاضلاب، نرخ ابتلا به ویروس HIV و... اشاره کرد. سلامت به عنوان یکی از ارکان سرمایه انسانی می‌تواند تأثیر زیادی بر درآمد سرانه داشته باشد. بهبود سلامت، کیفیت و کمیت منابع انسانی در اقتصاد را افزایش داده و از این طریق می‌تواند به رشد و توسعه بیشتر منجر شود.

در بین کشورها وضعیت سلامت بهتر معمولاً با درآمد سرانه بالا همراه است. در این راستا این سؤال مطرح می‌شود که آیا بهبود شاخص‌های سلامت لزوماً درآمد سرانه را افزایش می‌دهد؟ چگونگی تأثیر شاخص‌های سلامت بر درآمد سرانه همواره بین محققان مورد بحث بوده است. بهبود وضعیت سلامت، از یک سو می‌تواند از طریق افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه انسانی موجب افزایش تولید شود و از سوی دیگر، از طریق افزایش جمعیت می‌تواند درآمد سرانه را به ازای مقدار ثابتی از عوامل تولید کاهش دهد. در این راستا در سال‌های اخیر این فرضیه مطرح شده است که رابطه بین شاخص‌های سلامت و درآمد سرانه یکنواخت نبوده و در مراحل مختلف توسعه کشورها متفاوت می‌باشد. هدف مطالعه حاضر این است که این فرضیه را برای گروهی از کشورهای منتخب طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار دهد. با توجه به اهمیت مقوله سلامت در توسعه سرمایه انسانی و به طور کلی در رشد و توسعه کشورها، درک بهتری از رابطه بین سلامت و درآمد سرانه در سیاست‌گذاری حائز اهمیت بوده و انجام تحقیق ضرورت دارد.

در ادامه، مقاله به شکل زیر سازماندهی شده است: در بخش بعدی به تحلیل پایه های نظری مرتبط با موضوع پرداخته شده و سپس به مطالعات صورت گرفته در زمینه موضوع در داخل و خارج از کشور اشاره می شود. در بخش سوم روابط بین متغیرها به صورت توصیفی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش چهارم الگوی نظری (مدل) معرفی شده و در بخش پنجم نتایج حاصل از برآورد مدل مورد تحلیل قرار خواهد گرفت. در بخش ششم نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲- مروری بر ادبیات موضوع

در ادبیات اقتصاد کلان، سرمایه انسانی به عنوان یکی از عوامل مهم مؤثر بر رشد و توسعه شناخته شده است، به طوری‌که بر اساس مدل‌های رشد درون‌زا سرمایه انسانی تأثیر مثبتی بر تولید سرانه هر کارگر در بلندمدت دارد. سلامت می‌تواند به طور مستقیم و نیز از طریق تأثیر آن بر روی آموزش، انباشت سرمایه انسانی را تحت‌تأثیر قرار داده و موجب افزایش درآمد شود (اسپنس ولویس[1]، ۲۰۰۹: ۷). کارکنان سالم‌تر کار بیشتر و بهتری را در مقایسه با دیگران انجام داده و ذهن خلاق‌تر و آماده‌تری دارند. بنابراین می‌توان گفت سلامت به طور مستقیم بر سطح بهره‌وری نیروی کار مؤثر است. سلامت علاوه بر این اثرات مستقیم، اثرات غیرمستقیمی نیز بر سطح تولید دارد. به عنوان مثال سلامت علاوه بر افزایش جذابیت‌های سرمایه‌گذاری در آموزش و پرورش، انگیزه افراد برای ادامه تحصیل و کسب مهارت‌های بیشتر را افزایش می‌دهد (جعفری‌صمیمی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۱۸).

سلامت یکی از نیازهای اساسی و پایهٔ همه فعالیت‌های انسان می‌باشد. تقاضای سلامتی در افراد به دو دلیل صورت می‌گیرد: ۱- به عنوان کالای مصرفی و کسب مطلوبیت از سلامتی خوب ۲- به عنوان یک کالای سرمایه‌ای؛ مقدار کل فعالیت فرد را میزان سلامتی او تعیین می‌کند (گروسمن[2]، ۱۹۷۲: xv). بنابراین وضعیت سلامت، مقدار و بهره‌وری نیروی کار عرضه شده در اقتصاد و در نتیجه میزان انباشت سرمایه انسانی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. در سطح کلان انتظار می‌رود سرمایه گذاری در سلامت نیروی کار و زیرساخت‌ها وضعیت سلامت و در نتیجه سرمایه انسانی جمعیت را بهبود ببخشد (نوینون و همکاران[3]، ۲۰۱۲: ۱۸). به طور مشابه، بهبود شاخص‌های سلامت از طریق کاهش نرخ مرگ و میر و افزایش امید به زندگی، افراد را به پس‌انداز بیشتر تشویق می‌کند (پیکارجو[4] و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۰۴۱). افزایش پس‌انداز در جامعه، سرمایه فیزیکی را افزایش داده و به طور غیرمستقیم بهره‌وری نیروی کار و

1. Spence & Lewis (2009)
2. Grossman (1972)
3. Novignon et al. (2012)
4. Peykarjou et al. (2012)

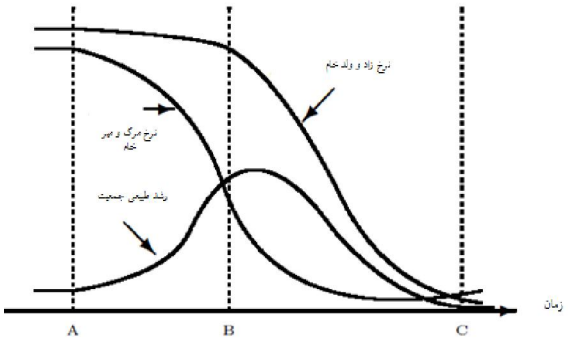
رشد اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد (همان، ۱۰٤۱ بـه نقـل از ویل[1]، ۲۰۰۵).

چگونگی تأثیر سلامت بر سطح درآمد سرانه در بـین محققـان همواره مورد بحث بوده اسـت. در تئـوری بهبـود سـطح سـلامت می‌تواند سطح درآمد سرانه را به طور مثبت یا منفی تحت‌تأثیر قرار دهد. از یک سو، کاهش نرخ مـرگ و میـر مـی‌توانـد بـا افـزایش بهره‌وری منابع موجود، تولید کل را افزایش دهد. از سـوی دیگـر، مرگ و میر کمتر می‌تواند رشد جمعیت را تسریع کرده و بنابراین با وجود اثرات مالتوس، رشد درآمد سرانه را کاهش دهد (سرولاتی و ساند[2]، ۲۰۱۱: ۹۹). بر اسـاس نظریـه مـالتوس، رشـد جمعیـت از تصاعد هندسی و رشد مواد غذایی از تصاعد حسابی پیروی می‌کند. بنابراین با وجود اثرات مالتوس انتظار می‌رود درآمد سرانه از حداقل معاش تجاوز نکند.

در مراحل اولیه توسعه، تأثیر بهبود سلامت روی درآمد سـرانه منفی می‌باشد، چون در این مرحله تنها تأثیر آن افـزایش جمعیـت می‌باشد که به طور واضح تأثیر منفی بر سطح درآمد سرانه دارد. در مقابل در مراحل بعدی توسعه، بهبـود سـلامت مـی‌توانـد سـرمایه انسانی را تحت‌تأثیر قرار داده و ارتباط جمعیتی مالتوس را بشکند به طوری‌که بهبود سطح سلامت در واقع منجر به اندازه پایین جمعیت می‌شود. لذا بهبود سطح سلامت تأثیری U شکل بر سـطح درآمـد سرانه دارد (هنسن[3]، ۲۰۱۲: ۱۷٦-۱۷۵).

یکی دیگر از دیدگاه‌های مهم نظری دیگری که رابطه بین امید به زندگی و رشد تولید سرانه را تبیین می‌کند، بـر پایـه متـدولوژی گذار جمعیت بنا شده است. گذار جمعیتی یک تغییر مشـخص در پویایی جمعیت است که با افت در نرخ باروری به دنبال کاهش در نرخ مرگ و میر منعکس می‌شود. پویـایی‌هـای گـذار جمعیتـی در شکل (۱) نشان داده شده است. در ابتدا نرخ مرگ و میر و نرخ زاد و ولد، هر دو بالا بوده و نرخ رشد جمعیت پایین است. در نقطه‌ای از زمان مانند A، نرخ مرگ و میر شـروع بـه کـاهش مـی‌کنـد؛ در حالی‌که نرخ زاد و ولد هنوز بـالا اسـت. در نتیجـه رشـد طبیعـی جمعیت افزایش می‌یابد. نرخ باروری با کمی تأخیر شروع به کاهش می‌کند (نقطه B)، در نتیجه نرخ زاد و ولد کاهش می‌یابد. کـاهش نرخ باروری در نهایت منجر بـه کـاهش در نـرخ رشـد جمعیـت می‌شود. معمولاً یک کشور زمانی گذار جمعیتی را تجربه می‌کند که نرخ رشد جمعیت در واکنش به کاهش باروری و کاهش مـرگ و میر کاهش یابد (سرولاتی و ساند، ۲۰۰۹: ۲-۱).

تأثیر علّی امید به زندگی بر درآمد سرانه را می‌توان بـا اسـتفاده از شکل (۱) نشان داد. یک کاهش برون‌زا در نرخ مرگ و میر در طول مسیر AB را در نظر بگیرید. در طول این مسیر، همچنان کـه نـرخ باروری بالا است، کاهش نرخ مرگ و میر منجر به تسریع در رشد جمعیت می‌شود که به نوبه خود با افزایش جمعیـت پایـه، درآمـد سرانه را کاهش می‌دهد. عکس این تـأثیر بـرای کشـوری بوجـود می‌آید که در حال حاضر تحت گذار جمعیتی قرار گرفته و افزایش برون‌زا در امید به زندگی را در طول مسیر BC تجربه کرده باشـد. در این شرایط، کاهش مرگ و میر، کـاهش در بـاروری را تسـریع کرده و در نتیجه رشد جمعیت را کاهش مـی‌دهـد. ایـن مکانیسـم توسط رابطه منفی بین باروری و سرمایه‌گذاری سرمایه انسـانی در طول مسیر توسعه تکمیل می‌شود. بنابراین، زمانی کـه بـاروری در واکنش به کاهش مرگ و میر کاهش می‌یابد، افزایش سرمایه انسانی و بهره‌وری تأثیر مثبت بیشتری روی درآمد ایجاد می‌کنند (همان: ۲).



شکل (۱): مراحل گذار جمعیتی

مأخذ: سرولی و ساند، ۲۰۰۹

مطالعات زیادی به صورت تجربی تأثیر سلامت بر درآمد سرانه را بررسی نموده‌اند. این مطالعات را می‌توان بر اساس نتـایج بدسـت آمده در سه گروه دسته‌بندی نمود:

۱- مطالعاتی که نتایج آنها حاکی از تأثیر مثبت سطح سـلامت بـر درآمد سرانه می‌باشد.

از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعـات عمـادزاده و همکـاران (۱۳۸۸)، لطفعلی‌پور و برجی (۱۳۸۹)، نظرپور و همکاران (۱۳۹۰)،

1. Weil (2005)
2. Cervellati & Sunde (2011)
3. Hansen (2012)

لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۰)، بلوم[1] و همکاران (۲۰۰٤)، ژنگ و ژنگ[2] (۲۰۰۵)، بلوم و کنینگ[3] (۲۰۰۵)، لی و همکاران[4] (۲۰۰۷)، لورنزن[5] و همکاران (۲۰۰۸)، ترن[6] (۲۰۰۹) و آقیون[7] و همکاران (۲۰۱۰) اشاره کرد. نتایج سه مطالعه اخیر در زیر ارائه شده است.

لورنزن و همکاران در مطالعه‌ای بین کشوری به این نتیجه رسیدند که امید به زندگی بالا رشد اقتصادی را تسریع می‌کند. بر اساس نتایج مطالعه آنان، مرگ و میر بزرگسالان تقریباً کل فاجعه رشد (growth tragedy) صحرای آفریقا را توضیح می‌دهد (لورنزن و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۲٤–۸۱).

ترن در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های خرد تأثیر امید به زندگی بر توسعه اقتصادی را در صحرای آفریقا بررسی نمود. نتایج نشان داد، امید به زندگی از کانال‌های زاد و ولد و آموزش تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد اما تأثیر آن کوچک می‌باشد (ترن، ۲۰۰۹: ٤۰–۱).

آقیون و همکاران در مطالعه‌ای بین کشوری طی دوره ۲۰۰۰–۱۹٦۰، تأثیر نرخ بهبود سلامت و سطح سلامت بر رشد درآمد سرانه را بررسی نمودند. نتایج مطالعه آنان حاکی از تأثیر مثبت سطح و نرخ بالای بهبود در امید به زندگی بر رشد درآمد سرانه می‌باشد (آقیون و همکاران، ۲۰۱۰: ۲٤–۱).

۲– مطالعاتی که نتایج آنها حاکی از تأثیر منفی سلامت بر درآمد سرانه می‌باشد.

از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعه اسم اقلو و جانسون[8] (۲۰۰۷: ۹۸۵–۹۲۵) اشاره نمود. آنها در مطالعه‌ای بین کشوری تأثیر امید به زندگی بر رشد اقتصادی را بررسی نمودند. نتایج مطالعه آنان نشان داد، افزایش در امید به زندگی به طور معنی‌داری جمعیت را افزایش می‌دهد. اما نرخ زاد و ولد به اندازه کافی کاهش نمی‌یابد. بنابراین اگرچه افزایش امید به زندگی تولید ناخالص داخلی کل را به مقدار کمی افزایش می‌دهد، این افزایش برای جبران افزایش جمعیت کافی نبوده و در نهایت افزایش امید به زندگی منجر به کاهش درآمد سرانه می‌شود.

۳– مطالعاتی که بر اساس نتایج آنها تأثیر سطح سلامت بر درآمد سرانه یکنواخت نبوده و در مراحل مختلف توسعه کشورها متفاوت می‌باشد. مطالعات جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۲: ۱۲۸–۱۱۷)، سرولاتی و ساند (۲۰۱۱: ۱۳۳–۹۹) و هنسن (۲۰۱۲: ۱۷٦–۱۷۵) در این گروه قرار دارند.

جعفری‌صمیمی و همکاران تأثیر غیرخطی امید به زندگی بر درآمد سرانه را برای ایران طی دوره ۲۰۰۹–۱۹٦۵ با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) بررسی نمودند. نتایج حاصل از مطالعه آنان ضمن تأیید فرضیه اثرگذاری غیرخطی امید به زندگی بر رشد تولید سرانه نشان داد که امید به زندگی در قالب یک ساختار دو رژیمی با مقدار آستانه‌ای ۵۵/۳٤ سال بر رشد اقتصادی اثر گذاشته است (جعفری‌صمیمی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۲۸–۱۱۷).

سرولاتی و ساند فرضیه غیریکنواخت بودن تأثیر امید به زندگی بر درآمد سرانه را در نمونه‌ای متشکل از ٤۷ کشور مورد آزمون قرار دادند. نتایج حاصل از این مطالعه تأثیر غیریکنواخت امید به زندگی بر درآمد سرانه را مورد تأیید قرار می‌دهد به طوری‌که قبل از شروع گذار جمعیتی، تأثیر آن منفی (و اغلب بی‌معنی) بوده ولی بعد از این نقطه امید به زندگی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر درآمد سرانه دارد (سرولاتی و ساند، ۲۰۱۱: ۱۳۳–۹۹).

هنسن در مطالعه‌ای تأثیر U شکل امید به زندگی بر درآمد سرانه را در نمونه‌ای متشکل از ۱۱۹ کشور مورد بررسی قرار داد. نتایج بدست آمده وجود رابطه‌ای به شکل U را بین دو متغیر تأیید می‌کند (هنسن، ۲۰۱۲: ۱۷٦–۱۷۵).

در مطالعاتی که تأثیر سلامت بر درآمد سرانه را بررسی نموده‌اند به نتیجه واحدی نمی‌توان دست یافت. اگرچه نتایج اکثر این مطالعات حاکی از تأثیر یکنواخت[9] مثبت شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی می‌باشد؛ لیکن در سال‌های اخیر نتایج مطالعاتی مانند سرولاتی و ساند و هنسن بیانگر تأثیر غیریکنواخت و متفاوت شاخص سلامت (امید به زندگی) بر ثروت (درآمد سرانه) در سطوح مختلف توسعه کشورها است. در این مطالعه سعی می‌شود با استفاده از اطلاعات تابلویی ۹۳ کشور با سطح درآمد متوسط طی

1. Bloom et al. (2004)
2. Zhang & Zhang (2005)
3. Bloom & Canning (2005)
4. Li et al. (2007)
5. Lorentzen et al. (2008)
6. Turan (2009)
7. Aghion et al. (2010)
8. Acemoglu & Johnson (2007)

۹. یعنی رابطه بین دو متغیر به صورت خطی در نظر گرفته شده است. $y = \beta_0 + \beta_1 x + u$ در این صورت کشش متغیر وابسته نسبت به متغیر مستقل، همیشه ثابت و برابر با β_1 می‌باشد.

دوره ۲۰۱۱-۱۹۸۰، چگونگی تأثیر شاخص‌های سلامت (امید به زندگی در بدو تولد و نرخ مرگ و میر) بر درآمد سرانه مورد بررسی قرار گیرد. در داخل کشور مطالعات محدودی تأثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده‌اند که به جز مطالعه جعفری‌صمیمی و همکاران که برای ایران کار شده است، در بقیه این مطالعات رابطه بین شاخص‌های سلامت و رشد اقتصادی خطی در نظر گرفته شده است. تمایز مطالعه حاضر با سایر مطالعات داخلی انجام شده، آزمون فرضیه غیریکنواخت بودن تأثیر شاخص‌های سلامت بر درآمد سرانه در ۹۳ کشور با سطح درآمد متوسط می‌باشد.

۳- مروری بر آماره‌های توصیفی متغیرها

در این قسمت سعی بر آن است تا با استفاده از آمار توصیفی از جمله نمودارهای پراکنش، رابطه بین درآمد سرانه و شاخص‌های سلامت مورد بررسی قرار گیرد. خلاصه برخی از آماره‌های توصیفی متغیرهای مدل (۱) در جدول (۱) ارائه شده است.

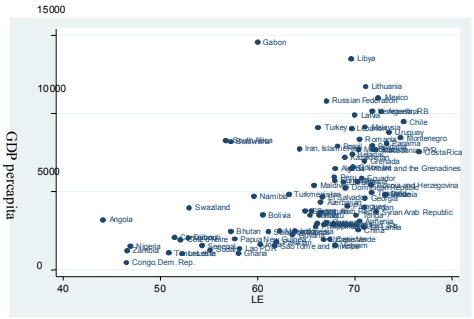
جدول (۱): برخی آماره‌های توصیفی متغیرها طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۸۰

متغیر	میانگین	انحراف معیار	کمترین مقدار	بیشترین مقدار
امید به زندگی	٦٥/٣٧	٨/١٢	٣٤/٦٦	**٧٩/٣٢**
نرخ مرگ و میر	٨/٨٦	٣/٧٤	٢/٩٤	**٢٥/٧٢**
درآمد سرانه	٥٠١١/١٠	٣٣٤٢/٢٨	٢٤٧/٨٩	**١٧٥٩٩/٥١**

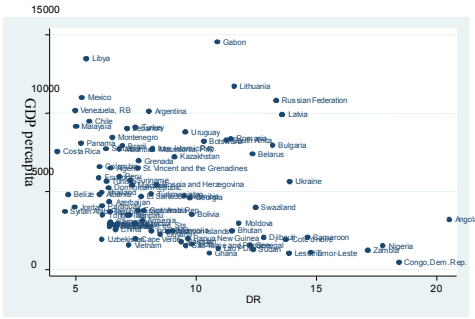
مأخذ داده‌ها: World bank (2013), world bank indicators available in http://data.worldbank.org/indicator

با توجه به جدول (۱) کمترین میزان امید به زندگی در بدو تولد در نمونه مورد بررسی ٣٤/٦٦ سال مربوط به کشور تیمور شرقی[1] و و بیشترین مقدار آن ٧٩/٣٢ سال مربوط به کشور کاستاریکا[2] می‌باشد. کمترین مقدار نرخ مرگ و میر ٢/٩٤ به ازای هر ۱۰۰۰ نفر مربوط به کشور مونته نگرو[3] و بیشترین مقدار آن ٢٥/٧٢ به ازای هر هر ۱۰۰۰ نفر مربوط به کشور تیمور شرقی می‌باشد. همچنین کمترین مقدار درآمد سرانه بر حسب برابری قدرت خرید برابر با ٢٤٧/٨٩ دلار مربوط به کشور کنگو[4] و بیشترین مقدار آن ١٧٥٩٩/٥١ دلار مربوط به کشور لیتوانیا[5] می‌باشد.

رابطه توصیفی بین شاخص‌های سلامت و درآمد سرانه برای ۹۳ کشور مورد بررسی در نمودار (۱) ارائه شده است[6].



الف) رابطه بین درآمد سرانه و امید به زندگی



ب) رابطه بین درآمد سرانه و نرخ مرگ و میر به ازای هر ۱۰۰۰ نفر

نمودار (۱): رابطه بین شاخص‌های سلامت و درآمد سرانه برای ۹۳ کشور با سطح درآمد متوسط (۲۰۱۱-۱۹۸۰)

مأخذ داده‌ها: World bank (2013), world bank indicators available in http://data.worldbank.org/indicator

با توجه به نمودار (۱- الف) مشاهده می‌شود که با افزایش امید به زندگی، شیب منحنی درآمد سرانه - امید به زندگی به طور فزاینده افزایش می‌یابد و حاکی از آن است که وقتی امید به زندگی پایین است، افزایش آن تأثیر چندانی بر درآمد سرانه ندارد ولی در سطوح بالای امید به زندگی، افزایش اندکی در امید به زندگی، درآمد سرانه را به طور چشمگیری افزایش می‌دهد. با توجه به نمودار (۱- الف) به نظر می‌رسد، امید به زندگی تأثیری U شکل بر درآمد سرانه دارد.

1. Timor-Leste
2. Costa Rica
3. Montenegro

4. Congo, Dem. Rep.
5. Lithuania
٦. هر نقطه روی نمودار، میانگین دو متغیر را برای کل دوره برای هر کشور نشان می‌دهد.

همچنین باتوجه به نمودار (۱- ب) مشاهده می‌شود، با کاهش نرخ مرگ و میر شیب منحنی درآمد سرانه - نرخ مرگ و میر به طور فزاینده افزایش می‌یابد و بیانگر این است که وقتی نرخ مرگ و میر نسبتاً بالا است، کاهش آن تأثیر چندانی روی درآمد سرانه ندارد ولی در سطوح پایین نرخ مرگ و میر، کاهش اندکی در نرخ مرگ و میر، درآمد سرانه را به طور چشمگیری افزایش می‌دهد. بررسی توصیفی رابطه بین درآمد سرانه و نرخ مرگ و میر نیز به نظر می‌رسد وجود رابطه U شکل بین این دو متغیر را مورد تأیید قرار می‌دهد. در بخش چهارم روابط بین متغیرهای یاد شده با استفاده از تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی به صورت دقیق‌تر بررسی خواهد شد.

٤- معرفی مدل و متغیرها

در مطالعه حاضر سعی بر آن است تا با استفاده از اطلاعات تابلویی ۹۳ کشور با سطح درآمد متوسط[1] طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۸۰ وجود رابطه‌ای به شکل U بین شاخص‌های سلامت و درآمد سرانه مورد بررسی قرار گیرد. مدل پایه تحقیق حاضر از مطالعه هنسن (۲۰۱۲) اخذ شده و به شرح زیر معرفی می‌شود:

$$LGDP_{it} = \alpha + \beta_1 LHS_{it} + \beta_2 LHS_{it}^2 + u_{it} \qquad (1)$$

در رابطه (۱)، u_{it} جزء اخلال تصادفی و اندیس‌های i و t به ترتیب معرف کشور و سال می‌باشند. $LGDP_{it}$ بیانگر لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (بر حسب برابری قدرت خرید) و LHS_{it} بیانگر لگاریتم شاخص وضعیت سلامت می‌باشد که برای اندازه‌گیری آن از دو شاخص امید به زندگی در بدو تولد (LE) و نرخ مرگ و میر در هر هزار نفر (DR) استفاده شده است. انتظار می‌رود علامت ضریب LHS منفی و علامت ضریب LHS^2 مثبت باشد. اگر ضریب LHS^2 به لحاظ آماری معنی‌دار نباشد، به این معنی خواهد بود که یک رابطه یکنواخت بین شاخص‌های سلامت و درآمد سرانه وجود دارد. به منظور در نظر گرفتن پویایی‌ها، مدل (۲) به شرح زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$LGDP_{it} = \alpha + \gamma LGDP_{it-1} + \beta_1 LHS_{it} + \beta_2 LHS_{it}^2 + u_{it} \qquad (2)$$

در رابطه (۲)، $LGDP_{it-1}$ وقفه مرتبه اول $LGDP_{it}$ بوده و تعریف متغیرهای دیگر مانند رابطه (۱) می‌باشد. با توجه به وجود مسئله درون‌زایی[2] در مدل دوم و ضرورت استفاده از متغیرهای ابزاری برای رفع این مشکل، به منظور بدست آوردن برآوردهای سازگار و بدون تورشی از ضرایب مدل، از روش گشتاورهای تعمیم یافته پیشنهاد شده توسط آرلانو و باند[3] (۱۹۹۱) برای برآورد مدل (۲) استفاده می‌شود. منابع آماری داده‌ها برای تمامی متغیرها، شاخص‌های توسعه یافتگی جهانی منتشره توسط بانک جهانی[4] می‌باشد.

۵- نتایج

قبل از برآورد مدل لازم است در ابتدا پایایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار گیرد. نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های ایم پسران- شین (۲۰۰۳)، مادالا و وو (۱۹۹۹) و چوی (۲۰۰۱) حاکی از آن است که همه متغیرها در سطح پایا هستند. نتایج آزمون پایایی متغیرها در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون پایایی متغیرها

متغیر	آماره آزمون IPS	آماره آزمون Madala	آماره آزمون Choi
LGDP	-٦/۱۲۰*	۲۲٤/۷۲**	-۱۵/۹۱*
LLE	-۲/۵۵۲*	۸٤۰/۹۰*	-٦/۷۰*
LLE2	-۲/۳۹۳*	۸۹۱/۱٤*	-٦/۵٦*
LDR	-۹/۲٤۲*	۲۹۲/۷۷*	-۱۵/٤۳*
LDR2	-۱۰/۵۵٤*	٤۱٤/۵۳*	-۱٤/۸۵*

* و ** بیانگر رد فرضیه صفر به ترتیب در سطح معنی‌داری ۱٪ و ۵٪ می‌باشد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

روش برآورد مدل‌های (۱) و (۲) در مطالعه حاضر بر اساس اقتصادسنجی داده‌های تابلویی می‌باشد. پس از انجام آزمون هاسمن[5] روش اثرات ثابت[6] برای برآورد مدل (۱) انتخاب می‌شود. نتایج برآورد مدل در جدول (۳) ارائه شده است.

1. World Bank (2013), Available in http://data.worldbank.org /income-level/MIC

2. endogeneity issue

3. Arellano & Bond

4. World bank (2013), World Bank Indicators Available in http://data.worldbank.org/indicator

5. Hausman

6. Fixed effects

جدول (۳): تأثیر شاخص‌های سلامت بر درآمد سرانه در ۹۳ کشور با سطح درآمد متوسط

متغیر	اثرات ثابت	اثرات تصادفی	پانل پویا GMM(Arellano-Bond)	
LLE	-۲۲/٥٤۳*	----	----	-۱/۲٥**
LLE^2	۳/۰۰۳*	----	----	۰/۱۹۳*
LDR	----	-۱/۷٥٤*	-۱/۷۱۲*	----
LDR^2	----	۰/۲۸۱*	۰/۳۷٥*	----
cons	٤۹/۹۹۰*	۱۰/٦۷۷*	۲/۳٦٦*	۲/۱۳٤**
R-squared	۰/۲٥	۰/۱۲	----	----
F-stat	۱٦۰/۰۲*	۱۹٥/۹٥*	----	----
Hausman test	۲۰/٥۹*	۱/۳۸	----	----
Sargan (p-value)	----	----	۰/۳٤	۰/۳٦
تعداد کشورها	۹۳	۹۳	۹۳	۹۳
تعداد مشاهدات	۲۷۱٥	۲۷۱۳	۲٥۲۷	۲٥۲۹
نقطه برگشت	٤۲/٦۷	۲۲/٦۷	۹/۸۰	۲٥/٤۹

* و** بیانگر رد فرضیه صفر به ترتیب در سطح معنی‌داری ۱٪ و ٥٪ می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۳) مشاهده می‌شود، علامت ضریب LLE منفی و به لحاظ آماری در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد. همچنین علامت ضریب LLE2 مثبت و به لحاظ آماری در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد. علامت و معنی‌داری آماری ضرایب LLE و LLE2 حاکی از تأثیر U شکل شاخص سلامت (لگاریتم امید به زندگی) بر لگاریتم درآمد سرانه می‌باشد که با یافته‌های سرولی و ساند (۲۰۱۱) و هنسن (۲۰۱۲) سازگار می‌باشد. نقطه برگشت[1] ٤۲/٦۷ سال بدست آمده است که بیان می‌کند افزایش امید به زندگی تا حدود ٤۲ سال درآمد سرانه را کاهش داده و از این نقطه به بعد افزایش‌های بیشتر در امید به زندگی با افزایش سطح درآمد سرانه همراه خواهد بود. برای مثال با در نظر گرفتن دو نقطه در اطراف نقطه برگشت، ملاحظه می‌شود که زمانی که امید به زندگی در حدود ٤۰ سال است، ۱٪ افزایش در امید به زندگی، درآمد سرانه را در حدود ۰/۳۹ درصد کاهش می‌دهد. در حالی‌که وقتی امید به زندگی در حدود ٤٥ سال است، ۱٪ افزایش در امید به زندگی درآمد سرانه را در حدود ۰/۳۲ درصد افزایش می‌دهد[2]. برای بررسی این مسئله که این نقطه برگشت در درون نمونه مورد بررسی قرار دارد یا نه؟ این مقدار با کمترین مقدار امید به زندگی در نمونه مورد بررسی مقایسه می‌شود. از آنجا که کمترین مقدار امید به زندگی در نمونه مورد بررسی، ۳٤/٦٦ سال است، نقطه برگشت بدست آمده در درون نمونه مورد بررسی قرار دارد.

به منظور در نظر گرفتن پویایی‌ها و مسئله درون‌زایی، مدل (۲) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته پیشنهاد شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) برآورد می‌شود. نتایج در ستون پنجم جدول (۳) ارائه شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود، علامت و معنی‌داری متغیرهای LLE و LLE2 وجود رابطه‌ای به شکل U را بین شاخص سلامت و درآمد سرانه تأیید می‌کند. نقطه برگشت منحنی ۲٥/٤۹ سال بدست آمده است و با توجه به اینکه کمترین مقدار امید به زندگی در نمونه مورد بررسی، ۳٤/٦٦ سال است، خارج از نمونه قرار دارد و بیانگر این است که همه کشورهای مورد بررسی نقطه برگشت را رد کرده‌اند و در همه آنها بهبود

۱. نقطه برگشت جایی است که کشش درآمد سرانه نسبت به شاخص سلامت در اطراف آن تغییر علامت می‌دهد. از آنجا که بر اساس یافته‌های مطالعه حاضر تأثیر شاخص‌های سلامت بر درآمد سرانه U شکل می‌باشد، نقطه برگشت همان نقطه مینیمم منحنی مذکور می‌باشد.

۲. کشش درآمد سرانه نسبت به سلامت (امید به زندگی) از رابطه مقابل بدست می‌آید:

$$\frac{\partial GDP}{\partial LE} \cdot \frac{LE}{GDP} = \beta_1 + \beta_2 LLE$$

سلامت (لگاریتم امید به زندگی) با افزایش درآمد سرانه همراه است. برای بررسی استحکام نتایج بدست آمده از لگاریتم مرگ و میر به ازای هر ۱۰۰۰ نفر (LDR) به عنوان شاخص دیگری از سلامت استفاده شده و مدل‌های (۱) و (۲) مجدداً برآورد شدند. نتایج حاصل در ستون‌های سوم و چهارم جدول (۳) ارائه شده است.

پس از انجام آزمون هاسمن، روش اثرات تصادفی برای برآورد مدل (۱) انتخاب می‌شود. همان‌طور که مشاهده می‌شود، علامت و معنی‌داری ضرایب LDR و LDR^2 وجود رابطه‌ای به شکل U بین درآمد سرانه و شاخص سلامت (نرخ مرگ و میر) در نمونه مورد بررسی را تأیید می‌کند. نقطه برگشت منحنی برابر با ۲۲/۶۷ بدست آمده است که در درون نمونه مورد بررسی قرار دارد و بیان می‌کند کاهش نرخ مرگ و میر تا حدود ۲۲ در هر ۱۰۰۰ نفر، درآمد سرانه را کاهش داده و کاهش‌های بیشتر در نرخ مرگ و میر با افزایش سطح درآمد سرانه همراه خواهد بود.

به منظور در نظر گرفتن پویایی‌ها و مسئله درون‌زایی، مدل (۲) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) که توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) پیشنهاد شده است برآورد شد که نتایج آن در ستون چهارم جدول (۳) ارائه شده است. با توجه به نتایج بدست آمده از برآورد مدل با استفاده از روش GMM، مشاهده می‌شود که استفاده از نرخ مرگ و میر به عنوان شاخص سلامت نیز وجود رابطه‌ای به شکل U بین متغیرهای درآمد سرانه و شاخص سلامت را تأیید می‌کند. نقطه برگشت برای نرخ مرگ و میر در مدل پویا ۹/۸۰ بدست آمده است که در درون نمونه مورد بررسی قرار دارد[1]. با توجه به نتایج بدست آمده از مطالعه حاضر به نظر می‌رسد رابطه بین شاخص‌های سلامت و درآمد سرانه یکنواخت نبوده و از یک رابطه به شکل U پیروی می‌کند. نتایج بدست آمده از این مطالعه، با یافته‌های سرولی و ساند (۲۰۱۱) و هنسن (۲۰۱۲) سازگار می‌باشد.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه با استفاده از اطلاعات تابلویی ۹۳ کشور با سطح درآمد متوسط طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۸۰، تأثیر وضعیت سلامت (امید به زندگی) بر درآمد سرانه مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بدست آمده از برآورد مدل (۱) نشان داد رابطه بین امید به زندگی و درآمد سرانه یکنواخت نبوده و از یک رابطه به شکل U پیروی می‌کند[2]. نقطه برگشت ۴۲/۶۷ سال بدست آمد که در درون نمونه مورد بررسی قرار دارد. در ادامه برای در نظر گرفتن پویایی‌ها و مسئله درون‌زایی، مدل (۲) تصریح و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برآورد شد. نتایج بدست آمده از برآورد مدل (۲) نیز تأثیر U شکل امید به زندگی بر درآمد سرانه را مورد تأیید قرار می‌دهد. برای بررسی استحکام نتایج بدست آمده، نرخ مرگ و میر در هر هزار نفر به عنوان شاخص دیگری برای سلامت مورد استفاده قرار گرفته و مدل‌های (۱) و (۲) مجددا برآورد شدند. نتایج بدست آمده تأثیر غیریکنواخت و U شکل نرخ مرگ و میر بر درآمد سرانه را مورد تأیید قرار می‌دهد. با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه مشاهده شد، رابطه بین شاخص‌های سلامت و درآمد سرانه یکنواخت نبوده و به شکل U می‌باشد.

بر اساس نتایج بدست آمده، می‌توان بیان کرد که در کشورهای مورد بررسی در ابتدا (تا رسیدن به نقطه برگشت) تأثیر بهبود شاخص‌های سلامت بر درآمد سرانه منفی می‌باشد. طی این دوره اگرچه بهبود شاخص‌های سلامت در جامعه اندکی تولید ناخالص داخلی را نیز افزایش می‌دهد، با این وجود تأثیر بهبود وضعیت سلامت بر رشد جمعیت بیش از تأثیر آن بر رشد تولید ناخالص داخلی بوده و افزایش امید به زندگی و کاهش نرخ مرگ و میر با کاهش درآمد سرانه همراه بوده است. اما در ادامه بعد از مرحله گذار جمعیتی، از یک سو بهبود شاخص‌های سلامت، سرمایه انسانی و بهره‌وری را افزایش می‌دهد و از سوی دیگر با کاهش نرخ مرگ و میر در کنار افزایش سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی، نرخ باروری و زاد و ولد کاهش می‌یابد. در نتیجه باعث

۱. در ادامه به منظور بررسی استحکام بیشتر نتایج بدست آمده، نمونه مورد بررسی به دو گروه از کشورها، شامل ۴۸ کشور با سطح درآمد متوسط به پایین و ۴۵ کشور با سطح درآمد متوسط به بالا، تفکیک شد. نتایج بدست آمده از برآورد مدل‌های (۱) و (۲) برای دو گروه از کشورها نیز وجود یک رابطه به شکل U بین شاخص‌های سلامت و درآمد سرانه را تأیید می‌کند. نتایج برای جلوگیری از افزایش حجم مطالب در متن مقاله ارائه نشده است.

۲. به دلیل محدودیت دسترسی به آمار و اطلاعات مربوط به سایر متغیرهای موثر بر درآمد سرانه برای برخی از کشورهای مورد بررسی، فرضیه تحقیق حاضر با توجه به این محدودیت مورد آزمون قرار گرفته است.

می‌شود افزایش امید به زندگی و کاهش نرخ مرگ و میر در نهایت با افزایش درآمد سرانه همراه شود. این نتایج با یافته‌های سرولی و ساند (۲۰۱۱) و هنسن (۲۰۱۲) سازگار می‌باشد.

از آنجا که کشورهای مورد بررسی نقطه برگشت منحنی را رد کرده‌اند، می‌توان بیان کرد در این کشورها بهبود شاخص‌های سلامت تأثیر مثبتی بر درآمد سرانه این کشورها دارد. لذا هر اقدامی که منجر به بهبود وضعیت سلامت در این کشورها شود علاوه بر آثار اجتماعی مثبتی که دارد، می‌تواند درآمد سرانه را در این کشورها افزایش دهد. بنابراین سرمایه‌گذاری در بخش سلامت بایستی به عنوان یکی از اولویت‌های مهم سیاست‌گذاری در این کشورها مورد توجه قرار بگیرد.

منابع

تاری، فتح‌اله ؛ شیریجیان، محمد؛ مهرآرا، محسن و امیری، حسین (۱۳۹۲). هزینه‌های بهداشتی خصوصی و عمومی و اثرات آنها بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در بلندمدت: رویکرد میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۰، ۱۰٦-۹۳.

جعفری صمیمی، احمد؛ منتظری شورکچالی، جلال و تاتار، موسی (۱۳۹۲). امید به زندگی و رشد اقتصادی در ایران، مدل رگرسیون انتقال ملایم. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ٤، شماره ۱۳، ۱۱۷-۱۲۸.

حیدری، حسن؛ فعالجو، حمیدرضا، نظریان، علمناز و محمدزاده، یوسف (۱۳۹۲). سرمایه اجتماعی، سرمایه سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۱، ۷٤-۵۷.

عمادزاده، مصطفی؛ دلالی‌اصفهانی، رحیم؛ صمدی، سعید و محمدی، فرزانه (۱۳۸۸). اثر کیفیت نیروی کار بر رشد اقتصادی در منتخبی از کشورها. *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ٦، شماره ۱، ۲٦-۱.

لطفعلی‌پور، محمدرضا و برجی، معصومه (۱۳۸۹). بررسی تأثیر سلامت بر توسعه اقتصادی و سازگاری آن با آموزه های اسلامی. *دومین همایش اقتصاد اسلامی و توسعه*، اردیبهشت ۱۳۸۹، دانشگاه فردوسی، مشهد.

لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ فلاحی، محمدعلی و برجی، معصومه (۱۳۹۰). بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی ایران، *فصلنامه مدیریت سلامت*، سال ۱٤، شماره ٤٦، ۷۰-۵۷.

نظرپور، محمدنقی؛ محمدغفاری، حسن و عمادی، سید جواد (۱۳۹۰). تأثیر گسترش بخش سلامت بر رشد اقتصادی ایران؛ با رویکرد قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران. *دو فصلنامه جستارهای اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۱۵، ۸۹-۱۱۵.

Acemoglu, D., & Johnson, S. (2007). Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth. *Journal of Political Economy*, 115(6), 925–985.

Aghion, P., Howitt, P., & Murtin, F. (2010). The Relationship between Health and Growth: When Lucas Meets Nelson–Phelps, *NBER Working Paper*, 1581.

Bloom, D., & Canning, D. (2005). Health and Economic Growth: Reconciling the Micro and Macro Evidence. *CDDRL Working Paper*, 42.

Bloom, D., Canning, D., & Sevilla, J. (2004). The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach. *World Development*, 32(1), 1-13.

Cervellati, M., & Sunde, U.(2009). Life expectancy and economic growth: the role of the demographic transition. discussion paper series, IZA DP No. 4160.

Cervellati, M., & Sunde, U. (2011). Life Expectancy and Economic Growth: The Role of the Demographic Transition. *Journal of Economic Growth*, 16(2), 99–133.

Grossman, M. (1972). The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation.

New York: Columbia University Press, 2009.

Hansen, C.W. (2012). The Relation between Wealth and Health: Evidence from a World Panel of Countries. *Economic Letters*, 115(2), 175-176.

Li, H., Zhang, J., & Zhang, J. (2007). Effects of Longevity and Dependency Rates on Saving and Growth: Evidence from a Panel of Cross Countries. *Journal of Development Economics,* 84(1), 138–154.

Lorentzen, P., McMillan, J., & Wacziarg, R. (2008). Death and Development. *Journal of Economic Growth*, 13(2), 81–124.

Novignon, J., Olakojo,S. A., & Novignon, J. (2012). The Effects of Public and Private Health Care Expenditure on Health Status in Sub-Saharan Africa: New Evidence from Panel Data Analysis. *Health Economic Review*, 2(1), 2-21.

Peykarjou, K., Bakhshande Golu, R., Parhizi Gashti, H., & Beigpoor Shahrivar, R. (2011). Studying the Relationship between Health and Economic Growth in OIC Member States. *Journal of Contemporary Research in Business*, 3(8), 1041-1054.

Spence, S., & Lewis, M. (2009). Health and Growth. Washington, DC, World Bank Publications.

Turan, B. (2009). Life Expectancy and Economic Development: Evidence from Micro Data. Working Paper. *University of Houston.*

Zhang, J., & Zhang, J. (2005). The Effect of Life Expectancy on Fertility, Saving, Schooling and Economic Growth: Theory and Evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, 107(1), 45–66.

پیوست

کشورهایی با سطح درآمد متوسط (بر اساس طبقه بندی بانک جهانی)			
کشورهایی با سطح درآمد متوسط به پایین		کشورهایی با سطح درآمد متوسط به بالا	
مولداوی	آلبانی	لیتوانیا	الجزایر
مغولستان	ارمنستان	مکدونیا	آنگولا
مراکش	بلیز	مالزی	آرژانتین
نیکاراگوئه	بوتان	مالدیو	آذربایجان
نیجریه	بولیوی	موریس	بلاروس
پاکستان	کامرون	مکزیک	بوسنی و هرزگوین
گینه نو	کیپ	مونته نگرو	بوتسوانا
پاپوا	ورد	نامیبیا	برزیل
پاراگوئه	کنگو	پاناما	بلغارستان
فیلیپین	ساحل عاج	پرو	شیلی
ساموآ	جیبوتی	رومانی	چین
سائوتومه و پرنسیپ	مصر	روسیه	کلمبیا
سنگال	السالوادور	آفریقای جنوبی	کاستاریکا
جزایر سلیمان	فیجی	سنت لوسیا	دومینیکن
سریلانکا	گرجستان	سنت وینسنت و گرنادین	اکوادور
سودان	غنا	سورینام	گابن
سوازیلند	گواتمالا	تایلند	گرانادا
سوریه	گویان	تونس	ایران
زامبیا	هندوراس	ترکیه	اردن
تونگا	هند	ترکمنستان	قزاقستان
اکراین	اندونزی	اروگوئه	لیبی
ازبکستان	عراق	ونزوئلا	لبنان
وانواتو	لائوس		لاتویا
ویتنام	لسوتو		
تیمور لسته			

مأخذ: **World bank (2013), available in http://data.worldbank.org/income-level/MIC**

بیکاری، فرصت‌های شغلی و منحنی بوریج در استان‌های ایران با رویکرد داده‌های تابلویی

Unemployment, Job Vacancies and Beveridge Curve in Provinces of Iran with Panel Data Approach

محمدحسین احسان‌فر*، ابوالقاسم اثنی‌عشری امیری، سیده وجیهه میکائیلی*****

Mohammad Hossein Ehsanfar, Abolghaseme Asna-Ashari Amiri**, Seyedeh Vajihe Mikaeeli***,*

دریافت: ۱۳۹۳/۸/۵ پذیرش: ۱۳۹٤/۲/۲۱

Received: 27/Oct/2014 Accepted: 11/May/2015

چکیده:

هدف اصلی تحقیق حاضر بررسی رابطه بین نرخ بیکاری و نرخ فرصت‌های شغلی و همچنین بررسی رابطه بین تعداد افراد جویای کار و تعداد فرصت‌های شغلی در استان‌های ایران است. به عبارت دیگر این تحقیق به دنبال استخراج منحنی بوریج و تابع تطبیق در استان‌های ایران بوده است. منحنی بوریج، یک رابطهٔ تعادلی است که جریان‌های ورودی و خروجی بیکاری را با هم برابر می‌کند و تابع تطبیق تعادل در بازار کار را توصیف می‌نماید و به دنبال آن وضعیت طبیعی و نرمال کشور را در بلندمدت نشان می‌دهد. این مطالعه برای ۳۰ استان کشور، در فاصلهٔ سال‌های ۱۳۹۰– ۱۳۸٦ با استفاده از داده‌های تابلویی صورت پذیرفته است.

نتایج حاصل از تابع تطبیق نشان داده است که ارتباط مثبت و معنی‌داری بین فرصت‌های شغلی و تطبیق شغلی وجود داشته است. نتایج ارزیابی منحنی بوریج نیز مطابق با انتظارات تئوریک بوده و رابطهٔ منفی و معنی‌داری بین نرخ بیکاری و نرخ فرصت‌های شغلی به اثبات رسیده است. در این مطالعه ضریب مثبت مربع فرصت‌های شغلی تحدب منحنی بوریج را مطرح کرده است.

کلمات کلیدی: بازار کار، منحنی بوریج، تابع تطبیق، داده‌های تابلویی، ایران.

طبقه‌بندی JEL: H0، D50، C23.

* استادیار، گروه علمی اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران

Email: m.ehsanfar@gmail.com

** دانشیار، گروه علمی اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران

Email: asna_amiri@yahoo.com

*** کارشناس ارشد، گروه علمی اقتصاد، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)

Email: vmikaeeli@yahoo.com

Abstract:

The main aim of this research is investigating the relationship between unemployment and job vacancies and also the relationship between the number of job seekers and job vacancies in provinces of Iran. In other words, this paper seeks to obtain the Beveridge curve and Matching Function in provinces of Iran. Beveridge curve is an equilibrium relationship which equates unemployment input and output flows. Matching Function describes the equilibrium in the labor market and then shows the normal state of the country in the long run. Using panel data, this study has been done in 30 provinces of the country, in the years 2007 to 2011.

The results of the Matching Function have shown positive and significant relationship between job vacancies and job matching. Beveridge curve evaluation results are also consistent with theoretical foundations and have proven negative and significant relationship between unemployment rate and job vacancies. Job vacancies squared positive coefficient indicates convexity of Beveridge curve.

Keywords: Labor Market, Beveridge Curve, Matching Function, Panel Data, Iran.

JEL: H0, D50, C23.

* Assistant Professor, Department of ECONOMIC, Payame Noor University, Tehran, I. R. of IRAN

** Assosiate Professor, Department of Economic, Payame Noor University, Tehran, I. R. of IRAN

*** M. A., Department of Economic, Payame Noor University, Tehran, I. R. of IRAN, (Corresponding Author).

۱- مقدمه

بازار کار به عنوان یکی از چهار بازار اقتصادی نقش تعیین‌کننده‌ای را در تنظیم روابط کار و تعادل بین عرضه و تقاضای نیروی کار و اشتغال بر عهده دارد. بازار کار از دیدگاه اقتصاددانان متفاوت است. نئوکلاسیک‌ها عقیده دارند که اطلاعات بازار کار کامل نبوده و برای دستیابی به اطلاعات، لازم است که افراد جستجو کنند. اما در دیدگاه کینزین‌ها بازار کار با وجود انحصارات ناکامل است و تعدیل خودبخودی در آن صورت نمی‌گیرد. طبق نظر پول‌گرایان، در هر اقتصاد یک نرخ طبیعی بیکاری وجود دارد که با نرخ باثبات تورم سازگار است. دولت‌ها در این دیدگاه، تنها با تحریک دائمی اقتصاد، از طریق سرعت بخشیدن به تورم، می‌توانند اقتصاد را با نرخ بیکاری کمتر از نرخ طبیعی بیکاری اداره کنند.

اقتصاد ایران به دلایل مختلف اقتصادی و اجتماعی حکایت از عدم تعادل در بازار کار را دارد، چرا که در دهه‌های اخیر عرضهٔ نیروی کار بیش از تقاضای آن بوده و این شکاف به تدریج افزایش یافته است که نتیجهٔ آن بحران بیکاری نیروی کار است (ازوجی، ۱۳۸٦: ۲٦). با این وجود، یکی از اهداف سند چشم‌انداز بیست سالهٔ کشور اشتغال کامل و تعادل بازار کار تعیین شد. برای تحقق چنین هدفی کاهش تدریجی نرخ بیکاری به میزان ۷ درصد در سال ۱۳۹٤ برنامه‌ریزی شده است.

اقتصاددانان برای مطالعهٔ پویایی‌های تراکم بازار نیروی کار از دو ارتباط تجربی منحنی فیلیپس[1] و منحنی بوریج[2] استفاده می‌کنند. منحنی بوریج رابطهٔ معکوس بین نرخ بیکاری و نرخ فرصت‌های شغلی را نشان می‌دهد (بووت[3]، ۲۰۱۲: ۲). نقطهٔ شروع استخراج منحنی بوریج تابع تطابق بین کارگران و مشاغل مطرح شده است.

در این زمینه، بلانچارد و همکاران[4] (۱۹۸۹) در مقالهٔ خود استدلال نمودند که تا آن زمان اهمیت و سودمندی منحنی بوریج توسط اقتصاددانان کلان دست کم گرفته شده بود؛ با این حال، با تداوم بیکاری در اروپا در اواخر سال ۱۹۸۰ اهمیت منحنی بوریج برای آنها آشکار گشت. اکثریت قریب به اتفاق مقالات منحنی بوریج در یک کشور یا مناطق آن تجزیه و تحلیل شده است.

از آنجایی که فرصت‌های شغلی و بیکاری از مسائل عمده و مهم در اقتصاد ایران به شمار می‌رود، تابع تطبیق و منحنی بوریج موضوع اصلی پژوهش حاضر است. بنابراین، هدف اصلی این تحقیق بررسی رابطه بین نرخ بیکاری و نرخ فرصت‌های شغلی و همچنین بررسی رابطه بین تعداد افراد جویای کار و تعداد فرصت‌های شغلی در استان‌های ایران است.

این مقاله به شرح زیر سازماندهی شده است. در بخش نخست مبانی نظری مرتبط با موضوع تحقیق ارائه خواهد شد که در ارتباط با تابع تطبیق و منحنی بوریج مطالبی بیان می‌شود. به پشتوانهٔ این ادبیات نظری محققین استنتاج خود را به اجمال بیان خواهند کرد. سپس در بخش دوم بعد از بیان مروری بر مطالعات تجربی انجام شده، به بررسی اجمالی در ارتباط با روش‌شناسی تحقیق یعنی پانل دیتا پرداخته و خلاصه‌ای از آن و اثرات ثابت و تصادفی به همراه آزمون‌های لیمر و هاسمن به نگارش در خواهد آمد. تجزیه و تحلیل مدل و پیشنهادات به ترتیب در بخش چهارم و پنجم ارائه خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- تابع تطبیق

فرآیند تطبیق – کار یک بخش مهم و قابل توجه در بازار کار است. کارآیی که کارگران به وسیلهٔ آن با مشاغل موجود تطبیق خواهند یافت یک معیار کلیدی برای طول مدت بیکاری و توانایی اقتصاد برای استفاده از تمامی منابع در دسترس است. بنابراین یک مدل از فرآیند تطبیق – کار تعادل در بازار کار را توصیف می‌کند و به دنبال آن وضعیت طبیعی و نرمال کشورها را در بلندمدت نشان می‌دهد (بلیکلی و فیوهر[5]، ۱۹۹۷: ۵).

زمانی که کارگران و مشاغل به شدت ناهمگن باشند، بازار کار شباهت کمی به بازار والراسی دارد. در این وضعیت بنگاه‌ها

1. Philips Curve
2. Beveridge Curve
3. Bouvet (2012)
4. Blanchard et al. (1989)
5. Bleakley & Fuhrer (1997)

و کارگران به جای ملاقات در بازارهای متمرکز که در آنها مزد و اشتغال از تقاطع منحنی‌های عرضه و تقاضا به دست می‌آید، در یک بازار غیرمتمرکز با هم ملاقات می‌کنند و وارد فرآیند پرهزینهٔ تطبیق، ارجحیت‌ها، مهارت‌ها و نیازهای خاص خود می‌شوند. به علت تصادفی نبودن این فرآیند نتیجهٔ آن بیکاری منابع انسانی را در پی خواهد داشت (رومر[1]، ۲۰۰۱: ۷).

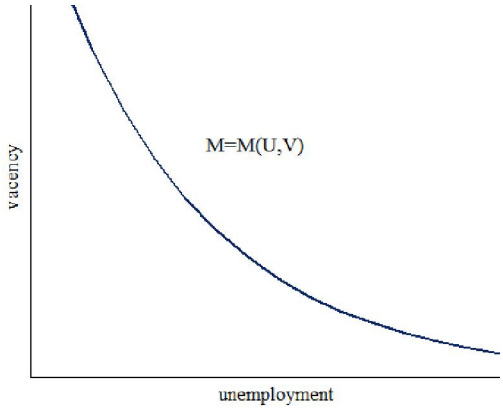
۲-۲- منحنی بوریج

در سال ۱۹٤۰، برای اولین بار ویلیام بوریج[2] متوجه رابطهٔ منفی بین نرخ بیکاری و نرخ فرصت‌های شغلی شده بود. هدف وی در این مسئله این بود که مشخص کند اقتصاد تا چه اندازه در اشتغال کامل به سر می‌برد. توضیح بوریج از اشتغال کامل و اینکه جاهای خالی، کمی بیشتر از بیکاری است، تجربه‌ای بود که وی در اواخر دورهٔ جنگ کسب کرده است (بلیکلی و فیوهر، ۱۹۹۷: ۳).

می‌توان بیان کرد که نمودار منحنی بوریج در موقعیت بازار کار اعمال می‌شود. جاهای خالی در دورانی که فعالیت‌های اقتصادی رو به رشد است، افزایش می‌یابد. در این زمان اقتصاد مسیر رو به رشدی را سپری کرده و یافتن شغل برای بیکاران جویای کار آسان‌تر خواهد شد. با توجه به این امر، بیکاری کاهش و اشتغال افزایش خواهد یافت. به همین ترتیب در دوره‌ای که فعالیت اقتصادی ضعیف می‌شود، فرصت‌های شغلی کمتر شده و کارگران وارد مرحلهٔ بیکاری می‌شوند. به طور کلی، موقعیت منحنی بوریج در فضای (u/v) به درجهٔ حساسیت بازار کار مربوط می‌شود (کوسفلد و همکاران[3]، ۲۰۰۸: ۹٦۸). زمانی که این منحنی به مبدأ نزدیک‌تر شود، حساسیت کمتر و تکنولوژی کارآمدتر خواهد بود و برعکس. در این زمینه پژوهش‌گرانی از جمله جکمن و همکاران[4] (۱۹۸۳)، آبراهام[5] (۱۹۸۷) و فرانس[6] (۱۹۸۷)، تحقیقاتی انجام داده‌اند. این محققان نشان داده‌اند که در بریتانیا و همچنین ایالات متحده و غرب آلمان تغییرات قابل توجهی از منحنی بوریج به سمت بیرون اتفاق افتاده است.

به بیان دیگر، منحنی بوریج یک رابطهٔ تعادلی است که جریان‌های ورودی و خروجی بیکاری را با هم برابر نموده و در فضای نموداری بیکاری _فرصت‌های شغلی با توجه به استخراج جریان خروجی از بیکاری یا به عبارتی تعداد تطبیق‌های موفق شغلی، شیب منحنی بوریج منفی خواهد بود. همچنین با در نظر گرفتن امکان تغییر متغیرهای اثرگذار بر فرآیند تطبیق شغلی، امکان جابه‌جایی منحنی بوریج فراهم خواهد شد. اگر چه می‌توان با استفاده از مدل ساده‌ای از بیکاری، فرصت‌های شغلی و جریان‌های ناخالص در بازار کار به عنوان چارچوبی برای بررسی و تحلیل مسائل مربوط به جابه‌جایی منحنی بوریج استفاده کرد (بلیکلی و فیوهر، ۱۹۹۷: ۷).

به طور کلی، منحنی بوریج بهترین روش در زمینهٔ جستجو و مدل تطبیق در فعالیت‌های بازار کار شناخته شده است. بنابراین، این منحنی می‌تواند به توصیف رابطهٔ تجربی بین مقدار نرخ بیکاری و نرخ فرصت شغلی با استفاده از شاخص‌های مطلق از یک طرف و شاخص‌های نسبی از طرف دیگر بپردازد. در نمودار (۱)، شکل منحنی بوریج به تصویر کشیده شده است[7].



نمودار (۱): منحنی بوریج در فضای بیکاری و فرصت‌های شغلی

مأخذ: یافته‌های تحقیق، خروجی نرم‌افزار متلب

۷. نمودارهای (۱) و (۲) با استفاده از نرم‌افزار متلب ترسیم شده است.

1. Romer (2001)
2. William Beveridge
3. Kosfeld et al. (2008)
4. Jackman et al. (1983)
5. Abraham (1987)
6. Franze (1987)

ساختار نظری منحنی بوریج معمولاً برای تجزیه و تحلیل تغییرات UN و VAC در کشور به کار برده می‌شود. UN تعداد کارگران بیکار و VAC تعداد فرصت شغلی را نشان می‌دهد و مکان هندسی ترکیباتی از UN و VAC در تعادل اقتصادی، با شیبی به سمت پایین تعریف می‌شود؛

$$TM = TM(UN, VAC), \quad \frac{\partial TM}{\partial UN} \rangle 0, \quad \frac{\partial TM}{\partial VAC} \rangle 0 \qquad (۱)$$

در این تابع، TM نیز تعداد استخدام‌ها یا تطابق کار را نشان می‌دهد. معمولاً، فرآیند تطبیق از طریق تابع کاب‌داگلاس تعریف شده، که در آن بازده نسبت به مقیاس ثابت است. تابع کاب‌داگلاس به صورت زیر نوشته می‌شود.

$$TM = K(UN)^{\mu}(VAC)^{1-\mu} \qquad (۲)$$

عبارت μ در معادلهٔ (۲) دنبالهٔ تطبیق نامیده می‌شود و طبق این ایده موقعیت منحنی بوریج به احتمال زیاد در فضای UN، VAC در طول زمان تغییر می‌کند. برای اندازه‌گیری می‌توان تابع (۱) را به وسیلهٔ نیروی کار تعدیل کرده و آن را بر اساس نسبت بیان نمود. بنابراین فرم لگاریتمی شکل تغییر یافتهٔ معادلهٔ (۲) به صورت زیر است.

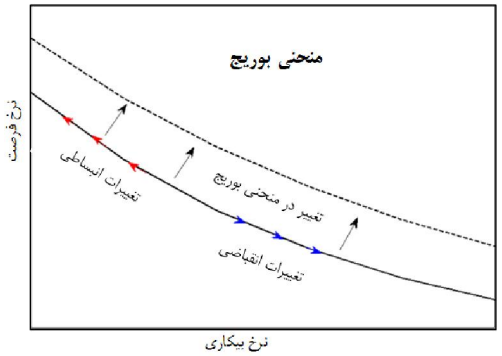
$$\log tm = \log K + \beta \log un + (1-\beta)\log vac \qquad (۳)$$

tm نرخ تطبیق (TM / L)، un نرخ بیکاری (UN / L)، vac نرخ فرصت شغلی (VAC / L) و K عرض از مبدأ را شکل می‌دهند.

نرخ استخدام به عنوان تابعی از نرخ بیکاری و نرخ فرصت‌های شغلی در نظر گرفته می‌شود. این تابع به صورت $tm = \alpha(un)^{\beta}(vac)^{1-\beta}$ ظاهر شده که در آن:

$m = TM / L,\ un = UN / L, vac = VAC / L, \alpha = \mathrm{K} / \mathrm{L}$ است.

با توجه به نمودار (۱)، در حالت ثابت، حرکت در امتداد منحنی بوریج با شیبی رو به پایین و با شوک‌های ادواری همراه است، در حالی‌که تغییرات منحنی از عوامل ساختاری تغییر بهره‌وری تطبیق به وجود می‌آیند. با توجه به توضیحات مطرح شده، چهار گروه از عوامل قادر به توصیف تغییرات و انتقالات مشاهده شده، هستند؛ ترکیب جمعیت بیکار و نیروی کار، عوامل سازمانی مؤثر بر کارآیی فرآیند تطبیق بین کارگران بیکار و فرصت‌های شغلی، چرخه‌های تجاری و سایر شوک‌های ساختاری مانند رشد بهره‌وری و باز تخصیص اشتغال بین بخش‌ها و مناطق مختلف عواملی هستند که در تغییرات و انتقال منحنی تأثیرگذارند (بووت، ۲۰۰۹: ۷). این تغییر در شکل (۲) به تصویر کشیده شده است.



نمودار (۲): تغییر در منحنی بوریج

مأخذ: یافته‌های تحقیق، خروجی نرم‌افزار متلب

منحنی بوریج با تغییر موارد ذکر شده می‌تواند به سمت پایین (چپ) و بالای منحنی (راست) انتقال یابد و منجر به تغییر موقعیت کل منحنی شود. انتقال در منحنی، نشان‌دهندهٔ تغییر در کارآیی تطبیق بازار کار است. در وضعیت تعادلی با تغییرات ساختاری ایجاد شده در اقتصاد منحنی‌های متفاوتی وجود خواهد داشت. برای مثال تغییر ایجاد شده در تکنولوژی منجر به ایجاد شکاف بین مهارت‌های مورد نیاز برای فرصت‌های شغلی موجود و بیکاری می‌شود. بنابراین، در همان میزان از فرصت‌های شغلی، بیکاری در سطحی بالاتر از مقدار تعادلی تغییر خواهد کرد، که با انتقال منحنی بوریج به سمت راست و بالا همراه است (تاسکی و لاینر[1]، ۲۰۱۰: ۱۰).

۳- سابقه و ضرورت انجام تحقیق

در ارتباط با تطبیق‌های شغلی، بیکاری و فرصت‌های شغلی مطالعات خارجی زیادی در شکل‌ها و روش‌های متفاوتی توسط پژوهش‌گران و اقتصاددانان صورت گرفته است. اما با توجه به بررسی‌های صورت گرفته، مطالعهٔ زیادی در این زمینه در داخل یافت نشده است. در زیر به برخی از این مطالعات انجام شده اشاره می‌شود.

1. Tasci & Lindner (2010)

۳-۱- مروری بر مطالعات خارجی

کرون و لانگوت[1] به تجدیدنظر در مورد منحنی‌های فیلیپس و بوریج پرداخته و گسترش مدل بازار کار را که در زمرهٔ انحصار شرکت‌های خوب که با هزینه‌های تعدیل قیمت روبه‌رو هستند مورد بررسی قرار داده‌اند نتایج بیانگر رابطه‌ای منفی بین بیکاری و متغیرهای تورم و فرصت‌های شغلی بوده است. همچنین، نتایج نشان داد که با وجود اختلالات عرضه پول، پویایی متغیرهای اشتغال، دستمزد واقعی و بهره‌وری نیروی کار قابل توجه نبوده است(کرون و لانگوت، ۲۰۰۰: ۳۷٦-۳۷۱).

در مطالعه‌ای وال و زوگا[2] به بررسی عکس‌العمل منحنی بوریج در پاسخ به اثرات چرخه‌های تجاری پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان داد که جابه‌جایی منحنی بوریج با ادوار تجاری در ارتباط است. همچنین نتایج بیانگر رابطهٔ منفی بین نرخ بیکاری و نرخ فرصت‌های شغلی در کشور بریتانیا بوده است (وال و زوگا، ۲۰۰۲: ۳۰-۱).

نیکل و همکاران[3] منحنی بوریج، بیکاری و دستمزدها را در کشورهای OECD طی سال‌های ۱۹۹۰-۱۹٦۰ مورد مطالعه قرار داده‌اند. بیکاری، قدرت اتحادیه‌های کارگری، مالیات و انعطاف‌ناپذیری دستمزدها، نهادهای تشکیل‌دهندهٔ این مطالعه بوده است. همچنین در این مطالعه انتقال منحنی بوریج، تغییرات دستمزدهای واقعی و بیکاری در طول زمان، بررسی و آثار تغییرات نهادی و شوک‌های اقتصاد کلان توضیح داده شده است نتایج نشان داده است که منحنی بوریج برای تمام کشورها به جز کشورهای نروژ و سوئد به سمت راست منتقل شده است. بر اساس نتایج، جابه جایی در منحنی بوریج تا حدودی بر اساس تغییرات در نیروی کار بوده، که به منظور بهره‌وری جستجو و تطبیق مهم است (نیکل و همکاران، ۲۰۰۲: ٥٤-۱).

والتا[4] تغییرات منحنی بوریج در ایالات متحدهٔ آمریکا را مورد مطالعه قرار داده بود که در آن ترکیبی از داده‌های منطقه‌ای و کل فرصت‌های شغلی و بیکاری در نظر گرفته شد. تخمین منحنی بوریج در کشور آمریکا با تمرکز بر سال‌های ۲۰۰٥-۱۹۷٦ انجام شده است. نتایج، بیانگر کاهش پراکندگی رشد اشتغال در سراسر مناطق جغرافیایی، کمک به تغییر منحنی بوریج به سمت داخل در اواخر دورهٔ۱۹۸۰ بوده است (والتا، ۲۰۰٥: ۳۷-۱).

کوسفلد و همکاران[5] با بررسی ثبات منحنی بوریج، چارچوب تراکم این منحنی را به منظور اثربخشی فرآیند تطبیق کار با استفاده از داده‌های منطقه‌ای بازار کار آلمان در نظر گرفته‌اند. نتایج حاصل از این برآورد بر اساس مدل SUR[6] انجام شده است. در مطالعهٔ آنها مقایسهٔ یافته‌های ایالات متحدهٔ آمریکا و کانادا نشان‌دهندهٔ افزایش عدم تطبیق شغل در کشور آلمان در طول دههٔ گذشته بوده است (کوسفلد و همکاران، ۲۰۰۸: ۹۸٦-۹٦۷).

بووت در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ملی و منطقه‌ای فرصت‌های شغلی و بیکاری، اقدام به برآورد و استخراج منحنی بوریج پنج کشور اروپایی بلژیک، آلمان، هلند، اسپانیا و انگلستان و ٦۰ منطقهٔ آن طی سال‌های ۲۰۰٤-۱۹۷٥ نموده است. وی متغیرهای تأثیرگذار بر منحنی بوریج را ترکیب جمعیت بیکار و نیروی کار، عوامل نهادی مؤثر بر کارآیی فرآیند تطبیق کارگران بیکار و فرصت‌های شغلی، چرخه‌های تجاری و همچنین سایر شوک‌های ساختاری همانند رشد بهره‌وری و بازتخصیص اشتغال بین بخش‌ها و مناطق مختلف برشمرده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد چرخه‌های تجاری بر منحنی‌های بوریج منطقه‌ای اثرگذار بوده ولی بر موقعیت منحنی بوریج کشورها تأثیری نداشته است (بووت، ۲۰۰۹: ۲۷-۱).

در پژوهشی فیگورا و بارنیکن[7] به بررسی جابه‌جایی‌های منحنی بوریج و تحلیل تغییرات نرخ بیکاری پرداخته‌اند. در مطالعهٔ آنها نرخ بیکاری به سه جزء اصلی تجزیه می‌شود؛ یک جزء ناشی از تغییرات در تقاضای نیروی کار است که با حرکت بر روی منحنی بوریج و همچنین جابه‌جایی منحنی به دلیل تغییر در میزان تطبیق نیروی کار در ارتباط است. جزء

1. Cheron & Langot (2000)
2. Wall & Zoega (2002)
3. Nickell et al. (2002)
4. Valletta. (2005)
5. Kosfeld et al. (2008)
6. Seemingly Unrelated Regressions
7. Figura & Barnichon (2010)

دیگر آن نیز، با تغییرات در عرضهٔ نیروی کار و جابه‌جایی منحنی بوریج به دلیل استعفاء، ورود یا خروج از نیروی کار و تغییر ساختار جمعیتی در ارتباط می‌باشد. در نهایت جزء سوم ناشی از تغییر در کارآیی تطبیق کارگران بیکار و مشاغل در نظر گرفته شده است. یافته‌های تحقیق تغییرات دوره‌ای بیکاری را نشأت گرفته از تغییرات دوره‌ای در تقاضای نیروی کار عنوان می‌کند. همچنین تغییرات بوجود آمده در عرضهٔ نیروی کار که خود ناشی از ورود و خروج نیروی کار است، نقش مهمی را در این زمینه به نمایش می‌گذارد (فیگورا و بارنیکن، ۲۰۱۰: ۳۵-۱).

مطالعهٔ هوبین و شاهین[1] روی تغییرات منحنی بوریج در کشورهای OECD[2] نشان می‌دهد که انتقال منحنی بوریج در کشورهای اسپانیا، سوئد و انگلستان به سمت راست و بالا بوده است. آنها همچنین، تغییر در این سه کشور را با توجه به عوامل عدم تطابق، مشابه تغییرات به وجود آمده در ایالات متحدهٔ آمریکا دانسته‌اند در حالی‌که تغییر در کشور سوئد به علت اصلاحات بازار کار درست قبل از رکود بزرگ به وقوع پیوسته است (هوبین و شاهین، ۲۰۱۲: ٤۷-۱).

یانگ[3] بیکاری و تطبیق بازار کار را در مناطق شهری چین مورد ارزیابی قرار داده است. مطالعه وی با استفاده از یک معادلهٔ غیرخطی و مدل حداقل مربعات سه‌مرحله‌ای انجام می‌شود. نتایج تحقیق نشان داده کارآیی تطبیق در دورهٔ ۲۰۰۸-۱۹۹٦ تا حد زیادی کاهشی بوده است. همچنین، نتایج مدل و شبیه‌سازی اقتصادسنجی چهار عامل کلیدی و اصلی، یعنی؛ بهره‌وری تطبیق، خدمات کاریابی، رشد بهره‌وری و بالأخره تخریب شغلی را عوامل تأثیرگذار در تغییر سطح بیکاری مناطق چین عنوان کرده است. در نهایت، با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی، دلایل جابه‌جایی و انتقال در منحنی بوریج شناخته شده است (یانگ، ۲۰۱۳: ۱۲۸-۱۰۸).

۳-۲- مروری بر مطالعات داخلی

بهشتی و همکاران رابطهٔ علّی بین کارآفرینی و بیکاری در بخش صنعت ایران را طی دورهٔ ۱۳۸۵-۱۳٦٤ مورد بررسی قرار داده‌اند. در این راستا، آزمون علّیت هشیائو به کار گرفته شده است. نتایج این مقاله نشان می‌دهد که در بخش صنعت کشور رابطه علّی یک طرفه از کارآفرینی به نرخ بیکاری وجود داشته است (بهشتی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۸۳-۱۵۷).

باقری و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی و برآورد منحنی بوریج طی دورهٔ ۱۳۸۷ -۱۳۷۲ پرداخته‌اند. نتایج برآورد تابع تطبیق کشور، رابطهٔ مثبت و معنی‌داری را بین تعداد افراد جویای شغل و موجودی فرصت‌های شغلی با تعداد تطبیق‌های موفق شغلی نشان داده است. همچنین در برآورد منحنی بوریج، رابطهٔ بین فرصت‌های شغلی و نرخ بیکاری منفی ارزیابی شد، هرچند رابطهٔ تقریباً ضعیفی داشته‌اند (باقری و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۹٤-۱٦۹).

٤- روش تحقیق

در این بخش به بیان برآورد تابع تطبیق و منحنی بوریج طی سال‌های ۱۳۸٦ تا ۱۳۹۰ برای سی استان کشور با به‌کارگیری الگوهای اقتصادسنجی در قالب روش داده‌های تابلویی با استفاده از نرم‌افزار اقتصادسنجی Eviews6 پرداخته می‌شود. داده‌های متغیرهای تعداد به کار گمارده‌شدگان، فرصت‌های شغلی و تعداد افراد جویای‌کار از سیمای بازار کار (وزارت کار و امور اجتماعی) تهیه و گردآوری شده است. متغیرهای نرخ مشارکت اقتصادی، جمعیت شاغل، نرخ بیکاری، نرخ بیکاری جوانان ۱۵ تا ۲۵ سال و نرخ بیکاری زنان از مرکز آمار و نتایج آمارگیری نیروی کار و همچنین سالنامهٔ آماری استان‌ها جمع‌آوری شده است. تولید ناخالص داخلی استان‌ها با استفاده از شاخص قیمت ضمنی به قیمت ثابت در نظر گرفته شده است. متغیر نرخ فرصت‌های شغلی نیز از نسبت داده‌های فرصت‌های شغلی به جمعیت شاغل به دست آمده است. در این مطالعه و در ادامه، در چارچوب ادبیات موضوع تحقیق، تابع تطبیق و منحنی بوریج برای استان‌های کشور برآورد می‌گردد.

1. Hobijn & Şahin (2012)
2. Organisation for Economic Co-operation and Development
3. Yang (2013)

٤-۱- مدل داده‌های تابلویی[1]

مدل داده‌های تابلویی حاوی اطلاعاتی در زمان و مکان است که شامل N مؤلفه در T دورهٔ زمانی است. اگر تعداد مشاهدات زمانی برای تمام مؤلفه‌های موجود در پانل یکسان باشد، به آن پانل متوازن[2] گفته می‌شود. اما در صورتی که مشاهدات مفقوده‌ای برای تعدادی از مؤلفه‌ها وجود داشته باشد، پانل نامتوازن نامیده می‌شود.

مدل کلی داده‌های تابلویی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$Y_{it} = f(X_{it}, \beta) + \delta_i + +\gamma_t + \varepsilon_{it} \qquad (٤)$$

شکل تغییریافته‌ی این معادله به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha + X_{it}'\beta + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \qquad (٥)$$

که در آن، Y_{it} متغیر وابسته، X_{it} متغیرهای مستقل و ε_{it} جملات خطا در ازای $i = 1, 2, ..., M$، مقطع و $t = 1, 2, ..., T$، دورهٔ زمانی هستند. پارامتر α نیز مقدار ثابت را در این مدل نشان می‌دهد، و همچنین، δ_i و γ_t اثرات مقطعی یا دوره‌ای (تصادفی یا ثابت) را معرفی می‌کنند.

٤-۲- برآورد تابع تطبیق

مدل مورد استفاده در این مطالعه برای برآورد تابع تطبیق در چارچوب ادبیات موضوع همانند کارهای بووت (۲۰۰۹) و فیگورا و بارنیکن (۲۰۱۰) تنظیم شده است. در این مطالعه به منظور برآورد و ارزیابی تابع تطبیق ایران از روش Panel Data استفاده شده است. تابع تطبیق استان‌های ایران به صورت رابطهٔ زیر تعریف می‌شود.

$$\log(MAT_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(VAC_{it}) + \beta_2 \log(NW_{it}) + \delta_{it} \qquad (٦)$$

که در آن، MAT_{it} تعداد به کار گمارده‌شدگان، VAC_{it} فرصت‌های شغلی و NW_{it} تعداد افراد جویای‌کار و δ_{it} نیز نشانگر جملهٔ اخلال است. همان‌طور که مشاهده می‌شود مدل به صورت خطی- لگاریتمی بوده و ضرایب مدل نشان دهندهٔ کشش هستند. log نیز در این مدل‌ها به معنای لگاریتم است.

ابتدا، از طریق آزمون F لیمر اعتبار استفاده از داده‌های پانلی بیان شده است. با توجه به نتیجهٔ جدول (۱)، مقدار F معادل ۳/۱۵۷ تخمین زده شد. لذا اثرات ثابت گروه استان‌ها مورد پذیرش واقع می‌شود. به عبارت دیگر، نتایج بیانگر رد فرضیهٔ صفر و لزوم استفاده از داده‌های تابلویی برای استان‌های کشور است. همچنین، برای تعیین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی نسبت به محاسبهٔ آمارهٔ آزمون هاسمن اقدام شده است. طبق نتیجهٔ کسب شده، مدل اثر تصادفی برای تخمین و ارزیابی مدل انتخاب گردید. نتیجهٔ این آزمون در جدول (۲) آمده است.

جدول (۱): نتایج آزمون F لیمر تابع تطبیق

سطح احتمال	درجه آزادی	آماره	آزمون اثرات
۰/۰۰	۲۸/۱۱۸	۳/۱۵۷	آزمون-F
۰/۰۰	۲۹	۸٦/۱٤۹	آزمون کای‌دو

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۲): نتایج آزمون هاسمن تابع تطبیق

سطح احتمال.	d.f کای‌دو.	آماره کای‌دو	خلاصه آزمون
۰/۹۹۰۸	۲	۰/۰۱۸٤	مقطع تصادفی

مأخذ: محاسبات تحقیق

بعد از انجام آزمون‌های هاسمن و لیمر و انتخاب اثر تصادفی، تابع تطبیق مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج حاصل از این رگرسیون در جدول (۳) گزارش می‌شود.

جدول (۳): نتایج برآورد تابع تطبیق به روش داده‌های تابلویی

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آمارهٔ t-	احتمال
C	-۱/۱۷	۰/٦٥	-۱/۷۹	۰/۰۷٦٦
$\log(VAC)$	۰/٤۳	۰/۰۸۹	٤/۷۸	۰/۰۰۰۰
$\log(NW)$	۰/٥۹	۰/۱۲	٤/۹٥	۰/۰۰۰۰
DW =۱/٦۱			$\overline{R}^2$ =۰/۷۸	
F = ۱٥٥/۹۹ (۰/۰۰۰۰)			۹۰= تعداد مشاهدات	

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج برآورد به روش اثرات تصادفی برای استان‌های کشور نشان می‌دهد که بین تعداد به کار گمارده‌شدگان و فرصت‌های شغلی و متغیر تعداد افراد جویای کار رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار وجود دارد، به‌طوری‌که مقدار این ضرایب به ترتیب معادل ۰/٤۳ و ۰/٥۹ درصد برآورد شده است. آمارهٔ t این متغیرها نیز معادل ٤/۷۸ و ٤/۹٥ است که دلیل بر معنی‌داری نتایج برآوردی

1. Panel Data
2. Balanced Panel

است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که این یافته‌های تجربی با یافته‌های دیگر مطالعات از جمله بووت (۲۰۰۹) در خارج و باقری و همکاران (۱۳۹۲) در ایران سازگار است. به عبارتی، درصد به کار گمارده‌شدگان با افزایش یک درصدی فرصت‌های شغلی هر یک از استان‌ها، به میزان ۰/٤۳ درصد افزایش می‌یابد که در این صورت استان‌های کشور با ایجاد شرایط مطلوب و اعمال سیاست‌های مناسب قادر به افزایش تعداد به کار گمارده‌شدگان خواهند بود. متغیر جویندگان کار نیز دارای ضریبی مثبت و معنی‌دار بوده و تأثیری قابل‌توجه بر متغیر به کار گمارده‌شدگان داشته است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که این متغیر نقش مهمی در تعیین تعداد به کار گمارده‌شدگان بر عهده دارد.

٤-۳- برآورد و استخراج منحنی بوریج

به منظور برآورد و تحلیل منحنی بوریج استان‌های کشور و همچنین تحدب منحنی بوریج همانند تابع تطبیق از روش داده‌های تابلویی و با الهام از روش بووت (۲۰۱۲) استفاده شده است. بووت در مطالعه‌ای منحنی بوریج ایتالیا را به صورت منطقه‌ای و ملی مورد بررسی قرار داده بود. فرم کلی مدل تخمینی به شرح زیر گزارش می‌شود:

$$u_{it}=\alpha_i+\beta_1+\beta_2 v_{it}+\beta_3 v_{it}^2+\beta_4 X_{it}+\beta_5 Z_{it}+\beta_6 output\,gap_{it}+\beta_7 W_{it}+\eta_{it} \quad (۷)$$

که در آن، α_i اثرات ثابت کشور/منطقه، u_{it} نرخ بیکاری، v_{it} نرخ فرصت‌های شغلی، X_{it} مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل برای تحلیل و تجزیهٔ نیروی کار و بیکاری، Z_{it} مجموعه‌ای از متغیرهای نهادی نیروی کار، $output\,gap_{it}$ شکاف تولید و W_{it} مجموعهٔ متغیرهای کنترل برای تغییرات ساختاری (رشد بهره‌وری نیروی کار بخش کشاورزی، معدن، مواد غذایی، پوشاک، سوخت، الکترونیک، حمل و نقل، ساخت و ساز، خدمات عمده‌فروشی، هتل، خدمات مخابرات، امور مالی و خدمات دیگر بازارها) بوده است. η_{it} نیز جملهٔ اخلال مدل در نظر گرفته می‌شود. از آنجایی‌که در این مطالعه هدف تغییرات ساختاری نبوده؛ بنابراین، از متغیرهای آن استفاده نشده است و از دیگر متغیرها با توجه به وجود یا عدم وجود داده‌های آماری کشور و استان‌ها استفاده شده است.

جهت برآورد و تجزیه و تحلیل منحنی بوریج، نتایج بدست آمده در این مطالعه به تفصیل در قسمت زیر بیان می‌گردد.

در ابتدا با بررسی آزمون F لیمر منحنی بوریج، نتیجه‌ای معادل ۱۵۳/۸٤ برآورد گردید. بر این اساس، فرضیهٔ H_0 رد شده و اثرات گروه، مورد پذیرش قرار گرفته و بر طبق نتیجهٔ کسب شده، می‌بایست عرض از مبدأهای مختلفی را در برآورد مدل لحاظ نمود. همچنین با تعیین روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی بر اساس آمارهٔ آزمون هاسمن، روش اثر ثابت برای تخمین و ارزیابی مدل برگزیده شد. نتیجهٔ این دو آزمون در جداول (٤) و (۵) قابل مشاهده است:

جدول (٤): نتایج آزمون F لیمر منحنی بوریج

سطح احتمال	درجه آزادی	آماره	آزمون اثرات
۰/۰۰۰۰	(۲۹/۱۱۳)	۹/٦۲	آزمون-F
۰/۰۰۰۰	۲۹	۱۵۳/۸٤	آزمون کای‌دو

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۵): نتایج آزمون هاسمن منحنی بوریج

سطح احتمال	d.f کای‌دو	آماره کای‌دو	خلاصه آزمون
۰/۰۳۷۹	۷	۱٤/۸٦	مقطع تصادفی

مأخذ: محاسبات تحقیق

با مشخص شدن نوع مدل برای ارزیابی منحنی بوریج، یافته‌های تحقیق در جدول (٦) گزارش شده است. تابع منحنی بوریج استان‌های ایران به صورت رابطهٔ (۸) تعریف می‌شود.

$$u_{it}=\psi_0+\psi_1 ratevac_{it}+\psi_2(ratevac_{it})^2+\psi_3\log(gdp_{it})+\psi_4 ratem_{it}+\psi_5\log(popsh_{it})+\psi_6 unw_{it}+\psi_7 uny_{it}+\delta_{it} \quad (۸)$$

که در آن، $ratevac_{it}$ (نرخ فرصت‌های شغلی)، $ratem_{it}$ (نرخ مشارکت اقتصادی)، $popsh_{it}$ (درصد جمعیت شاغل)، gdp_{it} (تولید ناخالص داخلی)، u_{it} (نرخ بیکاری) و unw (نرخ بیکاری زنان) و uny_{it} (نرخ بیکاری جوانان ۲۵-۱۵ سال) است. δ_{it} نیز بیانگر جملهٔ اخلال است.

نتایج رگرسیون انجام شده برای برآورد منحنی بوریج در جدول (٦) گزارش شده است.

در خصوص رابطهٔ بین شغل و بیکاری در کشورهای در حال توسعه ابهامات زیادی به وجود آمده است. نتایج حاصل از مطالعات گروهی از اقتصاددانان نشانگر رابطهٔ مثبت بین بیکاری و کارآفرینی است. به عبارت دیگر این محققان مطرح می‌سازند که بالا رفتن نرخ بیکاری منجر به افزایش کارآفرینی می‌گردد. حال آنکه برخی دیگر رابطهٔ عکس بین این دو متغیر را مطرح می‌کنند و مستنداً بیان می‌دارند که افزایش فعالیت‌های کارآفرینی، نرخ بیکاری را کاهش می‌دهد (بهشتی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۵۷). در این پژوهش، نتایج نشان می‌دهد که بین نرخ بیکاری و نرخ فرصت‌های شغلی رابطه‌ای منفی و معنی‌دار وجود دارد. میزان تأثیرگذاری متغیر نرخ فرصت‌های شغلی بر نرخ بیکاری ۰/۰۹۸- درصد برآورد گردیده و مطابق با انتظارات تئوریک بوده است. بر اساس نظریهٔ اثبات شدهٔ بوریج، این منحنی شکلی محدب داشته و ضریب مثبت ۰/۰۵ درصدی، مربع نرخ فرصت‌های شغلی این مسئله را ثابت کرده است، به گونه‌ای که رابطه‌ای معنی‌دار با متغیر وابسته تشکیل می‌دهد.

جدول (٦): نتایج برآوردی منحنی بوریج به روش داده‌های تابلویی

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t-	سطح احتمال
C	۰/۱۸	۰/۰۸	-۲/۲۷	۰/۰۲٤۹
RATEVAC	-۰/۰۹۸	-۰/۰۲۸	-۳/٤٦	۰/۰۰۰۸
$(RATEVAC)^2$	۰/۰۵	۱۰/۰	۳/۵٦	۰/۰۰۰۵
RATEM	۰/٤۳	۰/۰۳٦	۱۱/۵۷	۰/۰۰۰۰
LGDP	۰/۰۱٦	۰/۰۰۷	۲/٤۲	۰/۰۱۷۰
LPOPSH	-۰/۰۱۷	۰/۰۰٦	-۲/۸۱	۰/۰۰۵۹
RATEUNW	۰/۱۹	۰/۰۲٦	۷/۱۱	۰/۰۰۰۰
RATEUNY	۰/۱۲	۰/۰٤	۲/٦۹	۰/۰۰۸۲
DW =۲/۰۵			$\overline{R}^2$ =۰/۸۲	
F= ۱۹/۵۱ (۰/۰۰۰۰)			۱۵۰= تعداد مشاهدات	

مأخذ: محاسبات تحقیق

به منظور برآورد منحنی بوریج میزان تأثیرگذاری تولید ناخالص داخلی بر نرخ بیکاری مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج حاکی از تأثیر مثبت و معنی‌دار تولید ناخالص داخلی بر نرخ بیکاری است. اما، این متغیر تأثیر قابل توجهی بر متغیر نرخ بیکاری نداشته است. به طور کلی با افزایش تولید ناخالص داخلی، نیروی کار و به احتمال زیاد، اشتغال، افزایش یافته که نتیجهٔ آن افزایش درآمد بالاتر است.

از دیگر مسائل با اهمیت مربوط به نیروی انسانی در ایران، پایین بودن میزان اشتغال و بالا بودن میزان بیکاری در کشور است. نحوهٔ مدیریت و ساختار اقتصادی کشور، ساختار جمعیتی و به‌خصوص تأثیر رشد بالای جمعیت ناشی از مهاجرت‌های روستا به شهر و زاد و ولد فراوان از عمده‌ترین عوامل این مسئله است (قیصریان، ۱۳۹۰: ۱۲۷). در واقع، میزان مشارکت اقتصادی هنگامی افزایش می‌یابد که جمعیت ده ساله و بیشتر افزایش یابد. به عبارت دیگر کاهش میزان مشارکت اقتصادی، نشان‌دهندهٔ افزایش جمعیت غیرفعال از نظر اقتصادی است. از طرفی، رابطهٔ علّی بین دو متغیر نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی احتمالاً دوطرفه است. به طوری‌که نمی‌توان در زمینهٔ تأثیر نرخ مشارکت اقتصادی بر نرخ بیکاری، قاطعانه اظهارنظر کرد. در این مطالعه رابطهٔ بین نرخ بیکاری و نرخ مشارکت اقتصادی مثبت و معادل ۰/٤۳ برآورد گردید.

بالا بودن نرخ بیکاری زنان یکی از عوامل اصلی کاهش عرضهٔ نیروی کار زنان در ایران است. به‌گونه‌ای که با افزایش فرصت‌های شغلی مناسب برای زنان و کاهش نرخ بیکاری، عرضهٔ نیروی کار زنان نیز افزایش خواهد یافت. بسیاری از کارشناسان بر این باورند که در سال‌های اخیر تغییر در ترکیب سنی و جنسی نیروی کار، یکی از عوامل اصلی و مهم در افزایش نرخ بیکاری به شمار می‌رود. زنان و جوانان با ورود به بازار کار، قبل از یافتن شغل در زمرهٔ بیکاران قرار گرفته و به‌علاوه تمایل زیادی به تعویض شغل از خود نشان می‌دهند، که این مسئله موجب افزایش بیکاری اصطکاکی در جامعه می‌شود (دهقانی‌زاده، ۱۳۸٦: ۳٤). نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که ارتباط معنی‌داری بین نرخ بیکاری زنان با نرخ بیکاری استان‌ها وجود دارد و نتایج مطابق با انتظارات تئوریک است به طوری‌که نرخ بیکاری با افزایش یک درصدی نرخ بیکاری زنان، معادل ۰/۱۹ درصد افزایش می‌یابد. تأثیر متغیر نرخ بیکاری جوانان ۲۵ -۱۵ سال نیز، مثبت و معنی‌دار بوده است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

بیکاری در دنیای کنونی عامل بازدارندهٔ چرخش چرخ اقتصادی که مبتنی بر رشد و بالندگی فرهنگ اقتصادی کشورها است، به شمار می‌رود. از طرفی اهمیت موضوع بیکاری و آثار و تبعات اقتصادی-اجتماعی آن موجب به کارگیری سیاست‌های اشتغال و مبارزه با بیکاری در اکثر کشورها، به ویژه کشورهای در حال توسعه می‌باشد، که این مقوله در کشور ایران به یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های فراروی دولت تبدیل گردیده است.

با توجه به اهمیت و تأثیر فرصت‌های کسب و کار و بیکاری در حیات و چرخهٔ اقتصادی کشور می‌توان، با شناخت بهتر از این دو مقوله و ایجاد راهکارهایی جهت افزایش فرصت‌های شغلی و کاهش بیکاری، بسیاری از معضل‌های جامعه که ناشی از بیکاری و عدم تطبیق شغلی در کشور ایجاد می‌شود را برطرف نمود. در این خصوص تلاش شده تا با استفاده از منحنی بوریج به ارزیابی بیکاری و فرصت‌های شغلی در استان‌های ایران پرداخته شود. این بررسی طی دورهٔ ۱۳۹۰-۱۳۸٦ و به کمک برآوردگر پانل‌دیتا انجام شده است.

یافته‌های تحقیق ارتباط معنی‌دار و مثبت متغیرهای فرصت‌های شغلی و تعداد به کارگمارده‌شدگان را در تابع تطبیق نشان داده است. در بررسی رابطهٔ بین نرخ فرصت‌های شغلی و نرخ بیکاری، فرضیهٔ بوریج دال بر منفی‌بودن رابطهٔ بین دو متغیر به اثبات رسیده است. با توجه به تحدب منحنی بوریج، مجذور نرخ فرصت‌های شغلی دلیل روشنی بر این مسئله بوده است. پیشنهاد می‌شود با استفاده از سیاست‌های فعال بازار کار بهبود اشتغال و کاهش بیکاری از توجه بیشتری برخوردار گردد.

منابع

ازوجی، علاءالدین (۱۳۸٦). تحلیل و ارزیابی سیاست‌ها و عملکرد بازار کار در برنامه‌های توسعه ایران. *نشریه علوم اقتصاد*، شماره ۱، ٥٤-۲٥.

باقری، سیما؛ طائی، حسن و بهرامی، جاوید (۱۳۹۲). استخراج منحنی بوریج (بیکاری – فرصت شغلی، U-V) در ایران. *تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، شماره ۱۳، ۱۹٤-۱٦۹.

بهشتی، محمدباقر؛ خیرآور، محمدحسن و قزوینیان، محمدحسن (۱۳۸۸). بررسی رابطهٔ علّی بین کارآفرینی و بیکاری در بخش صنعت ایران (۱۳۸٥-۱۳٦٤). *نشریهٔ مدیریت بهره‌وری (فراسوی مدیریت)*، دوره ۳، شماره ۱۱، ۱۸۳-۱٥۷.

دهقانی‌زاده، مجید (۱۳۸٦). نقش زنان در بازار نیروی کار استان یزد در سال‌های ۱۳۸۱-۱۳٤٥. *مجلهٔ برنامه و بودجه*، سال دوازدهم، شماره ۱۰٤، ٦۳-۳۱.

سالنامه آماری نیروی انسانی استان‌ها. سال‌های مختلف، مرکز آمار و اطلاعات بازار کار.

سیمای بازار کار سال ۱۳۸۷ (گزارش فعالیت‌های مراکز خدمات اشتغال و کاریابی‌های غیردولتی) (۱۳۸۹). چاپ اول، *نشر وزارت کار و رفاه اجتماعی-معاونت برنامه‌ریزی و توسعهٔ سرمایهٔ انسانی*، مرکز آمار و اطلاعات راهبردی.

سیمای بازار کار سال ۱۳۸۸(گزارش فعالیت‌های مراکز خدمات اشتغال و کاریابی‌های غیردولتی) (۱۳۹۰). چاپ اول، *نشر وزارت کار و رفاه اجتماعی-معاونت برنامه‌ریزی و توسعهٔ سرمایهٔ انسانی*، مرکز آمار و اطلاعات راهبردی، ۱٥٤-۲٤.

سیمای بازار کار سال ۱۳۸٦ (گزارش فعالیت‌های مراکز خدمات اشتغال و کاریابی‌های غیردولتی) (۱۳۸۷). چاپ اول، *نشر وزارت کار و رفاه اجتماعی-معاونت برنامه‌ریزی و توسعهٔ سرمایهٔ انسانی*، مرکز آمار و اطلاعات راهبردی.

سیمای بازار کار سال ۱۳۸۹ (گزارش فعالیت‌های مراکز خدمات اشتغال و کاریابی‌های غیردولتی) (۱۳۹۱). چاپ اول، *نشر وزارت کار و رفاه اجتماعی-معاونت برنامه‌ریزی و توسعهٔ سرمایهٔ انسانی*، مرکز آمار و اطلاعات راهبردی.

علی‌پور، بهزاد؛ پدرام، مهدی و مجدمی، سهیلا (۱۳۹۳). بررسی تأثیر کوتاه مدت و بلند مدت اندازه دولت بر رشد اشتغال ایران طی سال‌های ۹۰-۱۳٥٥ (با استفاده از آزمون کرانه‌ها). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱٤، ۷٤-٦۳.

قیصریان، اسحاق (۱۳۹۰). بررسی تأثیر ساختارهای جمعیتی در

روند اشتغال و بیکاری استان ایلام و مقایسهٔ آن با سطح کشوری. *نشریه علوم اجتماعی* جمعیت، شماره ۷۵ و ۷٦، ۱۳۲-۱۱۳.

Abraham, K. A. (1987). Help-Wanted Advertising, Job Vacancies, and Unemployment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 207-248.

Blanchard, O. J., Diamond, P., Hall, R. E., & Yellen, J. (1989). The Beveridge Curve. *Brookings Papers on Economic Activity*. 20(1), 1-76.

Bleakly, H. Y., & Fuhrer, J. F. (1997). Shifts in the Beveridge Curve. Job Matching, and Labor Market Dynamics. *New England Economic Review*, 28, 3-19.

Bouvet, F. (2012). The Beveridge Curve in Europe: New Evidence Using National and Regional Data. *Applied Economics*, 44, 3585-3604.

Cheron, A. N., & Langot, F. N. (2000). The Phillips and Beveridge Curves Revisited. *Economics Letters*, 69, 371-376.

Figura, A. R., & Barnichon, R. G. (2010). What Drives Movements in the Unemployment Rate? A Decomposition of the Beveridge Curve. Federal Reserve Board, 1-35.

Franz, W. (1987). The End of Expansion in Employment in Germany: Beginnings of an Attempt at Evaluation of Structural Unemployment as a Partial Component of Joblessness. In P. Pedersen & R. Lund, Unemployment: Theory, Policy and Structure. Berlin: W. de Gruyter.

Hobijn, B. R., & Şahin, A. E. (2012). Beveridge Curve Shifts Across Countries Since the Great Recession. *IMF Jacques Polak Annual Research Conference*, 1-47.

Jackman, R. H., Layard, R. & Pissarides, C. (1983). On Vacancies. Centre for Labor Economics Working. 165.

Kosfeld, R. H., Dreger, C. S., & Eckey, H. F.(2008). On the Stability of the German Beveridge Curve: A Spatial Econometric Perspective. Original Paper, 42, 967–986.

Nickell, S. P., Ochel, W. G., Nunziata, L. C., & Quintini, G. N (2002). The Beveridge Curve, Unemployment and Wages in the OECD from the 1960s to the 1990s. preliminary version. CEPDP, 502. Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science, London, UK. ISBN 0753014904, 1-54.

Romer, D. V. (2001). Advanced Macroeconomics. Published by McGraw-Hill, Publisher: Douglas Reiner, fourth edition.

Tasci. M. R., & Lindner, J. H. (2010). Has the Beveridge Curve Shifted? Federal Reserve Bank of St. Louis, http://www.clevelandfed.org.

Valletta, R. G. (2005). Why Has the U.S. Beveridge Curve Shifted Back? New Evidence Using Regional Data. *Federal Reserve Bank of San Francisco*, 25, 1-37.

Wall, H. J., & Zoega. G. L. (2002). The British Beveridge Curve: A Tale of Ten Regions. *Published by McGraw-Hill, Publisher: Douglas Reiner, fourth edition.*

Yaffee, R. B. (2003). A Primer for Panel Data Analysis. Social Science, Statistics & Mapping Group of ITS. Academic Computing Services, NewYork University, Available at: http://nyu.edu/its/pubs/connect/fall03/yaffee_primer.html.

Yang, L. U. (2013). Labor Market Matching and Unemployment in Urban China. China Economic Review, 24, 108–128.

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 ۸۰/۰۰۰ 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 نام‌خانوادگی: .....

شماره همراه: .....

شماره ثابت: .....

نشانی: .....

کدپستی: .....

نشانی الکترونیکی: .....

اشتراک از شماره: .....

Contents

The Impact of Trade Liberalization and Economic Growth on Non-Oil Bilateral Trade Flow between Iran and China Over the Period 1981-2012 11
Farzaneh Ahmadiyan Yazdi, Mostafa Salimifar, Mohamad Taher Ahmadi Shadmehri

The Impact of Education on Social Capital in Iran (1981-2011) 31
Seyed Mohammad Reza Seyed Nourani, Masomeh Sadat Sajadi, Faezeh Forouzan, Fatemeh Jahangard

Analysis of Existence of Asymmetric Positive & Negative Effects of Exchange Rate Fluctuations on Private Investment 45
Alireza Erfani, Abedin Hosseini, Hamid Maleki

Analysis of the Effects of Fiscal Policy Shocks and Fiscal Multipliers of Iran's Economy in the New-Keynesian Framework 61
Hassan Heidari, Lesyan Saeidpour

Natural Resource Abundance and GDP Per Capita in Oil Countries, with Emphasis on the Economic Freedom 79
Abolfazl Shahabadi, Hamed Sadeghi

The Impact of Health on Per Capita Income: An Empirical Analysis in Middle Income Countries 99
Behzad Salmani, Hossein Panahi, Robab Mohammadi Khaneghahi

Unemployment, Job Vacancies and Beveridge Curve in Provinces of Iran with Panel Data Approach 109
Mohammad Hossein Ehsanfar, Abolghaseme Asna-Ashari Amiri, Seyedeh Vajihe Mikaeeli

Advisory Editorial Board:

Abdoli, G.	Erfani, A.	Khoda Bakhshi, A.	Pour Faraj, A.
Abounoori, A.	Ezzati, M.	Khoda panah, M.	Pour Moghim, S.J.
Abounoori, E.	Fallahi, M. A.	Komijani, A.	Rahmani, T.
Afshari, Z.	Farzin, M.R.	Lashkari, M.	Ranjpour, R.
Agheli, L.	Fotros, M.H.	Maddah, M.	Rasekhi, S.
Ahmadi Shadmehri, M.T.	Ghaffari, Gh.	Makkeyan, S. N.	Rezaei, E.
Akbari, N.	Ghaffari, H.	Mehrara, M.	Saadat, R.
Akbarian, R.	Gholi Zadeh, A.	Mehreghan, N.	Sadeghi, Z.
Asadi, A.	Ghorbani, M.	Mir Bagheri Hir, M.N.	Samadi, A.H.
Asgharpur, H.	Gilak Hakim Abadi, M.T.	Mirzaei, H.	Seyyed Noorani, S.M.
Bafande Imandust, S.	Golestani. Sh.	Mohammad Zadeh, P.	Shahabadi, A.
Bakhshi, L.	Hazeri, Niri H.	Molaei, M.	Shahiki Tash, M. N.
Beheshti, M.B.	Hekmati Farid, M.	Mohamadvand, M.R.	Shavval Pur, S.
Cheshomi, A.	Heydari, H.	Mohseni Zenoozi, S.J.	Soheyli, S.
Dadgar, Y.	Homayuni Far, M.	Monsef, A.	Suri, A.
Delangizan, S.	Hortamani, A.	Moshiri, S.	Tavakolian, H.
Dehghani, A.	Hoseini Nasab, S.E.	Naderi, M.	Yavari, K.
Dehmardeh, N.	Jafari Samimi, A.	Najar Zadeh, R.	Zaraanezhad, M.
Ebrahimi, M.	Karbasi, A.R.	Nasrollahi, K.	Zaroki, Sh.
Emadzadeh, M.	Karimzadeh, M.	Nasrollahi, Z.	Zobeiri, H.
Emami Meybodi, A.	Khalili Eraghi, M.	Paseban, F.	

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	Imam Sadegh 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	Assistant Professor	Shahrud Universit of Technology

Persian Editor: Mohsen Zolfaghari
English Editor: Mojgan Eivazi
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. 5, No. 20, Autumn 2015