بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسئول: هادی غفاری

سردبیر: محمدرضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

ردیف	عضو هیئت تحریریه	مؤسسات آموزشی و پژوهشی	درجه علمی	رشته
۱	ابوالقاسم اثنی‌عشری	دانشگاه پیام نور استان مازندران	دانشیار	اقتصاد
۲	فرهاد خدادادکاشی	دانشگاه پیام نور سازمان مرکزی	استاد	اقتصاد
۳	سید محمدرضا سیدنورانی	دانشگاه علامه طباطبایی	استاد	اقتصاد
۴	اس پی سینگ	آی آی تی رورکی هندوستان	استاد	اقتصاد
۵	هادی غفاری	دانشگاه پیام نور استان مرکزی	دانشیار	اقتصاد
۶	محمدرضا فرزانگان	فیلیپس ماربورگ آلمان	استاد	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)	استاد	اقتصاد
۱۰	اسفندیار معصومی	کالج اموری، آمریکا	استاد	اقتصاد
۱۱	یگانه موسوی جهرمی	دانشگاه پیام نور	استاد	اقتصاد
۱۲	محمدعلی مولایی	دانشگاه صنعتی شاهرود	دانشیار	اقتصاد

شاپا چاپی: ۵۹۵۴-۲۲۲۸ **شاپا الکترونیکی:** ۶۸۹۱-۲۲۵۱

ویراستار فارسی: هادی غفاری **ویراستار انگلیسی:** هادی غفاری

کارشناس فصلنامه: مهدیه آقایی **ویرایش و صفحه‌آرایی:** احمد آقایی

شمارگان چاپ: ۲۵ نسخه **ناشر:** انتشارات دانشگاه پیام نور

قیمت: ۵۰۰۰۰ ریال

آدرس پستی دبیرخانه: اراک، کمربندی شمالی، بعد از جاده فرودگاه، دانشگاه پیام نور اراک، دفتر فصلنامه علمی پـژوهش‌هـای رشد و توسعه اقتصادی.

تلفن: ۳۴۰۶۲۴۷۳-۰۸۶ نمابر: ۳۴۰۲۱۱۵۱-۰۸۶ همراه: ۰۹۱۸۵۲۸۸۱۳۰

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

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

داوران فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

حمید آسایش	مسعود خداپناه	مهدی صادقی شاهدانی	پرویز محمدزاده
محسن ابراهیمی	اکبر خدابخشی یداله دادگر	علی‌حسین صمدی	محمدرضا محمدوند ناهیدی
اسماعیل ابونوری	علی دهقانی	امیر منصور طهرانچیان	محمود محمودزاده
حسین اصغرپور	نظر دهمرده	لطفعلی عاقلی کهنه‌شهری	ابوالفضل محمودی
زهرا افشاری	تیمور رحمانی	قهرمان عبدلی	یوسف محنت فر
نعمت‌اله اکبری	منیر رفعت	مرتضی عزتی	مجید مداح
بیت الله اکبری مقدم	رضا رنج‌پور	مصطفی عمادزاده	سعید مشیری
علی امامی میبدی	هدی زبیری	غلامرضا غفاری	مانی موتمنی
حسین امیری	منصور زراءنژاد	هادی غفاری	میثم موسایی
فاطمه بزازان	شهریار زروکی	محمدحسن فطرس	محمد مولایی
فاطمه پاسبان	محمد رضا سلمانی بی شک	علی فلاحتی	محسن مهرآرا
علیرضا پورفرج	مصطفی سلیمی‌فر	محمدعلی فلاحی	نادر مهرگان
سید جواد پورمقیم	رحمان سعادت	نعمت فلیحی	یونس نادی
وحید تقی نژاد عمران	علی سوری	علیرضا کازرونی	میرناصر میرباقری‌هیر
احمد جعفری‌صمیمی	کیومرث سهیلی	غلامرضا کشاورز حداد	رضا نجارزاده
علی چشمی	سید محمدرضا سیدنورانی	مصطفی کریم‌زاده	زهرا نصراللهی
میرهادی حسینی کندلجی	ابوالفضل شاه‌آبادی	اکبر کمیجانی	خدیجه نصراللهی
هاتف حاضری نیری	هوشنگ شجری	محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی	امیر هرتمنی
جعفر حقیقت	سعید شوال‌پور	محمد لشکری	مسعود همایونی‌فر
محمد حکمتی فرید	محمدنبی شهیکی‌تاش	سید جمال‌الدین محسنی‌زنوزی	کاظم یاوری

این فصلنامه دارای ضریب تأثیر (IF = 1.370) از پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) می‌باشد.

بر اساس رتبه‌بندی نشریات علمی در سال ۱۳۹۶، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی حائز رتبه اول ضریب تأثیر (IF =1.370) در بین تمام مجلات علمی پژوهشی و علمی ترویجی اقتصادی کشور گردید.

همچنین در چهاردهمین جشنواره ملی تجلیل از پژوهشگران و فناوران برتر سال ۱۳۹۲، این فصلنامه به عنوان تنها **نشریه برتر در زمینه علوم انسانی** انتخاب گردید و نیز در جشنواره‌های ملی هفته پژوهش و تجلیل از پژوهشگران برگزیده سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۸ این فصلنامه همواره به عنوان مجله برتر علمی–پژوهشی دانشگاه پیام نور مورد تقدیر قرار گرفته است.

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

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

May 13, 2011

Dear Dr. Ghaffari,

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

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

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

Yours sincerely,

Liz Braunstein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

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

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

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

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

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

بدینوسیله با تبریک صمیمانه برای کسب عنوان

نشریه برتر در زمینه علوم انسانی

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

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

۲۵/۹/۹۴

رضا فرجی دانا

وزیر علوم، تحقیقات و فناوری

شرایط تدوین و پذیرش مقاله و چگونگی ارسال آن

محورهای پذیرش مقاله

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

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

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

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

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

۶- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

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

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

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

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

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

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

شرایط پذیرش مقاله

الف) محتوا

۱- در جهت اهداف و محورهای فصلنامه باشد.

۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.

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

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

ب) شکل ظاهری

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

د) پی‌نوشت‌های توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.

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

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

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

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

نحوه ارسال مقاله

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

۲- ثبت نام در سامانه

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

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

۵- انتخاب گزینه ارسال مقاله.

۶- ارسال مقاله.

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

سایر نکات

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

منشور اخلاقی نشریات علمی ـ پژوهشی دانشگاه پیام‌نور

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

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

۱. مقدمه

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

۲. وظایف و تعهدات نویسندگان (Authors' Responsibilities)

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

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

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

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

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

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

۳. رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی

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

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

٤. وظایف داوران (Reviewers' Responsibility)

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

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

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

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

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

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

منابع

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

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

فهرست مطالب

بررسی اثر مالیات سبز بر مصرف انرژی و رفاه اجتماعی در ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی محاسبه پذیر پویای بازگشتی (**RDCGE**) ۱۵

سلمان ستوده‌نیا، محمدطاهر احمدی شادمهری، سید محمدجواد رزمی، مهدی بهنامه

بررسی تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر و نوآوری‌های فنی و رشد اقتصادی بر انتشار دی اکسید کربن ۳۵

نسیم مسعودی، نظر دهمرده قلعه‌نو، مرضیه اسفندیاری

رابطه بین رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی در بخش‌های اقتصاد ایران ۵۵

حسین فتحی‌زاده، مسعود نونژاد، علی حقیقت، عباس امینی‌فرد

تأثیر تکانه‌های نرخ ارز بر روی آزمون برابری قدرت خرید: با استفاده از رهیافت **NARDL** ۷۷

عباسعلی رضائی، علی رئیس‌پور، محسن زاینده رودی، سید عبدالمجید جلائی

ارتباط متغیرهای نرخ تورم، نرخ ارز و نرخ سود بانکی با رشد اقتصادی در قالب مدل **Panel-VAR**؛ شواهدی از کشورهای مسلمان ۹۳

حسین امیری، محسن صالحی کمرودی، مهناز پاسبان

اثر باز بودن، رابطه مبادله و سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران ۱۰۹

احمدعلی اسدپور

تأثیر مالیات بر بهره‌وری شاغلان صنایع تولیدی ایران، مطالعه برنامه پنجم توسعه (۱۳۹۴-۱۳۹۰) ۱۲۳

سمانه طالعی اردکانی

سخن سردبیر

قبل از فرارسیدن فصل پائیز، چهلمین شماره *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی* تقدیم جامعه علمی کشور شد. خدا را شاکریم که انتشار به موقع، به عنوان یکی از اهداف فصلنامه، تاکنون محقق شده و امید است در ادامه نیز با استفاده از ظرفیت دست اندرکاران فصلنامه، اعضاء محترم هیئت تحریریه، داوران و نویسندگان محترم محقق گردد.

فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی همچنان پاسخگویی دائمی، سریع و شایسته را در دستور کار خود قرار داده است و تلاش می‌کند فاصله دریافت تا پذیرش مقالات را به کوتاه‌ترین زمان ممکن تقلیل دهد. علاوه بر این، در مورد مقالاتی که برای چاپ پذیرفته نمی‌شوند اعلام دقیق نظر داوران به نویسندگان محترم را به عنوان یک اصل در نظر داشته و این امکان را فراهم می‌کند تا محققان ارجمند بتوانند با بهبود مقاله خود بر اساس نظر داوران، شرایط چاپ مقاله را در سایر نشریات اقتصادی فراهم نمایند.

یکی از موفقیت‌های دیگر فصلنامه افزایش ضریب‌تأثیر از ۱/۰۴۳ به ۱/۳۷ بود که برای محققان، اعضاء محترم هیئت علمی دانشگاه‌ها و دانشجویان محترم تحصیلات تکمیلی حائز اهمیت است.

بر اساس گزارش‌های پایگاه استنادی علوم جهان اسلام، ضریب تأثیر فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، در سال جاری رتبه اول کشور را در بین فصلنامه‌های اقتصادی به خود اختصاص داد و ضریب تأثیر ۱/۳۷ را کسب نمود. این موفقیت حاصل لطف دوستان و نویسندگان ارزشمندی است که مقالات وزین خود را برای چاپ در این فصلنامه ارسال می‌نمایند.

ضمن آرزوی روزهای بهتر برای همه عزیزان، مجدداً از همه اساتید و دانشجویان گرامی دعوت می‌کنیم ارسال مقاله در این فصلنامه را در اولویت خود قرار داده و پاسخگویی سریع را به عنوان یکی از حقوق خود از فصلنامه مطالبه نمایند.

محمدرضا لطفعلی‌پور

پائیز ۱۳۹۹

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره چهل، پاییز ۱۳۹۹ (۳۴-۱۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 40, September 2020 (15-34)

بررسی اثر مالیات سبز بر مصرف انرژی و رفاه اجتماعی در ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE)

سلمان ستوده‌نیا[۱]، *محمدطاهر احمدی شادمهری[۲]، سید محمدجواد رزمی[۳]، مهدی بهنامه[۴]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه بین‌الملل فردوسی مشهد
۲. دانشیار و عضو هیئت علمی دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
۳. دانشیار و عضو هیئت علمی دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
۴. استادیار و عضو هیئت علمی دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

(دریافت: ۱۳۹۸/۶/۲۶ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۹/۰۲)

Studying the Effect of Green Tax on Iran's Energy Consumption and Social Welfare Using Recursive Dynamic Computable General Equilibrium (RDCGE) Model

***Salman Sotoodeh Nia[1], *Mohammad Taher Ahmadi Shadmehri[2], Seyed Mohammad Javad Razmi[3], Mahdi Bahnameh[4]**

1. Ph.D. Student of Economics, University of Economics, Ferdowsi University of Mashhad
2. Associate Professor, Faculty of Economics, Ferdowsi University of Mashhad
3. Associate Professor, Faculty of Economics, Ferdowsi University of Mashhad
4. Assistant Professor, Faculty of Economics, Ferdowsi University of Mashhad

(Received: 17/Dec/2019 Accepted: 23/Nov/2019**)**

چکیده:

در این مطالعه به بررسی اثر وضع مالیات سبز در قالب سناریوهای مختلف (پایه، ۵٪، ۱۰٪ و ۲۰٪) بر مصرف انرژی‌های فسیلی (نفت گاز، بنزین و گازطبیعی)، انتشار گازهای گلخانه‌ای و رفاه اجتماعی در ایران با مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE) پرداخته شد. کالیبراسیون مدل با بکارگیری ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ و سناریوی پایه (۰٪ اعمال مالیات سبز) صورت پذیرفت. همچنین، جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار Matlab استفاده شد. نتایج نشان داد که همراه با افزایش نرخ وضع مالیات سبز، اگر یک شوک مثبت بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، از روند افزایش مصرف نفت گاز، گاز طبیعی و بنزین کاسته می‌شود. همچنین، با اعمال ۰٪ و ۵٪ مالیات سبز، مصرف انرژی‌های فسیلی مورد بررسی کارایی نداشته، با اعمال ۱۰٪ مالیات سبز، مصرف گاز طبیعی و بنزین کارایی داشته، لیکن مصرف نفت‌گاز کارایی ندارد. با اعمال ۲۰٪ مالیات سبز، مصرف انرژی‌های فسیلی مورد بررسی کارایی خواهد داشت. همراه با افزایش نرخ وضع مالیات سبز، اگر یک شوک بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، از روند افزایش انتشار گازهای آلاینده کاسته می‌شود و به منظور کاهش انتشار گازهای آلاینده در فرایند رشد اقتصادی، می‌بایست نرخ مالیات سبز بیش از ۱۰٪ اعمال شود. در نهایت، همراه با افزایش نرخ وضع مالیات سبز از ۰٪ به ۵٪، ۱۰٪ و ۲۰٪ اگر یک شوک بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، رفاه اجتماعی به ترتیب، کمتر از ۱٪، بیش از ۱٪ و مجدداً کمتر از ۱٪ افزایش می‌یابد. لذا در میان سناریوهای مورد بررسی، وضع ۱۰٪ مالیات سبز، بهترین سناریو جهت افزایش رفاه اجتماعی می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: مصرف انرژی، مالیات سبز، رفاه اجتماعی، الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی.
طبقه‌بندی JEL: D58، H23، Q52.

Abstract:

In this study the effects of levying various green taxes (base, 5%, 10% and 20%) on Iran's fossil energy consumption (oil gas (OG), natural gas (NG) and gasoline (GA)), pollutant gas emission and social welfare was studied using a Recursive Dynamic Computable General Equilibrium (RDCGE) model. In order to RDCGE calibration, the Iran's social accounting matrix (SAM)) and base scenario was used. Required data was gathered from central bank of Iran (CBI), Iran's statistic center and ministry of energy during 2008-2016 seasonality. Also, for data analyzing Matlab software was applied. Results indicate that in while increasing green tax, a positive shock of economic growth (1%), reduces the increasing trend of OG, NG and GA. Also, levying 0% and 5% green tax couldn't make the consumption of mentioned energies efficient, levyeing 10% green tax makes the consumption of NG and GA efficient and levying 20% green tax makes the consumption of mentioned energies efficient. In addition, while increasing green tax, a positive shock of economic growth (1%), reduces the increasing trend of gas pullotants emission and in orther to decreasing gas pollutants emission during economic growth, 10% green tax should be levy. Finally, while increasing green tax from 0% to 5%, 10% and 20%, a positive shock of economic growth (1%) increases the social welfare, less than 1%, more than 1% and less than 1%, respectively. Therefore, between studied scenarios, levying 10% green tax is the best for increasing social welfare.

Keywords: Energy Consumption, Green Tax, Social Welfare, RDCGE.
JEL: D58, H23, Q52.

*** نویسنده مسئول:** محمدطاهر احمدی شادمهری
E-mail: shadmhri@um.ac.ir

*Corresponding Author: Mohammad Taher Ahmadi Shadmehri

۱- مقدمه

در دنیای کنونی حرکت به سمت توسعه اقتصادی بدون در نظر گرفتن انرژی غیرممکن به نظر می‌رسد. انرژی در کشورهای در حال توسعه علاوه بر نقش خود به عنوان عامل اصلی تولید، به عنوان یک منبع درآمد ملی نیز محسوب می‌شود، لذا لزوم حرکت به سمت رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه از یک سو و نقش اساسی انرژی در این راه از سوی دیگر، نشان‌دهنده اهمیت شناخت عوامل اثرگذار بر مصرف و مدیریت انرژی است (قائد و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۴۰). در فعالیت‌های تولیدی و خدماتی، انرژی به عنوان نیروی محرکه از جایگاه مهمی برخوردار است و در مجموع، اهمیت ویژه‌ای در رشد و توسعه اقتصادی دارد (حسین‌زاده و مداح، ۱۳۹۷: ۱۰۵). انرژی به عنوان یکی از نهاده‌های مهم در تولید کالاها و خدمات محسوب شده و نقش مهمی را در طرف عرضه و تقاضای اقتصاد ایفا می‌کند (قزوینیان، ۱۳۹۷: ۱۰۰). از نقطه نظر تقاضا، انرژی به عنوان یکی از عوامل مؤثر در تصمیمات مصرف‌کنندگان برای حداکثر کردن مطلوبیت مطرح بوده و در طرف عرضه اقتصاد نیز می‌تواند به همراه سایر نهاده‌های تولید، نظیر موجودی سرمایه و نیروی کار، نقش اساسی و مهمی در رشد و توسعه اقتصادی کشورها و همچنین ارتقای استانداردهای زندگی ایفا کند (جباری و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۲۵). از طرف دیگر، مصرف بی‌رویه انرژی، به ویژه سوخت‌های فسیلی برای تحقق اهداف رشد اقتصادی و علاوه بر آن ضعف کارآیی در مصرف انرژی باعث افزایش آلودگی محیط زیست می‌شود ؛ به طوری که از عوامل مهم آلودگی هوا، انتشار گاز دی اکسیدکربن که یکی از مهمترین انواع گازهای گلخانه‌ای است (ابویی و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۷۰)، نتیجه مصرف سوخت‌های فسیلی در بخش‌های تولیدی، تجاری، خدماتی و خانگی می‌باشد (مجدزاده طباطبائی و هادیان، ۱۳۹۷: ۱۵۱). بر اساس آمار سازمان جهانی بهداشت (WHO)[1]، منابع آلاینده در فضای باز باعث مرگ و میر ۳/۷ میلیون نفر شده که ۶۵ درصد از این میزان، مربوط به قاره آسیا می‌باشد (سازمان جهانی بهداشت، ۲۰۱۷). به گزارش مؤسسه تأثیرات سلامت (HEI)[2] بیش از ۹۰ درصد جمعیت جهان در مناطقی با هوای ناسالم زندگی می‌کنند (مؤسسه تأثیرات سلامت، ۲۰۱۷). بررسی اخیر بانک جهانی نیز نشان می‌دهد که آلودگی هوا به تنهایی چهارمین عامل مرگ و میر زودرس در جهان می‌باشد (بانک جهانی، ۲۰۱۷)[3]. براساس آخرین آمارهای گزارش آژانس بین‌المللی انرژی[4] در سال ۲۰۱۷، سرانه مصرف نهایی انرژی ایران در بخش‌های کشاورزی، خانگی، تجاری و عمومی، حمل و نقل و صنعت به ترتیب ۳/۴، ۲/۰، ۱/۶ و ۱/۴ برابر متوسط جهانی است (آژانس بین‌المللی انرژی، ۲۰۱۷)[5]. همچنین، بر اساس آخرین آمار منتشر شده مربوط به ترازنامه انرژی، مصرف انرژی در ایران از ۱۵۱/۲۳ میلیون تن معادل نفت خام در سال ۱۳۸۷ به ۱۸۷/۴۳ میلیون تن معادل نفت خام در سال ۱۳۹۵ رسیده است. علاوه بر این، انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلاینده از ۵۳۵/۳۱ میلیون تن در سال ۱۳۸۷ به ۵۹۸/۹۶ میلیون تن در سال ۱۳۹۵ رسیده است (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۵). با توجه به مطالب فوق، به دلیل گسترش اثرات جانبی منفی ناشی از مصرف انرژی از جمله آلودگی هوا و اثرات زیان بار آن بر اقتصاد، محیط زیست و سلامت جامعه، ضروری است که دولت از طریق انگیزه‌های اقتصادی مانند مالیات سبز این اثرات را به سطح بهینه رساند (رافعی و صیادی، ۱۳۹۷: ۱۵۵). این پایه مالیاتی که بر انواع آلودگی‌های محیط زیستی اعمال می‌شود، نه تنها کارایی را خدشه‌دار نمی‌کند، بلکه به دلیل کاهش هزینه‌های ناشی از آلودگی، فایده اجتماعی را نیز افزایش می‌دهد. لذا این نوع مالیات اصطلاحاً مالیات سبز نامیده می‌شود (ترکی و دهمرده، ۱۳۹۷: ۷۹). مالیات سبز بر پایه هزینه اعمال می‌شود، از این رو گستردگی بسیاری داشته و درآمد مناسبی را برای دولت به همراه دارد، به همین جهت می‌تواند جانشین سایر پایه‌های مالیاتی گردد. این نکته از یکسو اثر اختلال‌زایی مالیات‌های دیگر را کاهش داده و از سوی دیگر برای جامعه به دلیل کاهش آلودگی فواید بسیاری دارد. لیکن، در قوانین مالیاتی ایران، موردی که به توان آن را به مالیات سبز مرتبط ساخت مشاهده نشده است؛ تنها در بخش معافیت‌های مالیاتی تمهیداتی برای مؤسسات و شرکت‌هایی که صنایع خود را از شهرهای بزرگ به مناطق کمتر توسعه یافته منتقل می‌کنند، دیده شده است. همچنین برای شرکت‌ها و مؤسساتی که در امر تحقیق و توسعه برای بهبود روش‌های تولید و کاهش آلودگی هزینه‌هایی انجام دهند، این هزینه‌ها به عنوان هزینه‌های قابل قبول مالیاتی در نظر گرفته خواهد شد (عامری و میری، ۱۳۹۴: ۴۹). از طرف دیگر، آثار اقتصادی و اجتماعی مالیات سبز دارای دامنه گسترده‌ای است، لذا مطالعه و پیش‌بینی آثار احتمالی

1. World Health Organization
2. Health Effects Institute
3. World Bank
4. International Energy Agency
5. International Energy Agency (IEA) (2017)

سیاست‌های مختلف امری ضروری می‌باشد. همچنین، اکثر مطالعات انجام شده در این حوزه با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی، تعادل عمومی محاسبه‌پذیر ایستا و در پیشرفته‌ترین حالت تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویا صورت پذیرفته است. لیکن در مدل‌های اقتصادسنجی اثرات مالیات سبز بر سایر بخش‌های اقتصاد بررسی نمی‌شوند. مدل‌های تعادل عمومی پویا نیز، به دو دسته مدل‌های بین زمانی و بازگشتی تقسیم می‌شوند. مدل‌های بین زمانی مبتنی بر فرض نظریه رشد بهینه هستند که در آن فرض می‌شود عاملین اقتصادی قابلیت پیش‌بینی کامل را دارند که در بسیاری از شرایط اقتصادی و خصوصاً در کشورهای در حال توسعه، صادق نیست. از این رو، بسیاری از کارشناسان معتقدند که مدل‌های بازگشتی واقع بینانه‌تر بوده و از قابلیت اعتماد بیشتری برخوردار می‌باشند (دکالو و همکاران، ۲۰۱۳: ۲۲۰)[1]. لذا در این مطالعه به بررسی اثر مالیات سبز در قالب سناریوهای مختلف (پایه، ۵٪، ۱۰٪ و ۲۰٪) بر مصرف انرژی‌های فسیلی (نفت‌گاز، بنزین و گاز طبیعی)، انتشار گازهای گلخانه‌ای و رفاه اجتماعی در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE)[2] پرداخته می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

میگوئل و مانزانو[3] در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر اصلاح مالیات سبز بر اقتصاد اسپانیا با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویا (DSGE) در چارچوب تشکیل درآمد خنثی پرداختند. نتایج حاکی از این است که در صورت وجود سهام محیط زیست، سود سهام بستگی به نوع اصلاحات، اندازه و نحوه اجرای آن دارد، به طوری‌که، اصلاحات یک مرحله‌ای موجب ایجاد سود سهام بیشتری به همراه اعمال هزینه‌های کارآیی بالا در کوتاه‌مدت شده و اصلاحات به صورت تدریجی، تنها سود سهام در کوتاه‌مدت را افزایش داده و این درآمد در بلندمدت وجود نخواهد داشت (میگوئل و مانزانو، ۲۰۱۱: ۵۲).

وبستر و آیاتاکشی[4] در مطالعه‌ای به تجزیه و تحلیل طرف عرضه و تقاضای انرژی‌های فسیلی و تأثیرات مالیات‌های زیست محیطی در قالب اقتصاد ملی و اقتصاد باز کشور انگلستان با استفاده از تکنیک داده- ستانده پرداختند. نتایج حاصل از این بررسی حاکی از این است که این سیاست در کوتاه‌مدت تغییری در قیمت کالاهای نهایی ایجاد نکرده (که این امر به دلیل تعیین این قیمت‌ها در بازار جهانی است)، اما بر میزان سودآوری بنگاه‌های تولیدی تأثیرگذار است. کاهش حاشیه سود، دو انگیزه اساسی را برای تولیدکنندگان فراهم خواهد کرد. از یک سو، آنان را به استفاده از تکنولوژی‌های دوست‌دار محیط زیست تشویق کرده و از سوی دیگر، از منابع تولید در جهت تولید کالاهایی که آسیب کمتری به محیط زیست وارد می‌کند، استفاده خواهند کرد (وبستر و آیاتاکشی، ۲۰۱۳: ۱۴۲۳).

چانگ و همکاران[5] در مطالعه‌ای با استفاده از تئوری بازی‌ها، اثرات تخصیص مضاعف مالیات بر الکتریسیته در صنعت برق تایوان را بررسی کردند. یافته‌های تحقیق نشان داد که اعمال مقدار مشخص مالیات بر برق مصرفی و باز توزیع آن در قالب کمک هزینه تحقیق و پژوهش به نیروگاه‌ها باعث افزایش رفاه اجتماعی می‌گردد، (چانگ و همکاران، ۲۰۱۴: ۹۱۸).

اوئسلاتی[6] در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر اصلاح مالیات زیست محیطی و سیاست پرداخت عمومی بر روی رشد و رفاه، در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی در اقتصاد انگلستان پرداخت. برای این منظور، از مدل رشد درون‌زای دو بخشی استفاده کرد که در آن تعاملات بین سلامتی، آموزش و محیط زیست در نظر گرفته شده است. نتایج نشان داد که اصلاحات مالیاتی (در جهت افزایش مالیات) همراه با یک تغییر متناسب در ساختار پرداخت عمومی، ممکن است رشد و رفاه را در بلندمدت بهبود بخشد (اوئسلاتی، ۲۰۱۵: ۳).

مولر[7] در مطالعه‌ای به تحلیل تقاضای انرژی برق و سایر انرژی‌ها در بخش صنعت و تجارت با هدف بررسی امکان استفاده از مالیات‌های زیست محیطی به منظور جایگزین کردن انرژی الکتریسیته به عنوان نهاده دوستدار محیط زیست با سایر انرژی‌ها در هشت زیربخش صنعت کشور دانمارک طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۶۶ پرداخت. برای این منظور با استفاده از روش هم‌جمعی، روابط تقاضای بلندمدت به تفکیک زیربخش‌ها برآورد شده و اثر تغییر قیمت‌های نسبی برق و سایر نهاده‌های انرژی بر جانشینی بین مصرف آنها بررسی گردیده است. نتایج پرکشش بودن تقاضای انرژی در پنج زیربخش را نشان می‌دهد

1. Decaluwé et al. (2013)
2. Recursive Dynamic Computable General Equilibrium
3. Miguel & Manzano (2011)
4. Webster & Ayatakshi (2013)
5. Chang et al. (2014)
6. Oueslati (2015)
7. Moler (2017)

و نتایج حاصل از آزمون واکنش آنی، امکان استفاده از مالیات به منظور جایگزین نمودن برق با سایر انرژی‌های فسیلی را تأیید می‌کند (مولر، ۲۰۱۷: ۹۹).

ویسه و لین[1] به بررسی تأثیر مالیات کربن بر تولید، رفاه و آلودگی محیط زیست در چین پرداختند. نتایج نشان داد که با اعمال مالیات کربن، علی‌رغم کاهش تولید در بخش‌های مختلف از جمله برق، رفاه افزایش یافته و مالیات کربن، آلودگی محیطی را تا حدود ۶۲/۵٪ کاهش می‌دهد (ویسه و لین، ۲۰۱۸: ۱۱۹).

مقیمی و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی آثار رفاهی و زیست محیطی مالیات سبز و کاهش یارانه سوخت در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پرداختند. برای این منظور، با استفاده از جدول داده – ستانده سال ۱۳۸۰ و مدل تعادل عمومی قابل محاسبه، آثار رفاهی و زیست محیطی دو سیاست وضع مالیات سبز و کاهش یارانه سوخت بررسی شده است. همچنین، با استفاده از تکنیک MCP و نرم‌افزار GAMS، تغییرات رفاه با لحاظ آثار زیست محیطی و بدون لحاظ آثار زیست محیطی، تغییر در تقاضای انرژی و تغییرات سهم آلاینده CO_2، NO_X و CH در قالب پنج سناریوی مالیاتی ارزیابی شدند. نتایج نشان داد که با وضع مالیات بر سوخت، تقاضای واسطه‌ای و مصرفی سوخت‌های فسیلی کاهش می‌یابد (مقیمی و همکاران، ۱۳۹۰: ۸۰).

اسلامی و هادیان در مطالعه‌ای به ارزیابی تأثیر مالیات سبز بر اشتغال بخش‌های مختلف اقتصادی کشور ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پرداختند. برای این منظور، در این مطالعه تلاش شده تا با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۴ و مدل تعادل عمومی قابل محاسبه، آثار سیاست وضع مالیات سبز بر تقاضای حامل‌های انرژی فرآورده‌های نفتی و گاز طبیعی در قالب هفت سناریو بر سطح اشتغال در ایران بررسی شود. نتایج نشان می‌دهد که با وضع مالیات بر حامل‌های انرژی، اشتغال به شدت کاهش یافته است. همچنین، در حالت اعمال شوک یکباره و بیشتر از ۱۵٪ بدلیل عدم توانایی جایگزینی عوامل با یکدیگر اشتغال بسیار متأثر از سیاست مالیات سبز بوده ولی در حالت شوک تدریجی کمتر از ۱۵٪ این شاخص کمتر متأثر می‌شود (اسلامی و هادیان، ۱۳۹۳: ۴۹).

حیدری و همکاران در مطالعه‌ای به ارائه مدلی جهت تعیین نرخ بهینه مالیات‌های زیست محیطی پرداختند. آنها با استفاده از بازی استاکلبرگ و تجزیه تحلیل‌های عددی، تخصیص مجدد مالیات در بازار برق ایران را بررسی نموده و نرخ بهینه مالیات بر برق را تعیین کردند. بر اساس نتایج تحقیق، اگر نرخ مالیات برق ۲/۲۶ ریال بر هر کیلو وات ساعت باشد، تولید و مصرف برق بهینه خواهد بود و هزینه‌های تحقیق و توسعه جهت تکنولوژی‌های کاهنده آلودگی به خوبی عمل خواهد کرد (حیدری و همکاران، ۱۳۹۴: ۶۹).

جعفری صمیمی و علیزاده ملفه در مطالعه‌ای به شبیه‌سازی مالیات سبز بر رشد اقتصادی ایران با کاربرد روش تعادل عمومی قابل محاسبه پرداختند. نتایج به دست آمده نشان داد که افزایش نرخ مالیات سبز به عنوان مالیات غیرمستقیم در تمامی سناریوها، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. همچنین در همه سناریوها با لحاظ اثر مثبت کاهش آلودگی، تغییرات رشد اقتصادی مثبت است و میزان آن با افزایش نرخ مالیات افزایش می‌یابد (جعفری‌صمیمی و علیزاده ملفه، ۱۳۹۵: ۵۸).

ترکی و دهمرده به مدل‌سازی تأثیرات مالیات سبز بر هزینه‌های سلامت با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه پرداختند. برای این منظور مدل ارائه شده با ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ ایران کالیبره شده و متغیرهای درون‌زای مدل با تکنیک مسائل مکمل خطی و با استفاده از نرم‌افزار گمز محاسبه شد. نتایج نشان داد که با افزایش نرخ‌های مالیات سبز، هزینه‌های سلامت ناشی از کاهش آلودگی هوا به طور قابل توجهی کاهش می‌یابد. همچنین، ارزیابی مالی این تأثیرات بر شاخص‌های سلامت از جمله مرگ و میر، بیماری و اثرات دیگر ناشی از آلودگی هوا به ترتیب ۶۲، ۲۶/۴ و ۱۱/۶٪ برآورد شد (ترکی و دهمرده، ۱۳۹۷: ۸۳).

مرور مبانی نظری و ادبیات موضوع تحقیق نشان می‌دهد که ایران به لحاظ شاخص‌های زیست محیطی و مصرف انرژی از جایگاه مناسبی برخوردار نمی‌باشد. لذا اعمال مالیات‌های سبز می‌تواند ضمن کاهش مصرف بی‌رویه انرژی در کشور، موجب کاهش اثرات منفی ناشی از انتشار گازهای آلاینده شود. از طرف دیگر، مرور مطالعات پیشین نشان می‌دهد که تاکنون مطالعه جامعی در کشور به بررسی همزمان اثر مالیات‌های سبز بر مصرف انرژی‌های فسیلی، انتشار گازهای آلاینده و رفاه اجتماعی نپرداخته است. از طرف دیگر، اکثر مطالعات انجام شده در این حوزه با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی، مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر ایستا و در پیشرفته‌ترین حالت مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای ساده صورت پذیرفته است.

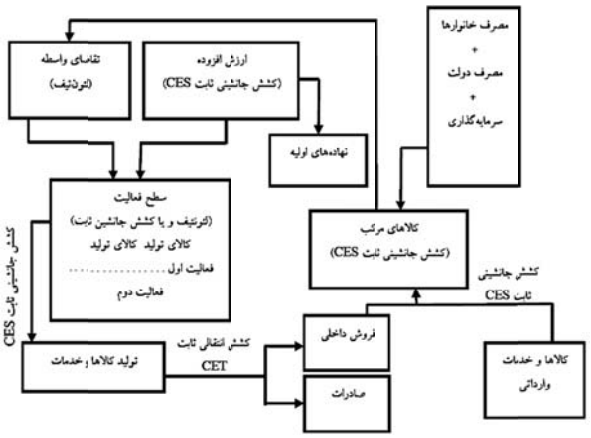
1. Wesseh & Lin (2018)

لذا در این مطالعه بـه بررسـی تـأثیر مالیـات سـبز بـر مصـرف انرژی‌های فسیلی، انتشار گازهای آلاینده و رفـاه اجتمـاعی بـا بهره‌گیری از رهیافت الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویـای بازگشتی (RDCGE) پرداخته می‌شود.

۳- روش‌شناسی

۳-۱- مراحـــل بـــرآورد مـــدل تعـــادل عمـــومی محاسبه‌پذیر (CGE) برای اقتصاد ایران

در این مطالعه به منظور برآورد مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر (CGE) از الگوی هوزو (۲۰۰۴)[1] که شامل معادلات مربوط به تولید، مصرف خانوارها و دولـت، پـس‌انـداز، سـرمایه‌گـذاری و تجارت خـارجی اسـت، اسـتفاده مـی‌شـود. شـکل زیـر فراینـد معـادلات تحقیـق حاضـر را بـر اسـاس مـدل تعـادل عمـومی محاسبه‌پذیر (CGE) نشان می‌دهد:



شکل ۱: اجزاء مدل تعادل عمومی محاسبه پذیر (CGE)
مأخذ: لافگرین (۲۰۰۱)[2]

معادلات این مدل به‌صورت زیر می‌باشد:

۱	$VA_j = b_j \prod_h FD_{hj}^{\beta_{hj}}$
۲	$X_{ij} = ax_{ij} Y_j$
۳	$VA_j = ay_j Y_j$
۴	$FD_{hj} = \frac{\beta_{hj} . PN_j}{W_h} . VA_j$
۵	$PS_j = ay_j . PN_j + \sum_i ax_{ij} . PQ_i$ +REMIT.EXR
۶	$Y_{hoh} = \sum_h W_h . FS_h$ +GOVTH
۷	$C_i . PQ_1 = \lambda_{ci} (Y_{hoh} - TAX_{dir} - SAV_{hoh})$
۸	$TAX_{ind.j} = tx_j . PS_j . Y_j$
۹	SAVING= INVEST
۱۰	$TAX_{dir} = td . \sum_h W_h FS_h$
۱۱	$TARIFF_j = tm_j . PM_j . M_j$
۱۲	$Y_g = TAX_{dir} + \sum_j TAX_{ind.j} + \sum_j TARIFF_j + E_{oil}$
۱۳	$G_i . PQ_i = \lambda_{gi} GDTOT$
۱۴	$ID_i . PQ_i = \mu_i . INVEST$
۱۵	$SAVING = (SAV_{hoh} + SAV_g + EXR . SAV_f)$
۱۶	$SAV_{hoh} = s_{hoh} . Y_{hoh}$
۱۷	$SAV_g = s_g . Y_g$
۱۸	$E_i = (\frac{\theta_i^{\rho_{ei}} . \beta_{ei} (tx_i + PS_i)}{PE_i})^{\frac{1}{1-\rho_{ei}}} . Y_i$
۱۹	$PE_i = pwe_i + EXR$
۲۰	$PM_i = pwm_i + EXR$
۲۱	$Q_i = \gamma_i (\alpha_{mi} . M_i^{\rho_{mi}} + \alpha_{di} + D_i^{\rho_{mi}})^{\frac{1}{\rho_{mi}}}$
۲۲	$M_{iq} = (\frac{\gamma_i^{\rho_{mi}} . \alpha_{mi} . PQ_i}{(1+tm_i) . PM_i})^{\frac{1}{1-\rho_{mi}}} . Q_i$
۲۳	$D_i = (\frac{\gamma_i^{\rho_{mi}} . \alpha_{di} . PQ_i}{PD_i})^{\frac{1}{1-\rho_{mi}}} . Q_i$
۲۴	$Y_i = \theta_i (\beta_{ei} . E_i^{\rho_{ei}} + \beta_{di} . D_i^{\rho_{ei}})^{\frac{1}{\rho_{ei}}}$
۲۵	$D_i = (\frac{\theta_i^{\rho_{ei}} \beta_{di} (tx_i + PS_i)}{PD_i})^{\frac{1}{1-\rho_{ei}}} . Y_i$
۲۶	$\sum_j FD_{hj} = FS_h$
۲۷	$Q_i = C_i + G_i + ID_i + \sum_j X_{ij}$
۲۸	$\sum_i pwe_i . E_i + SAV_f + REMIT = \sum_i pwm_i . M_i$
۲۹	$PINDEX = \sum_i \omega_i PQ_i$

1. Hosoe (2004)
2. Löfgren (2001)

به طوری‌که در معادلات فوق متغیرها عبارتند از:

VA_j	ارزش افزوده بخش jام
FD_{hj}	تقاضا برای عامل تولید h ام توسط بخش j ام
Y_j	ستاده ناخالص بخش j
X_{ij}	تولید بخش i که به عنوان نهاده واسطه‌ای توسط بخش j مصرف می‌شود
PN_j	قیمت ارزش افزوده بخش j ام
W_h	دستمزد عوامل تولید
PS_j	قیمت عرضه
PQ_i	قیمت کالای مرکب
Y_{hoh}	درآمد خانوار
FS_h	مقدار عرضه عامل اولیه hام
GOVTH	پرداخت‌های انتقالی دولت به خانوارها
REMIT	خالص وجود دریافتی از خارج
EXR	نرخ ارز
C_i	مقدار مصرف خانوارها از کالای بخش i ام
TAX_{dir}	مالیات مستقیم بر درآمد خانوارها
SAV_{hoh}	پس‌انداز خانوارها
$TAX_{ind,j}$	مالیات غیرمستقیم در هر بخش
$TARIFF_j$	تعرفه واردات
E_{oil}	درآمد دولت ناشی از صادرات نفت
Y_g	کل درآمد دولت
PM_j	قیمت داخلی واردات
M_j	مقدار واردات
GDTOT	کل مخارج دولت
SAV_g	پس‌انداز دولت
G_i	مخارج دولت
SAV_f	پس‌انداز خارجی
ID_i	سرمایه‌گذاری
SAVING	کل پس‌انداز
INVEST	کل سرمایه‌گذاری
PE_i	قیمت داخلی صادرات
Q_i	کالای مرکب
D_i	کالای تولید شده داخلی
PD_i	قیمت کالای تولید شده داخلی
E_i	مقدار صادرات
PINDEX	شاخص قیمت

همچنین پارامترهای مدل عبارتند از:

i و j	اندیس بخش‌ها
h	اندیس عوامل اولیه تولید (نیروی کار و سرمایه)
b_j	پارامتر کارایی در تابع تولید
β_{hj}	پارامتر سهم در تابع تولید یا کشش تولید بخش j نسبت به نهاده h
ax_{ij}	ضریب کمینه نیاز به نهاده واسطه بخش i برای تولید یک واحد ستاده ناخالص بخش j (ضرایب فنی داده– ستاده)
ay_j	ضریب کمینه نیاز به ارزش افزوده برای تولید یک واحد ستاده ناخالص
λ_{ci}	پارامتر سهم در تابع مطوبیت یا سهم هر کالا در سبد مصرفی خانوار
tx_j	نرخ مالیات بر فروش
td	نرخ مالیات مستقیم
tm_j	نرخ تعرفه واردات
λ_{gi}	پارامتر سهم مخارج دولت در هر بخش
S_{hoh}	تمایل متوسط به پس‌انداز بخش خصوصی
S_g	تمایل متوسط به پس‌انداز دولت
μ_i	پارامتر سهم سرمایه‌گذاری بخش i
pwe_i	قیمت جهانی صادرات
pwm_i	قیمت جهانی واردات
γ_i	پارامتر کارایی در تابع تولید کالای مرکب
α_{mi}	پارامتر سهم در تابع آرمینگتون
α_{di}	پارامتر سهم در تابع آرمینگتون
ρ_{mi}	توان تابع آرمینگتون یا پارامتر مربوط به کشش جانشینی
η_i	کشش تابع آرمینگتون
θ_i	پارامتر کارایی تابع انتقال
β_{ei}	پارامتر سهم در تابع انتقالی
β_{di}	پارامتر سهم در تابع انتقالی
ρ_{ei}	توان تابع انتقالی یا پارامتر مربوط به کشش انتقالی
σ_i	کشش انتقالی
ω_i	وزن قیمت در هر بخش

علاوه بر این، فرض می‌شود که بخش‌های اقتصادی برای تولید از نیروی کار و سرمایه به عنوان نهاده‌های اولیه استفاده می‌کنند. برای واقعیت بخشی به مدل، افزون بر نهاده‌های اولیه، فرض می‌شود که بخش‌ها، نهاده‌های واسطه‌ای را نیز

برای تولید به کار می‌برند. برای راحتی، مراحل تولید به دو مرحله بالایی و پایینی تقسیم می‌شود. فرض می‌شود در مرحله پایین، ارزش افزوده (یا عامل اولیه مرکب)[1] از ترکیب نیروی کار و سرمایه با فناوری تولید کاب - داگلاس[2] به دست می‌آید (معادله ۱). در مرحله بالا، ستاده ناخالص از ترکیب ارزش افزوده و نهاده‌های واسطه‌ای با فناوری تولید لیونتیف[3]، تولید می‌شود. با توجه به این دو مرحله، هر بخش تابع سود خود را نسبت به تولیدش بیشینه می‌کند (معادلات ۲، ۳، ۴ و ۵). همچنین در این مطالعه فرض می‌شود که عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه) در تعادل بوده و عرضه عوامل ثابت است. پس تغییر در مالیات سبز، تغییری در کل تقاضای نیروی کار و سرمایه ایجاد نمی کند و تنها انتقال عوامل تولید از بخشی به بخش دیگر صورت می‌گیرد. برای محاسبه مصرف بخش خصوصی (خانوارها)، فرض می‌شود که مصرف کنندگان سبد مصرفی خود را طوری انتخاب می‌کنند که مطلوبیت آنها بیشینه شود. درآمد آنها از محل عرضه عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه) به اضافه پرداخت‌های انتقالی دولت به خانوارها و خالص وجوه دریافتی از خارج به دست می‌آید (معادله ۶). مطلوبیت خانوارها بستگی به مقدار مصرف آنها از کالای تولید شده در هر بخش دارد. تابع مطلوبیت، یک تابع کاب– داگلاس است که با توجه به قید بودجه که برابر با درآمد خالص خانوار (درآمد خانوار منهای مقدار مالیات مستقیم و پس‌انداز) است، بیشینه خواهد شد. با توجه به این، معادله مصرف خانوار به دست می‌آید (معادله ۷). همچنین دولت با اعمال مالیات بر فروش (معادله ۸)، مالیات مستقیم بر درآمد خانوار (معادله ۹) و تعرفه بر واردات (معادله ۱۰) به اضافه درآمد حاصل از صادرات نفت کسب درآمد می‌کند (معادله ۱۱). مخارج دولت تابعی از کل مخارج دولت در همه بخش‌ها که متغیری برون‌زا است، درنظر گرفته شده است (معادله ۱۲). سرمایه‌گذاری در هر بخش (معادله ۱۳) تابعی از کل سرمایه‌گذاری است که برابر کل پس‌انداز (معادله ۱۴) خواهد بود و از مجموع پس‌اندازهای خصوصی (معادله ۱۵)، دولتی (معادله ۱۶) و پس‌انداز خارجی به دست می‌آید. پس‌انداز خارجی به صورت متغیری برون‌زا فرض شده است و بنابراین نرخ ارز، تراز تجاری را برقرار می‌کند. همچنین، کل پس‌انداز برابر با کل سرمایه‌گذاری خواهد بود (معادله ۱۷). در بخش تجارت خارجی فرض می‌شود که کشور کوچک است. یعنی کشور تأثیری روی قیمت‌های بازارهای جهانی ندارد. بنابراین قیمت‌های جهانی واردات و صادرات ثابت است (معادله ۱۸ و ۱۹). هنگامی که مدل برای یک اقتصاد باز در نظر گرفته می‌شود، نیاز به لحاظ کردن برخی ملاحظات در مورد جانشینی بین کالاهای وارداتی، صادراتی و عرضه شده در داخل وجود دارد. در مدل‌های تعادل عمومی بین کالاهای وارداتی و داخلی و همچنین بین کالاهای تولید شده برای صادرات و کالاهای تولید شده برای فروش داخلی تفاوت وجود دارد. فرض می‌شود که مجموع کالاهای وارداتی و عرضه شده در داخل، کالای مرکب[4] (کالای آرمینگتون)[5] را می‌سازد. این کالای مرکب به عنوان نهاده‌های واسطه‌ای و مصارف نهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد. فرض می‌شود که واردات جانشین ناقص برای تولیدات داخلی است؛ به این معنی که یک واحد کالای وارداتی می‌تواند با بیش از یک واحد کالای داخلی جانشین شود. این فرضیه به فرضیه آرمینگتون مشهور است. رابطه بین واردات و تولید داخلی به صورت یک تابع کشش ثابت جانشینی (CES)[6] نمایش داده می‌شود (معادله ۲۰). با توجه به مسئله بیشینه سازی، توابع تقاضا برای واردات و تولیدات داخلی به صورت معادله‌های (۲۱) و (۲۲) به دست خواهد آمد. همچنین فرض می‌شود که صادرات به طور ناقص قابل تبدیل به تولید داخلی است. رابطه بین صادرات و تولید داخلی نیز بر اساس یک تابع کشش ثابت انتقالی (CET)[7] بیان می‌شود (معادله ۲۳). با توجه به مسئله بیشینه سازی، توابع عرضه صادرات و کالای داخلی به ترتیب به صورت رابطه‌های (۲۴) و (۲۵) به دست خواهد آمد. برای ایجاد تعادل در چهار بازار نیروی کار، سرمایه، کالای مرکب، ارز خارجی، عامل تعدیل کننده برای تساوی عرضه و تقاضا در هر بازار، قیمت‌های مربوطه هستند. در بازار نیروی کار، نرخ دستمزد، در بازار سرمایه، بهره یا رانت سرمایه، در بازار کالای مرکب، قیمت کالای مرکب و در بازار ارز، نرخ ارز عوامل تعدیل کننده هستند (معادله‌های ۲۶، ۲۷ و ۲۸). چون بی نهایت راه‌حل با قیمت‌های نسبی مشابه وجود دارد، برای اطمینان از این که تنها یک راه‌حل وجود داشته باشد و آن هم راه‌حل تعادلی است،

1. Composite Primary Factor
2. Cobb-Douglas
3. Leontief
4. Composite Good
5. Armington Good
6. Constant Elasticity of Substitution
7. Constant Elasticity of Transformation

از معادله نرمال کننده قیمت استفاده می‌شود. در این معادله، شاخص قیمت ثابت بوده و تغییرات قیمت‌های دیگر نسبت به این قیمت سنجیده می‌شود (معادله ۲۹). با توجه به وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی، وارد کردن بخش نفت به مدل ضروری است. روش‌های مختلفی برای وارد کردن بخش نفت به مدل وجود دارد. دسته‌ای از مطالعات، این بخش را مانند بخش بنگاه در نظر گرفته و از فرض حداکثرسازی سود برای تبیین روابط آن استفاده می‌کنند، دسته‌ای دیگر، از یک فرایند برون‌زا جهت مدل‌سازی این بخش بهره می‌گیرند. در مطالعه حاضر، جهت تابع تولید بخش نفت از روش حداکثر کننده سود استفاده نشد. زیرا جریان تولید نفت وابسته به ذخایر نفتی بوده، ارتباط چندانی با سرمایه و نیروی کار نداشته و شرکت ملی نفت ایران مانند سایر شرکت‌های دولتی به دنبال حداکثر کردن سود نمی‌باشد. لذا تولید نفت و درآمدهای صادرات آن به صورت یک فرایند خودرگرسیون مرتبه یک (AR(1)) مدل سازی شده است:

(۳۰)

$$Ln(Y_t^{oil}) = (1-\rho_{yoil})\ln(\overline{Y}^{oil}) + \rho_{yoil}\ln(Y_{t-1}^{oil}) + \varepsilon_t^{yoil}\varepsilon_t^{yoil} \approx N(0,\sigma^{yoil})$$

فرض بر این است که انباشت ذخایر صندوق توسعه ملی در هر دوره بر اساس رابطه زیر می‌باشد:

(۳۱)

$$NDF_t = NDF_{t-1} + \phi_F Y_t^{oil} - F_t + \alpha_{nd} ND_t + Z_t$$

به طوری‌که:

NDF_{t-1} مانده ذخایر صندوق توسعه ملی از دوره قبل که به دوره جاری منتقل شده است

ϕ_F سهم صندوق از درآمدهای نفتی

F_t تسهیلات اعطایی صندوق به بخش خصوصی

α_{nd} درصدی از خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق که در هر دوره به صندوق بازپرداخت می‌شود.

Z_t سود حاصل از سپرده‌گذاری آن بخش از منابع صندوق که به بخش خصوصی تخصیص داده نشده است.

به عبارت دیگر، بررسی دقیق پویایی انباشت ذخایر صندوق توسعه ملی بدین صورت است که در هر دوره ϕ_F درصد از درآمدهای نفتی به صندوق واریز می‌شود. صندوق در هر دوره به میزان F_t از منابع را به بخش‌های خصوصی، تعاونی و عمومی غیردولتی از طریق بانک‌های تجاری تسهیلات اعطا می‌کند. چنانچه فرض کنیم α_F درصد از منابع صندوق در هر دوره به بخش خصوصی تسهیلات داده می‌شود، خواهیم داشت (صیادی و همکاران، ۱۳۹۵: ۳۵):

(۳۲)

$$F_t = \alpha_F NDF_t$$

علاوه بر این، خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق به صورت زیر خواهد بود:

(۳۳)

$$ND_t = ND_{t-1} + (1+rd)F_t - \alpha_{nd} ND_t$$

به طوری‌که خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق شامل مانده انباشت خالص بدهی دوره قبل (ND_{t-1}) که به دوره جاری منتقل می‌شود، به علاوه اصل و فرع تسهیلات دریافتی از صندوق ($(1+rd)F_t$) منهای بازپرداخت تسهیلات به صندوق در هر دوره ($\alpha_{nd} ND_t$) می‌باشد. r_d نیز نرخ سود تسهیلات اعطایی صندوق به بخش می‌باشد. علاوه بر این، فرض می‌شود که به مانده ذخایر صندوق در هر دوره، سود *r تعلق می‌گیرد (صیادی و همکاران، ۱۳۹۵: ۳۶):

(۳۴)

$$Z_t = *NDF_t$$

۳-۲- مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE)

در مطالعات مربوط به تجزیه و تحلیل آثار سیاست‌های مختلف از جمله اثرات مالیات سبز بر بخش‌های اقتصادی از دو روش تعادل جزیی و تعادل عمومی می‌توان بهره جست. در روش اول اثرات مالیات سبز در سطح خرد و درون یک بخش مورد بررسی قرار می‌گیرد و ارتباط بین بخش‌ها و سیستم اقتصادی نادیده گرفته می‌شود و چنانچه بخش مورد مطالعه ارتباط تنگاتنگی با دیگر بخش‌های اقتصادی داشته باشد، استفاده از این مدل‌ها نتایج درست و کامل در اختیار نخواهد گذاشت و موجب گمراهی سیاست‌گذاران در تبیین سیاست‌های اقتصادی خواهد شد. لیکن در روش تحلیل تعادل عمومی، بخش‌های مختلف اقتصادی یک کشور به صورت مجموعه‌ای به هم پیوسته دیده می‌شوند که هر گونه تغییری در یکی از این بخش‌ها، سایر بخش‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این روش به طور اساسی از یکی از

مدل‌های کلان اقتصادی از جمله داده- ستانده، ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM)[1] و مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE)[2] به عنوان چارچوب تحلیل استفاده می‌شود. تکنیک‌های تعادل عمومی قابل محاسبه در دهه ۱۹۷۰ برای حل هم‌زمان قیمت‌ها و مقادیر بازار و همچنین شبیه‌سازی مطالعات مربوط به اقتصاد بازار رقابتی، توسعه پیدا کردند. اولین مدل CGE کاربردی توسط یوهانسن (۱۹۶۰)[3] برای تحلیل موضوعات مربوط به رشد و تخصیص منابع در اقتصاد نروژ به کار رفت. آدلمن و روبینسون (۱۹۷۸)[4] اولین مدل CGE را برای یک کشور در حال توسعه تدوین کردند. مدل آنها برای تحلیل موضوعات توزیع درآمد و فقر در کره استفاده شد. پیشرفت‌های پی در پی در قدرت محاسبات و الگوریتم‌های حل مسئله، باعث کاربرد وسیع مدل‌های CGE برای تحلیل سیاست‌ها شد. این مدل‌ها ثابت کردند که ابزار تحلیلی قوی در امور مالیه عمومی، تجارت جهانی، توسعه اقتصادی، اقتصاد کلان و منابع طبیعی هستند (دکالو و همکاران، ۲۰۱۳: ۲۲۰). با پیشرفت بیشتر، مدل‌های چند بخشی و چند عاملی به طور گسترده‌ای برای ارزیابی تجارت، صنعتی شدن، رشد و تغییرات ساختاری، پدیده شهرنشینی، ثبات و توزیع کلان اقتصادی استفاده شد. مزیت بزرگ مدل‌های تعادل عمومی آن است که به اقتصاددانان اجازه می‌دهد تا اثرات تغییرات سیاستی یا عوامل برون‌زا را در چارچوب سیستمی بررسی و تحلیل کنند که با تمام بخش‌های اقتصادی و کل جهان مرتبط است. برتری عمده مدل‌های تعادل عمومی نسبت به مدل‌های اقتصادسنجی، وابسته نبودن این مدل‌ها به داده‌های سری زمانی است. افزون بر این چارچوب خردی محکم مدل‌های تعادل عمومی که به طور کامل رفتار بهینه سازی عاملان اقتصادی را توصیف می‌کند، این امکان را به این مدل‌ها می‌دهد که پایه‌های تحلیلی قوی‌تری داشته باشند و بنابراین افزون بر مدل‌های سنجی، بر مدل‌های داده - ستانده نیز ترجیح داده شوند. مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) مدل‌های گسترده اقتصادی هستند که راه‌حل به دست آمده از آنها، تعادل عمومی همزمان را در تمام بازارهای اقتصادی نمایش می‌دهد. این مدل‌ها یک چارچوب جامع از حساب جریان دایره‌وار پرداخت‌ها در اقتصاد ارائه می‌کند (لافگرین، ۲۰۰۱: ۵۵). در مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE)، پویایی مبتنی بر فرض انتظارات تطبیقی است. به طوری‌که عاملین اقتصادی فرض می‌کنند شرایط جاری اقتصاد در تمام دوره‌های آتی اقتصاد حاکم است. در واقع این مدل‌ها یک سری مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه ایستا در دوره‌های زمانی مختلف هستند که ارتباط بین دوره‌ای به وسیله معادلات رفتاری برای متغیرهای درون‌زایی مانند انباشت سرمایه و روزآمدسازی متغیرهای برون‌زایی مانند عرضه نیروی کار برقرار می‌شود. ذخیره سرمایه به شکل درون‌زا با معادله انباشت سرمایه و عرضه نیروی کار به شکل برون‌زا در فاصله بین دوره‌های زمانی تغییر می‌کند. از آنجا که یک مدل پویای بازگشتی در هر زمان به شکل یک دوره‌ای حل می‌شود، می‌توان اجزاء درون دوره‌ای (بخش ایستا) و بین دوره‌ای (بخش پویا) مدل را از یکدیگر تفکیک کرد (دکالو و همکاران، ۲۰۱۳: ۲۲۰).

۳-۲-۱- بخش ایستای مدل

مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه بر اساس رفتار بهینه‌سازی مصرف‌کننده و تولیدکننده شکل می‌گیرد. مصرف‌کننده در پی بیشینه کردن مطلوبیت و تولیدکننده نیز سعی در بیشینه کردن سود یا کمینه کردن هزینه دارد. جدول زیر جزئیات مدل را در ارتباط با فعالیت‌ها، عوامل تولید و نهادها نشان می‌دهد. این جزئیات منطبق بر داده‌های قابل دسترس جدول SAM می‌باشد. فعالیت‌ها شامل سه بخش کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات بوده که از دو عامل نیروی کار و سرمایه برای تولید استفاده می‌کنند. نهادها نیز شامل خانوارها، دولت و دنیای خارج می‌باشد:

جدول ۱. جزئیات مدل تحقیق

مجموعه	زیرمجموعه
فعالیت‌ها	کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات
عوامل تولید	نیروی کار و سرمایه
نهادها	خانوارها، دولت و دنیای خارج

همچنین جدول ۲، چهار سناریوی مورد بررسی در مطالعه حاضر را در قالب نرخ‌های متفاوت وضع مالیات سبز بر انرژی‌های فسیلی (نفت‌گاز، بنزین و گاز طبیعی) نشان می‌دهد:

1. Social Accounting Matrix (SAM)
2. Computable General Equilibrium
3. Johansen (1960)
4. Adelman & Robinson (1978)

جدول ۲. سناریوهای مطالعه

سناریو	نرخ مالیات سبز (درصد)	منابع انرژی	اهداف
۰	۰	نفت‌گاز بنزین گازطبیعی	مصرف انرژی انتشار گازهای آلاینده رفاه اجتماعی
۱	۵		
۲	۱۰		
۳	۲۰		

۳-۲-۲- بخش پویا و کالیبراسیون مدل

یکی از گام‌های مهم در مدل‌سازی مدل‌های تعادل عمومی، کالیبره کردن مدل است. کالیبره کردن عبارت است از فرایند تعیین مقادیر پارامترهای معادلات ایستا و پویای یک مدل به گونه‌ای که بتوان با استفاده از مدل کالیبره شده (اصطلاحاً مدل تصریح شده به شکل عددی) مقادیر متغیرهای درون‌زا را برای سال پایه بازتولید کرد. در واقع، زمانی که پارامترهای معادلات مدل تعیین شد، از حل سیستم معادلات مدل، مقدار متغیرهای درون‌زای مدل به دست می‌آید که باید با مجموعه داده‌های سال پایه سازگار باشد. علاوه بر این، پارامترهای معادلات پویای مدل باید به گونه‌ای تعیین شود که از حل معادلات بین زمانی نسبت به بخش ایستای مدل مسیر بهینه متغیرهای مدل به گونه‌ای استخراج شود که مقادیر این متغیرها برای سال پایه با داده‌های موجود سازگار باشد. ادبیات موجود در زمینه کالیبره کردن مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه عمدتاً بر دو مسئله تمرکز یافته است:

الف) فرایند کالیبره کردن مدل‌های CGE ایستا؛

ب) مسائل مرتبط با کالیبره کردن مدل‌های پویا در شرایط تعادل بلندمدت پایدار (ارندت و همکاران[1]، ۲۰۰۲: ۳۷۵).

در مدل‌های CGE پویا، بسته به اینکه آیا داده‌های سال پایه در شرایط تعادلی بلندمدت قرار دارند یا نه، سه حالت برای کالیبره کردن مدل می توان در نظر گرفت: در حالت اول فرض می‌شود داده‌های سال پایه موجود هستند و سال پایه در وضعیت تعادلی بلندمدت قراردارد. در این صورت، کالیبره کردن مدل تنها شامل تعیین پارامترهای معادلات ایستا و پویای مدل است، به نحوی که داده‌های سال پایه در مجموعه معادلات ایستا و پویا صدق کنند. در این حالت، از حل معادلات بین زمانی مدل، داده‌های سال پایه به دست می‌آید. این فرض فرایند کالیبره کردن مدل را آسان می‌کند؛ زیرا با این فرض نه تنها داده‌های سال پایه بازتولید می‌شوند، بلکه تمامی متغیرهای دوره‌های بعد معلوم است. در حالت دوم و سوم فرض می‌شود که اقتصاد در وضعیت تعادلی بلندمدت قرار ندارد. نسبت به اینکه داده‌های سال پایه برای کالیبره کردن مدل وجود داشته باشد یا نه، دو حالت به وجود می‌آید. حالت اول این است که داده‌های سال پایه موجود است. در این شرایط کالیبره کردن مدل شامل تعیین پارامترهای معادلات ایستا و پویا به نحوی است که داده‌های سال پایه در مجموعه معادلات مدل صدق کنند. در این شرایط، مقادیر داده‌های دوره‌های بعد نامعلوم است. بنابراین، پارامترهای معادلات پویا باید به نحوی تعیین شوند که از حل همزمان آنها داده‌های سال پایه بازتولید شوند و اقتصاد به سمت مسیر تعادلی بلندمدت حرکت کند (بویز و فلوراکس[2]، ۲۰۰۸: ۱۲). در حالت سوم، داده‌های سال پایه وجود ندارد و اقتصاد نیز در مسیر تعادلی بلندمدت قرار ندارد. در این حالت، کالیبره کردن مدل نه تنها شامل تعیین پارامترهای معادلات ایستا و پویای مدل است، بلکه باید پایگاه داده‌های سال پایه نیز تولید شود. در این شرایط باید داده‌های سال پایه به نحوی تولید شود که در مجموعه معادلات ایستا و پویای مدل صدق کند. بنابراین، کالیبره کردن مدل‌های CGE پویا در شرایطی که اقتصاد در تعادل بلندمدت قرار ندارد، شامل پیچیدگی‌هایی است که در کالیبره کردن مدل‌های ایستا و مدل‌های پویای در وضعیت تعادلی بلندمدت وجود ندارد. زیرا یک مدل CGE پویا در سال پایه نه تنها شامل مجموعه‌ای از داده‌های معلوم مربوط به یک دوره از زمان است، بلکه مجموعه‌ای از داده‌های مجهول و نامعلومی را در برمی گیرد که مربوط به تمامی دوره‌های آتی است. بنابراین، تعیین مقادیر آتی متغیرها برای محاسبه پارامترهای مدل بخشی از فرایند کالیبره کردن مدل به شمار می‌رود (لافگرین و همکاران، ۲۰۰۱: ۵۵).

از آنجا که متغیرهای موجودی، معمولاً در شرایط تعادلی بلندمدت قرار ندارند، در خارج از مسیر تعادلی بلندمدت مقدار آنها از یک دوره به دوره بعد تغییر می‌کند. بنابراین، در کالیبره کردن باید پارامترهایی تعیین شوند که رفتار مدل در طول زمان را به نحوی نشان دهند، که بتوان با استفاده از مدل CGE داده‌های سال پایه را بازتولید کرد (دکالو و همکاران، ۲۰۱۳:

1. Arndt et al. (2002)

2. Boys & Florax (2008)

۲۲۰). معادلات بخش پویای مدل عبارتند از:

شماره	مدل	فرمول
(۳۵)	انباشت سرمایه	$KD_{i,t+1} = (1-\delta)KD_{i,t} + QINV_{i,t}$
(۳۶)	تقاضای سرمایه‌گذاری	$\frac{QINV_{i,t}}{KD_{i,t}} = \phi_i.(\frac{R_{i,t}}{U_t})^{\sigma_K^{INV}}$
(۳۷)	هزینه استفاده از سرمایه	$U_t = PINV_t.(ir+\delta)$
(۳۸)	رشد عرضه نیروی کار	$QFS_{1,t+1} = QFS_{1,t}.(1+n_t)$
(۳۹)	سرمایه‌گذاری کل	$INV_t = PINV_t.\Sigma_i INV_{i,t}$

علاوه بر این، در این تحقیق از ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی استفاده شد که یک ماتریس متقارن ۷۱ بخشی بوده و از به روز کردن جدول داده- ستانده متقارن سال ۱۳۸۰ و تلفیق آن با حساب‌های ملی سال ۱۳۹۰ به دست آمده است. همچنین، در این ماتریس، بخش کشاورزی، صنعت و خدمات به ترتیب به ۴، ۲۵ و ۴۲ زیربخش تقسیم شده اند. علاوه بر این، نهادها نیز شامل خانوارها، شرکت‌ها، دولت و دنیای خارج بوده و خانوارها نیز به مشتمل بر دو گروه خانوارهای شهری و روستایی و در بردارنده دهک‌های جمعیتی می‌باشند. در مطالعه حاضر، زیربخش‌های یاد شده در سه بخش اصلی صنعت، کشاورزی و خدمات و خانوارها نیز در یک گروه تجمیع شده است. ماتریس حسابداری اجتماعی کلان سال ۱۳۹۰ در جدول ۳ ارائه شده است.

داده‌های مربوط به برآورد مدل تحقیق به صورت فصلی برای دوره ۹۵-۱۳۸۷ از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، مرکز آمار ایران و وزارت نیرو گردآوری شد. علاوه بر این، جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها نیز از نرم‌افزار Matlab استفاده شد.

جدول ۳. ماتریس حسابداری اجتماعی کلان ایران در سال ۱۳۹۰

حساب	تولید	عوامل تولید	نهادها	انباشت سرمایه	دنیای خارج	جمع ورودی
تولید	۳/۷۴۴/۷۲۲/۶۲۷	۰	۳/۶۴۱/۱۱۷/۰۷۴		۸۲۳/۲۴۷/۱/۹۰۶	۱۱/۴۹۵/۶۰۵/۲۴۳
عوامل تولید	۶/۲۰۹/۲۷۱/۳۷۷	۰	۰	۰	۲۳/۸۰۲/۸۸۷	۶/۲۳۳/۰۷۴/۲۶۴
نهادها	۱۲۹/۲۲۳/۵۶۴	۶/۲۱۲/۸۰۶/۶۲۲	۱/۰۸۵/۲۳۷/۷۴۶	۰	۴/۴۶۷/۲۶۶	۷/۴۳۱/۷۳۵/۱۹۹
پس‌انداز	۰	۰	۲/۶۹۹/۷۳۴/۸۶۰	۰	۰	۲/۶۹۹/۷۳۴/۸۶۰
دنیای خارج	۱/۴۱۲/۳۸۷/۶۷۴	۲۰/۲۶۷/۶۴۲	۵/۶۴۵/۵۲۰		۰	۱/۹۳۵/۰۹۳/۴۰۰
جمع ورودی	۱۱/۴۹۵/۶۰۵/۲۴۳	۶/۲۳۳/۰۷۴/۶۴۲	۷/۴۳۱/۷۳۵/۱۹۹		۱/۹۳۵/۰۹۳/۴۰۰	۲۹/۷۹۵/۲۴۲/۹۶۶

مأخذ: مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی

٤- نتایج برآورد مدل

یکی از مسایل بسیار مهم در حل مدل‌های CGE، روش برآورد پارامترهای موجود است که استفاده از روش کالیبراسیون، به دلیل سادگی و نیاز به اطلاعات کمتر نسبت به روش اقتصادسنجی، با استقبال فراوانی از سوی مدل سازان روبه‌رو بوده است. بر این اساس، مدل کالیبره شد. مقادیر کالیبره شده و پارامترهای مدل بر اساس ماتریس SAM سال ۱۳۹۰ و سناریوی پایه در جدول ۴ ارائه شده است.

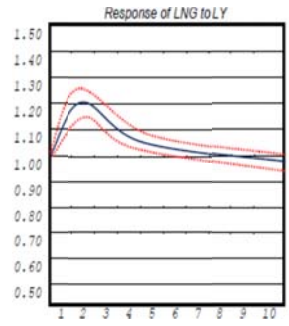
در ادامه به بررسی توابع واکنش آنی (IRF)[1] یعنی چگونگی اثرپذیری مصرف انرژی‌های فسیلی (نفت‌گاز، بنزین و گاز طبیعی)، انتشار گازهای گلخانه‌ای و رفاه اجتماعی از شوک مثبت رشد اقتصادی، در قالب سناریوهای وضع مالیات سبز (پایه، ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪) بر مصرف انرژی‌های یاد شده در ایران پرداخته می‌شود. توابع واکنش آنی بیانگر این است که اگر یک شوک یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در رشد اقتصادی ایجاد شود، تأثیر آن بر مصرف انرژی‌های فسیلی، انتشار گازهای آلاینده و رفاه اجتماعی در قالب سناریوهای وضع مالیات سبز چگونه خواهد بود.

1. Impulse Response Function

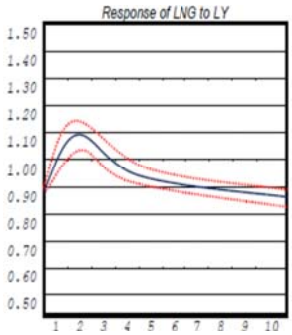
جدول ٤. مقادیر کالیبره شده و پارامترهای مدل

تابع	پارامتر/ کشش		بخش صنعت	بخش کشاورزی	بخش خدمات
مصرف	سهم کالا		۰/۱۸۴	۰/۲۳۱	۰/۵۸۵
	میل نهایی به مصرف خانوارها		۰/۶۳۳	۰/۶۳۳	۰/۶۳۳
	انتقال یا کارایی		۱/۴۲۳	۱/۸۲۶	۱/۹۰۳
تولید کاب– داگلاس	سهم عوامل تولید	نیروی کار	۰/۱۱۳	۰/۲۹۰	۰/۳۴۳
		سرمایه	۰/۸۸۷	۰/۷۱۰	۰/۶۵۷
تولید نهایی لئونتیف	سهم واسطه‌های نهایی	صنعت	۰/۲۸۸	۰/۰۶۷	۰/۱۱۹
		کشاورزی	۰/۰۱۱	۰/۳۶۹	۰/۰۰۹
		خدمات	۰/۱۶۹	۰/۱۰۶	۰/۱۴۷
کالای مرکب آرمینگتون	سهم ارزش افزده		۰/۵۳۱	۰/۴۵۸	۰/۷۲۵
	کشش جانشینی		۱/۴	۱/۴	۱/۴
	سهم واردات		۰/۴۶۱	۰/۲۷۶	۰/۰۷۸
	انتقال		۲/۲۰۱	۱/۸۳۳	۱/۲۳۱
تابع تبدیل	کشش تبدیل		۱/۲	۱/۲	۱/۲
	سهم صادرات		۰/۵۲۴	۰/۸۸۲	۰/۹۳۴
	انتقال		۲/۰۰۳	۳/۳۴۲	۴/۴۷۶
سهم صندوق توسعه ملی از درآمدهای نفتی				۰/۲۰	
سهم شرکت ملی نفت از درآمدهای نفتی				۰/۱۴۵	
سهم مناطق نفت خیز و محروم از درآمدهای نفتی				۰/۰۲	
سهم تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی از صندوق توسعه ملی				۰/۱۵	
نرخ سود تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی				۰/۰۱۵	
نرخ سود مانده ذخایر صندوق در هر دوره				۰/۰۱۳۷	

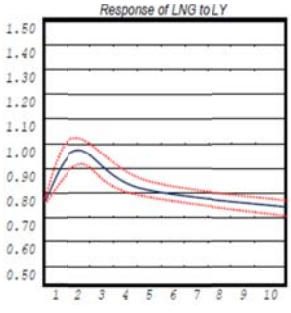
مأخذ: یافته‌های تحقیق



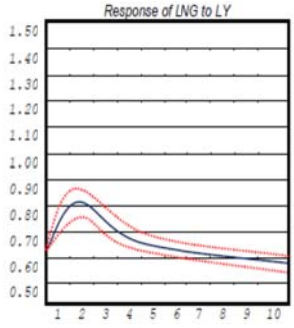
نمودار ۱. IRF گاز طبیعی به رشد اقتصادی (سناریوی ۰)



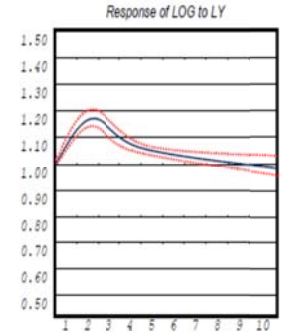
نمودار ۲. IRF گاز طبیعی به رشد اقتصادی (سناریوی ۱)



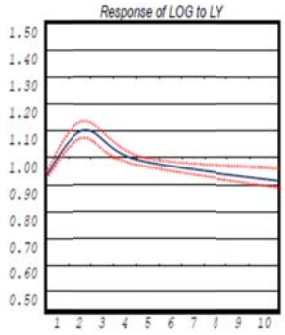
نمودار ۳. IRF گاز طبیعی به رشد اقتصادی (سناریوی ۲)



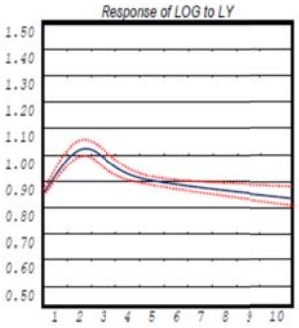
نمودار ٤. IRF گاز طبیعی به رشد اقتصادی (سناریوی ۳)



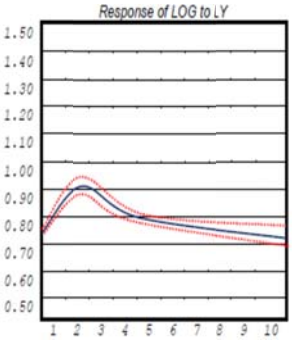
نمودار ۵. IRF نفت‌گاز به رشد اقتصادی (سناریوی ۰)



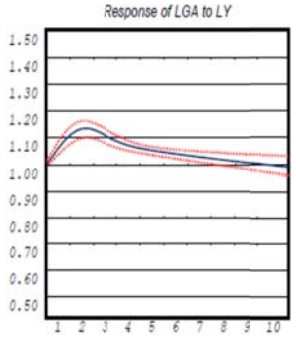
نمودار ٦. IRF نفت‌گاز به رشد اقتصادی (سناریوی ۱)



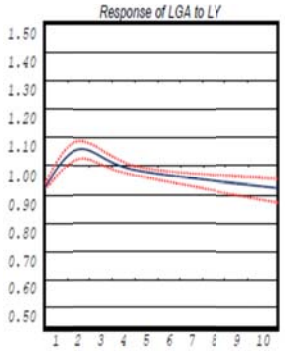
نمودار ۷. IRF نفت‌گاز به رشد اقتصادی (سناریوی ۲)



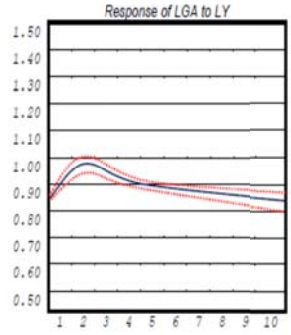
نمودار ۸. IRF نفت‌گاز به رشد اقتصادی (سناریوی ۳)



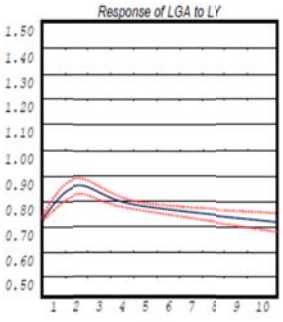
نمودار ۹. IRF بنزین به رشد اقتصادی (سناریوی ۰)



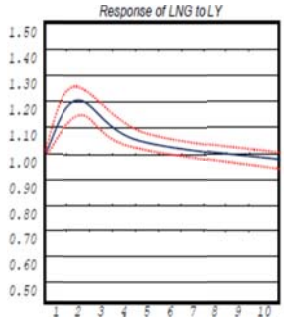
نمودار ۱۰. IRF بنزین به رشد اقتصادی (سناریوی ۱)



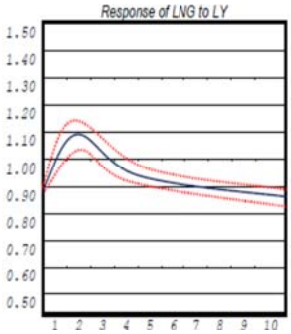
نمودار ۱۱. IRF بنزین به رشد اقتصادی (سناریوی ۲)



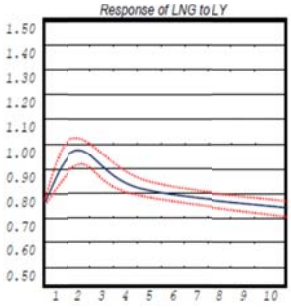
نمودار ۱۲. IRF بنزین به رشد اقتصادی (سناریوی ۳)



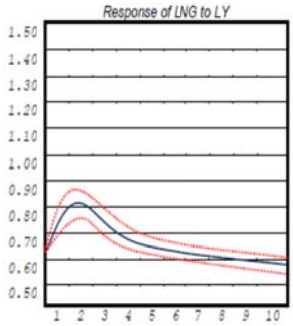
نمودار ۱. IRF گاز طبیعی به رشد اقتصادی (سناریوی ۰)



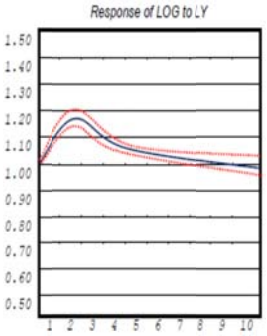
نمودار ۲. IRF گاز طبیعی به رشد اقتصادی (سناریوی ۱)



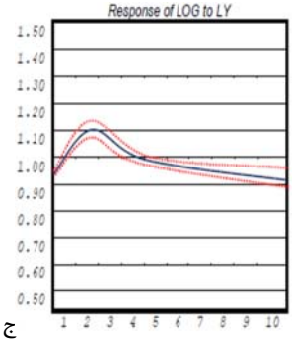
نمودار ۳. IRF گاز طبیعی به رشد اقتصادی (سناریوی ۲)



نمودار ٤. IRF گاز طبیعی به رشد اقتصادی (سناریوی ۳)

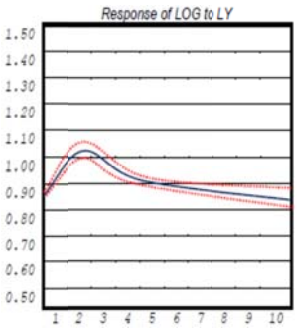


نمودار ۵. IRF نفت‌گاز به رشد اقتصادی (سناریوی ۰)

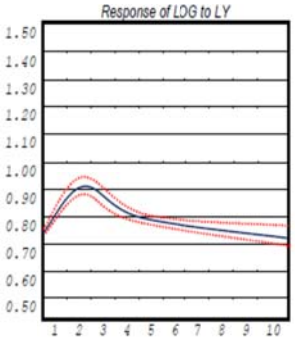


ج

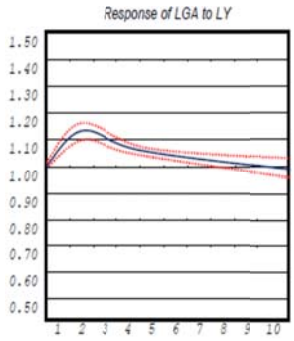
نمودار ٦. IRF نفت‌گاز به رشد اقتصادی (سناریوی ۱)



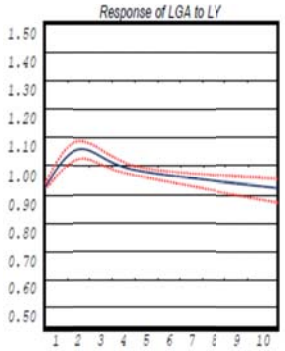
نمودار ۷. IRF نفت‌گاز به رشد اقتصادی (سناریوی ۲)



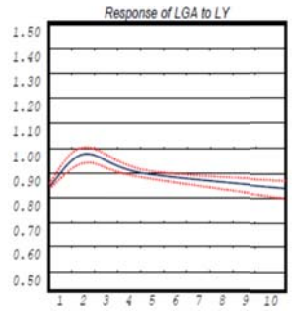
نمودار ۸. IRF نفت‌گاز به رشد اقتصادی (سناریوی ۳)



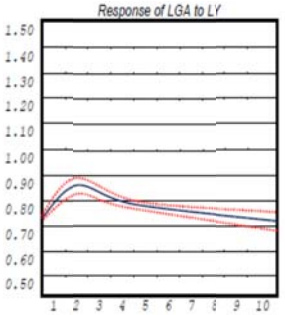
نمودار ۹. IRF بنزین به رشد اقتصادی (سناریوی ۰)



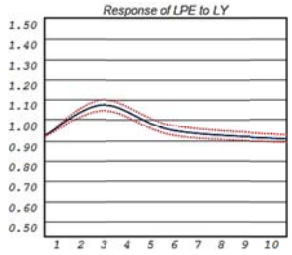
نمودار ۱۰. IRF بنزین به رشد اقتصادی (سناریوی ۱)



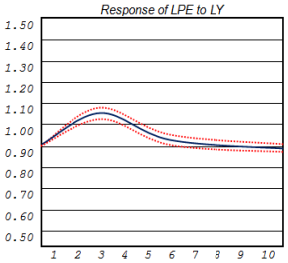
نمودار ۱۱. IRF بنزین به رشد اقتصادی (سناریوی ۲)



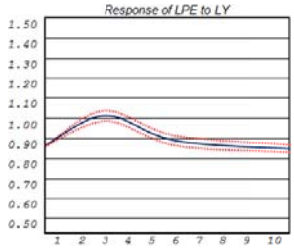
نمودار ۱۲. IRF بنزین به رشد اقتصادی (سناریوی ۳)



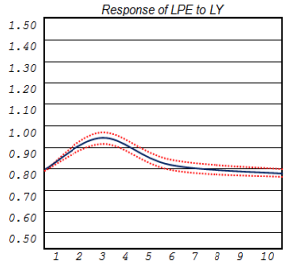
نمودار ۱۳. IRF انتشار گازهای آلاینده به رشد اقتصادی (سناریوی ۰)



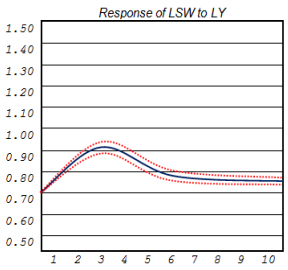
نمودار ۱٤. IRF انتشار گازهای آلاینده به رشد اقتصادی (سناریوی ۱)



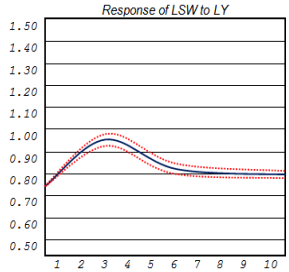
نمودار ۱۵. IRF انتشار گازهای آلاینده به رشد اقتصادی (سناریوی ۲)



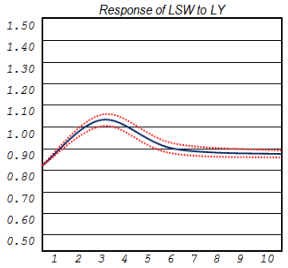
نمودار ۱٦. IRF انتشار گازهای آلاینده به رشد اقتصادی (سناریوی ۳)



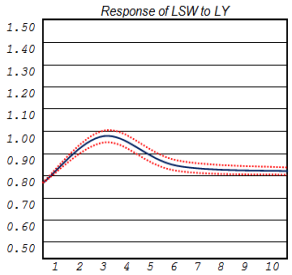
نمودار ۱۷. IRF رفاه اجتماعی به رشد اقتصادی (سناریوی ۰)



نمودار ۱۸. IRF رفاه اجتماعی به رشد اقتصادی (سناریوی ۱)



نمودار ۱۹. IRF رفاه اجتماعی به رشد اقتصادی (سناریوی ۲)



نمودار ۲۰. IRF رفاه اجتماعی به رشد اقتصادی (سناریوی ۳)

به طور کلی می‌توان بیان داشت که همراه با افزایش نرخ وضع مالیات بر مصرف انرژی‌های فسیلی، اگر یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار (۱٪) بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، از روند افزایش مصرف گاز طبیعی کاسته می‌شود. همچنین، با اعمال ۰٪ و ۵٪ مالیات سبز، مصرف گاز طبیعی کارایی نداشته (شدت مصرف انرژی بیش از یک) و با اعمال ۱۰٪ و ۲۰٪ مالیات سبز، مصرف گاز طبیعی کارایی خواهد داشت (شدت مصرف انرژی کمتر از یک).

همچنین، همراه با افزایش نرخ وضع مالیات بر مصرف انرژی‌های فسیلی، اگر یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار (۱٪) بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، از روند افزایش مصرف نفت‌گاز کاسته می‌شود. همچنین، با اعمال ۰٪، ۵٪ و ۱۰٪ مالیات سبز، مصرف نفت‌گاز کارایی نداشته (شدت مصرف انرژی بیش از یک) و با اعمال ۲۰٪ مالیات سبز، مصرف نفت‌گاز کارایی خواهد داشت (شدت مصرف انرژی کمتر از یک).

علاوه بر این، همراه با افزایش نرخ وضع مالیات بر مصرف انرژی‌های فسیلی، اگر یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار (۱٪) بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، از روند افزایش مصرف بنزین کاسته می‌شود. همچنین، با اعمال ۰٪ و ۵٪ مالیات سبز، مصرف بنزین کارایی نداشته (شدت مصرف انرژی بیش از یک) و با اعمال ۱۰٪ و ۲۰٪ مالیات سبز، مصرف بنزین کارایی خواهد داشت (شدت مصرف انرژی کمتر از یک).

از طرف دیگر، همراه با افزایش نرخ وضع مالیات بر مصرف انرژی‌های فسیلی، اگر یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار (۱٪) بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، از روند افزایش انتشار گازهای آلاینده کاسته می‌شود. همچنین، با اعمال ۰٪ و ۵٪ مالیات سبز، با افزایش رشد اقتصادی، انتشار گازهای آلاینده بیش از رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. لیکن با اعمال ۱۰٪ مالیات سبز، با افزایش رشد اقتصادی، انتشار گازهای آلاینده تقریباً معادل رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. در نهایت، با اعمال ۲۰٪ مالیات سبز، با افزایش رشد اقتصادی، انتشار گازهای آلاینده کمتر از رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. لذا به منظور کاهش انتشار گازهای آلاینده در فرایند رشد اقتصادی، می‌بایست نرخ مالیات سبز بیش از ۱۰٪ اعمال شود.

در نهایت، در سناریوهای اعمال ۰٪ و ۵٪ نرخ مالیات سبز، اگر یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار (۱٪) بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، رفاه اجتماعی کمتر از ۱٪ افزایش می‌یابد (به ترتیب، ۰/۹۱٪ و ۰/۹۵٪). زیرا نرخ‌های یاد شده، جهت کاهش اثرات منفی اجتماعی ناشی از انتشار گازهای آلاینده کافی نمی‌باشند. لیکن همراه با افزایش نرخ مالیات سبز از ۰٪ به ۵٪، رفاه اجتماعی افزایش می‌یابد. زیرا اثرات مثبت کاهش انتشار گازهای آلاینده بیشتر از اثرات منفی ناشی از وضع مالیات بر تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان می‌باشد. همچنین، با اعمال وضع مالیات سبز معادل ۱۰٪، اگر یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار (۱٪) بر تولید ناخالص

داخلی وارد شود، رفاه اجتماعی بیش از ۱٪ افزایش می‌یابد (۱/۰۳٪). زیرا نرخ یاد شده، جهت کاهش اثرات منفی اجتماعی ناشی از انتشار گازهای آلاینده کافی می‌باشد. در نهایت، با اعمال وضع مالیات سبز معادل ۲۰٪، اگر یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار (۱٪) بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، رفاه اجتماعی کمتر از ۱٪ افزایش یافته (۰/۹۸٪) و در مقایسه با وضع نرخ مالیات معادل ۱۰٪، رفاه اجتماعی کاهش می‌یابد. زیرا اثرات مثبت کاهش انتشار گازهای آلاینده کمتر از اثرات منفی ناشی از وضع مالیات بر تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان می‌باشد. لذا در میان سناریوهای مورد بررسی، نرخ مالیات سبز ۱۰٪ بهترین سناریو جهت افزایش رفاه اجتماعی می‌باشد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه سناریوهای اثر مالیات سبز (پایه، ۵٪، ۱۰٪ و ۲۰٪) بر مصرف انرژی‌های فسیلی (نفت‌گاز، بنزین و گاز طبیعی)، انتشار گازهای گلخانه‌ای و رفاه اجتماعی در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویای بازگشتی (RDCGE) و نرم‌افزار Matlab شبیه‌سازی شد. کالیبراسیون مدل با بکارگیری ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ و سناریوی پایه (۰٪ اعمال مالیات سبز بر انرژی‌های فسیلی) صورت پذیرفت. بر این اساس مهمترین یافته‌های تحقیق عبارتند از:

أ. همراه با افزایش نرخ وضع مالیات بر مصرف انرژی‌های فسیلی، اگر یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار (۱٪) بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، از روند افزایش مصرف نفت‌گاز کاسته می‌شود. همچنین، با اعمال ۰٪، ۵٪ و ۱۰٪ مالیات سبز، مصرف نفت‌گاز کارایی نداشته (شدت مصرف انرژی بیش از یک) و با اعمال ۲۰٪ مالیات سبز، مصرف نفت‌گاز کارایی خواهد داشت (شدت مصرف انرژی کمتر از یک).

ب. همراه با افزایش نرخ وضع مالیات بر مصرف انرژی‌های فسیلی، اگر یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار (۱٪) بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، از روند افزایش مصرف گاز طبیعی کاسته می‌شود. همچنین، با اعمال ۰٪ و ۵٪ مالیات سبز، مصرف گازطبیعی کارایی نداشته (شدت مصرف انرژی بیش از یک) و با اعمال ۱۰٪ و ۲۰٪ مالیات سبز، مصرف گاز طبیعی کارایی خواهد داشت (شدت مصرف انرژی کمتر از یک).

ج. همراه با افزایش نرخ وضع مالیات بر مصرف انرژی‌های فسیلی، اگر یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار (۱٪) بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، از روند افزایش مصرف بنزین کاسته می‌شود. همچنین، با اعمال ۰٪ و ۵٪ مالیات سبز، مصرف بنزین کارایی نداشته (شدت مصرف انرژی بیش از یک) و با اعمال ۱۰٪ و ۲۰٪ مالیات سبز، مصرف بنزین کارایی خواهد داشت (شدت مصرف انرژی کمتر از یک).

د. همراه با افزایش نرخ وضع مالیات بر مصرف انرژی‌های فسیلی، اگر یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار (۱٪) بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، از روند افزایش انتشار گازهای آلاینده کاسته می‌شود. همچنین، با اعمال ۰٪ و ۵٪ مالیات سبز، با افزایش رشد اقتصادی، انتشار گازهای آلاینده بیش از رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. لیکن با اعمال ۱۰٪ مالیات سبز، با افزایش رشد اقتصادی، انتشار گازهای آلاینده تقریباً معادل رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. در نهایت، با اعمال ۲۰٪ مالیات سبز، با افزایش رشد اقتصادی، انتشار گازهای آلاینده کمتر از رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. لذا به منظور کاهش انتشار گازهای آلاینده در فرایند رشد اقتصادی، می‌بایست نرخ مالیات سبز بیش از ۱۰٪ اعمال شود.

ه. در سناریوهای اعمال ۰٪ و ۵٪ نرخ مالیات سبز، اگر یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار (۱٪) بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، رفاه اجتماعی کمتر از ۱٪ افزایش می‌یابد (به ترتیب، ۰/۹۱٪ و ۰/۹۵٪). زیرا نرخ‌های یاد شده، جهت کاهش اثرات منفی اجتماعی ناشی از انتشار گازهای آلاینده کافی نمی‌باشند. لیکن همراه با افزایش نرخ مالیات سبز از ۰٪ به ۵٪، رفاه اجتماعی افزایش می‌یابد. زیرا اثرات مثبت کاهش انتشار گازهای آلاینده بیشتر از اثرات منفی ناشی از وضع مالیات بر تولیدکنندگان و مصرف کنندگان می‌باشد. همچنین، با اعمال وضع مالیات سبز معادل ۱۰٪، اگر یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار (۱٪) بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، رفاه اجتماعی بیش از ۱٪ افزایش می‌یابد (۱/۰۳٪). زیرا نرخ یاد شده، جهت کاهش اثرات منفی اجتماعی ناشی از انتشار گازهای آلاینده کافی می‌باشد. در نهایت، با اعمال وضع مالیات سبز معادل ۲۰٪، اگر یک شوک مثبت به اندازه یک انحراف معیار (۱٪) بر تولید ناخالص داخلی وارد شود، رفاه اجتماعی کمتر از ۱٪ افزایش یافته (۰/۹۸٪) و در مقایسه با وضع نرخ مالیات معادل ۱۰٪، رفاه اجتماعی کاهش می‌یابد. زیرا اثرات مثبت کاهش انتشار گازهای آلاینده کمتر از اثرات منفی ناشی از وضع مالیات بر تولیدکنندگان و مصرف

کنندگان می‌باشد. لذا در میان سناریوهای مورد بررسی، نرخ مالیات سبز ۱۰٪ بهترین سناریو جهت افزایش رفاه اجتماعی می‌باشد.

علاوه بر این، نتایج مطالعه حاضر با بخشی از یافته‌های تحقیق وبستر و آیاتاکشی (۲۰۱۳) که به بررسی تأثیر مالیات‌های زیست‌محیطی در انگلستان پرداخته و دریافتند که این سیاست بر رفاه بنگاه‌های تولیدی تأثیرگذار است، همخوانی دارد. همچنین، یافته‌های تحقیق مطالعه حاضر بخشی از نتایج مطالعه اوئسلاتی (۲۰۱۵) را که به بررسی تأثیر اصلاح مالیات زیست محیطی بر روی رشد و رفاه در انگلستان پرداخته و دریافت که اصلاحات مالیاتی رشد و رفاه را در بلندمدت بهبود می‌بخشد، تأیید می‌کند. از طرف دیگر، نتایج مطالعه حاضر با بخشی از یافته‌های تحقیق ویسه و لین (۲۰۱۸) که به بررسی تأثیر مالیات کربن بر تولید، رفاه و آلودگی محیط زیست در چین پرداخته و دریافتند که مالیات کربن، علی‌رغم کاهش تولید در بخش‌های مختلف، آلودگی زیست محیطی را کاهش می‌دهد، همخوانی دارد. در نهایت، یافته‌های مطالعه حاضر بخشی از نتایج مطالعه مقیمی و همکاران (۱۳۹۰) را که به بررسی آثار رفاهی و زیست محیطی مالیات سبز پرداخته و دریافتند که با وضع مالیات بر سوخت، تقاضای واسطه‌ای و مصرفی سوخت‌های فسیلی کاهش می‌یابد، تأیید می‌کند.

اما با توجه به نتایج تحقیق می‌توان نکات زیر را به صورت پیشنهاد به کار گرفت:

حفظ محیط زیست به عنوان یکی از ارکان اصلی توسعه پایدار، در کنار سایر ابعاد اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و سیاسی توسعه جامعه، از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است که علاوه بر تصریح آن در قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران، در برنامه‌های کلان و اسناد بالادستی نظام، از جمله سند چشم انداز ۲۰ ساله نیز مورد تأکید قرار گرفته است. طی سال‌های اخیر، رشد اقتصادی کشور مبتنی بر بهره برداری گسترده از منابع طبیعی بوده که این امر باعث ایجاد خسارات جبران ناپذیری به محیط زیست شده و مشکلات متعددی از جمله آلودگی هوا و کمبود آب را برای کشور به همراه داشته است. یکی از کاراترین و کم هزینه‌ترین سیاست‌ها در جهت دستیابی به اقتصاد سبز و گذار از شرایط موجود، مالیات‌های سبز می‌باشد. این ابزار سیاستی از مزیت‌های قابل توجهی برخوردار است که در صورت به کارگیری صحیح می‌تواند اهداف زیست محیطی، اقتصادی و اجتماعی را به صورت توأم محقق سازد.

با توجه به اینکه نتایج تحقیق نشان داد که اعمال مالیات سبز می‌تواند منجر به کاهش مصرف بی‌رویه انرژی‌های فسیلی (نفت‌گاز، گازطبیعی و بنزین)، کاهش انتشار گازهای آلاینده و افزایش رفاه اجتماعی شود، بهره‌گیری از نظام اعمال مالیات سبز در چارچوب نظام مالیاتی کشور به عنوان یکی از مالیات‌های غیرمستقیم ضروری می‌باشد.

همچنین، اعمال مالیات‌های سبز ضمن افزایش درآمدهای دولت و اثرات مثبت اقتصادی از دو جهت می‌تواند بر حفاظت از محیط زیست اثرگذار باشد: اولاً دولت با استفاده از درآمد حاصل از اخذ مالیات سبز، می‌تواند سیاست‌های حفاظتی خود را در خصوص محیط زیست پیگیری کند، ثانیاً اعمال این سیاست مالیاتی، بخش‌های تولیدی را ترغیب می‌کند به منظور کاهش هزینه‌های خود، نسبت به تغییر تکنولوژی، به کارگیری شیوه‌های نوین تولید و در نتیجه کاهش انتشار آلاینده‌ها در فرایند تولید خود اقدام کنند.

به عبارت دیگر، حرکت به سمت تکنولوژی‌های سبز و پاک به ویژه در بخش تولید (با اهرم فشار اعمال مالیات سبز) باعث می‌شود که کشور در مسیر رشد پایدار قرار گیرد. به‌طوری که ضمن صرفه‌جویی در مصرف انرژی، با تکیه بر پتانسیل‌های موجود و تشویق سرمایه‌گذاری در بخش انرژی‌های تجدیدپذیر، کشور می‌تواند در مسیر توسعه پایدار و رشد اقتصاد سبز قرار گیرد تا بدین ترتیب از وابستگی شدید اقتصادی به سوخت‌های فسیلی و در نهایت میزان آلودگی زیست محیطی کاسته شود. از طرف دیگر، اعمال مالیات‌های سبز در کشور می‌تواند باعث افزایش کیفیت محیط زیست و همچنین کمک به بازسازی و احیاء منابع طبیعی باشد. این مالیات‌ها به عنوان یکی از بهینه‌ترین ابزارهای سیاستی، طی سال‌های اخیر مورد توجه بسیاری از کشورها قرار گرفته است. به کارگیری صحیح این ابزار مطابق با اصول علمی و شناسایی نقاط قوت و ضعف آن با مرور تجربیات جهانی، می‌تواند منافع گسترده‌ای را برای کشور به همراه داشته باشد. در این راستا، جهت اعمال و اجرای صحیح نظام مالیات سبز، پیشنهادات زیر ارائه می‌شود:

مالیات زیست محیطی (سبز) می‌بایست معتبر باشد و عامه مردم باید متقاعد شوند که دولت متعهد به اعمال این نوع مالیات است. نرخ مالیات‌های زیست محیطی در عین قابل پیش‌بینی بودن لازم است گاهی اوقات به تدریج افزایش یابند تا به سطح اعلام شده برسند. همچنین، نرخ‌های مالیات سبز می‌بایست متناسب با برخی عوامل نظیر تورم و رشد واقعی اقتصاد، تغییر ترجیحات شهروندان برای حفاظت از محیط زیست و اثر نوآوری بر هزینه کاهش آلودگی تغییر یابند. علاوه بر این، با توجه به دشواری جبران بخش‌های آسیب‌دیده از

خسارات زیست محیطی، بهتر است درآمدهای حاصل از مالیات‌های زیست‌محیطی به منظور انطباق با آسیب‌های زیست محیطی، جبران هزینه‌های افزایش یافته بیمارستان‌ها و ... به کار گرفته شود. گاهی اوقات اختصاص درآمدهای حاصل از مالیات زیست محیطی در زمینه‌هایی مانند تأمین هزینه‌های عمومی یارانه‌ها یا نوآوری‌های زیست محیطی، می‌تواند به افزایش پذیرش سیاستی مالیات کمک کند. از طرف دیگر، به منظور ایجاد مشارکت حداکثری و افزایش پذیرش سیاست اعمال مالیات سبز، برقراری ارتباطات شفاف و بهره‌مندی از نظرات ذینفعان در طراحی مالیات‌های سبز ضروری است. در نهایت، با توجه به مزیت‌های عمده مالیات‌های سبز، تدوین صحیح این مالیات‌ها و پیش بینی نحوه اثرگذاری آنها بر فعالیت‌های اقتصادی بخش‌های مختلف کشور اهمیت دارد. در این راستا، انجام مطالعات جامع فرابخشی به ویژه در حوزه‌های آب و انرژی که کشور از نظر بهره وری در آنها از وضعیت مناسبی برخوردار نمی‌باشد، بایستی در اولویت قرار گیرد که این امر نیازمند همکاری دستگاه‌های مختلف و هماهنگی آنها در طراحی صحیح مالیات‌های سبز متناسب با شرایط و محدودیت‌های کشور می‌باشد.

منابع

ابویی مهریزی، عطیه؛ فریدزاد، علی و بالونژاد، روزبه (۱۳۹۷). "سنجش آثار توزیعی ناشی از افزایش قیمت حامل‌های انرژی در ایران: مقایسه مدل‌های قیمتی داده-ستانده". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۰، ۱۸۷-۱۶۷.

اسلامی اندارگلی، مجید و هادیان، ابراهیم (۱۳۹۳). "ارزیابی تأثیر مالیات سبز بر اشتغال بخش‌های مختلف اقتصادی کشور ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه". مطالعات اقتصاد انرژی، دوره ۱۰، شماره ۴۳، ۸۵-۴۷.

ترکی هرچگانی، محمدعلی و دهمرده، نظر (۱۳۹۷). "مدل‌سازی تأثیرات مالیات سبز بر هزینه‌های سلامت با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، دوره ۱۲، شماره ۴۳، ۹۷-۷۹.

جباری، امیر؛ مرادخانی، نرگس و فیروزه، غزال (۱۳۹۶). "بررسی اعمال مالیات سبز بر حامل‌های انرژی انتشار دهنده گاز دی اکسید کربن و منفعت مضاعف ناشی از آن در اقتصاد ایران". *اقتصاد و الگوسازی*، دوره ، شماره ۱۳، ۱۴۷-۱۲۵.

جعفری صمیمی، احمد و علیزاده ملفه، الهام (۱۳۹۵). "شبیه‌سازی مالیات سبز بر رشد اقتصادی در ایران با کاربرد روش تعادل عمومی قابل محاسبه". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۲، ۷۰-۵۷.

حری، حمیدرضا؛ جلایی، سید عبدالمجید و جعفری، سعید (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر توسعه مالی و مصرف انرژی بر تخریب زیست محیطی در ایران در چارچوب فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس (EKC)". *فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی*، دوره ۲، شماره ۶، ۴۸-۲۷.

حسین‌زاده کندسری، زهرا و مداح، مجید (۱۳۹۷). "اثر مالیات آلودگی بر تقاضای خانوارها برای کالاهای آلوده‌کننده محیط زیست". *فصلنامه علوم و تکنولوژی محیط زیست*، دوره ۲۰، شماره ۳، ۱۱۵-۱۰۵.

حیدری، مهدی؛ یعقوب‌نژاد، یحیی؛ هلالی، ریحانه و عباسپور، مرتضی (۱۳۹۴). "ارائه مدلی جهت تعیین نرخ بهینه مالیات‌های زیست محیطی (با تأکید بر تخصیص مجدد در صنعت برق ایران)". *پژوهشنامه مالیات*، شماره ۲۶، ۸۵-۶۵.

رافعی، میثم و صیادی، محمد (۱۳۹۷). "سیاست مالی دولت و رفاه اجتماعی در ایران با تأکید بر شاخص آمارتیاسن (رهیافت آزمون ARDL کرانه‌ها)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۲، ۱۶۸-۱۵۱.

صیادی، محمد؛ محمدی، تیمور و شاکری، عباس (۱۳۹۵). "چارچوب سیاست مالی برای مدیریت درآمدهای نفتی در ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)". *پژوهش‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی*، دوره ۲، شماره ۲، ۷۶-۳۳.

عامری، ریحانه و میری، اشرف السادات (۱۳۹۴). "بررسی مالیات‌های محیطزیست با تأکید بر وضع مالیات سبز در حفظ حقوق محیطزیست در ایران". *مجله اقتصادی*، دوره ۱۵، شماره ۱۱ و ۱۲، ۶۴-۴۹.

قائد، ابراهیم؛ دهقانی، علی و فتاحی، محمد (۱۳۹۸). "بررسی تأثیر انواع انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۵، ۱۴۸-۱۳۷.

قزوینیان، محمدحسن؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ دهقانی، علی؛ زندی، فاطمه و سعیدی، خلیل (۱۳۹۷). "مقایسه تطبیقی اثر شوک‌های مصرف کل انرژی بر انتشار دی اکسید کربن و رشد اقتصادی در ایران و کشورهای منتخب منا". *فصلنامه علمی*

پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۹، شماره ۳۳، ۱۰۸-۹۱.

مجدزاده طباطبائی، شراره و هادیان، ابراهیم (۱۳۹۷). "بررسی اثرات اقتصادی، رفاهی و زیست محیطی سیاست قیمت گذاری تعرفه‌ای به منظور توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران: کاربرد الگوی تعادل عمومی پویای محاسبه‌پذیر با رهیافت تلفیقی". *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، دوره ۶ شماره ۲۴، ۱۸۶-۱۵۱.

مقیمی، مریم؛ شاهنوشی، ناصر؛ دانش، شهناز؛ اکبری مقدم، بیت ا... و دانشور، محمود (۱۳۹۰). "بررسی آثار رفاهی و زیست محیطی مالیات سبز و کاهش یارانه سوخت در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه". *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، دوره ۱۹، شماره ۷۵، ۱۰۸-۷۹.

وزارت نیرو، معاونت برق و انرژی، دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد کلان برق و انرژی، ترازنامه انرژی، ۱۳۹۵.

Arndt, C., Robinson, S. & Tarp. F. (2002). "Parameter Estimation for a Computable General Equilibrium Model: A Maximum Entropy Approach". *Economic Modelling*, 19, 375–398.

Boys, K. A. & Florax. R. J. G. M. (2008). "Meta-Regression Estimates for CGE Models: Input Substitution Elasticities in Production Agriculture". *Paper presented at the Eleventh Annual Conference on Global Economic Analysis, Helsinki, Finland, and June*, 12–14.

Chang, M. C., Hu, J. L. & Han, T. F. (2014). "An Analysis of a Feed-in Tariff in Taiwan's Electricity Market". *International Journal of Electrical Power & Energy Systems*, 44(1), 916-920.

Decaluwé, B., Lemelin, A., Maisonnave, H. & Robichaud. V. (2013). "Standard PEP Model: Single-Country, Recursive Dynamic Version, Politique Économique et Pauvreté/Poverty and Economic Policy Network. Université Laval, Québec, 220-245.

Hosoe, N. (2004). "Computable General Equilibrium Modeling with GAMS". [online]<ww3.grips.ac.jp/~nhosoe/cge.gams20040209.pdf>.

IEA. (2017). "Energy Price & Taxes". Second Quarter.

Löfgren, H. (2001). "A CGE Model for Malawi: Technical Documentation". TMD Discussion Paper, No. 70, *International Food Policy Research institute*, Washington D.C., U.S.A., 55-68.

Miguel, C. & Manzano, B. (2011). "Gradual Green Tax Reforms". *Energy Economics Journal*, 33, S50–S58.

Moller, N. F. (2017). "Energy Demand, Substitution and Environmental Taxation: An Econometric Analysis of Eight Subsectors of the Danish Economy". *Energy Economics Journal*, 61, 97-109.

Oueslati, W. (2015). "Growth and Welfare Effects of Environmental Tax Reform and Public Spending Policy". *Economic Modelling*, 45, 1-13.

Webster, A. & Sukanya, A. (2013). "The Effect of Fossil Energy and Other Environmental Taxes on Profit Incentives for Change in an Open Economy: Evidence from the UK". *Energy Policy Journal*. 61, 1422–1431.

Wesseh, P. K. & Lin, B. (2018). "Optimal Carbon Taxes for China and Implications for Power Generation, Welfare, and the Environment". *Energy Policy,* 118, 1-8.

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره چهل، پاییز ۱۳۹۹ (۵۴-۳۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 40, September 2020 (35-54)

بررسی تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر و نوآوری‌های فنی و رشد اقتصادی بر انتشار دی اکسید کربن

نسیم مسعودی[۱]، نظر دهمرده قلعه‌نو[۲]، *مرضیه اسفندیاری[۳]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

۳. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

(دریافت: ۱۳۹۸/۶/۵ پذیرش: ۱۳۹۸/۷/۱)

Impact of Renewable Energies, Technical Innovations and Economic Growth on Carbon Dioxide Emissions

Nasim Masoudi[1], Nazar Dahmardeh Ghaleno[2], *Marziyeh Esfandiari[3]

1. Ph.D. Student of Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran
2. Professor, Department of Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran
3. Assistant Professor of Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran

(**Received:** 27/Aug/2019 **Accepted:** 23/Sep/2019)

چکیده:

مصرف گسترده انرژی‌های تجدیدناپذیر در کنار افزایش گسترده فعالیت‌های اقتصادی در چند دهه اخیر پیامدهای زیست محیطی گسترده‌ای داشته است. افزایش دمای زمین، تغییرات آب و هوایی، بالا آمدن سطح آب دریاها و در نهایت تشدید منازعات بین‌المللی از جمله این پیامدها محسوب می‌شوند. طی سالیان اخیر برخی کشورها تلاش گسترده‌ای در راستای استفاده بیشتر از پتانسیل‌های انرژی‌های تجدیدپذیر را شروع نموده‌اند. این تلاش‌ها در راستای مزایای بیشتر استفاده از این انرژی‌ها و همچنین رعایت توافقنامه‌های بین‌المللی برای کاهش دمای کره زمین بوده است. در واقع طی دهه‌های اخیر رشد پایدار اقتصادی برای اکثر اقتصادهای جهان به یک هدف مهم تبدیل شده است. لازمه دست‌یابی به این هدف، تثبیت یا کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای است. این امر مستلزم گذار از فعالیت‌های اقتصادی مبتنی بر منابع انرژی آلاینده به فعالیت‌های مبتنی بر فناوری‌ها و مصرفی با تأثیر محیط زیست کم‌تر است. هدف این مطالعه بررسی اثر نوآوری‌های فنی، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی بر انتشار CO_2 در کشورهای منتخب آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر (IRENA) با استفاده از رویکرد ایستا، پویا و ضرایب بلندمدت داده‌های ترکیبی طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ بود. نتایج این مطالعه نشان داد که نوآوری فنی و انرژی‌های تجدیدناپذیر تأثیر مثبتی بر انتشار CO_2 داشته است اما اثر انرژی‌های تجدیدپذیر بر انتشار CO_2 منفی و معنی‌دار بوده است. تأثیر رشد اقتصادی نیز بر انتشار CO_2 مثبت و معنی‌دار می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: انرژی‌های تجدیدپذیر، نوآوری فنی، انتشار CO_2، پانل دیتا.

طبقه‌بندی JEL: P28، Q55، F64.

Abstract:

The widespread consumption of non-renewable energy, along with the widespread increase in economic activity over the past few decades, has had broad environmental implications. These consequences include rising global temperatures, climate change, rising sea levels, and ultimately escalating international disputes. In recent years, some countries have begun extensive efforts to make more use of renewable energy potentials. These efforts have been in line with the greater benefits of using these energies as well as observing international agreements to reduce global temperatures. Indeed, in recent decades sustainable economic growth has become an important goal for most of the world's economies. To this end is necessary to stabilize or reduce greenhouse gas emissions. This necessitates the transition from polluting energy-based economic activities to less environmentally-friendly, technology-based and consumer-friendly economic activities. CO_2 was selected by the International Renewable Energy Agency (IRENA) in selected countries using a static, dynamic, and long-term coefficient of combined data over the period 1990–2016. The results of this study showed that technical innovations and non-renewable energies had a positive effect on CO_2 emissions, but the effect of renewable energies on CO_2 emissions was negative and significant. Also, the effect of economic growth on CO_2 emission is Positive and significant.

Keywords: Renewable Energy, Technical Innovation, CO_2 Emission, Data Panel.
JEL: P28, Q55, F64.

* **نویسنده مسئول:** مرضیه اسفندیاری (این مقاله مستخرج از رساله دکتری تحت عنوان "مطالعه تطبیقی تأثیرات نوآوری فنی و انرژی تجدیدپذیر بر آلودگی محیط زیست (مطالعه موردی کشورهای منتخب آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر)" می‌باشد)

*Corresponding Author: Marziyeh Esfandiari E-mail: m.esfandiari@eco.usb.ac.ir

۱- مقدمه

طی دهه‌های اخیر رشد پایدار اقتصادی برای اکثر اقتصادهای جهان به یک هدف مهم تبدیل شده است. لازمه دست‌یابی به این هدف، تثبیت یا کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای است. این امر مستلزم گذار از فعالیت‌های اقتصادی مبتنی بر منابع انرژی آلاینده به فعالیت‌های اقتصادی پایدار مبتنی بر فناوری‌ها و مصرفی با تأثیر محیط زیست کم‌تر است (استرن[1]، ۲۰۰۷؛ فاکسن[2]، ۲۰۱۱: ۲۳۰). طبیعت همیشه برای انسان اهمیت داشته است و به همین دلیل نیاز شدید به حفاظت از تنوع زیستی وجود داشته است. یک راه برای دست‌یابی به این هدف، کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای است. از آنجا که انتشار کربن نقش مهمی در تولید گازهای گلخانه‌ای دارد بررسی عوامل مؤثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای اهمیت فراوانی دارد (بیک[3]، ۲۰۱۶: ۳۵۳، داسیلوا و همکاران[4]، ۲۰۱۸: ۵۰). یک اثر مستقیم گازهای گلخانه‌ای گرم شدن کره زمین بوده است. همین موضوع دلیل اصلی برای گسترش مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر است (لیو و خیو[5]، ۲۰۱۸: ۶۵۱، ناین و کاکینکا[6]، ۲۰۱۹: ۱۰۵۲). تغییرات اقلیمی از زمان ورود به قرن حاضر یک چالش اساسی بوده است. به همین دلیل، بسیاری از مطالعات لزوم کاهش انتشار CO_2 که باعث برهم خوردن موجودیت انسان شده است را مورد بحث قرار داده‌اند (دوکان و سیکر[7]، ۲۰۱۶: ۱۰۷۶). ادبیات تجربی به این واقعیت اشاره دارد که مصرف انرژی و رشد اقتصادی عامل اصلی انتشار گازهای گلخانه‌ای است (جارک و پیرینو[8]، ۲۰۱۷: ۱۰۵، لو و خو، ۲۰۱۸: ۶۴۹). اقتصاددانان اکولوژیک همانند نایر و آیرس[9] (۲۰۰۸) بیان می‌کنند که در مدل بیوفیزیکی رشد، انرژی تنها و مهم‌ترین عامل رشد است. به طوری که از نظر آنها نیروی کار و سرمایه، عوامل واسطه‌ای هستند که برای استفاده به انرژی نیاز دارند. در حالی که از نظر برخی از اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برندت و دنیسون[10] (۲۰۱۱)، انرژی از طریق تأثیری که بر نیروی کار و سرمایه می‌گذارد، به طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر است و مستقیماً اثری بر رشد اقتصادی ندارد (قائد و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۳۸). این اقتصاددانان معتقدند که انرژی یک نهاده واسطه‌ای است و عوامل اساسی تولید تنها نیروی کار، سرمایه و زمین هستند. اما مصرف بی رویه انرژی، به ویژه سوخت‌های فسیلی برای تحقق هدف رشد اقتصادی سبب افزایش آلودگی محیط زیست شده است (قزوینیان و همکاران، ۱۳۹۷: ۹۵). پیامدهای زیست‌محیطی گرم شدن کره زمین و تغییرات اقلیمی کره زمین و انتشار گازهای گلخانه‌ای نگرانی‌ها را در مورد مصرف انرژی تجدید ناپذیر افزایش داده است و اقبال عمومی به استفاده از انرژی تجدیدپذیر رواج بیشتری یافته چرا که از مهم‌ترین ویژگی‌های انرژی تجدیدپذیر کاهش انتشار دی‌اکسید کربن و کمک به حفاظت از محیط‌زیست است (ابوی و همکاران، ۱۳۹۷: ۶۸). مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر به‌عنوان منابع انرژی ایجاد شده می‌تواند نگرانی‌های روزافزون را در مورد انتشار گازهای گلخانه‌ای، قیمت بالا، انرژی فرار و وابستگی به منابع انرژی خارجی را کاهش دهد (خوشنویس یزدی و شکوری[11]، ۲۰۱۷: ۲۰).

همچنین رویکردهای چالش برانگیزی در زمینه اثرات نوآوری فنی بر محیط زیست، در طی سال‌های اخیر در جریان بوده است. ادبیات رشد درون‌زا نشان می‌دهد که نوآوری فنی می‌تواند اثر مثبتی بر محیط زیست، در بلندمدت داشته باشد. بر اساس استدلال اقتصاددانان موافق این دیدگاه، نوآوری فنی به طور مستقیم و غیرمستقیم از طریق کاهش هزینه اطلاعات و مبادلات، افزایش بهره‌وری عوامل تولید، افزایش پس‌انداز و بهبود جریان تخصیص منابع، سبب افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود و در نتیجه اثرات مثبتی بر محیط زیست دارد. در مقابل این دیدگاه، برخی از اقتصاددانان بر این باورند که نوآوری فنی می‌تواند به محیط زیست آسیب برساند. آنها بیان می‌کنند اگر نوآوری فنی باعث بهبود در تخصیص منابع و در نتیجه باعث افزایش بازدهی پس‌انداز گردد، ممکن است نرخ پس انداز کاهش یابد که این امر منجر به بحران اعتبارات شده و از طریق کاهش سرمایه‌گذاری، به محیط زیست، صدمه وارد می‌کند (دوگان و سیکر، ۲۰۱۶: ۴۳۱).

با توجه به اینکه آلودگی محیط زیست یکی از چالش برانگیزترین موضوعات مورد بحث در دنیای امروز است، بسیاری از محققان در مورد این مسئله بحث کرده‌اند. روش‌ها، رویکردها و نمونه‌های مورد بررسی مختلف، نتایج متناقضی ارائه کرده است و بررسی‌ها در این زمینه همچنان ادامه دارد.

1. Stern (2007)
2. Foxon (2011)
3. Baek (2016)
4. Da Silva et al. (2018)
5. Liu & Xiao (2018)
6. Nguyen & Kakinaka (2019)
7. Dogan & Seker (2016)
8. Jarke & Perino (2017)
9. Nair & Ayres (2008)
10. Berndt & Denison (2011)
11. Khoshnevis Yazdi & Shakouri (2017)

با توجه به این موضوع هدف این مطالعه بررسی تأثیرات نوآوری فنی و انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی بر آلودگی محیط زیست در کشورهای منتخب آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر (IRENA) با استفاده از رویکرد ایستا، پویا و ضرایب بلندمدت داده‌های ترکیبی طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ می‌باشد.

۲- مبانی نظری

طی دهه‌های گذشته بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست مورد توجه اقتصاددانان و اکولوژیست‌ها بوده است. آنها اغلب به دنبال اثبات این پدیده بودند که وقتی سطح درآمد پایین است کیفیت محیط زیست بدتر می‌شود و وقتی درآمد افزایش می‌یابد و از سطح آستانه عبور کند، سطح آلودگی کاهش می‌یابد. اگر پدیده مذکور وجود داشته باشد رابطه U-شکل معکوس بین سطح رشد اقتصادی و آثار زیست محیطی برقرار است که در ادبیات اقتصاد محیط زیست به منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC) معروف است. در سال‌های ۱۹۹۰ شاهد ظهور فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس[1] (EKC)، و سیل مطالعاتی که هر کدام با استفاده از آلاینده‌های متفاوت درصدد آزمایش این فرضیه برآمدند، بودیم. اولین مجموعه از مطالعات تجربی EKC توسط گروسمن و کروکر درسال ۱۹۹۱ به منظور ارزیابی اثرات زیست محیطی تجارت آزاد آمریکای شمالی[2]، این مطالعه را انجام دادند. گروسمن و کروکر (۱۹۹۱) فرضیه EKC را برای دی اکسید گوگرد، دود سیگار و ذرات معلق با استفاده از داده‌های اندازه‌گیری شده توسط سیستم نظارت جهانی زیست محیطی[3] و تولید ناخاص داخلی سرانه در مقیاس برابری قدرت خرید برای ۵۲ شهر در ۳۲ کشور در طول دوره زمانی ۱۹۸۸-۱۹۷۷ مورد بررسی قرار دادند. برای دی اکسید گوگرد و دود سیگار نقطه برگشت را در درآمد سرانه ۴۰۰۰ تا ۵۰۰۰ دلار برآورد نمود و در رابطه با ذرات معلق دریافت که حتی در سطوح پایین درآمدی همواره کاهش می‌یابند. به هر صورت در سطوح درآمدی بالاتر از ۱۰۰۰۰ تا ۱۵۰۰۰ دلار هر سه آلاینده مجدداً کاهش می‌یابند. شافیک و بندیوپادیا (۱۹۹۲) فرضیه EKC را برای ۱۰ شاخص تخریب زیست محیطی مختلف شامل عدم دسترسی به آب سالم و بهداشت مناسب، جنگل زدایی، ضایعات شهری، اکسیدهای گوگرد و انتشار کربن برآورد نمودند. نمونه آنها شامل ۱۴۹ کشور در بازه زمانی ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۰ بود و از توابع لگاریتمی- خطی، لگاریتمی- درجه دوم و فرم تابع چند جمله‌ای درجه سوم لگاریتمی استفاده نمودند. آنها دریافتند که عدم دسترسی به آب سالم و بهداشت مناسب به‌طور یکنواخت با افزایش درآمد کاهش می‌یابد و ضایعات شهری، اکسیدهای گوگرد و انتشار کربن در طول زمان افزایش می‌یابد اما جنگل‌زدایی مستقل از سطوح درآمدی است. به‌طور کلی، آلاینده‌های هوا با نقطه برگشت در سطح درآمد ۳۰۰ تا ۴۰۰۰ دلار با فرضیه زیست محیطی کوزنتس مطابقت داشت. پانایوتو (۱۹۹۵) با استفاده از داده‌های مقطعی نتایج مشابهی را با نقطه برگشت درآمد در دامنه ۳۰۰۰ تا ۵۰۰۰ برای این آلاینده‌ها به دست آورد. وی همچنین دریافت که جنگل‌زدایی با نقطه برگشت درآمد سرانه در حدود۸۰۰ دلارفرضیه EKC را تأیید می‌کند.

بخش بزرگی از مطالعات نیز بر ارتباط بین مصرف انرژی و انتشار آلاینده‌های زیست محیطی متمرکز بوده‌اند. رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی از زمان بروز شوک‌های نفتی در دهه ۷۰ میلادی توسط محققان مورد مطالعه قرار گرفته است. علاوه بر بروز شوک‌های نفتی، مسائل زیست محیطی مانند تغییرات آب و هوایی، گرم‌تر شدن کره زمین، نابودی و اتمام منابع طبیعی و سوختی از جمله عواملی بودند که ضرورت بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی را دو چندان می‌کرد. یکی از دلایل اصلی گرم شدن کره زمین، انتشار گازهای گلخانه‌ای است که میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای رابطه مستقیم با میزان مصرف انرژی کشورها دارد حال آنکه، انرژی به عنوان یکی از عوامل تولید و موتور محرکه رشد اقتصادی به شمار می‌رود، بنابراین اگر کنترل انتشار آلاینده‌ها رشد کشورها را کاهش دهد، تناقض در اهداف کشورها ایجاد می‌شود. اقتصاددانان اکولوژیک همانند نایر و آیرس (۲۰۰۸) بیان می‌کنند که در مدل بیوفیزیکی رشد، انرژی تنها و مهم‌ترین عامل رشد است. به طوری که از نظر آنها نیروی کار و سرمایه، عوامل واسطه‌ای هستند که برای استفاده به انرژی نیاز دارند. در حالی که از نظر برخی از اقتصاددانان نئوکلاسیک مانند برندت و دنیسون[4] (۲۰۱۱: ۵۱۲۴)، انرژی از طریق تأثیری که بر نیروی کار و سرمایه می‌گذارد، به طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر است و مستقیماً اثری بر رشد اقتصادی

1. Environmental Kuznets Curve
2. NAFTA
3. Global Environmental Monitoring System(GEMS)
4. Berndt & Denison (2011)

ندارد. این اقتصاددانان معتقدند که انرژی یک نهاده واسطه‌ای است و عوامل اساسی تولید تنها نیروی کار، سرمایه و زمین هستند. اما مصرف بی رویه انرژی، به ویژه سوخت‌های فسیلی برای تحقق اهداف رشد اقتصادی سبب افزایش آلودگی محیط زیست شده است. برخی از صاحب نظران اقتصادی، مانند برندت و وود[1] (۱۹۷۵) بر این باورند که انرژی و سرمایه با یکدیگر ترکیب شده و عامل تولید G را ایجاد می‌کنند که پس از ترکیب آن با نیروی کار، محصول به دست می‌آید. در این صورت شکل کلی تابع تولید به صورت: $Q=f\ [G(K,L),L]$ خواهد بود. در چارچوب مکتب نئوکلاسیک نیز، استرن و کلولند[2] (۲۰۰۴)، رابطه بین مصرف انرژی و فعالیت‌های اقتصادی را به صورت تابع تولید زیر بیان کرده‌اند:

$$(Q_1 \ldots, Q_m) = f\,(A, X_1, \ldots, X_n, E_1, \ldots, E_p)$$

که در آن Q_1، تولید کالاها و خدمات، X_1، نهاده‌های تولیدی از قبیل سرمایه، نیروی کار، E_1، حامل‌های انرژی و A، وضعیت تکنولوژیکی یا شاخص بهره‌وری کل عوامل است. در تابع فوق، رابطه بین انرژی و تولیدکل به وسیله عواملی از قبیل جانشینی بین انرژی و دیگر نهاده‌ها، تغییرات تکنولوژیکی، تغییر ترکیب عوامل انرژی و تغییر ترکیب محصول تولیدی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. توسعه اقتصادی به عنوان یک رکن اساسی در مجموعه سیاست‌های هر کشور مطرح است و امروزه انرژی یکی از عوامل اصلی و ضروری توسعه اقتصادی در هر جامعه تلقی می‌شود. رشد روز افزون جمعیت، وابستگی به انرژی و به تبع آن رشد مصرف انرژی به ویژه انرژی‌های فسیلی موجب افزایش مشکلات زیست محیطی شده است. یکی از مهم‌ترین آلودگی‌های بخش انرژی آلودگی هوا در اثر انتشار و نشت گازهای آلاینده ناشی از احتراق سوخت‌های فسیلی است. اکسیدهای گوگرد، اکسیدهای نیتروژن، مونوکسید کربن، ذرات معلق، هیدروکربن‌ها و دی اکسید کربن از جمله گازهای آلاینده و گلخانه‌ای هستند که در اثر فعالیت‌های بخش انرژی به ویژه احتراق سوخت‌های هیدروکربنی به وجود می‌آیند. گازهای آلاینده‌ای مانند S0x، CO و NOx سبب بارش باران‌های اسیدی، بروز مخاطرات بهداشتی و سلامتی برای انسان و سایر موجودات می‌شوند و عمدتاً از دیدگاه منطقه‌ای و ملی مورد توجه قرار می‌گیرند؛ در صورتی که گازهای گلخانه‌ای مانند دی اکسید کربن سبب بروز پدیده تغییر آب و هوا و گرمایش جهانی می‌شوند و از بعد جهانی حائز اهمیت می‌باشند (دفتر برنامه‌ریزی انرژی، ۱۳۸۲: ۳۱۲). برخلاف آلودگی ناشی از آب یا هوا که اثرات فوری و قابل تشخیص بر سلامتی به جا می‌گذارد، انتشار دی اکسید کربن به طور مقطعی بی‌ضرر است و در بلندمدت محیط زیست را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

مایر و کنت[3] ارتباط بین مصرف انرژی و تخریب محیط زیست را به این صورت بیان می‌کنند که هر چند پس از انقلاب صنعتی به ویژه در دهه‌های اخیر با استفاده بیشتر از انرژی، متوسط بهره‌وری عوامل تولید افزایش یافته است اما استفاده از انرژی به خاطر تأثیرات آلوده کننده‌اش باعث تخریب بیش از پیش محیط زیست گردیده است تا حدی که بخش انرژی را بیشترین سهامدار تغییر در شرایط محیط زیست می‌دانند. لذا، می‌توان عنوان کرد سیاست انرژی و سیاست محیط زیست رابطه‌ای تنگاتنگ با یکدیگر دارند (مایر و کنت، ۲۰۰۷: ۲۴۸۵).

برخی مطالعات تجربی نیز برقراری منحنی زیست محیطی کوزنتس را ناشی از تجارت بین‌الملل و انتقال صنایع آلوده کننده می‌دانند. بدین صورت که، تجارت بین‌الملل شرایطی را فراهم می‌کند که در آن صنایع آلاینده از مناطق توسعه یافته (آلوده) به سمت مناطق با آلودگی کمتر منتقل شوند.

از منظر نظری، رابطه بین واردات و مصرف انرژی نیز قابل توجیه است. توزیع کالاهای وارداتی به یک کشور نیازمند شبکه حمل و نقل برای توزیع واردات است و این شبکه حمل و نقل به وسیله انرژی سوخت‌گیری می‌کند. همچنین، کالاهای وارداتی بسته به ترکیب کالاها می‌تواند بر مصرف انرژی اثر بگذارد. کالاهای وارداتی بادوام مانند اتومبیل، یخچال و غیره کاربران بزرگ انرژی هستند و افزایش در این نوع از کالاهای وارداتی تقاضا برای انرژی را افزایش خواهد داد، افزایش مصرف انرژی نیز به نوبه خود بر میزان تولید CO_2 به صورت مثبتی تأثیر می‌گذارد (سادورسکی، ۲۰۰۹: ۴۵۹).

طی سال‌های اخیر و با افزایش گرایش به استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر، اثر این نوع از انرژی‌ها بر انتشار CO_2 و کیفیت محیط زیست مورد توجه قرار گرفته است. انرژی تجدیدپذیر، که انرژی برگشت‌پذیر نیز نامیده می‌شود، به انواعی از انرژی می‌گویند که منبع تولید آن نوع انرژی، بر خلاف انرژی‌های تجدیدناپذیر (فسیلی)، قابلیت آن را دارد که توسط طبیعت در یک بازه زمانی کوتاه مجدداً به وجود آمده یا به عبارتی تجدید شود. در سال‌های اخیر با توجه به اینکه منابع انرژی تجدیدناپذیر رو به اتمام هستند این منابع مورد توجه قرار

1. Berndt & Wood (1975)
2. Stern & Cleveland (2004)
3. Myer & Kent (2007)

گرفته‌اند. نگرانی درباره تغییرات زیست محیطی در کنار افزایش قیمت روزافزون نفت و اوج تولید نفت و حمایت دولت‌ها، باعث رشد روزافزون وضع قوانینی می‌شود که بهره‌برداری و تجاری سازی این منابع سرشار تجدیدپذیر را تشویق می‌کنند. به عنوان مثال توربین‌های بادی برای راه‌اندازی و بهره‌برداری نیاز به هیچ گونه سوختی ندارند، بنابراین در قبال انرژی الکتریکی تولید آلودگی مستقیمی ایجاد نمی‌کنند. بهره‌برداری از این توربین‌ها دی اکسید کربن، دی اکسید گوگرد، جیوه، ذرات معلق یا هیچ گونه عامل آلوده کننده هوا تولید نمی‌کند. در زمانی که برق مورد نیاز شبکه توسط توربین‌های برق بادی تزریق می‌شود، برق تولیدی سایر نیروگاه‌ها کاهش یافته از این رو در مصرف سوخت فسیلی این نیروگاه‌ها صرفه‌جویی می‌گردد که با توجه به میزان تزریق برق بادی به شبکه، از انتشار آلاینده‌های محیط زیست کاسته خواهد شد.

نوآوری‌های فنی نیز می‌توانند نقش مهمی در کاهش سوخت‌های فسیلی داشته باشند (تنگ و تن، ۲۰۱۳: ۳۰۰) برخی از محققین نشان دادند که مخارج تحقیق و توسعه اثر مثبتی در رشد اقتصادی داشته است (لوتز، ۲۰۱۵: ۶۰؛ فنگ، ۲۰۱۱: ۵۱۲۶). سرمایه‌گذاری در مخارج تحقیق و توسعه و تغییرات در تکنولوژی می‌تواند انتشار CO_2 را کاهش دهد (جونز، ۲۰۰۲: ۵۷۳). بنابراین نوآوری‌های فنی نقش مهمی در کاهش مصرف انرژی و بهبود کارایی انرژی ایفا می‌کند. نظریات بحث برانگیزی درباره اثرات نوآوری فنی بر محیط زیست، رشد اقتصادی و مصرف انرژی در طی سال‌های اخیر در جریان بوده است. ادبیات رشد درون‌زا نشان می‌دهد که نوآوری فنی می‌تواند اثر مثبتی بر محیط زیست، رشد اقتصادی و مصرف انرژی بلندمدت داشته باشد. بر اساس استدلال اقتصاددانان موافق این دیدگاه، نوآوری فنی به طور مستقیم و غیرمستقیم از طریق کاهش هزینه اطلاعات و مبادلات، افزایش بهره‌وری عوامل تولید، افزایش پس‌انداز و بهبود جریان تخصیص منابع، موجبات افزایش سرمایه‌گذاری و در نتیجه اثرات مثبتی بر محیط زیست، رشد اقتصادی و مصرف انرژی خواهد داشت. در مقابل این دیدگاه، برخی از اقتصاددانان بر این باورند که نوآوری فنی می‌تواند به محیط زیست، رشد اقتصادی و مصرف انرژی آسیب برساند. آنها معتقدند که اگر نوآوری فنی باعث بهبود در تخصیص منابع و در نتیجه باعث افزایش بازدهی پس‌انداز گردد، ممکن است نرخ پس‌انداز کاهش یابد، که این امر منجر به بحران اعتبارات شده و از طریق کاهش سرمایه‌گذاری، به محیط زیست، رشد اقتصادی و مصرف انرژی صدمه وارد می‌کند (دوگان و سیکر، ۲۰۱۶: ۴۳۱). برای بیان تأثیر مثبت نوآوری‌های فنی بر انتشار دی اکسید کربن از مدل‌های رشد و هزینه‌های تحقیق و توسعه کمک گرفته می‌شود. زیرا هزینه‌های تحقیق و توسعه از طریق افزایش تولید و سرمایه و مصرف انرژی به طور غیرمستقیم بر انتشار گازهای گلخانه‌ای تأثیر می‌گذارند. در مدل‌های رشد به نقش تحقیق و توسعه، به عنوان موتور رشد اقتصادی تأکید شده است. تحقیق و توسعه اجازه می‌دهد تا کالاهای سرمایه‌ای جدیدی معرفی گردند که ممکن است نقش بیشتر و بهتری در تولید نسبت به کالاهای سرمایه‌ای موجود، داشته باشند. به دلیل آنکه محصول تابعی از انواع مختلف کالاهای سرمایه‌ای یا کیفیت کالاهای سرمایه‌ای است پس اگر تابع تولید بازدهی نزولی نسبت به هر یک از نهاده‌ها داشته باشد، آنگاه رشد درون‌زا وجود خواهد داشت. این نگرش توسط رومر، بارو و سالای مارتین ارائه شده است. کمک دوم تحقیق و توسعه بر رشد اقتصادی این است که باعث ایجاد اثرات جانبی در موجودی علم و دانش می‌شود. بنابراین می‌توان گفت که بوجود آمدن اثرات جانبی از طریق فعالیت‌های تحقیق و توسعه، سبب ایجاد بازدهی ثابت به سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه شده و باعث افزایش موجودی علم و دانش در یک نرخ ثابت می‌شوند. یکی از یافته‌های جالب این مدل آن است که رشد درون‌زا می‌تواند از طریق انباشت دانش و بدون سرمایه‌گذاری در کالاهای سرمایه‌ای فیزیکی ایجاد شود. از طرف دیگر مطالعات تجربی ارتباط قوی بین نرخ رشد تولید ناخالص ملی با سرمایه فیزیکی را تأیید می‌کنند. بنابراین به‌منظور ایجاد چنین ارتباطی باید بعضی از سرمایه‌های فیزیکی را که به رشد واکنش می‌دهند، وارد مدل نمود. در این بخش ساده‌ترین مدلی که توسط بارو و سالای مارتین بیان شده، ارائه می‌شود. با توجه به اثرات مثبت نوآوری‌های فنی بر رشد اقتصادی می‌توان گفت که نوآوری فنی از طریق گسترش تولید، تقاضا برای نهاده‌های انرژی را افزایش می‌دهند و زمینه افزایش انتشار CO_2 را فراهم می‌کنند.

۳- ادبیات موضوع

جایانتاکوماران و لی[1] به بررسی ارتباط بین تخریب محیط زیست، تجارت، مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در چین و هند با استفاده از الگوی خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی

1. Jayanthakumaran & Liu (2012)

(ARDL) طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۷۱ می‌پردازند. براساس نتایج به دست آمده، سطح بالای انتشار دی اکسید کربن به‌طور منفی و معناداری میزان تولید دو کشور را تحت تأثیر قرار داده است (جایانتاکوماران و لی، ۲۰۱۲: ۴۵۷).

اومری[1] ارتباط بین انتشار دی اکسیدکربن سرانه، GDP سرانه و مصرف انرژی در کشورهای MENA را مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد که مصرف انرژی سرانه اثر مثبت روی انتشار سرانه برای همه کشورها دارد (اومری، ۲۰۱۳: ۶۶۰).

ژائو[2] و همکاران ۳۰ استان در کشور چین را طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۱ با استفاده از اقتصادسنجی فضایی پانلی تجمیعی مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که تولید سرانه استان‌ها تأثیر منفی و معنادار روی شدت انتشار دی اکسیدکربن دارد و سرریز فضایی آلودگی و شوک‌های انرژی مثبت است (ژائو و همکاران، ۲۰۱۴: ۴۹).

آپرگیس و پاین[3] برای هفت کشور آمریکای مرکزی از حداقل مربعات معمولی (OLS) اصلاح شده و مدل تصحیح خطای برداری براساس آزمون علیت گرنجر طی دوره ۱۹۸۰-۲۰۱۰ استفاده می‌کنند. نتایج نشان داد که انرژی و عوامل اقتصادی بر میزان انتشار CO_2 تأثیر گذار است. همچنین، یک علیت مثبت بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست وجود دارد (آپرگیس و پاین، ۲۰۱۵: ۲۸۱).

شهباز و همکاران به بررسی رابطه بین حمل و نقل و انتشار CO_2 در کشور پاکستان طی دوره ی ۲۰۱۲-۱۹۸۰ با استفاده از الگوی خود بازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و مدل تصحیح خطا (VECM) می‌پردازند. براساس نتایج به دست آمده، حمل و نقل باعث افزایش انتشار CO_2 شده است. همچنین، رابطه دو طرفه مثبتی بین حمل و نقل و انتشار گاز CO_2 وجود دارد (شهباز و همکاران، ۲۰۱۵: ۵۷۸-۵۸۵).

فلاحی و همکاران در مطالعه خود فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس را با استفاده از اطلاعات سری زمانی و با بهره‌گیری از روش غیرخطی انتقال ملایم آزمون کردند. در این مطالعه فرضیه EKC برای اقتصاد ایران تأیید نشد اما در مقابل رابطه مثبت غیرخطی بین درآمد سرانه و انتشار دی اکسیدکربن سرانه اثبات شد (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۱: ۹۳-۷۳).

فطرس و همکاران در مطالعه ای با استفاده از مدل‌های خودرگرسیونی با وقفه‌های گسترده رابطه بین آلودگی هوا، شدت انرژی و بازبودن اقتصاد ایران را ارزیابی کردند. نتایج تحقیق حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار میان شدت انرژی و آلودگی هوا و ارتباط مثبت بین باز بودن اقتصاد و آلودگی هوا در بلندمدت است (فطرس و همکاران، ۱۳۹۱: ۷۲-۵۱).

پهلوانی و همکاران به بررسی میزان تأثیر توسعهٔ زیرساخت‌های حمل و نقل بر رشد اقتصادی با استفاده از مدل داده‌های تابلویی برای استان‌های منتخب ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۷۹ می‌پردازند. نتایج نشان داد متغیر شاخص زیرساخت حمل و نقل بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارد (پهلوانی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۳۲-۱۰۳).

محمدی و سخی به بررسی تأثیر گسترش تجارت و رشد اقتصادی بر کیفیت زیست محیطی در ۱۱ کشور منطقه خاورمیانه طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۰ می‌پردازند. آزمون‌های معتبر اقتصادسنجی، مدل با اثرات ثابت را از میان مدل‌های رگرسیونی اثرات تجمیعی، اثرات ثابت و اثرات تصادفی مورد تأیید قرار داد. به علت وجود داده‌های پانل پویا، هر کدام از مدل‌های رگرسیونی GMM، آرلانو- بوند و نیووی-وست با ۵ وقفه مجاز برآورد شده است. نتایج نشان داد درآمد سرانه دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر میزان آلودگی است و افزایش‌های بیشتر درآمد سرانه باعث کاهش آلودگی زیست محیطی می‌شود (محمدی و سخی، ۱۳۹۲: ۵۵).

محمدی و سخی در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر تجارت، سرمایه‌گذاری خارجی و توسعه انسانی بر شاخص عملکرد محیط زیست پرداختند. برای این منظور کشورهای مورد مطالعه بر اساس درآمد ناخالص ملی و طبق تقسیم‌بندی بانک جهانی به دو گروه بالای درآمدی و پایین درآمدی تقسیم بندی شده‌اند. نتایج رگرسیون نشان می‌دهد که آزادسازی تجاری در کشورهای با درآمد بالا باعث افزایش شاخص عملکرد محیط زیست و در کشورهای با درآمد پایین باعث کاهش شاخص عملکرد محیط زیست شده است. از این رو، فرضیه پناهگاه آلودگی در گروه کشورهای با درآمد پایین رد نمی‌شود. در هر دو گروه از کشورها، شاخص توسعه انسانی اثر مثبت و معناداری بر شاخص عملکرد زیست محیطی دارد و از این رو، ارتقا شاخص سرمایه انسانی از طریق افزایش آگاهی عمومی و سطح دانش، می‌تواند باعث کاهش اثرات مخرب فعالیت‌های انسانی روی محیط زیست شود (محمدی و سخی، ۱۳۹۲: ۷۰).

دل‌انگیزان و همکاران به بررسی اثر تغییر قیمت سوخت (بنزین، نفت، گاز) با استفاده از روش حداقل مربعات پایدار (RLS) بر میزان تولید گازهای گلخانه‌ای در بخش حمل و

1. Omri (2013)
2. Zhao et al. (2014)
3. Apergis & Payne (2015)

نقل طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۷۰ می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش سهم سرمایه‌گذاری در بخش حمل و نقل به کل سرمایه‌گذاری، میزان انتشار آلاینده‌ها به طور معناداری افزایش یافته است (دل‌انگیزان و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۷-۴۴).

لطفعلی‌پور و همکاران به بررسی تأثیر رشد اقتصادی، تجارت و توسعه مالی بر کیفیت محیط زیست در ایران با استفاده از مدل خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) در طول دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۴۹ می‌پردازند. روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای مدل برآورد شده و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج نشان داد رشد اقتصادی سبب افزایش تخریب محیط زیست شده است (لطفعلی پور و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۶-۶۱).

مهدوی عادلی و نظری به بررسی مدل (رشد اقتصادی، انرژی و محیط زیست) E3 در ایران با استفاده از روش GMM طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۳ می‌پردازند. نتایج نشان داد اثر مصرف انرژی و آلودگی محیط زیست بر رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار است. همچنین، رشد اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری بر آلودگی محیط زیست در ایران دارد (مهدوی عادلی و نظری، ۱۳۹۳: ۴۰-۱۹).

ترابی و همکاران به بررسی تأثیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و تجارت خارجی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در ایران با روش ARDL پرداختند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد مصرف سرانه انرژی، تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی و درجه باز بودن اقتصاد تأثیری مثبت و معنادار بر میزان انتشار سرانه گاز دی‌اکسیدکربن دارند. همچنین نتایج نشان می‌دهد عدم تعادل در سطح انتشار گاز دی اکسید کربن پس از گذشت حدود دو سال به واسطه تغییر متغیرهای سطح مصرف انرژی، تولید ناخالص داخلی و درجه باز بودن اقتصاد تعدیل می‌شود. با توجه به روند رو به افزایش سرانه انتشار دی‌اکسیدکربن در کشور ایران، نیاز به اعمال سیاست‌های زیست‌محیطی جدیدی برای حفظ محیط زیست است (ترابی و همکاران، ۱۳۹۴، ۸۴-۶۳).

آدینه‌وند با استفاده از روش یوهانسون و مدل تصحیح خطای برداری به بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت باز بر انتشار دی اکسید کربن در کشورهای عضو اوپک پرداخت. نتایج حاصل از برآوردها نشان داد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و آزادسازی تجاری تأثیر مثبت بر آلودگی هوا در دو کشور ایران و ونزوئلا داشته است (آدینه‌وند، ۱۳۹۵: ۷۰).

احمدیان و همکاران به بررسی رابطه رشد اقتصادی و شاخص تخریب محیط زیست در منتخبی از کشورهای در حال توسعه (شامل ۳۲ کشور) با استفاده از روش پانل پویا مبتنی بر روش GMM طی دوره ۲۰۱۳-۲۰۰۲ می‌پردازند. نتایج نشان داد رابطه مثبت و معنی‌داری میان رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست (کاهش کیفیت محیط زیست) وجود دارد. به این معنا که افزایش شاخص تخریب محیط زیست، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. ضمناً نتایج آزمون تودا-یاماموتو نیز نشان داد رابطه یک طرفه از شاخص تخریب محیط زیست به رشد اقتصادی وجود دارد (احمدیان و همکاران، ۱۳۹۶: ۲۸-۱۷).

با توجه به آنچه بیان شد این مطالعه از جنبه‌های مختلفی با مطالعات پیشین متفاوت است از جمله اینکه بررسی تأثیر نوآوری فنی بر محیط زیست در مطالعات داخلی مورد توجه نبوده است. همچنین نمونه‌ای از کشورهای با انتشار بالا و پائین دی اکسید کربن انتخاب شده است تا بتوان اثر متغیرها را در انتشارهای بالا و پایین دی اکسید کربن نیز مشاده کرد که در مطالعات پیشین بر میانگین دی اکسید کربن تمرکز وجود داشته است. همچنین تلاش شده است تا اصلی‌ترین متغیرهای مؤثر بر انتشار CO_2 در مدل تحقیق مورد بررسی قرار بگیرد.

٤- روش شناسی

مدل ارائه شده در این تحقیق تلفیقی از دو مدل کوپلند و تیلر[1] (۲۰۰۳) و همچنین چن و لی[2] (۲۰۱۸) می‌باشد که از مبانی خرد و مدل adhoc استفاده کرده‌اند. بر این اساس دو کالای x و y در نظر گرفته شده‌اند که هر کدام دارای توابع تولیدی هستند که بازده نسبت به مقیاس ثابت دارند. این دو کالا در شدت انتشار آلودگی در فرایند تولیدی متفاوت هستند یعنی کالای x باعث تولید آلودگی CO_2 در طی فرایند تولیدی می‌شود در صورتی که کالای y کالایی پاک است که هیچ گونه آلودگی را در فرایند تولیدی ایجاد نمی‌کند. بر اساس گزارش هیئت میان دولتی تغییر اقلیم (IPCC) دی اکسید کربن ۷۶ درصد کل گازهای گلخانه‌ای را به خود اختصاص داده است. که به عنوان شاخص محیط زیست در نظر گرفته شده است چرا که اعتقاد بر این است که CO_2 عامل اصلی گرم شدن زمین است. نهاده‌های اولیه برای تولید کالا سرمایه (K) و نیروی کار(L) می‌باشد. همچنین قیمت کالای x یا کالای آلوده p است و قیمت کالای پاک برای سادگی نرمال فرض شده است. در این حالت تابع تولید کالای y به صورت

1. Copeland & Taylor (2003)
2. Chen & Lei (2018)

زیر است:

(۱)

$$Y=H(K_y,L_y)$$

که H تابعی فزاینده و مقعر است.

تولید کالای x آلودگی CO_2 را ایجاد می‌کند. اگر بنگاه‌ها کاهش آلودگی را تقبل نکنند ما فرض می‌کنیم هر واحد محصول یک واحد آلودگی e را ایجاد می‌کند و محصول x به‌وسیله رابطه $F(K_x,L_x)$ نشان داده می‌شود. که F تابعی فزاینده و مقعر می‌باشد. می‌توانیم F رامحصول بالقوه در نظر بگیریم اگر کاهش آلودگی اتفاق بیافتد آنگاه $CO_2 \leq F$ خواهد بود .تابع تولید کالای x به صورت زیر می‌باشد:

(۲)

$$X= CO_2^{a}(F(K_x,L_x))^{1-a}$$

که a بین صفر و یک می‌باشد. یک بنگاه می‌تواند با استفاده از عوامل تولید بیشتر و تکنیک‌های کمتر آلوده کننده آلودگی را کاهش دهد و محصول خود را حفظ کند. همچنین در این مدل فرض شده که قوانین آلودگی از طرف دولت وضع می‌شود و بنگاه با قیمتی برابر t برای هر واحد نشر آلودگی مواجه است. t می‌تواند بیانگر مالیات بر آلودگی باشد که قیمت آن در بازار تعیین می‌گردد. کالای x یا کالای آلاینده در این اقتصاد یک کالای سرمایه بر در نظر گرفته شده که افزایش میزان سرمایه تولید کالای x را افزایش و تولید کالای y را کاهش می‌دهد زیرا کالای y یک کالای کاربر می‌باشد. نهایتاً اینکه مدل بر اساس یک اقتصاد باز برنامه‌ریزی شده است.

با لحاظ کردن عوامل تولید، قیمت و سیاست مبارزه با آلودگی توابع تولید دو کالا به صورت زیر بازنویسی می‌شود.

(۳)

$$X=x(p,t,k,L)$$

(۴)

$$Y=y(p,t,k,L)$$

به منظور به دست اوردن تابع درآمد ملی فرض شده که بازارها رقابتی هستند و بخش خصوصی ارزش درآمد ملی را برای هر سطح از آلودگی مشخص (CO_2) ماکزیمم می‌کند. اگر درآمد ملی با G نشان داده شود از طریق مسئله بهینه یابی زیر به دست می‌آید:

(۵)

$$G(p,k,L,\ CO_2)=\max_{(x,y)}\ [px+y:(x,y)\in T(k,L,\ CO_2)]$$

(T بیانگر سطح تکنولوژی موجود است). تابع درآمد ملی مشخصات مفیدی را ارائه می‌کند که به صورت روابط زیر نشان داده می‌شود:

(۶)

$$t=\frac{\partial G}{\partial CO2},\ r=\frac{\partial G}{\partial K},\ W=\frac{\partial G}{\partial L},\ X=\frac{\partial G}{\partial P}$$

که مهمترین رابطه، رابطه $t=\frac{\partial G}{\partial CO2}$ می‌باشد که نشان می‌دهد قیمت تعادلی ایجاد یک واحد آلودگی مساوی با اثر درآمد ملی یک واحد افزایش در آلودگی می‌باشد. بدین معنی که اگر آلودگی بیشتر را اجازه دهیم درآمد ملی به‌وسیله مقدار تولید نهایی آلودگی افزایش می‌یابد. اگر اثرات کاهش آلودگی CO_2 را در نظر بگیریم آنگاه هزینه اقتصادی کردن نیز برابر $t=\frac{\partial G}{\partial CO2}$ خواهد بود. این رابطه همچنین نشان می‌دهد که قیمت یک واحد انتشار آلودگی مساوی با هزینه نهایی کاهش آلودگی می‌باشد. همچنین این رابطه معکوس تقاضا برای آلودگی است که شیب منفی دارد به دلیل اینکه G در آلودگی CO_2 مقعر است.

از طرف دیگر بنگاه‌ها شدت آلودگی را انتخاب می‌کنند که هزینه‌های تولیدشان را حداقل کند. $e=\frac{CO2}{x}$ اشاره به انتشار آلودگی در هر واحد محصول دارد. سهم مطالبات آلودگی در مقدار تولید برابر با $a=\frac{tCO2}{px}$ می‌باشد. بنابراین در یک راه حل درونی رابطه زیر را داریم:

(۷)

$$e=\frac{CO2}{x}=\frac{ap}{t}\leq 1$$

شدت آلودگی زمانی که مالیات بر آلودگی بالا می‌رود کاهش می‌یابد و شدت آلودگی زمانی که قیمت کالای آلوده کننده (p) بالا می‌رود افزایش می‌یابد زیرا هزینه فرصت منابع استفاده شده در کاهش آلودگی بالاتر می‌رود.

می توانیم تابع تقاضای آلودگی را با وارد کردن تابع تولید کالای آلاینده به صورت زیر به دست آوریم:

(۸)

$$co_2=e(p/t)x(p,t,k,L)$$

این رابطه مرتبط با آن چیزی است که به‌وسیله معکوس کردن رابطه $t=\frac{\partial G}{\partial CO2}$ به دست آوردیم. از رابطه (۸) متوجه می‌شویم که شیب منحنی تقاضای آلودگی به دو دلیل نزولی می‌باشد: زمانی که مالیات بر آلودگی t کاهش می‌یابد بنگاه‌ها بیشتر آلودگی ایجاد می‌کنند و هم به دلیل اینکه شدت آلودگی e افزایش می‌یابد و هم به دلیل اینکه مالیات کمتر بر آلودگی، تولید کالای آلاینده را بیشتر ترغیب می‌کند.

از طرفی رشد اقتصادی باعث افزایش درآمد واقعی می‌شود و بنابراین می‌تواند مقیاس اقتصاد را افزایش دهد. بنابراین ما

نیاز به اندازه‌گیری مقیاس اقتصاد داریم. در این اقتصاد فرضی دو کالایی مقیاس اقتصادی به وسیله رابطه زیر به دست می‌آید:

(۹)

$$S=P^0_x x+P^0_y y$$

که P^0_x و P^0_y بیانگر سطح قیمت‌های جهانی در سال پایه می‌باشد. با قرار دادن قیمت‌های سال پایه در معادله (۹) و برابر گرفتن آنها با واحد می‌توان از معادله (۹) برای نوشتن آلودگی به صورت زیر استفاده کرد:

(۱۰)

$$co_2=ex=e\phi_x s$$

(۱۱)

$$\phi_X=P_x{}^0 x/s=x/s$$

که x/S بیانگر سهم کالای آلوده x در تولید کل و با در نظر گرفتن قیمت‌های سال پایه می‌باشد و ϕ قیمت صنعت آلوده کننده می‌باشد. بنابراین میزان آلودگی (CO_2) وابسته به شدت نشر آلودگی (e)، سهم کالای آلاینده در اقتصاد و مقیاس اقتصادی (s) می‌باشد.

عبارت s اثرات مقیاس را نشان می‌دهد. اگر اقتصاد مقیاس خود را با ثابت نگه داشتن ترکیب کالاهای تولید شده و روش تولید افزایش دهد آلودگی افزایش می‌یابد.

عبارت x/s اثرات ترکیبی را بیان می‌کند که به‌وسیله تغییر سهم کالای آلاینده در درآمد ملی به دست آمده است. اگر مقیاس اقتصادی و شدت نشر آلودگی ثابت در نظر گرفته شود آنگاه اقتصادی که منابع بیشتری را برای تولید کالای آلاینده اختصاص می‌دهد آلودگی بیشتری خواهد داشت.

e اثر تکنیکی را نشان می‌دهد با ثابت نگه داشتن تمام موارد دیگر کاهش در شدت نشر آلودگی به وسیله تکنولوژی و با استفاده از روش‌های کارای کاهش آلودگی باعث کاهش در میزان آلودگی کل می‌شود که عبارت e گویای تأثیر تکنولوژی بر کیفیت زیست محیطی CO_2 می‌باشد که ما آن را برای بیان بهتر با نماد CR نشان می‌دهیم.

با توجه به مبانی نظری مطرح شده در این قسمت تلاش می‌شود تا اثر انرژی تجدیدپذیر و نوآوری فنی بر روی انتشار CO_2 بررسی شود. عوامل مؤثر بر آلودگی شامل اثرات مقیاس، تکنیکی و ساختاری است. بر این اساس در مدل استفاده شده انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر به عنوان اثر ترکیبی و نوآوری فنی به عنوان اثر تکنیکی و تولید ناخالص داخلی، به عنوان اثر مقیاس در نظر گرفته شده‌اند.

$$CO_2=f(NRE,RE,CR,PGDP,X) \qquad (۱۲)$$

که X به عنوان برداری از متغیرهای کنترل در نظر گرفته می‌شود که بر اساس مطالعات قبلی می‌تواند توسعه مالی، سرمایه‌گذاری خارجی، جمعیت و ... در نظر گرفته شود.

بنابراین مدلی که در این مطالعه مورد بررسی قرار می‌گیرد به صورت زیر است:

(۱۳)

$$CO_2=\Theta_{0t}+\Theta_{1t}NRE_{it}+\Theta_{2t}RE_{it}+\Theta_{3t}CR_{it}+\Theta_{4t}TR_{it}+\Theta_{5t}POP_{it}+\Theta_{6t}PGDP_{it}+\Theta_{7t}FINA_{it}+\Theta_{8t}FDI_{it}+\mu_{it}$$

شرح متغیرهای مدل (۱) در جدول (۱) نشان داده شده است:

جدول ۱. لیست متغیرها و منبع آنها

متغیر	تعریف متغیر	منبع
انتشار دی اکسید کربن (CO_2)	کل CO_2 ناشی از مصرف انرژی (برحسب تن)	EIA (2019)
تولید ناخالص داخلی سرانه (PGDP) (رشد اقتصادی)	تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت بر حسب دلار سال ۲۰۱۰	WDI (2018)
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)	خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صورت درصدی از GDP	WDI (2018)
تجارت خارجی (TR)	تجارت بر حسب درصدی از GDP	WDI (2018)
شاخص نوآوری فنی (CR) منبع این شاخص (چن و لی (۲۰۱۸) است).	شاخص نوآوری فنی (کل مخترعین کاربردی) بر حسب نفر	WDI (2018)
مصرف انرژی (تجدیدناپذیر) (NRE)	مصرف کل انرژی‌های اولیه (نفت، گاز و زغال سنگ) (تجدید ناپذیر) بر حسب تن	BP-statistical review (2019)
کل مصرف انرژی تجدیدپذیر (RE)	مصرف کل انرژی‌های تجدیدپذیر بر حسب تن	BP-statistical review (2019)
توسعه مالی (Fina)	اعتبارات داخلی به بخش خصوصی به صورت درصدی از GDP	WDI (2018)
جمعیت کل (POP)	اندازه جمعیت (نفر)	WDI (2018)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

تعداد مخترعان به عنوان جایگزین نوآوری فنی در نظر گرفته شده است زیرا علاقه سازمان‌های دولتی و صنعتی را در کشف تکنولوژی‌های جدید نشان می‌دهد. (چن و لی، ۲۰۱۸ و سوهاگ و همکاران[1]، ۲۰۱۵).

1. Sohag et al. (2015)

کشورهای منتخب مورد مطالعه

نمونه مورد مطالعه در این تحقیق شامل ۳۰ کشور منتخب از کشورهای آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر (IRENA) طی دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶ است. لیست کشورها به صورت زیر است:

جدول ۲. لیست کشورهای مورد مطالعه

یونان	فرانسه	آلمان	ژاپن	تایلند	مکزیک
ایسلند	سوئد	پرتغال	مالزی	مصر	ارژانتین
ایرلند	دانمارک	هند	ایران	روسیه	فیلیپین
اسپانیا	نروژ	بنگلادش	ترکیه	انگلیس	پرو
ایتالیا	فنلاند	چین	اندونزی	هلند	امریکا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در این مطالعه برای برآورد مدل از روش اثرات ثابت، GMM و FMOLS استفاده خواهد شد که به صورت زیر است:

مدل اثر ثابت[1]

در مدل اثر ثابت، شیب رگرسیون در هر مقطع ثابت است و جمله ثابت از مقطعی به مقطع دیگر متفاوت است. در این شرایط اختلاف معنی‌داری میان مقطع‌ها وجود دارد و فرض می‌شود ضرایب مقطع‌ها با زمان تغییر نمی‌کند. در ساده‌ترین حالت فرض می‌کنیم رابطه رگرسیونی زیر برقرار باشد:

$$y_{it} = X_{it}\beta + U_i$$

این مدل بدون عرض از مبدأ کلی است. می‌توان برای آن یک عرض از مبدأ کلی نیز در نظر گرفت:

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + U_i$$

در اینجا فرض میشود که تعداد افراد یا مقاطع (i) زیاد $(i = 1,\ldots,N)$ و دوره زمانی محدود و ثابت است. می‌توانیم برای جمله خطا U_{it} ساختار زیر را در نظر بگیرید:

$$U_{it} = \mu_i + V_{it}$$

که μ_i اثر فردی غیرقابل مشاهده و V_{it} جمله خطای باقیمانده است. در اینجا فرض می‌شود که V_{it} با X_{it} همبسته نیست. در این فرمول بندی، جمله خطا از دو بخش تشکیل شده است؛ بخش نخست (μ_i) برای افراد تفاوت دارد اما در طول زمان ثابت است. این بخش می‌تواند با متغیرهای توضیحی X_{it} همبسته باشد یا نباشد. بخش دوم (V_{it}) به طور غیرسیستماتیک در طول زمان و برای افراد تغییر می‌کند (یعنی مستقل از افراد و زمان تغییر می‌کند). در مدل اثرات ثابت μ_iها را پارامترهای ثابتی فرض می‌کنیم که باید برآورد شوند و V_{it} پسماند است که توزیع مستقل و یکسان $IID(0, \sigma_V^2)$ دارد. فرض می‌شود X_{it} مستقل از V_{it} برای تمام iها و tها باشد. مدل اثر ثابت را می‌توان برای حالاتی مناسب دانست که مثلاً N بنگاه مشخص از میان بنگاه‌های موجود انتخاب کنیم، یا N کشور از میان کشورهای آسیا انتخاب کنیم، یا N استان از استان‌های کشور را انتخاب می‌کنیم و استنتاج ما منحصر به این N فرد باشد. در این حالت استنتاج مشروط است به N بنگاه خاص، کشور خاص یا استان خاص. یکی از روش‌های نشان دادن اثر مقطعی روش متغیرهای مجازی است. شکل کلی آن به شرح زیر است (زراءنژاد و انواری، ۱۳۸۴: ۳۰):

$$Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 DUM_2 + \sum \beta_i X_{it} + e_{it}$$

در این رابطه X_{it} نشان دهنده برداری از متغیرهای مستقل، DUM نشانگر متغیر مجازی، برای نشان دادن اثر مقطعی، Y_{it} برداری از متغیرهای وابسته و e_{it} جمله خطای معادله است. در مدل‌های اثر ثابت که شیب ثابت دارند، فرض می‌شود که خطاها در هر دو مقطع و همچنین بین مقاطع همسان است و خودهمبستگی بین اجزاء آن وجود نداشته باشد به عبارتی برای هر $i \neq j$ و $t \neq s$ داشته باشیم:

$$Cov(\varepsilon_{it} \text{ و } \varepsilon_{js}) = 0 \quad Var(\varepsilon_{it}) = \sigma^2$$

داده‌های ترکیبی پویا

هنگامی که در مدل داده‌های ترکیبی، متغیر وابسته به صورت وقفه در طرف راست ظاهر شود دیگر برآوردهای OLS مناسب نخواهند بود (هشیائو[2]، آرلانو و بوند[3] و بالتاجی (۱۹۹۵)). یکی از منابع و کاربردهای داده‌های ترکیبی درک بهتر پویایی‌ها توسط محقق است. روابط پویا با حضور متغیرهای وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی مدل‌سازی می‌شود.

$$y_{it} = \delta y_{it-1} + X'_{it}\beta + u_{it}$$
$$i = 1, \ldots, N \qquad t = 1, \ldots, T$$

که در آن y_{it} و δ اسکالر هستند. با فرض اینکه U_{it} از مدل جزء اخلال یک طرفه تبعیت می‌کند، به عبارتی تنها یک عامل موجب تفاوت مقطع‌هاست و آن الگوی اثرات ثابت است، داریم:

$$U_{it} = \mu_i + v_{it}$$

$$v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2) \quad \text{و} \quad \mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$$

که در آن که در بین مقاطع و در هر مقطع مستقل از یکدیگرند. مسئله

1. Fixed Effects Model

2. Hsiao (1995)
3. Arrelano & Bond (1995)

خود همبستگی به دو دلیل حضور متغیر وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی و اثرات مقطعی نامتجانس بین مقاطع آشکار می‌گردد. از آنجایی که U_{it} تابعی از μ_i است، آشکار است که $y_{i,t-1}$ نیز تابعی از μ_i است، بنابراین متغیر $y_{i,t-1}$ به عنوان یک متغیر توضیحی در سمت راست معادله با جز خطای U_{it} همبسته است و این خود سبب تورش‌دار شدن و ناسازگار بودن تخمین زننده OLS می‌گردد. حتی اگر U_{it} به صورت سریالی همبسته نباشد تخمین زننده GLS نیز با فرض اثرات تصادفی برای مدل داده‌های ترکیبی پویا تورش‌دار خواهد بود (ابریشمی، ۱۳۸۸: ۵۶). با توجه به ماهیت مدل دراین تحقیق که انتشار CO_2 براساس ادبیات می‌تواند تابعی از مقادیر گذشته خود نیز باشد، بدین منظور تخمین معادله از روش ترکیبی پویا نیز صورت خواهد گرفت. بنابراین به دلیل وجود وقفه متغیر وابسته در سمت متغیرهای توضیحی، باید به روش‌های برآورد دو مرحله‌ای 2SLS اندرسون و هشیائو[1] (۱۹۸۱) یا GMM آرلانو و باند (۱۹۹۲) متوسل شد. روش 2SLS ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به دست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشند. بنابراین روش GMM توسط آرلانو و باند برای حل این مشکل پیشنهاد شده است که در این مطالعه نیز به همین صورت مورد برآورد قرار خواهد گرفت. در روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) برای رفع همبستگی متغیر وابسته با وقفه و جمله خطا، وقفه متغیرها به عنوان ابزار در تخمین زن GMM دو مرحله‌ای به کار می‌رود. همچنین از آن جایی که سازگاری تخمین زننده GMM بستگی به معتبر بودن ابزارهای به‌کار رفته دارد از این‌رو برای آزمون این موضوع از آماره پیشنهاد شده توسط آرلانو و بوند، بلندل و بوند[2] و آرلانو و باور[3] استفاده می‌شود. این مسئله با استفاده ازآزمون J مورد آزمون قرار می‌گیرد که اعتبار کل ابزارهای به کار رفته را می‌سنجد. در این آزمون فرضیه صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزاء اخلال است.

تخمین ضرایب بلندمدت به روش FMOLS

با فرض وجود هم انباشتگی متغیرهای مورد بررسی، می‌توان به بررسی روابط بلندمدت بین متغیرها پرداخت. روش‌های درونی، وستر لاند و کائو، اگر چه جهت آزمون وجود یا عدم وجود رابطه هم انباشتگی بین متغیرها استفاده می‌شوند، ولی قادر به تخمین ضرایب بلندمدت یا کوتاه‌مدت در مدل‌های تصحیح خطای پانل نیستند. در مدل‌های پانل در صورت وجود رابطه هم انباشتگی، تخمین‌زن‌های مختلفی جهت تخمین بردارهای هم انباشتگی مانند حداقل مربعات معمولی (OLS) حداقل مربعات معمولی تعدیل شده کامل[4] (FMOLS) و حداقل مربعات معمولی پویا[5] (DOLS) وجود دارد.روش FMOLS، یک روش ناپارامتریک است که همبستگی احتمالی بین اجزای خطای مدل و تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی با وجود ضریب ثابت، به منظور تصحیح خودهمبستگی سریالی را مورد محاسبه قرار می‌دهد و تخمین‌زن OLS را به صورت ناپارامتریکی تصحیح می‌کند.

علائم انتظاری متغیرها

با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، علائم انتظاری متغیرها به صورت زیر است:

جدول ۳. علائم انتظاری ضرایب

متغیر	علائم انتظاری
تولید ناخالص داخلی سرانه (PGDP) (رشد اقتصادی)	+
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)	+
تجارت خارجی (TR)	+
شاخص نوآوری فنی (CR)	−
مصرف انرژی (تجدیدناپذیر) (NRE)	+
کل مصرف انرژی تجدیدپذیر (RE)	−
توسعه مالی (Fina)	+
جمعیت (POP)	+

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آمار توصیفی

برای ارائه یک نمای کلی از خصوصیات مهم متغیرهای محاسبه شده، در جدول زیر برخی از مفاهیم آمار توصیفی این متغیرها، شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، حداقل و حداکثر و توزیع متغیرها ارائه شده است.

1. Anderson & Hsiao (1981)
2. Blundell & Bond
3. Arellano & Bover
4. Fully Modified OLS
5. Dynamic OLS

جدول ٤. آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل	احتمال J-b
انتشار دی اکسید کربن (CO2)	۲۰۵/۳۵	۲۰۸/۰۴	۹۴۷/۶	۱/۹	۰/۰۰۰
تولید ناخالص داخلی سرانه (PGDP)	۲۴۲۲۴/۲	۲۱۱۴۵/۵۱	۹۱۶۱۷/۱	۳۹۹/۴۸	۰/۰۰۰
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)	۳/۳۳	۶/۸۴	۸۷/۴۴	−۵/۶۷	۰/۰۰۰
تجارت خارجی (TR)	۷۰/۸۱	۴۵/۹۲	۷۰۴/۷۶	۱۳/۷۵	۰/۰۰۰
شاخص نوآوری فنی (CR)	۴۳۶۳/۶۴	۹۴/۲۴	۵۱۷۳۶/۰۰	۱۶/۰۰	۰/۰۰۰
مصرف انرژی (تجدیدناپذیر) (NRE)	۹۱/۰۰۴	۸۹/۳۸	۳۶۰۱۱	۰/۰۰	۰/۰۰۰
کل مصرف انرژی تجدیدپذیر (RE)	۰/۸۷۶	۱/۳۹	۱۴/۷۲	۱۹۱/۸۷	۰/۰۰۰
توسعه مالی (Fina)	۷۶/۲۰	۴۶/۱۸	۳۱۲/۲۰	۹/۱۶	۰/۰۰۰
جمعیت (POP)	۷۰۵۴۲۴۲۸	۱۴۲۰۰۰۰۰۰	۱۳۷۱۲۲۰۰۰۰	۲۵۴۸۲۶	۰/۰۰۰
تعداد مشاهدات	۶۸۳	۶۸۳	۶۸۳	۶۸۳	۶۸۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج به دست آمده از آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق می‌توان بیان کرد که کلیه متغیرها از توزیع غیر نرمال با توجه به نتایج آزمون جارگ–برا برخوردار هستند. همچنین معیارهای پراکندگی محاسباتی نیز نشان می‌دهد که تا حد زیادی داده‌ها پراکندگی زیادی داشته‌اند. میانگین تولید ناخالص سرانه واقعی حدود ۲۴۶۵۷ دلار بوده است. بیشترین مقدار درآمد سرانه حدود ۹۱ هزار دلار و کم‌ترین مقدار آن ۳۹۹ دلار بوده است که انحراف معیار ۲۱۳۷۱ دلاری بیان‌گر پراکندگی بالای این متغیر در بین کشورهای مورد مطالعه بوده است. میانگین ورودی خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز حدود ۳/۳۳ درصد از GDP بوده است که به ترتیب بیشترین و کم‌ترین مقدار آن حدود ۸۷/۴۴ و ۵/۶۷– درصد بوده است. تجارت خارجی به صورت درصدی از GDP نیز حدود ۷۰ درصد بوده است. بیشترین مقدار نیز برابر با حدد ۷۰۴ درصد بوده است که متعلق به کشور ایسلند در سال ۲۰۱۱ بوده است. میانگین جمعیت کشورهای مورد بررسی حدود ۷۰ میلیون نفر بوده است که چین پرجمعیت‌ترین کشور مورد بررسی با حدود ۱ میلیارد و ۳۷۰ میلیون نفر بوده است. میانگین اعتبارات پرداختی به بخش خصوصی نیز حدود ۷۶ درصد بوده است.

بررسی پایایی متغیرهای تحقیق

پایایی متغیرهای پژوهش، به این معنی است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. در صورتی که متغیرهای تحقیق پایا نباشند؛ چه در مورد داده‌های سری زمانی و چه در داده‌های ترکیبی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب خواهد شد. در این تحقیق برای بررسی پایایی متغیرها از آزمون‌های لوین، لین و چو استفاده شده است. نتایج به دست آمده از آزمون‌های فوق برای هر کدام از متغیرها به صورت مقایسه‌ای، در جدول شماره (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج حاصل آزمون پایایی متغیرهای تحقیق (روش لین و لوین و چو)

متغیرها	سطح/ تفاضل اول	آماره‌ی آزمون	احتمال	ایستایی یا نا ایستایی
CO2	سطح	۲/۴۷	۰/۹۹	ناایستا
	تفاضل	−۲۱/۴۷	۰/۰۰	ایستا
PGDP	سطح	۲۰/۰۰۱	۱/۰۰	ناایستا
	تفاضل	−۹/۰۵۰	۰/۰۰	ایستا
FDI	سطح	−۶/۵۷	۰/۰۰	ایستا
	تفاضل	–	–	–
TR	سطح	−۲/۳۴	۰/۰۰	ایستا
	تفاضل	–	–	–
CR	سطح	۱۴/۳۹	۱/۰۰	ناایستا
	تفاضل	−۱۶/۶۰	۰/۰۰	ایستا
NRE	سطح	۶/۲۱	۱/۰۰	ناایستا
	تفاضل	−۱۸/۳۴	۰/۰۰	ایستا
RE	سطح	۱۳/۳۱	۱/۰۰	ناایستا
	تفاضل	−۵/۳۶	۰/۰۰	ایستا
POP	سطح	−۱/۰۹	۰/۱۳	ناایستا
	تفاضل	−۱۱/۷۳	۰/۰۰	ایستا
Fina	سطح	−۱/۴۰	۰/۰۷	ناایستا
	تفاضل	−۶/۶۵	۰/۰۰	ایستا

مأخذ: نتایج تحقیق

بر اساس نتایج آزمون لین، و لوین و چاو، فقط متغیرهای FDI و TR ایستا هستند و بقیه متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. از آنجا که برخی متغیرهای تحقیق ایستا و برخی دیگر ناایستا هستند که با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا شده است؛ بنابراین لازم است قبل از برآورد مدل آزمون همجمعی انجام شود تا از برآورد رگرسیون کاذب جلوگیری شود. نتایج آزمون همجمعی در جدول (۶) ارائه شده است.

جدول ٦. نتایج آزمون همجمعی کائو و فیشر

آزمون همجمعی کائو				
	آماره آزمون		احتمال	
	-۳/۳۰		۰/۰۰	
آزمون همجمعی فیشر				
فرضیه	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه فیشر	احتمال
عدم وجود همجمعی	۳۱/۸۸	۰/۰۰	۳۱/۸۸	۰/۰۰
حداکثر یک رابطه همجمعی	۲۰/۷۹	۰/۹۹	۱۶۸/۲	۰/۰۰
حداکثر دو رابطه همجمعی	۳۷۲/۶	۰/۰۰	۳۷۲/۶	۰/۰۰
حداکثر سه رابطه همجمعی	۱۲۳۹/۰	۰/۰۰	۶۸۴/۲	۰/۰۰
حداکثر چهار رابطه همجمعی	۸۶۵/۹	۰/۰۰	۴۵۱/۷	۰/۰۰
حداکثر پنج رابطه همجمعی	۵۸۸/۱	۰/۰۰	۲۹۹/۰	۰/۰۰
حداکثر شش رابطه همجمعی	۳۸۳/۲	۰/۰۰	۲۱۷/۱	۰/۰۰
حداکثر هفت رابطه همجمعی	۲۴۰/۰	۰/۰۰	۱۹۰/۰	۰/۰۰
حداکثر هشت رابطه همجمعی	۱۴۰/۳	۰/۰۰	۱۴۰/۳	۰/۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج آزمون همجمعی بیان‌گر رد فرضیه صفر مبنی بر عدم همجمعی در آزمون‌های همجمعی کائو و فیشر است. بنابراین وجود همجمعی در مدل برآوردی پذیرفته می‌شود. در ادامه ابتدا مدل تحقیق به روش ایستا و پویا برآورد خواهد شد و در ادامه با استفاده از رگرسیون کوانتایل مدل تحقیق برآورد می‌شود.

آزمون‌های تشخیصی در داده‌های پانلی

برای تعیین مدل مورد استفاده در داده‌های ترکیبی از آزمون‌های مختلف به شرح زیر استفاده می‌شود:

آزمون چاو و هاسمن

آزمون چاو[1] برای تعیین به‌کارگیری مدل اثرات ثابت در مقابل تلفیق کل داده‌ها[2] (مدل یکپارچه شده) انجام می‌شود. فرضیات این آزمون به صورت زیر است:

H_0: Pooled Model

H_1: Fixed Effects Model

فرض صفر بیان می‌کند که تمام اثرات ثابت برابر صفر است. این آزمون را می‌توان با آماره F انجام داد. این یک آزمون ساده‌ی چاو است که با مجموع مجذورات پسماند حالت مقید (RRSS) از انجام حداقل مربعات معمولی روی مدل تلفیق شده (بدون اثرات ثابت، که حالت مقیدی است که قید برابری صفر برای μ ها را اعمال کنیم) و مجموع مجذورات پسماند حالت غیر مقید (URSS) که برآورد LSDV[3] با اثرات ثابت انجام گیرد. برای آزمون چاو، ابتدا مدل اثر ثابت زمانی تخمین زده می‌شود و سپس آزمون چاو انجام می‌شود. نتایج آزمون به صورت خلاصه در جدول (۷) آمده است.

جدول ۷. آزمون چاو برای تشخیص روش داده‌های پانلی یا تلفیقی

آزمون (چاو)	مقدار محاسبه شده‌ی F	P-Value	نتیجه
	۴۳۶/۲۲	۰/۰۰۰۰	رد H0

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به مقدار احتمال فرضیه صفر آزمون رد و داده‌های ترکیبی در برابر داده‌های تلفیقی پذیرفته می‌شود.

همچنین برای تعیین استفاده از مدل اثر ثابت در مقابل اثر تصادفی، آزمون هاسمن انجام می‌شود. به عبارت دیگر، رایج‌ترین آزمون برای تعیین نوع مدل داده‌های ترکیبی آزمون هاسمن است. آزمون هاسمن بر پایه وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون تخمین زده شده و متغیرهای مستقل مدل شکل گرفته است. اگر این ارتباط وجود نداشته باشد، مدل اثر تصادفی کاربرد خواهد داشت. فرضیه H_0 نشان‌دهنده‌ی عدم ارتباط متغیرهای مستقل و خطای تخمین و فرضیه H_1 نشان‌دهنده‌ی وجود ارتباط است. البته چنانچه تعداد مقطع‌ها از تعداد ضرایب در مدل کمتر باشد از مدل اثر تصادفی نمی‌توان استفاده کرد. برای انجام آزمون هاسمن ابتدا مدل را به صورت اثر تصادفی تخمین زده و سپس آزمون هاسمن انجام می‌شود. نتایج آزمون هاسمن در جدول (۸) آمده است که بیانگر تأیید اثرات ثابت در برابر اثرات تصادفی است.

1. Chaw Test
2. Pooled Model
3. Least Square Dummy Variables

جدول ۸. آزمون هاسمن برای تشخیص روش اثرات ثابت یا تصادفی

آزمون هاسمن	مقدار محاسبه شده‌ی F	P-Value	نتیجه
	۵۱/۲۷	۰/۰۰۰	رد H0

مأخذ: نتایج تحقیق

۵- نتایج برآورد مدل

نتایج برآورد مدل در ادامه با استفاده از روش ایستا و پویا (GMM) برآورد شده است:

نتایج جدول (۹) نشان می‌دهد که مدل برآوری از نظر شاخص‌های آماری در وضعیت آماری مناسبی قرار دارد. آماره F بیانگر معناداری کل رگرسیون است. به عبارتی این فرضیه که ضرایب متغیرهای مستقل مدل می‌توانند صفر باشند رد می‌شود و کل رگرسیون معنی‌دار است. همچنین آماره J نیز بیان‌گر اعتبار ابزارهای مورد استفاده است. نتایج روش FMOLS نیز بیان‌گر پایداری ضرایب به دست آمده در بلندمدت است (جدول ۹).

براساس نتایج برآوردی اثر انرژی‌های تجدیدپذیر بر انتشار CO_2 منفی و معنی‌دار بوده است. نتایج روش FMOLS نیز بیانگر این موضوع است که این ضرایب در بلندمدت نیز معنی‌دار هستند. انرژی تجدیدپذیر، که انرژی برگشت‌پذیر نیز نامیده می‌شود، به انواعی از انرژی می‌گویند که منبع تولید آن نوع انرژی، برخلاف انرژی‌های تجدیدناپذیر (فسیلی)، قابلیت آن را دارد که توسط طبیعت در یک بازه زمانی کوتاه مجدداً به وجود آمده یا به عبارتی تجدید شود. در سال‌های اخیر با توجه به اینکه منابع انرژی تجدیدناپذیر رو به اتمام هستند این منابع مورد توجه قرار گرفته‌اند. نگرانی درباره تغییرات زیست محیطی در کنار افزایش قیمت روزافزون نفت و اوج تولید نفت و حمایت دولت‌ها، باعث رشد روزافزون وضع قوانینی می‌شود که بهره‌برداری و تجاری سازی این منابع سرشار تجدیدپذیر را تشویق می‌کنند. به عنوان مثال توربین‌های بادی برای راه‌اندازی و بهره‌برداری نیاز به هیچ گونه سوختی ندارند، بنابراین در قبال انرژی الکتریکی تولید آلودگی مستقیمی ایجاد نمی‌کنند. بهره‌برداری از این توربین‌ها دی اکسید کربن، دی اکسید گوگرد، جیوه، ذرات معلق یا هیچ گونه عامل آلوده کننده هوا تولید نمی‌کند. در زمانی که برق مورد نیاز شبکه توسط توربین‌های برق بادی تزریق می‌شود برق تولیدی سایر نیروگاه‌ها کاهش یافته از این رو در مصرف سوخت فسیلی این نیروگاه‌ها صرفه‌جویی می‌گردد که با توجه به میزان تزریق برق بادی به شبکه، از انتشار آلاینده‌های محیط زیست کاسته خواهد شد.

براساس نتایج جدول (۹) اثر مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر بر انتشار CO_2 مثبت و معنی‌دار بوده است. رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی از زمان بروز شوک‌های نفتی در دهه ۷۰ میلادی توسط محققان مورد مطالعه قرار گرفته است. علاوه بر بروز شوک‌های نفتی، مسائل زیست محیطی مانند تغییرات آب و هوایی، گرم‌تر شدن کره زمین، نابودی و اتمام منابع طبیعی و سوختی از جمله عواملی بودند که ضرورت بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف انرژی را دو چندان می‌کرد. یکی از دلایل اصلی گرم شدن کره زمین، انتشار گازهای گلخانه‌ای است که میزان انتشارگازهای گلخانه‌ای رابطه مستقیم با میزان مصرف انرژی کشورها دارد حال آن که، انرژی به عنوان یکی از عوامل تولید و موتور محرکه رشد اقتصادی به شمار می‌رود، بنابراین اگر کنترل انتشار آلاینده‌ها رشد کشورها را کاهش دهد، تناقض در اهداف کشورها ایجاد می‌شود. اقتصاددانان اکولوژیک همانند نایر و آیرس[1] (۲۰۰۸) بیان می‌کنند که در مدل بیوفیزیکی رشد، انرژی تنها و مهم‌ترین عامل رشد است. به طوری که از نظر آنها نیروی کار و سرمایه، عوامل واسطه‌ای هستند که برای استفاده به انرژی نیاز دارند. در حالی که از نظر برخی از اقتصاددانان نئوکلاسیک انرژی از طریق تأثیری که بر نیروی کار و سرمایه می‌گذارد، به طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر است و مستقیماً اثری بر رشد اقتصادی ندارد. این اقتصاددانان معتقدند که انرژی یک نهاده واسطه‌ای است و عوامل اساسی تولید تنها نیروی کار، سرمایه و زمین هستند. اما مصرف بی‌رویه انرژی، به ویژه سوخت‌های فسیلی برای تحقق اهداف رشد اقتصادی سبب افزایش آلودگی محیط زیست شده است. توسعه اقتصادی به عنوان یک رکن اساسی در مجموعه سیاست‌های هر کشور مطرح است و امروزه انرژی یکی از عوامل اصلی و ضروری توسعه اقتصادی در هر جامعه تلقی می‌شود. رشد روز افزون جمعیت، وابستگی به انرژی و به تبع آن رشد مصرف انرژی به ویژه انرژی‌های فسیلی موجب افزایش مشکلات زیست محیطی شده است. یکی از مهم‌ترین آلودگی‌های بخش انرژی آلودگی هوا در اثر انتشار و نشت گازهای آلاینده ناشی از احتراق سوخت‌های فسیلی است. اکسیدهای گوگرد، اکسیدهای نیتروژن، مونوکسید کربن، ذرات

1. Nair & Ayres (2008)

معلق، هیدروکربن‌ها و دی اکسید کربن از جمله گازهای آلاینده و گلخانه‌ای هستند که در اثر فعالیت‌های بخش انرژی به ویژه احتراق سوخت‌های هیدروکربنی به وجود می‌آیند.

جدول ۹. نتایج برآورد به روش GMM, Fix effect, FMOLS

متغیر	Fix Effect		GMM		FMOLS	
	ضریب	آماره T	ضریب	آماره Z	ضریب	آماره T
CO2(-1)	–	–	۰/۶۶۶	۶۱/۵۹	–	–
PGDP	۰/۰۱۵۸	۷/۷۲۵	۰/۰۰۰۶۳۴	۲/۴۷	۰/۱۰۵	۱/۷۳
FDI	۰/۶۱۹	۴/۷۲	۰/۵۴۳	۱/۷۲	۰/۶۰۵	۱۶/۳۲
TR	۰/۲۹۰	۱۱/۲۸	۰/۶۷۶	۹/۶۰	−۰/۰۴۸	۰/۶۶۵
CR	۰/۰۰۰۹۵	۲/۱۲	۰/۰۰۰۶۳۴	۵/۱۵	۰/۰۰۰۵۹۹	۴/۳۸
RE	−۱۰/۱۰۵	−۱۳/۴۳	−۰/۳۳۵	−۲/۷۲	−۱۰/۰۱	−۴۶/۸۵
NRE	۱/۹۲۱	۴۰/۲۳	۰/۸۵۴	۳۵/۶۶	۱/۸۸	۱۳/۲۹
POP	/۰۰۰۰۰۸۴۵ ۰	۱۲/۷۱	−۰/۰۰۰۰۰۷۰۷	−۰/۲۸۵	۰/۰۰۰۰۰۸۷۶	۴۲/۸۵
FINA	−۰/۰۳۰۸	−۱/۱۱	۰/۱۹۷	۴/۳۵	۰/۰۳۵	۴/۴۸
C	۷/۷۷	۱/۴۴	–	–	–	–
ارزیابی مدل	R^2 = ۰/۹۹ Prob (F-statistic) = ۰/۰۰۰۰		Prob (J-statistic) = ۰/۴۷ AR(2) (prob)= ۰/۶۵		R^2 = ۰/۹۹ Long-Run Variance = ۲۲/۲۸	

مأخذ: نتایج تحقیق

براساس سایر نتایج اثر تجارت بر انتشار CO_2 نیز مثبت و معنی‌دار بوده است. رشد اقتصادی و توسعه همه جانبه در تمام جوامع در عین حال که اهداف مثبتی تلقی می‌شوند، دارای اثرات جانبی منفی نیز هستند، اما شدت و ضعف این اثرات با توجه به درجه توسعه یافتگی متفاوت خواهد بود. اثرات جانبی فوق بر ساختارهای سیاسی، فرهنگی، اجتماعی و حتی وضعیت محیط زیست اثرگذار است و تغییرات مثبت یا منفی را شکل می‌دهد. در ادبیات اقتصادی مباحث مربوط به اثرات جهانی‌سازی و تجارت آزاد بر وضعیت کلان اقتصادی در کنار سایر اثرات این پدیده جهانی بر متغیرهای فرهنگی، سیاسی و اجتماعی در محافل آکادمیک از جمله موضوعات چالش برانگیز به شمار می‌آید. در سالیان اخیر موضوعی که توجه زیادی را به خود جلب کرده، بحث اثرات جانبی منفی جهانی سازی و تجارت آزاد بر محیط زیست است، به گونه‌ای که با ارائه فرضیه پناهگاه آلودگی،[1] (PHH) سهم عظیم تجارت و نقش پر رنگ جهانی سازی در انتقال آلاینده‌ها از کشورهای توسعه یافته و پیش‌رو به کشورهای عقب مانده و کم‌تر توسعه یافته و در مواردی به کشورهای در حال توسعه، نمایان تر شده است. بر اساس فرضیه پناهگاه آلودگی، هر چه کشورها توسعه یافته‌تر می‌شوند، استانداردهای زیست محیطی سخت گیرانه‌تری را بر اساس استدلال بالا وضع خواهند کرد. از این‌رو، صنایع آلاینده در این کشورها باید متحمل هزینه‌های بالایی برای تولید باشند و در مقابل، از آنجا که در کشورهای کم‌تر توسعه یافته اولویت سیاست‌گذاران، رشد سریع اقتصادی بدون توجه به مسائل زیست محیطی است، صنایع آلاینده کشورهای توسعه یافته در کشورهای کمتر توسعه یافته یا در حال توسعه با اقبال زیادی مواجه می‌شوند. طبیعی است که در چنین شرایطی کارخانجات آلاینده با مکان‌یابی مجدد در کشورهای توسعه نیافته نه تنها ملزم به پرداخت جرایم زیست محیطی که قبلاً منجر به ضرر و زیان آنها می‌شده نیستند، بلکه تسهیلات ارائه شده از سوی این کشورها بر کسب سودهای کلان آنها می‌افزاید. بدین طریق کشورهای توسعه نیافته یا در حال توسعه با قوانین زیست محیطی ملایم‌تر نسبت به کشورهای توسعه یافته به پناهگاهی برای صنایع آلاینده تبدیل می‌شوند. تجارت بین‌المللی را می‌توان یکی از مهم‌ترین عوامل توضیح دهنده منحنی کوزنتس دانست. هنگامی که با افزایش حجم تجارت آلودگی محیط زیست افزایش می‌یابد، اثر مقیاس، کیفیت محیط زیست را کاهش می‌دهد. از سوی دیگر تجارت از طریق اثر ترکیب یا اثر فنی موجب بهبود کیفیت محیط زیست خواهد شد به این ترتیب که افزایش درآمد ناشی از تجارت، به تصویب قوانین زیست محیطی شدیدتر و کاهش آلودگی محیط زیست می‌انجامد. از این‌رو متغیر درجه باز بودن اقتصاد (که به صورت

1. Pollution Haven Hypothesis

مجموع صادرات و واردات کالاها و خدمات به GDP اندازه‌گیری شده) نیز به عنوان عاملی مؤثر بر آلودگی محیط‌زیست هوا نیز مورد آزمون قرار گرفته است.

اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر انتشار مثبت و معنی‌دار بوده است. مسائل محیط زیست و تجارت خصلتی چند بعدی و پیچیده دارند به طوری که مشکلات زیست محیطی یک کشور بر هزینه‌های تولید، الگوی تجارت، مکان یابی فعالیت‌های صنعتی و منافع حاصل از تجارت آن کشور اثرگذار است. یکی از موضوعاتی که در حوزه اقتصادی، مطالعات مختلفی را در این خصوص به خود اختصاص داده بررسی و آزمون فرضیه پناهگاه آلودگی بوده است. اوج شکل‌گیری این فرضیه به اوایل دهه ۹۰ باز می‌گردد اما به دلیل اهمیت آن، طی سال‌های اخیر فرضیه پناهگاه آلودگی موضوع تعدادی از مطالعات قرار گرفته است که در این خصوص نتایج قابل توجهی هم به دست آمده است. اهمیت بررسی این فرضیه در این است که بیان می‌کند کشورهایی با سیاست زیست محیطی نسبتاً ضعیف، در تولید صنایع آلاینده مزیت دارند که در بسیاری از این کشورها سطح درآمد سرانه نیز پایین است. اما به تدریج که رشد اقتصادی باعث افزایش کالاها و خدمات می‌شود، انگیزه‌های حمایت از محیط زیست نیز تقدم بیشتری یافته و اهمیت آن در برنامه‌های سیاستی بیشتر می‌گردد که یکی از راه‌های کاهش آلودگی و حمایت از محیط زیست، انتقال صنایع آلاینده به مناطقی است که آلودگی کم‌تری دارند. این مسئله از طریق تجارت آزاد و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند رخ بدهد. خروج FDI در کشورهای توسعه یافته، به طور مثبت با شدت سیاست‌های زیست محیطی مرتبط است و آلودگی در کشورهای در حال توسعه به طور مثبت با ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مرتبط می‌باشد. دلایل بسیاری وجود دارد که بیان می‌کند چرا شدت آلودگی بالاتر و قوانین زیست محیطی ضعیف در کشورهای در حال توسعه وجود دارد: اول، با افزایش درآمد تقاضا برای کیفیت محیط زیست افزایش می‌یابد، بنابراین آنها قوانین محیط زیست را شدیداً حمایت می‌کنند. در کشورهای در حال توسعه افراد به دلیل درآمد پایین و وابستگی به محیط زیست، خواستار بهبود قوانین محیط زیست نیستند. دوم، رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه مرتبط با تغییراتی در معیشت آنها از اقتصاد کشاورزی به اقتصاد صنعتی می‌باشد. بنابراین، سرمایه‌گذاری در بخش صنعت افزایش می‌یابد که منجر به وخیم‌تر شدن وضعیت زیست محیطی می‌گردد. از دیگر عوامل مؤثر می‌توان به ضعف یا عدم اجرای قوانین زیست محیطی اشاره کرد. بر اساس مطالعات صورت گرفته به طور کلی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (تولید کالای آلوده) بر میزان تخریب محیط زیست به سه اثر مقیاس،[1] ترکیب[2] و تکنیک[3] خلاصه می‌شود. اثر مقیاس اشاره دارد به افزایش در مقیاس اقتصاد، گسترش تولید و بازدهی فعالیت اقتصادی که ممکن است به دنبال بهبود و ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رخ دهد. این اثر از طریق متغیر GDP اندازه‌گیری می‌شود و چگونگی تغییر در میزان انتشار را به ازای تغییر مقیاس و حجم فعالیت‌های اقتصادی بیان می‌کند و به تمرکز آلودگی اشاره دارد. اثر ترکیبی به عنوان یک تغییر در سطح انتشار آلودگی در ارتباط با تغییر در شدت فراوانی عوامل معرفی می‌شود. ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشور میزبان، تغییرات ساختاری را در فعالیت‌های اقتصادی به وجود می‌آورد که بستگی به مزیت‌های رقابتی مختلف در بازارهای جهانی دارد.

اثر نوآوری‌های فنی بر انتشار دی اکسید کربن نیز در مدل‌های مختلف مثبت و معنی‌دار به دست آمده است. در تفسیر این نتیجه همان‌طور که در بخش ادبیات نظری بیان شد تا حد زیادی بر نظریات رشد تأکید می‌شود. نوآوری‌های فنی و هزینه‌های تحقیق و توسعه از اساسی‌ترین متغیرهای توضیح دهنده رشد در کنار متغیرهای سرمایه، نیروی کار و تجارت هستند. نوآوری از طریق خلق ایده‌ها و نوآوری‌های جدید در زمینه روش‌های تولید و کمک به افزایش تولید چه در مرحله تولید و چه در مرحله مصرف بر مصرف انرژی و به تبع آن افزایش انتشار CO_2 مؤثر است.

اثر GDP (رشد اقتصادی) بر انتشار CO_2 نیز مثبت و معنی‌دار بوده است. به طور کلی تغییرات رابطه GDP- محیط زیست در ضمن توسعه اقتصادی را می‌توان به دو مجموعه از فاکتورهای رفتاری و ساختاری نسبت داد. فاکتورهای ساختاری به تغییر ساختار هسته یک اقتصاد از کشاورزی کمتر آلودگی‌زا، به صنعت آلودگی‌زا و بازگشت مجدد به خدمات کمتر آلاینده مربوط است. فاکتورهای رفتاری نیز به کشش تقاضای فزاینده نسبت به خدمات زیست محیطی مربوط است که بر طبق آن، تمایل به پرداخت بیشتر برای کیفیت زیست محیط در نتیجه افزایش درآمد، افزایش می‌یابد. مقایسه و اندازه‌گیری میزان تأثیرگذاری فاکتورهای رفتاری در مقایسه با فاکتورهای

1. Scale
2. Composition
3. Technique

ساختاری نیازمند یک مدل ساختاری صریح است. ارتباط درآمد و کیفیت محیط زیست در سطح خانوارها را از خرید کالاها با مشخصه‌ای زیست محیطی (از قبیل صافی‌های آب در مقابل آلاینده‌های آب، تهویه هوا در مقابل آلاینده هوا، مهاجرت و جابجایی به سمت مناطق با آلودگی کمتر و غیره) می‌توان استنتاج نمود. انتظار می‌رود که مخارج مربوط به کالاهای با کیفیت زیست محیطی بالاتر همگام با افزایش درآمد خانوارها به طور متناسب افزایش یابد. ارتباط بین کیفیت محیط زیست (مهم‌ترین موضوع مورد توجه در کشورهای در حال توسعه) و درآمد می‌تواند به هر شیوه‌ای باشد ولی این رابطه یکنواخت است. افزایش‌های اولیه درآمد منجر به تخریب کیفیت هوای بیشتر می‌شود و این تخریب تا یک حد آستانه‌ای از درآمد ادامه خواهد داشت.

براساس سایر نتایج این مطالعه، جمعیت اثر مثبت (اگرچه ناچیز) بر انتشار CO_2 داشته است. اثر افزایش جمعیت بر انتشار دی اکسید کربن نیز بسیار روشن است. افزایش جمعیت و تمرکز آن در سطح منطقه‌ای اثرات مستقیم بر کیفیت محیط زیست دارد. رشد جمعیت، فقر و فرسایش محیط زیست در کشورهای رو به رشد دوری باطل را ایجاد کرده است. این دور باطل کیفیت زندگی مردم را بشدت تحت تأثیر قرار داده و تلاش‌های کشورهای درحال توسعه را برای دست‌یابی به توسعه پایدار بی‌نتیجه گذارده است. آب، خاک، هوا و جانداران چهار منبع طبیعی و مهم و مورد نیاز هستند که تأمین همه نیازهای آدمی به وجود آنها وابسته است. رشد سریع جمعیت به کاهش میزان سرانه قابل کشت و کمبود آب منجرخواهد شد. فرسایش خاک، نابودی جنگل‌ها و مراتع و افت کیفیت آب از آثار جانبی افزایش شمار انسان‌ها است. به طور کلی، فشار جمعیت به فرسایش محیط زیست و فقر می‌انجامد و آثار ناخوشایندی در محیط زیست بر جای می‌گذارد. این افزایش بی رویه جمعیت از طریق عواملی مانند مصرف بیشتر، گسترش وسایل حمل و نقل عمومی، افزایش مصرف انرژی و ... انتشار دی اکسید کربن را افزایش می‌دهد.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

هدف این مطالعه بررسی اثر نوآوری‌های فنی، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی بر انتشار CO_2 در کشورهای منتخب آژانس بین‌المللی انرژی‌های تجدیدپذیر (IRENA) با استفاده از رویکرد ایستا، پویا و ضرایب بلندمدت داده‌های ترکیبی طی دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۰ بود. نتایج این مطالعه نشان داد که نوآوری‌های فنی، و انرژی‌های تجدید ناپذیر و رشد اقتصادی اثر مثبتی بر انتشار CO_2 داشته است اما اثر انرژی‌های تجدیدپذیر بر انتشار CO_2 منفی و معنی‌دار بود. با توجه به اثر مثبت مصرف انرژی تجدیدناپذیر بر افزایش دما، کاهش مصرف انرژی‌های فسیلی و همچنین سازگار نبودن منابع انرژی تجدیدپذیر با سیستم فعلی انرژی جهانی به عنوان راهکاری جهت کاهش آلودگی و افزایش دما پیشنهاد نمود. اتخاذ سیاست‌های مناسب به منظور توسعه تولید انرژی‌های نو و تجدیدپذیر نیز می‌تواند به عنوان راهکاری در زمینه کاهش آلودگی محیط زیست مورد توجه قرار بگیرد. با توجه به افزایش جمعیت شهرنشین و اثر مثبت آن بر انتشار دی اکسید کربن و دمای هوا، توسعه سیاست‌های کاهش رشد جمعیت در کشورهای مورد مطالعه می‌تواند مورد توجه قرار بگیرد.

همچنین با توجه به اینکه مصرف انرژی تجدیدناپذیر، نوآوری فنی و تولید سرانه واقعی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر انتشار CO_2 داشته، نشان می‌دهد که مصرف انرژی و درآمد چه اهمیتی می‌تواند داشته باشد و همچنین نشان می‌دهد که سیاست‌های حفظ منابع انرژی در اقتصادهای دارای آلودگی کم‌تر ممکن است برای محیط زیست سودمندتر باشد. اثر انرژی‌های تجدیدپذیر بر انتشار CO_2 نیز منفی و از لحاظ آماری معنی‌دار بوده است که نشان می‌دهد کشورهای با حجم تولید دی اکسید کربن بالاتر، باید با اتخاذ سیاست‌های سخت‌گیرانه‌تر محیط زیست و انرژی، افزایش زیرساخت‌ها برای بهره‌وری انرژی و بهبود استفاده از منابع جایگزین انرژی که نسبتاً عاری از انتشار آلاینده‌ها هستند، میزان بیشتری از کربن خود را کاهش دهند.

براساس سایر نتایج این تحقیق، نوآوری فنی بر انتشار CO_2 تأثیر مثبتی داشته است. در این خصوص لازم است با ارتقای تکنولوژی‌های تولید و توزیع انرژی در کشور، واقعی‌سازی قیمت‌های انرژی، ارتقای استانداردهای فنی و زیست‌محیطی تولیدات صنایع، استفاده از انرژی‌های پاک، و بهره‌گیری از فناوری‌های نوین با آلایندگی کمتر که با شاخص‌های زیست محیطی سازگار باشد به همراه درونی‌سازی هزینه‌های اجتماعی آلاینده‌های محیط زیست شرایطی فراهم شود تا افزایش رفاه ناشی از رشد درآمد ملی با کمترین هزینه زیست‌محیطی همراه باشد. همچنین پیشنهاد می‌شود ارزیابی پروژه‌های زیست محیطی یا استفاده از فناوری‌های نوین تولید، همراه با ارزیابی زیست محیطی این فناوری‌های نوین همگام باشد تا از آثار منفی زیست محیطی آن کاسته شود.

منابع

آدینه‌وند، زینب (۱۳۹۵). "مقایسه اثرات سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، آزادسازی تجاری، رشد اقتصادی بر انتشار دی اکسید کربن: کشورهای منتخب عضو اوپک با رویکرد جوهانسون و تصحیح خطا". پایان نامه کارشناسی ارشد، *دانشگاه الزهرا*.

ابویی مهریزی، عطیه؛ فریدزاد، علی و بالونژاد، روزبه (۱۳۹۷). "سنجش آثار توزیعی ناشی از افزایش قیمت حامل‌های انرژی در ایران: مقایسه مدل‌های قیمتی داده-ستانده". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۰، ۱۸۷-۱۶۷.

احمدیان، مجید؛ عبدلی، قهرمان؛ جبل عاملی، فرخنده؛ شعبان خواه، محمود و خراسانی، سید عادل (۱۳۹۶). "اثر تخریب محیط زیست بر رشد اقتصادی (شواهدی از ۳۲ کشور در حال توسعه)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۷، ۲۸-۱۷.

پهلوانی، مصیب؛ مهرابی بشرآبادی، حسین و افشارپور، مهلا (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر توسعه زیرساخت‌های حمل و نقل بر رشد اقتصادی استان‌های ایران". *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، شماره ۱۶، ۱۳۲-۱۰۳.

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

دامودار گجراتی (۱۳۸۸). "مبانی اقتصادسنجی". مترجم: ابریشمی، حمید، انتشارات دانشگاه تهران.

دل‌انگیزان، سهراب؛ خانزادی، آزاد و حیدریان، مریم (۱۳۹۳). "بررسی اثرات تغییر قیمت سوخت بر تولید گازهای گلخانه‌ای در بخش حمل و نقل جاده‌ای ایران، رویکرد حداقل مربعات پایدار". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۱۱، شماره ۴، ۷۷-۴۴.

زراء نژاد، منصور و انواری، ابراهیم (۱۳۸۴). "کاربرد داده‌های ترکیبی در اقتصادسنجی". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۲، شماره ۴، ۵۲-۲۱.

Apergis, N. & Payne. J. E. (2015). "Renewable Energy, Output, Carbon Dioxide Emissions and Oil Prices. Evidence from South America". *Energy Sources, Part B, Economics, Planning and*

فطرس، محمدحسن؛ آقازاده، اکبر و جبرئیلی، سودا (۱۳۹۱). "بررسی میزان تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدید ناپذیر بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۳۲، ۷۲-۵۱.

فلاحی، فیروز؛ اصغرپور، حسین؛ بهبودی، داوود و پورنظمی، سیمین (۱۳۹۱). "آزمون منحنی کوزنتس زیست محیطی در ایران با استفاده از روش LSTR". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۹، شماره ۳۲، ۹۳-۷۳.

قائد، ابراهیم؛ دهقانی، علی و فتاحی، محمد (۱۳۹۸). "بررسی تأثیر انواع انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۵، ۱۴۸-۱۳۷.

قزوینیان، محمدحسن؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ دهقانی، علی؛ زندی، فاطمه و سعیدی، خلیل (۱۳۹۷). "مقایسه تطبیقی اثر شوک‌های مصرف کل انرژی بر انتشار دی اکسید کربن و رشد اقتصادی در ایران و کشورهای منتخب منا". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۳، ۱۰۸-۹۱.

لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ فلاحی، محمدعلی و اسماعیل‌پور مقدم، هادی (۱۳۹۳). "اثر رشد اقتصادی، تجارت و توسعه مالی بر کیفیت محیط زیست در ایران (بر اساس شاخص ترکیبی)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۱۵، سال ۴، ۷۶-۶۱.

محمدی، حسین و سخی، فاطمه (۱۳۹۲). "تأثیر تجارت، سرمایه‌گذاری خارجی و توسعه انسانی بر شاخص عملکرد محیط زیست". *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، شماره ۳، ۷۵-۵۵.

مهدوی عادلی، محمدحسین و نظری، روح الله (۱۳۹۳). "رشد اقتصادی، انرژی و محیط زیست: بررسی مدل E3 در ایران". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۱۱، شماره ۱، ۴۰-۱۹.

Alkhathlan, K. & Javid, M. (2013). "Energy Consumption, Carbon Emissions and Economic Growth in Saudi Arabia: an Aggregate and Disaggregate Analysis". *Energy Policy*, 62, 1525–1532.

Policy, 10(3), 281-287.

Baek, J. (2016). "Do Nuclear and Renewable Energy Improve the Environment? Empirical Evidence from the United States". *Ecological Indicator*, 66, 352–356.

Baltagi, B. (2005). "Economic Analysis of Panel Data". Third Edition, *John Wiley & Sons, Ltd*.

Berndt, E. & Denison, E. F. (2011). "Economic Welfare Impact from Renewable Energy Consumption: The China Experience". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 15: 5120-5128.

Berndt, E. R. & Wood, D. O. (1975). "Technology, Prices and the Derived Demand for Energy". *Review of Economics and Statistics*, 57, 259-268.

Binaysa, A. C, Dogan, E. & Seker, F. (2014). "Renewable and Non-renewable Energy Consumption-Growth Nexus: Evidence from a Panel Error Correction Model". *Energy Economics*, 88, 5226-5230.

Chen, W. & Lei, Y. (2018). "The Impacts of Renewable Energy and Technological Innovation on Environment–Energy–Growth Nexus:New Evidence from a Panel Quantile Regression". *Renewable Energy*, 123, 1-14.

Copeland, B. R. & Taylor, M. S. (2003). "Trade, Growth and the Environment". *Journal of Economic Literature*, 42(1), 7-13.

Da Silva, P. P., Cerqueira, P. A. & Ogbe, W. (2018). "Determinants of Renewable Energy Growth in Sub-Saharan Africa: Evidence from Panel ARDL", *Energy*, 156, 45–54.

Dinda, S. (2005). "A Theoretical Basis for the Environmental Kuznets Curve". *Ecological Economics*, 53, 403–413.

Dogan, E. & Seker, F. (2016). "Determinants of CO_2 Emissions in the European Union: the Role of Renewable and Non-Renewable Energy". *Renewable Energy*, 94, 429-439

Dogan, E. & Seker, F. (2016). "The Influence of Real Output, Renewable and Non-Renewable Energy, Trade and Financial Development on Carbon Emissions in the Top Renewable Energy Countries". *Renewable and Sustainable Energy Reviews, Elsevier*, 60,1014-1085.

Fang, Y. (2011). "Economic Welfare Impacts from Renewable Energy Consumption: the China Experience, Renewable Sustain". *Renewable and sustainable Energy Reviews*, 15(9), 5120-5128.

Foxon, T. J. (2011). "A Coevolutionary Framework for Analyzing a Transition to a Sustainable Low Carbon Economy". *Ecological Economic*, 70(12), 2258-2267.

Jarke, J. & Perino, G. (2017). "Do Renewable Energy Policies Reduce Carbon Emissions? On Caps and Inter-Industry Leakage". *Journal of Environmental Economics and Management*, 84, 102–124.

Jayantha kumaran, R. & Liu, Y. (2012). "Co_2 Emissions, Energy Cosumption, Trade and Income: A Comparative Analysis of China and India". *Energy Policy*, 42 (c), 450-460.

Jones, A. (2002). "An Environmental Assessment of Food Supply Chains: a Case Study on Dessert Apples". *Journal of Environmental Economics and Management*, 3094, 560-576.

Khoshnevis Yazdi, S. & Shakouri, F. (2017). "The Renewable Energy, CO_2 Emissions, and Economic Growth: VAR Model". *Journal of Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 23, 34-17.

Liu, D. & Xiao, B. (2018). "Can China Achieve its Carbon Emission Peaking? A Scenario Analysis Based on STIRPAT and System Dynamics Model". *Ecological Indicators*, 93, 647–657.

Lotz, R. (2015). "The Impact of Renewable Energy Consumption to Economic Growth: a Panel Data Application". *Energy Economics,* 53, 58-63.

Lv, Z. & Xu, T. (2018). "Trade Openness, Urbanization and CO_2 Emissions:

Dynamic Panel Data Analysis of Middle-Income Countries". *The Journal of International Trade and Economic Development*, 28(3), 317-330.

Mayer, R. & Kent, J. (2007). "Energy Consumption, Economic Growth and Prices: a Reassessment Using Panel VECM for Developed And Developing Countries". *Energy Policy*, 35, 2481–2490.

Nguyen, K. H. & Kakinaka, M. (2019). "Renewable Energy Consumption, Carbon Emissions, and Development Stages: Some Evidence from Panel Cointegration Analysis". *Renewable Energy*, 132, 1049–1057.

Omri, A. (2013). "Co_2 Emissions Energy Consumption and Economic Growth Nexus in MENA Countries : Evidence from Simultaneous Equations Models". *Energy Economics*, 40, 657-664.

Sadorsky, P. (2009). "Renewable Energy Consumption Co_2 Emissions and Oil Prices in the 67 Countries". *Energy Econ*, 31(3), 456-462.

Shafik, N. & Bandgopadhyay, S. (1992). "Economic Growth and Economic Mental Quality: Time Series and Cross-Country Evidence". *World Bank Policy Research Working Paper*. wps 904.

Shahbaz, M., Loganathan, N., Zeshan, M. & Zaman, K. (2015). "Does Renewable Energy Consumption Add in Economic Growth? An Application of Auto Regressive Distibuted Lag Model in Pakistan". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 44, 576-585.

Sohag, K., Begum. R. A., Abdullah, S. M. S. & Jaafar, M. (2015). "Dynamics of Energy Use, Technological Innovation, Economic Growth and Trade Openness in Malaysia". *Energy*, 90, 1497-1507.

Stern, D. I. (2004). "Energy and Economic Growth". *Rensselear Working Paper*.

Stern, N. H. (2007). "The Economics of Climate Change: The Stern Review". *Cambridge University Press*.

Tang, C. F. & Tan, E. C. (2013). "Exploring the Nexus of Electricity Consumption, Economic Growth, Energy Prices and Technological Innovation in Malaysia". *Applied Energy*, 104(4), 297-305.

Valeria, L. (2006). "The Green Economy and the BRICS Countries: Bringing Them Together". *Economic Diplomacy Programme.* South African institute of International Affairs.1-17.

Zhao, Y., Xia, Y. & Nielsen, C. (2014). "Benefits of China Efforts in Pollutant Control Indicated by the Bottom Up Emissions and Satellite". *Atmospheric Environment*, 136, 43-53.

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره چهل، پاییز ۱۳۹۹ (۷۶-۵۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 40, September 2020 (55-76)

رابطه بین رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی در بخش‌های اقتصاد ایران

حسین فتحی‌زاده[۱]، *مسعود نونژاد[۲]، علی حقیقت[۳]، عباس امینی‌فرد[۴]

۱. دانشجوی دکتری گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران
۴. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/۶/۶ پذیرش: ۱۳۹۸/۷/۲۹)

The Relationship between Economic Growth, Energy Intensity and Financial Development in Sectors of Iranian Economy

Hossein Fathizadeh[1], *Masoud Nonejad[2], Ali Haghighat[3], Abbas Aminifard[4]

1. Ph.D. Candidate of Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran
2. Associate Professor of Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran
3. Assistant Professor of Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran
4. Assistant Professor of Department of Economics, Shiraz Branch, Islamic Azad University, Shiraz, Iran

(**Received:** 28/Aug/2019 **Accepted:** 21/Oct/2019)

چکیده:

در این تحقیق رابطه بین رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی در بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات از اقتصاد ایران بررسی شده است. به این منظور، از داده‌های سری زمانی سالانه بخش‌ها در دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۵ استفاده شد. جهت تحلیل روابط، روش‌های خودرگرسیون با وقفه توزیع شده (ARDL) و خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) به کار گرفته شد. نتایج رابطه بلندمدت مدل ARDL نشان می‌دهد که تأثیر شدت انرژی بر رشد اقتصادی بخش‌های صنعت و معدن و خدمات منفی و معنادار و در بخش کشاورزی مثبت و معنادار است. اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی بخش‌های کشاورزی و صنعت و معدن مثبت و معنادار است، در حالی که علی رغم تأثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی در بخش خدمات، ضریب این متغیر به لحاظ آماری معنادار نیست. همچنین، بر اساس نتایج تجزیه واریانس در مدل SVAR رشد شدت انرژی و توسعه مالی سهم زیادی از نوسانات رشد اقتصادی بخش‌های مختلف اقتصاد ایران داشته‌اند. به طور مشابه، رشد اقتصادی و توسعه مالی نیز سهم قابل توجهی از نوسانات شدت انرژی بخش‌ها داشته‌اند. در نهایت، شدت انرژی بیشترین سهم را از نوسانات توسعه مالی در بخش صنعت داشته است، در حالی که سهم رشد اقتصادی از نوسانات توسعه مالی در بخش خدمات نیز قابل توجه است.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، شدت انرژی، توسعه مالی، بخش‌های اقتصاد ایران

طبقه‌بندی JEL: O11، Q43، E44.

Abstract:

This study investigates the relationship between economic growth, energy intensity and financial development in the agricultural, industry and mining and services sectors of the Iranian economy. For this purpose, annual time series data of the sectors during the period from 1974 to 2016 were used. To analyze the relationships, Autoregressive Distributed Lags (ARDL) and Structural Vector Autoregressive (SVAR) methods were used. The results of the long-run relationship of the ARDL model show that the impact of energy intensity on the economic growth of industry and mining, and services sectors is negative and significant and positive and significant in agriculture sector. The effect of financial development on economic growth in agriculture sector and industry and mining sector is positive and significant, while despite the positive impact of financial development on economic growth in services sector, the coefficient of this variable is not statistically significant. Furthermore, based on the results of variance decomposition in SVAR model, energy intensity growth and financial development growth have had a large share of economic growth fluctuations in different sectors of Iranian economy. Similarly, economic growth and financial development have also played a significant part in the energy intensity fluctuations of the sectors. Finally, energy intensity has the largest share of fluctuations in financial development in industry sector, while the economic growth has also played a considerable part in the fluctuations of financial development in the services sector.

Keywords: Economic Growth, Energy Intensity, Financial Development, Sectors of Iranian Economy.
JEL: O11, Q43, E44.

* **نویسنده مسئول:** مسعود نونژاد (این مقاله مستخرج از رساله دکتری آقای حسین فتحی‌زاده به راهنمایی دکتر مسعود نونژاد و مشاوره دکتر علی حقیقت و دکتر عباس امینی‌فرد می‌باشد.)

*Corresponding Author: Masoud Nonejad E-mail: Mnonejad.iaushiraz@yahoo.com

۱- مقدمه

رشد اقتصادی نمادی از پیشرفت است که به رشد تکنولوژی و افزایش در ظرفیت بهره‌وری هر کشوری برمی‌گردد. تجربه اقتصادهای در حال توسعه و نوظهور نشان دهنده همگامی رشد اقتصادی با رشد بخش‌های مصرف و تولید انرژی و فرایند توسعه مالی در این کشورهاست (ابویی و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۶۹). انرژی یک واسطه معمول و عامل شتاب دهنده در فرایند تولید محسوب می‌شود و به عنوان یک عامل غیرقابل چشم‌پوشی در اقتصاد منظور می‌شود. (آیرس و وار[1]، ۲۰۰۲: ۹۳) در مدل فیزیولوژیکی رشد، انرژی را اساس و بنیاد بقای بشر معرفی نموده‌اند و از آن به عنوان شاهراه توسعه اقتصادی نام می‌برند. در مقابل افرادی مثل (برندت و وود[2]، ۱۹۷۵: ۲۵۰) افزایش در مصرف انرژی را منوط به فرایند رشد اقتصادی دانسته و رابطه را برعکس دیده‌اند (قائد و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۳۹). انرژی سهم زیادی از تجارت دنیا را در اختیار داشته و نوسانات آن رشد اقتصادی کشورها را مخدوش می‌کند. از طرفی برخی محققین نظیر (سادورسکی[3]، ۲۰۱۰: ۲۵۲۸) نحوه تأمین مالی در سرمایه‌گذاری بر تکنولوژی‌های انرژی اندوز را ابزاری در جهت کنترل نوسانات معرفی می‌کنند. به این ترتیب، ارتباط توسعه مالی و شدت انرژی نیز به ساختار و سیستم مالی کشورها بستگی دارد. در یک سیستم مالی سخت (با مشخصاتی از جمله سقف نرخ بهره، ذخایر مورد نیاز و یک برنامه اعتباری مستقیم) ممکن است فرایند توسعه مالی تخریب شود. زیرا ممکن است، آسیب‌های زیادی از ناحیه کمبود جذب سرمایه متحمل شود (کریستوپولوس و تسیوناس[4]، ۲۰۰۴: ۵۵). در مقابل، یک سیستم مالی توسعه یافته و انعطاف‌پذیر فرصت‌های سرمایه‌گذاری بیشتری را ایجاد می‌کند. مطالعه (فانگ[5]، ۲۰۰۹: ۵۶) نشان می‌دهد که یک سیستم مالی کارا تولید بیشتری را خلق می‌کند و نهاده‌ها برای این تولیدات از جمله تقاضای انرژی افزایش می‌یابد. بنابراین توسعه مالی یک عامل مهم اثرگذار بر شدت انرژی لحاظ می‌شود. در این ارتباط افرادی مثل (میلنیک و گلدمبرگ[6]، ۲۰۰۲: ۸۷)، (فون تانگ[7]، ۲۰۰۹: ۳۷۱)، (سادورسکی، ۲۰۱۰: ۲۵۲۸)، (شهباز و همکاران[8]، ۲۰۱۳: ۸)، (لی[9]، ۲۰۱۳: ۴۸۳) و (زین‌العابدین و همکاران[10]، ۲۰۱۵: ۸۴۱) یک رابطه یک طرفه از سمت توسعه مالی بر مصرف انرژی را نتیجه گرفتند. در مقابل افرادی مثل (کاکار و همکاران[11]، ۲۰۱۱: ۴۶۹) و (تانگ و تان[12]، ۲۰۱۳: ۲۹۷) رابطه را از سمت مصرف انرژی به توسعه مالی دیده‌اند. عده‌ای نیز رابطه مصرف انرژی و توسعه مالی را دو طرفه نتیجه گرفته‌اند که از آن جمله می‌توان به مطالعات (مهرآرا و موسایی، ۲۰۱۲: ۹۲) و (موداکار و همکاران[13]، ۲۰۱۳: ۵۶۶) اشاره نمود. همچنین بسیاری بر این باورند که توسعه مالی با رشد اقتصادی نیز در ارتباط است. بخش مالی در تجهیز منابع برای سرمایه‌گذاری، تشویق ورود سرمایه خارجی و بهینه‌سازی ساز و کار تخصیص منابع به بخش‌های اقتصاد، نقش مهمی ایفا می‌کند (فشاری، ۱۳۹۷: ۱۴۲). انتظار می‌رود هرچه نظام مالی و پولی توسعه یافته‌تر باشد، رشد بخش‌های اقتصاد بیشتر باشد.(کالدرون و لیو[14]، ۲۰۰۳: ۳۲۱) و (حسن و همکاران[15]، ۲۰۱۱: ۸۸) بر تأثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی تأکید می‌کنند و معتقدند فرصت‌های توسعه مالی در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای صنعتی بیشتر هستند. با این وجود مطالعاتی نظیر (گریس و ردلین[16]، ۲۰۱۲: ۶) وجود دارد که ارتباط منفی بین توسعه مالی و رشد اقتصادی را نتیجه گرفتند. به این ترتیب پویایی روابط بین رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی توجه زیادی را در ادبیات اقتصادی به خود معطوف کرده است.

آنچه از مطالب مذکور مشخص است، هر چند که عمده مطالعات پیشین و تحقیقات انجام شده بر وجود رابطه بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی و توسعه مالی تأکید کرده‌اند، اما مطالعات زیادی نیز در جهت متضاد با آنها نیز موجود است. برخی از محققین از جمله (عمری و کوهالی[17]، ۲۰۱۳: ۹۱۳) دلیل برخی از تضاد نتایج را در دسته‌بندی کشورها به لحاظ درآمدی دیده‌اند، و به این منظور اثر متقابل این سه متغیر را در سه دسته درآمدی، کشورهای با درآمد بالا، کشورهای با درآمد متوسط و کشورهای با درآمد پایین بررسی نمودند. به اعتقاد ایشان مصرف انرژی در تمامی سطوح درآمدی اثر مثبت و

1. Ayres & Warr (2002)
2. Berndt & Wood (1975)
3. Sadrosky (2010)
4. Christopoulos & Tsionas (2004)
5. Fung (2009)
6. Mielnik & Goldemberg (2002)
7. FoonTang (2009)
8. Shahbaz et al. (2013)
9. Lee (2013)
10. Zainal Abidin et al. (2015)
11. Kakar et al. (2011)
12. Tang & Tan (2013)
13. Mudakkar et al. (2013)
14. Calderon & Liu (2003)
15. Hassan at al. (2011)
16. Gries & Redlin (2012)
17. Omri & Kahouli (2013)

معناداری بر رشد اقتصادی دارد، اما مصرف انرژی تنها در کشورهایی با درآمد بالا اثر مثبتی بر توسعه مالی دارد، حال آنکه در کشورهای با درآمد متوسط و پایین چنین رابطه‌ای وجود ندارد. به این ترتیب ارتباط این سه متغیر اقتصادی هنوز مبهم است. به همین ترتیب، ممکن است در بخش‌های اقتصاد یک کشور که توزیع درآمد در آنها متقارن نیست، رابطه سه گانه رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی نتایج متفاوتی حاصل کند. از جمله دلایل دیگر که منجر به تناقض در تحقیقات پیشین شده است، می‌توان به نگرش کمّی پیرامون مقوله انرژی اشاره نمود. با توجه به اینکه استفاده از انرژی در کشورهای مختلف با توجه به درجه توسعه یافتگی آنها متفاوت است و کشورها سطح توسعه یکسانی ندارند، از این‌رو کارایی این عامل در کشورهای مختلف یکسان نیست. بنابراین برنامه‌ریزی برای تولید و توجه به جایگاه انرژی در تابع تولید و سهم این عامل بر رشد محصول باید با دقت بسیار بالایی انجام گیرد. در حالی که برخی تحقیقات نظیر شهباز و همکاران، مصرف انرژی را به عنوان یک نهاده تولید در نظر می‌گیرند، (کومل و همکاران[1]، ۲۰۰۲: ۴۱۵) و (آیرس و وار، ۲۰۰۲: ۹۳) بر نقش فیزیولوژیکی انرژی توجه نموده و کار مفید حاصل از انرژی تحت قوانین ترمودینامیک را مورد نظر قرار می‌دهند. این در حالی است که برخی محققین نظیر (کلولند و همکاران[2]، ۲۰۰۰: ۳۰۱) و (فومین و کیمورا[3]، ۲۰۱۴: ۱۵) به بعد کارایی فنی و کیفیت انرژی و البته عکس آن یعنی شدت انرژی توجه نموده‌اند.

در تحقیق حاضر گزینه سوم، یعنی رابطه شدت انرژی با رشد اقتصادی و توسعه مالی مورد بررسی و تحلیل قرار خواهد گرفت. شدت انرژی از نسبت مصرف انرژی به تولید ناخالص داخلی حاصل می‌شود و شاخصی است که هم کمیت و هم کیفیت انرژی را مورد نظر قرار می‌دهد. این متغیر شامل اطلاعات فراوانی است و انتظار می‌رود از طریق پیشرفت سطح تکنولوژی و کارایی فنی تأثیر و رابطه معکوسی با تولید داشته باشد. چرا که کاهش شدت انرژی به معنی تولید بیشتر با مصرف انرژی کمتر خواهد بود، پس اگر این متغیر رابطه‌ای منفی و معنادار با تولید داشته باشد، حکایت از پیشرفت تکنولوژی و تولید محصول بیشتر با مقدار انرژی کمتر است. همچنین همانطور که رابطه بین انرژی، رشد اقتصادی و توسعه مالی به سطح درآمد و توسعه کشورها بستگی دارد، در یک اقتصاد نظیر ایران نیز رابطه این متغیرها می‌تواند در بخش‌های مختلف یکسان نباشد. شکل (۱) پویایی ارزش افزوده حقیقی، شدت انرژی و نسبت اعتبارات اعطایی به ارزش افزوده (به عنوان شاخص توسعه مالی) هر یک از بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات را برای دوره سالانه ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۵ نشان می‌دهد. تحقیق حاضر در تلاش است تا کاستی‌های موجود در ارتباط با ادبیات اقتصادی حول این ارتباط سه گانه را با مطالعه بخش‌های اقتصاد ایران شامل بخش کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات طی دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۵ در چارچوب مدل‌های اقتصادسنجی سری زمانی پر کند.

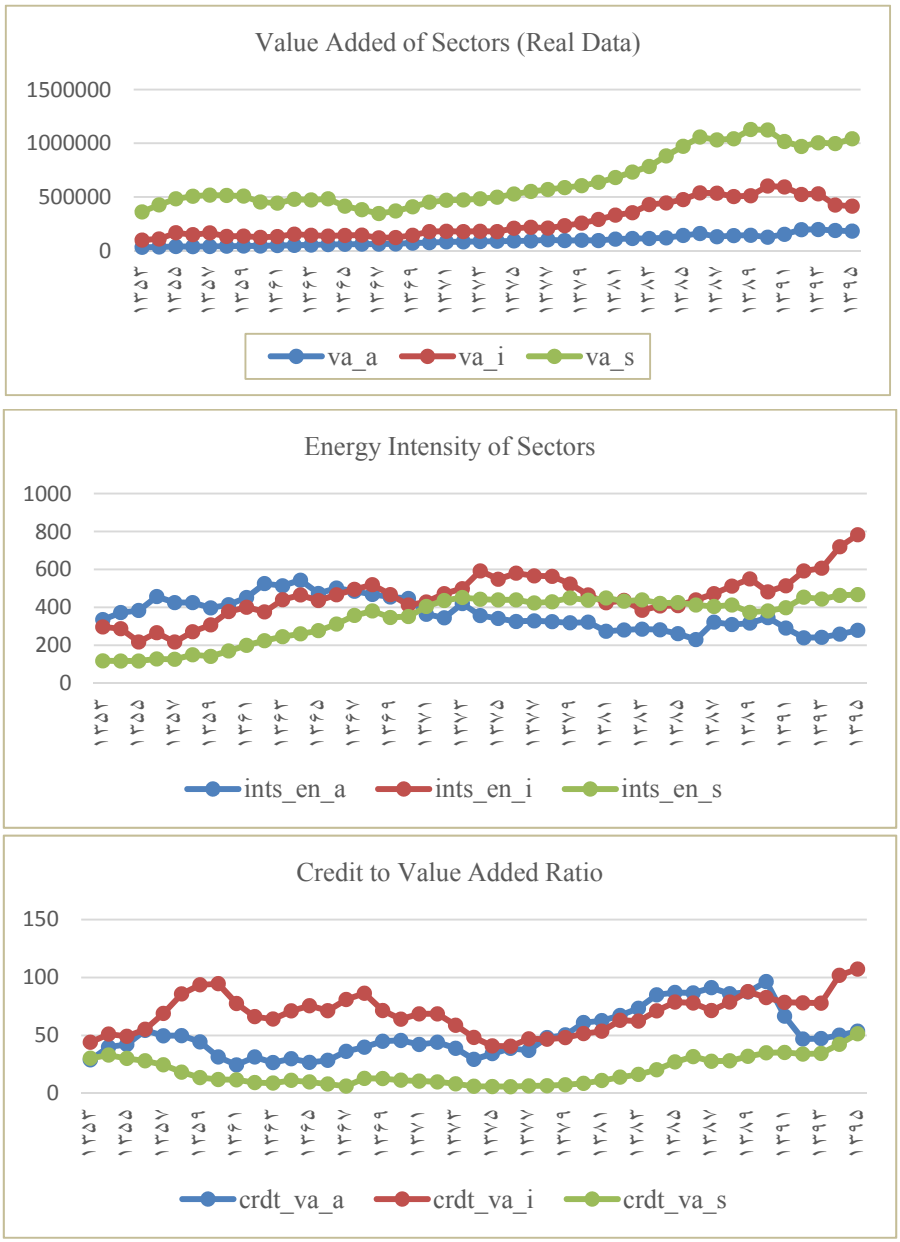
مابقی این مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است:

در بخش دوم، ادبیات موضوع در قالب مطالعات تجربی پیرامون ارتباط رشد اقتصادی با شدت انرژی و توسعه مالی آمده است. در بخش سوم مدل مفهومی تحقیق و معادلات مربوط به آن تصریح می‌شوند. در بخش چهارم اقتصادسنجی مدل‌های تحقیق آمده است. در بخش پنجم معادلات و مدل‌های تصریح شده برآورد می‌شوند و نتایج آن تجزیه و تحلیل خواهد شد. این بخش بر اساس نتایج رابطه بلندمدت مدل ARDL و همچنین تجزیه واریانس خطای پیش بینی در چارچوب مدل SVAR تجزیه و تحلیل می‌شود. در بخش نهایی نیز بر اساس نتایج تحقیق پیشنهادهای جهت حوزه سیاست‌گذاری مطرح می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

خلاصه مطالعات تجربی داخلی و خارجی را می‌توان به ترتیب در جداول (۱) و (۲) با اولویت مطالعات داخلی مشاهده نمود. مطالعه حاضر نسبت به این مطالعات از چند جهت دارای نوآوری است: اولاً، اکثر مطالعات پیشین رابطه دو به دو رشد اقتصادی با مصرف انرژی، رشد اقتصادی با توسعه مالی و مصرف انرژی با توسعه مالی را بررسی نموده‌اند. در مقابل در تحقیق حاضر رابطه سه گانه این متغیر تحت بررسی است. ثانیاً، در اکثر این مطالعات رابطه مصرف انرژی با رشد اقتصادی یا توسعه مالی بررسی شده است، در حالی که این متغیر تنها بعد مقداری انرژی را مد نظر قرار می‌دهد و بر تکنولوژی و کیفیت انرژی تأکیدی ندارد. ثالثاً، عمده این مطالعات در سطح کلان کشورها انجام شده‌اند و در سطح بخش‌های اقتصاد انجام نگرفته‌اند. در حالی که تفاوت در سطح درآمد بخش‌ها می‌تواند بر رابطه سه گانه رشد اقتصادی، شدت انرژی و توسعه مالی اثرگذار باشد.

1. Kummel et al. (2002)
2. Cleveland et al. (2000)
3. Phoumin & Kimura (2014)



شکل ۱. ارزش افزوده حقیقی، شدت انرژی و توسعه مالی بخش‌های اقتصاد

مأخذ: داده‌های نمودار ارزش افزوده حقیقی و توسعه مالی از وب‌سایت بانک مرکزی و داده‌های مربوط به شدت انرژی از ترازنامه انرژی ۱۳۹۶ دریافت شده‌اند.

جدول ۱. خلاصه مطالعات داخلی

محقق	سال	نتیجه
عصاری و همکاران	۱۳۸۷	نتایج حاصل از این تحقیق، حکایت از تأثیر منفی توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای نفتی عضو اوپک داشته است، در حالی که همین رابطه در کشورهای در حال توسعه غیرنفتی، مثبت بوده است (عصاری و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۴۱)
سیف	۱۳۸۷	نتایج در مورد تجزیه عوامل اصلی اثرگذار بر شدت انرژی نیز حکایت از تأثیر معنی‌دار متغیرهای سهم بخش خدمات، مساحت نسبی کشورها و رتبه توسعه انسانی کشورها بر شدت انرژی داشته است (سیف، ۱۳۸۷: ۱۷۷)

اکبریان و حیدری‌پور	۱۳۸۸	شاخص‌های مالی در کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی تأثیر منفی دارند، اما در بلندمدت با کمی اغماض این رابطه میان شاخص‌های توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود دارد که به عقیده ایشان حاکی از نبود نظارت دقیق در سیستم بانکی بر تسهیلات اعطایی است (اکبریان و حیدری پور، ۱۳۸۸: ۴۳)
سلیمی‌فر و همکاران	۱۳۸۹	پایین بودن قیمت انرژی، ساختار اقتصادی و رشد شهرنشینی عامل شدت انرژی بوده است (سلیمی‌فر و همکاران، ۱۳۸۹: ۱)
گلی و اشرفی	۱۳۸۹	نتایج تحقیق حکایت از آن دارد که اثر ساختاری تقریباً ثابت و اثر شدتی روند صعودی داشته است. اثر شدتی نشان دهنده تغییر در شدت انرژی مستقل از ترکیب فعالیت‌های اقتصادی است. به عبارت دیگر با فرض ثبات ترکیب فعالیت‌های اقتصادی، مصرف انرژی به ازای همان تولید قبلی تغییر می‌کند (گلی و اشرفی، ۱۳۸۹: ۳۵)
دیلمی نژاد و استاد	۱۳۸۹	نتایج این تحقیق حکایت از وجود یک رابطه علّیت گرنجری یک سویه از مصرف انرژی به ارزش افزوده در بخش‌های صنعت، پالایشگاه‌ها، نیروگاه‌ها و حمل و نقل داشته است. به این ترتیب مصرف انرژی عامل تولید است. (دیلمی نژاد و استاد،۱۳۸۹:۱۲۵)
فطرس و همکاران	۱۳۹۰	متغیر رشد اقتصادی و تغییرات فناوری به طور معناداری تأثیر مثبتی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه کشورهای مورد بررسی داشتند. به اینصورت که با افزایش (کاهش) متغیرهای موردنظر مصرف انرژی تجدیدپذیر در این کشورها نیز افزایش (کاهش) می‌یابد. در بلندمدت نیز رابطه هم انباشتگی بین رشد اقتصادی و لگاریتم مصرف انرژی تجدیدپذیر سرانه در این دو گروه از کشورها وجود داشت (فطرس و همکاران، ۱۳۹۰: ۸۱)
حسینی و همکاران	۱۳۹۰	نتایج حاصل از سه مدل برآورد شده، تأثیر معنادار شاخص‌های توسعه مالی بر رشد اقتصادی را در ایران در طی دوره مورد بررسی تأیید می‌کنند (حسینی و همکاران، ۱۳۹۰: ۳۲)
ابراهیمی و آل مراد	۱۳۹۱	نتایج این تحقیق نشان دهنده تأثیر مثبت و معنادار توسعه بازارهای مالی بر مصرف انرژی می‌باشد (ابراهیمی و آل‌مراد، ۱۳۹۱: ۱۵۹)
محمدزاده و همکاران	۱۳۹۲	در بلندمدت توسعه مالی، تولید ناخالص داخلی سرانه، جمعیت شهرنشین بر مصرف انرژی اثر مثبت داشته و در کوتاه‌مدت نیز تولید ناخالص داخلی سرانه، جمعیت شهرنشین تأثیر مستقیمی بر مصرف انرژی دارند، اما توسعه مالی اثرمعنی‌داری بر مصرف انرژی به جا نمی‌گذارد (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۲: ۷۷)
اسدی و اسماعیلی	۱۳۹۲	نتایج برآورد مدل، بیانگر تأثیر مثبت رشد اقتصادی، شاخص توسعه مالی، شاخص صنعتی شدن و شهرنشینی بر مصرف انرژی در بلندمدت است. همچنین بر اساس نتایج آزمون علّیت گرنجر، رابطه علّیت کوتاه‌مدت از توسعه مالی به مصرف انرژی می‌شود (اسدی و اسماعیلی، ۱۳۹۲: ۱۷)
محمدی و همکاران	۱۳۹۳	نتایج حکایت از تأثیر مثبت و معنادار باز بودن تجاری بر توسعه مالی داشته است (محمدی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۵)
خورسندی و همکاران	۱۳۹۴	نتایج این تحقیق نشان داد که تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای غیرنفتی نسبت به کشورهای نفتی اثر مثبت بزرگ‌تری بر مصرف سرانه انرژی دارد (خورسندی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۵)
فرازمند و همکاران	۱۳۹۴	بر اساس نتایج مدل ARDL باند شاخص‌های توسعه مالی و رشد اقتصادی دارای رابطه بلندمدت با مصرف انرژی بودند. بر اساس آزمون علّیت تودا و یاماموتو نیز یک رابطه علّیت یک طرفه از توسعه مالی و رشد اقتصاد به مصرف انرژی تأیید شده است (فرازمند و همکاران، ۱۳۹۴: ۳۳)
آهنگری و کامران پور	۱۳۹۵	در بلندمدت و کوتاه‌مدت، رشد توسعه مالی و ارزش افزوده موجب افزایش مصرف انرژی می‌شوند. اثر توسعه مالی بر افزایش مصرف انرژی در بخش صنعت بیشتر از بخش کشاورزی بوده است (آهنگری و کامران پور، ۱۳۹۵: ۲۶۹)
حمیدی و همکاران	۱۳۹۶	نتایج اثر مثبت و معنادار توسعه بازار مالی، تولید ناخالص داخلی و شدت انرژی را بر مصرف انرژی تأیید می‌کنند (حمیدی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۵۰)
هراتی و همکاران	۱۳۹۶	توسعه مالی از طریق بازار پول به شکل U معکوس بر مصرف انرژی تأثیر دارد (هراتی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۹۷)
مرتضوی و همکاران	۱۳۹۷	برآورد رابطه بلندمدت بیان می‌دارد که ارتباط معنادار و مثبت میان سرمایه و تولید ناخالص داخلی با مصرف انرژی وجود دارد. همچنین کشش مصرف انرژی نسبت به GDP در هر سه بخش کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات مثبت و معنادار است (مرتضوی و همکاران، ۱۳۹۷: ۱)

جدول ۲. خلاصه مطالعات خارجی

محقق	سال	نتیجه
گالی[1]	۱۹۹۹	ضریب توان دوم درآمد در بلندمدت منفی و معنادار و مؤثر بر تغییر روند شدت انرژی خواهد بود (گالی، ۱۹۹۹: ۱۹)
مت کالف[2]	۲۰۰۸	نتایج تحقیق وی نشان می‌دهد که افزایش درآمد سرانه ایالتی و افزایش قیمت انرژی، شدت انرژی را در بلندمدت و کوتاه‌مدت کاهش می‌دهد (مت کالف، ۲۰۰۸: ۱)
فنگ و همکاران[3]	۲۰۰۹	در بلندمدت ساختار اقتصادی تأثیر منفی و معنادار و ساختار مصرف انرژی تأثیر مثبت و معنادار بر شدت انرژی داشته‌اند (فنگ و همکاران، ۲۰۰۹: ۵۶)
سادورسکی	۲۰۱۰	نتایج نشان دهنده تأثیر مثبت و معنادار توسعه بازار مالی و درآمد بر رشد مصرف انرژی بوده است (سادورسکی، ۲۰۱۰: ۲۵۲۸)
سادورسکی[4]	۲۰۱۱	نتایج این تحقیق نشان می‌دهد، زمانی که از شاخص‌های بانکی مانند نسبت دارایی‌های سپرده‌ای بانک به GDP، سپرده‌های سیستم مالی به GDP و تعهدات نقدی به GDP به عنوان شاخص‌های توسعه مالی استفاده شده است، توسعه مالی تأثیر مثبت و معناداری بر مصرف انرژی نمونه انتخابی داشته است (سادورسکی، ۲۰۱۱: ۹۹۹)
شهباز و همکاران	۲۰۱۳	مصرف انرژی، توسعه مالی، سرمایه، صادرات، واردات و تجارت بین‌الملل تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی چین دارند. علاوه بر این نتایج نشان دهنده یک رابطه یک سویه از طرف مصرف انرژی به رشد اقتصادی چین است. در حالی که بین مصرف انرژی و توسعه مالی و همچنین رابطه بین مصرف انرژی و تجارت رابطه دو طرفه است (شهباز و همکاران، ۲۰۱۳: ۸)
عمری و کاهولی	۲۰۱۳	در کشورهای با درآمد بالا بین مصرف انرژی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی یک رابطه دو طرفه معنادار بر قرار است. در کشورهای با درآمد متوسط بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی رابطه متقابل معنادار، بین رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رابطه دو طرفه معنادار برقرار است. همچنین یک رابطه یک سویه از طرف سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به مصرف انرژی وجود دارد. در کشورهای با درآمد پایین، رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رابطه دو طرفه دارند (عمری و کاهولی، ۲۰۱۳: ۹۱۳)
فومین و کیمورا	۲۰۱۴	شدت انرژی –در نتیجه تقاضای انرژی– یک رابطه موازنه‌ای با سطح درآمد دارد. در کوتاه‌مدت شدت انرژی –تقاضای انرژی– متأثر از قیمت انرژی و درآمد کشورها است (فومین و کیمورا، ۲۰۱۴: ۱۵)
صدیق و مجید[5]	۲۰۱۵	نتایج مدل هم‌انباشتگی ایشان حکایت از رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی، مصرف انرژی، تجارت و توسعه مالی داشته است. همچنین بر اساس یافته‌های ایشان، توسعه مالی، انرژی و تجارت تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است (صدیق و مجید، ۲۰۱۵: ۶۵۸)
زین العابدین و همکاران	۲۰۱۵	نتایج این تحقیق حکایت از وجود سه رابطه بلندمدت از طرف متغیرهای توضیحی شامل FDI، تجارت بین‌الملل و توسعه مالی به سمت مصرف انرژی است (زین‌العابدین و همکاران، ۲۰۱۵: ۸۴۱)
چانگ[6]	۲۰۱۵	در کشورهای در حال توسعه و بازارهای نوظهور مصرف انرژی با افزایش درآمد زیاد می‌شود، در حالی که مصرف انرژی در اقتصادهای پیشرفته بعد از نقطه آستانه‌ای درآمد افزایش می‌یابد (چانگ، ۲۰۱۵: ۲۸)
شهباز و همکاران[7]	۲۰۱۷	نتایج برای اقتصاد هندوستان، نشان دهنده هم جمعی رشد اقتصادی، توسعه مالی و مصرف انرژی در حضور عدم تقارن است. علّیت نامتقارن نشان می‌دهد که تنها یک شوک منفی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی تأثیر دارد. به طور مشابه، یک شوک منفی به توسعه مالی نیز بر رشد اقتصادی تأثیر دارد (شهباز و همکاران، ۲۰۱۷: ۱۹۹)
اویانگ و لی[8]	۲۰۱۸	تأثیر مصرف انرژی و شاخص‌های توسعه مالی بر رشد اقتصادی استان‌های چین به ترتیب مثبت و معنادار و منفی و معنادار بوده است (اویانگ و لی، ۲۰۱۸: ۲۳۸)
ارن و همکاران[9]	۲۰۱۹	بر اساس نتایج مدل DOLS یک رابطه تعادلی بلندمدت بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی تجدیدپذیر در هندوستان وجود دارد. جایی که تأثیر رشد اقتصادی و توسعه مالی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر مثبت و معنادار بوده است (ارن و همکاران، ۲۱۹: ۱۸۹)

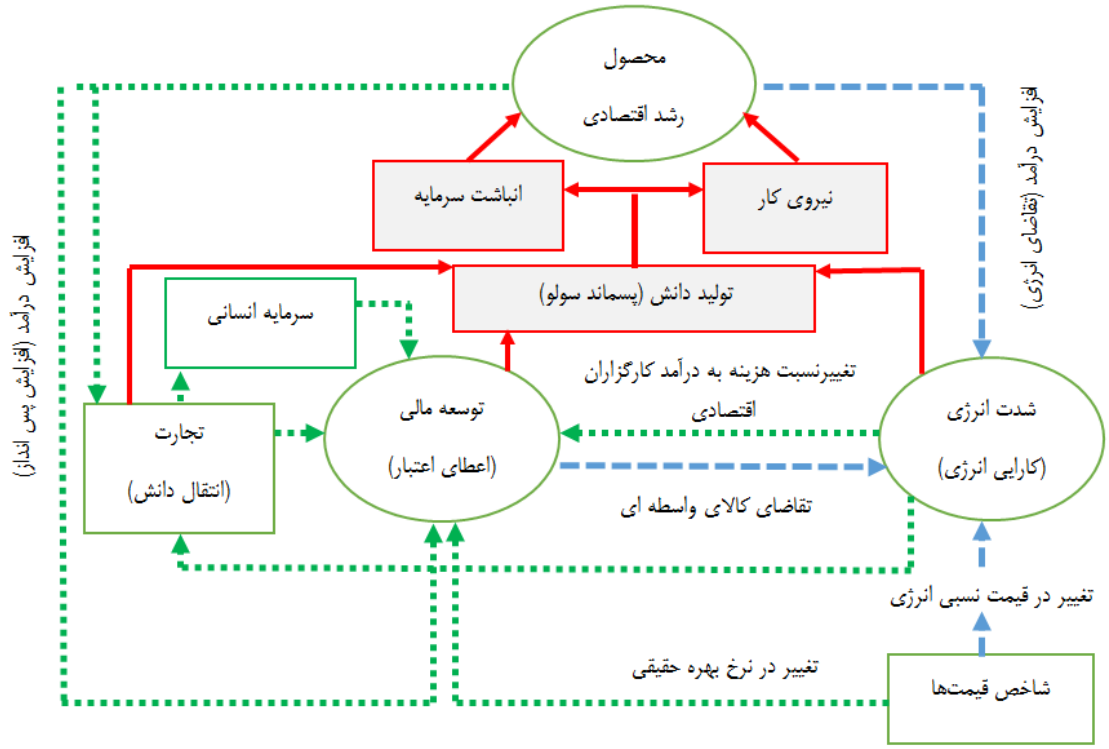
1. Galli (1999)
2. Metcalf (2008)
3. Fung et al. (2009)
4. Sadrosky (2011)
5. Siddique & Majeed (2015)
6. Chang (2015)
7. Shahbaz et al. (2017)
8. Ouyang & Li (2018)
9. Eren et al. (2019)

۳- روش شناسی

۳-۱- مدل مفهومی و تصریح معادلات

ارتباط بین متغیرهای تحقیق حاضر به صورت مدل مفهومی را می‌توان به صورت شکل (۲) تبیین نمود. یک اقتصاد تولیدی در نظر گرفته می‌شود که در آن محصول با تکنولوژی ثابت نسبت به مقیاس تولید به میزان سرمایه و نیروی کار و همچنین تولید دانش وابسته است. در این اقتصاد، تولید دانش توسط هر یک از فرایندهای ساختاری شدت انرژی (کارایی انرژی)، توسعه مالی (اعطای اعتبار) و تجارت (انتقال دانش) خلق می‌شود. از طرفی رشد محصول افزایش درآمد در این اقتصاد را به همراه دارد که از طرفی تقاضا برای همه محصولات از جمله انرژی را افزایش می‌دهد و از طرف دیگر هم به واسطه افزایش پس‌انداز بر توسعه مالی مؤثر است و همچنین به دلیل سرریزهای تولید، تجارت کشور را متأثر می‌کند. بخشی از این رشد به واسطه تحریک هر یک از متغیرهای شدت انرژی، توسعه مالی و تجارت از طریق تولید دانش و در یک مکانیسم بازخوردی مثبت به اقتصاد بر می‌گردد. علاوه بر این از آنجا که تغییر در شدت انرژی (نسبت مصرف انرژی به محصول) به معنی تغییر در نسبت هزینه به درآمد کارگزاران اقتصادی است بر توسعه مالی مؤثر است و از طرفی به دنبال فرایندهای مالی در رابطه با افزایش تقاضای کالاها و نهاده‌های واسطه‌ای تحت تأثیر توسعه مالی قرار خواهد گرفت. در این اقتصاد، هم توسعه مالی و هم شدت انرژی به سطح قیمت‌ها بستگی دارند. تأثیر تورم یا رشد سطح قیمت‌ها از طریق تغییر در نرخ بهره حقیقی بر مبادلات (سپرده‌ها و تسهیلات) بازار اعتبار و در نتیجه توسعه مالی مؤثر است. از طرفی تورم و رشد سطح قیمت‌ها از طریق تغییر در قیمت نسبی انرژی، تقاضای انرژی و در نتیجه شدت انرژی را متأثر می‌کند.

از آنجا که نرخ تورم به سیاست‌های پولی اتخاذ شده در بانک مرکزی باز می‌گردد. لذا این عامل به صورت برون‌زا در نظر گرفته شده است و به صورت غیرمستقیم بر محصول و تخصیص مجدد منابع نیز مؤثر واقع می‌شود.



شکل ۲. مدل مفهومی تحقیق

به این ترتیب، ابتدا برای بررسی تأثیر شدت انرژی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی به تبعیت از (شهباز و همکاران، ۲۰۱۳: ۸) تابع کاب – داگلاس زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Y = AK^{\alpha 1}L^{\alpha 2}e^{u} \quad (۱)$$

جایی که Y تولید ناخالص داخلی حقیقی، K و L به ترتیب نشان دهنده موجودی سرمایه و نیروی کار هستند. تابع فوق با کمی تغییر نسبت به مدل معرفی شده توسط (شهباز و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۱) تصریح شده است، جایی که در تحقیق پیش‌رو انرژی به عنوان یک نهاده در نظر گرفته نمی‌شود، در مقابل شدت انرژی از طریق تابع تکنولوژی به تابع تولید وارد می‌شود. A بیانگر تکنولوژی و u جزء اخلال که فرض می‌شود، دارای توزیع نرمال و (IID) است. کشش محصول نسبت به نهاده‌های سرمایه و کار به ترتیب $\alpha 1$ و $\alpha 2$ می‌باشد. با توجه به ویژگی بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تابع کاب – داگلاس مورد نظر، تکنولوژی یا دانش می‌تواند به صورت درون‌زا توسط سطوح توسعه مالی و تجارت بین‌الملل و همچنین شدت انرژی تعیین شود. توسعه مالی و تجارت بین‌الملل از طریق تشکیل سرمایه، تشویق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و مهارت در مدیریت منجر به انتقال تکنولوژی و افزایش بهره‌وری و کارایی تبدیل انرژی از طریق دانش ایجاد شده یا منتقل شده بر شدت انرژی مؤثر بوده و ارتقاء رشد اقتصادی را به همراه دارد. جایی که تابع تکنولوژی را می‌توان به صورت زیر معرفی نمود:

(۲)

$$A(t) = \emptyset . TR(t)^{\delta 1} FD(t)^{\delta 2} EI(t)^{\delta 3}$$

جایی که $\emptyset$ پارامتر ثابت و مستقل از زمان است. TR باز بودن تجاری، FD بیانگر توسعه مالی و EI شدت انرژی هستند. با جایگزینی معادله فوق در تابع کاب – داگلاس معادله زیر به دست می‌آید:

(۳)

$$Y(t) = \emptyset . TR(t)^{\delta 1} FD(t)^{\delta 2} E(t)^{\delta 3} K(t)^{\alpha 1} L(t)^{1-\alpha 1} e^{u(t)}$$

به پیروی از (لین و اسمیت[1]، ۲۰۱۰: ۱۹۶۳) و (شهباز و لین[2]، ۲۰۱۲: ۴۷۳) با تغییر سطح تولید و موجودی سرمایه به صورت سرانه و گرفتن لگاریتم از دو طرف معادله فوق معادله رگرسیونی زیر حاصل می‌شود:

(۴)

$$lny_t = \beta_1 + \beta_F lnFD_t + \beta_{TR} lnTR_t + \beta_{EI} lnEI_t + \beta_K lnk_t + u_t$$

جایی که y_t، EI_t، FD_t، TR_t، L_t و k_t به ترتیب نشان دهنده، تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه، شدت انرژی، اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به عنوان شاخص توسعه مالی، باز بودن تجاری، نیروی کار و موجودی سرمایه حقیقی سرانه هستند. کلیه متغیرها به صورت لگاریتمی هستند.

در مرحله دوم شدت انرژی، تابعی از رشد اقتصادی و توسعه مالی خواهد بود. در این بخش به تبعیت از (فومین و کیمورا، ۲۰۱۴: ۱۵) فرض شده که شدت انرژی EI_t یک تابع غیریکنواخت از y_t و سایر متغیرهاست. این فرض در مطالعات پیشین مثل (گالی، ۱۹۹۹: ۹۴) نیز به کار رفته است، که بر رابطه غیریکنواخت بین تقاضای کل انرژی و درآمد بین سال‌های ۱۹۷۳ تا ۱۹۹۰ تأکید داشته است. این فرض بر این حقیقت استوار است که شدت انرژی، تمایل به افزایش با محصول در کشورها یا بخش‌های با درآمد پایین و کاهش با محصول در کشورها یا بخش‌های با درآمد بالا دارد. به این ترتیب معادله رگرسیونی زیر برای شدت انرژی به صورت زیر تصریح می‌شود:

(۵)

$$log(EI_t) = \beta_0 + \beta_1 log(P_t) + \beta_2 logy_t + \beta_3 (logy_t)^2 + \beta_4 log(FD_t) + \varepsilon_t$$

در این مدل EI_t شدت انرژی، y_t درآمد سرانه در زمان t و P_t نیز شاخص قیمت‌ها هستند. تفاوت عمده این معادله رگرسیون با معادله (فومین و کیمورا، ۲۰۱۴: ۱۵) در این است که متغیر توسعه مالی FD_t از جزء پسماند جدا شده و در مدل رگرسیون منظور شده است. همچنین علاوه بر رابطه فوق می‌توان اثبات کرد که شدت انرژی در حقیقت همان تقاضای انرژی است، چرا که در این زمینه به معادله زیر می‌توان اشاره کرد:

(۶)

$$log(EI_t) = logE_t - logy_t$$

بنابراین معادله (۵) را می‌توان برای تقاضای انرژی به صورت زیر بازنویسی نمود:

(۷)

$$logE_t - logy_t = \beta_0 + \beta_1 log(P_t) + \beta_2 logy_t + \beta_3 (logy_t)^2 + \beta_4 log(FD_t) + \varepsilon_t$$

برای پرهیز از درون‌زایی، $logy_t$ از سمت چپ معادله فوق به سمت راست می‌رود و در نهایت معادله تقاضای انرژی به صورت زیر خواهد بود:

(۸)

$$logE_t = \beta_0 + \beta_1 log(P_t) + (\beta_2 + 1) logy_t + \beta_3 (logy_t)^2 + \beta_4 log(FD_t) + \varepsilon_t$$

بر اساس معادله اخیر نقطه موازنه در معادلات اخیر از رابطه زیر به دست می‌آید:

1. Lean & Smyth (2010)
2. Shahbaz & Lean (2012)

$$Trade-off=-\frac{(\beta_2+a)}{2\beta_3} \quad (۹)$$

به طوری‌که، این نقطه موازنه می‌تواند شکل U و یا U معکوس به خود بگیرد که به علامت ضرایب (β_2+1) و β_3 بستگی دارد.

در مرحله سوم با اقتباس از عمری و کوهالی (۲۰۱۳) مدل زیر را برای توسعه مالی تصریح می‌شود:

(۱۰)

$$LFD_t=\alpha_0+\alpha_1 LEI_t+\alpha_2 Ly_t+\alpha_3 Lk_t+\alpha_4 LHC_t+\alpha_5 LP_t+\alpha_6 LTR_t+u3_t$$

در تابع فوق FD، نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به GDP به عنوان شاخص توسعه مالی، y، تولید ناخالص حقیقی سرانه، EI، شدت انرژی، k، موجودی سرمایه سرانه، HC سرمایه انسانی، P شاخص قیمت‌ها و TR باز بودن تجاری می‌باشند. به این ترتیب معادله فوق جهت برآورد اثرات افزایش درآمد سرانه حقیقی (رشد اقتصادی) و شدت انرژی بر توسعه مالی طراحی می‌شود که در آن هریک از متغیرها به صورت لگاریتمی به کار گرفته می‌شود.

در ادامه، پس از معرفی روش‌های اقتصادسنجی تحقیق، برآورد مدل‌های معرفی شده در این قسمت برای هر یک از ۳ بخش کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات انجام می‌شود.

۳-۲- مدل‌های اقتصادسنجی تحقیق

۳-۲-۱- الگوی باند (کرانه) ARDL

آزمون باند بر اساس تخمین OLS یک الگوی تصحیح خطای نامقید (UECM) برای تحلیل هم‌جمعی بنا شده است. از مدل ARDL می‌توان یک مدل تصحیح خطای پویا (ECM) استخراج نمود. مدل ECM پویایی‌های کوتاه‌مدت را با تعادل بلندمدت بدون از دست دادن اطلاعات بلندمدت ادغام می‌کند. بر اساس روش (پسران و همکاران[1]، ۲۰۰۱: ۲۸۹) برای اجرای رویکرد آزمون باند ARDL، سه گام ضروری است. گام نخست، تعیین وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرهای معادله است. رابطه بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آزمون ضرایب والد یا آزمون F تعیین می‌شود. در اینجا از آزمون معنی‌داری مشترک برای فرض صفر، یعنی عدم وجود رابطه بلندمدت از طریق صفر قرار دادن تمام متغیرها با وقفه بهینه (بر اساس معیارهای اطلاعاتی شوارتز و آکائیک)، استفاده می‌شود. در مقابل فرض دیگر بیان می‌کند که ضرایب تمام متغیرها در وقفه بهینه، مخالف صفر هستند. در این مرحله بر اساس سطوح معناداری مرسوم (۱٪، ۵٪ و ۱۰٪)، آماره F محاسباتی، با مورد مربوط به مقادیر بحرانی باند که توسط (پسران و همکاران، ۲۰۰۱: ۲۸۹) تعیین شده است، مقایسه می‌شود. این مقادیر بحرانی شامل مرز یا کرانه‌های بالایی I(1) و پائینی I(0) و تعداد متغیرهای توضیحی هستند؛ به طوری که تمام طبقه‌بندی‌های ممکن متغیرها و هم‌جمعی دو جانبه را در برگیرند. اگر آماره F تخمین زده شده، بیشتر از کرانه بالایی مقدار بحرانی باشد، آنگاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد خواهد شد. اگر آماره F تخمین زده شده کمتر از کرانه پائینی مقدار بحرانی باشد، آنگاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت، نمی‌تواند رد شود. اگر آماره F محاسباتی بین کرانه بالایی و پائینی قرار گیرد، تصمیم قطعی نخواهد بود. در این آزمون مرتبه انباشتگی متغیرهای توضیحی I(d) برای هر نتیجه‌ای باید شناخته شود. در این وضعیت، اگر متغیرها I(0) باشند، بر اساس کرانه پائینی هم‌جمع خواهند بود و بر عکس. گام دوم، تخمین روابط بلندمدت و تعیین مقادیر آنهاست. این مرحله تنها در صورتی اجرا می‌شود که در گام اول، رابطه بلندمدت وجود داشته باشد. سرانجام در گام سوم، رابطه کوتاه‌مدت از ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرهای مدل ARDL به دست می‌آیند.

۳-۲-۲- مدل SVAR

اولین بار (برنانکه[2]، ۱۹۸۶: ۴۹) و (بلانچارد و کواه[3]، ۱۹۸۹: ۶۵۵) با درنظر گرفتن محدودیت‌های نظری روی آثار همزمان شوک‌ها، این الگو را توسعه دادند. مزیت عمده مدل‌های SVAR نسبت به مدل‌های VAR اولیه این است که برخلاف الگوی VAR غیرمقید که در آنها شناسایی تکانه‌های ساختاری به طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، الگوهای SVAR به‌طور صریح دارای یک منطق اقتصادی مبتنی بر مبانی نظری برای اعمال قیود و محدودیت‌ها است. پس با اعمال این محدودیت‌ها، شوک‌های ساختاری به دست می‌آیند. این شوک‌ها می‌توانند برای ایجاد توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس به منظور ارزیابی آثار پویا برروی متغیرهای مختلف بکار گرفته شوند. جهت توصیف مدل SVAR ابتدا یک بردار K بعدی سری زمانی نظیر y_t درنظر گرفته می‌شود و یک مدل VAR در وقفه بهینه برآورد می‌شود. فرض می‌شود که

1. Pesaran et al. (2001)

2. Bernanke (1986)

3. Blanchared & Quah (1989)

y_t بتواند با یک بردار خودرگرسیونی مرتبه محدود p تقریب زده شود. هدف، آگاهی از پارامترهای مدل خودرگرسیون ساختاری می‌باشد. در این مدل، اولا به تعداد متغیرهای موجود درمدل ساختاری، شوک‌های ساختاری وجود دارد. ثانیاً شوک‌های ساختاری به طور متقابل ناهمبسته می‌باشند. در این مدل فرض می‌شود که متغیرهای موجود درسیستم، توسط اختلالات ایجاد شده در گذشته و حال تعیین می‌شوند. این اختلالات به شوک‌های ساختاری تبدیل می‌شوند که در برآورد تابع واکنش آنی و تجزیه واریانس به کار می‌روند (کیلیان[1]، ۱۹۹۸: ۲۱۸).

٤- نتایج برآورد مدل

این بخش از تحقیق به برآورد مدل‌های تصریح شده در قسمت‌های قبل برای سه بخش کشاورزی، صنعت و معدن و همچنین خدمات اختصاص دارد. این بخش طیف وسیعی از آزمون‌ها و برآوردها را شامل می‌شود. به طور ویژه قبل از برآورد مدل‌های مورد نظر، وضعیت مانایی متغیرهای مدل مشخص می‌شود. سپس برآورد معادله رگرسیون با روش سازگار و مبتنی بر وضعیت مانایی متغیرها انجام خواهد گرفت. پس از برآورد ابتدا رابطه بلندمدت گزارش می‌شود و در نهایت یک الگوی SVAR برای مشاهده پیش‌بینی و پویایی مدل در پاسخ به وقوع یک شوک از طرف سایر متغیرهای مدل با استفاده از ابزار تجزیه واریانس بررسی می‌شود.

٤-١- مانایی متغیرهای مدل

مانایی متغیرها یکی از پیش فرض‌های رگرسیون با داده‌های سری زمانی است. اگر متغیرهای سری زمانی ساکن نباشند، ممکن است مشکلی به نام رگرسیون کاذب بروز کند. با توجه به اینکه تحلیل داده‌ها در این بخش بر اساس لگاریتم طبیعی داده‌ها صورت می‌گیرد، لذا آزمون ریشه واحد نیز بر لگاریتم طبیعی متغیرها انجام می‌شود. در تحقیق حاضر از روش دیکی – فولر تعمیم یافته (ADF) جهت آزمون ریشه واحد یا ساکن پذیری داده‌ها استفاده شده است. نتایج این آزمون در سطح و تفاضل مرتبه اول در جدول (۳) آمده است:

جدول ۳. آزمون ریشه واحد ADF در سطح و تفاضل مرتبه اول

متغیر	آماره محاسباتی ADF (در سطح و با عرض از مبدأ)	آماره محاسباتی ADF (در سطح و بدون عرض از مبدأ)	آماره محاسباتی ADF (در تفاضل اول و با عرض از مبدأ)
بخش کشاورزی			
lnva	−۱/۵۴۱	−۲/۹۸۷ **	−۶/۶۲۵ ***
lnEI	−۱/۳۰۶	−۰/۳۱۴	−۷/۱۱۳ ***
lnFD	−۰/۳۴۷	۱/۷۷۶	−۳/۱۰۱ **
lnTR	−۲/۶۵۳ *	−۰/۴۹۲	−۴/۵۵۲ ***
lnk	−۰/۹۵۸	−۲/۳۴۵	−۵/۷۲۵ ***
lnp	−۰/۳۹۷	۰/۹۵۳	−۴/۶۳۴ ***
lnhc	−۱/۲۲۶	−۱/۱۴۵	−۴/۰۲۹ ***
بخش صنعت و معدن			
lnva	−۱/۸۰۳	−۰/۶۷۱	−۶/۶۰۸ ***
lnEI	−۰/۸۸۷	۱/۲۸۱	−۶/۹۶۳ ***
lnFD	۰/۱۰۳	۲/۲۸۹	−۳/۳۳۰ **
lnTR	−۲/۶۵۳ *	−۰/۴۹۲	−۴/۵۵۲ ***
lnk	−۱/۸۲۴	−۱/۸۶۹ *	−۵/۲۲۰ ***
lnp	−۰/۳۹۷	۰/۹۵۳	−۴/۶۳۴ ***
lnhc	−۲/۱۷۹	−۴/۱۷۵ ***	−۵/۰۵۸ ***
بخش خدمات			
lnva	−۲/۸۱۸ *	۰/۷۷۷	−۳/۹۸۲ ***
lnEI	−۲/۶۱۶ *	۲/۷۹۳	−۵/۳۵۱ ***
lnFD	۲/۱۲۰	۷/۹۴۴	−۴/۴۲۱ ***
lnTR	−۲/۶۵۳ *	−۰/۴۹۲	−۴/۵۵۲ ***
lnk	−۲/۵۰۴	−۱/۱۲۷	−۶/۲۰۸ ***
lnp	−۰/۳۹۷	۰/۹۵۳	−۴/۶۳۴ ***
lnhc	۰/۲۴۵	−۱/۷۸۸ *	−۳/۲۳۶ **

توضیح: نمادهای *، ** و *** به ترتیب بیانگر سطح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج حاصل شده از جدول (۳)، برخی متغیرها نظیر lnva در دو بخش کشاورزی و خدمات، در سطح ساکن بوده و برخی دیگر از متغیرها دارای ریشه واحد هستند. کلیه متغیرها در تفاضل مرتبه اول ساکن هستند. به این ترتیب استفاده از روش OLS جهت برآورد معادلات تحقیق در چنین حالتی منجر به رگرسیون کاذب خواهد شد. اما از آنجایی که کلیه متغیرها در تفاضل مرتبه اول نیز ساکن هستند، می‌توانند با یکدیگر رابطه هم‌انباشتگی یا هم جمعی دو جانبه داشته باشند (پسران و همکاران، ۲۰۰۱: ۲۸۹). به این دلیل معادلات

1. Kilian (1998)

تحت بررسی با استفاده از روش ARDL برآورد خواهند شد.

٤-۲- رشد اقتصادی بخش‌ها

در بخش‌های قبل مدل رگرسیون زیر، به تبعیت از(لین و اسمیت، ۲۰۱۰: ۱۹۳۶) و (شهباز و لین، ۲۰۱۲: ۴۷۳)، به منظور برآورد رشد اقتصادی بخش‌های مختلف اقتصاد ایران شامل کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات ارائه شد:

(۱۱)

$$lnva_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnEI_t + \alpha_2 lnFD_t + \alpha_3 lnTR_t + \alpha_4 lnk_t + u1_t$$

جایی که va، ارزش افزوده سرانه (به ازای هر واحد نیروی کار)، EI، شدت انرژی هر بخش، FD، نسبت اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی به VA (غیر سرانه) به عنوان شاخص توسعه مالی در هر بخش، TR باز بودن تجاری و k، موجودی سرمایه سرانه (به ازای هر واحد نیروی کار) در هر بخش از اقتصاد ایران هستند. نماد ln به لگاریتمی بودن داده‌ها اشاره دارد. اندیس t نیز زمان را برای دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۵ نشان می‌دهد. برای تطابق بیشتر به معادله (۱۱) دو متغیر دامی $D1$ و $D2$ که به ترتیب برای دوره جنگ تحمیلی و تحریم‌های هسته‌ای اشاره دارند، اضافه می‌شوند. برای متغیر دامی $D1$ عدد یک برای سال‌های جنگ تحمیلی (۱۳۶۷-۱۳۵۹) و عدد صفر برای بقیه سال‌ها در نظر گرفته شده است. برای متغیر $D2$ نیز عدد یک برای سال‌های تحریم هسته‌ای (۱۳۹۴-۱۳۸۷) و عدد صفر برای بقیه سال‌ها در نظر گرفته شده است. به این ترتیب معادله (۱۱) جهت برآورد رشد اقتصادی بخش‌ها به صورت زیر تغییر می‌کند:

(۱۲)

$$lnva_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnEI_t + \alpha_2 lnFD_t + \alpha_3 lnTR_t + \alpha_4 lnk_t + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + u1_t$$

با توجه به وضعیت مانایی متغیرها معادله رگرسیون (۱۲) با روش ARDL برآورد می‌شود، به این منظور، ابتدا درجه وقفه هر یک از متغیرها در مدل ARDL با استفاده از یکی از معیارهای اطلاعاتی نظیر شوارتز (SIC)، آکائیک (AIC) و حنان کوئین (HQIC) تعیین می‌شود. در این تحقیق وقفه‌های مدل ARDL از طریق معیار SIC تعیین شده است. در ادامه وجود رابطه بلندمدت برای مدل‌های ARDL تصریح شده (معادله ۱۲) مخصوص هر یک از بخش‌های اقتصاد ایران در جدول (۴) با استفاده از آزمون باند در وقفه بهینه مدل‌های ARDL بررسی می‌شود.

بر اساس نتایج جدول (۴)، آماره F محاسباتی در آزمون فوق برای مدل ARDL در دو بخش کشاورزی و خدمات در سطح ۵ درصد و برای بخش صنعت در سطح ۱۰ درصد از مرز بالایی (I1) بزرگتر است، لذا در این سطوح از معناداری رابطه بلندمدت بین متغیرهای معادله (۱۲) برقرار است.

جدول ٤. بررسی وجود رابطه بلندمدت در برآورد درآمد سرانه بخش‌های اقتصاد ایران با آزمون باند

سطح معناداری	بخش کشاورزی		بخش صنعت و معدن		بخش خدمات	
	ARDL (1,0,4,0,0)		ARDL (1,0,1,0,0)		ARDL (1,0,1,1,0)	
	محاسباتی: F ۴/۱۷		محاسباتی: F ۳/۸۹		محاسباتی: F ۴/۸۸	
	I1	I0	I1	I0	I1	I0
۰/۱۰	۳/۵۲	۲/۴۵	۳/۵۲	۲/۴۵	۳/۵۲	۲/۴۵
۰/۰۵	۴/۰۱	۲/۸۶	۴/۰۱	۲/۸۶	۴/۰۱	۲/۸۶
۰/۰۱	۵/۰۶	۳/۷۴	۵/۰۶	۳/۷۴	۵/۰۶	۳/۷۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به این ترتیب می‌توان رابطه بلندمدت مدل ARDL را برای معادله (۱۲) در هر یک از بخش‌های اقتصاد ایران به صورت جدول (۵) نشان داد.

نتایج نشان می‌دهند، در بلندمدت تأثیر موجودی سرمایه بر رشد اقتصادی بخش‌ها مثبت و معنادار است. تأثیر شدت انرژی بر رشد اقتصادی بخش‌های صنعت و معدن و خدمات منفی و معنادار و در بخش کشاورزی مثبت و معنادار حاصل شده است. نتایج حاصل شده در بخش صنعت و معدن و خدمات هم راستا با مطالعه (دیچمن و همکاران[1]، ۲۰۱۸) است. اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی بخش‌های کشاورزی و صنعت و معدن مثبت و معنادار است، در حالی که علی رغم تأثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی در بخش خدمات، ضریب این متغیر به لحاظ آماری معنادار نیست. این نتایج همسو با مطالعات (دهقان شبانی، ۱۳۹۴: ۸۱)، (شهباز و همکاران، ۲۰۱۳: ۸)، (صدیق و مجید، ۲۰۱۵: ۶۵۸) و در تضاد با مطالعات (عصاری و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۴۱) و (اویانگ و لی، ۲۰۱۸: ۲۳۸) می‌باشد. اثر باز بودن تجاری بر رشد اقتصادی بخش‌ها معنادار نیست، در حالی که ضریب این متغیر در بخش کشاورزی منفی و در دو بخش دیگر مثبت است. ضریب تصحیح خطای مدل (ECM) در هر سه بخش منفی و معنادار است و نشان از هم انباشتگی

1. Deichmann et al. (2018)

متغیرهای مدل و تعدیل رابطه کوتاه‌مدت به سمت رابطه بلندمدت در اثر وقوع یک شوک دارد. همچنین ضریب ECM شاخصی برای پایداری مدل تعادلی در نظر گرفته شود. معکوس این ضریب مدت زمانی را نشان می‌دهد که پس از وقوع یک شوک متغیرها به مقدار تعادلی خود در بلندمدت باز گردند. این زمان برای بخش کشاورزی ۲ دوره (در اینجا هر دوره معادل یک سال است)، بخش صنعت و معدن ۲/۵ دوره و بخش خدمات حدود ۵ دوره خواهد بود.

پس از تفسیر نتایج جدول (۵) لازم است تا نسبت به درستی نتایج اطمینان حاصل شود. به این ترتیب، در ادامه آزمون‌های تشخیصی شامل آزمون ناهمسانی واریانس بروش – پاگان – گادفری (BPG)، آزمون خودهمبستگی بروش – گادفری (LM) و آزمون نرمالیتی جارکو – برا (JB) انجام گرفته است.

جدول ۵. رابطه بلندمدت در برآورد درآمد سرانه در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران

متغیر	بخش کشاورزی	بخش صنعت و معدن	بخش خدمات
	ARDL (1,0,4,0,0)	ARDL (1,0,1,0,0)	ARDL (1,0,1,1,0)
lnk	۰/۵۰۶ *** (۰/۱۸۰)	۰/۳۷۲ * (۰/۱۹۵)	۰/۴۵۴ ** (۰/۱۸۶)
lnEI	۰/۵۷۴ ** (۰/۲۸۳)	−۰/۵۳۸ *** (۰/۱۷۵)	−۰/۵۳۲ *** (۰/۱۳۲)
lnFD	۰/۰۸۹ *** (۰/۰۳۱)	۰/۰۶۲ *** (۰/۰۲۱)	۰/۰۰۴ (۰/۰۲۵)
lnTR	−۰/۱۶۲ (۰/۱۱۷)	۰/۱۱۰ (۰/۱۷۴)	۰/۳۲۸ (۰/۲۵۲)
D1	−۰/۰۵۵ (۰/۰۷۴)	۰/۱۷۳ (۰/۱۲۳)	−۰/۰۵۶ (۰/۱۱۳)
D2	−۰/۰۸۶ (۰/۰۶۹)	۰/۱۹۱ *** (۰/۰۶۵)	−۰/۱۲۹ (۰/۰۹۴)
C	−۵/۶۳۹ *** (۲/۰۰۶)	۰/۰۲۹ (۱/۶۸۵)	−۰/۲۱۶ (۱/۴۳۳)
ECM	−۰/۵۰۴ *** (۰/۱۴۳)	−۰/۴۰۳ ** (۰/۱۴۸)	−۰/۱۹۹ *** (۰/۰۹۲)

توضیح: نمادهای *، ** و *** به ترتیب بیانگر سطح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

فرض صفر در آزمون BPG بر همسانی واریانس پسماندهای حاصل از رگرسیون، در آزمون LM بر عدم وجود خودهمبستگی بین پسماندها و در آزمون JB بر نرمال بودن پسماندهای حاصل از برآورد مدل رگرسیونی دلالت خواهد داشت. بنابراین، پذیرش فرض صفر در این آزمون‌ها دلالت بر درستی برآوردهای صورت گرفته دارد.

بر اساس نتایج جدول (۶) فرض صفر در هر سه آزمون BPG، LM و JB پذیرفته می‌شود، لذا برآوردهای صورت گرفته از رشد اقتصادی بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات با مدل‌های ARDL صحیح هستند. علاوه بر این، آزمون QUSUM حکایت از ثبات ضرایب در برآورد مدل ARDL در هر سه بخش دارد.

جدول ٦. آزمون‌های تشخیصی مدل‌های ARDL در برآورد درآمد سرانه در بخش‌های اقتصاد ایران

آزمون‌های تشخیصی	بخش کشاورزی	بخش صنعت و معدن	بخش خدمات
	ARDL (1,0,4,0,0)	ARDL (1,0,1,0,0)	ARDL (1,0,1,1,0)
آماره BPG	۱/۵۱۷ [۰/۱۸۲]	۱/۵۸۴ [۰/۱۶۷]	۱/۶۲۴ [۰/۱۵۰]
آماره LM	۱/۲۴۲ [۰/۲۷۵]	۰/۱۲۰ [۰/۷۳۱]	۱/۱۹۸ [۰/۲۸۲]
آماره JB	۱/۱۹۴ [۰/۵۵۰]	۲/۴۳۳ [۰/۲۹۶]	۰/۰۰۲ [۰/۹۹۸]

توضیح: اعداد داخل [ ] در هر آزمون بیانگر مقایسه سطح احتمالی خطای آزمون با سطح معناداری ۰/۰۵ است. نمادهای BPG، LM و JB به ترتیب معرف آزمون‌های ناهمسانی واریانس بروش – پاگان و گادفری، آزمون خودهمبستگی بروش – گادفری و آزمون نرمالیتی جارکو – برا هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه این بخش با استفاده از برآورد مدل‌های SVAR، واریانس خطای پیش‌بینی رشد اقتصادی هر یک از بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و همچنین خدمات در پاسخ به وقوع هر یک از شوک‌های ساختاری پس از ۱، ۵ و ۱۰ دوره (در تحقیق حاضر هر دوره معادل یک سال است) اندازه‌گیری می‌شود. نتایج این بخش در جدول (۷) خلاصه شده است. یادآور می‌شود که پیش شرط اجرای مدل VAR و SVAR این است که همه متغیرهای مدل ساکن یا مانا باشند. از آنجایی که تمامی متغیرهای این مدل در حالت لگاریتم طبیعی در تفاضل مرتبه اول ساکن بودند، می‌توان نتیجه گرفت که نرخ رشد همه متغیرهای این مدل ساکن است (چرا که نرخ رشد، برابر با تفاضل از لگاریتم طبیعی یک متغیر است). همچنین مدل‌های SVAR برآورد شده در هر سه بخش اقتصاد ایران در وقفه بهینه انجام شده و دارای شرایط ایستایی می‌باشند.

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشد اقتصادی بخش‌های اقتصاد ایران نشان می‌دهد که شوک وارد شده به

رشد شدت انرژی و رشد توسعه مالی، در دوره‌های ۱، ۵ و ۱۰ ساله، بیشترین واریانس را در خطای پیش‌بینی رشد اقتصادی در بخش‌های اقتصاد ایران ایجاد می‌کنند. سهم رشد شدت انرژی از خطای پیش بینی رشد اقتصادی در بخش کشاورزی بیشتر از سایر بخش‌ها و در بخش خدمات کمتر از بقیه بخش‌ها است، در حالی که سهم رشد توسعه مالی از خطای پیش‌بینی رشد اقتصادی در بخش خدمات بیشتر از سایر بخش‌ها و در بخش کشاورزی کمتر از بقیه بخش‌های اقتصاد ایران بوده است. پس از این دو متغیر، در بلندمدت، شوک وارد شده به رشد موجودی سرمایه بیشترین نوسان را در رشد اقتصادی بخش‌های اقتصاد ایران ایجاد کرده است.

جدول ۷. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشد اقتصادی بخش‌های اقتصاد ایران در پاسخ به وقوع شوک‌های ساختاری از طرف متغیرها (رشد باز بودن تجاری، رشد توسعه مالی، رشد شدت انرژی و رشد سرمایه سرانه، رشد محصول) در مدل SVAR

دوره	D(lnva)	D(lnk)	D(lnEI)	D(lnFD)	D(lnTR)
بخش کشاورزی					
۱	۴۹/۱۰۲	۰/۶۷۳	۴۶/۴۱۶	۳/۴۸۷	۰/۳۲۰
۵	۴۳/۸۲۶	۸/۳۹۷	۴۱/۴۶۷	۴/۰۸۵	۲/۲۲۳
۱۰	۴۳/۸۱۱	۸/۴۰۸	۴۱/۴۵۴	۴/۰۸۳	۲/۲۴۲
بخش صنعت و معدن					
۱	۲۴/۷۴۲	۰/۴۱۴	۴۱/۳۶۷	۳۳/۳۶۸	۰/۱۰۷
۵	۲۲/۴۷۰	۴/۶۹۲	۳۹/۴۴۴	۲۸/۴۴۲	۴/۹۵۰
۱۰	۲۲/۳۵۰	۴/۹۱۵	۳۹/۲۸۰	۲۸/۲۰۳	۵/۲۵۰
بخش خدمات					
۱	۳۹/۳۸۲	۵/۵۷۱	۲۲/۵۶۷	۲۹/۰۰۶	۳/۴۷۲
۵	۳۴/۱۶۴	۱۳/۵۸۴	۱۲/۳۱۰	۲۹/۰۷۲	۱۰/۸۶۸
۱۰	۳۱/۲۶۲	۱۳/۵۶۹	۱۲/۳۸۷	۳۲/۶۸۱	۱۰/۱۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-۳- شدت انرژی

در بخش سوم، مدل رگرسیون غیر خطی زیر، با اقتباس از (گالی، ۱۹۹۹) و (فومین و کیمورا، ۲۰۱۴: ۱۵)، جهت برآورد شدت انرژی بخش‌های مختلف اقتصاد ایران شامل کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات ارائه شد:

(۱۳)

$$lnEI_t = \beta_0 + B_1 lnP_t + \beta_2 lnva_t + \beta_3 lnva_t^2 + \beta_4 lnFD_t + u2_t$$

در اینجا نیز اندیس t بعد زمان را برای دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۵ نشان می‌دهد، علاوه بر نمادهای قبلی، P_t شاخص قیمت‌ها است. ضرایب β_0 تا β_4 در این معادله برای هر یک از ۳ بخش کشاورزی، صنعت و خدمات به صورت جداگانه با استفاده از اقتصادسنجی سری‌های زمانی برآورد می‌شود. نماد ln به لگاریتمی بودن داده‌ها اشاره دارد.

برای تطابق بیشتر به معادله (۱۳) یک متغیر دامی با نماد $DUMMY$ که به آزادسازی قیمت برق و حامل‌های انرژی اشاره دارند، اضافه می‌شود. برای متغیر دامی $DUMMY$ عدد یک برای سال‌های پس از آزادسازی قیمت برق و حامل‌های انرژی (۱۳۹۵-۱۳۸۶) و عدد صفر برای بقیه سال‌ها در نظر گرفته شده است. به این ترتیب معادله (۱۳) به صورت زیر تغییر می‌کند:

(۱۴)

$$lnEI_t = \beta_0 + B_1 lnP_t + \beta_2 lnva_t + \beta_3 lnva_t^2 + \beta_4 lnFD_t + \theta DUMMY + u2_t$$

بر اساس مانایی متغیرها، معادله رگرسیون (۱۴) با روش ARDL برآورد می‌شود. بنابراین، ابتدا درجه وقفه هر یک از متغیرها در مدل ARDL با استفاده از معیار SIC تعیین می‌شود. در ادامه نیز وجود رابطه بلندمدت برای مدل‌های ARDL تصریح شده (معادله (۱۴)) مخصوص هر یک از بخش‌های اقتصاد ایران در جدول (۸) با استفاده از آزمون باند در وقفه بهینه مدل‌های ARDL بررسی می‌شود:

جدول ۸. بررسی وجود رابطه بلندمدت در برآورد شدت انرژی بخش‌های اقتصاد ایران با آزمون باند

سطح معناداری	بخش کشاورزی		بخش صنعت و معدن		بخش خدمات	
	ARDL (1,0,1,0,0)		ARDL (3,2,4,4,3)		ARDL (1,3,4,4,0)	
	F محاسباتی: ۴/۰۶۴		F محاسباتی: ۱۶/۸۴۲		F محاسباتی: ۱۰/۱۵	
	I1	I0	I1	I0	I1	I0
۰/۱۰	۳/۵۲	۲/۴۵	۳/۵۲	۲/۴۵	۳/۵۲	۲/۴۵
۰/۰۵	۴/۰۱	۲/۸۶	۴/۰۱	۲/۸۶	۴/۰۱	۲/۸۶
۰/۰۱	۵/۰۶	۳/۷۴	۵/۰۶	۳/۷۴	۵/۰۶	۳/۷۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول ۸، آماره F محاسباتی در آزمون فوق برای مدل ARDL در دو بخش صنعت و معدن و خدمات در سطح ۵ درصد و در بخش کشاورزی در سطح ۱۰ درصد از مرز بالایی (I1) بزرگتر است، لذا در این سطوح از معناداری رابطه بلندمدت بین متغیرهای معادله (۱۴) برقرار است. به این ترتیب می‌توان رابطه بلندمدت را برای معادله (۱۴) در هر ۳ بخش اقتصاد ایران به صورت جدول (۹) نشان داد:

جدول ۹. رابطه بلندمدت برای برآورد شدت انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران

متغیر	بخش کشاورزی	بخش صنعت و معدن	بخش خدمات
	ARDL (1,0,1,0,0)	ARDL (3,2,4,4,3)	ARDL (1,3,4,4,0)
lnP	۰/۰۰۷ (۰/۱۴۵)	−۰/۹۷۲ *** (۰/۲۷۱)	۰/۰۳۳ (۰/۰۳۰)
lnva	−۲/۸۸۱ ** (۱/۳۴۲)	۳/۰۴۰ (۲/۷۰۲)	−۲/۸۸۱ *** (۰/۶۹۰)
$lnva^2$	−۰/۳۷۷ ** (۰/۱۹۰)	۱/۰۹۴ ** (۰/۴۶۷)	−۰/۳۹۳ ** (۰/۱۵۸)
lnFD	−۰/۱۱۰ (۰/۱۰۱)	۱/۰۱۲ *** (۰/۲۴۲)	۰/۰۳۵ * (۰/۰۲۱)
DUMMY	−۰/۲۸۷ ** (۰/۱۲۵)	۰/۱۰۱ ** (۰/۰۴۲)	−۰/۰۱۹ (۰/۰۲۶)
C	۱/۴۱۸ (۲/۱۴۳)	−۱/۱۲۱ (۴/۹۵۱)	۰/۷۴۰ (۰/۷۴۶)
ECM	−۰/۴۱۰ *** (۰/۱۰۹)	−۰/۴۹۴ *** (۰/۰۹۰)	−۰/۹۳۹ *** (۰/۰۹۲)

توضیح: نمادهای *، ** و *** به ترتیب بیانگر سطح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج رابطه بلندمدت در جدول (۹) نشان می‌دهد که اثر درآمد سرانه بر شدت انرژی در بخش‌های کشاورزی و خدمات منفی و معنادار است. این نتیجه در راستای مطالعه (فومین و کیمورا، ۲۰۱۴: ۱۵) است. در مقابل تأثیر درآمد سرانه بر شدت انرژی بخش صنعت و معدن مثبت و معنادار حاصل شده است. نتیجه حاصل شده همسو با نتایج مطالعه (سلیمی فر و همکاران، ۱۳۸۹:۱) می‌باشد. همچنین اثر شاخص قیمت‌ها بر شدت انرژی بخش صنعت و معدن منفی و معنادار است. نتایج حاصل شده همسو با نتایج مطالعه (سلیمی فر و همکاران، ۱۳۸۹: ۱)و در تضاد با مطالعه (فومین و کیمورا، ۲۰۱۴: ۱۵) می‌باشد. در مقابل اثر شاخص قیمت‌ها بر شدت انرژی بخش‌های دیگر مثبت بوده است، هر چند که ضریب آنها معنادار نشده است. همچنین توسعه مالی در بخش صنعت دارای اثر مثبت و معناداری بر شدت انرژی این بخش در بلندمدت است. این نتیجه مشابه به یافته‌های (اسدی و اسماعیلی، ۱۳۹۲: ۱۷) و (سادروسکی، ۲۰۱۰: ۲۵۲۸) است و مغایر با مطالعه پن و همکاران (۲۰۱۸) است. همچنین ضریب تصحیح خطا (ECM) در هر سه مدل ARDL بخش‌ها، منفی و معنادار است، به این معنی که اولاً، بین متغیرها در هر سه بخش رابطه هم انباشتگی وجود دارد، ثانیاً، در هر دوره اثر وقوع یک شوک تعدیل شده و متغیرها در بلندمدت به حالت تعادلی می‌رسند.

پس از تفسیر نتایج این بخش لازم است تا نسبت به درستی نتایج اطمینان حاصل شود. به این ترتیب، در ادامه آزمون‌های تشخیصی شامل آزمون ناهمسانی واریانس (BPG)، آزمون خودهمبستگی (LM) و آزمون نرمالیتی (JB) انجام گرفته و نتایج آن در جدول (۱۰) آمده است. بر اساس نتایج جدول (۱۰) فرض صفر در هر سه آزمون BPG، LM و JB پذیرفته می‌شود، لذا برآوردهای صورت گرفته از شدت انرژی بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات با مدل‌های ARDL صحیح هستند. علاوه بر این، آزمون QUSUM حکایت از ثبات ضرایب در برآورد مدل ARDL در هر سه بخش داشته است.

در ادامه این بخش با استفاده از برآورد مدل‌های SVAR، واریانس خطای پیش‌بینی رشد شدت انرژی هر یک از بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و همچنین خدمات در پاسخ به وقوع هر یک از شوک‌های ساختاری پس از ۱، ۵ و ۱۰ دوره اندازه‌گیری می‌شود. نتایج این عملیات در جدول (۱۱) آمده است. یادآور می‌شود که پیش شرط اجرای مدل VAR و SVAR این است که همه متغیرهای مدل ساکن یا مانا باشند. جایی که این شرط برای متغیرهای مدل‌های SVAR تحت بررسی برقرار است. همچنین مدل‌های SVAR برآورد شده در هر سه بخش در وقفه بهینه انجام شده و دارای شرایط ایستایی می‌باشند.

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشد شدت انرژی بخش‌های اقتصاد ایران نشان می‌دهد که شوک وارد شده به رشد درآمد سرانه، در دوره‌های ۱، ۵ و ۱۰ ساله، بیشترین واریانس را در خطای پیش‌بینی رشد شدت انرژی در بخش‌های اقتصاد ایران ایجاد می‌کنند. سهم رشد درآمد سرانه از خطای پیش‌بینی رشد شدت انرژی در بخش صنعت و معدن بیشتر از سایر بخش‌ها و در بخش خدمات کمتر از بقیه بخش‌ها است،

در حالی که سهم رشد توسعه مالی از خطای پیش‌بینی رشد شدت انرژی در کوتاه‌مدت در بخش صنعت و معدن و در بلندمدت در بخش خدمات بیشتر از سایر بخش‌ها بوده است. نکته قابل توجه اینکه در بلندمدت رشد شاخص قیمت‌ها بیشترین سهم را از نوسان شدت انرژی بخش خدمات داشته است.

جدول ۱۰. آزمون‌های تشخیصی مدل‌های ARDL در برآورد شدت انرژی بخش‌های اقتصاد ایران

آزمون‌های تشخیصی	بخش کشاورزی	بخش صنعت و معدن	بخش خدمات
	ARDL (1,0,1,0,0)	ARDL (3,2,4,4,3)	ARDL (1,3,4,4,0)
آماره BPG	۱/۵۶۳ [۰/۱۷۹]	۱/۰۰۵ [۰/۵۰۱]	۱/۵۶۰ [۰/۱۶۵]
آماره LM	۱/۰۱۱ [۰/۳۲۱]	۰/۱۵۸ [۰/۶۹۲]	۱/۱۴۱ [۰/۲۹۸]
آماره JB	۰/۲۱۳ [۰/۸۹۸]	۲/۸۶۶ [۰/۲۳۸]	۰/۸۹۳ [۰/۶۳۹]

توضیح: اعداد داخل [ ] در هر آزمون بیانگر مقایسه سطح احتمالی خطای آزمون با سطح معناداری ۰/۰۵ است. نمادهای BPG، LM و JB به ترتیب معرف آزمون‌های ناهمسانی واریانس بروش – پاگان و گادفری، آزمون خودهمبستگی بروش – گادفری و آزمون نرمالیتی جارکو – برا هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۱. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشد شدت انرژی بخش‌های اقتصاد در پاسخ به وقوع شوک‌های ساختاری از طرف متغیرها (رشد شاخص قیمت، رشد توسعه مالی و رشد درآمد سرانه و رشد شدت انرژی) در مدل SVAR

دوره	D(lnEI)	D(lnva)	D(lnFD)	D(lnP)
بخش کشاورزی				
۱	۵۵/۶۰۷	۴۱/۵۰۴	۲/۳۹۴	۰/۴۹۲
۵	۴۵/۱۸۹	۳۹/۹۵۴	۷/۲۳۴	۷/۶۲۰
۱۰	۴۴/۹۹۴	۳۹/۷۳۰	۷/۲۵۱	۸/۰۲۳
بخش صنعت و معدن				
۱	۳۱/۰۵۱	۴۳/۸۱۵	۱۷/۲۶۸	۷/۸۶۵
۵	۳۴/۷۵۰	۴۱/۴۸۵	۱۵/۷۶۷	۷/۹۹۷
۱۰	۳۴/۷۹۶	۴۱/۳۴۳	۱۵/۷۲۷	۸/۱۳۱
بخش خدمات				
۱	۶۶/۲۸۳	۱۹/۴۴۷	۱۰/۰۵۵	۴/۲۱۳
۵	۳۹/۳۵۳	۱۵/۶۰۵	۱۹/۷۹۳	۲۵/۲۴۷
۱۰	۳۷/۴۸۳	۱۵/۶۰۲	۲۲/۱۶۴	۲۴/۷۴۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-٤- توسعه مالی بخش‌ها

آخرین مدل این تحقیق، به پیروی از عمری و کوهالی (۲۰۱۳)، جهت برآورد توسعه مالی بخش‌های مختلف اقتصاد ایران شامل کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات به صورت زیر ارائه می‌شود:

(۱۵)

$$lnFD_t = \delta_0 + \delta_1 lnva_t + \delta_2 lnEI_t + \delta_3 lnk_t + \delta_4 lnHC_t + \delta_5 lnP_t + \delta_6 lnTR_t + u3_t$$

در معادله فوق نیز اندیس t بعد زمان را برای دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۵ نشان می‌دهد و علاوه بر نمادهای معرفی شده قبلی در این معادله HC سرمایه انسانی است. ضرایب δ_0 تا δ_6 این معادله نیز برای هر یک از ۳ بخش کشاورزی، صنعت و خدمات به صورت جداگانه با استفاده از اقتصادسنجی سری‌های زمانی برآورد می‌شود. نماد ln به لگاریتمی بودن داده‌ها اشاره دارد.

برای تطابق بیشتر معادله (۱۵) با ساختار اقتصاد ایران، یک متغیر دامی با نماد D_SWIFT که به تحریم‌های شبکه بین‌المللی بانکی سوئیفت برای ایران اشاره دارند، اضافه می‌شود. برای متغیر دامی D_SWIFT عدد یک برای سال‌های این تحریم (۱۳۹۴-۱۳۹۱) و عدد صفر برای بقیه سال‌ها در نظر گرفته شده است. به این ترتیب معادله (۱۵) به صورت زیر تغییر می‌کند:

(۱۶)

$$lnFD_t = \delta_0 + \delta_1 lnva_t + \delta_2 lnEI_t + \delta_3 lnk_t + \delta_4 lnHC_t + \delta_5 lnP_t + \delta_6 lnTR_t + \varphi D_SWIFT + u3_t$$

با توجه به وضعیت مانایی متغیرها، معادله رگرسیون (۱۶) با روش ARDL برآورد می‌شود. بنابراین، ابتدا درجه وقفه هر یک از متغیرها در مدل ARDL با استفاده از معیار SIC تعیین می‌شود. در ادامه نیز وجود رابطه بلندمدت برای مدل‌های ARDL تصریح شده (معادله (۱۶)) مخصوص هر یک از بخش‌های اقتصاد ایران در جدول (۱۲) با استفاده از آزمون باند در وقفه بهینه مدل‌های ARDL بررسی می‌شود.

مقدار آماره F محاسباتی در آزمون باند در هر سه بخش کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات در سطح ۱ درصد از مرز بالایی (I1) بزرگتر است، لذا در این سطح از معناداری رابطه بلندمدت بین متغیرهای معادله (۱۶) برقرار است.

به این ترتیب می‌توان رابطه بلندمدت را برای معادله (۱۶) در هر یک از بخش‌های اقتصاد به صورت جدول (۱۳) نشان داد:

جدول ۱۲. بررسی وجود رابطه بلندمدت در برآورد توسعه مالی بخش‌های اقتصاد ایران با آزمون باند

سطح معناداری	بخش کشاورزی		بخش صنعت و معدن		بخش خدمات	
	ARDL (1,2,1,0,2,0,2)		ARDL (1,0,0,0,0,0,0)		ARDL (1,0,0,2,2,2,2)	
	F محاسباتی: ۵/۳۹۲		F محاسباتی: ۱۰/۸۸۴		F محاسباتی: ۱۲/۲۱	
	I1	I0	I1	I0	I1	I0
۰/۱۰	۲/۸۷	۱/۷۵	۳/۲۳	۲/۱۲	۳/۵۹	۲/۵۳
۰/۰۵	۳/۲۴	۲/۰۴	۳/۶۱	۲/۴۵	۴/۰۰	۲/۸۷
۰/۰۱	۴/۰۵	۲/۶۶	۴/۴۳	۳/۱۵	۴/۹۰	۳/۶۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۳. رابطه بلندمدت برای برآورد توسعه مالی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران

متغیر	بخش کشاورزی	بخش صنعت و معدن	بخش خدمات
	ARDL (1,2,1,0,2,0,2)	ARDL (1,0,0,0,0,0,0)	ARDL (1,0,0,2,2,2,2)
lnva	−۲/۳۳۴ *** (۰/۷۸۴)	۰/۴۶۰ (۰/۶۴۱)	۱/۳۶۴ (۱/۴۱۸)
lnEI	۰/۹۱۲ ** (۰/۴۲۵)	−۱/۵۵۴ * (۰/۸۵۹)	−۰/۶۵۸ (۰/۹۱۳)
lnk	۰/۶۰۷ * (۰/۳۷۷)	−۱/۹۰۹ * (۰/۹۵۲)	−۴/۶۸۴ *** (۱/۰۳۱)
lnHC	۳/۳۴۲ *** (۰/۸۷۷)	۲/۰۶۶ ** (۰/۸۴۴)	−۱/۱۶۸ (۱/۱۱۴)
lnP	۰/۴۲۹ (۰/۲۷۳)	۰/۸۸۸ *** (۰/۲۱۸)	−۰/۶۴۹ * (۰/۳۸۷)
lnTR	−۰/۲۲۸ (۰/۲۷۷)	۱/۱۷۶ *** (۰/۳۵۱)	۱/۴۴۶ *** (۰/۱۶۹)
D_SWIFT	−۰/۱۰۹ (۰/۲۳۸)	۰/۲۴۹ (۰/۲۴۸)	۰/۲۷۷ ** (۰/۱۳۲)
ECM	−۰/۱۷۸ ** (۰/۰۷۶)	−۰/۱۴۶ ** (۰/۰۴۴)	−۰/۵۳۹ *** (۰/۰۹۳)

توضیح: نمادهای *، ** و *** به ترتیب بیانگر سطح معناداری ۱۰٪، ۵٪ و ۱٪ هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد رابطه بلندمدت در جدول (۱۳) برای توسعه مالی بخش‌های اقتصاد ایران نشان می‌دهد که در بلندمدت، تأثیر درآمد سرانه حقیقی بخش کشاورزی (متغیری که افزایش آن رشد اقتصادی تلقی می‌شود) بر توسعه مالی بخش کشاورزی منفی و معنادار است. ضریب این متغیر در بلندمدت برای سایر بخش‌ها مثبت است، هر چند که به لحاظ آماری رابطه معناداری مشاهده نمی‌شود. این نتیجه در راستای مطالعه (عمری و کوهالی، ۲۰۱۳: ۹۱۳) بوده است. شدت انرژی بر توسعه مالی بخش کشاورزی اثر مثبت و معناداری دارد، در حالی که اثر این متغیر بر توسعه مالی بخش‌های صنعت و معدن و خدمات منفی است. اگر چه ضریب بخش خدمات از نظر آماری معنادار نیست. تأثیر موجوی سرمایه بخش‌ها نیز بر توسعه مالی آنها مشابه تأثیر شدت انرژی است. این ضریب برای همه بخش‌ها معنادار شده است و برای بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات به ترتیب مثبت، منفی و منفی برآورد شده است. این نتیجه نزدیک به نتایج مطالعه عمری و کوهالی برای کشورهای کم درآمد و کشورهای با درآمد متوسط است. سرمایه انسانی بر توسعه مالی بخش‌های کشاورزی و صنعت و معدن مثبت و معنادار است. این نتیجه از یافته‌های مطالعه (عمری و کوهالی، ۲۰۱۳: ۹۱۳) حمایت می‌کند. اثر شاخص قیمت نیز همانند سرمایه انسانی بر توسعه مالی بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات به ترتیب مثبت، مثبت و منفی است، در حالی که ضریب مربوطه در بخش کشاورزی معنادار نشده است. نتایج حاصل شده از تأثیر منفی شاخص قیمت بر توسعه مالی در بخش‌های صنعت و معدن و خدمات همسو با مطالعه (سیتاناه و همکاران[1]، ۲۰۱۱: ۲۷) و (بژالاوا[2]، ۲۰۱۴: ۱) حاصل شده است. در نهایت باز بودن تجاری بر توسعه مالی بخش کشاورزی تأثیر منفی داشته است، علی رغم اینکه ضریب این متغیر معنادار نشده است. در مقابل اثر باز بودن تجاری بر توسعه مالی بخش‌های صنعت و معدن و خدمات مثبت و معنادار شده است. این نتیجه همسو با مطالعه (محمدی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۵)، (بژالاوا، ۲۰۱۴: ۴) و (سیتاناه و همکاران، ۲۰۱۱: ۲۶) است. همچنین، علامت ضریب تصحیح خطا (ECM) در هر سه بخش منفی و معنادار است و حکایت از وجود رابطه هم انباشتگی میان متغیرها و تعدیل رابطه کوتاه‌مدت به سمت رابطه بلندمدت در اثر وقوع یک شوک دارد.

پس از تفسیر نتایج این بخش لازم است تا نسبت به درستی نتایج اطمینان حاصل شود. به این ترتیب، در ادامه آزمون‌های تشخیصی شامل آزمون ناهمسانی واریانس

1. Seetanah et al. (2011)
2. Bzhalava (2014)

(BPG)، آزمون خودهمبستگی (LM) و آزمون نرمالیتی (JB) انجام گرفته و نتایج آن در جدول (۱۴) آمده است که بر اساس آنها فرض صفر در هر سه آزمون BPG، LM و JB پذیرفته می‌شود، لذا برآوردهای صورت گرفته از توسعه مالی بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و خدمات با مدل‌های ARDL صحیح هستند. علاوه بر این، آزمون QUSUM حکایت از ثبات ضرایب در برآورد مدل ARDL در هر سه بخش داشته است.

در نهایت با استفاده از برآورد مدل‌های SVAR، واریانس خطای پیش‌بینی رشد توسعه مالی هر یک از بخش‌های کشاورزی، صنعت و معدن و همچنین خدمات در پاسخ به وقوع هر یک از شوک‌های ساختاری پس از ۱، ۵ و ۱۰ دوره اندازه‌گیری می‌شود. نتایج این عملیات در جدول (۱۵) آمده است. یادآور می‌شود که پیش شرط اجرای مدل VAR و SVAR یعنی مانایی همه متغیرهای مدل برقرار است. علاوه بر این، مدل‌های SVAR برآورد شده در هر سه بخش در وقفه بهینه انجام شده و دارای شرایط ایستایی می‌باشند.

جدول ۱۴. آزمون‌های تشخیصی مدل‌های ARDL در برآورد توسعه مالی بخش‌های اقتصاد ایران

آزمون‌های تشخیصی	بخش کشاورزی	بخش صنعت و معدن	بخش خدمات
	ARDL (1,2,1,0,2,0,2)	ARDL (1,0,0,0,0,0,0)	ARDL (1,0,0,2,2,2,2)
آماره BPG	۰/۹۴۶ [۰ /۵۳۱]	۰/۸۹۸ [۰ /۵۲۹]	۱/۳۰۸ [۰ /۲۷۰]
آماره LM	۱/۵۸۶ [۰ /۲۱۹]	۰/۰۶۴ [۰ /۸۰۱]	۱/۵۲۷ [۰ /۲۲۹]
آماره JB	۲/۲۶۲ [۰ /۳۲۲]	۰/۷۸۳ [۰ /۶۷۵]	۰/۱۸۹ [۰ /۹۰۹]

توضیح: اعداد داخل [ ] در هر آزمون بیانگر مقایسه سطح احتمالی خطای آزمون با سطح معناداری ۰/۰۵ است. نمادهای BPG، LM و JB به ترتیب معرف آزمون‌های ناهمسانی واریانس بروش – پاگان و گادفری، آزمون خودهمبستگی بروش – گادفری و آزمون نرمالیتی جارکو – برا هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۵. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشدتوسعه مالی بخش‌های اقتصاد در پاسخ به وقوع شوک‌های ساختاری از طرف متغیرها (رشد باز بودن تجاری، رشد توسعه مالی، رشد شدت انرژی و رشد سرمایه سرانه، رشد محصول) در مدل SVAR

دوره	D(lnFD)	D(lnva)	D(lnk)	D(lnHC)	D(lnTR)	D(lnEI)	D(lnP)
بخش کشاورزی							
۱	۴۹/۵۹۱	۱/۹۰۵	۲/۹۶۱	۹/۱۷۰	۲۷/۴۸۱	۸/۲۳۴	۰/۰۶۵
۵	۳۷/۶۰۳	۱/۴۷۹	۴/۵۶۳	۲۲/۶۱۹	۲۰/۶۵۹	۱۱/۴۱۱	۱/۶۶۲
۱۰	۳۷/۴۵۴	۱/۴۹۰	۴/۵۴۵	۲۲/۶۹۲	۲۰/۵۸۱	۱۱/۳۸۵	۱/۸۴۸
بخش صنعت و معدن							
۱	۶۶/۱۶۳	۰/۳۸۶	۰/۶۹۸	۰/۹۰۶	۷/۹۰۹	۲۳/۷۰۲	۰/۲۳۳
۵	۳۹/۶۴۱	۵/۹۱۴	۲/۷۴۹	۴/۰۲۷	۲۳/۳۵۶	۲۲/۵۲۹	۱/۷۸۲
۱۰	۳۹/۵۳۵	۵/۹۵۵	۲/۷۵۷	۴/۰۵۸	۲۳/۲۸۲	۲۲/۴۳۸	۱/۹۷۱
بخش خدمات							
۱	۵۳/۴۸۰	۱۷/۰۶۶	۲/۷۲۷	۰/۲۹۰	۱۱/۵۶۹	۲/۰۴۳	۱۲/۸۲۱
۵	۴۷/۶۶۱	۱۴/۴۵۳	۳/۱۶۵	۲/۶۸۱	۱۶/۶۵۰	۲/۶۶۷	۱۲/۷۱۹
۱۰	۴۷/۵۶۴	۱۴/۴۲۱	۳/۱۵۹	۲/۸۶۳	۱۶/۶۰۵	۲/۶۸۸	۱۲/۶۹۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی رشد توسعه مالی بخش‌های اقتصاد ایران نشان می‌دهد که در بخش کشاورزی، شوک وارد شده از رشد باز بودن تجاری و رشد سرمایه انسانی بیشترین سهم را در نوسان رشد توسعه مالی این بخش ایجاد می‌کنند. رشد شدت انرژی پس از این دو متغیر سهم قابل توجهی از نوسانات توسعه مالی بخش کشاورزی داشته است. در بخش صنعت، شوک وارد شده به رشد شدت انرژی بیشترین سهم را در نوسانات رشد توسعه مالی این بخش در کوتاه‌مدت ایجاد می‌کند. در حالی که در بلندمدت سهم رشد باز بودن تجاری در نوسانات رشد توسعه مالی بیشتر از سایر متغیرها است. رشد درآمد سرانه این بخش (رشد نسبت ارزش افزوده به تعداد شاغلین) سهم بیشتری از بقیه متغیرها در نوسانات رشد توسعه مالی بخش صنعت و معدن داشته است. در بخش خدمات و در کوتاه‌مدت بیشترین نوسان در رشد توسعه مالی به واسطه شوک وارد شده به رشد اقتصادی است، جایی که رشد اقتصادی بخش خدمات ۱۷ درصد از نوسانات رشد توسعه مالی این بخش را توضیح می دهد. پس از آن رشد سطح قیمت‌ها. رشد باز بودن تجاری سهم قابل توجهی از این نوسانات داشته‌اند. در بلندمدت به ترتیب رشد باز بودن تجاری، رشد اقتصادی و رشد شاخص قیمت بیشترین سهم را در نوسانات رشد توسعه مالی داشته‌اند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق یک اقتصاد تولیدی در نظر گرفته شد که در آن محصول با تکنولوژی ثابت نسبت به مقیاس تولید به میزان سرمایه و نیروی کار و همچنین تولید دانش وابسته است. تولید دانش توسط هر یک از فرایندهای ساختاری شدت انرژی (کارایی انرژی)، توسعه مالی (اعطای اعتبار) و تجارت (انتقال دانش) خلق می‌شود. از طرفی رشد محصول افزایش درآمد در این اقتصاد را به همراه دارد که از طرفی تقاضا برای همه محصولات از جمله انرژی را افزایش می‌دهد و از طرف دیگر هم به واسطه افزایش پس‌انداز بر توسعه مالی مؤثر است و همچنین به دلیل سرریزهای تولید، تجارت کشور را متأثر می‌کند. بخشی از این رشد به واسطه تحریک هر یک از متغیرهای شدت انرژی، توسعه مالی و تجارت از طریق تولید دانش و در یک مکانیسم بازخوردی مثبت به اقتصاد بر می‌گردد. علاوه بر این از آنجا که تغییر در شدت انرژی (نسبت مصرف انرژی به محصول) به معنی تغییر در نسبت هزینه به درآمد کارگزاران اقتصادی است بر توسعه مالی مؤثر است و از طرفی به دنبال فرایندهای مالی در رابطه با افزایش تقاضای کالاها و نهاده‌های واسطه‌ای تحت تأثیر توسعه مالی قرار خواهد گرفت.

نتایج رابطه بلندمدت مدل ARDL نشان داد که تأثیر شدت انرژی بر رشد اقتصادی بخش‌های صنعت و معدن و خدمات منفی و معنادار و در بخش کشاورزی مثبت و معنادار است. اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی بخش‌های کشاورزی و صنعت و معدن مثبت و معنادار است، در حالی که علی رغم تأثیر مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی در بخش خدمات، ضریب این متغیر به لحاظ آماری معنادار نیست. همچنین، بر اساس نتایج تجزیه واریانس در مدل SVAR رشد شدت انرژی و توسعه مالی سهم زیادی از نوسانات رشد اقتصادی بخش‌های مختلف اقتصاد ایران داشته‌اند. به طور مشابه، رشد اقتصادی و توسعه مالی نیز سهم قابل توجهی از نوسانات شدت انرژی بخش‌ها داشته‌اند. در نهایت، شدت انرژی بیشترین سهم را از نوسانات توسعه مالی در بخش صنعت داشته است، در حالی که سهم رشد اقتصادی از نوسانات توسعه مالی در بخش خدمات نیز قابل توجه است.

در راستای نتایج تحقیق پیشنهادهای زیر برای سیاست‌گذاران ارائه می‌شود:

۱- با توجه به اثر مثبت و معنادار موجودی سرمایه (سرانه)، توسعه مالی و شدت انرژی بر افزایش درآمد سرانه حقیقی (رشد اقتصادی) بخش کشاورزی و با در نظر گرفتن توان مالی پائین تولیدکنندگان این بخش، پیشنهاد به افزایش حجم اعتبارات ارزان قیمت به این بخش در راستای سرمایه‌گذاری بر خرید ماشین آلات و تکنولوژی‌های کشاورزی می‌شود.

۲- با توجه به اثر مثبت و معنادار موجودی سرمایه (سرانه)، توسعه مالی بر درآمد سرانه حقیقی (رشد اقتصادی) بخش صنعت و معدن و خدمات و همچنین اثر منفی شدت انرژی این بخش‌ها بر درآمد سرانه، پیشنهاد به افزایش حجم اعتبارات به این بخش‌ها در راستای سرمایه گذاری بر خرید ماشین آلات و تکنولوژی‌های مدرن و انرژی اندوز و بازسازی تکنولوژی‌های کم مصرف می‌شود. در طول دوره تحت بررسی بخش زیادی از صنایع کشور از تکنولوژی‌های قدیمی و با مصرف بالای انرژی بهره می‌برند که موجب افزایش شدت انرژی می‌شوند.

۳- نظر به اینکه اثر سرمایه انسانی بر توسعه مالی بخش‌های کشاورزی دارای تأثیر مثبت و معنادار بر توسعه مالی این بخش‌ها است، لذا پیشنهاد به انجام فرایندهایی می‌شود که در

آن، افزایش تعداد شاغلین با تحصیلات دانشگاهی در بخش کشاورزی افزایش یابد.

۴- با توجه به تأثیر مثبت و معنادار باز بودن تجاری بر توسعه مالی بخش‌های صنعت و معدن و خدمات پیشنهاد به کاهش تعرفه‌ها و مشوق‌های صادراتی در این بخش‌ها می‌گردد.

منابع

آهنگری، عبدالمجید و کامران‌پور، سعیده (۱۳۹۵). "تأثیر توسعه مالی و ارزش افزوده بر مصرف انرژی در بخش‌های صنعت و کشاورزی ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال پنجم، شماره ۱۹، ۲۸۶-۲۶۹.

ابراهیمی، محسن و آل مراد جبدرقی، محمود (۱۳۹۱). "توسعه بازارهای مالی و مصرف انرژی در کشورهای گروه D8". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیستم، شماره ۶۱، ۱۷۴-۱۵۹.

ابویی مهریزی، عطیه؛ فریدزاد، علی و بالونژاد، روزبه (۱۳۹۷). "سنجش آثار توزیعی ناشی از افزایش قیمت حامل‌های انرژی در ایران: مقایسه مدل‌های قیمتی داده-ستانده". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۰، ۱۸۷-۱۶۷.

اسدی، علی و اسماعیلی، سیدمیثم (۱۳۹۲). "بررسی وجود رابطه پویا میان مصرف انرژی و توسعه مالی در ایران". *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، سال یکم، شماره ۳، ۳۸-۱۷.

اقبالی، علیرضا؛ گسکری، ریحانه؛ مرادی، مهدیس و پرهیزی، هادی (۱۳۹۴). "بررسی شدت انرژی در کشورهای نفتی و غیرنفتی". *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۱۱۰، ۲۰-۱.

اکبریان، رضا و حیدری پور، سیدمحسن (۱۳۸۸). "بررسی تأثیر توسعه بازار مالی بر رشد اقتصاد در ایران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۴۵". *پژوهشنامه اقتصادی*، سال نهم، شماره ۳، ۶۳-۴۳.

حسینی، سیدمهدی؛ اشرفی، یکتا و صیامی عراقی، ابراهیم (۱۳۹۰). "بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران با معرفی متغیرهای جدید". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره نوزدهم، شماره ۶۰، ۳۴-۱۹.

حمیدی، آرزو؛ نوفرستی، محمد و ورهرامی، ویدا (۱۳۹۶). "بررسی رابطه میان توسعه مالی و مصرف انرژی در کشورهای منتخب نفتی با استفاده از مدل پنل پویا". *پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی*، دوره بیست و چهارم، شماره ۱۳، ۱۷۴-۱۵۰.

خورسندی، مرتضی؛ محمدی، تیمور؛ خزایی، محمدمهدی و بهروز، عارف (۱۳۹۴). "بررسی اثر توسعه مالی بر مصرف انرژی با روش گشتاورهای تعمیم یافته (منتخبی از کشورهای در حال توسعه نفتی و غیرنفتی)". *فصلنامه اقتصاد مالی و توسعه*، سال نهم، شماره ۳۳، ۳۴-۱۵.

دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۶). "تحلیل تأثیر توسعه مالی بر تمرکز فعالیت‌های صنعتی و رشد اقتصادی در ایران: رویکرد داده‌های تابلویی پویای فضایی". *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال هفتم، شماره ۲۷، ۹۴-۸۱.

دیلمی‌نژاد، رضا و استاد، حسین رضا (۱۳۸۹). "بررسی رابطه بین مصرف انرژی و ارزش افزوده بخش‌های منتخب اقتصادی ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال هجدهم، شماره ۵۵، ۱۴۰-۱۲۵.

سلیمی‌فر، مصطفی؛ حق‌نژاد، امین و رحیمی، محسن (۱۳۸۹). "بررسی تأثیر عوامل تولید بر شدت مصرف انرژی در ایران: یک تجزیه و تحلیل مبتنی بر تابع کاب-داگلاس". *مجله دانش و توسعه*، سال هفدهم، شماره ۳۴، ۲۰-۱.

سیف، اله مراد (۱۳۸۷). "شدت انرژی: عوامل تأثیرگذار و تخمین یک تابع پیشنهادی". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال پنجم، شماره ۱۸، ۲۰۱-۱۷۷.

عصاری، عباس؛ ناصری، علیرضا و آقایی خوندابی، مجید (۱۳۸۷). "توسعه مالی و رشد اقتصادی: مقایسه کشورهای نفتی عضو اوپک و غیرنفتی در حال توسعه، با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)". *مجله تحقیقات اقتصادی*. شماره ۸۲، ۱۶۱-۱۴۱.

فرازمند، حسن؛ کامران‌پور، سعیده و قربان نژاد، مجتبی (۱۳۹۴). "ارتباط بین توسعه مالی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی در ایران؛ رویکرد آزمون باند و علّیت تودا و یاماموتو". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره دهم، شماره ۱، ۵۸-۳۳.

فشاری، مجید (۱۳۹۷). "بررسی تأثیر نظام های بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر جریان سرمایه گذاری مستقیم خارجی ایران (رهیافت غیرخطی الگوی چرخشی مارکوف)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۱، ۱۵۰-۱۳۵.

فطرس، محمدحسن؛ آقازاده، اکبر و جبرائیلی، سودا (۱۳۹۰). "تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر مقایسه تطبیقی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه و غیرعضو (شامل ایران)". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال نوزدهم، شماره ۶۰، ۹۸-۸۱.

قائد، ابراهیم؛ دهقانی، علی و فتاحی، محمد (۱۳۹۸). "بررسی تأثیر انواع انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۵، ۱۴۸-۱۳۷.

گلی، زینت و اشرفی، یکتا (۱۳۸۹). "بررسی شدت انرژی کشور و تجزیه آن با استفاده از شاخص ایده‌آل فیشر در ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال هجدهم، شماره ۵۴، ۵۴-۳۵.

محمدزاده، پرویز؛ بهبودی، داوود و ابراهیمی، سعید (۱۳۹۲). "رابطه میان مصرف انرژی و توسعه مالی در ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره دهم، شماره ۳۹، ۱۰۴-۷۷.

محمدی، حسین؛ اعلایی، محمدمهدی و اصغرنژاد، الهام (۱۳۹۳). "بررسی عوامل مؤثر بر توسعه مالی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی". *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، دوره دوم، شماره ۶، ۳۷-۲۵.

مرتضوی، سیدابوالقاسم؛ الهی، مهدی و اسعدی، محمدعلی (۱۳۹۷). "تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصاد ایران". *فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره پنجم، شماره ۳، ۲۰-۱.

مهرآرا، محسن و زارعی، مسعود (۱۳۹۰). "اثرات غیرخطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی مبتنی بر رویکرد حد آستانه‌ای". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۵، ۴۳-۱۱.

هراتی، جواد؛ زمانیان، غلامرضا و تقی زاده، حجت (۱۳۹۶). "رابطه بین توسعه مالی و مصرف انرژی: مقایسه بین کشورهای در حال توسعه و پیشرفته". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره بیست و دوم، شماره ۷۳، ۲۳۶-۱۹۷.

Ayres, R. U. & Warr, B. (2002). "Useful Work and Information as Drivers of Economic Growth". *Ecological Economics*, 73, 93-102.

Bernanke, B. (1986). "Alternative Explorations of the Money-Income Correlation". *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 25, 49-99.

Berndt, E. R. & Wood, O. (1975). "Technology, Prices and the Derived Demand for Energy". *Review of Economics and Statistics*, 57, 250-268.

Blanchard, O. J. & Quah, d. (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances". *American Economic Review*, 79(4), 655-673.

Bzhalava, E. (2014). "Determinants of Financial Development". Master Thesis, *Charles University in Prague*. 1-77.

Calderon, C. & Liu, L. (2003). "The Direction of Causality Between Financial Development and Economic Growth". *Journal of Development Economics*, 72(1), 321-334.

Chang, S. C. (2015). "Effects of Financial Developments and Income on Energy Consumption". *International Review of Economics and Finance*, 35, 28-44.

Christopoulos, D. K. & Tsionas, E. G. (2004). "Financial Development and Economic Growth: Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests". *Journal of Development Economics*, 73(4), 55–74.

Cleveland, C., Kaufman, R. K. & Stern, D. I. (2000). "Aggregation and the Role of Energy in the Economy". *Ecological Economics*, 32(2), 301-317.

Deichmann, U., Reuter, A., Vollmer, S. & Zhang, F. (2018). "Relationship between Energy Intensity and Economic Growth: New Evidence from a Multi-Country Multi-Sector Data Set". *The World Bank*.

Eren, B. M., Taspinar, N. & Gokmenoglu, K. K. (2019). "The Impact of Financial Development and Economic Growth on Renewable Energy Consumption: Empirical Analysis of India". *Science of the Total Environment*, *663*, 189-197.

Foon Tang, C. (2009). "Electricity Consumption, Income, Foreign Direct Investment, and population in Malaysia: New Evidence from multivariate Framework Analysis". *Journal of Economic Studies,* 36(4), 371-382.

Fung, H. K. (2009). "Financial Development and Economic Growth: Convergence or Divergence?". *Journal of International Money and Finance,* 28(1), 56–78.

Galli, R. (1999). "The Relationship between Energy Intensity and Income Levels: Forecasting Long Term Energy Demand in Asia Emerging Countries". *The Energy Journal,* 19(4), 85-105.

Gries, T. & Redlin, M. (2012). "Trade Openness and Economic Growth: A Panel Causality Analysis". *In International conferences of RCIE, KIET, and APEA.*

Hassan, M. K., Sanchez, B. & Yu, J. S. (2011). "Financial Development and Economic Growth: New Evidence from Panel Data". *The Quarterly Review of Economics and finance*, 51(1), 88-104.

Kakar, Z. K., Khilji, B. A. & Khan, M. J. (2011). "Financial Development and Energy Consumption: Empirical Evidence from Pakistan". *International Journal of Trade, Economics and Finance,* 2(6), 469-471.

Kilian, L. (1998). "Small-Sample Confidence Intervals for Impulse-Response Functions". *The Review of Economics and Statistics*, 80(2), 218-230.

King, R. G. & Levine, R. (1993). "Finance, Entrepreneurship and Growth". *Journal of Monetary Economics*, 32, 1-30.

Kummel, R., Julian, H. & Lindenberger, D. (2002). "Capital, Labor, Energy and Creativity: Modelling Innovation Diffusion". *Structural Change and Economic Dynamics,* 13(3), 415-433.

Lean, H. H. & Smyth, R. (2010). "On the Dynamics of Aggregate Output, Electricity Consumption and Exports in Malaysia: Evidence from Multivariate Granger Causality Tests". *Applied Energy,* 87, 1963-1971.

Lee, J. W. (2013). "The Contribution of Foreign Direct Investment to Clean Energy Use, Carbon Emissions and Economic Growth". *Energy Policy,* 55, 483-489.

Liang, Q. & Teng, J. Z. (2006). "Financial Development and Economic Growth: Evidence from China". *China Economic Review,* 17, 395-411.

Mehrara, M. & Musai, M. (2012). "Energy Consumption, Financial Development and Economic Growth: An ARDL Approach for the Case of Iran". *International Journal of Business and Behavioral Sciences,* 2(6), 92-99.

Metcalf, G. (2008). "An Empirical Analysis of Energy Intensity and its Determinants at the State Level". *The Energy Journal,* 29(3), 1-26.

Mielnik, O. & Goldemberg, J. (2002). "Foreign Direct Investment and Decoupling Between Energy and Gross Domestic Product in Developing Countries". *Energy Policy,* 30(2), 87-89.

Mudakkar, S. R., Zaman, K., Shakir, H., Arif, M., Naseem, I. & Naz, L. (2013). "Determinants of Energy Consumption Function in SAARC Countries: Balancing the odds". *Renewable and Sustainable Energy Reviews,* 28, 566-574.

Omri, A. & Kahouli, B. (2013). "Causal Relationships Between Energy Consumption, Foreign Direct Investment and Economic Growth: Fresh Evidence from Dynamic Simultaneous-Equations Models". *Energy Policy,* 67, 913-922.

Ouyang, Y. & Li, P. (2018). "On the Nexus of Financial Development, Economic Growth, and Energy Consumption in China: New Perspective from a GMM Panel VAR Approach". *Energy Economics*, *71*, 238-252.

Pagano, M. (1993). "Financial Markets and Growth: An Overview". *European Economic Review,* 37(23), 613-622.

Pan, X., Uddin, M. K., Han, C. & Pan, X. (2019). "Dynamics of Financial

Development, Trade Openness, Technological Innovation and Energy Intensity: Evidence from Bangladesh". *Energy*, *171*, 456-464.

Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics,* 16(3), 289-326.

Phoumin, H. & Kimura, F. (2014). "Trade-off Relationship between Energy Intensity—Thus Energy Demand—and Income Level: Empirical Evidence and Policy Implications for ASEAN and East Asia Countries". *ERIA Discussion Paper Series,* 2014-15.

Sadorsky, P. (2010). "The Impact of Financial Development on Energy Consumption in Emerging Economies". *Energy Policy,* 38(5), 2528–2535.

Sadorsky, P. (2011). "Financial Development and Energy Consumption in Central and Eastern European Frontier Economies". *Energy Policy,* 39(2), 999-1006.

Sadrosky, P. (2009). "Renewable Energy Consumption and Income in Emerging Economics". *Energy Policy,* 37, 4021-4928.

Seetanah, B., Padachi, K., Hosany, J. & Seetanah, B. (2011). "Determinants of Financial Development: The Case of Mauritius". In *Finance and Corporate Governance Conference*. 1-34.

Shahbaz, M. & Lean, H. H. (2012). "Does Financial Development Increase Energy Consumption? The Role of Industrialization and Urbanization in Tunisia". *Energy Policy*, 40, 473-479.

Shahbaz, M., Khan, S. & Tahir, M. I. (2013). "The Dynamic Links between Energy Consumption, Economic Growth, Financial Development and Trade in China: Fresh Evidence from Multivariate Framework Analysis". *Energy Economics,* 40, 8-21.

Shahbaz, M., Van Hoang, T. H., Mahalik, M. K. & Roubaud, D. (2017). "Energy Consumption, Financial Development and Economic Growth in India: New Evidence from a Nonlinear and Asymmetric Analysis". *Energy Economics*, *63*, 199-212.

Siddique, H. M. A. & Majeed, M. T. (2015). "Energy Consumption, Economic Growth, Trade and Financial Development Nexus in South Asia". *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 9(2), 658-682.

Tang, C. F. & Tan, E. C. (2013). "Exploring the Nexus of Electricity Consumption, Economic Growth, Energy Prices and Technology Innovation in Malaysia". *Applied Energy,* 104, 297-305.

Zainal Abidin, I. S., Haseeb, M., Azam, M. & Islam, R. (2015). "Foreign Direct Investment, Financial Development, International Trade and Energy Consumption: Panel Data Evidence from Selected ASEAN Countries". *International Journal of Energy Economics and Policy,* 5(3), 841-848.

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 40, September 2020 (77-92)

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره چهل، پاییز ۱۳۹۹ (۹۲-۷۷)

تأثیر تکانه‌های نرخ ارز بر روی آزمون برابری قدرت خرید: با استفاده از رهیافت NARDL

عباسعلی رضائی[۱]، *علی رئیس‌پور[۲]، محسن زاینده رودی[۳]، سید عبدالمجید جلائی[۴]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمان، ایران
۲. استادیار و عضو هیئت علمی گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمان
۳. استادیار و عضو هیئت علمی گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمان
۴. دکتری اقتصاد، عضو هیئت علمی بخش اقتصاد دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران

(**دریافت:** ۱۳۹۸/۶/۱۱ **پذیرش:** ۱۳۹۸/۷/۶)

Influence of Exchange Rate Shocks on Purchasing Power Parity Test: Using the NARDL Approach

Abbas Ali Rezaei[1], *Ali Raeispour[2], Mohsen Zayandehroodi[3], Seyyed Abdolmajid Jalaee[4]
1. Ph.D. Student, International Economics, Kerman Branch, Islamic Azad University, Kerman, Iran
2. Assistant Professor, Department of Economics, Kerman branch, Islamic Azad University, Kerman, Iran
3. Assistant Professor, Department of Economics, Kerman branch, Islamic Azad University, Kerman, Iran
4. Professor, Department of Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran
(**Received:** 2/Sep/2019 **Accepted:** 28/Sep/2019)

چکیده:

برابری قدرت خرید همچنان موضوع مهم و مورد توجه محققان در مباحث اقتصاد بین‌الملل است. اهمیت اعتبار این نظریه نه تنها به دلیل مطالعات تجربی بلکه به خاطر اهمیت آن برای سیاست‌گذاران است. نظریه PPP بیانگر این است که به دلیل وجود آربیتراژ در بازار بین‌المللی کالاها، انتظار بر آن است که نرخ ارز حقیقی در بلندمدت به سطح تعادلی و ثابت خود برگردد. با توجه به بررسی‌ها و مطالعات انجام شده در نهایت محققان به این نتیجه رسیدند که یکی از مباحث مطرح در اقتصاد کلان که مباحث سیاسی زیادی را به خود ربط داده است، نرخ ارز می‌باشد که نرخ ارز حقیقی رفتاری غیرخطی از خود نشان می‌دهد.

با توجه به اهمیت موضوع در این تحقیق بر آن شدیم به بررسی سنجش نامتقارن آزمون برابری قدرت خرید با استفاده از مدل غیرخطی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی بپردازیم. در این چارچوب برابری قدرت خرید ایران با کشورهای ژاپن، نروژ، عربستان سعودی، انگلیس و امریکا در دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۶ بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های قیمتی در بلندمدت اثر نامتقارنی بر برابری قدرت خرید در کشورهای ژاپن، عربستان و آمریکا دارند؛ در حالی‌که در کشورهای نروژ و انگلستان متقارن است. علاوه بر این در کوتاه‌مدت، شوک‌های قیمتی در ژاپن و عربستان اثر نامتقارنی بر برابری قدرت خرید خواهند گذاشت؛ در حالی‌که اثر شوک‌های قیمتی در نروژ، انگلستان و آمریکا بر برابری قدرت خرید در کوتاه‌مدت رد می‌شود.

واژه‌های کلیدی: آزمون برابری قدرت خرید، مدل غیرخطی (NARDL)، نرخ ارز.
طبقه‌بندی JEL: C11، C22، F31.

Abstract:

Purchasing power parity remains an important issue for scholars in the international Economics. The validity of this theory is important not only for empirical studies but also for policy makers. The PPP theory express that due to arbitrage in the international commodity market, the real exchange rate is expected to return to its equilibrium level in the long run. Finally, the researchers concluded that one of the major macroeconomic issues that has been linked to many political debates is the exchange rate, which is a non-linear real exchange rate behavior.

Given the importance of the subject in this study, we decided to investigate the asymmetric measurement of purchasing power parity test using nonlinear auto regressive distributed lag model. In this context, Iran's purchasing power parity with Japan, Norway, Saudi Arabia, Britain and the United States was examined during the period from 1981 to 2017. The results show that in the long run, price shocks have an asymmetric effect on purchasing power parity in Japan, Saudi Arabia, and the United States, while they are symmetric in Norway and the United Kingdom. Moreover, in the short run, price shocks in Japan and Saudi Arabia will have an asymmetric effect on purchasing power parity, while the effect of price shocks in Norway, England and the US on purchasing power parity will be rejected in the short run.

Keywords: Purchasing Power Parity Test, Non-Linear Model (NARDL), Exchange Rate.
JEL: C11, C22, F31.

* **نویسنده مسئول:** علی رئیس‌پور (این مقاله مستخرج از رساله دکتری آقای عباسعلی رضائی با عنوان "تحلیل تئوری برابری خرید و برآورد رفتار نرخ ارز حقیقی در چارچوب مدل‌های غیر خطی" به راهنمایی دکتر علی رئیس‌پور در دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمان می‌باشد)
*Corresponding Author: Ali Raeispour E-mail: mailboxali@gmail.com

۱- مقدمه

نرخ ارز یکی از مباحث مطرح در اقتصاد بین‌الملل است که مباحث سیاسی زیادی را نیز در طی قرن‌ها دامن زده است (ایکه و اوهیامبو[1]، ۲۰۱۷: ۹۱). در حالت کلی اعتقاد بر این است که عدم مدیریت نرخ ارز می‌تواند اثرات شگرفی بر اقتصاد هر کشور داشته باشد (راعی و همکاران، ۱۳۹۷: ۳۳). یکی از مهم‌ترین و متداول‌ترین سؤالاتی که در مورد نرخ ارز وجود دارد این است که چگونه باید آن را تعدیل کرد و اینکه آیا تعدیل آن به سیاست‌های اتخاذی برای نرخ ارز بستگی دارد یا خیر (تیلور و تیلور[2]، ۲۰۰۴: ۱۳۶). براساس مطالعه تیلور و تیلور (۲۰۰۴) مکانیسم تعدیل نرخ ارز در کشورهایی که به دنبال رژیم‌های ثابت نرخ ارز هستند، بسیار مهم است (فشاری، ۱۳۹۷: ۱۳۸). چنین کشورهایی باید از نرخ ارز بلندمدت خود مطلع باشند. به همین ترتیب کشورهایی که به دنبال رژیم‌های نسبتاً شناور نرخ ارز هستند، نیز نیاز به درک سطح تغییرات در نرخ ارز اسمی و واقعی انتظاری خود دارند[3].

براساس دیدگاه این دسته از محققان نرخ‌های ارز به سمت یک سطح تعیین شده از طریق برابری قدرت خرید (PPP)[4] قابل تعدیل هستند. این نظریه به اقتصاددانان و سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا سطح تعادلی کلان و بین‌المللی خود را تعیین کنند (تیلور و تیلور، ۲۰۰۴: ۱۳۶). براین اساس اینکه تعدیل نرخ ارز به سمت یک تعادل خاص از طریق نظریه PPP تعیین می‌شود یا خیر؛ بدون شک از مباحث اساسی و ضروری است که باید در مطالعات تجربی مورد بررسی قرار گیرد.

مفهوم PPP اولین بار توسط کاسل[5] در مورد برقراری قانون قیمت واحد (LOOP)[6] حداقل در بلندمدت مطرح شد. ایده اولیه و مهم این نظریه این است که در غیاب هزینه‌های معامله و موانع تجاری، سبدهای یکسان از کالاها یا خدمات را باید به قیمت مشابه معامله کرد. بنابراین نرخ ارز حقیقی بین دو کشور چیزی جز سطح نسبی قیمت‌های آنها نخواهد بود (کاسل، ۱۹۱۸: ۴۱۴). با توجه به اهمیت این نظریه مطالعات متعددی سعی نموده‌اند تا اعتبار این نظریه را آزمون کنند که یافته‌های آنها عمدتاً متفاوت از یکدیگر است. براین اساس باور غالب این است که نظریه برابری قدرت خرید بیشتر پدیده‌ای بلندمدت است تا کوتاه‌مدت. به عنوان مثال روگوف[7] (۱۹۹۶) چنین بیان می‌کند که: «گرچه تعداد اندکی از محققان نظریه برابری قدرت خرید را به عنوان رابطه‌ای کوتاه‌مدت در نظر گرفته‌اند اما غالب محققان آن را به عنوان لنگری برای نرخ ارز بلندمدت در نظر گرفته‌اند». اعتبار نظریه PPP برای بررسی کارایی سیاست کاهش ارزش پول از اهمیت بالایی برخوردار است (کاپورال و جیل-آلانا[8]، ۲۰۱۵: ۱۶۱). علاوه بر این نظریه PPP پیامدهای قابل توجهی در مبادلات بین‌المللی و روابط تجاری دارد. اگر این نظریه برای تعدادی از کشورها برقرار باشد، بدین معنی است که به‌طور بالقوه از آربیتراژ کالاهای معامله شده با شرکای تجاری خود سودی نخواهند برد.

علاوه بر نکات مذکور، اعتبار PPP اثرات مهمی بر کارایی بازار نرخ ارز برجا می‌گذارد. طبق تعریف، بازار ارز در صورتی کارا خواهد بود که نرخ‌های ارز منعکس کننده اطلاعات در دسترس بازار باشند (آل-خزعلی و همکاران[9]، ۲۰۱۲: ۲۲۷؛ کاتوسیمی و همکاران[10]، ۲۰۱۵: ۱۸۰). این بدان معنی است که معامله‌گران به صورت سیستماتیک قادر به پیش‌بینی نرخ‌های ارز نخواهند بود. از این‌رو اعتبار این نظریه به‌طور مستقیم با کارایی بازار ارز خارجی مرتبط است. وقتی PPP برقرار باشد بدین معنی است که سرمایه‌گذاران به‌طور سیستماتیک نمی‌توانند از تفاوت نرخ‌های ارز برای ایجاد سودهای کلان

1. Iyke & Odhiambo (2017)
2. Taylor & Taylor (2004)
۳. فرمول محاسبه نرخ ارز حقیقی $RER=(P^*e)/P$ است که در آن P^* بیانگر سطح عمومی قیمت‌های خارجی، P سطح عمومی قیمت‌های داخلی و e بیانگر نرخ ارز اسمی است. افزایش P^* (یا کاهش P) به معنی گران‌شدن کالای خارجی (ارزان شدن کالای داخلی) و در نتیجه منجر به افزایش صادرات (یا کاهش واردات) می‌شود. با لگاریتم‌گیری و سپس دیفرانسیل‌گیری از آن می‌توان به رابطه
$(RER'/RER) = (P^{*'}/P^*) + (e^{*'}/e)-(P'/P)$ رسید. رابطه فوق بیان می‌کند که برای ثابت بودن نرخ ارز حقیقی باید نرخ ارزاسمی را به اندازه تفاوت نرخ داخلی تورم داخلی و تورم خارجی تغییر داد. با توجه به رابطه به دست آمده، می‌توان انتظار داشت که نرخ ارز حقیقی روند نزولی هنگامی که نرخ اسمی ارز ثابت (به دلیل وفور درآمد نفتی) است، داشته باشد چرا که شکاف تورم داخلی و خارجی قابل توجه است. هنگامی که نرخ اسمی ارز ثابت به دلیل کاهش درآمدهای نفتی جهش پیدا می‌کند، نرخ ارز حقیقی نیز به میزان شکاف تورم داخلی و خارجی تعدیل نشده، جهش پیدا می‌کند.
4. Purchasing Power Parity
5.Cassel (1918)
6. Law of One Price
7. Rogoff (1996)
8. Caporale & Gil-Alana (2015)
9. Al-Khazali et al. (2012)
10. Katusiime et al. (2015)

بهره ببرند (تیلور و تیلور، ۲۰۰۴: ۱۴۷). نظریه PPP و بازارهای ارز خارجی کارآمد ارتباط مستقیمی با بخش خصوصی خصوصاً در مدیریت ریسک و پیش‌بینی تصمیم‌ها و با بخش عمومی خصوصاً در مورد مداخله در تغییرات نرخ ارز دارا می‌باشد. از منظر بخش عمومی نیز تورم عاملی اثرگذار و مهم بر میزان مداخلات برای تغییر نرخ ارز، تلقی می‌شود. لوتیان[1] (۲۰۱۶: ۱۲) بیان می‌کند که نظریه برابری قدرت خرید تنها کاربردی از قانون قیمت واحد نیست بلکه نمایشی از رفتار تعادلی سطح قیمت‌ها و نرخ‌های ارز (و نرخ تغییر آنها) است. از این منظر می‌توان گفت که شوک‌های تورمی قادر به اثرگذاری بر این نظریه است که صحت یا عدم صحت آن نیاز به بررسی بیشتر دارد. از سوی دیگر این ارتباط لزوماً خطی نبوده و می‌تواند از روندی غیرخطی تبعیت کند که این خود، در صورت عدم مدنظر قرار دادن در تخمین، می‌تواند منجر به گمراه شدن محقق و سیاست‌گذار نسبت به نظریه برابری قدرت خرید شود. از طرفی بررسی مطالعات داخلی نشان می‌دهد که نظریه برابری قدرت خرید تنها در مطالعات انگشت‌شماری بررسی شده است که در بین آنها تنها مطالعه پدرام و دهنوی (۱۳۹۲: ۱۵۱) به بررسی این موضوع به صورت غیرخطی با استفاده از آزمون خودرگرسیون آستانه‌ای اقدام کرده‌اند. از این جهت تفاوت مطالعه حاضر با این مطالعه در این است که آزمون برابری قدرت خرید با استفاده از مدل غیرخطی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی بررسی می‌شود؛ در چارچوب این روش امکان بررسی شوک‌های مثبت و منفی نرخ ارز فراهم می‌شود. در ادامه مطالعه به صورت زیر دنبال می‌شود: در بخش دوم ادبیات موضوع در دو قسمت مبانی نظری و پیشینه تحقیق ارائه شده است. سپس در بخش سوم روش تحقیق آورده شده است. بخش چهارم این مطالعه نیز به یافته‌های تحقیق اختصاص یافته است. در نهایت در بخش پایانی نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی آورده شده است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

برابری قدرت خرید همچنان موضوعی مورد توجه محققان در مباحث اقتصاد بین‌الملل است. اهمیت اعتبار این نظریه نه تنها به دلیل مطالعات تجربی بلکه به خاطر اهمیت آن برای سیاست‌گذاران است. براساس شرط برابری، نظریه PPP نرخ ارز تعادلی را به قیمت‌های داخلی و خارجی مرتبط می‌کند اما جهت علّیت را بیان نمی‌کند. جهت علّیت رابطه بین نرخ ارز تعادلی و قیمت‌های داخلی و خارجی را تعیین خواهد کرد. به عنوان مثال دیدگاه پولی PPP بیانگر این است که اختلالات پولی ناشی از سطح قیمت‌ها به نرخ‌های ارز منتقل خواهد شد (زو[2]، ۲۰۰۳: ۱۰۸). پیپنگر[3] (۱۹۹۵: ۲۵۸) برای بررسی علّیت نرخ ارز سوئیس- فرانسه و قیمت‌های عمده‌فروشی سوئیس در دوره ۱۹۷۳ تا ۱۹۸۸ از آزمون علّیت گرنجر استفاده کرده و شواهدی دال بر وجود علّیت از قیمت‌ها به نرخ ارز پیدا کرد. این یافته توسط مطالعه چنگ[4] (۱۹۹۹: ۹۱۵) که علّیت بین ین و دلار را برای دوره ۱۹۹۴-۱۹۵۱ بررسی می‌کرد، تأیید شد. وی نتیجه گرفت که علّیت بلندمدتی از قیمت‌های مصرفی آمریکا- ژاپن به نرخ ارز ین- دلار وجود دارد. خولدی و سهرابیان[5] (۱۹۹۰) علّیت گرنجری بین قیمت‌ها و نرخ ارز دلار آمریکا در آلمان، ین و دلار کانادا را در دوره ۱۹۷۳ تا ۱۹۸۸ مورد بررسی قرار دادند. آنها دریافتند که علّیت یک طرفه‌ای از نرخ ارز به قیمت‌های عمده‌فروشی کانادا برقرار است که تأیید کننده نتیجه اینزیگ[6] می‌باشد. برای آلمان و ژاپن نیز علّیت بین قیمت‌های عمده‌فروشی و نرخ‌های ارز دوطرفه است.

در حالت کلی، نظریه PPP بیانگر این است که به دلیل وجود آربیتراژ در بازار بین‌المللی کالاها، انتظار بر آن است که نرخ ارز حقیقی در بلندمدت به سطح تعادلی و ثابت خود برگردد (بهمنی اسکویی و همکاران، ۲۰۱۷: ۲۶۲۳). این بدین معنی است که نرخ ارز حقیقی در بلندمدت روندی خودبازگشتی و مانا دارد. از این منظر وجود نرخ ارز حقیقی نامانا نشان دهنده این است که رابطه‌ای بلندمدت بین نرخ ارز اسمی و قیمت‌های داخلی و خارجی وجود ندارد، بنابراین نظریه PPP اعتبار ندارد. در این حالت این نظریه را نمی‌توان برای تعیین نرخ ارز تعادلی به کار برد. همچنین در صورت بی‌اعتباری PPP نمی‌توان از رویکرد پولی برای تعیین نرخ ارز استفاده کرد و این خود نیازمند این است که PPP برقرار باشد. شواهد تجربی در مورد مانایی

1. Lothian (2016)

2. Xu (2003)
3. Pippenger (1995)
4. Cheng (1999)
5. Kholdy & Sohrabian (1990)
6. Einzig

نرخ ارز فراوان اما ناکافی است. مطالعاتی چون تیلور و تیلور (۲۰۰۴ : ۱۴۸)، پیل و ونیتیس[1] (۲۰۰۳: ۶۱۱)، لوتیان و تیلور[2] (۱۹۹۶: ۴۹۶)، سارنو و تیلور[3] (۲۰۰۲: ۹۳)، بهمنی اسکویی و همکاران (۲۰۰۸: ۵۲۸)، چانگ و تزانگ[4] (۲۰۱۳: ۷۶)، هی و چانگ[5] (۲۰۱۳: ۶۰۶)، و بهمنی اسکویی و همکاران (۲۰۱۴: ۱۴۳۲) شواهد نظری و تجربی زیاد و مناسبی در این زمینه فراهم کرده‌اند. با این‌وجود تمام این مطالعات بر میانگین رفتار نرخ ارز حقیقی بدون در نظر گرفتن اثرات شوک‌ها بر نرخ ارز حقیقی متمرکز شده‌اند. به عبارت بهتر سرعت تعدیل نرخ ارز حقیقی به سمت تعادل خود، بدون در نظر گرفتن بزرگی یا علامت شوک، ثابت در نظر گرفته شده است. در نتیجه استفاده از چنین روش‌هایی، نتیجه آزمون‌های ریشه واحد، رد فرض صفر ریشه واحد در نرخ‌های ارز حقیقی خواهد بود. بهمنی اسکویی و همکاران (۲۰۰۸: ۵۲۳) اطلاعات مناسبی را هم از جنبه نظری و هم تجربی در مورد نرخ ارز حقیقی و PPP فراهم نمودند.

با توجه به بررسی‌ها و مطالعات انجام شده در نهایت محققان به این نتیجه رسیدند که نرخ ارز حقیقی رفتاری غیرخطی از خود نشان می‌دهد. از این‌رو آزمون‌های ریشه واحد شرطی چون آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته (ADF)[6] توانایی اندکی در کشف تغییرات نرخ ارز حقیقی دارد. وجود تعدیل‌های غیرخطی از نرخ ارز حقیقی در مطالعات نظری اخیر مورد توجه قرار گرفته است و دلیل آن نیز تاکید بر نقش هزینه‌های معامله، مداخلات دولت در بازار ارز خارجی، تغییرات ساختاری، سرعت‌های متفاوت تعدیل و ... است. بنابراین نباید تعجب کرد که چرا بسیاری از مطالعات گذشته که مبتنی بر آزمون ریشه واحد بوده‌اند، رد شده و مورد تأیید واقع نشده‌اند (بهمنی اسکویی و همکاران، ۲۰۱۷: ۲۶۳۰). برخی از مطالعات شواهدی تجربی دال بر غیرخطی بودن تعدیل نرخ ارز پیدا کرده‌اند. بهمنی اسکویی و همکاران (۲۰۱۴: ۱۴۳۳) با استفاده از شکست‌های ساختاری به آزمون PPP برای کشورهای آفریقایی پرداختند. هدف این مطالعه بررسی این نظریه برای ۱۱ کشور نوظهور شامل برزیل، چین، هند، اندونزی،کره جنوبی، مکزیک، فیلیپین، لهستان، روسیه، آفریقای جنوبی و ترکیه بود. علاوه بر شکست‌های ساختاری، شوک‌های مثبت و منفی نیز از جمله عوامل اثرگذار بر نرخ ارز و در نتیجه اعتبار یا عدم اعتبار نظریه PPP تلقی می‌شوند که با توجه به وجود اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی بررسی این اثرات به صورت خطی منجر به تصریح غلط مدل و در نتیجه بی‌اعتباری نظریه PPPخواهد شد. از این‌رو مطالعه حاضر برآن است تا با استفاده از روش غیرخطی NARDL به بررسی اثرات شوک‌های مثبت و منفی قیمت بر نظریه PPP بپردازد.

۲-۲- پیشینه تحقیق

پیشینه تحقیق به‌طور گسترده در مطالعات مورد بررسی قرار گرفته است که در دو قسمت مطالعات خارجی و داخلی ارائه می‌شود.

مطالعات خارجی

فرکسو و باربسا[7] با کاربرد مدل غیرخطی رگرسیون انتقال ملایم به بررسی برابری قدرت خرید در دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۵۹ پرداختند. نتایج آنها بیانگر آن است که نرخ ارز حقیقی با متغیر انتقال شاخص تورم مصرف‌کننده از رفتاری غیرخطی تبعیت می‌کند؛ علاوه براین هنگامی‌که دور از تعادل است، پایدار می‌ماند و با حالتی انفجاری به برابری نزدیک می‌شود (فرکسو و باربسا، ۲۰۰۴: ۸۲).

بینامر و همکاران[8] با استفاده از مدل FISTAR به بررسی برابری قدرت خرید در کشورهای شمال آفریقا پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که نمی‌توان حافظه بلندمدت و غیرخطی را در کلیه نرخ ارزهای شمال آفریقا پذیرفت. علاوه بر این برابری قدرت خرید در کشور تونس را رد کردند (بینامر و همکاران، ۲۰۰۹: ۱۴۱).

اصلان[9] با بکار بردن آزمون ریشه واحد ضریب لاگرانژ[10] به بررسی اعتبار برابری قدرت خرید در اتحادیه کشورهای جنوب شرق آسیا[11] (ASEAN) پرداخت. نتایج وی برابری قدرت خرید را در بلندمدت برای شش کشور اتحادیه یعنی اندونزی،

1. Peel & Venetis (2003)
2. Lothian & Taylor (1996)
3. Sarno & Taylor (2002)
4. Chang & Tzeng (2013)
5. He & Chang (2013)
6. Augmented Dickey-Fuller
7. Freixo & Barbosa (2004)
8. Benamar et al. (2009)
9. Aslan (2010)
10. Lagrange Multiplier
11. The Association of Southeast Asian Nations

مالزی، میانمار، فیلیپین، سنگاپور و تایلند تأیید می‌کند (اصلان، ۲۰۱۰: ۱۴۴۱).

کولا و همکاران[1] با استفاده از آزمون ضریب لاگرانژ و داده‌های بازار رسمی و سیاه نرخ ارز طی بازه زمانی ۱۹۹۸-۱۹۷۰ به بررسی برابری قدرت خرید در ۱۳ کشور خاورمیانه و شمال آفریقا پرداختند. آنها برابری قدرت را برای ۸ کشور از ۱۳ کشور تأیید نمودند (کولا و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۰).

واسکونسلوس و جونیور[2] با استفاده از آزمون ریشه واحد خطی و غیرخطی و داده‌های ماهانه دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۴، آزمون برابری قدرت خرید را در هفت کشور امریکای لاتین بررسی کردند. نتایج نشان داد که بر اساس آزمون ریشه واحد خطی، فرضیه PPP در کشورهای شیلی و پرو تأیید می‌شود؛ همچنین بر اساس آزمون ریشه واحد غیرخطی نیز فرضیه PPP تنها در کشور مکزیک تأیید شد (واسکونسلوس و جونیور، ۲۰۱۶: ۱۲۱).

فورد و هوریوکا[3] به بررسی توضیح حقیقی معمای PPP پرداختند. این مقاله نشان داد که بازارهای مالی جهانی نمی‌توانند به تنهایی به انتقال خالص سرمایه مالی و مقایسه نرخ واقعی بهره در کشورهای مختلف دست یابند و ادغام هر دو بازار جهانی و مالی برای دستیابی به درآمدهای خالص سرمایه و نرخ بهره واقعی برای ایجاد برابری در کل کشور مورد نیاز است. بنابراین اصطکاک (موانع جابه‌جایی و تغییر) در یک یا هر دو بازار می‌تواند انتقال خالص سرمایه بین کشورها را مختل کند (و یافته‌های فولدستین و هوریوکا[4]، ۱۹۸۰ را مبنی بر همبستگی بالای سرمایه‌گذاری- پس‌انداز تأیید کند) و مانع از ایجاد نرخ بهره حقیقی بین کشورها می‌شود. افزون بر این اصطکاک در بازارهای کالاهای جهانی می‌تواند این موضوع را توضیح دهد که چرا نرخ‌های واقعی ارز برای مدت طولانی متفاوت از PPP است و همچنین امکان توضیح معمای PPP را نیز مهیا کرده است (فورد و هوریوکا، ۲۰۱۶: ۱۲).

لیا و ونگ[5] با طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی به بررسی نقش نرخ ارز در ارجحیت در مصرف کالاهای داخلی در هنگام ورود تکانه‌های برون‌زا به مدل پرداختند. نتایج آنها بیانگر آن است که مصرف کالاهای داخلی در هر کشوری به صورت جداگانه می‌تواند میزان تغییرات نرخ ارز و به تبع آن رابطه مبادله را در هنگام ورود تکانه‌های برون‌زا تحت‌الشعاع قرار دهد (لیا و ونگ، ۲۰۱۶: ۳۲).

بهمنی‌اسکویی و وو[6] در مطالعه‌ای برابری قدرت خرید را برای ۳۴ کشور OECD مورد بررسی قرار دادند. در این مقاله شکست‌های شدید و ملایم با هم در آزمون ریشه واحد کوانتیل ترکیب شده و PPP در هر یک از کشورهای OECD در طی بازه زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۶ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این مطالعه نشان داد که در ۱۸ کشور اتریش، شیلی، استونی، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، کره، مکزیک، هلند، نیوزیلند، لهستان، پرتغال، اسلوونی، سوئد، سوئیس، ترکیه و انگلستان PPP وجود دارد (بهمنی‌اسکویی و وو، ۲۰۱۷: ۲۶۲۲).

ایکه و اوهیامبو پایداری نرخ‌های ارز حقیقی را در منطقه پولی آفریقای غربی مورد بررسی قرار دادند. در واقع این مقاله اینکه PPP برای کشورهای مورد بررسی برقرار است را مورد بررسی قرار می‌دهد و در این راه از ترکیبی از تکنیک‌های سری زمانی در طول دوره‌های زمانی متفاوت بهره برده است. همانند برخی از مطالعات انجام شده در این زمینه، این مطالعه نیز به این نتیجه دست یافت که PPP برای این کشورها برقرار نیست و این دلالت بر این دارد که منطقه پولی آفریقای غربی از زمانی که کشورهای عضو به‌طور بالقوه می‌توانند از مبادله و سرمایه‌گذاری آربیتراژی با دیگر کشورها بهره‌مند شوند، با چالش جدی مواجه شده است (ایکه و اوهیامبو، ۲۰۱۷: ۱۰۱).

گوریش و تیراش اوغلو[7] با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی به بررسی آزمون PPP در کشورهای BRICS (که شامل برزیل، روسیه، هند، چین، آفریقای جنوبی است) در دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۳ پرداختند. نتایج آنها نظریه برابری قدرت خرید در کشورهای برزیل و آفریقای جنوبی را تأیید و در سایر کشورها رد نمود (گوریش و تیراش اوغلو، ۲۰۱۸: ۴۱۷).

اکسالا و همکاران[8] نرخ‌های ارز و قیمت‌ها را در اسپانیادر دوره استاندارد طلا مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه مانایی نرخ ارز حقیقی با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد خطی و غیرخطی و استفاده از سری‌های قیمت مصرف کننده و عمده

1. Kula et al. (2011)
2. Vasconcelos & Junior (2016)
3. Ford & Horioka (2016)
4. Feldstein & Horioka (1980)
5. Lia & Wang (2016)
6. Bahmani-Oskooee & Wu (2017)
7. Güris & Tirasoglu (2018)
8. Aixala et al. (2019)

فروشی آزمون شد. نتایج نشان داد انحرافات کوتاه‌مدت احتمالی در سری‌های نرخ ارز حقیقی در بلندمدت تصحیح می‌شود؛ بنابراین نظریه PPP برقرار است (اکسالا و همکاران، ۲۰۱۹: ۵).

مطالعات داخلی

میراحسنی موارد استفاده از نرخ برابری قدرت خرید و تفاوت آن با نرخ ارز بازار را بررسی کرده و بیان می‌کند که در واقع، نظریه برابری قدرت خرید بیان کننده رابطه بلندمدت بین نسبت قیمت‌ها و نرخ ارز در یک اقتصاد باز است و از آن نمی‌توان برای تعیین نرخ ارز در کشورها استفاده نمود. با این‌حال، هرچه اختلاف بین شاخص برابری قدرت خرید و نرخ ارز بازار بیشتر باشد، به معنای تورم قابل ملاحظه در کشور است. این در حالی است که این اختلاف در کشورهای در حال توسعه و در حال گذار بیشتر از کشورهای توسعه یافته است (میراحسنی، ۱۳۹۰: ۲۰۹).

تقوی و مرادی با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) به برآورد نرخ ارز (ریال- دلار) بر اساس فرضیه برابری قدرت خرید و رویکرد پولی پرداختند. نتایج آنها نشان داد که دقت پیش‌بینی مدل برگرفته شده از رویکرد حاصل از فرضیه برابری قدرت خرید پول، از کمترین معیارهای محاسبه خطای پیش بینی (بر اساس هر دو معیار MSE و RMSE) برخوردار بوده و لذا می توان آن را به عنوان بهترین مدل جهت پیش‌بینی نرخ ارز ریال- دلار انتخاب نمود (تقوی و مرادی، ۱۳۹۱: ۵۱).

شهبازی و همکاران با به کارگیری آزمون‌های ریشه واحد پانلی، همگرایی شاخص قیمت در استان‌های ایران را مورد بررسی قرار دادند. آنها بیان کردند که کمتر بودن موانع تجاری و غیرتجاری در بین مناطق یک کشور، امکان برقراری نظریه برابری قدرت خرید و قانون قیمت واحد را در داخل یک کشور مطرح می‌کند؛ اما به دلیل شرایط جغرافیایی، اقتصادی و... ممکن است قیمت‌ها تحت تأثیر شوک‌های محلی نیز قرار گیرند. نتایج آنها نشان داد که همگرایی شاخص‌های قیمت در استان های کشور به انتخاب استان پایه بستگی دارد و با پیدایش انحراف از قانون قیمت واحد در اثر یک شوک محلی، نیمه عمر همگرایی در حدود ۱/۵ سال است (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۲۶).

پدرام و دهنوی به بررسی آزمون تئوری برابری قدرت خرید با استفاده از الگوسازی رفتار نامتقارن نرخ‌های ارز و آزمون‌های همگرایی آستانه‌ای و آستانه‌ای لحظه‌ای ارائه شده توسط اندرس و سیکلوس (۲۰۰۱) برای بازه زمانی (۱۳۹۰-۱۳۳۹) پرداختند. نتایج آنها نشان داد که تئوری برابری قدرت خرید برقرار بوده و فرایند تعدیل برابری قدرت خرید بلندمدت نسبت به سطح تعادل نامتقارن است (پدرام و دهنوی، ۱۳۹۲: ۱۵۵).

فتاحی و نظیفی به مدل‌سازی نرخ واقعی ارز ایران با استفاده از مدل چرخشی خود بازگشتی مارکف پرداختند. نتایج آنها نشان داد که در ایران، مدت ماندن نرخ ارز در رژیم پرنوسان کمتر از مدت ماندن در رژیم کم‌نوسان است. همچنین آنها امکان آزمون نظریه برابری قدرت خرید را بررسی کردند. در نظریه برابری قدرت خرید، وجود رابطه و روند منظمی در داده ها و همگرا نبودن داده های نرخ ارز واقعی بالفعل به عدد ۱ باعث رد این نظریه شد. همچنین نتایج نشان داد که در داده های ایران، نرخ ارز واقعی دارای روند منظمی است که حاکی از رد نظریه برابری قدرت خرید نیز می‌باشد و این موضوع، بیانگر این است که تنها در بلندمدت متغیرهای حقیقی بر نرخ ارز واقعی مؤثر هستند (فتاحی و نظیفی، ۱۳۹۳: ۱۷۵).

حقیقت و لاریجانی به بررسی تجربی نظریه برابری قدرت خرید در ایران با لحاظ شکست ساختاری پرداختند. در این راستا آنها از آزمون های ریشه واحد زیوت اندروز و لی استرازیکیچ که در آنها امکان لحاظ شکست ساختاری وجود دارد، استفاده کردند. براساس نتایج آنها، فرضیه ریشه واحد برای متغیر نرخ حقیقی ارز با استفاده از آزمون ریشه واحد زیوت اندروز و لی استرازیکیچ فرضیه صفر آزمون، مبنی بر وجود ریشه واحد رد نشد و نمی توان نتیجه گرفت که نرخ حقیقی ارز پایا است. عدم پایایی نرخ حقیقی ارز نیز به معنای رد فرضیه برقراری نظریه برابری قدرت خرید در ایران است. در ادامه برای اطمینان از نتایج آزمون های ریشه واحد، از آزمون هم انباشتگی سیکنن لوتکیپول و روش حداقل مربعات معمولی پویا استفاده کردند. این رویکرد نیز نتایج آزمون های ریشه واحد را تأیید کرده و نشان داد که نظریه برابری قدرت خرید در ایران برقرار نیست (حقیقت و لاریجانی، ۱۳۹۴: ۱۵۱).

خالویی و همکاران با استفاده از تکنیک گرنجر، آزمون

هم-انباشتگی و با استفاده از مدل غیرخطی LSTAR به آزمون نظریه برابری قدرت خرید در برابری پول ایران با پول منتخبی از شرکای تجاری همسایه (شامل درهم امارات، روپیه پاکستان و دینار عراق) پرداختند. نتایج آنها نشان داد که شواهد کافی جهت پذیرش تئوری برابری قدرت خرید برای برابری ریال ایران با درهم امارات و همچنین ریال ایران با روپیه پاکستان برقرار بوده و لذا تئوری برابری پول ایران با پول کشورهای مذکور را تأیید کردند؛ اما تئوری برابری قدرت خرید برای کشورهای عراق و ایران را رد کردند. نتایج آزمون غیرخطی LSTAR نیز وجود یک رابطه همگرایی نامتقارن بین نرخ ارز و سطوح قیمت‌های نسبی را تأیید نمود. نتایج آنها بیانگر آن است که زمانی که نرخ ارز بیشتر از نرخ ارز تعادلی باشد، با سرعت بیشتری به سمت نرخ تعادلی حرکت کرده و تعدیل می‌شود (خالویی و همکاران، ۱۳۹۴: ۹۵).

رضازاده و همکاران با استفاده از آزمون ریشه واحد غیرخطی مارکوف- سوئیچینگ به بررسی نظریه برابری قدرت خرید پرداختند. در این راستا، از آزمون ریشه واحد غیرخطی مارکوف سوئیچینگ (MSADF) در کنار آزمون ریشه واحد خطی ADF برای بررسی نظریه برابری قدرت خرید استفاده کردند. نتایج آزمون ADF حاکی از عدم برقراری برابری قدرت خرید است؛ این در حالی است که آزمون MSADF اعتبار این تئوری را در برخی دوره‌ها در اقتصاد ایران مورد تأیید قرار می‌دهد. آنها بیان می‌کنند که نتیجه به دست آمده از آزمون غیرخطی، قابل انتظار است چرا که در اغلب سال‌ها، بازار ارز تحت کنترل دولت قرار داشته است (رضازاده و همکاران، ۱۳۹۷: ۷۲).

۳- روش تحقیق

اندرس و سیکلوس (۲۰۰۱) برای بررسی نامتقارن رابطه بلندمدت برابری قدرت خرید رابطه زیر را تصریح می‌کنند:

(۱)

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_{1t} + \alpha_2 p_{2t} + u_t$$

که در آن e_t، $P_{1,t}$ و $P_{2,t}$ به ترتیب بیانگر لگاریتم نرخ ارز، لگاریتم سطوح قیمت داخلی و لگاریتم سطوح قیمت خارجی است. در این چارچوب، آزمون هم‌جمعی نامتقارن و غیرخطی ارائه شده توسط شین و همکاران[1] (۲۰۱۴) قادر به تعیین هم‌جمعی غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهاست. بعلاوه این روش بین اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای مستقل بر متغیرهای وابسته تمایز قائل می‌شود. حتی اگر تمام این موارد را بتوان از طریق مدل VECM یا یک مدل انتقال ملایم آزمایش کرد اما هنوز هم این مدل‌ها از مسئله همگرایی ایجاد شده به دلیل ازدیاد تعداد متغیرها رنج می‌برند. علاوه بر این برخلاف دیگر مدل‌های تصحیح خطا که درجه همبستگی سری‌های زمانی باید یکسان باشد، مدل NARDL این محدودیت را برداشته و درجه‌های مختلفی از همبستگی را مجاز می‌داند (وان هوانگ و همکاران[2]، ۲۰۱۶: ۶۱). همچنین، از طریق انتخاب طول وقفه مناسب برای متغیرها، به حل مسئله همبستگی چندگانه نیز کمک می‌کند (شین و همکاران، ۲۰۱۴: ۳۰۳). شین و همکاران (۲۰۱۴)، مدل تصحیح خطای نامتقارنی به صورت زیر پیشنهاد می‌کنند:

(۲)

$$\Delta e_t = \alpha_0 + \rho e_{t-1} + \theta_1^+ P_{1,t-1}^+ + \theta_2^- P_{1,t-1}^- + \theta_3^+ P_{2,t-1}^+ + \theta_4^- P_{2,t-1}^- + \sum_{i=1}^{p} \alpha_1 \Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \alpha_2 \Delta P_{1,t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q} \alpha_3 \Delta P_{1,t-i}^- + \sum_{i=0}^{q} \alpha_4 \Delta P_{2,t-i}^+ + \sum_{i=0}^{q} \alpha_5 P_{2,t-i}^- + \xi_t$$

در معادله ۲، α_i به ازای i=1,2,…,8 برای ضرایب کوتاه‌مدت و θ_i برای ضرایب بلندمدت به کار می‌روند. یادآوری می‌شود که تحلیل کوتاه‌مدت برای ارزیابی اثرات آنی تغییرات متغیر برونزا بر متغیر وابسته به کار می‌رود. در مقابل تحلیل بلندمدت برای اندازه‌گیری زمان واکنش و سرعت تعدیل به سمت سطح تعادلی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این مطالعه از آزمون والد برای بررسی عدم تقارن بلندمدت ($\theta = \theta^+ = \theta^-$) و کوتاه‌مدت ($\alpha = \alpha^+ = \alpha^-$) همه متغیرها استفاده شده است. همچنین p و q به ترتیب نمایش دهنده تعداد وقفه بهینه برای متغیر وابسته و متغیرهای مستقل است که از طریق معیار آکاییک (AIC)[3] قابل تعیین است.

1. Shin et al. (2014)
2. Van Hoang et al. (2016)
3. Akaike Information Criterion

متغیرهای مستقل به مجموع‌های جزئی مثبت و منفی برای افزایش و کاهش‌هایشان تجزیه خواهند شد. این تجزیه به صورت زیر خواهد بود:

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta x_j, 0)$$

و

$$x_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta x_j, 0)$$

که X_t نمایش دهنده متغیرهای $P_{1,t}, P_{2,t}$ است. برای آزمون وجود هم‌جمعی بلندمدت نامتقارن شین و همکاران (۲۰۱۴) آزمون مرزی ارائه کرده‌اند که در واقع یک آزمون مشترک از سطوح وقفه همه رگرسورهاست. دو آزمون مورد استفاده واقع شده است: آماره t بنرجی و همکاران[1] (۱۹۹۸) و آماره F پسران و همکاران (۲۰۰۱). در آزمون‌های آماره t فرض صفر $\theta = 0$ در مقابل فرض $\theta < 0$ است. در حالی‌که در آزمون‌های آماره F فرض صفر $\theta^+ = \theta^- = \theta = 0$ است. این دو آماره در مطالعه حاضر مورد استفاده قرار گرفته است. اگر فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی رد شود، آنگاه یک رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود خواهد داشت.

٤- یافته‌های تحلیل

آزمون برابری قدرت خرید به تفکیک برای نرخ‌های ارز: یک صد ین ژاپن، کرون نروژ، ریال سعودی، پوند انگلیس و دلار امریکا بررسی می‌شود. داده‌های مورد تحلیل عبارتند از: تورم کشورهای ایران، ژاپن، نروژ، عربستان سعودی، انگلستان و امریکا؛ و نرخ‌های ارز، یکصد ین ژاپن، کرون نروژ، ریال سعودی، پوند انگلیس، دلار امریکا. کلیه داده‌ها مرتبط با سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۶ است که از تارنمای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و تارنمای بانک جهانی استخراج شده‌اند. لازم به ذکر است که کشورهای فوق به دلیل آنکه داده‌های آنها در دسترس بود، انتخاب شدند. علاوه بر این داده‌های نرخ ارز به صورت روزانه در دسترس بودند که با میانگین‌گیری به سالانه تبدیل شدند.

پیش از تخمین مدل لازم است مرتبه ایستایی متغیرها مورد ارزیابی قرار گیرد. نتایج آزمون ایستایی در جدول (۱) بیانگر عدم ایستایی کلیه متغیرها است. بنابراین از متغیرها یک مرتبه تفاضل گیری شد و نتایج نشان داد که تفاضل کلیه متغیرها ایستا است.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

متغیر	کشور	آزمون ریشه واحد روی سطح		آزمون ریشه واحد روی تفاضل	
		کمّیت بحرانی	احتمال	کمّیت بحرانی	احتمال
لگاریتم تورم	ایران	-۱/۱۳	۰/۵۱	-۳/۱۱	۰/۰۳
	ژاپن	-۲/۰۰	۰/۲۸	-۳/۶۶	۰/۰۱
	نروژ	-۱/۰۲	۰/۷۲	-۴/۴۶	۰/۰۰
	عربستان سعودی	-۰/۳۸	۰/۸۹	-۱/۹۷	۰/۰۴
	انگلستان	۱/۸۳	۰/۹۹	-۳/۶۶	۰/۰۰
	امریکا	-۲/۲۶	۰/۱۹	-۳/۸۰	۰/۰۰
لگاریتم نرخ ارز	ژاپن	-۰/۵۶	۰/۸۶	-۵/۱۷	۰/۰۰
	نروژ	-۰/۵۹	۰/۸۵	-۴/۷۲	۰/۰۰
	عربستان سعودی	-۱/۳۲	۰/۶۰	-۵/۹۳	۰/۰۰
	انگلستان	-۰/۶۰	۰/۸۵	-۴/۶۵	۰/۰۰
	امریکا	-۰/۶۱	۰/۸۴	-۳/۶۶	۰/۰۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۲) به تخمین روابط غیرخطی خودرگرسیونی با توزیع با وقفه به تفکیک کشورهای مورد بررسی می‌پردازد. آماره R^2 برای تخمین‌های مرتبط با کشورهای ژاپن، عربستان، نروژ، انگلستان و امریکا به ترتیب برابر ۰/۹۵، ۰/۹۹، ۰/۹۴، ۰/۹۲ و ۰/۹۸ است. آماره R^2 تخمین‌ها، بیشتر از ۹۰٪ است و این موضوع نشان دهنده آن است که متغیرهای مستقل مدل بیش از ۹۰٪ از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. جزء خطای مدل کمتر از ۱۰٪ است که باقیمانده الگو (که توسط متغیرهای مستقل توضیح داده نشده است) را توضیح می‌دهد. همچنین آماره دوربین- واتسون برای تخمین‌های مرتبط با کشورهای ژاپن، عربستان، نروژ، انگلستان و امریکا به ترتیب برابر ۲/۱۴، ۲/۰۸، ۱/۸۷، ۱/۹۰ و ۱/۸۷ است. آماره دوربین- واتسون در کلیه تخمین‌ها مقداری نزدیک به عدد ۲ است که بیانگر عدم خودهمبستگی تخمین‌های پژوهش است. متغیر «Cointeq» در هر تخمین بیانگر ضریب تصحیح خطا از

1. Banerjee et al. (1998)

کوتاه‌مدت به بلندمدت است. ضریب تصحیح خطای تخمین کشورهای ژاپن، عربستان، نروژ، انگلستان و امریکا به ترتیب برابر ۰/۵۰-، ۰/۹۲-، ۰/۵۷-، ۰/۳۲- و ۰/۳۶- با آماره‌های احتمال به ترتیب ۰/۰۰، ۰/۰۰، ۰/۰۰، ۰/۰۴ و ۰/۰۴ است که بیانگر معنی‌داری آن است. با توجه به آنکه ضریب تصحیح خطا (ECt-1) در کلیه مدل‌های تخمین، منفی و معنادار است و قدر مطلق آن کوچک تر از یک است، سازگاری آنها با اصول روش تصحیح خطا، تأیید می شوند؛ بدین معنی که اگر از تعادل هم خارج شوند، دوباره به سمت تعادل باز خواهند گشت. در ادامه به تفکیک کشورهای ژاپن، عربستان، نروژ، انگلستان و امریکا تفسیرهای مربوط به هر تخمین ارائه می‌شود.

ژاپن: نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در مورد کشور ژاپن در جدول (۲) نشان می‌دهد که در بلندمدت آماره احتمال شوک‌های قیمتی مثبت و منفی در کشور ژاپن به ترتیب برابر ۰/۵۳ و ۰/۰۱ است، لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار شوک‌های قیمتی مثبت بر برابری قدرت خرید رد می‌شود، اما اثر معنی‌دار شوک‌های قیمتی منفی بر برابری قدرت خرید تأیید می‌شود. در واقع یک درصد شوک قیمتی منفی در ژاپن می‌تواند موجب ۶۱ درصد تغییر در برابری قدرت خرید میان دو کشور ایران و ژاپن در بلندمدت شود در حالی‌که شوک قیمتی مثبت در ژاپن اثر معنی‌داری بر برابری قدرت خرید میان دو کشور ایران و ژاپن در بلندمدت ندارد. این موضوع نشان‌دهنده‌ی آن است که در بلندمدت، شوک‌های قیمتی در ژاپن اثر نامتقارنی بر برابری قدرت خرید دارند. علاوه بر این در بلندمدت آماره احتمال متغیر تورم ایران برابر ۰/۰۰ است لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار سطوح قیمت داخلی بر برابری قدرت خرید ایران و ژاپن تأیید می‌شود به طوری‌که یک درصد افزایش در سطوح قیمت ایران می‌تواند موجب ۰/۴۳ درصد کاهش در برابری قدرت خرید شود. نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که آماره احتمال تغییرات تورم ایران، تغییرات شوک‌های قیمتی مثبت و منفی ژاپن به ترتیب برابر ۰/۴۶، ۰/۵۲ و ۰/۰۰ است، لذا می‌توان گفت در کوتاه‌مدت اثر معنی‌دار تغییرات تورم و شوک‌های قیمتی مثبت بر برابری قدرت خرید رد می‌شود، اما اثر معنی‌دار شوک‌های قیمتی منفی بر برابری قدرت خرید تأیید می‌شود. در واقع یک درصد تغییرات در شوک قیمتی منفی در ژاپن می‌تواند موجب ۳۱ درصد تغییرات در برابری قدرت خرید در کوتاه‌مدت شود در حالی‌که تغییرات دو متغیر تورم و شوک قیمتی مثبت در ژاپن اثر معنی‌داری بر برابری قدرت خرید میان دو کشور ایران و ژاپن در کوتاه‌مدت ندارند. این موضوع نشان‌دهنده‌ی آن است که در کوتاه‌مدت، شوک‌های قیمتی در ژاپن اثر نامتقارنی بر برابری قدرت خرید دارند.

عربستان: نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در مورد کشور عربستان در جدول (۲) نشان می‌دهد که در بلندمدت آماره احتمال شوک‌های قیمتی مثبت و منفی در کشور عربستان به ترتیب برابر ۰/۰۰ و ۰/۴۶ است، لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار شوک‌های قیمتی مثبت بر برابری قدرت خرید تأیید می‌شود، اما اثر معنی‌دار شوک‌های قیمتی منفی بر برابری قدرت خرید رد می‌شود. در واقع یک درصد شوک قیمتی مثبت در عربستان می‌تواند موجب ۴/۶۱ درصد تغییر در برابری قدرت خرید میان دو کشور ایران و عربستان در بلندمدت شود در حالی‌که شوک قیمتی منفی در عربستان اثر معنی‌داری بر برابری قدرت خرید میان دو کشور ایران و عربستان در بلندمدت ندارد. این موضوع نشان‌دهنده‌ی آن است که در بلندمدت، شوک‌های قیمتی در عربستان اثر نامتقارنی بر برابری قدرت خرید دارند. علاوه بر این در بلندمدت آماره احتمال متغیر تورم ایران برابر ۰/۰۰ است لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار سطوح قیمت داخلی بر برابری قدرت خرید ایران و عربستان تأیید می‌شود به طوری‌که یک درصد افزایش در سطوح قیمت ایران می‌تواند موجب ۱/۸۷ درصد افزایش در برابری قدرت خرید شود.

نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که آماره احتمال تغییرات تورم ایران از دوره جاری تا سه دوره قبل برابر ۰/۰۰، ۰/۰۰، ۰/۱۱ و ۰/۰۵ است که به معنی اثرگذاری معنی‌دار تغییرات کوتاه‌مدت تورم دوره‌های جاری و قبل بر تغییرات قدرت خرید است. در این چارچوب یک درصد افزایش تغییرات دوره جاری تورم دوره در ایران می‌تواند موجب افزایش تغییرات معنی‌دار قدرت خرید بین ایران و عربستان به میزان ۱/۸۹ درصد شود. همچنین یک درصد افزایش تغییرات تورم ایران در دوره قبل می‌تواند موجب کاهش تغییرات معنی‌دار قدرت خرید بین ایران و عربستان به میزان ۱/۶۲ درصد شود. آماره احتمال تغییرات شوک‌های قیمتی مثبت

کشور عربستان از دوره جاری تا سه دوره قبل بر برابری قدرت خرید به ترتیب برابر ۰/۰۰، ۰/۹۱، ۰/۰۸ و۰/۰۰ است که به معنی اثرگذاری معنی‌دار تغییرات شوک‌های قیمتی مثبت کشور عربستان دوره‌های جاری و دو دوره قبل بر تغییرات قدرت خرید است. در این چارچوب یک درصد افزایش تغییرات شوک‌های قیمتی مثبت کشور عربستان در دوره جاری می‌تواند موجب کاهش تغییرات معنی‌دار قدرت خرید بین ایران و عربستان به میزان ۴/۳۵ درصد در همان دوره شود. همچنین یک درصد افزایش تغییرات شوک‌های قیمتی مثبت کشور عربستان در دو دوره قبل می‌تواند موجب کاهش تغییرات معنی‌دار قدرت خرید بین ایران و عربستان به میزان ۰/۶۰ درصد در دوره جاری شود. آماره احتمال تغییرات شوک‌های قیمتی منفی کشور عربستان از دوره جاری تا سه دوره قبل بر برابری قدرت خرید به ترتیب برابر ۰/۴۵، ۰/۰۰، ۰/۰۰ و ۰/۰۰ است که به معنی اثرگذاری معنی‌دار تغییرات شوک‌های قیمتی منفی کشور عربستان در دوره‌های قبل، دو دوره قبل و سه دوره قبل بر تغییرات قدرت خرید است. در این چارچوب یک درصد افزایش تغییرات شوک‌های قیمتی منفی کشور عربستان در دوره قبل می‌تواند موجب کاهش تغییرات معنی‌دار قدرت خرید بین ایران و عربستان به میزان ۶۹/۳۴ درصد در دوره جاری شود. همچنین یک درصد افزایش تغییرات شوک‌های قیمتی منفی کشور عربستان در دو دوره قبل می‌تواند موجب افزایش تغییرات معنی‌دار قدرت خرید بین ایران و عربستان به میزان ۱۷۴/۶۲ درصد در دوره جاری شود. همچنین یک درصد افزایش تغییرات شوک‌های قیمتی منفی کشور عربستان در سه دوره قبل می‌تواند موجب کاهش تغییرات معنی‌دار قدرت خرید بین ایران و عربستان به میزان ۱۰۷/۲۵ درصد در دوره جاری شود.

نروژ: نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در مورد کشور نروژ در جدول (۲) نشان می‌دهد که در بلندمدت آماره احتمال تورم کشور نروژ برابر ۰/۰۷ است؛ لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار تورم بر برابری قدرت خرید رد می‌شود. علاوه بر این در بلندمدت آماره احتمال متغیر تورم ایران برابر ۰/۰۴ است لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار سطوح قیمت داخلی بر برابری قدرت خرید ایران و نروژ تأیید می‌شود به طوری‌که یک درصد افزایش در سطوح قیمت ایران می‌تواند موجب ۱۳/۸۴ درصد افزایش در برابری قدرت خرید شود. نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که آماره احتمال تغییرات تورم ایران، تغییرات شوک‌های قیمتی نروژ در این دوره و دوره قبل به ترتیب برابر ۰/۳۸، ۰/۱۱ و ۰/۱۷ است، لذا می‌توان گفت در کوتاه‌مدت اثر معنی‌دار آنها بر برابری قدرت خرید رد می‌شود.

انگلستان: نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در مورد کشور انگستان در جدول (۲) نشان می‌دهد که در بلندمدت آماره احتمال شوک‌های قیمتی در کشور انگلستان برابر ۰/۰۱ است، لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار تورم انگلستان بر برابری قدرت خرید تأیید می‌شود؛ در واقع یک درصد افزایش تورم در انگلستان می‌تواند موجب ۵/۳۵ درصد کاهش در برابری قدرت خرید میان دو کشور ایران و ژاپن در بلندمدت شود. علاوه بر این در بلندمدت آماره احتمال متغیر تورم ایران برابر ۰/۰۰ است لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار سطوح قیمت داخلی بر برابری قدرت خرید ایران و انگلستان تأیید می‌شود به طوری‌که یک درصد افزایش در سطوح قیمت ایران می‌تواند موجب ۱/۵۱ درصد افزایش در برابری قدرت خرید شود. نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که آماره احتمال تغییرات تورم ایران و تغییرات تورم انگلستان به ترتیب برابر ۰/۵۳ و ۰/۱۹ است، لذا می‌توان گفت در کوتاه‌مدت اثر معنی‌دار تغییرات تورم و تغییرات تورم انگلستان بر برابری قدرت خرید رد می‌شود.

امریکا: نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در مورد کشور امریکا در جدول (۲) نشان می‌دهد که در بلندمدت آماره احتمال شوک‌های قیمتی مثبت و منفی در کشور ژاپن به ترتیب برابر ۰/۰۳ و ۰/۰۱ است، لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار شوک‌های قیمتی مثبت و منفی بر برابری قدرت خرید تأیید می‌شود. در واقع یک درصد شوک قیمتی مثبت در امریکا می‌تواند موجب ۵/۳۵ درصد تغییر در برابری قدرت خرید میان دو کشور ایران و امریکا در بلندمدت شود. همچنین یک درصد شوک قیمتی منفی در امریکا می‌تواند موجب ۱/۵۱ درصد تغییر در برابری قدرت خرید میان دو کشور ایران و امریکا در بلندمدت شود. این موضوع نشان‌دهنده‌ی آن است که در بلندمدت، شوک‌های قیمتی در ژاپن اثر نامتقارنی بر برابری قدرت خرید دارند (اثر نامتقارن توسط آزمون والد تأیید می‌شود).

علاوه بر این در بلندمدت آماره احتمال متغیر تورم ایران برابر ۰/۰۴ است لذا می‌توان گفت در بلندمدت اثر معنی‌دار سطوح قیمت داخلی بر برابری قدرت خرید ایران و امریکا تأیید می‌شود به طوری‌که یک درصد افزایش در سطوح قیمت ایران می‌تواند موجب ۲۵/۶۷ درصد افزایش در برابری قدرت خرید شود.

نتایج تخمین‌های هم‌انباشتگی در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که آماره احتمال تغییرات تورم ایران، تغییرات شوک‌های قیمتی مثبت و منفی ژاپن به ترتیب برابر ۰/۹۸، ۰/۹۹ و ۰/۷۹ است، لذا می‌توان گفت در کوتاه‌مدت اثر معنی‌دار تغییرات آنها بر برابری قدرت خرید رد می‌شود.

جدول ۲. نتایج هم انباشتگی

روابط بلندمدت				
کشور	مدل	متغیر	ضریب	احتمال
ژاپن	NARDL	عرض از مبدأ	۸/۱۱	۰/۰۰
		Log(CPI_Iran)	-۰/۴۳	۰/۰۰
		Log(CPI_Japan+)	۹/۶۲	۰/۵۳
		Log(CPI_Japan-)	-۶۱/۴۷	۰/۰۱
عربستان	NARDL	عرض از مبدأ	۰/۴۳	۰/۵۳
		Log(CPI_Iran)	۱/۸۷	۰/۰۰
		Log(CPI_ Saudi Arabia+)	-۴/۶۹	۰/۰۰
		Log(CPI_ Saudi Arabia-)	-۳/۷۳	۰/۴۶
نروژ	ARDL	عرض از مبدأ	-۵۰/۹۶	۰/۱۰
		Log(CPI_Iran)	۱۳/۸۴	۰/۰۴
		Log(CPI_ Norwey+)	-۰/۷۹	۰/۰۷
انگلستان	ARDL	عرض از مبدأ	۲۷/۶۷	۰/۰۹
		Log(CPI_Iran)	۱/۵۱	۰/۰۰
		Log(CPI_ England)	-۵/۳۵	۰/۰۱
امریکا	NARDL	عرض از مبدأ	-۱/۳۸	۰/۹۹
		Log(CPI_Iran)	۲۵/۶۷	۰/۰۴
		Log(CPI_US+)	-۵/۳۵	۰/۰۳
		Log(CPI_US-)	۱/۵۱	۰/۰۱
	روابط کوتاه‌مدت			
ژاپن	NARDL	D(Log(CPI_Iran))	-۰/۲۱	۰/۴۶
		D(Log(CPI_Japan+))	۴/۸۵	۰/۵۲
		D(Log(CPI_Japan-))	-۳۱/۰۰	۰/۰۰
		Cointeq(-1)	-۰/۵۰	۰/۰۰
عربستان	NARDL	D(Log(Saudi Arabia+(-1)))	۰/۰۱	۰/۹۱
		D(Log(Saudi Arabia+(-2)))	-۰/۶۰	۰/۰۰
		D(Log(Saudi Arabia+(-3)))	۰/۰۶	۰/۰۸
		D(Log(CPI_Iran))	۱/۸۹	۰/۰۰
		D(Log(CPI_Iran(-1)))	-۱/۶۲	۰/۰۰

		D(Log(CPI_Iran(-2)))	۰/۵۵	۰/۱۱
		D(Log(CPI_Iran(-3)))	۰/۷۲	۰/۰۵
		D(Log(CPI_ Saudi Arabia+))	-۴/۳۵	۰/۰۰
		D(Log(CPI_ Saudi Arabia-))	۸/۱۹	۰/۴۵
		D(Log(CPI_ Saudi Arabia-(-1)))	-۶۹/۳۴	۰/۰۰
		D(Log(CPI_ Saudi Arabia-(-2)))	۱۷۴/۶۲	۰/۰۰
		D(Log(CPI_ Saudi Arabia-(-3)))	-۱۰۷/۲۵	۰/۰۰
		Cointeq(-1)	-۰/۹۲	۰/۰۰
نروژ	ARDL	D(Log(CPI_Iran))	۰/۴۵	۰/۳۸
		D(Log(CPI_Norwey))	-۱۳/۹۶	۰/۱۱
		D(Log(CPI_Norwey(-1)))	-۱۳/۰۰	۰/۱۷
		Cointeq(-1)	-۰/۵۷	۰/۰۰
انگلستان	ARDL	D(Log(CPI_Iran))	-۱/۷۵	۰/۵۳
		D(Log(CPI_ England))	۰/۴۹	۰/۱۹
		Cointeq(-1)	-۰/۳۲	۰/۰۴
امریکا	NARDL	D(Log(CPI_Iran))	۹/۰۵	۰/۹۸
		D(Log(CPI_US+))	-۱/۷۵	۰/۹۹
		D(Log(CPI_US-))	۰/۴۹	۰/۷۹
		Cointeq(-1)	-۰/۳۶	۰/۰۴
R^2_{Japan}=۰/۹۵	R^2_{Saudi}=۰/۹۹	R^2_{Norwey}=۰/۹۴	$R^2_{England}$=۰/۹۲	R^2_{US}=۰/۹۸
$Adj_R^2_{Japan}$=۰/۹۴	$Adj_R^2_{Saudi}$=۰/۹۹	$Adj_R^2_{Norwey}$=۰/۹۲	$Adj_R^2_{England}$=۰/۹۱	$Adj_R^2_{US}$=۰/۹۷
D-W Test $_{Japan}$ =۲/۱۴	D-W Test $_{Saudi}$ =۲/۰۸	D-W Test $_{Norwey}$=۱/۸۷	D-W Test $_{England}$ =۱/۹۰	D-W Test $_{US}$ =۱/۸۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس یافته‌های بدست آمده از این قسمت مشخص است که شوک قیمتی در ژاپن و عربستان هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت اثر نامتقارنی بر برابری قدرت خرید دارد. برای کشور ژاپن شوک مثبت قیمت منجر به افزایش و شوک منفی قیمت منجر به کاهش برابری قدرت خرید در این کشور شده است. در مورد کشور عربستان شوک مثبت و منفی، در بلندمدت، منجر به کاهش برابری قدرت خرید برای این کشور شده است. در کوتاه‌مدت نیز یک شوک منفی قیمت تا سه دوره قبل بر قیمت دوره جاری اثرگذار است. این حالت برای اثر شوک مثبت قیمت در ایران نیز تا سه دوره قبل برای کشور عربستان برقرار است. بررسی کشورهای نروژ و انگلستان نشان می‌دهد که برابری قدرت خرید با ایران برای این کشورها از روندی خطی تبعیت می‌کند. از این‌رو اثر یک شوک مثبت و منفی قیمت متقارن بوده و در بلندمدت شوک مثبت قیمت در ایران منجر به افزایش برابری قدرت خرید خواهد شد (این حالت در کوتاه‌مدت نیز برقرار است). این نتیجه با نتیجه بدست آمده از مطالعه کومار تیواری و شهباز[1] (۲۰۱۳) در حالت خطی یکسان است. به عبارتی نتایج این مطالعه نشان داد که نظریه PPP برای کشورهای هنک‌کنگ، عربستان، سنگاپور، انگلستان و آمریکا در مقابل هند برقرار است اما وجود رابطه غیرخطی نظریه PPP در کشور هند نسبت به کشورهای مطرح شده تأیید نشد. یک شوک منفی قیمت‌های نروژ منجر به کاهش برابری قدرت خرید در کوتاه‌مدت و بلندمدت شده و در

1. Kumar Tiwari & Shahbaz (2013)

کوتاه‌مدت این شوک از یک دوره قبل نیز متاثر می‌شود. این نتایج با نتایج بدست آمده برای انگلستان در بلندمدت همراستا است اما نتایج کوتاه‌مدت برای کشور انگلستان حاکی از معنی‌دار نبودن اثرات شوک‌ها بر برابری قدرت خرید است. در نهایت نتایج بدست آمده برای کشور آمریکا نیز نشان می‌دهد که شوک مثبت قیمت در ایران منجر به افزایش برابری قدرت خرید در کوتاه‌مدت و بلندمدت شده و همچنین شوک مثبت قیمت برای آمریکا منجر به کاهش و شوک منفی قیمت در آمریکا منجر به افزایش برابری قدرت خرید در بلندمدت شده و این اثرات برای کوتاه‌مدت بی‌معنی است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

نرخ ارز همواره یکی از دغدغه‌های مهم سیاست‌گذاران اقتصادی کشور بوده است و همواره مباحث چالشی حول چگونگی تعیین نرخ ارز در جریان بوده است. تغییرات نرخ ارز منجر به مجموعه‌ای از تحولات در اقتصاد داخلی و خارجی می‌شود که برآیند آن کارکرد اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. مفهوم نرخ ارز حقیقی بین دو کشور در واقع بیانگر سطح نسبی قیمت‌های آنهاست که برقراری آن نشان‌دهنده برابری قدرت خرید است.

مطالعه حاضر تلاش نمود تا اعتبار نظریه برابری قدرت خرید را برای کشور ایران بررسی نماید. نتایج نشان داد که شوک قیمتی در ژاپن و عربستان اثر نامتقارنی بر برابری قدرت خرید دارد. بررسی کشورهای نروژ و انگلستان نیز نشان داد که برابری قدرت خرید با ایران برای این کشورها از روندی خطی تبعیت می‌کند. از این‌رو اثر یک شوک مثبت و منفی قیمت متقارن بوده و در بلندمدت شوک مثبت قیمت در ایران منجر به افزایش برابری قدرت خرید خواهد شد. شوک منفی قیمت‌های نروژ منجر به کاهش برابری قدرت خرید در کوتاه‌مدت و بلندمدت شده و در کوتاه‌مدت این شوک از یک دوره قبل نیز متاثر می‌شود. در نهایت نتایج بدست آمده برای کشور آمریکا نشان داد که شوک مثبت قیمت در ایران منجر به افزایش برابری قدرت خرید در کوتاه‌مدت و بلندمدت شده و همچنین شوک مثبت قیمت برای آمریکا منجر به کاهش و شوک منفی قیمت در آمریکا منجر به افزایش برابری قدرت خرید در بلندمدت شده و این اثرات برای کوتاه‌مدت بی‌معنی است.

شرایط سیاسی کشور که ناشی از تحریم‌های آمریکاست، اقتصاد کشور را به سمتی می‌کشاند که سیاست‌گذار را مجبور به حذف دلار از چرخه مبادلات ارزی کشور می‌کند. در شرایط کنونی معاملات دلاری به طور عملی از گردونه معاملات تجاری ایران حذف شده و عمده معاملات بر روی سایر ارزها انجام می‌شود. در این چارچوب عدم آگاهی از عوامل بیرونی مانند شوک‌های منفی و مثبت تورم در کشورهای طرف تجاری باعث شکست‌های برنامه سیاست‌گذار می‌شود؛ در این چارچوب با توجه خروج دلار از مبادلات تجاری ایران و گرایش به سمت مبادله با واحد پولی کشور مقابل، نتایج تحقیق پیشنهاد می‌دهد هنگام انعقاد قرارداد به شرایط تورمی کشور مقابل توجه نموده و ریسک چنین قراردادهایی را در نظر بگیرند.

منابع

پدرام، مهدی و دهنوی، شدریه (۱۳۹۲). "خودرگرسیون آستانه ای و آزمون تئوری برابری قدرت خرید". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۱، شماره ۶۸، ۱۵۸-۱۳۹.

تقوی، مهدی و مرادی، مهدیه (۱۳۹۱). "برآورد نرخ ارز (ریال- دلار) بر اساس فرضیه برابری قدرت خرید و رویکرد پولی". *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، دوره ۳، شماره ۹، ۶۴-۳۹.

حقیقت، جعفر و لاریجانی، ریحانه (۱۳۹۴). "بررسی تجربی نظریه برابری قدرت خرید در ایران با لحاظ شکست ساختاری". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۷۴. ۱۵۴-۱۳۳.

خالوئی، محمد؛ فرزام، وحید و انصاری نسب، مسلم (۱۳۹۴). "آزمون نظریه برابری قدرت خرید در برابری پول ایران با پول منتخبی از شرکای تجاری همسایه". پایان نامه کارشناسی ارشد، *دانشگاه ولی عصر (عج) رفسنجان*، دانشکده علوم اقتصادی، ۱۰۵-۱.

راعی، رضا؛ ایروانی، محمد جواد و احمدی، تیرداد (۱۳۹۷).

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

رضازاده، علی؛ محمدپور، سیاوش و فتاحی، فهمی‌ده (۱۳۹۷). "کاربرد آزمون ریشه واحد غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ در بررسی نظریه برابری قدرت خرید". *فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره ۵، شماره ۲، ۸۰-۵۵.

شهبازی، کیومرث؛ فلاحی، فیروز و غلامی، امیر (۱۳۹۱). "همگرایی شاخص قیمت در استان های ایران". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، شماره ۴، پیاپی ۲۰، ۱۲۸-۱۱۱.

فتاحی، شهرام و نظیفی، مینو (۱۳۹۳). "مدل سازی نرخ واقعی ارز ایران با استفاده از مدل چرخشی خود بازگشتی مارکف". *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی*، سال چهارم، شماره دوم، ۱۷۸-۱۵۷.

فشاری، مجید (۱۳۹۷). "بررسی تأثیر نظام‌های بی‌ثباتی نرخ واقعی ارز بر جریان سرمایه گذاری مستقیم خارجی ایران (رهیافت غیرخطی الگوی چرخشی مارکوف)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۱، ۱۵۰-۱۳۵.

میراحسنی، منیرالسادات (۱۳۹۰). "موارد استفاده از نرخ برابری قدرت خرید و تفاوت آن با نرخ ارز بازار". *مجله اقتصادی*، شماره ۱۰-۹، ۲۱۶-۲۰۳.

Aixalá, J., Fabro, G. & Gadea, M. D. (2019). "Exchange Rates and Prices in Spain During the Gold Standard (1868-1914): A Test of Purchasing Power Parity". *Applied Economics Letters*, 13, 1-5.

Al-Khazali, O. M., Pyun, C. S. & Kim, D. (2012). "Are Exchange Rate Movements Predictable in Asia-Pacific Markets? Evidence of Random Walk and Martingale Difference Processes". *International Review of Economics & Finance*, *21*(1), 221-231.

Aslan, A. (2010). "The Validity of PPP: Evidence from Lagrange Multiplier Unit Root Tests for ASEAN Countries". *Economics Bulletin*, *30*(2), 1433-1443.

Bahmani-Oskooee, M. & Hegerty, S. W. (2008). "Exchange-Rate Risk and US–Japan Trade: Evidence from Industry Level Data". *Journal of the Japanese and International Economies*, *22*(4), 518-534.

Bahmani-Oskooee, M. & Wu, T. P. (2017). "Purchasing Power Parity in the 34 OECD Countries: Evidence from Quantile-Based Unit Root Tests with both Smooth and Sharp Breaks". *Applied Economics*, 50(23), 2622-2634.

Bahmani-Oskooee, M., Chang, T. & Wu, T. (2014). "Revisiting Purchasing Power Parity in African Countries: Panel Stationary Test with Sharp and Smooth Breaks". *Applied Financial Economics*, *24*(22), 1429-1438.

Bahmani-Oskooee, M., Kutan, A. M. & Zhou, S. (2007). "Testing PPP in the Non-Linear STAR Frame Work". *Economics Letters*, *94*(1), 104-110.

Banerjee, A., Dolado, J. & Mestre, R. (1998). "Error-correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-equation Framework". *Journal of Time Series Analysis*, 19(3), 267-283.

Benamar, A., Ziane, K. A., Amimi, H. & Benbouziane, M. (2009). "A FI-STAR Approach to the Purchasing Power Parity in the North African Countries". *International Business Research*, *2*(3), 136-147.

Caporale, G. M. & Gil-Alana, L. A. (2015). "Testing PPP for the South African Rand/US Dollar Real Exchange Rate at Different Data Frequencies". *African Development Review*, *27*(2), 161-170.

Cassel, G. (1918). "Abnormal Deviations in International Exchanges". *The Economic Journal*, *28*(112), 413-415.

Chang, T. & Tzeng, H. W. (2013). "Purchasing Power Parity in Nine

Transition Countries: Panel SURKSS Test". *International Journal of Finance & Economics*, *18*(1), 74-81.

Cheng, B. S. (1999). "Beyond the Purchasing Power Parity: Testing for Cointegration and Causality between Exchange Rates, Prices, and Interest Rates". *Journal of International Money and Finance*, *18*(6), 911-924.

Enders, W. (1988). "ARIMA and Cointegration Tests of PPP Under fixed and Flexible Exchange Rate Regimes". *The Review of Economics and Statistics*, 70(3), 504-508.

Ford, N. & Horioka, C. Y. (2016). "The 'Real' Explanation of the PPP Puzzle". *National Bureau of Economic Research* (No. w22198).

Freixo, C. S. & Barbosa, F. H. (2004). "Purchasing Power Parity: A non-Linear Reversion Model for Brazil". *Revista Economia*, 5, 75-115.

Güris, B. & Tirasoglu, M. (2018). "The Validity of Purchasing Power Parity in BRICS Countries". *Prague Economic Papers*, *2018*(4), 417-426.

He, H. & Chang, T. (2013). "Purchasing Power Parity in Transition Countries: Sequential Panel Selection Method". *Economic Modelling*, *35*, 604-609.

Hoang, T., Lahiani, A. & Heller, D. (2016). "Is Gold a Hedge Against Inflation? New Evidence from a Nonlinear ARDL Approach".*Economic Modelling*, 54, 54-66.

Iyke, B. N. & Odhiambo, N. M. (2017). "Foreign Exchange Markets and the Purchasing Power Parity Theory: Evidence from two Southern African Countries". *African Journal of Economic and Management Studies*, *8*(1), 89-102.

Katusiime, L., Shamsuddin, A. & Agbola, F. W. (2015). "Macroeconomic and Market Microstructure Modelling of Ugandan Exchange Rate". *Economic Modelling*, *45*, 175-186.

Kholdy, S. & Sohrabian, A. (1990). "Exchange Rates and Prices: Evidence from Granger Causality Tests". *Journal of Post Keynesian Economics*, *13*(1), 71-78.

Kula, F., Aslan, A. & Feridun, M. (2011). "Purchasing Power Parity in Mena Revisited: Empirical Evidence in the Presence of Endogenously Determined Break Points". *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, *24*(1), 1-12.

Lia, Ch. & Wang, W. (2016). "Fiscal Policy in a Floating Exchange Rate Regime With Consumption Home Bias". *International Journal of Economics and Finance*, 8(6), 24-36.

Lothian, J. R. & Taylor, M. P. (1996). "Real Exchange Rate Behavior: the Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries". *Journal of Political Economy*, *104*(3), 488-509.

Lothian, J. R. (2016). "Purchasing Power Parity and the Behavior of Prices and Nominal Exchange Rates Across Exchange-Rate Regimes". *Journal of International Money and Finance*, *69*, 5-21.

Peel, D. A. & Venetis, I. A. (2003). "Purchasing Power Parity Over Two Centuries: Trends and Nonlinearity". *Applied Economics*, *35*(5), 609-617.

Pippenger, M. K. (1995). "Testing Price-Exchange Rate Noncausality: Results from a Vector Error Correction Model". *Atlantic Economic Journal*, 23(4), 255-266.

Rogoff, K. (1996). "The Purchasing Power Parity Puzzle". *Journal of Economic Literature*", *34*(2), 647-668.

Sarno, L. & Taylor, M. P. (2002). "Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate". *IMF Staff Papers*, *49*(1), 65-105.

Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). "Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL framework". In *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314). Springer, New York, NY.

Taylor, A. M. & Taylor, M. P. (2004). "The Purchasing Power Parity Debate". *Journal of Economic Perspectives*, *18*(4), 135-158.

Tiwari, A. K. & Shahbaz, M. (2014). "Revisiting Purchasing Power Parity for India Using Threshold Cointegration and nonlinear Unit Root Test". *Economic Change and Restructuring*, *47*(2), 117-133.

Vasconcelos, C. R. F. & Júnior, L. A. L. (2016). "Validity of Purchasing Power Parity for Selected Latin American Countries: Linear and Non-Linear Unit Root Tests". *Economia*, *17*(1), 114-125.

Xu, Z. (2003). "Purchasing Power Parity, Price Indices, And Exchange Rate Forcasts". *Journal of International Money and Finance*, *22*(1), 105-130.

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره چهل، پاییز ۱۳۹۹ (۱۰۸-۹۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 40, September 2020 (93-108)

ارتباط متغیرهای نرخ تورم، نرخ ارز و نرخ سود بانکی با رشد اقتصادی در قالب مدل Panel-VAR؛ شواهدی از کشورهای مسلمان

***حسین امیری[۱]، محسن صالحی کمرودی[۲]، مهناز پاسبان[۳]**
۱. استادیار و عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی تهران، ایران
۲. دکتری تخصصی اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز، ایران
۳. کارشناسی ارشد، دانشگاه خوارزمی تهران، ایران
(دریافت: ۱۳۹۸/۶/۱ پذیرش: ۱۳۹۸/۸/۱۲)

The Relationship between Inflation Rate, Exchange Rate and Bank Interest Rate with Economic Growth in Panel-VAR Model; Evidence from Muslim Countries

***Hossein Amiri[1], Mohsen Salehi Komroudi[2], Mahnaz Pasban[3]**
1. Assistant Professor of Economic, University of Kharazmi, Tehran, Iran
2. Ph.D. in Agricultural Economics, Tabriz University,Tabriz, Iran
3. M.A. in Economics, University of Kharazmi, Tehran, Iran
(Received: 23/Aug/2019 **Accepted:** 3/Nov/2019**)**

چکیده:
بی‌شک شرایط اقتصاد کلان و چگونگی ارتباط متغیرهای اقتصاد کلان بر عملکرد اقتصادی کشورها اثرگذاری زیادی دارد. شناخت این روابط به سیاست‌گذاران کمک می‌کند اقتصاد کلان را بهتر مدیریت کنند. از این رو، در این مطالعه به بررسی رابطه میان رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ سود و نرخ ارز در کشورهای مسلمان منتخب (بحرین، بنگلادش، مصر، اندونزی، ایران، مالزی، پاکستان، کویت، عمان و قطر) پرداخته می‌شود. برای این منظور از روش Panel VAR استفاده شده است. در این مطالعه از داده‌های پانلی کشورهای منتخب طی دوره ۲۰۱۶-۲۰۰۰ استفاده گردیده است. طبق نتایج بدست آمده تمام داده‌ها مانا هستند و مدل پایدار بود. طبق نتایج علّیت گرنجری نرخ تورم، نرخ ارز و نرخ سود علت گرنجری رشد اقتصادی؛ نرخ تورم، رشد اقتصادی و نرخ ارز علت گرنجری نرخ سود؛ نرخ تورم، رشد اقتصادی و نرخ سود علت گرنجری نرخ ارز بودند و تنها نرخ تورم علت گرنجری نداشت. بر اساس واکنش‌های آنی شوک‌های نرخ ارز، نرخ سود، و تورم بر رشد اقتصادی اثر مثبت داشتند. نرخ ارز، نرخ سود و رشد اقتصادی اثرات بسیار کوتاه‌مدت و ناچیز مثبت بر روی خود داشتند. نرخ ارز، نرخ تورم و رشد اقتصادی بر نرخ سود اثر منفی داشته‌اند. در نهایت اثر نرخ سود بر نرخ ارز نامشخص و نرخ تورم و رشد اقتصادی اثر منفی بر رشد اقتصادی داشتند.

واژه‌های کلیدی: تورم، رشد اقتصادی، نرخ ارز، نرخ سود، کشورهای مسلمان.
طبقه‌بندیJEL: E31، F31، E43.

Abstract:
Macroeconomic conditions and the relationship of macroeconomic variables have a major impact on the economic performance of countries. Understanding these relationships helps policymakers manage macroeconomics better. Therefore, this study examines the relationship between economic growth, inflation, interest rate and exchange rate in selected Muslim countries (Bahrain, Bangladesh, Egypt, Indonesia, Iran, Malaysia, Pakistan, Kuwait, Oman and Qatar). Therefore Panel VAR method was used for this purpose. The study used panel data from selected countries over the period 2000–2016. According to the results, all variables are stationary and the model was stable. According to Granger causality results inflation rate, exchange rate and interest rate were the cause of economic growth; inflation rate, economic growth and exchange rate were the cause of economic growth rate; inflation rate, economic growth and interest rate were the cause of exchange rate and only inflation had not the Granger's causality.
Exchange rate, interest rate, and inflation had positive effects on economic growth based on impulse-response functions. Exchange rate, interest rate, and economic growth had very short-term and negatively positive effects on themselves. Exchange rate, inflation and economic growth have had a negative effect on the interest rate. Finally, the effect of interest rate is unclear on exchange rate and inflation rate and economic growth had negative effect on economic growth.

Keywords: Inflation, Economic Growth, Exchange Rate, Interest Rate, Muslim Countries.
JEL: E31, F31, E43.

*** نویسنده مسئول:** حسین امیری
E-mail: h.amiri@khu.ac.ir
*Corresponding Author: Hossein Amiri

۱- مقدمه

امروزه اقتصاددانان پذیرفته‌اند عملکرد مناسب متغیرهای اقتصاد کلان شرط لازم برای رشد اقتصادی بالاست (دهقان منشادی و پوررحیم، ۱۳۹۲: ۱۷۲). در تعریف محیط اقتصاد کلان چند متغیر اساسی در کانون توجه بوده و بر آنها تأکید می‌شود. این متغیرهای اساسی عبارتند از نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ سود (راعی و همکاران، ۱۳۹۷: ۴۰). این متغیرها علاوه بر این که با یکدیگر تعامل دارند، نهایتاً بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارند.

برای نمونه، در شرایط تورمی واسطه‌گری مالی سخت شده و جریان اطلاعاتی مربوط به بازده واقعی سرمایه‌گذاری نامشخص‌تر شده و کمتر در دسترس می‌باشند. از این رو تورم، کارایی بازار مالی، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (هادیان و ایزدی، ۱۳۹۳: ۵۱). از سویی دیگر، نرخ ارز به عنوان یکی از مهمترین متغیرهای اقتصاد کلان و اثرگذار بر رشد و تورم می‌باشد (برقعی و محمدی، ۱۳۹۷: ۴۸). آشفتگی و نوسان نرخ ارز سبب عدم تعادل در تراز پرداخت‌ها و اقتصاد می‌شود (توکلی و همکاران،۱۳۹۰: ۵). همچنین نرخ سود یکی از مهمترین متغیرهای کلان اقتصادی در سیاست‌گذاری به عنوان هزینه اجاره سرمایه از دیدگاه سرمایه‌گذار و هزینه فرصت از دیدگاه سپرده‌گذار محسوب می‌شود. اقتصادها و به ویژه اقتصادهای پیشرفته به شدت تحت تأثیر نرخ‌های سود قرار داشته و به سرعت نسبت به تغییرات آن واکنش نشان می‌دهند (دهقان منشادی و پوررحیم، ۱۳۹۲: ۱۷۸). در یک جمع‌بندی می‌توان بیان داشت تغییرات داخلی و خارجی تورم منجر به نوسان در نرخ سود و نرخ‌های ارز به دلیل محدودیت تعدیل نرخ سود و نرخ‌های ارز به تغییرات تورمی منجر شده که بر تجارت و جریان سرمایه تأثیر می‌گذارد و این به نوبه خود منجر به نوسان در تولید می‌شود. تورم بالا و پرنوسان، از طریق تأثیر بر نرخ سود و نرخ ارز، نوسان جریان‌های سرمایه و دوره‌های رونق و رکود را افزایش می‌دهد (حسین[1]، ۲۰۱۶: ۶۱-۶۰).

با توجه به اهمیت شناسایی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی برای اجرای بهینه سیاست‌های اقتصادی، این پژوهش به بررسی ارتباط متغیرهای اقتصاد کلان به صورت گروهی در قالب مدل Panel-VAR در کشورهای اسلامی می‌پردازد. در ادامه این پژوهش ضمن توضیح مختصر از مبانی نظری و ارتباط بین متغیرهای مورد مطالعه، مطالعات داخلی و خارجی به عنوان پیشینه تحقیق در ادامه ذکر شده است. سپس روش‌شناسی و یافته‌های تحقیق در بخش‌های بعدی ارائه شده‌اند و نتیجه‌گیری به عنوان آخرین مبحث به ذکر مهمترین نتایج به دست آمده از مطالعه و پیشنهادها می‌پردازد.

۲- ادبیات موضوع

بر اساس مبانی نظری، بین متغیرهای اساسی اقتصاد کلان شامل نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ سود و رشد اقتصادی روابط متقابلی وجود دارد. در ادامه کانال های ارتباط این متغیرها بحث می‌شود.

۲-۱- ارتباط تورم و رشد اقتصادی

تبیین رابطه تورم و رشد اقتصادی را می‌توان بر اساس منحنی فیلیپس بیان کرد. بر اساس منحنی فیلیپس، بین تورم و تولید (اشتغال) رابطه مثبت وجود دارد (جعفری صمیمی و قلی‌زاده کناری، ۱۳۸۶: ۴۵)، اما فلپس[2] (۱۹۷۶) و فریدمن[3] (۱۹۷۷) با وارد نمودن انتظارات تورمی در منحنی فیلیپس، رابطه مثبت و بلندمدت بین تورم و تولید را نفی کردند. در ادامه، لوکاس[4] ادعا کرد که در صورت اجرای سیاست‌های پولی اعلام شده، بین تورم و تولید رابطه وجود ندارد (برانسون، ۱۳۷۶: ۴۹۱).

در تئوری‌های رشد نیز دیدگاه‌های متفاوتی در رابطه با تورم و رشد اقتصادی ملاحظه می‌شود. برای مثال، سیدروسکی[5] (۱۹۶۷) معتقد است اثر پولی بر رشد خنثی است، اما جیمز توبین[6] (۱۹۶۵) اثر مثبت تورم بر رشد را ثابت نمود (اثر توبین). استاکمن[7] (۱۹۸۱) دامنه اثر توبین را محدود نموده و اثر منفی تورم بر رشد اقتصادی را عمدتاً مربوط به مدل‌های پیش پرداخت نقدی می‌داند (صفدری و پورشهابی، ۱۳۸۸: ۶۹).

۲-۲- ارتباط نرخ تورم و نرخ ارز

الوگوسکوفیس و اسمیت[8] (۱۹۹۱) بیان می‌کنند افزایش نرخ ارز منجر به افزایش تولید صنایع صادرکننده شده و در نتیجه نرخ بیکاری کاهش می‌یابد. کاهش نرخ بیکاری منجر به شکل‌گیری انتظارات افزایش دستمزد اسمی شده و از این

1. Hossain (2016)

2. Pheleps (1976)
3. Friedman (1977)
4. Lucas
5. Sidrauski (1967)
6. Tobin (1965)
7. Stockman (1981)
8. Alogoskoufis & Smit (1991)

طریق باعث افزایش قیمت‌ها و پایداری (ماندگاری) تورم در بلندمدت می‌شود. از سوی دیگر، طبق تئوری «گذار نرخ ارز» افزایش نرخ ارز موجب افزایش قیمت کالاهای وارداتی می‌شود و با توجه به اینکه بسیاری از آنها کالاهای واسطه‌ای می‌باشند می‌تواند بر بخش‌های تولیدی اثر نامطلوب برجای گذاشته و رشد تورم را تسریع کند (اسلاملوئیان و خلیل‌نژاد، ۱۳۹۴: ۱۵۹).

۲-۳- ارتباط نرخ تورم ونرخ سود بانکی

از مهمترین نظریه‌ها در این زمینه به اثر فیشر[1] (۱۹۷۷) معروف است (بایلی، ۱۹۷۱: ۵۰). فیشر استدلال می‌کند که در بلندمدت یک واحد افزایش در تورم (p)، نرخ بهره اسمی (i) را یک واحد افزایش خواهد داد و میزان نرخ بهره واقعی (r) ثابت می‌ماند (ابونوری و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۶):

(۱)

$$i = r + \beta_p \quad ,\beta = ۱$$

آلفرد مارشال رابطه بین نرخ بهره اسمی و نرخ تورم را به شرح زیر بیان می‌کند:

(۲)

$$r = i - p - ip$$

که در این رابطه r نشانگر نرخ بهره حقیقی، i نرخ بهره اسمی، p نرخ تورم و ip اثر تقاطعی دو متغیر نرخ بهره اسمی و نرخ تورم است. بنابراین از دیدگاه مارشال نرخ بهره اسمی و نرخ تورم رابطه مستقیم با هم دارند (احمدی شادمهری و همکاران، ۱۳۹۰: ۲۰۸).

۲-٤- ارتباط نرخ سود (بهره) با رشد اقتصادی

بر اساس الگوی توسعه مالی مکینون ـ شاو (۱۹۷۳)، افزایش نرخ بهره، تقاضای کل برای پول را افزایش می‌دهد. در این‌صورت نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی را بزرگ‌تر خواهد ساخت (محمدی و محمودی، ۱۳۹۶: ۱۰۴؛ غفاری و همکاران، ۱۳۹۲: ۷). همچنین بررسی آثار نرخ بهره بر رشد اقتصادی نیز توسط فرای[2] (۱۹۸۰) به شکل رابطه $g = f(I \mid Y, r)$ ارائه گردید. در این معادله، g تولید ناخالص ملی، Y درآمد سرانه و r نیز نرخ بهره است. وارمن و تیرلوال[3] (۱۹۹۴) نیز رابطه نرخ بهره با رشد اقتصادی را به‌صورت $g = f(r, x, s_g, s_f)$ بیان کردند که در آن r نرخ بهره، x مخارج دولتی و s_g پس‌انداز داخلی و s_f پس‌انداز خارجی دولت هستند (محمدی و محمودی، ۱۳۹۶: ۱۰۹).

۲-۵- ارتباط نرخ ارز با رشد اقتصادی

بر اساس شرط مارشال لرنر[4]، اگر مجموع مقدار قدر مطلق کشش تقاضا و عرضه ارز یک کشور بیشتر از یک باشد بازار ارز از ثبات نسبی برخوردار است و افزایش نرخ ارز یا کاهش ارزش پول می‌تواند کسری حساب‌های جاری را بهبود بخشد (توکلی و همکاران، ۱۳۹۰: ۷). در صورت کوچک‌تر بودن مجموع این کشش‌ها، با افزایش ارزش پول ملی (کاهش نرخ ارز)، تراز تجاری بهتر می‌شود. با افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول داخلی، هزینه واردات افزایش می‌یابد و در صورت کاهش واردات کالاهای سرمایه‌ای، سرمایه‌گذاری داخلی کاهش و در پی آن تقاضای کل نیز کاهش می‌یابد (میرانی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۴۹).

۲-٦- ارتباط نرخ ارز با نرخ سود

بر اساس تئوری تأثیر بین‌المللی فیشر، زمانی که نرخ بهره داخلی پایین‌تر از نرخ بهره خارجی می‌باشد، از ارزش پول رایج خارجی کاسته خواهد شد زیرا با فراتر رفتن میزان نرخ بهره خارجی از نرخ بهره داخلی، پول رایج خارجی با افت بها روبه‌رو خواهد شد (خواجه محمدلو و خداویسی، ۱۳۹۶: ۲۰۲).

۲-۷-مدل کوچک تورم اقتصاد کلان، نرخ سود واقعی و نرخ ارز و تولید واقعی

در این بخش یک مدل اقتصاد کلان کوچک برای بررسی رابطه بین تورم (π)، نرخ سود واقعی (RIR)، نرخ ارز واقعی (RER) و تولید ناخالص داخلی واقعی (Y) بحث می‌شود. یک مدل اقتصادی باز با برخی از ویژگی‌های کینزی را در نظر بگیرید. در مدل، خروجی به سطح تقاضای کل بستگی دارد. تقاضای کل با تغییرات نرخ سود واقعی، نرخ ارز واقعی تغییر می‌کند. خروجی واقعی را به صورت زیر می‌توان بیان کرد:

(۳)

$$Y = A + NX$$

جایی که Y تولید واقعی است، A جذب داخلی (مصرف و سرمایه‌گذاری) و NX صادرات خالص است. جذب داخلی به

1. Fisher Effect (1977)
2. Fry (1980)
3. Warman & Thirlwall (1994)
4. Marshall Lerner

عنوان یک تابع فزاینده از درآمد واقعی و یک تابع کاهشی از نرخ سود واقعی بیان می‌شود. صادرات خالص یک تابع فزاینده از درآمد خارجی (Y_F) و تابع کاهشی از نرخ ارز واقعی است.

(۴)

$$A = A(Y, RIR)$$

(۵)

$$NX = NX(RER, Y_F)$$

با استفاده از فرم‌های بالا، تولید واقعی به صورت زیر بیان می‌شود:

(۶)

$$Y = Y(RIR, RER, Y_F)$$

نرخ تورم تابعی کاهشی از نرخ ارز حقیقی و نرخ ارز اسمی است. به طور مستقیم، با افزایش قیمت کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی، تقاضای کالاهای داخلی را افزایش می‌دهد و دستمزدها و هزینه‌های تولید داخلی را افزایش می‌دهد. این عامل منجر به افزایش قیمت کالاهای داخلی می‌شود تا زمانی که نرخ ارز واقعی به سطح اصلی آن که همان نرخ تعادل آن است برسد. نرخ ارز می‌تواند به عنوان یک متغیر سیاست پولی فعالیت کند. بر این اساس، نرخ تورم به شرح زیر است:

(۷)

$$\pi = \pi(RER, Y, NER)$$

جایی که NER نرخ ارز اسمی است. در این معادله، تولید واقعی (Y) می‌تواند یک پروکسی برای تقاضای حقیقی پول باشد. افزایش عرضه پول یا کاهش نرخ ارز، تورم را کاهش می‌دهد و افزایش تولید، تورم را کاهش می‌دهد. تأثیر فعالیت‌های اقتصادی جهانی بر تورم داخلی تحت یک معادله سیستم ثابت نرخ ارز است، که می‌تواند به شرح زیر باشد:

(۸)

$$\pi = \pi(RER, Y, NER, Y_F)$$

Y_F درآمد واقعی خارجی است. در بلندمدت، نرخ ارز واقعی فقط به متغیرهای واقعی بستگی دارد. در کوتاه‌مدت، ممکن است تحت تأثیر متغیرهای مالی و پولی قرار گیرد. نرخ ارز واقعی به عنوان یک تابع مستقیم درآمد واقعی و نرخ تورم و درآمد واقعی خارجی می‌باشد. افزایش درآمد واقعی خارجی، نسبت به درآمد داخلی، ارزش پول ملی را کاهش می‌دهد یا ارز خارجی افزایش ارزش پیدا می‌کند. افزایش تورم بر نرخ ارز واقعی تأثیر می‌گذارد:

(۹)

$$RER = RER(Y, \pi, Y_F)$$

با استفاده از معادله فیشر نرخ سود واقعی را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

(۱۰)

$$RIR = NIR - \pi$$

در کشورهای در حال توسعه، پاسخ نرخ سود اسمی به نرخ واقعی یا انتظاری تورم پائین است. بنابراین نرخ سود واقعی در خلاف جهت نرخ تورم عمل می‌کند. مدل ساختاری که در بالا ذکر شد می‌تواند ساده شده و به عنوان چهار معادله فرم کاهش یافته مشخص شود (حسین، ۲۰۱۶: ۶۲).

(۱۱)

$$Y = Y(RIR, RER, Y_F)$$

(۱۲)

$$\pi = \pi(RER, Y, NER, Y_F)$$

(۱۳)

$$RER = RER(Y, \pi, Y_F)$$

(۱۴)

$$RIR = NIR - \pi$$

۲-۸- پیشینه تحقیق

مطالعاتی چند در خصوص ارتباط بین متغیرهای اقتصاد کلان انجام شده است. از جمله خواجه محمدلو و خداویسی با روش VAR نشان دادند در بلندمدت، نرخ تورم تأثیر منفی بر نرخ بهره دارد اما نرخ ارز تأثیری بر آن ندارد. در کوتاه‌مدت، نرخ ارز تأثیر مثبت بر نرخ بهره دارد اما نرخ تورم تأثیری بر آن ندارد (خواجه محمدلو و خداویسی، ۱۳۹۶: ۲۲۱-۱۹۹).

محمدی و محمودی با روش VAR آشکار کردند هم در کشورهای اسلامی و هم غیراسلامی، نرخ بهره و تورم اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی سرانه دارند (محمدی و محمودی، ۱۳۹۶: ۱۳۸-۱۰۳).

رئیسی و ستوده‌نیا نتیجه‌گیری کردند بیکاری و تورم باعث کاهش رشد اقتصادی در بلندمدت می‌شود (رئیسی و ستوده‌نیا، ۱۳۹۵: ۴).

مطالعه جواهردهی و همکاران با رهیافت Panel-VAR و در کشورهای D8 حاکی است عرضه پول، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن تجاری اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. سایر مطالعات داخلی در جدول (۱) خلاصه شده است (جواهردهی و همکاران، ۱۳۹۵: ۶۵-۳۹).

جدول ۱. مرور اجمالی مطالعات داخلی

پژوهشگر	روش یا مدل	نتایج
عیسوی و مویدفرد، ۱۳۹۵: ۲۲۴-۲۰۷.	VAR	رابطه شاخص تولیدکننده و نرخ سود سالانه منفی و اثر دیگر متغیرها مانند قیمت کل سهام و نرخ ارز واقعی مثبت بوده است و رابطه نرخ تورم با پرداخت عقود اسلامی معنی‌دار نبوده است.
غفاری و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۳۲-۱۰۹.	تعادل عمومی پویای کینزی	افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی باعث کاهش تسهیلات بانکی، سرمایه‌گذاری و تولید ناخالص داخلی بدون نفت شده در نتیجه رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.
غفاری و همکاران، ۱۳۹۲: ۳۱-۱.	DSGE	افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی نه تنها رشد اقتصادی را افزایش نمی‌دهد بلکه باعث کاهش رشد اقتصادی می‌گردد.
احسان‌فر و آملی‌جلودار، ۱۳۹۳: ۱۱۳-۱۰۱.	روش علّیت هشیائو	عدم وجود رابطه علّیت از نرخ سود بانکی به رشد اقتصادی می‌باشد. درباره رابطه علی از رشد اقتصادی به نرخ سود بانکی نیز، نتایج به شکل قوی‌تری عدم وجود این رابطه را نشان می‌دهد.
ابونوری و همکاران، ۱۳۹۲: ۵۲-۲۳.	مدل‌های هم‌انباشتگی و تصحیح خطا	در بلندمدت رابطه مثبت معنادار بین نرخ سود اسمی و نرخ تورم وجود دارد.
دهقان منشادی و پوررحیم، ۱۳۹۲: ۱۹۲-۱۷۱.	VAR	بی‌ثباتی اقتصاد کلان در ایران به عنوان مانع جدی برای رشد واقعی و استمرار آن عمل می‌کند.
محنت‌فر و دهقانی، ۱۳۸۸: ۱۱۲-۹۳.	مدل خودرگرسیون برداری	ریشه تورم در ایران صرفاً یک رابطه پولی نیست و با شکاف تولید ناخالص داخلی نیز ارتباط دارد.
سلطان‌تویه و همکاران، ۱۳۹۱: ۲۰-۱.	مدل رگرسیون خطی غلتان	اثر تورم بر رشد اقتصادی در تمام سطوح تورمی منفی و معنادار بوده است.
عطرکار روشن و قرهی، ۱۳۹۱: ۱۰۹-۸۹.	مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)	در بلندمدت رشد اقتصادی تأثیر منفی بر سطح عمومی قیمت‌ها دارد.
احمدی شادمهری و همکاران، ۱۳۹۰: ۲۴۳-۲۰۳.	آزمون علّیت گرنجری و علّیت هشیائو	در کشورهایی که مورد بررسی قرار گرفته‌اند رابطه علّیت از تغییرات نرخ بهره به تغییرات نرخ تورم وجود دارد، اما در دیگر کشورها تغییر نرخ بهره علت تغییر نرخ تورم نیست.
توکلی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱-۱۳.	روش سیستم معادلات شبه مرتبط - گارچ	نوسانات نرخ ارز اثر مثبت و معناداری بر تولید در کشور داشته است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برخی مطالعات خارجی نیز به بررسی ارتباط بین متغیرهای اقتصاد کلان پرداختند. از جمله اسویگر و میلوس[1] با مطالعه داده‌های دو کشور اتریش و ایتالیا نتیجه گرفتند تورم متغیری کم‌اهمیت برای رشد اقتصادی است (اسویگر و میلوس، ۲۰۱۷: ۱۰۱-۹۱).

مطالعه اناری و کلاری[2] با بررسی ارتباط متغیرهای نرخ بهره جهانی، نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی و با اتکا به نتایج روش VAR از نظریه‌های فیشر و ویکسل حمایت می‌کند (اناری و کلاری، ۲۰۱۶: ۱۴۴-۱۲۹).

حسین بر اساس روش SVAR نتیجه می‌گیرد یک محیط با ثبات کلان اقتصادی به توسعه بخش مالی اسلامی کمک می‌کند که منجر به رشد اقتصادی می‌شود (حسین، ۲۰۱۶: ۷۳-۵۶).

اقبال و همکاران[3] با روش VAR نشان دادند نرخ ارز حقیقی تأثیر مثبت بر رشد تولید و تورم در پاکستان دارد (اقبال و همکاران، ۲۰۱۴: ۲۶۵-۲۵۹).

مطالعه سامیه و اورابی[4] حاکی است که تورم باعث افزایش نرخ بهره در اردن می‌شود (سامیه و اورابی، ۲۰۱۳: ۳۵۴-۳۴۱).

انیو و همکاران[5] ادعا می‌کنند رابطه منفی قوی بین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ تورم در غنا وجود دارد (انیو و

1. Švigir & Miloš (2017)
2. Anari & Kolari (2016)
3. Iqbal et al. (2014)
4. Saymeh & Orabi (2013)
5. Enu et al. (2013)

همکاران، ۲۰۱۳: ۳۱۸-۳۱۰).

داتا و موخوپادهیای[1] با مدل تصحیح خطا برای کشور مالزی آشکار می‌سازند در کوتاه‌مدت علّیت از تورم به رشد اقتصادی وجود دارد، اما در بلندمدت رشد اقتصادی باعث تورم می‌شود (داتا و موخوپادهیای، ۲۰۱۱: ۴۱۹-۴۱۵).

با توجه به مبانی نظری و تجربی مطرح‌شده بررسی ارتباط میان متغیرهای اقتصاد کلان اهمیت زیادی دارد. از این رو، هدف این مطالعه بررسی رابطه نرخ تورم، نرخ سود و نرخ ارز با رشد اقتصادی در کشورهای مسلمان است.

۳- روش شناسی

این پژوهش برای ۱۰ کشور اسلامی (بحرین، بنگلادش، مصر، اندونزی، ایران، مالزی، پاکستان، کویت، عمان و قطر) در بازه زمانی سال‌های ۲۰۱۶-۲۰۰۰ انجام گرفته است. این مطالعه با توجه به اشتراکات فرهنگی این کشورها و دغدغه مشترک این کشورها در خصوص اقتصاد اسلامی اهمیت دارد. همچنین در این مطالعه، از روش‌های جدید اقتصادسنجی، مانند الگوی Panel-VAR برای بررسی ارتباط متغیرها استفاده می‌شود. این روش امکان می‌دهد که اولاً با تلفیق داده‌های کشورهای مختلف در سال‌های مختلف از مشاهدات بیشتری استفاده شود، ثانیاً از مزایای داده‌های پانل بهره گرفته شود و ثالثاً ارتباط دوسویه متغیرهای کلان به صورت همزمان بررسی شود. مطالعه حاضر جزء معدود مطالعات داخلی است که به بررسی موضوع با روش Panel-VAR می‌پردازد. این الگو برای بررسی ارتباط پویای بین متغیرها مناسب است. الگوهای Panel-VAR این امکان را ایجاد می‌کند که ارتباط بین متغیرها در مقاطع گوناگون مورد بررسی قرار گیرد. به کمک این روش می‌توان ارتباط بین متغیر وابسته را با مقادیر گذشته آن و همچنین مقادیر گذشته سایر متغیرها تبیین کرد. فرم خلاصه شده اقتصادسنجی Panel-VAR به صورت زیر می‌باشد:

(۱۵)

$$X_{it} = \Gamma(L)X_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$

جایی که X_{it} برداری از متغیرهای وابسته و $\Gamma(L)$ یک ماتریس چند جمله‌ای با عملگر وقفه‌ای به صورت $\Gamma(L) = \Gamma_1(L^1) + \Gamma_2(L^2) + ... + \Gamma_p(L^p)$، u_i برداری از اثرات خاص (انفرادی) کشورها و ε_{it} بردار اجزای اخلال هستند.

پارامترهای معادله (۱۵) را می‌توان به صورت مشترک با اثرات ثابت یا به صورت مستقل بعد از به کار گرفتن برخی تبدیل‌ها با اثرات ثابت با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به صورت معادله به معادله تخمین زد. با توجه به وجود متغیر وابسته با وقفه در سمت راست سیستم معادلات، تخمین پارامترها ممکن است حتی با وجود N بزرگ تورش‌دار شود (نیکل[2]، ۱۹۸۱: ۱۴۱۸). اگرچه که تورش زمانی که T بزرگ شود به سمت صفر میل می‌کند، اما نتایج شبیه‌سازی جودسون و اوون[3] (۱۹۹۹) در $T = ۳۰$ تورش معناداری را نتیجه می‌دهد. تخمین زننده‌های متفاوتی بر اساس روش GMM به‌منظور محاسبه تخمین‌های سازگار در معادله (۱۵) پیشنهاد شده است. به منظور انحراف از تعامد[4] یا تفاضل داده، از میانگین داده‌های پسین[5] (فرایند هلمرت[6]) استفاده می‌شود. به این ترتیب که با تبدیل همه متغیرهای مدل به انحراف از میانگین داده‌های پسین اثرات ثابت حذف می‌شود. اگر مقادیر سری مورد نظر به صورت $X_{it} = (X_{it}^1, X_{it}^2, ..., X_{it}^M)'$ و مقادیر آتی X_{it}^M جزئی از این بردار باشند، میانگین آنها به صورت $\overline{X}_{it}^m = \sum_{s=t+1}^{T_i} X_{is}^m / (T_i - t)$ به دست می‌آید که در آن T_i دوره آخر از داده‌های دسترس برای سری کشورهای i است و t نیز نشانگر زمان است. انحراف از تعامد اجزای اخلال $\tilde{\varepsilon}_{it}^m$ نیز به همین ترتیب به دست می‌آید. بنابراین داریم:

(۱۶)

$$\tilde{X}_{it}^m = \delta_{it}(X_{it}^M - \overline{X}_{it}^m)$$

(۱۷)

$$\tilde{\varepsilon}_{it}^m = \delta_{it}(\varepsilon_{it}^m - \overline{\varepsilon}_{it}^m)$$

که در دو رابطه فوق $\delta_{it} = \sqrt{(T_i - t)/(T_i - t + 1)}$ است. باید توجه داشت که برای آخرین داده در دسترس، این تبدیل غیرقابل محاسبه است؛ زیرا مقدار و ارزش داده بعدی برای به دست آوردن میانگین پسین، در اختیار نیست. شکل تبدیل شده رابطه (۱۵) به صورت زیر خواهد بود:

(۱۸)

$$\tilde{X}_{it} = \Gamma(L)\tilde{X}_{it} + \tilde{\varepsilon}_{it}$$

1. Datta & Mukhopadhyay (2011)

2. Nickell (1981)
3. Judson & Owen (1999)
4. Orthogonal
5. Forward Mean
6. Helmert

که در آن $\tilde{X}_{it} = (\tilde{X}_{it}^{1}, \tilde{X}_{it}^{2}, ..., \tilde{X}_{it}^{M})'$ و $\tilde{\varepsilon}_{it} = (\tilde{\varepsilon}_{it}^{1}, \tilde{\varepsilon}_{it}^{2}, ..., \tilde{\varepsilon}_{it}^{M})'$ هستند.

مزیت تبدیل هلمرت برای از بین بردن اثرات ثابت نسبت به روش تفاضل‌گیری مرتبه اول این است که در دومی شکاف[1] بین داده‌های پانلی در داده‌های پانلی نامتوازن بیشتر خود را نشان می‌دهد، اما در اولی چنین مشکلی ندارد و بنابراین استفاده از آن برای پانل نامتوازن مناسب‌تر است. این تبدیل در واقع یک انحراف عمودی است، به طوری‌که هر مشاهده به صورت انحراف از میانگین وزنی مشاهدات بعدی بیان می‌شود. اگر اجزای اخلال رابطه، همبسته نباشند و دارای واریانس ثابتی باشند، جملات خطای تبدیل شده باید ویژگی‌های مشابهی داشته باشند و بنابراین با این تبدیل مشکل ناهمسانی واریانس و وجود همبستگی سریالی ایجاد نمی‌شود (بوبتانه و همکاران، ۲۰۱۳: ۴۰۵-۴۰۲).

بر اساس روش شناسی مطرح شده می‌توان متغیرهای مورد استفاده در الگوی Panel-VAR را به صورت جدول (۲) نمایش داد. این متغیرها در بسیاری از مطالعات پیشین، همچون مطالعه (حسین، ۲۰۱۶: ۱۲-۱۰) استفاده شدند. لازم به ذکر است که در این پژوهش متغیرهای رشد اقتصاد جهان و رشد نرخ بهره فدرال رزرو برون‌زا و سایر متغیرها درون‌زا در نظر گرفته شدند. داده‌های مورد نیاز این تحقیق همگی از سایت بانک جهانی جمع‌آوری شدند.

جدول ۲. معرفی متغیرها

متغیر	نماد	واحد
تورم	INF	درصد
نرخ سود واقعی	RIR	درصد
نرخ واقعی مؤثرارز	REER	درصد
رشد اقتصادی	GDP	درصد
رشد اقتصاد جهان	World Growth (WG)	درصد
رشد نرخ بهره فدرال رزرو (نماینده نرخ بهره جهانی)	Federal Funders Rate (FF)	درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤- نتایج برآورد مدل

پیش از برآورد مدل، لازم است مانایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمین‌ها آزمون شود، زیرا استفاده از داده‌های نامانا می‌تواند منجر به رگرسیون کاذب شود. برای این منظور، از آزمون آیم، پسران و شین (IPS) استفاده شده است. نتایج در جدول (۳) نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبتنی بر نامانایی متغیرها رد می‌شود، یعنی کلیه متغیرهای مدل مانا هستند.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد آیم، پسران و شین

نام متغیر	متغیرها	مقدار آماره	سطح احتمال	وضعیت مانایی
نرخ تورم	INF	-۳/۲۵	۰/۰۰	I(۰)
نرخ بهره واقعی	RIR	-۵/۵۸	۰/۰۰	I(۰)
نرخ ارز واقعی مؤثر	REER	-۲/۵۴	۰/۰۰	I(۰)
رشد اقتصادی	GDP	-۳/۸۶	۰/۰۰	I(۰)
رشد جهانی اقتصاد	GW	-۷/۲۸	۰/۰۰	I(۰)
نرخ بهره خارجی (نرخ بهره فدرال رزرو)	FR	-۳/۹۶	۰/۰۰	I(۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

قبل از برآورد مدل Panel VAR با توجه به اینکه ممکن است سری‌های زمانی و متغیرها رفتارهای غیرخطی از خود نشان دهند، از آزمون BDS[2] استفاده می‌شود. این آزمون برای بررسی روابط خطی یا غیرخطی در سری‌های زمانی استفاده می‌شود. آزمون فوق بر مبنای انتگرال همبستگی که تصادفی بودن فرایند ایجادکننده یک سری زمانی را در مقابل وجود همبستگی کلی در آن را ارزیابی می‌کند، عمل می‌نماید. نتایج این آزمون برای متغیرهای نرخ تورم، نرخ بهره واقعی، نرخ ارز واقعی مؤثر و رشد اقتصادی در جدول (۴) گزارش شده است. لازم به ذکر است که حداکثر ابعاد در نظر گرفته شده برابر ۴ است.

جدول ٤. نتایج آزمون BDS

ابعاد	نرخ تورم	نرخ ارز واقعی مؤثر	نرخ بهره واقعی	رشد اقتصادی
۲	-۰/۰۰۶۹۸۲ (۰/۱۶)	۰/۰۰۴۱۳۰ (۰/۰۹)	-۰/۰۰۰۶۲۳ (۰/۹۴)	۰/۰۰۰۰۴۹۵ (۰/۹۳)
۳	-۰/۰۰۲۸۴۴ (۰/۱۲)	۰/۰۰۸۱۷۰ (۰/۰۶)	-۰/۰۰۰۱۸۷ (۰/۹۲)	۰/۰۰۰۱۴۸ (۰/۹۱)
۴	-۰/۰۰۴۲۴۳ (۰/۰۸)	۰/۰۱۲۰۰۳ (۰/۰۴)	-۰/۰۰۰۳۷۵ (۰/۹۰)	-۰/۰۰۰۰۱۹۶ (۰/۹۹)

نکته: اعداد داخل پرانتز مقادیر احتمال مربوط به آزمون BDS است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول، فرضیه صفر این آزمون یعنی غیرتصادفی بودن سری در مقابل فرضیه مقابل (غیرخطی بودن سری) پذیرفته می‌شود. لذا می‌توان گفت سری‌های فوق رفتار خطی از خود نشان می‌دهند.

1. Gap

2. Brock, Dechert and Scheinkman

جدول ۵. تعیین وقفه بهینه مدل

lag	CD	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
۱	۰/۹۶۸۷۶۳۹	۰/۸۰۹۳۶۵۷	−۱۸۳/۶۰۲۲	−۵۶/۶۷۱۴۱	−۱۰۸/۰۹۴۸
۲	۰/۹۶۵۸۲۵۵	۰/۴۲۱۰۰۶۸	−۱۱۵/۶۸۳	−۳۱/۰۶۲۴۹	−۶۵/۳۴۴۷۴
۳	۰/۹۳۰۲۰۲۷	۰/۱۵۲۰۴۹۳	−۵۲/۵۷۸۰۱	−۱۰/۲۶۷۷۵	−۲۷/۴۰۸۸۸

مأخذ: محاسبات تحقیق (حداکثر وقفه: ۳)

جدول ٦. تخمین مدل Panel VAR

		Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf	Interval]
GDP	GDP LI.	۰/۶۹۵۴۱۵۷	۰/۰۶۷۵۹۶۸	۱۰/۲۹	۰/۰۰۰	۰/۵۶۲۹۲۸۳	۰/۸۲۷۹۰۳
	INF LI.	۰/۲۴۹۷۰۸۴	۰/۰۸۸۴۳۴۹	۲/۸۲	۰/۰۰۵	۰/۰۷۶۳۷۹۱	۰/۴۲۳۰۳۷۶
	RIR LI.	۰/۰۸۴۴۹۶۸	۰/۰۲۱۱۲۷۹	۴/۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۴۳۰۸۶۹	۰/۱۲۵۹۰۶۷
	REER LI.	۰/۰۴۸۴۱۸۱	۰/۰۲۷۷۰۲۸	۱/۷۵	۰/۰۸۱	−۰/۰۰۵۸۷۸۵	۰/۱۰۲۷۱۴۶
	WGLI.	۰/۰۴۸۴۱۸۱	۰/۲۰۸۵۳۳	۷/۴۳	۰/۰۰۰	۱/۱۴۰۴۱۶	۱/۹۵۷۸۵
	FFLI.	−۰/۰۰۸۸۲۹۷	۰/۱۶۴۲۷۰۴	−۰/۰۵	۰/۹۵۷	−۰/۳۳۰۷۹۳۸	۰/۳۱۳۱۳۴۳
INF	GDP LI.	۰/۱۱۳۱۹۶۳	۰/۰۸۰۸۸۵۶	۱/۴۰	۰/۱۶۲	−۰/۰۴۵۳۳۶۷	۰/۲۷۱۷۲۹۲
	INF LI.	۰/۸۲۶۲۹۲۹	۰/۱۰۷۵۵۳۳	۷/۶۸	۰/۰۰۰	۰/۶۱۵۴۹۲۴	۱/۰۳۷۰۹۳
	RIR LI.	۰/۰۱۷۹۳۵	۰/۰۱۳۸۲۰۵	۱/۳۰	۰/۱۹۴	−۰/۰۰۹۱۵۸۶	۰/۰۴۵۰۲۲۷
	REER LI.	۰/۰۱۹۹۶۳۳	۰/۰۳۴۳۲۸۷	۰/۵۸	۰/۵۶۱	−۰/۰۴۷۳۱۹۷	۰/۰۸۷۲۴۶۲
	WGLI.	۰/۱۲۵۵۶۹۱	۰/۲۱۸۷۴۹۵	۰/۵۷	۰/۵۶۶	−۰/۳۰۳۱۷۲۱	۰/۵۵۴۳۱۰۲
	FFLI.	۰/۳۰۱۱۰۳۴	۰/۱۴۲۳۳۵	۲/۱۲	۰/۰۳۴	۰/۰۲۲۱۳۱۹	۰/۵۸۰۰۷۴۸
RIR	GDP LI.	−۱/۹۱۷۹۷۷	۰/۳۲۵۰۵۳۷	−۵/۹۹۰	۰/۰۰۰	−۲/۵۵۵۰۷۱	−۱/۲۸۰۸۸۴
	INF LI.	−۱/۸۵۹۸۹۸	۰/۴۶۲۲۳۶۹	−۴/۰۲	۰/۰۰۰	−۲/۷۶۵۸۶۶	−۰/۹۵۳۹۳۰۷
	RIR LI.	−۰/۰۳۵۴۵۴۴	۰/۰۴۳۰۳۲۹	−۰/۸۲	۰/۴۱۰	−۰/۱۱۹۷۹۷۳	۰/۰۴۸۸۸۸۵
	REER LI.	−۰/۲۵۳۳۹۷۷	۰/۱۴۲۷۷۴۸	−۱/۷۷	۰/۰۷۶	−۰/۵۳۳۲۳۱۲	۰/۰۲۶۴۳۵۸
	WGLI.	−۰/۳۵۳۲۰۶	۰/۹۸۸۷۲۷۲	−۷/۴۴	۰/۰۰۰	−۹/۲۹۱۰۷۶	−۵/۴۱۵۳۳۶
	FFLI.	۰/۷۸۹۶۰۶۲	۰/۷۰۷۲۹۷۴	۱/۱۲	۰/۲۶۴	۰/۵۹۶۶۷۱۲	۲/۱۷۵۸۸۴
REER	GDP LI.	−۱/۶۱۰۳۵۸	۰/۲۴۲۳۵۶۴	−۶/۶۴	۰/۰۰۰	−۲/۰۸۵۳۶۷	−۱/۱۳۵۳۴۸
	INF LI.	−۱/۰۱۰۹۵۱	۰/۲۹۲۳۱۶	−۳/۴۶	۰/۰۰۱	−۱/۵۸۳۸۷۹	−۰/۴۳۸۰۲۱۸
	RIR LI.	−۰/۲۳۳۷۹۹۴	۰/۰۶۸۳۲۵۷	−۳/۴۲	۰/۰۰۱	−۰/۳۶۷۷۱۵۳	−۰/۰۹۹۸۸۳۶
	REER LI.	۰/۶۵۰۸۰۲۸	۰/۱۰۷۵۲۳۳	۶/۰۵	۰/۰۰۰	۰/۴۴۰۰۶۱	۰/۸۶۱۵۴۴۷
	WGLI.	−۱/۳۸۶۴۲۲	۰/۵۶۵۲۲۴۶	−۲/۴۵	۰/۰۱۴	−۲/۴۹۴۲۴۲	−۰/۲۷۸۶۰۲۴
	FFLI.	−۰/۶۷۸۹۷۲۵	۰/۵۳۹۵۵۰۶	−۱/۲۶	۰/۲۰۸	−۱/۷۳۶۴۷۲	۰/۳۷۸۵۲۷۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

اولین گام در برآورد مدل Panel VAR تعیین وقفه بهینه مدل است. برای این منظور از آمارهای اطلاعاتی تعدیل شده آکائیک[1]، شوارتز[2] و هنان کوئین[3] استفاده شده است. نتایج در جدول (۵) گزارش شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در وقفه یک مدل دارای کمترین مقدار MBIC، MAIC و MQIC است و بنابراین وقفه بهینه می‌باشد. همچنین فرض صفر آزمون J معتبر رد نشده است که نشان‌دهنده این است که مدل دقیقاً قابل تشخیص است. مقدار آماره CD نیز در وقفه یک بالاترین مقدار را دارد که بدین معنی است که مدل در این وقفه دارای کمترین وابستگی مقطعی است.

در ادامه تخمین مدل Panel VAR با یک وقفه انجام شده است که نشان‌دهنده اثر کوتاه‌مدت متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته است. به بیان دیگر، تأثیر مقدار دوره قبل کوتاه‌مدت متغیرهای توضیحی را بر متغیر وابسته نشان می‌دهد. این نتایج در جدول (۶) درج شده است.

برای نمونه در جدول (۶) مشاهده می‌گردد وقفه اول نرخ تورم نیز با ضریب ۰/۲۴۹۷۰۸۴ دارای اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی می‌باشد. به بیان دیگر یک واحد افزایش در نرخ تورم در یک دوره منجر به ۰/۲۵ واحد افزایش در رشد اقتصادی کشورهای مسلمان در دوره بعد می‌شود. سایر ضرایب از اثر مثبت نرخ سود، نرخ ارز و رشد جهانی اقتصاد بر رشد اقتصادی، اثر مثبت رشد اقتصادی، نرخ سود و نرخ ارز بر نرخ تورم، اثر منفی رشد اقتصادی کشور، رشد جهانی اقتصاد و نرخ تورم بر نرخ سود، اثر مثبت نرخ بهره خارجی بر نرخ سود، تأثیر منفی رشد اقتصادی، نرخ تورم، نرخ سود، رشد جهانی اقتصاد و نرخ سود خارجی بر نرخ ارز حکایت می‌کنند؛ همه این آثار مربوط به ارتباط دوره فعلی با دوره بعد می‌باشد و در واقع اثر کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. در ضمن، تأثیر نرخ بهره خارجی بر رشد اقتصادی معنادار نیست.

قبل از بیان نتایج مربوط به آزمون پایداری مدل و تحلیل‌های مربوط به IRF و تجزیه واریانس، نتایج آزمون همخطی نشان می‌دهد که بین متغیرهای توضیحی هیچگونه ارتباطی وجود ندارد. نتایج آزمون VIF در جدول (۷) ارائه شده است.

همان‌گونه که نتایج آزمون VIF نشان می‌دهد بین متغیرها هیچگونه رابطه هم‌خطی وجود ندارد. در مرحله بعد، نتایج آزمون ثبات مدل یا پایداری مدل در جدول (۸) انجام شده که به این اشاره دارد که مدل معکوس‌پذیر است و شامل بی‌نهایت بردار میانگین متحرک است که می‌تواند برای تفسیر توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس به کار رود. نتایج پایداری[4] مدل در نمودار (۱) نشان داده شده است؛ با توجه به اینکه مقادیر ویژه این مدل کمتر از یک بوده و ریشه ماتریس کامپانین در داخل دایره واحد قرار گرفته است، لذا شرط ثبات (پایداری) در مدل Panel VAR برقرار است.

جدول ۷. نتایج آزمون همخطی بین متغیرهای مدل

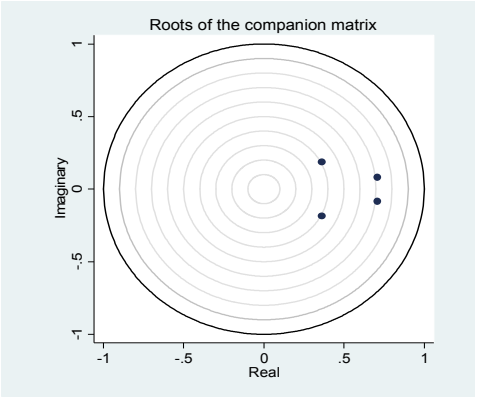
متغیر	VIF	$\frac{۱}{VIF}$
WG	۱/۵۴	۰/۶۵
FF	۱/۴۷	۰/۶۷
INF	۱/۲۱	۰/۸۲
RIR	۱/۲۰	۰/۸۳
GDP	۱/۱۹	۰/۸۳
REER	۱/۰۸	۰/۹۲
میانگین VIF	۱/۲۸	

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۸. آزمون پایداری مدل

Eigenvalue stability condition		
Eigenvalue		
Real	Imaginary	Modulus
۰/۷۰۷۸۱۲۶	−۰/۰۸۳۰۹۲	۰/۷۱۲۶۷۳۱
۰/۷۰۷۸۱۲۶	۰/۰۸۳۰۹۲	۰/۷۱۲۶۷۳۱
۰/۳۶۰۷۱۵۹	−۰/۱۸۶۲۵۳۹	۰/۴۰۵۹۶۳۶
۰/۳۶۰۷۱۵۹	۰/۱۸۶۲۵۳۹	۰/۴۰۵۹۶۳۶
All the eigenvalues lie inside the unit circle. PVAR satisfies stability condition.		

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ۱. نمودار تعیین پایداری مدل

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Modified Akaike Information Criterion
2. Modified Schwarrtz Information Criterion
3. Modified Hannan-Quinn Information Criterion

4. Eigen Value

پس از مشخص شدن مانایی و انتخاب وقفه بهینه یک (بر اساس معیارهای آکائیک و شوارتز) آزمون گرنجری را انجام می‌دهیم. طبق نتایج گزارش شده در جدول (۹)، با توجه به ارزش احتمال آزمون کای- دو نرخ تورم، نرخ سود، و نرخ ارز در بلندمدت علت گرنجری رشد اقتصادی هستند و فرضیه H_0 مبنی بر اینکه تورم، نرخ سود و نرخ ارز علت گرنجری رشد اقتصادی نیستند، رد می‌شود؛ هیچ کدام از متغیرهای رشد اقتصادی، نرخ سود و نرخ ارز علت گرنجری نرخ تورم نیستند؛ نرخ تورم و نرخ ارز علت گرنجری نرخ سود هستند. در نهایت، متغیرهای رشد اقتصادی، نرخ تورم و نرخ سود علت گرنجری نرخ ارز هستند.

جدول ۹. آزمون علّیت گرنجری

panel VAR-Granger causality Wald test Ho: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable Ha: Excluded variable Granger-causes Equation variable				
Equation \ Excluded		chi2	df	Prob > chi2
GDP				
	INF	۷/۹۷۳	۱	۰/۰۰۵
	RIR	۱۵/۹۹۴	۱	۰/۰۰۰
	REER	۳/۰۵۵	۱	/۰۸۱
	ALL	۲۱/۱۶۴	۳	۰/۰۰۰
INF				
	GDP	۱/۹۵۸	۱	۰/۱۶۲
	RIR	۱/۶۸۴	۱	۰/۱۹۴
	REER	۰/۳۳۸	۱	۰/۵۶۱
	ALL	۳/۰۷۰	۳	۰/۳۸۱
RIR				
	GDP	۳۴/۸۱۶	۱	۰/۰۰۰
	INF	۱۶/۱۹۰	۱	۰/۰۰۰
	REER	۳/۱۵۰	۱	۰/۰۷۶
	ALL	۵۱/۸۱۱	۳	۰/۰۰۰
REER				
	GDP	۴۴/۱۵۱	۱	۰/۰۰۰
	INF	۱۱/۹۶۱	۱	۰/۰۰۱
	RIR	۱۱/۷۰۹	۱	۰/۰۰۱
	ALL	۵۴/۱۶۸	۳	۰/۰۰۰

مأخذ: محاسبات تخمین

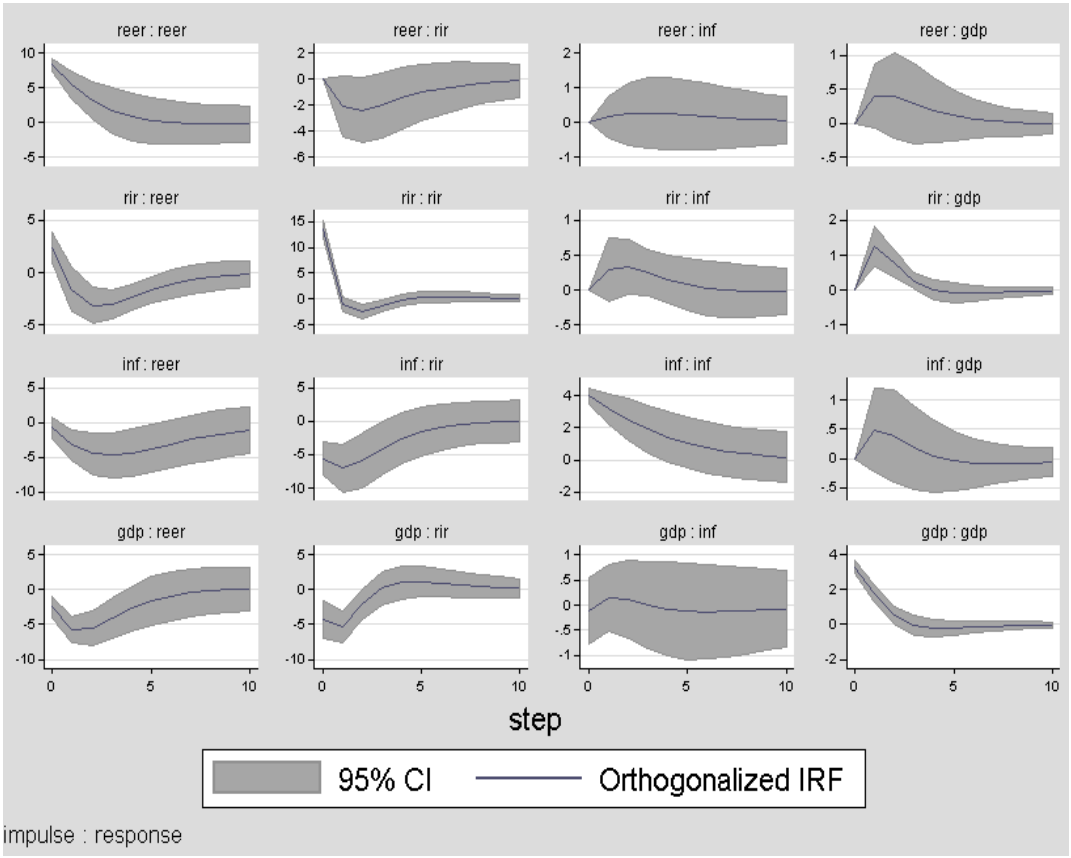
در نمودار (۲) بر اساس توابع عکس‌العمل آنی نشان داده می‌شود که اگر یک تغییر ناگهانی (شوک) در یک متغیر رخ دهد، اثر آن بر روی خود متغیر و دیگر متغیرها در طول دوره‌های مختلف چه مقدار خواهد بود.

خطوط پررنگ وسط بیانگر عکس‌العمل آنی متغیرها بوده و حاشیه‌های بالا و پایین، کرانه‌های مثبت و منفی برای انحراف معیار عکس‌العمل‌های آنی در سطح اطمینان ۹۵ درصد می‌باشند که با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو[1] با ۱۰۰۰ بار تکرار محاسبه شده است.

همان‌طور که در شکل نمایان است در ستون‌های اول، دوم، سوم و چهارم متغیرهای وابسته به ترتیب از چپ به راست عبارتند از نرخ ارز (REER)، نرخ سود (RIR)، نرخ تورم (INF) و رشد اقتصادی (GDP). باید توجه داشت که در ردیف اول شوک نرخ ارز در دوره صفر رخ می‌دهد و پس از آن در طول دوره‌ها هیچ شوک دیگری ایجاد نمی‌شود. اثر REER از شوک‌های خودش REER بوده است به گونه‌ای که بعد از چند دوره به سمت صفر میل می‌کند؛ بنابراین یک شوک مثبت در REER باعث افزایش REER می‌شود. بر اساس نمودار فوق اثر این شوک تا حدودی کوتاه‌مدت بوده به‌نحوی که بعد از چند دوره اثر مثبت شوک حذف می‌شود. تأثیر شوک REER بر RIR منفی است، به گونه‌ای که این روند به‌صورت کوتاه‌مدت بوده و پس از یک دوره کوتاه به سطح تعادلی باز می‌گردد. با اندک نوسانات در تفاضل نرخ‌های بهره داخل و خارج از کشور نقل و انتقال سرمایه صورت می‌گیرد. تئوری تأثیر بین‌المللی فیشر بیان می‌کند که ارزهای خارجی با نرخ بهره نسبتاً بالا به سمت کم بها شدن خواهند رفت زیرا نرخ بهره اسمی بالا منعکس کننده نرخ تورم مورد انتظار است. این تئوری همچنین مشخص می‌کند که تغییرات در نرخ ارز نقطه‌ای بین دو کشور به سمت یکسان کردن تغییرات در نرخ بهره اسمی خواهد رفت. تأثیر شوک REER بر INF نیز مطابق انتظارات مثبت است. چرا که با افزایش نرخ ارز میزان خالص صادرات افزایش خواهد یافت اما باید توجه داشت که این عامل می‌تواند هزینه‌های تولید را افزایش دهد که این خود می‌تواند منجر به افزایش قیمت‌ها به‌صورت تدریجی و ایجاد تورم شود. همچنین اثرات شوک متغیر نرخ ارز درکوتاه‌مدت پایدار می‌ماند. تأثیر شوک REER بر GDP مثبت بوده که بعد از چند دوره به سمت صفر میل می‌کند؛ با تنزل ارزش پول رایج یک کشور، قیمت کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی، گران‌تر می‌شود و رقابت بین‌المللی بهبود می‌یابد. نتیجه نهایی می‌تواند بهبود فعالیت‌های اقتصادی باشد. اثرات شوک نرخ ارز بعد از چند دوره پایدار می‌شود و به سمت

1. Monte Carlo

صفر میل می‌کند. پس فرضیه ما مبنی بر تأثیر منفی نرخ ارز بر رشد اقتصادی رد می‌شود.



نمودار ۲. نمودار تحلیل واکنش‌های آنی

مأخذ: محاسبات تحقیق

تأثیر شوک RIR بر REER ابتدا در یک دوره کوتاه‌مدت مثبت سپس در یک دوره بسیار کوتاه‌مدت دیگرمنفی و بعد از آن مثبت شده است و در نهایت در حدود چند دوره به سمت ثبات پیش رفته است. زمانی که نرخ بهره داخلی پایین‌تر از نرخ بهره خارجی باشد، از ارزش پول رایج خارجی کاسته خواهد شد زیرا با فراتر رفتن میزان نرخ بهره خارجی از نرخ بهره داخلی، پول رایج خارجی با افت بها روبه رو خواهد شد. تأثیر RIR از شوک‌های ناشی از خود RIR مثبت است. در یک دوره بسیار کوتاه‌مدت این اثر منفی شده است و سپس اثر شوک از بین می‌رود و به سمت پایداری پیش می‌رود. واکنش INF از شوک‌های ناشی از RIR مثبت بوده است که بعد از پنج دوره اثر شوک از بین می‌رود. افزایش نرخ بهره می‌تواند سبب افزایش سطح قیمت‌ها شود. بر طبق نظر برزوزا–برززینا (۲۰۰۲) تورم می‌تواند نرخ بهره واقعی را به میزان کاهش ارزش پول کاهش دهد. اثر این شوک بعد از چند دوره حذف می‌شود. واکنش GDP از شوک‌های ناشی از RIR مثبت بوده است که بعد از یک دوره بسیار کوتاه‌مدت به سمت صفر میل می‌کند. افزایش غیرمنطقی نرخ بهره حقیقی موجب کاهش سرمایه‌گذاری‌های جدید و سوددهی بنگاه‌های اقتصادی و افزایش هزینه‌های تأمین مالی می‌شود که نتیجه نهایی آن تضعیف بخش تولید، کاهش اشتغال و عدم تحقق رشد اقتصادی می‌شود. در این بخش فرضیه ما مبنی بر تأثیر منفی نرخ سود بر رشد اقتصادی نیز رد می‌شود.

واکنش REER از شوک‌های ناشی از INF منفی بوده است و پس از پنج دوره به سطح اثر شوک از بین می‌رود. با کاهش ارزش پول ملی یک کشور یا به عبارتی افزایش تورم میزان واردات افزایش پیدا می‌کند. این عامل باعث افزایش تقاضا برای ارز خارجی می‌شود که در نهایت منجر به افزایش نرخ ارز خواهد شد. واکنش RIR از شوک‌های ناشی از INF منفی بوده است، پس از هفت الی هشت دوره اثر شوک تورم از بین می‌رود و نرخ سود به سطح پایدار خود باز می‌گردد. با افزایش یافتن نرخ تورم سپرده‌گذاران برای جلوگیری از کاهش

ارزش پول خود به بانک‌ها هجوم می‌آورند، برای جلوگیری از خروج سپرده‌های مردم از بانک‌ها، بانک‌ها نرخ سود را به صورت دستوری افزایش می‌دهند.

واکنش INF از شوک‌های خود INF مثبت بوده که بعد از دو دوره به سمت صفر میل می‌کند؛ یک شوک مثبت در INF باعث افزایش INF می‌شود. بر اساس نمودار فوق اثر این شوک تا حدودی کوتاه‌مدت بوده به نحوی که بعد از دوره‌ای کوتاه‌مدت اثر مثبت شوک حذف می‌شود. واکنش GDP از شوک‌های ناشی از INF مثبت بوده است که بعد از چند دوره اثر شوک از بین می‌رود و به سمت صفر میل می‌کند. با توجه به مبانی نظری که ارائه شده است بسیاری از اقتصاددانان اعتقاد به ارتباط منفی تورم و رشد اقتصادی دارند. برخی نیز اعتقاد دارند که با افزایش رشد اقتصادی، میزان صادرات افزایش و میزان واردات کاهش می‌یابد و این باعث کاهش تورم می‌شود. از طرفی با رشد اقتصادی فراوان، عرضه ارز افزایش می‌یابد و این امر می‌تواند منجر به کاهش تورم شود. از طرف دیگر، افزایش تقاضا چه به صورت خارجی و چه به‌صورت داخلی باعث افزایش تورم می‌شود.

واکنش REER از شوک‌های GDP منفی بوده است، اثر این شوک در دوره‌ای بلندمدت ادامه داشته است و پس از چندین دوره اثر شوک از بین رفته و نرخ ارز افزایش یافته است. با افزایش یافتن رشد اقتصادی میزان صادرات افزایش و میزان واردات کاهش می‌یابد و این امر باعث کاهش نرخ ارز خواهد شد. واکنش RIR از شوک‌های GDP منفی بوده است. اثر این شوک در بلندمدت تأثیرگذار بوده است و پس از یک دوره طولانی از بین رفته است. واکنش INF از شوک‌های GDP نیز مثبت بوده است، با توجه به مبانی نظری که ارائه شده است بسیاری از اقتصاددانان اعتقاد به ارتباط منفی تورم و رشد اقتصادی دارند، برخی نیز اعتقاد دارند که با افزایش یافتن رشد اقتصادی میزان صادرات افزایش و میزان واردات کاهش می‌یابد و این باعث کاهش تورم می‌شود. واکنش تورم به رشد اقتصادی به گونه‌ای است که بعد از یک دوره بسیار کوتاه پایدار شده و به سمت صفر میل می‌کند. واکنش GDP از شوک‌های خود GDP مثبت بوده که بعد از یک دوره کوتاه به سمت صفر میل می‌کند؛ یک شوک مثبت در GDP باعث افزایش GDP می‌شود. بر اساس نمودار فوق اثر این شوک تا حدودی کوتاه‌مدت بوده به نحوی که بعد از این دوره اثر مثبت شوک حذف می‌شود.

با استفاده از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم متغیرهای موجود در الگو از تغییرات هر یک از متغیرها در طول زمان مشخص می‌شود. روش تجزیه واریانس، خطای پیش‌بینی قدرت نسبی زنجیره علّیت گرنجر[1] یا درجه برون‌زایی متغیرها در ماورای نمونه را اندازه‌گیری می‌کند. منظور از محاسبه شاخص تجزیه واریانس این است که مشخص شود به طور نسبی میزان سهم و اهمیت تکانه ناشی از هر متغیر، در تغییرات خود نسبت به تغییرات سایر متغیرها چقدر است. به بیانی دیگر، در روش تجزیه واریانس، سهم شوک‌های وارد شده بر متغیرهای مختلف الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر مشخص می‌شود. برای اندازه‌گیری سهم متغیرهای رشد اقتصادی، تورم، نرخ سود واقعی و نرخ ارز به تجزیه واریانس می‌پردازیم، نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای متغیرهای مورد مطالعه در یک دوره ۱۰ ساله در جدول (۱۰) آورده شده است.

با توجه به اینکه خطای پیش‌بینی هر سال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود، طی دوره مورد بررسی خطای پیش‌بینی همواره افزایش می‌یابد. ستون‌های جدول فوق، میزان درصد واریانس پیش‌بینی به دلیل شوک‌های مختلف را نشان می‌دهد که مجموع هر سطر باید برابر با ۱۰۰ درصد باشد. مطابق نتایج به دست آمده، در دوره اول (کوتاه‌مدت) صد در صد توضیحات در رشد اقتصادی توسط خودش صورت می‌گیرد اما با افزایش دوره مورد بررسی تأثیر متغیرهای مستقل، در توضیح‌دهی رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. در دوره دوم ۰/۸۷۶۰۲۷۲ درصد از واریانس خطا در رشد اقتصادی توسط خود آن، ۰/۰۱۵۰۹۳۳ درصد توسط نرخ تورم، ۰/۰۹۸۸۱۴۸ درصد توسط نرخ سود و ۰/۰۱۰۰۶۴۷ درصد توسط نرخ ارز توجیه می‌شود. بنابراین با تغییر یک دوره سهم سایر متغیرهای توضیحی بخصوص نرخ سود در توضیح رشد اقتصادی کشورهای مسلمان طی دوره مورد بررسی افزایش می‌یابد. در دوره دهم (بلندمدت) ۰/۰۲۵۶۷۵۹ درصد توسط نرخ تورم و ۰/۱۲۹۳۸۱۹ درصد توسط نرخ سود، ۰/۰۲۶۶۶۹۹ درصد توسط نرخ ارز و ۰/۸۱۸۲۷۲۲ درصد توسط نرخ رشد اقتصادی توجیه می‌شود. لذا به نظر می‌رسد در کوتاه‌مدت، صرفاً نرخ سود تأثیرگذاری بالایی بر رشد اقتصادی کشورهای مسلمان در دوره مورد بررسی دارد. ولی با گذشت زمان و در بلندمدت، از تأثیرگذاری نرخ سود کاسته شده و نرخ ارز و نرخ تورم تأثیرگذاری بیشتری بر رشد اقتصادی کشورهای مسلمان دارند.

1. Granger

جدول ۱۰. آزمون تجزیه واریانس

Forecast-error variance decomposition				
Response | variable | and Forecast horizon	Impulse variable			
	GDP	INF	RIR	REER
GDP				
۰	۰	۰	۰	۰
۱	۱	۰	۰	۰
۲	۰/۸۷۶۰۲۷۲	۰/۰۱۵۰۹۳۳	۰/۰۹۸۸۱۴۸	۰/۰۱۰۰۶۴۷
۳	۰/۸۳۱۵۲۹۵	۰/۰۲۲۶۶۶۷	۰/۱۲۶۹۶۳۹	۰/۰۱۸۸۳۹۹
۴	۰/۸۲۲۴۰۲۱	۰/۰۲۴۳۸۶۴	۰/۱۲۹۴۷۵۱	۰/۰۲۳۷۳۶۴
۵	۰/۸۲۰۹۸۹۵	۰/۰۲۴۳۵۵۴	۰/۱۲۸۸۹۱۷	۰/۰۲۵۷۶۳۴
۶	۰/۸۲۰۲۵۸۵	۰/۰۲۴۳۷۸۷	۰/۱۲۸۹۱۶۶	۰/۰۲۶۴۴۶۲
۷	۰/۸۱۹۵۴۰۲	۰/۰۲۴۶۷۰۶	۰/۱۲۹۱۵۰۱	۰/۰۲۶۶۳۹
۸	۰/۸۱۸۹۵۸۷	۰/۰۲۵۰۵۸۱	۰/۱۲۹۳۰۴۶	۰/۰۲۶۶۷۸۷
۹	۰/۸۱۸۵۴۶۱	۰/۰۲۵۴۰۸۹	۰/۱۲۹۳۶۷۲	۰/۰۲۶۶۷۷۷
۱۰	۰/۸۱۸۲۷۲۲	۰/۰۲۵۶۷۵۹	۰/۱۲۹۳۸۱۹	۰/۰۲۶۶۶۹۹
INF				
۰	۰	۰	۰	۰
۱	۰/۰۰۰۹۱۱۵	۰/۹۹۹۰۸۸۵	۰	۰
۲	۰/۰۰۱۳۸۷	۰/۹۹۴۳۵۹۷	۰/۰۰۳۲۰۹	۰/۰۰۱۰۴۴۳
۳	۰/۰۰۱۵۰۶۶	۰/۹۸۹۷۷۸۸	۰/۰۰۵۹۲۶۸	۰/۰۰۲۷۸۷۷
۴	۰/۰۰۱۳۵۱۵	۰/۹۸۶۹۸۹۶	۰/۰۰۷۰۸۲۱	۰/۰۰۴۵۷۶۸
۵	۰/۰۰۱۴۲۰۵	۰/۹۸۵۱۷۶۶	۰/۰۰۷۳۲۶۲	۰/۰۰۶۰۷۶۷
۶	۰/۰۰۱۷۳۱۵	۰/۹۸۳۸۰۸۷	۰/۰۰۷۲۶۵۲	۰/۰۰۷۱۹۴۶
۷	۰/۰۰۲۱۳۰۴	۰/۹۸۲۷۳۶۵	۰/۰۰۷۱۶۹۳	۰/۰۰۷۹۶۳۷
۸	۰/۰۰۲۴۹۷	۰/۹۸۱۹۳۱	۰/۰۰۷۱۰۹۹	۰/۰۰۸۴۶۲۱
۹	۰/۰۰۲۷۸۱۷	۰/۹۸۱۳۶۲۵	۰/۰۰۷۰۸۶۱	۰/۰۰۸۷۶۹۷
۱۰	۰/۰۰۲۹۸۰۹	۰/۹۸۰۹۸۴۱	۰/۰۰۷۰۸۲۷	۰/۰۰۸۹۵۲۱
RIR				
۰	۰	۰	۰	۰
۱	۰/۰۷۹۷۴۹۹	۰/۱۳۲۵۲۰۵	۰/۷۸۷۷۳۶۲	۰
۲	۰/۱۴۸۶۵۳۱	۰/۲۵۴۴۰۵	۰/۵۸۲۹۴۷	۰/۰۱۳۹۹۴۹
۳	۰/۱۳۹۸۵۱۱	۰/۳۱۱۸۰۹۲	۰/۵۲۰۸۵۵۱	۰/۰۲۷۴۸۴۶
۴	۰/۱۳۲۰۹۲۹	۰/۳۳۶۵۱۵۷	۰/۴۹۵۴۳۷۶	۰/۰۳۵۹۵۳۸
۵	۰/۱۳۱۷۱۱۱	۰/۳۴۴۸۴۰۸	۰/۴۸۳۰۸۹۱	۰/۰۴۰۳۵۸۹
۶	۰/۱۳۳۴۸۹۱	۰/۳۴۶۶۱۷	۰/۴۷۷۴۷۵۱	۰/۰۴۲۴۱۸۸
۷	۰/۱۳۴۹۹۸۸	۰/۳۴۶۵۰۷۷	۰/۴۷۵۱۵۴۲	۰/۰۴۳۳۳۹۳
۸	۰/۱۳۵۸۸۴	۰/۳۴۶۱۱۴۲	۰/۴۷۴۲۵۸۲	۰/۰۴۳۷۴۳۷
۹	۰/۱۳۶۳۳۴۷	۰/۳۴۵۸۲۰۸	۰/۴۷۳۹۲۶۳	۰/۰۴۳۹۱۸۲
۱۰	۰/۱۳۶۵۴۸۷	۰/۳۴۵۶۵۵۵	۰/۴۷۳۸۰۴۷	۰/۰۴۳۹۹۱۲
REER				
۰	۰	۰	۰	۰
۱	۰/۰۷۲۶۶۵۱۷	۰/۰۰۷۲۴۲۶	۰/۰۷۰۶۶۹	۰/۸۴۹۴۳۶۶
۲	۰/۲۴۹۷۳۲۵	۰/۰۷۰۸۹۲	۰/۰۵۳۰۶۳۲	۰/۶۲۶۳۱۲۳
۳	۰/۳۰۶۶۱۵۴	۰/۱۳۷۲۵۶۶	۰/۰۷۹۲۶۲۷	۰/۴۷۶۸۶۵۳

۴	۰/۳۱۰۹۵۱۳	۰/۱۹۱۶۱۷۸	۰/۰۹۷۶۱۴۳	۰/۳۹۹۸۱۶۷
۵	۰/۳۰۱۷۰۸۵	۰/۲۳۲۵۹۹	۰/۱۰۵۳۷۴	۰/۳۶۰۳۱۸۶
۶	۰/۲۹۱۷۵۷۲	۰/۲۶۱۳۶۴۹	۰/۱۰۷۴۲۵۸	۰/۳۳۹۴۵۲۱
۷	۰/۲۸۴۲۹۰۹	۰/۲۸۰۲۹۷۴	۰/۱۰۷۲۶۰۸	۰/۳۲۸۱۵۰۹
۸	۰/۲۷۹۴۰۸۴	۰/۲۹۲۱۰۱۸	۰/۱۰۶۵۳۳۸	۰/۳۲۱۹۵۵۹
۹	۰/۲۷۶۴۵۱۱	۰/۲۹۹۱۳۹۱	۰/۱۰۵۸۴۹۴	۰/۳۱۸۵۶۰۵
۱۰	۰/۲۷۴۷۵۲۵	۰/۳۰۳۱۷۶۳	۰/۱۰۵۳۵۵	۰/۳۱۶۷۱۶۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

مطابق نتایج به دست آمده در ارتباط با تجزیه واریانس در نرخ تورم، در دوره اول (کوتاه‌مدت) ۰/۰۰۰۹۱۱۵ درصد از واریانس خطا در نرخ تورم توسط رشد اقتصادی و ۰/۹۹۹۰۸۸۵ درصد از واریانس خطا در نرخ تورم که بیشترین مقدار است، توسط خود نرخ تورم صورت پذیرفته است. این میزان در بلندمدت تغییر کرده و سهم نرخ سود و نرخ ارز افزایش می‌یابد. در بلندمدت ۰/۰۰۰۲۹۸۰۹ درصد از واریانس خطا در نرخ تورم توسط رشد اقتصادی، ۰/۹۸۰۹۸۴۱ درصد از واریانس خطا توسط خود نرخ تورم، ۰/۰۰۷۰۸۲۷ درصد توسط نرخ سود و ۰/۰۰۸۹۵۲۱ درصد توسط نرخ ارز توجیه می‌شود.

مطابق نتایج به دست آمده در ارتباط با تجزیه واریانس در نرخ سود، در دوره اول (کوتاه‌مدت) ۰/۰۷۹۷۴۹۹ درصد از واریانس خطا در نرخ سود توسط رشد اقتصادی، ۰/۱۳۲۵۲۰۵ درصد توسط نرخ تورم، ۰/۷۸۷۷۳۶۲ درصد نیز توسط نرخ سود توجیه می‌شود. در دوره‌های بلندمدت این میزان تغییر کرده و سهم رشد اقتصادی و نرخ ارز بیشتر افزایش می‌یابد. به گونه‌ای که ۰/۱۳۶۵۴۸۷ درصد از واریانس خطا در نرخ سود توسط رشد اقتصادی، ۰/۳۴۵۶۵۵۵ درصد توسط نرخ تورم، ۰/۴۷۳۸۰۴۷ درصد توسط نرخ سود و ۰/۰۴۳۹۹۱۲ درصد توسط نرخ ارز توجیه می‌شود.

در نهایت مطابق نتایج به دست آمده در ارتباط با تجزیه واریانس در نرخ ارز، در دوره اول (کوتاه‌مدت)، ۰/۰۷۲۶۶۵۱۷ درصد توسط رشد اقتصادی، ۰/۰۰۷۲۴۲۶ درصد توسط نرخ تورم، ۰/۰۷۰۶۶۹ درصد توسط نرخ سود و ۰/۸۴۹۴۳۶۶ درصد توسط نرخ ارز توجیه می‌شود. این میزان در دوره دهم (بلندمدت) به میزان ۰/۲۷۴۷۵۲۵ درصد توسط رشد اقتصادی، ۰/۳۰۳۱۷۶۳ درصد توسط نرخ تورم، ۰/۱۰۵۳۵۵ درصد توسط نرخ سود و ۰/۳۱۶۷۱۶۳ درصد توسط نرخ ارز توجیه می‌شود.

منابع

ابونوری، عباسعلی؛ سجادی، سمیه السادات و محمدی، تیمور (۱۳۹۲). "رابطه بین نرخ تورم و نرخ سود سپرده بانکی در سیستم بانکداری ایران". *فصلنامه سیاست مالی و اقتصادی*، شماره ۳، ۵۲-۲۳.

احسان‌فر، محمدحسین و آملی جلودار، زهرا (۱۳۹۳). "رابطه بین نرخ سود بانکی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اسلامی با روش هشیائو"، پژوهش‌های مالیه اسلامی، سال دوم، شماره ۳، ۱۱۳-۱۰۱.

احمدی شادمهری، محمد طاهر؛ فلاحی، محمدعلی و خسروی، سمیه (۱۳۹۰). "آزمون علّیت هشیائو بین نرخ بهره و تورم برای گروه کشورهای منا". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال اول، شماره سوم، ۲۴۳-۲۰۳.

اسلاملوئیان، کریم و خلیل‌نژاد، زهرا (۱۳۹۴). "بررسی رابطه انحرافات نرخ ارز و ماندگاری تورم در ایران". *فصلنامه تحقیقات مدلسازی*، شماره ۲۱، ۱۹۱-۱۵۳.

برانسون، ویلیام.اچ (۱۳۷۶). "تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان". ترجمه عباس شاکری، *نشر نی*، چاپ هشتم، تهران.

برقعی، متین سادات و محمدی، تیمور (۱۳۹۷). "میزان عبور نرخ ارز به شاخص قیمت واردات به شرط تکانه های وارد بر اقتصاد و تأثیر تغییر در انحراف معیار تکانه ها بر آن: رهیافت الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۱، ۶۰-۴۵.

توکلی، اکبر؛ فیروزه، نگین و کریمی، فرزاد (۱۳۹۰). "تأثیر نوسان‌های نرخ ارز بر رشد اقتصادی و نرخ تورم ایران (۱۳۸۸-۱۳۴۰)". *سومین همایش ملی اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی خمینی شهر*، ۱-۱۳.

جعفری‌صمیمی، احمد و قلی‌زاده کناری، صدیقه (۱۳۸۶). "بررسی رابطه تورم و رشد اقتصاد در کشورهای در حال توسعه". *مجله نامه مفید*، شماره ۶۳، ۵۸-۴۵.

جواهردهی، سمانه؛ دشتبان فاروجی، سحر و وراهرامی، ویدا (۱۳۹۵). "بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، توسعه بخش بانکی و متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از روش Panel-VAR؛ مطالعه موردی کشورهای گروه D8". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۱۲، شماره ۴، ۶۵-۳۹.

خواجه محمدلو، علی و خداویسی، حسن (۱۳۹۶). "بررسی ارتباط نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره تحت رویکرد تئوری‌های فیشر در اقتصاد ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۲۲۱-۱۹۹.

دهقان منشادی، محمد و پوررحیم، پروین (۱۳۹۲). "رابطه بین بی‌ثباتی اقتصاد کلان و رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیست و یکم، شماره ۶۷، ۱۹۲-۱۷۱.

راعی، رضا؛ ایروانی، محمد جواد و احمدی، تیرداد (۱۳۹۷). "شوک های پولی و کانال های انتقال دهنده سیاست پولی در اقتصاد ایران: با تأکید بر کانال نرخ ارز، قیمت مسکن و اعتبارات". فصلنامه علمی پژوهشی *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال هشتم، شماره ۳۱، ۴۴-۲۹.

رئیسی، محمود و ستوده‌نیا، سلمان (۱۳۹۵). "بررسی اثرات نرخ تورم و بیکاری بر رشد اقتصادی در ایران". *سومین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های نوین در علوم انسانی*، ۱-۱۲.

سلطان تویه، محدثه؛ میرعسکر، اکبری، و رسائیان، امیر (۱۳۹۱). "بررسی رابطه بین تورم و رشد اقتصادی در ایران با استفاده از مدل رگرسیون خطی غلتان". *پژوهش‌های پولی و بانکی*، سال ششم، شماره ۱۴، ۲۰-۱.

صفدری، مهدی و پورشهابی، فرشید (۱۳۸۸). "اثر نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی ایران". *مجله دانش و توسعه*، سال شانزدهم، شماره ۲۹، ۸۷-۶۵.

عطرکار روشن، صدیقه و قرهی، آزاده (۱۳۹۱). "بررسی رابطه حجم پول، سطح عمومی قیمت‌ها و رشد اقتصادی در ایران در طول دوره پس از انقلاب (۱۳۸۹-۵۸)". *فصلنامه علوم اقتصادی*، سال ششم، شماره ۱۹، ۱۰۹-۸۹.

عیسوی، محمود و مویدفرد، احمد (۱۳۹۵). "اثر متغیرهای کلان بر بانکداری بدون ربا در ایران". *دوفصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصاد اسلامی*، سال نهم، شماره ۲، ۲۲۴-۲۰۷.

غفاری، هادی؛ سعادت مهر، مسعود؛ سوری، علی و رنجبرفلاح، محمدرضا (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی بر رشد اقتصادی ایران در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نئوکینزی". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۱۰، شماره ۱۳، ۳۱-۱.

غفاری، هادی؛ سعادت مهر، مسعود؛ سوری، علی و رنجبرفلاح، محمدرضا (۱۳۹۵). "بررسی تأثیر افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی بر متغیرهای کلان اقتصاد ایران". *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۵، شماره ۱۸، ۱۳۲-۱۰۹.

محمدی، حسین و محمودی، مهدی (۱۳۹۶). "بررسی اثرات متقابل نرخ بهره با متغیرهای منتخب اقتصاد کلان در کشورهای اسلامی و غیراسلامی". *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، شماره ۲۸، ۱۳۸-۱۰۳.

محنت‌فر، یوسف و دهقانی، تورج (۱۳۸۸). "بررسی رشد نقدینگی و اثر آن بر تورم در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌های و سیاست‌های اقتصادی*، سال هفدهم، شماره ۴۹، ۱۱۲-۹۳.

میرانی، نینا؛ خانیان، زینب و سلمانی بیشک، محمدرضا (۱۳۹۳). "تحلیل تجربی نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز بر رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا*، سال ۳، شماره ۶، ۱۶۶-۱۴۳.

هادیان، ابراهیم و ایزدی، بهنام (۱۳۹۳). "بررسی نقش تورم در اثربخشی توسعه مالی بر رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه تحقیقات و توسعه اقتصادی*، شماره ۱۵، ۷۲-۴۵.

Anari, A. & Kolari, J. (2016). "Dynamics of Interest and Inflation Rates". *Journal of Empirical Finance*, 39, 129-144.

Bailey, M. J. (1971). "National Income and the Price Level, *A study in Macroeconomic Theory*". New York: *McGraw-Hill.*

Boubtane, E., Coulibaly, D. & Rault, C. (2013). "Immigration, Growth, and Unemployment: Panel VAR Evidence from OECD Countries". *Labour*, 27(4), 399-420.

Brzoza-Brzezina, M. (2002). "The Relationship between Real Interest

Rates and Inflation". *National Bank of Poland*.

Datta, K. & Mukhopadhyay, C. K. (2011). "Relationship between Inflation and Economic Growth in Malaysia-an Econometric Review". *In International Conference on Economics and Finance Research*, 4(1), 415-419.

Enu, P., Attah-Obeng, P. & Hagan, E. (2013). "The Relationship between GDP Growth Rate and Inflationary Rate in Ghana: an Elementary Statistical Approach". *Academic Research International (Acad Res Int),* 4(5), 310-318.

Hossain, A. A. (2016). "Inflationary Shocks and Real Output Growth in Nine Muslim-Majority Countries: Implications for Islamic Banking and Finance". *Journal of Asian Economics*, 45, 56-73.

Iqbal, M. S., Anwar, S. & Azeem, P. (2014). "Impact of Real Exchange Rate on Output Growth and Inflation in Pakistan: A Vector Autoregressive (VAR) Approach". *Pensee*, 76(8), 259-265.

Judson, R. A. & Owen, A. L. (1999). "Estimating Dynamic Panel Data Models: a Guide for Macroeconomists". *Economics Letters*, 65(1), 9-15.

Nickell, S. (1981). "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects". Econometrica, 49(6), 1417-1426.

Saymeh, A. A. F. & Orabi, M. M. A. (2013). "The Effect of Interest Rate, Inflation Rate, GDP, on Real Economic Growth Rate in Jordan". *Asian Economic and Financial Review*, 3(3), 341-354.

Švigir, M. & Miloš, J. (2017). "Relationship between Inflation and Economic Growth; Comparative Experience of Italy and Austria". *FIP-Financije i Pravo*, 5(2), 91-101.

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره چهل، پاییز ۱۳۹۹ (۱۲۲-۱۰۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 40, September 2020 (109-122)

اثر باز بودن، رابطه مبادله و سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران

احمدعلی اسدپور
استادیار گروه علوم اقتصادی، واحد بندر عباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران
(دریافت: ۱۳۹۸/٤/۳۰ پذیرش: ۱۳۹۸/٥/۲٦)

The Effect of Trade Openness, Exchange Relation and Human Capital on Total Productivity of Production Factors in Iran

***Ahmad Ali Asadpour**
Assistant Professor of Economic, Bandar Abbas Branch, Islamic Azad University, Bandar Abbas, Iran
(Received: 21/July/2019 **Accepted:** 17/Aug/2019**)**

چکیده:
در این پژوهش به بررسی تأثیر سرمایه انسانی، باز بودن تجاری، نرخ تـورم، نرخ ارز و رابطه مبادله بر بهره‌وری کل عوامـل پرداختـه شـده اسـت. دوره زمانی مـورد مطالعـه ۱۳۹۱-۱۳٦۰ و جهـت بررسـی رابطـه کوتـاه‌مـدت و بلندمـدت از روش ARDL اسـتفاده شـده اسـت. نتـایج بـرآورد معادلـه بهره‌وری کل عوامل، مؤید این مطلب است که سرمایه انسـانی، بـاز بـودن اقتصاد و رابطه مبادله تأثیر مثبت بر بهره‌وری کل عوامل و متغیرهای تورم، نرخ ارز تأثیر منفی بر بهره‌وری کل عوامـل دارد. در ضـمن هرچـه اقتصـاد نسبت به تجارت خارجی بازتر باشد و هر چه نیروی انسانی جامعـه آمـوزش دیده‌تر باشد، بهره‌وری کل عوامل بیشتر است.

واژه‌های کلیدی: بهره‌وری کل عوامل تولید، بازبودن تجاری، سرمایه‌های انسانی، روش خود همبسته با وقفه‌های توزیعی.
طبقه‌بندی JEL: E6، O32، C50.

Abstract:
This article aims to investigate the effect of trade openness, human capital and exchange relation on total productivity of production factors in Iran. Using time series data during 1981 to 2012, the effect of trade openness, human capital, and exchange relation on total productivity of production factor has been estimated through the application of auto regressive distributed lag model (ARDL). The results of the research indicate that the variables of trade openness, human capital, and exchange relation have positive effects on total productivity of production factors. On the other hand, inflation and exchange rate have negative effects on total productivity of production factors.

Keywords: Total Factor Productivity, Openness, Human Capital, Auto Regressive Distributed Lag Model.
JEL: E6, O32, C50.

*Corresponding Author: Ahmad Ali Asadpour E-mail: Asadpour.a@gmail.com

۱- مقدمه

در اکثر کشورهای در حال توسعه اهمیت ارتقاء بهره‌وری به عنوان یکی از مهمترین عوامل توسعه مطرح می‌باشد. در کشور ما نیز با توجه به ترکیب سنی جمعیت (جوان بودن جمعیت)، وجود نرخ بیکاری نسبتاً بالا، کم کاری و بیکاری پنهان، عدم استفاده از ظرفیت‌های کامل واحدهای تولید، عدم وجود ساختارهای مناسب در اکثر بخش‌های اقتصادی و توجه به بهره‌وری و ارتقاء آن به عنوان زمینه ساز توسعه و پیشرفت اقتصادی مطرح می‌گردد (سخنور، ۱۳۹۷: ۱۲۰). مطالعه حاضر با در نظر گرفتن متغیر سرمایه انسانی، به بررسی نقش این عامل در کنار دو متغیر باز بودن تجاری و رابطه مبادله، در ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران برای دوره زمانی ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۱ می‌پردازد. سرمایه‌های انسانی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته اثر مثبت و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل دارد. در کشورهای فقیر سرمایه انسانی به همراه باز بودن اقتصاد جهت دست یافتن به اثر مثبت به بهره‌وری کل عوامل یک رابطه متقابل با هم دارند. کیفیت نیروی انسانی، مهمترین عامل مؤثر در بهبود بهره‌وری است. امروزه به اهمیت سرمایه‌گذاری انسانی و اعتلای کیفیت نیروی کار به عنوان یکی از زمینه‌ها و راه‌های اصلی و اساسی برای تولید کارآمدتر (سن[1]، ۱۹۹۸: ۷۳۳)، افزایش بهره‌وری و تسریع رشد اقتصادی جامعه پی برده‌اند. در بررسی‌های اقتصادی می‌توان گفت که انسان‌ها منابع جدید مولد ثروت هستند (رونینگ و کیرنی[2]، ۱۹۹۸: ۱۶)، مشروط بر آنکه سرمایه انسانی بحساب آیند. سرمایه انسانی یک مفهوم کاملاً اقتصادی است. در واقع خصوصیات می‌تواند موجب بهره‌وری و تولید بیشتر و ایجاد درآمد و رفاه بیشتر شود (نایبی و همکاران، ۱۳۸۸: ۲۱). باز بودن بیشتر از هر چیز دیگری افراد را از طریق ایجاد فرصت‌های تجاری و مشاغل جدید تحت تأثیر قرار می‌دهد، توانایی و شایستگی افراد سهم بسزایی در استفاده از موقعیت‌های شغلی جدید در رویارویی با بازارهای جهانی ایفا می‌کند (طیبی و همکاران، ۱۳۸۷: ۲۳۷). به طور خلاصه سرمایه انسانی نقش مهمی در شکوفایی افراد، بهبود سطح زندگی و درآمد، افزایش دانش و مهارت، ظرفیت‌های تولید، رشد اقتصادی وکاهش فقر دارد با توجه به اینکه دنیا تحولات جدیدی را در حوزه مبارزه با نظام سرمایه‌داری محض مشاهده می‌کند اهمیت نیروی انسانی بیش از گذشته و بیش از هر دوره و زمانی نمود پیدا می‌کند (معتمدی و رحمانی، ۱۳۹۷: ۱۱۹). این دستاوردها و یافته‌ها به خانواده‌ها و دولت‌ها این منطق را می‌دهد که سرمایه‌گذاری بخش زیادی از منابع خود را بر روی تحصیلات و آموزش نیروی انسانی قرار دهند که مهمترین و کمیاب‌ترین منبع هستند. ماندل[3] با اشاره به مطالعات متعدد ثابت می‌کند که سرمایه گذاری در توسعه منابع انسانی، بویژه روی آموزش ابتدایی و مراقبت‌های بهداشتی به نتایج ارزشمند در زمینه تولید و کسب درآمد منجر می‌شود (ماندل ۱۹۹۸:۶۵۰). بالاخص باید توجه داشت نگرش اقتصادی به سرمایه انسانی (بر روی تحصیلات و آموزش نیروی کار) هم برای بهره‌وری کشور و هم ضامن موفقیت اقتصادی است. آزادی بیشتر تجاری و رقابتی‌تر بودن فضای اقتصاد، استفاده بیشتر از تکنولوژی مدرن، افزایش تقاضا برای کارگران ماهر و تلاش برای آموزش آنها را به دنبال دارد. بنابراین کمتر باز بودن تجاری یک کشور امکان بهبود و افزایش سهم سرمایه انسانی را از آن کشور می‌گیرد. همچنین عدم اجرای سیاست مناسب و هماهنگ با سیاست‌های پولی و مالی یا اصلاحات ساختاری نامتناسب که خود باعث نوسانات نرخ ارز می‌شود می‌تواند اثرات نامطلوبی همچون تورم، کاهش تولید، افزایش بیکاری و تشدید کسری بودجه را به همراه داشته باشد. یکی از دلایل پایین بودن نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران هماهنگ نبودن نرخ رشد نیروی کار ماهر و نرخ رشد سرمایه فیزیکی است. بدون پرورش نیروی کار ماهر، نمی‌توان بهره‌وری کل عوامل تولید را به طور مؤثر تحت تأثیر قرار داد. بنابراین با توجه به اینکه نرخ رشد سرمایه فیزیکی در اکثر سال‌های بعد از سال ۱۳۵۹ کمتر از نرخ رشد نیروی کار ماهر می‌باشد (بهبودی و منتظری شورکچالی، ۱۳۹۰: ۶۷)، رابطه مبادله تأثیر مثبت و چشمگیری بر بهره‌وری نسبی کل عوامل دارد. این رابطه، همچنین نشان دهنده میزان منافع یا زیان ناشی از تغییرات سطح مبادلات بین‌المللی است. با توجه به اهمیت بهره‌وری کل عوامل و تأثیرگذاری معنی‌دار آن بر رشد اقتصادی، ارائه یک رویکرد مفهومی و تجربی برای افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید و دست یابی به رشد اقتصادی با سرمایه‌گذاری بیشتر بر منابع انسانی و تربیت نیروی کار ماهر و متخصص و همچنین افزایش صادرات کالاهای ساخته شده صنعتی جهت رقابت در اقتصاد بین‌الملل در ایران با استفاده از تأثیر درجه باز بودن اقتصاد، رابطه مبادله و سرمایه انسانی بر

1. Sen (1998)
2. Ronning & Kearney (1998)
3. Mundle (1998)

بهره‌وری کل عوامل تولید ضروری است. با توجه به توضیحات ارائه شده، اهداف تحقیق حاضر تعیین اثر باز بودن اقتصاد بر بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران، تعیین اثر رابطه مبادله بر بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران و تعیین اثر سرمایه‌های انسانی، بر بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران بود و بدین منظور به سؤالاتی نظیر تأثیر باز بودن اقتصاد، تأثیر سرمایه‌های انسانی، تأثیر رابطه مبادله، تأثیر نرخ ارز و تأثیر نرخ تورم بر بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران پاسخ داده شد. در تحقیق و پژوهش‌های گذشته اکثرا به طور جداگانه اثر هر یک از متغیرها بر بهره‌وری کل عوامل مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است و سعی نشده است که سرمایه انسانی، باز بودن تجاری و رابطه مبادله را با هم مورد تجزیه و تحلیل قرار دهند. در مطالعه حاضر سعی شده تا علاوه بر محاسبه بهره‌وری کل عوامل، اثر سه متغیر مهم بر بهره‌وری (سرمایه انسانی، باز بودن تجاری و رابطه مبادله) مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به وارد کردن متغیرهای متفاوت دیگر مانند نرخ تورم و نرخ ارز و بررسی تأثیرگذاری آنها بر بهره‌وری کل عوامل، مطالعه حاضر از مطالعات مشابه در این زمینه متمایز شده و نوآوری آن را مشخص می‌سازد.

۲- مبانی نظری

۲-۱- پیشینه تحقیق در ایران

بررسی تأثیر متنوع سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی نشان داده که متنوع سازی صادرات به طور معناداری باعث رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و سرمایه انسانی،موجودی سرمایه فیزیکی و درجه باز بودن با بهره‌وری کل عوامل تولید رابطه مثبت دارد.

بررسی تأثیر بهره‌وری بر رشد اقتصادی صنایع تولیدی ایران، نشان داده که صنایع ایران در سال‌های مورد بررسی، به طور متوسط ۱۲/۳۴ درصد رشد داشته که ۱۶/۶ درصد از آن، ناشی از رشد بهره وری کل عوامل تولید در این بخش بوده است. بررسی اثر باز بودن تجارت بر نابرابری درآمدی: مورد ایران و شرکای تجاری نشان داد که باز بودن تجارت نابرابری را در کشورهایی که از نیروی کار تحصیل کرده کمتری برخوردارند، افزایش می‌دهد (طیبی و ملکی، ۱۳۹۰: ۱۳).

بررسی بهره‌وری کل عوامل در ایران در چارچوب حسابداری رشد نشان داد که لحاظ کردن سرمایه انسانی در مدل رشد هال و جونز نتوانسته است بر قدرت توضیحی مدل سولو، در تجزیه منابع رشد و بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران بیفزاید (بهبودی و منتظری شورکچالی، ۱۳۹۰: ۴۹).

مطالعه موردی کارگاه‌های بزرگ صنعتی ایران نشان داد که سرمایه انسانی از نوع آموزش تأثیر مثبت و معناداری بر بهره‌وری کل و پیشرفت فنی عوامل دارد (امینی و مصلی،۱۳۹۰: ۱۰۵).

اثر سیاست‌های تجاری و درآمدهای نفتی بر بهره‌وری کل عوامل کشورهای منتخب اوپک نشان داد که درجه باز بودن، شدت سرمایه، انباشت سرمایه‌گذاری خارجی، سرمایه انسانی، هزینه‌های تحقیق و توسعه اثر مثبت بر روی بهره‌وری کل عوامل تولید دارد. از طرفی درآمدهای حاصل از صادرات نفتی در کشورهای عضو اوپک تأثیر منفی بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد، افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای از کانال افزایش شدت سرمایه و بکارگیری فناوری پیشرفته‌تر موجب افزایش بهره‌وری نیروی کار کشورهای منتخب می‌شود (مبارک و محمدلو، ۱۳۹۰: ۱۴۱).

رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش‌های مهم اقتصاد ایران طی برنامه‌های اول، دوم و سوم توسعه نشان داد که رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی طی دوره مورد مطالعه ناشی از تغییرات فناوری و مثبت بوده و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش حمل و نقل نیز ناشی از تغییرات فناوری ولی منفی بوده در حالی که در بخش صنعت و معدن هر دو عامل تغییر کارایی فنی و تغییرات فناوری باعث ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید شده و رشد بهره‌وری در این بخش نسبت به دو بخش دیگر بسیار بالاتر بوده است. روش همگرایی آزمون باند، تعامل بین سرمایه انسانی و بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران نشان داد که سرمایه انسانی اثر مثبت و معنی‌دار بر سطح بهره‌وری دارند (احمدی و همکاران، ۱۳۸۹: ۳۱). بررسی اثر درجه باز بودن اقتصاد، جمعیت شاغل، سرمایه انسانی و شدت سرمایه بر روی مدیریت بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران نشان داد که درجه باز بودن، سرمایه انسانی و شدت سرمایه در بلندمدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر روی بهره‌وری نیروی کار دارد و جمعیت شاغل رابطه منفی با بهره‌وری نیروی کار دارد (محمدوند ناهیدی و نسیم جابری خسروشاهی، ۸۹:۱۳۸۹).

بررسی اثر باز بودن تجاری بر متغیرهای کلان اقتصاد در ایران نشان داد که در کوتاه‌مدت افزایش درجه باز بودن تجاری، رشد اقتصادی را افزایش داده و تورم را کاهش می‌دهد. اما تأثیر این افزایش در کوتاه‌مدت بر روی رشد اشتغال منفی

است (اسلاملوئیان و همکاران، ۱۳۸۹: ۱).

مقایسه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش‌های اقتصادی ایران نشان داد که بخش ارتباطات دارای بیشترین نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل و بخش بازرگانی، رستوران و هتلداری دارای کمترین نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل در بین بخش‌های اقتصادی در طول دوره مورد بررسی است. اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت بین‌الملل و سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل اقتصاد ایران نشان داد که انباشت سرمایه تحقیق و توسعه داخلی، انباشت سرمایه تحقیق و توسعه خارجی، سرمایه انسانی، شدت سرمایه، شاخص باز بودن، ذخایر بین المللی، نرخ ارز واقعی، نرخ تورم و متغیرهای موهومی جنگ تحمیلی و انقلاب اسلامی بر روی بهره‌وری کل عوامل تأثیر دارند. رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تأکید بر نقش توزیع تحصیلات نیروی کار مورد ایران سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۴۵ نشان داد که افزایش پراکندگی سال‌های تحصیل شاغلان دارای اثر منفی بر رشد اقتصادی است (نیلی و نفیسی، ۱۳۸۲: ۱).

برآورد سهم سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۴۵ نشان داد که اولا، همواره در تمام معادلات عامل سرمایه انسانی یک عامل با ثبات و معنادار بوده که ضریب آن مثبت است. ثانیاً، سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی از طریق آموزش موجب توسعه توانایی‌ها، مهارت‌ها و اکتساب تجاربی می‌شود که برای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی پایدار از اهمیت خاصی برخوردار است (صادقی، عمادزاده، ۱۳۸۲: ۷۹).

۲-۲- مبانی نظری

با توجه به اینکه بهره‌وری کل عوامل، برآیند بهره‌وری نیروی کار و سرمایه است و میزان رشد آن برابر با میانگین وزنی میزان‌های رشد بهره‌وری نیروی کار و سرمایه است؛ در نتیجه، عوامل مؤثر در بهره‌وری کل عوامل، همان عوامل مؤثر در بهره‌وری نیروی کار و سرمایه است. کشورهای مختلف جهان به دنبال افزایش توانایی اقتصاد ملی می‌باشند و تلاش می‌کنند تا حجم تجارت خارجی خود را افزایش دهند تا از مزایای ایستا و پویای آن بهره‌مند گردند. یکی از مسیرهایی که کشورهای مختلف جهان در راستای افزایش تجارت خارجی خود طی می‌نمایند روی آوردن به آزادسازی تجاری است که با شاخص درجه باز بودن اقتصادسنجیده می‌شود (محمدونژاد ناهیدی و خسروشاهی، ۱۳۸۹: ۹۱).

تجارت روشی کارا برای معرفی فناوری نوین و ممارست برای مدیریت در اقتصاد داخلی بوده که می‌تواند آثار مثبتی بر رشد بهره‌وری داشته باشد. رقابت از طریق تجارت همچنین می‌تواند منجر به کارایی بیشتر شرکت‌ها نسبت به شرکت‌هایی شوند که فقط در بازار داخلی فعالیت می‌کنند. زیرا آنها مجبور به رقابت با شرکت‌های داخلی هستند (مبارک و محمدلو، ۱۳۹۰: ۱۴۸). اگر چه راهبردهای تجاری برون‌نگر به اهمیت صادرات بر رشد تأکید دارند و پیشنهاد کاهش حمایت‌های تجاری برای افزایش جریان کالا و خدمات را به داخل اقتصاد داخلی مطرح می‌کند (گروسمن و هلپمن، ۱۹۹۵: ۶۶۷)[1]؛ در اقتصاد آزاد، صادرات تنها متغیر نیست که می‌تواند بر تولید و بهره‌وری کل داخلی اثر گذارد، بلکه واردات نیز راهی برای ورود فناوری خارجی به اقتصاد داخلی است. این موضوع برای کشورهای در حال توسعه که توانایی جذب شرکت‌های چند ملیتی را دارند، اهمیت بیشتری می‌یابد (مبارک و محمدلو، ۱۳۹۰: ۱۴۷). طبق نظر رومر (۱۹۹۰) متنوع سازی صادرات می‌تواند از طریق افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۷۹). مقابله با کسری تراز پرداخت‌ها، فراهم آوردن مزیت نسبی در تولید محصولات صادراتی، محصول کارایی و افزایش TFP، استفاده بهینه از امکانات موجود و بالقوه، افزایش رقابت بین تولیدکنندگان، بهبود کیفی محصولات، استفاده از سطوح بالای فناوری پیشرفته، ارز آوری، جذب سرمایه‌گذاری خارجی و گسترش بازارهای داخلی از جمله مزایای گسترش و توسعه صادرات به شمار می‌رود (کمیجانی و میرجلالی،۱۳۸۰: ۴۱). توسعه صادرات سبب تغییر دادن تخصیص منابع از بخش‌ها و منابع با بهره‌وری پایین به صنایع با بهره‌وری بالا می‌شود و منابع را به سوی فعالیت‌هایی هدایت می‌کند که بیشترین عملکرد را دارند (آذربایجانی، ۱۳۹۰: ۱۷۵). سیاست باز تجاری می‌تواند انگیزه‌ای برای اتحاد سیاست‌های کمتر اختلال‌زا و اعمال چارچوب نظامند برای مدیریت کلان اقتصادی به منظور حفظ ثبات کلان اقتصادی و افزایش قدرت رقابت بنگاه‌های داخلی در بازار جهانی باشد و افزایش قدرت رقابت تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. همچنین این سیاست‌ها امکان دسترسی به بازارهای بزرگ‌تر را فراهم می‌کند و در کشورهای در حال توسعه می‌توانند با واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای به رشد اقتصادی بالاتر و در

1. Grossman & Helpman (1995)

نهایت بهره‌وری بالاتری دست یابند (مبارک و محمدلو، ۱۳۹۰: ۱۴۸). از نظر گروسمن و هلپمن، تجارت آزاد از سه زاویه مختلف می‌تواند به عنوان وسیله‌ای برای تسهیل اطلاعات فناوری و نوآوری و افزایش بهره‌وری محسوب گردد که شامل افزایش تماس تولید کنندگان داخلی و خارجی که باعث افزایش احتمال انتقال تکنولوژی به تولید کنندگان می‌گردد، واردات کالاهای واسطه‌ای باعث افزایش دسترسی به تکنولوژی‌هایی می‌شود که معمولاً در بازارهای داخلی موجود نمی‌باشد و ارتباط بین صادرکنندگان داخلی و خریداران خارجی باعث تسهیل انتقال روش‌های جدید مدیریت فرایند تولید و ایده‌های جدید برای تولیدات واسطه‌ای می‌شود که به نوبه خود امکان کپی کردن و افزایش اطلاعات مربوط به تکنولوژی‌های مختلف جدید را فراهم می‌آورد. ریکاردو در نظریه معروف "مزیت نسبی" خود بیان می‌کند که مزیت نسبی زمانی وجود دارد که نیروی کار نسبی مورد نیاز برای تولید کالاها در دو کشور متفاوت است. به علت صادرات ناشی از مزیت نسبی در یک کشور، بهره‌وری نیروی کار در بخش‌های صادر کننده افزایش یافته و باعث افزایش تولید می‌شود. اصلی‌ترین نظریه سنتی که به بررسی ارتباط بین تجارت و قیمت نسبی کالاها و همچنین قیمت نسبی عوامل تولید در بین کشورها می‌پردازد، نظریه هکچرواوهلین است. در ساده‌ترین حالت طبق این نظریه هر کشور کالاهایی را صادر می‌کند که در تولید آن از عامل فراوان‌تر تولید به طور نسبی بیشتر استفاده شده باشد. بنابراین، تجارت باعث افزایش قیمت نیروی کار در کشورهایی خواهد شد که دارای فراوانی نسبی کار هستند (کشورهای در حال توسعه). باز بودن تجارت، نابرابری را در کشورهایی که سرمایه فراوان و زمین زراعی فراوانی نسبت به نیروی کار دارند، افزایش می‌دهد (طیبی و ملکی،۱۳۹۰: ۳۴).

۳- روش تحقیق و تصریح مدل

در این تحقیق به بررسی اثر باز بودن تجاری، رابطه مبادله و سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۶۰ در کشور ایران پرداخته شد و تمامی آمارهای مورد نیاز به قیمت ثابت (سال ۱۳۷۶) است. به منظور بررسی اثر باز بودن تجاری، رابطه مبادله و سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید، از مدل زیر استفاده می‌گردد:

(۱)

$$Lntfp = a_1 + a_2\, LnH + a_3\, Lnopen + a_4\, Ln\,tot + a_5\, Lnex + a_6\, Ln\,\inf + \alpha_7 D + \varepsilon$$

متغیرهای مدل عبارتند از:

(tfp): بهره‌وری کل عوامل تولید

H: سرمایه انسانی

open: درجه باز بودن اقتصاد

Tot: رابطه مبادله

Ex: نرخ حقیقی ارز

Inf: نرخ تورم

و D: متغیر مجازی است.

در این پژوهش به بررسی تأثیر سرمایه انسانی، باز بودن تجاری، نرخ تورم، نرخ ارز، رابطه مبادله بر بهره‌وری کل عوامل پرداخته شده است. جامعه آماری مطالعه عبارت است از آمارهای کلان مربوط به تولید ناخالص داخلی، موجودی سرمایه فیزیکی، نیروی کار شاغل، سرمایه انسانی، رابطه مبادله، نرخ تورم، نرخ ارز و باز بودن اقتصاد که این اطلاعات به صورت سری زمانی بوده است. جهت بررسی عوامل تعیین کننده بهره‌وری کل عوامل تولید، در آغاز با بهره‌گیری از شاخص بهره‌وری کل عوامل به صورت زیر محاسبه شد:

(۲)

$$LTFP = LY - \alpha LK - \beta LL \quad \text{یا} \quad TFP = \frac{Y_t}{L_t^{\alpha} K_t^{\beta}}$$

$t, \beta, \alpha, L, K, Y, TFP$ به ترتیب بیانگر بهره‌وری کل عوامل، تولید ناخالص داخلی، موجودی سرمایه فیزیکی، نیروی کار، کشش تولید ناخالص داخلی نسبت به سرمایه، کشش تولید ناخالص داخلی نسبت به نیروی کار و زمان می‌باشد. برای برآورد رابطه تولید، احتیاج به تصریح شکل تبعی توابع تولید داریم. در این پژوهش، از تابع تولید کاب- داگلاس استفاده شد. بر اساس فرمول TFP جهت محاسبه بهره‌وری کل عوامل، به تعیین سهم عامل کار و سرمایه نیاز داریم. از این رو، جهت محاسبه اقدام به برآورد تابع تولید با حضور دو متغیر توضیحی L و K نموده‌ایم. جهت بررسی تأثیر باز بودن اقتصاد از نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی $\frac{X+M}{GDP}$ استفاده شده است. که این شاخص اندازه‌گیری، شاخص شدت تجاری می‌باشد. جهت بررسی تأثیر سرمایه انسانی از نسبت شاغلین دارای تحصیلات عالی به کل شاغلین ضرب در ۱۰۰ استفاده شده است. که این نحوه اندازه‌گیری، اندازه گیری بر اساس فرمول سهم شاغلان می‌باشد. جهت بررسی تأثیر رابطه مبادله از نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به قیمت کالاهای وارداتی استفاده شده است. متغیر مجازی D مربوط به

جنگ با مقدار صفر برای سال ۱۳۶۰ تا ۱۳۶۷ و مقدار یک برای بقیه سال‌ها است. در این پژوهش برای اندازه گیری بهره‌وری کل عوامل (TFP) از شاخص دیویژیا استفاده شد. قبل از استفاده از متغیرهای سری زمانی، از ساکن پذیری یا ساکن ناپذیری آنها اطمینان حاصل شد. جهت در نظر گرفتن ساکن پذیری و شکست ساختاری به دلیل وقوع حوادثی نظیر جنگ و انقلاب که باعث می‌شود که در سری‌های زمانی شکست ساختاری به وجود آید از آزمون‌های استاندارد آزمون پرون استفاده شد. همچنین از روش خود همبسته با وقفه توزیعی (ARDL) جهت جلوگیری از بروز مشکلات آزمون‌های مقدماتی همراه با روش‌های استاندارد همجمعی استفاده شد.

در این تحقیق، آمار و اطلاعات مورد نیاز برای محاسبه شاخص بهره‌وری کل عوامل به داده‌های آماری سری زمانی تولید ناخالص داخلی، جمعیت شاغل، موجودی سرمایه ثابت نیاز است. آمارهای موجودی سرمایه و تولید ناخالص داخلی بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ از حساب‌های ملی ایران که توسط بانک مرکزی ایران منتشر می‌شود جمع‌آوری شده است. جمعیت شاغل و سرمایه انسانی (نسبت شاغلین دارای تحصیلات عالی به کل شاغلین) از طریق مرکز آمار ایران و درجه باز بودن تجاری (جمع ارزش صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی)، نرخ حقیقی ارز، نرخ تورم و رابطه مبادله (نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به وارداتی) از طریق بانک مرکزی به دست آمده است. داده‌ها به صورت سالیانه و دوره مورد بررسی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۶۰ می‌باشد.

٤- نتایج

٤-١- آزمون ساکن پذیری متغیرها(ریشه واحد)

جداول ۴،۳،۲،۱ نتایج حاصل از آزمون ساکن پذیری متغیرها با استفاده از روش دیکی-فولر تعمیم یافته را نشان می‌دهند. نتایج آزمون بر روی متغیرهای مدل در سطح و در حالت با عرض از مبدأ و روند، در جدول ۱ و ۲ آمده است. از میان کلیه متغیرهای مدل، متغیرهای نرخ تورم، درجه باز بودن اقتصاد و رابطه مبادله در سطح ساکن می‌باشند.

همان‌طور که در جدول‌های۴،۳،۲،۱ مشاهده می‌شود قدر مطلق آماره دیکی-فولر تعمیم یافته محاسبه شده برای متغیرهای نرخ تورم، درجه باز بودن اقتصاد و رابطه مبادله در سطح و روند، از قدرمطلق مقادیر بحرانی جدول بزرگ‌تر است و برای متغیرهای تعداد شاغلین، بهره‌وری کل عوامل تولید، سرمایه انسانی و نرخ ارز این آماره بعد از یک بار تفاضل‌گیری بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی می‌شود؛ در نتیجه ساکن بودن متغیرها به اثبات می‌رسد و متغیر موجودی سرمایه با دو بار تفاضل گیری ساکن می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون ساکن پذیری متغیرها در سطح و با عرض از مبدأ (متغیرها به صورت لگاریتمی می‌باشند)

نام متغیر	آماره آزمون	نتیجه آزمون
موجودی سرمایه	-۱/۵۰	غیرساکن
تعداد شاغلین	-۴/۹۹	ساکن
تولید ناخالص داخلی	-۱/۴۷	غیرساکن
بهره‌وری کل عوامل	-۰/۶۷	غیرساکن
سرمایه انسانی	۳/۳۴	غیرساکن
باز بودن اقتصاد	-۳/۷۹	ساکن
رابطه مبادله	-۳/۶۰	ساکن
نرخ ارز	-۱/۷۶	غیر ساکن
نرخ تورم	-۳/۷۴	ساکن
مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد ۳/۵۷-		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. نتایج آزمون ساکن پذیری متغیرها در سطح و با عرض از مبدأ و روند

نام متغیر	آماره آزمون	نتیجه آزمون
موجودی سرمایه	-۲/۲۹	غیرساکن
تعداد شاغلین	۱/۳۴	غیر ساکن
تولید ناخالص داخلی	-۲/۱۸	غیرساکن
بهره‌وری کل عوامل	-۰/۸۰	غیرساکن
سرمایه انسانی	۰/۲۳	غیرساکن
باز بودن اقتصاد	-۳/۰۹	ساکن
رابطه مبادله	-۳/۵۵	ساکن
نرخ ارز	-۰/۷۰	غیرساکن
نرخ تورم	-۳/۲۲	ساکن
مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد ۲/۹۷-		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. نتایج آزمون ساکن پذیری متغیرها در تفاضل مرتبه اول و با عرض از مبدأ

نام متغیر	آماره آزمون	نتیجه آزمون
موجودی سرمایه	-۱/۵۰	غیرساکن
تعداد شاغلین	-۴/۹۹	ساکن
تولید ناخالص داخلی	-۳/۲۹	ساکن
بهره‌وری کل عوامل	-۵/۱۴	ساکن
سرمایه انسانی	-۳/۷۰	ساکن
نرخ ارز	-۴/۷۷	ساکن
مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد ۲/۹۷-		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳ نشان می‌دهد متغیرهایی که در سطح ساکن نبوده‌اند، با تفاضل‌گیری مرتبه اول از این متغیرها ساکن شده‌اند.

جدول ٤. نتایج آزمون ساکن پذیری متغیرها در تفاضل مرتبه دوم و با عرض از مبدأ

نام متغیر	آماره آزمون	نتیجه آزمون
موجودی سرمایه	-۴/۹۹	ساکن
مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد ۳/۵۸-		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-۲- آزمون شکست ساختاری

به دلیل وجود شوک‌های سال‌های جنگ در اقتصاد ایران ممکن است متغیرها ساکن نباشند بنابراین در سال‌هایی که شکست ساختاری رخ داده، می‌تواند در عرض از مبدأ تابع روند، شیب تابع روند یا هم عرض از مبدأ و هم شیب تابع روند تغییر ایجاد نماید. برای انجام آزمون شکست ساختاری از آزمون پرون[1] استفاده شده است. وضعیت متغیرها این امکان را فراهم می‌کند که بتوان به تغییر در هر یک از حالات ممکنه پی برد. در صورتی که قدرمطلق $t_{\hat{\rho}}$ محاسباتی از $t_{\hat{\rho}}$ جدول بیشتر باشد آنگاه شکست ساختاری، علت ساکن نبودن متغیر مورد بررسی می‌باشد. نتایج حاصل از انجام آزمون شکست ساختاری که موجب تغییر در عرض از مبدأ تابع روند می‌شود در جدول ۵ آمده است.

جدول ۵. نتایج آزمون شکست ساختاری در حالت تغییر در عرض از مبدأ تابع روند

متغیرها	λ	محاسباتی $t_{\hat{\rho}}$	جدول $t_{\hat{\rho}}$	نتیجه
تولید ناخالص داخلی	۰/۱	-۱/۷۸	-۳/۶۸	غیر ساکن
موجودی سرمایه	۰/۱	-۲/۷۰	-۳/۶۸	غیر ساکن
تعداد شاغلین	۰/۲	-۱/۵۰	-۳/۷۸	غیر ساکن
بهره‌وری کل عوامل	۰/۱	-۱/۲۸	-۳/۶۸	غیر ساکن
سرمایه انسانی	۰/۲	-۳	-۳/۷۸	غیر ساکن
نرخ ارز	۰/۱	-۲/۸۶	-۳/۶۸	غیر ساکن

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون شکست ساختاری در حالت عرض از مبدأ تابع روند می‌توان بیان کرد که شکست ساختاری علت ساکن نبودن متغیرها نمی‌باشد بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد. سپس آزمون شکست ساختاری با تغییر در شیب و عرض از مبدأ تابع روند انجام می‌شود که نتایج آن در جدول (۶) آمده است.

جدول ٦. نتایج آزمون شکست ساختاری در حالت تغییر در عرض از مبدأ و شیب تابع روند

متغیرها	λ	محاسباتی $t_{\hat{\rho}}$	جدول $t_{\hat{\rho}}$	نتیجه
تولید ناخالص داخلی	۰/۱	۲/۰۶-	-۳/۷۵	غیر ساکن
موجودی سرمایه	۰/۱	-۲/۷	-۳/۷۵	غیر ساکن
تعداد شاغلین	۰/۲	-۱/۷۰	-۳/۹۹	غیر ساکن
بهره‌وری کل عوامل	۰/۱	-۱/۴۲	-۳/۷۵	غیر ساکن
سرمایه انسانی	۰/۲	-۳	-۳/۹۹	غیر ساکن
نرخ ارز	۰/۱	-۳/۲	-۳/۷۵	غیر ساکن

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به کوچک‌تر بودن قدرمطلق $t_{\hat{\rho}}$ محاسباتی از $t_{\hat{\rho}}$ جدول می‌توان بیان کرد که شکست ساختاری، علت ساکن نبودن متغیرها نبوده است و تمامی متغیرها غیر ساکن در سطح می‌باشند.

٤-۳- نتایج جهت برآورد شاخص بهره‌وری کل عوامل

جدول ۷. برآورد ضرایب عوامل تولیدی برای اقتصاد متغیر وابسته تولید ناخالص داخلی

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
موجودی سرمایه	۰/۶۴	۹/۷۱	۰/۰۰۰
تعداد شاغلین	۰/۴۵	۳/۰۱	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	-۳/۸۹	-۲/۲۸	۰/۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه تخمین بر پایه روش حداقل مربعات معمولی نشان می‌دهد که مدل برازش خوبی را نشان می‌دهد (مقدار t بالای ضرایب و R^2 بالا) ضریب نیروی کار در مدل فوق نشان می‌دهد که نیروی کار و تولید دارای رابطه مثبت هستند و مقدار آن ۰/۴۵ می‌باشد. به عبارت دیگر کشش تولیدی نیروی کار برابر با ۰/۴۵ است. ضریب سرمایه نیز رابطه مثبتی را نشان می‌دهد و مقدار آن ۰/۶۴ می‌باشد. به عبارت دیگر کشش تولیدی سرمایه برابر با ۰/۶۴ می‌باشد. حال با استفاده از

1. Perron

کشش‌های تولیدی نیروی کار و سرمایه بهره‌وری کل محاسبه می‌شود.

٤-٤- تخمین مدل بر اساس الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی و نتایج حاصل از آن

با توجه به اینکه همه متغیرها در یک مرتبه یکسان ساکن نیستند، برای برآورد مدل از الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی استفاده شد. بر اساس معیار شوارتز-بیزین، وقفه بهینه مدل ۲ انتخاب شد.

٤-٤-١- برآورد الگوی پویای کوتاه‌مدت

در تخمین مدل در الگوی خود همبسته با وقفه‌های توزیعی ابتدا مدل پویای کوتاه‌مدت آن به صورت جدول (۸) ارائه می‌شود که وقفه بهینه متغیرها بر اساس معیار شوارتز- بیزین به صورت (۰و۰و۰و۰و۱) می‌باشد. نتایج الگوی پویا نشان می‌دهد که همه متغیرها در سطح ۵ درصد معنی‌دار هستند.

نتایج مدل بیانگر آن است که با یک درصد تغییر در سطح بهره‌وری یک سال قبل، بهره‌وری سال جاری ۰/۴۸ درصد تغییر می‌کند و به علت رابطه مثبت با بهره‌وری سال جاری هر چه سطح بهره‌وری سال گذشته بیشتر باشد بهره‌وری سال جاری بیشتر خواهد بود. متغیر سرمایه انسانی بدون وقفه در مدل ظاهر شده است. بر اساس ضریب برآوردی کشش بهره‌وری سرمایه انسانی (۰/۰۲۴) یک درصد افزایش در سرمایه انسانی، بهره‌وری کل را به اندازه ۰/۰۲۴ درصد افزایش می‌دهد. مثبت بودن کشش سرمایه انسانی مطابق با نظریه‌های اقتصادی است و با یک درصد تغییر در سرمایه انسانی، بهره‌وری ۰/۰۲۴ درصد تغییر می‌کند و به علت رابطه مثبت با بهره‌وری هر چه سطح سرمایه انسانی بیشتر باشد بهره‌وری بیشتر خواهد بود. زیرا، هرقدر نیروی کار از آموزش بیشتری بهره جوید و هر چه این آموزش مفیدتر باشد، منبع بهتری برای تولید کارآمدتر بشمار می‌آید (سن، ۷۳۳:۱۹۹۸). بهبود در کیفیت نیروی کار در افزایش بهره‌وری تأثیر بیشتری خواهد داشت. درجه باز بودن اقتصاد بدون وقفه در مدل ظاهر شده است و بر اساس ضریب برآوردی کشش بهره‌وری درجه باز بودن (۰/۱۴) یک درصد افزایش در درجه باز بودن اقتصاد، بهره‌وری کل را به اندازه ۰/۱۴ درصد افزایش می‌دهد. مثبت بودن کشش درجه باز بودن اقتصاد مطابق با نظریه‌های اقتصادی است و روشی کارا برای معرفی فناوری نوین و ممارست برای مدیریت در اقتصاد داخلی بوده که می‌تواند آثار مثبتی بر رشد بهره‌وری داشته باشد. با یک درصد تغییر در باز بودن اقتصاد، بهره‌وری ۰/۱۴ درصد تغییر می‌کند و به علت رابطه مثبت با بهره‌وری هر چه سطح باز بودن اقتصاد بیشتر باشد بهره‌وری بیشتر خواهد بود. رابطه مبادله بدون وقفه در مدل ظاهر شده است و بر اساس ضریب برآوردی کشش بهره‌وری رابطه مبادله (۰/۰۴) یک درصد افزایش در رابطه مبادله، بهره‌وری کل را به اندازه ۰/۰۴ درصد افزایش می‌دهد. مثبت بودن کشش بهره‌وری به رابطه مبادله مطابق با نظریه‌های اقتصادی است. و با یک درصد تغییر در رابطه مبادله، بهره‌وری ۰/۰۴ درصد تغییر می‌کند و به علت رابطه مثبت با بهره‌وری هر چه سطح رابطه مبادله بیشتر باشد بهره‌وری بیشتر خواهد بود. زیرا تخریب رابطه مبادله با افزایش شکاف میان کشورهای فقیر و غنی و انتقال ثروت، موجب بدتر شدن موازنه پرداخت‌های کشورهای توسعه نیافته و در نتیجه، ناتوانی آنها در تأمین منابع لازم جهت سرمایه‌گذاری و بهره‌وری می‌گردد.

متغیر نرخ ارز بدون وقفه در مدل ظاهر شده است و بر اساس ضریب برآوردی کشش بهره‌وری نرخ ارز (۰/۰۵) یک درصد افزایش در نرخ ارز، بهره‌وری کل را به اندازه ۰/۰۵ درصد افزایش می‌دهد. با یک درصد تغییر در نرخ ارز، بهره‌وری ۰/۰۵ درصد تغییر می‌کند و به علت رابطه منفی با بهره‌وری هر چه سطح نرخ ارز کمتر باشد بهره‌وری بیشتر خواهد بود. نرخ ارز حقیقی بالا با سطوح پایین‌تر بهره‌وری کل عوامل رابطه دارد، زیرا این امر باعث افزایش واردات و کاهش صادرات می‌گردد و در نتیجه از این طریق موجب کاهش بهره‌وری کل عوامل خواهد شد.

متغیر نرخ تورم بدون وقفه در مدل ظاهر شده است و بر اساس ضریب برآوردی کشش بهره‌وری نرخ تورم (۰/۰۲۸) یک درصد افزایش در نرخ تورم، بهره‌وری کل را به اندازه ۰/۰۲۸ درصد افزایش می‌دهد. مثبت بودن رابطه مطابق با نظریه‌های اقتصادی است. با یک درصد تغییر در نرخ تورم، بهره‌وری ۰/۰۲۸ درصد تغییر می‌کند و به علت رابطه منفی با بهره‌وری هر چه سطح نرخ تورم کمتر باشد بهره‌وری بیشتر خواهد بود. در حقیقت افزایش تورم به علت افزایش نااطمینانی و هزینه‌های تأمین مالی بنگاه‌ها، سبب کاهش تولید و بهره‌وری می‌شود؛ یعنی تورم، بهره‌وری را به طور معکوس تحت تأثیر قرار می‌دهد و در واقع کانال اثرگذار تورم هر آنچه باشد، در نهایت باید منجر به کاهش تولید شود. اثر منفی تورم بر تولید به احتمال زیاد در رشد بهره‌وری پایین‌تر منعکس شده است.

متغیر مجازی سال‌های جنگ اثر منفی بر روی بهره‌وری کل عوامل دارد.

جدول ۸. نتایج حاصل از آزمون الگوی پویای تابع بهره‌وری کل عوامل تولید (۰و ۰ و ۰ و ۰ و ۰ و ۱)ARDL

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
بهره‌وری کل عوامل تولید با یک وقفه	۰/۴۸	۳/۳۲	۰/۰۰۳
لگاریتم سرمایه انسانی	۰/۰۲۴	۱/۹۳	۰/۰۷
لگاریتم باز بودن تجاری	۰/۱۴	۳/۵۴	۰/۰۰۲
لگاریتم رابطه مبادله	۰/۰۴	۲/۹۹	۰/۰۰۶
لگاریتم نرخ ارز	−۰/۰۵	−۲/۱۷	۰/۰۴
لگاریتم نرخ تورم	−۰/۰۲۸	−۲/۱۴	۰/۰۴
متغیر مجازی	−۰/۰۰۱	−۱/۹۷	۰/۰۶
عرض از مبدأ	۱/۸۴	۲/۵۵	۰/۰۱۸
R^2: ۰/۹۰			
F-Stat: ۲۶/۳۴(۰/۰۰۰			
D.W: ۲/۲۴			
F=۰/۵۵ (۰/۶۴)	عدم خودهمبستگی سریالی		
F =۲/۸۴ (۰/۱۰۵)	وجود فرم تبعی مناسب		
F =۰/۸۱ (۰/۶۶)	وجود توزیع نرمال		
F=۰/۴۷ (۰/۱۹)	ناهمسانی واریانس		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان گونه که ملاحظه می‌شود، علامت ضرایب تخمین زده شده با مبانی نظری سازگار است و تمامی آنها از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنی دارند. شاخص R^2 برابر با ۰/۹۰ می‌باشد و به معنی آن است که ۹۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته (بهره‌وری کل عوامل تولید) توسط متغیرهای مستقل توضیح داده شده است. آماره F دلیلی برای معنی‌داری کل رگرسیون می‌باشد و در سطح ۱ درصد معنی‌داری، فرضیه صفرمبنی بر صفر بودن همه ضرایب الگو را رد می‌کند.

آماره‌های آزمون تشخیص و فرم ساختاری مدل، نشان دهنده تأمین فروض کلاسیک و عدم وجود شکست ساختاری است. با توجه به آزمون خود همبستگی سریالی LM، مدل دارای همبستگی سریالی نیست؛ زیرا آماره F آزمون (۰/۶۴)۰/۵۵ است و فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود مشکل خود همبستگی رد نمی‌شود. مدل از نظر نرمال بودن نیز مشکلی ندارد و آماره BJ آزمون نرمالیتی برابر با (۰/۱۰۵)۲/۸۴ است و فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال جملات پسماند پذیرفته می‌شود. نتایج آزمون RESET رمزی نشان می‌دهد که فرم تابع مشکل تصریح ندارد و آماره F آزمون برابر با (۰/۶۶) ۰/۸۱ است و فرضیه صفر مبنی بر شکل تبعی صحیح رد نمی‌شود. همچنین، مدل فاقد واریانس ناهمسانی است؛ زیرا، آماره F آزمون برابر با (۰/۱۹)۰/۴۷ است و فرضیه صفر مبنی بر واریانس ناهمسانی رد نمی‌شود.

٤-٤-٢- آزمون وجود رابطه بلندمدت

برای اطمینان از اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این روش کاذب نباشد، از روش ارائه شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۹)، وجود رابطه بلندمدت را آزمون می‌کنیم.

اگر فرضیه $H_0:\delta_1=\delta_2=\delta_3=\delta_4=\delta_5=\delta_6=0$ رد شود وجود رابطه بلندمدت در مدل تأیید می‌شود. آماره F محاسبه شده برابر با ۶/۰۳ می‌باشد که در سطح ۱ درصد از مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران و همکاران (۱۹۹۹) بزرگ‌تر است و خارج از آن قرار می‌گیرد. لذا وجود رابطه بلندمدت در مدل تأیید می‌شود.

جدول ۹. آزمون وجود رابطه بلندمدت

محدوده مقادیر بحرانی در سطح ۱درصد	آمارهF	
I(1) I(0)		
۴/۷۸۱ ۳/۵۱۶	۶/۰۳	F(LTFP|LH,LOPEN, LTOT,LEX,LINF)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

تخمین ضرایب بلندمدت در جدول (۱۰) ارائه شده است. در بلندمدت همه متغیرها در سطح ۱٪ و ۵٪ و ۱۰٪ معنی‌دار هستند. نتایج نشان می‌دهند که درجه باز بودن اقتصاد، سرمایه انسانی و رابطه مبادله در بلندمدت دارای اثر مثبت بر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشند؛ و نرخ ارز و نرخ تورم اثر منفی بر بهره‌وری کل عوامل دارند و بیانگر این است که نه تنها این متغیرها در بلندمدت باعث افزایش بهره‌وری نمی‌شوند بلکه اثر منفی و کاهنده نیز روی آن دارند. متغیر جهت گیری تجاری که شامل متغیرهای باز بودن اقتصاد و رابطه مبادله است اثر مثبت و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل دارد.

جدول ۱۰. نتایج حاصل از برآورد بلندمدت مدل

متغیر	ضریب	آمارهt	احتمال
لگاریتم سرمایه انسانی	۰/۴۷	۲/۰۵	۰/۰۵
لگاریتم باز بودن تجاری	۰/۲۷	۲/۳۴	۰/۰۲۸
لگاریتم رابطه مبادله	۰/۲۹	۲/۴۶	۰/۰۲۱
لگاریتم نرخ ارز	−۰/۰۹۷	−۱/۷۲	۰/۰۹۷
لگاریتم نرخ تورم	−۰/۵۵	−۲/۵۶	۰/۰۲
متغیر مجازی	−۰/۰۲	−۱/۹۳	۰/۰۶
عرض از مبدأ	۳/۵۶	۷/۰۹	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ضریب متغیر سرمایه انسانی در بلندمدت ۰/۴۷است و نشان می‌دهد افزایش یک درصدی سرمایه انسانی باعث افزایش ۰/۴۷ درصدی بهره‌وری کل عوامل تولید می‌گردد. سرمایه انسانی باعث افزایش بهره‌وری از طریق بهبود شیوه‌های مدیریت، اشاعه فرهنگ کار در جامعه، به منظور افزایش سطح اشتغال و بهره‌وری، و پرداخت یارانه سود تسهیلات به سرمایه‌گذاران خصوصی و تعاونی در زمینه ایجاد آموزشگاه‌های آزاد فنی و حرفه ای، به منظور توسعه کمی و کیفی مهارت‌های فنی و حرفه‌ای نیروی کار و آموزش‌های متنوع مهارتی می‌شود. درجه باز بودن اقتصاد تأثیر مثبت و چشمگیری بر روی بهره‌وری کل عوامل کشور دارد. ضریب درجه باز بودن اقتصاد در بلندمدت ۰/۲۷است و نشان می‌دهد افزایش یک درصدی درجه باز بودن اقتصاد باعث افزایش ۰/۲۷ درصدی بهره‌وری کل عوامل می‌گردد. باز بودن تجاری موجب ایجاد فضای رقابتی برای صنایع داخلی از طریق توسعه تکنیک‌های تولید جدید یا بهره‌گیری کارا از عوامل تولید می‌شود و همچنین باز بودن تجاری موجب انتخاب وسیع‌تری در مورد کیفیت بالای نهاده‌های واسطه‌ای با قیمت‌های پایین‌تر برای فعالیت‌های اقتصادی گردیده که این امر موجب بهبود بهره‌وری کل عوامل می‌گردد. ضریب رابطه مبادله در بلندمدت ۰/۲۹است و نشان می‌دهد افزایش یک درصدی رابطه مبادله باعث افزایش ۰/۲۹ درصدی بهره‌وری کل عوامل تولید می‌گردد. رابطه مبادله بیانگر تأثیر شوک‌های خارجی است زیرا بهبود رابطه مبادله تأثیر مثبت و چشمگیری بر بهره‌وری کل عوامل دارد و این تأثیر موجب بهبود صادرات و واردات یا به عبارت دیگر تراز تجاری می‌گردد. جهت افزایش نقش بهره‌وری کل عوامل در رشد اقتصادی، بهبود رابطه مبادله از طریق توسعه صادرات محصولات صنعتی امکان پذیر است. ضریب متغیر نرخ ارز در بلندمدت ۰/۰۹ است و نشان می‌دهد افزایش یک درصدی نرخ ارز باعث کاهش ۰/۰۹ درصدی بهره‌وری کل عوامل می‌گردد. نرخ ارز حقیقی بالا با سطوح پایین‌تر بهره‌وری کل عوامل رابطه دارد، زیرا این امر باعث افزایش واردات و کاهش صادرات می‌گردد و در نتیجه از این طریق موجب کاهش بهره‌وری کل عوامل خواهد شد. ضریب متغیر نرخ تورم دربلندمدت ۰/۵است و نشان می‌دهد افزایش یک درصدی نرخ تورم باعث کاهش ۰/۵ درصدی بهره‌وری کل عوامل می‌گردد. تورم بالا ممکن است منجر به درک اشتباه از سطح قیمت‌های نسبی، منحرف کردن علایم و نشانه‌های قیمتی شود؛ بنابراین برنامه‌های سرمایه‌گذاری را غیرکارآمد می‌کند. این امر باعث می‌شود که کارگزاران اقتصادی نتوانند به طور کارا عمل کنند و سطح بهره‌وری پایین می‌آید. تأثیرات نرخ تورم بر روی بهره‌وری کل عوامل منفی است و می‌توان نتیجه گرفت که ایجاد ثبات اقتصادی از طریق اتخاذ سیاست کلان اقتصادی در راستای کاهش نرخ تورم تأثیر تعیین کننده‌ای بر بهره‌وری کل عوامل دارد.

٤-٤-٣- برآورد الگوی تصحیح خطا

در ادامه به برآورد الگوی تصحیح خطا که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد پرداخته می‌شود. برای تنظیم الگوی تصحیح خطا، کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون هم جمعی برآورد ضرایب بلندمدت الگو را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای الگو قرار داده شود. سپس ضرایب الگو را برآورد می‌کنیم. الگوی تصحیح خطای مدل که بیانگر ارتباط کوتاه‌مدت میان بهره‌وری و متغیرهای مستقل الگو می‌باشد، در جدول ۱۱ آورده شده است.

جدول ۱۱. نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطای مدل

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
لگاریتم سرمایه انسانی	۰/۰۲۴	۱/۹۳	۰/۰۷
لگاریتم باز بودن تجاری	۰/۱۴	۳/۵۴	۰/۰۰۲
لگاریتم رابطه مبادله	۰/۰۴	۲/۹۹	۰/۰۰۶
لگاریتم نرخ ارز	-۰/۰۵	-۲/۱۷	۰/۰۴
لگاریتم نرخ تورم	-۰/۰۲۸	-۲/۱۴	۰/۰۴۱
متغیر مجازی	-۰/۰۰۱	-۱/۹۷	۰/۰۶
عرض از مبدأ	۱/۸۴	۲/۵۵	۰/۰۱
ضریب جمله تصحیح خطا	-۰/۵۱	-۳/۵۶	۰/۰۰۲
R^2: ۰/۶۱			
F-Stat =۶۰/۷۹(۰/۰۰۰)			
D.W: ۲/۲۱			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان گونه که نتایج جدول نشان می‌دهد، همانند الگوی بلندمدت، ضرایب کوتاه‌مدت نیز از علائم مورد انتظار برخوردار می‌باشند و همچنین همه ضرایب در سطح ۱٪ و ۵٪ به لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. آنچه در مدل تصحیح خطا بیش از همه حائز اهمیت است، ضریب جمله تصحیح است که نشان دهنده سرعت تعدیل فرایند عدم تعادل به سمت تعادل در بلندمدت می‌باشد. همان طور که در جدول ۱۱ ملاحظه می‌شود، این ضریب معنی‌دار و دارای علامت منفی است چون

جمله تصحیح خطا[1] بین صفر و منفی یک قرار دارد و معنی‌دار است. وجود رابطه همجمعی بلندمدت بین متغیرها، از این روش نیز تأیید می‌شود. با توجه به اینکه ضریب جمله تصحیح خطا برابر۰/۵۱ برآورد شده است، به این نتیجه می‌رسیم که ضریب جمله تصحیح خطا در کوتاه‌مدت ۰/۵۱ است. این ضریب از نظر آماری نیز معنادار می‌باشد و نشان دهنده سرعت تعدیل تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. در واقع این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره ۵۱ درصد از عدم تعادل در دوره بعد تعدیل (تصحیح) می‌شود و بیش از دو دوره لازم است تا خطای تعادل کوتاه‌مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت باز گردد. بنابراین تعدیل به سمت تعادل نسبتاً با سرعت متوسط صورت می‌گیرد. از میان متغیرهای موجود در مدل، بهره‌وری کل عوامل با بازبودن اقتصاد، سرمایه انسانی و رابطه مبادله ارتباط مثبت و با نرخ ارز و نرخ تورم ارتباط منفی دارد. فرضیه مبنی بر ارتباط مثبت بین باز بودن اقتصاد و بهره‌وری کل عوامل تولید تأیید می‌گردد. فرضیه مبنی بر ارتباط مثبت بین سرمایه انسانی و بهره‌وری کل عوامل تولید تأیید می‌گردد. فرضیه مبنی بر ارتباط مثبت بین رابطه مبادله و بهره‌وری کل عوامل تولید تأیید می‌گردد. فرضیه مبنی بر ارتباط منفی بین نرخ ارز و بهره‌وری کل عوامل تولید تأیید می‌گردد. فرضیه مبنی بر ارتباط منفی بین نرخ تورم و بهره‌وری کل عوامل تولید تأیید می‌گردد. این مطالعه جهت بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت از روش خود همبسته برداری با وقفه‌های توزیعی استفاده کرده است. ابتدا ویژگی‌های ایستایی سری‌های زمانی با استفاده از آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که کلیه متغیرها $I(1)$ و $I(0)$ هستند. نتایج نشان می‌دهد که چون کلیه متغیرها $I(1)$ نیستند، برای بررسی همجمعی (رابطه بلندمدت) متغیرها در این حالت از روش خود همبسته برداری با وقفه‌های توزیعی، برای برآورد رابطه پویا، بلندمدت و تصحیح خطا استفاده می‌شود. در این حالت از روش خود همبسته برداری با وقفه‌های توزیعی برای برآورد رابطه پویا، بلندمدت و تصحیح خطا استفاده می‌شود و نتایج زیر حاصل شده‌اند: درجه باز بودن اقتصاد در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر روی بهره‌وری کل عوامل دارد. سرمایه انسانی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر روی بهره‌وری کل عوامل دارد. رابطه مبادله در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر روی بهره‌وری کل عوامل دارد. نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی و معنی‌داری بر روی بهره‌وری کل عوامل داشته و بیشترین اثر بر روی بهره‌وری دارد. نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی و معنی‌داری بر روی بهره‌وری کل عوامل دارد. نتایج برآورد معادله بهره‌وری کل عوامل، مؤید این مطلب است که سرمایه انسانی، باز بودن اقتصاد و رابطه مبادله تأثیر مثبت بر بهره‌وری کل عوامل و متغیرهای تورم، نرخ ارز تأثیر منفی بر بهره‌وری کل عوامل دارد. در ضمن هر چه اقتصاد نسبت به تجارت خارجی بازتر باشد و هر چه نیروی انسانی جامعه آموزش دیده‌تر باشد، بهره‌وری کل عوامل بیشتر است. همچنین نتایج برآورد بیانگر تأثیر مثبت ثبات اقتصادی (از طریق کاهش نرخ تورم)، ایجاد رشد و توسعه پایدار اقتصادی و افزایش نقش بهره‌وری کل در رشد اقتصادی کشور است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

امروزه دستیابی به رشد اقتصادی از راه ارتقاء بهره‌وری، از مهمترین هدف‌های اقتصادی کشور بشمار می‌آید. ارتقاء بهره‌وری با استفاده بهینه از عامل‌های تولید بدست می‌آید و در نیل به رشد اقتصادی مستمر و توسعه پایدار نقشی مهم را ایفا می‌نماید. امروزه همه کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه از جمله ایران به اهمیت بهره‌وری، به عنوان یکی از ضرورت‌های توسعه اقتصادی و کسب برتری رقابتی در عرصه‌های بین‌المللی تاکید دارند زیرا در دنیای کنونی رقابت در صحنه‌های جهانی ابعاد دیگر به خود گرفته و نیل به سطح بهره‌وری بالا یکی از پایه‌های اصلی این رقابت‌ها را تشکیل می‌دهد. همچنین بهره‌وری نقش مهم و مؤثری در رشد تولید و افزایش رقابت پذیری در اقتصاد ایران دارد. در این بخش، ابتدا نتایج به دست آمده مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد و شواهد مربوط به رد یا قبول فرضیه و ارتباط یافته‌ها با تحقیقات قبلی ارائه می‌گردد. به عبارتی نتیجه‌گیری نهایی حاصل از یافته‌ها در این قسمت ذکر می‌شود که مبتنی بر یافته‌های آماری و منطبق با روش اجرای تحقیق می‌باشد. سپس پیشنهادهایی نیز برای تحقیقات بعدی مطرح می‌شود. رشد اقتصادی از دو طریق ایجاد می‌شود: یکی از طریق انباشت عوامل تولید (نیروی کار، سرمایه و ...) و دیگری از طریق رشد بهره‌وری کل عوامل تولید است. از سویی دیگر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید، با استفاده بهینه از منابع تولید حاصل می‌شود، بنابر این رشد بهره‌وری کل عوامل تولید علاوه بر اینکه یکی از مهمترین منابع تأمین کننده رشد اقتصادی است، به استفاده بهینه از منابع تولید منجر شده

1. ECM

و رشد و توسعه اقتصادی را تضمین می‌کند. تجارت روشی کارا برای معرفی فناوری نوین و ممارست برای مدیریت در اقتصاد داخلی بوده که می‌تواند اثار مثبتی بر رشد بهره‌وری داشته باشد. کالاهای واسطه‌ای وارداتی نظیر، ماشین آلات و ابزارآلات که در بر دارنده فناوری نوین بوده، می‌توانند بهره‌وری نیروی کار را افزایش دهند. پیامد این فناوری قابل رویت، افزایش در انباشت سرمایه‌های انسانی خواهد بود.در این حالت بهره‌وری بالاتر نیروی کار منجر به افزایش انگیزه تولید کنندگان برای بکارگیری فناوری خارجی از طریق افزایش در واردات به اقتصاد داخلی می‌شود. درک رابطه بین واردات و رشد بهره‌وری باعث می‌شود که منبع مهمی از اطلاعات برای تحلیل سیاست تجاری در اختیار قرار دهد. زیرا از آن به عنوان وسیله کلیدی برای ارزیابی فناوری‌هایی که باید به کشور وارد شود، یاد می‌شود. این مطالعه جهت بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت از روش خود همبسته برداری با وقفه‌های توزیعی استفاده کرده است. ابتدا ویژگی‌های ایستایی سری‌های زمانی با استفاده از آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته بررسی شده است. نتایج نشان می‌دهد که کلیه متغیرها $I(1)$ و $I(0)$ هستند. نتایج نشان می‌دهد که چون کلیه متغیرها $I(1)$ نیستند، برای بررسی همجمعی (رابطه بلندمدت) متغیرها از روش خود همبسته برداری با وقفه‌های توزیعی برای برآورد رابطه پویا، بلندمدت و تصحیح خطا استفاده می‌شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که متغیر باز بودن اقتصاد در ایران که بر حسب ضریب نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی به دست می‌آید، در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معنا داری بر بهره‌وری کل عوامل دارد. بنابراین، یک اقتصاد بازتر، دارای بهره‌وری کل عوامل بالاتر است. همچنین نتایج بیانگر آن است که متغیر سرمایه انسانی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معنا داری بر بهره‌وری کل عوامل دارد. سرمایه انسانی باعث افزایش بهره‌وری از طریق بهبود شیوه‌های مدیریت، اشاعه فرهنگ کار در جامعه، به منظور افزایش سطح اشتغال و بهره‌وری می‌شود. متغیر نرخ ارز اثر منفی و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل دارد. بنابراین، نرخ ارز حقیقی پایین‌تر با سطوح بالاتر بهره‌وری کل عوامل همراه است، زیرا این امر باعث کاهش واردات و افزایش صادرات می‌گردد و در نتیجه از این طریق موجب افزایش بهره‌وری کل عوامل خواهد شد. متغیر رابطه مبادله، در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر بهره‌وری کل عوامل دارد. متغیر نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی بر بهره‌وری کل عوامل دارد. این یافته یعنی تورم بالاتر، همراه با بهره‌وری کل عوامل پایین‌تر، ممکن است توضیحی برای ارتباط بین تورم بالاتر و رشد اقتصادی کمتر که به صورت تجربی مشاهده می‌شود باشد. یعنی تورم بالاتر به رشد اقتصادی کمتر می‌انجامد و در نتیجه موجب کاهش بهره‌وری کل عوامل می‌شود. در ضمن هرچه اقتصاد نسبت به تجارت خارجی بازتر و هرچه نیروی انسانی جامعه آموزش دیده‌تر باشد و نرخ تورم کاهش یابد بهره‌وری افزایش می‌یابد. تورم بالا ممکن است منجر به درک اشتباه از سطح قیمت‌های نسبی، منحرف کردن علایم و نشانه‌های قیمتی شود؛ بنابراین برنامه‌های سرمایه‌گذاری را غیر کارآمد می‌کند. این امر باعث می‌شود که کارگزاران اقتصادی نتوانند به طور کارا عمل کنند و سطح بهره‌وری پایین می‌آید. تأثیرات نرخ تورم بر روی بهره‌وری کل عوامل منفی است می‌توان نتیجه گرفت که ایجاد ثبات اقتصادی از طریق اتخاذ سیاست کلان اقتصادی در راستای کاهش نرخ تورم تأثیر تعیین کننده‌ای بر بهره‌وری کل عوامل دارد. دولت با از میان برداشتن موانع ورود به بازارهای خارجی که در سطح کلان شامل سیاست‌هایی می‌شود که درجه باز بودن اقتصاد را افزایش می‌دهد، می‌تواند در اقتصاد مداخله مؤثر داشته باشد زیرا کاهش موانع تجاری از طریق افزایش صادرات باعث رشد اقتصادی و افزایش بهره‌وری در کشور می‌شود. افراد تحصیل کرده (سرمایه انسانی) مهارت و دانش بیشتری را دارا می‌باشند، و از آنجایی که توسعه اقتصادی و افزایش بهره‌وری به پیشرفت در دانش فنی و علمی نیاز دارد، احتمالا توسعه و افزایش بهره‌وری به انباشت سرمایه انسانی بستگی خواهد داشت. نتایج حاصل از این فرضیه‌ها با تحقیقات آذربایجانی و همکاران (۱۳۹۰: ۱۶۵)، طیبی و ملکی (۱۳۹۰: ۸۵)، محمدوند ناهیدی و جابری خسروشاهی (۱۳۸۹: ۸۹)، اسلاملوئیان و همکاران (۱۳۸۹: ۱)، برومنت و همکاران[1] (۲۰۱۱: ۶۰۵)، سن حاجی[2] (۲۰۰۰: ۱۲۹)، آراجو و همکاران[3] (۲۰۱۴: ۵۱) مطابقت دارد.

۵-۱- پیشنهادها

سیاست تشویق و گسترش صادرات یکی از سیاست‌های افزایش بهره‌وری است که در چارچوب استراتژی باز بودن اقتصاد می‌گنجد. برای موفقیت این سیاست اقدامات زیر توصیه می‌گردد:

1. Berument et al. (2011)
2. Senhadji (2000)
3. Araujo et al. (2014)

سرمایه‌گذاری جهت ایجاد زیر ساخت‌ها (مانند حمل و نقل) و نهادها و سازمان‌های ذیربط (مانند آزمایشگاه‌ها و مؤسسات استاندارد و تحقیقات صنعتی)، از بین بردن موانع بر سر راه صادرات و گسترش آنها، استفاده از تکنولوژی برتر در تولید کالاهای صادراتی و ارتقای کیفیت کالاهای صادراتی و کنترل آن، ایجاد تسهیلات جهت تأمین به موقع مواد اولیه و کالاهای سرمایه ای و واسطه‌ای مورد نیاز کالاهای صادراتی، تربیت نیروی انسانی متخصص و کارآفرین.

دولت با به اجرا گذاشتن برنامه‌هایی چون تحصیلات رایگان، آموزش‌های حرفه‌ای و گسترش امکانات آموزشی، درمانی و بهداشتی می‌تواند سرمایه انسانی را افزایش دهد.

تنوع کالاهای صادراتی برمبنای اصل مزیت نسبی افزایش یابد و به درآمدهای مطمئن دیگری از جمله صادرات غیرنفتی نیز توجه شود، زیرا این امر هم می‌تواند باعث بهبود رابطه مبادله شود و هم تا حدودی تأثیر تلاطم رابطه مبادله کالایی و شاخص قیمت صادرات را بر بهره‌وری کاهش دهد. همچنین با توجه به اثر شاخص قیمت حقیقی واردات بر رشد اقتصادی، پیشنهاد می‌شود، زمینه سرمایه‌گذاری و رشد تولید کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای در داخل کشور تقویت شود.

تجارت، موتور رشد و توسعه در جوامع امروزی است، تجارت آزاد (خارجی) با فراهم آوردن امکان بهره‌گیری از صرفه‌جویی‌های مقیاس، تکنولوژی پیشرفته، امکان تخصیص بهینه منابع و افزایش رقابت در تولید محصولات می‌تواند موجبات افزایش بهره‌وری عوامل تولید و رسیدن به رشد اقتصادی را فراهم آورد، اما جذب تکنولوژی‌ها و فناوری‌های مدرن و پیشرفته در جریان تجارت و انطباق آنها با شرایط داخلی تولید نیاز به سرمایه‌گذاری در منابع انسانی و تربیت نیروی انسانی ماهر، متخصص و کارآمد دارد.

حتی با وجود تنوع صادراتی، در برخی موارد بی‌ثباتی رابطه مبادله غیرقابل اجتناب بوده و حتی کشورهای صنعتی را نیز دچار مشکل می‌کند، بنابراین با مدیریت صحیح باید این نوسانات را به گونه‌ای هدایت کرد که کم‌ترین آسیب را به بدنه اقتصاد وارد کند. یکی از راه‌های مدیریت ریسک ناشی از بی‌ثباتی رابطه مبادله، نهادینه کردن صندوق ذخیره ارزی و استفاده مناسب از منابع این صندوق است. این صندوق به عنوان یک تثبیت کننده خودکار، از ورود مستقیم درآمدهای نفتی و آسیب پذیری اقتصاد در مقابل شوک‌های برون‌زا جلوگیری می‌کند.

لازمست تا سطح آموزش و مهارت کارکنان هر ساله ارتقاء پیدا کرده و زمینه افزایش کارایی آنان فراهم شود. علاوه بر این از آنجایی که حقوق و دستمزد بر افزایش بهره‌وری نیروی کار تأثیر مثبتی داشته است لازم است مدیران شرکت به این عامل مهم تأثیرگذار توجه خاص مبذول نمایند و راهکارهای لازم اجرایی جهت تشویق به موقع و لازم کارکنان را فراهم آورند.

پیشنهاد می‌شود که منابع مالی در زمینه‌هایی سرمایه‌گذاری شود که بر بهره‌وری شرکت تأثیر مثبتی داشته باشد به خصوص در فعالیت‌هایی که ارتباط نزدیک‌تر با موضوع فعالیت شرکت دارد. این امر از یک طرف باعث افزایش بهره‌وری شرکت و از سوی دیگر باعث کاهش قیمت تمام شده خواهد شد.

منابع

آذربایجانی، کریم؛ اراکی، مولود و رنجبر، همایون (۱۳۹۰). "تأثیر متنوع سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی (رویکرد داده‌های تابلویی در کشورهای گروه دی هشت". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۳، ۲۰۱-۱۶۵.

احمدی شادمهری، محمد طاهر؛ ناجی میدانی، علی اکبر و جندقی میبدی، 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*، شماره ۱، ۵۸-۳۱.

اسلاملوییان، کریم؛ شفیعی سروستانی، مریم و جعفری، محبوبه (۱۳۸۹). "بررسی اثر باز بودن تجاری بر متغیرهای کلان در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۴۳، ۲۱-۱.

امینی، علیرضا و مصلی، شهرام (۱۳۹۰). "نقش سرمایه انسانی از نوع تجربه در بهره‌وری کل عوامل". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۵۷، ۱۳۲-۱۰۵.

بهبودی، داود و منتظری شورکچالی، جلال (۱۳۹۰). "بررسی بهره‌وری کل عوامل در ایران در چارچوب حسابداری رشد". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۳، ۶۹-۴۹.

سخنور، محمد (۱۳۹۷). "تعیین اندازه بهینه آستانه‌ای دولت و بهره‌وری آن با استفاده از رویکرد داده‌های پانل آستانه‌ای در کشورهای منتخب اوپک". *فصلنامه علمی پژوهشی*

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۸، شماره ۳۲، ۱۲۴-۱۱۱.

صادقی؛ مسعود و عمادزاده، مصطفی (۱۳۸۲). "برآورد سهم سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۴۵". *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۵، شماره ۱۷، ۹۸-۷۹.

طیبی، سید کمیل و ملکی، بهاره (۱۳۹۰). "اثر باز بودن تجارت بر نابرابری درآمدی: مورد ایران و شرکای تجاری". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال اول، شماره ۴، ۳۶-۱۱.

طیبی، سیدکمیل؛ عمادزاده، مصطفی و شیخ بهایی، آزیتا (۱۳۸۷). "تأثیر تجارت خارجی و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی". *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۳، شماره ۸۵، ۲۵۶-۲۳۷.

کمیجانی، اکبر و میرجلالی، سیدحسین (۱۳۸۰). "سازوکار استراتژیک تجاری برای توسعه صادرات صنعتی ایران". *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۲۰، ۶۲-۳۱.

مبارک، اصغر و محمدلو، نویده (۱۳۹۰). "اثر سیاست‌های تجاری و درآمدهای نفتی بر بهره‌وری کل عوامل کشورهای منتخب اوپک". *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، شماره ۱۳، ۱۵۲-۱۴۱.

محمدوند ناهیدی، محمدرضا و جابری خسروشاهی، نسیم (۱۳۸۹). "بررسی اثر درجه باز بودن اقتصاد، جمعیت شاغل، سرمایه انسانی، شدت سرمایه بر روی مدیریت بهره‌وری نیروی کار در ایران". *فصلنامه مدیریت صنعتی دانشگاه علوم انسانی دانشگاه آزاد اسلامی*، شماره ۱۲، ۱۰۵-۸۹.

معتمدی، سیما و رحمانی، تیمور (۱۳۹۷). "تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر تشکیل سرمایه، بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۰، ۱۳۲-۱۱۷.

نایبی، حمیدرضا؛ ابراهیمی، رضا و آزادگان، علی اصغر (۱۳۸۸). "اندازه‌گیری و تحلیل عوامل مؤثر بر رشد بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران با استفاده از روش باقیمانده سولو". *پژوهشنامه علمی پژوهشی علوم اقتصادی*، شماره ۳۷، ۱۴۰-۱۲۱.

نایبی، حمیدرضا؛ ابراهیمی، رضا و نقندریان، کاظم (۱۳۸۸). "محاسبه رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و بررسی تغییرات کارایی و تکنولوژی بخش آموزش عالی دولتی ایران به روش تحلیل پوششی داده‌ها (DEA)". *فصلنامه انجمن آموزش عالی ایران*، سال دوم، شماره ۱، ۴۱-۲۱.

نیلی، مسعود و نفیسی، شهاب (۱۳۸۲). "رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تأکید بر نقش توزیع تحصیلات نیروی کار مورد ایران سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۴۵". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۷، ۳۱-۱.

Araujo, J. A., Feitosa, D. G. & Bittencourt da Silva, A. (2014). "Latin America: Total Factor Productivity and its Components". *Cepal Review*, 114, 51-65.

Berument, H., Dincer, N. & Mustafaoglu, Z. (2011). "Total Factor Productivity and Macroeconomic Instability". *The Journal of International Trade & Economic*s, 20(5), 605-629.

Grossman, G. &. Helpman, E. (1995). "The Politics of Free-Trade Agreements". *American Economic Review*, 85(4), 667-690.

Mundle, S. (1998). "Financing Human Development, Some Lessons From Advanced Asian Countries". *World Development*, 26(4), 659-672.

Ronning, A. H. & Kearney, M. L. (1998). "Graduate Prospects in a Changing Society". *UNESCO Publishing*, Belgium.

Sen, A. K. (1998). "Human Development and Financial Conservatism". *World Development*, 26(4), Pergamon.

Senhadji, A. (2000). "Sources of Economic Growth: An Extensive Growth Accounting Exercise". *In: International Monetary Fund*, 47(1), 129-158.

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره چهل، پاییز ۱۳۹۹ (۱۳۴-۱۲۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 40, September 2020 (123-134)

تأثیر مالیات بر بهره‌وری شاغلان صنایع تولیدی ایران، مطالعه برنامه پنجم توسعه (۱۳۹٤-۱۳۹۰)

سمانه طالعی اردکانی
دانشجوی دکتری علوم اقتصادی- اقتصاد پولی و عضو هیئت علمی (مربی) گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه اردکان، اردکان، ایران
(دریافت: ۱۳۹۸/٦/۲۸ پذیرش: ۱۳۹۸/۷/۱۳)

The Impact of Taxation on Productivity of Iranian Manufacturing Workers, Study of the Fifth Development Plan (2011-2015)

***Samaneh Talei Ardakani**
Department of Economics, Faculty of Humanities & Social Sciences, Ardakan University, Ardakan, Iran
(Received: 19/Sep/2019 **Accepted:** 5/Oct/2019)

چکیده:

علاوه بر تأثیر عوامل سنتی تولید نظیر نیروی کار و سرمایه بر رشد اقتصادی، تأثیر بهره‌وری نیز همواره مورد توجه اقتصاددانان رشد و توسعه قرار داشته است. با توجه به نقش بنیادی بخش صنعت به عنوان پیشقراول توسعه اقتصادی کشور، شناسایی عوامل مؤثر بر بهره‌وری این بخش می‌تواند زمینه را برای ارتقای سهم آن در رشد تولید ناخالص ملی فراهم نماید. بر این اساس، مطالعه حاضر سعی دارد تا تأثیر متغیر مالیات را بر بهره‌وری شاغلان صنایع تولیدی ایران طی برنامه پنجم توسعه (۹۴-۱۳۹۰) مورد ارزیابی قرار دهد. موضوعی که کمتر مورد توجه برنامه‌ریزان و محققان حوزه صنعت قرار داشته است. علاوه بر آن، این مقاله کوشیده است تا ارتباط متغیرهایی نظیر سرمایه‌گذاری در بخش صنعت و جبران خدمات مزد بگیران (حقوق و مزایا و پاداش‌ها) را با بهره‌وری شاغلان صنایع تولیدی ایران بررسی نماید. در این راستا، داده‌های مورد نظر از سالنامه آماری کشور و نتایج آمارگیری از بنگاه‌های تولیدی کشور اخذ گردیده و با استفاده از داده‌های ارزش ستانده بنگاه‌های ده نفر کارکن و بیشتر، شاخص بهره‌وری شاغلان صنایع تولیدی ایران محاسبه شده است. سپس ارتباط ارزش مالیات اخذ شده و شاخص بهره‌وری شاغلان با بهره‌گیری از روش داده‌های تلفیقی (پانل دیتا) مورد ارزیابی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که در سطح معنی‌داری ۵ درصد ضرایب متغیرهای مالیات و جبران خدمات مزد بگیران دارای ارتباطی مثبت و معنادار با بهره‌وری کل نیروی کار بوده و همچنین ضریب سرمایه‌گذاری در سطح معنا داری ۱۰ درصد دارای تأثیر مثبت بر متغیر وابسته بوده است. به عبارت دیگر، همراه با افزایش مالیات، بهره‌وری شاغلان نیز ارتقا یافته و صنایع تولیدی به منظور جبران هزینه‌های مالیاتی کوشیده‌اند تا با افزایش بهره‌وری بخشی از هزینه‌های آن را پوشش دهند. اما بر مبنای ضریب برآوردی، شدت تأثیرپذیری بهره‌وری شاغلان در بخش صنعت از مالیات ضعیف است.

واژه‌های کلیدی: برنامه پنجم توسعه، روش پانل دیتا، مالیات، بهره‌وری نیروی کار.
طبقه‌بندی JEL: L16، D24، J21.

Abstract:

In addition to the impact of traditional factors of production such as labor and capital on economic growth, the impact of productivity has always been the focus of growth and development economists. Given the fundamental role of the industry sector as a driver of the country's economic development, identifying the factors affecting the productivity of this sector can provide a basis for enhancing its share in GDP growth. Accordingly, the present study attempts to evaluate the impact of industry taxation on productivity of Iranian manufacturing industries during the Fifth Development Plan (2011-2015). In addition, this paper attempts to examine the relationship between variables such as investment in industry and compensation of payroll services (salaries and benefits) with total labor productivity. In this regard, the desired data were obtained from the statistical yearbook of the country and the results of the censuses of the country's manufacturing firms and the total labor productivity index was calculated by using the output data of firms. Then, the relationship between tax value and total labor productivity index is evaluated using integrated data panel data method. The results show that at the significant level of 5%, coefficients of tax variables and compensation of wage earners have a positive and significant relationship with productivity and also the investment coefficient at the significant level of 10% has a positive effect on the dependent variable. In other words, with the increase in taxation, the productivity of the entire workforce has also increased, and manufacturing industries have sought to offset some of its costs by increasing productivity. But based on the coefficient of estimation, the severity of tax on the impact of industrial productivity is weak.

Keywords: Fifth Development Plan, Panel Data Method, Corporate Tax, Labor Productivity.
JEL: L16, D24, J21.

*Corresponding Author: Samaneh Talei Ardakani E-mail: Talei@Ardakan.ac.ir

۱- مقدمه

امروزه با کم رنگ شدن مرزهای اقتصادی، رقابت در صحنه جهانی ابعاد گسترده‌تری یافته و تلاش برای بهبود بهره‌وری پایه اصلی این رقابت را تشکیل می‌دهد. برای اینکه صنایع بتوانند در جهت رشد و بهبود بهره‌وری خود اقدام کنند، لازم است که عوامل مؤثر در زمینه بهبود بهره‌وری را شناسایی کرده و سپس بر اساس اهمیت آنها، اقدامات مناسب را به عمل آورند (فیروزان و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۱۰).

بررسی مؤلفه‌های رشد اقتصادی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه نشان می‌دهد که سهم افزایش بهره‌وری عوامل تولید از سهم افزایش سرمایه‌گذاری پیشی گرفته است(سخنور، ۱۳۹۷: ۱۱۵). در حقیقت، می‌توان گفت که امروزه بهره‌وری به ثروت ملل تبدیل گردیده است و ارتقای مستمر آن به عنوان شرط بقای سیستم‌های اقتصادی و مدیریتی شناخته می‌شود (ساتایه[1]، ۲۰۱۱: ۶۳). بررسی عملکرد کشورهایی که طی دو دهه گذشته رشد چشمگیری داشته‌اند حکایت از آن دارد که اکثر این کشورها، این رشد را عمدتاً از طریق یکی از مهمترین کانال‌های رشد، یعنی افزایش بهره‌وری به دست آورده‌اند، به طوری که نقش سرمایه‌گذاری جدید در این رشد در مقایسه با نقش بهره‌وری آن اندک بوده است (امامی میبدی، ۱۳۷۹: ۴۳).

رشد تولید در بخش صنعت از دو طریق ممکن می‌شود: در روش اول، افزایش تولید با به کارگیری عوامل تولید بیشتر با ثابت بودن فناوری حاصل می‌گردد. در طریق دوم، سهم اصلی و عمده در افزایش تولید با به کارگیری روش‌های پیشرفته و کارآمد تولید با بهره‌وری بالا تأمین می‌گردد. در ایران به دلیل محدودیت سرمایه به عنوان یکی از عوامل تولید در بخش صنعت، افزایش تولید از طریق اول را در درازمدت محدود می‌سازد، از این رو، توجه به روش دوم یعنی بالا بردن بهره‌وری عوامل تولید ضرورتی اجتناب ناپذیر برای افزایش عرضه محصولات صنعتی است (باقرزاده، ۱۳۹۱: ۱۱۸).

اهمیت این موضوع تا آنجا است که برنامه پنجم توسعه (۹۴-۱۳۹۰) نیز بر رشد بهره‌وری صنعتی تأکید ویژه‌ای داشته است. برای مثال، مطابق با ماده ۷۹ قانون برنامه پنجم توسعه، در راستای ارتقاء سهم بهره‌وری در رشد اقتصادی به یک سوم در پایان برنامه و به منظور برنامه ریزی، سیاستگذاری، راهبری، پایش و ارزیابی بهره وری کلیه عوامل تولید از جمله نیروی کار، سرمایه، انرژی و آب و خاک، سازمان ملی بهره وری ایران به صورت مؤسسه دولتی وابسته به معاونت با استفاده از امکانات موجود ایجاد می شود تا برنامه جامع بهره وری کشور شامل شاخص های استاندارد بهره‌وری و نظام اجرائی ارتقاء بهره‌وری، دربرگیرنده توزیع نقش‌ها و مسئولیت‌ها در کلیه بخش‌های اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی اعم از بخش‌های دولتی و غیردولتی، به صورت برنامه لازم‌الاجراء برای تمامی بخش‌های یادشده، تدوین نماید.

بر اساس مفاد همین ماده، تمام دستگاه‌های اجرائی موظفند از سال دوم برنامه تغییرات بهره‌وری و اثر آن بر رشد اقتصادی مربوط به بخش خود را به طور مستمر منتشر نمایند و سیاست ها و متغیرهای اثرگذار بر رشد بهره‌وری را شناسایی کنند.

از این رو، شناسایی عوامل مؤثر بر رشد بهره‌وری عاملی است که در قانون برنامه پنجم توسعه به عنوان سیاستی راهبردی مورد هدف گذاری قرار گرفته و از جایگاه ویژه‌ای از حیث سیاست‌گذاری برخوردار است (معتمدی و رحمانی،۱۳۹۷: ۱۲۳). بررسی مطالعات صورت گرفته در ایران در حوزه شناسایی عوامل مؤثر بر بهره‌وری صنعتی نمایانگر این مطلب است که با وجود مبانی نظری موجود، تأثیر متغیر مالیات بر بهره‌وری کمتر مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. با این وجود، مالیات می‌تواند از طرق مختلف بر بهره‌وری صنعتی تأثیرگذار باشد. مالیات شرکت‌ها می‌تواند از طریق کاهش انگیزه بنگاه‌های تولیدی برای سرمایه‌گذاری در ابداعات ارتقا دهنده بهره‌وری بر بهره‌وری کل عوامل تولید[2] (TFP) تأثیر گذارد. همچنین، چنانچه نرخ مالیات بر سود بنگاه‌ها بالاتر از نرخ جبران کننده ضررهای بنگاه باشد، مالیات ممکن است تأثیری منفی بر ریسک پذیری بنگاه‌ها داشته باشد. سرانجام، مالیات بر شرکت‌ها می‌تواند انگیزه‌های سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی را با افزایش هزینه مصرف سرمایه کاهش دهد (آرنولد و اسچیولنس[3]، ۲۰۰۸: ۲).

با این وجود، مطالعات تجربی موجود در ایران کمتر به بررسی تأثیر مالیات بر بهره‌وری صنایع تولیدی اهتمام ورزیده‌اند. از این رو مطالعه حاضر کوشیده است تا این موضوع را در مورد صنایع تولیدی ایران طی برنامه پنجم توسعه مورد ارزیابی و کنکاش قرار دهد. علاوه بر آن می‌توان دیگر متغیر مؤثر بر سطح بهره‌وری را دستمزد وحقوق و مزایا برشمرد. امروزه با توجه به نیاز اقتصادی انسان برای تأمین و معیشت زندگی، این حقوق و دستمزد است که می‌تواند نقش بسزایی در انگیزه کارکنان ایفا کند و موجب افزایش بهره‌وری شود (فیروزان سرنقی و همکاران،

1. Satayeh

2. Total Factor Productivity (TFP)
3. Arnold & Schwellnus

۱۳۹۴: ۱۱۲). متغیر سرمایه‌گذاری نیز از دیگر متغیرهایی است که می‌تواند از طریق انباشت سرمایه فیزیکی و ایجاد سرریزهای دانش نقش مهمی در فرایند رشد بهره‌وری بازی کند (معتمدی و رحمانی، ۱۳۹۷: ۱۱۹). بر این اساس، مطالب مقاله حاضر در ۵ بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات موضوع بیان خواهد شد. بخش سوم نیز به روش شناسی اختصاص دارد و سپس در بخش چهارم به نتایج برآورد مدل پرداخته‌ایم. بخش پایانی نیز در برگیرنده بحث و نتیجه‌گیری می‌باشد.

۲-ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

تعیین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. تا قبل از نیمه دوم دهه ۱۹۸۰، الگوهای رشد برون‌زا مطرح بودند. در این نظریات، نرخ رشد بلندمدت اقتصادی تنها تحت تأثیر نرخ رشد جمعیت، تغییرات تکنولوژیکی و انباشت سرمایه قرار داشت. نخستین گام‌ها در زمینه ساخت مدل‌های ریاضی رشد، در دهه ۱۹۵۰ برداشته شد. در مدل نئوکلاسیکی سولو نیروی کار و سرمایه به عنوان دو نهاده تولید در نظر گرفته شده بود. بازده نسبت به مقیاس ثابت فرض شده و بازدهی نهایی هر دو نهاده کار و سرمایه نیز نزولی در نظر گرفته شده بود. در این مدل، رشد از طریق انباشت سرمایه صورت گرفته ولی روند رشد، در صورت نبودن محرک خارج از مدل (محرک برون‌زا)، محدود می‌گشت. ایراد مکانیسم و ساز و کار مدل رشد سولو، برون‌زا بودن موتور رشد آن است. این امر بدان معناست که نرخ رشد خارج از الگو تعیین می‌شود و مستقل از ترجیحات، ویژگی‌های تابع تولید و رفتار متغیرهای سیاسی، از جمله متغیر سیاست مالیاتی است. بنابراین، نرخ رشد اقتصادی به علت برون‌زا بودن عوامل تعیین کننده آن از طریق متغیرهای درون‌زا، تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد. از این رو، چنین مدل‌های رشد برون‌زایی اهمیت قابل توجهی در شناسایی عوامل تعیین کننده رشد ندارند. از این رو، اثرات سیاست‌های مالیاتی بر رشد اقتصادی در این الگو قابل بررسی نبوده است. با گذشت زمان شواهد تجربی نشان داد که چنین نظریه‌هایی قادر به توضیح واقعیات عملی نیستند (جعفری صمیمی و حسن‌زاده، ۱۳۸۰: ۴۲).

این موضوع با طرح الگوهای رشد درون‌زا شدت بیشتری یافت و گرایش به این الگوها را بیشتر کرد. تحولات اخیر در نظریات مربوط به رشد، یعنی رشد درون‌زا، ابتدا توسط رومر (۱۹۸۶) و سپس لوکاس مطرح گشت. در این نظریه، رشد پایدار، به طور درون‌زا یعنی بدون دخالت هرگونه پیشرفت فنی برون‌زا یا رشد جمعیت، از طریق بهینه کردن تصمیمات کارگزاران اقتصادی ایجاد می‌گردد. با درون‌زا شدن نرخ بلندمدت رشد اقتصادی، امکان بررسی نقش سیاست‌هایی مانند سیاست‌های مالیاتی، در تعیین نرخ رشد فراهم گردید. بر اساس این الگوها نرخ رشد یکنواخت به پارامترهای توابع مطلوبیت و سیاست‌های اقتصادی، از جمله سیاست‌های مالیاتی بستگی دارد. بنابراین، الگوهای رشد درون‌زا، بررسی تأثیر عوامل مختلف همچون سیاست‌های مالی دولت به ویژه سیاست‌های مالیاتی بر رشد اقتصادی را به وجود آورده است (اسکولی[1]، ۱۹۹۵: ۷۳).

به طور کلی در خصوص ارتباط سیاست‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی سه دیدگاه عمده کینزی، نئوکلاسیکی و هم ارزی ریکاردویی وجود دارد که در ادامه به هرکدام پرداخته می‌شود. بر اساس دیدگاه کینزین‌ها، هر نوع سیاست مالی انبساطی (افزایش مخارج دولت یا کاهش مالیات‌ها) از طریق افزایش نرخ بهره و به تبع آن کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، موجب پدیده جایگزینی[2] سرمایه‌گذاری می‌شود. همچنین، در شرایط انعطاف پذیر بودن قیمت‌ها، سیاست مالی انبساطی موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، کاهش عرضه پول و افزایش نرخ بهره می‌شود. پیامد این عمل کاهش اثرات مثبت ناشی از افزایش مخارج یا کاهش مالیات‌ها بر محصول خواهد بود. بالتبع، سیاست‌های مالی انقباضی تأثیر برعکس دارند.

بر اساس دیدگاه نئوکلاسیک‌ها، تداوم اعمال یک سیاست مالی به دلیل شکل‌گیری انتظار افزایش نرخ‌های بهره در افراد، موجب کاهش سرمایه‌گذاری و در نتیجه منفی شدن ضریب فزاینده این نوع سیاست می‌شود. علاوه بر این، با کاهش مخارج دولت، افراد انتظار کاهش مالیات‌ها و افزایش درآمد (ثروت) را در آینده داشته و همین امر سبب می‌شود تا مصرف جاری آنها افزایش یابد.

هم‌ارزی ریکاردویی ارتباط تنگاتنگی با مفهوم انتظارات دارد. بر اساس این دیدگاه، هرگونه کاهش مالیات‌ها سبب می‌شود تا مردم با اطلاعی که از محدودیت بودجه‌ای دولت دارند انتظار داشته باشند تا در آینده مالیات‌ها افزایش یابد. بنابراین، با توجه به اینکه افزایش مالیات‌ها ثروت افراد را کاهش می‌دهد، مردم در رفتار مصرفی طول عمر خود تجدید نظر کرده و افزایش درآمد جاری ناشی از کاهش مالیات‌ها را به پس‌انداز اختصاص می‌دهند.

1. Scully
2. Crowding Out

لذا سیاست‌های مالی تأثیری بر مصرف نخواهند داشت.

در مجموع، پس از شکل‌گیری نظریه رشد درون‌زا، مطالعات فراوانی در رابطه با تأثیر مالیات بر متغیرهای کلان اقتصادی صورت گرفته است. اما در بسیاری از موارد نتایج مؤید یکدیگر نمی‌باشند. از این رو، تأثیر مالیات بر رشد اقتصادی از منظر تحلیل نظری مبهم است (رجبی و همکاران، ۱۳۸۸: ۲).

مالیات‌ها از طریق تأثیرگذاری بر طرف عرضه و تقاضای اقتصاد می‌توانند تولید و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهند. اگرچه مطالعات تجربی انجام شده نشان داده‌اند که مالیات از طرق کانال‌هایی همچون سرمایه‌گذاری روی سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی و مخارج دولت و تخصیص منابع می‌تواند رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد اما، رشد اقتصادی خود می‌تواند از طرق مختلف اتفاق بیفتد. چنانچه بخواهیم بر اساس عوامل کمی، رشد اقتصادی را ایجاد کنیم باید به صورت مستقیم و از طریق افزایش عوامل تولید یا کشف منابع جدید اقدام کنیم. چنانچه بخواهیم بر اساس عوامل کیفی یا به صورت غیرمستقیم رشد اقتصادی را ایجاد کنیم، این امر باید از طریق بهبود بهره‌وری عوامل تولید رخ دهد. لذا در این مقاله با توجه به اینکه بهره‌وری بر رشد اقتصادی اثرگذار می‌باشد، به دنبال یافتن جواب این سؤال هستیم که آیا متغیر مالیات بر بهره‌وری اثرگذار هست یا خیر. چنانچه متغیر مالیات بر بهره‌وری دارای اثر مثبت باشد می‌توان با افزایش مالیات، بهره‌وری را افزایش داده و به رشد اقتصادی دست یافت. لذا در این وضعیت می‌توان ادعا کرد که از طرفی مالیات‌ها می‌توانند از طریق کانال تخصیص، منابع رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد و از طرف دیگر از طریق افزایش بهره‌وری منجر به رشد اقتصادی شوند. از این رو، مطالعه حاضر کوشیده است تا تأثیر مالیات بر بهره‌وری شاغلان را در صنایع تولیدی ایران طی برنامه پنجم توسعه بررسی کند. اگر چه در برنامه پنجم توسعه، تغییری در نظام مالیات ستانی با هدف حمایت از صنایع و یا ارتقاء بهره‌وری صنایع صورت نگرفته اما در ماده ۷۹ به وضوح به نقش بهره‌وری در ارتقاء رشد اقتصادی اشاره کرده است. از طرف دیگر، مطابق با گزارش بند الف ماده ۱۱۷ عملکرد قانون برنامه پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور در سال ۱۳۹۵، جلد اول: حوزه فرابخشی، به نقش مالیات بر تولید ناخالص داخلی تأکید گردیده است. از این رو، می‌توان برنامه پنجم توسعه را به عنوان نقطه عطفی در زمینه تأثیر متغیر مالیات بر بهره‌وری تلقی نموده، به همین دلیل مطالعه حاضر کوشیده است با بررسی تأثیر متغیری مانند مالیات که یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی بوده و به ویژه از برنامه پنجم توسعه به بعد نقش این متغیر، بیش از پیش مورد توجه برنامه‌ریزان اقتصادی کشور قرار گرفته است، در راستای تعیین تأثیر آن بر بهره‌وری گام بردارد.

در ادامه، ابتدا به پژوهش‌های داخلی و سپس مطالعات خارجی که مرتبط با موضوع مالیات و بهره‌وری می‌باشد، به طور مختصر اشاره شده است.

۲-۲- پیشینه پژوهش

جعفری صمیمی و همکاران، اثر مالیات بر ارزش افزوده را بر بهره‌وری ارزیابی و کوشیده‌اند تا نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده را بر همین مبنا محاسبه نمایند. در این پژوهش از مدل داده‌های تصادفی و مدل مرز تصادفی بهره‌گیری شده و تأثیر مالیات بر بهره‌وری طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۸۷ مطالعه گردیده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش سهم مالیات بر ارزش افزوده تأثیر مثبتی روی بهبود کارایی تولید دارد اما تأثیر منفی روی کارایی فنی و بازدهی نسبت به مقیاس دارد. بر این اساس، موضوع تأثیرگذاری مالیات بر ارزش افزوده در ایران تا حدی پیچیده است (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۵۵-۱۲۹).

سرگلزهی و همکاران، علاوه بر تعیین بهره‌وری کل عوامل تولید برمبنای رویکرد مرز تصادفی، تأثیر پذیری بهره‌وری از عواملی نظیر تحقیق و توسعه[1] را در ۱۳۱ صنعت طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۷۸ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این بررسی نمایانگر آن است که بیشترین رشد بهره‌وری عوامل در طی دوره مورد نظر به صنعت تولید قطعات و ملحقات وسایل نقلیه موتوری و کمترین آن مربوط به تولید مواد شیمیایی اساسی به جز گوگرد و ترکیبات ازت بوده است. همچنین، برآورد مدل بهره‌وری کل عوامل تولید نشان داده است که تحقیق و توسعه، سرمایه انسانی، صرفه‌های مقیاس، انباشت سرمایه فیزیکی، مالکیت خصوصی بنگاه‌ها، صادرات صنعت و شدت مانع ورود توانسته‌اند روند رشد بهره‌وری در طول سال‌های مورد مطالعه را توضیح دهند. براساس نتایج مدل برآوردی در این پژوهش، تمامی متغیرها به جز شدت مانع ورود تأثیر مثبت بر بهره‌وری داشته‌اند (سرگلزهی و همکاران، ۱۳۹۷: ۲۴۲-۲۱۵).

مولایی و شهاب، میزان اثرگذاری عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار در صنایع کوچک و بزرگ ایران را طی سال‌های ۹۲-۱۳۷۳ تحلیل نموده‌اند. برای این منظور، از اطلاعات آماری مرکز آمار ایران برای گروه‌های صنعتی نه گانه و روش رگرسیونی پانل

1. Research & Development (R&D)

دیتا در سطح صنایع کوچک و بزرگ بهره‌گیری شده است. بر اساس نتایج این پژوهش، تأثیر سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی، سطح دستمزد واقعی، انباشت تحقیق و توسعه بر بهره‌وری نیروی کار مثبت و میزان تأثیر پذیری آنها در صنایع کوچک بیشتر از صنایع بزرگ است. اما، اثر شکاف تولید بالقوه و بالفعل منفی ارزیابی گردیده است (مولایی و شهاب، ۱۳۹۶: ۱۴۴-۱۱۵).

مهربانی، اثر آموزش عالی بر بهره‌وری صنایع ایران را در قالب دو نظریه سرمایه انسانی و فیلتر مطالعه نموده‌اند. یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که افزایش نسبی شمار تحصیل‌کرده‌های دانشگاهی به افزایش بهره‌وری انجامیده است و این مطلب به طور خاص در مورد سه مقطع کاردانی، کارشناسی و کارشناسی ارشد، مشهود است. اما این مطلب در مورد مقطع دکتری تخصصی موضوعیت ندارد (مهربانی، ۱۳۹۵: ۱۵۸-۱۳۷).

صمصامی و یحیایی، تأثیر مالکیت را بر بهره‌وری کل ۲۴ بخش صنعتی بر مبنای کدهای اقتصادی ISIC طی سال‌های ۸۶-۱۳۷۹ بررسی نموده‌اند. در این پژوهش، این تأثیرگذاری ابتدا با رویکرد تابع تولید، بهره‌وری کل بنگاه‌های مورد بررسی محاسبه و سپس بهره‌وری به تفکیک مالکیت خصوصی و دولتی ارزیابی گردیده است. براساس نتایج حاصل از این پژوهش، بهره‌وری بنگاه‌های دولتی بیشتر از بنگاه‌های خصوصی بوده است (صمصامی و یحیایی، ۱۳۹۴: ۱۱۶-۱۰۱).

لطفعلی‌پور و همکاران، نخست بهره‌وری کل عوامل تولید را با استفاده از روش دیویژیا در دوره ۸۳-۱۳۶۸ اندازه‌گیری و سپس تأثیر باز بودن تجاری به همراه مصرف انرژی و سرمایه انسانی را در صنایع بزرگ ایران در سطح کدهای دو رقمی ISIC بررسی نموده‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که این عوامل تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری کل عوامل تولید داشته و همچنین، اثر سرمایه انسانی از نوع مهارت و تجربه بیشتر از تأثیر سرمایه انسانی در قالب تحصیلات بر بهره‌وری کل بوده است (لطفعلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۱۶-۹۵).

زمانیان و همکاران، اثر سرریزهای تحقیق و توسعه بر بهره‌وری کل عوامل تولید از طریق واردات را در صنایع تولیدی ایران و با استفاده از روش GMM دو مرحله‌ای در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۹ ارزیابی کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که اثر متقابل سرمایه انسانی و انباشت تحقیق و توسعه خارجی، اثر متقابل واردات و انباشت تحقیق و توسعه خارجی و اثر انباشت تحقیق و توسعه خارجی و داخلی به ترتیب بیشترین تأثیر مثبت را بر بهره‌وری کل صنایع کارخانه‌ای ایران داشته‌اند (زمانیان و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۰۸-۹۱).

مهرگان و سلطانی صحت، با استفاده از داده‌های مربوط به صنایع مختلف ایران تأثیر مخارج تحقیق و توسعه، هزینه‌های آموزشی مهارت و مزد و حقوق بر رشد بهره‌وری بخش‌های صنعتی را در دوره ۸۹-۱۳۷۳ تعیین نموده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از اثر قابل توجه مثبت و معنادار هزینه‌های تحقیق و توسعه و آموزش و مهارت بر رشد بهره‌وری کل صنایع است. همچنین، در بخش دیگری از این پژوهش به بررسی اثرات فردی عامل تحقیق و توسعه در صنایع مختلف پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد تحقیق و توسعه در برخی از صنایع اثر مثبت، در یک صنعت مورد بررسی اثر منفی و در برخی صنایع کاملاً بی معنا بوده است (مهرگان و سلطانی صحت، ۱۳۹۳: ۲۴-۱).

باقرزاده، معادله بهره‌وری کل عوامل تولید صنعت را با استفاده از روش مدل‌های رگرسیونی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده[1] و به کمک مجموعه سری زمانی بین سال‌های ۸۸-۱۳۵۸ تخمین زده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که اثر مخارج سرمایه‌گذاری انجام شده روی R&D داخلی بر بهره‌وری صنعت ضعیف‌تر از انباشت سرمایه R&D شرکای تجاری در این بخش است. در ضمن متغیرهای سرمایه انسانی و درجه باز بودن اقتصاد دارای تأثیر مثبت بر بهره‌وری کل صنعت است (باقرزاده، ۱۳۹۱: ۱۲۶-۱۱۷).

خدادادکاشی و خیابانی، تأثیر ساختار بازار را بر بهره‌وری صنایع ایران برای دوره ۸۶-۱۳۷۴ تحلیل و بررسی نموده اند. یافته‌های این مطالعه دلالت بر آن دارد که ارتقاء رقابت بر سطح بهره‌وری اثر مثبت و بر رشد بهره‌وری اثر منفی دارد. همچنین، مشخص گردید که مخارج تحقیق و توسعه در صنایع با ساختار انحصاری منجر به رشد بهره‌وری می‌شود. علاوه بر این، ورود بنگاه‌های جدید در بازارهای انحصاری و رقابتی به ترتیب اثر مثبت و منفی بر رشد بهره‌وری داشته است. نوسانات اقتصادی و تجارت خارجی نیز بر بهره‌وری صنایع رقابتی و انحصاری به طور معناداری تأثیر گذار بوده است (خدادادکاشی و همکاران، ۱۳۹۱: ۳۲-۵).

مهربانی، نقش رقابت در تحولات بهره‌وری بخش صنعت ایران را تبیین نموده است. نتایج به دست آمده نشان داده است که بر اساس داده‌های تلفیقی مربوط به کارگاه‌های صنعتی دارای ۱۰ نفر کارکن و بیشتر، محیط انحصاری و مالکیت خصوصی،

1. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

منجر به ارتقای بهره‌وری در بخش صنعت ایران گردیده است (مهربانی، ۱۳۹۱: ۱۹۲-۱۷۱).

یوسفی و مبارک، کوشیده‌اند تا نقش عوامل تعیین کننده بهره‌وری در فعالیت‌های صنعتی با کدهای دو رقمی ISIC را با تأکید بر نقش نهادها و با بهره‌گیری از یک مدل اقتصادسنجی لگاریتمی چند متغیره طی سال‌های ۸۶-۱۳۷۳ تبیین نمایند. نتایج حاصل از این مدل رگرسیون حاکی از آن است که در دوره مورد مطالعه میزان سرمایه‌گذاری، مقدار صادرات و هزینه‌های انباشت دانش و تحقیق و توسعه با یک درجه وقفه بر بهره‌وری کل عوامل تولید تأثیر مثبت داشته‌اند. تأثیر متغیر اندازه بنگاه‌های تولیدی بر روی بهره‌وری در گروه‌های مختلف صنعتی نیز مثبت و از نظر آماری معنی‌دار بوده است. اما تأثیر متغیر مربوط به نهادها در هر دو حالت تفکیکی و تجمعی منفی و از نظر آماری معنی‌دار بوده است (یوسفی و مبارک، ۱۳۹۱: ۴۳-۲۳).

محمدوند ناهیدی و جابری خسروشاهی، با استفاده از الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) و با روش آزمون رویکرد کرانه‌ها، رابطه بلندمدت بین بهره‌وری کل عوامل تولید و بهره‌وری نیروی کار را طی سال‌های ۸۹-۱۳۶۹ در ایران ارزیابی نموده اند. نتایج مقاله نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت دو طرفه بین بهره‌وری کل عوامل تولید و بهره‌وری نیروی کار وجود دارد و این دو بر همدیگر اثر مثبت و معناداری داشته‌اند (محمدوند ناهیدی و جابری خسرو شاهی، ۱۳۸۹: ۱۶۴-۱۳۷).

مطالعات خارجی متعددی نیز ارتباط بین مالیات و بهره‌وری صنعتی را بررسی نموده‌اند. برای مثال، عبدالجواد و زابادا[1] به تعیین تأثیر مخارج مالیاتی بر بهره‌وری بخش صنعتی فلسطین پرداخته‌اند. برای این منظور از داده‌های سال ۲۰۱۵ بهره‌گیری و این ارتباط با روش حداقل مربعات معمولی برآورد گردیده است. نتایج این مطالعه نشان داده است که اثر مالیات بر بهره‌وری بخش صنعت به طور کلی کوچک است و با توجه به ماهیت فعالیت اقتصادی متفاوت است (جاواد و زابادا، ۲۰۱۹: ۱۶۷-۱۶۲).

جمل و همکاران[2] با بهره‌گیری از داده‌های در سطح بنگاه تأثیر مالیات بر شرکت‌ها را بر بهره‌وری بنگاه‌های صنعتی در کشورهای OECD مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که نرخ‌های مالیاتی بالاتر تأثیر بزرگی بر بهره‌وری کل نداشته و تقریباً سریع و آنی است (جمل و همکاران، ۲۰۱۸: ۳۹۹-۳۷۲).

آلان[3] در پژوهشی با عنوان برآورد بهره‌وری مالیات بر ارزش افزوده نتیجه گرفت که افزایش بهره‌وری با افزایش رشد اقتصادی در نیجریه رابطه مستقیم دارد. در این پژوهش از کشش مخارج مصرف کننده نسبت به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است (آلان، ۲۰۱۷: ۴۷-۳۹).

حسین[4] تأثیرات تغییرات سیاست‌گذاری مالیاتی را بر بهره‌وری کل عوامل تولید کشور آمریکا مورد ارزیابی قرار داده است. وی با استفاده از مدل خود توضیح برداری (VAR) نشان داده است که افزایش دائمی و برون‌زا مخارج مالیاتی تأثیر منفی و معنی‌داری بر بهره‌وری کل عوامل داشته است (حسین، ۲۰۱۵: ۱۰۷-۹۳).

اورات و همکاران[5] تأثیر سیاست مالی بر TFP را برای کشورهای OECD در دوره ۲۰۱۲-۱۹۷۰ بررسی نموده‌اند. نتایج این مطالعه نشانگر آن است به سیاست مالی از طریق کاهش مالیات‌های شرکت‌ها و کاهش موانع تجارت بین‌المللی امکان دسترسی به فناوری جهانی برای شرکت‌ها را فراهم نموده و به طور غیرمستقیم تأثیر مثبتی بر TFP دارد (اورات و همکاران، ۲۰۱۴: ۴۴-۱).

گالیندو و پومبو[6] تأثیر مالیات شرکت‌ها بر سرمایه‌گذاری و بهره‌وری را تحلیل نموده‌اند. این مطالعه کوشیده تا با استفاده از داده‌های مربوط به ۴۲ کشور در حال توسعه که با نظرسنجی از بانک جهانی درباره محیط کسب و کار به دست آمده است، به این سؤال پاسخ دهد که چگونه شرکت‌هایی با اندازه‌های متفاوت، تحت تأثیر مالیات‌های مختلف قرار می‌گیرند. این تحقیق نشان داده است که هم سرمایه‌گذاری و هم بهره‌وری به طور منفی به افزایش نرخ مالیات پاسخ داده‌اند و این تأثیرات در شرکت‌های بزرگ از شدت بیشتری برخوردار بوده است (گالیندو و پومبو، ۲۰۱۱: ۱۸۵-۱۶۱).

آرنولد و اشولنیوز[7] از یک نمونه طبقه‌بندی شده از شرکت‌های مختلف در کشورهای عضو سازمان توسعه و همکاری اقتصادی (OECD) برای تحلیل اثرات مالیات شرکت‌ها بر بهره‌وری و سرمایه‌گذاری طی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۹۶ استفاده نموده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از تأثیر منفی مالیات شرکت‌ها بر میزان بهره‌وری بوده است. اثربخشی منفی در شرکت‌های با اندازه‌های مختلف و طبقات سنی، به غیر از

1. Abdel Jawad & Zabada (2019)
2. Gemmell et al. (2018)
3. Alan (2017)
4. Hussain (2015)
5. Everaert et al. (2014)
6. Galindo & Pombo (2011)
7. Arnold & Schwellnus (2008)

جوانان، منجر به کاهش سودآوری شرکت های کوچک و جوان می‌شود. در تحلیل سرمایه‌گذاری نیز نتایج نشان می‌دهد که مالیات شرکت‌ها، سرمایه‌گذاری را از طریق افزایش هزینه مصرف سرمایه کاهش می‌دهد (آرنولد و اشولنیوز، ۲۰۰۸: ۲۶-۱).

وارتیا[1] چگونگی تأثیرگذاری سیاست‌های مختلف مالیاتی بر سرمایه‌گذاری و بهره‌وری را در سطح صنایع کشورهای OECD بررسی نموده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که مالیات بر شرکت‌ها تأثیر منفی بر بهره‌وری دارد. در مقابل، انگیزه مالیاتی برای تحقیق و توسعه (تحقیق و توسعه) تأثیر مثبتی بر بهره وری دارد. این اثرات در صنایع که به لحاظ ذاتی سودآورتر هستند و فعالیت کارآفرینی بیشتری دارند و با شدت بیشتری به تحقیق و توسعه وابسته هستند، قویترند (وارتیا، ۲۰۰۸: ۴۰-۱).

نوآوری مقاله حاضر در این می‌باشد که تاکنون بر اساس مطالعات انجام شده، کمتر مطالعه‌ای به بررسی تأثیر مالیات بر بهره‌وری در ایران پرداخته است. همچنین بررسی تأثیر متغیرهایی نظیر سرمایه‌گذاری و حقوق و پرداخت‌ها به شاغلان صنعتی نیز در کنار متغیر مالیات بر بهره‌وری مورد ارزیابی قرار گرفته که می‌تواند جنبه دیگر تمایز این مطالعه با سایر مطالعات موجود در داخل و خارج باشد.

۳- روش شناسی

در این بخش، ابتدا مدل تحقیق معرفی می‌شود. در کنار سنجش متغیر مالیات بر بهره‌وری، از متغیرهای جبران خدمات مزدبگیران در صنایع تولیدی ایران و سرمایه‌گذاری نیز استفاده شده است و به بررسی اثر این متغیرها نیز بر بهره‌وری پرداخته شده است. بنابراین مدل با سه متغیر مستقل شامل مالیات، سرمایه‌گذاری و جبران خدمات مزدبگیران در صنایع تولیدی ایران تخمین زده شده است. برای تعیین تأثیر این عوامل از روش داده‌های تلفیقی (پانل دیتا) بهره‌گیری می‌شود. در ادامه به تفصیل به ذکر روش تحقیق و معرفی کامل متغیرهای مورد استفاده در مدل پرداخته شده است.

مدل پژوهش

در این پژوهش، با توجه به هدف آن که بررسی اثر مالیات بر بهره‌وری شاغلان صنایع تولیدی ایران می‌باشد، از تقسیم‌بندی بین‌المللی استاندارد برای بخش صنعت استفاده شده است. برای این منظور از کدهای دو رقمی استفاده شده است. بنابراین صنایع تولیدی در سطح کدهای دو رقمی، نمونه آماری این پژوهش را تشکیل می‌دهد که شامل ۲۳ صنعت می‌باشد.

برای تحلیل اثر مالیات در بخش صنعت بر میزان بهره‌وری شاغلان در صنایع با کدهای ISIC دو رقمی در ایران، الگوی تجربی به صورت زیر معرفی می‌گردد:

(۱)

$$TFP = F(Tax, Investment, Wage)$$

که در آن، متغیر وابسته TFP، بهره‌وری شاغلان در صنایع و Tax نشانگر مالیات غیرمستقیم می‌باشد. بهره‌وری شاغلان صنعتی از طریق نسبت ارزش تولید به تعداد شاغلان هر صنعت محاسبه گردیده است، همچنین منظور از مالیات، مالیات غیرمستقیم می‌باشد که به صورت سرانه مورد استفاده قرار گرفته است. به عبارتی مالیات غیرمستقیم سرانه عبارت از نسبت مالیات غیرمستقیم به تعداد شاغلین صنعت است. مطابق با تعریف ارائه شده در فصل هشتم سالنامه آماری کشور (بخش صنعت، ۱۳۹۵)، منظور از مالیات غیرمستقیم تمامی وجوهی که تولید کنندگان داخلی از خریداران کالاهای خود دریافت و عیناً به حساب دولت واریز می‌کنند، می‌باشد.

همچنین، Investment و Wage نیز به ترتیب نشان دهنده سرمایه‌گذاری و جبران خدمات حقوق بگیران صنایع تولیدی ایران می‌باشد. با تصریح مدل می‌توان آن را به صورت زیر در قالب مدل داده‌های تابلویی بیان نمود:

(۲)

$$\text{Ln TFP}_{i,t} = a_i + \beta_1 \text{ Ln Tax}_{i,t} + \beta_2 \text{ Ln Investment}_{i,t} + \beta_3 \text{ Ln W}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

که در آن i و t به ترتیب بیانگر صنایع با کدهای ISIC دو رقمی و زمان (۹۴-۱۳۹۰)، a_i عرض از مبدأ، βها ضرایب متغیرهای توضیحی است که تا حدودی می‌تواند به صورت کشش تفسیر شود و $\varepsilon_{i,t}$ جز اخلال می‌باشد.

مانایی متغیرها

مرحله نخست فرایند اقتصادسنجی، بررسی ایستایی متغیرها است. به طور کلی، دو دسته آزمون متناسب با داده‌های ترکیبی به ادبیات اقتصادسنجی معرفی شده است؛ در دسته نخست، فرض بر آن است که ضرایب خودرگرسیونی در بین مقاطع مختلف یکسانند. دسته دوم آزمون‌ها نیز مبتنی بر فرض تغییر پذیری ضرایب خودرگرسیونی در میان مقاطع می‌باشند.

از گروه اول، آزمون لوین و دیگران (۲۰۰۲) معروف به LLC و از گروه دوم، آزمون ایم و دیگران (۲۰۰۳) معروف به IPS رایج‌تر

1. Vartia (2008)

هستند و به طورگسترده‌ای در مطالعات تجربی به کار گرفته می‌شوند. این آزمون‌ها مبتنی بر تصریح دیکی -فولر تعمیم یافته (ADF) به شکل رابطه (۳) می‌باشند:

(۳)

$$\Delta y_{it} = \alpha i\, y_{it-1} + \sum_{j=1}^{pi} \beta_{ij}\, \Delta\, y_{it-1} + x'_{it}\delta + \varepsilon_{it}$$

که i مقطع و t دوره زمانی را نشان می‌دهد. P_i تعداد وقفه‌های انتخابی ADF و x'_{it} بردار متغیرهای برون‌زای الگو را بازنمایی می‌کنند. آزمون LLC فرض می‌کند که ضریب خودرگرسیون (α) در بین همه مقاطع یکسان است. فرضیه صفر و مقابل در آزمون فوق عبارتند از: $H_0: \alpha i = \alpha = 0$ (یعنی ریشه واحد وجود دارد) و $H_1: \alpha_i = \alpha < 0$ (به معنای عدم وجود ریشه واحد) می‌باشد.

آزمون ایم و پسران و شین (IPS) به ضرایب خودرگرسیون (α_i) اجازه می‌دهد تا آزادانه در بین مقاطع مختلف متغیر باشند. فرضیه صفر (وجود ریشه واحد) و فرضیه مقابل (عدم وجود ریشه واحد) است (زراءنژاد و انواری، ۱۳۸۴: ۳۶).

آزمون F لیمر

به منظور تعیین مدل بهینه، اختلاف بین مقاطع با α_i نشان داده شود که در طول زمان ثابت فرض می‌شود. اگر فرض بر این باشد که α_i برای تمام مقاطع ثابت است، مدل داده‌های ترکیبی برای تخمین برگزیده شده و روش حداقل مربعات معمولی تخمین کارایی را از عرض از مبدأ و ضرایب شیب به دست خواهد داد. ولی اگر فرض بر این باشد که در بین مقاطع مختلف اختلاف وجود دارد، از روش پانل دیتا برای تخمین استفاده می‌شود. فروض این آزمون به صورت زیر است:

H_0= عرض از مبدأ تمام مقاطع یکسان است

H_1= حداقل یک مقطع عرض از مبدأ متفاوت دارد

برای تعیین وجود یا عدم وجود عرض از مبدأ جداگانه برای هر یک از مقاطع از آماره F به صورت زیر استفاده می‌شود:

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

در رابطه فوق، UR مشخص کننده مدل غیر مقید و علامت RR نشان دهنده مدل مقید با یک عبارت ثابت برای کلیه گروه‌ها می‌باشد. پارامتر K، تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل، N تعداد مقاطع و T بیانگر دوره زمانی می‌باشد. اگر F محاسبه شده از F جدول با درجه آزادی N-1، N(T-1) بزرگ‌تر باشد، آنگاه فرضیه صفر رد می‌شود و در نتیجه رگرسیون مقید دارای اعتبار نمی‌باشد و باید عرض از مبدأهای مختلفی را در برآورد لحاظ نمود (پایتختی اسکویی و طبقچی اکبری، ۱۳۹۱: ۱۸).

آزمون هاسمن

رایج‌ترین آزمون برای تعیین نوع مدل داده‌های ترکیبی، آزمون هاسمن است. اگر بعد از انجام دادن آزمون F فرضیه صفر در مقابل فرضیه مقابل رد شده باشد، مدل اثر ثابت و اگر این ارتباط وجود نداشته باشد، مدل اثر تصادفی کاربرد خواهد داشت. فرضیه صفر نشان دهنده عدم ارتباط بین متغیرهای مستقل و خطای تخمین و فرضیه مقابل بیانگر وجود این ارتباط است. از آنجایی که از پیش نمی‌توان به طور قاطع در مورد انتخاب مدل اثر ثابت یا مدل اثر تصادفی تصمیم گرفت، هاسمن آزمونی پیشنهاد می‌کند (پایتختی اسکویی و طبقچی اکبری، ۱۳۹۱: ۱۹).

آزمون ناهمسانی واریانس

برای آزمون وجود ناهمسانی واریانس بین گروهی، آماره‌هایی ارائه شده است، که از جمله آن، آزمون ضریب لاگرانژ (LM) است. این آماره پس از انجام OLS کلی روی مدل مورد نظر، با استفاده از داده‌های تلفیقی قابل محاسبه خواهد بود، که در آن T تعداد سال‌های سری زمانی، S^2 واریانس حاصل از برآورد کلی مدل و S_i^2 واریانس در تک تک صنایع می‌باشد. آماره LM به طور مجانبی، دارای توزیع «خی دو» با درجه آزادی (n-1) واحد مقطعی خواهد بود. برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس بایستی به جای روش OLS از روش FGLS استفاده نمود.

٤- نتایج برآورد مدل

جهت تخمین مدل شماره (۲)، ابتدا آزمون برابری عرض از مبدأ (آزمونF لیمر) به منظور تعیین مدل بهینه و لزوم استفاده از روش پولینگ یا پانل انجام گرفته که نتایج آن در جدول شماره (۱) به تصویر کشیده شده است:

بر اساس احتمال به دست آمده در جدول (۱)، فرضیه صفر که مبتنی بر همگن بودن مقاطع (پولینگ بودن داده‌ها) است، رد شده و باید از مدل‌های پانل دیتا برای برآورد مدل استفاده نماییم.

در مرحله بعد، با توجه به اینکه روش داده‌های پانلی انتخاب گردیده، این پرسش مطرح است که مدل مورد بررسی در قالب کدام یک از مدل‌های اثرات ثابت[1] و اثرات تصادفی قابل بیان و بررسی می‌باشد. بدین منظور لزوم استفاده از آزمون هاسمن[2]

1. Fixed Effects
2. Hausman Test

قابل توجه است.

جدول ۱. نتیجه آزمون لیمر برای بررسی پانل یا پولینگ بودن

Depend V. (TFP)	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Tax	۰/۰۷۲	۰/۰۳۸	۱/۸۹	۰/۰۶
Investment	۰/۰۲۸	۰/۰۳۹	۰/۷	۰/۴۸
Wage	۰/۷۹۱	۰/۰۸۷	۹/۱۳	۰/۰۰
Cons.	۳/۱۰۱	۰/۴۱۷	۷/۴۳	۰/۰۰
F(۲۱, ۸۵) = ۱۶/۷		Prob >F=0/00		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. نتیجه آزمون هاسمن

Chi2 Prob	χ2(1)
۰/۰۰	۱۰۳/۵۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به احتمال آماره هاسمن نمایان شده در جدول (۲) و از آنجا که میزان آن کم‌تر از ۵ درصد می‌باشد و برابر با صفر می‌باشد، لذا فرضیه صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی رد شده و لزوم استفاده از اثرات ثابت تأیید می‌گردد.

آزمون‌های بررسی صحت اطمینان تخمین

مرحله سوم از روش شناسی پانل دیتا به بررسی مشکلاتی همچون ناهمسانی واریانس، خود همبستگی در مدل‌ها به منظور افزایش اطمینان نسبت به نتایج حاصل از برآوردها اختصاص دارد. در داده‌های پانل نیز مانند داده‌های سری زمانی و مقطعی می‌توان بحث‌های مربوط به ناهمسانی واریانس بین جملات اخلال و همچنین خود همبستگی را مطرح نمود. این پژوهش برای آزمون ناهمسانی واریانس‌ها، آزمون نسبت درست نمایی (LR) را مورد استفاده قرار داده و نتایج آن را در جدول (۳) منعکس نموده است.

جدول ۳. نتایج آزمون LR برای بررسی واریانس ناهمسانی

احتمال	آماره LR Chi2
۰/۰۰	۳۹۶۳/۴۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بررسی آماره آزمون انجام شده برای واریانس ناهمسانی مدل فوق نشان می‌دهد که احتمال محاسبه شده کمتر از ۰/۰۵ بوده و از این‌رو، فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی جملات اخلال رد شده و مدل دارای واریانس ناهمسانی می‌باشد.

معمولاً در وضعیت وجود ناهمسانی واریانس و همبستگی در پانل دیتا روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته محتمل (GLS) مورد استفاده قرار می‌گیرد. این روش برآوردهای کارا و مناسبی را با وجود ناهمسانی واریانس، همبستگی سریالی و همبستگی مقطعی ارائه می‌دهد. همچنین در این روش برای معناداری کل رگرسیون از آماره کای دو و برای معناداری متغیرها از توزیع نرمال و آماره z استفاده می‌شود.

بنابراین از آنجا که در مدل مورد استفاده در پژوهش ناهمسانی واریانس براساس آزمون نسبت درستنمایی تأیید گردید، از این رو، باید به گونه‌ای مدل را برآورد نمود که مشکل ناهمسانی واریانس در مدل برطرف گردد. بر این اساس با توجه به آن که یکی از روش‌های رفع مشکل ناهمسانی واریانس، برآورد مدل به روش حداقل مربعات تعمیم یافته[1] (GLS) می‌باشد؛ بنابراین، برای تخمین از این روش استفاده می‌شود که با این روش، در صورت وجود خود همبستگی در مدل، این مشکل نیز رفع خواهد شد.

تخمین مدل تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۳) و وجود واریانس ناهمسانی در مدل از روش GLS برای برآورد تأثیر مالیات بر بهره‌وری صنایع تولیدی استفاده شده و نتایج حاصل از این برآوردها در جدول (۴) به تصویر کشیده است.

جدول ٤. نتایج برآورد مدل‌ها با استفاده از روش FGLS

Depend V. (TFP)	Coef.	Std. Err.	z	P>z
Tax	۰/۳۵۷	۰/۰۵۴	۶/۶۳	۰/۰۰
Investment	۰/۱۰۵	۰/۰۵۷	۱/۸۵	۰/۰۶۴
Wage	۱/۰۲۴	۰/۲۵	۴/۱۶	۰/۰۰
Cons.	۱/۰۵	۱/۱۷	۰/۹۰	۰/۳۶۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آنجا که مدل تحقیق یک مدل خطی- لگاریتمی است بنابراین ضرایب محاسبه شده در جدول نتایج، نشان‌گر ضرایب کشش بهره‌وری کل نیروی کار نسبت به متغیرهای توضیحی مورد استفاده در این پژوهش می‌باشد. با توجه به نتایج جدول (۴)، متغیرهای مالیات و جبران خدمات مزدبگیران در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود تأثیر مالیات بر بهره‌وری، مثبت ارزیابی گردیده است. به عبارت دیگر، با افزایش هر یک درصد مالیات میزان بهره‌وری ۰/۳۵ درصد افزایش می‌یابد. اگرچه این نتیجه قدری غافلگیرکننده است اما با مطالعه جعفری و همکاران در ایران که در بخش مطالعات پیشین

1. Generalized Least Squares

ارائه گردیده همسویی دارد که می‌تواند به این دلیل باشد که با افزایش مالیات، صنایع تولیدی در ایران می‌کوشند تا هزینه‌های مالیات را از طریق افزایش بهره‌وری نیروی کار و افزایش تولید جبران نمایند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

از جمله وظایفی که از نظر مبانی تئوریک در اقتصاد بخش عمومی برای دولت‌ها ذکر شده، اخذ مالیات است. از طرف دیگر دولت به ویژه در کشورهای در حال توسعه وظیفه حفظ و صیانت از تولید ملی را بر عهده داشته و در این میان تولیدات صنعتی خود می‌تواند تحت تأثیر نحوه مالیات ستانی قرار گیرند. اغلب مطالعات موجود بر تأثیرگذاری منفی مالیات بر بهره‌وری صنایع و بنگاه‌های تولیدی با شدت و ضعف مختلف تأکید داشته‌اند. این در حالی است که بر اساس مبانی نظری رشد و توسعه اقتصادی، بهره‌وری در بلندمدت مهمترین عامل در توسعه هر کشور به ویژه بخش صنعت است. از این رو بررسی نحوه تأثیرگذاری مالیات بر بهره‌وری شاغلین صنایع تولیدی از جایگاه ویژه‌ای از حیث سیاست‌گذاری مالیاتی برخوردار می‌باشد. با این وجود بررسی مطالعات انجام شده در این حوزه در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که در کمتر مطالعه‌ای تأثیر مالیات بر بهره‌وری صنعتی مورد توجه قرار گرفته و در اغلب موارد از پرداختن به این مهم غفلت شده است. بر این اساس، مطالعه حاضر کوشیده است تا ارتباط بین مالیات و بهره‌وری شاغلین را در صنایع تولیدی ایران به تفکیک کدهای دو رقمی ISIC و برای دوره زمانی مربوط به برنامه پنجم توسعه (۹۴-۱۳۹۰) مورد بررسی قرار دهد. در این راستا از داده‌های ارائه شده در سالنامه آماری کشور بهره‌گیری شده است. پس از جمع آوری داده‌های مورد نیاز، ارتباط بین متغیرهای مورد نظر با استفاده از روش پانل دیتا مورد تخمین قرار گرفته و پس از اطمینان از مانایی متغیرها، با بهره‌گیری از آزمون‌های F لیمر و هاسمن، روش پانل دیتا و اثرات ثابت برای تخمین برگزیده شد. نتایج حاصل از تخمین مدل حاوی سه نکته قابل توجه در زمینه نحوه تأثیر مالیات بر بهره‌وری کل نیروی کار است. اول اینکه طی برنامه پنجم توسعه، مالیات تأثیر مثبت بر بهره‌وری کل نیروی کار صنایع تولیدی ایران داشته است. این نتیجه برخلاف اکثر مطالعات خارجی مورد بررسی در این مطالعه بوده است. همراه با افزایش مالیات، بهره‌وری کل نیروی کار نیز ارتقا یافته و صنایع تولیدی به منظور جبران هزینه‌های مالیاتی کوشیده‌اند تا با افزایش بهره‌وری بخشی از هزینه‌های آن را پوشش دهند. دوم اینکه، علیرغم تأثیرگذاری مثبت مالیات بر بهره‌وری در ایران اما، میزان و شدت این تأثیرگذاری ضعیف و بی‌کشش است. سوم، اگرچه نتیجه پژوهش حاضر در ارتباط با تأثیرگذاری مالیات غیرمستقیم بر بهره‌وری در دوره مورد بررسی مثبت است اما، می‌توان عنوان نمود که این مطالعه همراستا و همسو با نتیجه مطالعه جعفری صمیمی و همکاران در زمینه تأثیرگذاری مثبت مالیات بر ارزش افزوده بر کارایی تولید می‌باشد. دستمزد، حقوق و مزایا یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر بهره‌وری کل نیروی کار می‌باشد. این موضوع به خصوص در کشورهای در حال توسعه از اهمیت بیشتری برخوردار بوده به طوری که با تغییرات دستمزد، بهره‌وری نیز می‌تواند به طور قابل توجهی تغییر یابد.

همان‌طور که در جدول (۴)، ملاحظه می‌شود تأثیر مالیات بر بهره‌وری، مثبت ارزیابی گردیده و در سطح ۵ درصد معنادار می‌باشند. به طوری که با افزایش هر یک درصد مالیات میزان بهره‌وری ۰/۳۵ درصد افزایش می‌یابد. همچنین نتیجه مطالعه حاضر بیان‌گر این موضوع است که بهره‌وری شاغلین در بخش صنعت نسبت به جبران خدمات مزد بگیران با کشش بوده به طوری که با افزایش یک درصد تغییر در جبران خدمات مزد بگیران، میزان بهره‌وری کل نیروی کار بیش از یک درصد افزایش می‌یابد. این نیز به دلیل وابستگی زیاد نیروی کار به دستمزد به ویژه در کشورهای در حال توسعه می‌باشد. سرمایه‌گذاری نیز در سطح معناداری ۱۰ درصد دارای تأثیر مثبت بر بهره‌وری کل نیروی کار است. اما نتایج برآوردی نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی در میزان سرمایه‌گذاری، میزان بهره‌وری کل نیروی کار کمتر از یک درصد افزایش می‌یابد.

پیشنهادهایی برای دولت و کارگزاران اقتصادی

با توجه به ضرایب برآوردی در این پژوهش و مثبت بودن اثر مالیات بر بهره‌وری شاغلین در بخش صنعت، پیشنهاد می‌شود در تنظیم سیاست‌های مالیاتی، حوزه بهره‌وری صنایع نیز مورد توجه قرار گرفته به طوری که دولت حتی می‌تواند بهره‌وری صنایع را مبنایی برای تعیین پایه مالیاتی مرسوم قرار دهد. زیرا با توجه به تأثیر مثبت برآورد شده اثر مالیات بر بهره‌وری شاغلین در بخش صنعت، چنانچه بهره‌وری به عنوان یکی از پایه‌های مالیاتی قرار گیرد، امکان ایجاد انگیزه برای بخش صنعت برای ارتقای سطح بهره‌وری به منظور پرداخت مالیات کمتر فراهم می‌گردد. همچنین این موضوع (مبنا قرارگرفتن بهره‌وری صنایع به عنوان پایه مالیاتی) می‌تواند مورد امکان سنجی و مطالعه بیشتری از

سوی سیاست‌گذاران مالیاتی کشور قرار گیرد.

همچنین با توجه به اینکه بهره‌وری شاغلین در بخش صنعت، نسبت به جبران خدمات مزد بگیران با کشش بوده به طوری که با افزایش یک درصد تغییر در جبران خدمات مزد بگیران، میزان بهره‌وری کل نیروی کار بیش از یک درصد افزایش می‌یابد، توصیه می‌شود در تعیین میزان دقیق حقوق و مزایای شاغلین بخش صنعت دقت کافی به عمل آید.

منابع

امامی میبدی، علی (۱۳۷۹). "اصول اندازه‌گیری کارایی و بهره‌وری (علمی- کاربردی)". *تهران، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.*

باقرزاده، علی (۱۳۹۱). "تحلیل ارتباط تحقیق و توسعه (R&D) سرمایه انسانی و بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش صنعت ایران". *فصلنامه مدیریت صنعتی*، دوره ۷، شماره ۲، ۱۲۶-۱۱۷.

پایتختی اسکویی، سید علی و طبقچی اکبری، لاله (۱۳۹۱). "کاربرد داده‌های پانل در قالب یک مدل اقتصادسنجی در بخش انرژی". اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی، روش‌ها و *کاربردها*. دانشگاه آزاد اسلامی، سنندج.

جعفری صمیمی، احمد و حسن‌زاده، علیرضا (۱۳۸۰). "اثر مالیات بر رشد اقتصادی: مروری بر تحلیل‌های نظری و تجربی". *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۲، ۶۷-۴۱.

جعفری صمیمی، احمد؛ کریمی پتانلار، سعید و اعظمی، کوروش (۱۳۹۷). "اثر مالیات بر ارزش افزوده بر بهره‌وری و تعیین نرخ بهینه آن در اقتصاد ایران: ترکیب رهیافت مرز تصادفی و الگوی رشد درون‌زا". *فصل نامه اقتصاد مقداری*، ۱۵دوره، شماره ۳، ۱۵۵-۱۲۹.

خداداد کاشی، فرهاد و خیابانی، ناصر (۱۳۹۱). "تأثیر ساختار بازار بر بهره‌وری صنایع ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. دوره، ۲۰، شماره ۶۳، ۳۲-۵.

رجبی، مصطفی؛ رنجبر، همایون و جعفری طادی، مولود (۱۳۸۸). "تحلیل اثر مالیات بر رشد اقتصادی ایران ۸۶-۱۳۷۰". *اولین همایش ملی اقتصاد*، خمینی شهر، دانشگاه آزاد اسلامی.

زراءنژاد، منصور و انواری، ابراهیم (۱۳۸۴). "کاربرد داده‌های ترکیبی در اقتصادسنجی". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۲، شماره ۴، ۵۲-۲۱.

زمانیان، غلامرضا؛ فطرس، محمدحسن و رضایی، الهام (۱۳۹۳). "اثر سرریزهای تحقیق و توسعه بر بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع کارخانه‌ای ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۷، ۱۰۸-۹۱.

سخنور، محمد (۱۳۹۷). "تعیین اندازه بهینه آستانه‌ای دولت و بهره‌وری آن با استفاده از رویکرد داده‌های پانل آستانه‌ای در کشورهای منتخب اوپک". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۲، ۱۲۴-۱۱۱.

سرگلزهی، احمدرضا؛ شهیکی تاش، محمدنبی و کردسنگانی، صفیه (۱۳۹۷). "تأثیر تحقیق و توسعه بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع کارخانه‌ای ایران". *فصلنامه پژوهش‌های مدیریت عمومی*، دوره ۱۱، شماره ۴۰، ۲۴۲-۲۱۵.

صمصامی، حسین و یحیایی، سمیه (۱۳۹۴). "تأثیر مالکیت بر بهره‌وری بنگاه‌ها". *پژوهشنامه اقتصاد کلان*. دوره ۱۰، شماره ۱۹، ۱۱۶-۱۰۱.

فیروزان سرنقی؛ توحید، رضایی‌تبار، وحید و نیری، فایزه (۱۳۹۴). "ارزیابی روابط بین شاخص‌های بهره‌وری نیروی انسانی و دستمزد در کارگاه‌های بزرگ صنعتی مبتنی بر الگوریتم‌های فرا ابتکاری و شبکه‌های بیزی". *فصلنامه مهندسی تصمیم*، دوره ۱، شماره ۳، ۱۴۶-۱۰۹.

گزارش عملکرد قانون برنامه پنجم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور (۱۳۹۵). جلد اول: حوزه فرابخشی، *سازمان برنامه و بودجه کشور.*

لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ فلاحی، محمدعلی و حسینی، سیدسعید (۱۳۹۴). "اثر باز بودن تجاری بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع بزرگ ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۱۵، شماره ۲، ۱۱۶-۹۵.

محمدوند ناهیدی، محمدرضا و جابری خسروشاهی، نسیم (۱۳۸۹). "رابطه بهره‌وری کل و بهره‌وری نیروی کار در ایران". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۲، ۱۶۴-۱۳۷.

معتمدی، سیما و رحمانی، تیمور (۱۳۹۷). "تأثیر سرمایه‌گذاری

مستقیم خارجی بر تشکیل سرمایه، بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۰، ۱۳۲-۱۱۷.

معتمدی، سیما و رحمانی، تیمور (۱۳۹۷). "تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در تشکیل سرمایه، بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۰، ۱۳۲-۱۱۷.

مولایی، محمد و شهاب، آزاده (۱۳۹۶). "مقایسه عوامل مؤثر بر بهره‌وری نیروی کار در صنایع کوچک و بزرگ ایران: ۹۲-۱۳۷۳". *فصلنامه مدیریت بهره‌وری*، دوره ۱۱، شماره ۴۱، ۱۴۴-۱۱۵.

مهربانی، وحید (۱۳۹۱). "نقش رقابت در تحولات بهره‌وری بخش صنعت". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۲، شماره ۱، ۱۹۲-۱۷۱.

مهربانی، وحید (۱۳۹۵). "اثر آموزش عالی بر بهره‌وری صنایع ایران: مقایسه دو نظریه سرمایه انسانی و فیلتر". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۶، شماره ۶۲، ۱۵۸-۱۳۷.

مهرگان، نادر و سلطانی صحت، لیلی (۱۳۹۳). "مخارج تحقیق و توسعه و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت". *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، دوره ۲، شماره ۵، ۲۴-۱.

یوسفی، محمدقلی و مبارک، اصغر (۱۳۹۱). "بررسی عوامل تعیین کننده بهره‌وری در صنایع کارخانه‌ای ایران". *فصلنامه مطالعات مدیریت صنعتی*، دوره ۹، شماره ۲۴، ۴۳-۲۳.

Abdel Jawad, Y. & Zabada, S. (2019). "Impact of Taxes and Fees on the Productivity of the Palestinian Industrial Sector". *International Journal of Economics and Financial Issues*, 9(2), 162-167.

Alan, O. (2017). "Another Approach to Evaluating the Productivity of Value Added Tax in Nigeria". *Faculty of Business Studies, Rufus Giwa Polytechnic*, Owo, Ondo State, Nigeria, 39-47.

Arnold, J. & Schwellnus, C. (2008). "Do Corporate Taxes Reduce Productivity and Investment at the Firm Level? Cross-Country Evidence from the Amadeus Dataset". *CEPII, Working Paper*, 1-26.

Coe, T. & Helpman, E. (2007). "International R&D Spillovers". *European Economic Review*, 39(4), 211-231.

Everaert, G., Freddy, H. & Ruben, S. (2014), "Fiscal Policy and TFP in the OECD: Measuring Direct and in Direct Effects". *Empirical Economics* 49, 605–640.

Galindo, J. A. & Pombo, C. (2011), "Corporate Taxation, Investment and Productivity: A Firm Level Estimation". *Journal of Accounting and Taxation*, 5(7), 161-185.

Gemmell, N., Kneller, R., Sanz, I. & Sanz, J. F. (2018). "Corporate Taxation and the Productivity and Investment Performance of Heterogeneous Firms: Evidence from OECD Firm-Level Data". *The Scandinavian Journal of Economics*, 12(2), 372-399.

Hussain, S. M. (2015). "The Contractionary Effects of Tax Shocks on Productivity: An Empirical and Theoretical Analysis". *Journal of Macroeconomics*, 43, 93-107.

Satayeh, A. (2011). "The TFP and R&D Relationship in India". *International Journal of Innovation Managemen,* 12(3), 56-78.

Scully, G. W. (1995). "The Growth Tax in the United States". *Public Choice*. 85, 71-80.

Vartia, L. (2008). "How do Taxes Affect Investment and Productivity? An Industry-Level Analysis of OECD Countries". *Organisation for Economic Co-operation and Development, Economics Department Working Papers*, No. 656, 1-40.

دانشگاه پیام نور
فصلنامه علمی- پژوهشی
پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

فرم اشتراک:

علاقه‌مندان به اشتراک فصلنامه علمی پژوهشی *«پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی»*، مبلغ ۲۰۰/۰۰۰ ریال جهت اشتراک سالانه نشریه، به شماره حساب ۲۱۷۸۶۰۹۰۰۱۰۰۷ نزد بانک ملی ایران، شعبه بنفشه تهران واریز کرده و فیش آن را به همراه این فرم، پس از تکمیل، به دفتر مجله ارسال، یا به شماره ۳۴۰۲۱۱۵۱- ۰۸۶ فاکس نمایند.

نام: .....

نام خانوادگی: .....

نشانی: .....

کد پستی: .....

شماره همراه: .....

شماره ثابت: .....

نشانی الکترونیکی: .....

Contents

Studying the Effect of Green Tax on Iran's Energy Consumption and Social Welfare Using Recursive Dynamic Computable General Equilibrium (RDCGE) Model **15**
Salman Sotoodeh Nia, Mohammad Taher Ahmadi Shadmehri, Seyed Mohammad Javad Razmi, Seyed Mohammad Fahimi Fard

Impact of Renewable Energies, Technical Innovations and Economic Growth on Carbon Dioxide Emissions **35**
Nasim Masoudi, Nazar Dahmardeh Ghaleno, Marziyeh Esfandiari

The Relationship between Economic Growth, Energy Intensity and Financial Development in Sectors of Iranian Economy **55**
Hossein Fathizadeh, Masoud Nonejad, Ali Haghighat, Abbas Aminifard

Influence of Exchange Rate Shocks on Purchasing Power Parity Test: Using the NARDL Approach **77**
Abbas Ali Rezaei, Ali Raeispour, Mohsen Zayandehroodi, Seyyed Abdolmajid Jalaee

The Relationship between Inflation Rate, Exchange Rate and Bank Interest Rate with Economic Growth in Panel-VAR Model; Evidence from Muslim Countries **93**
Hossein Amiri, Mohsen Salehi Komroudi, Mahnaz Pasban

The Effect of Trade Openness, Exchange Relation and Human Capital on Total Productivity of Production Factors in Iran **109**
Ahmad Ali Asadpour

The Impact of Taxation on Productivity of Iranian Manufacturing Workers, Study of the Fifth Development Plan (2011-2015) **123**
Samaneh Talei Ardakani

- Editorial board should welcome deep and reasonable reviews, and prevent superficial and poor reviews, and deal with one-sided and contemptuous reviews.
- Editorial board should record and archive the whole review's documents as scientific documents and to keep confidentially the reviewers' name.
- Editorial board must inform the final result of review to corresponding author immediately.
- Editorial board should keep the article's contents confidentially and do not disclose its information to others.
- Editorial board ought to prevent any conflict of interests due to any personal, commercial, academic and financial relations which may impact on accepting and publishing the presented articles.
- Editor-in-chief should check each type of research and publication misconduct which reviewers report seriously.
- If a research and publication misconduct occurs in an article, editor-in-chief should omit it immediately and inform indexing databases or audiences.
- In the case of being a research and publication misconduct, editorial board is responsible to represent a corrigendum to audiences rapidly.
- Editorial board must benefit of audiences' new ideas in order to improve publication policies, structure and content quality of articles.

References

1. “Standard Ethics”, approved by Vice-Presidency for Research & Technology, the Ministry of Science, Research and Technology.
2. Committee on Publication Ethics, COPE Code of Conduct, www.publicationethics.org

- **Plagiarism:** Plagiarism is the act of taking someone else's writing, conversation, idea, claims or even citations without any acknowledgment or explanation of the work producer or speaker.
- **Wrongful Appropriation:** Wrongful appropriation occurs when author(s) benefits another person's efforts and after a little change and manipulations in the research work, publish it on his/her own definitions
- **False Attribution: It represents that a person is the author of a work but she/ he was not involved in the research.**

4. Reviewers' Responsibility

Reviewers must consider the followings:

- Qualitative, contextual and scientific study in order to improve articles' quality and content.
- To inform editor-in-chief when accepts or reject the review and introduce an alternative.
- Should not accept the articles which consider the benefits of persons, organizations and companies or personal relationships; also the articles which she/he, own, contributed in its writing or analyze.
- The reviewing must be carried out upon scientific documents and any self, professional, religious and racial opinion is prohibited.
- Accurate review and declaration of the article's strengths and weaknesses through a clear, educational and constructive method.
- Responsibility, accountability, punctuality, interest, ethics adherence and respect to others' right.
- Not to rewrite or correct the article according to his/her personal interest.
- Be sure of accurate citations. Also reminding the cases which haven't been cited in the related published researches.
- Avoid of express the information and details of articles.
- Reviewers should not benefit new data or contents in favor of/against personal researches; even for criticism or discrediting the author(s). The reviewer is not permitted to reveal more details after a reviewed article being published.
- Reviewer is prohibited to deliver an article to another one for reviewing except with permission of editor-in-chief. Reviewer and co-reviewer's identification should be noted in each article's documents.
- Reviewer shouldn’t contact with the author(s). Any contact with the authors should be made through the editorial office.
- Trying to report “research and publication misconduct” and submitting the related documents to editor-in-chief.

5. Editorial Board Responsibilities

- Journal maintenance and quality improvement are the main aims of editorial board.
- Editorial board should introduce the journal to universities and international communities and publish the articles of other universities and international societies on their priority.
- Editorial board must not have quota and excess of their personal article publishing.
- Editorial board is responsible for selecting the reviewers as well as accepting or rejecting on article after reviewers' comments.
- Editorial board should be well-known experts with several publications. They ought to be responsible, accountable, truth, adhere to professional ethics and contribute to improve journal aims.
- Editorial board is expected to have a database of suitable reviewers for journal and to update the information regularly.
- Editorial board should try to aggregate qualified moral, experienced and well-known reviewers

Payame Noor University Research Journals' Publication Ethics

This publication ethics is a commitment which draws up some moral limitations and responsibilities of research journals. The text is adapted according to the "Standard Ethics", approved by the Ministry of Science, Research and Technology, and the publication principles of Committee on Publication Ethics (COPE).

1. Introduction

Authors, Reviewers, editorial boards and editor-in-chiefs ought to know and commit all principles of research ethics and related responsibilities. Article submission, review of reviewers and editor-in-chief's acceptance or rejection, are considered as journals law compliance otherwise the journals have all the rights.

2. Authors Responsibilities

- Authors should present their works in accordance with journal's standards and title.
- Authors should ensure that they have written their original works/researches. Their works/researches should also provide accurate data, underlying other's references.
- Authors are responsible for their works' accuracy.

Note 1: Publishing an article is not known as acceptance of its contents by journal.

- Duplicate submission is not accepted. In other words, none of the article's' parts, should not carry on reviewing or publishing elsewhere.
- Overlapping publication, where the author uses his/her previous findings or published date with changes, is rejected.
- Authors are asked to have authors' permission for an accurate citation. When using ones direct speech, a quotation mark (" ") is necessary.
- Corresponding author should ensure that the complete information of all involved authors in the article.

Note 2: Do not write the statement of "Gift Authorship" and do not omit the statement of "Ghost Authorship".

- Corresponding author is responsible for the priorities of co-authors after their approval.
- Paper submission means that all of the authors have satisfied whole financial and local supports and have introduced them.
- Author(s) is/are responsible for any fault or inaccuracy of the article and in this case, journal's authorities should be informed immediately.
- Author(s) is/are asked to provide and reserve raw data one year after publication, in order to be able to respond journal audiences' questions.

3. Research and Publication Misconduct

Author(s) should avoid the research and publication misconduct. If some cases of research and publication misconduct occur within each steps of submission, review, edition or publication, journals have the right to legal action. The cases are listed as below:

- **Fabrication:** Fabrication is the practice of inventing data or results and reporting them in the research. Both of these misconducts are fraudulent and seriously alter the integrity of research. Therefore, articles must be written based on original data and use of falsified or fabricated data is strongly prohibited**.**
- **Falsification:** Falsification is the practice of omitting or altering research materials, equipment, data, or processes in such a way that the results of the research are no longer accurately reflected in the research record.

Advisory Editorial Board:

Abdoli, G.	Fotros, M. H.	Makkian, S. N.	Ranjpour, R.
Abunuri, E.	Ghaffari, H.	Mehnatfar, Y.	Rezaei, E.
Afshari, Z.	Ghaffari, Gh.	Mehrara, M.	Saadat, R.
Agheli, L.	Gilak Hakim Abadi, M. T.	Mehregan, N.	Sadeghi Shahdani, M.
Ahmadi Shadmehri, M. T.	Gholami, E.	Mir Bagheri Hir, M. N.	Salimifar, M.
Akbari, N.	Ghorbani, M.	Mohamad Zadeh, P.	Samadi, H.
Akbari Moghadam, B.	Haghighat, J.	Mohamad Vand, M. R.	Seyyed Noorani, S. M.
Asgharpur, H.	Hazeri Niri, H.	Mohseni Zenoozi, S. J.	Shahabadi, A.
Bazazan, F.	Hekmati Farid, M.	Molaei, M.	Shahiki Tash, M. N.
Cheshomi, A.	Homayuni Far, M.	Monsef, A.	Shavvalpur, S.
Dadgar, Y.	Hortamani, A.	Moshiri, S.	Soheyli, K.
Dahmardeh, N.	Jafari Samimi, A.	Motameni, M.	Suri, A.
Dehghani, A.	Karimzadeh, M.	Mousaee, M.	Taghi Nejad Omran, V.
Ebrahimi, M.	Kazeroni, A. R.	Najar Zadeh, R.	Tehranchian, A. M.
Ehsanfar, M. H.	Khoda Bakhshi, A.	Nasrollahi, K.	Yavari, K.
Emadzadeh, M.	Khoda Panah, M.	Nasrollahi, Z.	Zamanian, Gh.
Emami Meybodi, A.	Khoshnoudi, A.	Paseban, F.	Zaraanezhad, M.
Ezzati, M.	Komijani, A.	Pour Faraj, A.	Zaroki, Sh.
Falahati, A.	Lashkari, M.	Pour Moghim, S. J.	Zobeiri, H.
Fallahi, M. A.	Madah. M.	Rafat, M.	
Falihi, N.	Mahmudzadeh, M.	Rahmani, T.	

Impact Factor:

The impact factor of this journal is 1.370 (IF =1.370) 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	Abolghasem Esna Ashari	Associate Professor	Payame Noor University
2	Farhad Khodadad Kashi	Professor	Payame Noor University
3	Mohammad Reza Seied Nurani	Professor	Allame Tabatabaee University
4	S.P. Singh	Professor	IIT Roorkee, India
5	Hadi Ghaffari	Associate Professor	Payame Noor University
6	Mohammad Reza Farzanegan	Professor	Philips-Universitaet Marburg
7	Mohammad Hassan Fotros	Professor	Bu Ali Sina University
8	Mohammad Reza Lotfalipur	Professor	Ferdowsi University
9	Gholamreza Mesbahi Moghadam	Professor	Imam Sadegh University
10	Esfandiar Maasoumi	Professor	Emory University
11	Yeganeh Mosavi Jahromi	Professor	Payame Noor University
12	Mohammad Ali Molaei	Associate Professor	Shahrud Universit of Technology

Print ISSN: 2228-5954
Online ISSN: 2251-6891
Persian Editor: Hadi Ghaffari
English Editor: Hadi Ghaffari
Printing Numbers: 25
Price: 50000 Rials
Address: Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, P.O. Box 38135-1136, Payame Noor University of Markazi Province, Arak, Iran
Phone: 086-34062473
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. 10, No. 40, September 2020