بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی- پژوهشی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسئول: هادی غفاری

سردبیر: محمدرضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

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

ویراستار فارسی: محسن ذوالفقاری

ویراستار انگلیسی: هادی غفاری

کارشناس فصلنامه: مهدیه آقایی

ویرایش و صفحه‌آرایی: احمد آقایی

طراح جلد: فاطمه ملک افضلی

شمارگان چاپ: ۱۰۰ نسخه

قیمت: ۵۰۰۰۰ ریال

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

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

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

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

داوران فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

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 = 1.089) 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 =1.089) در بین تمام مجلات علمی پژوهشی و علمی ترویجی کشور گردید.

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

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

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

May 13, 2011

Dear Dr. Ghaffari,

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

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

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

Yours sincerely,

Liz Braunstein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

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

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

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

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

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

بدینوسیله با تبریک صمیمانه برای کسب عنوان

نشریه برتر در زمینه علوم انسانی

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

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

رضا فرجی دانا

۲۵/۹/۹۴

وزیر علوم، تحقیقات و فناوری

شرایط تدوین و پذیرش مقاله و چگونگی ارسال آن

محورهای پذیرش مقاله

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

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

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

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

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

۶- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

۷- 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 مقالات، سال، شماره صفحات.

د) پی‌نوشت‌های توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.

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

احمدی شادمهری، محمد طاهر؛ قزلباش، اعظم و دانش‌نیا، محمد (۱۳۹۲). "بررسی رابطهٔ 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.

۴. وظایف داوران (Reviewers' Responsibility)

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

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

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

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

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

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

منابع

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

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

فهرست مطالب

ارتباط سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در کشورها: با تأکید بر این ارتباط در ایران با رهیافت مارکوف سوئیچینگ ۱۵
فرهاد قلمباز، علی سوری، قهرمان عبدلی، محسن ابراهیمی

تعیین یارانه لازم به سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه در راستای سیاست کاهش آلودگی هوا با استفاده از الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر: مطالعه موردی اقتصاد ایران ۳۳
فاطمه نعمت اللهی، احمد صدرایی جواهری، علی حسین صمدی، روح اله شهنازی

بررسی عوامل مؤثر بر رشد فراگیر کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی ۴۷
سید حسین میر جلیلی، امین محسنی چراغلو، امید صفری

برآورد تأثیر نابرابری درآمد بر شاخص توسعه پایدار: شواهدی از استان‌های ایران ۶۱
زهرا نصراللهی، حبیب انصاری سامانی، معصومه روزبهانی

بررسی ارتباط بین توهم مالی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷ ..... ۷۹
فاطمه بزازان، سحر زارع‌جونقانی، سولماز صفری

تأثیر نوسان قیمت نفت بر رفتار سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران: کاربرد الگوی مارکوف سوئیچینگ ۹۵
محبوبه جعفری

تعیین اندازه بهینه آستانه‌ای دولت و بهره‌وری آن با استفاده از رویکرد داده‌های پانل آستانه‌ای در کشورهای منتخب اوپک ۱۱۱
محمد سخنور

بررسی عوامل مؤثر بر تصمیم به اشتغال مادر و کودک در خانوار شهری ایران ۱۲۵
مهدی شهرکی، سیمین قادری

اثر تغییر ساختار صادرات بر تولید بخش‌های اقتصاد ایران: رهیافت تجزیه ساختاری در الگوی داده-ستانده ۱۳۹
رمضان حسین‌زاده، محمود اسپندار

سیاست مالی دولت و رفاه اجتماعی در ایران با تأکید بر شاخص آمارتیاسن (رهیافت آزمون **ARDL** کرانه‌ها) ۱۵۱
میثم رافعی، محمد صیادی

سخن سردبیر

پیشرفت روزافزون دانش اقتصاد، ضرورت ارائه نتایج حاصل از پژوهش‌ها و تحقیقات اقتصادی برای استفاده محققان و علاقه‌مندان را ایجاب کرده است. در این راستا، فصلنامه‌های علمی و پژوهشی، نقش کلیدی و اساسی در فرایند ثبت، نشر و ارتقای سطح این پژوهش‌ها و نیز ایجاد بستر مناسب برای توسعه ارتباط میان پژوهشگران عرصه اقتصاد، داشته‌اند. فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی نیز در همین راستا آخرین دستاوردهای علمی محققان، اساتید و دانشجویان محترم تحصیلات تکمیلی را در اختیار سیاست‌گذاران و علاقمندان قرار می‌دهد. امیدوارم این تلاش‌ها در مسیر رشد اقتصادی کشور مفید واقع گردد.

فرصتی دوباره دست داد تا به بهانه انتشار شماره ۳۲ فصلنامه که به پاییز ۱۳۹۷ مربوط می‌شود با خوانندگان گرانمایه به گفتگو بپردازم. تداوم انتشار فصلنامه بدون مشارکت شما امکان‌پذیر نخواهد بود. استقبال شما با ارسال مقالات فاخر و پرمایه باعث شکوفائی این نشریه در جمع اندیشمندان حوزه رشد و توسعه اقتصادی خواهد گردید. انتظار داریم مثل همیشه با ارسال مقالاتی که حاصل فعالیت‌های پژوهشی شماست بر غنای علمی مجله بیافزائید. لازم می‌دانم از کلیه همکاران عزیز، پژوهشگران، اعضای هیأت تحریریه، داوران، مدیر مسئول، مدیر داخلی، کارشناس و همه دست اندرکاران تهیه فصلنامه که در تداوم، انتشار و ارتقای سطح علمی فصلنامه، نقش اساسی داشته‌اند تشکر ویژه به عمل آورم.

در طی یک سال گذشته با توجه به دریافت انبوه مقالات، تنها امکان انتشار تعداد محدودی از مقالات در هر شماره نشریه فراهم شد، که در برخی موارد موجب رنجش نویسندگان گرامی گردیده است، لذا از این فرصت استفاده کرده و مراتب پوزش دست اندرکاران نشریه را به خاطر عدم پذیرش یا تأخیر در چاپ برخی از این مقالات را به اطلاع شما عزیزان می‌رسانم. امید است که همچون گذشته با ارسال مقالاتی که حاصل فعالیت‌های ارزشمند پژوهشی شماست بر غنای علمی مجله بیافزائید و ما را در ارائه نشریه‌ای درخور جامعه علمی کشور، یاری کنید.

محمدرضا لطفعلی‌پور
پائیز ۱۳۹۷

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و دوم، پاییز ۱۳۹۷ (۳۲-۱۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 32, September 2018 (15-32)

ارتباط سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در کشورها: با تأکید بر این ارتباط در ایران با رهیافت مارکوف سوئیچینگ

***فرهاد قلمباز[۱]، علی سوری[۲]، قهرمان عبدلی[۳]، محسن ابراهیمی[۴]**

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی-اقتصاد مالی، پردیس بین‌الملل کیش، دانشگاه تهران، ایران
۲. دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران
۳. استاد دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران
۴. دانشیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۶/۱۲/۲۲ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۲/۴)

Relationship between Foreign Direct Investment and Economic Growth across Countries: Emphasis on this Relationship in Iran by Markov Switching Approach

***Farhad Ghalambaz[1], Ali Souri[2], Ghahraman Abdoli[3], Mohsen Ebrahimi[4]**

1. Ph.D. Student in Financial Economics, International Campus-Kish Island, University of Tehran, Tehran, Iran
2. Associate Professor at Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran
3. Professor at Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran
4. Associate Professor at Faculty of Economics, University of Kharazmi, Tehran, Iran

(Received: 13/March/2018 Accepted: 24/April/2018**)**

چکیده:

از گذشته بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی همواره مورد توجه بوده است. یکی از متغیرهای اقتصادی که اثرات بالقوه بر رشد دارد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. این مطالعه با هدف بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی با در نظر گرفتن نقش منابع طبیعی و با استفاده از مدل رگرسیونی حد آستانه پانل در بین کشورهای مختلف در دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ و همچنین تأکید بر رابطه رشد و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران با رهیافت مارکوف سوئیچینگ در دوره ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۵ انجام شده است. مدل رگرسیون آستانه پانل بر اساس روش ارائه شده توسط هانسن (۱۹۹۹) انتخاب شد و تخمین آن با روش پیشنهادی وانگ (۲۰۱۵) و به صورت اثرات ثابت انجام شد. نتایج تخمین مدل حد آستانه نشان داد که منابع طبیعی، تشکیل سرمایه داخلی، نرخ رشد جمعیت و شاخص حکمرانی تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی دارند. حد آستانه برآورد شده برای متغیر منابع طبیعی برابر ۲۸/۵۸٪ از صادرات کل کالاها می‌باشد. متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثرات متفاوتی در رژیم‌های مختلف بر روی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه دارد. در رژیم اول رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد ولی در رژیم دوم یعنی در شرایطی که منابع طبیعی بیشتر از حد آستانه است نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه را کاهش می‌دهد. نتایج مدل خودرگرسیون مارکوف سوئیچینگ دو رژیمه برای ایران نشان داد که متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رژیم رکودی معنی‌دار نبوده و برعکس اثر این متغیر در رژیم توأم با رونق اقتصادی معنادار بوده است که این رابطه منفی می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: داده‌های پانل، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی، رگرسیون حد آستانه، مدل مارکوف سوئیچینگ.
طبقه‌بندی JEL: C49، F23، O47.

Abstract:

Investigation of factors that affect economic growth has been always attractive. Foreign direct investment is one of the variables that have potential effects on growth. This study carried out to investigate the impact of foreign direct investment on economic growth. We consider the role of natural resources using panel threshold regression model for 1996 to 2015 period and also emphasis on relationship between foreign direct investment and economic growth in Iran by Markov Switching Approach for 1976-2015. Panel threshold regression model formed based on Hansen's (1999) suggested model then that estimated by Wang's (2015) proposed method for fixed effect models. Results of threshold regression model showed that natural resources, domestic capital formation, population growth rate and governance indicator has statistically significant effect on economic growth. Threshold level for natural resources is 28.58 percentages. Foreign direct investment variable has different effect on economic growth in regimes. In first regime foreign direct investment increase economic growth but in second regime, that natural resources is more than threshold level, it decrease growth rate. Results of tow regimes Auto-Regressive Markov Switching model for Iran showed that foreign direct investment in recession regime is insignificant but this variable in boom regime has statistically significant effect and this relationship is negative.

Keywords: Economic Growth, Foreign Direct Investment, Markov Switching Model, Panel Data, Threshold Regression.
JEL: C49, F23, O47.

*** نویسنده مسئول:** فرهاد قلمباز
E-mail: fghalambaz@gmail.com
*Corresponding Author: Farhad Ghalambaz

۱- مقدمه

در دهه‌های گذشته بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی همواره مورد توجه محققین بوده است. یکی از متغیرهای اقتصادی که اثرات بالقوه بر رشد دارد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است (دلیری، ۱۳۹۶: ۸۱ و دودانگی ۱۳۹۵: ۱۳۱).

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند از طریق گسترش فنّاوری، توسعه سرمایه انسانی، ارتقاء صادرات، ایجاد اشتغال و رشد بهره‌وری، رشد اقتصادی را افزایش دهد. مطالعات اولیه در تلاش برای توضیح جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یا همان FDI[1] بر متغیرهای خاص صنعت و بنگاه تمرکز داشتند. ولی در حال حاضر، توجه به جنبه فضایی FDI و اثرات ناشی از گسترش فعالیت‌های چند ملّیتی به سمت بازارهای خارجی تغییر یافته است. بدون شک متغیرهای مکانی از عوامل مهم اثرگذار بر FDI می‌باشند، با این حال اثر آنها در حال کاهش بوده است (انیسان[2]، ۲۰۱۷: ۲۳). یکی از عوامل محلی که در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نقش دارد وفور منابع طبیعی در کشور میزبان می‌باشد. کمّیت و همچنین کیفیت منابع طبیعی نقش بسزایی در جذب سرمایه کشورهای دیگر دارد.

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای صادرکننده منابع طبیعی گرایش به تمرکز در صنایع استخراجی دارد. دلیل سرمایه‌گذاری در صنایع استخراجی عمدتاً دسترسی به منابع طبیعی در کشورهای میزبان می‌باشد و منابع طبیعی از نظر استراتژیکی، سیاسی و اقتصادی برای کشورهای میزبان دارای اهمیت هستند (آسیدو و لین[3]، ۲۰۱۱: ۱۰۴). با توجه به اهمیت منابع طبیعی در جذب سرمایه‌های خارجی، این مطالعه تلاش می‌کند تا اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی را با در نظر گرفتن نقش منابع طبیعی بررسی کند. لذا، اهداف مطالعه حاضر در دو بخش دنبال خواهد شد، در قسمت اول با استفاده از مدل رگرسیونی حد آستانه پانل[4] اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی کشورها با در نظر گرفتن نقش اندازه منابع طبیعی برای ۸۳ کشور برای یک دوره ۲۰ ساله مورد بررسی قرار می‌گیرد. در قسمت دوم تغییر ارتباط بین رشد اقتصادی و FDI در یک دوره ۴۰ ساله برای ایران بررسی می‌شود. ارتباط بین رشد اقتصادی و FDI در ایران و تغییر رابطه این دو متغیر با استفاده از مدل رگرسیونی مارکوف سوئیچینگ[5] و اطلاعات سری زمانی ۲۰۱۵-۱۹۷۶ مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

۲- مبانی نظری

چندین نظریه برای ارائه پایه منطقی در مورد عوامل مؤثر بر FDI در دهه ۱۹۳۰ پیشنهاد شده است. آنها شامل نظریات بین‌المللی شدن، رقابت انحصاری و ساختار بازار می‌باشند. اما با تشخیص نامناسب بودن هر کدام از نظریه‌های سنتی موجود در تبیین FDI، دانینگ[6] (۱۹۸۸: ۱۱؛ ۱۹۸۱: ۳۰) یک الگوی ترکیبی ارائه کرد. الگوی ترکیبی، نظریه‌های موجود در مورد فعالیت‌های چند ملّیتی MNEs[7] را به الگوئی که به چارچوب مالکیت، موقعیت و جهانی شدن (OLI) معروف شده تبدیل کرده است. چارچوب OLI[8] بیان می‌کند، چیزی که عوامل مؤثر بر تصمیم یک کشور برای سرمایه‌گذاری در خارج را تعیین می‌کند شامل سه مجموعه مزیت است، مالکیت O، موقعیت L و بین‌المللی شدن I. مزایای مالکیت شامل دارائی‌های فنّاورانه، مدیریتی و بازاریابی است که امکان رقابت بنگاه با سایر رقبا در بازارهای خارجی را فراهم می‌سازد. مزایای موقعیت شامل منابع ملموس و ناملموسی است که محیط کسب و کار کشور انتخاب شده را جذاب می‌سازد. مزایای بین‌المللی شدن مربوط به خودتولیدی در مقابل تولید از طریق توافقنامه مشترک همانند مجوزگیری یا سرمایه‌گذاری مشترک است. موارد مذکور نتیجه نواقص در بازارهای خارجی است. این نواقص شامل کاهش نااطمینانی و هزینه‌های معامله در جهت ایجاد اطلاعات کارا و همچنین کاهش نواقص ایجاد شده توسط دولت مانند تعرفه‌ها، کنترل نرخ ارز خارجی و یارانه‌ها است (انیسان، ۲۰۱۷: ۲۶). از منابع ملموسی که می‌تواند برای کشورهای خارجی جذاب باشد منابع طبیعی کشور میزبان می‌باشد.

انتظار بر این است که اندازه بزرگ بخش منابع طبیعی برای جذب FDI به ضرر بخش غیرمنابع باشد که این امر منجر به از بین رفتن رشد بالقوه ناشی از FDI می‌شود. بنابراین ورود جریان FDI به بخش منابع طبیعی این بخش را بزرگ‌تر کرده و به طور بالقوه نرخ رشد کشور را کند می‌کند

1. Foreign Direct Invesment
2. Enisan (2017)
3. Aseidu & Lien (2011)
4. Panel Threshold Regression Model
5. Markov Switching Regression Model
6. Dunning (1981, 1988)
7. Global Multinational Enterprises
8. Ownership, Location, Internationalization

(حیات و کاهلیک[1]، ۲۰۱۷: ۲). همچنین طبق نظر ساکس و وارنر[2] (۲۰۰۱: ۸۲۷) به نقل از حیات و کاهلیک (۲۰۱۷: ۲) کشورهای غنی از نظر منابع طبیعی، رشد اقتصادی کندتری در مقایسه با کشورهای با منابع کمیاب دارند. مطالعات بسیاری پیرامون تأثیر منابع طبیعی بر رشد و توسعه کشورها صورت گرفته است که هر کدام به نحوی اثرگذاری منابع در رشد اقتصادی را نتیجه گرفته‌اند. آخرین بحث در این مورد مربوط به اصطلاح «نفرین منابع[3]» است که توسط آتی[4] (۱۹۹۳: ۱) مطرح شده است. وی بیان می‌کند که صادرات منابع طبیعی اثرات منفی فراتر از مسائل ارزی و پولی ناشی از بیماری هلندی[5] دارد و منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود. اثر متضاد افزایش سرمایه‌گذاری و به دنبال آن افزایش صادرات منابع بر رشد در میان کشورها در این مطالعه بررسی شده است. در چگونگی ارتباط بین FDI و رشد اقتصادی بحث‌های زیادی وجود دارد. با این حال این رابطه می‌تواند به سه گروه تقسیم شود. گروه اول مطالعاتی که اثر مثبت FDI بر رشد اقتصادی را تأیید می‌کنند. گروه دوم مطالعاتی که بیانگر رابطه منفی بین FDI و رشد اقتصادی هستند. گروه سوم تحقیقاتی هستند که هیچ رابطه مشخصی بین FDI و رشد اقتصادی پیدا نکرده‌اند. مطالعات گروه سوم بیان می‌کنند که این رابطه وابسته به ظرفیت جذب کشورهای میزبان، شرایط سیاسی، سرمایه انسانی، توسعه و محیط سرمایه‌گذاری می‌باشد که در طی دوره‌های مختلف تغییر می‌کند (نگوینا و کیم تو[6]، ۲۰۱۶: ۳۳).

رشد اقتصادی وابسته به رشد پایدار در ظرفیت تولید است که شامل پس‌انداز و سرمایه‌گذاری می‌باشد. سطوح کم سرمایه‌گذاری و پس‌انداز دلالت بر رشد اقتصادی پائین دارد. نیاز به FDI به عنوان منبعی برای رشد اقتصادی در سال‌های گذشته افزایش یافته است. چندین عامل رابطه بین FDI و رشد اقتصادی را تعیین می‌کنند. بر اساس نظر انوار و نگوین[7] (۲۰۱۰: ۵۶۵) این عوامل عبارتند از: یادگیری توأم با عمل، صادرات، سرمایه انسانی، ثبات اقتصاد کلان، سرمایه‌گذاری عمومی و سطح توسعه مالی. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی طبق نظر نئوهووس[8] (۲۰۰۶: ۴۴-۴۳) از سه مسیر کلی بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد (سیمونسکو[9]، ۲۰۱۶: ۱۸۹):

- انتقال مستقیم از طریق سرمایه‌گذاری‌های اولیه
- انتقال غیرمستقیم از طریق مشارکت در مالکیت
- انتقال دور دوم از طریق سرریز فناوری

اثر FDI بر رشد اقتصادی در مدل‌های سنتی و مدل‌های رشد حقیقی متفاوت است. در مدل‌های نئوکلاسیک، FDI فقط سطح تولید را متأثر می‌سازد و اثری بر رشد اقتصادی بلندمدت ندارد. افزایش برون‌زای FDI، مقدار سرمایه و GDP سرانه را به طور موقت افزایش می‌دهد زیرا قانون بازدهی نزولی رشد در بلندمدت را محدود می‌کند. رشد نیروی کار و پیشرفت فناوری به عنوان عوامل برون‌زا، اثرات FDI بر رشد اقتصادی در بلندمدت را تعیین می‌کنند. با این حال عوامل مؤثر بر پیشرفت فناوری در مدل‌های نئوکلاسیک وجود ندارد. از طرفی مدل‌های رشد جدید بیان می‌کنند که FDI از طریق سرمایه انسانی، تحقیقات و توسعه بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد و سرریزهای فناوری از طریق FDI رشد اقتصادی بلندمدت را تضمین می‌کند (همان: ۱۸۹).

اگر چه در بررسی سری‌های زمانی اقتصادی مدل‌های خطی در کاربردهای متعدد کاملاً موفق بودند ولی این مدل‌ها در نمایش دادن الگوهای پویای غیرخطی مانند عدم تقارن، وابستگی دامنه و دسته‌بندی نوسان ناتوان بودند (کوآن[10]، ۲۰۰۲: ۱). مدل‌های تغییر رژیمی مدل‌های سری زمانی هستند که مقادیر متفاوتی در تعداد مشخصی رژیم به پارامترها اختصاص می‌دهند. یک فرایند تصادفی فرض می‌کند که تغییر رژیم به عنوان بخشی از مدل است که به پیش‌بینی‌های انجام شده بر پایه این مدل اجازه می‌دهد تا احتمال تغییرات رژیم بعدی را شامل گردد. در موقعیت‌های خاص رژیم در حال رخداد در هر نقطه از زمان قابل مشاهده است. به طور کلی رژیم مشاهده نشده است و محقق باید در مورد اینکه کدام رژیم در گذشته اتفاق افتاده است نتیجه‌گیری کند. کاربرد اولیه این مدل‌ها در ادبیات اقتصادسنجی برای توصیف تغییرات در رفتار پویای سری زمانی‌های مالی و اقتصاد کلان بوده است (پیگر[11]، ۲۰۰۷: ۴).

مدل‌های تغییر رژیمی به دو گروه مدل‌های «آستانه‌ای» و مدل‌های «مارکوف سوئیچینگ» تقسیم می‌شوند. اختلاف اولیه بین این دو رهیافت در چگونگی مدل‌سازی تکامل فرایند

1. Hayat & Cahlik (2017)
2. Sachs & Warner (2001)
3. Resource Curse
4. Auty (1993)
5. Dutch Disease
6. Nguyen & Kim To (2016)
7. Anwar & Nguyen (2010)
8. Neuhaus (2006)
9. Simionescu (2016)
10. Kuan (2002)
11. Piger (2007)

رژیمی است. مدل‌های آستانه‌ای که توسط تانگ (۱۹۸۳: ۶۳-۶۲) معرفی شدند فرض می‌کنند که تغییر رژیم به وسیله مقدار متغیرهای مشاهده شده در ارتباط با یک آستانه مشاهده نشده ایجاد شده است. مدل‌های مارکوف سوئیچینگ که توسط گلدفلد و کوانت[1] (۱۹۷۳: ۷)، کوسلت و لی[2] (۱۹۸۵: ۸۰) و همیلتون[3] (۱۹۸۹: ۳۶۰) وارد اقتصادسنجی شدند، فرض می‌کنند که تغییرات رژیم بر اساس زنجیره مارکوف صورت می‌گیرد. مدل‌های تغییر رژیمی به طور گسترده به ابزاری محبوب در کارهای تجربی برای مدل‌سازی تبدیل شده‌اند (همان: ۶-۵). اقتصاد اغلب رفتاری متفاوت در دوره‌هایی مانند رونق و رکود دارد. مدل‌های مارکوف سوئیچینگ روشی مناسب برای توصیف این پدیده‌ها هستند. تغییر در نحوه ارتباط متغیرها از ویژگی‌های این مدل می‌باشد.

۳- پیشینه تحقیق

مطالعات متعددی در ارتباط با رشد اقتصادی و متغیرهای اثرگذار بر آن انجام شده است. با توجه به تأکید مقاله حاضر بر بررسی ارتباط رشد و FDI و همچنین در نظر گرفتن نقش منابع طبیعی در این رابطه، در ادامه به چند مورد از مطالعاتی که با هدف بررسی اثرگذاری FDI و منابع طبیعی بر رشد اقتصادی انجام شده است اشاره می‌شود.

یاوری و سلمانی در مطالعه‌ای رشد اقتصادی در کشورهای دارای منابع طبیعی را در دوره ۱۹۹۹-۱۹۶۰ بررسی کردند. آنها نتیجه گرفتند که سرمایه‌گذاری فیزیکی، سرمایه انسانی، باز بودن تجاری و بهبود رابطه مبادله اثر مثبت و تورم و فراوانی منابع طبیعی اثر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد بررسی دارد (یاوری و سلمانی، ۱۳۸۴: ۱۹-۱۸).

حسینی و مولایی در تحقیقی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر روی رشد اقتصادی در ایران را با استفاده از سه الگوی اقتصادسنجی برای دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۱ بررسی نمودند. نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران بر روی رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارد و پایداری شرایط اقتصادی مانند کاهش نرخ تورم، نرخ مالیات و هزینه‌های دولت به تداوم رشد اقتصادی ناشی از ورود سرمایه خارجی در بلندمدت منجر خواهد شد (حسینی و مولایی، ۱۳۸۵: ۵۷).

سامتی و همکاران در بررسی اثر منابع طبیعی بر اقتصاد کشورهای اوپک و چند کشور منتخب، صادرات منابع انرژی را به عنوان شاخصی برای منابع طبیعی در نظر گرفتند. در این مطالعه هشت کشور عضو اوپک[4] و ۱۳ کشور دیگر در دوره ۲۰۰۳-۱۹۶۹ بررسی شدند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که با افزایش درآمد حاصل از صادرات انرژی، تولید ناخالص داخلی کشورهای مورد بررسی کاهش می‌یابد و به عبارت دیگر منابع طبیعی اثر منفی بر رشد اقتصادی این کشورها دارند (سامتی و همکاران، ۱۳۸۶: ۷۰).

جلائی و صباغ‌پور فرد در مطالعه خود به بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی ایران از مسیر بازارهای مالی پرداختند. آنها در این مطالعه ابتدا به بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته و سپس برای تعیین ثبات این نقش از متغیرهای کنترلی استفاده کردند. نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد ایران مؤثر می‌باشد و مدل رشد اقتصادی ایران متناسب با الگوهای عمومی رشد می‌باشد. با ورود متغیرهای کنترلی تأثیر سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد اقتصادی بی معنی و مبهم است که با ورود شاخص‌های مالی در مدل رشد اقتصادی مشخص شد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی تأثیر معنادار و با ثباتی داشته است (جلائی و صباغ‌پور فرد، ۱۳۸۷: ۱۷۲-۱۷۱).

ابراهیمی و سالاریان در مطالعه خود پدیده نفرین منابع طبیعی در کشورهای صادرکننده نفت را در دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۰ بررسی کردند. نتایج آنها نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی به عنوان شاخصی از فراوانی منابع به تنهایی برای رشد اقتصادی مضر نیست و اثر مثبتی بر رشد دارد. اما با ورود سایر متغیرها در مدل به دلیل اثرگذاری درآمدهای نفتی بر این متغیرها و سپس اثرگذاری غیرمستقیم بر رشد اقتصادی، اثر کل درآمدهای نفتی بر رشد منفی است (ابراهیمی و سالاریان، ۱۳۸۸: ۷۷).

فرزین و همکاران در مقاله‌ای اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی را به صورت سیستمی همراه با اثر متقابل متغیرها در یک مجموعه بررسی کردند. آنها در این مطالعه داده‌های دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۷ را به کار بردند. نتایج بدست آمده مؤید اثر مثبت و معنادار سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی می‌باشد ولی اثرگذاری این متغیر بر رشد اقتصادی پایین می‌باشد (فرزین و همکاران، ۱۳۹۱: ۲۹).

1. Goldfeld & Quandt (1973)
2. Cosslett & Lee (1985)
3. Hamilton (1989)
4. OPEC

عبادی و نیکونسبتی در بررسی خود به مطالعه رشد اقتصادی کشورهای دارای منابع طبیعی در سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۷۰ پرداختند. نتایج آنها نشان داد که نظریه نورث و همکارانش[1] در ارتباط با کشورهای دارای منابع طبیعی صادق بوده و در بین این کشورها، کشورهای دارای نظم دموکراتیک دچار «نفرین منابع» نشده و توانسته‌اند از منابع خود در دستیابی به رشد اقتصادی استفاده کنند. آنها عنوان می‌کنند که یک یا چند نهاد در رشد کشورهای دارای منابع نقش ندارد بلکه نحوه ایجاد نظم در جامعه است که کلیت ساختار نهادی جامعه را متأثر می‌سازد. بنابراین کشورهایی که مسئله نظم در جامعه را حل کرده‌اند دارای نهادهای بهتری هستند و استفاده از منابع طبیعی و رشد اقتصادی پایدار را تضمین می‌کنند (عبادی و نیکونسبتی، ۱۳۹۱: ۱۴۲-۱۴۱).

شاه‌آبادی و صادقی در مقاله‌ای به بررسی اثر وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی دو کشور ایران و نروژ در دوره ۲۰۰۸-۱۹۷۰ پرداختند. نتیجه مطالعه آنها نشان داد که منابع طبیعی در کوتاه‌مدت و بلندمدت مانعی برای رشد اقتصادی این دو کشور نیست (شاه‌آبادی و صادقی، ۱۳۹۲: ۴۰).

استادی و همکاران در مطالعه‌ای به نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در رشد اقتصادی ایران و بررسی رابطه متقابل آنها در دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۷ پرداختند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش رشد اثر مثبت بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی دارد و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی ایران دارد که رابطه مثبت بین این دو متغیر نشان‌دهنده وجود رابطه متقابل بین آنها است. در معادله رشد نیز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، موجودی سرمایه، نیروی کار و حجم تجارت اثر مثبت بر رشد اقتصادی ایران دارند (استادی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۴۷).

ازمن-ساینی و همکاران[2] در مطالعه‌ای با کاربرد مدل رگرسیون آستانه نقش واسط توسعه بازار مالی در اثرگذاری FDI بر رشد را با استفاده از اطلاعات دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۵ برای ۹۱ کشور بررسی کردند. آنها در این مطالعه دریافتند که اثر مثبت FDI بر رشد اقتصادی فقط زمانی که توسعه بازار مالی فراتر از حد آستانه است وجود دارد (ازمن-ساینی و همکاران، ۲۰۱۰: ۲۱۳).

الگوآسیل و همکاران[3] در مطالعه‌ای به بررسی شرایط محلی که ممکن است بر ارتباط بین جریان سرمایه خارجی و عملکرد اقتصادی اثرگذار باشند پرداختند. آنها در این مطالعه رگرسیون مقطعی و پانل پویا را برای کشورهای امریکای لاتین و آسیا در دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۶ تخمین زدند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد در کشورهایی با تجارب اقتصادی متفاوت، FDI اثر متفاوتی دارد. در کشورهایی با درآمد پائین زمانی که شرایط محلی کنترل شده است، FDI اثر مستقلی بر عملکرد اقتصادی دارد. در مقابل منافع حاصل از جریان FDI برای کشورهایی با درآمد بالا وابسته به مدل و به در نظر گرفتن محیط نهادی و اقتصاد کلان می‌باشد (الگوآسیل و همکاران، ۲۰۱۱: ۴۹۴).

موسی احمد[4] در مطالعه خود اثرات سرریز جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر روی رشد اقتصادی مالزی را مورد بررسی قرار داده است. این مطالعه که برای دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۹۹ انجام شده متغیرهای سرمایه انسانی، نیروی کار، ظرفیت جذب و سرمایه فیزیکی را به عنوان متغیر کنترلی وارد مدل کرده است. نتایج نشان می‌دهد که جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نقش مهمی در دستیابی به رشد اقتصادی از طریق نهاده مشتق شده ایفا می‌کند (موسی احمد، ۲۰۱۲: ۱۴۹۸).

سیمونسکو ارتباط بین رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در طول بحران اقتصادی در اتحادیه اروپا را بررسی کرده است. وی در این مطالعه با استفاده از داده‌های پانل و مدل خودرگرسیون برداری پانل و مدل‌های اثرات ثابت بیزین، ارتباط مثبت و دو طرفه بین رشد اقتصادی و FDI از زمان شروع بحران (۲۰۰۸) را شناسایی نمود. وی همچنین نتیجه گرفت که این ارتباط تمایل به کاهش اختلاف بین کشورها در جذب سرمایه‌گذاری خارجی دارد (سیمونسکو، ۲۰۱۶: ۱۸۷).

نگوینا و کیم‌تو اثر آستانه‌ای در ارتباط بین رشد اقتصادی و FDI در کشورهای آسیایی را بررسی کردند. آنها با استفاده اطلاعات دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۲ در هشت کشور عضو آ. سه. آن[5] مدل آستانه‌ای پانل اثرات ثابت را برآورد کردند. نتایج حاکی از آن است که ارتباط بین رشد اقتصادی و FDI غیرخطی می‌باشد. همچنین دو سطح آستانه‌ای ۴/۷۳٪ و ۴/۹۱٪ برای FDI وجود دارد. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به طرق مختلفی بر رشد اثر می‌گذارد که بستگی به سطح FDI دارد (نگوینا و کیم‌تو، ۲۰۱۶: ۴۲).

1. North et al.
2. Azman-Saini et al. (2010)
3. Alguacil et al. (2011)
4. Musa Ahmed (2012)
5. ASEAN

حیات و کاهلیک در مطالعه‌ای اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی را در بین ۷۰ کشور مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان داد در صورتی که منابع طبیعی کشوری کمتر از حد آستانه باشد FDI اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشور میزبان دارد. با این حال، جریان FDI اثر معناداری بر رشد اقتصادی کشورهایی با منابع بیشتر ندارد. آنها در بخش دیگری از مطالعه با استفاده از مدل تغییر رژیمی مارکوف و اطلاعات مربوط به کشور پاکستان دریافتند که اقتصاد این کشور دارای دو رژیم بوده و در رژیم اول FDI هیچ تأثیری بر رشد اقتصادی نداشته در حالی که در رژیم دوم اثری قوی بر رشد اقتصادی پاکستان دارد. نتایج جدول احتمالات انتقال همچنین نشان می‌دهد که ارتباط FDI و رشد در پاکستان با احتمال ۹۱/۵ درصد تمایل شدیدی به باقی ماندن در رژیم اول دارد یعنی رژیمی که FDI بر رشد تأثیر ندارد (حیات و کاهلیک، ۲۰۱۷: ۱۵-۱۴).

۴- مدل تحقیق و روش برآورد

در این مطالعه برای بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر نرخ رشد اقتصادی با در نظر گرفتن نقش منابع طبیعی از مدل رگرسیونی حد آستانه استفاده می‌کنیم. زیرا با کاربرد این مدل می‌توان مقدار آستانه‌ای برای متغیر منابع طبیعی را تعیین کرد و همزمان اثرگذاری FDI بر رشد را در رژیم‌های مختلف با سطوح منابع مورد تحلیل قرار داد.

مدل آستانه، شکست ساختاری یا ویژگی جهشی در رابطه بین متغیرها را توصیف می‌کند. مدل آستانه پانل که توسط هانسن (۱۹۹۹: ۳۴۷) ارائه شده است در عین حال که تصریح ساده‌ای دارد پیامدهای روشنی برای سیاست اقتصادی دارد. اگر چه کاربرد مدل‌های آستانه‌ای در تحلیل سری زمانی مرسوم هستند ولی کاربرد آنها با استفاده از داده‌های پانل محدود بوده است (وانگ[1]، ۲۰۱۵: ۱۲۱). هانسن در مقاله خود روش‌های مناسب اقتصادسنجی برای رگرسیون آستانه با داده‌های پانل همراه با تخمین حداقل مربعات را معرفی می‌کند. در زیر به معرفی این روش می‌پردازیم (هانسن، ۱۹۹۹: ۳۴۷):

اطلاعات مشاهده شده از پانل متوازن به صورت $(y_{it}, q_{it}, x_{it} : 1 \le i \le n, \ 1 \le t \le T)$ است. اندیس i مقاطع و اندیس t زمان را مشخص می‌کند. y_{it} متغیر وابسته، q_{it} متغیر آستانه و x_{it} بردار k از متغیرهای توضیحی است. معادله ساختاری به شکل زیر است:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \le \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} \succ \gamma) + e_{it} \quad (۱)$$

که $I(.)$ تابع شاخص است. یک روش جایگزین برای نوشتن رابطه (۱) به صورت زیر است:

$$y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_1' x_{it} + e_{it}, & q_{it} \le \gamma \\ \mu_i + \beta_2' x_{it} + e_{it}, & q_{it} \succ \gamma. \end{cases} \quad (۲)$$

روش خلاصه دیگر برای نمایش رابطه (۱):

$$x_{it}(\gamma) = \begin{cases} x_{it} I(q_{it} \le \gamma) \\ x_{it} I(q_{it} \succ \gamma) \end{cases} \quad (۳)$$

و $\beta = (\beta_1' \quad \beta_2')'$ بنابراین رابطه (۱) برابر است با:

$$y_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}(\gamma) + e_{it} \quad (۴)$$

مشاهدات بر اساس اینکه متغیر آستانه‌ای q_{it} کوچک‌تر یا بزرگ‌تر از حد آستانه γ باشد به دو «رژیم» تقسیم می‌شود. رژیم‌های مختلف بر اساس اختلاف بین شیب‌های β_1 و β_2 رگرسیون متمایز می‌شوند. شناسائی β_1 و β_2 مستلزم این است که اجزای x_{it} زمان-ثابت نباشند. همچنین فرض می‌شود که متغیر آستانه q_{it} نیز زمان-ثابت نیست. فرض می‌شود جزء خطا e_{it} مستقل بوده و به طور یکسانی با میانگین صفر و واریانس σ^2 توزیع شده است (هانسن، ۱۹۹۹: ۳۴۷).

در مطالعه حاضر نرخ رشد سالانه GDP سرانه واقعی به عنوان شاخص رشد اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته است. برای متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از نسبت جریان خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) به GDP و برای متغیر منابع طبیعی و نشان دادن شدت فراوانی منابع نیز از نسبت صادرات منابع طبیعی به صادرات کل کالاها استفاده شده است. به استناد حیات و کاهلیک برای صادرات منابع طبیعی نیز مجموع صادرات اوره، فلزات و سوخت را به کار بردیم. شاخص مشابهی در اکثر مطالعات که به بررسی نقش منابع طبیعی پرداخته‌اند استفاده شده است (حیات و کاهلیک، ۲۰۱۷: ۸).

مانند آسیدو سهم سوخت از صادرات کل کالاها و رانت ناشی از نفت به عنوان سهمی از GDP را برای نشان دادن اهمیت منابع طبیعی برای کشور میزبان در نظر گرفته است

1. Wang (2015)

(آسیدو، ۲۰۱۳: ۵).

آسیدو و لین سهم سوخت و مواد معدنی در صادرات کل کالاها را به عنوان شاخصی برای منابع طبیعی به کار برده‌اند. شایان ذکر است این دو محقق سه دلیل را برای استفاده از این معیار عنوان کرده‌اند: اول، این معیار شاخصی از نوع FDI انجام شده در کشور میزبان ارائه می‌کند. به طور مثال در کشورهای صادرکننده نفت احتمالا FDI در بخش نفت متمرکز شده است. دوم، این معیار اهمیت منابع طبیعی برای کشور میزبان را نشان می‌دهد. سوم، این معیار در مطالعات متعددی به کار برده شده و همچنین اطلاعات آن به سهولت قابل دسترس است (آسیدو و لین، ۲۰۱۱: ۱۰۴). معیار مشابهی در مطالعه آسیدو (۲۰۰۵: ۶) به کار برده شده است.

نسبت صادرات منابع طبیعی (نفت) به GDP به عنوان معیاری برای وفور منابع طبیعی کشورهای مورد بررسی نیز در مطالعه یاوری و همکاران (۱۳۹۰: ۳۴) استفاده شده است. سایر متغیرهای توضیحی وارد شده در مدل نیز نسبت تشکیل سرمایه ناخالص داخلی به GDP به عنوان سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی، نرخ رشد جمعیت، نیروی انسانی، تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۲۰۱۰ (حیات و کاهلیک، ۲۰۱۷: ۹-۸)، نرخ تورم به عنوان معیاری برای ثبات اقتصاد کلان (آسیدو، ۲۰۱۳: ۷؛ آسیدو، ۲۰۰۵: ۴) و نسبت مجموع صادرات و واردات به GDP برای متغیر حجم تجارت و معیاری برای باز بودن اقتصاد (آسیدو، ۲۰۱۳: ۷) را شامل می‌شوند. از آنجایی که کیفیت نهادی و سازمانی هر کشوری در جذب سرمایه‌گذاری و به دنبال آن در رشد اقتصادی آن کشور نقش غیرقابل انکاری دارد لذا برای متغیر کیفیت نهادی از شاخص‌های حکمرانی جهانی همانند حیات و کاهلیک (۲۰۱۷: ۹) که توسط بانک جهانی ارائه می‌شود استفاده شد. این شاخص میانگینی از شش شاخص کیفیت نهادی شامل «برقراری قانون»، «کیفیت قوانین»، «کارایی حکومت»، «ثبات سیاسی و فقدان خشونت»، «صدا و پاسخگویی» و «کنترل فساد» می‌باشد. پس از تبیین متغیرها حال می‌توان این متغیرها را در قالب مدل رگرسیون آستانه هانسن (۱۹۹۹: ۳۴۷) نشان داد:

$$GDPpg_{it}=\beta x_{it}+\begin{cases}\eta_1 FDI_{it}+e_{it}, & NR\le\gamma\\ \eta_2 FDI_{it}+e_{it}, & NR\succ\gamma\end{cases} \qquad (۵)$$

در رابطه بالا $GDPpg_{it}$ نرخ رشد سرانه سالانه تولید ناخالص داخلی و x_{it} بردار متغیرهای توضیحی است که شامل تشکیل سرمایه ناخالص داخلی (GCF)، تولید ناخالص داخلی با قیمت ثابت ۲۰۱۰ (GDPco)، نرخ تورم (In)، نرخ رشد جمعیت (Pop)، حجم تجارت (Tr)، نیروی انسانی (La) شاخص حکمرانی (WGI) می‌باشد. همچنین FDI_{it} جریان خالص ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشور و NR نسبت صادرات منابع طبیعی به صادرات کل کالاها است که به عنوان متغیر آستانه‌ای و متغیر تقسیم کننده نمونه عمل می‌کند. متغیر آستانه‌ای NR، از طریق ضرایب η_1 و η_2 معادله را به دو رژیم تقسیم می‌کند. چنین تصریحی از مدل ما را قادر می‌سازد تا میزان اثر جریان FDI بر رشد اقتصادی را در دو زیرمجموعه متفاوت بسته به اینکه بخش منابع طبیعی بزرگ‌تر یا کوچک‌تر از سطح آستانه γ است، تعیین کنیم. لازم به ذکر است که معنی‌داری پارامتر آستانه γ با استفاده از آزمون F با فرض صفر $H_0=\eta_1=\eta_2$ مورد آزمون قرار می‌گیرد.

همان‌گونه که قبلاً بیان شد در بخش دیگری از مطالعه به بررسی تغییر ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌ایم. بدین منظور از مدل مارکوف سوئیچینگ استفاده شده است که در ادامه به تشریح این رهیافت می‌پردازیم.

مدل مارکوف سوئیچینگ به یک مدل جایگزین برای مدل‌های خطی همانند خودرگرسیون AR، میانگین متحرک MA یا مدل خودرگرسیون میانگین متحرک ARIMA[1] تبدیل شده است زیرا امکان تغییر پارامترها در فرایند تصادفی را فراهم می‌سازد. مدل مارکوف سوئیچینگ قابلیت بررسی ویژگی‌های غیرخطی همانند عدم تقارن، وابستگی، وزن و نوسان را دارد (انیسان، ۲۰۱۷: ۲۹-۲۸ و بیلگیلی و همکاران[2]، ۲۰۱۲: ۱۱۶۳). در مدل‌های مارکوف سوئیچینگ تغییرات نوسانی از سطح پایین (انقباض) به سطح بالا (انبساط) از طریق فرایندهای تصادفی که در یک فرایند احتمالاتی همانند رابطه زیر رخ داده حاصل می‌گردد (بیلگیلی و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۱۶۳):

$$P\left(y_t / Y_{t-1}, X_{t,s_t}=\begin{cases}f\{y_t/Y_{t-1}, X_t;\theta_1\} & s_t=1\\ f\{y_t/Y_{t-1}, X_t;\theta_m\} & s_t=M\end{cases}\right) \qquad (۶)$$

که $Y_{t-i}\ \{y_{t-j}\}_{j=0}^{\infty}$ بیانگر گذشته y_t که وابسته به متغیر رژیم غیرقابل مشاهده است، $s_t\in\{1,2,\ldots M\}$

1. Auto-Regressive Integrated Moving Average
2. Bilgili et al. (2012)

احتمال بودن در یک رژیم خاص از داده‌ها را نشان می‌دهد، همچنین X_t و θ_m در حالی که $m=\{1,2,3,...M\}$ به ترتیب اشاره به متغیرهای برون‌زا و بردار پارامترها دارند. انتقال بین رژیم‌ها توسط فرایند مرتبه اول مارکوف صورت می‌گیرد که به صورت رابطه زیر است (همیلتون، ۱۹۸۹: ۳۶۰؛ بیلگیلی و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۱۶۳):

$$\begin{aligned} &Prob\{s_t=1 \mid s_{t-1}=1\}=p \\ &Prob\{s_t=0 \mid s_{t-1}=1\}=1-p \\ &Prob\{s_t=0 \mid s_{t-1}=0\}=q \\ &Prob\{s_t=1 \mid s_{t-1}=0\}=1-q \end{aligned} \quad (۷)$$

که s_t برابر صفر یا یک رژیم غیرقابل مشاهده در رابطه را نشان می‌دهد (همیلتون، ۱۹۸۹: ۳۶۰). احتمال انتقال در محدوده $0 \le p_{ij} \le 1$ قرار دارد و مجموع احتمالات انتقال برابر یک است. در صورتی که Δy_t و μ به ترتیب بیانگر نرخ رشد y_t و میانگین نرخ رشد y_t باشند. بنابراین شکل کلی مدل مارکوف سوئیچینگ به صورت رابطه زیر خواهد بود (بیلگیلی و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۱۶۳):

$$\begin{aligned} &\Delta y_t-\mu(s_t)=A_1\left(\Delta y_{t-1}-\mu(s_{t-1})\right)+... \\ &+A_p\left(\Delta y_{t-p}-\mu\left(s_{t-p}\right)\right)+u_t \end{aligned} \quad (۸)$$

که u_t به طور نرمال و مستقل توزیع شده است. رژیم‌های سطح پایین $(s_t=0)$ و سطح بالا $(s_t=1)$ وابسته به توزیع‌های شرطی متفاوت Δy_t و μ مربوط به رژیم‌ها هستند.

می‌توان مدل مارکوف سوئیچینگ در رابطه (۸) را به مدل چند متغیره بسط داد. در مطالعه ما نیز کاربرد این مدل از این نظر که امکان بررسی اثر متفاوت FDI در دوره‌های مختلف بر رشد اقتصادی را فراهم می‌سازد جذاب می‌باشد. مدل مارکوف سوئیچینگ با توجه به اینکه کدام جزء تابع رژیم باشد به انواع مختلف طبقه‌بندی شده است. در مطالعات اقتصادی چهار حالت بیشتر مورد توجه است که شامل مدل‌های مارکوف سوئیچینگ در میانگین (MSM)، عرض از مبدأ (MSI)، ناهمسانی واریانس (MSH) و پارامترهای خودرگرسیون (MSA) می‌باشند. با ترکیب این چهار حالت و ثابت یا متغیر بودن آنها در رژیم‌ها می‌توان حالت‌های مختلفی برای آنها در نظر گرفت که در جدول (۱) نشان داده شده است.

برای بررسی وجود رژیم‌های مختلف در طی زمان در رشد اقتصادی ایران و تغییرات در رابطه رشد و FDI در طول این رژیم‌ها از مدل مارکوف سوئیچینگ به صورت زیر که برگرفته از حیات و کاهلیک (۲۰۱۷: ۸) می‌باشد، استفاده شده است.

$$Y_t=\mu_S+\gamma X_t+\beta_S FDI_t+\varepsilon_{S,t} \quad (۹)$$

که Y_t نرخ رشد GDP سرانه، μ_S عرض از مبدأ وابسته به رژیم و X_t بردار متغیرهای کنترلی با ضرایب ثابت در رژیم است. این متغیرها شامل تشکیل سرمایه ناخالص، حجم تجارت و منابع طبیعی می‌باشند.

جدول ۱. حالت‌های مختلف مدل مارکوف سوئیچینگ

		MSM		SI	
		میانگین متغیر	میانگین ثابت	عرض از مبدأ متغیر	عرض از مبدأ ثابت
AR ثابت	σ^2 ثابت	MSM-AR	AR	MSI	AR
	σ^2 متغیر	MSMH-AR	MSH-AR	MSIH-AR	MSH-AR
AR متغیر	σ^2 ثابت	MSMA-AR	MSA-AR	MSIA-AR	MSA-AR
	σ^2 متغیر	MSMAH-AR	MSAH-AR	MSIAH-AR	MSAH-AR

مأخذ: (کرولزیگ[1]، ۱۹۹۷: ۶)

آمار و اطلاعات مربوط به تمامی متغیرهای حاضر در مطالعه از سایت بانک جهانی استخراج گردید. ملاک و معیار انتخاب کشورها نیز در دسترس بودن اطلاعات بود که بر این اساس ۸۳ کشور برای دوره ۲۰ ساله، ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ انتخاب گردید. با توجه به اینکه تعداد متغیرهای مورد بررسی ۱۰ متغیر می‌باشد، تعداد کل مشاهدات برابر با ۱۶۶۰۰ می‌باشد. اطلاعات مربوط به ایران در بخش دوم مطالعه نیز که مربوط به دوره ۲۰۱۵-۱۹۷۶ می‌باشد از سایت بانک جهانی و بانک مرکزی گردآوری شده است. جهت بررسی اولیه داده‌ها و تخمین مدل‌ها از نرم‌افزارهای Microsoft Office Excel 2007 و Stata 14 استفاده شد.

۵- داده‌ها و نتایج تجربی

جدول (۲) خلاصه آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مورد مطالعه را نشان می‌دهد. بر این اساس کمترین مقدار مربوط به متغیر منابع طبیعی تقریباً صفر می‌باشد و بیشترین مقدار مربوط به همین متغیر عدد ۹۵/۶۸ درصد است که نشان می‌دهد در بین ۸۳ کشور و دورهٔ ۲۰ ساله، بیشترین صادرات منابع طبیعی ۹۵/۶۸ درصد از کل صادرات را تشکیل داده است. از کل صادرات کشورهای مورد مطالعه، به طور متوسط ۱۴/۵۷ درصد

1. Krolzig (1998)

را صادرات منابع طبیعی این کشورها در دوره مذکور تشکیل می‌دهد. سایر اعداد محاسبه شده برای سایر متغیرها به نحو مشابه قابل تفسیر است.

جدول ۲. آمار توصیفی مربوط به متغیرهای مورد بررسی

نام متغیر	نماد متغیر	حداقل	حداکثر	میانگین	انحراف معیار
صادرات منابع طبیعی به صادرات کل کالاها	NR	۰/۰۰۰۴	۹۵/۶۸	۱۴/۵۷	۱۵/۳۰
جریان خالص سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به GDP	FDI	-۱۶/۰۷	۸۷/۴۴	۳/۸۹	۵/۵
تشکیل سرمایه داخلی ناخالص به GDP	GCF	۰/۲۹	۵۵/۳۶	۲۳/۴	۶/۹۶
تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت)	GDP_{co}	۲۰۹/۸۶	۹۱۵۹۴/۱۷	۱۵۷۴۲/۱۶	۱۹۶۸۲/۱۳
نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه	GDP_{pg}	-۳۴/۸۹	۵۰/۱۲	۲/۲۵	۳/۹۹
نرخ تورم	In	-۲۷/۲	۹۵۸/۶۴	۷/۷۶	۲۶/۳۱
نرخ رشد جمعیت	Pop	-۳/۸۲	۱۶/۳۳	۱/۵۴	۱/۵۷
تجارت (مجموع صادرات و واردات) به GDP	Tr	۰/۰۲	۴۴۱/۶	۷۸/۹۸	۴۶/۸۴
نیروی انسانی	La	۷۳۲۲۲	۸۰۰۳۵۸۰۷۵	۳۱۴۳۷۳۲۳	۹۶۷۰۱۵۲۵
شاخص حکمرانی	WGI	-۱/۸۹	۱/۹	۰/۱۱	۰/۸۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

قبل از تخمین مدل رگرسیونی باید ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به اینکه ماهیت داده‌های مطالعه حاضر از نوع داده‌های تلفیقی یا پانل می‌باشد لذا از آزمون‌های ایستایی مربوط به این داده‌ها استفاده می‌شود. جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد لوین-لین-چو[1] برای متغیرهای مورد نظر را نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد Levin-Lin-Chu

نام متغیر	نماد متغیر	ارزش احتمال	آماره
منابع طبیعی	NR	۰/۰۰۰۸	-۳/۱۴۷۱***
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	FDI	۰/۰۰۰۰	-۸/۲۸۵۴***
تشکیل سرمایه ناخالص داخلی	GCF	۰/۰۰۰۰	-۷/۹۱۹۳***
تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت)	GDP_{co}	۰/۹۸۵۲	۲/۱۷۵۸
تولید ناخالص داخلی سرانه	GDP_{pg}	۰/۰۰۰۰	-۱۱/۳۳۹۷***
نرخ تورم	In	۰/۰۰۰۰	-۲/۲***
نرخ رشد جمعیت	Pop	۰/۰۰۰۰	-۱۲/۷۱۶۴***
تجارت	Tr	۰/۰۰۰۶	-۳/۲۳۰۲***
نیروی انسانی	La	۱/۰۰	۴/۲۲۹۵
شاخص حکمرانی	WGI	۰/۰۰۰۲	-۳/۴۹۷۳***

*، ** و ***: به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که نتایج این آزمون نشان می‌دهد همه متغیرها به غیر از تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت ۲۰۱۰) و نیروی انسانی در سطوح معناداری ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد ایستا می‌باشند. نتایج آزمون ایستایی پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول از این دو متغیر نشان داد که تفاضل مرتبه اول این دو متغیر نیز ایستا نمی‌باشد ولی تفاضل مرتبه دوم این دو متغیر ایستا می‌باشد که به دلیل بی‌معنی بودن حضور تفاضل مرتبه دوم متغیر در مدل از ورود متغیرهای تولید ناخالص داخلی (به قیمت ثابت) و نیروی انسانی در مدل رگرسیونی اجتناب شد.

نتایج آزمون خودهمبستگی حاکی از آن است که فرض صفر آزمون را نمی‌توان رد کرد، بنابراین خودهمبستگی مرتبه اول بین متغیرها وجود ندارد. برای آزمون خودهمبستگی از آزمون وولدریج[2] استفاده شد که نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است. دراکر[3] (۲۰۰۳: ۱۷۶) با شبیه‌سازی نشان می‌دهد که این آزمون ویژگی‌های قوی و مقدار خوبی در نمونه‌هایی با اندازه معقول دارد.

جدول ۴. نتایج آزمون وولدریج برای بررسی خودهمبستگی در رگرسیون

آماره F	ارزش احتمال
۱/۳۶۵	۰/۲۴
فرض صفر: خودهمبستگی مرتبه اول وجود ندارد.	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه نرم‌افزار استاتا متغیرهای دارای هم‌خطی را به طور خودکار از مدل حذف نموده و در نتایج تخمین مدل

1. Levin-Lin-Chu

2. Wooldridge
3. Drukker (2003)

آنرا گزارش می‌نماید، لذا نگرانی از بابت وجود هم‌خطی بین متغیرها وجود ندارد. در تخمین مدل رگرسیون حد آستانه باید تعداد آستانه متناسب با داده‌ها مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به اینکه در حال حاضر امکان تخمین مدل‌های آستانه‌ای با داده‌های ترکیبی در بسته‌های نرم‌افزاری اقتصادسنجی وجود ندارد، مطالعه حاضر دستورات نرم‌افزاری پیشنهاد شده (Modual) در مقاله وانگ (۲۰۱۵: ۱۲۵) را به کار برده است. بدین ترتیب که پس از نصب دستورات نوشته شده توسط این محقق در نرم‌افزار استاتا می‌توان مدل آستانه‌ای پانل با اثرات ثابت را تخمین زد. لازم به ذکر است که دستورات مذکور بر اساس مبانی نظری مقاله هانسن (۱۹۹۹: ۳۴۷) نوشته شده است. در این روش می‌توان چندین حد آستانه برای مدل در نظر گرفت و بر اساس نتایج آزمون اثر آستانه‌ای حد آستانه مناسب را تعیین نمود. در مطالعه حاضر آزمون اثر آستانه‌ای تا سه آستانه انجام شده است. نتایج این آزمون در جدول (۵) خلاصه شده است.

در جدول اثر آستانه‌ای، برای آستانه تکی فرض صفر (مدل خطی) و فرض مخالف (مدل تک- آستانه)، برای آستانه دوتائی فرض صفر (مدل تک- آستانه) و فرض مخالف (مدل دو- آستانه) و به همین ترتیب می‌باشند (وانگ، ۲۰۱۵: ۱۳۱). با توجه به نتایج حاصل از آزمون مشخص گردید که مدل تک- آستانه مدل مناسبی بر اساس داده‌های مطالعه می‌باشد. لذا مدل رگرسیون حد آستانه تکی با اثرات ثابت تخمین زده شد. در این مدل متغیر منابع طبیعی (نسبت صادرات منابع طبیعی به صادرات کل کالاها) متغیر دارای حد آستانه می‌باشد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با توجه به رژیم‌های مختلف منابع طبیعی ممکن است اثرات متفاوتی بر رشد اقتصادی داشته باشد. نتایج تخمین مدل در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج آزمون اثر آستانه‌ای

حد آستانه	آماره F	ارزش احتمال
تکی	۱۸/۰۸	۰/۰۳**
دوتائی	۱/۶	۰/۹۸
سه تائی	۵	۰/۴۹

*، ** و ***: به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۶. نتایج تخمین مدل رگرسیون حد آستانه پانل با اثرات ثابت

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره z	ارزش احتمال
NR	۰/۰۷۴	۰/۰۲۲	۳/۳۹***	۰/۰۰۱
GCF	۰/۱۷۶	۰/۰۲۳	۷/۳۷***	۰/۰۰۰
In	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۳	۰/۱۱	۰/۹۰۹
Pop	-۰/۷۳۳	۰/۱۱۶	-۶/۳***	۰/۰۰۰
Tr	۰/۰۱۱	۰/۰۰۷	۱/۶	۰/۱۰۹
WGI	۱/۵۷	۰/۷۲۷	۲/۱۷**	۰/۰۳
FDI				
$NR \leq \gamma$	۰/۰۶۱	۰/۰۲۲	۲/۶۶***	۰/۰۰۸
$NR \succ \gamma$	-۰/۱۶	۰/۰۵	-۳/۱۶***	۰/۰۰۲
مقدار حد آستانه تخمین زده شده		۲۸/۵۸	تعداد مقاطع	۷۹
آماره F برای عدم وجود حد آستانه		۱۸/۰۸	تعداد مشاهدات	۱۵۸۰
ارزش احتمال Bootstrap		۰/۰۲**	ارزش احتمال آماره F	۰/۰۰۰۰
آماره F برای معناداری کلی رگرسیون			۱۵/۴***	

*، ** و ***: به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیونی حد آستانه پانل متغیرهای منابع طبیعی، تشکیل سرمایه داخلی و نرخ رشد جمعیت در سه سطح معنی‌داری ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی دارند. با یک درصد افزایش در صادرات منابع طبیعی نسبت به صادرات کل کالاها و با ثابت بودن سایر متغیرها، نرخ رشد GDP، ۰/۰۷ درصد افزایش خواهد یافت. افزایش یک درصدی در تشکیل سرمایه ناخالص داخلی با ثبات سایر متغیرها منجر به افزایش ۰/۱۷ درصد در GDP خواهد شد. از طرفی به دلیل علامت منفی ضریب برآورد شده برای نرخ رشد جمعیت با افزایش یک درصدی این

متغیر و با ثبات سایر متغیرها، GDP به میزان ۰/۷۳ درصد کاهش خواهد یافت. دو متغیر نرخ تورم و حجم تجارت در هیچ یک از سطوح معناداری بر رشد اقتصادی تأثیرگذار نمی‌باشد. متغیر شاخص حکمرانی که میانگینی از شش شاخص پیش گفته می‌باشد و کیفیت نهادی و سازمانی هر کشوری را نشان می‌دهد، در سطوح ۱۰ درصد و ۵ درصد دارای اثر معناداری بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی می‌باشد. بدین ترتیب که با یک واحد بهبودی در این شاخص و ثابت بودن سایر متغیرها نرخ رشد GDP، ۱/۵۷ درصد افزایش خواهد یافت. این امر بدین معنی است که با اجرای صحیح قانون و اصلاح قوانین نادرست و ایجاد امنیت در جامعه می‌توان امنیت اقتصادی و به دنبال آن رشد اقتصادی مناسب را به ارمغان آورد.

نتایج نشان می‌دهد که حد آستانه برآورد شده برای متغیر منابع طبیعی برابر ۲۸/۵۸ درصد می‌باشد که متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بالاتر و پایین‌تر از این حد آستانه اثرات متفاوتی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین لازم به ذکر است که معناداری متغیر FDI در هر سه سطح مورد تأیید می‌باشد. باید توجه داشت که متغیر FDI به دلیل متفاوت بودن علامت ضرایب برآورد شده، اثرات متفاوتی در رژیم‌های مختلف بر روی نرخ رشد GDP دارد. در رژیم اول و در شرایطی که منابع طبیعی کمتر از حد آستانه می‌باشد، با ثبات سایر متغیرها یک درصد افزایش در جریان خالص ورودی FDI نسبت به GDP، موجب افزایش ۰/۰۶ درصد در نرخ رشد تولید ناخالص داخلی خواهد شد. ولی در رژیم دوم یعنی در شرایطی که منابع طبیعی بیشتر از حد آستانه است، همان یک درصد افزایش در جریان خالص ورودی FDI نسبت به GDP با وجود ثبات سایر متغیرها موجب کاهش ۰/۱۶ درصدی در نرخ رشد GDP می‌شود. معنی‌داری کلی رگرسیون نیز در سه سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد بر اساس آماره F مورد تأیید قرار می‌گیرد.

حال به ارائه نتایج مدل مارکوف سوئیچینگ می‌پردازیم مدلی که برای بررسی تغییر رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در ایران از آن استفاده کردیم. برای بررسی این ارتباط چندین متغیر در نظر گرفته شد و وارد مدل گردید که به دلیل نامناسب بودن مدل‌های مورد نظر متغیرهای مشکل‌ساز از مدل حذف گردید. در نهایت متغیر نرخ رشد سالانه GDP سرانه به عنوان متغیر وابسته و متغیر جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان متغیری که در رژیم‌های مختلف تغییر می‌کند و همچنین متغیرهای میزان تولید نفت خام به عنوان شاخصی از منابع طبیعی، تشکیل سرمایه داخلی ناخالص و حجم تجارت به عنوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شدند. برای استفاده از سری‌های زمانی ابتدا باید ایستائی آنها را بررسی کرد. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای مذکور که در جدول (۷) ارائه شده است نشان می‌دهد همه متغیرها به غیر از سرمایه‌گذاری خارجی و حجم تجارت در سطح ایستا می‌باشند، این دو متغیر نیز با تفاضل‌گیری مرتبه اول ایستا شدند.

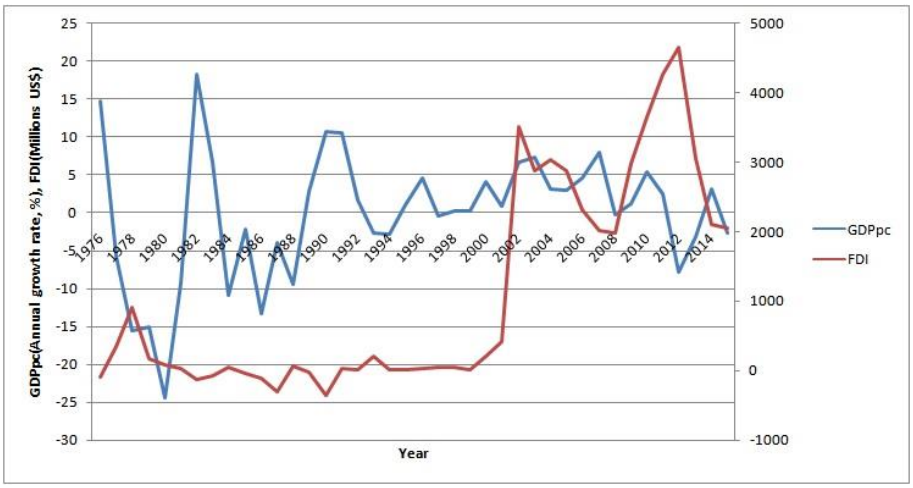
شکل (۱) سری زمانی نرخ رشد سالانه GDP سرانه و جریان ورودی FDI در ایران در طی یک دوره ۴۰ ساله از سال ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۵ را نشان می‌دهد. نکته پر اهمیت این است که در سال‌های میانی مورد بررسی با سرمایه‌گذاری منفی، رشد اقتصادی کشور در بیشتر سال‌ها مثبت بوده و در سال‌های پایانی نیز با افزایش سرمایه‌گذاری خارجی نرخ رشد رو به کاهش بوده است.

جدول ۷. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته در بررسی ایستایی متغیرها

نام متغیر	نماد متغیر	ارزش احتمال	آماره
نرخ رشد سالانه GDP سرانه (درصدی)	GDP	۰/۰۰۰۸	-۴/۱۵۵***
جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (میلیون دلار)	FDI	۰/۵۵۸۹	-۱/۴۴۸
تفاضل مرتبه اول FDI	dFDI	۰/۰۰۰۰	-۵/۸۰۷***
میزان تولید نفت خام شاخصی از منابع طبیعی (میلیون بشکه در سال)	NR	۰/۰۲۳۲	-۳/۱۴۸**
تشکیل سرمایه ناخالص داخلی (درصدی از GDP)	GCF	۰/۰۰۵۴	-۳/۶۲۰***
حجم تجارت (مجموع واردات و صادرات به‌صورت درصدی از GDP)	TR	۰/۱۲۲۰	-۲/۴۷۴
تفاضل مرتبه اول TR	dTR	۰/۰۰۰۵	-۴/۲۸۱***

*، ** و ***: به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل ۱. سری زمانی نرخ رشد سالانه GDP سرانه و جریان ورودی FDI در ایران در دوره ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای استفاده از مدل‌های رگرسیونی باید مدل مناسب بر اساس الگوی داده‌ها انتخاب شود. در صورتی که رابطه دو متغیر خطی باشد از مدل‌های خطی و در غیر این صورت از مدل‌های غیرخطی استفاده می‌شود. با توجه به اینکه مدل مارکوف سوئیچینگ برای الگوهای غیرخطی مناسب است بنابراین برای اطمینان از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها از نمودار پراکنش و آزمون LR استفاده می‌نمائیم. با توجه به اینکه هدف ما بررسی ارتباط نرخ رشد سالانه GDP سرانه و جریان ورودی FDI می‌باشد لذا شکل (۲) پراکندگی این دو متغیر در مقابل هم را نشان می‌دهد که بیانگر ارتباط غیرخطی این دو متغیر می‌باشد.

شکل ۲. پراکندگی نرخ رشد سالانه GDP سرانه در مقابل جریان ورودی FDI

مأخذ: یافته‌های تحقیق

حال به آزمون LR می‌پردازیم. آماره این آزمون از مقادیر حداکثر راستنمائی دو مدل رقیب؛ مدل اول با یک رژیم (مدل خطی) و مدل دوم با دو رژیم (مدل غیرخطی) محاسبه می‌شود که دارای توزیع کای دو می‌باشد. اگر مقدار آماره برآورد شده از مقادیر بحرانی جدول در سطوح اطمینان مورد نظر بیشتر باشد در این حالت فرض صفر آزمون مبنی بر خطی بودن مدل را نمی‌توان قبول کرد، بنابراین باید از مدل غیرخطی استفاده گردد. نتایج این آزمون در جدول (۸) حاکی از آن است که آماره محاسباتی برابر ۲۲/۲ بوده و بنابراین مدل خطی را با سطح اطمینان حتی ۹۹ درصد نیز نمی‌توان پذیرفت. بنابراین استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ برای برآورد مدل بهتر خواهد بود. لازم به ذکر است بر اساس معیارهای آکائیک و شوارتز ارائه شده در جدول نیز می‌توان نتیجه گرفت که مدل غیرخطی بهتر است.

جدول ۸. نتایج آزمون LR برای انتخاب مدل

مدل	AIC	SBIC
خطی	۲۵۱/۳۹	۲۶۲/۸۵
غیرخطی	۲۳۹/۱۹*	۲۵۸/۸۴*

آماره χ^2 برای آزمون LR	مقدار بحرانی جدول برای سطح خطای		
	۱ درصد	۵ درصد	۱۰ درصد
۲۲/۲۰	۱۵/۰۸	۱۱/۰۷	۹/۲۳

*: کمترین مقدار آماره

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مدل‌های پویای مارکوف برای داده‌هایی با فرکانس یا فراوانی بالا مانند داده‌های روزانه، هفتگی و ماهانه مناسب هستند زیرا تعدیل سریع بعد از تغییر رژیم را ممکن می‌کند. همچنین مدل‌های خودرگرسیون مارکوف سوئیچینگ برای داده‌هایی با فراوانی پایین مانند داده‌های فصلی و سالانه و ... مناسب می‌باشند چون امکان تعدیل تدریجی بعد از تغییر رژیم را فراهم

می‌کند (سانچز[1]، ۲۰۱۵: ۱۸ و ۳۹). بنابراین به دلیل سالانه بودن سری زمانی مورد بررسی، در این مطالعه از مدل خودرگرسیونی مارکوف سوئیچینگ استفاده می‌کنیم. برای استفاده از این مدل باید تعداد وقفه مناسب برای متغیر وابسته را تعیین نمود. برای این کار در برخی مطالعات از روش آزمون و خطا یعنی تخمین چندین مدل و مقایسه مقادیر آکائیک مربوط به مدل‌ها، وقفه مناسب را تعیین می‌کنند که این کار دارای هزینه محاسباتی و زمانی است. در این مطالعه برای تعیین وقفه بهینه از آماره‌های مناسب برای انتخاب وقفه استفاده شده است. جدول (۹) نتایج به دست آمده برای این آزمون را نشان می‌دهد. همان‌گونه که از نتایج مشخص است وقفه بهینه برابر یک می‌باشد زیرا بر اساس معیار نسبت راستنمائی (LR) بیشترین مقدار و بر اساس معیارهای خطای پیش‌بینی نهایی (FPE)، اطلاعات آکائیک (AIC)، اطلاعات شوارتز بیزین (SBIC) و اطلاعات حنان و کوئین (HQIC) کمترین مقدار آماره انتخاب می‌شود. ارزش احتمال آماره LR نیز انتخاب یک وقفه در سطح ۵٪ را تأیید می‌نماید. لازم به ذکر است که FPE یک معیار اطلاعاتی نیست بلکه برای حداقل کردن خطای پیش‌بینی می‌توان از مقدار کمتر آن استفاده کرد.

جدول ۹. نتایج آزمون وقفه بهینه

تعداد وقفه	معیار					
	p	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
۰	–	–	۶۰/۹۴	۶/۹۴	۶/۹۶	۶/۹۹
۱	۰/۰۱	۶/۶۷*	۵۳/۵۳*	۶/۸۱*	۶/۸۴*	۶/۹۰*
۲	۰/۱۷	۱/۸۴	۵۳/۷۷	۶/۸۲	۶/۸۶	۶/۹۵
۳	۰/۹۴	۰/۰۰۴	۵۶/۸۷	۶/۸۷	۶/۹۳	۷/۰۵
۴	۰/۱۴	۲/۱۶	۵۶/۶۵	۶/۸۷	۶/۹۴	۷/۰۹

*: معناداری آماره در تعیین وقفه بهینه

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مرحله بعد باید تعداد رژیم‌ها را تعیین نمود. تعیین رژیم مناسب می‌تواند بر اساس معیار آکائیک مدل‌ها یا بر اساس تئوری صورت گیرد. به دلیل آنکه در بررسی سیکل‌های تجاری و اقتصادی عموماً دو حالت رکود و رونق در رشد اقتصادی کشورها در نظر گرفته می‌شود لذا در این مطالعه نیز دو حالت یا دو رژیم برای متغیر رشد اقتصادی ایران در نظر می‌گیریم. همان‌طور که در قسمت روش تحقیق بیان شد حالت‌های مختلفی برای مدل مارکوف سوئیچینگ وجود دارد. جدول (۱۰) معیارهای آکائیک و راستنمائی برای انتخاب مدل بهینه از بین مدل‌های تخمین زده شده را نشان می‌دهد. مدل مناسب بر اساس بیشترین مقدار برای تابع راستنمائی و کمترین مقدار برای آماره آکائیک مشخص می‌شود. همان‌طور که مشخص است بر اساس هر دو معیار مدل MSIH(2)-AR(1) یا مدل مارکوف سوئیچینگ خودرگرسیون با دو رژیم و یک وقفه که عرض از مبدأ و واریانس تابع رژیم می‌باشند مدل بهینه است.

جدول ۱۰. انتخاب مدل بهینه مارکوف سوئیچینگ

مدل	Log likelihood	AIC
MSIH(2)-AR(1)	−۱۰۷/۵۹*	۶/۲۹*
MSIA(2)-AR(1)	−۱۱۴/۳۳	۶/۶۴
MSH(2)-AR(1)	−۱۱۹/۳۶	۶/۸۰
MSA(2)-AR(1)	−۱۲۲/۵۰	۶/۸۶
MSAH(2)-AR(1)	−۱۱۷/۹۴	۶/۷۸
MSH(2)-AR(1)	−۱۱۴/۱۸	۶/۵۸
MSAH(2)-AR(1)	−۱۱۱/۶۷	۶/۵۰

*: مناسب‌ترین مقدار آماره

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج مدل بهینه مارکوف سوئیچینگ در جدول (۱۱) ارائه شده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد هر سه متغیر توضیحی به همراه وقفه متغیر وابسته حتی در سطح ۱٪ معنادار می‌باشند. این بدین معنی است که متغیرهای حجم تجارت، منابع طبیعی و تشکیل سرمایه داخلی با توجه به ضرایب برآورد شده بر رشد اقتصادی ایران اثر مثبتی دارند. واریانس برآورد شده برای رژیم یک برابر ۱/۸ و برای رژیم دو، برابر ۱۰/۰۸ می‌باشد که حاکی از اختلاف چشمگیر دو رژیم است. عرض از مبدأ در هر دو رژیم در سطح ۱ درصد معنی‌دار می‌باشد. متغیر FDI در رژیم یک یعنی رژیم رکودی معنی‌دار نبوده و بدین معنی است که در دوران رکود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی اثر معناداری بر رشد اقتصادی ایران ندارد. برعکس اثر این متغیر در رژیم دوم یعنی رژیم توأم با رونق اقتصادی معنادار بوده است. با توجه به ضریب برآورد شده برای FDI در رژیم دو می‌توان گفت که با یک درصد افزایش در سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۱ درصد کاهش خواهد یافت. اختلاف قابل توجه در دو رژیم بیانگر وجود اثر رژیمی قوی است که ثابت می‌کند تغییرات معناداری در ارتباط FDI و رشد اقتصادی در طی زمان در رژیم‌های مختلف وجود دارد.

1. Sánchez (2015)

جدول ۱۱. نتایج تخمین مدل خودرگرسیون مارکوف سوئیچینگ MSIH(2)-AR(1)

متغیر		ضریب	خطای استاندارد	آماره z	ارزش احتمال
dTR		۰/۶۰۷	۰/۰۷۷	۷/۸۸***	۰/۰۰۰
NR		۰/۰۳۰	۰/۰۰۲	۱۲/۷۴***	۰/۰۰۰
GCF		۰/۲۲۷	۰/۰۸۳	۲/۷۳***	۰/۰۰۶
AR(1)		۰/۵۶۵	۰/۰۳۸	۱۴/۵۶***	۰/۰۰۰
σ_1		۱/۸۰	۰/۳۲۳۶		
σ_2		۱۰/۰۸۷	۲/۶۸۹۸		
dFDI	رژیم اول	−۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۶	−۰/۳۷	۰/۷۱۳
عرض از مبدأ		−۴۵/۵۵	۵/۰۰۲	−۹/۱۱***	۰/۰۰۰
dFDI	رژیم دوم	−۰/۰۱۴	۰/۰۰۳	−۴/۰۷***	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ		−۴۷/۱۹	۵/۹۰۹	−۷/۹۹***	۰/۰۰۰
SBIC	HQIC	AIC	Log likelihood		
۶/۸۱	۶/۴۷	۶/۲۹	−۱۰۷/۵۹		

*، ** و ***: به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱٪ درصد می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

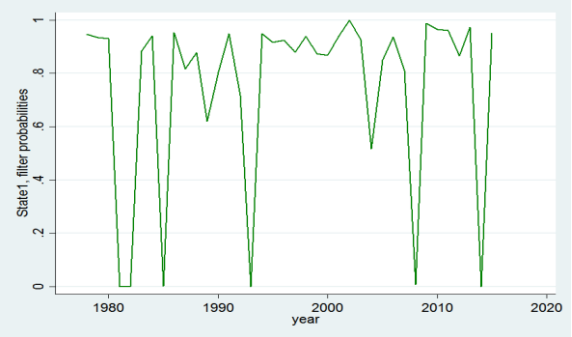
جدول (۱۲) احتمالات انتقال بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که احتمال باقی‌ماندن در رژیم یک برابر ۰/۷۲۶ می‌باشد یعنی اگر در زمان فعلی در رژیم یک باشیم احتمال اینکه در دوره بعدی نیز در این رژیم بمانیم برابر ۷۲/۶ درصد است و اگر الان در رژیم یک باشیم احتمال انتقال به رژیم دو در دوره آتی برابر ۲۷/۳ درصد است. به همین ترتیب احتمال انتقال از دوره دو به دوره یک برابر ۸۰ درصد می‌باشد که حالت پایدارتر نسبت به بقیه موارد است. در صورتی که اقتصاد در زمان فعلی در رژیم دو باشد احتمال اینکه در دوره بعدی نیز در همین رژیم بماند برابر ۱۹/۹ درصد است. نتایج این جدول همچنین نشان می‌دهد که متوسط طول دوره در رژیم یک برابر ۳/۶۵ سال و رژیم دو برابر ۱/۲۴ سال می‌باشد. یعنی اگر اقتصاد ایران در رژیم دو یا همان دوره رونق باشد به طور متوسط ۱/۲۴ سال در این حالت باقی خواهد ماند و با احتمال ۸۰٪ در دوره آتی وارد رژیم رکودی خواهد شد که به طور متوسط ۳/۶۵ سال را در این رژیم سپری خواهد کرد.

جدول ۱۲. جدول احتمالات انتقال بین رژیم‌ها و طول دوره‌ها

	رژیم یک	رژیم دو	طول دوره
رژیم یک	۰/۷۲۶	۰/۲۷۳	۳/۶۵
رژیم دو	۰/۸۰۰	۰/۱۹۹	۱/۲۴

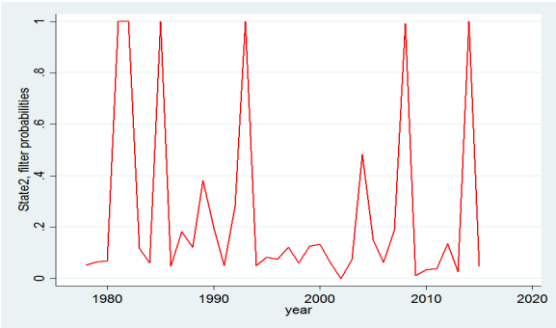
مأخذ: یافته‌های تحقیق

شکل‌های (۳) و (۴) به ترتیب احتمال قرار گرفتن در هر رژیم را نشان می‌دهند. یعنی شکل (۳) احتمال قرار گرفتن هر سال در رژیم یک و شکل (۴) احتمال قرار گرفتن هر سال در رژیم دو را نمایش می‌دهد.



شکل ۳. احتمالات قرار گرفتن در رژیم اول

مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل ۴. احتمالات قرار گرفتن در رژیم دوم

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۶- بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه به منظور بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی با در نظر گرفتن نقش منابع طبیعی و با استفاده از مدل رگرسیونی حد آستانه پانل برای ۸۳ کشور منتخب از بانک جهانی برای دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ و تأکید بر رابطه رشد و FDI در ایران با رهیافت مارکوف سوئیچینگ در دوره ۱۹۷۶ تا ۲۰۱۵ انجام شد. پس از انتخاب متغیرها بر اساس مطالعات مشابه، آمار توصیفی مربوط به آنها ارائه شد. مدل تحقیق بر اساس روش پیشنهاد شده توسط هانسن (۱۹۹۹: ۳۴۷) برای رگرسیون آستانه پانل انتخاب و تخمین آن با روش پیشنهادی وانگ (۲۰۱۵: ۱۲۵) و به صورت اثرات ثابت با استفاده از نرم‌افزار Stata انجام شد. پس از معنادار شدن وجود حد آستانه در مدل، مدل رگرسیون حد آستانه تکی برآورد گردید. نتایج تخمین مدل حد آستانه نشان داد که متغیرهای منابع طبیعی، تشکیل سرمایه داخلی، نرخ رشد جمعیت و شاخص حکمرانی تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی دارند. اثر متغیرهای صادرات منابع طبیعی، تشکیل سرمایه ناخالص داخلی و شاخص حکمرانی بر رشد مثبت و نرخ رشد جمعیت منفی است. متغیرهای نرخ تورم و حجم تجارت بر رشد اقتصادی تأثیرگذار نمی‌باشد. حد آستانه برآورد شده برای متغیر منابع طبیعی برابر ۲۸/۵۸ درصد می‌باشد که متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بالاتر و پایین‌تر از این حد آستانه اثرات متفاوتی بر رشد اقتصادی دارد. متغیر FDI به دلیل متفاوت بودن علامت ضرایب برآورد شده، اثرات متفاوتی در رژیم‌های مختلف بر روی نرخ رشد GDP دارد. در رژیم اول و در شرایطی که منابع طبیعی کمتر از حد آستانه باشد، جریان خالص ورودی FDI نرخ رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد ولی در رژیم دوم یعنی در شرایطی که منابع طبیعی بیشتر از حد آستانه است، جریان FDI موجب کاهش ۰/۱۶ درصدی در نرخ رشد GDP خواهد شد. آسیدو (۲۰۰۵: ۸) بیان می‌کند که افزایش FDI لزوماً به معنی افزایش رشد اقتصادی نیست و ارتباط بین رشد اقتصادی و FDI مشخص نیست. اما یافته ما مشابه نتایج حیات و کاهلیک (۲۰۱۷: ۱۰) می‌باشد که FDI در رژیم‌های مختلف اثر متفاوتی بر رشد دارد. در آن مطالعه نیز با افزایش FDI در سطحی فراتر از حد آستانه منابع طبیعی، میزان رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. یافته‌های ما همچنین مطابق با مطالعه یاوری و همکاران (۱۳۹۰: ۴۴) می‌باشد که وفور منابع طبیعی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک دارد. بر این اساس مسئله «نفرین منابع» مطرح شده توسط آتی (۱۹۹۳: ۱) که بیان می‌کند صادرات منابع طبیعی منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود مورد تأیید قرار می‌گیرد.

در بررسی تغییر رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در ایران، متغیر نرخ رشد سالانه GDP سرانه به عنوان متغیر وابسته و متغیر جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان متغیری که در رژیم‌های مختلف تغییر می‌کند و همچنین متغیرهای میزان تولید نفت خام به عنوان شاخصی از منابع طبیعی، تشکیل سرمایه ناخالص داخلی و حجم تجارت به عنوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شدند. نتایج آزمون ریشه واحد نشان داد که همه متغیرها به غیر از سرمایه‌گذاری خارجی و حجم تجارت در سطح ایستا می‌باشند، این دو متغیر نیز با تفاضل‌گیری مرتبه اول ایستا شدند. نتایج آزمون LR و نمودار پراکندگی نشان داد که استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ برای برآورد مدل بهتر خواهد بود. نتایج آزمون تعیین وقفه نشان داد که وقفه بهینه برابر یک می‌باشد. همچنین در این مطالعه دو رژیم برای رشد اقتصادی ایران در نظر گرفته شد. مدل مناسب بر اساس تابع راستنمائی و آماره آکائیک مدل MSIH(2)-AR(1) تعیین شد.

نتایج این مدل نشان داد که متغیرهای حجم تجارت، منابع طبیعی و تشکیل سرمایه داخلی بر رشد اقتصادی ایران اثر مثبت دارند. متغیر FDI در رژیم یک یعنی رژیم رکودی معنی‌دار نبوده و برعکس اثر این متغیر در رژیم دوم یعنی رژیم توأم با رونق اقتصادی معنادار بوده است. این یافته ما همانند مقاله حیات و کاهلیک (۲۰۱۷: ۱۲) می‌باشد که FDI در رژیم اول اثر معناداری بر رشد اقتصادی پاکستان ندارد. اختلاف قابل توجه در دو رژیم بیانگر وجود اثر رژیمی قوی است که ثابت می‌کند تغییرات معناداری در ارتباط FDI و رشد اقتصادی در طی زمان در رژیم‌های مختلف وجود دارد. بر اساس جدول احتمالات انتقال، احتمال انتقال از دوره دو به دوره یک برابر ۸۰ درصد می‌باشد که حالت پایدارتر نسبت به بقیه موارد است. متوسط طول دوره در رژیم یک برابر ۳/۶۵ سال و رژیم دو برابر ۱/۲۴ سال می‌باشد. بنابراین اگر اقتصاد ایران در رژیم دو یا همان دوره رونق باشد به طور متوسط ۱/۲۴ سال در این حالت باقی خواهد ماند و با احتمال ۸۰ درصد در دوره آتی وارد رژیم رکودی خواهد شد که به طور متوسط ۳/۶۵ سال را در این رژیم باقی می‌ماند. با توجه به یافته‌های حاصل از مطالعه حاضر پیشنهادهایی برای سیاست‌گذاری اقتصادی ارائه می‌شود.

با توجه به تحریک رشد توسط FDI در کشورهای دارای منابع طبیعی کمتر پیشنهاد می‌گردد این کشورها در برنامه‌های جذب سرمایه‌گذاری خارجی به منابع کمیاب خود بیشتر توجه نمایند. زیرا ممکن است این کشورها منابع با ارزش خود را فدای رشد کوتاه‌مدت نمایند.

در کشورهای دارای منابع طبیعی بیشتر به دلیل تأثیر منفی FDI بر رشد احتمالاً سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در این کشورها در بخش تولید و فروش مواد خام طبیعی صورت گرفته و نتوانسته رشد پایدار ایجاد کند. بنابراین پیشنهاد می‌گردد سرمایه‌گذاری‌های جذب شده در تولیداتی صورت پذیرد که علاوه بر ایجاد ارزش افزوده و اشتغال با تولید پایدار موجبات رشد پایدار را فراهم سازد.

به دلیل عدم معناداری FDI در دوران رکود و تأثیر منفی در دوران رونق بر رشد اقتصادی ایران و همچنین معناداری و تأثیر مثبت تشکیل سرمایه داخلی بر رشد، پیشنهاد می‌گردد مسئولین اقتصادی کشور توجه و تمرکز خود از FDI را معطوف به توان داخلی نموده و با افزایش سرمایه‌گذاری در داخل موجبات رشد و توسعه کشور را فراهم سازند.

منابع

ابراهیمی، محسن و سالاریان، محمد (۱۳۸۸). "بررسی پدیده نفرین منابع طبیعی در کشورهای صادرکننده نفت و تأثیر حضور در اوپک بر رشد اقتصادی کشورهای عضو آن". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۶، شماره ۱، ۱۰۰-۷۷.

استادی، حسین؛ رفعت، بتول و رئیسی، عباسعلی (۱۳۹۲). "نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) در رشد اقتصادی ایران (۱۳۸۷-۱۳۵۷) و بررسی رابطه متقابل آنها". *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره ۹، ۱۷۲-۱۴۷.

جلائی، عبدالمجید و صباغ‌پور فرد، مینا (۱۳۸۷). "بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی ایران از مسیر بازارهای مالی". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۳، ۱۸۸-۱۷۱.

حسینی، سید صفدر و مولایی، مرتضی (۱۳۸۵). "تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در ایران". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲، ۸۰-۵۷.

دلیری، حسن (۱۳۹۶). "بررسی اثر متقابل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی (مطالعه تطبیقی ایران و ۱۳۶ کشور دنیا)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۹۶-۸۱.

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

سامتی، مرتضی؛ احمدزاده، عزیز و شهنازی، روح‌اله (۱۳۸۶). "اثر منابع طبیعی بر اقتصاد کشورهای اوپک و چند کشور منتخب". *دوفصلنامه علمی-پژوهشی جستارهای اقتصادی*، سال ۴، شماره ۷، ۷۴-۵۵.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و صادقی، حامد (۱۳۹۲). "مقایسه اثر وفور منابع طبیعی بر رشد اقتصادی ایران و نروژ". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال ۷، شماره ۲، ۴۳-۲۱.

عبادی، جعفر و نیکونسبتی، علی (۱۳۹۱). "منابع طبیعی، نهادها، رشد اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه*، سال ۱۷، شماره ۴، ۱۴۴-۱۲۷.

فرزین، محمدرضا؛ اشرفی، یکتا و فهیمی‌فر، فاطمه (۱۳۹۱). "بررسی اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی: تلفیق روش‌های سیستم دینامیک و اقتصادسنجی". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۲۰، شماره ۶۱، ۶۲-۲۹.

یاوری، کاظم و سلمانی، بهزاد (۱۳۸۴). "رشد اقتصادی در کشورهای دارای منابع طبیعی: مورد کشورهای صادرکننده نفت". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۷، ۲۴-۱.

یاوری، کاظم؛ رضاقلی‌زاده، مهدیه و آقایی، مجید (۱۳۹۰). "بررسی رشد اقتصادی در کشورهای وابسته به منابع طبیعی (با تأکید بر منابع نفتی)". *فصلنامه علمی پژوهشی مدلسازی اقتصادی*، سال ۵، شماره ۳، ۴۶-۲۵.

Alguacil, M., Cuadros, A. & Orts, V. (2011). "Inward FDI and Growth: The Role of Macroeconomic and Institutional Environment". *Journal of Policy Modeling*, 33, 481-496.

Anwar, S. & Nguyen, L. P. (2010). "Absorptive Capacity, Foreign Direct Investment-Linked Spillovers and

Economic Growth in Vietnam". *Asian Business & Management*, 9(4), 553–570.

Aseidu, E. & Lien, D. (2011). "Democracy, Foreign Direct Investment and Natural Resources". *Journal of International Economics*, 84(1), 99-111.

Aseidu, E. (2005). "Foreign Direct Investment in Africa: The Role of Natural Resources, Market Size, Government Policy, Institutions and Political Instability". *World Institute for Development Economic Research*, Working Paper No. 2005/24. 1-15.

Aseidu, E. (2013). "Foreign Direct Investment, Natural Resources and Institutions". *International Growth Centre*, *Working Paper*.

Auty, R. M. (1993). "Sustaining Development in Mineral Economies". The Resource Curse Thesis, London *Routledge*.

Azman-Saini, W. N. W., Law, S. H. & Ahmad, A. H. (2010). "FDI and Economic Growth: New Evidence on the Role of Financial Markets". *Economics Letters*. 107, 211-213.

Bilgili, F., tülüce, N. S. H. & Doğan, I. (2012). "The Determinants of FDI in Turkey: a Markov Regime-Switching Approach". *Economic Modeling*, 29, 1161-1169.

Cosslett, S. R. & Lee, L. (1985). "Serial Correlation in Latent Discrete Variable Models". *Journal of Econometrics*, 27, 79-97.

Drukker, D. M. (2003). "Testing for Serial Correlation in Linear Panel-Data Models". *The Stata Journal*, 2, 168–177.

Dunning, J. H. (1981). "Explaining The International Direct Investment Position of Countries: Towards A Dynamic or Developmental Approach". *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv), Springer*, 117(1), 30-64.

Dunning, J. H. (1988). "The Eclectic Paradigm of International Production: A Restatement and Some Possible Extension". *Journal of international Business Studies*, 19(1), 1-31.

Enisan, A. A. (2017). "Determinants of Foreign Direct Investment in Nigeria: A Markov Regime-Switching Approach". *Review of Innovation and Competitiveness*, 3(1), 21-48.

Goldfeld, S. M. & Quandt, R. E. (1973). "A Markov Model for Switching Regressions". *Journal of Econometrics*, 1, 3-16.

Hamilton, J. D. (1989). "A new Approach to the Economic Analysis of Non-Stationary Time Series and the Business Cycle". *Econometrica*, 57(2), 357-384.

Hansen, B. E. (1999). "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference". *Journal of Econometrics*, 93, 345–368.

Hayat, A. & Cahlik, T. (2017). "FDI and Economic Growth: A Changing Relationship across Country and Overtime". *MPRA Paper* 78240, University Library of Munich, Germany.

Krolzig, H. M. (1997). "Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox". MSVAR Package, 1-26.

Kuan, C. (2002). "Lecture on the Markov Switching Model". Institute of Economics, *Academia Sinica*, Taipei, Taiwan.

Levin, A., Lin, C. F. & Chu, C. (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties". *Journal of Econometrics*, 108, 1–24.

Musa Ahmed, E. (2012). "Are the FDI Inflow Spillover Effects on Malaysia's Economic Growth Input Driven?". *Economic Modelling*, 29, 1498-1504.

Neuhaus, M. (2006). "The Impact of FDI on Economic Growth: an Analysis for the Transition Countries of Central and Eastern Europe". Berlin, *Springer Science & Business Media*.

Nguyen, T. Q. & Kim To, N. (2016). "Threshold Effect in the Relationship Between Foreign Direct Investment and

Economic Growth: Evidence from ASEAN Countries". *Asia Pacific Conference on Advanced business and social studies*, 3(1), 32-45.

Piger, J. (2007). "Econometrics: Models of Regime Changes". Prepared for: *Springer Encyclopedia of Complexity and System Science*.

Sachs, J. D. & Warner, A. M. (2001). "Natural Resources and Economic Development: The Curse of Natural Resources". *European Economic Review*, 45, 827-838.

Sánchez, G. (2015). "Introduction to Markov-Switching Regression Models Using the Mswitch Command". *Stata corp*. Madrid, Spain.

Simionescu, M. (2016). "The Relation between Economic Growth and Foreign Direct Investment During the Economic Crisis in the European Union". Faculty of Economics, *Journal of Economics and Business*, 34(1), 187-213.

Tong, H. (1983). "Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis. Lecture Notes in Statistics". New York, USA, *Springer-Verlag*, No. 21.

Wang, Q. (2015). "Fixed-Effect Panel Threshold Model using Stata". *The Stata Journal*, 15(1), 121-134.

Wooldridge, J. M. (2002). "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*"*. Cambridge, MA: *MIT* Press.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و دوم، پاییز ۱۳۹۷ (۴۶-۳۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 32, September 2018 (33-46)

تعیین یارانه لازم به سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه در راستای سیاست کاهش آلودگی هوا با استفاده از الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر: مطالعه موردی اقتصاد ایران

*فاطمه نعمت‌اللهی[۱]، احمد صدرایی‌جواهری[۲]، علی‌حسین صمدی[۳]، روح‌اله شهنازی[۴]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد انرژی و محیط زیست دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
۲. دانشیار بخش اقتصاد، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
۳. دانشیار بخش اقتصاد، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
۴.استادیار بخش اقتصاد، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران

(دریافت: ۱۳۹۶/۸/۷ پذیرش: ۱۳۹۷/۲/۳۰)

Determining the Subsidy Required for Investment in Research and Development in Line with the Policy of Reducing Air Pollution Using the Computable General Equilibrium Model: Case Study of Iran

*Fatemeh Nematollahi[1], Ahmad Sadraei Javaheri[2], Ali Hossein Samadi[3], Ruhollah Shahnazi[4]

1. Ph.D. Student of Energy, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran
2. Associate Professor of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran
3. Associate Professor of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran
4. Assistant Professor of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran

(**Received:** 29/Oct/2017 **Accepted:** 20/May/2018)

چکیده:

امروزه کاهش در میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای، به منظور دستیابی به یک رشد اقتصادی پایدار، در کانون توجه جهان قرار گرفته است. پرداخت یارانه به سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه و وضع مالیات بر مصرف انرژی‌های فسیلی، از جمله سیاست‌های مطرح شده در زمینه کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای است. این سیاست‌ها با هدف ایجاد تغییرات فنی اتخاذ می‌شوند. در این تحقیق، با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، دو سناریوی پرداخت یارانه به سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه و پرداخت یارانه به همراه وضع مالیات بر مصرف سوخت‌های فسیلی، با هدف دو برابر نمودن نسبت سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه به تولید ناخالص داخلی، مورد توجه قرار گرفته است. در ابتدا نرخ یارانه لازم به سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه برای دستیابی به هدف مزبور تعیین و سپس، آثار اقتصادی، رفاهی و محیط زیستی سیاست‌های یاد شده مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از تدوین و عددهی الگو نشان می‌دهد که در سناریوی اول، نرخ یارانه لازم به سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه، جهت دستیابی به هدف مزبور، معادل ۹/۴ درصد و در سناریوی دوم برابر ۹/۱ درصد است. در این میان نرخ مالیات لازم در سناریوی دوم معادل ۲/۵ درصد از مصرف انرژی‌های فسیلی برآورد شده است. نتایج حاکی از کاهش رفاه در هر دو سناریو، بدون توجه به منافع اجتماعی حاصل از کاهش انتشار گازهای آلاینده است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که هر دو سیاست مالیات بر مصرف انرژی فسیلی و سیاست پرداخت یارانه به تحقیق و توسعه قادر به کاهش مصرف انرژی و آلودگی هوا می‌باشند.

واژه‌های کلیدی: مالیات، انرژی، یارانه، تحقیق و توسعه، الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر.

طبقه‌بندی JEL: Q54، Q55، Q32.

Abstract:

Greenhouse gas emission abatement is an important issue at the center of attention worldwide with the aim of achieving sustainable economic growth. One of the policies put forward in this area is to subsidize investment in research and development and to levy tax on fossil fuels in order to make appropriate technical changes to reduce greenhouse gas emissions. The present paper determines the subsidy rate for investment in research and development to double it with using a computable general equilibrium model. It considers in the first scenarios subsidy payment for investment and in the second scenarios subsidy payment along with, the taxation of fossil fuel consumption. It then examines the economic, welfare and environmental impacts of these policies. The results of modeling and calibration show that in the first scenario, the subsidy rate for investment in research and development is 9.4% and in the second scenario it is 9. 1%. Meanwhile, the tax rate for fossil fuels in the second scenario is 2.5%. The results indicate a reduction in welfare in both scenarios, regardless of the social gains of reducing emissions. The results also show that both the energy tax policy, and research and development subsidy policy is able to reduce energy consumption and air pollution.

Keywords: Taxation, Energy, Subsidies, R & D, CGE Model.
JEL: Q54, Q55, Q32.

* **نویسنده مسئول:** فاطمه نعمت اللهی
E-mail: Nematollahifatemeh@yahoo.com

*Corresponding Author: Fatemeh Nematollahi

۱- مقدمه

معضل کاهش کیفیت محیط‌زیست و به‌ویژه آلودگی هوا و بدنبال آن اتخاذ سیاست‌های مناسب در زمینه بهبود کیفیت محیط‌زیست، یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران بشمار می‌رود. چرا که سیاست‌های اتخاذ شده به تغییر رفتار بنگاه‌ها و افراد در واکنش به وضع قوانین و اعمال سیاست‌ها منجر شده و می‌تواند پیامدهایی مانند کاهش تولید و رفاه اقتصادی را به همراه داشته باشد. لذا قوانین و سیاست‌ها باید به‌گونه‌ای تنظیم و اجرا شوند که همراه با حفظ پویایی‌ها و کیفیت محیط‌زیست، هزینه‌های جانبی را به حداقل ممکن برسانند. پرداخت یارانه برای تشویق پیامدهای مثبت و وضع مالیات بر مصرف انرژی برای مقابله با پیامدهای جانبی منفی در فرایند تولید، از جمله سیاست‌هایی است که از سوی اقتصاددانان بخش عمومی در این زمینه مطرح شده است. در این میان بحث شکست بازار در زمینه اثرات جانبی محیط‌زیستی[1] و مقوله دانش، به‌عنوان یک کالای عمومی، یکی از چالش‌های رویاروی سیاست‌گذاران است. سیاست‌گذاران با این سؤال روبه‌رو هستند که از بین دو گزینه اجرای سیاست‌های اصلاح اثرات جانبی محیط زیستی و تصحیح نارسایی بازار در مورد دانش، کدام یک را باید انتخاب نمود.

این چالش در پی خود تحقیقات مختلفی را بدنبال داشته است. در این تحقیقات با استفاده از روش‌ها و مدل‌های متفاوت به بررسی آثار بکارگیری این سیاست‌ها پرداخته شده است. در این میان، مطالعه حاضر بدنبال بررسی آثار اقتصادی، رفاهی و محیط زیستی سیاست‌های پرداخت یارانه به سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه و وضع مالیات بر مصرف سوخت‌های فسیلی در راستای کاهش آلودگی هوا می‌باشد. لذا به طور خاص با در نظر گرفتن خدمات دانش به عنوان یکی از عوامل تولید اقدام به الگوسازی برای اقتصاد ایران شده است. سؤال اساسی این تحقیق آن است که برای دو برابر کردن سهم سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه در تولید ناخالص داخلی، چه میزان یارانه لازم بوده و اتخاذ این سیاست چه اثری بر کاهش آلودگی هوا، رفاه اقتصادی و سایر شاخص‌های اقتصادی خواهد داشت. در این راستا با استفاده از یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر[2]، در قالب اعمال دو سناریو پرداخت یارانه به سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه و پرداخت یارانه و وضع مالیات بر مصرف انرژی‌های فسیلی، در ابتدا اقدام به محاسبه نرخ یارانه مورد نیاز و نرخ مالیات بر مصرف انرژی‌های فسیلی در جهت تأمین منابع پرداخت یارانه شده و سپس آثار اقتصادی و رفاهی دو سناریوی اعمال شده مورد بررسی قرار گرفته است.

در ادامه بخش دوم به بیان مبانی نظری و پیشینه تحقیق، بخش سوم به ساختار الگو، بخش چهارم به بیان نتایج شبیه‌سازی و بخش پنجم به جمع‌بندی نتایج و پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

در دهه‌های اخیر هزینه‌های صرف شده بر روی تحقیق و توسعه (R&D)[3]، به عنوان یکی از عوامل اصلی تولید، در کنار هزینه سایر نهاده‌های تولید، از قبیل سرمایه و نیروی کار، مورد توجه قرار گرفته است. چرا که از یک سو، در چارچوب اقتصاد دانش محور هزینه‌های تحقیق و توسعه علاوه بر نهاده تولید، به عنوان نوعی از سرمایه‌گذاری در اقتصاد شناخته شده است (دلیری، ۱۳۹۶: ۸۱ و دودانگی، ۱۳۹۵: ۱۳۱). بدین معنا که مخارج صرف شده بر روی تحقیق و توسعه، به عنوان سرمایه‌گذاری برای توسعه پایدار در اقتصاد به شمار می‌آید (برخورداری و عظیمی، ۱۳۸۷: ۱۱۲). از سوی دیگر، وجود شکست بازار و نارسائی بازار دانش در محاسبه منافع نهائی اجتماعی ناشی از سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه برای کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای، نه تنها بکارگیری سیاست‌هایی مانند پرداخت یارانه به تحقیق و توسعه توسط دولت را موجه، بلکه امری ضروری نموده است. سرریز دانش و وجود مزایای اجتماعی حاصل از اختراعات، باعث می‌شود که مخترعان برای دریافت پاداش کامل خود با مشکل مواجه شده و بدین ترتیب انگیزه بازار خصوصی برای سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه کمتر از میزان بهینه اجتماعی[4] باشد.

نتایج حاصل از مطالعات انجام شده در زمینه ارزیابی اثربخشی گزینه‌های مختلف سیاست‌گذاری، بیانگر آن است که بهترین عملکرد سیاست‌های محیط زیستی زمانی است که ترکیبی از این سیاست‌ها بکار گرفته می‌شود. مطالعات انجام شده توسط فیچر و نوئل[5] (۲۰۰۸: ۱۴۲)، پاپ و همکاران[6] (۲۰۱۰: ۹۳۵-۸۷۳)، لیم و کیم[7] (۲۰۱۲: ۵۰۲-۴۹۶) نمونه‌هایی از این مطالعات می‌باشد. این تحقیقات بر این باورند که اگرچه

1. Environment Externalities
2. Computable General Equilibrium Model
3. Research and Development (R&D)
4. Underinvestment
5. Fischer & Newell (2008)
6. Popp et al. (2010)
7. Lim & Kim (2012)

سیاست‌های تغییر فناوری، می‌تواند به تسهیل ایجاد فناوری‌های سازگار با محیط زیست کمک کنند، اما انگیزه کمی برای بکارگیری و استفاده از این فناوری‌ها را ایجاد می‌نماید. از آنجا که بخش خصوصی در برآورد سود حاصل از استفاده از فناوری‌های محیط زیستی، منافع اجتماعی را لحاظ نمی‌نماید، لذا انگیزه لازم برای ایجاد تغییرات فناوری را به تنهایی ندارد[1]. بنابراین دولت‌ها در راستای فراهم نمودن انگیزه ابتدایی لازم برای بهبود و ایجاد فناوری‌های پاک و در نتیجه دستیابی به هدف بهبود کیفیت آب و هوا، اقدام به اعمال سیاست‌هایی از قبیل وضع مالیات بر کربن، حمایت از سرمایه‌گذاری در R&D از طریق پرداخت یارانه می‌نمایند. این سیاست‌ها می‌توانند به افزایش نوآوری و تغییر فناوری منجر شود، اگرچه تأثیر این سیاست‌ها، در سطح خرد و کلان اقتصادی، بنا بر ساختار اقتصادی و اجتماعی کشورها می‌تواند متفاوت باشد.

تغییرات فنی می‌تواند دو نقش مهم در زمینه بهبود کیفیت آب و هوا ایفا نماید. اول آنکه تغییرات فنی عمومی، می‌تواند از طریق رشد بهره‌وری منجر به کاهش شدت انرژی در طول زمان و در نتیجه کاهش در انتشار گازهای گلخانه‌ای از جمله دی اکسیدکربن شود. دوم آنکه تغییرات فنی که به طور خاص در زمینه استفاده از انرژی و به طور خاص در زمینه میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای صورت می‌گیرد، می‌تواند باعث بهبود کارائی انرژی گردیده و این توانائی را ایجاد نماید که از همان مقدار انرژی خدمات بیشتری دریافت کنیم و انرژی‌های پاک‌تر و با هزینه کمتر را جایگزین انرژی‌های فسیلی نمائیم. در متون اقتصادی سه کانال برای ایجاد تغییرات القائی فناوری[2] ذکر می‌شود که شامل تغییر قیمت نسبی، یادگیری حین عمل (LBD)[3] و R&D است (لیم و کیم، ۲۰۱۲: ۴۹۶).

در زمینه موضوع مورد بحث مطالعات مختلفی انجام شده است. مطالعات خارجی انجام شده را می‌توان به چند دسته تقسیم نمود. در گروه اول با تحقیقاتی چون مطالعات انجام شده توسط اشنایدر و گولدر[4] (۱۹۹۷: ۱۳)، کورنداک و همکاران[5] (۲۰۰۴: ۲۵)، رادرفورد[6] (۲۰۰۵: ۱)، گرلاق و واندرزوان[7] (۲۰۰۶: ۲۵)، فیچر و نوئل (۲۰۰۸: ۱۴۳)، پاپ و همکاران (۲۰۱۰: ۸۹۰)، لیم و کیم (۲۰۱۲: ۴۹۶) روبه‌رو هستیم. این تحقیقات به ارزیابی اثربخشی گزینه‌های پرداخت یارانه به فناوری و وضع مالیات پرداخته‌اند. آنها به این نتیجه رسیده‌اند که سیاست‌های محیط زیستی بهترین عملکرد را زمانی دارند که با هم اجرا شوند. چرا که معتقدند، اگرچه سیاست فناوری می‌تواند به تسهیل ایجاد فناوری‌های سازگار با محیط زیست کمک کند، اما انگیزه کمی برای استفاده از این فناوری‌ها وجود دارد. درگروه دوم، کانال‌های اثرگذاری سیاست‌های محیط‌زیستی مانند (R&D) و سرریز دانش ناشی از آن و همچنین (LBD) بطور جداگانه و همزمان مورد توجه قرار گرفته است. تحقیقات انجام شده توسط کلاسن و همکاران[8] (۲۰۰۵:۲۲۷)، سودرهوم و کلاسن[9] (۲۰۰۷: ۱۶۳) در این گروه قرار دارند. گروه سوم مطالعات، مسئله زمان‌بندی و شدت بکارگیری سیاست‌های محیط زیستی و چگونگی وارد کردن موجودی دانش در الگوها و نحوه محاسبه انباشت دانش را با هم مقایسه نموده‌اند. برای مثال می‌توان به مطالعات گولدر و متایی[10] (۲۰۰۰: ۱)، رادرفورد (۲۰۰۵: ۳)، هگدال و جاکوبسن[11] (۲۰۱۱: ۹۱۴)، بارامولی و اولسون[12] (۲۰۰۵: ۱۹۳۵) اشاره نمود. گروهی مانند باسیانتی و لوشل[13] (۲۰۱۴: ۳۶-۱) و پاپ و همکاران (۲۰۱۰: ۹۰۲) اقدام به بررسی تحقیقات انجام شده در زمینه مدل سازی انواع نوآوری و تغییرات فناوری و تشویق های انجام شده توسط دولت در این زمینه نموده‌اند. آنها نشان دادند که نتایج حاصله می‌تواند تحت تأثیر نوع فعالیت‌های نوآورانه، قرار گیرد. فعالیت‌های نوآورانه به طور عمده در زمینه توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر و ایجاد فناوری‌های جدید در جهت افزایش بهره‌وری انرژی صورت گرفته است.

در بخش تحقیقات داخلی، مجدزاده طباطبایی و همکاران اثرات اقتصادی، رفاهی و محیط زیستی سیاست قیمت‌گذاری تعرفه‌ای (FIT)[14] به منظور توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران را در قالب یک الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر ایستا بررسی نموده و نشان دادند که پرداخت یارانه به انرژی‌های تجدیدپذیر و چگونگی تأمین مالی یارانه توسط دولت بر آثار

1. Popp (2010)
2. Induced Technological Change (ITC)
3. Learning by Doing
4. Schneider & Goulder (1997)
5. Kverendak et al. (2004)
6. Rutherford (2005)
7. Gerlagh & Van Der Zwaan (2006)
8. Klaassen et al. (2005)
9. So derholm & Klaassen (2007)
10. Goulder & Methai (2001)
11. Heggedal & Jacobsen (2011)
12. Bramoulle & Olson (2005)
13. Baccianti & Loshel (2014)

۱۴. FIT نوعی قرارداد است که برای تضمین خرید برق تولیدی از محل انرژی‌های تجدیدپذیر منعقد می‌گردد و سازوکاری برای شتاب دادن به سرمایه‌گذاری در انرژی تجدیدپذیر به‌شمار می‌رود. هدف از این نوع تعرفه جبران تفاوت بین قیمت بازار و هزینه تولید برای تولیدکنندگان برق از محل انرژی‌های تجدیدپذیر است.

اعمال سیاست خرید تضمینی برق از محل انرژی‌های تجدید پذیر تأثیرگذار است. همچنین پرداخت یارانه یکسان به فناوری‌های مختلف کارآمدتر بوده و اثر کمتری بر کاهش تولید ناخالص داخلی داشته و هزینه مالی آن برای دولت کمتر است (مجدزاده طباطبایی و همکاران، ۲۰۱۷: ۱۶۴).

تحقیق دیگری که توسط مجدزاده طباطبایی و همکاران انجام شده است، نشان می‌دهد که برای رسیدن به سهم ده درصدی انرژی‌های تجدیدپذیر در کل برق تولیدی باید معادل ۸۵۱ درصد یارانه به این نوع از انرژی‌ها پرداخت شود. بدین ترتیب تعرفه پیشنهادی برای خرید برق از محل انرژی های تجدیدپذیر معادل ۴۱۰ تومان به ازای هر کیلووات ساعت برآورد شده است (مجدزاده طباطبایی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۲۷).

مقیمی فیض‌آبادی در بررسی آثار اقتصادی و اجتماعی و محیط زیستی مالیات سبز در خراسان رضوی به این نتیجه رسید که وضع مالیات بر سوخت، تقاضای واسطه‌ای برای سوخت فسیلی را کاهش داده و با لحاظ نمودن اثر مثبت کاهش آلودگی، تغییرات در رفاه با افزایش نرخ مالیات افزایش می‌یابد (مقیمی فیض‌آبادی و همکاران، ۱۳۸۹: ۹۹).

مقدسی و طاهری با هدف تحلیل آثار اقتصادی و محیط زیستی وضع مالیات بر آلودگی ناشی از مصرف سوخت و فرایند تولید در ایران، از یک الگوی تعادل عمومی استفاده کردند و نشان دادند که این نوع از مالیات موجب افزایش سطح تولید خدمات و برخی از بخش‌های کشاورزی می‌شود؛ در حالی که تولید در بخش‌های صنعتی و انرژی کاهش می‌یابد. همچنین این تحقیق نشان داد که در بالاترین سطح، وضع مالیات بر آلودگی، تولید ناخالص داخلی را کمتر از ۱/۵درصد و مصرف خانوارها را حدود ۲/۵ درصد کاهش می‌دهد. در حالی که انتشار آلاینده‌ها بین ۳/۳–۲/۵ درصد کاهش می‌یابد (مقدسی و طاهری، ۱۳۹۱: ۷۷).

برخی از پژوهش‌های داخلی مانند برخورداری و عظیمی (۱۳۸۷: ۱۱۱)، باقرزاده و کمیجانی (۱۳۸۹: ۹۳) و انوشه (۱۳۹۰: ۵۹) به بررسی تأثیر یارانه به تحقیق و توسعه و اثر مخارج تحقیق و توسعه بر رشد و بهره‌وری پرداخته‌اند. این در حالی است که تاکنون مطالعه‌ای در زمینه بررسی تأثیر یارانه به سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه بر کاهش انتشار آلودگی در ایران صورت نگرفته است. لذا تحقیق حاضر تلاشی برای پر کردن خلاء موجود در تحقیقات داخلی می‌باشد.

۳- ساختار الگو

۳-۱- تشریح معادلات الگو

به منظور تعیین نرخ یارانه لازم به سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه، با هدف دو برابر نمودن سهم این نوع از سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی کشور و بررسی آثار رفاهی ناشی از اتخاذ این سیاست، از یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه استفاده شده است. چارچوب الگوهای تعادل عمومی ابزاری مناسب برای بررسی آثار سیاست‌گذاری و تکانه‌های برون‌زا می‌باشد. این نوع از الگوها، قادر به شبیه‌سازی یک سیستم جامع شامل تمام بخش‌های اقتصادی و در صورت لزوم کل جهان می‌باشند. مشخصه اصلی که الگوی تعادل عمومی بکارگرفته شده در این تحقیق را از سایر تحقیقات داخلی متمایز می‌کند آن است که، موجودی دانش به عنوان یک عامل تولید در اقتصاد در نظر گرفته شده است. این امر به منظور فراهم شدن امکان برآورد اثر سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه بر اقتصاد صورت گرفته است. در ادامه به اختصار به بیان ساختار الگوی تدوین شده پرداخته شده است.

۳-۱-۱- ساختار تقاضا

اقتصاد مورد نظر از یک خانوار نماینده، دولت و دو گروه از بنگاه‌ها تشکیل شده است. هر کدام از این دو گروه، به تولید یک نوع از دو کالای انرژی (EC) و غیر انرژی (N) اشتغال دارند. در این اقتصاد مالکیت عوامل تولید شامل نیروی‌کار، سرمایه و دانش در اختیار خانوار نماینده قرار دارد. عوامل تولید به بنگاه‌ها اجاره داده شده و درآمد حاصل از آن، توسط خانوار نماینده، صرف خرید کالاهای تولیدی (C) یا پس‌انداز (R) می‌شود. تقاضا توسط ترجیحات خانوار که به وسیله یک تابع مطلوبیت کاب داگلاس در رابطه (۱) نشان داده شده، شکل می‌گیرد. این نوع از ترجیحات برای اولین بار توسط مارشال[1] (۱۹۲۰) ارائه شد (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۵: ۷)، که در آن خانوار از اختصاص درآمد خود به مصرف و پس‌انداز کسب مطلوبیت می‌نماید. با توجه به آنکه در الگوی تدوین شده، میزان پس‌انداز و به دنبال آن میزان مصرف خانوار نماینده توسط میزان تقاضا برای سرمایه‌گذاری در وضعیت تعادل تعیین می‌شود، به پیروی از سوینگ[2] (۲۰۰۳: ۱۳) و لیم و کیم[3] (۲۰۱۲: ۴۹۷) از این نوع تابع مطلوبیت استفاده شده است.

1. Marshal (1920)
2. Sue Wing (2003)
3. Lim & Kim (2012)

(۱)

$$U = C^{\gamma} R^{1-\gamma}$$

که در آن γ و γ-۱ بـه ترتیـب سـهم مصـرف و پـس‌انـداز در مطلوبیت را نشان می‌دهند. میزان کالاهای ترکیبـی مصـرفی و پس‌انداز توسط توابع کاب داگلاس تعیین می‌شوند. ایـن توابـع در روابط (۲) و (۳) نشان داده شده است:

(۲)

$$C = \prod_i C_i^{\alpha_{iC}}$$

(۳)

$$R = \prod_i R_i^{\alpha_{iR}}$$

که در آنها ضرایب α_{iC} و α_{iR} سهم کالای i ام را در مصرف و پس‌انداز نشان می‌دهند. به‌طوری‌که:

$$\Sigma_i \alpha_{iC} = 1 \text{ و } \Sigma_i \alpha_{iR} = 1$$

در وضعیت تعادل میزان پس‌انداز با میزان سرمایه‌گذاری اعم از سرمایه‌گذاری فیزیکی و سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه برابر است. بنابراین منابع تشکیل پس‌انـداز بـه دو بخـش R_{RD} و R_F که به ترتیب عبارتند از سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه و سرمایه‌گذاری فیزیکی تقسیم می‌شود. رابطه ۴ نحـوه ادغـام این دو نوع سرمایه‌گذاری را در یک تابع کاب داگـلاس نشـان می‌دهد.

(۴)

$$R = R_{RD}^{\beta R} R_F^{1-\beta R}$$

روابط ۵ و ۶ بیانگر توابع سرمایه‌گذاری در تحقیـق و توسـعه و سرمایه‌گذاری فیزیکی می‌باشند.

(۵)

$$R_{RD} = \left[\Sigma_i \alpha_i R_{rd}^{\rho R}\right]^{1/\rho R}$$

(۶)

$$R_F = \left[\Sigma_i \alpha_i R_f^{\rho R}\right]^{1/\rho R}$$

خانوار نماینده مطلوبیت خود را با توجـه بـه بـردار قیمـت‌هـا و محدودیت درآمدش حـداکثر نمـوده و از ایـن طریـق تقاضـای نهایی برای کالاهای مصرفی و پس‌انداز شکل می‌گیرد. مسـئله (۷) مسئله رویاروی مصرف‌کننـده نماینـده در تعیـین تقاضـای بهینه را نشان می‌دهد.

(۷)

$$Max\ U(gd)$$
$$s.t\ \Sigma_d P_d gd \le Z[Pf.V]$$

کـه در آن gd بیـانگر تقاضـای نهـایی یـا مجمـوع مصـرف و پس‌انداز خانوار نماینده و مخارج دولـت اسـت؛ از آنجـا کـه در وضعیت تعادل میزان پس‌انداز با میزان سرمایه‌گـذاری ناشـی از سرمایه‌گذاری فیزیکی و سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه برابر است، gd از یک‌سو بیانگر تغییرات معـادل[1] و معیـار رفـاه و از سوی دیگر بیانگر مجموع مصرف خانوار نماینده، مصرف دولت، سرمایه‌گذاری فیزیکی و سـرمایه‌گـذاری در تحقیـق و توسـعه می‌باشد. در رابطه ۷، P_d و Z به ترتیب بیانگر قیمت تقاضـای نهایی و درآمد می‌باشند. درآمد، ترکیبی از پاداش بـه عوامـل و درآمد حاصل از مالیات بـر کالاهاسـت کـه V کـل عوامـل در اختیار خانوار[2] شامل نیروی کار، سرمایه، موجودی دانـش و Pf قیمت عوامل تولید است. برای نشان دادن ساختار تقاضا از یک تابع CES لایه‌ای که در نمودار یک نشان داده شـده، اسـتفاده نموده‌ایم. این نوع از تقاضای نهایی که بیانگر تصمیم مصرف و پس انداز می‌باشـد، توسـط بـالارد[3] و همکـاران (۱۹۸۵: ۱۲) و سوینگ (۲۰۰۳: ۳۳) بسط داده شده اسـت. در ایـن چـارچوب، پـس‌انـداز کـل بـه سـرمایه‌گـذاری فیزیکـی مشـهود R_F و سرمایه‌گذاری نامشهود در تحقیق و توسعه R_{RD} تقسیم شده و کارگزار درآمد خود را بین اجزا پس انداز، بر اساس هزینه‌های نسبی آنها تخصیص مـی‌دهـد. تحـت ایـن سـازوکار، تغییـر در R&D بدنبال تغییر در قیمت‌های نسبی به‌وجود آمده و میـزان انباشـت در ذخیـره سـرمایه فیزیکـی و نامشـهود توسـط سرمایه‌گذاری فیزیکی و سـرمایه‌گـذاری در تحقیـق و توسـعه تعیین می‌گردد. تمایل کارگزار نماینده، برای سـرمایه‌گـذاری در R&D تابعی از ضرایب R_F و R_{RD} است. این ضرایب بـر اساس داده‌های ماتریس حسابداری اجتماعی مقداردهی شـده و میزان جانشینی بین سرمایه‌گـذاری فیزیکـی و سـرمایه‌گـذاری R&D توسط کشش جانشینی σ_s مشخص می‌شود.

۳-۱-۲- تولید

ساختار تولید در اقتصاد به ۱۱ بخش تقسـیم شـده، کـه شـامل بخش تولیدکننده کالای سرمایه‌ای برای امر تحقیـق و توسـعه نیز می‌باشد. این ۱۱ بخش از ادغام ۷۰ بخـش در نظـر گرفتـه شده در ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ بدسـت آمـده است. تولید بنگاه i ام y_i با استفاده از عوامل تولید اولیـه V و کالاهای واسـطه‌ای X انجـام مـی‌شـود. بـردار X متشـکل از

1. Equivalent Variation
2. Endowment
3. Ballard et al. (1985)

عناصر X_{ii} و X_{ji} است. این عناصر به ترتیب بیانگر آن بخش از تولید کالای iام و jام است که در تولید کالای iام بکار رفته است. تابع تولید y_i به‌وسیله یک تابع CES نمایش داده می‌شود. این تابع توسط رابطه ۸ نشان داده شده است.

(۸)

$$y_i = \left[\Sigma \alpha_{ji} X_{ji}^{\rho i} + \alpha_{vi} V_i^{\rho i}\right]^{\frac{1}{\rho i}} \quad ij \in \{EC, N\}$$

در این تابع پارامترهای α بیانگر سهم هر کدام از نهاده‌ها و عوامل تولید و ρ بیانگر پارامتر جانشینی است. هر بنگاه j سود (π_j) خود را با توجه به محدودیت فناوری تولید (Φ_j) حداکثر نموده و بدین ترتیب میزان تقاضا برای کالاهای واسطه X_j و عوامل V_j برای تولید محصول y_j بر اساس قیمت آنها (P_j و Pf) تعیین می‌شود. مسئله تولیدکننده توسط رابطه ۹ نشان داده شده است.

(۹)

$$Max \ \ \pi_j[P_j y_j, P_j X_j, Pf.V_j]$$
$$S.t. \ \ y_j \le \Phi_j(X_j, V_j)$$

که در آن Φ_jها توابع با کشش جانشینی ثابت لایه‌ای[1] هستند. ساختار لایه‌ای تابع تولید بخش‌های تولیدکننده انرژی اولیه مانند نفت خام، گاز طبیعی و زغال سنگ، به عنوان نمونه، در نمودار شماره یک نشان داده شده است. در ساختار نمایش داده شده محصول هر بخش از ترکیب خدمات دانش با کالای ترکیبی تشکیل می‌شود. در پایین‌ترین لایه، کالاهایی که از بخش‌های کشاورزی، معادن، خدمات، صنعت، حمل و نقل، فلزات اساسی به عنوان بخش غیر انرژی در تولید مورد استفاده قرار می‌گیرند و خود یک کالای ترکیبی از تولید داخل و واردات هستند. مجموعه کالاهای انرژی شامل فرآورده‌های نفتی، گاز، برق و زغال سنگ نیز خود ترکیبی از کالاهای داخلی و واردات هستند. کالای ترکیبی مواد واسطه–انرژی از ترکیب کالاهای غیر انرژی و انرژی بدست می‌آید. کالای ترکیبی ارزش افزوده نیز ترکیبی از عامل تولید کار و سرمایه است. از ترکیب مواد واسطه–انرژی و کالای ترکیبی ارزش افزوده کالای ترکیبی مواد واسطه–انرژی و ارزش افزوده تشکیل شده که ترکیب آن با عوامل ثابت، که بیانگر اجاره منابع طبیعی است، کالای ترکیبی عوامل ثابت–مواد واسطه–انرژی و ارزش افزوده ایجاد می‌شود. بالأخره در بالاترین لایه، محصول داخلی از ترکیب این کالا با دانش به‌وجود می‌آید.

یکی دیگر از ویژگی‌های مهم این الگو آن است که خدمات دانش به عنوان یک عامل اصلی[2] همگن در نظر گرفته شده می‌تواند جانشین سایر نهاده‌ها و عوامل تولید در اقتصاد شود. در این حالت انباره دانش به عنوان یک دارایی در اقتصاد به‌شمار می‌رود که همانند سرمایه عمل می‌نماید. دانش با سرمایه‌گذاری بر روی تحقیق و توسعه افزایش یافته و بر اساس نرخ استهلاک که به صورت برون‌زا تعیین می‌شود، مستهلک می‌گردد. از همه مهم‌تر آنکه دانش همانند سایر عوامل تولید، جریانی از خدمات را در اقتصاد ارائه می‌کند. میزان تأثیر خدمات دانش در جبران کمبود منابع و همچنین واکنش کارگزاران اقتصادی به محدودیت‌های قانونی اعمال شده بر روی مصرف سوخت‌های فسیلی، به ابعاد نسبی ضرایب بخشی مرتبط با عامل دانش و سوخت‌های فسیلی و همچنین اندازه کشش‌های جانشینی بستگی دارد.

۳-۱-۳- دولت و تجارت

با توجه به ساختار اقتصاد ایران، فرض می‌کنیم که دولت از دو طریق کسب درآمد می‌نماید. دولت از یک سو مالکیت نفت و گاز طبیعی بطور کلی و بخشی از منابع زغال سنگ را در اختیار داشته و از سوی دیگر اقدام به اخذ مالیات و در مقابل پرداخت‌های انتقالی می‌نماید. درآمدهای مالیاتی و پرداخت‌های انتقالی غیرمستقیم به‌صورت مالیات بر ارزش[3] اعمال می‌شود. رابطه ۱۰ بیانگر درآمد دولت است که بخش اول درآمد مالیاتی و بخش دوم درآمد حاصل از فروش منابع طبیعی را نشان می‌دهد.

(۱۰)

$$I_G = \tau^A.P_A.A + P_Q.Q$$

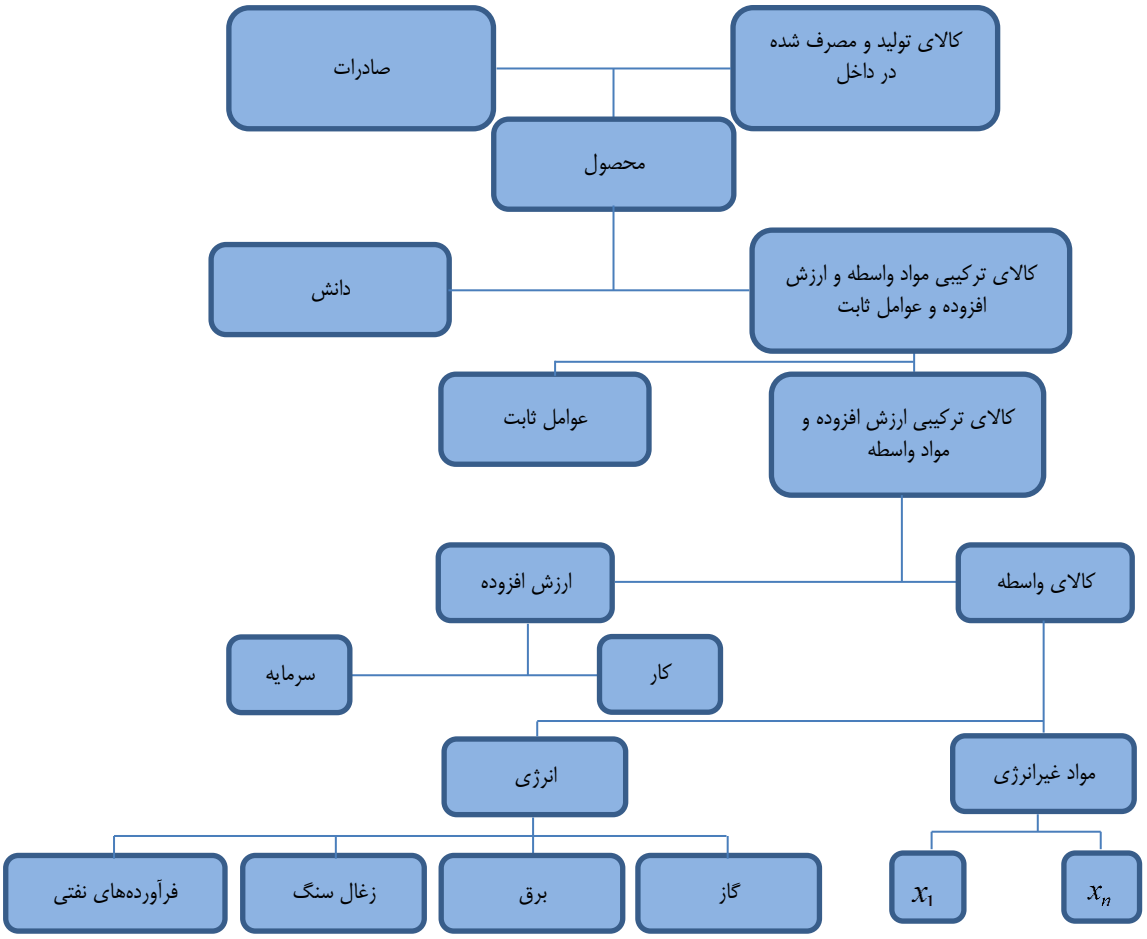
که در آن τ^A خالص مالیات بر ارزش، P_A بردار خالص قیمت کالاهای آرمینگتون، A کالای آرمینگتون، Q منابع طبیعی و P_Q قیمت این منابع می‌باشد. تجارت به شکلی ساده که برای پاسخگویی به سؤال تحقیق کافی است، الگوسازی شده است.

تولید داخلی کالاها از طریق یک تابع تولید کشش ثابت تبدیل[4] (CET) به بازارهای داخلی و صادرات تخصیص می‌یابد. قسمتی از کالا که تولید داخل است با کالای وارداتی ترکیب شده و به کالای مرکب آرمینگتون تبدیل می‌شود. با توجه به

1. Nested Constant Elasticity of Substitution (NCES)

2. Supper Factor
3. Advalorem Tax
4. Constant Elasticity of Transformation (CET)

تابع تولید با کشش جانشینی ثابت، بردار حاصل از محصـولات آرمینگتون به تقاضا برای کالای واسطه و کالای نهائی تبـدیل می‌شود. در این میان تقاضای صادرات و عرضـه واردات بطـور برون‌زا تعیین شده‌اند.



نمودار ۱. ساختار تابع تولید

مأخذ: سوینگ، ۲۰۰۳: ۳۳

۳-۲- اتحادهای حسابداری

برای برقراری شرایط تعادل عمـومی ارو- دبـرو[1] بایسـتی سـه مجموعه از شرایط تعادلی برقرار باشد.

الف) تسویه بازارها: بیانگر برابری بین محصول تولیدی بنگاه‌ها با مجموع تقاضا برای کالای واسطه و تقاضـا بـرای مصـرف و پس‌انداز و همچنین برابری مجموع تقاضای بنگاه‌ها برای عامل اولیه V با کل منابع در اختیار خانوار می‌باشـد. روابـط ۱۱ و ۱۲ شروط تسویه بازارها را نشان می‌دهد.

(۱۱)

$$y_i = \sum X_{ij} + C_i + R_i$$

(۱۲)

$$V = \sum V_f$$

ب) شرط سود صفر: به‌صورت برابری ارزش محصول هر بنگـاه با ارزش نهاده و عوامل تولید تعریف می‌شود. با توجه بـه آنکـه فناوری تولید از نوع بازده ثابت نسبت به مقیاس تولید می‌باشد، شرط سود صفر تضمین‌کننده شرط حداکثر سود نیز خواهد بود. رابطه ۱۳ شرط سود صفر را نشان می‌دهد.

(۱۳)

$$P_i y_i = \sum P_j X_{ji} + P_{iv} V_i \qquad ij \in \{EC, N\}$$

که در آن P_{iv} بیانگر قیمت عامل تولید i ام می‌باشد.

ج) تـوزان بودجـه: بیـانگر برابـری مخـارج مصـرفی خـانوار و

1. Arrow- Debru

پس‌انداز با درآمد خانوار است. از آنجا که در تابع مطلوبیت مجموع سهم مصرف و پس‌انداز برابر یک است، در نقطه تعادل این شرط برقرار خواهد بود. رابطه ۱۴ شرط توازن بودجه را نشان می‌دهد.

(۱۴)

$$P_V.V = \sum P_i(C_i + R_i)$$

۳-۳- پایه اطلاعاتی و روش حل الگو

در الگوهای CGE، نیاز به یک ساختار استاندارد اطلاعات است که در قالب یک ماتریس حسابداری اجتماعی SAM[1] مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این تحقیق از SAM سال ۱۳۹۰ مرکز پژوهش‌های مجلس، استفاده شده است. در SAM به طور صریح اطلاعات مربوط به سرمایه‌گذاری صنایع در ایجاد دانش و میزان نهاده‌های مورد استفاده برای ایجاد خدمات نامشهود و همچنین اندازه انباشت دانش در اقتصاد وجود ندارد و به عبارتی در حساب‌های تولید و درآمد ملی، تحقیق و توسعه را به عنوان هزینه جاری تولید در کنار هزینه سایر نهاده‌های واسطه‌ای به حساب می‌آورند. این در حالی است که تنها بخشی از مبادلات مربوط به کالاهای واسطه، بیانگر ارزش فیزیکی آن است و مابقی نشان دهنده ارزش دانش مستتر در آن فعالیت تولیدی می‌باشد. لذا بایستی روشی مناسب برای محاسبه ارزش دانش در فعالیت‌های اقتصادی، بر اساس اطلاعات موجود در ماتریس حسابداری اجتماعی را انتخاب نمود.

به این منظور در SAM سال ۱۳۹۰، اجزای نامشهود با استفاده از اطلاعات موجود در ردیف‌های ۲۸-۲۴ و ۶۷-۵۹ مربوط به معاملات بین بخشی، مشخص شده است. این بخش‌ها بیانگر صنایع دانش بر[2] (سوینگ ۲۰۰۳: ۸؛ شهنازی، ۱۳۹۱: ۵) است. این عناصر به عنوان ماتریس جریان دانش به حساب می‌آیند که مجموع ستون‌های آن نشان دهنده ارزش سرمایه‌گذاری نامشهود صنایع و مجموع سطرها نشان دهنده ارزش نهاده‌های خدمات دانش نامشهود در تولید هر صنعت می‌باشد. بخش‌های طبقه‌بندی شده در گروه مرتبط با امر تحقیق و توسعه، مشمول بخش‌هایی است که در امر ایجاد دانش لازم برای کسب مهارت‌های مختلف مانند تخصص در انجام کار، مهارت‌های مذاکره، مدیریت و اجرا مورد نیاز بوده، یا از طریق بهبود توزیع درآمد به گسترش دانش کمک می‌نمایند. بدین ترتیب، در راستای ادغام بخش‌های مزبور، به منظور تدوین نسخه مناسب SAM مورد نیاز، فرض کرده‌ایم که سرمایه‌گذاری کل در ایجاد دانش در هر بخش برابر با کل ارزش نهاده‌های خریداری شده این بخش‌ها از سایر بخش‌های اقتصادی است. همچنین عامل تولید دانش برابر با ارزش فروش محصولات این بخش‌ها به سایر بخش‌های تولیدی می‌باشد.

الگوی طراحی شده با استفاده از زبان برنامه‌نویسی MPSGE[3] نوشته و تحت نرم‌افزار GAMS حل شده است. مقادیر کشش‌های جانشینی بین نهاده‌ها و عوامل تولید، کشش جانشینی آرمینگتون، کشش جانشینی انتقال وکشش جانشینی بین مصرف و پس‌انداز و کشش جانشینی بین انواع سرمایه‌گذاری در جدول شماره ۱ نشان داده شده است. مقادیر کشش‌ها برگرفته از مطالعه سوینگ (۲۰۰۳: ۲۹) است.

با توجه به آنکه ضرایب سهم و مقادیر متغیرهای برون‌زا در الگوهای تعادل عمومی، بر اساس SAM مقداردهی می‌شود، لذا برای حصول اطمینان از دقت نتایج شبیه‌سازی شده به‌وسیله الگو، تحلیل حساسیت نسبت به مقادیر کشش‌ها انجام شده است.

۴- نتایج شبیه سازی

در این بخش با استفاده از الگوی تدوین شده، به بررسی نتایج حاصل از اعمال دو سناریوی مختلف پرداخته شده است. در سناریوی اول اقدام به تعیین نرخ یارانه لازم به سرمایه‌گذاری در R&D به منظور دو برابر نمودن[4] سهم این نوع از سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی شده است. در سناریوی دوم نرخ مالیات لازم در حالتی که میزان یارانه مورد نیاز برای دستیابی به هدف مزبور از محل اعمال مالیات بر مصرف سوخت‌های فسیلی تأمین شود، برآورد شده است. نتایج حاصل از اعمال سناریوی اول نشان می‌دهد که نرخ یارانه لازم به سرمایه‌گذاری در R&D معادل ۱۰/۷۴ درصد می‌باشد.

1. Social Accounting Matrix
2. Knowledge -Intensive

3. Mathematical Programming System for General Equilibrium Model

۴. با توجه به اینکه سهم مخارج تحقیق و توسعه در تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران تقریباً ۵ درصد است، در ابتدا اثر سناریو دو برابر نمودن آن و رساندن این سهم به ۱۰ درصد مورد توجه قرار گرفت. با توجه به آنکه شاخص‌های اقتصادی نسبت به این میزان افزایش عکس‌العمل چندانی نشان ندادند، لذا به منظور امکان تحلیل نتایج، این سناریو به همین صورت باقی ماند و سناریوهایی با کمتر از ۱۰۰ درصد تغییر در سهم، مورد بررسی قرار نگرفت.

همچنین در سناریوی دوم برای دستیابی به هدف مورد نظر در سناریوی اول، نیاز به پرداخت نرخ یارانه‌ای معادل ۱۰/۲۱ درصد به سرمایه‌گذاری در R&D بوده و نرخ مالیات معادل ۲/۸۶ درصد بر مصرف انرژی فسیلی می‌باشد. بر اساس نظریه‌های اقتصادی، انتظار می‌رود که میزان یارانه مورد نیاز در سناریو دوم نسبت به سناریو اول، به مراتب کمتر باشد. چرا که مالیات بر مصرف انرژی باعث افزایش قیمت نسبی انرژی می‌شود. لذا در سمت عرضه، تولیدکنندگان سوخت‌های فسیلی را تشویق به صرف هزینه در زمینه R&D جهت جایگزینی سوخت‌های پاک نموده و در سمت تقاضا نیز قیمت بالاتر انرژی، می‌تواند تقاضا کنندگان انرژی به عنوان کالاهای واسطه‌ای را وادار به انجام تحقیقات به منظور استفاده از روش‌های تولید جدید که نیاز به انرژی کمتری دارند نماید. از طرف دیگر، تمایل مصرف کنندگان نهایی انرژی به تقاضا برای کالاهای نهایی با کارایی بیشتر در مصرف انرژی را افزایش می‌دهد. این امر به نوبه خود می‌تواند تولیدکنندگان را تشویق به سرمایه‌گذاری بیشتر در R&D نماید. بنابراین مالیات بر انرژی نیز بطور غیرمستقیم باعث افزایش سرمایه‌گذاری در R&D و ایجاد نیرویی مضاعف در این راستا شده و در نتیجه می‌تواند منجر به کاهش میزان یارانه لازم برای رسیدن به هدف مورد نظر شود. اما همان‌طور که ملاحظه می‌شود تفاوت در نرخ یارانه در دو سناریو تنها ۰/۵۳ درصد است. این امر بیانگر عدم انعطاف‌پذیری ساختاری در بخش‌های تولیدی نسبت به وضع مالیات بر سوخت‌های فسیلی است. به عبارتی وضع مالیاتی به میزان ۲/۵ درصد انگیزه چندانی در بخش‌های تولیدی نسبت به تغییر تکنولوژی تولید و انجام سرمایه‌گذاری در R&D ایجاد نمی‌نماید.

جدول ۱. مقادیر کشش‌های جانشینی

بخش/شرح	جانشینی آرمینگتون	کشش جانشینی	مقدار
کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری	۲	بین دانش و کالای ترکیبی مواد–انرژی–ارزش افزوده و عوامل ثابت	۱
نفت خام و گاز طبیعی	۲	بین عوامل ثابت و کالای ترکیبی مواد–انرژی –ارزش افزوده	۰/۰
استخراج زغال سنگ	۲	بین کالای ترکیبی مواد–انرژی و ارزش افزوده	۰/۷
سایر معادن و محصولات کانی غیرفلزی	۰/۹	بین مواد و انرژی	۰/۷
فلزات اساسی	۰/۹	بین کار و سرمایه	۰/۹
ساخت کک، فرآورده‌های حاصل از تصفیه نفت و سوخت هسته‌ای	۰/۶	بین کالاهای انرژی	۱/۴
توزیع گاز طبیعی	۰/۵	بین مواد واسطه غیر انرژی	۰/۶
خدمات	۰/۹	بین کالای تولید شده و مصرف شده در داخل و صادرات (کشش انتقال)	۰/۹
برق	۰/۶	بین مصرف و پس‌انداز	۱
حمل و نقل	۰/۴	بین سرمایه‌گذاری فیزیکی و سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه	۱
صنایع کارخانه‌ای	۰/۸	بین انواع سرمایه‌گذاری فیزیکی	۰/۲۵

مأخذ: سوینگ (۲۰۰۳: ۲۹)

یکی از مسائل مورد توجه در اجرای سیاست‌های محیط زیستی، آثار رفاهی و همچنین میزان آثار محیط زیستی آنها است. همان‌طور که در بخش ساختار الگو به توضیح آن پرداخته شد، به منظور بررسی آثار رفاهی تحت سناریوهای مورد بررسی، از شاخص رفاه تغییرات معادل استفاده شده است. این شاخص به اندازه‌گیری میزان تغییر در درآمد در قیمت‌های رایج که برابر با اثر ایجاد شده در مطلوبیت مصرف‌کننده به علّت مالیات و یارانه است، می‌پردازد. شکل تابع مطلوبیت در الگوی تدوین شده، بیانگر آن است که مطلوبیت تابعی از مصرف و پس‌انداز و در نتیجه مصرف و سرمایه‌گذاری، در وضعیت تعادل است. بنابراین تغییرات در رفاه تابعی از تغییرات در مصرف، سرمایه‌گذاری فیزیکی و سرمایه‌گذاری در R&D می‌باشد. بر این اساس، نتایج تحقیق بیانگر آن است که میزان رفاه در سناریوهای اول و دوم به ترتیب ۱ و ۱/۴ درصد کاهش یافته است. علّت این امر آن است که پس از پرداخت یارانه به سرمایه‌گذاری در R&D از یک‌سو بر اساس رابطه ۴ این نوع

از سرمایه‌گذاری جانشین سرمایه‌گذاری فیزیکی شده و از سوی دیگر به علّت افزایش پس‌انداز، مصرف نیز کاهش می‌یابد که برآیند کاهش مصرف و سرمایه‌گذاری فیزیکی کاهش رفاه را ایجاد می‌کند. لازم به ذکر است که درصد کاهش در سرمایه‌گذاری فیزیکی کمتر از یک درصد است. ولی از آنجا که سهم سرمایه‌گذاری فیزیکی و سرمایه‌گذاری در R&D از کل سرمایه‌گذاری به ترتیب حدود ۹۵ و ۵ درصد می‌باشد، لذا ۸/۶ درصد افزایش در سرمایه‌گذاری در R&D، نمی‌تواند کاهش در سرمایه‌گذاری فیزیکی را جبران نماید. جدول شماره ۲ درصد تغییر در رفاه، مصرف، سرمایه‌گذاری فیزیکی و سرمایه‌گذاری در R&D را نشان داده است.

جدول ۲. مقایسه آثار اقتصادی و رفاهی تحت دو سناریو مورد بررسی

سناریو–شرح	نرخ یارانه	نرخ مالیات	درصد کاهش رفاه	درصد کاهش مصرف	درصد افزایش سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه	درصد کاهش در سرمایه‌گذاری فیزیکی
سناریوی اول	۹/۴۲	۰/۰۰	-۱/۰۰	-۰/۶۶	۸/۵۹	-۰/۶۳
سناریوی دوم	۹/۰۷	۲/۵۰	-۱/۴۱	-۰/۶۳	۸/۳۶	-۰/۶۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۳. میزان کاهش انتشار هر آلاینده و کاهش هزینه اجتماعی تحت دو سناریو

آلاینده – شرح	هزینه اجتماعی	کاهش هر آلاینده		کاهش هزینه اجتماعی ناشی از یارانه	
	هزار ریال برتن	سناریوی اول	سناریوی دوم	سناریوی اول	سناریوی دوم
کربن دی اکسید	۸۰	-۱۳۴۰۴۴۷۷	-۲۳۰۹۵۶۹۴	-۱۰۷۲۳۵۸۱۶۰	-۱۸۴۷۶۵۵۵۲۰
ریز گرد	۳۴۴۰۰	-۲۶۷۷	-۹۰۳۴	-۹۲۰۸۸۸۰۰	-۳۱۰۷۶۹۶۰۰
کربن منوکسید	۱۵۰۰	-۳۶۱۸۵	-۱۶۴۳۱۸	-۵۴۲۷۷۵۰۰	-۲۴۶۴۷۷۰۰۰
سولفید	۱۴۶۰۰	-۵۷۵۴	-۲۸۴۲۹	-۸۴۰۰۸۴۰۰	-۴۱۵۰۶۳۴۰۰
اکسید نیتروژن	۴۸۰۰	-۲۸۶۰۹	-۵۹۹۹۲	-۱۳۷۳۲۳۲۰۰	-۲۸۷۹۶۱۶۰۰
متان	۱۶۸۰	-۹۷۷	-۱۸۷۳	-۱۶۷۴۹۶۰	-۳۱۴۶۶۴۰
جمع				-۱۰۵۰۱۶۷۳۳۰	۱۸۰۰۳۰۴۱۶۰

مأخذ: ترازنامه انرژی و یافته‌های پژوهش

جدول ۴. میزان آلودگی و مقدار کاهش آن تحت سناریوهای مختلف (تن/درصد)

شرح / سناریو	سناریوی اول	سناریوی دوم
کل مقدار انتشار	۵۴۱۵۹۹۳۱۱	۵۳۱۷۱۸۲۵۶
میزان کاهش انتشار	-۱۳۴۷۸۷۹۹	-۲۳۳۵۹۸۵۴
درصد	-۲/۴	-۴/۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

از آنجا که تغییر محاسبه شده برای شاخص رفاه بدون در نظر گرفتن منافع حاصل از کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و همچنین منافع ناشی از سرریز دانش است؛ توجه به این نکته ضروری است که در صورت مد نظر قرار دادن منافع مذکور، کاهش رفاه ناشی از اجرای سیاست، تعدیل می‌شود. نتایج حاصل از اعمال سناریوهای مختلف نشان می‌دهد که پس از پرداخت یارانه در سناریوی اول انتشار گازهای گلخانه‌ای ۲/۴ درصد کاهش می‌یابد. هزینه‌های اجتماعی ناشی از انتشار هر آلاینده در سال ۱۳۹۰به قیمت ثابت سال ۱۳۸۱ در ستون اول جدول ۳ مشاهده می‌شود. با توجه به کاهش مقادیر انتشار هر آلاینده پس از پرداخت یارانه، هزینه‌های اجتماعی در سناریوی اول ۱۰۵۰۱۶۷۳۳۰ هزار ریال و در سناریوی دوم

۱۸۰۰۳۰۴۱۶۰ هزار ریال کاهش یافته است.[۱] همان‌طور که ملاحظه می‌شود کاهش در هزینه‌های اجتماعی در سناریوی دوم بیش از دو برابر سناریوی اول است. این امر بیانگر آن است که ترکیب یارانه و مالیات اثر بیشتری در کاهش آلودگی و کاهش هزینه‌های اجتماعی حاصل از آن دارد. میزان کاهش مقدار هر آلاینده و کاهش هزینه اجتماعی تحت دو سناریو در جدول ۳ نشان داده شده است. همچنین کل میزان انتشار آلودگی قبل و بعد از اعمال دو سناریو و درصد کاهش انتشار آلودگی در جدول ۴ نشان داده شده است.

میزان انتشار آلودگی در تراز انرژی بر اساس میزان تولید بخش‌های تصفیه نفت و ساخت فرآورده‌های نفتی، توزیع گاز طبیعی، زغال سنگ و فلزات اساسی (دارنده کوره‌های بلند) محاسبه و اعلام می‌گردد. کاهش مقادیر آلاینده‌ها در جدول ۴ به‌علّت کاهش مقدار تولید در سه بخش فرآورده‌های نفتی، توزیع گاز طبیعی و زغال سنگ است که در نتیجه اعمال سناریوها به‌وجود آمده است. در این میان بخشی از کاهش ایجاد شده به‌وسیله افزایش تولید فلزات اساسی جبران شده است. نتایج حاصل از تغییر تولید ناخالص داخلی بخش‌ها نشان می‌دهد که تولید ناخالص بخش‌های کشاورزی، صنایع کارخانه‌ای، تصفیه نفت و ساخت فرآورده‌های نفتی، توزیع گاز طبیعی، برق، خدمات و حمل و نقل کاهش یافته است.[۲] هر چند درصد کاهش تولید ناخالص بعضی از بخش‌ها بسیار ناچیز و کمتر از ۰/۵ درصد است. درصد کاهش تولید در دو بخش برق و توزیع گاز طبیعی از همه بخش‌ها بیشتر است. در مقابل میزان کاهش در تولید بخش تصفیه نفت و ساخت کک تحت سناریوی اول بسیار ناچیز و حدود ۰/۲۳ بوده و تحت سناریوی دوم، به واسطه وضع مالیات، به ۱/۹۹ درصد رسیده است. همچنین اگرچه تولید بخش فلزات اساسی افزایش یافته، ولی میزان این افزایش کمتر از ۰/۵ درصد است. در مجموع می‌توان گفت که در نتیجه اجرای هر دو سناریو، تولید ناخالص بخش‌های تولیدکننده انرژی شامل نفت خام و گاز طبیعی، تصفیه نفت و ساخت کک و بخش‌های انرژی‌بر شامل صنایع کارخانه‌ای و حمل و نقل کاهش یافته و میزان کاهش در سناریوی دوم نسبت به سناریوی اول بیشتر است. لذا می‌توان نتیجه گرفت نه تنها سیاست مالیات بر مصرف انرژی، بلکه سیاست یارانه به تحقیق و توسعه هم می‌تواند مصرف انرژی را کاهش دهد. اگرچه که ترکیب دو سیاست اثر بیشتری را به همراه خواهد داشت. جدول شماره ۵ درصد تغییر در تولید ناخالص داخلی بخش‌های مختلف را نشان می‌دهد.

جدول ۵. شاخص تولید ناخالص و درصد تغییرات آن تحت دو سناریوی مختلف

بخش	شاخص تولید ناخالص داخلی		درصد تغییر تولید ناخالص داخلی	
	سناریوی اول	سناریوی دوم	سناریوی اول	سناریوی دوم
کشاورزی	۰/۹۹۶۳	۰/۹۹۸۳	-۰/۳۷	-۰/۱۷
نفت خام و گاز طبیعی	۱	۱	۰/۰	۰/۰
زغال سنگ	۱	۱	۰/۰	۰/۰
معادن	۱	۱	۰.۰۰	۰.۰۰
صنایع کارخانه‌ای	۰/۹۹۵۳	۰/۹۹۴۸	-۰/۴۷	۰/۵۲
فلزات اساسی	۱/۰۰۳۶	۱/۰۰۳۹	۰/۳۶	۰/۳۹
تصفیه نفت و ساخت کک	۰/۹۹۷۷	۰/۹۸۰۱	-۰/۲۳	-۱/۹۹
برق	۰/۹۱۶۶	۰/۹۲۹۴	-۸/۳۴	-۷/۰۵
توزیع گاز طبیعی	۰/۹۵۷۹	۰/۹۳۸۲	-۴/۲۱	-۶/۱۸
خدمات	۰/۹۹۵۰	۰/۹۹۶۱	-۰/۵۰	-۰/۳۹
حمل و نقل	۰/۹۹۶۸	۰/۹۹۷۴	-۰/۳۲	-۰/۵۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

یکی از شاخص‌های مهم اقتصادی در هر کشور، شاخص شدت انرژی در بخش‌های مختلف تولیدی است. این شاخص بیانگر کارایی مصرف انرژی بوده و میزان مصرف انرژی برای هر واحد از تولید را اندازه‌گیری می‌نماید. میزان شدت انرژی قبل از اعمال سناریوها به ترتیب در بخش‌های حمل و نقل، برق و تصفیه نفت بیشترین مقدار و در بخش نفت خام کمترین مقدار را به خود اختصاص داده است. بعد از وضع مالیات بر مصرف انرژی همراه با پرداخت یارانه به سرمایه‌گذاری R&D، این شاخص در هم بخش‌ها بجز سه بخش حمل و نقل، تصفیه نفت و توزیع گاز طبیعی کاهش یافته است. هر چند میزان این کاهش بسیار ناچیز و کمتر از ۰/۵ درصد است. علّت افزایش

۱. کاهش در هزینه‌های اجتماعی از حاصل ضرب سه عامل میزان کاهش در شاخص تولید بخش انرژی، میزان آلاینده ایجاد شده در هر بخش و هزینه اجتماعی ناشی از آلاینده به دست می‌آید.

۲. از آنجا که الگوی حاضر یک الگوی تعادل عمومی است و با توجه به اینکه در این گونه الگوها تکانه وارده از طریق برآیند تغییر قیمت نسبی کالاها، عوامل تولید و کالاهای واسطه اثر خود را ایجاد می‌نماید، نمی‌توان دقیقاً مشخص کرد افزایش ناچیز صورت گرفته در تولید ناخالص این بخش به چه علّت است. به همین دلیل در بیان علّت فرآیند صورت گرفته در این الگوها اصطلاحاً از لفظ "جعبه سیاه" استفاده می‌کنند.

شدت انرژی در بخش‌های مذکور را می‌توان با اثر برگشتی[1] ناشی از افزایش کارایی انرژی که به‌دنبال اعمال سناریوها به‌وقوع می‌پیوندد، توجیه نمود. به‌عبارت دیگر، در نتیجه وضع مالیات بر مصرف انرژی و افزایش قیمت نسبی آن، در مرحله اول بنگاه‌ها با افزایش R&D از روش‌ها، وسایل تولید و مصرف کارآتر انرژی بهره خواهند گرفت. در مرحله بعد، در صورتی‌که این افزایش کارایی انرژی باعث شود بنگاه‌ها این نهاده را بیشتر مورد استفاده قرار دهند؛ اثر بازگشتی اتفاق افتاده و شدت انرژی نیز افزایش می‌یابد.

جدول ۶ شدت انرژی در حالت اولیه (BAU)[2] و پس از اعمال مالیات بر مصرف انرژی همراه با پرداخت یارانه به سرمایه‌گذاری در R&D را نشان می‌دهد.

جدول ۶. شدت انرژی قبل و بعد از اعمال مالیات و یارانه و درصد تغییر آن

بخش	شدت انرژی قبل از سیاست	شدت انرژی بعد از سیاست	درصد تغییر شدت انرژی
کشاورزی	۵/۱۲۳۱	۵/۰۵۶۵	-۰/۰۶۶۳
نفت خام و گاز طبیعی	۱/۳۰۶۵	۱/۲۸۹۲	-۰/۰۱۷۳
زغال سنگ	۵/۲۸۶۹	۵/۲۵۰۶	-۰/۰۳۶۲
سایر معادن	۵/۲۸۶۹	۵/۲۴۶۰	-۰/۰۴۰۸
صنایع کارخانه‌ای	۶/۱۷۴۶	۶/۰۹۸۱	-۰/۰۷۶۴
فلزات اساسی	۴/۸۶۳۲	۴/۸۳۴۴	-۰/۰۲۲۸
تصفیه نفت و ساخت کک	۱۵/۹۰۲۴	۱۵/۹۹۷۲	-۰/۰۹۴۷
توزیع گاز طبیعی	۴/۹۲۶۸	۵/۹۳۳۱	۱/۰۰۶۲
خدمات	۷/۷۳۹۵	۷/۶۰۴۵	-۰/۰۱۳۵
حمل ونقل	۲۰/۹۷۲۷	۲۱/۰۴۱۷	۰/۰۶۸۹
برق	۰/۱۹۸۲	۰/۱۸۳۰	-۰/۰۱۵۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

امروزه دستیابی به توسعه اقتصادی پایدار و کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای، از طریق اعمال سیاست‌های اقتصادی، یکی از مسائل مهم مورد توجه سیاست‌گذاران به شمار می‌رود. از جمله سیاست‌های مد نظر در این زمینه پرداخت یارانه به سرمایه‌گذاری در R&D و اخذ مالیات بر مصرف انرژی‌های فسیلی به منظور ایجاد تغییرات فنی مناسب در جهت کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای است. در این راستا، تحقیق حاضر بدنبال تعیین نرخ یارانه لازم به سرمایه‌گذاری در R&D با هدف دو برابر نمودن سهم آن در تولید ناخالص داخلی کشور، با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر، بوده است. تعیین نرخ یارانه لازم تحت دو سناریو مختلف صورت گرفته است. نتایج حاصل از تدوین و مقداردهی الگو نشان می‌دهد که در سناریوی پرداخت یارانه، نرخ یارانه لازم معادل ۱۰/۷۴ درصد به سرمایه‌گذاری در R&D می‌باشد. در سناریوی تأمین مالی یارانه‌های پرداختی از طریق وضع مالیات، نرخ یارانه معادل ۱۰/۲۱ درصد به سرمایه‌گذاری در R&D برآورد شده است. در این میان نرخ مالیات لازم معادل ۲/۸۶ درصد بر مصرف انرژی‌های فسیلی می‌باشد. اختلاف ۰/۵۳ درصدی نرخ یارانه به سرمایه‌گذاری در R&D در دو سناریو مطرح شده، بیانگر آن است که وضع مالیات انگیزه چندانی جهت انجام سرمایه‌گذاری در R&D توسط بخش‌های تولیدی ایجاد نمی‌نماید. علّت این امر می‌تواند وابستگی تولید به نهاده انرژی فسیلی و عدم انعطاف پذیری ساختار تولید باشد.

رفاه در هر دو سناریو به علّت کاهش مصرف و سرمایه‌گذاری فیزیکی کاهش یافته است. اگرچه این کاهش ناچیز می‌باشد. مسلم است که اگر اثر تعدیل در هزینه‌های اجتماعی حاصل از کاهش انتشار گازهای آلاینده، که در سناریوی اول و دوم به ترتیب معادل ۲/۴ و ۴/۲ درصد می‌باشد، را در تغییرات رفاه لحاظ نماییم، قسمتی از کاهش رفاه تعدیل خواهد شد. در نتیجه اجرای هر دو سناریو، تولید ناخالص بخش‌های تولیدکننده انرژی و بخش‌های انرژی‌بر شامل تصفیه نفت، صنایع کارخانه‌ای و برق کاهش می‌یابد. میزان کاهش در سناریوی دوم نسبت به سناریوی اول بیشتر است. بدین ترتیب می توان نتیجه گرفت نه تنها سیاست مالیات بر مصرف انرژی، بلکه سیاست یارانه به تحقیق و توسعه هم می‌تواند مصرف انرژی را کاهش دهد. هر چند که ترکیب دو سیاست اثر بیشتری را به همراه خواهد داشت. بنابراین، به‌منظور کاهش بیشتر در آلودگی هوا، بکارگیری توأم هر دو ابزار یارانه به تحقیق و توسعه و مالیات بر مصرف انرژی فسیلی، به سیاست‌گذاران پیشنهاد می‌شود.

1. Rebound Effect
2. Business as Usual

منابع

انوشه، شهرزاد (۱۳۹۰). "اثر مخارج تحقیق و توسعه بر رشد اقتصادی به تفکیک بخش‌های سرمایه‌گذار (مطالعه موردی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (OIC)". *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، شماره ۷، ۷۹-۵۹.

باقرزاده، علی و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹). "تحلیل اثر تحقیق و توسعه داخلی و خارجی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در بخش کشاورزی ایران"، *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، شماره ۱، پیاپی ۱۱، ۱۱۹-۹۳.

برخورداری، سجاد و عظیمی، ناصر علی (۱۳۸۷). "اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت یارانه‌های تحقیق و توسعه بر رشد اقتصادی ایران". *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، شماره ۱۴، ۱۲۸-۱۱۱.

دلیری، حسن (۱۳۹۶). "بررسی اثر متقابل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری داخلی (مطالعه تطبیقی ایران و ۱۳۶ کشور دنیا)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۹۶-۸۱.

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

شهنازی، روح‌اله (۱۳۹۱). "عوامل مؤثر بر تولید صنایع با فناوری برتر در اقتصاد دانش محور (رهیافت Panel Data به روش GLS)". *فصلنامه رشد فناوری*، شماره ۳۳، ۱۲-۲.

مجدزاده طباطبایی، شراره؛ هادیان، ابراهیم و زیبایی، منصور (۱۳۹۵). "تعیین میزان یارانه مناسب جهت توسعه انرژی های تجدیدپذیر در ایران با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه با رهیافت تلفیقی". *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، شماره ۱۷، ۱۶۷-۱۲۷.

محمدزاده، اعظم؛ شهیکی تاش، محمد نبی و روشن، رضا (۱۳۹۵). "تعدیل مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مصرف بر اساس تابع ترجیحات مارشالی". *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۲۵، ۴۲-۷.

مقدسی، رضا و طاهری، فرزانه (۱۳۹۱). "آثار اقتصادی و زیست محیطی دریافت مالیات بر آلودگی". *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، شماره ۱۵، ۱۱۲-۷۷.

مقیمی فیض‌آبادی، مریم؛ شاهنوشی، ناصر؛ دانش، شهناز؛ اکبری مقدم، بیت‌الله و دانشور کاخکی، محمود (۱۳۸۹). "بررسی آثار محیط زیستی مالیات سبز و کاهش یارانه سوخت در ایران". *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۷۵، ۱۰۸-۹۹.

وزارت نیرو (۱۳۹۲). "ترازنامه انرژی سال ۱۳۹۰". معاونت امور برق و انرژی.

Baccianti, C. & Löschel, A. (2014). "The Role of Product and Process Innovation in CGE Models of Environmental Policy". *Working Paper*, No 68. Welfare Wealth Work.

Ballard, C. L., Fullerton, D., B. Shoven, J. & Whalley, J. (1985). "A General Equilibrium Model for Tax Policy Evaluation". Published in 1985 by University of Chicago Press.

Bramoullé, Y. & Olson, L. J. (2005). "Allocation of Pollution Abatement under Learning by Doing". *Journal of Public Economics*, 89, 1935-1960.

Fischer, C. & Newell, R. (2008). "Environmental and Technology Policies for Climate Mitigation". *Journal of Environmental Economics and Management*, 55, 142-162.

Gerlagh, R. & Van Der Zwaan, R. (2006). "Options and Instruments for a Deep Cut in CO2 Emissions: Carbon Dioxide Capture or Renewables, Taxes or Subsidies?". *The Energy Journal*, 27(3), 25-48.

Goulder, L. H. & Mathai, K. (2000). "Optimal CO2 Abatement in the Presence of Induced Technological Change". *Journal of Environmental Economics and Management*, 39, 1-38.

Heggedal, T. R. & Jacobsen, K. (2011). "Timing of Innovation Policies when Carbon Emissions are Restricted: an Applied General Equilibrium Analysis". *Resource and Energy Economics*, 33, 913-937.

Klaassen, G., Miketa, S., Larsen, K. & Sundqvist, T. (2005). "The Impact of

R&D on Innovation for Wind Energy in Denmark, Germany and the United Kingdom". *Ecological Economics*, 54, 227-240.

Kverndok, S., Rosendahl, K. & Rutherford, T. (2004). "Climate Policies and Induced Technological Change: Which to Choose, the Carrot or the Stick?". *Environmental and Resource Economics*, 27, 21–41.

Lim, J. S. & Kim, G. K. (2012). "Combining Carbon Tax and R&D Subsidy for Climate Change Mitigation". *Energy Economics*, 34, 496-502.

Majdzadeh Tabatabaei, Sh., Hadian, E., Marzban, H. & Zibaei, M. (2017). "Economic, Welfare and Environmental Impact of Feed in Tariff Policy: A Case Study in Iran". *Energy Policy*, 102, 164-169.

Marshal, A. (1920). "Principeies of Economics". London, Macmillan.

Popp, D., Newell, R. G., Jaffe, A. B. (2010). "Energy, the Environment, and Technological Change". *Handbook of the Economics of Innovation*, II, 873-935.

Rutherford, T. F. (2005). "The Role of Carbon Taxes and R&D Subsidies in Climate Policy". *International Energy Work Shop Kyoto Japan*.

Schneider, S. & Goulder, L. (1997). "Commentary: Achieving Low-Cost Emissions Targets". *Nature*, 389, 13-14.

Sö derholm, P. & Klaassen, G. (2007). "Wind Power in Europe: A Simultaneous Innovation-Diffusion Model". *Environmental and Resource Economics*, 36, 163-190.

Söderholm, P. & Sundqvist, T. (2007). "Empirical Challenges in the Use of Learning Curves for Assessing the Economic Prospects of Renewable Energy Technologies". *Renewable Energy*, 32, 2559-2578.

Sue Wing, I. (2003). "Induced Technical Change and the Cost of Climate Policy". *Massachusetts Institute of Technology*, Cambridge, MA Joint Program on the Science and Policy of Global Change Report, 112, 1-45.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و دوم، پاییز ۱۳۹۷ (۶۰-۴۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 32, September 2018 (47-60)

بررسی عوامل مؤثر بر رشد فراگیر کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی

سید حسین میرجلیلی[۱]، امین محسنی چراغلو[۲]، *امید صفری[۳]

۱. دانشیار و عضو هیئت علمی پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، تهران، ایران
۲. استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه تهران، تهران، ایران
۳. کارشناس ارشد علوم اقتصادی، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۶/۱۰/۱۹ پذیرش: ۱۳۹۷/۱/۲۶)

Determinants of Inclusive Growth in Islamic Countries

Seyyed Hossein Mir Jalili[1], Amin Mohseni Cheraghlou[2], *Omid Safari[3]
1. Associate Professor, Institute for Humanities and Cultural Studies, Tehran, Iran
2. Assistant Professor, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran
3. M.A. in Economics, Institute for Humanities and Cultural Studies, Tehran, Iran
(**Received:** 9/Jan/2018 **Accepted:** 15/April/2018)

چکیده:

رشد فراگیر، فرصت‌های برابر برای مشارکت کنندگان در رشد اقتصادی ایجاد می‌کند، به‌گونه‌ای که تمام بخش‌های جامعه در ایجاد رشد مشارکت دارند و از رشد منتفع می‌شوند. در این پژوهش از روش آناند و همکاران با اندازه‌گیری یکپارچه رشد فراگیر و از شاخص تحرک اجتماعی استفاده شده است. انتخاب روش اندازه‌گیری یکپارچه رشد به ما اجازه تشخیص عوامل تعیین‌کننده آن و اولویت‌بندی محدودیت‌های خاص کشورها در ایجاد رشد فراگیر را می‌دهد. در این راستا، با توجه به هدف این پژوهش که تجزیه و تحلیل رشد فراگیر کشورهای اسلامی است، به بررسی عوامل مؤثر بر رشد فراگیر کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی با استفاده از رویکرد داده‌های پانل نامتوازن طی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۵، می‌پردازیم. نتایج نشان می‌دهد، ضمن اینکه رشد تولید ناخالص داخلی سرانه، به‌عنوان مهم‌ترین عامل رشد فراگیر کشورهای منتخب اسلامی طی دوره مورد مطالعه بوده است، کنترل تورم، رشد سرمایه انسانی، سرمایه‌گذاری، مصرف دولت و باز بودن تجاری، از عوامل مؤثر بر رشد فراگیر در کشورهای منتخب اسلامی است، اما رشد نسبت اعتبارات بانکی به تولید ناخالص داخلی برای اندازه‌گیری تعمیق مالی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تأثیر مثبت بر رشد فراگیر کشورهای منتخب اسلامی نداشته است.

واژه‌های کلیدی: رشد فراگیر، شاخص تحرک اجتماعی، کشورهای اسلامی، داده‌های پانل.
طبقه‌بندی JEL: E24، H52، O47.

Abstract:

Inclusive growth creates equal opportunities for those who contribute to economic growth, so that the whole people could contribute to economic growth and benefit from it. In this research, we applied Anand et al. integrated method and social mobility index to measure inclusive growth. The integrated method allows us to identify the determinants of growth and prioritize the specific constraints of each country in generating inclusive growth. We utilized unbalanced panel data method for the period 1995-2015. The results indicate that GDP growth is the most important determinants of inclusive growth in the Islamic countries. Inflation control, human capital improvement, investment, government consumption and trade openness, positively affect inclusive growth in Islamic countries. However, the ratio of bank credits to GDP and foreign direct investment did not have a positive effect on the growth of Islamic countries.

Keywords: Inclusive Growth, Social Mobility Index, Islamic Countries, Panel Data.
JEL: E24, H52, O47.

* **نویسنده مسئول:** امید صفری
E-mail: safariomid2017@gmail.com
*Corresponding Author: Omid Safari

۱- مقدمه

در سال‌های اولیه پس از جنگ جهانی دوم، درک غالب آن بود که رشد سریع از طریق صنعتی شدن، مؤثرترین راه رشد و توسعه است و منجر به بهبود شرایط زندگی فقرا نیز می‌شود (میرباقری، ۱۳۹۵: ۹۳). دیدگاه رایج آن بود که بدترشدن اولیه توزیع درآمد با بهبود متعاقب آن طبق فرضیه کوزنتس (۱۹۵۵)، سرانجام باعث می‌شود که منافع رشد به طبقات پایین درآمدی سرایت کند. در واقع ظهور پول‌گرایان و اقتصاددانان نئوکلاسیک در اواسط دهه ۱۹۷۰ و در اوایل دهه ۱۹۸۰، اقتصاد توسعه را به سمت قضیه فروچکیدن به پائین منافع رشد، انتقال داد و در نتیجه مباحث اجماع واشنگتنی به اوج خود رسید اما در عمل در کشورهای زیادی، رشد سریع با بدتر شدن نابرابری همراه بود و فرایند رشد نتوانست نقطه عطفی ایجاد کند و روند اولیه را معکوس کند. نه‌تنها نابرابری بهبود نیافت، بلکه تعداد فقرا در سطوح بالا باقی ماند یا در برخی مواقع، حتی تعداد فقرا افزایش یافت (سعد فیلهو، ۲۰۱۰: ۱)، این واقعیت، فروچکیدن به پائین منافع رشد در کشورهای در حال توسعه را نفی کرد. این امر سبب پیدایش دغدغه‌هایی درباره پیامدهای توزیع درآمدی رشد شد. پیدایش این درک که رشد و برابری می‌تواند و بایستی دوشادوش یکدیگر حرکت کنند، این بحث را در توسعه گشود که چگونه رشد را با برابری ارتقاء بخشیم. از این رو پژوهش‌های زیادی در مورد آزمون‌های تجربی رابطه میان توزیع درآمد و تولید ناخالص داخلی سرانه انجام شد که فرضیه کوزنتس را رد کرد (رانیری و راموس، ۲۰۱۳: ۳). چالش دیدگاه «فروچکیدن به پایین» و بده بستان میان رشد و برابری، با تجربه ناموفق برنامه‌های تعدیل اقتصادی دهه ۱۹۸۰ و اوایل دهه ۱۹۹۰، تقویت شد. دلیل دیگر برای انتقال اندیشه توسعه به‌سوی رابطه میان رشد و برابری، عملکرد توسعه‌ای خارق‌العاده‌ی ببرهای آسیایی، هنگ‌کنگ، سنگاپور، کره جنوبی و تایوان بود. ترکیب رشد سریع درآمد سرانه با نابرابری پایین و نسبتاً با ثبات در آسیای شرقی نشان داد که «ممکن است با تدابیر سیاستی بتوان ترکیب رشد بالا و کاهش سریع فقر را تسریع کرد» (داگدوایرن و همکارن[1]، ۲۰۰۰: ۵). شکست اجماع واشنگتنی در اوایل دهه ۱۹۹۰، صندوق بین‌المللی پول و بانک جهانی را وادار به مقابله با مشکل نابرابری و فقر از طریق رشد فقرزدا کرد. در بازاندیشی توسعه، این موضوع مطرح شد که آیا فقرا عملاً از رشد منتفع می‌شوند؟ با توجه به اینکه رشد، ذاتاً فقرزدا نیست، بنابراین فرایند رشد نیاز دارد مدیریت شود تا رشد فقرزدا[2] نیز حاصل شود. برای دهه‌ها، کشورهای بسیاری بر تسریع رشد اقتصادی متمرکز شدند. سپس گفتمان جهانی در اقتصاد توسعه به‌سوی رشد فقرزدا حرکت کرد.

لوپز می‌گوید که ما هنوز به‌اندازه کافی در مورد تأثیر بالقوه نابرابری درآمدی و توزیع درآمد رشد نمی‌دانیم و دانش اندکی در مورد تأثیر بالقوه سیاست‌ها بر نابرابری داریم؛ بنابراین، اگر بپذیریم که رفع فقر هدف نهائی است و اینکه رشد برای رسیدن به آن کمک می‌کند، آنگاه تنها ترکیب سیاست‌های مورد اختلاف است که اثر کاهش فقر در نتیجه رشد را مطرح می‌کند که ممکن است شامل برخی ابعاد برابری باشند یا نباشند. با این‌وجود نکته قابل‌توجهی که بایستی اینجا در نظر گرفته شود این است که اگر فقرا مزایا کسب کنند اما در فرایند رشد مشارکت نداشته باشند، به معنای گسترش نابرابری است. از این روی موضوع رشد فراگیر[3] مطرح می‌شود. از اهمیت‌های توجه هم‌زمان به رشد و برابری و تقویت سیاست‌های دولت در راستای رشد فراگیر این است که اگر رشد، نابرابری را افزایش دهد، نابرابری بالا می‌تواند بی‌ثباتی اقتصاد کلان را تسریع کند و مانع ادامه رشد شود. همان‌طور که استیگلیتز در کتاب بهای نابرابری به آن اشاره می‌کند و نابرابری را منشأ بی‌ثباتی اقتصاد کلان مطرح می‌کند. تبیین رابطه بین نقش سیاست‌های دولت با رشد فراگیر کشورهای اسلامی یکی از ضرورت‌های تحقیق است، به این منظور درصدد تعیین عوامل توضیحی رشد فراگیر در کشورهای اسلامی هستیم (لوپز، ۲۰۰۴: ۱۵).

۲- مبانی نظری

استفاده از اصطلاح «فراگیر» در توصیف رشد را می‌توان در مطالعه کاکوانی و پرنیا[4] (۲۰۰۰: ۳) ریشه‌یابی کرد. در واقع رشد فراگیر، رشد بالا با پایه گسترده است که در آن فقرا نه‌تنها از مزایای آن نفع می‌برند بلکه همچنین در فرایند رشد مشارکت می‌کنند. مرکز سیاست بین‌المللی برنامه توسعه ملل متحد برای رشد فراگیر (IG –IPC) چشم‌انداز توسعه را بر روی رشد فراگیر متمرکز کرده است. «رشد فراگیر، با متمرکز شدن روی‌هم نتیجه و هم فرایند، تضمین می‌کند که همه می‌توانند در فرایند رشد مشارکت کنند، هم در شرایط تصمیم‌گیری برای سازمان‌دهی پیشرفت رشد و هم در خود رشد، مشارکت کنند. از

1. Dagdeviren et al. (2000)

2. Pro-Poor Growth
3. Inclusive Growth
4. Kakwani & Pernia (2000)

سوی دیگر اطمینان ایجاد می‌کند که تمام افراد در مزایای رشد مشارکت کنند» (OECD، ۲۰۱۴: ۹).

علی و سان مطابق با تعریف رشد فراگیر «به‌عنوان رشدی که نه‌تنها فرصت‌های اقتصادی جدید ایجاد می‌کند، بلکه همچنین دسترسی برابر به فرصت‌های ایجاد شده برای تمام بخش‌های جامعه، به‌ویژه برای فقرا را تضمین می‌کند» یک روش پیشنهادی برای اندازه‌گیری رشد فراگیر با استفاده از تابع فرصت اجتماعی ارائه می‌کنند که شبیه تابع رفاه اجتماعی است. آنها رشد فراگیر را در مدل به‌عنوان فرایند رشدی که تابع فرصت‌های اجتماعی را افزایش می‌دهد تعریف می‌کنند که به دو عامل بستگی دارد: ۱) میانگین فرصت‌های در دسترس مردم ۲) چگونه این فرصت‌ها در میان مردم توزیع یا به اشتراک گذاشته می‌شود؛ بنابراین محور رشد فراگیر را از نتیجه به فرصت‌ها تغییر می‌دهند (علی و سان، ۲۰۰۷: ۱۱).

علی و ژوانگ رشد فراگیر را به‌عنوان رشدی تعریف می‌کنند که فرصت‌های برابر را ارتقاء می‌دهد و همچنین دسترسی به این فرصت‌ها را افزایش می‌دهد. از این روی رشد زمانی فراگیر است که به همه افراد جامعه اجازه می‌دهد تا در رشد اقتصادی مشارکت کنند و به‌طور برابر صرف‌نظر از موقعیت‌های افراد در آن نقش داشته و منفعت کسب کنند. از دیدگاه آنها، رشد فراگیر باعث تمایز بین نابرابری فرصت ناشی از تفاوت شرایط فردی و نابرابری نتایج، ناشی از تفاوت تلاش فردی است. با این حساب، رشد فراگیر، برابری در دسترسی به فرصتی است که بایستی هسته استراتژی رشد فراگیر را تشکیل دهد (علی و ژوانگ، ۲۰۰۷: ۱۰).

رشد فراگیر بر تجزیه و تحلیل راه‌های بالا بردن سرعت رشد با استفاده بیشتر بخش‌های نیروی کار به دام افتاده در فعالیت‌های بهره‌وری پائین یا به‌کلی مستثنا شده از فرایند رشد، متمرکز می‌شود. این در تقابل با متون رشد فقرزدا است که معمولاً بر اندازه‌گیری اثر رشد بر کاهش فقر متمرکز شده است. «در حالی‌که رشد فقرزدا می‌تواند نتیجه مستقیم برنامه‌های توزیع مجدد درآمد باشد. رشد فراگیر به دنبال گسترش اندازهٔ اقتصاد، به جای توزیع مجدد منابع است» (اینچووچینا و لاندستروم، ۲۰۰۹: ۳).

رانیای و کانبور[1] (۲۰۱۰: ۵) رشد فراگیر را به‌صورت افزایش برابری در توزیع درآمد تعریف می‌کنند که در واقع در راستای «رشد فقرزدای نسبی» است، همان‌طور که گراس و همکاران[2] (۲۰۰۸) تعریف کردند.

مک‌کینلی[3] اظهار می‌کند که رشد فراگیر تحقق رشد پایداری است که فرصت‌های اقتصادی را ایجاد و گسترش می‌دهد و نیز دسترسی گسترده‌تر به این فرصت‌ها را تضمین می‌کند و در اثر آن اعضای جامعه می‌توانند در رشد مشارکت کنند و از رشد منتفع شوند (مک‌کینلی، ۲۰۱۰: ۱۳).

کلاسن[4] بر اساس اینکه کدام گروه دریافت‌کننده نتایج رشد است، میان رشد فقرزدا و رشد فراگیر تمایز قائل می‌شود. طبق نظر وی رشد فقرزدا بر افراد زیرخط فقر متمرکز می‌شود، در حالی که رشد فراگیر جامع‌تر و فراگیرتر از فقرا است و می‌خواهد نفع رشد به تمام اقشار جامعه از جمله فقرا، دارندگان درآمد متوسط و حتی ثروتمندان برسد. فراگیر بودن به معنای مستثنا نکردن هیچ گروه خاصی از فرایند رشد است. کلاسن در فراگیر بودن رشد، عدم تبعیض را دخیل می‌داند که هیچ فرد یا گروهی از مشارکت در فرایند رشد محروم نشود و دسترسی مساوی و غیر تبعیضی به رشد فراهم باشد تا همه افراد، مشارکت مولد در اقتصاد داشته باشند و در منافع رشد سهیم شوند (کلاسن، ۲۰۱۰: ۳-۲).

رانیری و راموس تعاریف رشد فراگیر را به‌صورت خلاصه‌ای از عناصر کلیدی در قالب جدول هسته تعاریف رشد فراگیر جمع‌بندی کرده‌اند (رانیری و راموس، ۲۰۱۳: ۱۸).

با توجه به تحقیقات صورت گرفته در سال‌های اخیر، موارد زیر را می‌توان به جدول افزود.

بانک توسعه آسیا (۲۰۱۳: ۸۳) و بانک توسعه آفریقا (۲۰۱۲: ۲)، تعاریف مشترکی برای رشد فراگیر مطرح می‌کنند و رشد فراگیر را به‌عنوان رشد اقتصادی که منجر به دسترسی گسترده‌تر به فرصت‌های اقتصادی – اجتماعی پایدار با حمایت از افراد آسیب‌پذیر، مطرح می‌کنند.

آناند و همکاران تعریف رشد فراگیر را در قالب دو عامل رشد درآمد و توزیع درآمد در نظر می‌گیرند (آناند و همکاران، ۲۰۱۳: ۵ و ۲۰۱۴: ۱۶).

کای ریو رشد فراگیر را در قالب رشد اقتصادی، فرصت، فقر و توزیع درآمد، مزایای رشد، توزیع مخارج منطقه‌ای، خدمات اجتماعی، مطرح می‌کند (کای ریو، ۲۰۱۷: ۲۲-۱).

رشد اقتصادی پایدار: تعدادی از مطالعات تأکید می‌کنند که رشد پایدار عامل کلیدی در رسیدن به فراگیری است. برگ و استری

1. Rauniyar & Kanbur (2010)

2. Grosse et al. (2008)
3. Mckinley (2010)
4. Klasen (2010)

استدلال کردند که بخش‌های رشد طولانی‌تر به‌طور مستحکم مرتبط با برابری بیشتر در توزیع درآمد هستند؛ بنابراین هر استراتژی رشد فقرزدای موفق باید در میزان دستیابی به رشد اقتصادی پایدار و سریع اندازه‌گیری شود (برگ و استری، ۲۰۱۱: ۱۴-۱۳).

توسعه انسانی: برای فراگیری رشد نیاز به افزودن قابلیت‌های انسانی است. طرف عرضه رشد فراگیر نیاز به توجه دارد. به عنوان مثال آیا افراد مشغول به کار دارای قابلیت انسانی لازم برای کار مولد و استفاده کردن از فرصت‌های اقتصادی موجود هستند. دسترسی به بهداشت و آموزش و دیگر زیرساخت‌های حیاتی مانند آب آشامیدنی سالم در کیفیت سرمایه انسانی مؤثر است. در داخل چارچوب تحلیلی رشد فراگیر، بهداشت و آموزش نیز می‌تواند به‌عنوان شاخص درجه برابری، میزان برخوردار شدن از فرصت توسط افراد یک کشور بکار گرفته شود. این ایجاب می‌کند که قابلیت‌های انسانی بنیاد ضروری برای فراگیری اجتماعی است. ثبات اقتصاد کلان، سرمایه انسانی و تغییرات ساختاری و جهانی‌شدن، عوامل تعیین‌کننده کلیدی رشد فراگیر در جهان در حال ظهور مطرح می‌شود (آناند و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۶).

جدول هسته تعاریف رشد فراگیر

	فقر	نابرابری	رشد	اشتغال بهره‌ور	توانمندسازی	نابرابری جنسیتی	دسترسی به زیرساختها	تأمین اجتماعی	مشارکت	حقوق مدنی و...	خدمات اجتماعی	حکمرانی خوب	فرصت	گذاری موقع موقعه	برابری رشد
Ravallion and Chen (2003)	x														
Bhalla (2007)	x			x	x										
Ianchovichina (2009)	x		x	x										x	
Habito (2009)	x														
Kakwani and Perina(2000)		x			x				x						
White and Anderson (2001)		x													
Kakwani , Khandker and Son(2004)	x	x	x												
Son and Kakwani (2008)	x	x	x												
Kraay (2004)	x	x													
Ali and Son (2007)		x											x		
Grosse, Harttgen and Klasen (2008)	x	x		x											
Son and Kakwani (2008)		x	x												
Klasen (2010)		x											x		
Rauniyar and Kanbur(2010)		x	x		x			x	x				x		x
McKinley (2011)	x	x	x	x	x	x	x	x			x	x			

مأخذ: رانیری و راموس (۲۰۱۳)

زیرساخت پایه اقتصادی – اجتماعی: برای فراگیری رشد نیاز به توسعه زیرساخت اقتصادی است تا کل بخش‌های جامعه دسترسی به آب آشامیدنی سالم، برق، مسکن، سرویس بهداشتی، حمل‌ونقل و فراگیری مالی داشته باشند (بانک توسعه آسیا، ۲۰۱۳: ۴). فراگیری مالی می‌تواند به‌عنوان فرایند دسترسی تضمینی به خدمات مالی و اعتبار کافی و به‌موقع، تعریف شود. توسعه مالی ایجاد شرایط برای رشد را قادر می‌سازد. دسترسی به اعتبار امن، آسان و مقرون به صرفه پیش‌شرط رشد اقتصادی است (ولالا و همکاران[1]، ۲۰۱۴: ۲۳۳). تعمیق بخش مالی از طریق سیاست‌هایی که دسترسی بهتر فقرا به خدمات مالی را فراهم کند، می‌تواند فراگیری را افزایش دهد. دسترسی نابرابر به بازارهای مالی می‌تواند با مانع‌شدن سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی و انسانی درآمدها را کاهش دهد. وام‌های خرد و سرمایه‌گذاری بازارهای مالی در روستاها می‌تواند دسترسی اعتباری را گسترش دهد (کای ریو، ۲۰۱۷: ۲۲).

۳- مروری بر مطالعات تجربی

علی و سان با استفاده از رهیافت داده‌های پانل به بررسی عوامل مؤثر بر رشد فراگیر در ۱۰ کشور آسیایی طی سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۸۵ می‌پردازند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که نابرابری درآمد و بیکاری، تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد فراگیر

1. Vellala et al. (2014)

در این گروه از کشورها دارد. با افزایش دسترسی افراد فقیر به امکانات رفاهی، فراگیری رشد افزایش می‌یابد (علی و سان، ۲۰۰۷: ۳۱-۱۱).

سان به ارزیابی رابطه بین نابرابری درآمد، فقر و رشد فراگیر در ۴۳ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۸۰ می‌پردازد. در این مطالعه از روش حداقل مربعات دومرحله‌ای در داده‌های پانل استفاده شده است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که در کشورهای با درآمد سرانه بالا، اجرای سیاست‌های رشد فراگیر شهری، منجر به کاهش نابرابری و فقر شده است، در حالی که برای کشورهای با درآمد سرانه پایین اجرای این سیاست منجر به کاهش نابرابری درآمد و فقر نشده است (سان، ۲۰۰۷: ۲۲-۱).

آرزکی و نابلی[1] با اندازه‌گیری‌های سطح درآمد کشورهای دارای منابع طبیعی در خاورمیانه و شمال آفریقا طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۸، نشان می‌دهند که این کشورها به‌رغم اینکه درآمد سرانه بالایی دارند، ولی عملکرد ضعیفی در رشد فراگیر داشته‌اند و بی‌ثباتی اقتصاد کلان را نیز تجربه کرده‌اند. پیشرفت‌های مهم در آموزش و بهداشت این کشورها صورت گرفته است، ولی کیفیت خدمات عمومی، مطلوب نیست. موفقیت اصلاحات اقتصادی در این کشورها منوط به سرمایه‌گذاری این کشورها در ایجاد نهادهای فراگیر و توسعه قابلیت‌های انسانی در بخش‌های دولتی و خصوصی است (آرزکی و نابلی، ۲۰۱۲: ۲۱-۱).

بالاک ریشنان و همکاران[2] رشد فراگیر در آسیا را ارزیابی می‌کنند. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که فقر طی دو دهه ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ در آسیا کاهش یافته است ولی نابرابری افزایش پیدا کرده است. هر چند نابرابری درآمد، اثر رشد بر کاهش فقر را تعدیل کرده است. سیاست‌های پیشنهادی محققان برای فراگیری رشد در آسیا، شامل افزایش مخارج بهداشت، آموزش و شبکه سلامت اجتماعی، اصلاح بازار کار و اصلاح نظام مالی است (بالاک ریشنان و همکاران، ۲۰۱۳: ۲۹-۱).

تسوخاس با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا به بررسی رابطه میان نابرابری درآمد و رشد فراگیر شهری در کشورهای منتخب آسیا طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۵ می‌پردازد. نتایج این مطالعه بیانگر رابطه علّی یک‌طرفه از نابرابری درآمد به رشد فراگیر شهری در این کشورها است و افزایش نابرابری منجر به کاهش رشد فراگیر شهری شده است (تسوخاس، ۲۰۱۳: ۲۰۱).

فرهمند و همکاران با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته در داده‌های پانل به بررسی اثرات رشد اقتصادی بخشی (صنعت، خدمات و کشاورزی) بر وضعیت فقر و رفاه در خانوارها و شناسایی عوامل مؤثر بر رفاه طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۹، به تفکیک استان‌های ایران می‌پردازد. در این مطالعه از شاخص رفاه اجتماعی آمارتیاسن به‌عنوان پراکسی به‌جای شاخص فقر استفاده شده است، به دلیل اینکه رشد و نابرابری توزیع درآمد در یک چارچوب از طریق شاخص‌های فقر قابل‌تشخیص نیست. نتایج حاصل این پژوهش طی دوره مورد مطالعه نشان می‌دهد که هر چند رشد اقتصادی بخشی باعث افزایش سطح رفاه خانوار شده است، اما این رشد همراه با افزایش نابرابری در میان خانوارها در بیشتر استان‌های کشور بوده است و باعث افزایش فقر نسبی شده است (فرهمند و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۴۱-۱۲۷).

صادقی با بهره‌گیری از رهیافت گشتاور تعمیم‌یافته در داده‌های تابلویی به بررسی ارتباط بین ضریب جینی به‌عنوان شاخص نابرابری درآمد و رشد تولید ناخالص داخلی استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۷۹ می‌پردازد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رشد ضریب جینی و بیکاری دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد تولید ناخالص داخلی استان‌های ایران داشته است. همچنین رشد تولید ناخالص داخلی نیز دارای تأثیرگذاری منفی و معنی‌دار بر رشد ضریب جینی بوده است (صادقی، ۱۳۹۲: ۲۰۵).

بانک توسعه آسیا (۲۰۱۶: ۷۷-۵۵)، بر اساس چارچوب علی و ژوانگ (۲۰۰۷)، مهم‌ترین محدودیت‌های مهم رشد فراگیر در تاجیکستان را در موارد زیر شناسایی می‌کند. اول، فقر در تاجیکستان به علّت رشد پایدار طی سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۹۷، کاهش یافته است. ولی به علّت فراگیر نبودن رشد، موفقیت محدودی در ایجاد فرصت‌های شغلی به‌ویژه در بخش رسمی داشته است. در نبود یک بخش صنعتی پویا، اشتغال بخش عمده نیروی کار، در بخش کشاورزی با بهره‌وری پایین است. شاغلان بخش خدمات نیز عمدتاً در خدمات با ارزش‌افزوده پایین به کار گرفته شده‌اند. دوم، خدمات بهداشتی ضعیف است. خدمات بهداشت به‌صورت برابر ارائه نمی‌شود و مردم مجبور به پرداخت زیادی برای مراقبت‌های بهداشتی هستند. علاوه بر این، تسهیلات بهداشتی در بخش گسترده‌ای از جمعیت به‌راحتی قابل‌دسترسی نیست. سوم، اگرچه باسوادی در برخی

1. Arezki & Nabli (2013)
2. Balakrishnan et al. (2013)

مناطق بالا رفته است، اما کیفیت آموزش بدتر شده است. چهارم، زیرساخت حمل‌ونقل کیفیت پایینی دارد. پنجم، حمایت اجتماعی ضعیف است.

میرجلیلی و همکاران با استفاده از تابع تحرک اجتماعی به اندازه‌گیری رشد فراگیر در استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۴ می‌پردازند که امکان توجه هم‌زمان رشد و برابری و تشخیص عوامل تعیین‌کننده آن را فراهم می‌کند. مدل بر اساس هر دو تخمین‌زن پویا و ایستا، برآورد شده است. یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که سیاست‌های اقتصادی و مالی شامل نسبت اعتبار بانکی به تولید ناخالص داخلی استان و مخارج اجتماعی دولت، با تأثیر مثبت و معنادار در تسریع رشد فراگیر، توانسته است رشد فراگیر، هر چند ناپایدار و بی‌ثبات را در استان‌ها ایجاد کند. این رشد فراگیر منجر به کاهش فقر و نابرابری نیز شده است (میرجلیلی و همکاران، ۲۰۱۷: ۲۵-۵).

۴- اندازه‌گیری رشد فراگیر

برای اندازه‌گیری رشد فراگیر از روش آناند و همکاران (۲۰۱۳) استفاده می‌شود که اندازه‌گیری رشد و برابری در آن ادغام شده است. رشد فراگیر بر اساس تابع مطلوبیت رفاه اجتماعی اندازه‌گیری می‌شود که برگرفته از متون انتخاب مصرف‌کننده است. در این تابع، رشد فراگیر به دو عامل بستگی دارد. رشد درآمد و توزیع درآمد، در اینجا اثر جانشینی و اثر درآمدی در مؤلفه‌های رشد و توزیع گنجانده می‌شود. تابع رفاه اجتماعی دو ویژگی در بردارد. اول، فزاینده بودن آن (در برگیرنده بعد رشد) و دوم انتقال درآمد از شخص فقیر به شخص غنی از ارزش تابع می‌کاهد (در برگیرنده بعد توزیعی). اندازه‌گیری فراگیری رشد بر اساس منحنی تمرکز به تبعیت از علی و سان (۲۰۰۷: ۱۸-۱۲)، انجام می‌شود. آناند و همکاران (۲۰۱۳) منحنی تمرکز تعمیم‌یافته را برای تعریف منحنی تحرک اجتماعی استفاده می‌کنند که در معادله (۱) نشان داده شده است.

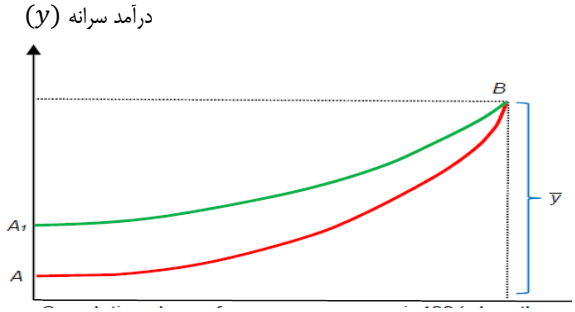
معادله (۱)

$$s^c \approx (y_1, \frac{y_1 + y_2}{2}, \dots, \frac{(y_1 + y_2 + \cdots + y_n)}{n})$$

n تعداد جمعیت افراد با درآمدهای y_1 و y_2 و ... y_n، که در آن y_1 فقیرترین فرد و y_n ثروتمندترین فرد است.

منحنی تمرکز تعمیم‌یافته، در واقع توزیع تجمعی از بردار تحرک اجتماعی $s \approx (y_1, y_2, y_3. \dots, y_n)$ است و تابع رفاه اجتماعی $W = w(y_1, y_2, \dots, y_n)$ دو بعد رشد و توزیع درآمد را برآورد می‌کند. از آنجا که s^c خاصیت انتقال را برآورده می‌کند، یک توزیع درآمد بالاتر همواره منحنی تمرکز تعمیم‌یافته بالاتر خواهد داشت. به‌طور مشابه، از آنجا که استدلال آن فزاینده است، درآمد بالاتر نیز منحنی تمرکز بالاتر خواهد داشت. همانند علی و سان (۲۰۰۷)، منحنی تمرکز تعمیم‌یافته می‌تواند در پیوستگی زمانی اصلاح بهتری برای تجزیه و تحلیل اقتصادسنجی ارائه دهد. جمعیت به ترتیب صعودی از درآمدشان مرتب شده است، به طوری‌که $\bar{y}_i$ درآمد متوسط تحت i درصد جمعیت که i از صفر تا ۱۰۰متفاوت است و $\bar{Y}$ درآمد میانگین است. $\bar{y}_i$ را برای مقادیر متفاوت i رسم کردیم (منحنی AB در شکل ۱). منحنی AB، منحنی تحرک اجتماعی بحث فوق را نشان می‌دهد. از آنجا که منحنی بالاتر، تحرک اجتماعی بیشتر را نشان می‌دهد، رشد فراگیر است اگر منحنی تحرک اجتماعی در تمام نقاط رو به بالا حرکت کند. با این‌حال، ممکن است درجه‌ای از رشد فراگیر وجود داشته باشد بسته به اینکه، ۱) چه اندازه منحنی رو به بالا حرکت می‌کند (رشد). ۲) چگونگی تغییرات توزیع درآمد (برابری). این خصوصیات منحنی تحرک اجتماعی، اساس اندازه‌گیری یکپارچه از رشد فراگیر است. بنابراین اگر دو منحنی تمرکز تعمیم‌یافته، همدیگر را از وسط قطع نکرده باشند، آنها را می‌توان روی تحرک اجتماعی، یعنی فراگیری رشد، رتبه‌بندی کرد.

برای نشان دادن نکته فوق در شکل (۱) دو منحنی تحرک اجتماعی با درآمد متوسط یکسان $(\bar{y})$ اما درجه متفاوت فراگیری (یعنی توزیع درآمد متفاوت) رسم شده است. منحنی تحرک اجتماعی (A_1B) فراگیری بیشتری نسبت به منحنی تحرک اجتماعی AB دارد.



شکل ۱. منحنی تحرک اجتماعی

برای در برگیری مقدار تغییرات توزیع درآمد، یک شکل ساده تابع تحرک اجتماعی با محاسبه شاخص (یا شاخص تحرک

اجتماعی) از طریق مساحت زیر منحنی تحرک اجتماعی استفاده می‌کنیم.

معادله (۲)

$$\bar{y}^* = \int_0^{100} \bar{y}_i \, di$$

هرچه $\bar{y}^*$ بیشتر باشد، درآمد بیشتر می‌شود. اگر درآمد همه افراد در جامعه یکسان باشد (یعنی اگر توزیع درآمد کاملاً برابر باشد) در این صورت $\bar{y}^*$ معادل $\bar{y}$ خواهد بود. اگر $\bar{y}^*$ پائین‌تر از $\bar{y}$ است، نشان می‌دهد که توزیع درآمد ناعادلانه است. از این رو انحراف $\bar{y}^*$ از $\bar{y}$، نشان نابرابری در توزیع درآمد است.

علی و سان (۲۰۰۷: ۱۷)، از این ویژگی $\bar{y}^*$ استفاده می‌کنند و یک شاخص برابری درآمد پیشنهاد می‌دهند.

معادله (۳)

$$\omega = \frac{\bar{y}^*}{\bar{y}}$$

برای جامعه کاملاً برابر $\omega = 1$ است. بنابراین ارزش بالاتر از ω (نزدیک‌تر به یک)، برابری درآمد بالاتر را نشان می‌دهد. چینش دوباره، معادله

معادله (۴)

$$\bar{y}^* = \omega \times \bar{y}$$

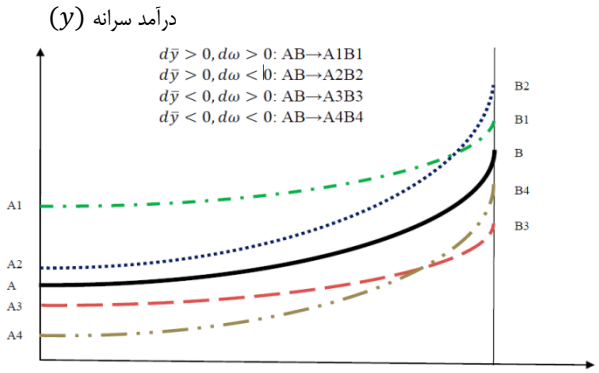
رشد فراگیر مستلزم فزاینده بودن $\bar{y}^*$ است که می‌تواند به دست آورد با (۱) فزاینده بودن $\bar{y}$ یعنی افزایش درآمد متوسط از طریق رشد (۲) افزایش شاخص برابری درآمد (ω) از طریق افزایش برابری یا (۳) ترکیبی از حالت ۱ و ۲. مشتق گرفتن از معادله فوق:

معادله (۵)

$$d\bar{y}^* = \omega \times d\bar{y} + d\omega \times \bar{y}$$

که در آن $d\bar{y}^*$ تغییرات درجه رشد فراگیر است.[۱] رشد، فراگیری بیشتری دارد اگر $d\,\bar{y}^* > 0$ باشد.

همچنین به ما اجازه می‌دهد رشد فراگیر را به رشد درآمدی و تغییر در برابری تجزیه کنیم. عبارت اول نقش افزایش درآمد متوسط است (با ثابت نگه‌داشتن توزیع درآمد)، عبارت دوم نقش تغییرات توزیع درآمدی است (با ثابت نگه‌داشتن درآمد متوسط). رشد فراگیر بر علامت و اندازه این دو عبارت بستگی دارد. شکل زیر تمام ترکیب‌های ممکن از این دو عبارت را نشان می‌دهد. اگر هر دو عبارت مثبت ($d\,\bar{y} > 0, d\,\omega > 0$) باشد، رشد بدون هیچ ابهامی فراگیر است (انتقال AB به A_1B_1 در شکل زیر)، به همین ترتیب اگر هر دو عبارت منفی باشد ($d\,\bar{y} < 0, d\,\omega < 0$) رشد بدون ابهام غیر فراگیر است (انتقال AB به A_4B_4)، با این حال می‌تواند بین $\bar{y}$ و ω بده بستان وجود داشته باشد. اگر عبارت اول مثبت، اما عبارت دوم منفی باشد، تحرک اجتماعی بالاتر به هزینه کاهش برابری به دست آید (در شکل زیر)، این مورد می‌تواند با انتقال منحنی تحرک اجتماعی از AB به A_2B_2 نشان داده شود. به‌طور مشابه، اگر عبارت اول منفی، اما عبارت دوم مثبت باشد، آنگاه تحرک اجتماعی بالاتر به هزینه انقباض درآمد متوسط به دست می‌آید (در شکل زیر)، این مورد می‌تواند با انتقال منحنی تحرک اجتماعی از AB به A_3B_3 نشان داده شود.



(i = 100 زمانی که کل جامعه پوشش داده شده است)

هم تجمعی جمعیت $0 \le i \le 100$

شکل ۲. انتقالات منحنی تحرک اجتماعی

معادله (۴) نیز می‌تواند دوباره مرتب شود:

$$\frac{d\bar{y}^*}{\bar{y}^*} = \frac{d\bar{y}}{\bar{y}} + \frac{d\omega}{\omega}$$

این رابطه مبنای یکپارچه کردن رشد و برابری در یک واحد اندازه‌گیری رشد فراگیر است (درصد تغییرات در $\bar{y}^*$). معادله رشد فراگیر در رشد و درصد تغییرات برابری که با ω اندازه‌گیری شده، تجزیه می‌شود. در حالی از یک شکل ساده تابع تحرک اجتماعی با محاسبه شاخص تحرک اجتماعی از طریق مساحت زیر منحنی تحرک اجتماعی به دست می‌آید که سازگار با تعریف مطلق رشد فقرزدا است.

۵- ساختار مدل تصریح شده

در این مطالعه بر اساس مبانی نظری و مطالعات تجربی پژوهش، برای تبیین رابطه بین نقش سیاست‌های دولت در رشد فراگیر، به بررسی عوامل توضیحی رشد فراگیر در کشورهای اسلامی می‌پردازیم، به دلیل مشخص شدن استحکام ضرایب مدل، از دو متغیر کنترلی باز بودن تجاری،

---

۱. رشد فراگیر به‌عنوان، تغییرات شاخص تحرک اجتماعی $d\bar{y}^*$ تعریف می‌شود که می‌تواند به‌جای یکدیگر به کار برود.

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به‌صورت مجزا و هم‌زمان در مدل بهره می‌گیریم. به‌طوری‌که در مدل (۱) بدون دو متغیر کنترلی تخمین زده شد، مدل (۲) هر دو متغیرهای کنترلی وارد مدل شد که مدل تصریح شده به‌صورت زیر است. مدل (۳) تنها متغیر کنترلی درجه باز بودن تجارت به مدل (۱) اضافه و در مدل (۴) نیز تنها متغیر کنترلی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به مدل (۱) افزوده شد.

$$\ln \bar{y}^*_{\ it} = \alpha_i + \theta_1 \ln \mathrm{GDP}_{\mathrm{it}} + \theta_2 \ln \text{Human capital}_{\mathrm{it}} + \theta_3 \ln \text{Cerdit to GDP}_{\mathrm{it}} + \theta_4 \ln \text{Government Consumption}_{\mathrm{it}} + \theta_5 \ln \text{Investment}_{\mathrm{it}} + \theta_6 \text{Inflation}_{\mathrm{it}} + \theta_7 \ln \mathit{Trade\ openness} + \theta_8 \ln \mathrm{FDI}_{\mathrm{it}} + u_{it}$$

که در آن $\bar{y}^*$ شاخص تحرک اجتماعی کشور[۱]. α_i، اثرات ثابت مقاطع کشورها. GDP، تولید ناخالص داخلی سرانه، Human capital، سرمایه انسانی، Cerdit to GDP، نسبت اعتبارات بانکی به تولید ناخالص داخلی، Government Consumption، مصرف دولت، Investment، سرمایه‌گذاری، Inflation، تورم و متغیرهای کنترلی شامل Trade openness، درجه باز بودن تجارت و FDI، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشورها است که به مدل اضافه شده است.

۶- نحوه گردآوری اطلاعات

داده متغیر درآمد متوسط دهک‌ها (بر پایه برابری قدرت خرید ۲۰۱۱)، برای محاسبه رشد فراگیر کشورها در پایگاه داده‌ای PovcalNet بانک جهانی[۲] وجود دارد که به دلیل نقص و شکاف اطلاعات کشورهای سازمان همکاری اسلامی، ضمن محدود شدن این کشورها از رویکرد داده‌های پانل نامتوازن طی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۵، استفاده می‌شود. نسبت اعتبارات به تولید ناخالص داخلی، مصرف دولت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هر سه به‌صورت درصدی از GDP است، داده‌های تولید ناخالص داخلی سرانه (بر پایه برابری قدرت خرید ۲۰۱۱)، باز بودن تجاری، تورم و متغیر سرمایه‌گذاری از داده تشکیل سرمایه ثابت ناخالص موجود در WDI[۳] استخراج‌شده است.

داده سرمایه انسانی نیز از PWT[۴] بهره می‌گیریم. با توجه به نواقص متعدد اطلاعات اکثر کشورهای سازمان همکاری اسلامی، در نهایت، داده‌های متغیرهای فوق برای کشورهای اسلامی به شرح زیر گردآوری شده است:

آلبانی، الجزایر، بنگلادش، بنین، بورکینافاسو، کامرون، مصر، گابن، گامبیا، اندونزی، ایران، عراق، اردن، قزاقستان، قرقیزستان، مالزی، مالی، موریتانی، مراکش، موزامبیک، نیجر، نیجریه، پاکستان، سنگال، سیرالئون، سودان، سوریه، تاجیکستان، توگو، تونس، ترکیه، اوگاندا و یمن.

۷- روند شاخص رشد فراگیر در ایران

میرجلیلی و همکاران به اندازه‌گیری رشد فراگیر استان‌های ایران بر اساس تابع تحرک اجتماعی پرداخته‌اند و با توجه به تجزیه و تحلیل رشد فراگیر استان‌ها، نشان داده‌اند رشد اقتصادی استان‌های ایران طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۴، فراگیری پائینی داشته و به‌صورت نوسانی، بی‌ثبات و ناپایدار بوده است و استان‌هایی که رشد فراگیر در یک سال داشته‌اند، نتوانسته‌اند آن را ادامه دهند. در این پژوهش نشان داده شده است که رشد اقتصادی لازمه رشد فراگیر در استان‌های کشور است، اما لزوماً رشد اقتصادی به معنای رشد فراگیر نیست. زیرا در این سال‌ها، رشد اقتصادی وجود داشته است ولی با رشد نابرابری درآمدی همراه بوده است، به‌طوری‌که منافع این رشد به‌صورت نابرابر توزیع شده و در دسترس دهک‌های بالای جامعه قرار گرفته است. رشد نابرابری باعث رشد غیر فراگیر در استان‌ها شده و حتی در سال‌هایی که رشد فراگیر در برخی استان‌ها تحقق یافته، به‌صورت ناپایدار و بی‌ثبات بوده است (میرجلیلی و همکاران، ۲۰۱۷: ۲۵-۵).

همانند مطالعه میرجلیلی و همکاران (۲۰۱۷: ۱۵) که شاخص رشد فراگیر با اطلاعات دهک‌های هزینه خانوار هر استان به‌دست آمده است، در این مقاله، شاخص رشد فراگیر برای ایران اندازه‌گیری شد که در نمودار شماره (۱) ترسیم گردیده است. رشد فراگیر ایران در کنار رشد غیر فراگیر در سال‌های ۱۳۸۵، ۱۳۸۸، ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۴، در سال‌های ۱۳۸۶، ۱۳۸۷، ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ رشد اقتصادی فراگیر حاصل شده است، اما روند رشد فراگیر هرچند پایین، به‌جز سال ۱۳۸۹، در سال‌های متوالی پایدار نبوده است، از این رو نیاز به در نظر گرفتن عوامل مؤثر بر رشد فراگیر ضروری به نظر می‌رسد تا با ایجاد بستر و شرایط مناسب، ضمن دستیابی به رشد فراگیر، تداوم و پایداری رشد فراگیر تضمین شود.

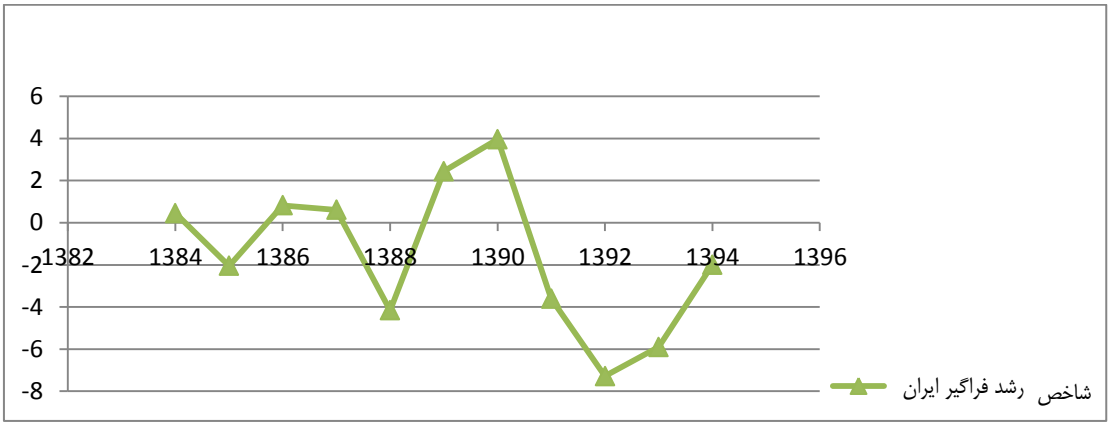
---

۱. تغییرات نسبی شاخص تحرک اجتماعی کشور ($\mathrm{d}\bar{y}^*$)، رشد فراگیر کشور است.

2 http://iresearch.worldbank.org/PovcalNet/povOnDemand.aspx

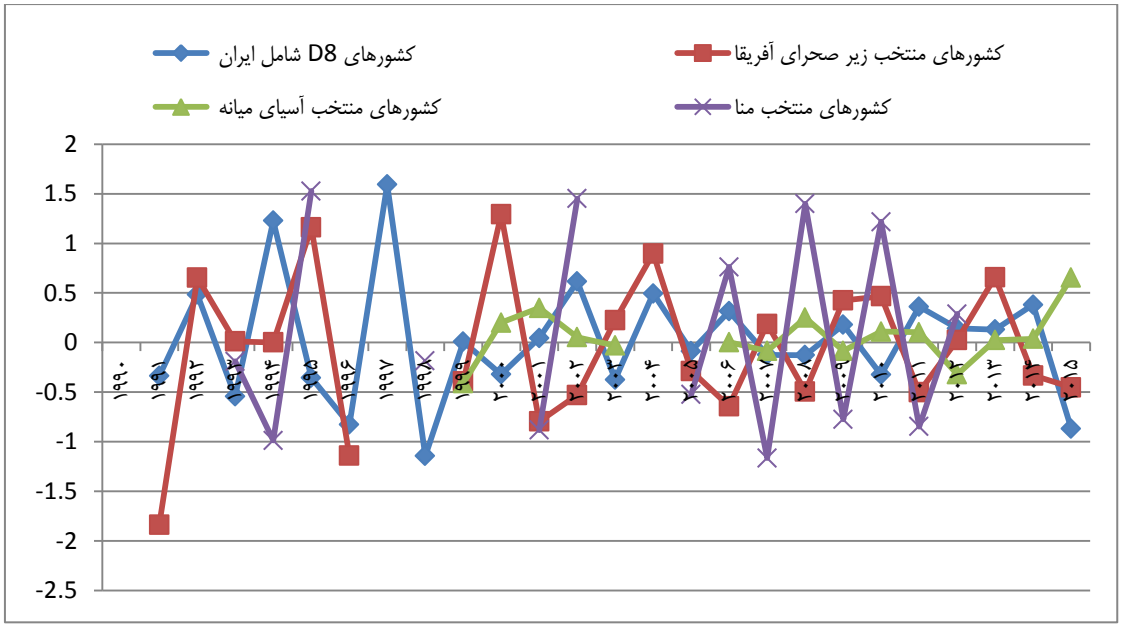
3. World Development Index

4. Penn World Table Version 9.0



نمودار ۱. روند شاخص رشد فراگیر ایران (۱۳۹۴-۱۳۸۴)

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ۲. رشد فراگیر به تفکیک چهار گروه کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی

مأخذ: محاسبات تحقیق

همچنین در مطالعه حاضر، کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی، بر اساس ساختار اقتصادی و جغرافیایی، به چهار گروه کشورها تقسیم گردید تا وضعیت رشد فراگیر هر یک از گروه‌ها مورد بررسی و مقایسه قرار گیرد که در نمودار شماره (۲) به تصویر کشیده شده است. گروه کشورهای D8[1] شامل ایران از سال ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۳، روند رشد فراگیر نوسانی، بی‌ثبات و ناپایدار داشته‌اند، اما سپس توانسته‌اند بی‌ثباتی را کاهش دهند و در سال ۲۰۰۴ و ۲۰۰۶، ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۴، رشد فراگیر هرچند پایین، حاصل گردد. گروه کشورهای منتخب آسیای میانه[2] در مجموع از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵، رشد فراگیر پایین ولی باثبات داشته‌اند. در گروه کشورهای منتخب زیر صحرای آفریقا به‌رغم مشاهده رشد فراگیر، وضعیت ناپایدار و بی‌ثبات در رشد فراگیر را به‌خصوص از سال ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۷ داشته‌اند. در گروه کشورهای منتخب منا، بین سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۱، ضمن رشد فراگیر بالای یک درصد، شاهد نوسان، بی‌ثباتی و ناپایداری در رشد فراگیر هستیم.

۱. شامل کشورهای ایران، اندونزی، بنگلادش، ترکیه، پاکستان، مالزی، مصر و نیجریه است.

۲. در این مطالعه به دلیل محدودیت داده شامل کشورهای تاجیکستان، قزاقستان و قرقیزستان است.

۸- نتایج تجربی

در این پژوهش، برای بررسی فرایند مانایی متغیرها (ریشه واحد) از معیار فیشر[1]، بر پایه دیکی‌فولر و فیلیپس پرون استفاده می‌شود که نتایج آن در جدول (۱) آورده شده است.

نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد، تمام متغیرهای مورد استفاده به‌صورت لگاریتمی در سطح، به جز نسبت اعتبار به تولید ناخالص داخلی، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشهٔ واحد رد شده است و از این روی مانا هستند، این متغیر نیز با یک بار تفاضل‌گیری مانا شد.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد فیشر

نماد	مقدار آماره	Prob.	نتیجه
ln $GDP\ per\ capita$	۲۰۲/۶۸۵۵	(۰/۰۰۰۰)	مانا
ln $Human\ capital$	۴۴۷/۴۵۰۶	(۰/۰۰۰۰)	مانا
ln $Cerdit\ to\ GDP$	۸۱/۵۱۵۸	(۰/۵۵۶۵)	نامانا
تفاضل اول متغیر ln $Cerdit\ to\ GDP$	۵۸۹/۳۳۵۰	(۰/۰۰۰۰)	مانا
ln Government Consumption	۱۵۳/۶۷۱۵	(۰/۰۰۰)	مانا
ln Investment	۱۱۵/۲۱۷۶	(۰/۰۱۹۴)	مانا
Inflation	۸۲۵/۳۵۴۴	(۰/۰۰۰۰)	مانا
ln $Trade\ openness$	۱۱۴/۹۸۸۵	(۰/۰۲۸۳)	مانا
ln FDI	۳۲۷/۶۸۳۶	(۰/۰۰۰۰)	مانا

مأخذ: محاسبات تحقیق

پیش از تخمین مدل، آزمون‌های لیمر و هاسمن انجام پذیرفته است. در آزمون لیمر، فرضیه صفر بر استفاده از روش داده‌های تجمیعی و فرضیه مقابل بر استفاده از روش داده‌های پانل دلالت دارد. در آزمون هاسمن، فرضیه صفر بر استفاده از روش اثرات تصادفی و فرضیه مقابل بر استفاده از روش اثرات ثابت تأکید می‌کند. در الگو (۱) آزمون بروش پاگان گادفری برای انتخاب بین روش داده‌های تجمیعی و روش اثرات تصادفی صورت می‌گیرد. آماره‌های حاصل از آزمون‌ها به شرح جدول (۲) است.

مطابق نتایج جدول (۲)، تمامی فرضیه‌های صفر (در همه آزمون‌های لیمر و هاسمن) در سطح معنی‌داری ۰/۰۵ رد می‌شوند. تا اینجا به بررسی شیوه برازش مدل‌ها پرداختیم، فرض بر این بود که فروض کلاسیک مدل رگرسیونی برقرار است. اما پس از برازش یک مدل لازم است صحت برآوردهای صورت گرفته آزمون شود (مهرگان و دلیری، ۱۳۹۲: ۷۷). بنابراین، قبل از اینکه تخمین نهائی مدل را انجام دهیم، ضروری است که هر یک از این موارد، برای بررسی برقراری فروض کلاسیک، مورد آزمون قرار بگیرد.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های لیمر و هاسمن و بروش پاگان

	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴
آزمون لیمر	(۰/۰۰۰۰) ۱۴/۴۰	(۰/۰۰۰۰) ۱۳/۶۴	(۰/۰۰۰۰) ۱۴/۳۱	(۰/۰۰۰۰) ۱۳/۹۱
آزمون هاسمن	(۰/۳۶۴۸) ۶/۵۵	(۰/۰۰۴۷) ۲۲/۱۱	(۰/۰۰۰۱) ۳۰/۶۷	(۰/۰۱۲۳) ۱۷/۹۴
آزمون بروش پاگان	(۰/۰۰۰۰) ۲۸۸/۶۷	–	–	–
نتیجه	پانل- اثرات تصادفی	پانل- اثرات ثابت	پانل- اثرات ثابت	پانل- اثرات ثابت

مأخذ: محاسبات تحقیق

یکی از راه‌های تشخیص هم‌خطی استفاده از ضرایب همبستگی بین متغیرهای توضیحی است که نتایج در جدول (۳) آورده شده است.

در صورتی که برای یک معادله رگرسیون، ضریب همبستگی بین متغیرهای توضیحی بیش از $\sqrt{R^2}$ باشد، هم‌خطی شدید است (سوری، ۱۳۹۲: ۲۴۰-۲۳۹). از این روی، با مقایسه بین $\sqrt{R^2}$ برای الگوهای (۱)، (۲)، (۳) و (۴) که به ترتیب ۰/۸۹، ۰/۹۰، ۰/۸۹ و ۰/۹۰ به‌دست آمده و نتایج ضرائب همبستگی، برای متغیر الگوها، در چنین حالتی هم‌خطی قابل‌اغماض است. یکی دیگر از راه‌های تشخیص هم‌خطی استفاده از عامل تورم واریانس (VIF)[2] است که نتایج در جدول (۴) گزارش شده است.

همان‌طور که چاترجی و همکاران[3] بیان نمودند، حداکثر مقدار VIF محاسبه شده، نباید بیشتر از ۱۰ باشد (مهرگان و دلیری، ۱۳۹۲: ۸۱). طبق نتایج جدول (۴) نیز مشکل هم‌خطی شدید وجود ندارد.

پس از مشخص شدن شیوه برازش مدل‌ها، آزمون‌های ناهمسانی واریانس – نسبت راست نمائی و خودهمبستگی وولدریج[4] (۲۰۰۲) صورت گرفته است که نتایج حاصل از این آزمون‌ها، در جداول (۵) و (۶) آورده شده است.

با توجه به نتایج فوق، تخمین مدل‌ها با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس انجام شده است که نتایج به شرح جدول (۷) است.

1. Fisher Chi- Square

2. Variance Inflation Factor
3. Chatterjee et al. (2000)
4. Wooldrige (2002)

جدول ۳. ضرایب همبستگی متغیرهای مدل

	$\ln \bar{y}^*_{it}$	ln Cerdit to GDP	$\ln GDP_{it}$	ln Governm Consumption	Inflation	ln Investme	ln Human capital	lnTrade openness	ln FDI
$\ln \bar{y}^*_{it}$	۱/۰۰۰								
ln Cerdit to GDP	۰/۳۳۴۲*	۱/۰۰۰							
$\ln GDP_{it}$	۰/۸۵۸۵*	۰/۳۲۹۸*	۱/۰۰۰						
ln Government Consumption	۰/۱۰۲۲	۰/۱۸۶۰*	۰/۰۶۲۳*	۱/۰۰۰					
Inflation	-۰/۰۳۳۱	-۰/۰۸۷۲*	۰/۰۲۷۸	-۰/۰۴۵۸	۱/۰۰۰				
ln Investment	۰/۴۰۰۳*	۰/۳۲۰۲*	۰/۳۸۳۵*	۰/۱۵۶۹*	-۰/۰۲۵۰	۱/۰۰۰			
ln Human capital	۰/۵۶۶۲	۰/۲۳۲۷*	۰/۶۰۹۱*	-۰/۰۸۵۲*	۰/۰۱۴۰	۰/۲۵۶۶*	۱/۰۰۰		
ln Trade openness	۰/۳۰۱*	۰/۲۱۵۵*	۰/۲۰۵۷*	۰/۴۲۰۳*	-۰/۱۳۸۵*	۰/۳۴۱۵*	۰/۳۰۸۸*	۱/۰۰۰	
ln FDI	۰/۱۳۶۶	۰/۱۱۵۳*	۰/۱۴۵۵*	-۰/۰۰۷۹	-۰/۰۳۶۴	۰/۲۱۴۲*	۰/۳۵۳۴*	۰/۴۹۸۹*	۱/۰۰

* در سطح پنج درصد معنی‌دار است

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴. مقادیر VIF متغیرهای الگو

متغیر VIF	lnGDP	ln Human capital	ln Cerdit to GDP	ln Government Consumption	ln Investment	Inflation	lnTrade openness	lnFDI
مدل (۱)	۱/۶۹	۱/۴۲	۱/۱۴	۱/۰۹	۱/۲۶	۱/۰۴	–	–
مدل (۲)	۱/۸۰	۲/۱۳	۱/۱۷	۱/۲۷	۱/۳۰	۱/۰۵	۲/۰۰	۱/۴۴
مدل (۳)	۱/۷۷	۲/۰۸	۱/۱۴	۱/۲۷	۱/۳۰	۱/۰۴	۱/۷۵	–
مدل (۴)	۱/۷۵	۱/۶۸	۱/۱۶	۱/۱۱	۱/۲۸	۱/۰۵	–	۱/۲۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس– نسبت راست نمائی

مدل	مقدار آماره χ^2	درجه آزادی	Prob.	نتیجه
الگو (۱)	۱۳۶/۷۴	۳۱	۰/۰۰۰۰	اثرات تصادفی با واریانس ناهمسانی
الگو (۲)	۱۰۲/۴۴	۳۱	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت با واریانس ناهمسانی
الگو (۳)	۱۳۸/۶۶	۳۱	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت با واریانس ناهمسانی
الگو (۴)	۲۲۹/۲۵	۳۱	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت با واریانس ناهمسانی

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۶. نتایج آزمون خودهمبستگی وولدریج

مدل	مقدار آماره χ^2	Prob.	نتیجه
الگو (۱)	۲/۱۴۷	۰/۲۱۶۷	عدم خودهمبستگی مرتبه اول
الگو (۲)	۱/۸۴۰	۰/۲۴۶۵	عدم خودهمبستگی مرتبه اول
الگو (۳)	۱/۸۶۱	۰/۲۴۴۲	عدم خودهمبستگی مرتبه اول
الگو (۴)	۱/۹۶۲	۰/۲۳۳۹	عدم خودهمبستگی مرتبه اول

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۷. نتایج تخمین ضرایب مدل‌ها

	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (۴)
ln *GDP per capita*	۰/۵۳۱۸۰۳۴* (۰/۰۰۰)	۰/۵۱۷۶۰۷۳* (۰/۰۰۰)	۰/۵۴۱۵۷۹۳* (۰/۰۰۰)	۰/۵۱۷۴۴۵۴* (۰/۰۰۰)
ln Human capital	۰/۳۴۹۵۱۴۸* (۰/۰۰۰)	۰/۳۵۰۶۲۹۵* (۰/۰۰۰)	۰/۳۱۷۵۸۴۱* (۰/۰۰۰)	۰/۴۰۲۱۸۵۸* (۰/۰۰۰)
ln Cerdit to GDP	−۰/۰۲۱۱۶۱۱ (۰/۱۹۲)	−۰/۰۲۵۲۲۲۸ (۰/۱۷۹)	−۰/۰۲۸۱۷۳۱** (۰/۰۸۴)	−۰/۰۲۰۴۹۱۷ (۰/۲۸۲)
ln Government Consumption	۰/۲۰۳۴۸۱۳* (۰/۰۰۰)	۰/۱۸۴۲۱۴۲* (۰/۰۰۰)	۰/۱۸۵۹۱۲۴* (۰/۰۰۰)	۰/۲۳۱۲۰۹۱* (۰/۰۰۰)
ln Investment	۰/۲۱۰۳۴۸۹* (۰/۰۰۰)	۰/۲۲۸۰۲۸۲* (۰/۰۰۰)	۰/۱۹۱۴۳۵۹* (۰/۰۰۰)	۰/۲۴۶۷۷۸۴* (۰/۰۰۰)
Inflation	−۰/۰۰۲۳۷۳* (۰/۰۴۸)	−۰/۰۰۲۷۱۹۱* (۰/۰۳۲)	−۰/۰۰۲۰۳۶۲ (۰/۱۰۰)	−۰/۰۰۲۳۲۱۲** (۰/۰۵۲)
ln Trade openness	–	۰/۰۸۵۱۱۸۱* (۰/۰۳۴)	۰/۰۵۰۹۹۲۵** (۰/۱۳۵)	–
ln FDI	–	−۰/۰۳۷۱۶۷۱* (۰/۰۰۶)	–	−۰/۰۳۲۵۸۹۷* (۰/۰۱۸)
Constant	۳/۲۶۰۰۳۳* (۰/۰۰۰)	۳/۰۴۴۱* (۰/۰۰۰)	۳/۰۸۹۶۸۳* (۰/۰۰۰)	۳/۱۷۶۶۳* (۰/۰۰۰)
Observations	۱۸۸	۱۸۶	۱۸۸	۱۸۶
R- squared Adj	۰/۸۰۰۲	۰/۸۱۰۵	۰/۷۹۹۱	۰/۸۰۹۷
Number of countries	۳۲	۳۲	۳۲	۳۲

* سطح معنی‌داری ۵٪ ** سطح معنی‌داری ۱۰٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۷) نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای مدل (۱) همچنان با افزوده شدن متغیرهای کنترلی هم به‌صورت مجزا و هم به‌صورت هم‌زمان، از استحکام کافی برخوردار هستند. در مجموع بر اساس نتایج به دست آمده در این مطالعه می‌توان بیان کرد که رشد تولید ناخالص داخلی سرانه، به‌عنوان مهم‌ترین عامل رشد فراگیر، تأثیرگذاری مثبت و معنی‌دار بر رشد فراگیر داشته است. این نتیجه تجربی مطابق با دیدگاه برگ و استری (۲۰۱۱: ۱۵) است. بنابراین، لازمه رشد فراگیر، رشد اقتصادی است، اما لزوماً به معنای یکسان بودن رشد فراگیر با رشد اقتصادی نیست. ضمن اینکه برای دستیابی به رشد فراگیر، رشد اقتصادی پایدار و باثبات امری ضروری است.

رشد سرمایه انسانی، مطابق با مبانی نظری و مطالعات تجربی کای ریو (۲۰۱۷: ۲۲)، آناند و همکاران (۲۰۱۳: ۱۶)، تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد فراگیر دارد. رشد مصرف دولت، باز بودن تجاری، تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد فراگیر کشورهای مورد مطالعه داشته است. رشد سرمایه‌گذاری نیز، تأثیر مثبت و معنی‌دار بر رشد فراگیر داشته است. این نتیجه تجربی مطابق با دیدگاه بانک توسعه آسیا (۲۰۱۳) است. همچنین مطابق با مبانی نظری و مطالعات تجربی آرزکی و نابلی (۲۰۱۲: ۱۹–۱۵) است. رشد نسبت اعتبارات بانکی به تولید ناخالص داخلی نیز برای اندازه‌گیری تعمیق مالی، مطابق با مطالعه تجربی آناند و همکاران (۲۰۱۳: ۱۴)، تأثیر منفی بر رشد فراگیر داشته است، هرچند غیر از مدل (۳) معنادار نبوده است. تورم تأثیر منفی داشته و غیر از مدل (۳)، به‌طور معنادار مانع رشد فراگیر بوده است. پژوهش حاضر سازگار با نتایج آناند و همکاران (۲۰۱۳)، دلار و کرای (۲۰۰۳)، بار و لی (۲۰۰۰)، رامری و رامری[1] (۱۹۹۵) است (آناند و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۳) که می‌توان اظهار کرد، مدیریت تورم، رشد سرمایه انسانی، سرمایه‌گذاری و باز بودن تجاری، در رشد فراگیر کشورهای منتخب اسلامی مؤثر بوده است. رشد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز، بر رشد فراگیر تأثیر مثبت نداشته است که همانند مطالعه آناند و همکاران (۲۰۱۳: ۱۴– ۲۳) برای کشورهای پیشرفته اقتصادی است، شاید بتوان گفت به دلیل اینکه از نیروی کار ماهر استفاده می‌شود و سرمایه‌گذاری با هدف افزایش قابلیت انسانی همه افراد به‌خصوص افراد غیر ماهر برای مشارکت و سهیم شدن در منافع رشد اقتصادی صورت نمی‌گیرد، در نتیجه تأثیر چشم‌گیری بر مشارکت اشتغال

1. Ramey & Ramey (1995)

نیروی کار همان منطقه نداشته است یا این فرصت به‌طـور نـابرابر در مناطق ایجاد شده که باعث اختلاف درآمدی شده و به‌تبـع آن، تـأثیر منفی و معنادار بر رشد فراگیر داشته است.

۹- بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی رشد فراگیر نیز، ارتقاء ظرفیـت‌سـازی همـه افـراد بـرای مشارکت و سهیم‌شدن در منافع رشد اقتصادی است تا همراه بـا رشـد اقتصادی، نابرابری درآمدی گسترش نیابد. به‌طوری‌که توجه هم‌زمـان به رشد اقتصادی و برابـری در رشـد فراگیـر مطـرح مـی‌شـود. ایـن پژوهش با استفاده از رویکرد داده‌های پانل نامتوازن به بررسی عوامـل مؤثر بر رشد فراگیر کشورهای منتخب اسلامی پرداخته اسـت. نتـایج حاکی از آن است که ضـمن اینکـه مهـم‌تـرین عامـل رشـد فراگیـر کشورهای منتخب اسلامی طی دوره مورد مطالعه رشد تولید ناخالص داخلی سرانه بوده است، رشد سرمایه انسانی، سرمایه‌گـذاری، مصـرف دولت و باز بودن تجاری، کمک شایانی به رشد فراگیـر ایـن کشـورها داشته است. تورم به‌عنوان مانعی بر سر راه رشد فراگیر مطـرح اسـت. رشد نسبت اعتبارات بانکی به تولید ناخالص داخلی برای انـدازه‌گیـری تعمیق مالی و سرمایه‌گذاری مسـتقیم خـارجی نتوانسـته اسـت تـأثیر مثبت بر رشد فراگیر در کشورهای اسلامی منتخب داشته باشد.

با توجه به یافته‌های تحقیق، توصیه می‌شـود کـه در کشـورهای منتخب اسلامی، طراحی و اجرای سیاست‌های دولت فراتـر از صـرفاً افزایش تولید ناخالص داخلی، در راستای تقویت عوامل مؤثر بـر رشـد فراگیر صورت گیرد که بر رشد و همراه با برابری متمرکز است. بـرای تقویت و مشخص شدن نقاط قوت و ضعف سیاست‌ها در این راسـتا، رشد فراگیر کشورها می‌تواند مورد رصد قرار گیرد.

منابع

سوری، علی (۱۳۹۲). "*اقتصادسنجی پیشـرفته*". چـاپ اول، تهـران، *نشر فرهنگ‌شناسی*، جلد ۲.

صادقی، سید کمال (۱۳۹۲). "بررسی عوامل مؤثر بر رشد فراگیـر در استان‌های ایـران". *مجلـه اقتصـاد و توسـعه منطقـه‌ای*، سـال بیستم، شماره ۶، ۲۲۱-۲۰۵.

فرهمند، شکوفه؛ طیبی، کمیل و کریمی، محسن (۱۳۹۲). "اثر تولیـد و رشد بخشی بر فقر و رفاه اجتماعی در استان‌هـای ایـران (۸۶-۱۳۷۹)". *جامعه‌شناسی کاربردی*، سال بیسـت و چهـارم، شـماره دوم، ۱۴۲-۱۲۷.

مهرگـان، نـادر و دلیـری، حسـن (۱۳۹۲). "کـاربرد اسـتتا در آمـار و اقتصادسنجی". چاپ دوم، تهران، نشر نور علم و دانشکده علـوم اقتصادی.

میرباقری هیر، میرناصر و شکوهی فرد، سیامک (۱۳۹۵). "بررسی تطبیقی اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی (رویکرد داده‌های تابلویی)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۵، ۱۰۸-۹۳.

African Development Bank, (2012). "Briefing Notes for AfDB's Long-Term Strategy – Briefing Note 6: Inclusive Growth Agenda". Tunis, *African Development Bank*, 1-9.

Ali, I. & Zhuang, J. (2007). "Inclusive Growth Toward a Prosperous Asia: Policy Implications". *Asian Development Bank*, ERD Working Paper, No 97, 1-22.

Ali, I. & Son, H. (2007). "Measuring Inclusive Growth". *Asian Development Review*, 24(1), 11–31.

Anand, R., Mishra, S. & Peiris, S. J. (2013). "Inclusive Growth: Measurement and Determinants". *IMF Working Paper*, 13.135, 1-26.

Anand, R., Tulin, V. & Kumar, N. (2014). "India: Defining and Explaining Inclusive Growth and Poverty Reduction". *IMF Working Paper*, 14.63, 1-33.

Arezki, R. & Nabli, M. (2012). "Natural Resources, Volatility and Inclusive Growth: Perspectives from the Middle East and North Africa". *IMF Working Paper*, WP.13.152, 1-25.

Asian Development Bank. (2013). "Framework of Inclusive Growth: Key Indicators for Asia and the Pacific". 1-83.

Asian Development Bank. (2016). "Tajikistan: Promoting Export Diversification and Growth". pp. 55-80.

Balakrishnan, R., Steinberg, C. & Syed, M. (2013). "The Elusive Quest for Inclusive Growth: Growth, Poverty, and Inequality in Asia". IMF Working Paper WP.13.152, 1-35.

Barro, R. J. & Lee, J. W. (2000). "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications". *CID Working Paper*, No. 042 (Cambridge, Massachusetts: Center for International Development), 1-36.

Berg, A. & Ostry, J. (2011). "Equality and Efficiency: Is there a Trade-Off between the Two or do They go Hand in Hand?". *Finance and Development*, 48(3), 12–15.

Dagdeviren, H., Van der Hoeven, R. & Weeks, J. (2000). "Redistribution Matters: Growth for Poverty Reduction". *Employment Paper*, No. 2000/10.

Dollar, D. & Kraay, A. (2003). "Institutions, Trade, and Growth". *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, 50(1), 3–39.

Grosse, M., Harttgen, K. & Klasen, S. (2008). "Measuring Pro-Poor Growth in Non-Income Dimensions". *World Development Report*, 36(6), 1021–1047.

Ianchovichina, E. & Lundstrom, S. (2009). "Inclusive Growth Analytics: Framework and Application". *Policy Research Working Paper*, No. 4851, 1-40.

IMF, (2007). "Globalization and Inequality". *World Economic Outlook*, Chapter 4, October, Washington DC.

Kakwani, N. & Pernia, E. (2000). "What is Pro-poor Growth?". *Asian Development Review: Studies of Asian and Pacific Economic Issues*, 18(1), 1-16.

Kireyev, A. (2017). "Growth Inclusiveness in Djibouti". *International Monetary Fund*. WP.93.17, 1-25.

Klasen, S. (2010). "Measuring and Monitoring Inclusive Growth: Multiple Definitions, Open Questions, and Some Constructive Proposals". *ADB Sustainable Development Working Paper Series*, No, 12, 1-16.

Kuznet, S. (1955), "Economic Growth and Inequality". *American Economic Review*, XLV(1), 1-28.

Lopez, J. H. (2004). "Pro-Poor Growth: A Review of What We Know (and of What we don't Know)". Washington, DC, World Bank, 1-20.

McKinley, T. (2010). "Inclusive Growth Criteria and Indicators: An Inclusive Growth Index for Diagnosis of Country Progress". *ADB Sustainable Development Working Paper Series*, No. 14, 1-15.

Mir Jalili, H., Mohseni, A. & Safari, O. (2017). "Inclusive Growth in Iran's Provinces (2004 - 2015)". *International Journal of Business and Development Studies*, 9(2), 5-27.

OECD (2014). "Report On The OECD Framework For Inclusive Growth". *Meeting of The OECD Council at Ministerial Level, OECD Publishing*, Paris, pp. 1-58.

Ramey, G. & Ramey, V. A. (1995). "Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth". *American Economic Review*, 85, 1138–1151.

Ranieri, R. & Ramos, R. (2013). "Inclusive Growth: Building up a Concept". *International Policy Centre for Inclusive Growth (IPC-IG).* Working Paper Number 104, 1-21.

Rauniyar, G. & Kanbur, R. (2010). "Inclusive Development: Two Papers on Conceptualization, Application, and the ADB Perspective". ADB, 1- 25.

Saad-Filho, A. (2010). "Growth, Poverty and Inequality: from Washington Consensus to Inclusive Growth". *DESA Working Paper*, No. 100, 1-20.

Son, H. (2007). "Interrelationship between Growth, Inequality and Poverty: The Asian Experience". *Asian Development Bank, ERD Working Paper*, No. 96, 1-34.

Tsokhas, K. (2013), "Poverty, Inequality, and Inclusive Growth in Asia: Measurement, Policy Issues, and Country Studies". *Journal of Contemporary Asia*, 43(1), 201-205.

Vellala, P. S., Madala, M. K. & Chhattopadhyay, U. (2014). "A Theoretical Model for Inclusive Economic Growth in Indian Context". *International Journal of Humanities and Social Science*, 4(13), 229-235.

Wooldridge, J. (2002). "Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data". *MIT Press*, 551-644.

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

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 32, September 2018 (61-78)

برآورد تأثیر نابرابری درآمد بر شاخص توسعه پایدار: شواهدی از استان‌های ایران

***زهرا نصراللهی[۱]، حبیب انصاری سامانی[۲]، معصومه روزبهانی[۳]**

۱. دانشیار بخش اقتصاد دانشگاه یزد، یزد، ایران
۲. استادیار بخش اقتصاد دانشگاه یزد، یزد، ایران
۳. کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه یزد، یزد، ایران

(دریافت: ۱۳۹۵/۱۲/۹ پذیرش: ۱۳۹۶/۶/۳)

Estimation of the Impact of Income Inequality on Sustainable Development Indicator: Study of Iran

***Zahra Nasrollahi[1], Habib Ansari Samani[2], Masoume Rouzbahani[3]**

1. Associate Professor of Economics, Yazd University, Yazd, Iran
2. Assistant Professor of Economics, Yazd University, Yazd, Iran
3. M.A. in Economics, Yazd University, Yazd, Iran

(**Received:** 27/Feb/2017 **Accepted:** 25/Aug/2017)

چکیده:

توسعه پایدار مفهومی بسیار گسترده بوده و دستیابی به آن ضامن رفاه پایدار جوامع است. از طرف دیگر توزیع درآمد بر بسیاری از شاخص‌های توسعه پایدار تأثیرگذار است و در نتیجه پرداختن به چگونگی ارتباط این دو برای دستیابی به توسعه پایدار الزامی است. بنابراین لزوم بررسی ارتباط این دو متغیر هدف این پژوهش قرار گرفت. متغیرهای ضریب جینی به عنوان متغیر مستقل اصلی و شاخص ترکیبی توسعه پایدار (ترکیب شاخص‌های سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و سرمایه محیطی) به عنوان متغیر وابسته پژوهش انتخاب شده‌اند. برای پاسخگویی به سؤال پژوهش از یک مدل رگرسیونی از داده‌های پانل در استان‌های ایران در دوره (۱۳۹۳-۱۳۸۷) که با استفاده از روش FGLS تخمین زده شده، بهره گرفته شده است. نتایج نشان داد که ارتباط بین دو متغیر نابرابری درآمدی و شاخص ترکیبی توسعه پایدار منفی است. همچنین نتایج حاکی از آن است که تأثیر متغیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه و متغیر شدت انرژی بر متغیر وابسته مدل به ترتیب مثبت و منفی و از لحاظ آماری معنی‌دار بوده است. در حالی که تأثیر متغیر ساختار صنعت و نرخ شهرنشینی از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. با توجه به نتایج مدل رگرسیون می‌توان با کاهش نابرابری در راستای توسعه پایدار گام برداشت.

واژه‌های کلیدی: توزیع درآمد، شاخص توسعه پایدار، داده‌های پانل، استان‌های ایران.
طبقه‌بندی JEL: D63، Q01، C23.

Abstract:

Sustainable development is a very broad concept, and achieving it, is a guarantee of the sustainable welfare of societies. On the other hand, income distribution affects many of sustainable development indicators. As a result, investigating the relationship between the two is essential. Based on this importance, the relationship between these two variables was the goal of this study. The Gini coefficient is selected as the independent variable and the composite index of sustainable development (combination of sustainability of human, physical and environmental capital) as the dependent variable of the research. In order to answer the research question, a panel data regression model for the Iran's provinces during 2008-2014 and using FGLS method have been used. The results show that the relationship between income inequality and composite index of sustainable development is negative and significant. The results also show that the effect of GDP growth rate and energy intensity on the dependent variable of the model was positive and negative and statistically significant respectively. While the impact of industry structure and urbanization rate is not statistically significant. Regarding the results of the regression model, we can reduce the inequality in order to attain sustainable development.

Keywords: Distribution of Income, Sustainable Development Indicator, Panel Data, Iran's Provinces.
JEL: D63, Q01, C23.

*** نویسنده مسئول:** زهرا نصراللهی (این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد معصومه روزبهانی است)
*Corresponding Author: Zahra Nasrollahi E-mail: nasr@yazd.ac.ir

۱- مقدمه

مسیر توسعه پیش گرفته شده به‌ویژه در قرن گذشته با وجود بهبود قابل توجه در بهداشت، آموزش و کیفیت زندگی به خصوص در کشورهای غربی سبب بحران عظیم و بی سابقه جهانی شامل تخریب اکوسیستم طبیعی و نرخ هشدار دهنده از دست رفتن تنوع زیستی، فرسایش خاک، آلودگی آب‌وهوا، تولید زباله فراوان که قابلیت تجزیه شدن در محیط را ندارند، تغییرات آب‌وهوای جهانی و در نهایت تخریب جنگل‌ها شده است. از آنجا که این عوامل باعث تأخیر در دستیابی به اهداف توسعه هزاره خواهد شد، سازمان ملل متحد در دهه ۱۹۸۰ در اجلاس محیط زیست انسانی در استکهلم مفهوم توسعه پایدار را معرفی کرده و به دنبال راه‌حل‌هایی برای وخامت وضعیت محیط زیست ناشی از اقدامات و فعالیت های ناپایدار در ادامه فرایند رشد اقتصادی و توسعه بودند. پس از آن با برپایی گروه برانت‌لند در سال ۱۹۸۴ و انتشار گزارش "آینده مشترک ما" توسعه پایدار به عنوان یک مسئله جهانی در دستور کار قرار گرفت. سپس اجلاس زمین در سال ۱۹۹۲ در کشور برزیل برگزار شد. این اجلاس درباره توسعه پایدار با عنوان ریو +۲۰ با حضور هزاران نماینده از دولت های مختلف، بخش خصوصی، سازمان های غیردولتی و گروه های ذینفع دیگر برای بررسی پیشرفت نتایج اولین اجلاس زمین تشکیل شد و میزان دستیابی به انرژی پایدار، ترویج استفاده از منابع و دارایی های جهانی به نحوی عادلانه‌تر و در جهت دستیابی به توسعه پایدار تحلیل شد (آجیباد[1]، ۲۰۱۳: ۴).

توسعه پایدار توسعه‌ای است که نیازهای کنونی را بدون به خطر انداختن توانایی نسل‌های آینده برای تأمین نیازهایشان برطرف نماید (برانت‌لند و همکاران[2]، ۱۹۸۷: ۱۶). توسعه پایدار تقریباً همه عرصه‌های زندگی بشری نظیر: آموزش، محیط زیست، آزادی ملت‌ها، سیاست، اقتصاد و همکاری بین‌المللی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. موضوع توسعه پایدار باعث ارائه اهداف توسعه هزاره با توجه به ابعاد اقتصادی، اجتماعی، محیطی و سیاسی شد. از جمله پرسش‌هایی که در رأس تحقیقات اغلب کشورها و به‌خصوص کشورهای در حال توسعه قرار گرفته و بخش قابل توجهی از تحقیقات اقتصادی این جوامع را به خود معطوف نموده است، دست‌یابی به عوامل و راه‌هایی است که کشور را به سمت توسعه پایدار هدایت می‌کند. عدالت توزیعی و نابرابری توزیع درآمد اثرات مهمی بر شاخص‌های توسعه پایدار از جمله سلامت و رشد اقتصادی دارد (ژانگ و ژائو، ۲۰۱۴: ۳۸۲). فرایند توسعه ضمن کاهش آلودگی‌های محیط زیستی باید مسائل برابری و کارایی را نیز مدنظر قرار دهد (کریمی موغاری، ۱۳۹۶: ۴۹ و میرباقری، ۱۳۹۵: ۹۳). از آنجا که عدالت توزیعی (توزیع درآمد) بر شاخص‌های توسعه پایدار (چه محیطی، چه انسانی و چه فیزیکی) اثرگذار است بنابراین مطالعه چگونگی این تأثیر و مطالعه روابط بین آنها ضروری است. چنانچه این ارتباط به‌صورت علمی مطالعه نشود و به‌صورت جدی برای رفع تأثیرات منفی آنها بر هم چاره‌اندیشی نشود، بشر با فاجعه عظیمی مواجه خواهد شد. در چنین شرایطی نه‌تنها زندگی انسانی به خطر می‌افتد، بلکه هدف او که دستیابی به رفاه و سعادت است با موانع جدی روبه‌رو است. آگاهی مردم، مسئولین و تصمیم گیران از عوامل مؤثر بر توسعه پایدار، و تلاش برای پایداری توسعه، گامی در جهت مقابله با این مشکل است. بنابراین مطالعاتی از این دست می‌تواند حرکتی علمی در جهت مقابله با این مشکل بوده و ضروری تلقی شود. به همین علّت در این پژوهش به بررسی رابطه عدالت توزیعی و توسعه پایدار در سطح استان‌های کشور پرداخته شده است.

برای دستیابی به هدف پژوهش در بخش دوم مبانی نظری پژوهش، بخش سوم روش شناسی و در بخش‌های چهارم و پنجم به ترتیب یافته‌ها و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری

پایداری توسعه به پایداری منابع اصلی توسعه بستگی دارد. بانک جهانی توسعه پایدار را فرایند مدیریت مجموعه‌ای از دارایی‌ها برای حفظ و افزایش فرصت‌های پیش روی افراد تعریف کرده است. دارایی که در این تعریف به آن اشاره شده است نه فقط شامل سرمایه فیزیکی است بلکه سرمایه‌های انسانی و طبیعی را نیز در برمی‌گیرد (سوبوتینا[3]، ۲۰۰۴: ۱۱۵). با توجه به تعریف بانک جهانی از توسعه پایدار می‌توان رویکردهای توسعه پایدار را بر مبنای پایداری سرمایه طبیعی، سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی تقسیم نمود که در بخش‌های بعدی بررسی می‌شوند. از آنجا که توزیع عادلانه درآمد حرکتی اساسی برای حفاظت از برابری و عدالت و همچنین هماهنگی و ثبات اجتماعی است (سلیمانی و کاری[4]، ۲۰۱۴: ۱۱۵) و از سوی دیگر بر همه این رویکردها مؤثر بوده و به طور کلی بر میزان دستیابی به پایداری در اقتصاد نقش مهمی دارد در هر

1. Ajibade (2013)
2. Broundtland et al. (1987)
3. Soubbotina (2004)
4. Soleymani & Kari (2014)

بخش رابطه نابرابری بر هر رویکرد بررسی شده است.

۲-۱- سرمایه انسانی

نظر به اهمیت دستیابی به هدف توسعه و پایداری آن ابتدا لازم است پیش‌نیازهای آن فراهم شود. از آنجا که نظریه سرمایه انسانی نقش بسیار مهمی در مطالعات تحلیلی رشد اقتصادی بازی می‌کند (استرومبرگن[1] و همکاران، ۲۰۰۲: ۴)، پرداختن به آن از موارد بسیار ضروری برای توسعه پایدار است. رشد اقتصادی یکی از پیش‌شرط‌های پایداری توسعه بوده و بستگی به سطح سرمایه انسانی و سطح سرمایه فیزیکی (و یا سطح سرمایه انسانی به سطح تولید) دارد و با توجه به اینکه عموماً سرمایه انسانی پایین‌تر از سطح بهینه اجتماعی آن است، لذا انباشت هر چه بیشتر سرمایه انسانی برای دستیابی به رشد اقتصادی ضروری است (دلالی اصفهانی، ۱۳۸۰: ۱۱).

سرمایه انسانی شامل ظرفیت‌ها و توانایی‌های به‌دست آمده توسط افراد، گروه‌ها و جوامع است که آنها را قادر می‌سازد تا مسئولیت‌های خود را برای دستیابی به اهداف از پیش تعیین شده انجام دهند. بسیاری از اقتصاددانان توضیح داده‌اند که سرمایه انسانی بالا با حداقل سرمایه فیزیکی قادر است باعث پیشرفت قابل‌توجهی در فرایند توسعه شده و از میان عوامل مورد نیاز در فرایند توسعه، حداکثر سهم را در ایجاد رشد اقتصادی دارد (آجیباد، ۲۰۱۳: ۱۱). عنصر کلیدی تغییر ترکیب اقتصادی و اجتماعی و ایجاد کسب و کارهای با درآمد بالا استفاده از سرمایه انسانی و اشتغال است. راه رسیدن به این هدف بهبود سطح آموزش‌وپرورش نسل جوان (نسل بعدی کسب و کار) و برنامه‌ریزی جهت افزایش مهارت نیروی انسانی نسل حاضر است. ساختار آموزشی جمعیت یکی از اجزای اصلی توسعه پایدار جامعه بوده و آموزش و پرورش عامل کلیدی برای دستیابی به توسعه پایدار است. سؤال اینجا است که چرا سرمایه انسانی عامل کلیدی برای دستیابی به توسعه پایدار است. اولین دلیل این است که سرمایه‌گذاری در این شکل سرمایه دامنه‌ای وسیع‌تر از سایر اشکال سرمایه داشته و در بسیاری موارد صرفه‌ای بیشتر از سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی و محیطی دارد. دومین دلیل دستیابی سریع‌تر به منافع سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی نسبت به سرمایه‌های دیگر است. بنابراین با تأکید بر استفاده از سرمایه انسانی به سه هدف شامل ۱) نرخ سریع توسعه جوامع، ۲) توسعه پایدار جوامع و ۳) توزیع عادلانه منافع توسعه خواهیم رسید (جکیموسکی[2]، ۲۰۱۱: ۹۷).

سرمایه انسانی شاخصی برای دستیابی به توسعه پایدار است اما خود شاخص‌هایی دارد که به طور کلی عبارت‌اند از: امید به زندگی، نرخ‌های سواد و درصد ثبت‌نام‌شدگان در مراحل مختلف تحصیلی و درآمد سرانه (روزبهان، ۱۳۷۸: ۶۸). از یک سو عواملی موجب به خطر افتادن این سرمایه ارزشمند می‌شوند. برای مثال سازمان بهداشت جهانی[3] (۲۰۱۱) بحران‌های اقتصادی را دلیل مهمی برای افزایش بیماری‌های روانی، افزایش مصرف الکل و خودکشی در نتیجه کاهش سرمایه انسانی می‌داند. از طرف دیگر بحران‌های اقتصادی ناشی از رشد شتابان اقتصادی بدون توجه به عواقب آن باعث تغییر متغیرهای کلان اقتصادی مانند نابرابری درآمدی شده و نابرابری درآمد نیز از طریق افزایش مشکلات روانی باعث تضعیف سرمایه انسانی است (سازمان بهداشت جهانی، ۲۰۱۱: ۲۰). به همین دلیل بررسی ارتباط نابرابری و سرمایه انسانی ضروری به نظر می‌رسد که بخش بعد به مطالعه آن اختصاص یافته است.

۲-۱-۱- نابرابری و سرمایه انسانی

نابرابری بیشتر، باعث افزایش رقابت و افزایش فشار به مصرف است. به نظر می‌رسد که افراد در شرایط نابرابری بالا مقدار بیشتری از درآمد خود را خرج کرده، کمتر صرفه‌جویی می‌کنند و بیشتر قرض می‌گیرند. همچنین افزایش نابرابری به افزایش ورشکستگی و افزایش فساد منجر می‌شود. علاوه بر این متوسط ساعات کار سالانه در جوامع نابرابرتر بیشتر است (ویلکینسون و پیکت[4]، ۲۰۱۰: ۱۳). شواهد آماری نشان می‌دهد که کیفیت روابط اجتماعی در جوامع برابرتر بهتر است، مردم بیشتر به یکدیگر اعتماد دارند و زندگی اجتماعی قوی‌تر و سطح خشونت پایین‌تر است. عدم توجه به این عوامل باعث تضعیف سرمایه انسانی شده و روند رشد را متوقف می‌کند. همان‌طور که در بخش قبل گفته شد نابرابری درآمد از طریق افزایش مشکلات روانی باعث تضعیف سرمایه انسانی است، همین روند در ادامه باعث کند شدن فرایند رشد شده و در واقع از رشد پایدار که لازمه دستیابی به توسعه پایدار بوده جلوگیری می‌کند. بنابراین نابرابری درآمد به‌طور گسترده‌ای با مشکلات بهداشتی و اجتماعی مرتبط با توسعه سرمایه انسانی مثل امید به زندگی، چاقی، سلامت روان، استفاده از مواد مخدر، عملکرد آموزشی،

1. Stroombergen et al. (2002)
2. Jakimovsky (2011)
3. World Health Organisation (WHO)
4. Wilkinson & Pickett (2010)

تولد نوزادان، خشونت و ... در ارتباط است (هاپت و لارنس[1]، ۲۰۱۲: ۱). این مطالعات تجربی نشان داده‌اند که نابرابری بر سرمایه انسانی یعنی یکی از راه‌های رسیدن به توسعه پایدار مؤثر است؛ اما تنها راه دستیابی به آن نیست. چنان‌که ویلکینسون و پیکت در گزارشی برای گروه توسعه پایدار لندن[2] رابطه بین امید به زندگی و انتشار کربن را بررسی کرده و نشان داده‌اند که حتی با سطح فنّاوری فعلی بدون کاهش امید به زندگی (یکی از شاخصه‌های سرمایه انسانی) می‌توان تولید گازهای گلخانه‌ای را که یکی از راه‌های نیل توسعه پایدار است به‌طور چشمگیری کاهش داد. ایشان راه ساده‌ای را که می‌توان به این هدف رسید کاهش نابرابری جوامع معرفی کرده‌اند.

با توجه به نتیجه مطالعه ویلکینسون و پیکت و همچنین با توجه به تعریف توسعه پایدار توسط بانک جهانی این نکته برداشت می‌شود که سرمایه انسانی تنها راه دستیابی توسعه پایدار نبوده و دیگر دارایی‌ها و نحوه ارتباط آنها با نابرابری ضروری است. بنابراین نگرش به کاهش گازهای گلخانه‌ای و توجه به کیفیت محیط زیست (رویکرد سرمایه محیطی) و بررسی تأثیر نابرابری بر آن موضوع بعدی است که باید به آن پرداخت.

۲-۲- رویکرد سرمایه محیطی

یکی از اهداف توسعه هزاره (MDGs)[3] تضمین پایداری محیط زیست است (سازمان ملل متحد، ۲۰۰۷: ۲۱). در حال حاضر اینکه زباله در نرخ زیادی تولید شده و منابع طبیعی کمیاب شده‌اند چالش بزرگی به‌حساب می‌آید. شناخت این چالش‌ها منجر به تأیید پایداری محیط زیست به‌عنوان یکی از اهداف توسعه هزاره شد که می‌بایست جوامع در سال ۲۰۱۵ به آن دست می‌یافتند؛ با این حال در سال ۲۰۰۳ نرخ مصرف کالا و تولید زباله در جهان بالغ بر ۲۵٪ بالاتر از ظرفیت منابع و جذب زباله تخمین زده شد و این نرخ در سال ۲۰۰۷ به بیش از ۵۰٪ رسید (هاپت و لورانس، ۲۰۱۲: ۱). عواملی چون استفاده مفرط از محیط طبیعی، افزایش جمعیت و پیشرفت فنّاوری باعث شده است تا در سراسر جهان محیط زیست قربانی شود. به‌عبارت‌دیگر کنش‌های غیرمسئولانه انسان نسبت به محیط زیست نتایج ناگوار و خسارات نامطلوبی به بار آورده و روزبه‌روز این نتایج و خسارت‌ها حادتر می‌شود. بنابراین بررسی دقیق عوامل مؤثر و بازدارنده بر کیفیت محیط زیست ضروری است. از نتایج مطالعه ویلکینسون و پیکت (۲۰۱۰) برمی‌آید که یکی از عوامل مؤثر بر انتشار گازهای گلخانه‌ای نابرابری است. بنابراین در بخش بعد به بررسی چگونگی این تأثیر از دید بویس[4] و منحنی زیست محیطی کوزنتس پرداخته شده است.

۲-۲-۱- نابرابری و سرمایه محیطی

از آنجا که برای رشد اقتصادی به استفاده از منابع طبیعی نیاز است و استفاده از این منابع آلودگی و تخریب منابع را در پی دارد، رشد اقتصادی یکی از عوامل آلودگی محیط زیست است. علاوه بر آن برخی از مسائل محیط زیستی کشورهای در حال توسعه ناشی از وجود فقر مزمن و دیگر ویژگی‌های توسعه‌نیافتگی آنهاست. بنابراین می‌توان انتظار داشت که علاوه بر رشد اقتصادی، نابرابری درآمد و فقر نیز بر میزان انتشار آلاینده‌ها مؤثر باشند (فطرس و برزگر، ۱۳۹۲: ۱۴۱). به نظر می‌رسد که تخریب محیط زیست یکی از اثرات جانبی[5] نابرابری اقتصادی است و تحلیل‌ها نشان می‌دهد که یک همبستگی منفی بین نابرابری درآمد و پایداری محیط زیست وجود دارد (بلند[6] و همکاران، ۲۰۰۷: ۹). افزایش نابرابری درآمد وضع شاخص‌های محیط زیستی مانند تولید زباله، مصرف گوشت و آب و از دست رفتن تنوع زیستی را بدتر می‌کند (اسلام[7]، ۲۰۱۵: ۱۴). نابرابری درآمد خود نتیجه ویژگی‌های اقتصادی، اجتماعی و سیاسی جامعه است که بر کیفیت محیط زیست اثر می‌گذارد.

منحنی کوزنتس ابتدا در رابطه با درآمد سرانه و نابرابری درآمدها در سال ۱۹۵۵ توسط سیمون کوزنتس[8] مطرح شد و پس از آن در سال ۱۹۹۴ توسط پانایوتو[9] در ارتباط با درآمد سرانه و آلودگی منحنی زیست محیطی کوزنتس وارد ادبیات اقتصاد محیط زیست شد. توافق عمومی وجود دارد که رشد اقتصادی که با درآمد سرانه ملی اندازه‌گیری می‌شود بر کیفیت محیط زیست تأثیر می‌گذارد. از این دیدگاه آسیب‌های محیط زیستی (تخریب محیط زیست) تا یک سطح آستانه افزایش یافته و پس از آن کاهش می‌یابد. با این حال این دیدگاه در توضیح کامل ارتباط بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست

1. Haupt & Lawrence (2012)
2. London Sustainable Development Commission
3. The Millennium Development Goals (MDGs)
4. Boyce
5. Side Effects
6. Baland et al. (2007)
7. Islam (2015)
8. Simon Kuznets
9. Panayoto

ناتوان مانده است. از رابطه موجود میان درآمد و نابرابری درآمد (فرضیه کوزنتس) از یک‌سو و رابطه میان درآمد و آلودگی (منحنی زیست محیطی کوزنتس) از سوی دیگر، می‌توان فرضیه ارتباط بین نابرابری درآمد و آلودگی هوا را مطرح کرد (فطرس و برزگر، ۱۳۹۲: ۱۴۲).

نتایج تحقیقات تجربی این موضوع را تأیید نموده و اسلام (۲۰۱۵) نشان داد که از میان عوامل مؤثر بر از دست رفتن تنوع زیستی به‌عنوان شاخصی برای تخریب محیط زیست (نسبت گونه‌های بومی، نابرابری، GDP سرانه، نظارت محیطی و تراکم جمعیت) نابرابری درآمد در رتبه دوم اهمیت قرار دارد.

۲-۲-۲- تأثیر نابرابری بر سرمایه محیطی از دیدگاه بویس

بویس در سال ۱۹۹۴ دو فرضیه را در یک مقاله با عنوان "نابرابری عاملی برای تخریب محیط زیست" بیان کرد.

۱- میزان تخریب محیط زیست ناشی از فعالیت‌های اقتصادی تابع توازن قدرت بین برندگان (یعنی کسانی که فایده خالص فعالیت‌ها را به دست می‌آورند) و بازندگان (کسانی که هزینه‌های خالص این فعالیت‌ها را تحمل می‌کنند) است. ۲- نابرابری‌های بزرگ‌تر قدرت و ثروت منجر به تخریب بیشتر محیط زیست است. وی این فرضیه‌ها را بر این اساس مطرح می‌کند که: از دید تحلیل‌های اقتصاد خرد، هزینه نهایی اجتماعی فعالیت‌ها می‌بایست کمتر از فایده نهایی اجتماعی آنها باشد. فرض است که اگر برندگان نسبتاً قدرتمند و بازندگان نسبتاً ناتوان باشند میزان تخریب محیط زیست نسبت به‌عکس این حالت بیشتر اتفاق می‌افتد. این همان نتیجه‌ای است که «قانون تصمیم‌گیری اجتماعی موزون برحسب قدرت»[1] نامیده شده است. طبق این قانون هنگامی‌که همه‌چیز برابر است به سه دلیل نابرابری بیشتر ثروت و قدرت، منجر به تخریب بیشتر محیط زیست است. ۱- نابرابری قدرت برندگان و بازندگان ۲- تأثیر قدرت بر میزان ارزش‌گذاری فایده و هزینه فعالیت‌های مخرب محیط زیستی و ۳- تأثیر قدرت بر دسترسی به اطلاعات بازندگان از پیامدهای تخریب محیط زیست (بویس، ۱۹۹۴: ۱۶۹).

تحلیل هزینه-فایده بیان می‌کند که فعالیت‌های تخریبی باید تا زمانی که تأثیر فایده نهایی خالص آن بر جامعه مثبت است پیگیری شود که با فرمول مجموع فایده‌های نهایی منهای هزینه‌های نهایی برای اثرات هر فعالیت (شامل هزینه‌های خارجی آلودگی و تخلیه منابع) محاسبه می‌شود (همان: ۱۷۰). تا زمانی که برندگان قادر به جبران بازندگان در تئوری هستند فعالیت‌ها از نظر اجتماعی کارآمد بوده و از آزمون هزینه-فایده عبور می‌کنند. از آنجا که در تحلیل لسه‌فر برندگان هزینه‌های جبران بازندگان را نادیده می‌گیرند فعالیت‌های اتخاذ شده نیز تأثیر خالص اجتماعی منفی دارند.

بنابراین هر چه نابرابری یا همان تفاوت درآمد بین طبقات اجتماعی (که بویس با عبارات برندگان و بازندگان معرفی کرده است) بیشتر باشد میزان تخریب محیط زیست به دلایل ذکر شده در بالا بیشتر است و به دلیل کند کردن حرکت در مسیر توسعه پایدار باید از آن جلوگیری کرد.

یکی دیگر از روش‌های مطالعه رابطه نابرابری و تخریب محیط زیست روش منحنی زیست محیطی کوزنتس بوده که در بخش بعد توضیح داده شده است.

۲-۲-۳- تأثیر نابرابری بر سرمایه محیطی از دیدگاه منحنی زیست محیطی کوزنتس

گفته شد که می‌توان با استفاده از منحنی‌های کوزنتس و کوزنتس محیط زیست ارتباط بین نابرابری درآمد و آلودگی محیط زیست را مطرح کرد. در این میان EKC[2] از فرضیه کوزنتس برای توضیح ارتباط U شکل بین کیفیت محیط زیست و سطح درآمد سرانه کشورها استفاده می‌کند. همان‌طور که از نام آن مشخص است از مفهوم فرضیه کوزنتس (KH[3]) با توجه به ارتباط بین نابرابری درآمد و متوسط سطح درآمد یک کشور الهام گرفته است. بر اساس منحنی زیست محیطی کوزنتس در سطوح اولیه صنعتی شدن یک کشور، میزان تخریب محیط زیست به دلیل محیط زیست بکر و دست‌نخورده قبل از صنعتی شدن کم بوده و پس از آن با افزایش درجه صنعتی شدن و افزایش درآمد سرانه کشور کیفیت محیط زیست با توجه به تأثیر نامطلوب صنعتی شدن بدتر است. بعد از کامل شدن فرایند توسعه تقاضا برای محیط زیست سالم افزایش یافته، همچنین توانایی مالی و فناوری لازم برای پاسخگویی به این نیاز افزایش می‌یابد. در نتیجه ترکیب این دو اثر کیفیت محیط زیست بهبود یافته و منحنی زیست محیطی کوزنتس به شکل U درمی‌آید. فرضیه EKC حتی بیشتر از فرضیه

1. The Power-Weighted Social Decision Rule

2. Environmental Kuznets Curve
3. Kuznets Hypothesis

کوزنتس بحث‌برانگیز است. نکته مهم اینجاست که حتی اگر دو فرض KH و EKC معتبر باشند نمی‌توانند ارتباط ثابتی بین نابرابری و کیفیت محیط زیست را نشان دهند. فرض کنید که I نمایانگر نابرابری، Y درآمد سرانه، و E کیفیت محیط زیست باشد. بنابراین داریم:

طبق فرضیه کوزنتس

(۱)

$$I = f(Y)$$

و طبق منحنی زیست محیطی کوزنتس:

(۲)

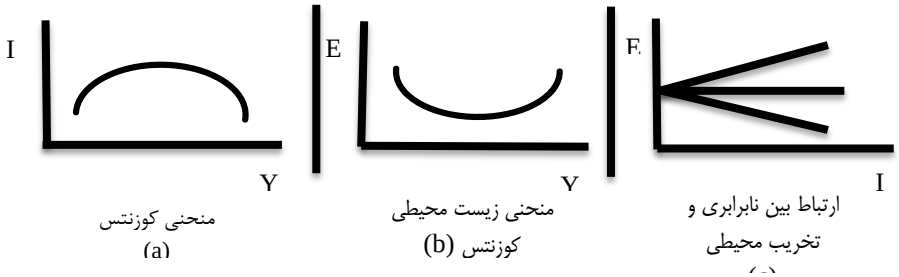
$$E = g(Y)$$

با روش جایگزینی داریم:

(۳)

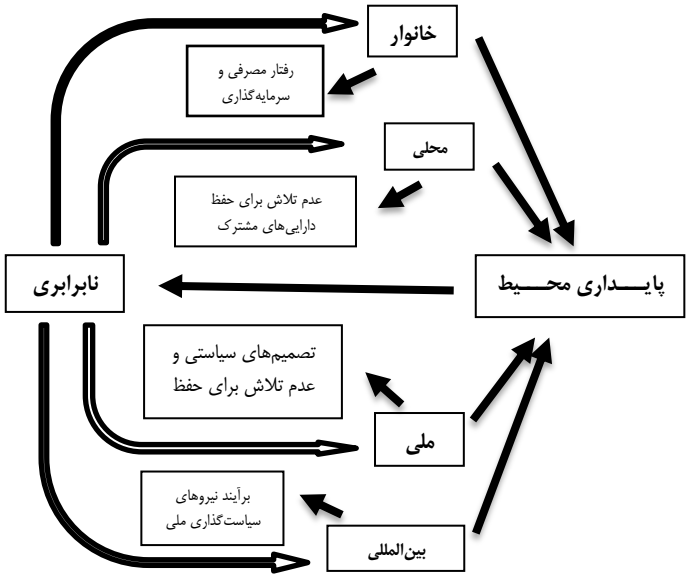
$$E = g[inv(f(I)] = b(I)$$

شکل $E = b(I)$ بستگی به شکل نمودارهای $E = g(Y)$ و $I = f(Y)$ دارد. در حقیقت، EKC به‌تنهایی قادر به توضیح ارتباط بین نابرابری و کیفیت محیط زیست نیست (اسلام، ۲۰۱۵: ۱۸) که همین مسئله به صورت شکل در نمودار (۲) آمده است.



نمودار ۱. ارتباط نابرابری درآمد و تخریب محیط‌زیست

مأخذ: (اسلام، ۲۰۱۵: ۱۸)



نمودار ۲. کانال‌های تأثیر نابرابری بر پایداری محیط‌زیست

مأخذ: (اسلام، ۲۰۱۵: ۷)

همان‌طور که در نمودار (۱) دیده می‌شود با توجه به شکل منحنی‌های کوزنتس و کوزنتس محیط زیست ارتباط بین نابرابری و کیفیت محیط زیست ممکن است صعودی (افزایش تخریب محیط زیست با افزایش نابرابری)، نزولی (کاهش تخریب محیط زیست با افزایش نابرابری) یا افقی (عدم تغییر تخریب محیط زیست با افزایش نابرابری) باشد. تأثیر منفی از طریق کانال‌های خانوار، جامعه، ملی و بین‌المللی اعمال می‌شود. نحوه تأثیر هر کدام از این کانال‌ها همان‌طور که از

نمودار (۲) مشخص است به طور خلاصه به این ترتیب است: کانال خانوار از طریق رفتار مصرفی و سرمایه‌گذاری، کانال محلی با تلاش جمعی برای حفاظت از دارایی‌های مشترک (CPR)[1]، کانال ملی از طریق سیاست‌گذاری‌های اقتصادی و اجتماعی و کانال بین‌المللی نیز مجموعه‌ای از کشورهاست و تأثیر آن در نهایت با برآیند نیروهای سیاست‌گذاری کشورهای مختلف مشخص می‌شود.

بنابراین می‌توان گفت بهبود محیط زیستی نیاز به حمایت از سیاست‌هایی دارد که واسطه ارتباط درآمد و محیط زیست هستند (ورنویتسکی و بویس[2]، ۲۰۱۰: ۵). اگر رشد اقتصادی همراه با بهبود برابری درآمد باشد احتمالاً کاهش آلودگی در یک کشور بیشتر است (مگنانی[3]، ۲۰۰۰: ۴۳۲). همچنین علاوه بر سیاست‌های مفید در زمینه نابرابری می‌توان با استفاده از صنایع با کیفیت بهتر و پیشرفته‌تر که آلایندگی کمتری دارند و سرمایه‌گذاری در چنین صنایعی (که به رشد اقتصادی مرتبط است) تخریب محیط زیست را کاهش و در نتیجه در راستای دستیابی به توسعه پایدار گام برداشت. به عبارت دیگر از آنجا که عملکرد اقتصاد کلان یکی از شاخص‌های توسعه پایدار بوده و سهم سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی از اجزای آن است (سازمان ملل، ۲۰۰۷: ۱۳) و بدون رشد اقتصادی سرمایه محیطی هم در خطر تخریب نیست توجه به سرمایه فیزیکی به عنوان یکی دیگر از دارایی‌های مورد نیاز توسعه پایدار ضروری است. بررسی این رویکرد و رابطه آن با نابرابری درآمد در بخش‌های بعدی ارائه شده است.

۲-۳- رویکرد سرمایه فیزیکی

حقیقت این است که یک اقتصاد برای افزایش مستمر و فراوان در استانداردهای زندگی و سطح بالای بهره‌وری، نیاز به رشد بلندمدت دارد که طبق ساده‌ترین مدل رشد یعنی مدل رشد سولو[4] ناشی از انباشت سرمایه و بهره‌وری نیروی کار است. از آنجا که بهره‌وری نیروی کار در قسمت سرمایه انسانی توضیح داده شد در این بخش به شرح نقش انباشت (شدت) سرمایه در ایجاد رشد اقتصادی پرداخته شده است.

سرمایه عامل عمده‌ای در توضیح رشد در کشورهای صنعتی در طول ۱۰۰ سال گذشته بوده است. داده‌های GDP تولید ناخالص داخلی حقیقی در دوره ۱۹۶۵ و ۱۹۹۰ در گروهی از کشورهای صنعتی و در حال توسعه نشان داده است که کشورهایی که سهم سرمایه آنها افزایش زیادی داشته سرانه تولید ناخالص داخلی آنها نیز افزایش چشمگیری داشته است. به‌علاوه رشد ناشی از انباشت سرمایه که بیش از یک دوره را در برمی‌گیرد، در واقع یک نهاده بادوام تولیدی است.

مدل رشد سولو آغازی برای تحلیل‌های رشد است که توسط رابرت سولو در سال ۱۹۵۶ ارائه شد. این مدل با استفاده از متغیرهای پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، رشد جمعیت یا نیروی کار و پیشرفت فنّاوری توضیح می‌دهد که در طول زمان سطح سرانه تولید نیروی کار و بنابراین سطح استاندارد زندگی چقدر تغییر می‌کند. یکی از اجزای مدل رشد سولو شرایط تعادلی است. یعنی شرایطی که بیان می‌کند اقتصاد زمانی در یک موقعیت تعادلی است که متغیرهای آن در وضعیتی باثبات بوده یا در مسیرهای ساده و قابل پیش‌بینی تغییر کنند. به منظور توضیح شرایط تعادلی بلندمدت، مدل رشد سولو، حالت پایدار[5] و قانون طلایی[6] تشریح شده است.

تابع تولید در مدل رشد سولو به این ترتیب تعریف می‌شود:

(۴)

$$\frac{Y}{L} = \mathrm{F}\left(\frac{K}{L}, \frac{L}{L}\right) \quad y = f(k)$$

در معادله (۴) k مقدار سرمایه سرانه هر کارگر و y مقدار تولید سرانه هر کارگر است.

شیب تابع تولید، تغییرات در تولید سرانه هر کارگر به ازای یک واحد تغییر در سرمایه سرانه هر کارگر را نشان می‌دهد که همان تولید نهایی سرمایه (MPK) است. بنابراین شیب تابع تولید برابر است با معادله (۵):

(۵)

$$f'(k) = MPK$$

در ادامه برای توضیح حالت پایدار به بررسی مقدار تعادلی سرمایه پرداخته شده است (رومر، ۱۳۸۳: ۸).

۲-۳-۱- حالت پایدار

در طول زمان، یک کشور با افزایش جمعیت و همچنین

1. Common Property Resource
دارایی‌های مشترک منابعی هستند که دو ویژگی رقابتی و استثناءناپذیری دارند. ممکن است که طی زمان ویژگی کالاها تغییر کند. مثلاً در گذشته هوای پاک و اقیانوس دو کالای عمومی غیر رقابتی و استثناءناپذیر بوده‌اند، اما به دلیل فرسودگی آنها در چند دهه اخیر به دارایی‌های مشترک تبدیل شده‌اند.
2. Vornovytskyy & Boyce (2010)
3. Magnani (2000)
4. Solow
5. The Steady State
6. Golden Rule

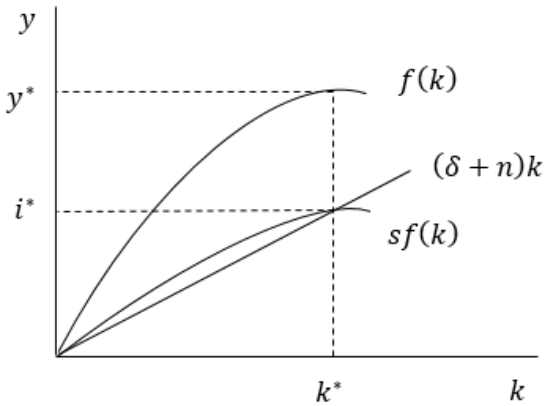
استهلاک سرمایه مواجه است. با افزایش جمعیت و باثبات انباشت سرمایه مقدار سرمایه سرانه هر کارگر کاهش می‌یابد. به‌علاوه با وجود استهلاک که نرخ فرسوده شدن سرمایه است برای حفظ سطح ثابتی از سرمایه سرانه در طول زمان باید سرمایه‌گذاری کافی برای ایجاد سرمایه جدید و جبران استهلاک انجام شود. بنابراین برای حفظ "حالت پایدار" که در آن سرمایه سرانه هر کارگر در طول زمان ثابت است باید داشته باشیم:

(۶)

$$\Delta k = sf(k) - (\delta + n)k = 0 \qquad sf(k^*) = (\delta + n)k^*$$

در معادله (۶) Δk تغییر در سرمایه سرانه هر کارگر، $sf(k)$ سرمایه‌گذاری جدید، و $(\delta + n)k$ سرمایه مستهلک شده است. همچنین δ نرخ استهلاک سرمایه، s نرخ پس‌انداز، k سرمایه‌گذاری و n نرخ رشد جمعیت است.

علامت * روی متغیرها نشان‌دهنده مقادیر در حالت پایدار است. با توجه به معادله (۶) هر چه سرمایه سرانه هر کارگر بیشتر شود، سرمایه‌گذاری بیشتری نیاز است تا $\Delta k = 0$ باشد. اگر مقدار تزریق سرمایه بیشتر از کاهش آن به علّت استهلاک و رشد جمعیت باشد $(sf(k) > (\delta + n)k)$ سهم سرمایه افزایش خواهد یافت و اگر مقدار تزریق سرمایه کمتر از مجموع استهلاک و رشد جمعیت باشد $(sf(k) < (\delta + n)k)$ سهم سرمایه کاهش می‌یابد. تنها زمانی که این دو با هم برابر باشند سهم سرمایه تغییر نخواهد کرد. اینکه حالت پایدار در اقتصاد کجا باشد به این بستگی دارد که منحنی $sf(k)$ در چه نقطه‌ای $(\delta + n)k$ را قطع کند؛ که آن هم به سطح پس‌انداز در اقتصاد وابسته است.



نمودار ۳. حالت پایدار در مدل رشد سولو با وجود استهلاک و رشد جمعیت

مأخذ: (رومر، ۱۳۸۳: ۱۷)

نمودار (۳) حالت پایدار در مدل رشد سولو با وجود استهلاک و رشد جمعیت را نشان می‌دهد. نمودار (۳) نشان می‌دهد که هر چه نرخ پس‌انداز بالاتر باشد سرمایه سرانه هر کارگر و تولید سرانه هر کارگر بیشتر است. اما به این معنی نیست که افراد باید همه درآمد خود را پس‌انداز کنند.

پس این سؤال پیش می‌آید که چه سطحی از پس‌انداز ما را به هدف می‌رساند؟ پاسخ به این سؤال حالت پایدار در مدل رشد سولو است که در قالب قانون طلایی شرح داده شده است.

۲-۳-۲- قانون طلایی

معمولاً در اقتصاد فرض است که افراد هر چه بیشتر مصرف کنند شادتر خواهند بود. بنابراین اگر هدف بیشینه کردن شادی افراد است باید مصرف سرانه کارگران (c) را بیشینه کرد. حالت پایدار مرتبط با نتیجه خاصی است که قانون طلایی (GR) حالت پایدار نامیده می‌شود (رومر، ۱۳۸۳: ۲۰).

(۷)

$$c^* = f(k^*) - (\delta + n)k^*$$

در معادله (۷) c^* نشان‌دهنده مصرف، $f(k^*)$ بیانگر شیب تابع سرمایه‌گذاری و $(\delta + n)k^*$ نشانگر استهلاک سرمایه است. با این توضیح که علامت ستاره در بالای حروف نشان‌دهنده مقدار آنها در حالت پایدار است.

با توجه به معادله (۷) می‌دانیم که اگر سهم سرمایه کمتر از سطح (GR) باشد، شیب تابع تولید بیشتر از شیب منحنی سهم سرمایه بوده و افزایش در سهم سرمایه کارگران تأثیر بیشتری بر $f(k)$ نسبت به $(\delta + n)k$ داشته و در نهایت مصرف افزایش می‌یابد. حالت پایدار (GR) زمانی است که رابطه (۸) برقرار باشد.

(۸)

$$f'(k^*) = (\delta + n)$$

با توجه به توضیحات بالا روشن است که برای دستیابی به رشد اقتصادی پایدار که جزئی از توسعه پایدار است به مقدار تعادلی و پایدار سرمایه نیاز داریم؛ اما صرفاً داشتن درآمد ملی بالا و پایدار دلیل بر رفاه همه افراد یک جامعه نبوده و باید به توزیع این درآمد نیز توجه کرد. از طرف دیگر توزیع درآمد عاملی است که خود می‌تواند رشد ناشی از استفاده از سرمایه فیزیکی را تحت تأثیر قرار دهد. به همین دلیل بررسی رابطه نابرابری و رشد اقتصادی ضروری است. در حقیقت سؤال این است که آیا رشد اقتصادی از طریق سرمایه فیزیکی به‌تنهایی عدالت در توزیع درآمد را تضمین می‌کند؟ برای پاسخ به این

سؤال اساسی به تحلیل رابطه توزیع درآمد و رشد اقتصادی از طریق مباحث نظری موجود پرداخته شده است.

۲-۳-۳- تأثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی

می‌توان گفت که در توسعه پایدار، رشد اقتصادی ابزاری برای رسیدن به سایر اهداف اجتماعی و محیط زیستی مانند اشتغال‌زایی، مدیریت مناسب منابع طبیعی و ... به شمار می‌رود (ورمزیاری و بنی اسدی، ۱۳۹۳: ۵). رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری بیش از یک قرن توجه زیادی را به خود جلب کرده است. صحبت در مورد هر دوی این شاخص‌های کلان اقتصادی مهم و بحث‌برانگیز بوده و طی مدت‌زمان طولانی هنوز توافق عمومی بر چگونگی ارتباط بین آنها وجود ندارد. مطالعه کوزنتس در سال ۱۹۵۵ یکی از اولین و مهم‌ترین مطالعاتی است که در رابطه بین توزیع درآمد و رشد اقتصادی انجام گرفته است. بر اساس این فرضیه توزیع درآمد در سطوح پایین‌تر درآمد سرانه نسبتاً عادلانه‌تر است و با افزایش درآمد سرانه به یک مقدار آستانه افزایش می‌یابد. و زمانی که سطح معینی از توسعه شکل می‌گیرد با افزایش درآمد سرانه نابرابری در توزیع درآمد کاهش می‌یابد. به همین دلیل رابطه بین نابرابری و رشد اقتصادی که با درآمد سرانه اندازه‌گیری می‌شود به شکل U وارون است. بر اساس این نظریه، انتظار داریم نابرابری درآمد در کشورهای با درآمد متوسط بیشتر از کشورهای کمتر توسعه‌یافته و کشورهای صنعتی باشد (مرکان و آزر[1]، ۲۰۱۳: ۱۶۷).

از دیدگاه کلاسیک بین رشد و توزیع درآمد یک رابطه منفی وجود دارد، اما برخی مطالعات تجربی این اعتقاد کلی راجع به تأثیر منفی رشد اقتصادی بر توزیع درآمد با توجه به اینکه برخی کشورها (به‌ویژه کشورهای شرق آسیا) همراه با افزایش رشد اقتصادی وضعیت درآمدی را هم بهبود داده بودند زیر سؤال بردند (اسلام، ۲۰۱۵: ۱۹؛ ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۴: ۴۹).

کمدسوس[2] مدیرعامل صندوق بین‌المللی پول در سال ۱۹۹۵ در اظهارات خود عنوان می‌کند که ۱- انتقال درآمد و مالیات برای توزیع مجدد درآمد، عوامل بازدارنده و منحرف‌کننده رشد هستند. علاوه بر این منابع مورد نیاز برای برنامه‌های توزیع مجدد ثروت ممکن است به کاهش بودجه موجود در سرمایه‌گذاری‌های دولتی و خصوصی عوامل فیزیکی و انسانی منجر شده و بر فرایند رشد تأثیر منفی داشته باشد. ۲- از آنجا که گروه‌های بالای درآمدی تمایل به پس‌انداز مقدار بیشتری از درآمد خود دارند توزیع درآمد به احتمال زیاد سبب کاهش پس‌انداز کل و در نتیجه سرمایه‌گذاری خواهد شد. بنابراین رویکرد کلاسیک به این موضوع اشاره می‌کند که توزیع برابر درآمد ممکن است مخل رشد پایدار باشد. از طرف دیگر توزیع بیش از حد نابرابر درآمد ممکن است خود رشد پایدار را تهدید کند (کمدسوس، ۱۹۹۵: ۲).

نابرابری در توزیع درآمد می‌تواند علّت تغییرات رشد اقتصادی باشد، لذا افزایش یا کاهش ضریب جینی که به ترتیب نشان دهنده افزایش نابرابری در توزیع درآمد و کاهش آن است، می‌تواند موجب تغییرات رشد اقتصادی شود. اما تغییرات در رشد اقتصادی لزوماً نمی‌تواند علّت کاهش یا افزایش نابرابری در توزیع درآمد باشد. بررسی‌های به عمل آمده در مورد تأثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی، حاکی از آن است که نابرابری درآمد برای رشد اقتصادی مضر است. در واقع نامطلوب‌تر شدن وضعیت توزیع درآمد موجب کند شدن رشد اقتصادی می‌شود (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۴: ۴۸) و از مسیر رشد اقتصادی باعث کند شدن مسیر دستیابی به توسعه پایدار خواهد شد. نابرابری درآمد به علّت کاهش روحیه مشارکت، احساس مسئولیت و تعهد جمعی در جامعه، از طریق کاهش بهره‌وری نیروی کار به رشد اقتصادی پایدار و بلندمدت آسیب می‌رساند.

در زمینه ارتباط نابرابری و رویکردهای توسعه پایدار پژوهش‌های مختلفی انجام شده است که از نظر کیفیت و تکنیک‌های برآورد با یکدیگر متفاوت‌اند. در ادامه به بیان برخی از آنها پرداخته شده است.

۳- پیشینه پژوهش

همان‌طور که در بخش مبانی نظری گفته شد بانک جهانی در گزارشی توسعه پایدار را مدیریت دارایی‌ها معرفی کرده که این دارایی شامل سرمایه انسانی، فیزیکی و محیطی است. بر این اساس در این پژوهش در بخش‌های مبانی نظری و پیشینه تحقیق سعی شده تا ارتباط نابرابری درآمد با هر کدام از این دارایی‌ها مشخص شود. طبق مطالعات گفته شده در قسمت پیشینه، متغیرهای مؤثر بر هر کدام از رویکردهای سرمایه انسانی، فیزیکی و محیطی عنوان شده که به منظور انتخاب متغیرهای کنترلی تحقیق بوده است.

1. Mercan & Azer (2013)
2. Camdessus

۳-۱- مطالعات داخلی

ابریشمی و همکاران به‌منظور بررسی رابطه بین متغیرهای نابرابری و رشد اقتصادی در دوره ۱۳۸۱-۱۳۵۰ در ایران از آزمون علّیت گرنجر و آزمون هم‌گرایی یوهانسن-جوسیلیوس استفاده کرده و نشان دادند که یک رابطه علّی یک‌طرفه از سمت نابرابری درآمد به رشد اقتصادی وجود دارد. نتایج بردار هم انباشته به دست آمده از روش یوهانسن-جوسیلیوس نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی از ضریب جینی تأثیر منفی می‌پذیرد به‌طوری‌که افزایش ده‌درصدی این شاخص بلندمدت موجب کاهش تولید ناخالص داخلی به میزان ۲۷/۵ درصد خواهد شد. هزینه‌های تأمین اجتماعی اثری مثبت بر متغیر وابسته دارد به طوری که افزایش ده‌درصدی این متغیر در بلندمدت باعث افزایش تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۳ درصد است (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۴: ۴۸).

مرتضوی و همکاران چگونگی تغییرات نابرابری درآمدی در مناطق شهری و روستایی تمامی استان‌های کشور را در فرایند رشد اقتصادی استانی در دوره ۱۳۸۶-۱۳۷۹ با استفاده از داده‌های ترکیبی در قالب منحنی کوزنتس آزمون کرده‌اند. نتایج نشان داده بین نابرابری درآمد و درآمد سرانه در مناطق شهری استان‌ها رابطه N شکل و در مناطق روستایی رابطه N شکل معکوسی مشاهده شده است (مرتضوی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۷۴).

شاه‌پری و داوودی برای بررسی متغیرهای مؤثر بر نابرابری درآمد از مدل زیر استفاده کرده‌اند:

$$EQ = f(hc, fc, u, p, gdp)$$

EQ نشان‌دهنده نابرابری درآمد، hc نشان دهنده سرمایه انسانی (سطح تحصیلات نیروی کار)، fc سرمایه فیزیکی واقعی، u نرخ بیکاری، p نرخ تورم و gdp سطح تولید ناخالص داخلی است. ابتدا به‌منظور بررسی ایستایی متغیرها از آزمون دیکی-فولر استفاده شده و مدل مزبور با رویکرد ARDL تخمین زده شد. نتایج نشان می‌دهد که رابطه سرمایه فیزیکی و انسانی بر ضریب جینی منفی و رابطه متغیرهای بیکاری، نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی و توزیع درآمد مثبت است (شاه‌پری و داوودی، ۲۰۱۴: ۱۳۸۸).

ترکاشوند در پایان‌نامه خود رابطه بین توزیع درآمد (ضریب جینی) و آلاینده‌های محیط زیست (انتشار گاز کربن دی اکسید) را برای ۱۰ کشور در حال توسعه در بازه زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۲ با استفاده از روش داده‌های ترکیبی بررسی کرده‌اند. نتایج بررسی ایشان نشان داده که بین شاخص نابرابری درآمد و آلاینده‌های زیست‌محیطی تأثیر معکوس وجود داشته و همچنین بین درآمد سرانه و آلاینده‌های زیست محیطی رابطه مستقیم وجود دارد (ترکاشوند، ۱۳۹۴: ۱۳۸).

هراتی و همکاران تأثیر نابرابری اقتصادی و سیاسی را بر کیفیت محیط زیست در ۵۷ کشور برای دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۲ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته بررسی کرده‌اند. نتایج بیانگر تأثیر منفی نابرابری اقتصادی و سیاسی بر کیفیت محیط زیست در کشورهای مورد مطالعه بوده است. همچنین افزایش مصرف انرژی و افزایش درآمد سرانه به ترتیب تأثیر منفی و مثبت بر کیفیت محیط زیست دارند (هراتی و همکاران، ۱۳۹۴: ۲۲۴).

اکبریان و فام‌کار ارتباط بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در ایران را با در نظر گرفتن مخارج آموزشی دولت به عنوان یک عامل واسطه با استفاده از الگوی سیستم معادلات همزمان و روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای در یک سری زمانی ۱۳۸۴-۱۳۵۳ بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از این بررسی نشان داده که متغیر نابرابری درآمد با واسطه و بدون واسطه مخارج آموزشی دولت ارتباط منفی با نرخ رشد اقتصادی در ایران دارد (اکبریان و فام‌کار، ۱۳۸۹: ۱۷۷).

۳-۲- مطالعات خارجی

تورس و بویس رابطه بین نابرابری درآمد و انتشار آلودگی را در مدلی رگرسیونی با روش OLS و با استفاده از هفت شاخص آلودگی (گوگرد دی‌اکسید، دود و ذرات معلق در هوا، اکسیژن موجود در هوا، زیست‌توده، دسترسی به آب سالم و دسترسی به بهداشت) و متغیرهای درآمد سرانه، ضریب جینی، نرخ سواد و حقوق سیاسی و آزادی‌های مدنی آزمون کردند. نتایج این پژوهش حاکی از رابطه مثبت بین انتشار آلودگی و نابرابری درآمد است. همچنین سطح بالای سواد و آزادی‌های سیاسی در کشورهای کم درآمد منجر به افزایش تولید آلودگی شده است (تورس و بویس، ۱۹۹۸: ۱۵۸).

لیو و چن[1] بر پایه این فرضیه که تغییر نابرابری درآمدی تأثیرات مثبت و منفی بر رشد اقتصادی دارد و نابرابری درآمد بر مصرف اجتماعی و توازن سیاسی اثر می‌گذارد، تأثیر تغییر توزیع درآمد بر رشد اقتصادی چین را با استفاده از یک مدل رگرسیون خطی چند متغیره بررسی کردند. به این منظور از متغیرهای نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و ضریب جینی در دو حالت شهری و

1. Liu & Chen (2005)

کشوری استفاده شده است. نتیجه نشان داد که رشد اقتصادی چین در طول زمان با تغییر توزیع درآمد متفاوت بوده است. به این صورت که طی مدت کوتاهی بعد از اجرای اصلاحات نابرابری درآمد تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است اما با گذشت زمان این تأثیر مثبت ضعیف، و تبدیل به رابطه‌ای منفی شده است. در این پژوهش تأثیر منفی توزیع درآمد بر رشد اقتصادی از طریق کانال‌ها و مکانیزم‌های مختلفی مانند مصرف، بازار سرمایه ناکامل، رقابت ضعیف بازارها عنوان شده است. ایشان تغییر رفتار رشد اقتصادی در رابطه با نابرابری درآمد را درگیری‌های اجتماعی معرفی کرده‌اند که ناشی از نابرابری است و ثبات اجتماعی را بر هم زده، مانع از رشد اقتصادی پایدار و طولانی‌مدت خواهد شد (لیو و چن، ۲۰۰۵: ۲۵۱).

پادیلا و سرانو[1] رابطه بین نابرابری انتشار CO2 و نابرابری درآمد را در گروهی از کشورها در سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۷۱ بررسی کرده‌اند. علاوه بر ابزارهای معمول اندازه‌گیری توزیع درآمد از اطلاعات کمّی و کیفی ویژگی‌های نابرابری بین کشوری مثل تصمیمات سیاسی با هدف کاهش تخریب محیط زیست استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داده که نابرابری درآمد به نابرابری در انتشار CO2 منجر می‌شود (پادیلا و سرانو، ۲۰۰۶: ۱۷۷۰).

کین[2] و همکاران از طریق ترکیب داده‌های پانل و یک مدل اقتصادسنجی کلان تأثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی در چین را به‌صورت تجربی مطالعه کردند. به این منظور از متغیرهای مصرف سرانه، درآمد سرانه، شاخص قیمت مصرف‌کننده، میزان نابرابری درآمد و نرخ بهره سپرده برای خانوارهای شهری و روستایی استفاده شد. تأثیر نابرابری درآمد بر مصرف مبهم است به این دلیل که اگر پس‌انداز نهایی با افزایش درآمد افزایش یابد و سپس نابرابری به نفع ثروتمندان بیشتر شود به این معنی است که با ثبات سایر شرایط، کل پس‌انداز افزایش می‌یابد. به‌عبارت‌دیگر اگر پس‌انداز نهایی با کاهش درآمد کاهش یابد افزایش نابرابری مقدار پس‌انداز را کمتر خواهد کرد. نتایج این مطالعه همچنین نشان داده که نابرابری بر رشد تولید ناخالص داخلی و رشد بخشی تأثیر منفی دارد (کین و همکاران، ۲۰۰۹: ۸۳).

ورنویتسکی و بویس برای کشف ارتباط نابرابری و تخریب محیط زیست در مناطق مختلف روسیه از شاخص‌های آلودگی هوای کنترل نشده (که با کل آلودگی هوا منهای آلودگی هوای کنترل‌شده اندازه‌گیری می‌شود)، درآمد سرانه، نابرابری درآمد، سرانه تخت بیمارستان، مساحت زمین منطقه و سهم صنعت از تولید ناخالص منطقه‌ای (GRP) استفاده کردند. نتیجه آن نشان داد که نابرابری درون منطقه‌ای تأثیر نامطلوبی بر آلودگی هوا دارد. همچنین بیان کردند که اگر فایده خالص (فایده منهای هزینه) فعالیت‌های اقتصادی با افزایش درآمد و ثروت افزایش یابد می‌توان انتظار داشت که نابرابری اقتصادی بیشتر، آلودگی محیط زیستی بیشتری به بار آورد (ورنویتسکی و بویس، ۲۰۱۰: ۲۰).

جون[3] و همکاران برای بررسی رابطه کیفیت محیط زیست و توزیع درآمد از مدلی با متغیر وابسته توزیع درآمد و متغیرهای مستقل سرمایه انسانی، پیشرفت فنّاوری، ساختار صنعتی، نرخ شهرنشینی و متغیر آموزش استفاده کردند. با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان و داده‌های پانل استانی برای سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۹۶ به نتایج زیر رسیدند: ۱) بین توزیع درآمد و کیفیت محیط زیست رابطه‌ای منفی وجود دارد، ۲) افزایش سرمایه انسانی می‌تواند کیفیت محیطی را بهبود داده و شکاف توزیع درآمد بین گروه‌های مختلف درآمدی را کاهش دهد، ۳) تغییر ساختار صنعتی و افزایش تحقیقات علمی و شهرنشینی عواملی هستند که می‌توانند به‌طور قابل ملاحظه‌ای بر کیفیت محیط زیست تأثیر بگذارند (جون و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۶۹۵).

ژانگ و ژائو ارتباط بین نابرابری درآمد و انتشار CO2 را با استفاده از داده‌های پانل بین سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۵ بررسی کرده‌اند. ایشان از مدلی با متغیر وابسته کل انتشار کربن، و متغیرهای مستقل تولید ناخالص داخلی سرانه، ضریب جینی، بهبود فنّاوری، شدت انرژی (شدت انرژی عاملی است که می‌تواند به مطالعه تغییرات فنّاوری در طول زمان کمک کند)، سهم بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی (ساختار صنعت) و شهرنشینی استفاده کردند. در این مطالعه از آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم‌یافته، فیلیپس-پرون، آزمون لوین، لین و چو (LLC) و آزمون ایم، پسران و شین (IPS) استفاده شده است. نتایج تجربی نشان داده که غیر از ضریب شهرنشینی سایر متغیرها به لحاظ آماری معنی‌دار بوده‌اند. سرانه تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و قابل‌توجهی بر انتشار دی‌اکسید کربن دارد. اما میزان افزایش در مناطق مختلف چین متفاوت است. نتایج همچنین نشان داده است که توزیع عادلانه درآمد

1. Padilla & Serrano (2006)
2. Qin et al. (2009)
3. Jun et al. (2011)

به کاهش میزان انتشار CO2 کمک خواهد کرد. ضرایب شدت انرژی و ساختار صنعت نیز به ترتیب برابر ۰/۰۴۱۹ و ۰/۰۱۷۸ به‌دست آمده است (ژانگ و ژائو، ۲۰۱۴: ۳۸۹).

برس و الی[1] بیان می‌کنند که با وجود مطالعات فراوانی که در زمینه تأثیر نابرابری بر محیط زیست صورت گرفته است هنوز اجماعی از لحاظ نظری و تجربی در این موضوع وجود ندارد. ایشان برای رفع این تردیدها و رسیدن به اجماع نظری و تجربی در مورد تأثیر نابرابری بر محیط زیست انجام مطالعه تحقیقاتی جامع را بر اساس پنج فرضیه پیشنهاد داده‌اند: ۱) ارتباط درآمد فردی و فشار محیطی فردی، ۲) تأثیر نابرابری بر هنجارهای اجتماعی که بر فشار محیطی فردی مؤثر است، ۳) منافعی که گروه‌های مختلف اجتماعی در تهدید یا حفاظت از محیط زیست به دست می‌آورند، ۴) نقش این منافع در مطالبات سیاسی و ۵) نقش این مطالبات در تصمیم‌گیری‌های سیاسی (برس و الی، ۲۰۱۵: ۱۹۹).

لی[2] و همکاران به‌منظور بررسی رابطه بلندمدت نابرابری و رشد در چین بعد از اصلاحات اقتصادی از مدلی با متغیر وابسته سرانه نرخ رشد ستاده، بهره برده و به دلیل اختلاف درآمد بین مناطق شهری و روستایی در این تحقیق از نسبت درآمدی شهری–روستایی سرانه به‌عنوان معیار اصلی نابرابری درآمدی و همچنین از شاخص‌های ضریب جینی، شاخص تایل و شاخص اتکینسون با اپسیلون برابر دو مقدار ۰/۵ و ۱/۵ استفاده کرده‌اند. در این تحقیق متغیر نرخ رشد جمعیت به‌جای متغیر نرخ باروری متغیر کنترلی در نظر گرفته شده است زیرا تعیین‌کننده مهمی برای رشد است. از آنجا که سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها یکی از عوامل رشد است برای میزان توسعه حمل و نقل از نسبت مجموع طول بزرگراه‌ها و خطوط راه‌آهن به مساحت هر استان استفاده شده است. همچنین جمعیت شهری برای نشان دادن میزان شهرنشینی در مدل وارد شده است. برای کنترل توسعه مالی به سبب تأثیر بالقوه آن بر رشد از نسبت وام به تولید ناخالص داخلی استفاده‌شده. ایشان با استفاده از داده‌های پانل ۲۷ منطقه چین در سال‌های ۲۰۱۲–۱۹۸۴ با تخمین معادله با روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی ARDL مدل پانل پویا نشان دادند که بعد از اصلاحات چین یک رابطه بلندمدت مثبت و قوی بین نابرابری درآمد و رشد وجود دارد. علاوه بر این نشان داده‌اند که سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی به‌ویژه سرمایه‌گذاری بخش خصوصی محرک اصلی رشد بلندمدت چین بوده، در حالی که نقش سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری عمومی مبهم و ناچیز بوده است (لی و همکاران، ۲۰۱۶: ۲۴۷).

با توجه به اینکه نابرابری درآمد بر همه سرمایه‌های مورد نظر برای دستیابی به توسعه پایدار مؤثر بوده و در بخش مبانی نظری هر کدام به صورت مجزا بررسی شدند و همچنین با توجه به مطالعات مختلف گفته شده در پیشینه پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که بر ترکیب این شاخص‌ها هم تأثیر می‌گذارد. بنابراین در بخش روش‌شناسی تحقیق نحوه محاسبه متغیرهای کنترلی انتخاب شده و ترکیب سه دارایی توسعه پایدار از دیدگاه بانک جهانی برای برآورد تأثیرگذاری نابرابری بر توسعه پایدار استفاده شده است.

در این پژوهش برای اولین بار تأثیر نابرابری بر توسعه پایدار که با ترکیب سه سرمایه انسانی، محیطی و فیزیکی با توجه به تعریف بانک جهانی برای دستیابی به توسعه پایدار ضروری هستند، بررسی و برآورد شده است. همچنین متغیر شدت انرژی برای اولین بار با استفاده از داده‌های ترازنامه انرژی و ساختار صنعت با استفاده از داده‌های ملی–منطقه‌ای در سطح استان‌های ایران محاسبه شده و تأثیر آنها به عنوان متغیر کنترلی مهم[3] بر شاخص ترکیبی توسعه پایدار بررسی شده است.

۴- روش‌شناسی

به‌منظور پاسخ‌گویی به سؤال پژوهش شاخصی برای توسعه پایدار ساخته شده است. این شاخص، ترکیب سه شاخص توسعه انسانی (HDI) به نمایندگی از رویکرد سرمایه انسانی، میزان انتشار آلاینده CO2 در بخش‌های خانگی، تجاری و عمومی کشور به نمایندگی از رویکرد سرمایه محیطی و موجودی سرمایه در سطح استان‌های[4] کشور به نمایندگی از رویکرد سرمایه فیزیکی به توسعه پایدار است. ابتدا نحوه محاسبه هر شاخص را توضیح داده و سپس به شرح روش ترکیب پرداخته می‌شود.

1. Berthe & Elie (2015)
2. Li et al. (2016)

۳. به دلیل اهمیت این شاخص در اقتصاد ایران و همچنین روند افزایشی آن در دهه‌های اخیر (فرجزاده، ۱۳۹۴) و به دلیل نقش صنایع در مصرف بالای انرژی

۴. همه استان‌های کشور؛ با این توضیح که داده‌های استان البرز با داده‌های استان تهران و داده‌های استان‌های خراسان شمالی و خراسان جنوبی با داده‌های استان خراسان رضوی ادغام شده است.

۴-۱- محاسبه شاخص سرمایه انسانی

در بخش مبانی نظری گفته شد که سرمایه انسانی شاخص‌های مختلفی دارد. از میان آنها سه شاخص امید به زندگی، نرخ باسوادی بزرگ‌سالان و درآمد سرانه برای ساخت شاخص توسعه انسانی استفاده می‌شود. از آنجا که این سه شاخص از نظر واحد کاملاً ناهمگن هستند ابتدا لازم است که مقیاس‌ها یکسان و مقادیر آنها به عددی بین صفر و یک تعدیل شود (بختیاری و همکاران، ۱۳۸۵: ۱۴).

فرمول همگن‌سازی شاخص‌ها به‌صورت رابطه (۹) است.

(۹)

$$\text{شاخص تعدیل شده} = \frac{\text{مقدار حداقل شاخص} - \text{مقدار واقعی شاخص}}{\text{مقدار حداقل شاخص} - \text{مقدار حداکثر شاخص}}$$

گفتنی است که مقادیر حداقل و حداکثر هر کدام از شاخص‌ها در رابطه (۹) به بهترین و بدترین سطح عملکرد استان‌ها در آن شاخص مرتبط است. به این معنی که شاخص توسعه انسانی عملکرد هر استان را نسبت به بهترین و بدترین استان می‌سنجد. پس از یکسان‌سازی مقیاس شاخص‌ها با استفاده از میانگین حسابی شاخص توسعه انسانی ساخته می‌شود.

(۱۰)

$$\text{شاخص توسعه انسانی} = \frac{1}{3} * \left(\text{امید به زندگی}\right) + \frac{1}{3} * \left(\text{نرخ باسوادی}\right) + \frac{1}{3}\left(\text{درآمد سرانه}\right)$$

به دلیل عدم گزارش نرخ باسوادی استان‌ها در همه سال‌ها در این پژوهش از تعداد ثبت‌نام‌شدگان مدارس استفاده شده است.

۴-۲- محاسبه میزان انتشار کربن‌دی‌اکسید

به‌منظور اندازه‌گیری شاخص CO_2 ابتدا مقدار مصرف انواع سوخت (شامل گاز طبیعی، نفت سفید، نفت کوره، نفت گاز و بنزین) در بخش‌های خانگی، عمومی و تجاری موجود در ترازنامه انرژی استخراج شد. با توجه به اینکه هر یک از انواع سوخت‌ها مقدار خاصی آلایندگی دارد بنابراین ضرایب خاصی از آلایندگی برای هر سوخت توسط وزارت نیرو گزارش شده است[1]. سپس با استفاده از ضریب آلاینده CO_2 گزارش شده از سوی وزارت نیرو مقدار تولید این آلاینده در بخش‌های مصرفی خانگی، عمومی و تجاری برای استان‌های کشور محاسبه شد. به این صورت که ابتدا مصرف هر یک از سوخت‌های گفته شده برای هر استان در تمامی سال‌های مورد بررسی در ضریب آلاینده CO_2 به تفکیک هر استان ضرب شده و برای همه سوخت‌ها با هم جمع شده است.

علاوه بر این دو شاخص برای محاسبه شاخص ترکیبی توسعه پایدار از شاخص موجودی سرمایه استان‌ها به‌عنوان سرمایه فیزیکی استفاده شده است. در ادامه نحوه محاسبه این شاخص ارائه شده است.

۴-۳- محاسبه موجودی سرمایه استان‌ها

از آنجا که شاخص موجودی سرمایه در سطح استان‌های کشور محاسبه نمی‌شود این شاخص به‌صورت تقریبی به ترتیب زیر به‌دست آمده است.

ابتدا نسبت سرمایه خالص به تولید ناخالص داخلی به قیمت سال پایه ۱۳۸۳ در سطح کشور محاسبه شد که برای سال‌های مورد بررسی عددی نزدیک به ۳ بود. سپس با ضرب تولید ناخالص داخلی استان‌ها در عدد محاسبه شده، مقدار سرمایه ناخالص برای هر استان به دست آمد. پس از آن این مقدار با اعتبارات عمرانی دولت در استان‌ها (به عنوان سرمایه‌گذاری دولتی) و تسهیلات بانکی استان‌ها (به عنوان سرمایه‌گذاری خصوصی) جمع شده و شاخص موجودی سرمایه ناخالص ساخته شده است (دلیری چولابی، ۱۳۸۷: ۵۱).

اینک برای محاسبه شاخص ترکیبی توسعه پایدار نیاز به ترکیب سه شاخص سرمایه انسانی (HDI)، میزان انتشار آلاینده CO_2 و موجودی سرمایه استان‌ها است. برای ترکیب این سه شاخص از روش رتبه درصدی استفاده شده است که در بخش بعد شرح داده شده است.

۴-۴- روش رتبه‌درصدی

رتبه درصدی، رتبه نسبی یک عدد از توزیع اعداد را بر اساس مقیاس ۱۰۰ تعیین می‌کند. این شاخص آماری رتبه‌ای، محل عدد را بر اساس رتبه آن در توزیع اعداد نشان داده و مشخص می‌نماید که چند درصد اعداد در توزیع در پایین عدد مورد نظر قرار گرفته است. رتبه‌های درصدی برخلاف اعداد خام، دارای معنی عمومی هستند، اعدادی که رتبه درصدی آنها نزدیک صفر باشد عدد پایینی گروه است و هر رتبه درصدی که نزدیک ۵۰ باشد، همیشه نزدیک میانگین گروه قرار دارد. رتبه های درصدی نزدیک ۱۰۰ جزء اعداد خوب و عالی هستند. در این روش با توجه به مستقیم یا معکوس بودن رابطه شاخص با

---

۱. جدول مربوط به ضرایب آلاینده‌های هوا در بخش خانگی و تجاری برای نمونه در بخش پیوست آمده است.

شاخص ترکیبی مورد نظر، رتبه درصدی آن محاسبه شده و سپس میانگین رتبه‌های مورد نظر، شاخص جامعی از متغیر اصلی را نشان می‌دهد (اسلامی، ۱۳۹۲: ۴۴). در این روش پس از محاسبه شاخص‌های مورد نظر برای ترکیب، با توجه به مستقیم یا معکوس بودن رابطه شاخص با متغیر اصلی، رتبه درصدی آنها محاسبه شده و سپس میانگین رتبه‌های مورد نظر، شاخص جامعی از متغیر اصلی را نشان می‌دهد.

حال که متغیر وابسته مدل ساخته شد نوبت به معرفی و نحوه محاسبه متغیرهای کنترلی مدل رسیده است که در بخش بعد توضیح داده شده‌اند.

۴-۵- معرفی و نحوه محاسبه متغیرهای کنترلی

شاخص‌های شدت انرژی و ساختار صنعت دو متغیر مستقل مورد استفاده در مدل رگرسیونی پژوهش هستند. به دلیل عدم محاسبه آنها در سطح استان‌های ایران در ادامه نحوه محاسبه آن شرح داده می‌شود.

شدت انرژی شاخصی برای تعیین کارایی انرژی در سطح اقتصاد ملی هر کشور است که از تقسیم مصرف نهایی انرژی (یا عرضه انرژی اولیه) بر تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌شود و نشان می‌دهد که برای تولید مقدار معینی از کالاها و خدمات (برحسب واحد پول) چه مقدار انرژی بکار رفته است (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۰، ۱۴). با توجه به تعریف شاخص شدت انرژی (نسبت مصرف نهایی انرژی بر تولید ناخالص داخلی) در این پژوهش برای محاسبه شاخص شدت انرژی در سطح استان‌های کشور ابتدا میزان مصرف انواع سوخت‌ها (شامل برق، گاز طبیعی، نفت سفید، نفت کوره، بنزین و نفت گاز) در بخش‌های مختلف مصرفی به تفکیک استان‌ها از ترازنامه انرژی استخراج شده است. سپس این مقادیر برای هر استان جمع بسته‌شده و در نهایت بر میزان تولید ناخالص داخلی استان تقسیم شده است. گفتنی است که شدت انرژی نشان‌دهنده وضعیت بهبود تکنولوژی است. به این معنی که کاهش شدت انرژی (یعنی به ازای هر واحد تولید ناخالص داخلی انرژی کمتری مصرف شود) به معنای بهبود تکنولوژی مورد استفاده است.

همچنین برای محاسبه شاخص ساختار صنعت طبق تعریف ابتدا مقدار ارزش‌افزوده بخش صنعت از حساب‌های ملی- منطقه‌ای گرفته شده و برای هر استان بر میزان تولید ناخالص داخلی آن استان تقسیم شده است.

پس از معرفی شاخص‌ها نوبت به نحوه ترکیب آنها رسیده است. به‌منظور ترکیب شاخص‌ها و محاسبه شاخصی که نمایانگر توسعه پایدار باشد از روش ترکیبی رتبه درصدی استفاده شده است.

در این پژوهش به‌منظور بررسی رابطه میان عدالت توزیعی و توسعه پایدار طبق مبانی نظری و روش تحقیق مطرح شده از ضریب جینی به‌عنوان شاخصی برای عدالت توزیعی و شاخص ترکیبی توسعه پایدار (ترکیبی از شاخص‌های توسعه انسانی، میزان انتشار آلاینده CO_2 و موجودی سرمایه استان‌ها) در یک مدل رگرسیونی از داده‌های ترکیبی (پانل) استفاده شده است. همچنین با توجه به اینکه رابطه بین توسعه پایدار و بهره‌گیری از منابع، به ویژه منابع انرژی از مهم‌ترین مسائل جوامع بشری است و تحقق توسعه پایدار در گرو استفاده کارا از منابع انرژی است از برآورد تأثیر دو شاخص مربوط به مصرف انرژی (شدت انرژی و ساختار صنعت[۱]) بر توسعه پایدار استفاده شده است.

۴-۶- الگوی رگرسیونی تحقیق

پس از معرفی متغیرهای پژوهش در ادامه به تشریح مدل تحقیق پرداخته شده است. مدل اصلی پژوهش برای بررسی رابطه بین نابرابری و شاخص توسعه پایدار به‌صورت معادله (۱۱) است:

(۱۱)

$$SD_{it} = \alpha_i + \beta_1 Inq_{it} + \beta_2 PGDP_{it} + \beta_3 Str_{it} + \beta_4 EI_{it} + \beta_5 Urb + \varepsilon_{it}$$

در معادله (۱۱) SD معرف شاخص ترکیبی توسعه پایدار، PGDP نشان‌دهنده نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه است. Gini بر ضریب جینی دلالت دارد که برای اندازه‌گیری تأثیر شاخص نابرابری استفاده شده است. EI شدت انرژی است که برای اندازه‌گیری بهبود تکنولوژی بکار گرفته شده و Str ساختار صنعت را نشان می‌دهد که با سهم صنعت از تولید ناخالص داخلی محاسبه شده است. در نهایت Urb نماینده متغیر نرخ شهرنشینی است.

در این پژوهش تأثیر نابرابری درآمد بر شاخص ترکیبی توسعه پایدار با استفاده از مدل (۱۱) با ۲۱۰ مشاهده یعنی ۳۰ استان کشور در یک دوره ۷ ساله (۱۳۹۳-۱۳۸۷) برآورد شده است. با وجود اینکه اولین مرحله از برآورد مدل، بررسی ایستایی و همجمعی متغیرهاست، از آنجا که دوره زمانی این مطالعه کوتاه است، نیازی به انجام این آزمون‌ها وجود ندارد

۱. زیرا عمده مصرف انرژی در ایران در بخش صنعت صورت می‌گیرد.

(بالتاجی، ۲۰۰۸، ۲۴۸).

برآورد بررسی ارتباط متغیرهای مستقل و شاخص توسعه پایدار در جدول (۱) آمده است.

۵- یافته‌ها

نتایج آزمون‌های مورد نیاز داده‌های پانل و همچنین نتایج

جدول ۱. نتایج آزمون‌ها و برآورد تأثیر متغیرهای مدل بر شاخص ترکیبی توسعه پایدار

سطح معنی‌داری	آماره	آزمون	آزمون	متغیر	ضریب	سطح معنی‌داری
۰/۰۰۰	۱۴/۹۶	F-لیمر	FGLS	Inq	-۰/۳۲۱	۰/۰۰۰
۰/۰۰۰	۴۷/۹۸	هاسمن		PGDP	۰/۳۵۶	۰/۰۳۹
۰/۰۰۰	۱۵۹/۲۲	واریانس ناهمسانی		Urb	-۰/۲۷۱	۰/۲۶۵
				EI	۰/۰۱۹	۰/۰۰۰
				Str	-۰/۱۳۳	۰/۲۱۹

مأخذ: نتایج پژوهش

همان‌طور که از جدول (۱) مشخص است آزمون F-لیمر برای بررسی نوع ترکیبی یا تلفیقی بودن داده‌ها، ترکیبی بودن داده‌ها را اثبات می‌کند. همچنین آزمون هاسمن بیانگر وجود اثرات ثابت در داده‌ها است. مقادیر آماره و سطح معنی‌داری آزمون واریانس ناهمسانی نیز نشان‌دهنده مشکل ناهمسانی واریانس در داده‌ها است. از آنجا که برای حل مشکل ناهمسانی اجزای اخلال، از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[1] استفاده می‌شود، بنابراین مدل‌های رگرسیون پژوهش نیز به روش FGLS تخمین زده شده است که نتایج آن در جدول (۱) گزارش شده‌اند.

همچنین طبق نتایج جدول (۱) ضریب جینی که شاخصی برای تأثیر نابرابری بر شاخص ترکیبی توسعه پایدار است دارای ضریبی منفی و از لحاظ آماری معنادار است؛ به این معنی که با کاهش نابرابری وضعیت شاخص توسعه پایدار بهتر می‌شود. این نتیجه را می‌توان با اجزای متغیر وابسته (شاخص ترکیبی توسعه پایدار) بهتر تفسیر کرد. از لحاظ سرمایه انسانی کاهش نابرابری به افزایش همبستگی و اعتماد اجتماعی منجر شده و از این طریق به بهبود توسعه پایدار کمک می‌کند. از دید سرمایه فیزیکی و با توجه به مطالعه ابریشمی و همکاران (۱۳۸۴) نابرابری برای رشد اقتصادی مضر بوده و ارتباط منفی آن با توسعه پایدار به این معنی است که با کاهش آن وضع توسعه پایدار بهبود می‌یابد، زیرا کاهش نابرابری باعث افزایش رشد اقتصادی خواهد شد و رشد اقتصادی نیز طبق اهداف توسعه هزاره (سازمان ملل، ۲۰۰۷، ۱۳) باعث بهبود توسعه پایدار خواهد شد. ضریب رگرسیونی متغیر نابرابری نشان می‌دهد که اگر نابرابری ۱ واحد کاهش یابد وضع شاخص ترکیبی توسعه پایدار به‌اندازه ۰/۳۲۱ بهبود می‌یابد. متغیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیر مثبت و از لحاظ آماری معنادار بر شاخص ترکیبی توسعه پایدار دارد؛ به این معنی که هر چه نرخ رشد تولید ناخالص داخلی یا به مفهومی رشد اقتصادی بیشتر باشد وضع شاخص ترکیبی توسعه پایدار بهبود می‌یابد. نتایج بیانگر این است که اگر تولید ناخالص داخلی یک واحد افزایش یابد وضع شاخص ترکیبی توسعه پایدار به اندازه ۰/۳۵۶ بهتر می‌شود. ضریب این شاخص نشان می‌دهد که تأثیر زیادی بر تحقق توسعه پایدار دارد. اثر متغیر ساختار صنعت بر شاخص ترکیبی توسعه پایدار از لحاظ آماری معنی‌دار نیست گرچه دارای اثر منفی بر متغیر وابسته مدل است. این تأثیر منفی می‌تواند به دلیل تأثیر تولیدات صنعتی بر افزایش آلودگی در ایران در دوره مورد بررسی باشد. ضریب شدت انرژی نمایانگر اثری مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار بر شاخص ترکیبی توسعه پایدار است؛ به این معنی است که هر چه شدت انرژی بیشتر باشد (یعنی میزان مصرف نهایی انرژی به ازای یک واحد تولید ناخالص داخلی، بیشتر باشد) وضع شاخص ترکیبی توسعه پایدار بهتر می‌شود. به نظر می‌رسد جنبه رفاهی شاخص شدت انرژی (افزایش تولیدات صنعت با افزایش مصرف انرژی) بر جنبه آلودگی آن در نقش آفرینی در توسعه پایدار غالب بوده است. در نهایت اثر متغیر شهرنشینی بر متغیر وابسته مدل از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده و دارای اثر منفی است. این تأثیر منفی را می‌توان با دو مورد توضیح داد: یک) افزایش آلودگی در اثر افزایش نرخ شهرنشینی و دو) کاهش همبستگی و یک دست بودن جامعه در اثر مهاجرت‌ها به مناطق شهری و حاشیه‌نشینی. با توجه به نتایج فوق می‌توان از

1. Generalized Least Squares

یک رابطه منفی بین نابرابری درآمد به‌عنوان شاخصی از عدالت توزیعی و شاخص ترکیبی توسعه پایدار خبر داد.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

توسعه پایدار مفهومی بسیار گسترده بوده و دستیابی به آن ضامن رفاه پایدار جوامع است. از طرف دیگر توزیع درآمد بر بسیاری از شاخص‌های توسعه پایدار تأثیرگذار است و در نتیجه پرداختن به چگونگی ارتباط این دو برای دستیابی به توسعه پایدار الزامی است. بنابراین لزوم بررسی ارتباط این دو متغیر هدف این پژوهش قرار گرفت. در این راه به کمک شاخص‌ها و آزمون‌های مختلف آماری تلاش شد تا نوع رابطه بین آنها مشخص و تحلیل شود.

به‌منظور بررسی رابطه میان عدالت توزیعی و توسعه پایدار از مدل رگرسیون با داده‌های ترکیبی استفاده شد. نتایج برآورد نشان داد ضریب جینی که شاخصی برای تأثیر نابرابری بر شاخص ترکیبی توسعه پایدار است دارای ضریبی منفی و از لحاظ آماری معنادار است؛ به این معنی که با کاهش نابرابری وضع شاخص توسعه پایدار بهتر می‌شود. متغیر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه تأثیر مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار بر شاخص ترکیبی توسعه پایدار دارد؛ به این معنی که هر چه رشد اقتصادی بیشتر باشد وضع شاخص ترکیبی توسعه پایدار بهبود می‌یابد. اثر متغیر ساختار صنعت بر شاخص ترکیبی توسعه پایدار از لحاظ آماری معنی‌دار نیست. ضریب شدت انرژی نمایانگر اثری مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار بر شاخص ترکیبی توسعه پایدار است؛ و به این معنی است که هر چه شدت انرژی بیشتر باشد (یعنی میزان مصرف نهایی انرژی به ازای یک واحد تولید ناخالص داخلی، بیشتر باشد) وضع شاخص ترکیبی توسعه پایدار بهتر می‌شود. در نهایت اثر متغیر شهرنشینی بر متغیر وابسته مدل از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است. با توجه به نتایج تحقیق می‌توان گفت برای دستیابی به توسعه هزاره و همگام شدن با این هدف جهانی تصمیمات کلان اقتصادی می‌بایست در جهت کاهش نابرابری (مانند عدالت مالیاتی به عنوان یک راه ساده اما تأثیرگذار) اتخاذ شوند. کاهش موانع سرمایه‌گذاری خصوصی همچنین افزایش کارایی طرح‌های دولتی برای افزایش رشد اقتصادی به دلیل تأثیر بالای آن بر شاخص توسعه پایدار ضروری است. تأثیر منفی ساختار صنعت بر شاخص توسعه پایدار بیانگر اهمیت کنترل آلودگی در بخش‌های مختلف اقتصادی است. توسعه روستایی به عنوان راهی مؤثر در کاهش نرخ شهرنشینی می‌تواند از اهداف دولت برای دستیابی به توسعه پایدار باشد.

به دلیل فقدان داده‌های حقوق سیاسی، آزادی‌های مدنی و جنگل‌زدایی در سطح استان‌های کشور در همه سال‌های مورد بررسی امکان بررسی این متغیرها به‌عنوان متغیر مستقل بر شاخص ترکیبی توسعه پایدار وجود نداشت. با وجود اینکه در سطح جهان از این متغیرها نیز استفاده شده است.

منابع

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن و خطابخش، پریسا (۱۳۸۴). "بررسی رابطه رشد و توزیع درآمد در ایران". *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی*، دوره ۵، شماره ۱۷، ۵۳-۱۳.

اسلامی، راضیه (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی بر محیط زیست". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه یزد.

اکبریان، رضا و فام‌کار، مهسا (۱۳۸۹). "بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد، مخارج آموزشی و رشد اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۱، شماره ۱، ۱۸۵-۱۶۱.

بختیاری، صادق؛ دهقانی‌زاده، مجید و حسین‌پور، مجتبی (۱۳۸۵). "بررسی جایگاه استان‌های کشور از منظر شاخص توسعه انسانی". *مجله دانش و توسعه*، شماره ۱۹، ۳۹-۱۱.

ترازنامه انرژی (۱۳۹۰). معاونت امور برق و انرژی: دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد کلان برق و انرژی".

ترکاشوند، کوه‌زاد (۱۳۹۴). "تأثیر توزیع درآمد بر آلاینده‌های زیست محیطی در کشورهای منتخب". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکز.

دلالی اصفهانی، رحیم (۱۳۸۰). "انباشت سرمایه انسانی و رشد و توسعه پایدار". مؤسسه پژوهش و برنامه‌ریزی آموزش عالی، وزارت علوم تحقیقات و فناوری، طرح پژوهشی ۱، طرح نیازسنجی نیروی انسانی متخصص و سیاست‌گذاری منابع انسانی کشور.

دلیری‌چولابی، حسن (۱۳۸۷). "اثر سرمایه اجتماعی بر رشد اقتصادی در استان‌های کشور (۱۳۸۴-۱۳۷۹)". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.

روزبهان، محمود (۱۳۷۸). "مبانی توسعه اقتصادی". تهران، انتشارات تابان، چاپ اول.

رومر، دیوید (۱۳۸۳). "اقتصاد کلان پیشرفته". تقوی، مهدی:

تهران، انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، چاپ اول، جلد ۱.

فرج‌زاده، زکریا (۱۳۹۴). "شدت انرژی در اقتصاد ایران: اجزا و عوامل تعیین‌کننده". *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، دوره ۴، شماره ۱۵، ۹۸-۵۵.

فطرس، محمدحسن و برزگر، حمیده (۱۳۹۲). "اثرات برخی متغیرهای کلان اقتصادی بر انتشار گاز دی اکسید کربن در آسیای مرکزی و ایران (۲۰۰۷-۱۹۹۵)". *مجله اقتصاد کلان*، دوره ۸، شماره ۱۶، ۱۵۸-۱۴۱.

کریمی موغاری، زهرا و براتی، جواد (۱۳۹۶). "تعیین سطح نابرابری منطقه‌ای استان‌های ایران: تحلیل شاخص ترکیبی چند بُعدی". *فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۷۰-۴۹.

مرتضوی، ابوالقاسم؛ سراج‌زاده، فرزاد و شکوهی، مریم (۱۳۹۰). "مطالعه رابطه بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی در مناطق شهری و روستایی کشور: کاربرد منحنی کوزنتس". *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، دوره ۳، شماره ۱، ۱۸۰-۱۶۵.

میرباقری هیر، میرناصر و شکوهی فرد، سیامک (۱۳۹۵). "بررسی تطبیقی اثرات توسعه مالی بر توزیع درآمد و فقر در کشورهای منتخب اسلامی (رویکرد داده‌های تابلویی)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۵، ۱۰۸-۹۳.

ورمزیاری، حجت و بنی اسدی، مصطفی (۱۳۹۳). "سیری بر مفاهیم توسعه اقتصادی از رشد تا پایداری؛ تطابق پذیری با رویکرد اسلامی". سومین کنفرانس الگوی اسلامی ایرانی پیشرفت.

هراتی، جواد؛ دهقانی، علی؛ تقی‌زاده، حجت و امینی، تکتم (۱۳۹۴). "بررسی تأثیر نابرابری اقتصادی و سیاسی بر کیفیت محیط زیست در کشورهای منتخب: رویکرد پانل GMM". *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۲۳، ۲۳۱-۱۹۷.

Ajibade, A. P. (2013). "Building Human Capital for Sustainable Development: Role of the University". *A Paper Delivered on the Occasion of the 2013 University of Ibadan Registry*.

Baland, J. M., Bardhan, P. K. & Bowles, S. (2007). "Inequality, Cooperation, and Environmental Sustainability". *Princeton University Press*.

Baltagi, B. (2008). "Econometric Analysis of Panel Data". *John Wiley & Sons*.

Berthe, A. & Elie, L. (2015). "Mechanisms Explaining the Impact of Economic Inequality on Environmental Deterioration". *Ecological Economics*, 116, 191-200.

Boyce, J. K. (1994). "Inequality as a Cause of Environmental Degradation". *Ecological Economics*, 11(3), 169-178.

Brundtland, G., Khalid, M., Agnelli, S., Al-Athel, S., Chidzero, B., Fadika, L. & Singh, M. (1987). "Our Common Future". *Brundtland Report*.

Camdessus, M. (1995). "Income Distribution and Sustainable Growth: The Perspective from the IMF at Fifty". https://www.imf.org/external/np/sec/mds/1995/mds9509.htm

Haupt, J. & Lawrence, C. (2012). "Unexpected Connections: Income Inequality and Environmental Degtadation". http://www.shapingtomorrowsworld.org/haupt Inequality.html

Islam, S. N. (2015). "Inequality and Environmental Sustainability". *Department of Economic & Social Affairs Working Paper*, 145(30).

Jakimovski, J. (2011). "The Human Capital as a Factor in the Sustainable Development". *Institute for* Sociological, Political and Juridical Research, 3, 97-154.

Jun, Y., Zhong-kui, Y. & Peng-fei, S. (2011). "Income Distribution, Human Capital and Environmental Quality: Empirical Study in China". *Energy Procedia*, 5, 1689-1696.

Li, T., Lai, J. T., Wang, Y. & Zhao, D. (2016). "Long-Run Relationship between Inequality and Growth in Post-Reform China: New Evidence from Dynamic Panel Model". *International Review of Economics & Finance*, 41, 238-252.

Liu, Z. B. & Chen, X. H. (2005). "Empirical Analysis of Influence on Economic Growth of China by Income Distribution Difference". *Journal of Central South University of*

Technology, 12(1), 247-252.

Magnani, E. (2000). "The Environmental Kuznets Curve, Environmental Protection Policy and Income Distribution". *Ecological Economics*, 32, 431-443.

Mercan, M. & Azer, O. A. (2013). "The Relationship between Economic Growth and Income Distribution in Turkey and the Turkish Republics of Central Asia and Caucasia: Dynamic Panel Data Analysis with Structural Breaks". *Eurasian Economic Review*, 3(2), 165-182.

Padilla, E. & Serrano, A. (2006). "Inequality in CO2 Emissions across Countries and its Relationship with Income Inequality: A Distributive Approach". *Energy Policy*, 34(14), 1762-1772.

Qin, D., Cagas, M. A., Ducanes, G., He, X., Liu, R. & Liu, S. (2009). "Effects of Income Inequality on China's Economic Growth". *Journal of Policy Modeling*, 31(1), 69-86.

Shahpari, G. & Davoudi, P. (2014). "Studying Effects of Human Capital on Income Inequality in Iran". *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 109, 1386-1389.

Solaymani, S. & Kari, F. (2014). "Impact of Energy Subsidy Reform on the Malaysian Economy and Transportation Sector". *Energy Policy*, 70, 115-125.

Soubbotina, T. P. (2004). "Beyond Economic Growth: An Introduction to Sustainable Development". *World Bank Publications*.

Stroombergen, A., Rose, W. D. & Nana, G. (2002). "Review of the Statistical Measurement of Human Capital". *Statistics New Zealand*.

Torras, M. & Boyce, J. K. (1998). "Income, Inequality, and Pollution: A Reassessment of the Environmental Kuznets Curve". *Ecological Economics*, 25(2), 147-160.

United Nations. Department of Economics. (2007). "Indicators of Sustainable Development: Guidelines and Methodologies". *United Nations Publications*.

Vornovytskyy, M. & Boyce, J. K. (2010). "Economic Inequality and Environmental Quality: Evidence of Pollution Shifting in Russia". *Political Economy Research Institute Working Papers*.

Wilkinson, R. & Pickett, K. (2010). "The Impact of Income Inequality on Sustainable Development in London". *London: London Sustainable Development Commission*.

World Health Organization. (2011). "Impact of Economic Crises on Mental Health". *http://www.euro.who.int/en/health-topics/noncommunicable-diseases/mental-health/news/news/2011/4/mental-health-in-economic-crises*.

Zhang, C. & Zhao, W. (2014). "Panel Estimation for Income Inequality and CO2 Emissions: A Regional Analysis in China". *Applied Energy*, 136, 382-392.

پیوست

جدول ۲. ضرایب انتشار آلاینده‌های هوا در بخش خانگی-تجاری*

نوع سوخت و نام آلاینده	NOx	SO2	CO2	SO3	CO	CH	SPM
نفت کوره	۱۰/۰	۱۵/۶۴۵	۲۹۷۸	/۲۳۹	۰/۰۰۳۷	۰/۴	۱/۰
نفت گاز	۵/۰	۱۵/۷	۲۶۴۸	۰/۲	۰/۲	۰/۳	۱/۰
نفت سفید	۰/۵	۲/۴	۲۴۱۵	۰	۰/۷۸	۰	۰
بنزین	۱۳/۵	۱/۵	۲۳۲۳	۰	۳۵۰	۶۳	۱/۳
گاز طبیعی	۲/۰	۰/۰۰۸	۲۱۳۳	۰	۰/۲۶۸	۰/۰۵۹	۰/۱۹۱
گاز مایع	۰/۳۷	۰/۰۰۸	۱۵۸۰/۲۵	۰	۳/۷۰۰۶	۰/۲۵	۰

*مقیاس: گاز طبیعی کیلوگرم بر متر مکعب و سایر سوخت‌ها کیلوگرم بر هزار لیتر

مأخذ: وزارت نیرو، دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد کلان برق و انرژی

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و دوم، پاییز ۱۳۹۷ (۹۴-۷۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 32, September 2018 (79-94)

بررسی ارتباط بین توهم مالی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷

فاطمه بزازان[۱]، *سحر زارع‌جونقانی[۲]، سولماز صفری[۳]
۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران
۲. کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی دانشگاه الزهرا (س)، تهران، ایران
۳. دکتری اقتصاد دانشگاه سمنان، سمنان ایران
(دریافت: ۱۳۹۶/۹/۲۸ پذیرش: ۱۳۹۷/۲/۸)

Investigating the Relationship between Fiscal Illusion and Economic Growth in Iran During 1978-2014

Fatemeh Bazzazan[1], *Sahar Zare Joneghani[2], Solmaz Safari[3]
1. Associate Professor of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran
2. M.A. in Economic Development and Planning, Alzahra University, Tehran, Iran
3. Ph.D. in Economics, Semnan University, Semnan, Iran
(Received: 19/Dec/2017 **Accepted:** 28/April/2018**)**

چکیده:
رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین اهداف اقتصاد به شمار می‌آید و تأثیر انکارناپذیری در بهبود سطح رفاه افراد جامعه دارد. شناخت عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. عوامل متعددی نظیر ارتقاء بهره‌وری نیروی‌کار، انباشت سرمایه، مخارج دولت، پیشرفت تکنولوژی، در کنار توهم مالی بر رشد اقتصادی اثر دارند. توهم مالی منبع بی‌اعتمادی بین دولت و مردم است که از کانال بودجه دولت و درآمدهای مالیاتی روی رشد اقتصادی اثر می‌گذارد. هدف این مطالعه بررسی ارتباط بین توهم مالی و رشد اقتصادی ایران در سال‌های ۹۳-۵۷ است. مطالعه شامل دو مرحله است: در مرحله اول، توهم مالی در چارچوب الگوی ارتباطات خطی ساختاری نرم‌افزار لیزرل تصریح و با استفاده از داده‌های بانک مرکزی و مرکز آمار ایران طی سال‌های ۹۳-۵۷، برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهند مهم‌ترین متغیر تعیین‌کننده اندازه توهم مالی در ایران، بار مالیاتی است که سیاست‌گذاران سعی در پنهان‌کردن این بار مالیاتی از طریق ایجاد توهم بدهی دولت و توهم مخارج مصرفی بخش خصوصی نسبت به سطوح بدهی عمومی را دارند. در مرحله دوم پس از برآورد توهم مالی، رابطه آن با رشد اقتصادی به کمک مدل خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده ARDL مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های حاصل از آزمون نشان می‌دهند که توهم مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی در کشور ایران دارد.

واژه‌های کلیدی: توهم مالی، رشد اقتصادی، الگوی ارتباطات خطّی ساختاری، مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده.
طبقه‌بندیJEL: O10، R11، C01.

Abstract:
Economic growth is considered as one of the most important goals of the economy and has an undeniable effect on improving the welfare of the community. Knowing the factors affecting economic growth has always been an issue for economists. Several factors such as promoting labor force productivity, capital accumulation, government's expenditures, technological progress, as well as fiscal illusions affect economic growth. Fiscal illusion is the source of distrust between the government and the people, which influences the economic growth through the channel of state budget and tax revenues. The purpose of this study is to investigate the relationship between fiscal illusions and economic growth in Iran during the period of 1978-2014. The study consists of two steps: firstly, the fiscal illusions in the context of the model of LISRE software (Linear Structural Relationships) are determined and measured by the data given from the Central Bank and the Statistics Center of Iran during the years of 1978-2014. The results indicate that the most important determinant of the size of fiscal illusions in Iran is the tax burden that policy makers try to conceal by creating government debt illusions and illusions of private sector expenditures on public debt levels. In the second step, after estimating the fiscal illusion, its relationship with economic growth has been investigated using the ARDL model. The findings of the test show that fiscal illusions have a negative and significant effect on the economic growth in Iran in both short and long terms.

Keywords: Fiscal Illusion, Economic Growth, Linear Structural Relationships Model, ARDL Model.
JEL: O10، R11، C01 .

* **نویسنده مسئول:** سحر زارع‌جونقانی
E-mail: sahar.zare92@yahoo.com
*Corresponding Author: Sahar Zare Joneghani

۱- مقدمه

یکی از پیامدهای بحران مالی جهانی در دهه ۱۹۹۰، ایجاد نیاز مبرم به درک مالیه عمومی، به ویژه بدهی بخش دولتی بود. در این راستا این موضوع مطرح شد که تمام سطوح حکومتی (دولت‌ها) باید گزارش‌های شفافی را از میزان مخارج و درآمدهای خود، در جهت اجرای سیاست‌ها ارائه دهد. این مسئله شامل افشای کامل و صریح معاملات مالی می‌شود. در این زمینه مسئله توهم مالی می‌تواند نقش مهمی را در مخفی کردن هزینه‌های واقعی فعالیت‌های بخش دولتی ایفاء کند (دولری و ورتینگتن[1]، ۱۹۹۶: ۲۶۱).

توهم مالی[2] نشان‌دهنده موقعیتی است که بر ادراک رأی دهندگان از بار مالیاتی اثر دارد. به‌گونه‌ای که در آن درآمد دولت به‌طور کامل برای جامعه (مالیات‌دهندگان) شفاف و قابل درک نیست و هزینه‌های دولت بابت کالای عمومی نیز از آنچه در واقع وجود دارد کمتر به نظر می‌رسد؛ این موضوع منجر به افزایش تقاضا برای مخارج و هزینه‌های دولتی شده و سیاست‌مداران را در جهت توسعه اندازه دولت انگیزه‌مند می‌کند (دل‌آنو و دولری[3]، ۲۰۱۲: ۲؛ مداح و صادقی، ۱۳۹۲: ۸۶). توهم مالی را نخستین بار اقتصاددان ایتالیایی، به نام پوویانی در سال ۱۹۰۳ در کتاب تئوری توهم مالی، ارائه کرد. به عقیده پوویانی، این "جهل مرکب" می‌تواند منجر به فریب مالیاتی شود و به زندگی دراماتیک و رفاه مردم آسیب رساند (دل‌آنو و مورائو، ۲۰۱۲: ۲۷۱).

در ادبیات اقتصادی (به ویژه در تئوری انتخاب عمومی) توهم مالی نشان‌دهنده موقعیتی است که عدم تقارن اطلاعات بین عرضه‌کنندگان (مقامات دولتی) و مصرف‌کنندگان (مؤدیان مالیاتی رأی‌دهنده) کالای عمومی وجود دارد. عاملان دولتی نسبت به مؤدیان مالیاتی رأی‌دهنده اطلاعات بیشتری در اختیار دارند، این عدم تقارن باعث می‌شود که تقاضا برای مخارج عمومی افزایش یابد (مداح و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۰۳). درخواست شهروندان برای افزایش مخارج عمومی این امکان را برای دولت فراهم می‌کند تا هزینه‌های خود را افزایش دهند؛ این مسئله موجب گسترش بیش از حد بخش عمومی خواهد شد (مداح و فراهتی، ۱۳۹۴: ۶۸). زیرا عاملان اقتصادی در این جوامع درک نمی‌کنند که افزایش در هزینه‌های عمومی، در طی دوره مالیاتی، به‌صورت همزمان جبران نمی‌شود، بلکه از طریق کسری بودجه جبران می‌شود؛ این امر موجب انتقال افزایش مالیات به سال‌های بعد یا افزایش عرضه پول می‌شود که تورم‌زاست. چنین فشارهایی باعث افزایش در فشار مالی و درآمدهای مالیاتی سال‌های آینده می‌شود (غواصی کناری و سهرابی، ۱۳۹۳: ۲۱-۲۰).

مطالعه توهم مالی از نظر تأثیرگذاری بر رشد اقتصادی نیز مهم تلقی می‌شود؛ زیرا توهم مالی منبع بی‌اعتمادی بین دولت و شهروندان است. مداخله دولت در جهت ایجاد توهم مالی به این صورت است که، سیاست‌مداران به منظور فریب پرداخت‌کنندگان مالیات، سیستم مالی را به‌گونه‌ای طراحی می‌کنند که در آن بار مالیاتی ناشی از ارائه خدمات دولتی کمتر از مقدار واقعی آن برآورد می‌شود (گمل و همکاران[4]، ۲۰۰۰: ۲۰۰). برآورد کمتر از حد مخارج و خدمات دولتی توسط مالیات‌دهندگان موجب می‌شود تا تقاضای آنها برای مخارج دولت افزایش یابد (فطرس و دلائی میلان، ۱۳۹۵: ۶۱). از آنجایی که عوامل اقتصادی درک نمی‌کنند که این افزایش در خدمات عمومی طی دوره مالیاتی نه به‌صورت همزمان؛ بلکه از طریق کسری بودجه جبران می‌شود، این امر موجب انتقال ساده افزایش در مالیات سال‌های آینده یا افزایش در عرضه پول می‌شود که نهایتاً به فشار تورمی می‌انجامد و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در پژوهش حاضر رابطه بین توهم مالی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران برای اولین بار مورد مطالعه قرار می‌گیرد. به همین منظور ابتدا شاخص توهم مالی در چارچوب الگوی ارتباطات خطی ساختاری نرم افزار لیزرل محاسبه می‌شود[5]؛ سپس به منظور بررسی ارتباط بین توهم مالی و رشد اقتصادی از مدل خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده ARDL استفاده می‌شود. جهت تحقق این هدف، سازماندهی مقاله بدین قرار است: پس از مقدمه در بخش دوم به شرح مبانی نظری و ادبیات موضوع پرداخته شده است. در بخش سوم روش شناسی پژوهش شرح داده شده است. در بخش چهارم مدل مورد استفاده ارائه شده و نهایتاً بخش پنجم به نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

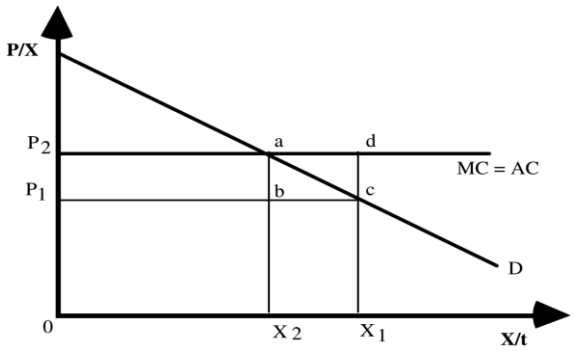
1. Dollery & Worthington (1996)
2. Fiscal Illusion
3. Dell'Anno & Dollery (2012)
4. Gemmell et al. (2000)
۵. مطالعات دیگری از جمله مطالعه مداح و صادقی (۱۳۹۲) و مداح و همکاران (۱۳۹۵) هم از این روش استفاده کردند. تفاوت پژوهش حاضر با سایر پژوهش‌های انجام شده در دوره زمانی مورد مطالعه و متغیرهای علل و پیامد توهم مالی است.

۲- مبانی نظری و مروری بر ادبیات موضوع

تولید ناخالص داخلی، درآمد سرانه و نرخ رشد اقتصادی از مهم‌ترین شاخص‌های عملکرد اقتصاد کلان هستند. در حالی‌که میزان تولید و درآمد سرانه، بیانگر میزان متوسط رفاه اقتصادی جامعه است، نرخ رشد اقتصادی سرعت افزایش یا کاهش تولید ناخالص داخلی و به تبع آن سرعت بهبود یا کاهش سطح رفاه را نشان می‌دهد (استادی، ۱۳۹۵: ۱۳۰). با توجه به اهمیت میزان تولید و رشد اقتصادی در هر جامعه، دستیابی به تولید بیشتر و نرخ رشد بالاتر، همواره دغدغه دولت‌ها و ملت‌ها بوده است. از این‌رو یکی از مهم‌ترین اهداف اقتصاد کلان که مورد تأکید تمامی دولت‌ها و برنامه‌ریزان اقتصادی در کشورهای جهان است، دستیابی به رشد اقتصادی مداوم و پایدار است (جلال‌آبادی و بهرامی، ۱۳۸۹: ۲۴).

محققان بسیاری در مورد توهم مالی با دیدگاه‌های مختلف سخن گفتند و معتقدند توهم مالی پیچیده است؛ زیرا به طیف گسترده‌ای از واقعیت‌های اقتصادی اشاره دارد. اگر چه توهم مالی قابل مشاهده نیست، اما آثاری مانند فراوانی معاملات نقدی و پیچیدگی نظام مالیاتی را به جای می‌گذارد که می‌تواند برای مطالعه ارتباط بین آنها مورد استفاده قرار گیرد (جرارد و نگانگ[1]، ۲۰۱۵: ۲۴۲).

واگنر[2] (۱۹۷۶: ۵۳-۴۷) پنج فرضیه خاص را در تحلیل تجربی توهم مالی مورد بررسی قرار داده است. بر اساس دیدگاه واگنر سیاست‌گذاران، به منظور فریب مؤدیان مالیاتی، چندین گزینه در اختیار دارند. این گزینه‌ها عبارت‌اند از: (الف) فرضیه پیچیدگی درآمد، (ب) فرضیه کشش درآمدی؛ (ج) اثر فلای پیپر[3]؛ (د) فرضیه توهم اجاره ای[4] و (ه) فرضیه توهم بدهی (دل‌آنو و دولری، ۲۰۱۲: ۴). هر یک از این فرضیه‌ها به این نکته اشاره می‌کنند که مالیات‌دهندگان قیمت یا ارزش مالیاتی یک کالای (خدمت) عمومی را پایین برآورد می‌کنند و منجر به عرضه بیش ازحد آن محصول (خدمت) می‌شود (آموسا و همکاران[5]، ۲۰۰۸: ۳). اثر این فرضیه‌ها بر توهم مالی در نمودار (۱) نشان داده شده است. در این نمودار P_2 قیمت یا مالیات پرداختی و X_2 تولید کالای عمومی در حالت فقدان توهم مالی و ناحیه OP_2aX_2 بودجه عمومی (مخارج یا درآمد) را نشان می‌دهند. با وجود توهم مالی، قیمت یا مالیات درک شده (مشاهده شده) به سطح P_1 کاهش می‌یابد. تولید مطلوب به سطح X_1 و بودجه درک شده به OP_1cX_1 افزایش می‌یابد. هرچند بودجه واقعی OP_2dX_1 است، زیرا قیمت یا مالیات واقعی همچنان P_2 است.



نمودار ۱. مدل سازی توهم مالی

مأخذ: دولری و ورتینگتن (۱۹۹۶)

اولین فرضیه، پیچیدگی درآمد است. در یک سیستم مالیاتی با پیچیدگی بیشتر، مؤدیان مالیاتی به دشواری بار مالیاتی را درک می‌کنند؛ این امر به دولت کمک می‌کند تا مخارج عمومی را بدون اطلاع کامل مالیات‌دهنده افزایش دهد (دل‌آنو و مورائو، ۲۰۱۲: ۲۷۴-۲۷۳). باتوجه به نمودار فوق، پیچیدگی سیستم درآمد، باعث افزایش قیمت در نظر گرفته شده از محصول عمومی در محور عمودی می‌شود. از طرف دیگر یک ساختار درآمد بسیار ساده با قیمت واقعی P_2 همراه خواهد بود. حرکت رو به پایین بر روی محور عمودی با سطوح بالاتر توهم و در نتیجه تولید بیشتر کالاهای عمومی مرتبط است. دومین فرضیه بر روی کشش درآمدی تمرکز می‌کند. محور عمودی نمودار به‌عنوان سطح کشش درآمد است. در یک سیستم مالیاتی با کشش درآمدی بالا که در آن با افزایش درآمد، مالیات‌ها افزایش می‌یابند (سیستم مالیات تصاعدی)، یک نوع توهم مالی وجود دارد. چون با فرض ثابت بودن نرخ‌های مالیاتی، در حالت بالا بودن کشش درآمدی مالیات، مؤدیان مالیاتی قادر به درک درست بار مالیاتی نیستند. در این حالت، مخارج بخش عمومی به‌طور خودکار افزایش خواهد یافت (مداح و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۲۵). طبق استدلال اوتس[6] (۱۹۸۸)، اگر نرخ مالیات افزایش نیابد، رأی‌دهندگان به افزایش مخارج عمومی اعتراض نمی‌کنند. بنابراین عاملان به بار مالیاتی خود توجهی ندارند بلکه به نرخ‌های مالیاتی توجه دارند

1. Gerard & Ngangue (2015)
2. Wagner (1976)
3. Flypaper Effect Hypothesis
4. Renter Illusion Hypothesis
5. Amusa et al. (2008)
6. Oates (1986)

(دولـری و ورتینگـتن، ۱۹۹۶: ۲۷۰؛ مـداح و همکـاران، ۱۳۹۳: ۷۳۴). معیارهای توهم مالی بر اساس فرضیه کشـش درآمـدی عبارتند از: (۱) مالیات بر درآمد شخصی، (۲) مالیـات بـر درآمـد شرکت؛ (۳) نسبت درآمد هدیه به کل درآمد[1]؛ (۴) نسبت مالیات غیرمستقیم بـه مالیـات مسـتقیم (دولـری و ورتینگـتن، ۱۹۹۶: ۲۷۴؛ مداح و همکـاران، ۱۳۹۵: ۱۲۵). نـوع سـوم رویکـرد اثـر فلای پیپر اسـت کـه در آن کمـک‌هـای مـالی و کمـک‌هـای عمومی بر هزینه‌ها اثر می‌گـذارد. محـور عمـودی نمـودار (۱)، سطح وابستگی به کمک‌های مالی را نشـان مـی‌دهـد. هـرچـه میزان وابستگی به کمک‌های مالی بیشتر باشد، میزان تـوهم و در نتیجه هزینه بیشتر است (دولری و ورتینگـتن، ۱۹۹۶: ۲۶۵). فرضیه چهارم به توهم اجاره منجر می‌شود (دولری و ورتینگتن، ۱۹۹۶: ۲۶۵). این نوع از توهم مالی به مالیـات بـر امـلاک و مستغلات تمرکز دارد. به نحوی که مالیات بر دارایی از طریق فرم افزایش اجاره‌بها به مستأجران منتقـل مـی‌شـود؛ حـال از آنجایی‌که مستأجران در مقایسه با مالکان از مالیات بر دارایی نهفته در اجاره‌هایشان نامطلع هستند، طرفدار افزایش مخـارج عمومی خواهند بود، توهم مالی در ایـن رویکـرد بسـتگی بـه مالکیّت امـوال مشـخص شـده در قلمـرو دولـت دارد. محـور عمودی در نمودار، نشان می‌دهد که نسبت اشـخاص مالـک در یک حوزه مشخص شده پایین‌تر از نسبت مستأجران است، که با افزایش مبلغ اجاره، توهم مالی نیز افزایش می‌یابد. از جمله شاخص‌های اندازه‌گیری توهم مالی ناشی از اجاره عبـارت‌انـد از: (۱) درصد خانه‌های شهرداری در حـال اسـتفاده؛ (۲) درصـد مالکانی که در خانه خود اقامـت دارنـد، (۳) درصـد خانوارهـای خانه‌دار و مستأجران (مـداح و همکـاران، ۱۳۹۵: ۱۲۵؛ مـداح و صادقی، ۱۳۹۲: ۹۴). در نهایت، توهم بدهی مورد بررسـی قـرار می‌گیرد؛ در این نوع از توهم اگر هزینه‌های برنامه‌های بخـش دولتـی از طریق مالیات جاری بـه جـای اسـتقراض بخش دولتی پرداخت شود؛ آنگـاه مالیـات‌دهنـدگان آگاهی بیش‌تر و درک درست‌تری از هزینه‌ها و درآمد دولت خواهند داشـت. بـا ثابت بودن سایر شرایط، تکیه بر بـدهی بیـان کننـده مخـارج بزرگ‌تری برای کالاهای عمومی خواهد بود (مـداح و صـادقی، ۱۳۹۲: ۹۴). نمودار نشان می‌دهد که با کاهش نسبت درآمـد از مالیات جاری (افزایش نسبت درآمد از استقراض بخش دولتـی)، سـطح تـوهم مـالی افـزایش مـی‌یابـد و در نتیجـه آن، سـطح هزینه‌های عمومی نیز افزایش می‌یابد. معیارهای انـدازه‌گیـری توهم مالی در این دیدگاه عبارتند از: (۱) درجه سـرمایه‌داری؛ (۲) مخارج مصرفی نسبت به سطوح بدهی، (۳) بدهی عمومی (مداح و صادقی، ۱۳۹۲: ۹۴).

دل‌آنو و دولری[2] به‌منظور تحلیـل تجربـی تـوهم مـالی بـا به‌کارگیری رویکرد معادلات ساختاری، شاخص تـوهم مـالی را برای ۲۸ کشور اروپایی طی سال‌هـای ۱۹۹۵ تـا ۲۰۰۸ توسـعه دادند. نتایج تحلیل تجربی مدل نشان داد کـه سیاسـت‌گـذاران سعی در پنهان کردن بار مالیـاتی واقعـی بـا اسـتفاده از تـوهم بدهی، مالیات بر دستمزد ثابت و مالیـات بـر نیـروی‌کـار دارنـد (دل‌آنو و دولری، ۲۰۱۲: ۱).

در پژوهش بوئن و همکـاران[3] ارتبـاط بـین تـوهم مـالی و اقتصاد سایه‌ای در ۱۰۴ کشور بـا اسـتفاده از مـدل MIMIC، طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۸۹ مورد بررسـی قـرار گرفـت. نتـایج نشان دادند که تـوهم مـالی اثـر منفـی و معنـی‌دار بـر اقتصـاد سـایه‌ای در کشـورهای تحـت بررسـی داشـته اسـت (بـوئن و همکاران، ۲۰۱۲: ۱).

دل‌آنو و مورائو[4] با اسـتفاده از مـدل MIMIC و داده‌هـای پانل ۵۰ کشور به بررسی اثر فعالیّت‌های اقتصاد سایه بر تـوهم مالی پرداختند. نتایج نشان دادند که در کشـورهایی بـا اقتصـاد سایه‌ای بزرگ‌تر، توهم مـالی بـزرگ‌تـری وجـود دارد. بـا ایـن استدلال که، برنامه‌های سیاست‌گذاران در کشورهایی با اقتصاد سایه‌ای بزرگ‌تر و سیستم مالیاتی پیچیده‌تر، تطابق بیشتری در جهت پنهان کردن بار واقعـی مالیـات از مؤدیـان مالیـاتی دارد (دل‌آنو و مورائو، ۲۰۱۲: ۲۹۰-۲۷۰).

جرارد و نگانگ[5] در مطالعه‌ای از یک تحلیل داده‌های پانلی (تلفیقی) به بررسی رابطه بین توهم مالی و سیاست بودجـه ۱۵ کشور آفریقایی در طـول سـال‌هـای۱۹۸۰ تـا ۲۰۱۲ پرداختنـد. نتایج تجربی به‌دست آمده نشـان دهنـده یـک رابطـه مثبـت و معنی‌دار بین توهم مالی و کسری بودجه بود (جرارد و نگانـگ، ۲۰۱۵: ۲۴۰).

1. Grant Income Equivalent Divided by Total Income
در مطالعه هیندلز و اسمولدرز (۱۹۹۴) درج شده در فهرست منابع، یکـی از معیارهایی که توهم مالی را بر اسـاس فرضـیه کشـش درآمـد انـدازه‌گیـری می‌کند، درآمد هدیه است که از نسبت درآمد هدیه به کـل درآمـد بـه‌دسـت می‌آید.

2. Dell'Anno & Dollery (2012)
3. Buehn et al. (2012)
4. Dell'Anno & Mourao (2012)
5. Gerard & Ngangue (2015)

ابوت و جونز[1] نیز اثر توهم مالی بر مخارج دولتی در ۳۶ ایالت امریکا طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰ را به‌طور تجربی آزمودند. نتایج تحقیق بر این نکته مهم اشاره دارند که توهم مالی باعث افزایش سطح هزینه‌های دولت می‌شود. بیشتر بودن توهم مالی، نوعی اثر پرخوری و ولع در دولت‌های ایالتی ایجاد می‌کند؛ به نحوی که فشار سیاست‌مداران برای افزایش مخارج عمومی مادامی که درآمدهای دولت افزایش می‌یابد، قوی‌تر می‌شود (ابوت و جونز، ۲۰۱۵: ۱۹۱–۱۷۷).

مداح و صادقی در مقاله‌ای روند توهم مالی در اقتصاد ایران را بررسی کردند. در این راستا از متغیرهای بار مالیاتی و سطح آموزش به عنوان علل و از متغیرهای بدهی عمومی دولت، نسبت مالیات غیرمستقیم به مالیات مستقیم و نسبت مخارج مصرفی خصوصی به بدهی عمومی دولت به عنوان پیامدهای توهم مالی استفاده شده است؛ نتایج نشان دادند که بار مالیاتی مهم‌ترین علّت توهم مالی در دورهٔ ۱۳۹۱–۱۳۶۰ بوده است و سیاست‌گذاران سعی در پنهان کردن این بار مالیاتی از طریق توهم بدهی دولت و توهم مخارج مصرفی بخش خصوصی نسبت به سطوح بدهی عمومی دولت داشته اند (مداح و صادقی، ۱۳۹۲: ۸۵).

مداح و همکاران در چارچوب موضوع توهم مالی و تئوری‌های انتخاب عمومی، رابطه بین مالیات و مخارج عمومی دولت را در اقتصاد ایران طی سال‌های۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰، با استفاده از روش‌های خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) و الگوی تصحیح خطا (ECM) بررسی کردند. یافته‌های این تحقیق نشان دادند که توهم مالی در ایران عموماً ناشی از سهم زیاد درآمد نفتی در بودجه دولت است که نوعی مالیات بین نسلی به شمار می‌رود؛ همچنین قابل رؤیت نبودن مالیات (توهم مالی) به‌عنوان علّت معنی‌دار افزایش مخارج دولت در اقتصاد ایران نیست (مداح و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۲۹).

در مطالعه دیگری مداح و همکاران با تحلیل عوامل مؤثر بر تغییرات مخارج دولت در اقتصاد ایران طی سال‌های۱۳۹۰–۱۳۶۰ درچارچوب مدل استاندارد رأی‌دهنده میانه نشان دادند که افزایش سهم مالیات در درآمدهای دولت بر رشد مخارج عمومی در اقتصاد ایران اثر نداشته است؛ بلکه رشد مخارج عمومی عمدتاً از طریق درآمدهای نفتی تأمین مالی شده است (مداح و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۹۷).

مداح و فراهتی در مقاله‌ای با عنوان تحلیل تجربی توهم مالی در ایران (با تأکید بر نقش مالیات غیر مستقیم)، با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون آستانه‌ای (TAR) و خودرگرسیون آستانه‌ای گشتاور (MTAR)، نحوه واکنش مخارج دولت نسبت به وضعیت بودجه را مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهند رابطه علّی منفی از طرف درآمد مالیاتی غیرمستقیم به طرف مخارج دولت تا سه وقفه فصلی وجود دارد؛ همچنین توهم مالی تنها در حالت کاهش مالیات غیرمستقیم برقرار است و رابطه علّیت گرنجری به هنگام تغییرات مثبت مالیات غیرمستقیم وجود ندارد. بنابراین کاهش مالیات نمی‌تواند به عنوان ابزاری کارا به منظور کاهش کسری بودجه مورد توجه قرار گیرد (مداح و فراهتی، ۱۳۹۴: ۶۷).

مداح و همکاران ارتباط توهم مالی و اقتصاد سایه‌ای در چارچوب الگوی ارتباطات خطی ساختاری (لیزرل) را در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۱–۱۳۵۷، از لحاظ تجربی مورد بررسی و تحلیل قرار دادند. نتایج حاصل از تخمین مدل لیزرل نشان می‌دهند که اقتصاد سایه‌ای دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر توهم مالی در ایران است؛ این یافته نشان می‌دهد که وجود یک اقتصاد سایه‌ای بزرگ در ایران، رشد مثبتی در توهم مالی دارد (مداح و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۲۱).

علاوه بر این با توجه به اهمیت موضوع رشد اقتصادی، مطالعات داخلی و خارجی متعددی به بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. مطالعات خارجی کمی نیز در زمینه بررسی ارتباط توهم مالی و رشد اقتصادی وجود دارد. به‌عنوان مثال، مورائو[2] (۲۰۰۸: ۸۸–۸۲) به بررسی اثر توهم مالی بر رشد اقتصادی پرداخته است. برای این منظور، از یک مدل استخراج شده بر مبنای درک پوویانی–بوکانان از توهم مالی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند که در سطوح بالاتر از توهم مالی، نرخ رشد اقتصادی کاهش می‌یابد؛ و برای آنکه از کاهش رشد اقتصادی جلوگیری شود، باید بر کاهش توهم مالی تأکید شود.

در ادامه در مطالعه‌ای نظری که توسط مورائو (۲۰۰۸) ارائه شده است، به بررسی تأثیرات توهم مالی بر رشد اقتصادی می‌پردازیم: تابع تولید برای بنگاه i، شکلی مشابه (AK) تابع کاب–داگلاس دارد:

(۱)

$$Y_i = AL_i^{1-\alpha}K_i^{\alpha}G^{1-\alpha}$$

1. Abbott & Jones (2015)

2. Mourao (2008)

که در آن $0 < \alpha < 1$، A سطح تکنولوژی، L نیروی‌کار، K سرمایه و G کل هزینه دولت است. بنابراین، فرض بر این است که تولید دارای بازده‌های ثابت نسبت به مقیاس است. همچنین فرض می‌شود که تعداد نیروی کار L، ثابت باشد. حال اگر G ثابت باشد، آنگاه اقتصاد در شرایط بازده نزولی نسبت به انباشت سرمایه کل K قرار می‌گیرد. به‌طوری که اگر G و K هر دو افزایش یابند، معادله (۱) در شرایط بازده نزولی نیست. افزایش G موجب افزایش تولیدات نهایی L_i و K_i می‌شود. بنابراین، اقتصاد از طریق الگوی سنتی AK قادر به رشد درون‌زا[1] است. با فرض اینکه دولت یک بودجه متعادل دارد و این بودجه نسبتی از کل تولید ناخالص با نرخ t تأمین می‌شود، معادله (۲) به صورت زیر به‌دست می‌آید:

(۲)

$$G=tY$$

در رابطه (۲)، t در طول زمان ثابت است. در اینجا، فرض بر این است که توهم مالی درک شده توسط شرکت‌ها وجود دارد؛ یعنی شرکت‌ها می‌دانند با نرخ مالیات اعلام شده t مواجه هستند، با این‌حال با توجه به سطح توهم مالی f، شرکت‌ها در واقع نرخ مؤثر مالیات (1+f)t را پرداخت می‌کنند. در این وضعیت، فرض شده که دولت به رانت‌های سیاسی (ft) مورد استفاده برای اهداف خصوصی و غیرمولد رسیده است. اگر چه شرکت‌ها نرخ مؤثر مالیاتی را پرداخت می‌کنند، بودجه متعادل تنها شامل t است. سود پس از کسر مالیات به صورت زیر محاسبه می‌شود (همان: ۸۴):

(۳)

$$L_i[(1-(1+f)t)^{*}Ak_i^{\alpha}G^{1-\alpha}-w-(r+\delta)k_i]$$

که در آن $k_i \equiv {K_i}/{L_i}$، r نرخ بازگشت سرمایه، w نرخ دستمزد و δ نرخ استهلاک سرمایه است. نرخ دستمزد همان ارزش تولید نهایی نیروی‌کار پس از کسر مالیات است، زیرا فرض شده است که شرکت‌ها به دنبال حداکثرکردن سود هستند. علاوه بر این، نرخ بهره ناخالص $r+\delta$ برابر با ارزش تولید نهایی سرمایه پس از کسر مالیات است. بنابراین، اگر فرض کنیم $k_i=k$، میزان بهره از طریق معادله زیر مشخص می‌شود (همان: ۸۴):

(۴)

$$r+\delta=[1-(1+f)t]\frac{\partial Y_i}{\partial K_i}=[1-(1+f)t]\alpha Ak^{\alpha-1}G^{1-\alpha}$$

با استفاده از رابطه (۱) و (۲)، G به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

(۵)

$$G=(tAL)^{1/\alpha}\cdot k$$

با جایگزینی رابطه (۵) در (۴) به عبارت زیر می‌رسیم:

(۶)

$$r+\delta=[1-(1+f)t]\alpha A^{1/\alpha}(Lt)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}$$

در سمت راست معادله (۶)، سرمایه تولید نهایی پس از کسر مالیات، همان نقشی که ثابت A در مدل استاندارد AK به عهده دارد، بازی می‌کند. همان‌طور که هیچ‌گونه پویایی انتقالی مشاهده نمی‌شود، نرخ‌های رشد c، k[2] و y همگی برابر با همان ثابت $\gamma_{de,rs}$[3] بوده و از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

(۷)

$$\gamma_{de,rs}=\frac{1}{\theta}\left[\alpha A^{1/\alpha}(Lt)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}[1-(1+f)t]-\delta-\rho\right]$$

در رابطه (۷) رشد دولت (مالیات یا مخارج) از طریق دو کانال بر رشد اثرگذار است: الف) جمله 1-(1+f)t نشان دهنده اثر منفی مالیات مؤثر بر تولید نهایی سرمایه پس از کسر مالیات است، ب) جمله $t^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}$ نشان‌دهنده اثر مثبت G (یعنی خدمات عمومی) بر تولید نهایی است. با محاسبه $\frac{\partial\gamma}{\partial t}$، عبارت زیر حاصل می‌شود:

(۸)

$$\frac{\partial\gamma_{de,rs}}{\partial t}=-\frac{A^{1/\alpha}L(Lt)^{\frac{1}{\alpha}-2}(\alpha+ft+t-1)}{\theta}$$

بنابراین، قانون طلایی حداکثر اندازه دولت با مشتق‌گیری مرتبه دوم از رابطه (۷)، به صورت زیر به دست می‌آید[4]:

(۹)

$$t=\frac{1-\alpha}{1+f}$$

---

۱. با توجه به یکی بودن توان G و K که مساوی 1-α هستند.

۲. فرض بر این است که خانوارها، کارایی را به حداکثر می‌رسانند همان طور که در عبارت $U=\int_0^{\infty}e^{-(\rho-n)t}\left[\frac{c^{1-\theta}-1}{1-\theta}\right]dt$ مشخص شده، به عبارت $a=(r-n)a+w-c$ محدود می‌شود که در آن C به ازای هر فرد ثابت است، a دارایی هر فرد است و n نرخ رشد جمعیت است. فرض می‌شود که این یک اقتصاد بسته است، a=k ممکن است حفظ شود.

۳. برخی شرایط نابرابر برای اینکه نرخ رشد مثبت باشد و برای اینکه کارایی محدود شود، مورد نیاز است: $[1-(1+f)t]\frac{\partial Y_i}{\partial K_i}-\delta>\rho$ و شرط قابل انتقال:

$$[(\theta-1)/\theta][1-(1+f)t]\frac{\partial Y_i}{\partial K_i}-\delta+\frac{\rho}{\theta}>0$$

۴. $\frac{\partial^2\gamma_{de.rs}}{\partial t^2}=\frac{(a-1)A^{\frac{1}{\alpha}}(Lt)^{\frac{1}{\alpha}-1}(2a+ft+t-1)}{at^2\theta}$ منفی است زیرا $t>\frac{1-2a}{1+f}$ به خصوص در $t^*=\frac{1-a}{1+f}$

در این صورت نرخ رشد قانون طلایی اندازه دولت برابر است با:

(۹)*

$$\gamma^*_{de,rs} = \frac{1}{\theta}\left[\alpha^2 A^{\frac{1}{\alpha}}\left(\frac{L(1-\alpha)}{1+f}\right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} - \delta - \rho\right]$$

برای بررسی اثرات توهم مالی بر نرخ رشد غیرمتمرکز بهینه ابتدا از رابطه *(۹) نسبت به f مشتق گرفته و رابطه (۱۰) به‌دست می‌آید:

$$\frac{\partial \gamma^*_{de,rs}}{\partial f} = -\frac{\alpha A^{\frac{1}{\alpha}}\left(\frac{L(1-\alpha)}{1+f}\right)^{\frac{1}{\alpha}}}{\theta L} (<0) \qquad (۱۰)$$

بنابراین، نتیجه می‌گیریم که سطوح بالاتری از توهم مالی موجب کاهش نرخ رشد در اقتصاد غیرمتمرکز تحت فروض معین می‌گردد. با توجه به معادله (۷) که درآن نرخ رشد نتیجه انتخاب‌های غیرمتمرکز خانوارها و شرکت‌ها است، معادله (۹) سیاست بهینه دولت است. حالا وقت آن است که مشاهده کنیم آیا نتایج با حل مسئله بهینه‌سازی اجتماعی، مدل بهینه پارتو[1] منطبق است یا خیر؟ (همان: ۸۶).

برنامه‌ریز مسیرهای زمانی G(t) و C(t) را به منظور به حداکثر رساندن مطلوبیت مصرف‌کنندگان یعنی: $U = \int_0^\infty e^{-(\rho-n)t}\left[\frac{c^{1-\theta}-1}{1-\theta}\right]dt$ تعیین می‌کند. برنامه‌ریز با قید تابع تولید (۱) و قید بودجه (۱۱) مواجه است.

$$Y = C + G + K + \delta K \qquad (۱۱)$$

با حل مسئله بهینه‌سازی پویا در شرایط مذکور به یک نرخ رشد متفاوتی معادل رابطه (۱۲) می‌رسیم:

(۱۲)

$$\gamma_{sp,rs} = \frac{1}{\theta}\left[\alpha A^{\frac{1}{\alpha}}[(1-\alpha)L]^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} - \delta - \rho\right]$$

برنامه‌ریز اجتماعی شرط $\frac{\partial Y}{\partial G} = 1$ را اجرا خواهد کرد. پیچیدگی در مدل غیرمتمرکز اینکه سرمایه‌گذاران به علّت نرخ مالیاتی مؤثر t(1+f) که کمی با $\frac{\partial Y_i}{\partial K_i}$ متفاوت است، تولید نهایی سرمایه خصوصی را $[1-(1+f)t]\frac{\partial Y_i}{\partial K_i}$ در نظر می‌گیرند. این تفاوت بین بازده اجتماعی و خصوصی، یک کاهش در نرخ رشد ایجاد می‌کند. تفاوت به این دلیل توضیح داده شده است که در عبارت (۴)، اثر منفی مالیات مؤثر با ۱ جایگزین و اندازه دولت با α -1 مشخص شده است.

در نهایت، این نتیجه حاصل می‌شود که سطوح بالاتری از توهم مالی، ممکن است اعوجاج (پیچیدگی یا انحرافات) افزایش یافته در اثر مالیات در این اقتصاد را بزرگ‌تر کند. بنابراین، توهم مالی P-B (پوویانی–بوکانان) می‌تواند در روند رشد اقتصادی یک تعیین‌کننده مهم باشد، که به عنوان یک منبع فرسایشی (اصطکاک) عمل می‌کند: سطوح بالاتر توهم مالی، نرخ رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. بنابراین، مبارزه با توهم مالی، امور مالی عمومی را شفاف‌تر می‌کند، که این مسئله برای یک ترکیب بودجه سالم و رشد اقتصادی مهم است.

۳- روش پژوهش

۳-۱- پایه‌های آماری

برای برآورد شاخص عددی توهم مالی در ایران، از دو متغیر ورودی نرخ بار مالیاتی (X1) و نرخ باسوادی (X2) و چند متغیر تحت‌تأثیر توهم مالی از جمله نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی (Y1)، نسبت مالیات غیرمستقیم به مالیات مستقیم (Y2)، نسبت مخارج مصرفی بخش خصوصی به سطوح بدهی دولت (Y3)، استفاده می‌شود.

جدول ۱. متغیرهای شاخص و علّی الگو

متغیر	نماد	نوع متغیر	علامت مورد انتظار
بار مالیاتی	X1	علّی	مثبت
آموزش (نرخ باسوادی)	X2	علّی	منفی
نسبت بدهی عمومی به GDP	Y1	پیامد (آثار یا شاخص)	مثبت
نسبت مالیات غیرمستقیم به مالیات مستقیم	Y2	پیامد (آثار یا شاخص)	مثبت
نسبت مخارج مصرفی بخش خصوصی به بدهی عمومی	Y3	پیامد (آثار یا شاخص)	مثبت

مأخذ: مداح و صادقی(۱۳۹۲)

متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه، متغیرهایی هستند که قبلاً اثر معنی‌داری آنها بر توهم مالی و رشد اقتصادی در مطالعات پیشین، اثبات شده است. پس از انتخاب متغیرها، داده‌های لازم برای این مطالعه در دوره زمانی ۹۳-۵۷، از وب سایت بانک مرکزی[2] و مرکز آمار[3] ایران گردآوری شده است.

1. Pareto

2. www.cbi.ir
3. www.amar.org.ir

جدول (۱)، متغیرهای شاخص و علّی الگوی محاسبه متغیر پنهان (توهم مالی) را نشان می‌دهد.

۳-۲- رویکرد میمیک و معادلات ساختاری

مدل میمیک یا مدل شاخص‌های چندگانه- علل چندگانه روشی برای اندازه‌گیری متغیرهای پنهان از جمله توهم مالی است. این روش، رابطه بین متغیر پنهان و شاخص‌ها و علل مشاهده را نشان می‌دهد (ابونوری و لاجوردی، ۱۳۹۵: ۳۳). یکی از اولین تحقیقات در اقتصاد با استفاده از روش معادلات ساختاری توسط گلدبرگر[1] در سال ۱۹۷۲ انجام شده است. در این مطالعه شکل خاصی از معادلات ساختاری به‌نام شاخص‌های چندگانه علل چندگانه استفاده شده است. این مدل دارای دو قسمت اصلی معادله ساختاری[2] و معادله اندازه‌گیری[3] است. معادله ساختاری با یک مجموعه از شاخص‌های قابل‌مشاهده متناظر است:

(۱۳)

$$Y_i = \lambda_i \eta + u_i$$

در اینجا Y_i، نشان‌دهنده شاخص‌های قابل مشاهده شامل متغیرهای نسبت مخارج مصرفی به بدهی عمومی دولتی، نسبت مالیات غیرمستقیم به مستقیم، نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی، η متغیر پنهان توهم مالی، u_i ها خطاهای تصادفی و λ ها پارامترهای ساختاری مدل اندازه‌گیری هستند. معادله اندازه‌گیری متغیر پنهان نیز به صورت زیر است:

(۱۴)

$$\eta = \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 + \cdots + \gamma_p x_p + \nu$$

که در آن xp ها، نشانگر یک مجموعه از متغیرهای علّی قابل مشاهده از قبیل نرخ باسوادی، بار مالیاتی، γp ها، پارامترهای ساختاری مدل، ν متغیر اخلال و η متغیر پنهان (توهم مالی) است. معادله‌های (۱۳) و (۱۴) به‌صورت زیر قابل بازنویسی است:

$$Y = \lambda\eta + u \quad (۱۵)$$

$$\eta = \gamma x + \nu \quad (۱۶)$$

در این معادلات فرض می‌شود که بین جملات خطا u و ν همبستگی وجود ندارد، یعنی:

(۱۷)

$$E(u'u) = \Theta^2 \text{ و } E(\nu^2) = \sigma^2 \text{ و } E(uv) = o$$

برای به‌دست آوردن یک تابع از متغیرهای قابل مشاهده، می‌توان معادله (۱۶) را در معادله (۱۵) برای حل مدل جای‌گذاری کرد:

(۱۸)

$$Y = (\gamma x + \nu)\lambda + \upsilon$$

همچنین، می‌توان با تعریف $\prod=\lambda\gamma$ و $w= \lambda v + u$، رابطه (۱۸) را به‌صورت زیر بازنویسی کرد. در این صورت، می‌توان مدل MIMIC را به‌دست آورد.

(۱۹)

$$Y = \prod x + w$$

فرم نموداری مدل پیشنهادی برای برآورد حجم توهم مالی در ایران به صورت زیر است. همچنین ماتریس دستگاه معادلات بالا به‌صورت زیر است:

(۲۰)

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix} [\eta] + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix}$$

(۲۱)

$$[\eta] = [\gamma_1 \quad \gamma_2 \quad \gamma_3 \quad \gamma_4 \quad \gamma_5 \quad \gamma_6 \quad \gamma_7 \quad \gamma_8 \quad \gamma_9] \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ X_3 \\ X_4 \\ X_5 \\ X_6 \\ X_7 \\ X_8 \\ X_9 \end{bmatrix} + [\upsilon]$$

۴- برآورد مدل

۴-۱- برآورد مدل توهم مالی

برآورد توهم مالی به‌وسیله بسته نرم‌افزاری لیزرل و به روش حداکثر راستنمایی انجام گرفته است. برای انتخاب مدل برتر از بین مدل‌های برآورد شده، دو روش مورد استفاده قرار می‌گیرد. روش اول، روش فری و وک هانمان[4] است که بر اساس آن اولویت در انتخاب مدل برتر، با سازگاری علائم متغیرها با مبانی نظری و معناداری ضرایب از نظر آماری است. روش دوم، روش گیلز[5] است که در آن اولویت با شاخص‌های برازش عمومی مدل است (ابراهیمی، ۱۳۹۱: ۵۶). رویکرد انتخاب مدل نهایی در این تحقیق رویکرد دوگانه خواهد بود. بر اساس این رویکرد، مدل سازگار با مبانی نظری و معنادار، از نظر آماری و مدلی که از نظر معیارهای برازش عمومی لیزرل در وضعیت بهتری قرار دارد، به‌عنوان مدل برتر انتخاب شده است.

1. Goldberger (1972)
2. Structural Equation
3. Measurement Equation
4. Frey & Weck-Hannemann
5. Giles

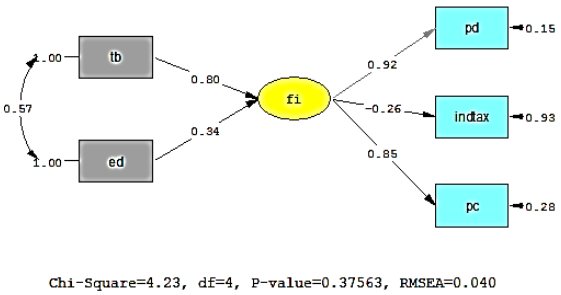
همچنین برای رفع مشکل شناسایی پارامترهای الگو، یکی از شاخص‌های تحت‌تأثیر توهم مالی به یک مقدار از پیش‌تعیین شده تثبیت شد. این عمل باعث می‌شود که در برآورد الگو، مقادیر مطلق متغیرها مورد نظر نباشند و تنها مقادیر نسبی آنها مورد توجه قرار گیرد (ابراهیمی، ۱۳۹۱: ۸۰). در حالتی‌که نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی به مقدار ثابت یک تثبیت شد، عملکرد شاخص‌ها بهتر است.

جدول ۲. شاخص‌های نیکویی برازش، مقدار مطلوب شاخص‌ها و مقادیر برآوردی مدل نهایی در لیزرل

شاخص	مقدار برآوردی مدل	مقدار مطلوب
χ^2 /df	۱/۰۵	هر چه کوچک‌تر باشد. اگر $\chi^2 / df < 4$ در این‌صورت فرضیه صفر که در آن فرض می‌شود، مدل برازندگی کامل با داده‌ها دارد، پذیرفته می‌شود.
RMSEA	۰/۰۴۰	هرچه به صفر نزدیک باشد (< ۰/۰۸)
NNFI	۰/۹۸	هرچه به یک نزدیک‌تر باشد (> ۰/۹۰)
NFI	۰/۹۶	هرچه به یک نزدیک‌تر باشد (> ۰/۹۰)
Standard RMR	۰/۰۴	هرچه کوچک‌تر باشد
GFI	۰/۹۶	هرچه به یک نزدیک‌تر باشد (> ۰/۹۰)
AGFI	۰/۸۳	هرچه به یک نزدیک‌تر باشد (> ۰/۹۰)
CFI	۰/۹۹	هرچه به یک نزدیک‌تر باشد (> ۰/۹۰)

مأخذ: زراءنژاد و ابراهیمی (۱۳۹۱)؛ مداح و محمدنیا سروری (۱۳۹۵)؛ Cziraky (2004) و محاسبات تحقیق

با توجه به جدول (۲)، در بین معیارهای برازش[1]، شاخص مجذور کای[2] نشان‌دهنده معیار خوبی برازش کل مدل است. مقادیر کوچک‌تر مجذور کای نشان‌دهنده برازش بهتر مدل است. نسبت مجذور کای دو به درجه آزادی نیز برابر ۱/۰۵ است و به لحاظ آماری در بازه ۴-۱ و معنادار است، شاخص خوبی برازش GFI یعنی اندازه‌ای از مقدار نسبی واریانس‌ها و کواریانس‌هاست. هرچه GFI نزدیک به یک باشد مدل با داده‌ها برازش بهتری دارد. مقدار این شاخص برای مدل این تحقیق معادل ۰/۹۶ گزارش شده است که حاکی از قابل قبول بودن برازش مدل است. مشابه این معیار، شاخص NFI، CFI (شاخص برازش مقایسه‌ای)، IFI هستند که مقدار این شاخص‌ها در مدل برآوردی به ترتیب برابر ۰/۹۶، ۰/۹۹ و ۰/۹۹ به دست آمده است. این شاخص‌ها نیز برازندگی خوب مدل را نشان می‌دهند. علاوه بر این چون شاخص‌های برازندگی متنوعی وجود دارد، برازش باید به‌طور همزمان از منظر مشخصه‌های چندگانه برازندگی ارزشیابی شود. از این‌رو شاخص‌های AGFI (شاخص نیکویی برازش تعدیل شده)، PGFI، NNFI (شاخص برازش هنجار نشده)، PNFI نیز باید مورد توجه قرار گیرند که مقدار این شاخص‌ها در مدل تخمینی برازندگی خوب آن را تأیید می‌کنند. از دیگر معیارهای برتری، شاخص ریشه میانگین مجذورات خطای تقریب (RMESA) است. مقادیر این شاخص برابر ۰/۰۴ و کمتر از ۸ درصد است.



شکل ۱. مدل نهایی برآورد شده

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد مدل نهایی توهم مالی در ایران

علل ساختاری	توهم مالی
بار مالیاتی	۰/۸۰ (۱۴/۱۳)
نرخ باسوادی	۰/۳۴ (۶/۹۸)
بدهی دولت	۰/۹۲ (۳/۴۷)
نسبت مالیات‌های غیرمستقیم به مالیات‌های مستقیم	-۰/۲۶ (-۱/۷۰)
مخارج مصرفی	۰/۸۵ (۸/۲۱)

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Measures of Fit
2. Chi-squared Test ($\chi 2$)

۴-۲- تجزیه تحلیل نتایج حاصل از برآورد مدل نهایی توهم مالی در کشور ایران

با توجه به مقادیر ضرایب برآوردی و آماره t (در داخل پرانتز) مربوطه در جدول (۳)، می‌توان علل و پیامدهای توهم مالی را از لحاظ تجربی مورد تحلیل قرار داد. نتایج تخمین، معناداری ضرائب برآوردی را تأیید می‌کند. در قسمت آثار توهم مالی، همان‌طور که مشاهده می‌گردد توهم مالی رابطه مستقیمی با مخارج مصرفی بخش خصوصی و تغییرات بدهی عمومی دارد و رابطه غیرمستقیمی با نسبت مالیات غیرمستقیم به مستقیم برقرار است. اثر توهم مالی بر مخارج مصرفی با ضریب ۰/۸۵، نسبت مالیات غیرمستقیم به مستقیم ۰/۲۶- و بدهی عمومی ۰/۹۲ است؛ که بیان‌کننده اثرگذاری بیشتر توهم مالی بر بدهی عمومی، نسبت به مخارج مصرفی و نسبت مالیات غیرمستقیم به مستقیم است. همچنین از نتایج ضرائب برآورد متغیرهای علّی توهم مالی نیز این‌گونه استنباط می‌شود که هر دو متغیرهای علّی به‌کار رفته اثر مستقیم و معناداری بر توهم مالی دارند که در بین آنها بار مالیاتی با ضریب ۰/۸۰ نسبت به متغیر سطح آموزش با ضریب ۰/۳۴ اثر بیشتری بر توهم دارد. فرم رگرسیونی این مدل به‌صورت زیر است:

(۲۲)

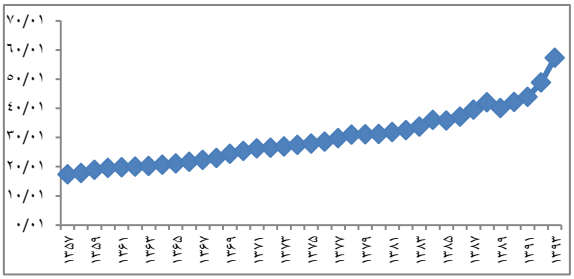
$$fi = 0.80\ tb + 0.34\ ed$$

بر اساس نتایج این رابطه تغییر یک درصدی بار مالیاتی، حدود ۰/۸۰ درصد تغییرات توهم مالی را موجب می‌گردد، در حالی‌که تغییر یک درصدی در سطح آموزش تنها منجر به تغییر ۰/۳۴ درصدی در توهم مالی می‌شود.

۴-۳- استخراج توهم مالی و تفسیر نتایج آن

برای استخراج سری زمانی توهم مالی کافی است که به‌جای متغیرهای توضیحی مدل، مقادیر عددی آنها را در معادله (۲۲) قرار دهیم تا شاخص توهم مالی در ایران برای هر سال به‌دست آید.

نمودار (۲) روند شاخص عددی توهم مالی ایران را در دوره ۳۶ ساله (۹۳-۵۷) نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، روند توهم مالی در دوره مورد بررسی به جز سال‌های اخیر دارای سیر صعودی و بدون نوسان بوده است. این شاخص در دوره جنگ با نرخ صعودی نسبتاً ثابت و کوچکی همراه بوده است، اما در سال‌های پس از جنگ با نرخ فزاینده تا سال‌های اخیر رو به افزایش بوده است. روند صعودی توهم مالی بیان‌گر آن است که درک نادرست مالیات‌دهندگان از درآمدهای دولت و هزینه‌های دولت در سال‌های مورد بررسی افزایش یافته است که این موضوع سیاست‌مداران را در جهت افزایش مخارج دولتی و توسعه اندازه دولت حرکت داده است. تنها انحرافی که در این روند مشاهده می‌شود، مربوط به کاهش توهم مالی در سال ۸۹ است. در این سال بار مالیاتی نسبت به سال‌های گذشته خود کاهش یافته است (اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها از سال ۸۹ آغاز شد)؛ این مسئله ناشی از درک مالی بالا از هزینه‌های عمومی و مصارف درآمدهای مالیاتی، توسط مردم شده که خود تا حدودی به کاهش توهم مالی آنها منجر گردیده است.



نمودار ۲. روند شاخص عددی توهم مالی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۷.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۴- تصریح مدل اقتصاد سنجی

الگوی اقتصادسنجی این پژوهش، مدل تعمیم یافته موراتو (۲۰۰۸) است که به صورت زیر تصریح شده است:

(۲۳)

$$Y = AL^{\alpha}K^{\beta}Fi^{\gamma}G^{\lambda}$$

به منظور تخمین تابع فوق ابتدا از طرفین تابع لگاریتم طبیعی می‌گیریم. با این‌کار عرض از مبدأ و جزء تصادفی نیز به معادله اضافه می‌شود.

(۲۴)

$$\ln Y = lnA + \beta_1 \ln L + \beta_2 \ln K + \beta_3 \ln Fi + \beta_4 \ln G + \varepsilon_t$$

که در آن، Y: تولید ناخالص داخلی حقیقی، L : نیروی کار، K: موجودی سرمایه، FI: توهم مالی، G : مخارج دولت، ε_t: نشان‌دهنده جزء اخلال و β_iها همان پارامترهای مدل (α، β، γ، λ) هستند. اکنون برای استخراج رگرسیون نهایی جهت تخمین، از معادله فوق دیفرانسیل می‌گیریم. رگرسیون نهایی به‌صورت زیر است:

(۲۵)

$$GY = \beta_0 + \beta_1 GL + \beta_2 GK + \beta_3 GFi + \beta_4 GG + \varepsilon_t$$

GY: رشد تولید ناخالص داخلی، GL: رشد نیروی کار، GK: رشد موجودی سرمایه، GFI: رشد توهم مالی، GG: رشد مخارج دولت (کلیه اطلاعات به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳، استفاده شدند). به منظور برآورد رگرسیون فوق در قدم اول به سراغ موضوع مانایی و انجام آزمون ریشه واحد می‌رویم.

۴-۴-۱- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای بررسی مانایی متغیرها

نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته از متغیرهای مدل رشد اقتصادی در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴. نتایج بررسی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته در سطح

وضعیت مانایی	مقدار بحرانی در سطح اطمینان۵ درصد	آماره دیکی‌فولر	مدل آزمون	متغیر
مانا	-۱/۹۵	-۵/۳۴	بدون عرض از مبدأ و روند	GY
نامانا	-۲/۹۵	-۲/۳۶	با عرض از مبدأ	GL
نامانا	-۱/۹۵	-۱/۱۹	بدون عرض از مبدأ و روند	
نامانا	-۱/۹۵	-۱/۳۴	بدون عرض از مبدأ و روند	GK
نامانا	-۱/۹۵	-۰/۷۴	بدون عرض از مبدأ و روند	GFI
مانا	-۱/۹۵	-۳/۳۳	بدون عرض از مبدأ و روند	GG

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق بیانگر آن است که به جز دو متغیر GY و GG مابقی متغیرهای مدل مانا نبوده و دارای ریشه واحد هستند. همان‌طور که مشاهده شد، هر دو متغیر GG و GY در حالت بدون عرض از مبدأ و روند و در سطح مانا هستند. بدین منظور از متغیرهای نامانا مجدداً در تفاضل مرتبه اول آزمون ریشه واحد می‌گیریم که نتایج آن در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول ۵. نتایج بررسی مانایی متغیرهای نامانا با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته در تفاضل مرتبه اول

وضعیت مانایی	مقدار بحرانی در سطح اطمینان۵ درصد	آماره دیکی‌فولر	مدل آزمون	متغیر
مانا	-۱/۹۵	-۲/۹۶	بدون عرض از مبدأ و روند	D(GFI)
مانا	-۳/۵۵	-۳/۸۰	با روند و عرض از مبدأ	
مانا	-۱/۹۵	-۴/۶۴	بدون عرض از مبدأ و روند	D(GK)
مانا	-۱/۹۵	-۵/۱۹	بدون عرض از مبدأ و روند	D(GL)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرهای نامانا در جدول (۵) گزارش شده است. با توجه به نتایج فوق، همه متغیرهای نامانا در تفاضل مرتبه اول مانا شده و بنابراین دیگر نیازی به تکرار آزمون برای سطوح تفاضلی بعدی نمی‌باشد. با این اوصاف تعدادی از متغیرهای مدل دارای ریشه واحد I(0) و تعدادی نیز دارای یک ریشه واحد I(1) هستند.

۴-۵- برآورد مدل تصریح شده

از آنجایی‌که تمامی متغیرهای مدل مانا نیستند در نتیجه نمی‌توان از روش‌های معمول برازش مدل؛ همانند روش حداقل مربعات استفاده نمود، چرا که این روش‌ها هنگامی می‌توانند نتایج قابل اطمینانی را ارائه کنند که تمامی متغیرها مانا و فاقد ریشه واحد باشند. از آنجایی‌که متغیرهای مدل ترکیبی از سری‌های I(0) و I(1) هستند مناسب‌ترین روش برای برآورد مدل، روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) می‌باشد (ابریشمی، ۱۳۸۸: ۱۴۶-۱۲۴).

انتخاب این روش بدان جهت صورت گرفته است که: روش ARDL با در نظر گرفتن اینکه متغیرهای مدل I(0) یا I(1) می‌باشند قابل کاربرد است. با انجام این روش می‌توان تحلیل‌های اقتصادی را در دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت انجام داد. استفاده از این روش در حجم نمونه‌های کوچک نیز به دلیل در نظر گرفتن پویایی کوتاه‌مدت بین متغیرها، از کارآیی بالایی برخوردار است (پسران و پسران[1]، ۱۹۹۷: ۹۴-۹۳). برای

1. Pesaran & Pesaran (1997)

بررسی، تجزیه و تحلیل اثرات رشد نیروی‌کار شاغل، رشد موجودی سرمایه، رشد مخارج دولت و رشد توهم مالی بر رشد اقتصادی طی سال‌های ۹۳-۵۷ از روش ARDL استفاده شده است. در این روش سه معادله پویا، بلندمدت و تصحیح خطا مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از تخمین معادله پویا در جدول (۶) ارائه شده است.

نتایج معادلهٔ پویا در جدول (۶) گزارش شده است. تعداد وقفه‌های بهینه در این مدل با استفاده از معیار شوارتز- بیزین (SBC) تعیین شده است[۱]. از میان آماره‌های رگرسیون، آماره F معنی‌داری کل رگرسیون را تأیید می‌کند. ضریب تعیین R^2 برابر ۰/۷۸ است؛ بدین معنی‌که ۷۸ درصد تغییرات متغیر وابسته از طریق متغیرهای مستقل مدل قابل توضیح است. قبل از بررسی معنی‌داری ضرایب لازم است تا به آسیب‌شناسی جملات خطا و شکل صحیح مدل برآورد شده پرداخته شود؛ زیرا در صورتی نتایج فوق قابل پذیرش است که فروض مربوط به جملات خطا برقرار باشد و مدل نیز از یک شکل صحیح تبعی برخوردار باشد. نتایج آزمون‌های آسیب شناسی در جدول (۷) گزارش شده است.

جدول ۶. نتایج معادله پویا (متغیر وابسته-GY)

ARDL(2, 0, 1, 0, 4)

متغیر	ضریب	آماره t	Prob
GY(-1)	-۰/۱۴	-۱/۰۳	۰/۳۱۱
GY(-2)	-۰/۴۴	-۴/۰۱	۰/۰۰۰
GL	۰/۰۴	۰/۰۸	۰/۹۳۴
GK	۲/۰۹	۳/۵۷	۰/۰۰۱
GK(-1)	-۰/۹۴	-۱/۹۳	۰/۰۶۷
GFI	-۰/۱۱	-۲/۲۲	۰/۰۳۸
GG	۰/۳۲	۳/۲۵	۰/۰۰۳
GG(-1)	۰/۱۶	۱/۶۱	۰/۱۲۲
GG(-2)	۰/۳۲	۳/۲۵	۰/۰۰۴
GG(-3)	-۰/۲۰	-۲/۲۷	۰/۰۳۳
GG(-4)	-۰/۲۴	-۲/۳۰	۰/۰۳۲
C	۰/۰۰۹	۰/۳۹	۰/۶۹۳
آماره‌های رگرسیون	R^2 =۰/۷۸	D-W= ۱/۸۴	F-Statistic= ۶/۵۳
			Prob= ۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۷. نتایج آزمون‌های آسیب‌شناسی (تشخیص)

آزمون	آماره (احتمال)
خودهمبستگی سریالی	۰/۰۸ (۰/۹۲)
ناهمسانی واریانس	۰/۳۳ (۰/۹۶)
نرمال بودن توزیع	۴/۱۱ (۰/۱۲)
فرم تابعی	۱/۴۱ (۰/۱۷) :آماره t ۲/۰۰۵ (۰/۱۷) :آماره f

مأخذ: یافته‌های تحقیق

فرض صفر تمامی آزمون‌های گزارش شده در جدول (۷) فرض مطلوب می‌باشد. با توجه به نتایج جدول فوق معناداری کل رگرسیون و فروض عدم وجود خودهمبستگی سریالی جملات خطا، عدم وجود واریانس ناهمسانی در جملات خطا، نرمال بودن توزیع جملات خطا و شکل تبعی صحیح مدل تأیید می‌شود. پس از حصول اطمینان از برقراری فروض فوق، تحلیل نتایج جدول (۶) به شرح زیر است:

نتایج تخمین معادلهٔ پویا نشان می‌دهد که، ضرایب کوتاه‌مدت رشد نیروی کار شاغل، رشد موجودی سرمایه، رشد توهم مالی و رشد مخارج دولت به‌ترتیب برابر ۰/۰۴، ۲/۰۹، ۰/۱۱- و ۰/۳۲ می‌باشند. همچنین در کوتاه‌مدت رشد نیروی‌کار اثر مثبت و غیرمعناداری بر رشد اقتصادی دارد، رشد موجودی سرمایه و رشد مخارج دولت، اثرات مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارند. رشد توهم مالی اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد؛ به طوری که در یک سطح اطمینان مشخص، اگر یک واحد توهم مالی تغییر کند با فرض ثابت بودن سایر شرایط، رشد اقتصادی ۰/۱۱ واحد و در خلاف جهت آن تغییر می‌کند. وجود رابطهٔ بلندمدت میان متغیرهای مدل از اهمیت بالایی برخوردار است و به مدل ارزش و اعتبار می‌بخشد. برای بررسی وجود رابطهٔ بلندمدت از آزمون کرانه‌ای پسران (Bounds Test) استفاده می‌شود. فرض صفر این آزمون عدم وجود رابطه بلندمدت در بین متغیرهای مدل است که با استفاده از آماره F به‌دست آمده از این آزمون نسبت به تأیید یا رد فرضیه فوق اقدام می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۸) گزارش شده است.

همان‌طوری که در جدول (۸) مشاهده می‌شود، مقدار آماره F محاسباتی ۱۲/۹۸ است. از آنجا که این مقدار حتی از مقدار بحرانی متغیرهای I(1) در سطح یک درصد هم بیشتر است، فرض صفر با قطعیت رد می‌شود و وجود رابطهٔ بلندمدت در مدل تأیید می‌شود. نتایج تخمین رابطهٔ بلندمدت در جدول (۹) گزارش شده است.

۱. معمولاً در نمونه‌های زیر ۱۰۰ از معیار شوارز- بیزین استفاده می‌شود تا درجه آزادی زیادی از دست نرود.

جدول ۸. نتایج آزمون کرانه‌ای پسران

تعداد متغیرهای مستقل	آماره آزمون	مقدار آماره
۴	F-Statistic	۱۲/۹۸
مقادیر بحرانی آزمون باند		
سطح معنی‌داری	I(0) Bound	I(1) Bound
۱۰٪	۲/۴۵	۳/۵۲
۵٪	۲/۸۶	۴/۰۱
۲/۵٪	۳/۲۵	۴/۴۹
۱٪	۳/۷۴	۵/۰۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۹. نتایج رابطه بلندمدت (متغیر وابسته–GY)

متغیر	ضریب	آماره t	Prob
C	۰/۰۰۵	۰/۳۹	۰/۶۹
GL	۰/۰۲	۰/۰۸	۰/۹۳
GK	۰/۷۲	۲/۲۵	۰/۰۳
GG	۰/۲۳	۱/۷۷	۰/۰۹
GFI	–۰/۰۷	–۲/۴۲	۰/۰۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۰. نتایج رابطه بلندمدت (متغیر وابسته– (D(GY)

متغیر	ضریب	آماره t	Prob
D(GY(-1))	۰/۴۴	۴/۰۱	۰/۰۰۰
D(GL)	۰/۰۴	۰/۰۸	۰/۹۳۴
D(GK)	۲/۰۹	۳/۵۷	۰/۰۰۱
D(GG)	۰/۳۲	۳/۲۵	۰/۰۰۳
D(GG(-1))	–۰/۳۲	–۳/۲۵	۰/۰۰۴
D(GG(-2))	۰/۲۰	۲/۲۷	۰/۰۳۳
D(GG(-3))	۰/۲۴	۲/۳۰	۰/۰۳۲
D(GFI)	–۰/۱۱	۲/۲۲	۰/۰۳۸
ECM(-1)	–۰/۵۹	–۸/۲۲	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۹) نشانگر آن است که متغیرهای رشد توهم مالی و رشد موجودی سرمایه در بلندمدت اثر معناداری بر رشد اقتصادی دارند. متغیر توهم مالی اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. رشد موجودی سرمایه اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد؛ به‌طوری که در سطح اطمینان ۹۵ درصد (سطح معنی‌داری ۵٪)، اگر رشد موجودی سرمایه یک واحد تغییر کند با فرض ثابت بودن سایر شرایط، رشد اقتصادی ۰/۷۲ واحد و هم‌جهت با آن تغییر می‌کند. برای بررسی جهت و سرعت تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت رشد تولید ناخالص داخلی به سمت تعادل بلندمدت خود، از مدل تصحیح خطا استفاده شده است. نتایج تخمین معادله تصحیح خطا در جدول (۱۰) گزارش شده است.

ضریب جمله تصحیح خطا یعنی ((ECM(-1) نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت رشد اقتصادی برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. نتایج تخمین نشان می‌دهد که ضریب جملهٔ تصحیح خطا در این مدل ۰/۵۹– به‌دست آمده است. یعنی در هر دوره ۵۹ درصد از عدم تعادل ایجاد شده تعدیل و به سمت تعادل بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

هدف این پژوهش بررسی ارتباط بین توهم مالی و رشد اقتصادی در ایران در سال‌های ۹۳–۵۷ است. به این منظور داده‌های آماری از منابع آماری بانک مرکزی و مرکز آمار ایران جمع‌آوری شدند. برآورد متغیر پنهان توهم مالی با استفاده از سیستم معادلات ساختاری نرم‌افزار لیزرل با روش MIMIC انجام شد. نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای علّی به‌کار رفته یعنی بار مالیاتی و آموزش اثر مستقیم و معناداری بر توهم مالی دارند؛ از بین متغیرهای علّی بار مالیاتی و آموزش، مهم‌ترین متغیر تعیین‌کننده اندازه توهم مالی در اقتصاد ایران، بار مالیاتی است که سیاست‌گذاران سعی در پنهان کردن این بار مالیاتی از طریق توهم بدهی دولت و توهم مخارج مصرفی بخش خصوصی نسبت به سطوح بدهی دولتی را دارند. بنابراین می‌توان گفت بار مالیاتی به‌عنوان یکی از ابزارهای سیاست‌گذاران جهت ایجاد توهم مالی است. به نحوی که بار مالیاتی بالاتر، دولت را ترغیب می‌کند تا سیاست‌هایی در جهت درک نادرست شهروندان نسبت به بار مالیاتی اتخاذ کنند که این عمل توهم مالی را ایجاد می‌کند. در قسمت آثار توهم مالی، همان‌طور که مشاهده شد توهم مالی اثر مثبت و معنی‌داری بر بدهی عمومی و مخارج مصرفی بخش خصوصی دارد. به‌طوری که اگر هزینهٔ برنامه‌های عمومی از طریق مالیات جاری پرداخت شود، مالیات‌دهندگان تمایل بیشتری به درک هزینه‌های دولتی دارند تا اینکه این هزینه‌ها از طریق استقراض

دولتی یا روش‌های دیگر (درآمد نفتی) تأمین شوند؛ اما از آنجایی که بودجه و درآمد دولت در کشور ایران بیشتر از منبع درآمد نفتی است و مالیات‌ها نقش ضعیف‌تری را ایفا می‌کنند، این وابستگی موجب می‌شود تا تقاضا برای مخارج عمومی بیشتر از اندازه بهینه آن باشد؛ به این علّت که درآمد نفتی یک پول باد آورده‌ای است که مستقیم وارد خزانه دولت می‌شود و هزینه بسیاری از پروژه‌ها را تأمین می‌کند؛ بنابراین بخش عمومی در قبال مردم کمتر خود را پاسخگو می‌داند و تعهد کمتری در برابر مطالبات مردم احساس می‌کند که این امر منجر به افزایش تقاضا برای کالای عمومی می‌شود. در واقع این امر بیانگر توهم مالی ناشی از نفت بین مؤدیان مالیاتی است و بهتر است که وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی کاهش یابد و مخارج دولت از طریق منابع مالیاتی تأمین شود تا پاسخگویی دولت در برابر مردم و کارایی فعالیت‌های بخش دولتی که در ایران بسیار پایین است بهبود یابد و درک مالیات‌دهندگان از برنامه‌های هزینه و درآمد دولت شفاف شود. در حالت کاهش مالیات غیرمستقیم نیز وجود پدیده توهم مالی در اقتصاد ایران به رشد هزینه‌های دولت و در نتیجه اندازه دولت می‌انجامد. توصیه سیاسی این یافته آن است که سیاست‌ها و برنامه‌های دولت به کاهش مالیات غیرمستقیم منجر نشود. بر این اساس برخلاف عقیده فریدمن کاهش مالیات یک ابزار کارا به منظور جلوگیری از رشد اندازه دولت محسوب نمی‌شود، با توجه به آن‌که از یک طرف کاهش مالیات مستقیم منجر به تغییر مخارج دولت نمی‌گردد و از طرف دیگر کاهش مالیات غیرمستقیم نیز با توجه به وجود توهم مالی منجر به افزایش مخارج دولت خواهد شد. بر این اساس برخلاف عقیده فریدمن کاهش درآمد مالیاتی به خصوص مالیات غیرمستقیم در شرایط کسری بودجه توصیه نمی‌گردد؛ بلکه به منظور بهبود وضعیت بودجه دولت لازم است تا درآمدهای مالیاتی افزایش یابند.

با بررسی ارتباط بین توهم مالی و رشد اقتصادی در ایران مشخص شد که توهم مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی کشور ایران طی سال‌های ۹۳-۵۷ دارد. همان‌طور که اشاره شد اگر هزینهٔ برنامه‌های عمومی از طریق مالیات جاری پرداخت شود، مالیات‌دهندگان تمایل بیشتری به درک هزینه برنامه‌های عمومی دارند تا اینکه هزینه‌ها از طریق قرض بخش دولتی یا درآمد نفتی تأمین شوند؛ اما از آنجایی‌که بودجه و درآمد دولت در کشور ایران بیشتر از منبع درآمد نفتی است و در این بین مالیات‌ها نقش ضعیف‌تری را ایفا می‌کنند، وابستگی بودجه دولت به درآمد نفتی موجب شده تا مالیات‌دهندگان درک درستی از هزینه برنامه‌های عمومی نداشته باشند و تقاضای آنها برای مخارج عمومی بیشتر از اندازه بهینه باشد و چون عوامل اقتصادی درک نمی‌کنند که این افزایش در خدمات عمومی طی دوره مالیاتی به‌صورت همزمان جبران نمی‌شود، بلکه از طریق کسری بودجه جبران می‌شود، این امر به طور ضمنی بیانگر انتقال ساده افزایش در مالیات سال‌های آینده یا افزایش در عرضه پول می‌شود که خود منجر به فشار تورمی خواهد شد و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد.

منابع

ابراهیمی، صلاح (۱۳۹۱). "برآورد حجم قاچاق کالا در ایران به روش فازی". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز.

ابریشمی، حمید (۱۳۸۸). "اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین)". با همکاری دکتر محسن مهرآرا، چاپ اول، انتشارات دانشگاه تهران.

ابونوری، اسمعیل و لاجوردی، حسن (۱۳۹۵). "برآورد شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی به روش پارامتریکی: بررسی موردی کشورهای عضو اوپک". *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره ۳، شماره ۳، ۴۴-۲۵.

استادی، حسین (۱۳۹۵). "عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران و اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۲۴، ۱۴۱-۱۲۹.

جلال‌آبادی، اسدالله و بهرامی، جاوید (۱۳۸۹). "عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی در گروه کشورهای مختلف (رویکردی نو به عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی)". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۷، شماره ۱، ۵۱-۲۳.

غواصی‌کناری، محمد و سهرابی، حسینعلی (۱۳۹۳). "توهم مالی و ابزارهای حسابداری". *دانش حسابداری*، دوره ۵،

شماره ۱۷، ۲۸-۷.

فطرس، محمدحسن و دلائی میلان، علی (۱۳۹۵). "بررسی اقتصاد زیرزمینی و فرار مالیاتی در چارچوب مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۵، ۸۰-۶۱.

مداح، مجید و صادقی، فرزانه (۱۳۹۲). "بررسی روند توهم مالی در اقتصاد ایران (رهیافت مدل شاخص چندگانه- علل چندگانه)". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی اقتصادی سابق)*، دوره ۱۰، شماره ۳، ۱۱۳-۸۵.

مداح، مجید و فراهتی، محبوبه (۱۳۹۴). "تحلیل تجربی توهم مالی در ایران (با تأکید بر نقش مالیات‌های غیرمستقیم)". *پژوهشنامه مالیات*، شماره ۲۹، ۹۷-۶۷.

مداح، مجید و محمدنیا سروری، زینب (۱۳۹۵). "بررسی رابطه بین فساد اقتصادی، اقتصاد سایه‌ای و آلودگی محیط زیست در کشورهای منتخب اوپک (رهیافت لیزرل)". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۱۳، شماره ۴، ۱۸-۱.

مداح، مجید؛ جیحون تبار، فوزیه و رضاپور، زهره (۱۳۹۳). "توهم مالی و تقاضا برای مخارج دولت در اقتصاد ایران". *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۹، شماره ۴، ۷۵۰-۷۲۹.

مداح، مجید؛ جیحون‌تبار، فوزیه و رضاپور، زهره (۱۳۹۳). "تحلیل تجربی پویایی مخارج عمومی در اقتصاد ایران در چارچوب مدل رأی‌دهنده میانه و با وجود توهم مالی". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۷۲، ۲۱۶-۱۹۷.

مداح، مجید؛ صفری، سولماز و صادقی، فرزانه (۱۳۹۵). "ارتباط توهم مالی و اقتصاد سایه‌ای در ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۷۸، ۱۴۴-۱۲۱.

ویرا، آرماندو لوئیس (۲۰۱۱). "لیزرل محاوره‌ای در عمل: شروع با یک رهیافت SIPLIS". ترجمه زراءنژاد، منصور و ابراهیمی، صلاح؛ انتشارات نور علم.

Abbott, A. & Jones, P. (2015). "Fiscal Illusion and Cyclical Government Expenditure: State Government Expenditure in The United States". *Scottish Journal of Political Economy*, 63(2), 177-193.

Amusa, H., Mabunda, R. & Mabugu, R. (2008). "Fiscal Illusion at the Local Sphere: an Empirical Test of The Flypaper Effect Using South African Municipal Data". *South African Journal of Economics*, 76(3), 1-23.

Buehn, A., Dell'Anno, R. & Schneider, F. (2012). "Fiscal Illusion and The Shadow Economy: Two Sides of The Same Coin?". *Munich Personal Repec Archive, University Library of Munich*, Germany, 1-31.

Cziraky, D. (2004). "Estimation of Dynamic Structural Equation Models with Latent Variables". *Metodoloski Zvezki*, (1)1, 185-204.

Dell'Anno, R. & Mourao, P. (2012). "Fiscal Illusion around the World: An Analysis Using the Structural Equation Approach". *Public Finance Review*, 40(2), 270-299.

Dell'Anno, R. & Dollery, B. (2012). "Comparative Fiscal Illusion: A Fiscal Illusion Index for The European Union." *Munich Personal Repec Archive, University Library of Munich*, Germany, NO.42537, 1-29.

Dollery, B. & Worthington, A. (1996). "The Empirical Analysis of Fiscal Illusion". *Journal of Economic Surveys*, 10(3), 261-297.

Gemmell, N., Morrissey, O. & Pinar, A. (2000). "Fiscal Illusion and Political Accountability : Theory and Evidence from Two Local Tax Regimes in Britain". *Public Choice*, 110, 199–224.

Gerard, T. & Ngangue, N. (2015). "Does Fiscal Illusion Impact Budget Policy? A Panel Data Analysis". *International Journal of Economics and Finance*, 5(1), 240-248.

Heyndels, B. & Smolders, C. (1994). "Fiscal Illusion at The Local Level: Empirical Evidence For The Flemish Municipalities". *Public Choice*, 80, 325-338.

Mourão, P. R. (2008). "The Consequences of

Fiscal Illusion on Economic Growth". *E-Journal of Tax Research*, 6(2), 82−89.

Oates, W. E. (1988). "On the Nature and Measurement of Fiscal Illusion: A Survey". in Taxation and Fiscal Federalism: Essays in Honour of Russell Mathews, G. Brennan et al., eds., Sydney: *Australian National University Press*, 65-82.

Pesaran, M. H. & Pesaran, B. (1997). "Microfit 4.0: An Interactive Econometric Software Package". *Oxford University Press*, 1-224.

Wagner, R. E. (1976). "Revenue Structure, Fiscal Illusion and Budgetary Choice". *Public Choice*, 25, 45-61.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و دوم، پاییز ۱۳۹۷ (۱۱۰-۹۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 32, September 2018 (95-110)

تأثیر نوسان قیمت نفت بر رفتار سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران: کاربرد الگوی مارکوف سوئیچینگ

محبوبه جعفری
استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
(دریافت: ۱۳۹۶/۷/۱۳ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۲/۲۱)

The Effect of Oil Price Volatility on Investment Behavior in Iran: An Application of Markov-Switching Model

Mahboubeh Jafari
Assistant Professor of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran
(Received: 5/Oct/2017 **Accepted:** 12/March/2018**)**

چکیده:
سرمایه‌گذاری نه تنها یکی از عوامل مهم رشد اقتصادی محسوب می‌شود بلکه یکی از دلایل اصلی نوسانات اقتصادی نیز به شمار می‌آید. هدف این مقاله بررسی اثرات غیرخطی نوسان قیمت نفت اوپک بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در طول دوره ۱۳۹۴:۳- ۱۳۶۲:۴ برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور غنی از منابع نفتی می‌باشد. برای دست‌یابی به این هدف از مدل مارکوف سوئیچینگ استفاده شده و نوسان قیمت نفت با استفاده از مدل گارچ نمایی (EGARCH) برآورد شده است. نتایج برآورد مدل با استفاده از روش تابع احتمال ثابت (FTP) حاکی از آن است که تأثیر نوسان قیمت نفت بر رفتار سرمایه‌گذاری قابل تفکیک به دو رژیم می‌باشد. به گونه‌ای که در هر دو رژیم، عدم اطمینان ناشی از تغییرات قیمت نفت به کاهش سرمایه‌گذاری منتهی شده اما تأثیرات آن در دو رژیم یکسان نمی‌باشد. بنابراین نااطمینانی ناشی از قیمت نفت دارای اثرات نامتقارن بر تصمیمات سرمایه‌گذاری است. همچنین، نتایج حاصل از برآورد مدل حاکی از آن است که بهبود کیفیت نهادی به افزایش سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران منتهی شده است. در عین حال تحریم‌های اعمال شده از سوی دولت امریکا علیه اقتصاد ایران تأثیری منفی بر سرمایه‌گذاری داشته است. همچنین نتایج نشان داده که بحران مالی ۲۰۰۸ تصمیمات سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار نداده است. این نتایج می‌تواند اطلاعات مهمی را برای دولت و بنگاه‌های اقتصادی که قصد سیاست‌گذاری و تصمیم‌گیری سرمایه‌ای دارند، فراهم کند.

واژه‌های کلیدی: سرمایه‌گذاری، نوسان قیمت نفت، تحریم، ایران، مارکوف سوئیچینگ.
طبقه‌بندی JEL: D25، C34، D81.

Abstract:
Using Markov Switching model, this paper studies the nonlinear effect of oil price volatility on investment in Iran as an oil-rich country for the period 1984:1-2015:4. More specifically, it examines whether the oil price volatility has asymmetric effect on investment. To approach this goal, volatility of OPEC oil price is estimated by Exponential GARCH (EGARCH) model.The results of Markov-switching model with FTP approach indicate that the effects of oil shocks on investment behavior are separable into two regimes. In other words, the impacts of oil shocks on investment in Iran economy over the booms and recessions are asymmetric. Moreover, our finding shows sanctions imposed by the US against Iran affect investment behavior negatively. We also find that 2008 financial crisis doesn't affect investment decision. Furthermore, we find out that an improvement in the institutional quality enhances the investment demand. Our findings might have important policy implications for government in Iran. It also provide essential information for companies.

Keywords: Investment, Oil Price Volatility, Iran, Sanction, Markov-Switching.
JEL: D25, C34, D81.

*Corresponding Author: Mahboubeh Jafari E-mail: mh.jafari@shirazu.ac.ir

۱- مقدمه

سرمایه‌گذاری یکی از اجزای کلیدی تقاضای کل می‌باشد که به تشکیل حجم سرمایه منتهی می‌شود. مطابق با تئوری‌های اقتصاد کلان، سرمایه‌گذاری یکی از عوامل مهم در جهت افزایش رشد و توسعه اقتصادی می‌باشد. بنابراین بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری در هر اقتصادی از اهمیت خاصی برخوردار است. مطابق تئوری‌های مرسوم سرمایه‌گذاری در شرایط وجود اطلاعات کامل و بدون هیچ‌گونه عدم اطمینانی، حداکثر کردن سود بنگاه به تعیین مقدار سرمایه‌گذاری بهینه منتهی می‌شود. اما در عمل به دلیل وجود منابع متفاوت ریسک و عدم وجود اطلاعات کامل، میزان سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها کمتر یا بیشتر از سطح بهینه تعیین می‌گردد. سرمایه‌گذاران با عدم اطمینان ناشی از منابع متفاوتی شامل نوسان قیمت محصول، نوسان هزینه‌های مرتبط با قیمت عوامل تولید، عدم اطمینان ناشی از نرخ ارز و ریسک ناشی از تغییرات قوانین مواجه هستند (پیندک[1]، ۱۹۹۱: ۱۱۱۰). عدم اطمینان نه تنها ارزش سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد بلکه ارزش بنگاه را نیز متأثر می‌سازد (میلر[2]، ۱۹۹۸: ۴۹۷). بنابراین نااطمینانی ناشی از منابع متفاوت، تصمیم فعالان اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

با توجه به اینکه نفت نقش مهمی در اقتصاد کشورهای غنی از منابع نفتی و صادرکننده نفت دارد، عدم اطمینان ناشی از تغییرات قیمت آن یکی از منابع مهم ریسک و نااطمینانی است که بنگاه‌ها در کشورهای غنی از منابع نفتی با آن مواجه می‌باشند (اثنی عشری و همکاران، ۱۳۹۵: ۸۵؛ ابوالحسنی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۰۹). از یک طرف نفت داده ضروری برای صنایعی است که محصولات پتروشیمی حاصل از نفت خام را مصرف می‌کنند. بنابراین تغییرات قیمت آن هزینه‌های این بنگاه را متأثر می‌سازد (هنریکو و سادوراسکی[3]، ۲۰۱۱: ۸۰). از طرف دیگر، نفت محصولی حیاتی برای بنگاه‌های تولیدکننده نفت می‌باشد و افزایش قیمت نفت برای این بنگاه‌ها به افزایش سود منتهی می‌گردد. بنابراین لازم است که بنگاه‌ها در زمان تصمیم‌گیری، تعادلی بین افزایش سود و ریسک موجود ایجاد کنند. مطالعات تجربی که در این حوزه انجام شده بعد از اولین شوک قیمت نفت یعنی سال ۱۹۷۳ تکامل یافته‌اند. تا اواسط دهه ۱۹۸۰ اقتصاد جهانی عموماً افزایش قیمت نفت را تجربه کرده است و مطالعات انجام شده در این حوزه با به‌کارگیری الگوهای متقارن، ارتباط بین قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این الگوها اثرات کاهش و افزایش قیمت نفت به صورت متقارن و یکسان فرض می‌شود. اما در سال ۱۹۸۶ شکست قیمت نفت در ایجاد رونق اقتصادی به دلیل سقوط آن موجب شد که رابطه نامتقارن بین تغییرات قیمت نفت و فعالیت‌های اقتصادی مورد توجه قرار گیرد. زیرا که افزایش قیمت نفت تأثیر منفی بر عملکرد اقتصادی داشته اما اثرات کاهش آن همواره مثبت نبوده است. بنابراین الگوهای متقارن نتوانست تغییرات متغیرهای اقتصادی را به درستی پیش‌بینی کند. با توجه به عدم تقارن اثرگذاری قیمت نفت بر پویایی متغیرهای کلان اقتصادی اهمیت مدل‌های خطی از اواسط دهه ۱۹۸۰ کاهش یافته است. اهمیت موضوع انتقال رژیم در توضیح ویژگی‌های سیکلی متغیرهای اقتصاد کلان در ابتدا توسط همیلتون مطرح گردید. وی مدل‌های مارکوف سوئیچینگ[4] را به عنوان جایگزینی از روش‌های خطی پیشنهاد داد. بر اساس مباحث مطرح شده در این حوزه، تغییر چشم‌انداز رشد بنگاه‌ها، انباشت سرمایه و تصمیمات سرمایه‌گذاری با انتقال رژیم تحت تأثیر قرار می‌گیرد. رژیم‌های رکود و رونق اقتصادی اثرات قابل توجهی بر سودآوری یا خطر سرمایه‌گذاری و در نتیجه تمایل بنگاه‌ها برای سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی دارد. علی‌رغم این اثرات بالقوه، مطالعات اندکی در رابطه با انتقال رژیم و سرمایه‌گذاری تاکنون انجام شده است.

در این مطالعه تلاش بر این است که با در نظر گرفتن فرض غیرخطی برای بررسی اثر نوسان قیمت نفت بر رفتار سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران در ادبیات مربوط به آن سهیم باشیم. غیرخطی بودن در این مقاله به شکل رژیم‌های متفاوت با پارامترهای ثابت در درون یک رژیم اما پارامترهای متفاوت در بین رژیم‌های متفاوت در نظر گرفته شده است. برای دست‌یابی به این هدف، مدل مارکوف سوئیچینگ به کار گرفته شده است. در این رویکرد با علّیت متغیر در بین رژیم‌ها به جای مدل‌های خطی با پارامترهای ثابت و بدون تغییرات ساختاری مواجه هستیم. یکی دیگر از مزیت‌های این مدل این است که احتمال انتقال رژیم برآورد می‌گردد. اما در مدل‌های خطی روابط برای هر رژیم به صورت مجزا برآورد می‌شود. بنابراین زمانی که شکست ساختاری در نمونه مورد بررسی وجود داشته

1. Pindyck (1991)
2. Miller (1998)
3. Henriques & Sadorsky (2011)
4. Markov Switching

باشد، برآورد با مدل‌های خطی کارا نمی‌باشد. به عبارت دیگر، مشاهدات بیشتری در رویکرد مارکوف سوئیچینگ برای برآورد به کار گرفته می‌شود. به گونه‌ای که برای برآورد پارامترها در یک رژیم از پویایی سیستم در دیگر رژیم‌ها استفاده می‌کند[۱]. بر اساس اطلاعات نویسنده این مقاله، تاکنون هیچ مطالعه تجربی به بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تصمیمات سرمایه‌گذاری با به‌کارگیری مدل مارکوف سوئیچینگ نپرداخته است. هدف این مقاله پر کردن این خلأ در ادبیات مربوط به رفتار سرمایه‌گذاری می‌باشد. به علاوه، در این مطالعه چگونگی اثرگذاری تحریم‌های وضع شده از سوی دولت امریکا بر تصمیمات سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته که مطالعه‌ای در این زمینه نیز تاکنون یافت نشده است. در کنار این عوامل به نقش کیفیت نهادی به عنوان یکی از عوامل بنیادی مؤثر بر تصمیمات سرمایه‌گذاری نیز پرداخته شده که مطالعه‌ای در این رابطه برای اقتصاد ایران نیز صورت نگرفته است.

بعد از این مقدمه در قسمت دوم مروری بر ادبیات مرتبط با این موضوع خواهیم داشت. در قسمت سوم، الگوی مورد بررسی ارائه خواهد شد. در بخش چهارم یک مدل اقتصادسنجی برای اقتصاد ایران برآورد شده و نتایج حاصل از آن مورد مطالعه قرار می‌گیرد. آخرین قسمت به جمع‌بندی اختصاص می‌یابد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- سرمایه‌گذاری و عدم اطمینان

مطالعات تجربی در رابطه با نحوه اثرگذاری عدم اطمینان بر سرمایه‌گذاری ترکیبی از مطالعات متفاوت است و نتایج مرتبط با آنها مبهم می‌باشد. تعدادی مطالعات نشان داده‌اند که عدم اطمینان تأثیری منفی بر سرمایه‌گذاری دارد. برای مثال، دیکسیت و پینداک[۲] (۱۹۹۴) با استفاده از تئوری اختیار واقعی نشان داده‌اند که وقتی سرمایه‌گذاری برگشت‌ناپذیر باشد افزایش در عدم اطمینان به افزایش در ارزش گزینه انتظار برای سرمایه‌گذاری منتهی می‌گردد. در نتیجه بنگاه‌ها ممکن است که تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را به تعویق اندازند. در این دسته مدل‌ها، بنگاه‌ها در صورتی سرمایه‌گذاری خود را افزایش می‌دهند که خالص ارزش فعلی سرمایه‌گذاری بزرگ‌تر از ارزش گزینه انتظار باشد. اوگاوا و سوزوکی[۳] با استفاده از نمونه‌ای شامل بنگاه‌های ژاپنی نشان داده‌اند که عدم اطمینان هم در سطح کل و هم در سطح صنعت تأثیری منفی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری بنگاه دارد (اوگاوا و سوزوکی، ۲۰۰۰: ۱۷۰). بالان[۴] با لحاظ کردن نوسان ناشی از بازدهی سهام نشان دادند که عدم اطمینان به صورت منفی تصمیمات سرمایه‌گذاری بنگاه را تحت تأثیر قرار می‌دهد (بالان، ۲۰۰۵: ۲۵۵). همچنین نتایج مطالعاتی مانند کمپا[۵]، هازینگا[۶] و گیسو و پاریگی[۷] حاکی از منفی بودن تأثیر عدم اطمینان ناشی از منابع متفاوت بر تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌باشد (کمپا، ۱۹۹۳: ۶۱۴؛ هازینگا، ۱۹۹۳: ۵۴۵-۵۴۴؛ گیسو و پاریگی، ۱۹۹۹: ۱۸۵).

از سویی دیگر، تعدادی مطالعات تئوریکی مانند هارتمن[۸] و آبل[۹] رابطه مثبت بین عدم اطمینان و سرمایه‌گذاری را نشان داده‌اند. آنها مدلی را طراحی کرده‌اند و با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، رقابت کامل و خنثی بودن ریسک، سود مورد انتظار را تابعی محدب از قیمت‌های آتی در نظر گرفته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که افزایش عدم اطمینان قیمت‌های آتی به سود مورد انتظار آتی بالاتری منتهی می‌گردد. در نتیجه تعداد پروژه‌های سرمایه‌گذاری با خالص ارزش حال مثبت افزایش می‌یابد (هارتمن، ۱۹۷۲: ۲۶۵؛ آبل، ۱۹۸۳: ۲۳۲-۲۳۱). کابالرو[۱۰] (۱۹۹۹) نشان داده که نتایج حاصل از مدل هارتمن (۱۹۷۲) و آبل (۱۹۸۳) وابسته به فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و رقابت کامل می‌باشد. وی بیان می‌کند که در نظر گرفتن فروض رقابت ناقص و بازدهی کاهشی نسبت به مقیاس موجب ایجاد تابع سود غیرمحدب شده و در نتیجه تعیین رابطه بین عدم اطمینان و سرمایه‌گذاری

---

۱. یکی از روش‌های جایگزین برای مدل‌های مارکوف سویچینگ، الگوی انتقال ملایم یا الگوهای آستانه‌ای با تابع انتقال لاجستیک یا نمایی می‌باشد. الگوی چرخشی مارکوف نسبت به الگوهای آستانه‌ای یا انتقال ملایم مزیت‌هایی دارد. اول اینکه الگوی چرخشی مارکوف به اطلاعات مقدماتی کمتری نسبت به دو الگوی دیگر نیاز دارد. به علاوه، تابع انتقال در الگوی چرخشی مارکوف با استفاده از داده‌ها قابل برآورد است. اما دو الگوی دیگر نیازمند انتخاب متغیر انتقال می‌باشد. دوم اینکه، تغییر رژیم در الگوی مارکوف به طور درون‌زا تعیین می‌شود (دی شامپز، ۲۰۰۸: ۴۳۵).

2. Dixit & Pindyck (1994)
3. Ogawa & Suzuki (2000)
4. Bulan (2005)
5. Campa (1993)
6. Huzinga (1993)
7. Guiso & Parigi (1999)
8. Hartman (1972)
9. Abel (1983)
10. Caballero (1999)

مشکل خواهد بود. همچنین نتایج حاصل از مطالعه شانان[1] حاکی از مثبت بودن تأثیر عدم اطمینان بازار سهام بر تصمیمات سرمایه‌گذاری بر گروهی از بنگاه‌های امریکایی است (شانان، ۲۰۰۵: ۲۵۳).

شوالیر–رونانت و همکاران[2] تعدادی از مطالعات در این زمینه را مورد بازنگری مجدد قرار داده‌اند و پیشنهاد داده‌اند که عوامل مهم بر تصمیمات سرمایه‌گذاری بنگاه شامل مزیت رقابتی ایستا، اطلاعات کامل در مقابل اطلاعات ناقص، پیرو بودن یا رهبر بودن، اندازه افزایش ظرفیت، استفاده از ظرفیت و بازدهی به مقیاس، تعداد رقبا، وقفه‌های زمانی مربوط به اجرا می‌باشد. این عوامل سود بالقوه ناشی از یک انتخاب و هزینه‌های فرصت آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد (شوالیر–رونانت و همکاران، ۲۰۱۱: ۶۳۹).

دسته‌ای دیگر از مطالعات مانند کولاتیلاکا و پروتی[3] رویکردی رشد محور نسبت به سرمایه‌گذاری استراتژیک با حذف دو فرض استاندارد اکثر مدل‌های اختیار واقعی شامل رقابتی بودن کامل بازار و داشتن قدرت انحصاری بنگاه‌ها در مورد فرصت‌های سرمایه‌گذاری را توسعه داده‌اند. آنها نشان داده‌اند که افزایش در عدم اطمینان در ابتدا به افزایش ارزش گزینه انتظار برای سرمایه‌گذاری منتهی می‌شود. اما بعد از یک سطح مشخص با افزایش ارزش اثرات استراتژیک پیشگیرانه نسبت به ارزش گزینه انتظار برای سرمایه‌گذاری، عدم اطمینان آتی بالاتر به افزایش سرمایه‌گذاری منتهی می‌گردد. در نتیجه تأثیر عدم اطمینان بر ارزش رشد استراتژیک احتمالا U شکل خواهد بود (کولاتیلاکا و پروتی، ۱۹۹۸: ۱۰۲۱). همچنین سارکر[4]، فولتا و آبرین[5] و هنریکوز و سادوراسکی[6] نشان داده‌اند که رابطه‌ای U شکل بین عدم اطمینان و سرمایه‌گذاری وجود دارد (سارکر، ۲۰۰۰: ۲۱۹؛ فولتا و آبرین، ۲۰۰۴: ۱۲۱؛ هنریکوز و سادوراسکی، ۲۰۱۱: ۸۶).

در مدل‌های تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری تحت شرایط عدم اطمینان که در بالا شرح داده شد فرض بر این است که سود عملیاتی بنگاه مقید به شوک‌هایی است که مطابق با یک فرایند براونی هندسی تکامل می‌یابند. در این مدل‌ها به طور ضمنی فرض می‌شود که چشم‌انداز رشد بنگاه‌ها در طول زمان تغییر نمی‌کند. گائو و همکاران[7] مدلی بر اساس مدل پینداک (۱۹۸۸) و آبل و ابرلی[8] (۱۹۹۹) توسعه داده‌اند و سیاست سرمایه‌گذاری حداکثرسازی ارزش را در شرایطی که نرخ رشد و نوسان ارزش نهایی تولید سرمایه مقید به انتقال رژیم‌های گسسته می‌باشند را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تجزیه و تحلیل مدل آنها حاکی از آن است که در مقایسه با مدل‌های استاندارد سرمایه‌گذاری، قاعده تصمیم‌گیری بهینه به وسیله تنها یک سطح آستانه برای ارزش نهایی تولید سرمایه حاصل نمی‌شود. بلکه سیاست سرمایه‌گذاری بهینه از طریق سطح آستانه‌های متفاوت برای هر رژیم مشخص می‌شود. به علاوه، به دلیل احتمال انتقال رژیم، سطح آستانه حداکثرسازی ارزش در هر رژیم، احتمال سرمایه‌گذاری در رژیم بعدی را برای بنگاه نشان می‌دهد. لازم به توضیح است که این سیاست در هر رژیم مشروط به بهینه بودن سیاست سرمایه‌گذاری در دیگر رژیم‌های بهینه می‌باشد (گائو و همکاران، ۲۰۰۵: ۴۸–۴۰).

۲-۲- سرمایه‌گذاری در شرایط عدم اطمینان ناشی از قیمت نفت

از دهه ۱۹۸۰ تعدادی از محققان بر رابطه بین سرمایه‌گذاری و عدم اطمینان ناشی از قیمت نفت متمرکز شدند. یوری[9] با استفاده از یک مدل نسبتاً ساده رابطه بین قیمت انرژی و سرمایه‌گذاری را در سطح صنعت مورد بررسی قرار داد و نشان داد که تغییرات قیمت انرژی عامل تعیین کننده مهمی در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری در صنایع انرژی محور و در سطح کل می‌باشد (یوری، ۱۹۸۰: ۱۷۹).

برنانکه[10] در مقاله خود به عنوان یکی از مطالعات اصلی در زمینه اثرگذاری عدم اطمینان بر تصمیمات سرمایه‌گذاری نشان داد که بنگاه‌ها در رویارویی با نوسان قیمت آتی نفت، سرمایه‌گذاری خود را به تعویق می‌اندازند. افزایش ریسک ناشی از قیمت نفت، ارزش گزینه انتظار برای سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد. در عین حال به تعویق انداختن تصمیم سرمایه‌گذاری برای کسب اطلاعات جدید در رابطه با قیمت نفت موجب می‌شود که بنگاه‌ها هر گونه بازدهی ناشی از آن را از دست دهند. از طرف دیگر، انتظار برای کسب اطلاعات بیشتر شانس تصمیم‌گیری بهتر را افزایش می‌دهد. بنابراین با

1. Shaanan (2005)
2. Chevalier-Roignant et al. (2011)
3. Kulatilaka & Perotti (1998)
4. Sarkar (2000)
5. Folta & O'Brien (2004)
6. Henriques & Sadorsky (2011)
7. Guo et al. (2005)
8. Abel & Eberly (1999)
9. Uri (1980)
10. Bernanke (1983)

افـزایش نوسـان قیمـت نفـت، ارزش گزینـه انتظـار بـرای سرمایه‌گذاری افزایش و انگیزه بـرای سـرمایه‌گـذاری کـاهش می‌یابد (برنانکه، ۱۹۸۳: ۸۵).

پینداک نیز بیان می‌کند که نوسان قیمـت نفـت مـی‌توانـد تصمیمات سرمایه‌گذاری و در نتیجـه تولیـد نهـایی سـرمایه را تحت تأثیر قرار دهـد. مطالعـات اخیـر تأکیـد دارنـد کـه وقتـی بنگاه‌ها کنترل انحصاری بر فرصت‌های سرمایه‌گـذاری نداشـته باشـند و بـازار محصـول نیـز کـاملاً رقـابتی نباشـد بنگـاه‌هـا سرمایه‌گذاری را تا جایی به تعویق می‌اندازند که عدم اطمینـان به طور کامل برطرف گردد. از طرف دیگر، عدم سرمایه‌گـذاری فرصت‌های به دست آوردن سهم بازار یا رشد بنگاه را به تـأخیر می‌اندازد. که این دو اثر به شکل‌گیـری رابطـه U شـکل بـین سرمایه‌گذاری و عدم اطمینان منتهی می‌شود (پینـداک، ۱۹۹۱: ۱۱۳۹-۱۱۴۴).

هارن و رایت[1] نشان داده‌اند که نوسان قیمت نفت نمی‌تواند تصمیمات سرمایه‌گذاری در بخـش نفـت و گـاز را بـه صـورت معناداری تحت تأثیر قرار دهد (هارن و رایت، ۱۹۹۴: ۳۶۳).

نتایج مطالعه گائو و کلیزن[2] با استفاده از داده‌هـای اقتصـاد امریکا در طول دوره ۲۰۰۴-۱۹۸۴ حاکی از آن است که نوسان قیمت نفت اثری معنادار و معکـوس بـر شـاخص‌هـای کلیـدی اقتصاد کـلان امریکـا شـامل سـرمایه‌گـذاری ثابـت، مصـرف، اشتغال، رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکـاری دارد (گـائو و کلیزن، ۲۰۰۵: ۶۸۲). همچنـین فـن و زو[3] نشـان داده‌انـد کـه تصمیمات سرمایه‌گذاری تحت تأثیر نوسـانات نـرخ ارز، محـیط سرمایه‌گذاری و قیمت نفت بوده است (فن و زو، ۲۰۱۰: ۶۲۷). رفیق و همکاران[4] با به‌کـارگیری تکنیـک خودتوضـیح بـرداری (VAR) در طـول دوره ۲۰۰۶:۴-۱۹۹۳:۱ نشـان داده‌انـد کـه نوسان قیمت نفـت شـاخص‌هـای اقتصـاد کـلان تایلنـد را در کوتاه‌مدت تحت تأثیر قرار داده است. همچنین نتایج حاصـل از توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس حاکی از آن اسـت کـه بخشی از نوسان در سرمایه‌گذاری و بیکاری ناشی از نوسان‌هـا قیمت نفت می‌باشد (رفیق و همکاران، ۲۰۰۹: ۱۲۹).

موهن و مساند[5] با استفاده از داده‌های ترکیبـی بنگـاه‌هـای فعـال نشـان داده‌انـد کـه عـدم اطمینـان اقتصـاد کـلان، سرمایه‌گذاری در بخش نفت و گاز را با تأخیر تحت تـأثیر قـرار می‌دهد در حالی که عدم اطمینان خاص صنعت تأثیری مهـم و قابل توجه دارد (موهن و مساند، ۲۰۰۹: ۲۴۶).

الدر و سـلتیز[6] بـه بررسـی تـأثیر نوسـان قیمـت نفـت بـر سرمایه‌گذاری، محصول و مصرف کالاهای بادوام با اسـتفاده از داده‌های اقتصاد امریکا پرداخته‌اند. آنها نشان داده‌اند کـه عـدم اطمینان ناشی از حوزه نفت به کاهش سرمایه‌گذاری در اقتصاد امریکا منتهی شده است (الدر و سلتیز، ۲۰۱۰: ۱۱۵۵).

نارایان و شارما[7] با بررسی داده‌های مربـوط بـه ۵۶۰ بنگـاه موجود در بورس اوراق بهادار نیویـورک در دوره زمـانی ۲۰۰۸-۲۰۰۰ نشان داده‌اند که عدم اطمینان ناشی از قیمـت نفـت بـه افزایش بازدهی این شرکت‌هـا منتهـی شـده اسـت (نارایـان و شارما، ۲۰۱۱: ۳۲۵۳).

یون و راتی[8] به بررسی تأثیر عدم اطمینان قیمت انرژی بـر سرمایه‌گذاری در سطح بنگاهی پرداخته‌اند. برای دست‌یابی بـه این هدف واریانس شرطی قیمت انرژی بـا بـه‌کـارگیری مـدل GARCH حاصل شده است. سپس با استفاده از مدل تصحیح خطا تعدیلات حجم سرمایه برای نمونه‌ای از بنگاه‌های صنعتی در امریکا برآورد شده است. یافته‌های ایـن مقالـه حـاکی از آن است که بـا افـزایش عـدم اطمینـان ناشـی از قیمـت انـرژی، سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها کاهش می‌یابد و این اثر برای بنگاه‌هایی با رشد بالاتر بزرگ‌تر می‌باشد (یون و راتی، ۲۰۱۱: ۷۶).

تأثیر نوسانات دائم و موقت قیمت نفت بر سرمایه‌گـذاری و محصول واقعی با به‌کـارگیری مـدل VAR توسـط ابـراهیم و احمد[9] در اقتصاد مالزی مورد توجـه قـرار گرفتـه اسـت. بـرای دست‌یابی به ایـن هـدف، مـدل CGARCH بـرای تفکیـک نوسانات دائمی و موقتی به کار گرفته شده است. نتایج حاصـل از این مطالعه حاکی از اثرات معکوس هـر دو نـوع نوسـان بـر سرمایه‌گذاری و تولید واقعی در اقتصاد مالزی می‌باشد کـه ایـن نتایج با یافته کشورهای توسعه‌یافته از جملـه امریکـا در تضـاد می‌باشد (ابراهیم و احمد، ۲۰۱۴: ۵۵۹).

زو و سینگ[10] بـا بـه‌کـارگیری مـدل اختیـار واقعـی نحـوه اثرگذاری نوسـان قیمـت نفـت بـر تصـمیمات سـرمایه‌گـذاری استراتژیک بنگاه‌های نفتی را در سه منطقه امریکـای شـمالی، آسیا و اروپا مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که راطه بین نوسان قیمت نفت و سرمایه‌گـذاری ایـن

1. Hurn & Wright (1994)
2. Guo & Kliesen (2005)
3. Fan & Zhu (2010)
4. Rafiq et al. (2009)
5. Mohn & Misund (2009)
6. Elder & Serletis (2010)
7. Narayan & Sharma (2011)
8. Yoon & Ratti (2011)
9. Ibrahim & Ahmed (2014)
10. Zhu & Singh (2016)

نوع بنگاه‌ها در دو منطقه امریکای شمالی و آسیا U شکل می‌باشد در حالی که در اروپا رابطه خطی مثبت بین این دو متغیر مشاهده شده است (زو و سینگ، ۲۰۱۶: ۱۷).

ونگ و همکاران[1] به بررسی تأثیر نوسان قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری شرکتی در اقتصاد چین پرداخته‌اند. به علاوه آنها این موضوع را نیز مورد توجه قرار داده‌اند که آیا مالکیت، این رابطه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که تأثیر نوسان قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری شرکت‌ها منفی است و این رابطه در بنگاه‌هایی با مالکیت دولتی قوی‌تر از بنگاه‌هایی با مالکیت خصوصی است (ونگ و همکاران، ۲۰۱۷: ۳۳۸).

۲-۳- مطالعات داخلی

داروغه و محمدی با استفاده از الگوی Q توبین به بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز و قیمت در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. آنها نشان داده‌اند که نااطمینانی نرخ ارز به افزایش سرمایه‌گذاری در دو سطح بخشی و بنگاه شده اما عدم اطمینان تأثیری مثبت بر سرمایه‌گذاری در سطح بنگاه و تأثیر منفی در سطح بخشی دارد (داروغه و محمدی، ۱۳۸۴: ۶۸-۶۷).

گسکری و اقبالی در مطالعه‌ای به بررسی نحوه اثرگذاری شوک‌های نفتی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. آنها نشان داده‌اند که شوک نفتی به صورت افزایش درآمد نفتی به افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی و شوک نفتی به صورت کاهش درآمد نفتی به کاهش سرمایه‌گذاری خصوصی در اقتصاد ایران منتهی شده است (گسکری و اقبالی، ۱۳۸۴: ۷۴-۷۳).

کازرونی و دولتی در مطالعه‌ای با به‌کارگیری الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به بررسی تأثیر عدم اطمینان ناشی از نرخ ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. آنها نشان داده‌اند که نااطمینانی نرخ ارز به کاهش سرمایه‌گذاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت در طول دوره (۱۳۸۰-۱۳۴۱) منتهی شده است (کازرونی و دولتی، ۱۳۸۶: ۳۰۳-۳۰۲).

یوسفی و عزیزنژاد در مطالعه‌ای با استفاده از روش خودتوضیح برداری به بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که سرمایه‌گذاری دولتی، نرخ تورم و حقوق مالکیت به صورت مثبت سرمایه‌گذاری خصوصی را تحت تأثیر قرار داده‌اند. اما رانت و فساد به عبارت دیگر فضای غیرامن اقتصادی تأثیری منفی بر سرمایه‌گذاری خصوصی داشته است (یوسفی و عزیزنژاد، ۱۳۸۸: ۹۷).

صمدی و همکاران با استفاده از الگوی خود توضیح برداری (VAR) به بررسی تأثیر نوسان‌های دائمی و موقت قیمت نفت اوپک بر متغیرهای کلان اقتصادی در اقتصاد ایران در طول دوره (۱۳۸۶:۴-۱۳۶۹:۱) پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنها حاکی از آن است که هر دو نوع نوسان دائمی و موقت قیمت نفت موجب کاهش تولید در طول دوره مورد مطالعه شده است (صمدی و همکاران، ۱۳۹۲: ۷۵).

حری و رحیمی در مطالعه‌ای با به‌کارگیری داده‌های مربوط به صد شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۰ بر اساس تئوری اختیار واقعی به بررسی واکنش سرمایه‌گذاری به نوسان قیمت نفت پرداخته‌اند. در این مطالعه، مدل خودرگرسیونی تعمیم‌یافته برای برآورد نوسانات قیمت نفت به‌کار گرفته شده است. سپس با استفاده از روش GMM نشان داده‌اند که رابطه‌ای U شکل معکوس بین عدم اطمینان ناشی از قیمت نفت و سرمایه‌گذاری شرکت‌ها در اقتصاد ایران در دوره مورد بررسی وجود دارد (حری و رحیمی، ۱۳۹۳: ۱۰۵).

جلالی‌فر و بابایی در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری در بخش بالادستی صنعت نفت درکشورهای عضو اوپک پرداخته‌اند. آنها از مدل BVAR با تابع توزیع پیشین مینه سوتا-لیترمن برای این منظور استفاده کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داده که واکنش سرمایه‌گذاری بالادستی در صنعت نفت به نوسان قیمت نفت در کشورهای عمده عضو اوپک شامل ایران، عربستان و عراق منفی بوده است (جلالی‌فر و بابایی، ۱۳۹۵: ۱۹۵).

۳- تصریح مدل[2]

این عقیده که انتقال در محیط بنگاه می‌تواند سیاست سرمایه‌گذاری بنگاه را تحت تأثیر قرار دهد با ادبیات مربوط به تصمیمات سرمایه‌گذاری تحت شرایط عدم اطمینان می‌تواند مرتبط باشد. در این ادبیات، فرصت‌های سرمایه‌گذاری به عنوان انتخابی از دارایی‌های واقعی تجزیه و تحلیل و سیاست

1. Wang et al. (2017)

۲. مدل شرح داده شده در این بخش، مدل مطرح شده توسط گائو و همکاران (۲۰۰۵) می‌باشد.

سرمایه‌گذاری بهینه از طریق حداکثرسازی ارزش گزینه‌ها برای سرمایه‌گذاری حاصل می‌شود. از آنجا که ارزش گزینه‌ها به درجه ریسکی بودن دارایی‌ها وابسته است، نوسان یک عامل تعیین‌کننده سیاست سرمایه‌گذاری بهینه می‌باشد. به علاوه، در مدل‌های مرتبط با تصمیمات سرمایه‌گذاری با این فرض که نوسان در طول سیکل‌های تجاری تغییر نمی‌کند سیاست سرمایه‌گذاری حداکثرسازی ارزش را انجام می‌دهند.

در این بخش برای بررسی تأثیر عدم اطمینان بر تصمیمات سرمایه‌گذاری با فرض انتقال رژیم، بر مدل گائو و همکاران (۲۰۰۵) متمرکز می‌شویم. در این مدل فرض بر این است که عوامل، ریسک خنثی می‌باشند و جریان نقدینگی با نرخ ثابت ρ تنزیل می‌گردد. بنگاه با افق بی‌نهایت محصول را با حجم سرمایه و دیگر عوامل متغیر تولید می‌کند. برای سادگی، فرض شده که کالای تولید شده قابل انبار کردن نمی‌باشند به طوری که تولید، مساوی تقاضا است. به علاوه، حجم سرمایه بنگاه با نرخ استهلاک $\delta \geq 0$ مستهلک می‌شود و سود عملیاتی بنگاه به صورت یک تابع همگن خطی به صورت زیر مشخص می‌شود:

(۱)

$$\pi(x_t, k_t) = \frac{1}{1-\alpha} x_t^{\alpha} k_t^{1-\alpha}. \quad \alpha \in (0,1)$$

که k_t, x_t به ترتیب شوک تقاضا و حجم سرمایه را نشان می‌دهد. در زمان t بنگاه می‌تواند با خرید سرمایه در قیمت p ظرفیت خود را افزایش دهد. فرض بر این است که سرمایه همگن و به طور کامل قابل تقسیم می‌باشد و بنگاه در بازار برای کالاهای سرمایه‌ای گیرنده قیمت است. بهینگی تصمیم برای سرمایه‌گذاری به سود نهایی ناشی از افزایش حجم سرمایه، ابعاد محیطی بنگاه مانند عدم اطمینان عوامل متفاوت و قیمت سرمایه وابسته می‌باشد. همچنین فرض بر این است که سرمایه برگشت‌ناپذیر است. گائو و همکاران (۲۰۰۵) در مقابل سایر مطالعات در این حوزه فرض کرده‌اند که پویایی $(x_t)_{t\geq 0}$ می‌تواند بین دو وضعیت متفاوت انتقال یابد و از فرایند زیر تبعیت می‌کند:

(۲)

$$dx_t = \mu_{\varepsilon(t)} x_t dt + \sigma_{\varepsilon(t)} \varepsilon dW_t. \quad x_t > 0$$

که $(W_t)_{t\geq 0}$ فرایند استاندارد براونی است و $(\varepsilon_t)_{t\geq 0}$ یک فرایند مارکوف می‌باشد که مستقل از $(W_t)_{t\geq 0}$ است. زوج $(\mu_{\varepsilon(t)}, \sigma_{\varepsilon(t)})$ وقتی که فرایند $(\varepsilon_t)_{t\geq 0}$ در وضعیت‌های متفاوتی است دارای ارزش‌های یکسان نمی‌باشد. برای هر وضعیت i یک پارامتر شناخته شده عرض از مبدأ μ_i و پارامتر نوسان مشخص $\sigma_i > 0$ وجود دارد. فرض بر این است که فرایند $(\varepsilon_t)_{t\geq 0}$ قابل مشاهده می‌باشد و احتمال انتقال آن از توزیع پواسن تبعیت می‌کند. به گونه‌ای که $(\varepsilon_t)_{t\geq 0}$ یک زنجیره مارکوف دو وضعیتی است که بین دو وضعیت ۰ و ۱ تغییر می‌یابد. همچنین فرض بر این است که احتمال انتقال بین وضعیت‌های متفاوت از قاعده نمایی زیر تبعیت می‌کند:

$$P(t_i > t) = e^{-\lambda_i t}, \quad i = 1,2 \qquad (۳)$$

که λ_i, t_i به ترتیب سرعت و زمان ترک وضعیت i می‌باشد. ماتریس انتقال بین زمان $t, t + \Delta t$ عبارت است از:

$$\begin{bmatrix} 1-\lambda_1\Delta t & \lambda_1\Delta t \\ \lambda_2\Delta t & 1-\lambda_2\Delta t \end{bmatrix}$$

بر این اساس در طول فواصل زمانی بسیار کم، Δt، با احتمال $\lambda_1\Delta t$ پارامترها از (μ_1, σ_1) به (μ_2, σ_2) و با احتمال $\lambda_2\Delta t$ از (μ_2, σ_2) به (μ_1, σ_1) انتقال می‌یابد. مجموعه فروض شرح داده شده در این مدل بیان کننده این عقیده است که ممکن است پارامترهای عرض از مبدأ و نوسان انتقال تقاضا در طول زمان در زمان‌های تصادفی تغییر کنند. بنابراین انتقال رژیم‌های تصادفی در پارامترهای متغیر وضعیت از تفاوت بارز این مدل با مدل‌های سنتی سرمایه‌گذاری می‌باشد.

هدف بنگاه، تعیین سیاست سرمایه‌گذاری است که برای دست‌یابی به این هدف، ارزش جاری مورد انتظار خالص سود هزینه‌های سرمایه‌گذاری را حداکثر می‌کند. تابع ارزش بنگاه در هر رژیم i می‌تواند به صورت زیر نشان داده شود:

(۴)

$$V(x_t, k_t, i) \equiv \max_{\{dG_{t+u}\geq 0\}} E\{\int_0^{+\infty} e^{-\rho\mu}[\pi(x_{t+u}, k_{t+u})du - pdG_{t+u}] \Big| \mathcal{F}_t^{(x,\varepsilon)}\},$$

که $E(.\Big|\mathcal{F}_t^{(x,\varepsilon)})$ نشان‌دهنده عملگر مورد انتظار با احتمال P مشروط به اطلاعات موجود در زمان t می‌باشد. به علاوه، $(G_t)_{t\geq 0}$ فرایند غیرمنفی و پیوسته از راست می‌باشد که سرمایه ناخالص انباشته در زمان t را نشان می‌دهد. گائو و همکاران (۲۰۰۵) با حل مسئله سرمایه‌گذاری پویا (۴) در مقاله خود نشان داده‌اند که دامنه سرمایه‌گذاری شامل سه منطقه عمل[1]، رکود[2] و انتقال[3] می‌باشد.

1. Action Region
2. Inaction Region
3. Transient Region

در منطقه رکود هیچ‌گونه سرمایه‌گذاری انجام نمی‌شود. اما سرمایه‌گذاری در منطقه انتقال و در زمان شروع فعالیت اگر وضعیت سیستم در منطقه عمل باشد، یکنواخت[1] خواهد بود. به علاوه، اگر چه که سرمایه‌گذاری در این منطقه همیشه بهینه می‌باشد اما بهینگی سرمایه‌گذاری در منطقه انتقال وابسته به رژیم می‌باشد به این معنا که انتقال رژیم، تغییراتی در ارزش جاری جریان نقد آتی که انگیزه‌های بنگاه برای سرمایه‌گذاری در رژیم بعدی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، ایجاد می‌کند.

۴- معرفی الگو و روش تحقیق

در این مطالعه برای بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر رفتار سرمایه‌گذاری در شرایطی که پویایی متغیر تصمیم‌گیری مشروط به انتقال رژیم در شرایط تصادفی است، تابع زیر برآورد شده است:

(۵)

$$LIY_t = \alpha_0(S_t) + \alpha_1(s)\, VPOIL_t + \alpha_2 R_t + \alpha_3 Q + \alpha_4 LRER_t + \alpha_5 DSANC + \alpha_6 D2008 + v_t,$$

که در آن IY_t بیانگر نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی، $VPOIL_t$ نوسان قیمت نفت اوپک، R_t نرخ بهره حقیقی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۴، $LRER_t$ لگاریتم نرخ ارز حقیقی و Q_t شاخص کیفیت نهادی می‌باشد. به علاوه، $D2008$ متغیر دامی مربوط به بحران مالی ۲۰۰۸، L نشان‌دهنده عملگر لگاریتم طبیعی و $DSANC$ به متغیر دامی مربوط به تحریم‌های وضع شده علیه ایران که از سوی دولت امریکا یا تحت فشار آن بر جامعه بین‌المللی از طریق شورای امنیت سازمان ملل اعمال شده اشاره دارد. S_t متغیر وضعیت می‌باشد که بین دو وضعیت ۰ و ۱ تغییر می‌کند. ضریب α_1 که مربوط به نوسان قیمت نفت می‌باشد، در هر رژیم محاسبه می‌شود. اما سایر ضرایب یعنی ضرایب نرخ بهره، نرخ ارز حقیقی و متغیرهای مجازی و کیفیت نهادی بدون چرخش برآورد می‌شوند. زیرا بر اساس تئوری‌های اقتصادی انتظار بر این است که نرخ بهره همواره تأثیری منفی و کیفیت نهادی همواره تأثیری مثبت بر سرمایه‌گذاری داشته باشند. همچنین انتظار بر این است که اگر کاهش سرمایه‌گذاری به دلیل گران‌تر شدن کالاهای سرمایه‌ای وارداتی در نتیجه افزایش نرخ ارز حقیقی بر اثرات افزایشی آن در نتیجه افزایش صادارت و افزایش تقاضا غالب باشد، سرمایه‌گذاری را به صورت معکوسی تحت تأثیر قرار دهد.

در این مطالعه برای اندازه‌گیری شاخص کیفیت نهادی همانند نک و کیفر[2]، مارو[3] و هال و جونز[4] از شش مؤلفه شاخص ریسک سیاسی راهنمای ریسک بین‌المللی کشورها شامل حاکمیت نظم و قانون، فساد، کیفیت دیوانسالاری، شرایط اجتماعی–سیاسی، ثبات دولت و پروفایل سرمایه‌گذاری استفاده شده است (نک و کیفر، ۱۹۹۵: ۲۱۲–۲۱۰؛ مارو، ۱۹۹۵: ۶۸۵–۶۸۴؛ هال و جونز، ۱۹۹۹: ۹۷). یکی از مزایای این شاخص نسبت به دیگر شاخص‌های نهادی این است که دوره زمانی طولانی‌تری را پوشش می‌دهد. به گونه‌ای که این داده‌ها به صورت ماهیانه از سال ۱۹۸۴ موجود می‌باشند. برای یکسان کردن وزن آنها، این شاخص‌ها بین صفر تا ده نرمال گردیده سپس متوسط آنها به عنوان شاخصی برای کیفیت نهادی در نظر گرفته شده است. بزرگ‌تر بودن این شاخص مرکب نشان‌دهنده کیفیت بالاتر نهادی می‌باشد. لازم به توضیح می‌باشد که برای برآورد الگو، داده‌های مورد استفاده از داده‌های سری زمانی بانک مرکزی، شاخص‌های توسعه بانک جهانی (WDI)، شاخص راهنمای ریسک بین‌المللی کشورها[5] (ICRG) تهیه شده توسط گروه خدمات ریسک سیاسی (PRS) و سازمان کشورهای صادرکننده نفت خام (OPEC) گردآوری شده است. سپس داده‌ها به صورت فصلی تعدیل شده‌اند.

در ابتدا با به‌کارگیری روش گارچ نمایی (EGARCH) نوسان قیمت نفت اوپک در طول دوره ۱۳۹۴:۳– ۱۳۶۲:۴ برآورد شده است. در مرحله دوم با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ نحوه اثرگذاری نوسان قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. این مدل در ابتدا توسط گلدفلد و کوانت[6] (۱۹۷۳) معرفی شد. همیلتون (۱۹۸۹) در مقاله اصلی خود، رگرسیون مارکوف سوئیچینگ را برای یک فرایند AR تعمیم داده و یک فیلتر غیرخطی برای برآورد آن به دست آورده است.رگرسیون زیر برای یک مدل با شکست ساختاری در پارامترها فرض شده است[7]:

(۶)

$$y_t = \mu_{s_t} + x_t\alpha + z_t\beta_{s_t} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

1. lumpy

2. Knack & Keefer (1995)
3. Mauro (1995)
4. Hall & Johnes (1999)
5. International Country Risk Guide (ICRG)
6. Goldfeld & Quandt (1973)
7. Kim & Nelson (1999)

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{s_t}^2)$$
$$\beta_{s_t} = \beta_0(1 - s_t) + \beta_1 s_t$$
$$\sigma_{s_t}^2 = \sigma_0^2(1 - s_t) + \sigma_1^2 s_t \ , \ s_t = 0 \ or \ 1,$$

که z_t, x_t, μ_s, y_t به ترتیب نشان دهنده متغیر وابسته، عرض از مبدأ وابسته به رژیم، بردار متغیرهای برون‌زا با ضرایب بدون چرخش[1]، بردار متغیرهای برون‌زا با ضرایبی که با تغییر رژیم تغییر می‌کنند[2]، می‌باشند. در رژیم یک پارامترها با β_1, σ_1^2 نشان داده می‌شوند و β_0, σ_0^2 بیانگر پارامترها در رژیم صفر است.

اگر زمان شکست ساختاری یا انتقال رژیم از قبل مشخص باشد، s_t یک متغیر مجازی خواهد بود. به گونه‌ای که در رژیم یک مساوی یک و در رژیم صفر مساوی صفر خواهد بود. در این شرایط تابع لگاریتم درست نمایی به صورت زیر خواهد بود:

(۷)

$$\ln L = \sum_{t=1}^{T} \ln(f(y_t|s_t))$$

که:

$$f(y_t|s_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{s_t}^2}} \exp\left(-\frac{\{y_t - x_t\beta_{s_t}\}^2}{2\sigma_{s_t}^2}\right),$$

اما اگر s_t قابل مشاهده نباشد به صورت درون‌زا و با استفاده از داده‌ها برآورد می‌گردد. بنابراین توزیع مشترک y_t و s_t به صورت زیر خواهد بود:

(۸)

$$f(y_t, s_t|\psi_{t-1}) = f(y_t|s_t, \psi_{t-1}) f(s_t|\psi_{t-1})$$

که چگالی نهایی y_t برابر است با:

(۹)

$$\begin{aligned} f(y_t|\psi_{t-1}) &= \sum_{s_t=0}^{1} f(y_t, s_t|\psi_{t-1}) \\ &= \sum_{s_t=0}^{1} f(y_t|s_t, \psi_{t-1}) f(s_t|\psi_{t-1}) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_0^2}} \exp\left(-\frac{\{y_t - x_t\beta_0\}^2}{2\sigma_0^2}\right) \\ &\times Pr[s_t \\ &= 0|\psi_{t-1}] \\ &+ \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp\left(-\frac{\{y_t - x_t\beta_1\}^2}{2\sigma_1^2}\right) \\ &\times \Pr[s_t = 1|\psi_{t-1}], \end{aligned}$$

در معادله (۹)، ψ_{t-1} نشان‌دهنده اطلاعات موجود تا زمان $t-1$ می‌باشد و $Pr[s_t = i|\psi_{t-1}]$ احتمال اتفاق افتادن وضعیت صفر یا یک را نشان می‌دهد. در این شرایط تابع لگاریتم درست نمایی عبارت است از:

(۱۰)

$$\ln L = \sum_{t=1}^{T} \ln\Big(\sum_{s_t=0}^{1} f(y_t|s_t, \psi_{t-1}) \times Pr[s_t|\psi_{t-1}]\Big),$$

بنابراین تابع لگاریتم درست‌نمایی میانگین وزنی تابع چگالی در دو رژیم می‌باشد. تکامل متغیر s_t ممکن است وابسته به گذشته آن باشد. به گونه‌ای که فرایند s_t به عنوان یک فرایند مرتبه r ام مارکوف سوئیچینگ نام‌گذاری شود. در این بخش برای سادگی یک فرایند مارکوف مرتبه اول برای s_t در شرایط دو رژیمی در نظر گرفته می‌شود. در این حالت، احتمال انتقال برابر خواهد بود با:

(۱۱)

$$Pr[s_t = 1 \,|\, s_{t-1} = 1] = P = \frac{\exp(P_0)}{1 + \exp(P_0)},$$

(۱۲)

$$Pr[s_t = 0 \,|\, s_{t-1} = 0] = q = \frac{\exp(q_0)}{1 + \exp(q_0)},$$

یکی از نکات مهم در رابطه با معادله (۹) شرایط وزن‌دهی می‌باشد. در این راستا برای محاسبه وزن در ابتدا فرض بر این است که در شروع دوره، احتمالات به صورت زیر محاسبه می‌شود:

(۱۳)

$$\begin{aligned} \Pr[s_t = j \,|\, \psi_{t-1}] &= \sum_{i=0}^{1} \Pr[s_t = j, s_{t-1} \\ &= i \,|\, \psi_{t-1}] \\ &= \sum_{i=0}^{1} \Pr[s_t = j, s_{t-1} \\ &= i] \Pr[s_{t-1} = i|\psi_{t-1}], \end{aligned}$$

در پایان هر دوره احتمالات با استفاده از فیلتر تکراری زیر به روز می‌شود:

(۱۴)

$$\Pr[s_t = j|\psi_t] = \Pr[s_t = j \,|\, \psi_{t-1}, y_t] = \frac{f(s_t=j, y_t|\psi_{t-1})}{f(y_t|\psi_{t-1})} = \frac{f(y_t|s_t=j, \psi_{t-1}) \Pr[s_t=j|\psi_{t-1}]}{\sum_{j=0}^{1} f(y_t|s_t=j, \psi_{t-1}) \Pr[s_t=j|\psi_{t-1}]}$$

که:

$$\psi_t = \{\psi_{t-1}, y_t\}.$$

1. State Invariant Coefficient
2. State Dependent Coefficient

این الگو با استفاده از یک مسیر بهینه‌یابی غیرخطی بازگشتی برآورد می‌شود. چنانچه احتمال چرخش رژیم مستقل از زمان یا هر متغیر دیگری که وضعیت اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد باشد به آن تابع احتمال ثابت می‌گویند. در این صورت طول مدت مورد انتظار یک رژیم در یک نقطه مشخص از زمان ثابت است.

۵- نتایج برآورد الگو

همان گونه که در بخش قبلی توضیح داده شد، برای برآورد تأثیر نوسان قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری در ابتدا نوسان قیمت نفت با استفاده از مدل نامتقارن EGARCH کمّی سازی شده است. برای دست‌یابی به این هدف در ابتدا با استفاده از داده‌های فصلی قیمت سبد نفتی اوپک طی دوره زمانی ۱۳۹۴:۳- ۱۳۶۲:۴ لازم است که معادله میانگین شرطی برآورد گردد. بر اساس نمودار همبستگی نگار[1] سری قیمت نفت و همچنین معیار اطلاعات آکائیک و شوارتز بیزین[2] مدل زیر به عنوان مدل مناسب انتخاب گردید:

(۱۵)

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_{t-1} + \alpha_2 P_{t-2} + \alpha_3 P_{t-3} + \varepsilon_t$$

بر اساس نتایج حاصل از برآورد معادله (۱۵) ضریب چولگی و ضریب کشیدگی باقیمانده‌ها به ترتیب برابر با ۰/۹۵- و ۱۵/۸۵ می‌باشند. کشیدگی بزرگ‌تر از سه می‌تواند دلیلی بر وجود خودهمبستگی در مجذور باقیمانده‌ها (اثرات آرچ) باشد. در عین حال برای اطمینان بیشتر، آزمون اثرات آرچ نیز انجام شده که نتایج آن در جدول (۱) ارائه شده است. نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود اثرات آرچ تأیید نمی‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون اثرات آرچ

	آماره	سطح معناداری
F-statistic	۳/۷۵	۰/۰۲۶
Obs*R-squared	۷/۲۶	۰/۰۲۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

بنابراین برای شاخص عدم اطمینان قیمت نفت، فرایند گارچ نمایی (EGARCH) به صورت زیر به کار گرفته شده است:

(۱۶)

$$EGARCH(1,1): \log(\sigma_t^2) = \beta_0 + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) + \theta \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} + \varphi \left| \frac{\varepsilon_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right| + v_t,$$

نتایج حاصل از مدل EGARCH در جدول (۲) گزارش شده است. بر اساس نتایج مندرج در این جدول، مثبت بودن پارامتر θ به این معناست که تأثیر شوک‌های مثبت قیمت نفت در بازار جهانی نوسان بیشتری را به دنبال دارد در حالی که شوک‌های منفی باعث کاهش نوسانات قیمتی می‌شود. همان‌طور که ملاحظه می‌شود تأثیر شوک‌های مثبت و منفی بر نوسانات قیمت یکسان نمی‌باشد. بنابراین شوک‌های قیمتی نفت تأثیری نامتقارن بر شکل‌گیری نوسانات قیمتی نفت دارند. در نهایت مجدداً آزمون اثرات آرچ بعد از برآورد مدل EGARCH انجام شد که نتایج آن نشان‌دهنده عدم وجود اثرات آرچ در باقی مانده‌های مدل است.

جدول ۲. نتایج برآورد مدل EGARCH

معادله میانگین شرطی				
پارامتر	α_0	α_1	α_2	
ضریب	۱/۰۴	-۰/۳	۰/۱۶	
سطح معنی‌داری	۰	۰/۰۲	۰/۰۸	
معادله واریانس شرطی				
پارامتر	β_0	β_1	θ	φ
ضریب	۰/۰۸	۰/۱۶	۰/۲۱	۰/۹۳
سطح معنی‌داری	۰/۳۲	۰/۰۴	۰/۰۰۴	۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مرحله دوم، قبل از برآورد مدل لازم است که ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. از آنجایی که در آزمون دیکی فولر امکان بروز شکست ساختاری در نظر گرفته نشده، بنابراین در این مطالعه آزمون ریشه واحد ضریب لاگرانژ[3] که توسط لی و استرازیچیچ[4] (۲۰۰۳) ارائه شده، به کار گرفته شده است. زیرا که پرون[5] (۱۹۸۹) نشان داد، امکان رد فرضیه ریشه واحد با بروز شکست ساختاری در شرایطی که متغیر در واقع ایستا می‌باشد، کاهش می‌یابد (استرازیچیچ و همکاران، ۲۰۰۴: ۱۳۳). ویژگی متمایزکننده این آزمون نسبت به آزمون ایستایی فیلپس-پرون این است که امکان وقوع شکست به صورت درون‌زا مورد آزمون قرار می‌گیرد. به‌علاوه، به‌طور کلی توان آزمون ضریب لاگرانژ در تعیین ایستایی متغیر به نسبت آزمون دیکی‌فولر و آزمون فیلیپس-پرون بهبود یافته که این به دلیل استفاده از یک فرایند روندزدایی داده‌ها می‌باشد. همچنین در

1. Correlogram
2. Akaike Information Criterion (AIC) & Schwarz Baysesian Criterion (SBC)
3. Lagrange Multiplier (LM)
4. Lee & Strazicich (2003)
5. Perron (1989)

این آزمون برخلاف آزمون زیوت و اندریوز[1] امکان بروز شکست ساختاری در فرض صفر و فرض جایگزین وجود دارد. بنابراین توزیع متغیر تحت تأثیر پارامتر شکست قرار نمی‌گیرد.

نتایج آزمون ضریب لاگرانژ با دو شکست ساختاری در جدول (۳) آمده است. بر اساس نتایج مندرج در این جدول برای تمام متغیرها به جز لگاریتم نسبت تشکیل سرمایه ناخالص داخلی به تولید ناخالص داخلی و لگاریتم نرخ ارز حقیقی وجود دو شکست ساختاری تأیید می‌شود. به تبعیت از لی و استرازیچیچ (۲۰۰۳) آزمون ضریب لاگرانژ با حداقل یک شکست برای این دو متغیر انجام شده که نتایج آن در جدول شماره (۴) گزارش شده است.

جدول ۳. آزمون ریشه واحد LM با حداقل دو شکست

متغیرها	آماره ایستایی	نقاط شکست	مقدار بحرانی در سطح ۵٪[2]
VPOIL	-۴/۲۸	۱۳۸۵:۴، ۱۳۷۴:۱	-۵/۶۵
Q	-۳/۴	۱۳۷۶:۱، ۱۳۶۷:۲	-۵/۵۹
R	-۶/۵۴	۱۳۸۹:۴، ۱۳۷۷:۱	-۵/۶۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴. آزمون ریشه واحد LM با حداقل یک شکست

متغیرها	آماره ایستایی	نقاط شکست	مقدار بحرانی در سطح ۵٪
LRRER	-۴/۵۰	۱۳۸۸:۲	-۴/۵۱
LIY	-۵/۹۸	۱۳۷۲:۲	-۴/۴۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به علاوه، نتایج آزمون ضریب لاگرانژ بیانگر این است که فرضیه صفر عدم ایستایی در مورد متغیرهای شاخص کیفیت نهادی، نوسان قیمت نفت و لگاریتم نرخ ارز حقیقی تأیید شده است. بنابراین لازم است که به آزمون هم جمعی جهت آزمودن وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها بپردازیم. البته توجه به این نکته ضروری است که به دلیل وجود شکست ساختاری در متغیرها لازم است که بررسی رابطه بلندمدت متغیرها با این احتمال مورد توجه قرار گیرد. برای دست‌یابی به این هدف، آزمون سیکونن و لوتکپل[3] به کار گرفته شده است. نتایج این آزمون در جدول شماره (۵) گزارش شده است. بر اساس نتایج این آزمون وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرها با یک رابطه هم جمعی تأیید می‌گردد.

هر چند که نتایج آزمون هم‌جمعی نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها با احتمال شکست ساختاری می‌باشد، با این وجود قبل از برآورد مدل در ابتدا معیارهای مشخص نمایی دو مدل خطی و غیرخطی برای اطمینان از وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها مقایسه می‌شود. سپس تعداد رژیم‌ها با مقایسه دو مدل غیرخطی با داشتن دو رژیم و مدل غیرخطی با داشتن سه رژیم مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل در جدول (۶) آورده شده است (هانسن[4]، ۱۹۹۲ :۷ ؛ کاویکیلی[5]، ۲۰۱۵: ۳۱۵).

جدول ۵. نتایج آزمون هم جمعی با لحاظ شکست ساختاری

p-value	آماره آزمون	بردار هم‌جمعی
۰/۰۱	۶۷/۲۱	۰
۰/۰۵	۳۹/۴۶	۱
۰/۲	۱۸/۹۵	۲
۰/۵۶	۵/۰۴	۳
۰/۱۷	۲/۱۲	۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۶. معیارهای مشخص نمایی برای انتخاب مدل

نوع مدل	AIC	SBC	HIC	Log likelihood
مدل خطی	۲/۶۲	۲/۷۸	۲/۶۸	-۱۱۵/۶۷
مدل مارکوف سوئیچینگ با دو رژیم	۰/۹۱	۱/۱۸	۱/۰۲	-۴۴/۶۱
مدل مارکوف سوئیچینگ با سه رژیم	۱	۱/۴۱	۱/۱۷	-۴۴/۶۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با مقایسه نتایج مندرج در جدول (۶) مشخص است که مدل مارکوف سوئیچینگ با دو رژیم دارای کمترین معیار آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (SBC) و حنان کوئین

۱. به دنبال پرون (۱۹۸۹)، زیوت و اندریوز (Andrews & Zivot) فرض درون‌زا بودن شکست را در آزمون ایستایی خود در نظر گرفتند. فرض صفر در این آزمون نمایانگر ریشه واحد بدون بروز شکست ساختاری و فرض جایگزین، نشان دهنده ایستایی با وجود شکست ساختاری می‌باشد. از معایب این آزمون این است که در واقع متغیر هم با شکست مواجه بوده و هم در سطح ایستا نیست. این اخلال در نتیجه آزمون از آنجا ناشی می‌شود که گاه بروز شکست موجب افزایش اندازه آماره آزمون و رد فرض صفر (ریشه واحد) شده در حالی که متغیر در واقع ایستا نیست (استرازیچیچ و همکاران، ۲۰۰۴: ۱۳۳).

۲. مقادیر بحرانی در نقاط شکست متفاوت از مقاله استرازچیچ و همکاران (۲۰۰۴) به دست آمده است.

3. Saikkonen & LÜtkepohl
4. Hansen (1992)
5. Cavicchioli (2015)

(HIC) و بزرگ‌ترین میزان لگاریتم درست‌نمایی است. بنابراین بر اساس نتایج آزمون‌های اولیه برای بررسی تأثیر نوسان قیمت نفت بر رفتار سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران از الگوی مارکوف سوئیچینگ با دو رژیم استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد معادله (۵) در جدول (۷) گزارش شده است.

جدول ۷. نتایج برآورد معادله (۵) با استفاده از تکنیک مارکوف سوئیچینگ

متغیرها	ضرایب	سطح معناداری
رژیم ۰		
c	۱۰/۴۳	۰
VPOIL	−۱/۰۵	۰
رژیم ۱		
c	۱۳/۵۴	۰
VPOIL	−۰/۶۱	۰
متغیرهای بدون چرخش رژیم با ضرایب ثابت		
R	−۰/۰۱	۰
Q	۰/۰۷	۰/۰۱
DSANC	−۰/۴	۰/۰۱
LRER	۰/۲۹	۰/۲۲
D2008	۰/۱۵	۰/۵
LOG(SIGMA)	−۱/۱۵	۰

مأخذ: محاسبات محقق

همان‌گونه که مشاهده می‌شود چگونگی اثرگذاری نوسان قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری قابل تفکیک به دو رژیم در طول دوره زمانی مورد مطالعه می‌باشد. با توجه به آنکه عرض از مبدأ در رژیم صفر کوچک‌تر از عرض از مبدأ در رژیم یک است، لذا می‌توان گفت که نسبت سرمایه‌گذاری به تولید در رژیم یک بیشتر از رژیم صفر می‌باشد. بنابراین رژیم صفر را دوران رکود و رژیم یک را دوران رونق لحاظ می‌کنیم. بر اساس اطلاعات مندرج در جدول (۷) نوسان در دو رژیم به کاهش سرمایه‌گذاری منتهی شده است. اما میزان اثرگذاری آن در دو رژیم دارای اثرات یکسانی نبوده که نشان‌دهنده عدم تقارن می‌باشد. به گونه‌ای که در رژیم صفر تأثیر این نوع عدم اطمینان بر سرمایه‌گذاری بزرگ‌تر می‌باشد. عدم اطمینان ناشی از تغییرات قیمت نفت در یک کشور غنی از منابع انرژی که بخش عمده‌ای از درآمدهای خود را از طریق فروش این منابع خدادادی تأمین می‌کند موجب نااطمینانی فعالان اقتصادی نسبت به تحولات آینده خواهد شد. در نتیجه آنها نمی‌توانند چشم‌انداز روشن و شفافی از آینده داشته باشند. بنابراین سرمایه‌گذار خصوصی اگر متوجه شود سود انتظاری فعالیتش دارای نااطمینانی بالایی است، در دوره فعلی سرمایه‌گذاری خود را کاهش می‌دهد. این مسئله موجب می‌شود که سرمایه‌ها در بخش‌های تولیدی به سمت خرید دارایی‌های حقیقی حرکت کند.

در رابطه با سایر متغیرهای اثرگذار بر تصمیمات سرمایه‌گذاری، نرخ بهره مطابق انتظار و مطابق نظریه نهایی کینز به صورت معکوسی رفتار سرمایه‌گذاری در طول دوره مورد مطالعه را متأثر ساخته است. مطابق مباحث اقتصاد نهادگرایی شاخص کیفیت نهادی تأثیری مثبت و معنادار بر سرمایه‌گذاری خصوصی داشته است. مطابق با نورث (۲۰۰۰)، هال و جونز (۱۹۹۹)، رودریک و همکاران[1] (۲۰۰۴) و اسنودان و وان[2] (۲۰۰۵)، هر چه کیفیت نهادی بهبود یابد بستر لازم جهت شکل‌گیری سرمایه فیزیکی فراهم می‌شود که این مسئله خود به افزایش رشد اقتصادی منتهی می‌گردد. اما نرخ ارز حقیقی تأثیری بر تصمیمات سرمایه‌گذاری نداشته است. در واقع کاهش قدرت پول داخلی دارای دو اثر می‌باشد. از یک طرف افزایش نرخ ارز واقعی با گران‌تر شدن کالاهای سرمایه‌ای وارداتی به افزایش هزینه‌های سرمایه‌گذاری خصوصی منتهی شده است. از طرف دیگر، افزایش نرخ ارز واقعی به افزایش صادرات و افزایش تقاضا منتهی می‌گردد که به نوبه خود از طریق افزایش درآمد به افزایش سرمایه‌گذاری منتهی می‌گردد. نتایج حاصل از این مطالعه حاکی از آن است که این دو اثر یکدیگر را خنثی کرده‌اند.

$DSANC$ متغیر دامی مربوط به تحریم‌های وضع شده از سوی دولت امریکا بر علیه ایران می‌باشد. این تحریم‌ها را در سه دسته کلی می‌توان تقسیم‌بندی کرد. دسته اول تحریم‌های شورای امنیت سازمان ملل می‌باشد که منشأ همه آنها موضوع هسته‌ای است. این قطعنامه‌ها شامل قطعنامه ۱۷۳۷ شورای امنیت در دسامبر ۲۰۰۶، قطعنامه ۱۷۴۷ و ۱۸۰۳ این شورا به ترتیب در مارس ۲۰۰۷ و مارس ۲۰۰۸ و همچنین قطعنامه ۱۹۲۹، ۱۹۸۴ و ۲۰۴۹ همان شورا به ترتیب در ژوئن ۲۰۱۰، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ می‌باشد. دسته دوم تحریم‌های اتخاذ شده از سوی اتحادیه اروپا است که خود به دو دسته تحریم‌های

1. Rodrik et al. (2004)
2. Snowdon & Vane (2005)

هسته‌ای و حقوق بشری تقسیم می‌گردد. تحریم‌های هسته‌ای به دنبال وضع قطعنامه‌های شورای امنیت وضع شدند که در تاریخ‌های ۲۷ فوریه ۲۰۰۷، ۲۳ آوریل ۲۰۰۷، ۷ آگوست ۲۰۰۸، ۲۶ ژولای ۲۰۱۰، ۲۳ ژانویه ۲۰۱۲ و ۲۳ مارس ۲۰۱۲ تصویب شدند. تحریم‌های یک جانبه از سوی دولت‌های متفاوت مانند امریکا و تحریم‌های کنگره امریکا در دسته سوم قرار می‌گیرند. این دسته محوریت مالی، هسته‌ای، تجاری، سرمایه‌گذاری و تحریم‌های دارایی دارند. ممنوعیت سرمایه‌گذاری شرکت‌های نفتی امریکایی از سرمایه‌گذاری در طرح‌های نفت و گاز ایران در سال ۱۹۹۵، توقیف شدن دارایی‌های افراد مرتبط با برنامه هسته‌ای در ژوئن ۲۰۰۶، تحریم علیه شرکت‌هایی که با ایران تجارت داشتند در ژوئن ۲۰۰۷، لایحه جامع تحریم‌ها در ژوئن ۲۰۱۰ از جمله این موارد می‌باشد. همچنین در نوامبر ۲۰۱۱ امریکا و انگلیس نیز همانند امریکا فعالیت بانک مرکزی را تحریم کردند. کانادا در می ۲۰۱۳ واردات و صادرات را از ایران ممنوع کرد. در این مطالعه برای بررسی تأثیر تحریم بر اقتصاد ایران از متغیر مجازی استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد بیانگر تأثیر منفی آن بر تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌باشد. به عبارت دیگر تحریم‌ها توانسته اقتصاد ایران را به صورت منفی تحت تأثیر قرار دهد.

در این مطالعه ضریب مربوط به متغیر دامی بحران مالی ۲۰۰۸ نیز بر سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است. بر اساس نتایج این مطالعه نسبت سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی به تولید تحت تأثیر بحران مالی جهانی سال ۲۰۰۸ قرار نگرفته است. مصون ماندن اقتصاد ایران از این بحران ممکن است به دلیل عدم ادغام آن در اقتصاد جهانی و نداشتن رابطه‌ای تنگاتنگ با اقتصاد امریکا و همچنین تحریم‌های اقتصادی غرب علیه ایران باشد.

۶-بحث و نتیجه‌گیری

نحوه اثرگذاری عدم اطمینان ناشی از نوسان قیمت نفت بر تصمیمات بنگاه‌های اقتصادی و دولت‌ها در رابطه با سرمایه‌گذاری یکی از مباحث مهم اقتصاد کلان در کشورهای غنی از منابع نفتی می‌باشد. زیرا که سرمایه‌گذاری یکی از اجزای کلیدی تقاضای کل می‌باشد که مطابق با مدل‌های رشد اقتصادی به شکوفایی اقتصاد منتهی می‌شود. مطالعاتی که تاکنون در این حوزه انجام شده بر رابطه خطی بین عدم اطمینان ناشی از منابع متفاوت و رفتار سرمایه‌گذاری متمرکز شده‌اند. در صورتی که بسیاری از فرایندهایی که در معرض نااطمینانی و تغییرات در رفتار پویای خود هستند را نمی‌توان با استفاده از الگوهای خطی توصیف کرد. بنابراین در این مطالعه با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ تأثیر نوسان قیمت نفت بر رفتار سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از برآورد این مدل حاکی از آن است که تأثیر عدم اطمینان ناشی از تغییرات قیمت نفت بر تصمیمات سرمایه‌گذاری نامتقارن می‌باشد. به گونه‌ای که در هر دو رژیم رکود و رونق اقتصادی ریسک ناشی از تغییرات قیمت نفت به صورت معکوسی رفتار سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار داده اما میزان تأثیر آن یکسان نمی‌باشد. همچنین این مطالعه چگونگی اثرگذاری کیفیت نهادی بر سرمایه‌گذاری را نیز مورد مطالعه قرار داده است. نتایج حاصل از برآورد گویای آن است که بهبود کیفیت نهادی موجب افزایش سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران شده است. نکته دیگر اینکه تحریم‌های اعمال شده بر اقتصاد ایران به کاهش سرمایه‌گذاری منتهی شده است. اما در عین حال، بحران مالی ۲۰۰۸ امریکا، سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار نداده است.

نتایج این مطالعه می‌تواند کاربرد مهمی برای سیاست‌گذاران اقتصادی و همچنین سرمایه‌گذارانی که قصد سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران را دارند داشته باشد. با توجه به نتایج حاصل از نحوه اثرگذاری قیمت نفت بر سرمایه‌گذاری به عنوان یکی از متغیرهای مهم کلان اقتصادی پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران اقتصادی و برنامه‌ریزان اجتماعی کشور توجه بیشتری به آثار منفی نوسان قیمت نفت بر اقتصاد کشور داشته باشند و در تصمیمات خود این مسئله را مدنظر داشته باشند که مثبت یا منفی بودن تأثیر آن بر عملکرد اقتصادی را کارایی سیاست‌های اتخاذ شده در قبال آن تعیین می‌کند. به علاوه، با توجه به نقش مهم نهاد در توضیح عملکرد اقتصادی لازم است که برنامه‌ریزی دقیق برای اصلاح و بهبود کیفیت نهادی صورت گیرد. در این راستا لازم است اقدامات لازم در جهت رفع موانعی مانند کیفیت نامطلوب قوانین، کارآمد نبودن روش‌های حراست قانونی از مالکیت خصوصی، وجود راه‌هایی برای سلب مالکیت اشخاص توسط دولت، فساد در دستگاه اداری، ناتوانی دولت در تدوین و اجرای صحیح سیاست‌های منطقی و صحیح انجام شود.

منابع

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

اثنی عشری، ابوالقاسم؛ ندری، کامران؛ ابوالحسنی، اصغر؛ مهرگان، نادر و بابایی سمیرمی، محمدرضا (۱۳۹۵). "تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تورم، رشد و پول، مطالعه موردی ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۲، ۱۰۲-۸۵.

جلالی‌فر، بهناز و بابایی، نیلوفر (۱۳۹۵). "بررسی اثر نوسانات قیمت نفت خام بر سرمایه‌گذاری کشورهای عضو اوپک در بخش بالادستی صنعت نفت". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال دوازدهم، شماره ۵۰، ۲۲۷-۱۹۵.

حری، حمیدرضا و رحیمی، الهام (۱۳۹۳). "تأثیر نوسان‌های قیمت نفت بر تابع سرمایه‌گذاری Q توبین رویکردی از تئوری اختیار واقعی". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیست و دوم، شماره ۷۲، ۱۲۶-۱۰۵.

داروغه، جمشید و محمدی، تیمور (۱۳۸۴). "سرمایه‌گذاری در شرایط نااطمینانی (مطالعه موردی ایران)". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۸، ۸۰-۴۹.

صمدی، علی‌حسین؛ هادیان، ابراهیم و جعفری، محبوبه (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر نوسان‌های دائمی و موقت قیمت نفت اوپک بر سرمایه‌گذاری، تولید و نرخ بیکاری در اقتصاد ایران". *فصلنامه اقتصاد انرژی ایران*، سال دوم، شماره ۷، ۱۰۱-۷۵.

کازرونی، علیرضا و دولتی، مهناز (۱۳۸۶). "اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (مطالعه موردی ایران)". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۴۵، ۳۰۶-۲۰۸.

گسکری، ریحانه و اقبالی، علیرضا (۱۳۸۴). "اثر شوک نفتی بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران". *فصلنامه سیاست‌ها و پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۳۶، ۷۵-۶۱.

یوسفی، محمدقلی و عزیزنژاد، صمد (۱۳۸۸). "بررسی عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران با روش خود توضیح‌برداری". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال نهم، شماره ۸۸، ۱۰۰-۷۹.

Abel, A. B. (1983). "Optimal Investment Under Uncertainty". *The American Economic Review*, 73, 228–233.

Abel, J. & Eberly, J. C. (1999). "The Effects of Irreversibility and Uncertainty on Capital Accumulation". *Journal of Monetary Economics*, 44, 339–377.

Bernanke, B. S. (1983). "Irreversibility, Uncertainty and Cyclical Investment". *Quarterly Journal of Economics*, 98, 85–106.

Bulan, L. T. (2005). "Real Options, Irreversible Investment and Firm Uncertainty, New Evidence from U.S. Firms". *Review of Financial Economics*, 14, 255–279.

Caballero, R. J. (1999). "Aggregate Investment". In: Taylor, J. B. and Woodford, M. (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, 1B, North-Holland, Amsterdam.

Campa, J. (1993). "Entry by Foreign Firms in the United States under Exchange Rate Uncertainty". *The Review of Economics and Statistics*, 75, 614–622.

Cavicchioli, M. (2015). "Likelihood Ratio Test and Information Criteria for Markov Switching VAR Models: An Application to the Italian Macroeconomy". *Italian Economic Journal*, 1, 315–332.

Chevalier-Roignant, B., Flath, C. M., Huchzermeier, A. & Trigeorgis, L. (2011). "Strategic Investment under Uncertainty: A Synthesis". *European Journal of Operational Research*, 215, 639–650.

Deschamps, P. H. J. (2008). "Comparing Smooth Transition and Markov Switching Autoregressive Models of US Unemployment". *Journal of Applied Econometrics*, 23, 435-462.

Dixit, A. & Pindyck, R. (1994). "Investment under Uncertainty". *Princeton University Press*, Princeton.

Elder, J. & Serletis, A. (2010). "Oil Price Uncertainty". *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 1137–1159.

Fan, Y. & Zhu, L. (2010). "A Real Options Based Model and its Application to China's Overseas Oil". *Energy Economics*, 32, 627–637.

Folta, T. B. & O'brien, J. P. (2004). "Entry in the Presence of Dueling Options". *Strategic Management Journal*, 25, 121–138.

Goldfeld, S. M. & Quandt, R. E. (1973). "A Markov Model for Switching Regressions". *Journal of Econometrics*, 1, 3-16.

Guiso, L. & Parigi, G. (1999). "Investment and Demand Uncertainty". *Quarterly Journal of Economics*, 114, 185–227.

Guo, H. & Kliesen, K. L. (2005). "Oil Price Volatility and US Macroeconomic Activity". *Federal Reserve Bank of St. Louis*, 57, 669–683.

Guo, X., Miao, J. & Morellec, E. (2005). "Irreversible Investment with Regime Shifts". *Journal of Economic Theory*, 122, 37-59.

Hall, R. & Johnes, C. (1999). "Why do Some Countries Produce so Much more Output than Others". *Quarterly Journal of Economics*, 114, 83–116.

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

Hansen, B. E. (1992). "The Likelihood Ratio Test under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP Model". *Journal of Applied Econometrics*, 7, S61-S82.

Hartman, R. (1972). "The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment". *Journal of Economic Theory*, 5, 258–266.

Henriques, I. & Sadorsky, P. (2011). "The Effect of Oil Price Volatility on Strategic Investment". *Energy Economics*, 33, 79–87.

Hurn, A. S. & Wright, R. E. (1994). "Geology or Economics? Testing Models of Irreversible Investment using North Sea Oil Data". *The Economic Journal*, 104, 363–371.

Huzinga, J. (1993). "Inflation Uncertainty, Relative Price Uncertainty, and Investment in US Manufacturing". *Journal of Money, Credit and Banking*, 25, 521–549.

Ibrahim, M. H. & Ahmed, H. J. A. (2014). "Permanent and Transitory oil Volatility and Aggregate Investment in Malaysia". *Energy Policy*, 67, 552–563.

Kim, Ch. J. & Nelson, Ch. R. (1999). "State Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Application". *The MIT Press*, Massachusetts.

Knack, S. & Keefer, P. (1995). "Institutions and Economic Performance: Cross-Country Tests using Alternative Institutional Measures". *Economics and Politics*, 7, 207-227.

Kulatilaka, N. & Perotti, E. C. (1998). "Strategic Growth Options". *Management Science*, 44, 1021–1031.

Lee, J. & Strazicich, M. C. (2003). "Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks". *The Review of Economics and Statistics*, 85, 1082–1089.

Mauro, P. (1995). "Corruption and Growth". *The Quarterly Journal of Economics*, 110, 681-712.

Middleton, M. J. & Midgley, C. (1997). "Avoiding the Demonstration of Lack of Ability: An under Explored Aspect of Goal Theory". *Journal of Educational Psychology*, 89(4), 710-718.

Miller, K. D. (1998). "Economic Exposure and Integrated Risk Management". *Strategic Management Journal*, 19, 497–514.

Mohn, K. & Misund, B. (2009). "Investment

and Uncertainty in the International Oil and Gas Industry". *Economics*, 31, 240–248.

Narayan, P. K. & Sharma, S. S. (2011). "New Evidence on Oil Price and Firm Returns". *Journal of Banking and Finance*, 35, 3253–3262.

North, D. C. (2000). "The New Institutional Economics and Third World Development". Edited by John Harriss, Janet Hunter and Colin M. Lewis, *International Ltd.*

Ogawa, K. & Suzuki, K. (2000). "Uncertainty and Investment: Some Evidence from The Panel Data of Japanese Manufacturing Firms". *Japanese Economic Review*, 51, 170–192.

Perron, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica*, 57, 1361–1401.

Pindyck, R. S. (1988). "Irreversible Investment, Capacity Choice, and the Value of the Firm". *American Economic Review*, 78, 969–985.

Pindyck, R. S. (1991). "Irreversibility, Uncertainty and Investment". *Journal of Economic Literature*, 29, 1110–1148.

Rafiq, S., Salim, R. & Bloch, H. (2009). "Impact of Crude Oil Price Volatility on Economic Activities: An Emprical Investigation in the Thai Economy". *Resource Policy*, 34, 121-132.

Rodrik, D., Subramanian, A. & Trebbi, F. (2004). "Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development". *Journal of Economic Growth*, 9, 131–165.

Saikkonen, P. & Lütkepohl, H. (2000). "Testing for the Cointegrating Rank of a VAR Process with Structural Shifts". *Journal of Business & Economic Statistics*, 18, 451-464.

Sarkar, S. (2000). "On the Investment–Uncertainty Relationship in a Real Options Model". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24, 219–225.

Shaanan, J. (2005). "Investment, Irreversibility, and Options: An Empirical Framework". *Review of Financial Economics*, 14, 241–254.

Snowdon, B. & Vane, H. (2005). "Modern Macroeconomics: Its Origins, Development and Current State". *Cheltenham: Edward Elgar*.

Strazicich, M. C., Lee, J. & Day, E. (2004). "Are Incomes Converging Among OECD Countries? Time Series Evidence with Two Structural Breaks". *Journal of Macroeconomics*, 24, 131–145.

Uri, N. D. (1980). "Energy as a Determinant of Investment Behavior". *Energy Economics*, 2, 179–183.

Wang, Y., Xiang, E., Cheung, A. W. K., Ruan, W. & Hu. W. (2017). "International Oil Price Uncertainty and Corporate Investment: Evidence from China's Emerging and Transition Economy". *Energy Economics*, 61, 330-339.

Yoon, K. H. & Ratti, R. A. (2011). "Energy Price Uncertainty, Energy Intensity and Firm Investment". *Energy Economics*, 33, 67-78.

Zhu, Q. & Singh, G. (2016). "The Impacts of Oil Price Volatility on Strategic Investment of Oil Companies in North American, Asia, and Europe". *Pesquisa Operacional*, 36, 1-21.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و دوم، پاییز ۱۳۹۷ (۱۲۴-۱۱۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 32, September 2018 (111-124)

تعیین اندازه بهینه آستانه‌ای دولت و بهره‌وری آن با استفاده از رویکرد داده‌های پانل آستانه‌ای در کشورهای منتخب اوپک

محمد سخنور
استادیار، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ارومیه، گروه اقتصاد، ارومیه، ایران
(دریافت: ۱۳۹۶/۷/۱۹ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۲/۵)

Determining the Optimal Threshold Government Size and its Productivity Application of the Threshold Panel Data Approach in Selected OPEC Countries

Mohammad Sokhanvar
Assistant Professor of Economics, Urmia Branch, Islamic Azad University, Urmia, Iran
(Received: 11/Oct/2017 **Accepted:** 24/Feb/2018)

چکیده:

در این مقاله بهره‌وری مخارج دولت در کشورهای عضو اوپک بررسی شده و اندازه بهینه آستانه‌ای دولت تعیین می‌شود. برای رسیدن به این هدف، از مدل رشد درون‌زای بارو استفاده می‌شود که توسط کاراس مطالعه شده است. برای تخمین مدل کاراس از رویکرد داده‌های پانل آستانه‌ای استفاده می‌شود. دلیل استفاده از نمونه کشورهای عضو اوپک این است که دولت‌های آنها از نظر ساختار تأمین مالی مشابه هستند و در همه این کشورها درآمدهای نفتی سهم بالایی از GDP و منبع اصلی تأمین بودجه دولت است. با توجه به داده‌های موجود، هشت کشور عضو اوپک جهت بررسی رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی انتخاب شده‌اند. دوره مورد بررسی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ است. تخمین‌ها نشان می‌دهد که مقدار آستانه اندازه دولت برای کشورهای عضو اوپک، در حدود ۱۳/۵۸ درصد بوده است. همچنین تخمین مدل کاراس نشان می‌دهد که در این کشورها بهره‌وری مخارج دولت در مقدار قبل از آستانه اندازه دولت ۰/۷۲ و بعد از مقدار آستانه اندازه دولت منفی و در حدود ۰/۲۳- بوده است.

واژه‌های کلیدی: اندازه بهینه آستانه‌ای دولت، رشد اقتصادی، رویکرد پانل آستانه‌ای.
طبقه‌بندی JEL: C59، F02، H54.

Abstract:

In this paper, government expenditure productivity has been studied in selected countries that are member in Organization of Petroleum Exporting Countries (OPEC) and optimum threshold government size of these countries is determined. For this reason, endogenous Barrow growth model is used that practically applied by Karras. Panel data threshold approach is applied. The reason for selecting these countries for study is that these countries have the same government financial structure such that a high share of budget of these countries depend on the oil revenue. According to available data, eight countries are selected and the period under study is from 2000 to 2014. Estimation findings show that optimum threshold government size of these countries have been estimated 13/58. In addition, findings indicate that before the threshold government size, the productivity of government size has been positive and approximately 0/72 and after the threshold government size, the productivity of government size has been negative and approximately -0/23.

Keywords: Optimal Threshold Government Size, Economic Growth, Threshold Panel Approach.
JEL: C59, F02, H54.

*Corresponding Author: Mohammad Sokhanvar E-mail: m.sokhanvar2010@gmail.com

۱- مقدمه

ادبیات اقتصادی سرشار از نظریات مختلف درباره دخالت دولت در اقتصاد است. از زمان آغاز تحولات صنعتی در انگلیس از قرن هیجدهم و پیدایش مکتب کلاسیک در سال ۱۷۷۶ و همراه با انتشار کتاب ثروت ملل آدام اسمیت و تدوین علم اقتصاد، موضوع دخالت دولت به شکل جدی مطرح شده است. از هنگام پیدایش مکتب کلاسیک تا تولد مکتب کینزی در دهه ۱۹۳۰ دو نگرش عمده غالب بود: اول نگرش دولت حداقل که برگرفته از مکتب فیزیوکراسی و کلاسیک بود. این نگرش به رغم انتقادهای شدیدی که از این نظام می‌شد، تا قرن بیستم ادامه یافت. دوم نگرش دولت حداکثر که منشأ آن سوسیالیست‌ها ومارکسیست‌ها بودند. همراه با انقلاب ۱۹۱۷ روسیه، اندیشه‌های اقتصادی سوسیالیستی به مدت تقریباً ۷۰ سال حاکم بود که مجالی برای بخش خصوصی نمی‌گذاشت. بحران سرمایه‌داری باعث مطرح شدن نگرش اقتصاد مختلط و در نهایت تولد دولت‌های رفاه شد که حالت بینابین دو نگرش با افراط و تفریط بالاست. می‌توان گفت که دو مکتب کلاسیک و مارکسیست در دو انتهای طیف قرار دارند جایی که مکتب کلاسیک در یک سر طیف متمایل به حداقل اندازه دولت است، دولتی که باعث اخلال در سیستم بازار آزاد و نظام قیمت نباشد و نیز مانع عملکرد دست نامرئی بازار برای نگه داشتن تعادل اقتصاد در اشتغال کامل نباشد. در سر دیگر طیف مکتب مارکسیست متمایل به حداکثر دخالت دولت است. به طوری که دولت با در دست گرفتن ابزار تولید به دنبال فرایندی است که بعد از شکست سرمایه‌داری و نظام بازار آزاد و تغییر روابط تولیدی سکان هدایت اقتصاد به سوی حداکثر کردن منافع اشتراکی افراد جامعه را به عهده داشته باشد. دیگر مکاتب اقتصادی و از جمله مکتب کینزی متمایل به دخالت دولت در صورت عدم تعادل بازار و به عبارتی در بین دو سر طیف هستند. از دهه ۱۹۳۰ تا ۱۹۶۰ دخالت دولت به آرامی و به‌طور هماهنگ افزایش یافت، اما از دهه ۱۹۷۰با افزایش هزینه‌های دولت، دولت‌ها متمایل به هزینه‌های بیشتر در قالب دولت‌های رفاه شدند. از دهه ۱۹۸۰ و با پیدایش رویکرد نئولیبرالیسم این تصور عمومی غالب شد که به دلیل کارآیی کمتر بخش دولتی نسبت به بخش خصوصی، باید فعالیت‌های دولت کاهش داده شود که منجر به سیاست‌های تعدیل ساختاری و خصوصی سازی به خصوص در کشورهای در حال توسعه شد اما تغییر عقیده بسیاری از اقتصاددانان در دهه ۱۹۹۰، باعث دخالت بیشتر دولت‌ها در امور اقتصادی شد. از زمان بحران سال ۲۰۰۸، بسیاری از دولت‌ها سیاست مالی محافظه کارانه‌تری را برای تثبیت رشد اقتصادی و جلوگیری از سقوط نظام مالی کشورهایشان در پیش گرفته‌اند که این نیز منجر به افزایش مخارج دولتی و بدهی‌های عمومی شده است (محمد زاده و همکاران، ۱۳۹۶: ۹۷؛ آقازاده بکتاش و دیزجی، ۱۳۹۶: ۱۲۵). اگر چه این سیاست‌ها باعث ارتقای رشد اقتصادی و هموارسازی سیکل اقتصادی در کوتاه‌مدت شده اما سیاست‌های مالی تشخیصی و نجات دهنده به ویژه در صنعت بانکداری باعث افزایش سریع نسبت بدهی عمومی به GDP در بسیاری از کشورها نظیر ایتالیا، اسپانیا، یونان و امریکا شده که مانع رشد اقتصادی گردیده است. همچنین انواع مخارج دولتی جاری و عمرانی اثرات متفاوتی بر رشد اقتصادی دارند. آنچه مشخص است این است که رابطه منفی بین رشد اقتصادی و سطح بدهی عمومی یا سرمایه‌گذاری دولتی وجود دارد. به ویژه اگر نسبت بدهی عمومی به GDP بیش از ۹۰ درصد یا نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به GDP بیش از ۳۰ درصد شود، نرخ رشد اقتصادی به طور قابل توجهی کاهش می‌یابد (چن[1] و همکاران، ۲۰۱۶: ۳).

طبق نظریه کینزی، حداقل در کوتاه‌مدت سرمایه‌گذاری دولتی به عنوان بخشی از GDP رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد که این کار از طریق ارائه زیرساخت‌ها و کالاهای عمومی مکمل انجام می‌شود و اثرات خارجی مثبت ناشی از فعالیت‌های عمرانی دولت، محیط سرمایه‌گذاری برای بخش خصوصی را ارتقاء می‌دهد اما برخی مطالعات نظری و تجربی نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری بیشتر دولت مانع رشد می‌شود. این به دلیل اثر برون رانی سرمایه‌گذاری دولتی و فعالیت‌های انحصاری دولتی است که باعث عدم تخصیص بهینه منابع، عدم کارایی منابع انسانی و تشویق رانت‌جویی می‌شود که هر کدام، اثرات خارجی مثبت سرمایه‌گذاری دولتی را تضعیف می‌کند (همان: ۴).

اثر منفی افزایش سرمایه‌گذاری و بدهی عمومی بر رشد اقتصادی وجود منحنی غیرخطی آرمی (رابطه U شکل معکوس بین اندازه دولت و رشد اقتصادی) در کشورها را تقویت می‌کند. به طور کلی هر چند با قاطعیت می‌توان گفت که همه مکاتب اقتصادی دخالت دولت در اقتصاد را قبول دارند اما میزان این دخالت‌ها در هر یک از مکاتب اقتصادی و نظریات مختلف در این زمینه متفاوت است. در ادامه ابتدا مبانی نظری و

1. Chen et al. (2016)

تجربی اندازه دولت و تأثیر آن بر رشد اقتصادی وسپس انـدازه بهینه دولت مورد کنکاش قرار می‌گیرد. در این تحقیق از روش پانل آستانه‌ای با اثرات ثابت برای تخمین مقـدار آسـتانه انـدازه دولت استفاده شده است و نیز بهره‌وری مخـارج دولتـی قبـل و بعد از مقدار آستانه اندازه دولت تخمین زده شده اسـت. ایـن در حالی است که تعدادی از مطالعات نیز رگرسـیون سـری زمـانی آستانه‌ای (و نه پانل آستانه‌ای) را برای برخی کشورها از جملـه ایران بکار برده‌انـد و مقـالات مشـابه در زمینـه موضـوع مـورد بررسی، در صورت استفاده از داده‌های پانل از روش‌های معمول پانل استفاده کرده‌اند.

۲- مبانی نظری

اقتصاددانان زیادی به بحث رشد اقتصادی و نقش دولت توجـه کرده‌اند. اما این پرسش که آیا مخارج دولت بر رشـد اقتصـادی تأثیر مثبت دارد یا منفی، پرسشی است که پاسخ آن، چه از نظر تئـوریکی و چـه از نظـر تجربـی مشـخص نیسـت و نظریـات اقتصـادی دربـاره رابطـه بـین رشـد اقتصـادی و انـدازه دولـت متناقض هستند. نظر غالب این است کـه مخـارج عمـومی بـه خصوص روی زیربناها و سرمایه انسانی می‌تواند رشد اقتصادی را افزایش دهد اگـر چـه منـابع تـأمین مـالی چنـین مخـارجی می‌تواند باعث کاهش رشد اقتصادی گـردد. بـه طـور کلـی در زمینه رشد و مخارج دولـت دو دیـدگاه متفـاوت وجـود دارد بـه طوری که یک دیدگاه معتقد است کـه انـدازه بـزرگ‌تـر دولـت تمایل دارد که رشد را به‌طور مثبت تحـت تـأثیر قـرار دهـد، در جایی که دولت می‌تواند نقص‌ها و ناکاملی‌های بازار را تصـحیح کرده و منافع خصوصی و اجتماع را با هم آشـتی دهـد و جـایی که بخش دولتی بسیار کاراتر از بخش خصوصـی اسـت، انـدازه بزرگ‌تر دولت می‌تواند اثرات مثبت زیادی بر بخش خصوصـی داشته باشد. گراسـمن[1] در سـال ۱۹۸۸ بعضـی از عملکردهـای تصمیم‌گیری دولت که رشد اقتصادی را تسریع می‌کند به طرق زیر برمی‌شمارد: تهیه چارچوب قانونی و اجتماعی، دفاع، خدمات پلـیس، قضـاوت، حمایـت از حقـوق مالکیـت‌هـا، تصـحیح ناکارآمدی‌های بازار آزاد، توسعه زیرساخت‌های اقتصادی، تنظیم اثرات جانبی و پرداخت کمک‌های اجتماعی بـرای رسـیدن بـه سازگاری اجتماعی و ارتقای کارآیی که از فعالیـت‌هـای دولـت ناشی می‌شود، باعث افزایش رشد اقتصادی می‌داند. عـلاوه بـر آن، اثرات برون‌رانـی فرصـت‌هـای سـرمایه‌گـذاری خصوصـی سودده و اثرات مختل کننـده بعضـی از سیاسـت‌هـای مـالی از طرف دولت منجر به کارآیی کلی پـایین‌تـر مـی‌شـود. در واقـع می‌توان گفت زمانی که دولت شروع به رشد بیشتری مـی‌کنـد منابع بیشتری توسط عوامل سیاسی تخصیص داده می‌شـود تـا توسط نیروهای بازار. بنابراین چهارعامل عمده که اقتصـاددانان رشد معتقدند اثرات مثبت مخارج دولت را از بـین بـرده و تـأثیر منفی بر رشد اقتصادی می‌گذارد به شرح زیر است:

۱) مالیات‌های بالاتر برای تأمین مخارج دولت تـأثیر منفـی بـر رشد اقتصادی خواهد داشت.

۲) زمانی که دولت نسبت به بخش خصوصـی رشـد مـی‌کنـد، بازدهی نزولی پیش خواهد آمد.

۳) فرایند سیاسی[2] نسبت به فرایند بازار پویایی کمتری دارند.

۴) فرایند رشد یک فرایند نوآور اسـت (گـوارتنی[3] و همکـاران، ۱۹۹۸: ۴).

۵) یک بخش دولتی بزرگ‌تر سودهای بالقوه را در فعالیت‌هـای رانت‌جویانه افزایش می‌دهد و منابع را بیشتر به سمت کالاهای غیرتولیدی می‌کشاند (فولستر و هنرکسون[4]، ۱۹۹۹: ۳۴۱)

مسئله مهم دیگر، علاوه بر ۵ مورد که در بالا درباره اثرات منفی مخارج دولت بر رشد مطرح است، متعلـق بـه کشـورهای غنی از منابع طبیعی است. دولـت در ایـن کشـورها درآمـدهای عظیمی را از استخراج منابع طبیعی ثابت نظیر انرژی به دسـت می‌آورد. مشخصه این دولت‌ها این است که مبادرت به اجـرای برنامه‌های اقتصادی که در بردارنده مخارج دولتی بسیار وسیعی هستند می‌کنند که اغلب این کشورها بـا یـک مشـکل توسـعه اقتصادی دست به گریبان می‌شوند و آن مسئله بیماری هلندی است زیرا که با یک رشد راکد در بخش‌های اقتصـادی غیـر از بخش انرژی گرفتار می‌شوند و بحث می‌شود که رونـق بخـش انرژی بخش صنعت را تحت تأثیر قـرار مـی‌دهـد و بـه خـاطر افزایش تولید نهایی کار در بخش انرژی، حرکت نیروی کـار از هر دو بخش غیرتجاری و صـنعت بـه بخـش انـرژی را باعـث می‌شود (آنامن[5]، ۲۰۰۴: ۷۸۳).

از دهه ۱۹۷۰ به بعـد بیشـتر تحقیقـات و مطالعـات کـلان اقتصادی چه از لحاظ تئوریکی و چه از لحاظ تجربـی از سـمت مسائل تثبیت کوتـاه‌مـدت بـه سـمت مسـائل بلندمـدت رشـد اقتصادی در کشورهای توسعه یافته معطوف شده است و سـعی

1. Grossman (1988)

2. Political Process
3. Gwartney et al. (1998)
4. Folster & Henrekson (1999)
5. Anaman (2004)

در شناسایی عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی گردیده است. بنابراین مدل رشد سنتی و نئوکلاسیک سولو که بیشتر مطالعات و مدل‌های قدیمی بر اساس آن قرار گرفته‌اند دو فرض اساسی را در نظر می‌گیرد (۱) رشد درآمد سرانه تنها در نتیجه تغییرات تکنولوژیکی برون‌زا است. (۲) درآمد سرانه کشورهای با ساختار مشابه در بلندمدت به سمت همدیگر همگرا هستند (همگرایی شرطی). یعنی بسته به دوری و نزدیکی از نقطه تعادل بلندمدت نرخ رشد کشورهای با ساختار مشابه فرق می‌کند. در صورت وجود فرض‌های سولو جایی برای دخالت دولت در اقتصاد باقی نمی‌ماند چون در نهایت همه کشورهای با ساختار مشابه دارای درآمد سرانه یکسان می‌شوند البته مخارج دولت می‌تواند در کوتاه‌مدت پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را تغییر دهد که باعث انتقال نقطه تعادل می‌شود اما اثرات مخارج دولت گذرا بوده و در بلندمدت مخارج دولت اثری بر رشد درآمد سرانه نخواهد داشت. اما با معرفی مدل‌های رشد درون‌زا توسط رومر[1] (۱۹۹۶: ۹۵)، لوکاس[2] (۱۹۸۸: ۱۳)، بارو[3] (۱۹۹۰: ۱۰۴) و ربلو[4] (۱۹۹۱: ۵۰۲)، برخلاف مدل‌های رشد نئوکلاسیک سولو که نقشی برای دولت قائل نبود، سیاست دولت در این مدل‌ها می‌تواند اثرات مهمی بر عملکرد رشد بلندمدت کشورها داشته باشد. جایی که دولت سطوح متغیرهای اقتصادی مانند نرخ سرمایه‌گذاری هم فیزیکی و هم انسانی را تغییر داده و نرخ پیشرفت فنی را از طریق تشویق تجارت، قوی کردن نهادهای سیاسی و قانونی و غیره متأثر می‌سازد و سیاست‌های دولت بر رشد اقتصادی اثر قابل ملاحظه‌ای دارند. از همین روی ادبیات تئوریکی همراه با ادبیات تجربی در رابطه با رشد و مخارج دولتی به‌وجود آمده است. در واقع دولت با داشتن ابزارهای مالی عمده نظیر مالیات‌گیری و مخارج دولت رشد بلندمدت را از طریق اثر بر کارآیی استفاده از منابع (با داشتن تکنولوژی)، نرخ انباشت عوامل و سرعت پیشرفت تکنولوژی متأثر می‌سازد. به همین دلیل نقش دولت در مدل‌های رشد درون‌زا اهمیت می‌یابد. بنابراین تئوری رشد درون‌زا به این نکته توجه دارد که دولت می‌تواند در بلندمدت، اقتصاد را از طریق اثر بر سرمایه‌گذاری در ماشین‌آلات، مهارت‌ها و تکنولوژی هدایت کند.

گرچه سابقه موضوع تأثیر دولت بر فعالیت‌های اقتصادی بسیار طولانی است و به دوره کلاسیک‌ها بر می‌گردد، اما تحقیق و مطالعه درباره "اندازه بهینه دولت" بحث جدیدی است. اغلب تئوری‌ها نظیر بارو (۱۹۹۰: ۱۰۳) یا دار و امیرخلخالی[5] (۲۰۰۲: ۶۷۹) به عنوان یک اصل پذیرفته‌اند که مخارج دولت در کشورهایی که اندازه بخش دولتی از یک آستانه مشخص فراتر می‌رود، اثر منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت. بنابراین به دنبال پیدا کردن یک رابطه غیرخطی بین اندازه دولت و رشد اقتصادی هستند که در قالب مدل‌های رشد درون‌زا به دنبال آن هستند. نظریات متفاوتی برای اثبات رابطه غیرخطی بین اقتصادانان رشد از جمله دار و امیرخلخالی (۲۰۰۲: ۶۷۹) بیان کرده‌اند که نقش دولت در کشورهای فقیر، به عنوان کاتالیزور یعنی سرعت دهنده جریان رشد از طریق توسعه زیرساخت‌های اقتصادی، اداری و قانونی است. اما آنها بیان می‌کنند که در سال‌های اخیر بیشتر مطالعات بر روی اثرات منفی ناشی از فعالیت‌های دولت که آن هم ناشی از ناکارایی، وضع مالیات اضافی، فساد، ارتشاء و رفتار رانت‌جویانه در کشورهای کمتر توسعه یافته است، متمرکز شده است. به همین دلیل بیان می‌کنند که رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی یک به یک نیست و قائل به وجود یک نقطه بهینه هستند.

طبق گفته فریدمن[6] (۱۹۹۷)، دولت دارای نقش مهمی در جامعه آزاد و باز است و بیان می‌شود که نقش بخش دولتی تا مقدار مشخصی مثبت است اما به محض افزایش اندازه دولت از آن مقدار مشخص، نقش دولت منفی می‌شود که از نظر فریدمن مقدار بهینه اندازه دولت بین ۱۵ تا ۵۰ درصد است (آلتونج[7] و آیدین، ۲۰۱۳: ۶۶).

بارو (۱۹۹۰) اشاره می‌کند که اندازه‌های مختلف دولت دارای دو اثر بر نرخ رشد اقتصادی است به عنوان مثال یک افزایش در مالیات‌ها نرخ رشد اقتصادی را از طریق اثرات ضد انگیزشی کاهش می‌دهد اما از طرق دیگر افزایش در مخارج دولت، کارآیی نهایی سرمایه چه در بخش خصوصی و چه در بخش دولتی را افزایش می‌دهد. بارو معتقد است زمانی که اندازه دولت کوچک است اثرات مثبت مخارج دولت بر اثرات منفی آن غلبه می‌کند ولی زمانی که اندازه دولت بزرگ‌تر می‌شود اثرات منفی مسلط می‌شود. بنابراین می‌توان گفت که تأثیر مخارج دولتی در حال افزایش بر رشد اقتصادی یک به یک نیست و در مرحله‌ای افزایش اندازه دولت باعث افزایش

1. Romer (1996)
2. Lucas (1988)
3. Barro (1990)
4. Rebelo (1991)
5. Dar & Amirkhalkhali (2002)
6. Friedman (1997)
7. Altunc & Aydin (2013)

رشد اقتصادی و در مرحله‌ای دیگر، اندازه بزرگ‌تر دولت باعث کاهش رشد اقتصادی می‌گردد. پس می‌توان گفت که یک اندازه بهینه برای دولت وجود خواهد داشت که بر طبق عقیده بارو مخارج دولت وقتی بهینه هستند که تولید نهایی این مخارج برابر ۱ باشد (MPG=1) که به قاعده بارو مشهور است که یکی از مهمترین قواعد در زمینه تعیین اندازه دولت است.

۳- پیشینه تحقیق

این بخش به مرور مطالعات تجربی اثر اندازه دولت بر رشد اقتصادی در ایران و سایر کشورها و تعیین اندازه بهینه دولت می‌پردازد. مطالعات تجربی مختلف با استفاده از اجزای مختلف مخارج دولت یا ترکیب تعدادی از آنها به عنوان G در تعریف اندازه دولت (G/GDP) به نتایج مختلفی دست یافته‌اند. به عبارت دیگر مطالعات مختلف با تصریحات مختلف از رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی در پی پیدا کردن اثر اندازه دولت بر رشد و تعیین اندازه بهینه آن برآمده‌اند.

بیشتر مدل‌ها نظیر بارو (۱۹۹۰) و سلمرد[1] (۱۹۹۵) بیان می‌کنند که در ابتدا اثرات افزایش دهنده کارایی ناشی از افزایش مخارج دولت و بنابراین افزایش اندازه دولت به احتمال زیاد از هزینه‌های اجتماعی تأمین این مخارج بیشتر خواهد بود. در حالی که مطالعات دیگر در تخمین‌های خود اثرات انواع مختلف مخارج دولت را به دست آورده‌اند، مطالعات تجربی نظیر بارو و سالایی مارتین[2] (۱۹۹۵) و هانسون و هنرکسون[3] (۱۹۹۴) اثرات مثبت مخارج آموزشی و آشائور[4] (۱۹۸۹) اثرات مثبت سرمایه‌گذاری عمومی در زیرساخت‌ها در اقتصاد امریکا را بر رشد اقتصادی به دست آورده‌اند.

رم[5] در مدل دو بخشی خود در پی پیدا کردن اثر اندازه دولت بر رشد اقتصادی است. در مدل دو بخشی او تولید بخش دولتی به عنوان نهاده وارد تابع تولید بخش خصوصی می‌شود. او با استفاده از داده‌های سری زمانی دوره (۱۹۸۰ــ۱۹۷۰) به تفکیک برای ۱۱۵ کشور و از جمله ایران نتیجه می‌گیرد اثر کلی اندازه دولت در تمامی موارد مثبت است. تنها در پاره‌ای از کشورهای پیشرفته صنعتی مثل آمریکا، استرالیا، اتریش، آلمان و ایتالیا دارای اثر منفی بوده است و اثر مثبت اندازه دولت بر رشد اقتصادی در کشورهای دارای سطح درآمدی پایین، بالاتر بوده است (رم، ۱۹۸۶: ۱۹۱).

لاندائو[6] تأثیر مصرف دولتی بر رشد اقتصادی را در ۹۶ کشور مورد بررسی قرار می‌دهد و یک رابطه منفی بین مخارج دولتی و رشد درآمد ملی پیدا می‌کند (لاندائو، ۱۹۸۳: ۷۸۸).

همچنین او در مقاله دیگری در کشورهای در حال توسعه شامل ۶۵ کشور با استفاده از داده‌های ترکیبی در طول دوره ۱۹۸۰ـ۱۹۶۰ نتیجه می‌گیرد که مخارج مصرفی دولت (بدون مخارج مربوط به دفاع و آموزش) اثر معنی‌داری بر کاهش رشد اقتصادی داشته‌اند و مخارج سرمایه‌ای و توسعه‌ای دولت، اثر مثبت ضعیفی بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد و هزینه‌های دفاعی و آموزشی هم اثر قابل توجهی بر نرخ رشد اقتصادی نشان داده‌اند (لاندائو ، ۱۹۸۶: ۶۸).

دیاموند[7] با مبنا قرار دادن چارچوب حسابداری رشد، مخارج دولت یا اجزای آن و نیز سرمایه‌گذاری خصوصی و میزان افزایش در نیروی کار را به عنوان متغیرهای توضیح‌دهنده معرفی می‌کند. او با جدا کردن ترکیب مخارج دولت، از اجزای مخارج دولت در معادله رشد استفاده کرده است (دیاموند، ۱۹۸۹: ۴۵).

او با استفاده از این مدل و داده‌های مربوط به ۱۰۲ کشور شامل ۷۹ کشور در حال توسعه و ۲۳ کشور پیشرفته معادلات را برآورد کرده است. رابطه بین سهم مخارج دولت از تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد درآمد ملی با استفاده از داده‌های سری زمانی دوره (۱۹۸۰ـ۱۹۶۰) برای تک تک کشورها برآورد شده است. نتایج او نشان می‌دهد که مخارج کلی دولت اثر مهمی بر رشد اقتصادی نداشته است و این نتیجه برای مخارج جاری نیز صحت دارد در حالی که برای مخارج سرمایه‌ای صحت ندارد. مخارج سرمایه‌ای مربوط به خدمات اجتماعی در کوتاه‌مدت اثر معنی‌داری بر رشد دارد، در حالی که مخارج عمرانی در زیربناها اثر کمتری داشته و سرمایه‌گذاری‌های مستقیم تولیدی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارند. در حالی که مخارج جاری در زمینه‌های مستقیم تولیدی، اثر مثبت بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد.

نتایج تخمین با استفاده از داده‌های سری زمانی کشورها نشان می‌دهد رابطه بین سهم مخارج دولت از GDP و نرخ رشد درآمد ملی، برای اغلب کشورهای پیشرفته منفی و در سطح بالایی معنی‌دار است اما برای کشورهای در حال توسعه نتایج متفاوت بوده است (دیاموند، ۱۹۸۹: ۴۵).

1. Slemrod (1995)
2. Sala-i-Martin (1995)
3. Hansson & Henrekson (1994)
4. Aschauer (1989)
5. Ram (1986)
6. Landau (1983)
7. Diamond (1989)

دار و امیرخلخالی با مطالعه ۱۹ کشور OECD (سازمان توسعه و همکاری اقتصادی) و با استفاده از داده‌های دوره ۱۹۹۹ـ۱۹۷۱ و با استفاده از مدل ضرایب تصادفی در پی جواب این مسئله هستند که آیا بخش دولتی گسترده‌تر و بزرگ‌تر، رشد اقتصادی را تضعیف می‌کند یا نه و اینکه آیا رابطه یک به یک بین این دو وجود دارد؛ آنها دریافتند که اندازه دولت اثری منفی و معنی‌دار دارد. سرانجام با بررسی در سطح گروه‌ها دریافتند که یک رابطه متقارن بین اندازه دولت و رشد اقتصادی وجود ندارد، یعنی لزوماً کشورهای با اندازه بزرگ‌تر دولت دارای اثر منفی بیشتر بر رشد اقتصادی نبوده‌اند و برعکس (دار و امیرخلخالی، ۲۰۰۲: ۶۸۷).

در مطالعه تجربی گوارتنی و همکاران (۱۹۹۸) شامل ۲۳ کشور عضو OECD در فاصله زمانی ۱۹۹۶ـ۱۹۶۰ است و دریافته‌اند که ۱۰ درصد افزایش در اندازه دولت تقریباً ۱ درصد رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد و اندازهٔ دولت حداکثر کنندهٔ رشد را کمتر از ۲۰ درصد تخمین می‌زنند (گوارتنی و همکاران، ۱۹۹۸: ۱۵).

کاراس در تحقیق خود برای به دست آوردن رابطه بین متغیر مستقل اندازه دولت با متغیر وابسته رشد اقتصادی در طول دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۵، ۱۱۸ کشور از قاره‌های مختلف و از جمله ایران در قالب آسیا را در نظر می‌گیرد که بر طبق یافته‌های او اندازه دولت در سطح جهانی (کل نمونه ۱۱۸ کشوری) از ٪۱۶/۳ در سال ۱۹۶۰ به ٪۱۴/۶ در سال ۱۹۸۵ رسیده است اما با نوسانات اساسی در طول دوره مورد بررسی، ماکزیمم خود را در سال ۱۹۶۲ (۱۶/۷ درصد) تجربه کرده و سرانجام به مینیمم خود (٪۱۴) در سال ۱۹۷۹ می‌رسد و نیز بحث می‌کند که در تعدادی از کشورهای آفریقایی، از سال ۱۹۶۰ اندازهٔ دولت در آفریقا به صورت مداوم افزایش یافته است و تقریباً به صورت مداوم در آمریکای شمالی و جنوبی کاهش یافته و در اروپا و آسیا روند پیچیده‌ای را تجربه کرده است. (کاراس، ۱۹۹۶: ۱۹۵)

علی و سترازیزیج[1] با استفاده از داده‌های ترکیبی در طول دوره ۱۹۹۲–۱۹۷۰ برای ۵ کشور (عربستان، کویت، بحرین، امارات متحده عربی و عمان) مدل تجربی کاراس را تخمین زدند و با استفاده از آزمون هاسمن استفاده از مدل اثرات تصادفی را رد کرده و از مدل اثرات ثابت استفاده کردند.

این فرضیه که خدمات دولتی کارا هستند پذیرفته می‌شود یعنی MPG>0 در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد تأیید می‌شوند و بنابراین خدمات دولتی در نهایت کارا هستند. البته MPG مثبت برای همه کشورها به طور انفرادی معنی‌دار نیست و از طرفی دیگر اندازه دولت در این کشورها بهینه نیست و MPG<1 نشان دهنده اندازه بیش از حد بهینهٔ دولت در این کشورهاست. آنها اندازه بهینه دولت را برای همه کشورهای شورای همکاری خلیج فارس[2] (GCC)، ٪۱۲ برآورد کرده‌اند که تفاوت زیاد اندازه بهینه دولت با مقادیر واقعی اندازه دولت، نشان می‌دهد اندازه دولت بسیار بیش از حد بهینه بوده است و بالطبع تأثیر آن بر رشد اقتصادی نیز منفی بوده است (علی و سترازیزیج، ۲۰۰۰: ۴۸۱).

دژپسند و گودرزی در مقاله‌ای با عنوان اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران با روش رگرسیون آستانه‌ای نشان دادند که با افزایش اندازه دولت تا نقطه آستانه‌ای مشخص، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و پس از آن، افزایش اندازه دولت، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که وقتی اندازه دولت بین ۲۳ تا ۳۰ درصد است مخارج دولت بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی دارد (دژپسند و گودرزی، ۱۳۸۹: ۱۸۹).

دی پترو و آنورو[3] در موضوعی با عنوان اندازه دولت، بدهی عمومی و رشد واقعی اقتصادی با استفاده از تحلیل پانلی با مطالعه ۱۷۵ کشور از کل جهان نشان داده‌اند که هم افزایش اندازه دولت و هم افزایش بدهی‌های دولت، باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود (دی پترو و آنورو، ۲۰۱۲: ۴۱۰).

جاوید اتاری و جاوید[4] در مقاله‌ای با عنوان تورم، رشد اقتصادی و مخارج دولتی پاکستان در فاصله سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ نشان داده‌اند که در کوتاه‌مدت تورم اثری بر رشد اقتصادی نداشته است اما مخارج دولتی بر رشد اقتصادی اثر داشته است. در بلندمدت هم تورم و هم مخارج دولتی بر رشد اقتصادی اثر داشته‌اند. به عبارتی دیگر مخارج دولتی هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت اثر مثبت بر رشد اقتصادی داشته است (جاوید اتاری و جاود، ۲۰۱۳: ۵۸).

آلتونج و آیدین در مقاله‌ای با بررسی رابطه بین اندازه بهینه دولت و رشد اقتصادی در کشورهای ترکیه، رومانی و بلغارستان نشان دادند که اندازه فعلی دولت در این کشورها از اندازه بهینه بزرگ‌تر است (آلتونج و آیدین[5]، ۲۰۱۳: ۷۲).

1. Aly & Strazicich (2000)

2. Persian Gulf Cooperation Council
3. DiPeitro & Anoruo (2012)
4. Javid Attari & Javed (2013)
5. Altunc & Aydin (2013)

آسیماکوپولوس[1] و کاراویاس در مقاله‌ای تحت عنوان اثر اندازه دولت بر رشد اقتصادی (یک تحلیل آستانه‌ای)، در پی شناسایی سطح بهینه اندازه دولت با استفاده از مجموعه داده‌های بزرگی از طریق رویکرد پانل غیر خطی و روش گشتاورهای تعمیم یافته هستند. آنها نشان دادند که رابطه در بالا و پایین سطح بهینه حتی با تفکیک نمونه به کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته معنی‌دار است و اثر غیر متقارن اندازه دولت بر رشد اقتصادی حول مقدار آستانه‌ای تخمین زده شده برای اندازه دولت وجود دارد (آسیماکوپولوس و کاراویاس، ۲۰۱۶: ۶۵).

چن و همکاران در مقاله‌ای تحت عنوان سرمایه‌گذاری بهینه دولتی و بدهی عمومی در یک مدل رشد اقتصادی با استفاده از یک مدل نظری غیر خطی و استفاده از رگرسیون انتقال یکنواخت پانل، ۶۵ کشور در حال توسعه را در طول دوره ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۴ بررسی کرده‌اند. نتایج آنها نشان می‌دهد که اثر سرمایه‌گذاری دولتی بر رشد اقتصادی با افزایش سطح مخارج کاهش یافته است. زمانی که نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به GDP به نقطه خاص (آستانه) برسد، اثر سرمایه‌گذاری دولتی از مثبت به منفی تغییر می‌کند. اثر بدهی عمومی بر رشد اقتصادی هم الگوی مشابهی دارد (چن و همکاران، ۲۰۱۶: ۳۶).

۴- داده‌ها و روش تخمین

در این مطالعه از داده‌های ۸ کشور عضو اوپک طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ استفاده شده است. کشورهایی از اوپک در نمونه منتخب استفاده شده‌اند که دارای داده‌های کامل در طول دوره مورد بررسی بوده‌اند که این کشورها شامل اکوادور، الجزایر، ونزوئلا، عربستان سعودی، نیجریه، ایران، کویت و اندونزی می‌باشند. برای به دست آوردن اطلاعات مربوط به حساب‌های ملی از داده‌های سازمان ملل متحد استفاده شده است[2]. داده‌های مربوط به بودجه کشورها و نیروی کار کشورها از داده‌های بانک جهانی (WDI) گرفته شده است[3]. اندازه دولت نیز به صورت نسبت کل مخارج بودجه‌ای دولت به تولید ناخالص داخلی تعریف شده است که از دادهای صندوق بین‌المللی پول (IMF) گرفته شده است[4]. رشد اقتصادی نیز درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۲۰۱۰ تعریف شده است.

۴-۱- مدل تجربی کاراس

کاراس (۱۹۹۶) برای معرفی مدل رشد با لحاظ اندازه دولت، ابتدا تابع تولید زیر را در نظر می‌گیرد:

(۱)

$$Y=F(K,N,G/N)$$

در این رابطه Y تولید ناخالص داخلی حقیقی، K ذخیره سرمایه خصوصی و عمومی، N اشتغال، G مصرف دولتی. پارامترهای تابع تولید F در طول زمان تغییر نمی‌کنند و تابع تولید F همگن از درجه ۱ در K، N و G/N است و از طرفی دیگر Fi و Fii مشتق اول و دوم (Fi>0 و Fii<0 و i=۱و۲و۳ نسبت به متغیرهای مدل) و i در واقع K، N و g=G/N است. فقط مخارج بودجه‌ای دولت در مدل کاراس وارد می‌شود. از طرف دیگر او فرض می‌کند که چون دولت به راه‌اندازی سیستم قانونی، دفاع ملی و غیره مبادرت می‌ورزد در کل مخارج مصرفی دولتی علی‌رغم وجود اثرات منفی، دارای اثر مثبت بر رشد خواهند بود (F3>0).

با دیفرانسیل گیری کامل از رابطه (۱) و تقسیم طرفین رابطه حاصل از دیفرانسیل‌گیری بر Y رابطه زیر حاصل می‌شود.

(۲)

$$\frac{Y^{\bullet}}{Y}=\alpha(\frac{N^{\bullet}}{N})+MPK(\frac{K^{\bullet}}{Y})+MPG[(\frac{g^{\bullet}}{g})(\frac{G}{Y})]$$

$\alpha=(\frac{\partial F}{\partial N}).(\frac{N}{Y})$ کشش تولید ملی نسبت به نیروی کار شاغل است و $MPG=\frac{\partial F}{\partial G}$ تولید نهایی خدمات دولتی است.

در این رابطه $\dot{Y}$ دیفرانسیل تولید ملی، $\dot{N}$ دیفرانسیل جمعیت شاغل، $\dot{K}$ دیفرانسیل سرمایه و $\dot{g}$ دیفرانسیل مخارج دولتی سرانه (دیفرانسیل نسبت مخارج دولتی به جمعیت شاغل) است. رابطه (۲) قابلیت آزمون فروض زیر را دارد که کاراس به دنبال آنهاست:

H0:MPG =0 خدمات دولتی کارا هستند

H1:MPG >0 خدمات دولتی کارا نیستند

از طرف دیگر این رابطه، قابلیت آزمون قاعده بارو را دارد:

H0:MPG =1 اندازه دولت بهینه است

H1:MPG>0 اندازه دولت کمتر از حد بهینه است.

H2:MPG <1 اندازه دولت بیش از حد بهینه است

۴-۲- روش تخمین

ناهمگنی مسئله معمول داده‌های پانل است. روش‌های اثرات

1. Asimakopoulos & Karavias (2016)
2. http://hdr.undp.org/en/data
3. http://databank.worldbank.org/data /reports.aspx?source=world-development-indicators
4. http://data.imf.org/?sk=4C514D48-B6BA-49ED-8. AB9-52B0C1A0179B&sId=1390030341854

ثابت یا تصادفی تنها ناهمگنی در عرض از مبدأ را مورد توجه قرار می‌دهند این در حالی است که روابط ساختاری ممکن است بین افراد یا مقاطع متفاوت باشد. هشیائو[1] (۲۰۰۳) مدل‌های با شیب متغیر زیادی را برای حل مشکل در نظر گرفت. از بین این مدل‌ها، مدل پانل آستانه هانسن[2] (۱۹۹۹) دارای تصریح ساده اما کاربرد خوب برای مقاصد اقتصادی است. مدل دیگر، مدل پانل انتقال هموار[3] (PSTR) است که توسط گونزالز[4]، تراسویرتا[5] و وان دیک[6] (۲۰۰۵) ارائه شده است که در اینجا از مدل اول استفاده می‌شود که در ادامه توضیح داده می‌شود.

(۳)

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it}(q_{it} < \gamma) + \beta_2' x_{it}(q_{it} > \gamma) + e_{it}$$

در رابطه فوق، q_{it} متغیر آستانه و γ پارامتر آستانه است که معادله را به دو رژیم با ضرایب β_1 و β_2 تفکیک می‌کند. μ_i اثر ثابت یا انفرادی است و e_{it} دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس مشخص σ^2 است.

می‌توان رابطه (۳) را به صورت زیر نوشت:

(۴)

$$y_{it} = \mu_i + \beta' x_{it}(\gamma) + e_{it}$$

$\beta = (\beta_1' \beta_2')$ و $x_{it}(\gamma) = \begin{pmatrix} x_{it}(q_{it}<\gamma) \\ x_{it}(q_{it}>\gamma) \end{pmatrix}$ است و به طور خلاصه‌تر داریم:

(۵)

$$y_{it}^* = \beta' x_{it}^*(\gamma) + e_{it}^*$$

و $I(.)$ تابع نشانگر[7] است.

به صورت ماتریسی مدل (۵) به صورت زیر در می‌آید:

(۶)

$$y^* = x^*(\gamma)\beta + e^*$$

با داشتن γ، تخمین زننده حداقل مربعات معمولی β به صورت زیر خواهد بود:

(۷)

$$\hat{\beta}(\gamma) = \left(x^{*\prime}(\gamma)x^*(\gamma)\right)^{-1} x^{*\prime}(\gamma)y^*(7)$$

مجموع مربعات خطا به صورت زیر خواهد بود:

(۸)

$$S_1(\gamma) = \hat{e}^{*\prime}(\gamma)\hat{e}^*(\gamma)$$

و بنابراین تخمین زننده γ به صورت زیر خواهد بود:

(۹)

$$\hat{\gamma} = \arg \min S_1(\gamma)$$

بعد از مشخص شدن γ، تخمین ضریب شیب به صورت زیر خواهد بود:

(۱۰)

$$\hat{\beta} = \hat{\beta}(\hat{\gamma})$$

واریانس اجزای اخلال به صورت زیر خواهد بود:

(۱۱)

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{nT} S_1(\gamma) = \frac{1}{nT} \hat{e}^{*\prime}(\gamma)\hat{e}^*(\gamma)$$

برای بررسی معنی‌داری آماری اثر آستانه‌ای، فرضیه‌ای به صورت زیر مطرح می‌شود:

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = \beta_2 \\ H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \end{cases}$$

تحت فرضیه صفر یعنی عدم وجود آستانه، مجموع مربعات خطا S_0 و تحت فرضیه مخالف یعنی وجود آستانه، مجموع مربعات خطا $S_1(\gamma)$ و آماره آزمون نسبت راستنمایی به صورت زیر خواهد بود:

(۱۲)

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\gamma)}{\hat{\sigma}^2}$$

۴-۳- آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC)

به منظور جلوگیری از تخمین رگرسیون کاذب در تخمین رگرسیون‌های پانل از آزمون‌های مختلفی استفاده می‌شود که یکی از آزمون‌های مهم ریشه واحد پانل، آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC) است. لوین و لین نشان دادند که در داده‌های ترکیبی، استفاده از آزمون ریشه واحد مربوط به این داده‌ها، دارای قدرت آزمون بیشتری نسبت به استفاده از آزمون ریشه واحد برای هر مقطع به صورت جداگانه است. وو[8] (۱۹۹۶)، اوه[9] (۱۹۹۶)، مک دونالد[10] (۱۹۹۶) و فرانکل و روز[11] (۱۹۹۶) با مثال‌هایی در تحقیقات خود نشان دادند که بکارگیری آزمون‌های ریشه واحد متداول مانند آزمون دیکی فولر، دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون فیلیپس-پرون در داده‌های ترکیبی دارای قدرت آماری پایینی نسبت به آزمون‌های ریشه واحد داده‌های ترکیبی هستند.

1. Hsiao (2003)
2. Hansen (1999)
3. Panel Smooth Transition Model
4. Gonzalez
5. Terasvirta
6. Van Dijk (2005)
7. Indicator Function
8. Wu (1996)
9. Oh (1996)
10. McDonald (1996)
11. Francle & Rose (1996)

لوین و لین (۱۹۹۲) آزمون ریشه واحد را به صورت زیر نشان داده‌اند.

(۱۳)

$$X_{i,t} = \rho_i X_{i,t-1} + \delta t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$$

i=1,2,…,N

t=1,2,…,T

که در رابطه فوق N تعداد مقطع‌ها و T دوره‌ی زمانی، ρ_i پارامتر خود همبسته برای هر مقطع، δ اثر زمان، α_i ضریب ثابت برای هر مقطع و $\varepsilon_{i,t}$ خطای مدل که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2 است. این آزمون بر اساس آزمون ADF به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

(۱۴)

$$\Delta X_{i,t} = \rho_i X_{i,t-1} + \delta t + \alpha_i + \sum_{j=1}^{li} \theta_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

که در رابطه فوق، ρ_i پارامتر خود همبسته برای هر مقطع، li طول وقفه، δ اثر زمان، α_i ضریب ثابت برای هر مقطع و $\varepsilon_{i,t}$ خطای مدل که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2 است. آزمون LLC آزمون ترکیبی ADF با روند زمانی است که در ناهمگنی مقطع‌ها و ناهمسانی واریانس جملات خطا، دارای قدرت بالایی است.

فرضیات این آزمون به صورت زیر است:

(۱۵)

$$\begin{cases} H_0: \rho_i = 0 \\ H_1: \rho_i = \rho < 0 \end{cases}$$

در این فرضیات هرچه T و N بزرگ‌تر شوند، آماره‌ی آزمون به سمت توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس یک میل خواهد کرد. در مجموع و با استفاده از آماره‌ها و ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرها، آماره‌ی آزمون به صورت زیر محاسبه شده است:

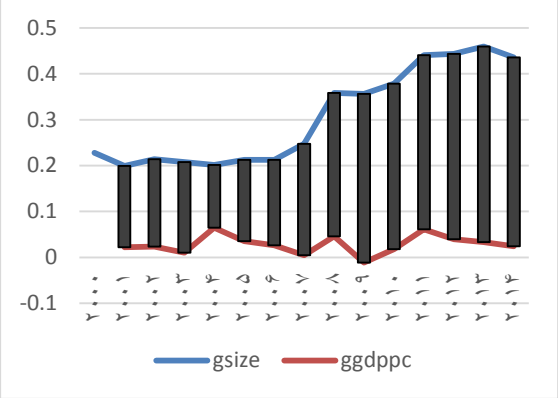
(۱۶)

$$t_\delta^* = \frac{t_\delta - N\tilde{T}\hat{S}_N\hat{\delta}_\varepsilon^{-2}\,SE(\hat{\delta})\mu_{m\tilde{T}}^*}{\delta_{m\tilde{T}}^*} \Rightarrow N(0,1)$$

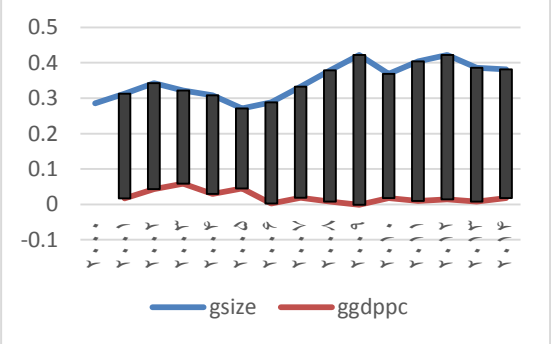
در این رابطه، $SE(\hat{\delta})$ انحراف معیار $\hat{\delta}$، $\hat{\delta}_\varepsilon$ انحراف معیار معادله نرمال شده‌ی بلندمدت، $\mu_{m\tilde{T}}^*$ و $\delta_{m\tilde{T}}^*$ به ترتیب میانگین و انحراف معیار محاسبه شده به وسیله‌ی لوین و لین با استفاده از طول وقفه و تعداد متغیرها و $\tilde{T}$ متوسط تعداد وقفه‌ها در هر مقطع است. سپس آماره‌ی محاسبه شده با آماره‌های جدول سطح معناداری لوین و لین مقایسه می‌شود. اگر این آماره از آماره جدول کوچک‌تر باشد، فرضیه صفر وجود ریشه واحد برای آن متغیر قابل رد شدن نیست (زراءنژاد و انواری، ۱۳۸۴: ۳۷).

۴-۴- نمودار روند متغیرهای مهم تحقیق در کشورهای مورد بررسی

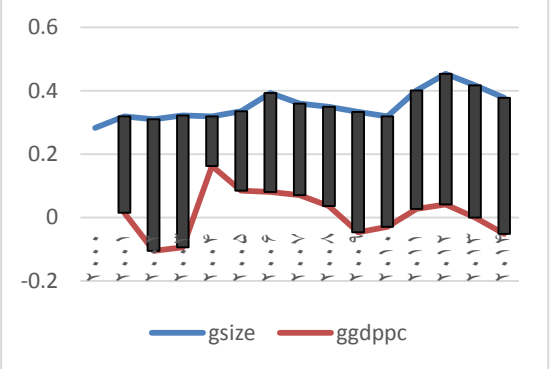
با استفاده از داده‌های مورد استفاده در تحقیق و بر اساس یافته‌های تحقیق، در زیر نمودار روند متغیرهای اصلی تحقیق یعنی اندازه دولت و رشد اقتصادی برای کشورهای منتخب اوپک به صورت انفرادی و برای کل کشورهای عضو اوپک به صورت متوسط کشورهای منتخب آورده می‌شود.



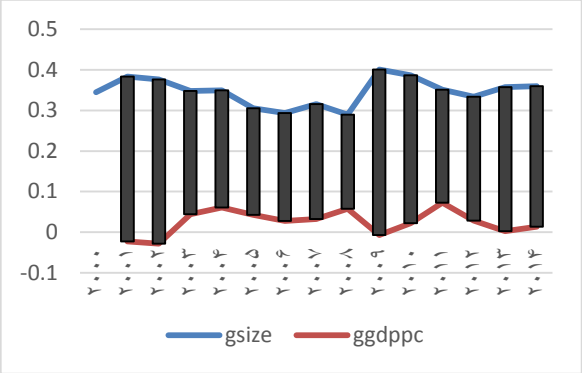
نمودار ۱. اندازه دولت و رشد درآمد سرانه اکوادر



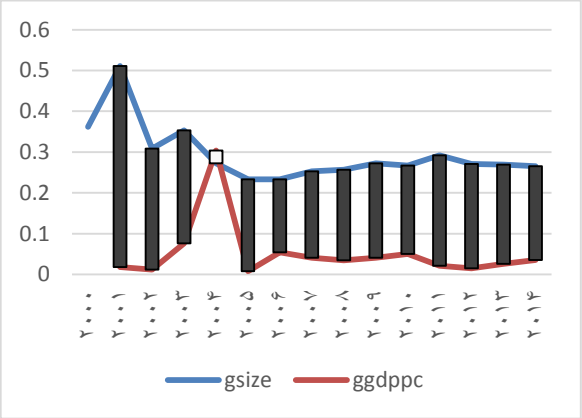
نمودار ۲. اندازه دولت و رشد درآمد سرانه الجزایر



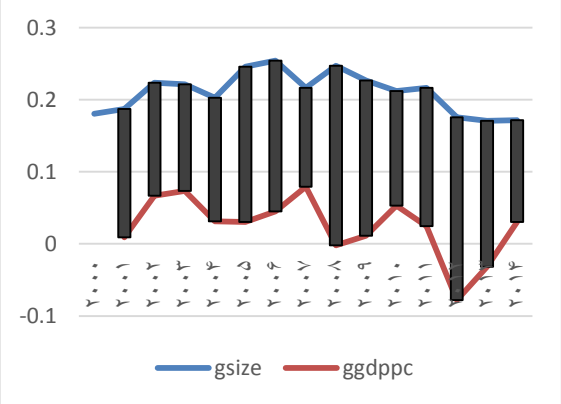
نمودار۳. اندازه دولت ورشد درآمد سرانه ونزوئلا



نمودار ۴. اندازه دولت و رشد درآمد سرانه عربستان سعودی

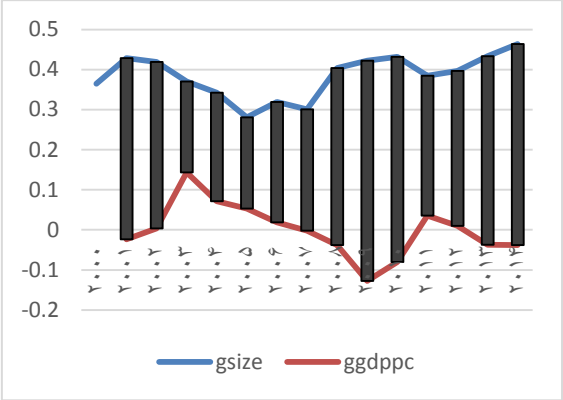


نمودار ۵. اندازه دولت و رشد درآمد سرانه نیجریه

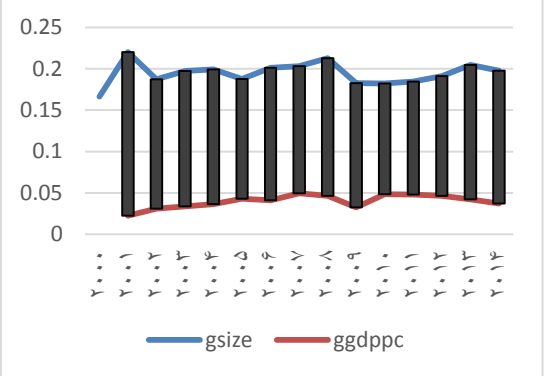


نمودار ۶. اندازه دولت و رشد درآمد سرانه ایران

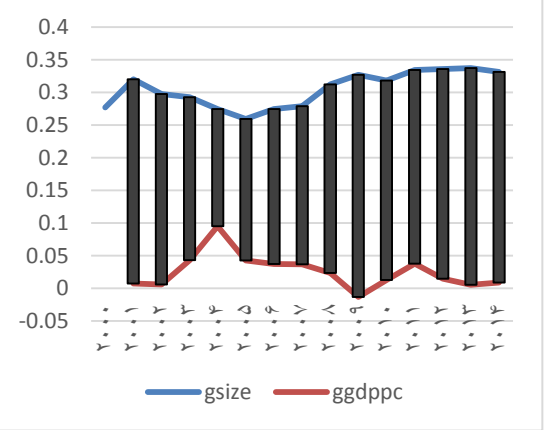
این نمودارها به تفکیک کشورهای مورد بررسی نشان می‌دهد که در کل در بیشتر کشورها همراه با افزایش اندازه دولت، رشد درآمد سرانه کاهش نشان می‌دهد اما این رابطه معکوس در همه سال‌ها وجود نداشته است و به عبارتی ارتباط یک به یک معکوس وجود نداشته است. نمودار ۶ برای کشور ایران نشان می‌دهد تا سال ۲۰۰۷ که اندازه دولت رو به افزایش بوده رشد درآمد سرانه تا حدودی رو به کاهش بوده و در سال ۲۰۰۷ با کاهش بیشتر اندازه دولت رشد درآمد سرانه، افزایش بیشتری داشته است و از سال ۲۰۰۸ به بعد با کاهش نسبی اندازه دولت باز هم رشد درآمد سرانه فراز و فرودهایی به سمت کاهش تا سال ۲۰۱۲ داشته است و از سال ۲۰۱۲ با کاهش نسبی اندازه دولت، رشد درآمد سرانه افزایش نشان داده است اما همان طور که نمودارهای تک‌تک کشورهای منتخب اوپک نشان می‌دهد این رابطه معکوس برای همه سال‌ها وجود نداشته است که نشان می‌دهد رابطه معکوس اندازه دولت و رشد درآمد سرانه خطی نیست.



نمودار ۷. اندازه دولت و رشد درآمد سرانه کویت



نمودار ۸. اندازه دولت و رشد درآمد سرانه اندونزی



نمودار ۹. روند میانگین اندازه دولت و رشد درآمد سرانه کشورهای منتخب عضو اوپک

نمودار (۹) نشان می‌دهد که در کل، انـدازه دولـت و رشـد درآمد سرانه در کشورهای منتخب عضو اوپک عکس همـدیگر حرکت می‌کند. هر چند چنین رابطه معکوسی در همه سال‌ها و به صورت یک به یک وجود نداشته است.

۴-۵- آزمون ریشه واحد پانل متغیرها

آزمون ریشه واحد پانل متغیرها یا به عبارتی آزمون‌هـای لـوین، لین و چو[1] همراه با روند و عرض از مبدأ انفرادی در جـدول (۱) نشان می‌دهد که همه متغیرهای مورد بررسـی حتـی در سـطح معنی‌داری کمتر از یک درصد در سطح مانا بـوده و بـه همـین دلیل، نیازی به مانا نمودن متغیرها جهت جلـوگیری از تخمـین رگرسیون کـاذب نیسـت و همچنـین دیگـر نیـازی بـه انجـام آزمون‌های هم انباشتگی پانل وجود ندارد.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد پانل لوین، لین و چو در سطح متغیرها همراه با عرض از مبدأ و روند

نام متغیر	ggdp	gn	itgdp
مقدار آماره LLC	-۳۴/۷	-۴/۷۵	-۳/۸۶
احتمال	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
مانایی یا نامانایی	مانا	مانا	مانا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۶- آزمون بررسی استفاده از پانـل آسـتانه‌ای در مقابل پانل معمولی

برای بررسی معنـی‌داری آمـاری اثـر آسـتانه‌ای فرضـیه‌ای بـه صورت زیر مطرح می‌شود:

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = \beta_2 \\ H_1: \beta_1 \neq \beta_2 \end{cases}$$

تحت فرضیه صفر عدم وجود آستانه مجموع مربعات خطا S_0 و تحت فرضیه مخالف، وجود آستانه مجموع مربعات خطا$S_1(\gamma)$ و آماره آزمون نسبت راستنمایی به صورت زیر خواهد بود:

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\gamma)}{\widehat{\sigma}^2}$$

با استفاده از این فرضیه آزمون مـی‌شـود کـه اسـتفاده از پانـل آستانه‌ای مـی‌توانـد موضـوعیت داشـته باشـد یعنـی ضـرایب GGTGSIZE معرف متغیر ضرب نرخ رشـد مخـارج دولتـی سرانه در اندازه دولت که همان بهره‌وری مخـارج دولتـی اسـت قبل و بعد از مقدار آستانه اندازه دولت، تفاوت دارد یـا خیـر؟ در صورت تفاوت داشتن ضرایب، از رویکرد پانل آستانه‌ای می‌توان استفاده نمود و در غیر اینصورت از رویکرد پانل معمول استفاده می‌شود.

جدول ۲. آزمون استفاده از پانل معمولی در مقابل پانل آستانه‌ای

احتمال	مقدار F محاسباتی
۰	F(1, 108) = 37/2

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقدار محاسباتی نسبت راستنمایی دارای توزیع F برابر با ۳۷/۲ است که نشان می‌دهد که در سطح معنی‌داری کمتر از ۱ درصد نیز فرضیه صفر رد می‌شود و ضرایب متغیر آستانه‌ای که همان بهره‌وری مخارج دولتی هستند، از آستانه مشخصی برای انـدازه دولت، متفاوت خواهد بود.

۵- نتایج تخمین مدل تجربی کاراس با استفاده از رویکرد پانل آستانه‌ای

از آنجا که به دنبال بررسی این موضوع هستیم که از چه مقـدار آستانه‌ای مشخصی برای اندازه دولت، کارایی مخارج دولتـی در کشورهای عضو اوپک تغییر پیدا می‌کنـد و آیـا مطـابق ادبیـات نظری با گذر از مقدار آستانه‌ای اندازه دولت، بهـره‌وری مخـارج دولتی این کشورها کاهش می‌یابد یا نه؟ به همین منظور، مدل تجربی کاراس به وسیله رویکرد پانل آستانه‌ای تخمین زده شده است. ابتدا برای بررسی اینکه از مدل آستانه‌ای با اثرات ثابت یا تصادفی استفاده شود، آزمـون ضـریب لاگرانـژ بـروش-پاگـان استفاده می‌شود که آماره آزمون آن دارای توزیع کای دو است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)}\left(\frac{\sum_{i=1}^{N}\left(\sum_{t=1}^{T}\widehat{e_{it}}\right)^2}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\widehat{e_{it}^2}} - 1\right) \qquad (۱۷)$$

که فرضیه صفر این آزمون، صفر بودن واریانس اثرات انفـرادی یا مقطعی است. به عبارت دیگر فرضیه صفر به این معنی است که اثرات تصادفی وجود ندارد (محمـدزاده و همکـاران، ۱۳۸۹: ۱۴۵).

نتایج آزمون ضریب لاگرانژ بروش-پاگان در جـدول زیـر آورده شده است.

جدول ۳. آزمون ضریب لاگرانژ بروش-پاگان برای بررسی وجود یا عدم وجود اثرات تصادفی

فرضیه صفر: Var(u) =0
Chibar2(01)=0/12
prob>chibar2=0/365

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Levin-Lin-Chu

نتایج آزمون ضریب لاگرانژ بروش–پاگان در جدول (۳) نشان می‌دهد که فرضیه صفر یعنی وجود اثرات ثابت حتی در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد هم پذیرفته می‌شود.

بعد از بررسی ثابت یا تصادفی بودن اثرات، مقدار آستانه‌ای اندازه دولت برآورد می‌شود که نتایج در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۴. برآورد مقدار آستانه (سطح = ۹۵)

مدل	آستانه	حد پایین	حد بالا
مقدار	۰/۱۳۵۸	۰/۱۲۶۷	۰/۱۳۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۴) نشان می‌دهد که اگر اندازه دولت در مقدار آستانه حدود ۰/۱۳۵۸ قرار گیرد، بهره‌وری مخارج دولتی در کشورهای عضو اوپک تغییر پیدا می‌کند.

نتایج تخمین مدل کاراس با استفاده از رویکرد پانل آستانه‌ای با اثرات ثابت درجدول ۵ آورده شده است.

جدول ۵. تخمین مدل کاراس با استفاده رویکرد پانل آستانه‌ای با اثرات ثابت (متغیر وابسته: رشد اقتصادی)

متغیر		مقدار ضریب	آماره t	احتمال
C		۰/۰۰۷	۰/۳۱	۰/۷۵۶
GN		۰/۳۸	۱/۸۶	۰/۰۶۶
ITGDP		۰/۰۰۱	۱/۱۳	۰/۲۶۱
اندازه دولت کمتر از مقدار آستانه	GGTG SIZE	۰/۷۲۲	۵/۵۲	۰
اندازه دولت بیشتر از مقدار آستانه	GGTG SIZE	-۰/۲۳۶	-۲/۷۷	۰/۰۰۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول ۵. GN معرف مخارج دولتی به اشتغال، ITGDP معرف سرمایه‌گذاری به تولید ناخاص داخلی و GGTGSIZE معرف متغیر ضرب نرخ رشد مخارج دولتی سرانه (نرخ رشد نسبت مخارج دولتی به جمعیت شاغل) در اندازه دولت است.

تخمین مدل (۲) کاراس با استفاده از رویکرد پانل آستانه‌ای با اثرات ثابت نشان می‌دهد که بهره‌وری نیروی کار یا همان ضریب GN در حدود ۰/۳۸ مثبت و معنی‌دار بوده است. اما بهره‌وری سرمایه در حد صفر و بی‌معنی بوده است. مقدار برآورد شده آستانه اندازه دولت در حدود ۱۳/۵۸ درصد بوده است که بهره‌وری مخارج دولتی تا قبل از رسیدن به مقدار آستانه اندازه دولت، مثبت و معنی‌دار و در حدود ۰/۷۲ بوده است اما با افزایش اندازه دولت به بیش از مقدار آستانه، بهره‌وری مخارج دولتی منفی و معنی‌دار شده است که مطابق با اکثر مبانی نظری موجود است. طوری که با گذشتن اندازه دولت برای کشورهای عضو اوپک از مقدار مشخص ۱۳/۵۸ درصد، بهره‌وری مخارج دولتی این کشورها کاهش چشمگیری داشته و به حدود ۰/۲۳- رسیده است.

مقدار متوسط اندازه دولت در ایران طبق آمار صندوق بین‌المللی پول در دوره مورد بررسی حدود ۲۱ درصد بوده است یعنی نسبت به مقدار آستانه اندازه دولت کشورهای عضو اوپک حدود ۷/۴ درصد بیشتر است به عبارتی ایران برای رسیدن به مقدار آستانه برآورد شده بایستی اندازه دولت را کاهش دهد تا وارد قسمت با بهره‌وری مثبت مخارج دولتی شود. در بین کشورهای مورد بررسی به طور نسبی فقط اندونزی دارای متوسط اندازه دولت پایین‌تر از بقیه کشورهای مورد بررسی عضو اوپک با حدود ۱۹/۴ درصد بوده است و از لحاظ اندازه دولت به طور متوسط کشور اندونزی دارای اندازه دولت کوچک‌تری نسبت به ایران بوده است و بقیه کشورهای عضو اوپک دارای متوسط اندازه دولت به مراتب بزرگ‌تری نسبت به اندونزی و ایران بوده‌اند. در سال‌های اخیر مورد بررسی از سال ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۴ اندازه دولت در ایران کاهش چشمگیری داشته طوری که با مقدار تقریبی ۱۷ درصد به مقدار آستانه‌ای برآورد شده اندازه دولت برای کشورهای عضو اوپک نزدیک شده است این در حالی است که اندازه دولت در اندونزی اندکی افزایش داشته است.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

از نتایج تخمین می‌توان گفت که هر چند در کشورهای عضو اوپک، بهره‌وری سرمایه و نیروی کار هر دو پایین است اما بهره‌وری سرمایه خیلی پایین‌تر و تقریباً صفر شده است. این بدان معنی است که هم نیروی کار و هم سرمایه‌های کشورهای عضو اوپک به درستی استفاده نمی‌شوند. به همین دلیل پیشنهاد می‌شود برنامه‌ریزی بهتر برای بکارگیری کاراتر از سرمایه کشورهای عضو اوپک که متکی به منابع نفتی هستند، انجام شود. همچنین متوسط اندازه دولت در این کشورها در فاصله سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ حدود ۳۰ درصد بوده است که برای داشتن بهره‌وری مثبت لازم است اندازه دولت در بیشتر کشورهای مورد بررسی به بیش از نصف این مقدار کاهش داده شود یا به عبارتی بیش از ۵۰ درصد مقدار فعلی اندازه دولت کاهش داده شود. زیرا مقدار آستانه‌ای اندازه دولت در حدود ۱۴ درصد بوده است. کشورهای اندونزی و ایران دارای اندازه دولت

کوچک‌تری نسبت به دیگر کشورهای عضو اوپک بوده‌اند اما این دو کشور نیز با مقدار آستانه‌ای اندازه دولت فاصله زیادی دارند و بایستی حدود ۳۰ درصد از اندازه دولت خود بکاهند تا به مقدار آستانه‌ای اندازه دولت برسند طوری که بهره‌وری مخارج دولتی در آنها مثبت شود. این نتایج نشان می‌دهد که اندازه دولت در کشورهای عضو اوپک که متکی به درآمدهای نفتی هستند بسیار بالاست و بایستی چاره‌ای اندیشیده شود تا کشورهای عضو اوپک بتوانند با کاهش اندازه دولت‌های خود، بهره‌وری مخارج دولتی را افزایش دهند.

منابع

آقازاده بکتاش، فرانک و دیزجی، منیره (۱۳۹۶). "تأثیر کارایی هزینه و اندازه دولت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب جهان". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۷، ۱۴۲-۱۲۵.

دژپسند، فرهاد و گودرزی، حسین (۱۳۸۹). "اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران؛ روش رگرسیون آستانه‌ای". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۴۲، ۲۰۷-۱۸۳.

زراء نژاد، منصور و انواری، ابراهیم (۱۳۸۴)." کاربرد داده‌های ترکیبی در اقتصادسنجی". *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، شماره ۴، ۵۱-۲۱.

محمدزاده، پرویز؛ ممی‌پور، سیاب و فشاری، مجید (۱۳۸۹). "کاربرد نرم‌افزار Stata در اقتصادسنجی". تهران، نور علم، چاپ اول، جلد اول.

محمدزاده، یوسف؛ حکمتی فرید، صمد و شریفی، المیرا (۱۳۹۶). "تأثیر اندازه دولت بر حکمرانی خوب و عملکرد اقتصادی در کشورهای منتخب". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۱۱۲-۹۷.

Altunc, O. F. & Aydin, C. (2013). "The Relationship between Optimal Size of Government and Economic Growth: Empirical Evidence from Turkey, Romania and Bulgaria". *Procedia- Social and Behavioral Sciences*, 92, 66–75.

Aly, H. & Strazicich, M. (2000). "Is Government Size Optimal in the Gulf Countries of The Middle East? An Empirical Investigation". *International Review of Applied Economics*, 14(4), 475-483.

Anaman, K. (2004). "Determinants of Economic Growth in Brunei Darussalam". *Journal of Asian Economics*, 15(4), 777-796.

Aschauer, D. (1989). "Is Government Spending Productive?". *Journal of Monetary Economics*, 23, 177-200.

Asimakopoulos, S. & Karavias, Y. (2016). "The Impact of Government Size on Economic Growth: A Threshold Analysis". *Economics Letters*, 139, 65-74.

Bajo_ Rubio, O. (2000). "A Further Generalization of the Solow Growth Model: the Role of the Public Sector". *Economic Letters*, 68, 79-84.

Barro, R. J. & Sala-i-Martin, X. (1995). "Economic Growth". New Delhi: *McGraw-Hill*.

Barro, R. J. (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". *Journal of Political Economy*, 98, 103-125.

Chen, C., Yao, S., Hu, P. & Lin, Y. (2016). "Optimal Government Investment and Public Debt in an Economic Growth Model". *China Economic Review*, Accepted Manuscript, 1-52.

Dar, A. & Amirkhalkhali, S. (2002). "Government Size, Factor Accumulation, and Economic Growth: Evidence from OECD Countries". *Journal of Policy Modeling*, 24, 679-692.

Diamond, J. (1989). "Government Expenditure and Economic Growth: An Empirical Investigation". *IMF Working Paper*, 45-89.

Dickenson, T. (1996). "Economics of the Public Sector". *McMillan Press ltd.*

DiPeitro, W. R. & Anoruo, E. (2012). "Government Size, Public Debt and Real Economic Growth: a Panel Analysis". *Journal of Economic Studies*, 39(4), 410–419.

Folster, S. & Henrekson, M. (1999). "Growth and the Public Sector: a Critique of the Critics". *European Journal of Political Economy*, 15, 337–358.

Gonz_Alez, A., Terasvirta, T. & Van Dijk, D. (2005). "Panel Smooth Transition Regression Models". Research Paper 165, *Quantitative Finance Research Centre*, University of Technology, Sidney.

Gwartney, J., Lawson, R. & Holcombe, R. (1998). "The Size and Functions of Government and Economic Growth". *Joint Economic Committee*, Jim Saxton, Chairman.

Hansen, B. E. (1999). "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference". *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.

Hanson, P. & Henrekson, M. (1994). "A New Framework for Testing the Effect of Government Spending on Growth and Productivity". *Public Choice*, 81, 381-401.

Javaid Attaria, M. & Javed, A. (2013)."Inflation, Economic Growth and Government Expenditure of Pakistan: 1980-2010". *Procedia Economics and Finance*, 5, 58–67.

Karras, G. (1996). "The Optimal Government Size: Further International Evidence on the Productivity of Government Services". *Economic Inquiry*, 34(2), 193-203.

Karras, G. (1997). "On the Optimal Government Size in Europe: Theory and Empirical Evidence". *The Manchester School*, 3, 280-294.

Landau, D. (1983). "Government Expenditure and Economic Growth: A Cross-Country Study". *Southern Economic Journal*, 49(3), 783-792.

Landau, D. (1986). "Government and Economic Growth in the Less Developed Countries: An Empirical Study for 1960-1980". *Economic Development and Cultural Change*, 35(1), 35-75.

Lucas, Robert, E. (1988): "On the Mechanics of Economic Development". *Journal of Monetary Economics*, 22, 3–42.

Ram, R. (1986). "Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross_ Section and Time Series Data". *The American Economic Review*, 76(1), 191-203.

Ram, R. (1989). "Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time-Series data: Reply". *The American Economic Review*, 79, 281–284.

Rao, B. (1989). "Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time-Series Data: Comment". *The American Economic Review*, 79(1), 272-280.

Rebelo, Sergio, T. (1991). "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth". *Journal of Political Economy*, 99(3), 500–521.

Romer, D. (1996). "Advanced Macroeconomics". *McGraw-Hill.*

Slemrod, J. (1995). "What Do Cross-Country Studies Teach about Government Involvement, Prosperity, and Economic Growth?". *Brookings Papers on Economic Activity*, University of Michigan, 373-431.

Wang, Q. (2015). "Fixed-Efect Panel Threshold Model Using Stata". *Stata Journal*, 15(1), 121-134.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و دوم، پاییز ۱۳۹۷ (۱۳۸-۱۲۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 32, September 2018 (125-138)

بررسی عوامل مؤثر بر تصمیم به اشتغال مادر و کودک در خانوار شهری ایران

***مهدی شهرکی[۱]، سیمین قادری[۲]**

۱. استادیار اقتصاد دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، چابهار، ایران

۲. استادیار اقتصاد دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، چابهار، ایران

(دریافت: ۱۳۹۶/۴/۳ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۲۲)

Investigating Factors Affecting Mother and Child Employment Decision: Evidence from Iranian Urban Household

***Mahdi Shahraki[1], Simin Ghaderi[2]**

1. Assistant Professor of Economics, Chabahar Maritime University, Chabahar, Iran
2. Assistant Professor of Economics, Chabahar Maritime University, Chabahar, Iran

(Received: 24/June/2017 **Accepted:** 12/Jan/2018)

چکیده:

در این مقاله عوامل مؤثر بر احتمال اشتغال مادران و کودکان (۱۸-۱۰ سال) خانوار شهری ایران با بسط یک الگوی نئوکلاسیکی رفتار خانوار بررسی شد که از روش پروبیت با دو معادله تصمیم در نرم‌افزار stata برای برآورد استفاده گردید. همچنین اثرات جانشینی و ثروتی نیروی کار نیز بررسی شد. حجم نمونه متشکل از ۶۵۱۷ خانوار شهری ایران در سال ۱۳۹۳ است که کودک ۱۸-۱۰ سال دارند و آمار مورد نیاز از اطلاعات هزینه و درآمد خانوارهای شهری ایران در سال ۱۳۹۳ استخراج شد. ۴۶/۴۰ درصد از حجم نمونه را کودکان دختر و ۵۴/۶۰ درصد را کودکان پسر تشکیل می‌دهد که ۹۳/۹۷ درصد کودکان غیر شاغل و ۶/۰۳ درصد آنها شاغل هستند. نتایج نشان داد که ترک تحصیل کودکان الزاماً برای اشتغال در بازار کار نیست. افزایش تحصیلات والدین تأثیر منفی بر اشتغال کودکان ۱۸-۱۰ سال دارد و تأثیر تحصیلات پدر بیشتر است. همچنین افزایش تحصیلات پدر احتمال اشتغال مادر خانوار را کاهش می‌دهد. اثر جانشینی نشان داد که کار مادر با کار کودک و کار پدر با کار مادر و کودک جانشین هم هستند و اثر ثروتی نشان داد که با افزایش درآمد سرانه خانوار احتمال اشتغال کودکان کاهش و احتمال اشتغال مادران افزایش می‌یابد. بعد خانوار نیز احتمال کار کردن مادر را کاهش و احتمال کار کردن کودکان را افزایش می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: کودکان کار، اشتغال مادران، پروبیت دوگانه، اثرات جانشینی و درآمدی.

طبقه‌بندی JEL: J21، J31، O15.

Abstract:

This paper investigated the probability of employment of mothers and children (aged 10–18) in Iranian urban household and the factors which influence them with expansion of neoclassic model. Bprobit model and the Stata Software were used to that end. The sample size includes 6517 Iranian urban households (in 2014) who had children aged 10–18. The data was extracted from the Urban Household National Survey. 46. 4% of the sample are females and 54. 6% are males. 93. 97% of children are unemployed and 6. 03% are employed. The results showed that children do not necessarily drop out of school to work and be employed. An increase in the level of education of parents negatively influences the employment of the children aged 10–18, and the effect of father's education is more decisive in this regard. Furthermore, the increasing of father's education reduces the possibility of mother's employment in this household. The substitution effect showed that mother's and child's employment are substitutes, as is father's employment with mother's and child's employment. The wealth effect showed that an increase in household per capita income reduces the possibility of children's employment and raises the possibility of mother's employment. Furthermore, the size of the family reduces the possibility of mother's employment and raises the possibility of children's employment.

Keywords: Child Labour, Mothers' Employment, Bprobit Model, Substitution and Income Effects.
JEL: J21, J31, O15.

*** نویسنده مسئول:** مهدی شهرکی
E-mail: shahraki.mehdi@gmail.com

*Corresponding Author: Mahdi Shahraki

۱- مقدمه

ظهور و افزایش کودکان کار دغدغه همه جوامع به خصوص کشورهای در حال توسعه است. بر اساس گزارش سازمان بین‌المللی کار[1] (۲۰۱۷) جمعیت کودکان کار طی سال‌های ۲۰۱۶-۲۰۱۲ از ۱۶۷/۹۵۱ میلیون نفر به ۱۵۱/۶۲۲ میلیون نفر رسیده است. اگرچه تعداد کودکان کار در حال کاهش است اما هنوز از کل جمعیت کودکان ۱۴-۷ سال، ۹/۶ درصد آنها کودک کار هستند که ۴/۶ درصد آنها در مشاغل پرخطر مشغول کار هستند (سازمان جهانی کار، ۲۰۱۷: ۶۴-۱). ایران هم از پدیده کودکان کار مستثنی نیست به‌طوری‌که نرخ مشارکت کودکان در بازار کار ایران در حال افزایش است. در حدود ۲۰ درصد کودکان دختر و ۲۲ درصد کودکان پسر نسبت به کودکان ۱۸-۱۰ سال وارد بازار کار می‌شوند که از سال ۲۰۰۵ نسبت مشارکت کودکان اعم از دختر و پسر در بازار کار (مشاغل مزد بگیری) به کل کودکان کار در حال افزایش است (کشاورزحداد، ۲۰۱۷: ۶۱۲). عوامل بسیاری بر کار کودکان تأثیر دارد از جمله درآمد خانوار، کیفیت تحصیل، ویژگی‌های خانوادگی یا هزینه‌های بالای آموزش (ارسادو[2]، ۲۰۰۵: ۴۸۰-۴۵۵). همچنین تصمیم به مشارکت کودکان نیز تحت‌تأثیر درآمد والدین، دستمزدهای پرداختی به کودکان و اختلاف در دستمزد کودکان و بزرگسالان است (فرانکاویلا[3] و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۹۳).

در این مقاله عوامل مؤثر بر تصمیم به اشتغال کودکان در بازار کار ایران در چارچوب یک الگوی نئوکلاسیک رفتار خانوار مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این الگو هر خانوار به عنوان یک واحد اقتصادی در نظر گرفته می‌شود که با تصمیمات درون خانواری مطلوبیت افراد را حداکثر می‌کند. این تصمیم‌گیری در خانوار که توسط والدین یا مادر به تنهایی اخذ می‌شود زمان کودک در تخصیص به کار یا تحصیل را مشخص می‌کند. در اکثر مدل‌های نظری تخصیص زمان کودک به کار و تحصیل بر اثر قدرت چانه‌زنی مادر در یک چارچوب خانوار واحد گسترش یافته است (کشاورزحداد و اوجاقی، ۱۳۹۳: ۶۸) که این خانوار سعی در حداکثر کردن مطلوبیت خود دارد و مادر با تخصیص زمان کودک به کار یا تحصیل و اشتغال یا عدم اشتغال خود درصدد حداکثر کردن مطلوبیت خانوار است. بسیاری از مطالعات بیان کردند که قدرت چانه‌زنی مادران و چگونگی تخصیص زمان کودکانشان به سطح تحصیلات آنها وابسته است (فرانکاویلا و جینلی[4]، ۲۰۰۷: ۹؛ دی‌گراف و لویسون[5]؛ ۲۰۰۹: ۱۵۷۹؛ کشاورزحداد و همکاران، ۱۳۹۳: ۶۹؛ شهرکی و قادری، ۱۳۹۱: ۸۰) و بعضی معتقدند که به درآمد مادران وابسته است (فرانکاویلا و جینلی، ۲۰۰۷: ۷). از طرفی تصمیم به اشتغال مادران در الگوی خانوار واحد نیز می‌تواند دو اثر بر وضعیت رفاه (بهزیستی) کودکان داشته باشد. اول اینکه اشتغال مادران باعث می‌شود که مادران وقت کمتری را برای کودکان خود صرف کنند که تأثیر منفی و دوم اینکه مادران از طریق درآمد ناشی از اشتغال خود می‌توانند کالاها و خدمات مورد نیاز کودکان را تأمین کنند که تأثیر مثبت بر وضعیت رفاه کودکان دارد (برنال[6]، ۲۰۰۸: ۱۱۷۴). در مطالعات تجربی نیز نتایج متفاوتی از تأثیر اشتغال مادر بر وضعیت بهزیستی[7] کودکان بیان شده است. بعضی از مطالعات تأثیر مثبت (دی‌گراف و لویسون، ۲۰۰۹: ۱۵۸۲؛ هنریچ[8]، ۲۰۱۴: ۱۲۱) و بعضی دیگر تأثیر منفی (فرانکاویلا و جینلی، ۲۰۰۷؛ برنال، ۲۰۰۸: ۱۲۰۶؛ شهرکی و همکاران، ۲۰۱۶: ۴) اشتغال مادر را بر وضعیت بهزیستی کودکان بیان کردند.

بنابراین با توجه به الگوی رفتار خانوار، هدف اصلی این مقاله شناسایی عواملی است که منجر به تصمیم مادر و کودک به اشتغال در بازار کار ایران می‌شود. برای دستیابی به این هدف از بسط یک الگوی نئوکلاسیک رفتار خانوار استفاده می‌شود که والدین ترجیحات یکسان دارند و قدرت چانه‌زنی مادر در اختصاص ساعات کار و تحصیل کودک مؤثر است. همچنین کالاهای خانگی نیز در مدل لحاظ شده است. در این الگو عوامل مؤثر بر تخصیص زمان مادر و کودک به اشتغال مورد بررسی قرار می‌گیرد و سعی در پاسخگویی به این سؤالات دارد که افزایش درآمد خانوار می‌تواند مانع از تصمیم مادر و کودک به اشتغال در بازار کار شود؟ افزایش دستمزد مادران احتمال تصمیم کودکان به کار را کاهش می‌دهد؟ و نهایتاً چه عواملی می‌تواند بر تصمیم اشتغال مادر و کودک تأثیر بگذارد؟ اگر چه مطالعات انجام شده تأثیر عوامل مؤثر بر اشتغال مادران و همچنین مشارکت کودکان در بازار کار را به‌صورت مجزا بررسی کرده‌اند اما بیشتر این مقالات موضوعات مطرح شده را برای گروه سنی خاص یا برای منطقه جغرافیایی خاص بررسی

1. International Labor Organization (ILO)
2. Ersado (2005)
3. Francavilla et al. (2013)
4. Francavilla & Giannelli (2007)
5. DeGraff & Levison (2009)
6. Bernal (2008)
7. Well-Being
8. Heinrich (2014)

کردند ولی در این مقاله عوامل مؤثر بر تصمیم کودکان و مادران به اشتغال برای کل جامعه شهری ایران بررسی می‌شود که اطلاعات مورد نیاز از داده‌های هزینه-درآمد خانوار شهری سال ۱۳۹۳ استخراج شده است که حالت جامع‌تری نسبت به دیگر مطالعات دارد و همچنین برای عوامل مؤثر بر تصمیم اشتغال یا عدم اشتغال مادر و کودک به‌طور همزمان از روش پروبیت با دو معادله تصمیم استفاده می‌شود که وجه تمایز این مقاله با سایر مطالعات است و نتایج می‌تواند برای تصمیم‌گیری‌ها و سیاست‌گذاری‌های ملی مفید واقع شود.

در ادامه مبانی نظری تصمیم به اشتغال مادر و کودک و مطالعات انجام شده در داخل و خارج بیان می‌شود و پس از آن چارچوب نظری، روش و مدل تحقیق ارائه می‌شود و نهایتاً یافته‌های تحقیق و نتیجه‌گیری تشریح می‌شود.

۲- مبانی نظری

مبانی نظری مرتبط با کار کودکان به مدل واحد بیکر ۱۹۸۱ برمی‌گردد که والدین با ترجیحات یکسان برای کار کردن کودکان تصمیم‌گیری می‌کنند (امرسون و سوزا[1]، ۲۰۰۸: ۱۶۶۴-۱۶۴۷؛ باسو و ون[2]، ۱۹۹۸: ۴۲۷-۴۱۲) . در مدل واحد نئوکلاسیک هر خانوار به عنوان یک واحد اقتصادی در نظر گرفته می‌شود. قید بودجه در این مدل شامل درآمد تمام اعضای خانوار است که با توجه آن تابع رفاه اجتماعی خانوار بیشینه می‌شود. در این مدل افراد ترجیحات یکسانی دارند و تصمیمات درون خانوار توسط یک فرد گرفته می‌شود (کشاورزحداد و اوجاقی، ۱۳۹۳: ۷۱). در این مدل مطلوبیت اعضای خانوار تابعی از کالاهای خصوصی (x) شامل فراغت و کالاهای مصرفی و ویژگی‌های خانوار (D) است.

(۱)

$$U(X,D)$$

هدف خانوار بیشینه کردن تابع مطلوبیت (۱) با توجه به قید بودجه زیر است.

(۲)

$$Y = y_j + y_m + y_f$$

که در آن y_m و y_f به ترتیب درآمدهای فردی مرد و زن، و y_j درآمد مشترک اعضای خانوار است. تقاضا برای کالای x، تابعی از قیمت‌ها p، درآمد کل خانوار Y و ویژگی‌های خانوار D است. x_i تابع تقاضا برای هر کالای خصوصی است که از حل مسئله بهینه سازی (۱) به دست می‌آید (کشاورزحداد و اوجاقی، ۱۳۹۳: ۷۲).

(۳)

$$x_i = x_i(p, Y, D)$$

با تفکیک مصرف کالاهای بازاری و کالاهای تولید داخل و لحاظ در معادلات الگوی بالا، تابع مطلوبیت شامل مصرف خانوار از کالاها (کالاهای بازاری و تولید داخل)، زمان فراغت اعضای خانوار و زمان تحصیل کودکان است و محدودیت‌ها شامل منابع خانوار، زمان و نیازهای اعضای خانوار است. حاصل این حداکثر کردن تابع مطلوبیت خانوار با توجه به قیود مذکور، تابع تقاضای تحصیل کودک، کار داخلی مادر و کودک و اشتغال مادر و کودک است (دی‌گراف و لویسون، ۲۰۰۹:۱۵۷۰) که در این مقاله بر توابع تقاضای اشتغال مادر و کودک تأکید می‌شود.

در مدل نئوکلاسک مذکور می‌توان اثرات جانشینی و درآمدی را بررسی کرد. اگر دستمزد هر یک از افراد شاغل خانوار افزایش یابد، اثرات جانشینی و درآمدی باعث می‌شوند زمانی که سایر اعضای خانوار برای کار کردن صرف می‌کنند کاهش یابد (دی‌گراف و لویسون، ۲۰۰۹: ۱۵۷۰). اثر جانشینی بیان می‌کند که فردی که دستمزد وی افزایش یافته است تمایل دارد بیشتر در بازار کار فعالیت کند و سایر افراد خانواده تمایل به کاهش مشارکت در بازار کار دارند (فرانکاویلا و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۸۴). باید توجه شود که در اثر جانشینی برخی ویژگی‌های کودک مانند جنسیت و سن کودک مطرح است (دی‌گراف و لویسون ۲۰۰۹: ۱۵۷۱). با توجه به تعریف اثر جانشینی می‌توان جانشین یا مکمل بودن اشتغال مادران و کودکان را در این مدل بررسی کرد. اگر دستمزد مادران نسبت به دستمزد کودکان بالاتر باشد یا وضعیت اقتصادی اجتماعی بهتر مادران منجر به اشتغال مادران و سطح بالاتر و بهتر آموزش و فراغت برای کودکان شود، مادران تصمیم می‌گیرند که زمان اختصاص یافته به فراغت خود را کاهش و زمان مشارکت در بازار کار را افزایش دهند. اگر در این حالت زمان اشتغال کودک نیز کاهش یابد کار مادران و کودکان جانشین یکدیگر خواهند بود (دی‌گراف و لویسون، ۲۰۰۹: ۱۵۷۱؛ فرانکاویلا و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۸۵) و اثر جانشینی منفی است ولی اگر اشتغال مادر در بازار کار به هر دلیلی نتواند مانع از اشتغال کودک شود در نتیجه اشتغال مادر و کودک مکمل یکدیگر هستند. اثر درآمدی نیز بیان می‌کند که اگر درآمد والدین زیاد شود، سایر افراد خانواده می‌توانند زمان کمتری را

1. Emerson & Souza (2008)
2. Basu & Van (1998)

برای کار کردن اختصاص دهند (فرانکاویلا و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۸۴). با تعمیم دادن این بحث در مدل نئوکلاسیک می‌توان نتیجه گرفت که اگر درآمد مادر خانوار افزایش یابد، کودک آن خانواده می‌تواند مدت زمان کمتری کار و زمان بیشتری را به تحصیل اختصاص دهد. بنابراین می‌توان یک ارتباط منفی بین اشتغال مادران و کودکان در نظر گرفت. اگرچه ممکن است که درآمد مادران به اندازه کافی زیاد نباشد که اجازه دهد کودکان تحصیل کنند یا کالا و خدمات مورد نیاز کودکان را تهیه کنند بنابراین کودکان مجبور می‌شوند به کارهای خانگی یا مشارکت در بازار کار برای جبران کاهش درآمد مادر روی آورند (فرانکاویلا و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۸۵) در این حالت یک رابطه مثبت بین اشتغال مادران و کودکان وجود دارد. بنابراین اشتغال مادر می‌تواند تأثیر مثبت و منفی بر اشتغال کودکان داشته باشد. با بسط مدل نئوکلاسیک و لحاظ کردن درآمد غیر کاری اعضای خانوار (ثروت) می‌توان تأثیر ثروت را بر اشتغال خانوار بررسی کرد که به اثر ثروتی معروف است. در واقع ثروت خانوار باعث به وجود امدن اثر ثروتی می‌شود که منجر می‌شود خانوار زمان مشارکت خود در بازار کار را کاهش می‌دهند (فرانکاویلا و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۸۵). باید در نظر داشت که فرض اصلی مدل واحد، یکسان بودن ترجیحات اعضای خانوار است در صورتی‌که ممکن است ترجیحات افراد متفاوت باشد در نتیجه مدل‌های دیگری جایگزین مدل واحد می‌شوند. دو گروه از مدل‌ها که فرض آنها بر متفاوت بودن ترجیحات والدین است، مدل‌های چانه‌زنی همکارانه و غیر همکارانه اعضای خانوار و مدل جمعی است (کشاورزحداد و اوجاقی، ۱۳۹۳: ۷۳)

۳- پیشینه تحقیق

مطالعات تجربی در خصوص عوامل مؤثر بر کار کودک به دو گروه اصلی تقسیم بندی می‌شوند: گروه اول عوامل مؤثر بر تعداد ساعات اشتغال کودک و گروه دوم عوامل مؤثر بر احتمال بروز کار کودک را بررسی می‌کنند (کشاورزحداد، ۲۰۱۷: ۶۱۵) که این پژوهش از حیث این تقسیم‌بندی و روش تحلیل اقتصادسنجی جزء گروه دوم است. در مطالعات داخل داورپناه و همکاران (۱۳۸۸: ۱۵۹–۱۳۹) به ارزیابی فقر کودکان پرداختند و وامقی و همکاران (۱۳۸۸: ۳۳۷) بیان کردند که سطح بالای اشتغال کودکان، بعد بالای خانوار، شیوع بالای بیکاری، درآمد پایین خانواده، سطح پایین سواد والدین مؤید ارتباط فقر و بروز کودکان کار است. ایمانی و نرسیسیان (۱۳۹۱: ۳۲–۷) عواملی همچون مهاجرت، پذیرش اجتماعی کار و تکدی‌گری کودکان را به عنوان عوامل اصلی بروز پدیده کودکان کار می‌دانند. مرادی و همکاران (۱۳۹۵: ۸۶–۶۷) بیان کردند از بین عوامل اقتصادی و اجتماعی مورد بررسی تنها ملّیت و درآمد کودکان با اعتماد اجتماعی آنها ارتباط دارد. شهرکی و قادری (۱۳۹۱: ۶۷) عوامل مؤثر بر احتمال اشتغال و تحصیل کودکان کار ایران را با روش پروبیت با دو معادله تصمیم بررسی کردند. نتایج نشان داد که افزایش تحصیلات کودکان و کودکان کار باعث افزایش تمایل کودکان پسر به ادامه تحصیل بیش از دختران و به اشتغال، کمتر از آنها می‌شود. افزایش تحصیلات پدر و مادر باعث کاهش احتمال اشتغال کودکان و اشتغال مادران باعث افزایش احتمال کار کودکان می‌شود. کشاورزحداد و همکاران (۱۳۹۳: ۷۴–۴۹) بیان کردند پسر بودن، افزایش سن کودک، متأهل بودن، بعد خانوار، افزایش ساعات کار مادر باعث افزایش احتمال اشتغال کودکان می‌شود. همچنین تحصیلات پدر و مادر و درآمد پدر و مادر به تفکیک جزء عوامل بازدارنده اشتغال کودکان هستند و کشاورزحداد و اوجاقی (۱۳۹۳: ۹۹–۶۷) اثر قدرت چانه‌زنی والدین، ترتیب تولد کودکان، تحصیلات و درآمدهای غیر کاری والدین را بر تخصیص زمان بین کار و تحصیل کودک با یک مدل هم‌جمعی بررسی کردند ولی در مقاله حاضر برای تخصیص زمان به اشتغال و عدم اشتغال مادر و کودک از بسط یک مدل نئوکلاسیکی استفاده شده است.

در مطالعات خارج نیز کار کودکان بسیار بررسی شده است. لی و حامل[1] (۲۰۱۵: ۱۳–۱) در ویتنام، تانگ[2] و همکاران (۲۰۱۶) در چین بیان کردند اشتغال کودکان سطح تحصیلات آنها را کاهش می‌دهد و در چین دارایی سرانه خانوار و فعالیت در بخش‌های غیر کشاورزی نیز تأثیر منفی بر کار کودک دارد. موناکوردا[3] (۲۰۰۶: ۱۷۹۸) با استفاده از آمار کشور هندوستان بیان کرد که اگر جمعیت فرزندان پسر افزایش یابد احتمال اشتغال کودکان و مادران در بازار کار و اشتغال مادر به کارهای خانگی افزایش می‌یابد و خانام[4] (۲۰۰۸: ۹۸–۷۷) ارتباط مثبت بین افزایش تحصیلات والدین و تحصیل کودکان روستایی بنگلادش را بیان کرد. فرانکاویلا و جینلی (۲۰۰۷: ۳۶–۱) بیان کردند حضور مادر در خانواده رفاه و فرصت‌های تحصیلی کودکان را افزایش می‌دهد و مانع از اشتغال آنها می‌شود. سطح تحصیلات بالاتر والدین باعث می‌شود که تمایل به تحصیل کودکان بیشتر شود که در این رابطه سطح تحصیلات مادر

1. Le & Homel (2015)
2. Tang et al. (2016)
3. Manacorda (2006)
4. Khanam (2008)

نسبت به پدر تأثیر بیشتری دارد و اشتغال مادر و کودک مکمل هم هستند. احتمال اشتغال کودکان نیز با افزایش تعداد کودکان خانوار بیشتر می‌شود. امرسون و سوزا[1] (۲۰۰۸: ۱۶۶۴-۱۶۴۷) نیز بیان کردند که احتمال اشتغال کودکان در خانواری که بعد بزرگ‌تری دارند بیشتر است و سن مادران تأثیر منفی بر کار کودکان پسر دارد. همچنین فرزند اول خانوار چه دختر و چه پسر نسبت به دیگر فرزندان تمایل بیشتر برای کار دارد. دی‌گراف و لویسون (۲۰۰۹: ۱۵۸۷-۱۵۶۹) یک ارتباط مثبت بین کار کودک و مادر یافتند و بیان کردند که اثر جانشینی و درآمدی بین اشتغال مادر و کودک به ترتیب منفی و مثبت است و تحصیلات پدر تأثیر منفی بر اشتغال مادر و کودک دارد و تحصیلات مادر اشتغال کودکان را کاهش ولی اشتغال مادران را افزایش می‌دهد. اسد و همکاران (۲۰۱۰: ۱۲۸-۷۹) بیان کردند ثروت خانوار اثر مثبت بر تحصیل کودکان دختر و پسر دارد و نرخ پایین تحصیل کودکان دختر می‌تواند به خاطر جانشین بودن اعضای کار خانواده باشد. فرانکاویلا و همکاران (۲۰۱۳: ۱۹۵-۱۸۳) رابطه منفی بین اشتغال مادران و تحصیل کودکان در خانوار فقیر و رابطه مثبت در خانواده‌های پر درآمد را نشان دادند و همایی‌راد و همکاران (۲۰۱۵: ۱۲۴۴) بیان کردند که نرخ مشارکت کودکان پسر بیشتر از کودکان دختر در ایران است. همچنین تحصیلات و سن مادران تأثیر منفی، نرخ باروری و اشتغال مادران تأثیر مثبت بر اشتغال کودکان دارد.

۴- چارچوب نظری تحقیق

هدف اصلی این مقاله بررسی عوامل مؤثر بر تخصیص زمان مادر و کودک به اشتغال در بازار کار است. برای این هدف از بسط الگوی نئوکلاسیک خانوار برای تخصیص زمان به اشتغال مادر و کودک استفاده می‌شود که خانوار تابع مطلوبیت خود را به توجه به محدودیت درآمدی حداکثر می‌کنند. با توجه به مطالعه صورت گرفته توسط فرانکاویلا و جینلی (۲۰۰۷: ۳۶-۱) و دی‌گراف و لویسون (۲۰۰۹: ۱۵۸۷-۱۵۶۹) در خصوص تخصیص زمان مادر و کودک به اشتغال در بازار کار، فرض می‌کنیم که مدل این مقاله از یک خانوار تشکیل شده است که ترجیحات یکسان و نوع‌دوستانه دارند و شامل مادر، کودک (یا کودکان) و پدر است. رفتار پدر برون‌زا در نظر گرفته می‌شود به طوری‌که پدر خانوار در بیرون خانواده کار می‌کند و درآمد ناشی از کار (Y) را برای خانواده هزینه می‌کند. اگرچه پدر و مادر همزمان برای اشتغال کودک تصمیم می‌گیرند اما با توجه به اینکه والدین دارای ترجیحات یکسان هستند و در مبانی نظری کار کودک قدرت چانه‌زنی مادر بیشتر از پدر است (کشاورز حداد و اوجاقی، ۱۳۹۳: ۶۷) فرض می‌شود که رفتار پدر برون‌زا و تصمیم گیرنده در خصوص وضعیت اشتغال کودک، مادر است. خانوار از کالاهای تولید داخل (X_d) و بازاری (Xm) مصرف می‌کند و مادر (M) کل زمان خود را به زمان کار در خانه HM,d، کار خارج از خانه HM,m و فراغت و استراحت L تخصیص می‌دهد (فرانکاویلا و جینلی، ۲۰۰۷: ۸). فرض می‌شود که خانوار یک فرزند دارد (C) (افزایش تعداد فرزندان تأثیری در مدل‌سازی نخواهد داشت) و تابع مطلوبیت مادر به صورت زیر است.

(۴)

$$U(X, L, S, D)$$

L: ساعات فراغت مادر

X: مصرف کالاهای بازاری و داخلی

D: ویژگی‌های اعضای خانوار

S: ساعات مطالعه و درس خواندن کودک (نه تنها شامل مدرسه رفتن می‌شود بلکه شامل تمام ساعاتی می‌شود که برای توانایی‌های کودک صرف می‌شود حتی بازی کردن، ولی شامل ساعات کار در منزل یا خارج از آن نمی‌شود).

لحاظ ساعات درس خواندن کودک در تابع مطلوبیت مادر می‌تواند دو تفسیر داشته باشد. تفسیر اول تفسیری نوع‌دوستانه است که بیان می‌کند مادر مطلوبیت خود را از اینکه کودکش به مدرسه می‌رود و تحصیل می‌کند به دست می‌آورد (بالاند و روبینسون[2]، ۲۰۰۰: ۶۶۸) و تفسیر دوم که یک تفسیر خودخواهانه است و بیان می‌کند که مادر برای اینکه بتواند مصرف آینده خود را تأمین کنند یعنی در روزهای پیری و کهنسالی، کودک با کارکردن خود آنها را تأمین مالی کند (ساینو[3]، ۲۰۰۶: ۲۶۳). تحت این فروض مادر مطلوبیت خود را حداکثر می‌کند.

(۵)

$$MaxU=U(X,L,S,D)$$

$$\frac{\delta U}{\delta X}>0, \frac{\delta U}{\delta L}>0, \frac{\delta U}{\delta S}>0$$

که این حداکثر کردن مطلوبیت با توجه به محدودیت‌های مصرف کالاها و زمان است.

1. Emerson & Souza (2008)

2. Baland & Robinson (2000)

3. Cigno (2006)

(۶)

$$X= Xd+ Xm$$

(۷)

$$T= TM + TC$$

(۸)

$$TM = HM,d+ HM,m+L$$

(۹)

$$TC = HC,d+ HC,m+S$$

TC زمان کودک است که به کار خانگی HC,d و کار در بازار کار HC,m و درس خواندن S اختصاص دارد. مادر و کودک کالای همگن خانگی را طبق محدودیت زیر تولید می‌کنند.

(۱۰)

$$Xd = f(HM,d) + g(HC,d)$$

F و g به ترتیب توابع تولید مادر و کودک هستند که همواره شرط $f'(Hd)>g'(Hd)$ برقرار است یعنی فرض می‌شود که تولید نهایی مادر بزرگ‌تر از کودک است یا به عبارت دیگر بهره‌وری مادر از کودک بیشتر است. کل درآمدی که صرف خرید کالای بازاری می‌شود یا همان محدودیت بودجه به صورت زیر بیان می‌شود.

(۱۱)

$$Xm=WM*HMm+ WC*HCm+Y$$

WM و WC به ترتیب دستمزدهای بازاری مادر و کودک است. با توجه به قید بودجه می‌توان بیان کرد که اگر خانوار خیلی فقیر باشند که درآمد پدر و مادر نتواند کالاهای بازاری مورد نظر را برای خانوار تأمین کند مادر ممکن است که کودک خود را برای کار خانگی یا بیرون خانه مجبور کند (باسو و ون[1]، ۱۹۹۸: ۴۱۵). مادر تابع مطلوبیت (معادله ۵) خود را با توجه به قیود معادلات ۱۱-۶ حداکثر می‌کند که شرایط مرتبه اول حداکثر سازی به صورت زیر است.

(۱۲)

$$\frac{U_L}{U_X} \geq W_{Mm}, \frac{U_S}{U_X} \geq W_{Cm}\ , \frac{U_L}{U_X} \geq \acute{f}(H_{Md}), \frac{U_s}{U_X} \geq \acute{g}(H_{Cd})$$

بنابراین با حل مسئله بهینه‌یابی بالا می‌توان تابع ساعات اشتغال مادر و کودک را به‌صورت زیر استخراج کرد.

(۱۳)

$$HMm= f(WM, HM,d, HC,d, HC,m, WC, Y, S,L,X,D)$$

(۱۴)

$$HCm= f(WM, HM,d, HC,d, Hm,m, WC, Y, S,L_M , X,D)$$

به‌طور کلی می‌توان بیان کرد که اشتغال مادر و کودک تابعی از عواملی است که می‌تواند بر مطلوبیت مادر تأثیر بگذارد و شامل دستمزدهای مادر و کودک، درآمد خانوار، ساعات کار خانگی افراد خانوار، میزان ساعات درس خواندن کودک، ویژگی‌های اعضای خانوار (شامل سن و تحصیلات و ...) است.

۵- جامعه‌آماری، مدل و روش تحقیق

طبق پیمان‌نامه حقوق کودک که در اسفند ۱۳۷۲ در مجلس شورای اسلامی و شورای نگهبان تصویب شده است، به هر انسانی که سن آن کمتر از ۱۸ سال باشد کودک گفته می‌شود. همچنین طبق ماده ۸۰ و ۸۱ قانون کار مصوب سال ۱۳۶۸ کودکانی که سن آنها بین ۱۸-۱۵ سال است کارگر نوجوان نامیده می‌شوند و فقط در صورت تأیید پزشک می‌توانند کار کنند. بنابراین طبق این قوانین نیز پایان کودکی برای کار کردن نیز ۱۸ سال است. با توجه به اینکه در این مقاله عوامل مؤثر بر تصمیم اشتغال کودکان و مادران آنها در خانوار شهری ایران بررسی می‌شود از این روی جامعه آماری این مقاله، خانوار شهری ایران در سال ۱۳۹۳ است که حداقل یک فرزند ۱۸-۱۰ سال داشته باشند و حجم نمونه از این جامعه و از اطلاعات هزینه و درآمد خانوار شهری در سال ۱۳۹۳ انتخاب شده است که توسط مرکز آمار ایران جمع آوری و تهیه شده است. از بین کل خانوار شهری که اطلاعات آنها توسط مرکز آمار ایران با روش‌های آماری و نمونه‌گیری سه مرحله‌ای در سال ۱۳۹۳ تهیه شده است فقط آن خانواری انتخاب شده است که حداقل یک فرزند ۱۸-۱۰ سال دارد و کل آمار مورد نیاز این تحقیق نیز برای آنها وجود دارد. با توجه به شماره اختصاصی که برای هر خانوار وجود دارد امکان استخراج اطلاعات مربوط به کودک، مادر و سایر اطلاعات مورد نیاز تحقیق وجود دارد. با توجه به این شرایط ۶۵۱۷ خانوار به عنوان حجم نمونه انتخاب شد.

با توجه به مبانی نظری و چارچوب تحلیلی تحقیق، توابع مربوط به ساعات اشتغال مادر و کودک که با معادلات (۱۳) و (۱۴) نشان داده شده است را می‌توان به صورت معادلات اقتصادسنجی زیر نشان داد.

$$memployment = X\beta_m + \varepsilon_m$$
$$cemployment = X\beta_c + \varepsilon_c$$

x برداری از متغیرهای توضیحی مؤثر بر تصمیم اشتغال مادر و کودک است که در ادامه تشریح می‌شود. β_m و β_c بردار ضرایب و ε_m و ε_c به ترتیب اجزای اخلال معادله اشتغال مادر

1. Basu & Van (1998)

و کودک می باشند که دارای توزیع نرمال هستند. $memployment$ متغیر وابسته و بیانگر اشتغال مادر است. اگر مادر با توجه به ستون "وضع فعالیت" در قسمت یکم (خصوصیات اجتماعی اعضای خانوار) آمار هزینه و درآمد خانوار وضعیت خود را شاغل معرفی کرده باشد عدد یک، در غیر این صورت عدد صفر به آن تعلق می‌گیرد. $cemployment$ متغیر وابسته و بیانگر اشتغال کودک است. اگر کودک بر اساس اطلاعات "وضع فعالیت" آمار هزینه–درآمد خانوار خود را شاغل معرفی کرده باشد عدد یک، در غیر این صورت عدد صفر به آن تعلق می‌گیرد. با توجه به این تعریف متغیرهای وابسته می‌توان از تخمین پروبیت با دو معادله مستقل استفاده کرد اما از آنجائی‌که تصمیم به اشتغال مادر و کودک به یکدیگر وابسته‌اند می‌توان فرض کرد که اجزای اخلال دو معادله بالا با یکدیگر همبسته هستند بنابراین از روش پروبیت دوگانه[1] برای تخمین معادلات استفاده می‌شود. پردازش اطلاعات و برآورد معادلات و آزمون‌های مرتبط در نرم‌افزارهای Microsoft Exell و Stata صورت گرفته است. متغیرهای مستقل مدل به شرح زیر است. علامت اختصاری و توصیف آماری متغیرهای مدل نیز در جدول ۱ ارائه شده است.

- جنسیت کودک: اگر کودک پسر باشد عدد ۱، اگر دختر باشد عدد صفر.
- سن کودک: سن کودک بر اساس سال است.
- تحصیل کودک: اگر کودک محصل باشد عدد ۱، در غیر این‌صورت عدد صفر.
- تحصیلات پدر: سطح تحصیلات پدر به گروه‌های بی‌سواد، ابتدایی، راهنمایی، دیپلم، ضمن خدمت، کاردانی، کارشناسی و کارشناسی ارشد و دکتری تفکیک شده است که این تفکیک بر اساس اطلاعات موجود در ستون ۸ قسمت یکم (خصوصیات اجتماعی اعضای خانوار) آمار هزینه و درآمد خانوار صورت گرفته است.
- تحصیلات مادر و کودک: تحصیلات مادر و کودک نیز در گروه‌های مشابه و به طریق بالا طبقه‌بندی شده است.
- سن پدر: بر اساس سال است.
- دستمزد ساعتی مادر: این متغیر حاصل تقسیم درآمد کل ماهانه مادر بر حاصل‌ضرب تعداد روزهای کار در هفته، ساعات کار در روز و عدد ۴/۲۸ است که اطلاعات مربوط به درآمد کل ماهانه مادر، تعداد روزهای کار در هفته و ساعات کار در روز از قسمت چهارم آمار هزینه– درآمد خانوار قابل استخراج است.
- دستمزد ساعتی پدر و کودک: این متغیرها نیز به طریق مشابه در قسمت بالا محاسبه شده است.
- اشتغال پدر در بخش عمومی: اگر پدر بر اساس اطلاعات ستون ۵ بخش ۱ قسمت چهارم آمار هزینه– درآمد خانوار شاغل در بخش‌های عمومی باشد عدد یک، در غیر این‌صورت عدد صفر.
- اشتغال پدر در بخش خصوصی: اگر بر اساس اطلاعات بالا پدر شاغل در بخش‌های خصوصی باشد عدد یک، در غیر این‌صورت عدد صفر.
- اشتغال پدر در بخش تعاونی: اگر بر اساس اطلاعات بالا پدر شاغل در بخش‌های تعاونی باشد عدد یک، در غیر این‌صورت عدد صفر.
- سن مادر: بر اساس سال است.
- سرپرست بودن مادر: اگر مادر سرپرست خانوار باشد عدد یک، در غیر این‌صورت عدد صفر.
- اشتغال مادر در بخش عمومی: اگر مادر بر اساس اطلاعات ستون ۵ بخش ۱ قسمت چهارم آمار هزینه– درآمد خانوار شاغل در بخش‌های عمومی باشد عدد یک، در غیر این‌صورت عدد صفر.
- اشتغال مادر در بخش خصوصی: اگر بر اساس اطلاعات بالا مادر شاغل در بخش‌های خصوصی باشد عدد یک، در غیر این‌صورت عدد صفر.
- درآمد کل سرانه خانوار: این متغیر حاصل تقسیم درآمد کل خانوار به تعداد اعضای خانوار است. درآمد کل خانوار شامل مجموع درآمدهای پدر، مادر و کودک خانوار است. درآمد هر عضو خانوار نیز از درآمد پولی اعضای شاغل خانوار از مشاغل مزد و حقوق بگیری (بخش ۱ از قسمت چهارم آمار هزینه– درآمد) به‌علاوه درآمد پولی اعضای شاغل خانوار از مشاغل غیر مزد و حقوق بگیری (آزاد) (بخش ۲ از قسمت چهارم آمار هزینه– درآمد) و به‌علاوه درآمدهای متفرقه (بخش ۳ از قسمت چهارم آمار هزینه– درآمد) است. درآمد کل سرانه خانوار بر اساس آمار سالانه است.
- بعد خانوار: این متغیر شامل تعداد اعضای خانوار است که بر اساس ستون "شماره ردیف اعضای خانوار" از قسمت یکم (خصوصیات اجتماعی اعضای خانوار) آمار هزینه– درآمد خانوار محاسبه شده است.
- درآمد سرانه مادر: این متغیر از حاصل تقسیم مجموع درآمدهای مادر از مشاغل مزد و حقوق بگیری، مشاغل غیر مزد

1. Bprobit

و حقوق بگیری و متفرقه برای یک سال بر تعداد اعضای خانوار به دست آمده است. آمار درآمدهای مذکور از قسمت چهارم آمار هزینه- درآمد خانوار استخراج شده است.

جدول ۱. علامت اختصاری و توصیف آماری متغیرهای مدل

علامت اختصاری	نام متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
cemployment	اشتغال کودک	۰/۰۶۰	۰/۲۴	۰	۱
memployment	اشتغال مادر	۰/۱۰۸	۰/۳۱	۰	۱
csex	جنسیت کودک	۰/۵۳۵	۰/۵۰	۰	۱
cage	سن کودک	۱۴/۵۷۶	۲/۵۶	۱۰	۱۸
cmohasel	تحصیل کودک	۰/۸۸۷	۰/۳۲	۰	۱
cmadrak	تحصیلات کودک	۲/۴۵۴	۱/۱۳	۰	۳
fsarparast	سرپرست بودن پدر	۰/۹۴۴	۰/۲۳	۰	۱
fage	سن پدر	۴۵/۵۹	۷/۷۸	۲۷	۹۰
fmadrak	تحصیلات پدر	۲/۴۵۶	۱/۷۱	۰	۶
fwage	دستمزد پدر	۳۰۵۵۸/۴۹	۶۳۶۵/۵۴	۰	۳۹۷۱۹۶۳
fjobpublic	اشتغال پدر در بخش عمومی	۰/۱۸۸	۰/۳۹	۰	۱
fjobprivate	اشتغال پدر در بخش خصوصی	۰/۳۶۲	۰/۴۸	۰	۱
fjobcooper	اشتغال پدر در بخش تعاونی	۰/۰۰۳۶	۰/۰۶	۰	۱
mage	سن مادر	۴۰/۵۱	۷/۰۱	۲۰	۷۸
mmadrak	تحصیلات مادر	۲/۱۱	۱/۶۴	۰	۶
msarparast	سرپرست بودن مادر	۰/۰۵۶	۰/۲۳	۰	۱
mwage	دستمزد مادر	۵۹۸۳/۵۴	۴۳۸۱/۳۹	۰	۲۳۳۶۴۴۹
mjobpublic	اشتغال مادر در بخش عمومی	۰/۰۵۱	۰/۲۲	۰	۱
mjobprivate	اشتغال مادر در بخش خصوصی	۰/۰۲۶	۰/۱۶	۰	۱
mlaborincom	درآمد سرانه مادر	۲۴۰۶۹۶۵	۱۰۹۰۰	۰	$۵/۲۰\times۱۰^{۸}$
size	بعد خانوار	۴/۵۱	۱/۲۳	۲	۱۵
totalincom	درآمد کل سرانه خانوار	۳۳۳۰۰۰۰	۲۹۹۰۰۰	۱۱۰۰۰۰	۷۸۵۰۰۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق بر اساس آمار هزینه و درآمد خانوار شهری سال۱۳۹۳ مرکز آمار ایران

۶- نتایج مدل

۶-۱- توصیف آماری متغیرهای مدل

تعداد حجم نمونه ۶۵۱۷ خانوار شهری ایران در سال ۱۳۹۳ است که کودک بین ۱۸-۱۰ سال دارند. در این حجم نمونه ۳۰۲۴ نفر کودک دختر و ۳۴۹۳ نفر کودک پسر است که به ترتیب ۴۶/۴۰ درصد از حجم نمونه را کودکان دختر و ۵۴/۶۰ درصد را کودکان پسر تشکیل می‌دهد (جدول ۱). از بین کودکان ۱۸-۱۰ سال نمونه ۹۳/۹۷ درصد غیر شاغل و فقط ۶/۰۳ درصد شاغل هستند. کودکان دختر ۱۲/۲۱ درصد و کودکان کار پسر ۸۷/۷۹ درصد کودکان کار را تشکیل می‌دهند. با توجه به جدول ۱ متوسط تحصیلات پدر و مادر به ترتیب ۲/۴۵ و ۲/۱۱ است. از کل مادران نمونه در مشاغل مزد و حقوق بگیری ۵/۱ درصد در بخش عمومی و ۲/۶ درصد در بخش خصوصی مشغول به کار هستند. مشاهده می‌شود که تمایل مادر برای فعالیت در بخش‌های عمومی بیشتر از پدر خانوار است. در جداول ۲ وضعیت اشتغال کودکان در مقابل برخی از متغیرها نشان داده شده است. طبق نتایج جدول ۲ از بین کودکان ۱۰ سال فقط ۱۹ درصد آنها شاغل هستند در حالی‌که از کودکان ۱۷ و ۱۸ سال به ترتیب ۱۱/۸ و ۱۸/۹ درصد آنها شاغل هستند که این آمار نشان می‌دهد که هرچه سن کودکان بیشتر می‌شود درصد اشتغال آنها در بازار کار نیز بیشتر می‌شود. همچنین ۱/۵۹ درصد از کودکان دختر ۱۸-۱۰ سال شاغل هستند که این نسبت برای کودکان پسر ۱۸-۱۰ سال معادل ۹/۸۸ درصد است و به‌طور کل ۶/۰۳ درصد از کودکان ۱۸-۱۰ سال شاغل هستند. همچنین ۴۷/۶ درصد کودکان غیر محصل، شاغل و ۵۲/۳ درصد آنها غیر شاغل هستند و تنها ۰/۷۸ درصد از کودکان محصل شاغل هستند. این آمار نشان می‌دهد که کودکان ۱۸-۱۰ سال که تحصیل

نمی‌کنند فقط نزدیک به ۴۷/۶ درصد آنها وارد بازار کار می‌شوند و بقیه به دلایل دیگری ترک تحصیل می‌کنند. به عبارت دیگر با توجه به درصد بالای کودکانی که ترک تحصیل می‌کنند و شاغل هم نمی‌شوند می‌توان بیان کرد که ترک تحصیل کودکان الزاماً برای اشتغال در بازار کار نیست.

جدول ۲ نشان می‌دهد که هرچه سطح تحصیلات پدر خانوار بیشتر شود درصد اشتغال کودکان آنها کمتر می‌شود. سطح تحصیلات مادر خانوار در مقابل اشتغال کودکان نشان می‌دهد که کودکان مادران بی‌سواد یا با تحصیلات ابتدایی به ترتیب ۲۷/۱۷ و ۷/۰۷ درصد وارد بازار کار می‌شوند و کودکان با مادران دارای مدرک کاردانی تا کارشناسی ارشد فقط ۱/۰۴ درصد شاغل می‌شوند این نتایج نشان می‌دهد که اولاً با افزایش سطح تحصیلات مادر، درصد اشتغال کودکان آنها نیز کاهش می‌یابد و ثانیاً کاهش سطح تحصیلات پدرخانوار نسبت به مادر خانوار درصد اشتغال کودکان را بیشتر می‌کند به عبارت بهتر کاهش سطح تحصیلات پدر خانوار تأثیر بیشتری بر اشتغال کودکان نسبت به کاهش تحصیلات مادر دارد.

۶-۲- نتایج تخمین مدل پروبیت دوگانه برای کودکان ۱۸-۱۰ سال

برای استفاده از روش پروبیت دوگانه باید دو معادله با یگدیگر همبسته باشند در غیر این‌صورت باید از روش پروبیت معمولی استفاده کرد. مقدار آماره کای دو برای بررسی فرضیه صفر (همبستگی برابر با صفر) ۴/۷۳ است که نشان می‌دهد فرضیه صفر رد می‌شود و نتایج حاصل از پروبیت دوگانه دارای اعتبار هستند. در جدول ۳ نتایج تخمین مدل پروبیت با دو معادله تصمیم برای اشتغال مادر و کودکان ۱۸-۱۰ سال ارائه شده است. حجم نمونه ۶۵۱۷ خانوار است. نتایج نشان می‌دهد که کودکان پسر احتمال اشتغال آنها بیشتر از کودکان دختر است و فرزندان پسر احتمال اشتغال مادر را کاهش می‌دهند. با افزایش سن کودک احتمال اشتغال کودکان بیشتر می‌شود (با آمار توصیفی در قسمت قبل هم‌سو است) و احتمال اشتغال مادران کاهش می‌یابد که با مطالعات شهرکی و قادری (۱۳۹۱: ۷۶)، کشاورزحداد و همکاران (۱۳۹۳: ۷۱) و همایی‌راد و همکاران (۲۰۱۵: ۱۲۴۸) مطابقت دارد. از آنجایی‌که با افزایش درآمد خانوار احتمال اشتغال کودکان کاهش می‌یابد (ضریب منفی درآمد سرانه خانوار در معادله اشتغال کودک) می‌توان بیان کرد که با افزایش سن کودک درآمد خانوار دیگر جوابگوی نیازهای کل خانوار نیست بنابراین کودکان جهت تأمین نیازهای اساسی خود و خانوار وارد بازار کار می‌شوند. از طرفی با افزایش سن کودک به‌خصوص کودکان پسر احتمال اشتغال مادران کاهش می‌یابد. در واقع کودکان تمایل دارند کار خود را جانشین کار مادر کنند. ضریب منفی محصل بودن کودکان بیان می‌کند که کودکانی که صرفاً تحصیل می‌کنند احتمال اشتغال آنها کمتر از سایر کودکان است. همچنین افزایش تحصیلات والدین (پدر و مادر) تأثیر منفی بر اشتغال کودکان دارد این نتیجه با نتایج مطالعات شهرکی و قادری (۱۳۹۱: ۷۹)، کشاورزحداد و همکاران (۱۳۹۳: ۷۱) و همایی‌راد و همکاران (۲۰۱۵: ۱۲۵۲)، فرانکاویلا و جینلی (۲۰۰۷: ۲۱) مطابقت دارد.

در معادله اشتغال مادر ضریب تحصیلات پدر منفی و معنی‌دار است یعنی افزایش تحصیلات پدر احتمال اشتغال مادر خانوار را کاهش می‌دهد. دی‌گراف و لویسون (۲۰۰۹: ۱۵۷۸) نیز نشان دادند که این نتیجه برای جامعه برزیل صادق است. همچنین با کنترل متغیر درآمد خانوار و حذف از مدل مشاهده شد که تأثیر منفی تحصیلات پدر بر اشتغال مادر کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر با حضور متغیر درآمد خانوار ضریب منفی تحصیلات پدر بر اشتغال مادر بزرگ‌تر است. بنابراین می‌توان بیان کرد که افزایش سطح تحصیلات پدر خانوار (صرف‌نظر از درآمد دریافتی ناشی از تحصیلات) احتمال اشتغال مادر خانوار را کاهش می‌دهد. در سطح معنی‌داری ۱ درصد دستمزد پدر خانوار تأثیر منفی بر احتمال اشتغال مادر خانوار دارد یعنی افزایش دستمزد پدر خانوار می‌تواند احتمال اشتغال مادر خانوار را کاهش دهد به عبارت دیگر کار مادر و پدر خانوار می‌توانند جانشین یکدیگر باشند. کشاورزحداد و همکاران (۱۳۹۳: ۷۲) و فرانکاویلا و جینلی (۲۰۰۷: ۳۰) نیز بیان کردند که کار مادر و پدر خانوار جانشین یکدیگر هستند. تحصیلات مادر در سطح معنی‌داری ۵ درصد تأثیر منفی بر اشتغال کودک دارد. با کنترل متغیر درآمد سرانه در مدل اشتغال کودک مشاهده شد که ضریب تحصیلات مادر در مدل اشتغال کودک با حضور متغیر درآمد سرانه مادر کمتر است بنابراین می‌توان بیان کرد اگر افزایش تحصیلات مادر درآمد سرانه بیشتری را برای مادران به ارمغان آورد آنگاه می‌تواند نقش مهم‌تری در کاهش احتمال اشتغال کودکان داشته باشد. دستمزد مادر با ضریبی بسیار کوچک در سطح معنی‌داری ۱ درصد، تأثیر منفی بر احتمال اشتغال کودک دارد ولی در سطح معنی‌داری ۱ درصد، تأثیر مثبت بر احتمال اشتغال مادر دارد.

جدول ۲. وضعیت جنسیت، تحصیل کودک، پدر و مادر نسبت به اشتغال کودکان

		اشتغال کودک				
		غیر شاغل		شاغل		
		تعداد	درصد	تعداد	درصد	کل
جنسیت کودک	دختر	۲۹۷۶	۹۸/۴۱	۴۸	۱/۵۹	۳۰۲۴
	پسر	۳۱۴۸	۹۰/۱۲	۳۴۵	۹/۸۸	۳۴۹۳
	کل	۶۱۲۴	۹۳/۹۷	۳۹۳	۶/۰۳	۶۵۱۷
تحصیل کودک	غیر محصل	۳۸۲	۵۲/۳۳	۳۴۸	۴۷/۶۷	۷۳۰
	محصل	۵۷۴۲	۹۹/۲۲	۴۵	۰/۷۸	۵۷۸۷
	کل	۶۱۲۴	۹۳/۹۷	۳۹۳	۶/۰۳	۶۵۱۷
تحصیلات پدر	بی‌سواد	۵۲۹	۸۱/۳۸	۱۲۱	۱۸/۶۲	۶۵۰
	ابتدایی	۱۷۴۹	۹۱/۲۸	۱۶۷	۸/۷۲	۱۹۱۶
	راهنمایی	۱۳۲۸	۹۵/۸۲	۵۸	۴/۱۸	۱۳۸۶
	دیپلم	۱۱۸	۹۸/۳۳	۲	۱/۶۷	۱۲۰
	ضمن خدمت	۱۲۵۵	۹۷/۶۷	۳۰	۲/۳۳	۱۲۸۵
	کاردانی، کارشناسی و کارشناسی ارشد	۱۱۲۷	۹۸/۶۹	۱۵	۱/۳۱	۱۱۴۲
	دکتری	۱۸	۱۰۰/۰۰	۰	۰/۰۰	۱۸
	کل	۶۱۲۴	۹۳/۹۷	۳۹۳	۶/۰۳	۶۵۱۷
تحصیلات مادر	بی‌سواد	۷۷۱	۸۲/۷۳	۱۶۱	۱۷/۲۷	۹۳۲
	ابتدایی	۲۰۶۴	۹۲/۹۳	۱۵۷	۷/۰۷	۲۲۲۱
	راهنمایی	۱۱۶۸	۹۶/۲۹	۴۵	۳/۷۱	۱۲۱۳
	دیپلم	۱۱۷	۱۰۰/۰۰	۰	۰/۰۰	۱۱۷
	ضمن خدمت	۱۳۳۶	۹۸/۳۱	۲۳	۱/۶۹	۱۳۵۹
	کاردانی، کارشناسی و کارشناسی ارشد	۶۶۶	۹۸/۹۶	۷	۱/۰۴	۶۷۳
	دکتری	۲	۱۰۰/۰۰	۰	۰/۰۰	۲
	کل	۶۱۲۴	۹۳/۹۷	۳۹۳	۶/۰۳	۶۵۱۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق بر اساس آمار هزینه و درآمد خانوار شهری سال۱۳۹۳ مرکز آمار ایران

طبق اثر جانشینی (فرانکاویلا و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۸۵) می‌توان بیان کرد که کار مادر و کودک جانشین هم هستند که مطابق با نتایج مطالعه دی‌گراف و لویسون (۲۰۰۹: ۱۵۸۲) است. شهرکی و قادری (۱۳۹۱: ۷۹) ارتباط بین اشتغال مادر و کودک و کشاورزحداد و همکاران (۱۳۹۳: ۷۲) ارتباط بین ساعات کار بیشتر مادر و اشتغال کودکان را مثبت برآورد کردند. در این مطالعات تأثیر دستمزد و درآمد حاصل از کار مادر بر اشتغال کودکان بررسی نشده است. در مطالعه کشاورزحداد و همکاران (۱۳۹۳) متغیر درآمد ناشی از ساعات کار مادر در مدل به لحاظ آماری بی‌معنی شده است. ممکن است ارتباط مثبت بین اشتغال مادر و کودک در این مطالعات که منتج به مکمل بودن کار مادر و کودک شده است به‌خاطر درآمد پایین حاصل از کار مادر باشد یعنی امکان دارد با افزایش درآمد یا دستمزد مادر احتمال کار کردن کودک کاهش یابد یا ممکن است به خاطر جامعه آماری تحقیق باشد که شامل خانوارهای شهری و روستایی است زیرا احتمال اشتغال مادر و کودک به طور هم‌زمان در جوامع روستایی بیشتر است (به دلیل مشارکت در کارهای کشاورزی و تولید کالاهای خانگی[1]) بنابراین به نظر می‌آید درآمد (به ازای مشاغل مزد و حقوق بگیری، آزاد و متفرقه) و دستمزد مادر معیار مناسب‌تری برای بررسی مکمل یا جانشین بودن کار کودک و مادر باشد به همین دلیل در این مقاله از متغیرهای درآمد و دستمزد مادر برای بررسی این ارتباط در جامعه شهری ایران استفاده شده است و مشاهده شد که با افزایش دستمزد مادر احتمال اشتغال کودکان شهری کاهش می‌یابد. با توجه به اینکه درآمد پدر و مادر در این معادلات بی‌معنی شده است از این روی نمی‌توان اثر درآمدی را بر

1. Home Commodity

اشتغال مادر و کودک برآورد کرد. اشتغال مادر صرف‌نظر از دولتی یا آزاد بودن تأثیر منفی بر احتمال اشتغال کودک دارد. ولی داشتن شغل دولتی احتمال اشتغال مادران را افزایش می‌دهد.

جدول ۳. نتایج مدل پروبیت با دو معادله تصمیم برای اشتغال مادر و کودکان کار ۱۸-۱۰

متغیرها	اشتغال کودک	اشتغال مادر
جنسیت کودک	۱/۲۹۶***	-۰/۰۶۸
سن کودک	۰/۰۷۷***	-۰/۰۰۱
محصل بودن کودک	-۲/۴۲۲***	۰/۰۷۱
مقطع تحصیلی کودک	۰/۰۱۷	۰/۰۵۶
دستمزد کودک	۰/۰۰۴	-۰/۰۰۰۲***
سن پدر	۰/۰۰۴	-۰/۰۲۲***
تحصیلات پدر	-۰/۰۸۶**	-۰/۰۸۵***
دستمزد پدر	-۰/۰۰۰	-۰/۰۰۰۳***
درآمد پدر	۰	۰
شغل دولتی پدر	۰/۱۱۷	۰/۱۵۴
شغل آزاد پدر	-۰/۰۳۱	۰/۱۳۴
سن مادر	-۰/۰۰۲	۰/۰۱۲
تحصیلات مادر	-۰/۰۶۲**	۰/۰۶۳***
مادر سرپرست خانوار	۰/۳۷۷**	۰/۶۹۲***
دستمزد مادر	-۰/۰۰۰۰۲	۰/۰۰۰۵***
درآمد مادر	۰	۰
شغل دولتی مادر	-۰/۱۷۳	۰/۸۱۲***
شغل آزاد مادر	-۰/۱۳۵	-۰/۱۱۳
بعد خانوار	۰/۱۱۴***	-۰/۰۶۱***
درآمد خانوار	-۰/۰۰۰۰۳***	۰/۰۰۰۰۶***

*سطح معنی‌داری ۱۰ درصد، **سطح معنی‌داری ۵ درصد، *** سطح معنی‌داری ۱ درصد

مأخذ :یافته‌های تحقیق

افزایش تعداد اعضای خانواده احتمال اشتغال کودک را در سطح معنی‌داری ۱ درصد افزایش می‌دهد که مطابق با نتایج مطالعات کشاورزحداد و همکاران (۱۳۹۳: ۶۸)، مونا‌کوردا (۲۰۰۶: ۱۷۹۷) و فرانکاویلا و جینلی (۲۰۰۷: ۲۰) است. ولی احتمال اشتغال مادر را در سطح معنی‌داری ۵ درصد کاهش می‌دهد. می‌توان استدلال کرد که افزایش جمعیت خانوار توانایی مالی خانوار را کاهش می‌دهد و کودکان جهت تأمین نیازهای مالی خود و خانواده مجبور به کار کردن هستند ولی از آنجایی‌که احتمال اشتغال مادر کاهش می‌یابد می‌توان بیان کرد که کار مادر و کودک جانشین هم هستند. درآمد سرانه خانوار در معادله اشتغال کودک عدد کوچک و منفی است ولی در سطح آماری ۱ درصد معنی‌دار است این ضریب بیان می‌کند که با افزایش درآمد سرانه خانوار احتمال اشتغال کودک کاهش می‌یابد و با مطالعات اسد و همکاران (۲۰۱۰: ۳۶)، شهرکی و قادری (۱۳۹۱: ۸۵) و کشاورزحداد و همکاران (۱۳۹۳: ۷۳) همخوانی دارد.

۶-۳- نتایج اثرات نهایی اشتغال مادر و کودکان ۱۸-۱۰ سال

اثرات نهایی احتمال مشترک اشتغال مادر و کودک P(y1, y2, x1, x2) به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$d(y_1, y_2, x_{1,}x_2) = \partial P(cwork = y_1, mwork = y_2|x_{1,}x_2)/\partial w$$

در عبارت بالا $d(y_1, y_2, x_{1,}x_2)$ مشتق جزئی توزیع احتمال دو متغیره نسبت به متغیرهای $w = (x_{1,}x_2)$ بوده و اثر نهایی تغییر در احتمال را نسبت به هر یک از متغیرهای توضیحی نشان می‌دهد. در این صورت برای مدل پروبیت دوگانه y_1, y_2 با چهار حالت (۰،۰)، (۰،۱)، (۱،۰) و (۱،۱) مواجه خواهیم بود (کشاورزحداد و همکاران، ۱۳۹۳: ۷۲؛ اسد و همکاران، ۲۰۱۰: ۲۲). برای بررسی تأثیر عوامل مختلف بر احتمال اشتغال مادر و کودک به‌طور همزمان ۴ مدل طراحی شده است. متغیرهای وابسته در این چهار مدل عبارتند از مادر و کودک شاغل، کودک شاغل و مادر بیکار، مادر شاغل و کودک بیکار، مادر و کودک بیکار. اثرات نهایی مدل پروبیت با دو معادله تصمیم برای اشتغال مادر و کودکان کار (۱۸-۱۰سال) در جدول ۴ ارائه شده است. طبق این جدول اثر نهایی جنسیت کودک برای مادر و کودک شاغل ۰/۰۰۳۸ است که بیان می‌کند احتمال پسر بودن فرزند خانوار باعث می‌شود که مادر و کودک با احتمال ۳/۸ درصد شاغل شوند. همچنین این ضریب برای کودک شاغل و مادر بیکار ۰/۰۴۵ و برای مادر شاغل و کودک بیکار ۰/۰۳۹- است که بیان می‌کند فرزند پسر احتمال اینکه کودک شاغل و مادر بیکار باشد را به اندازه ۴/۵ درصد افزایش و احتمال مادر شاغل و کودک بیکار را به اندازه ۳/۹ درصد کاهش می‌دهد. افزایش تحصیلات پدر خانوار باعث می‌شود که احتمال اشتغال مادر و کودک به‌طور همزمان به میزان ۰/۰۸ درصد کاهش و احتمال بیکار بودن مادر و کودک به میزان ۱/۰۵ درصد افزایش یابد. این نتایج بیان می‌کند که افزایش تحصیلات پدر خانوار احتمال اشتغال مادر و کودک را در خانوار کاهش می‌دهد. دستمزد پدر در سطح معنی‌داری ۱ درصد احتمال اشتغال مادر و کودک را همزمان کاهش می‌دهد و احتمال بیکار بودن مادر و کودک را افزایش می‌دهد بنابراین

می‌توان گفت که کار پدر جانشین کار مادر و کودک است. نوع شغل پدر به تفکیک دولتی و آزاد بودن تأثیر معنی‌داری بر اشتغال مادر و کودک ندارد. ضریب تحصیلات مادر برای اشتغال مادر و کودک بیکار در سطح معنی‌داری ۱ درصد بیان می‌کند که اگر تحصیلات مادر افزایش یابد احتمال اینکه مادر شاغل شود و همزمان کودک آنها غیر شاغل باشد به میزان ۵/۷ درصد افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر تحصیلات مادر با اشتغال مادر رابطه مستقیم و با اشتغال کودک رابطه منفی دارد. شهرکی و همکاران (۲۰۱۶: ۴) برای ایران نشان دادند که تحصیلات و اشتغال مادر با هم رابطه مستقیم دارند. در خانواده‌هایی که مادر سرپرست خانوار است افزایش احتمال اشتغال مادر و بیکار بودن کودک به مراتب بیشتر از افزایش احتمال اشتغال مادر و کودک است در نتیجه می‌توان استدلال کرد که در چنین خانواری کار مادر و کودک جانشین هم هستند. اثر نهایی دستمزد مادر بر اشتغال مادر و کودک و عدم اشتغال آنها به طور همزمان عدد کوچکی است ولی در سطح معنی‌داری ۱ درصد به لحاظ آماری معنی‌دار شد. نوع شغل مادر به لحاظ دولتی یا آزاد بودن تأثیر معنی‌داری بر اشتغال مادر و کودک ندارد.

جدول ۴. اثرات نهایی مدل پروبیت با دو معادله تصمیم برای اشتغال مادر و کودکان کار (۱۸-۱۰سال)

متغیرها	مادر و کودک شاغل	کودک شاغل و مادر بیکار	مادر شاغل و کودک بیکار	مادر و کودک بیکار
جنسیت کودک	۰/۰۰۳۸***	۰/۰۴۵۸***	-۰/۰۱۰۳**	-۰/۰۳۹۳***
سن کودک	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۲۷**	-۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۲۶
محصل بودن کودک	-۰/۰۰۷۴***	-۰/۰۸۵۳***	۰/۰۱۴۲*	۰/۰۷۸۶***
مقطع تحصیلی کودک	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۴۹	-۰/۰۰۵۶
دستمزدکودک	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱
سن پدر	-۰/۰۰۰۱***	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۲۰***	۰/۰۰۱۸***
تحصیلات پدر	-۰/۰۰۰۸***	-۰/۰۰۲۵	-۰/۰۰۷۳***	۰/۰۱۰۵***
دستمزد پدر	-۰/۰۰۰۰۰۰۲***	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۰۰۰۰۳***	۰/۰۰۰۰
شغل دولتی پدر	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۳۲	۰/۰۱۳۲	-۰/۰۱۷۷
شغل آزاد پدر	۰/۰۰۰۷	-۰/۰۰۱۹	۰/۰۱۲۰*	-۰/۰۱۰۸
سن مادر	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۱۱*	-۰/۰۰۱۰
تحصیلات مادر	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۵۸***	-۰/۰۰۳۴
مادر سرپرست خانوار	۰/۰۰۵۵***	۰/۰۰۹۰	۰/۰۵۹۹***	-۰/۰۷۴۴***
دستمزد مادر	۰/۰۰۰۰۰۳***	-۰/۰۰۰۰۳**	۰/۰۰۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۰۰۴***
شغل دولتی مادر	۰/۰۰۴۴**	-۰/۰۱۱۱	۰/۰۷۲۴***	-۰/۰۶۵۷**
شغل آزاد مادر	-۰/۰۰۱۱	-۰/۰۰۴۰	-۰/۰۰۹۶	۰/۰۱۴۷
بعد خانوار	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۴۴***	-۰/۰۰۵۷***	۰/۰۰۱۴
درآمد خانوار	۰/۰۰۰۰***	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰***	-۰/۰۰۰۰***

*سطح معنی‌داری ۱۰ درصد، **سطح معنی‌داری ۵ درصد، *** سطح معنی‌داری ۱ درصد

مأخذ :یافته‌های تحقیق

۷- بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به افزایش اشتغال مادران در جامعه ایران و همچنین پیامدهایی که این اشتغال می‌تواند بر وضعیت رفاه و اشتغال کودکان داشته باشد در این مقاله عوامل مؤثر بر احتمال بروز اشتغال مادران و کودکان و آثار جانشینی و درآمدی نیروی کار ایران بررسی شد. طبق مبانی نظری دو مدل برای بررسی عوامل مؤثر بر احتمال بروز اشتغال مادر و کودک تبیین که از روش اقتصادسنجی پروبیت با دو معادله تصمیم برآورد شد. آمار توصیفی نشان داد که کودکان ۱۸-۱۰ سال که تحصیل نمی‌کنند فقط نزدیک به ۴۷/۶ درصد آنها وارد بازار کار می‌شوند و بقیه به دلایل دیگری ترک تحصیل می‌کنند. به عبارت دیگر با توجه به درصد بالای کودکانی که ترک تحصیل می‌کنند و شاغل هم نمی‌شوند می‌توان بیان کرد که ترک تحصیل کودکان الزاماً برای اشتغال در بازار کار نیست و باید سایر عوامل مؤثر بر ترک تحصیل کودکان نیز مورد توجه قرار گیرد. همچنین تمایل مادر برای فعالیت در بخش‌های عمومی بیشتر از پدر خانوار است. از تقابل سطح تحصیلات پدر و مادر خانوار با اشتغال کودکان نیز مشاهده شد که اولاً با افزایش

سطح تحصیلات مادر و پدر، درصد اشتغال کودکان آنها نیز کاهش می‌یابد و ثانیاً کاهش سطح تحصیلات پدر خانوار تأثیر بیشتری بر اشتغال کودکان نسبت به کاهش تحصیلات مادر دارد. نتایج مدل‌های پروبیت دوگانه نشان داد کودکان پسر احتمال اشتغال آنها بیشتر از کودکان دختر است و کودکان پسر احتمال اشتغال مادر را کاهش می‌دهند. افزایش تحصیلات والدین (پدر و مادر) تأثیر منفی بر اشتغال کودکان ۱۸-۱۰ سال دارد، بنابراین راهکارهایی در جهت افزایش تحصیلات والدین به خصوص پدر، می‌تواند احتمال بروز پدیده کودکان کار را کاهش دهد که این افزایش تحصیلات والدین از طریق افزایش درآمد بر اشتغال کودکان تأثیر می‌گذارد از طرفی افزایش تحصیلات پدر احتمال اشتغال مادر خانوار را نیز کاهش می‌دهد در نتیجه مادر وقت بیشتری دارد که برای تحصیل فرزند خود اختصاص دهد و مانع از اشتغال یا ترک تحصیل کودک شود. نتایج نشان داد که با افزایش دستمزد مادر، احتمال اشتغال مادر افزایش و احتمال اشتغال کودکان ۱۸-۱۰ سال کاهش می‌یابد بنابراین می‌توان بیان کرد که کار مادر و کودک جانشین هم هستند. از طرفی در خانواری که مادر سرپرست خانوار است افزایش احتمال اشتغال مادر و بیکار بودن کودک به مراتب بیشتر از افزایش احتمال اشتغال مادر و کودک است در نتیجه می‌توان بیان کرد وقتی مادر سرپرست خانوار است بیشتر تمایل دارد که خود شاغل شود اما فرزند او وارد بازار کار نشود و به تحصیل بپردازد به همین دلیل در این خانوار نیز کار مادر و کودک جانشین هم هستند. با توجه به جانشین بودن کار کودک و مادر، هم در خانوار با سرپرست پدر و هم در خانوار با سرپرست مادر، می‌توان پیشنهاد کرد که سیاست‌های افزایش دستمزد زنان در جامعه شهری ایران می‌تواند از بروز کودکان کار جلوگیری کند. با توجه به اینکه ضریب درآمد پدر و مادر در معادلات اشتغال مادر و کودک به لحاظ آماری بی‌معنی شده است از این روی نمی‌توان اثر درآمدی را بر اشتغال مادر و کودک را برآورد کرد. برای بررسی اثر ثروتی از درآمد کل سرانه خانوار که شامل مجموع درآمدهای اعضای خانوار از مشاغل مزد و حقوق بگیری، آزاد و متفرقه است استفاده شد. نتایج نشان داد که با افزایش درآمد سرانه خانوار احتمال اشتغال کودکان کاهش و احتمال اشتغال مادران افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر درآمد و ثروت بیشتر خانوار از بروز کودکان کار جلوگیری می‌کند ولی مانع از اشتغال بیشتر مادران در جامعه ایران نمی‌شود. از متغیر دستمزد پدر برای بررسی جانشینی کار پدر با مادر و کودک استفاده شد که نتایج نشان داد با افزایش دستمزد پدر خانوار احتمال اشتغال مادر و کودک خانوار کاهش می‌یابد به عبارت دیگر کار پدر می‌تواند جانشین کار مادر و کودک باشد. بنابراین سیاست‌هایی در جهت افزایش دستمزد پدر خانواده می‌تواند در جلوگیری از بروز کودکان کار مؤثر باشد. نوع شغل مادر به لحاظ دولتی یا آزاد بودن تأثیر معنی‌داری بر اشتغال مادر و کودک ندارد. همچنین هر چه جمعیت خانوار بیشتر شود احتمال کار کردن مادر کاهش و احتمال کار کردن کودکان افزایش می‌یابد یعنی در خانواده‌های پرجمعیت احتمال بروز کودکان کار بیشتر است.

منابع

ایمانی، نفیسه و نرسیسیان، امیلیا (۱۳۹۱). "مطالعه انسان شناسانه پدیده کودکان کار خیابانی در شهر کرج". *مسائل اجتماعی ایران*، دوره ۱، شماره ۳، ۳۲-۷.

داورپناه، صفورا؛ راغفر، حسین و نخعی آغمیونی، منیژه (۱۳۸۸). "فقر کودکان و بازار کار در ایران". *رفاه اجتماعی*، دوره ۹، شماره ۳۵، ۱۵۹-۱۳۹.

شهرکی، مهدی و قادری، سیمین (۱۳۹۱). "بررسی تصمیم به اشتغال و تحصیل کودکان کار در ایران". *اقتصاد مقداری*، دوره ۴، شماره ۹، ۸۹-۶۷.

کشاورزحداد، غلامرضا و اوجاقی، شهلا (۱۳۹۳). "قدرت چانه‌زنی والدین و تخصیص زمان کودک در میان خانوارهای ایران". *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۱۹، شماره ۶۰، ۹۹-۶۷.

کشاورزحداد، غلامرضا؛ نظرپور، محمدتقی و سیفی کفشگری، محسن (۱۳۹۳). "کودکانِ کار در خانوارهای ایران". *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۱، ۷۴-۴۹.

مرادی، اکرم؛ سجادی، حمیرا؛ وامقی، مروئه؛ محققی کمال، سید حسین و قائد امینی هارونی، غلامرضا (۱۳۹۵). "تعیین کننده‌های اجتماعی-اقتصادی اعتماد عام در بین کودکان کار، مراجعه کننده به مراکز مردم نهاد شهر تهران". *رفاه اجتماعی*، شماره ۶۱، ۸۶-۶۷.

وامقی، مروئه؛ سجادی، حمیرا؛ رفیعی، حسن و رشیدیان، آرش (۱۳۸۸). "مرور نظام‌مند مطالعات کودکان خیابانی در دهه اخیر در ایران (فقر، عامل خطر خیابانی شدن کودکان)". *رفاه اجتماعی*، دوره ۹، شماره ۳۵، ۳۷۸-۳۳۷.

Assaad, R., Levison, D. & Zibani, N. (2010). "The Effect of Domestic Work on Girls' Schooling: Evidence from Egypt". *Feminist Economics*, 16(1), 79-128. doi: 10. 1080/13545700903382729.

Baland, J. M. & Robinson, J. (2000). "Is Child Labor Inefficient?". *Journal of Political Economy*, 108(4), 663-679.

Basu, K. & Van, P. H. (1998). "The Economics of Child Labor". *The American Economic Review*, 88(3), 412-427.

Bernal, R. (2008). "The Effect of Maternal Employment and Child Care on Children's Cognitive Development". *International Economic Review*, 49(4), 1173-1209. doi: 10. 1111/j. 1468-2354. 2008. 00510. x.

Cigno, A. (2006). "A Constitutional Theory of the Family". *Journal of Population Economics*, 19(2), 259-283.

DeGraff, D. S. & Levison, D. (2009). "Children's Work and Mothers' Work—What is the Connection?". *World Development*, 37(9), 1569-1587. doi: https://doi. org/10. 1016/j. worlddev. 2009. 01. 006

Emerson, P. & Souza, A. (2008). "Birth Order, Child Labor, and School Attendance in Brazil". *World Development*, 36(9), 1647-1664.

Ersado, L. (2005). "Child Labor and Schooling Decisions in Urban and Rural Areas: Comparative Evidence from Nepal, Peru, and Zimbabwe". *World Development*, 33(3), 455-480.

Francavilla, F. & Giannelli, G. C. (2007). "The Relation between Child Labour and Mothers' Work: The Case of India". *Institute for the Study of Labor (IZA)*, 1-36

Francavilla, F., Giannelli, G. C. & Grilli, L. (2013). "Mothers' Employment and their Children's Schooling: A Joint Multilevel Analysis for India". *World Development*, 41, 183-195. doi: https://doi. org/10. 1016/j. worlddev. 2012. 05. 031

Heinrich, C. J. (2014). "Parents' Employment and Children's Wellbeing". *Future Child*, 24(1), 121-146.

Homaie Rad, E., Gholampoor, H. & Jafaripooyan, E. (2015). "Child Labor and the Influencing Factors: Evidence from Less Developed Provinces of Iran". *Iranian Journal of Public Health*, 44(9), 1244-1252.

International Labour Organization (ILO). (2017). "Global Estimates of Child Labour: Results and Trends, 2012-2016". Geneva, ISBN: 978-92-2-130152-3 (print) 978-92-2-130153-0 (web pdf) 978-92-2-130162-2 (epub), 1-64.

Keshavarz Haddad, G. (2017). "Parents' Decision on Child Labour and School Attendance: Evidence from Iranian Households". *Journal of Education and Work*, 30(6), 612-631. doi: 10. 1080/13639080. 2017. 1341044

Khanam, R. (2008). "Child Labour and School Attendance: Evidence from Bangladesh". *International Journal of Social Economics, 35*(1/2), 77-98. doi: doi:10. 1108/03068290810843855.

Le, H. T. & Homel, R. (2015). "The Impact of Child Labor on Children's Educational Performance: Evidence from Rural Vietnam". *Journal of Asian Economics*, 36(C), 1-13.

Manacorda, M. (2006). "Child Labor and the Labor Supply of other Household Members: Evidence from 1920 America". *American Economic Review*, 96(5), 1788-1801.

Shahraki, M., Agheli, L., Assari Arani, A. & Sadeghi, H. (2016). "The Effect of Mothers' Education and Employment on Children's Health". *Jentashapir Journal of Health Research*, 7(4), 1-6, e30977. doi: 10. 17795/jjhr-30977.

Tang, C., Zhao, L. & Zhao, Z. (2016). " Child Labor in China". China Economic Review. doi:https://doi.org/10.1016/j.chieco.2016.05.006.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و دوم، پاییز ۱۳۹۷ (۱۵۰-۱۳۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 32, September 2018 (139-150)

اثر تغییر ساختار صادرات بر تولید بخش‌های اقتصاد ایران: رهیافت تجزیه ساختاری در الگوی داده-ستانده

***رمضان حسین‌زاده[۱]، محمود اسپندار[۲]**

۱. استادیار و عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

۲. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

(دریافت: ۱۳۹۶/۸/۲۱ پذیرش: ۱۳۹۷/۱/۱۵)

Effect of Export Structure Changes on Output of Economic Sectors in Iran: Structural Decomposition Analysis in Input-Output Model

***Ramezan Hosseinzadeh[1], Mahmoud Espandar[2]**

1. Assistant Professor, Faculty of Economics and Management, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran

2. M.A. in Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran

(**Received:** 12/Nov/2017 **Accepted:** 4/April/2017)

چکیده:

صادرات یکی از عوامل مهم و اثرگذار بر تولید بخش9های مختلف اقتصاد است. از این رو این مطالعه به بررسی اثر تغییر صادرات بر تولید بخش‌های مختلف اقتصاد ایران در دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۵ با استفاده از تحلیل داده-ستانده می‌پردازد. برای دستیابی به این هدف، از جداول داده-ستانده کشور در دو سال ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ و تکنیک تحلیل تجزیه ساختاری (SDA) استفاده شده است. بر اساس این تکنیک، کل تغییر صادرات کشور به دو عامل تغییر حجم کل صادرات (با ثابت بودن ساختار صادرات) و تغییر ساختار صادرات (با ثابت بودن حجم کل صادرات) تجزیه شده است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد تغییر ساختار صادرات (با ثابت بودن حجم صادرات) موجب افزایش ۵۱۹۴۷/۵۱ میلیارد ریال در تولید کل بخش‌های اقتصاد شده است. همچنین تغییر حجم صادرات (با ثابت بودن ساختار صادرات) موجب افزایش تولید کل اقتصاد به میزان ۱۲۷۰۹۹۹/۶۵ میلیارد ریال شده است. تغییر کل صادرات (مجموع اثر تغییر حجم و تغییر ساختار) نیز موجب افزایش تولید کل اقتصاد به میزان ۱۳۲۲۹۴۷/۱۶ میلیارد ریال شده است.

واژه‌های کلیدی: تغییر ساختار صادرات، مدل داده-ستانده، تحلیل تجزیه ساختاری.

طبقه‌بندی JEL: R11، O18، C67.

Abstract:

Export is one of the important factors affecting the production of various sectors of the economy. Therefore, this study examines the effect of export change on the production of sectors in Iran during 2006-2011 using input-output analysis. In order to achieve this goal, the country's input-output tables have been used in the years 2006 and 2011 and the structural decomposition analysis (SDA) technique has been used. Based on this technique, the total change in the country's exports is divided into two factors: the change in the total volume of exports (with a constant export structure) and the changes in structure of exports (with a constant volume of exports). The results show that the change in the structure of exports (with the constant amount of exports) increased the production of the economy by 51947.51 billion Rials. Also, changes in the volume of exports (with a constant export structure) has led to 1270999.65 billion Rials increase in the total output of economy. The total change in exports (summation of volume change and structure change effect) has also led to an increase 1322947.16 billion Rials in total output of the economy.

Keywords: Changes in Export Structure, Input- Oupt Model, Structural Decomposition Analysis.
JEL: R11, O18, C67.

*** نویسنده مسئول:** رمضان حسین‌زاده
E-mail: ra.hosseinzadeh@eco.usb.ac.ir

*Corresponding Author: Ramezan Hosseinzadeh

۱- مقدمه

یکی از مهم‌ترین مباحث در اقتصاد ایران در دهه‌های اخیر، ایجاد ظرفیت‌های جدید در جهت دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی است. شناسایی و بررسی اثر هر یک از عوامل رشد اقتصادی در کشور می‌تواند کمک مؤثری در جهت برنامه‌ریزی‌های رشد و توسعه ملی باشد. منابع رشد و توسعه اقتصادی به طور گسترده در ادبیات اقتصادی بحث شده است. بر اساس نظریه‌های تجارت بین‌الملل، صادرات یکی از عوامل مهم رشد اقتصادی کشورها محسوب می‌شود. امروزه درجه توسعه‌یافتگی یک کشور رابطه مستقیمی با حجم روابط تجاری و صادرات کالاها و خدمات آن کشور دارد (امیری و بشخور، ۱۳۹۶: ۱۲۷ و لطفعلی پور و همکارانف ۱۳۹۵: ۱۳).

یکی از مشکلات کنونی اقتصاد کشور حجم پایین صادرات و همچنین ساختار نامناسب آن است. به طوری که متوسط سهم درآمدهای غیرنفتی از کل درآمدهای صادراتی کشور در دوره ۱۳۹۵-۱۳۹۰ حدود ۶۹ درصد و متوسط سهم صادرات غیرنفتی در این دوره ۳۱ درصد بوده است. بالا بودن سهم صادرات نفتی از کل صادرات کشور موجب وابستگی بیشتر کشور به این درآمدها گشته و مشکلات متعددی از جمله بیماری هلندی را در اقتصاد ایجاد خواهد کرد. به همین علّت تغییر ساختار صادرات کشور و توسعه صادرات غیرنفتی و همچنین تغییر ساختار صادرات به سمت بخش‌هایی که رشد بیشتری در اقتصاد ایجاد می‌کنند، بسیار حائز اهمیت خواهد بود. به عبارت دیگر افزایش حجم صادرات کشور و همچنین تغییر ساختار صادرات آن و وابستگی کمتر کشور به صادرات غیرنفتی می‌تواند زمینه رشد و توسعه بیشتر در کشور را فراهم سازد.

این مطالعه به بررسی اثر تغییر ساختار و حجم صادرات کشور بر تولید بخش‌های اقتصاد در دوره ۱۳۹۰-۱۳۸۵ با استفاده از مدل داده-ستانده و تکنیک تحلیل تجزیه ساختاری (SDA) می‌پردازد. از ویژگی‌های این تحقیق در مقایسه با تحقیقات گذشته، در خصوص مطالعه اثر صادرات بر تولید، در نظر گرفتن اثر تغییر ساختار صادرات با استفاده از مدل داده-ستانده است که در مطالعات پیشین به آن توجه نشده است.

این مطالعه در پنج بخش تنظیم شده است. بعد از مقدمه، مبانی نظری و پیشینه تحقیق بیان می‌شود. بخش سوم به معرفی روش شناسی و منابع آماری تحقیق اختصاص دارد. در بخش چهارم یافته‌های تجربی این مقاله ارائه و بحث شده است و در بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه شده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- مبانی نظری

منابع رشد اقتصادی به طور گسترده در ادبیات اقتصادی بحث شده است. بر اساس این ادبیات رشد اقتصادی از عوامل متعددی تأثیر می‌پذیرد. یکی از مهمترین این عوامل، صادرات است. نقش و اهمیت صادرات در رشد اقتصادی کشورها همواره یکی از موضوعات مورد توجه اقتصاددانان بوده است و به عقیده برخی از اقتصاددانان، صادرات مهمترین عامل رشد اقتصادی است (مدینا اسمیت[1]، ۲۰۰۰: ۲). بر اساس اعتقاد این گروه از اقتصاددانان، وقتی صادرات یک کشور افزایش یابد، اثر آن به‌طور فزاینده‌ای موجب رشد اقتصاد داخل می‌شود. تولید اضافی ناشی از افزایش صادرات، بهره‌وری نیروی کار را افزایش می‌دهد و در نتیجه دستمزدها کاهش می‌یابد. کاهش دستمزدها مجدداً تولید را افزایش خواهد داد. این فعل و انفعالات در درون اقتصاد سبب تشدید رشد می‌شود. صادرات تأثیر بسزایی در بازار کار نیز دارد. افزایش صادرات باعث افزایش تقاضا شده و در نتیجه دستمزدها و اشتغال نیز افزایش می‌یابد و با تشویق صادرات، تولید داخلی برای رشد و شکوفایی از طریق تجارت در رقابت بین‌المللی صورت می‌گیرد. طبق این دیدگاه، تجارت آزاد از طریق منافع ایستا و پویا، در نهایت باعث افزایش سطح تولیدات و سطح اشتغال و در نهایت موجب افزایش رفاه اجتماعی می‌گردد (عظیمی، ۱۳۷۹: ۲۸). از سوی دیگر بر اساس فرضیه رشد صادرات- محور، با افزایش صادرات، تولیدکنندگان داخلی به استفاده از تکنیک‌های تولید بهتر و رقابت در بازار جهانی تشویق می‌شوند. بنابراین، کشور تولید خود را مطابق با مزیت نسبی خود توسعه می‌دهد و از صرفه‌های مقیاس اقتصادی برای دستیابی به بازارهای خارجی استفاده خواهد کرد (ابواستیت[2]، ۲۰۰۵: ۱۹۷۷). بر اساس نظر کینز، یکی از عوامل مهم در افزایش تولید ناخالص ملی، افزایش صادرات است. بر اساس این دیدگاه، صادرات از عوامل سمت تقاضای اقتصاد بوده و یک علّیت یک طرفه از سوی صادرات به تولید ملی وجود دارد. از دیدگاه اقتصاددانان سمت عرضه، صادرات با افزایش رقابت‌پذیری، رشد تکنولوژی، بهبود کیفیت تولید و همچنین افزایش بهره‌وری موجب افزایش تولید ملی می‌شود (شاکری، ۱۳۹۱: ۱۷۷).

از سوی دیگر، بر اساس نظر اقتصاددانانی نظیر سایرون و

1. Medina-Smith (2000)
2. Abou-Stait (2005)

والش[1] (۱۹۶۸) و فوسو[2] (۱۹۹۰) و گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱)، علاوه بر سطح صادرات، ساختار صادرات نیز می‌تواند نقش بسزایی در رشد اقتصادی کشورها داشته باشد. به عبارت دیگر، ساختارهای متفاوت صادراتی به لحاظ ترکیب و سطح تکنولوژی، اثرات متفاوتی بر رشد و توسعه صنایع داخلی دارند. بر اساس نظر این گروه از اقتصاددانان، رشد صادرات کالاهای صنعتی با ایجاد تقاضای اضافی می‌تواند تقاضای کل را افزایش دهد و موجب استفاده بهتر از ظرفیت‌های بالقوه تولید گردد. افزایش صادرات کالاهای صنعتی، تولیدکنندگان داخلی را ترغیب می‌کند که در جهت رقابت‌پذیری بیشتر، بکارگیری فناوری‌های پیشرفته‌تر، نوآوری و ارتقای کیفیت تولیدات خود تلاش بیشتری نمایند و با جذب نیروهای انسانی کارآمد و متخصص در تولید این قبیل کالاها موجب رشد اقتصادی بیشتر در اقتصاد داخل گردد (طیبی و همکاران، ۱۳۸۷: ۸۸). همچنین هر چه سهم مواد غذایی و مواد خام در ترکیب صادرات کمتر و سهم صادرات صنعتی بیشتر باشد، صادرات تأثیر بیشتری بر رشد اقتصاد خواهد داشت. علّت این امر در این است که صدور محصولات با تکنولوژی پیشرفته، به دلیل قابلیت بیشتر در ایجاد تقاضا و سرعت جانشینی بیشتر با تولیدات قدیمی، از قابلیت رشد بیشتری برخوردار می‌باشند. در مقابل، صادرات محصولات با تکنولوژی ساده، رشد آهسته‌تری در بازار، ظرفیت کمتری در آموزش و حوزه محدودتری در تعدیل تکنولوژی دارند. محصولات با تکنولوژی پایین معمولاً به سرمایه‌گذاری کمتری نیاز دارد. از این روی هزینه ورود به بازار این صنایع نیز پایین خواهد بود. از این رو یک تکانه کوچک سبب ورود رقبای دیگری به بازار می‌گردد. با ورود رقبای دیگر، مزایای حاصل از صادرات این نوع کالاها از بین خواهد رفت. افزایش سهم صادرات بخش‌های صنعتی و بخش‌های با تکنولوژی بالا، موجب می‌شود تا تولید در فضای رقابتی‌تری صورت گیرد و تولیدکنندگان برای افزایش توان رقابت با تولیدکنندگان خارجی به مقدار بیشتری از ظرفیت‌های تولید خود استفاده کنند. این امر موجب افزایش توان تولیدی و به دنبال آن افزایش تولید ناخالص ملی در اقتصاد خواهد شد. بر اساس عقیده سینگر (۱۹۵۰) و پربیش (۱۹۵۰) کشورهای در حال توسعه بایستی ترکیب کالاهای صادراتی خود را از مواد اولیه به کالاهای صنعتی تغییر دهند تا موجب بهتر شدن رابطه مبادله و افزایش درآمدهای صادراتی شود. بر اساس دیدگاه برخی دیگر از اقتصاددانان، تغییر ترکیب صادرات یک کشور از کالاهای اولیه به کالاهای صنعتی موجب افزایش ارزش افزوده ایجاد شده در فرایند تولید و کاهش واردات از طریق جایگزینی کالاهای تولید داخل به جای کالاهای خارجی شده و این امر موجب افزایش درآمدهای ارزی و تولید کل اقتصاد خواهد شد (الوانگ و سیگل[3]، ۱۹۹۴: ۴۰۷).

جنبه دیگر اثرگذاری ترکیب و ساختار کالاهای صادراتی بر تولید بخش‌های مختلف اقتصادی، از طریق ارتباطات بین بخشی و وابستگی بخش‌های مختلف اقتصادی در داخل یک اقتصاد است. به این ترتیب که تغییر ترکیب کالاهای صادراتی به سمت کالاهایی که ارتباط پیشین و پسین بالاتری با اقتصاد داخل دارند، سبب تحریک تولید اقتصاد از طریق تحریک سایر بخش‌ها شده و اثر سرریز بیشتری بر سایر بخش‌های اقتصاد داخل خواهند داشت. در نتیجه با افزایش تقاضای صادراتی در یک بخش خاص، تولید سایر بخش‌های اقتصاد داخل افزایش یافته و در نهایت تولید کل اقتصاد به مقدار بیشتری افزایش خواهد یافت.

۲-۲- پیشینه تحقیق

مطالعات پیشین انجام شده در مورد اثرگذاری صادرات بر رشد اقتصادی را می‌توان به دو گروه کلی تقسیم‌بندی نمود.

گروه اول مطالعاتی است که حجم صادرات (نه ترکیب و ساختار صادرات) را بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار داده‌اند و به ترکیب و ساختار صادرات توجهی نکرده‌اند.

در این گروه از مطالعات می‌توان به مطالعه برادران شرکاء و صفری اشاره کرد که در مطالعه خود به بررسی اثر رشد صادرات بر رشد بخش‌های اقتصادی ایران با استفاده از الگوی فدر پرداخته‌اند. نتیجه این مطالعه نشان داده است که در میان عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی، صادرات دارای بیشترین تأثیر است (برادران شرکاء و صفری، ۱۳۷۷: ۱).

در مطالعه‌ای دیگر، محنت‌فر و خاکپور به بررسی اثر صادرات غیرنفتی بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد که رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار بین افزایش حجم صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی در کشور وجود دارد (محنت‌فر و خاکپور، ۱۳۸۴: ۹۱).

بزازان و محمدی اثر توسعه صادرات بر رشد تولید در بخش صنعت در دو دوره ۱۳۷۲-۱۳۶۷ و ۱۳۷۸-۱۳۷۲ را با استفاده از

1. Syron & Walsh (1968)
2. Fosu (1990)
3. Alwang & Siegel (1994)

مدل داده–ستانده بررسی نموده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان داده است که در دوره اول، رشد بخش صنعت تحت تأثیر توسعه صادرات بوده است اما در دوره دوم توسعه صادرات سهم ناچیزی در رشد ستانده بخش صنعت داشته است (بزازان و محمدی، ۱۳۸۷: ۱۳۱).

هادی‌زاده و همکاران به بررسی تجربی نظریه صادرات منجر به رشد در ایران، با استفاده از الگوی فدر طی دوره ۱۳۸۶–۱۳۳۸ پرداختند، نتایج حاصل وجود بردار همجمعی بین صادرات و رشد اقتصادی را تأیید کرده است (هادی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۰: ۵۹).

بخشی و همکاران با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه[1] اثر صادرات بر رشد اقتصادی ایران را مورد مطالعه قرار داده‌اند. بر اساس این مطالعه، صادرات بخش صنعت و معدن بیشترین تأثیر را در رشد اقتصاد داشته است (بخشی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۷).

آل‌عمران و آل‌عمران تأثیر صادرات غیرنفتی بر تولید ملی را در دوره ۱۳۸۷–۱۳۵۷ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که در بلندمدت صادرات غیرنفتی اثر مثبت و معنی‌دار بر تولید ملی دارد (آل‌عمران و آل‌عمران، ۱۳۹۳: ۲۳).

نصابیان و جعفری اثر صادرات بخش کشاورزی بر رشد بخش کشاورزی را در دو کشور ایران و اسپانیا مورد بررسی قرار دادند، نتیجه تحقیق نشان داده است که صادرات زعفران و همچنین کل صادرات بخش کشاورزی، بر رشد بخش کشاورزی اثر مثبت و معنی‌داری داشته است (نصابیان و جعفری، ۱۳۹۵: ۱۷).

از مطالعات خارجی انجام شده در این گروه می‌توان به مطالعه پروبلی و حداد[2] در ارتباط با صادرات بین منطقه‌ای در برزیل اشاره کرد، نتیجه تحقیق آنها نشان داده است که صادرات بین منطقه‌ای اثر مثبتی بر تولید منطقه‌ای داشته است. (پروبلی و حداد، ۲۰۰۴: ۹)

کانیا[3] به بررسی وجود رابطه علّیت گرنجری بین صادرات و تولید ناخالص داخلی برای ۲۴ کشور سازمان همکاری اقتصادی و توسعه در دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۷ پرداخته است. نتایج به دست آمده حاکی از وجود علّیت یک طرفه از سمت صادرات به تولید ناخالص داخلی در کشورهای بلژیک، دانمارک، ایسلند، ایرلند، ایتالیا، نیوزیلند، اسپانیا و سوئد است (کانیا، ۲۰۰۶: ۹۷۸).

ژیائو و رید[4] رابطه بین صادرات و رشد تولید را برای سه کشور عمده صادرکننده گندم (استرالیا، کانادا و امریکا) در دوره ۱۹۶۶ تا ۲۰۰۰ مورد بررسی قرار داده‌اند (ژیائو و رید، ۲۰۰۷: ۳۰۹).

اومیساکین[5] به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و صادرات کشور نیجریه طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۶ با استفاده از داده‌های سالیانه و همچنین فرضیه صادرات منجر به رشد پرداخته است. نتیجه تحقیق نشان داده است که یک رابطه دو طرفه بین تولید و صادرات وجود دارد (اومیساکین، ۲۰۰۹: ۲۱۹).

لرد[6] در مطالعه خود با استفاده از آزمون‌های هم انباشتگی و علّیت گرنجر به بررسی صادرات و رشد در مکزیک با بهره‌گیری از داده های دوره زمانی ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۳ پرداخت. نتایج به‌دست آمده از تخمین مدل نشان می‌دهد که رابطه علّیت در کوتاه‌مدت فقط از صادرات به رشد اقتصادی بوده است (لرد، ۲۰۱۱: ۳۳).

کریستوفر و دنیل[7] به بررسی رابطه بین صادرات و رشد اقتصادی در نیجریه طی دوره زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۰ پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده حاکی از آن است که رابطه‌ای مثبت و معنادار بین صادرات و رشد اقتصادی وجود دارد (کریستوفر و دنیل، ۲۰۱۲، ۱۳۲).

گوکمنوگلو و همکاران[8] فرضیه صادرات منجر به رشد را برای کشور کاستاریکا در دوره ۲۰۱۳–۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتیجه تخمین آنها نشان داده است که ارتباط بلندمدتی بین صادرات و رشد اقتصادی در این کشور وجود دارد (گوکمنوگلو و همکاران، ۲۰۱۵: ۴۷۱).

ویانا[9] اثر صادرات هفت کشور مهم امریکای لاتین به چین را بر رشد اقتصادی این کشورها در دوره زمانی ۲۰۱۳–۱۹۹۴ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتیجه تخمین اثر مثبت و معنادار صادرات به چین و رشد تولید ناخالص داخلی در این کشورها را نشان داده است (ویانا، ۲۰۱۶: ۵۸).

دسته دوم از مطالعات به بررسی اثر ترکیب و ساختار صادرات بر رشد اقتصاد پرداخته‌اند. به عنوان مثال مالکی اثر ترکیب تکنولوژیکی صادرات بر رشد اقتصادی ایران را با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۸۸–۱۳۷۱ مورد بررسی قرار

1. Computable General Equilibrium (CGE)
2. Perobelli & Haddad (2004)
3. Konya (2006)
4. Xiao & Reed (2007)
5. Omisakin (2009)
6. Lorde (2011)
7. Christopher & Daniel (2012)
8. Gokmenoglu et al. (2015)
9. Vianna (2016)

داده است (مالکی، ۱۳۸۹: ۱۴۹).

صمدی اثر ترکیب صادرات غیرنفتی بر رشد اقتصادی کشور دردوره ۱۳۷۷-۱۳۴۷ را مطالعه نموده است (صمدی، ۱۳۸۱: ۴۳).

معمارزاده و همکاران در مطالعه‌ای تحت عنوان بررسی اثر تنوع صادراتی بر رشد اقتصادی ایران در سال‌های پس از انقلاب اسلامی (۱۳۸۵-۱۳۵۸) به بررسی اقلام صادراتی کشور پرداختند و به این نتیجه رسیدند که ترکیب صادرات غیر نفتی از تنوع بالایی برخوردار است که این مسئله باعث رشد اقتصادی شده و متنوع سازی صادرات و رشد اقتصادی دارای رابطه مثبت بوده و به صورت همسو حرکت کرده‌اند (معمارزاده و همکاران،۱۳۸۷: ۳۷).

آذربایجانی و همکاران تأثیر متنوع سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی کشورهای عضوگروه دی هشت طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۹۷ را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از تأثیر مثبت و معنادار متنوع‌سازی صادرات بر رشد اقتصادی است (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۶۵).

رنجبر و همکاران به بررسی اثر متنوع‌سازی صادرات بر رشد اقتصادی در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا طی سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰۱ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از اثر مثبت متنوع سازی صادرات بر رشد اقتصادی کشورهای این منطقه است (رنجبر و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۳).

سلمانی بی شک و اشکان اثر صادرات کالاهای صنعتی بر رشد اقتصادی در ایران را طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۴ مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه‌ای مثبت و معنادار میان صادرات کالاهای صنعتی و رشد اقتصادی در ایران وجود دارد (سلمانی بی‌شک و اشکان، ۱۳۹۳: ۵).

از مطالعات خارجی در این گروه می‌توان به مطالعه فینسترا و کی[1] اشاره کرد که در مطالعه خود به بررسی متنوع سازی صادرات و بهره وری کشوری برای ۴۸ کشور طی دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰ پرداخته‌اند. ایشان در این پژوهش از برآورد مدل انحصار کامل بهره گرفته‌اند. نتیجه این تحقیق نشان داده است که تنوع صادرات دارای اثر مثبت بر بهره‌وری است (فینسترا و کی، ۲۰۰۸: ۵۰۰).

رایهر[2] و همکاران به بررسی اثر شدت تکنولوژی‌بری صادرات بر رشد اقتصادی در مناطق برزیل با استفاده از پنل دیتای فضایی پرداخته‌اند. نتیجه این مطالعه نشان داده است که صادرات با شدت تکنولوژی بالا اثر به مراتب بیشتری بر رشد اقتصادی نسبت به صادرات با شدت تکنولوژی متوسط و ضعیف دارد (رایهر و همکاران، ۲۰۱۷: ۳۱۰).

شافیولا[3] و همکاران نقش ترکیب صادرات را بر رشد اقتصادی در کشور استرالیا و مناطق مختلف آن به‌صورت فصلی در دوره ۲۰۱۳-۱۹۹۰ بررسی کرده‌اند. نتیجه مطالعه نشان داده است که صادرات کالای معدنی تأثیر بیشتری بر رشد کل اقتصاد و همچنین سه تا از مناطق مورد بررسی در مطالعه داشته است (شافیولا و همکاران، ۲۰۱۷: ۶۲).

۳- روش‌شناسی و داده‌های تحقیق

۳-۱- روش شناسی تحقیق

در الگوی داده-ستانده، برابری عرضه و تقاضا در یک بخش خاص (بخش i) بر اساس رابطه زیر حاصل می‌شود.

$$Q_i = W_i + D_i + E_i - M_i \qquad (۱)$$

در این رابطه Q_i تولید بخش مورد نظر (بخش i)، W_i مجموع تقاضای واسطه‌ای از محصولات بخش i، D_i تقاضای نهایی داخلی از محصولات این بخش، E_i تقاضای صادرات بخش و M_i واردات بخش i است. در این رابطه تقاضای نهایی داخلی شامل مجموع مصرف خانوارها (C_i)، مصرف دولت (G_i)، تشکیل سرمایه ناخالص و تغییر در موجودی انبار (I_i) است. ضریب واردات بخش i (m_i) از نسبت کل واردات به کل عرضه داخلی و بر اساس رابطه (۲) به دست می‌آید.

$$m_i = \frac{M_i}{D_i + W_i} \qquad (۲)$$

به این ترتیب سهم عرضه داخلی بخش i (λ_i) معادل رابطه (۳) خواهد بود.

$$\lambda_i = 1 - m_i \qquad (۳)$$

شکل ماتریسی رابطه (۱) پس از جای‌گذاری رابطه (۳)، معادل رابطه (۴) خواهد بود.

$$Q = \hat{\lambda}.W + \hat{\lambda}.D + E = \hat{\lambda}.AQ + \hat{\lambda}.D + E \qquad (۴)$$

در این رابطه، $\hat{\lambda}$ ماتریس قطری نسبت عرضه داخلی و A ماتریس ضرایب فنی و E بردار ستونی صادرات بخش‌های مختلف است. با حل رابطه (۴) بر اساس تولید بخش‌ها رابطه (۵) حاصل می‌شود.

1. Feenstra & Kee (2008)
2. Raiher et al. (2017)
3. Shafiullah et al . (2017)

$$Q = (I - \hat{\lambda} A)^{-1}.(\hat{\lambda} D + E) = C.(\hat{\lambda} D + E) \quad (۵)$$

بر اساس رابطه (۵) تغییرات تولید بخش‌ها را می‌توان به عوامل تعیین کننده آن (متغیرهای سمت راست معادله) تجزیه نمود. روش‌های تجزیه متفاوتی بر حسب اینکه وزن متغیرهای سمت راست بر اساس سال پایه (ابتدایی) یا سال مورد نظر (انتهایی) باشد، وجود دارد. از بین این روش‌ها، استفاده از متوسط وزن سال ابتدایی و سال انتهایی نسبت به سایر روش‌ها بهتر است (دیزنباخر و لاس[1]، ۱۹۹۷: ۱۱۲).

بر اساس استفاده از متوسط وزن دو سال ابتدایی و انتهایی در تجزیه ساختاری، تغییرات تولید بخش‌ها در اثر تغییر صادرات به صورت رابطه (۶) به‌دست می‌آید (میلر و بلیر[2]، ۲۰۰۹: ۵۹۵).

$$\Delta Q = \frac{1}{2}(C_0 + C_1)\Delta E \quad (۶)$$

در این مطالعه برای بررسی اثر ساختار صادرات بر تولید بخش‌ها، ماتریس صادرات مطابق رابطه (۷) به‌صورت حاصل‌ضرب دو ماتریس نوشته می‌شود.

$$E = S.T \quad (۷)$$

در این رابطه، بردار S که دارای ابعاد $(n\times 1)$ است، سهم صادرات هر بخش از کل صادرات اقتصاد را نشان می‌دهد، و T یک ماتریس اسکالر (1×1) است که حجم کل صادرات اقتصاد را نشان می‌دهد.

شکل گسترده ماتریس S و T را می‌توان به صورت رابطه (۸) نشان داد.

$$S = \begin{bmatrix} s_1 = \dfrac{E_1}{\sum_{i=1}^{n} E_i} \\ s_2 = \dfrac{E_2}{\sum_{i=1}^{n} E_i} \\ \vdots \\ s_n = \dfrac{E_n}{\sum_{i=1}^{n} E_i} \end{bmatrix}_{n\times 1} \quad , \quad T = \sum_{i=1}^{n} E_i \quad (۸)$$

در ماتریس S، که یک ماتریس با ابعاد $(n\times 1)$ است، اجزای این ماتریس بیانگر سهم هر بخش از کل صادرات اقتصاد است. همچنین ماتریس T حجم کل صادرات اقتصاد (مجموع صادرات بخش‌های مختلف اقتصاد) را نشان می‌دهد.

حاصل‌ضرب دو ماتریس S و T همان ماتریس صادرات بخش‌های مختلف اقتصاد خواهد شد.

بنابراین بر اساس روش تجزیه ساختاری می‌توان تغییر صادرات را به صورت رابطه (۹) نوشت.

$$\Delta E = \frac{1}{2}.(S_0 + S_1).\Delta T + \frac{1}{2}.\Delta S.(T_0 + T_1) \quad (۹)$$

با جای‌گذاری رابطه (۹) در رابطه (۶)، رابطه (۱۰) به‌دست می‌آید.

$$\Delta Q = \frac{1}{4}.(C_0 + C_1)(S_0 + S_1).\Delta T + \frac{1}{4}.(C_0 + C_1).\Delta S.(T_0 + T_1) \quad (۱۰)$$

عبارت اول در سمت راست این رابطه اثر تغییر کل حجم صادرات بر تولید بخش‌های مختلف اقتصاد را نشان می‌دهد و عبارت دوم نشان‌دهنده اثر تغییر ساختار و ترکیب صادرات بر تولید بخش‌ها است.

۳-۲- داده‌های تحقیق

در این مطالعه اثر تغییر ساختار صادرات بر تولید بخش‌های مختلف کشور در دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۸۵ بررسی می‌شود. بنابراین جداول داده-ستانده کشور در دو سال ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ مورد استفاده قرار می‌گیرد. جداول داده ستانده دو سال مذکور از دفتر مطالعات اقتصادی مرکز پژوهش‌های مجلس اخذ شده است. این جداول از بهنگام کردن جدول داده-ستانده آماری سال ۱۳۸۰ توسط این مرکز تهیه شده‌اند.

برای مقایسه و انجام محاسبات بایستی ابعاد این جداول یکسان باشند. به همین علّت هر دو جدول مذکور به ۱۷ بخش یکسان تجمیع شده‌اند. از سوی دیگر برای حذف اثر افزایش قیمت‌ها، جدول سال ۱۳۹۰ به قیمت ثابت سال ۱۳۸۵ تبدیل شد. برای این کار ابتدا برای هر دو سال ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ شاخص‌های ضمنی قیمت برای بخش‌های مختلف محاسبه شده است. این شاخص‌ها از تقسیم تولید بخش‌ها به قیمت جاری بر تولید بخش‌ها به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ به دست آمده است. در مرحله بعد، از تقسیم شاخص قیمت ضمنی بخش‌ها در سال ۱۳۹۰ بر شاخص قیمت ضمنی بخش‌ها در سال ۱۳۸۵، شاخص تعدیل‌کننده قیمت برای بخش‌های مختلف محاسبه شد. در نهایت با استفاده از این شاخص و استفاده از روش تعدیل مضاعف جدول سال ۱۳۹۰ به قیمت

1. Dietzenbacher & Los (1997)
2. Miller & Blair (2009)

ثابت سال ۱۳۸۵ تبدیل شد. آمار مورد نیاز برای محاسبه شاخص قیمت ضمنی بخش‌ها از اطلاعات حساب‌های ملی مرکز آمار ایران اخذ شده است.

۴- تحلیل داده‌ها و نتایج تحقیق

۴-۱- تحلیل ساختار صادرات اقتصاد

ساختار صادرات اقتصاد ایران در دو سال ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ در جدول (۱) نشان داده شده است. همان‌گونه که در جدول (۱) نشان داده شده است، میزان کل صادرات بخش‌های اقتصادی در کشور در سال ۱۳۸۵، رقمی معادل ۷۳۳۸۱۰ میلیارد ریال است.

جدول ۱. ساختار صادرات کشور در دو سال ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ (میلیارد ریال، درصد)

بخش‌ها	صادرات ۸۵	سهم	صادرات ۹۰	سهم
کشاورزی	۲۷۲۰۹/۹۵	۳/۷۱	۴۶۴۴۵/۷۱	۲/۷
نفت خام و گاز طبیعی	۴۵۹۴۹۳	۶۲/۶۲	۱۰۴۱۱۱۱/۶	۶۰/۴۸
سایر معادن	۷۱۱۲/۰۰	۰/۹۷	۱۳۶۷۰/۴۴	۰/۷۹
صنایع غذایی	۱۶۴۹۸/۹۴	۲/۲۵	۲۸۸۰۳/۳	۱/۶۷
منسوجات و پوشاک	۱۷۷۶۹/۷۱	۲/۴۲	۱۸۷۶۶/۰۰	۱/۰۹
محصولات چوبی و کاغذ	۱۴۵۴/۷۱	۰/۲	۷۷۲/۶۴	۰/۰۴
محصولات شیمیایی، لاستیک و پلاستیک	۷۵۲۴۱/۳۵	۱۰/۲۵	۴۱۷۰۲۰/۰۴	۲۴/۲۲
کانی‌های غیرفلزی	۶۹۳۳/۰۴	۰/۹۴	۱۶۹۰۲/۷۱	۰/۹۸
فلزات و محصولات فلزی	۳۹۷۴۴/۵۲	۵/۴۲	۳۵۱۲۱/۷۱	۲/۰۴
ماشین آلات	۸۳۱۸/۳۸	۱/۱۳	۱۶۹۴۷/۴۴	۰/۹۸
سایر صنایع	۷۰۲۵/۲۸	۰/۹۶	۹۳۱۷/۴	۰/۵۴
خدمات آب، برق و گاز	۲۹۶۲۵/۴۷	۴/۰۴	۰/۸۳	۰/۰۰
ساختمان	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
عمده فروشی و خرده فروشی	۱۲۱۹۷/۵۸	۱/۶۶	۰/۰۰	۰/۰۰
هتل و رستوران	۱۱۳۵/۶۹	۰/۱۵	۵۳۰۰/۵۸	۰/۳۱
حمل و نقل و ارتباطات	۱۹۵۹۰/۱۶	۲/۶۷	۴۰۴۷۵/۹۷	۲/۳۵
سایر خدمات	۴۴۶۰/۲۲	۰/۶۱	۳۰۸۸۰/۸۲	۱/۷۹
مجموع	۷۳۳۸۱۰/۰۰	۱۰۰	۱۷۲۱۵۳۹/۲	۱۰۰

مأخذ: محاسبات بر اساس جداول داده-ستانده

مطابق جدول (۱)، میزان کل صادرات کشور در سال ۱۳۹۰ برابر با ۱۷۲۱۵۳۹/۲ میلیارد ریال است. بیشترین مقدار صادرات در سال ۱۳۹۰ نیز به بخش نفت خام و گاز طبیعی اختصاص دارد. میزان صادرات این بخش برابر ۱۰۴۱۱۱۱ میلیارد ریال است که ۶۰/۴۸ درصد کل صادرات کشور است. پس از بخش نفت خام و گاز طبیعی، بخش /محصولات شیمیایی، لاستیک و پلاستیک/ با ۴۱۷۰۲۰/۰۴ میلیارد ریال صادرات، ۲۴/۲۲ درصد کل صادرات را به خود اختصاص داده است. صادرات بخش کشاورزی در این سال معادل ۴۶۴۴۵/۷۱ میلیارد ریال است. سهم صادرات این بخش از ۳/۷۱ درصد در سال ۱۳۸۵ به ۲/۷ درصد در سال ۱۳۹۰ کاهش یافته است.

در این بین بخش /نفت خام و گاز طبیعی/ با ۴۵۴۴۹۳ میلیارد ریال صادرات و ۶۲/۶۲ درصد از کل صادرات، در جایگاه اول قرار دارد. پس از این بخش، بخش /محصولات شیمیایی، لاستیک و پلاستیک/ با سهم ۱۰/۲۵ درصدی که معادل ۳۵/۷۵۲۴۱ میلیارد ریال است، در جایگاه دوم قرار دارد. بخش فلزات و محصولات فلزی با ۳۹۷۴۴/۵۲ میلیارد ریال در رتبه سوم صادرات کشور در سال ۱۳۸۵ قرار دارد. سهم این بخش از کل صادرات کشور معادل ۵/۴۲ درصد است.

بر اساس نتایج جدول (۱) می‌توان گفت که در کشور ما، سهم عمده صادرات متعلق به صادرات نفتی است و صادرات غیرنفتی سهم کمتری در کل صادرات کشور دارد. در طول دوره مورد مطالعه، سهم صادرات صنعتی رو به افزایش بوده که این افزایش سهم عمدتاً ناشی از متنوع شدن و رشد تولیدات گروه‌های کالاهای صادرات صنعتی از جمله صادرات «مواد شیمیایی و پتروشیمی» و محصولات کانی غیرفلزی و لوازم خانه و بهداشتی داخل ساختمان بوده است.

۴-۲- تحلیل نتایج تحقیق

نتایج اثرگذاری تغییر صادرات بر تولید بخش‌های مختلف اقتصاد

ایران در جدول (۲) نشان داده شده است. بر اساس اطلاعات این جدول، تغییر ساختار و تغییر حجم صادرات اثر مثبتی بر کل تولید اقتصاد داشته است. تغییر ساختار صادرات (با ثابت بودن حجم صادرات) موجب افزایش ۵۱۹۴۷/۵۱ میلیارد ریال در تولید کل بخش‌های اقتصاد شده است. همچنین تغییر حجم صادرات (با ثابت بودن ساختار صادرات) موجب افزایش تولید کل اقتصاد به میزان ۱۲۷۰۹۹۹/۶۵ میلیارد ریال شده است. تغییر کل صادرات (مجموع اثر تغییر حجم و تغییر ترکیب) نیز موجب افزایش تولید کل اقتصاد به میزان ۱۳۲۲۹۴۷/۱۶ میلیارد ریال شده است.

همان طور که بیان شد، اثر تغییر ساختار صادرات موجب افزایش تولید کل اقتصاد ایران در دوره مورد مطالعه شده است. یکی از دلایل اصلی افزایش تولید کل اقتصاد ایران در اثر تغییر ساختار صادرات، افزایش قابل ملاحظه سهم صادرات صنایع محصولات شیمیایی و لاستیک و پلاستیک و کاهش سهم صادرات مواد اولیه و دارای تکنولوژی پایین از جمله صادرات بخش کشاورزی و صادرات نفت خام در اقتصاد ایران است. همان‌طور که جدول (۱) نشان می‌دهد سهم صادرات بخش «کشاورزی» طی دوره ۱۳۹۰–۱۳۸۵ از ۳/۷۱ درصد به ۲/۷ درصد کاهش یافته است. همچنین سهم صادرات «نفت خام و گازطبیعی» از ۶۲/۶۲ درصد به ۶۰/۴۸ درصد کاهش یافته است. در حالی که سهم صادرات «صنایع محصولات شیمیایی، لاستیک و پلاستیک» که دارای تکنولوژی بالاتری نسبت به سایر بخش‌های اقتصادی است، از ۱۰/۲۵ درصد در سال ۱۳۸۵ به ۲۴/۲۲ درصد در سال ۱۳۹۰ افزایش یافته است.

اثر تغییر ساختار صادرات بر تولید ۵ بخش از ۱۷ بخش مورد نظر مثبت بوده و موجب افزایش تولید این بخش‌ها شده است و در ۱۲ بخش دیگر اثر منفی داشته است. بیشترین اثر مثبت تغییر ساختار صادرات در دو بخش /محصولات شیمیایی، لاستیک و پلاستیک/ و بخش سایر خدمات بوده است. تولید این دو بخش در اثر این عامل به ترتیب برابر ۲۰۱۴۴۰/۳ و ۲۰۹۴۳/۵ میلیارد ریال افزایش یافته است. از سوی دیگر سه بخش /خدمات آب، برق و گاز/، /فلزات اساسی و محصولات فلزی/ و بخش کشاورزی بیشترین اثر منفی را از تغییر ساختار پذیرفته‌اند. تولید این بخش‌ها در اثر این عامل به ترتیب ۵۰۵۴۶/۷۸، ۴۷۳۳۳/۰۹ و ۱۸۲۸۲/۹۳ میلیارد ریال کاهش یافته است. از دلایل کاهش تولید این بخش‌ها در مرحله اول می‌توان به کاهش سهم این بخش‌ها از کل صادرات اشاره کرد. سهم صادرات بخش‌های /آب، برق و گاز/، محصولات فلزی و کشاورزی در طی دوره مورد مطالعه به ترتیب ۴ درصد، ۳ درصد و یک درصد کاهش یافته است.

جدول ۲. اثر تغییر صادرات بر تولید بخش‌های اقتصاد ایران (میلیارد ریال)

بخش‌های اقتصاد	اثر تغییر ساختار	اثر تغییر حجم	اثر کل تغییر صادرات
کشاورزی	−۱۸۲۸۲/۹۳	۵۷۷۴۲/۲۱	۳۹۴۵۹/۲۸
نفت خام و گاز طبیعی	−۱۰۰۹۲/۹۱	۶۳۰۵۳۶/۲۸	۶۲۰۴۴۳/۳۷
سایر معادن	−۵۵۷۹/۰۳	۱۴۰۷۸/۹۴	۸۴۹۹/۹۲
صنایع غذایی	−۴۶۴۳/۸۶	۳۸۰۷۸/۶۳	۳۳۴۳۴/۷۷
منسوجات و پوشاک	−۱۷۸۷۹/۰۲	۲۲۱۹۸/۹۸	۴۳۱۹/۹۵
محصولات چوبی و کاغذ	−۱۳۷۷/۱۴	۳۶۲۵/۸۸	۲۲۴۸/۷۴
محصولات شیمیایی، لاستیک و پلاستیک	۲۰۱۴۴۰/۳	۲۱۹۸۹۶/۵۶	۴۲۱۳۳۶/۸۶
کانی‌های غیرفلزی	۱۴۱۹/۵	۱۳۷۱۲/۵۶	۱۵۱۳۲/۰۶
فلزات و محصولات فلزی	−۴۷۳۳۶/۱	۵۳۳۲۲/۳۸	۵۹۸۶/۲۸
ماشین الات	−۱۸۸۸/۵۱	۱۶۹۱۸/۰	۱۵۰۲۹/۴۹
سایر صنایع	−۵۳۲۱/۹۶	۸۵۳۴/۱۶	۳۲۱۲/۲
خدمات آب، برق و گاز	−۵۰۵۴۶/۷۹	۴۰۴۸۰/۷۶	−۱۰۰۶۶/۰۲
ساختمان	۷۲۶/۱۳	۳۶۵۹/۰۷	۴۳۸۵/۲
عمده فروشی و خرده فروشی	−۱۱۹۵۳/۲۴	۴۷۵۰۶/۲۶	۳۵۵۵۳/۰۲
هتل و رستوران	۲۴۹۴/۰۹	۴۳۰۲/۲۴	۶۷۹۶/۳۳
حمل و نقل و ارتباطات	−۱۷۴/۵۲	۵۱۶۰۴/۹۵	۵۱۴۳۰/۴۳
سایر خدمات	۲۰۹۴۳/۵	۴۴۸۰۱/۷۸	۶۵۷۴۵/۲۸
مجموع	۵۱۹۴۷/۵۱	۱۲۷۰۹۹۹/۶۵	۱۳۲۲۹۴۷/۱۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

از دلایل دیگر کاهش شدید تولید این بخش‌ها در اثر تغییر ساختار صادرات می‌توان به این نکته اشاره کرد که این بخش‌ها دارای ارتباط پسین بالایی در اقتصاد هستند. این شاخص وابستگی تولید بخش‌های اقتصاد را به بخش خاص نشان می‌دهد. بنابراین با کاهش تولید اقتصاد تولید بخش مذکور به میزان زیادی کاهش یافته است. شاخص ارتباط کل پسین بخش کشاورزی در سال ۱۳۹۰ برابر ۲/۵ است که بالاتر از متوسط شاخص ارتباط کل پسین اقتصاد است. از آنجایی که تغییر ساختار صادرات موجب کاهش تولید بسیاری از بخش‌ها شده است، در اثر کاهش تولید این بخش‌ها، تقاضا برای تولیدات بخش کشاورزی کاهش یافته و به دنبال آن تولید این بخش نیز به شدت کاهش یافته است. ضرایب ارتباط کل پسین دو بخش /محصولات فلزی/ و /خدمات آب، برق و گاز/ نیز به ترتیب برابر ۱/۹۲ و ۱/۵۷ است که این دو نیز بالاتر از متوسط شاخص ارتباط پسین کل اقتصاد است. به همین دلیل تولید این دو بخش نیز کاهش شدیدی در اثر تغییر ساختار صادرات داشته است.

اثر تغییر حجم صادرات در همه بخش‌ها مثبت بوده و موجب افزایش تولید بخش‌ها شده است. تولید سه بخش /نفت خام و گاز طبیعی/، /محصولات و مواد شیمیایی، لاستیک و پلاستیک/ و /بخش کشاورزی/ به ترتیب بیشترین اثر مثبت را از افزایش حجم صادرات داشته‌اند. تولید این بخش‌ها در اثر افزایش حجم صادرات به ترتیب برابر ۶۳۰۵۳۶/۲۸، ۲۱۹۸۹۶/۵۶ و ۵۷۷۴۲/۲۱ میلیارد ریال افزایش یافته است. دلیل اصلی افزایش تولید دو بخش اول یعنی بخش /نفت خام و گاز طبیعی/ و بخش /محصولات شیمیایی، لاستیک و پلاستیک/ در اثر افزایش حجم صادرات این است که صادرات این دو بخش در طی دوره مورد مطالعه بیشترین افزایش را داشته است. در نتیجه اثر مستقیم این افزایش بر تولید خود بخش‌ها بوده و تولید این بخش‌ها را به شدت افزایش داده است. ولی در مورد بخش کشاورزی با اینکه صادرات این بخش‌ها افزایش زیادی نداشته است ولی به علّت ارتباط پسین قوی این بخش با دیگر بخش‌های اقتصادی، با افزایش حجم صادرات بخش‌های اقتصادی، تقاضای بخش کشاورزی و به دنبال آن تولید آن نیز افزایش یافته است. بخش‌های محصولات چوبی، ساختمان و بخش /هتل و رستوران/ به ترتیب کمترین افزایش تولید را در اثر افزایش حجم صادرات داشته‌اند. میزان تولید این بخش‌ها به ترتیب ۳۶۲۵/۸۸، ۳۶۵۹/۰۷ و ۴۳۰۲/۲۴ میلیارد ریال افزایش یافته است.

ستون آخر از جدول (۲) اثر کل تغییر صادرات (اثر تغییر ساختار و اثر تغییر حجم) را بر تولید بخش‌های مختلف نشان می‌دهد. بر اساس اطلاعات این ستون، تولید بخش‌های /نفت خام و گاز طبیعی/ و /محصولات شیمیایی، لاستیک و پلاستیک/ بیشترین افزایش تولید را در اثر تغییر صادرات داشته‌اند. اثر کل تغییر صادرات تنها در بخش /خدمات آب، برق و گاز/ منفی بوده و موجب کاهش ۱۰۰۶۶/۰۲ میلیارد ریال در تولید این بخش شده است. علّت این امر این است که در اثر تغییر ساختار صادرات، تولید این بخش به شدت کاهش یافته و افزایش تولید ناشی از افزایش حجم صادرات، این کاهش تولید را جبران نکرده است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

هدف مطالعه حاضر بررسی اثر تغییر ساختار صادرات بر تولید بخش‌های مختلف اقتصاد ایران است. برای دستیابی به این هدف از روش داده–ستانده استفاده شده است. جداول داده–ستانده سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ به عنوان پایه‌های آماری این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج مدل برای اقتصاد ایران حاکی از آن است که تغییر ساختار و تغییر حجم صادرات اثر مثبتی بر کل تولید اقتصاد داشته است. تغییر ساختار صادرات (با ثابت بودن حجم صادرات) موجب افزایش ۵۱۹۴۷/۵۱ میلیارد ریال در تولید کل بخش‌های اقتصاد شده است. همان طور که بیان شد، یکی از دلایل این امر کاهش سهم صادرات بخش‌هایی از اقتصاد است که ضرایب ارتباط پسین و پیشین آنها با دیگر بخش‌های اقتصادی پایین است. به عنوان مثال سهم بخش /نفت خام و گاز طبیعی/ در طی دوره مورد مطالعه از ۶۲/۶۲ درصد به ۶۰/۴۸ درصد کاهش یافته است. متوسط شاخص ارتباط کلی پیشین این بخش در اقتصاد ایران در طی دوره مورد مطالعه برابر ۱/۰۴ واحد است. این ضریب نشان می‌دهد که در اثر یک واحد افزایش صادرات این بخش تولید کل اقتصاد تنها به میزان ۱/۰۴ واحد افزایش خواهد یافت. به عبارت دیگر اثرات غیرمستقیم افزایش صادرات این بخش، تنها ۰/۰۴ واحد خواهد بود. بنابراین اگر هدف سیاست‌گذاران اقتصادی افزایش تولید بر اساس ساختار صادرات باشد، پیشنهاد می‌شود زمینه‌های لازم برای افزایش سهم صادرات بخش‌هایی که ضرایب فزاینده بالایی در اقتصاد دارند، فراهم شود. به عبارت بهتر سهم بخش‌هایی از اقتصاد که دارای صادرات مواد خام هستند، کاهش یابد تا موجب پایداری درآمدهای صادراتی کشور و در نتیجه پایداری رشد اقتصادی گردد. بخش‌هایی

مانند صنایع غذایی، /محصولات نساجی و پوشاک/، /محصولات فلزی/ دارای ضرایب فزاینده تولید بالایی در اقتصاد ایران هستند. از این رو هر واحد صادرات در این بخش‌ها تولید کل اقتصاد را به میزان بیشتری افزایش خواهد داد. بر این اساس تشویق و حمایت بنگاه‌ها در این بخش‌ها از سوی دولتمردان می‌تواند گام مؤثری در رشد اقتصادی در اثر تغییر ساختار صادرات کشور باشد. بر این اساس پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران زمینه‌های لازم برای افزایش کیفیت و رقابت پذیری جهانی در این بخش‌ها را فراهم سازد. راهکارهایی مانند اعطای تسهیلات سرمایه‌گذاری در این بخش‌ها در جهت انتقال فناوری که موجب بهبود کیفیت محصولات صادراتی شود و جلوگیری از ورود کالاهای خارجی مشابه تولیدات این بخش‌ها می‌تواند در این زمینه مفید باشد.

منابع

آذربایجانی کریم؛ راکی، مولود و رنجبر، همایون (۱۳۹۰). "تأثیر متنوع‌سازی 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*، دوره ۱، شماره ۳، ۲۰۱-۱۶۵.

آل‌عمران، رویا و آل‌عمران، علی (۱۳۹۳). "بررسی تأثیر صادرات غیرنفتی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر تولید ملی (کاربرد روش ARDL)". *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، سال دوم، شماره ۶، ۴۸-۲۳.

امیری، حسین و بشخور، مرجانه (۱۳۹۶). "سیاست‌های متنوع سازی عمودی و افقی صادرات و تأثیر آن بر روی رشد اقتصادی: رویکرد غیرخطی مارکف سوئیچینگ". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۸، شماره ۲۹، ۱۴۴-۱۲۷.

بخشی، رسول؛ موسوی محسنی، رضا و جعفری، سمیه (۱۳۹۱). "بررسی اثر صادرات بر رشد اقتصادی ایران یک الگوی تعادل عمومی محاسباتی (CGE)". *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره ۸، ۴۰-۱۷.

برادران شرکاء، حمیدرضا و صفری، سکینه (۱۳۷۷). "بررسی اثر صادرات بر رشد اقتصادی بخش های اقتصادی ایران". *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۶، ۳۶-۱.

بزازان، فاطمه و محمدی، نفیسه (۱۳۸۷). "تعیین جایگاه راهبرد توسعه صادرات در رشد تولید صنعتی ایران (با استفاده از روش داده - ستانده)". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۵، شماره ۴، ۱۵۵-۱۳۱.

رنجبر، همایون؛ محمدی، مرتضی؛ ایرانمنش، مهدیه و حاتمی، یحیی (۱۳۹۲). "بررسی اثر متنوع سازی صادرات بر رشد اقتصادی در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا". اولین همایش الکترونیکی ملی *چشم‌انداز اقتصاد ایران با رویکرد حمایت از تولید ملی*، آذرماه ۱۳۹۲.

سلمانی بی‌شک، محمدرضا و اشکان، المیرا (۱۳۹۳). "اثر صادرات کالاهای صنعتی بر رشد اقتصادی در ایران". *مجله اقتصادی*، شماره‌های ۱۱ و ۱۲، ۱۶-۵.

شاکری، عباس (۱۳۹۱). "تولید ملی صادرات‌گرا و موانع فراروی آن در نظام‌های تجاری و ارزی ایران". *مجموعه مقالات همایش چالش‌های تولید ملی، حمایت از کار و سرمایه ایرانی*، اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران، ۱۸۸-۱۷۵.

صمدی، علی‌حسین (۱۳۸۱). "متنوع سازی صادرات و رشد اقتصاد در ایران (۱۳۷۷-۱۳۴۷)". مجله *برنامه و بودجه*، شماره ۷۲-۷۱، ۶۸-۴۳.

طیبی، کمیل؛ عمادزاده، مصطفی و شیخ بهایی، آزیتا (۱۳۸۷). "تأثیر صادرات صنعتی و سرمایه انسانی بر بهره‌وری عوامل تولید و رشد اقتصادی در کشورهای عضو OIC". فصلنامه *اقتصاد مقداری*، دوره ۵، شماره ۲، ۱۰۶-۸۵.

عظیمی، رضا (۱۳۷۹). "بررسی اثرهای صادرات غیرنفتی بر رشد اقتصادی در ایران". مجله *برنامه‌ریزی و بودجه*، شماره‌های ۵۶ و ۵۷، ۵۰-۲۷.

لطفعلی‌پور، محمد رضا؛ مهدوی عادلی، محمد حسین و رضایی، حسن (۱۳۹۵). "بررسی رابطه میان مصرف انرژی، رشد اقتصادی و صادرات در بخش صنعت ایران (تحلیل مبتنی بر داده‌های پانل)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۳۴-۱۳.

مالکی، امین (۱۳۸۹). "اثر ترکیب تکنولوژیک صادرات بر رشد اقتصادی". فصلنامه *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۵۶، ۱۷۶-۱۴۹.

محنت‌فر، یوسف و خاکپور، حسین (۱۳۸۴). "ارزیابی میزان صادرات غیر نفتی و اثر آن بر رشد اقتصادی در ایران". *مجله اقتصادی*، سال ۵، شماره‌های ۵۲ و ۵۱، ۱۱۵-۹۱.

مرکز آمار ایران، حساب‌های ملی سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰.
مرکز پژوهش‌های مجلس، دفتر مطالعات اقتصادی، گزارش تهیه جداول داده ستانده سال ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰.
معمارزاده، عباس؛ امام وردی، قدرت الله و شایسته، افسانه (۱۳۸۷). "بررسی اثر تنوع صادراتی بر رشد اقتصادی ایران در سال‌های پس از انقلاب اسلامی (۱۳۸۵-۱۳۵۸)". *فصلنامه اقتصاد مالی*، دوره ۲، شماره ۳، ۵۴-۳۷.
نصابیان، شهریار و جعفری، سمیرا (۱۳۹۵). "اثر صادرات زعفران بر رشد بخش کشاورزی (مطالعه موردی: ایران و اسپانیا)". *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، شماره ۳، ۳۶-۱۷.
هادی‌زاده، آرش؛ عباسی، جعفر و زروکی، شهریار (۱۳۹۰). "تحلیلی بر نظریه صادرات منجر به رشد در ایران". *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۸۴، ۷۴-۵۹.

Abou-Stait, F. (2005). "Are Exports the Engine of Economic Growth? An Application of Cointegration and Causality Analysis for Egypt". *Economic Research Working Paper*, 76, 1977-2003.

Alwang, J. & Siegel, P. B. (1994). "Portfolio Models and Planning for Export Diversification: Malawi, Tanzania and Zimbabwe", *Journal of Development Studies*, 30(2), 405-422.

Christopher, E. & Daniel, O. (2012). "Export and Economic Growth Nexus in Nigeria". *Management Science and Engineering*, 6(4), 132-142.

Dietzenbacher, E. & Los, B. (1997). "Analyzing Decomposition Analyses". In András Simonovits and Albert E. Steenge (eds.), Prices, Growth and Cycles. London: *McMillan*, 108–131.

Feenstra, R. & Kee, H. (2008). "Export Variety and Country Productivity: Estimating the Monopolistic Competition Model with Endogenous Productivity". *Journal of International Economics*, 74(2), 500-518.

Fosu, A. K. (1990). "Export Composition and the Impact of Exports on Economic Growth of Developing Economies". *Economics Letters*, 34(1), 67-71.

Gokmenoglu, K. K., Sehnaz, Z. & Taspinar, N. (2015). "The Export-Led Growth: A Case Study of Costa Rica". *Procedia Economics and Finance*, 25, 471–477.

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

Konya, L. (2006). "Exports and Growth: Granger Causality Analysis on OECD Countries with a Panel Data Approach". *Economic Modelling*, 23, 978–992.

Lorde, T. (2011). "Export-led Growth: A Case Study of Mexico". *International Journal of Business, Humanities and Technology*, 1(1), 33-44.

Medina-Smith, E. J. (2000). "Is the Export-Led Growth Hypothesis Valid for Developing Countries? A Case Study of Costa Rica. Policy Issues in International Trade and Commodities". *United Nations Conference on Trade and Development*.

Miller, R. E. & Blair, P. D. (2009). "Input – Output Analysis: Foundations and Extensions". 2nd Ed., New York, *Cambridge University Press*.

Omisakin, O. A. (2009). "Export-led Growth Hypothesis: Further Econometric Evidence from Nigeria". *Pakistan Journal of Social Sciences*, 6(4), 219-223.

Perobelli, F. & Haddad, E. (2004). "Export and Regional Growth: A CGE Approach". *4th Congress of the European Regional Science Association: "Regions and Fiscal Federalism"*, 25th - 29th August 2004, Porto, Portugal.

Prebisch, R. (1950). "The Economic Development of Latin America and its Principal Problems". New York: *United Nations*.

Raiher, A. P., Carmo, A. S. S. & Stege, A. L. (2017). "The Effect of Technological Intensity of Exports on the Economic Growth of Brazilian Microregions: A Spatial Analysis with Panel Data". *Econmoia*, 18(3), 310-327.

Shafiullah, M., Selvanathan, S. & Naranpanawa, A. (2017). "The Role of

Export Composition in Export-Led Growth in Australia and its Regions". *Economic Analysis and Policy*, 53, 62–76.

Singer, H. (1950). "The Distributions of Gains between Investing and Borrowing Countries", *American Economic Review*, 40, 473-485.

Syron, R. & Walsh, B. (1968). "The Relation of Exports and Economic Growth: A Note". *Kyklos*, 21(3), 541-545.

Vienna, A. C. (2016). "The Impact of Exports to China on Latin American Growth". *Journal of Asian Economics*, 47, 58–66.

Xiao, Q. & Reed, M. (2007). "Export and Production Growth: Evidence from Three Major Wheat Exporters of Australia, Canada and the United States". *Applied Economics*, 39, 309–319.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال هشتم، شماره سی و دوم، پاییز ۱۳۹۷ (۱۶۸-۱۵۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 8, No. 32, September 2018 (151-168)

سیاست مالی دولت و رفاه اجتماعی در ایران با تأکید بر شاخص آمارتیاسن (رهیافت آزمون ARDL کرانه‌ها)

میثم رافعی[۱]، *محمد صیادی[۲]

۱. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی، گروه امور عمومی، تهران، ایران

۲. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه خوارزمی، گروه اقتصاد انرژی و منابع، تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۶/۷/۱۸ پذیرش: ۱۳۹۷/۲/۹)

Investigating the Relation between Government Fiscal Policy and Social Welfare with Emphasis on Amartya Sen Index (Bound ARDL Testing Approach)

Meysam Rafeei[1], *Mohamad Sayadi[2]

1. Assistant Professor, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran
2. Assistant Professor, Faculty of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran

(**Received:** 10/Oct/2017 **Accepted:** 29/April/2018)

چکیده:

تأمین رفاه اجتماعی جوامع ارتباط تنگاتنگی با نوع و نحوه کاربست سیاست‌های مالی دولت‌ها دارد. در همین راستا هدف اصلی این تحقیق بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت سیاست‌های مالی دولت (تغییر در مخارج جاری و عمرانی) و رفاه اجتماعی است. برای این منظور، متغیرهای تحقیق شامل تولید ناخالص داخلی، ضریب جینی، مخارج جاری و عمرانی دولت و رفاه اجتماعی از طریق تبدیل همگن آمارتیاسن حاصل شده و کلیه متغیرها به قیمت‌های ثابت و برای دوره زمانی سالیانه ۱۳۹۳-۱۳۵۰ در مدل وارد شده است. نتایج به‌کارگیری آزمون ARDL کرانه‌ها که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) تعمیم یافته است، نشان می‌دهد بهترین مدل انتخابی، ARDL(4,4,0,4) بوده که تحلیل ضرایب بیانگر آن است که، به طور نسبی در کوتاه‌مدت مخارج جاری دولت با رفاه اقتصادی رابطه معکوس و مخارج عمرانی و رشد اقتصادی با رفاه اقتصادی رابطه مستقیم دارند، اما در بلندمدت متغیر مخارج جاری با رفاه اجتماعی رابطه مستقیم و متغیر مخارج عمرانی دولت با رفاه اجتماعی رابطه معکوس دارد. این یافته با حقایق آشکار شده سیاست‌های مالی دولت در ایران از جمله ناکارآمدی بودجه عمرانی دولت در تأمین اهداف توسعه‌ای و ایجاد رفاه به دلیل نوسانی بودن بودجه عمرانی، طولانی شدن پروژه‌های عمرانی، انتخاب ناصحیح پروژه‌ها و ناکارایی سرمایه‌گذاری دولتی سازگار است. سایر یافته‌ها مؤید این مطلب است که متغیر رفاه اجتماعی هم به نوسانات کوتاه‌مدتی که متغیرهای مخارج جاری و عمرانی دولت و رشد اقتصادی تجربه می‌کنند و هم به انحرافات از روند تعادلی بلندمدت در دوره گذشته رفاه اجتماعی واکنش نشان می‌دهد. یافته دیگر آنکه بررسی سرعت تعدیلات در مدل نشان می‌دهد در هر سال ۲۳ درصد از عدم تعادل در رفاه اجتماعی در دوره بعد تعدیل می‌شود و حاکی از آن است که تعدیل به سمت تعادل نسبتاً به کندی صورت می‌گیرد.

واژه‌های کلیدی: رفاه، سیاست مالی، آمارتیاسن، آزمون کرانه.

طبقه‌بندی JEL: H11، D31، D39.

Abstract:

The main objective of this study was to investigate the short-term and long-term relationship between state fiscal policy (changes in capital and current expenditure) and social welfare. To this purpose, variables such as GDP, the Gini coefficient, the current and capital expenditures of government and social welfare which have been achieved by converting the homogeneous Amartya Sen, are considered for the period 1971-2014.The result of Bound ARDL testing approach (has been extended by Pesaran and colleagues 2001), shows that although there is a direct relation between capital and current expenditure and social welfare in short-term, the social welfare has inverse relation with current expenditures and economic growth. The result also indicates a direct relation between social welfare and capital expenditure in long-term. These findings are consistent with the stylized facts of fiscal policy in Iran, including government capital expenditure budget failure to meet development goals and bring prosperity due to the fluctuations of the construction budget, delay in construction projects, incorrect selection of projects. Other results revealed that social welfare variable responses to short- term fluctuations in capital and current expenditure and economic growth and to distortion from long term equilibrium trends in the previous period of social welfare.

Keywords: Welfare, Fiscal policy, Amartya Sen Index, Bound ARDL.
JEL: H11, D31, D39.

*** نویسنده مسئول:** محمد صیادی
E-mail: m.sayadi@khu.ac.ir

*Corresponding Author: Mohamad Sayadi

۱- مقدمه

تأمین رفاه اجتماعی یکی از دغدغه‌های اصلی سیاست‌گذاران در جوامع مختلف است که این مهم در اسناد بالادستی نظام و جهت‌گیری‌های کلان و راهبردی ایران نیز همواره مورد تأکید بوده است. بی‌شک اغلب سیاست‌هایی که در اقتصاد اتخاذ می‌گردد، باعث بهبود شرایط اقتصادی و در نهایت رفاه اجتماعی است (مهدوی، ۱۳۹۵: ۲۱). سیاست‌های مالی از جمله سیاست‌های رایجی است که توسط دولت‌ها با مقاصد مختلف در اقتصاد ایران به‌کار گرفته می‌شود که در این بین، ارزیابی اثرات این نوع سیاست‌ها بر رفاه اجتماعی جامعه می‌تواند از اهمیت خاصی برخوردار باشد (ابراهیمی و همکاران، ۱۳۹۵: ۷۱). بخش مهمی از فعالیت دولت در اقتصاد از طریق بودجه جاری و عمرانی دولت صورت می‌گیرد که آثار متفاوتی بر روی رفاه اجتماعی می‌تواند به همراه داشته باشد. بررسی آثار سیاست‌های مالی دولت بر روی رفاه اجتماعی به ویژه در کشورهای در حال توسعه‌ای که بخش عمده درآمدهای دولت از محل صدور منابع طبیعی (به طور ویژه نفت) تأمین می‌شود از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در همین راستا، جهت آشنایی بیشتر با کیفیت و نحوه ترکیب بودجه جاری و عمرانی دولت، می‌توان برخی از حقایق آشکار شده[1] در خصوص سیاست‌های مالی دولت را در بخش بعدی مورد بررسی قرار داد.[2]

مفاهیم مختلفی از رفاه اجتماعی ارائه شده است که نخستین مفهوم تابع رفاه اجتماعی از ترجیحات توزیعی[3] برنامه‌ریز مرکزی اقتباس شده است. چنین تفسیری از تابع رفاه اجتماعی بیانگر برداشت برنامه‌ریز مرکزی از مطلوبیت هر مصرف‌کننده با استفاده از سطوح مصرف است. در این رویکرد، تابع رفاه اجتماعی با توجه به اهداف جامعه تعیین می‌گردد. این رویکرد، تفسیر سازگاری از تابع رفاه اجتماعی ارائه می‌نماید، اما با این حال، مشکلاتی در این رویکرد وجود دارد. می‌توان نشان داد که در برخی موارد عدم سازگاری بین ترجیحات مصرف‌کنندگان و ترجیحات برنامه‌ریز مرکزی وجود دارد. در این شرایط به منظور ارزیابی مطلوبیت بایستی بتوان ارزش اجتماعی افزایش در مطلوبیت یک فرد در قبال کاهش مطلوبیت فرد دیگر را مشخص نماییم. این شرایط زمانی امکان‌پذیر است که مطلوبیت بین مصرف‌کنندگان قابل مقایسه باشند.

رویکرد دوم در خصوص تابع رفاه اجتماعی از یک مفهوم اخلاقی اقتباس شده است. طی این رویکرد، تابع رفاه اجتماعی با توجه به اهداف جامعه تعیین می‌شود. در این رویکرد، دو دیدگاه غالب وجود دارد. یکی دیدگاه مطلوبیت‌گرایان[4] است که دستیابی به بیشترین کالا برای جامعه را به عنوان تابع هدف در نظر می‌گیرد. در این رویکرد تنها مجموع کل مطلوبیت‌ها محاسبه می‌شود و مهم نیست که مطلوبیت چگونه بین مصرف‌کنندگان در جامعه توزیع شده است. دیدگاه دوم مبتنی بر دیدگاه رالزی[5] است که طی آن زمانی سطح رفاه اجتماعی حداکثر می‌شود که سطح رفاه فقیرترین فرد در جامعه افزایش یابد. در این دیدگاه توزیع مطلوبیت بین افراد جامعه بسیار اهمیت دارد.

سومین رویکرد، استخراج کاردینالی تابع رفاه اجتماعی به‌وسیله ترجیحات مصرف‌کنندگان انفرادی است که بر این فرض استوار است که یک تناظر یک به یک بین ترجیحات انفرادی و اجتماعی وجود دارد. در این نگرش ساختار تابع رفاه اجتماعی با استفاده از ترجیحات انفرادی با توجه به مجموعه‌ای از اصول موضوعه به دست می‌آید. به عنوان مثال، اگر از قاعده اکثریت آرا برای تصمیم ترجیحات انفرادی به ترجیحات اجتماعی استفاده نماییم، اقلیت بایستی ترجیحات اکثریت را بپذیرند. نتایج ناشی از طراحی یک تابع رفاه اجتماعی با توجه به ترجیحات مصرف‌کنندگان مسئله بسیار مهمی در ادبیات رفاه است (شهیکی تاش و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۶۷).

هدف اصلی این تحقیق بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت سیاست‌های مالی دولت (تغییر در مخارج جاری و عمرانی) و رفاه اجتماعی است. از جمله نوآوری این تحقیق استفاده از تبدیل آمارتیاسن در تعیین تابع رفاه است که به دلیل برخورداری این روش از مبانی نظری قوی و معرفی آکسیوم‌های رفاه، می‌توان به برآورد حاصله از رفاه جامعه با دقت بیشتری تکیه کرد. بر این اساس، چارچوب مقاله حاضر بدین صورت است که پس از مقدمه، برخی از حقایق آشکار شده در خصوص سیاست‌های مالی دولت مورد بررسی قرار خواهد گرفت، سپس در بخش سوم مقاله مروری بر مهم‌ترین مطالعات موجود در ادبیات موضوع صورت می‌گیرد و در بخش چهارم، روش‌شناسی تحقیق ارائه می‌گردد. تجزیه و تحلیل نتایج تحقیق و جمع‌بندی و نتیجه‌گیری نیز موضوع بخش‌های پنجم و ششم مقاله خواهد بود.

1. Stylized Facts

۲. این مسئله در بخش بعدی تحقیق مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

3. Distributive Preference

4. Utilitarian

5. Rawlsian Philosophy

۲- مبانی نظری تحقیق مبتنی بر حقایق آشکار شده

رفاه اجتماعی از جمله مفاهیم پر چالش در بین صاحب‌نظران است که مباحث شکل گرفته پیرامون آن به طور عمده از دو طیف فکری نشأت می‌گیرد. بنا به نظر عده‌ای کار دولت صرفاً ایجاد نظم، امنیت و وضع قوانین و مقررات جهت تضمین کارکرد نظام بازار است که از آن به عنوان "دولت نگهبان" یاد می‌شود و دست نامرئی بازار، خود بهترین قاضی توزیع ثروت بین مردم است. بنا بر نظر طیف دوم، دولت نه تنها وظیفه برقراری نظم و امنیت را بر عهده دارد، بلکه باید راه را برای سعادت و بهزیستی افراد هموار ساخته و با مداخله در جریان بازار به حذف کارکردهای نامطلوب بازار اقدام کند. دولت‌ها به طور عمده با توجه به وابستگی خود به هر یک از این مکاتب به تدوین سیاست‌های متناسب پرداخته‌اند. هر چند نمی‌توان هیچ یک از این دو دیدگاه را کاملاً پذیرفت (دادگر و همکاران، ۱۳۸۹: ۹۲).

از لحاظ نظری، می‌توان بی‌نهایت نقاط کارآمد را نشان داد که توزیع‌های مختلف مطلوبیت، رفاه و عدالت برای افراد را نشان می‌دهند، اما اینکه چه نقاطی از میان آنها انتخاب شود، نیازمند تدوین یک تابع اخلاقی است که به تابع رفاه اجتماعی معروف است. تابع رفاه اجتماعی برای یک جامعه مفروض با دو خانوار را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$W = W(U_A, U_B) \quad (۱)$$

تبیین تابع فوق، به مسائل هنجاری، اخلاقی و عقیدتی افراد هر جامعه بستگی خواهد داشت. بایستی خاطر نشان کرد که چون مطلوبیت افراد، تابعی از میزان مصرف کالاها فرض شده است، تابع رفاه اجتماعی برای جوامع و افراد مختلف، با توجه به اخلاق و عقاید مختلف، تفاوت خواهد داشت. به همین علّت عده‌ای بر این عقیده‌اند که بحث تابع رفاه اجتماعی، بحثی غیرعلمی است (فرگوسن[1]، ۱۹۷۲: ۲۳). البته پذیرش یا عدم پذیرش این ادعا نیازمند بحث مستقلی است. به طور کلی از لحاظ نظری، کلیه نقاط روی منحنی امکانات مطلوبیت، ویژگی تخصیص کارآمد پارتویی را دارند. در این قالب، سه شرط معروف کارایی محقق شده‌اند. یعنی الگوی مربوطه به آن، از نظر مصرفی، کارآمد پارتویی است و کالاهای تولید شده، در شرایط تخصیص بهینه منابع سرمایه و کار به دست آمده‌اند و شرط توأم مصرف و تولید کارآمد نیز تحقق یافته است (دادگر، ۱۳۹۲: ۴۲). با وجودی که شرایط سه‌گانه کارآیی، بحث رفاه و کارآیی را در جامعه به نحوی پوشش می‌دهد، اما می‌توان با کاربرد توابع رفاه اجتماعی، به سوی شرط چهارمی حرکت کرد که به نحوی توزیع رفاه را نیز نشان می‌دهد. در واقع اگر یک منحنی فرضی تابع رفاه اجتماعی را به صورت رابطه (۱) در نظر بگیریم، می‌توان شیب آن را به صورت $\frac{W_{UB}}{W_{UA}}$ نشان داد. بدیهی است این نسبت معادل رابطه زیر خواهد بود:

$$\frac{\mathrm{dU_B}}{\mathrm{dU_A}} = \frac{\partial \mathrm{W}/\partial \mathrm{U_A}}{\partial \mathrm{W}/\partial \mathrm{U_B}} \quad (۲)$$

از آنجا که در نقطه "بهینه بهینه‌ها"، یعنی نقطه خوشبختی و رفاه، شیب منحنی امکانات مطلوبیت با شیب منحنی تابع رفاه اجتماعی برابر است، در این صورت با توجه به اینکه شیب منحنی امکانات تولید به صورت $\frac{U_X^B}{U_X^A}$ است، خواهیم داشت:

$$\frac{\partial U_B/\partial X}{\partial U_A/\partial X} = -\frac{\partial U_B/\partial y}{\partial U_A/\partial y} \quad (۳)$$

تفسیر رابطه فوق بدین صورت است که چنانچه شیب منحنی امکانات مطلوبیت، با شیب منحنی رفاه اجتماعی برابر باشد، به وضعیت بهینه بهینه‌ها رسیده‌ایم. در برخی متون اقتصادی، رابطه فوق را تحت عنوان رابطه عدالت اقتصادی بیان می‌کنند (لیارد و والترز[2]، ۱۹۸۷: ۱۴۵). به بیان دیگر، در واقع اعتقاد آنها بر این است که برای تحقق عدالت اقتصادی، علاوه بر روابط سه گانه کارآیی، شرط چهارمی نیز وجود دارد که ضمن حفظ کارآیی، نوعی عدالت اجتماعی را نیز تضمین می‌کند. البته بایستی در نظر داشت که با توجه به ارزشی بودن عدالت، دیدگاه‌ها و عقاید مختلف می‌توانند معیارهای متفاوتی برای آن ارائه دهند (دادگر، ۱۳۹۲: ۴۳).

امروزه رفاه اجتماعی مفهومی است که نه تنها هدف توسعه، بلکه زمینه‌ساز آن نیز می‌باشد. بر این اساس و با توجه به اینکه کشورهای مختلف سطوح توسعه متفاوتی دارند، سه رژیم رفاهی "تأمین غیررسمی"[3]، "عدم تأمین"[4] و "دولت رفاه"[5] قابل شناسایی است. در کشورهای توسعه‌یافته بسیاری از نیازهای مربوط به امنیت و تأمین که در برگیرنده مستمری‌ها، کمک‌های اجتماعی، خدمات اجتماعی و مقررات‌گذاری بازار کار است، توسط دولت رفاه فراهم می‌شود.

1. Ferguson (1972)

2. Layard & Walters (1987)
3. Informal Security Regime
4. Insecurity Regime
5. Welfare State Regime

اما در کشورهای توسعه نیافته، به طور معمول به دلیل عدم توانایی دولت و بازار در تأمین معاش مردم، بسیاری از آنان به روابط غیررسمی متکی هستند. در این کشورها که دولت‌ها دچار بحران مشروعیت هستند، نیروی کار ناکارآمد و بازارهای مالی ضعیف هستند که این شرایط ظرفیت دولت را جهت جبران نتایج منفی بازار کاهش می‌دهد (وود و گوگ، ۲۰۰۶: ۱۷۰۸).[1]

در کشورهای مرتبط با رژیم تأمین غیررسمی، نظام حقوقی رسمی وجود دارد و حتی در برخی کشورها مانند هند، اصول لیبرال مردم‌سالاری به خوبی اعمال می‌شود، اما عدم توسعه متوازن سرمایه‌داری و وجود مناطق روستایی وسیع و فقر سرسام‌آور در مناطق شهری باعث ایجاد نتایج رفاهی ضعیف و شیوع عدم تأمین می‌شود. از مهم‌ترین ویژگی‌های رژیم عدم تأمین، وجود ترتیباتی نهادی است که ناامنی فاحشی را ایجاد کرده و از ظهور سازوکارهای کاهش آن جلوگیری می‌کند. این رژیم‌ها در مناطقی از جهان به وجود می‌آیند که عوامل خارجی قدرتمند در فعل و انفعال با عوامل داخلی ضعیف، تعارض و عدم ثبات سیاسی ایجاد می‌کنند. مردم در این جوامع طرفدار ارائه کالاهای عمومی بوده، اما سرمایه‌گذاری جمعی در این زمینه را برنمی‌تابند و این موضوع به طور گسترده به عدم پرداخت مالیات می‌انجامد. این امر متأسفانه واقعیتی نهادی در اکثر کشورهای فقیر جهان از جمله آفریقای زیر صحرا، افغانستان، کرانه باختری و نوار غزه است (وود و گوگ، ۲۰۰۶: ۱۷۱۱).

دولت رفاه نوعی سازمان رفاهی است که دولت‌ها نقش محوری در هدایت آن دارند (دادگر، ۱۳۹۲: ۴۷۳). این اصطلاح به نظامی اشاره دارد که در آن دولت، به وسیله تأمین خدمات و انتقال درآمد به حمایت از بهزیستی و رفاه شهروندانش می‌پردازد تا به نیازهای اساسی و حقوق اجتماعی آنها پاسخ دهد (خورانا[2]، ۲۰۰۱: ۲۵). در رژیم دولت رفاه، دولت نسبتاً مستقلی وجود دارد، این دولت منظم عمل می‌کند و دورنمای نهادی آن آمیزه‌ای رفاهی متشکل از بازار، دولت و خانواده است.

با توجه به تأثیر غیرقابل انکار سیاست‌های مالی دولت بر رفاه اجتماعی جوامع، بررسی تأثیر این سیاست‌ها بر رفاه اجتماعی در کشور با استفاده از شاخص آمارتیاسن در این تحقیق مدنظر است. لازم به ذکر است که در ادبیات مربوط به توابع رفاه اجتماعی معیارهای مختلفی توسط داسگوپتا و همکاران[3] (۱۹۷۰: ۱۸۴)، ششینسکی[4] (۱۹۷۲: ۹۹)، سن[5] (۱۹۷۴: ۳۹۶)، یتژهاکی[6] (۱۹۷۹: ۳۲۳)، شوروکز[7] (۱۹۸۳: ۱۲)، کاکوانی[8] (۱۹۸۴: ۲۷۰)، داگوم[9] (۱۹۹۰: ۹۷ و ۱۹۹۳: ۲۳) و ماخاپدهی[10] (۲۰۰۱: ۳۳۷؛ ۲۰۰۳: ۴۳) و سایرین مطرح شده است، اما تابع رفاه آمارتیاسن به دلیل مبانی نظری قوی و معرفی آکسیوم‌های رفاه اهمیت بسیار بیشتری در ادبیات موضوع یافته است.

آمارتیاسن تابع رفاه اجتماعی را به‌صورت تابعی از مطلوبیت‌های افراد تعریف می‌کند که ناشی از موقعیت‌های اجتماعی اشخاص است:

(۴)

$$S(x) = S[u_1(x_1), u_2(x_2), .., u_n(x_n)]$$

که تابع S متقارن و u اکیداً مقعر است. اگر تابع مطلوبیت تمام افراد یکسان باشد تابع رفاه اجتماعی برابر است با مجموع مطلوبیت افراد در جامعه که به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

(۵)

$$W(x) = \int S(x)\, f(x) dx$$

با محاسبات جبری می‌توان تابع رفاه اجتماعی را به فرم زیر بازنویسی کرد:

(۶)

$$W = W(S, \theta) \;\; \{\forall\, x_i \in S | \theta = \theta(x_1, x_2, .., x_n,)\}$$
$$\frac{\partial W}{\partial S} > 0 \; ; \; \frac{\partial W}{\partial \theta} < 0$$

سن بیان می‌کند که θ می‌تواند بیانگر توزیع درآمد بین افراد جامعه باشد تحت چند آکسیوم چنین تابعی می‌تواند شاخصی برای اندازه‌گیری رفاه اجتماعی باشد چرا که متضمن شرط پارتو است. به عبارت دیگر سن برای اولین بار موفق شد توزیع درآمد و شرط پارتو را در کنار یکدیگر لحاظ کند. بر مبنای این رویکرد، سیاست‌گذاران اجتماعی می‌بایست با الگوهای سیاستی خود ترکیب بهینه S و θ را به‌گونه‌ای تعیین کنند که تابع رفاه اجتماعی حداکثر شود. برای مثال اگر فرض کنیم در جامعه سه نفر با درآمدهای ۰ و ۱ و ۱۰ دلار زندگی می‌کنند و به دلیل سیاست دولت، درآمد فرد اول و دوم بدون تغییر باقی بماند و درآمد فرد سوم به ۱۰۰ دلار افزایش یابد، اگر چه بر اساس

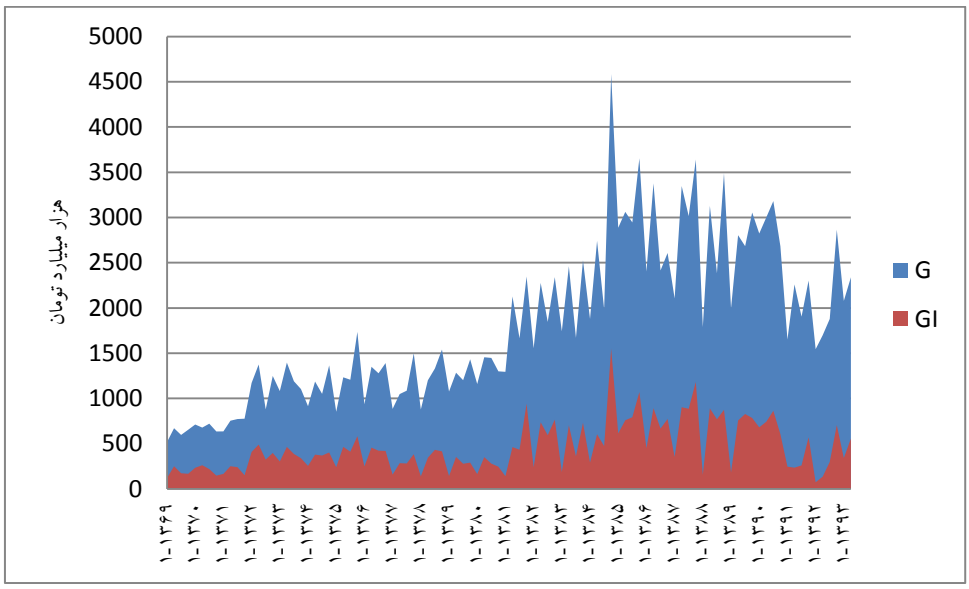
1. Wood & Gouhg (2006)
2. Khurana (2001)
3. Dasgupta et al. (1970)
4. Sheshinski (1972)
5. Sen (1974)
6. Yitzhaki (1979)
7. Shorrocks (1983)
8. Kakwani (1984)
9. Dagum (1990,1993)
10. Mukhopadhaya (2001, 2003)

معیار پارتو رفاه اجتماعی افزایش یافته است (چرا که وضعیت فرد اول و دوم ثابت و وضعیت فرد سوم بهتر شد) اما از آنجایی که این سیاست، توزیع درآمد در جامعه را بدتر کرد می‌توان ادعا کرد رفاه اجتماعی کاهش یافته است. در نهایت امر سن با تلفیق مباحث مربوط به درآمد و توزیع درآمد فرم تابعی $W = \mu(1 - G)$ را برای تابع رفاه اجتماعی معرفی می‌کند چرا که این تابع می‌تواند همزمان شرط پارتو و توزیع درآمد را در زمان نمایش دهد. برای توضیح جمله اخیر کافی است از این تابع در زمان مشتق بگیریم:

$$\frac{\partial W}{\partial t} = (1 - \mathrm{G})\frac{\partial \mu}{\partial t} - \mu\frac{\partial \mathrm{G}}{\partial t} \qquad (۷)$$

که در این رابطه $(1 - \mathrm{G})\frac{\partial \mu}{\partial t}$ جزء کارایی پارتو و $\mu\frac{\partial \mathrm{G}}{\partial t}$ جزء توزیع درآمدی است.

با عنایت به مبنای نظری ارائه شده، در ادامه به بررسی برخی از حقایقی که با بررسی نحوه عملکرد مالی دولت آشکار می‌شود، پرداخته می‌شود. این بررسی می‌تواند در تحلیل پیامدهای رفاهی سیاست‌های دولت در ادامه مفید واقع شود. بر همین اساس، نحوه عملکرد مالی دولت از منظر ترکیب هزینه‌های بودجه‌ای، عمرانی، میزان تحقق بودجه و نیز برخی از علل شکل‌گیری این وضعیت و چالش‌های مترتب بر آن مورد بررسی قرار می‌گیرد.



نمودار ۱. روند هزینه‌های عمرانی و هزینه‌های کل دولت (به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰)

مأخذ: سری زمانی بانک مرکزی ج.ا.ا

به‌رغم وجود اصل ۲۹ و دیگر اصول مرتبط با رفاه اجتماعی در قانون اساسی ایران و تصویب قانون ساختار نظام جامع رفاه و تأمین اجتماعی که از نظر تئوریک راه را برای ایجاد دولت رفاه در ایران هموار می‌سازد، اما عوامل مختلفی مانع شناسایی دولت در ایران به عنوان دولت رفاه می‌شود (دادگر و همکاران، ۱۳۸۹: ۹۴). بی‌شک، یکی از اصلی‌ترین کانال‌های سرمایه گذاری دولت در ایجاد ظرفیت‌های جدید تولیدی و خدماتی در کشور، طرح‌های تملک دارایی‌های سرمایه‌ای یا همان بودجه عمرانی دولت است. بررسی روند داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۳۹۱:۱–۱۳۹۳:۱ هزینه‌های عمرانی (واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای) و هزینه‌های جاری دولت نشان می‌دهد که به طور متوسط حدود ۲۵ درصد از کل بودجه دولت به بودجه عمرانی اختصاص یافته است[۱]. لذا بخش عمده‌ای از بودجه دولت همه ساله صرف هزینه‌های جاری دولت به منظور پوشش هزینه‌های ناکارآمدی بدنه دولت می‌شود.[۲]

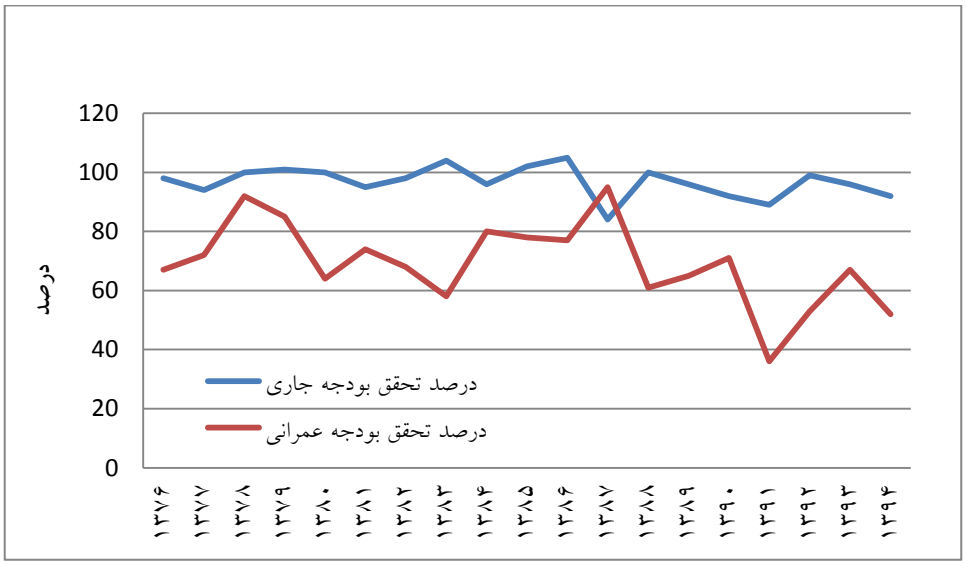
عدم تحقق کامل بودجه عمرانی و جاری دولت یکی دیگر از حقایق آشکار شده است که مشکلات اساسی در تحقق اهداف مورد نظر ایجاد می‌کند. در این بین، عدم تحقق کامل بودجه در بخش بودجه عمرانی در مقایسه با بودجه جاری کاملاً

۱. حداقل و حداکثر نسبت بودجه عمرانی به بودجه کل، به ترتیب ۵ درصد و ۴۰ درصد و میانگین آن برابر با ۲۵ درصد بوده است.

۲. در بودجه جاری سال ۱۳۹۵ که عمده آن به پوشش حقوق و دستمزد کارکنان اختصاص دارد، ۴۰/۴ درصد سهم جبران خدمت کارکنان، ۱۲/۳ درصد استفاده از کالا، ۳۳/۴ درصد به رفاه اجتماعی و ۳ درصد هم به سایر هزینه‌ها اختصاص دارد.

محسوس است. بر اساس نمودار (۲)، طی سال‌های مورد بررسی به جز سال ۱۳۸۷، در سایر سال‌های مورد بررسی، درصد تحقق بودجه عمرانی همواره از درصد تحقق بودجه جاری دولت پایین‌تر بوده است. همچنین طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۶ به طور میانگین حدود ۶۹ درصد از اعتبارات عمرانی محقق شده است. این در حالی است که درصد تحقق اعتبارات هزینه‌ای به‌طور متوسط ۹۷ درصد بوده است.

به نظر می‌رسد، علّت این مسئله آن است که درآمدهای نفتی به عنوان منبع اصلی درآمد بودجه‌ای دولت، درآمد پرنوسانی است که با توجه به چسبندگی و الزام‌آور بودن بخش عمده‌ای از بودجه جاری دولت (به ویژه پرداخت حقوق و دستمزد در بخش دولتی)، رفتار مالی دولت در ایران به نحوی است که در مواجهه با کاهش درآمدهای نفتی، حجم مخارج عمرانی دولت کاهش می‌یابد.

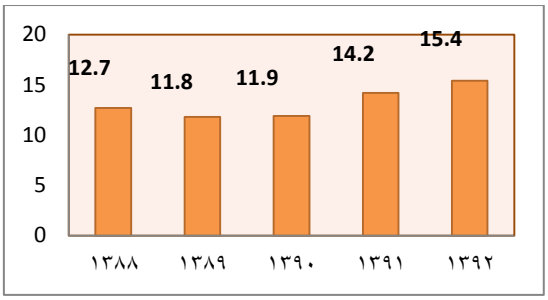


نمودار ۲. روند درصد تحقق بودجه‌های عمرانی و جاری دولت

مأخذ: آمارهای مالی دولت (قوانین بودجه دولت)

همچنین نسبت عملکرد عمرانی به هزینه‌ای روند نزولی طی دوره ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۴ داشته و از ۴۵ درصد در سال ۱۳۷۶ به ۱۶ درصد در سال ۱۳۹۴ رسیده، بنابراین در سال ۱۳۹۴ به ازای هر ۱۰ واحد اعتبار هزینه‌ای، ۱/۶ واحد اعتبار تملک دارایی‌های سرمایه‌ای پرداخت شده است.

از سوی دیگر، یکی از مشکلات اساسی اجرای طرح‌های عمرانی دولت، طولانی شدن پروژه‌ها است که این مسئله باعث افزایش هزینه تمام شده پروژه‌ها و از بین رفتن توجیه اقتصادی پروژه‌ها می‌شود. میانگین وزنی مدت اجرای پروژه‌های عمرانی ملی در نمودار شماره (۳)، به تصویر کشیده است. با توجه به این نمودار، میانگین وزنی مدت اجرای پروژه‌هایی که سال ۱۳۸۸ خاتمه یافته‌اند، ۱۲/۷ سال و پروژه‌هایی که سال ۱۳۹۲ خاتمه یافته‌اند، ۱۵/۴ سال است که نشان از افزایش دوره احداث طرح‌های عمرانی و دیر به بهره‌برداری رسیدن آنها دارد. بنابراین حجم گسترده‌ای از طرح‌های عمرانی ملی به لحاظ میزان پیشرفت فیزیکی و دستیابی به برنامه زمانی مشخص شده در وضعیت مطلوبی نیستند و از این گذر، زیان‌های متعدد اقتصادی و اجتماعی بر بودجه و رفاه اقتصادی کشور تحمیل شده است.



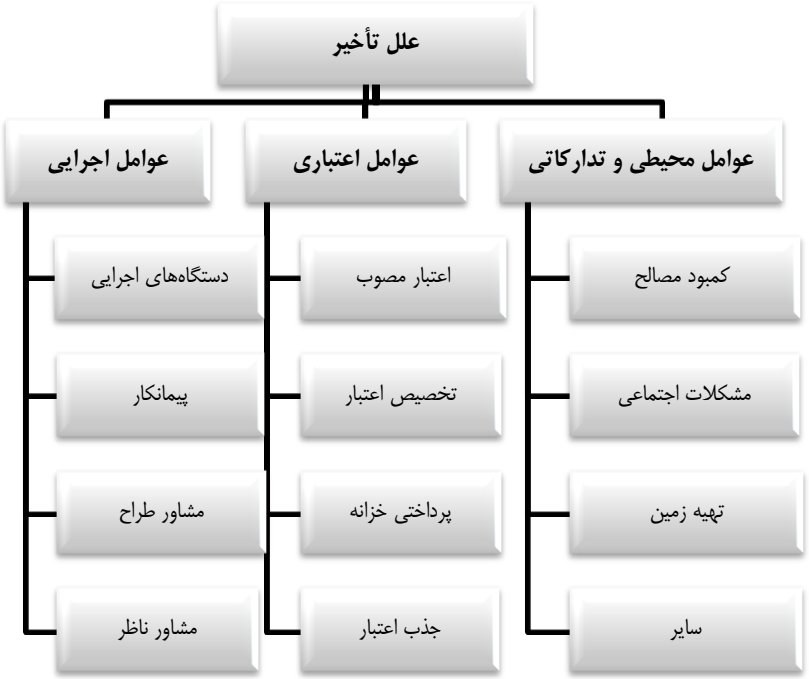
نمودار ۳. میانگین وزنی مدت اجرای پروژه‌ها در کشور

مأخذ: گزارش‌های نظارتی پروژه‌های عمرانی ملی در سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۸

این مسئله در اغلب کشورهای صاحب منابع طبیعی فراوان (از جمله نفت) نیز رواج دارد. بررسی‌ها نشان می‌دهد، سرمایه‌گذاری عمومی در کشورهای صاحب منابع طبیعی اغلب با ناکارایی‌هایی از قبیل عدم نظارت کافی بر اولویت‌بندی پروژه‌های سرمایه‌گذاری، انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری بر

اساس ملاک‌ها و گرایش‌های سیاسی، تأخیر در انجام پروژه‌های سرمایه‌گذاری مواجه هست که به عنوان مانعی در جهت برنامه‌های توسعه‌ای کشور در جهت ارتقاء زیرساخت‌های مورد نیاز عمل می‌کند (صیادی و بهرامی، ۱۳۹۴: ۸۷).

بررسی‌ها نشان می‌دهد، عمده‌ترین عامل عدم پیشرفت طرح‌های عمرانی ملی مطابق با زمان‌بندی مصوب را می‌توان ناشی از عوامل اعتباری دانست به طوری که در سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ سهم متوسط عوامل اعتباری در تأخیر پروژه‌های عمرانی ملی نسبت به برنامه زمانی به لحاظ تعداد پروژه‌های درگیر با این مشکل حدود ۶۹/۳ درصد، سهم عوامل محیطی در ایجاد تأخیر ۱۸/۰۲ درصد و سهم عوامل اجرایی در ایجاد تأخیر حدود ۱۲/۷ درصد از کل پروژه‌های درگیر با مشکل تأخیر است (نمودار ۴). لذا وابستگی بودجه عمرانی دولت به درآمدهای نفتی و انتقال نوسان درآمدهای نفتی به این بخش از بودجه دولت موجب می‌شود تا در دوره‌های افزایش درآمدهای نفتی پروژه‌های عمرانی متعددی کلید خورده که در دوره‌های کاهش درآمدهای نفتی، تأمین مالی این پروژه‌ها با مشکل مواجه می‌شود. این شیوه و کارکرد بودجه عمرانی دولت که به انباشت طرح‌های عمرانی نیمه‌تمام منتهی شده است، باعث شده است تا اثربخشی بودجه عمرانی دولت در ایجاد زیرساخت‌های اساسی توسعه و تأمین رفاه جامعه به حداقل ممکن برسد.



نمودار ۴. علل تأخیر در طرح‌ها و پروژه‌های عمرانی دولت

مأخذ: گزارش نظارتی پروژه‌های عمرانی ملی در سال‌های ۱۳۹۲، معاونت نظارت راهبردی

بررسی‌ها حکایت از آن دارد که سرمایه گذاری‌های بسیار زیادی در کشورهای در حال توسعه به خصوص کشورهای صادرکننده نفت صورت گرفته است که به رشد اقتصادی قابل قبولی منتهی نشده است، این در حالی است که معمولاً چنین تصور می‌شود که علّت اصلی توسعه نیافتگی این کشورها، کمبود سرمایه‌گذاری‌ها است. چنین باوری باعث قرار گرفتن در دام سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی می‌شود که در ادبیات اقتصادی به نام «فیل سفید»[1] مصطلح است با این مفهوم که گران به دست می‌آیند اما بی‌فایده هستند. لذا علاوه بر پایین بودن نرخ سرمایه‌گذاری، تخصیص نامناسب و بهره‌وری پایین سرمایه‌گذاری‌های انجام شده که منتج به ساخت فیل‌های سفید (یا پروژه های سرمایه گذاری با بازده اجتماعی منفی) می‌شوند نیز از اهمیت خاصی در این کشورها برخوردار هستند.

1. White Elephant

۳- مروری بر ادبیات موضوع

بررسی ادبیات موضوع نشان می‌دهد که علی‌رغم اینکه مطالعات خارجی قابل توجهی در خصوص تأثیر سیاست‌های مالی دولت بر رفاه اجتماعی یافت می‌شود، اما مطالعات داخلی چندانی در این خصوص صورت نگرفته است. در این بخش، برخی از مهم‌ترین این مطالعات را به صورت زیر می‌توان مورد بررسی قرار داد.

اشنایدر و وینکلر[1] به دنبال بررسی تغییرات رفاه، چندین عامل را برای توضیح تغییرات رفاه به کار بردند. در بین متغیرهایی که برای تبیین رفاه استفاده شده، مشاهده شد که تغییرات سیکلی متغیرهای کلان مانند رشد اقتصادی، سطح بیکاری و تورم تأثیر معنی‌داری بر رفاه داشته است. همچنین سایر نتایج نشان می‌دهد که سایر متغیرهای سیاستی مانند مخارج دولت بر کالاها، خدمات و به خصوص برنامه‌های مرتبط با پرداخت‌های انتقالی بر کاهش فقر، افزایش رفاه، افزایش ضریب سلامت و طول زندگی افراد تأثیر داشته است (اشنایدر و وینکلر، ۲۰۱۰: ۱۳۱).

زوهیر و ایمن[2] در مطالعه‌ای با عنوان «رفاه، توزیع درآمد و رشد اقتصادی» به بررسی اثر متغیرهای کلان بر رشد اقتصادی پرداختند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که رشد اقتصادی به عنوان یکی از روش‌های کارا برای افزایش رفاه بوده است (زوهیر و ایمن، ۲۰۱۲: ۱۴۶).

اوسلاتی[3] در مطالعه‌ای با عنوان «رشد و اثرات رفاهی اصلاح مالیات زیست‌محیطی و سیاست مخارج عمومی دولت» با استفاده از یک مدل رشد دو بخشی درون‌زا با لحاظ رابطه متقابل بین سلامت، آموزش و محیط زیست، به بررسی اثرات رفاهی اصلاح مالیات زیست‌محیطی و اجرای سیاست مخارج عمومی دولت بر روی رفاه و رشد پرداخته است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد، اصلاح مالیات بر درآمد همراه با تغییر در ساختار مخارج عمومی دولت می‌تواند رشد بلندمدت و رفاه را بهبود ببخشد، هر چند که هزینه رفاهی قابل توجهی را ایجاد می‌کند (اوسلاتی، ۲۰۱۵: ۵۰۲).

دادگر و همکاران در مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر سیاست‌های مالی و تکانه‌های قیمت بنزین بر توزیع درآمد و رفاه در ایران» با استفاده از الگوی خودتوضیحی برداری و بر اساس داده‌های سری زمانی دوره ۱۳۸۴-۱۳۵۳ نشان می‌دهد که سیاست مالی انبساطی دولت در میان‌مدت و بلندمدت باعث افزایش نابرابری اقتصادی می‌شود؛ این در حالی است که افزایش قیمت بنزین (با فرض فراهم بودن سایر شرایط)، در میان‌مدت و بلندمدت عامل کاهش دهنده نابرابری است (دادگر و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۳۵).

شهیکی‌تاش و همکاران در مطالعه‌ای با عنوان «سنجش کاردینالی رفاه و ارزیابی اثر متغیرهای کلان بر تغییرات رفاه در ایران بر مبنای رگرسیون فازی» به بررسی سطح رفاه کاردینالی و عوامل تأثیرگذار بر تغییرات رفاهی ایران پرداخته‌اند. برای ارزیابی سطح رفاه از شاخص آمارتیاسن در حالت پارتویی و غیرپارتویی استفاده شده و برای ارزیابی تأثیر متغیرهای کلان بر تغییرات رفاهی از مدل رگرسیون فازی حداقل مربعات (FLSR) استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که شاخص رفاه در سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۸۱، حدود ۴/۸ درصد و در سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۷۶، حدود ۳/۱ درصد و در سال‌های ۱۳۷۵-۱۳۷۱، حدود ۲/۷ درصد افزایش داشته است و بیشترین سطح بهبود رفاه اجتماعی در ایران سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۷۶، بوده است. همچنین نتایج برآورد رگرسیون فازی نشان می‌دهد که بیکاری، تورم و ضریب جینی رابطه معکوسی با رفاه کاردینالی هم در حالت پارتویی و هم غیرپارتویی داشته‌اند. نتایج این بررسی مؤید آن است که ارتباط بین رشد اقتصادی و سطح رفاه در ایران مثبت بوده است (شهیکی‌تاش و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۷۹).

مهربانی و نصیری‌اقدم در مطالعه‌ای با عنوان «نرخ مؤثر بهینه مالیات بر درآمد در اقتصاد ایران: کاربردی از رفاه اجتماعی رالزی» با به‌کار بردن روش حداکثر حداقل‌ها به عنوان معیار رفاه اجتماعی منتسب به رالز، به دنبال یافتن نرخ مؤثر بهینه مالیات بر درآمد در اقتصاد ایران می‌باشند. یافته‌های این مطالعه که با استفاده از داده‌های سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۷ و روش خودرگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL) و به دنبال آن بهینه‌یابی به دست آمده است، نشان می‌دهد که در ایران، نرخ مؤثر بهینه مالیات بر درآمد در کوتاه‌مدت برابر با ۳/۱ درصد و در بلندمدت برابر با ۱/۲ درصد است. نویسندگان نتیجه می‌گیرند که اگر نرخ مؤثر مالیات بر درآمد برابر با نرخ‌های ذکر شده باشد و سپس، درآمد مالیاتی حاصل شده به صورت یک‌جا و برابر میان تمام مؤدیان مالیاتی توزیع مجدد شود، باعث حداکثر شدن رفاه اجتماعی رالزی خواهد شد (مهربانی و نصیری‌اقدم، ۱۳۹۲: ۲۱۰).

با عنایت به بررسی مطالعات فوق به نظر می‌رسد، خلاء

1. Schneider & Winkler (2010)
2. Zouhair & Imen (2012)
3. Oueslati (2015)

انجـام مطالعـه‌ای در خصـوص تـأثیر کوتـاه‌مـدت و بلندمـدت سیاست‌های مالی دولت بر رفاه اجتماعی ایران با تعریف مبتنـی بر رویکرد آمارتیاسن از رفاه اجتماعی احساس می‌شود.

۴- روش‌شناسی تحقیق

در این قسمت به صورت مختصر روش شناسی اتخـاذ شـده در این مقاله را مورد بحث قرار مـی‌دهـیم کـه شـامل دو قسـمت است؛ در قسمت اول به رهیافـت سـن (۱۹۷۳) پیرامـون نحـوه محاسبه رفاه اجتماعی اشاره خـواهیم داشـت و در قسـمت دوم جهت بررسی سؤال تحقیق که همان ارتباط میان سیاست‌هـای مالی دولت و اثرات رفاهی آن بر جامعه می‌باشد، سراغ رهیافت آزمون کـران ARDL پسـران و همکـاران[1] (۲۰۰۱) خـواهیم رفت که با کمک آن می‌توان وجود رابطه بلندمدت در سـطح را مورد سنجش قرار داد.

همواره مباحث مربوط به نحوه محاسـبه رفـاه اجتمـاعی در جوامع از پیچیدگی‌های خاصی برخوردار بـوده، بـه نحـوی کـه صاحب‌نظران این حوزه از علم اقتصاد درباره تابع رفاه اجتماعی نقطه‌نظرات متفاوت و بعضاً متضادی داشته‌اند. در تحقیق اخیـر برای محاسبه متغیری که بتواند تداعی‌گر رفاه اقتصادی باشد از مطالعات آمارتیاسن کمک می‌گیریم. ایده اصلی در رهیافت وی این است که از نابرابری درآمد در یک اقتصاد به رفاه اجتمـاعی در جامعه دست می‌یابد.

سن (۱۹۷۳: ۲۵۰) عنوان می‌دارد که هـر تبـدیل منفـی از مقادیر نابرابری می‌تواند مقیاسـی از رفـاه اجتمـاعی را نمـایش دهد. اما جهت ساختن سـنجش‌هـای رفـاهی بـین درآمـدهای متفاوت، می‌بایست یک تبدیل خاص را فرض کنیم که مقیاس نابرابری I را به متوسط درآمدهای متفاوت μ مرتبط می‌سـازد. یک انتخاب بدیهی بـرای نیـل بـه ایـن هـدف، هنگـامی کـه شاخص I مقادیر بین صفر و یک را اتخاذ می‌کند، تعامل[2] میان μ و $(1-I)$ در شکل ضربی است. به عبارت دیگر تابع رفاه همگن اجتماعی را می‌توان به شکل زیر تعریف کرد:

(۸)

$$W = \mu(1-I)$$

این تبدیل کاملاً طبیعـی اسـت و از تـابع رفـاه اجتمـاعی یـک تفسیر شهودی دارد و اینکـه متوسـط درآمـدهای متفـاوت (μ) به‌وسیله مقدار نابرابری $(1-I)$ به سمت پایین اصلاح شـده است و قابلیت نمایش رفاه اجتماعی را دارد.

به مانند بسیاری از یادداشت‌هـای پیـروی تـابع رفـاه اجتمـاعی آمارتیاسن، در این مقاله، برای محاسبه یک سری زمانی از رفاه اجتماعی در دوره زمـانی مـورد مطالعـه، بـه جـای μ از تولیـد ناخالص داخلی سرانه و به جـای I از شـاخص ضـریب جینـی استفاده و معادله (۸) را به شکل زیر بازنویسی می‌کنیم:

(۹)

$$W_t = \frac{GDP_t}{L_t}(1-Gini_t)$$

که در این رابطـه، متغیرهـای W_t، GDP_t، L_t و $Gini_t$ بـه ترتیب رفاه اجتماعی، تولید ناخـالص داخلـی، سـطح اشـتغال و ضریب جینی در زمان t می‌باشند. قصد داریم تحت این تبـدیل همگن مقادیر سری زمانی رفاه اجتماعی را استخراج کرده و به عنوان متغیر وابسته در مدل ARDL در نظر بگیریم.

همان‌طور که پیشتر اشاره کردیم قسمت دوم روش‌شناسـی به توضـیح روش آزمـون کـران ARDL پسـران و همکـاران اختصاص دارد و ما از این‌جا بـه بعـد جهـت سـهولت آن را بـا PSS نمایش می‌دهـیم. ایـن روش از آن جهـت مـورد علاقـه پژوهشگران است که قابل استفاده برای مدل‌هایی می‌باشد کـه متشـکل از سـری‌هـای I(1) یـا I(0) هسـتند و نگرانـی از رگرسیون‌های کاذب پـیش‌روی محقـق قـرار دارد. بـه عبـارت دیگر، در روش ARDL صرف نظر از مرتبه جمعی سری‌هـای زمانی موجود در مدل قابل استفاده می‌باشد.

با بهره‌گیری از نمـاد معرفـی شـده توسـط PSS، یـک بـردار سری‌های زمانی K بعدی $Z_t = (Y_t, X_t)'$ را در نظر بگیریـد که در آن Y_t یـک اسـکالر و X_t یـک بـردار $1 \times (K-1)$ است. فرض می‌شود که Z_t از یک مدل اتورگرسیو بـرداری بـا مرتبه P، $(VAR(P))$ تبعیت می‌کند کـه در ایـن صـورت بـه شکل زیر قابل بازنویسی است:

$$Z_t = \mu + \gamma t + B_1 Z_{t-1} + \cdots + B_p Z_{t-p} + u_t$$

در این رابطه، μ یـک بـردار $K \times 1$ از عـرض از مبـدأهـا، γ برداری از ضرایب روند زمانی، B_i ها ماتریس‌هـای $K \times K$ از ضـرایب و u_t بـردار $K \times 1$ اخـتلالات بـا $E(u_t) = 0$ و $E(u_t u_t') = \Sigma_t$ می‌باشد. همچنین فرض می‌شود کـه هـر عنصر $Z_t \sim I(0)$ یا $Z_t \sim I(1)$ هستند. در مطالعه اخیـر اگـر رفاه اجتماعی را با W_t و مخارج جاری، مخارج عمرانی دولت و رشد اقتصادی را به ترتیب با $G_{c,t}$ و $G_{i,t}$ و $Y_{g,t}$ نمایش دهیم آنگـاه مـی‌تـوان عنـوان داشـت کـه $Y_t \equiv W_t$ و $X_t \equiv (G_{c,t}, G_{i,t} Y_{g,t},)$ و در واقع با یک مدل چند متغیـره سروکار داریم.

1. Pesaran et al. (2001)
2. Interaction

تحت فروض مشخص در PSS، مدل تصحیح خطای شرطی (CECM[1]) معادله (۹) به صورت زیر است:

(۱۰)

$$\Delta Y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} Y_{t-1} + \pi_{yx,x} X_{t-1} + \sum_{i=0}^{p-1} \psi' \Delta Z_{t-i} + \omega' \Delta X_t + \varepsilon_t$$

و ارتباط شرطی میان $\mathrm{Y_t}$ و $\mathrm{X_t}$ در سطح به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۱۱)

$$Y_t = \theta_0 + \theta_1 t + \theta X_t + \nu_t$$

که در این معادله ν_t فرایند خطای مانا است و برای ضرایب داریم:

$$\theta_0 = -\frac{c_0}{\pi_{yy}}; \quad \theta_1 = -\frac{c_1}{\pi_{yy}} \quad ; \quad \theta = -\frac{\pi_{yx,x}}{\pi_{yy}}$$

هم‌راستا با بحث PSS، اگر $Y_t \sim I(0)$ باشد، آنگاه معادله (۱۰) می‌تواند به صورت ارتباط بلندمدت شرطی میان $\mathrm{X_t}$ و $\mathrm{Y_t}$ در سطح تفسیر شود و بردار θ شامل ضرایب بلندمدت شرطی می‌شود. اگر $Y_t \sim I(1)$ باشد، آنگاه معادله (۱۰) ارتباط همجمعی را نمایش می‌دهد. علاوه بر این، PSS عنوان می‌کند، چنانچه نماد $\pi_{y,x} \equiv (\pi_{yy}, \pi_{yx,x})$ را تعریف کنیم، در این‌صورت اگر $\pi_{y,x} \neq 0$ و $\pi_{yx,x} = 0'$ باشد آنگاه $Y_t \sim I(0)$بوده و ΔY_t تنها به سطح وقفه خودشان بستگی دارند. به عبارت دیگر اگر $\pi_{y,x} = 0$ و $\pi_{yx,x} \neq 0'$ باشد آنگاه $Y_t \sim I(1)$ بوده و $(\mathrm{Y_t}, \mathrm{X_t})$ همجمع هستند و بردار همجمعی آنها $(1, \pi_{yx,x})$ می‌باشد. در نهایت، چنانچه $\pi_{y,x} = 0$ و $\pi_{yx,x} = 0'$ باشد آنگاه $Y_t \sim I(1)$ بوده هیچ‌گونه ارتباط بلندمدتی در سطح میان $\mathrm{X_t}$ و $\mathrm{Y_t}$ وجود ندارد.

معادله (۹) یا همان مدل تصحیح خطای شرطی، که از مدل $VAR(P)$ در معادله (۸) استخراج شده است، همچنین ممکن است به‌صورت یک مدل ARDL از مرتبه P تفسیر شود. بدین منظور جهت آزمون عدم یک ارتباط میان $\mathrm{X_t}$ و $\mathrm{Y_t}$ در مدل تصحیح خطای غیرشرطی (۳)، دو آزمون فرضیه A و B را تدارک می‌بینیم:

$$\begin{cases} H_0^A: \pi_{yy} = 0, \pi_{yx,x} = 0' \\ H_1^A: \pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx,x} \neq 0' \end{cases} \begin{cases} H_0^B: \pi_{yy} = 0 \\ H_1^B: \pi_{yy} \neq 0, \end{cases}$$

اگر H_0^A رد نشود، رابطه بلندمدت در سطح وجود ندارد و رویه آزمون متوقف می‌شود. اگر فرضیه صفر رد شود، آنگاه برای فرضیه صفر H_0^B آزمون می‌شود و چنانچه H_0^B نیز رد شود، آنگاه رابطه بلندمدت در سطح میان $\mathrm{X_t}$ و $\mathrm{Y_t}$ وجود دارد. تحت این فرض که به ترتیب تمام متغیرها $I(0)$ و تمام آنها $I(1)$ می‌باشند، کران‌های بالا و پایین مقادیر بحرانی آماره‌های آزمون برای فرضیه‌ها توسط PSS شبیه‌سازی و در جدولی قرار داده شدند. تحت فرضیه صفر H_0^A، اگر آماره F محاسباتی خارج مقدار بحرانی کران بالای در سطح معنی‌داری معینی قرار بگیرد، آنگاه فرضیه صفر رد شده است (و رابطه بلندمدت وجود دارد). به عبارت دیگر چنانچه آماره F محاسباتی، زیر مقدار بحرانی کران بیفتد، فرضیه صفر رد نشده است (و رابطه بلندمدت وجود ندارد). با این حال اگر آماره در داخل کران‌ها قرار بگیرد، نمی‌توان تصمیم قاطعی در مورد رابطه بلندمدت میان متغیرها داشت.

مدل تصحیح خطای شرطی برای ارتباط چند متغیره در مقاله حاضر به شکل زیر قابل بازنویسی است:

(۱۲)

$$\Delta W_t = \beta_0 + \beta_1 W_{t-1} + \beta_2 G_{c,t-1} + \beta_3 G_{i,t-1} + \beta_4 Y_{g,t-1} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_i \Delta W_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \delta_j \Delta G_{c,t-j} + \sum_{k=0}^{r} \varphi_k \Delta G_{i,t-k} + \sum_{l=0}^{s} \phi_j \Delta Y_{g,t-l} + \varepsilon_t$$

معادله مدل تصحیح خطای شرطی (CECM) فوق می‌تواند به یک مدل ARDL از مرتبه‌های (p,q,r,s) ارجاع داده شود. مدل بلندمدت به فرم زیر است:

(۱۳)

$$W_t = \psi_0 + \psi_1 G_{c,t} + \psi_2 G_{i,t} + \psi_3 Y_{g,t} + \xi_t$$

که با توجه به بحث اخیر در این معادله روابط زیر را داریم:

$$\psi_0 = -\frac{\beta_0}{\beta_1}; \quad \psi_1 = -\frac{\beta_2}{\beta_1} \quad ; \quad \psi_2 = -\frac{\beta_3}{\beta_1} \quad ; \quad \psi_3 = -\frac{\beta_4}{\beta_1}$$

پس از تخمین مدل، مقادیر فوق محاسبه شدند که در قسمت‌های بعدی آنها را بیان می‌کنیم.

۵- تحلیل نتایج تجربی تحقیق

پس از تبیین روش‌شناسی مورد استفاده، در این بخش به تجزیه و تحلیل نتایج تجربی تحقیق پرداخته می‌شود.

۵-۱- آمار و داده‌های تحقیق

در این مطالعه از داده‌های سالیانه برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۰ جهت بررسی ارتباط کوتاه‌مدت و بلندمدت سیاست‌های

1. Conditional Error Correction Model

مالی دولت و رفاه اجتماعی استفاده می‌کنیم.[۱] آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای تولید ناخالص داخلی، ضریب جینی، مخارج جاری و عمرانی دولت از سایت بانک مرکزی و داده‌های مربوط به متغیر اشتغال از سایت سازمان برنامه و بودجه گردآوری شده است.

در قسمت مدل‌سازی، فرم تابعی زیر را در نظر می‌گیریم:

(۱۴)

$$W_t = f(G_{c,t}, G_{i,t}, Y_{g,t})$$

که در این معادله، متغیرهای W_t ، $G_{c,t}$ ، $G_{i,t}$ و $Y_{g,t}$ به ترتیب معرف رفاه اجتماعی، مخارج جاری، مخارج عمرانی دولت و رشد اقتصادی می‌باشند. همان‌طور که در قسمت روش‌شناسی بیان شد، سری زمانی متغیر رفاه اجتماعی تحت تبدیل همگن $\frac{GDP_t}{L_t}(1 - Gini_t)$ استخراج می‌شود. برای محاسبه سری زمانی متغیر رشد اقتصادی از رابطه $\ln\left(\frac{GDP_t}{GDP_{t-1}}\right) \times 100$ استفاده می‌کنیم و متغیر رشد اقتصادی در این مدل نقش متغیر کنترل[۲] را خواهد داشت. شایان ذکر است که کلیه متغیرهای $G_{c,t}$ ، $G_{i,t}$ و GDP_t به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ هستند.

۵-۲- نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)

اگرچه در مدل‌های ARDL، برخلاف رهیافت انگل-گرنجر[۳] (۱۹۸۷: ۲۵۹)، نیازی به پیش آزمون نامانایی سری‌های زمانی نبوده و شرط لازم برای بررسی رابطه بلندمدت، وجود مرتبه جمعی یکسان میان متغیرها است، لکن اگر مرتبه جمعی متغیرها در مدل‌های ARDL دو یا بالاتر باشد ($I(2)$) نتایج غیرقابل اعتماد می‌شود (اوتارا[۴]، ۲۰۰۴: ۱۱۱۲). برای این منظور ابتدا آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (۱۹۸۱: ۱۰۶۷)[۵] را جهت بررسی ریشه واحد و تعیین مرتبه جمعی متغیرها انجام دادیم. نتایج این آزمون در جدول (۱) آمده است.

جدول ۱. آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته(ADF)

متغیرها	سطح		تفاضل مرتبه اول		مرتبه جمعی
	آماره آزمون	P-Value	آماره آزمون	P-Value	
W_t	-۱/۲۳۷۸	۰/۸۸۹۶	-۴/۳۶۱۹	۰/۰۰۶۴	$I(1)$
$G_{c,t}$	-۲/۶۸۱۹	۰/۲۴۸۷	-۶/۲۱۲۹	۰/۰۰۰۰	$I(1)$
$G_{i,t}$	-۲/۳۹۹۶	۰/۳۷۵۰	-۶/۲۲۴۴	۰/۰۰۰۰	$I(1)$
$Y_{g,t}$	-۳/۷۳۰۲	۰/۰۲۹۳	-	-	$I(0)$

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۳- بررسی اریب همزمانی با آزمون علّیت گرنجر

از دیگر مسائلی که قبل از تخمین‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل‌های ARDL به آن باید توجه کرد، توجه به مسئله اریب همزمانی[۶] بین متغیرها است. تنها در صورتی می‌توانیم مدل ARDL را به فرم یک تک معادله تخمین برنیم که متغیر رفاه اجتماعی فقط معلول متغیرهای مخارج جاری، مخارج عمومی و رشد اقتصادی و نه علّت آنها باشد. در غیر اینصورت، گویی با یک سیستم از معادلات سروکار داریم و بدون توجه به این نکته، مدل ARDL را تخمین زده‌ایم که از عواقب آن تخمین‌های تورش‌دار و ناسازگار می‌باشند. برای بررسی این مطلب، از آزمون علّیت گرنجر[۷] استفاده می‌کنیم. نتایج این آزمون در جدول (۲) بیان شده است. همان‌طور که از این جدول استنباط می‌شود، متغیر رفاه اجتماعی علّت متغیرهای دیگر مدل نیست (معلول آنها است).

جدول ۲. نتایج آزمون علّیت گرنجر

نتیجه آزمون	P-Value	آماره F	فرضیه صفر
رد فرضیه صفر	۰/۴۸۸۴	۰/۸۷۷۹	W علّت گرنجری Gc نیست
رد فرضیه صفر	۰/۳۶۰۴	۱/۱۳۰۲	W علّت گرنجری Gi نیست
رد فرضیه صفر	۰/۲۱۴۳	۱/۵۴۲۷	W علّت گرنجری Yg نیست

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۴- تخمین کوتاه‌مدت پارامترهای مدل

در رسیدن به ضرایب بدون تورش در بلندمدت، ابتدا می‌بایست پویایی‌های مدل را افزایش دهیم که تخمین ضرایب مدل پویا

۱. لازم به توضیح است که اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی تا سال ۱۳۹۱ موجود است که آمارهای مربوط به سال‌های اخیر از خلاصه نماگرها و خلاصه تحولات اقتصادی بانک مرکزی به روزرسانی شده است.

2. Control Variable
3. Engle & Granger (1987)
4. Ouattara (2004)
5. Augmented Dickey-Fuller (ADF)
6. Simultaneity Bias
7. Granger Causality

تصویری از ارتباطات کوتاه‌مدت میان متغیرها را ارائه می‌دهد. برای تعیین بهترین مدل پویا که بتواند ما را به این هدف برساند، از معیارهای اطلاعات آکائیک (AIC)، شوارتز-بیزین (SBC)، حنان-کوئین (HQC) و ضریب تعیین تعدیل شده ($\bar{R}^2$) کمک می‌گیریم. روش کار به این صورت است که با در نظر گرفتن وقفه‌های مختلف برای متغیرهای مستقل و متغیر وابسته، کلیه مدل‌های حاصل از انواع این ترکیبات را با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده و تحت چهار معیار اطلاعات، در مورد بهترین مدل قضاوت می‌کنیم. در این مطالعه، بهترین مدل انتخابی، ARDL(4,4,0,4) محاسبه و مقادیر حاصل از تخمین ضرایب این مدل در جدول (۳) ارائه شد.

جدول ۳. تخمین مدل ARDL(4,4,0,4)

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد ضرایب	t آماره	P-Value
W(-1)	۰/۵۷۵	۰/۱۷۱۹	۳/۳۴۴۰	۰/۰۰۲۷
W(-2)	-۰/۱۷۵۰	۰/۱۹۶۶	-۰/۸۹۰۳	۰/۳۸۲۱
W(-3)	۰/۲۳۶۱	۰/۲۰۵۶	۱/۱۴۸۴	۰/۲۶۲۱
W(-4)	۰/۶۰۲۳	۰/۲۰۰۴	۳/۰۰۴۴	۰/۰۰۶۱
LN(Gc)	-۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۰۹	-۲/۰۳۰۹	۰/۰۵۳۵
LN (Gc(-1))	-۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۰۶	-۲/۴۰۱۸	۰/۰۲۴۴
LN (Gc(-2))	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۶	۳/۱۸۱۰	۰/۰۰۴
LN (Gc(-3))	-۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۰۷	-۱/۸۹۸۵	۰/۰۶۹۷
LN (Gc(-4))	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۵	۳/۴۷۰۵	۰/۰۰۲
LN (Gi)	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۳	۲/۸۰۳۴	۰/۰۰۹۹
Yg	۰/۰۰۰۰۸	۰/۰۰۰۰۱	۷/۱۴۰۰	۰/۰۰۰۰
Yg(-1)	۰/۰۰۰۰۶	۰/۰۰۰۰۲	۳/۱۴۲۲	۰/۰۰۴۴
Yg(-2)	۰/۰۰۰۰۷	۰/۰۰۰۰۲	۳/۰۲۰۴	۰/۰۰۵۹
Yg(-3)	۰/۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰۲	۱/۹۹۸۶	۰/۰۵۷۱
Yg(-4)	۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰۰۱	۲/۸۳۵۷	۰/۰۰۹۱
C(ثابت عرض از مبدأ)	-۰/۰۰۳۴	۰/۰۰۱۰	-۳/۲۳۹۴	۰/۰۰۳۵
R^2 =۰/۹۸۷۷ $\bar{R}^2$ =۰/۹۸۰۰		F آماره =۱۲۸/۵۸ P-Value=۰/۰۰۰۰		

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۳) نشان می‌دهد که به جز ضرایب وقفه‌های دوم و سوم متغیر رفاه اجتماعی (W)، تقریباً بقیه ضرایب با پنج درصد خطای نوع اول، معنادار هستند. همچنین ضرایب تعیین تخمین گویای خوبی برازش بوده و آماره F معناداری کل خط رگرسیون را به اثبات می‌رساند. نکته حائز اهمیت این تخمین آن است که به طور نسبی در کوتاه‌مدت مخارج جاری دولت با رفاه اقتصادی رابطه معکوس و مخارج عمرانی و رشد اقتصادی با رفاه اقتصادی رابطه مستقیم دارند. در ادامه جهت اطمینان از عدم وجود واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی میان پسماندهای مدل، به ترتیب آزمون‌های واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو (ARCH[1]) و بروش-گادفری[2] را انجام و نتایج این آزمون‌ها در جدول (۴) ذکر شده است. عدم وجود واریانس‌ناهمسانی و خودهمبستگی میان پسماندها در این جدول به تأیید رسیده است. چنانچه در مدل مشکل خودهمبستگی سریالی وجود داشته باشد بدان مفهوم است که وقفه مدل به درستی تعیین نشده است.

جدول ۴. آزمون عدم وجود خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی در پسماندها

آزمون	وقفه	آمارهF	P-Value
بروش-گادفری (آزمون LM)	۵	۱/۲۴۲۱	۰/۳۲۵۱
واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو(آزمون ARCH)	۵	۱/۲۷۲۱	۰/۳۰۲۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۵- آزمون ARDL کرانه‌ها برای بررسی رابطه بلندمدت در مدل

در ادبیات مربوط به این قسمت معمولاً روش بنرجی، دولادو و مستر[3] (۱۹۹۲) و روش پسران و همکاران (۲۰۰۱) جهت بررسی رابطه بلندمدت در مدل وجود دارد که روش اخیر معروف به آزمون کرانه‌ها می‌باشد و همان‌طور که در قسمت‌های قبل اشاره شده، در این مطالعه قصد داریم با این روش صحت و سقم وجود رابطه بلندمدت در سطح میان متغیرها را مورد آزمون قرار دهیم. نتایج آزمون کرانه‌ها در جدول شماره (۵) آمده است.

1. Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity
2. Breusch Godfrey
3. Banerjee, Dolado & Mestre (1992)

جدول ۵. آزمون ARDL کرانه‌ها

نتیجه آزمون	آماره F	کران I(1)	کران I(0)	سطح معنی‌داری
تأیید رابطه بلندمدت	۷/۴۵۸۸	۳/۷۷	۲/۷۲	٪۱۰
تأیید رابطه بلندمدت	۷/۴۵۸۸	۴/۳۵	۳/۲۳	٪۵
تأیید رابطه بلندمدت	۷/۴۵۸۸	۴/۸۹	۳/۶۹	٪۵
تأیید رابطه بلندمدت	۷/۴۵۸۸	۵/۶۱	۴/۲۹	٪۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

با مشاهده جدول فوق و نظر به اینکه آماره F محاسباتی در تمام سطوح معنی‌داری بیرون دو کران $I(0)$ و $I(1)$ قرار گرفته است (آماره F محاسباتی در تمام سطوح معنی‌داری بزرگ‌تر از دو کران می‌باشد) وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل رد نشد و ادعا می‌کنیم یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل وجود دارد.

۵-۶- تخمین بلندمدت پارامترهای مدل

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، در این بخش می‌توان به تخمین رابطه بلندمدت مدل پرداخت. نتایج حاصل از تخمین ضرایب بلندمدت در جدول (۶) ارائه شده است:

جدول ۶. تخمین بلندمدت مدل

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد ضرایب	آمارهt	P-Value
LN(Gc)	۰/۰۰۳۶	۰/۰۰۱۳	۲/۷۹۴۲	۰/۰۱۰۱
LN(Gi)	-۰/۰۰۴۴	۰/۰۰۱۸	-۲/۳۴۵۷	۰/۰۲۷۶
Yg	-۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۰۳	-۳/۵۹۶۹	۰/۰۰۱۴
C (ثابت عرض از مبدأ)	۰/۰۱۴۵	۰/۰۰۷۴	۱/۹۴۸۴	۰/۰۶۳۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، کلیه ضرایب در سطح پنج درصد معنادار هستند. اما نکته قابل توجه در این تخمین آن است که متغیر مخارج جاری دولت اکنون با رفاه اجتماعی رابطه مستقیم و متغیرهای مخارج عمرانی دولت و رشد اقتصادی با رفاه اجتماعی رابطه معکوس دارند. به عبارت دیگر، تحت روش‌شناسی این پژوهش در ایران، اگرچه به طور نسبی در کوتاه‌مدت مخارج جاری دولت با رفاه اقتصادی رابطه معکوس و مخارج عمرانی و رشد اقتصادی با رفاه اقتصادی رابطه مستقیم دارند، اما در بلندمدت متغیر مخارج جاری با رفاه اجتماعی رابطه مستقیم و متغیرهای مخارج عمرانی دولت و رشد اقتصادی با رفاه اجتماعی رابطه معکوس دارند. نظر به اینکه می‌توان ضرایب تخمین زده شده شکل بلندمدت را به شکل کشش تفسیر نمود، می‌توان عنوان داشت که اگر دولت مخارج جاری خود را یک درصد افزایش دهد، در بلندمدت، رفاه اجتماعی ۰/۳ درصد افزایش می‌یابد در حالی‌که با افزایش مخارج عمرانی به میزان یک درصد، در بلندمدت، رفاه اجتماعی ۰/۴ درصد کاهش می‌یابد. در یک شکل ساده، نتایج جدول (۶) را می‌توانیم به شکل رابطه زیر بنویسیم که به واقع همان معادله (۶) در بخش روش‌شناسی خواهد بود:

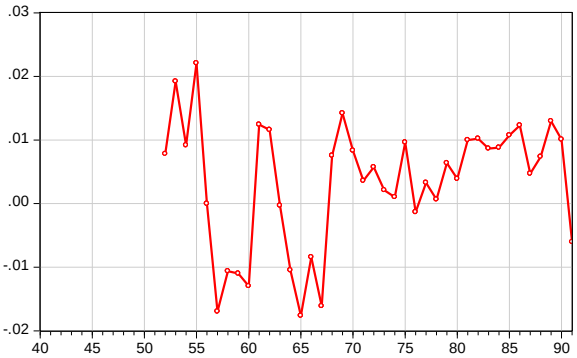
$$W_t = 0.014587 + 0.003631G_{c,t} - 0.00442G_{i,t} - 0.0013Y_{g,t} + \xi_t$$

معمولاً به جمله خطای رگرسیون مدل ایستای بلندمدت (ξ_t)، جمله تصحیح خطا (ECT[1]) یا معادله همجمعی[2] می‌گویند. به عبارت دیگر معادله جمله تصحیح خطا به فرم زیر است:

$$ECT_t = W_t - (0.014587 + 0.003631G_{c,t} - 0.00442G_{i,t} - 0.0013Y_{g,t})$$

لذا بردار همجمعی میان متغیرها $[1 \quad -0.003631 \quad 0.00442 \quad 0.0013]$ است و از آنجایی که قصد داریم در قسمت بعد، نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را در قالب مدل تصحیح خطا (ECM) به مقادیر تعادلی بلندمدت متغیرها ارتباط دهیم، متغیر ECT_t می‌تواند تصویرگر رفتار بلندمدت متغیرها باشد. نمودار شماره (۵) رفتار جمله تصحیح خطا را در دوره مورد مطالعه نشان می‌دهد. همان‌طور که از این نمودار مشخص می‌شود، عدم تعادل‌های شدیدی طی سال‌های ۱۳۷۰-۱۳۶۸در رفاه اجتماعی صورت گرفته است که همسو با شرایط اقتصادی آن سال‌ها، دور از انتظار نیست. با این حال نوعی همگرایی به یک تعادل بلندمدت را این سری زمانی نمایش می‌دهد که اتفاقاً ضریب منفی ECT در مدل تصحیح خطای قسمت بعد مؤید همین مطلب است.

1. Error Correction Term
2. Cointegrating Equation



نمودار ۵. رفتار جمله تصحیح خطا (ECT)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۷- تخمین مدل تصحیح خطا

چنانچه متغیر وابسته را در مدل تصحیح خطا با D(W) نشان دهیم که همان $\Delta W_t = W_t - W_{t-1}$ می‌باشد، نتایج تخمین مدل تصحیح خطا به شرح جدول (۷) می‌باشد:

جدول ۷. تخمین مدل تصحیح خطا (ECM) برای مدل ARDL (4,4,0,4)

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد ضرایب	آماره t	P-Value
D(W(-1))	-۰/۶۶۳۴	۰/۲۱۸۳	-۳/۰۳۸۹	۰/۰۰۵۷
D(W(-2))	-۰/۸۳۸۵	۰/۲۴۰۴	-۳/۴۷۶۸	۰/۰۰۱۹
D(W(-3))	-۰/۶۰۲۳	۰/۲۰۰۴	-۳/۰۰۴۵	۰/۰۰۶۱
DLN(Gc)	-۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۰۹	-۲/۰۳۰۹	۰/۰۵۳۵
DLN (Gc(-1))	-۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۶	-۳/۱۸۱۰	۰/۰۰۴
DLN (Gc(-2))	۰/۰۰۱۴	۰/۰۰۰۷	۱/۸۹۸۵	۰/۰۶۹۷
DLN (Gc(-3))	۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۵	-۳/۴۷۰۵	۰/۰۰۲
DLN (Gi)	۰/۰۰۱۰	۰/۰۰۰۳	۲/۸۰۳۴	۰/۰۰۹۹
D(Yg)	۰/۰۰۰۰۸	۰/۰۰۰۰۱	۷/۱۴۰۰	۰/۰۰۰
D(Yg(-1))	-۰/۰۰۰۰۷	۰/۰۰۰۰۲	-۳/۰۲۰۴	۰/۰۰۵۹
D(Yg (-2))	-۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۰۰۰۲	-۱/۹۹۸۶	۰/۰۵۷۱
D(Yg)(-3))	-۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰۰۲	-۲/۸۳۵۷	۰/۰۰۹۱
ECT(-1)	-۰/۲۳۸۴	۰/۰۸۱۹	۲/۹۰۹۰	۰/۰۰۷۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

با کمک تخمین مدل تصحیح خطا می‌توانیم این مسئله را بررسی کنیم که چه میزان از نوسانات متغیر رفاه اجتماعی (ΔW) مرتبط با نوسانات شکل گرفته در متغیرهای مخارج جاری/ عمرانی دولت و رشد اقتصادی بوده و چه میزان از نوسانات متغیر رفاه اجتماعی در پاسخ به انحرافات شکل گرفته در تعادل بلندمدت دوره قبل رفاه اجتماعی است. به عبارت دیگر با تخمین مدل تصحیح خطا دو منشأ نوسانات در متغیر رفاه اجتماعی شناسایی می‌شود.[1] از آنجایی که تمام ضرایب این مدل تقریباً در سطح پنج درصد معنادار هستند، می‌توان بیان داشت که متغیر رفاه اجتماعی هم به نوسانات کوتاه‌مدتی که متغیرهای مخارج جاری-عمرانی دولت و رشد اقتصادی تجربه می‌کنند و هم به انحرافات از روند تعادلی بلندمدت در دوره گذشته رفاه اجتماعی واکنش نشان می‌دهد که اولی وضعیت نوسانات تعادلی این متغیر را در کوتاه‌مدت و دومی وضعیت نوسانات تعادلی متغیر را در بلندمدت ترسیم می‌کند. در این تخمین، ضریب ECT همان واکنش نوسانات در متغیر رفاه اجتماعی به انحرافات تعادلی بلندمدت این متغیر را نمایش می‌دهد. منفی و معنادار بودن این ضریب عنوان می‌کند چنانچه انحرافات تعادلی بلندمدت، مثبت ($ECT > 0$) باشد، رفاه اجتماعی در دوره بعد کاهش ($\Delta W < 0$) و چنانچه انحرافات تعادلی بلندمدت منفی ($ECT < 0$) باشد، رفاه اجتماعی در دوره بعد افزایش ($\Delta W > 0$) می‌یابد و با این تعدیلات، همگرایی متغیر رفاه اجتماعی به یک تعادل بلندمدت تضمین می‌شود. این نتیجه منطبق با شکل (۱) نیز می‌باشد.

از طرف دیگر بزرگی و شدت ضریب ECT، سرعت تعدیلات را نشان می‌دهد که منطبق با جدول (۷) عدد ۰/۲۳ می‌باشد و نشان می‌دهد در هر سال ۲۳ درصد از عدم تعادل در رفاه اجتماعی در دوره بعد تعدیل می‌شود. لذا تعدیل به سمت تعادل نسبتاً به کندی صورت می‌گیرد.

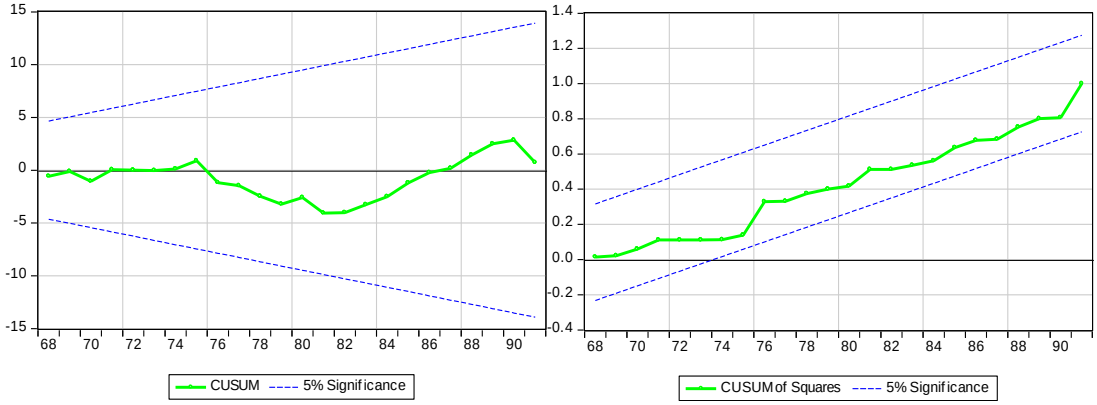
۵-۸- آزمون ثبات ساختاری

اساس استنباط، پیش‌بینی و استفاده از نتایج مدل‌های رگرسیونی بر این فرض استوار است که ضرایب، سازگار و ثبات ساختاری در مدل برقرار است. تنها با این شرایط می‌توان از نتایج چنین مدل‌هایی بهره برد و برای این منظور آزمون‌های مجموع تجمعی خطاها (CUSUM) مجموع مجذور تجمعی خطاهای بازگشتی (CUSUMQ) و همچنین تخمین‌های بازگشتی[2] از ضرایب را جهت بررسی ثبات ساختاری و ثبات ضرایب مدل اجرا کردیم. فرضیه صفر در این آزمون‌ها وجود

۱. نوسان در متغیر رفاه اجتماعی طی یک دوره کوتاه‌مدت می‌تواند در پاسخ به دو عامل باشد: الف) نوسان متغیرهای مدل در کوتاه‌مدت. ب) انحراف در مقادیر رفاه اجتماعی از سطح تعادلی بلندمدت آن.

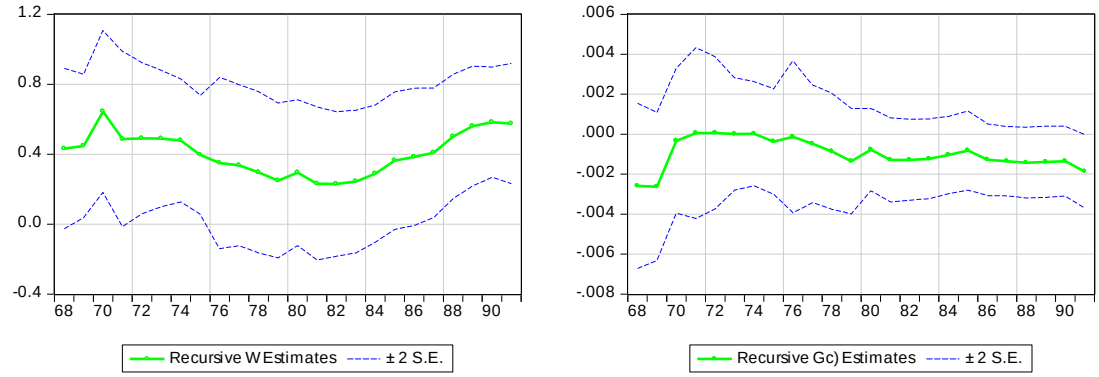
2.Recursive Estimation

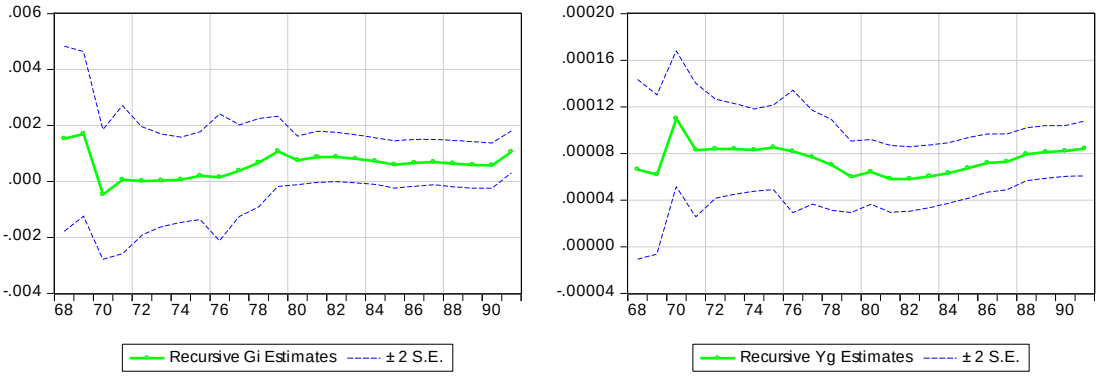
ثبات است و اگر نتیجه آزمون در سطح معنی‌داری پنج درصد خارج بازه اطمینان قرار نگیرد، فرضیه صفر رد نمی‌شود. نمودارهای (۶) نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ را نشان می‌دهند و همان‌طور که مشاهده می‌شود ثبات ساختاری در مدل تأیید می‌شود. همچنین نمودار (۷) که خروجی آزمون‌های بازگشتی بر روی ضرایب است، مؤید ثبات ضرایب مدل می‌باشد.



نمودار ۶. آزمون‌های ثبات ساختاری

مأخذ: یافته‌های تحقیق





نمودار ۷. آزمون ثبات ضرایب

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۶- بحث و نتیجه‌گیری

همان‌طور که اشاره شد، تأمین رفاه اجتماعی یکی از اهداف مورد نظر در اسناد بالادستی نظام است که ارتباط تنگاتنگی با نوع و نحوه کاربست سیاست‌های مالی دولت‌ها دارد. در همین راستا، هدف اصلی تحقیق حاضر بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت سیاست های مالی دولت (تغییر در مخارج جاری و عمرانی) و رفاه اجتماعی است که در این مطالعه از داده‌های سالیانه برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۰ جهت بررسی ارتباط

کوتاه‌مدت و بلندمدت سیاست‌های مالی دولت و رفاه اجتماعی استفاده شد. بررسی نتایج تحقیق نشان داد به طور کلی، در کوتاه‌مدت مخارج جاری دولت با رفاه اقتصادی رابطه معکوس و مخارج عمرانی و رشد اقتصادی با رفاه اقتصادی رابطه مستقیم دارند. در بلندمدت متغیر مخارج جاری با رفاه اجتماعی رابطه مستقیم و متغیرهای مخارج عمرانی دولت و رشد اقتصادی با رفاه اجتماعی رابطه معکوس دارند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که متغیر رفاه اجتماعی هم به نوسانات کوتاه‌مدتی که متغیرهای مخارج جاری–عمرانی دولت و رشد اقتصادی تجربه می‌کنند و هم به انحرافات از روند تعادلی بلندمدت در دوره گذشته رفاه اجتماعی واکنش نشان می‌دهد که اولی وضعیت نوسانات تعادلی این متغیر را در کوتاه‌مدت و دومی وضعیت نوسانات تعادلی متغیر را در بلندمدت ترسیم می‌کند. همچنین بررسی بزرگی و شدت ضریب ECT، که سرعت تعدیلات را بیان می‌کند، نشان می‌دهد در هر سال ۲۳ درصد از عدم تعادل در رفاه اجتماعی در دوره بعد تعدیل می‌شود، لذا تعدیل به سمت تعادل نسبتاً به کندی صورت می‌گیرد.

برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از آزمون ARDL کرانه‌ای استفاده شده است. نظر به اینکه آماره F محاسباتی در تمام سطوح معنی‌داری بیرون دو کران $I(0)$ و $I(1)$ قرار گرفته است، یک رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل به تأیید رسید. به عبارت دیگر، تحت روش شناسی این پژوهش، نشان دادیم که در بلندمدت متغیر مخارج جاری با رفاه اجتماعی رابطه مستقیم و متغیرهای مخارج عمرانی دولت و رشد اقتصادی با رفاه اجتماعی رابطه معکوس دارند. بدیهی است که ترکیب نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت پژوهش حاضر می‌تواند دستورات سیاست‌گذاری مهمی را برای دست‌اندرکاران این حوزه از جامعه داشته باشد. به‌ویژه اینکه این نتایج با حقایق آشکار شده سیاست مالی دولت در ایران نیز سازگار است.

یکی از حقایق آشکار شده سیاست مالی دولت که اثر منفی بر رفاه اجتماعی به ویژه در بلندمدت دارد، طولانی شدن پروژه‌های عمرانی دولت است که این مسئله باعث افزایش هزینه تمام شده پروژه‌ها و از بین رفتن توجیه اقتصادی پروژه‌ها می‌شود. بنابراین حجم گسترده‌ای از طرح‌های عمرانی ملی به لحاظ میزان پیشرفت فیزیکی و دستیابی به برنامه زمانی مشخص شده در وضعیت مطلوبی نیستند و از این گذر، زیان‌های متعدد اقتصادی و اجتماعی بر بودجه و رفاه اقتصادی کشور تحمیل شده است. چنین باوری باعث قرار گرفتن در دام سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی می‌شود که در ادبیات اقتصادی به نام «فیل سفید» معروف است. لذا علاوه بر پایین بودن نرخ سرمایه‌گذاری، تخصیص نامناسب و بهره‌وری پایین سرمایه گذاری‌های انجام شده که منتج به ساخت پروژه های سرمایه گذاری با بازده اجتماعی منفی می‌شوند نیز از اهمیت خاصی در این کشورها برخوردار هستند.

همچنین، سرمایه‌گذاری عمومی در کشورهای صاحب منابع طبیعی اغلب با ناکارایی‌هایی از قبیل عدم نظارت کافی بر اولویت‌بندی پروژه‌های سرمایه‌گذاری، انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری بر اساس ملاک‌ها و گرایش‌های سیاسی، تأخیر در انجام پروژه‌های سرمایه‌گذاری مواجه هست که به عنوان مانعی در جهت برنامه‌های توسعه‌ای کشور در جهت ارتقاء زیرساخت‌های مورد نیاز عمل می‌کند. این عامل در بلندمدت با انباشته شدن پروژه‌های عمرانی به عنوان یک عامل کاهنده رفاه اجتماعی عمل می‌کند.

از سوی دیگر، تحت روش‌شناسی این پژوهش، اگرچه به طور نسبی در کوتاه‌مدت مخارج جاری دولت با رفاه اقتصادی رابطه معکوس و مخارج عمرانی و رشد اقتصادی با رفاه اقتصادی رابطه مستقیم دارند، اما در بلندمدت متغیر مخارج جاری با رفاه اجتماعی رابطه مستقیم و متغیرهای مخارج عمرانی دولت و رشد اقتصادی با رفاه اجتماعی رابطه معکوس دارند. نظر به اینکه می‌توان ضرایب تخمین زده شده شکل بلندمدت را به شکل کشش تفسیر نمود، می‌توان عنوان داشت که اگر دولت مخارج جاری خود را یک درصد افزایش دهد، در بلندمدت، رفاه اجتماعی ۰/۳ درصد افزایش می‌یابد در حالی‌که با افزایش مخارج عمرانی به میزان یک درصد، در بلندمدت، رفاه اجتماعی ۰/۴ درصد کاهش می‌یابد.

همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، عدم تحقق کامل بودجه عمرانی و جاری دولت یکی دیگر از حقایق آشکار شده است که مشکلات اساسی در تحقق اهداف مورد نظر ایجاد می‌کند. در این بین، عدم تحقق کامل بودجه در بخش بودجه عمرانی در مقایسه با بودجه جاری کاملاً محسوس است. به نظر می‌رسد، علّت این مسئله آن است که درآمدهای نفتی به عنوان منبع اصلی درآمد بودجه‌ای دولت، درآمد پرنوسانی است که با توجه به چسبندگی و الزام‌آور بودن بخش عمده‌ای از بودجه جاری دولت (به ویژه پرداخت حقوق و دستمزد در بخش دولتی)، رفتار مالی دولت در ایران به نحوی است که در مواجهه با کاهش درآمدهای نفتی، حجم مخارج عمرانی دولت کاهش می‌یابد. این مسئله منجر به انباشت طرح‌های عمرانی نیمه‌تمام شده و

موجب می‌شود تا اثربخشی بودجه عمرانی دولت در ایجاد زیرساخت‌های اساسی توسعه و تأمین رفاه جامعه به حداقل ممکن برسد. در واقع همان‌طور که در بخش حقایق آشکار شده در مبانی نظری تحقیق مورد بررسی قرار گرفت، افزایش میانگین وزنی مدت اجرای پروژه‌های عمرانی کشور به رقم بالای ۱۵/۴ سال نشان می‌دهد که حجم گسترده‌ای از طرح‌های عمرانی ملی به لحاظ میزان پیشرفت فیزیکی و دستیابی به برنامه زمانی مشخص شده در وضعیت مطلوبی نیستند و از این گذر، زیان‌های متعدد اقتصادی و اجتماعی بر بودجه و رفاه اقتصادی کشور تحمیل شده است.

با عنایت به نتایج حاصل از این تحقیق و با توجه به حقایق آشکار شده وضعیت سیاست مالی در اقتصاد ایران، به نظر می‌رسد، بازنگری و اصلاح در ترکیب بودجه جاری و عمرانی دولت و کاهش وابستگی بودجه دولت به درآمدهای پرنوسان نفتی، برنامه‌ریزی در راستای ارتقای بازده پروژه‌های عمرانی و کاهش سال‌های مورد نیاز برای اتمام پروژه عمرانی در کنار توجه کافی به کوچک‌سازی دولت در راستای کاهش سهم بودجه جاری دولت ضروری است.

منابع

ابراهیمی، بهنام؛ واعظ برزانی، محمد؛ دلالی اصفهانی، رحیم و فخار، مجید (۱۳۹۵). "مطالعه تجربی تأثیر توسعه کیفی نظام مالی بر رشد اقتصادی (مورد ایران)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۲، ۸۴-۷۱.

دادگر، یداله (۱۳۹۲). "اقتصاد بخش عمومی". قم، انتشارات دانشگاه مفید، چاپ سوم.

دادگر، یداله؛ شفیعی سردشت، جعفر و تازیکی‌نژاد، علی (۱۳۸۹). "مقایسه اجمالی خصوصیات رژیم های رفاهی". *فصلنامه علمی- پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال دهم، شماره ۳۶، ۱۲۰-۹۱.

دادگر، یداله؛ نظری، روح‌اله و مهربانی، فاطمه (۱۳۸۷). "تأثیر سیاست‌های مالی و تکانه‌های قیمت بنزین بر توزیع درآمد و رفاه در ایران". فصلنامه رفاه اجتماعی، دوره ۷، شماره ۲۷، ۱۵۰-۱۲۹.

شهیکی‌تاش، محمدنبی؛ مولایی، صابر و شیوایی، الهام (۱۳۹۲). "سنجش کاردینالی رفاه و ارزیابی اثر متغیرهای کلان بر تغییرات رفاه در ایران بر مبنای رگرسیون فازی". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۱، شماره ۶۸، ۱۸۲-۱۶۵.

Dagum, C. (1993). "The Social Welfare Bases of Gini and Other Inequality Measures". *Statistica*, 53, 3-30.

Dasgupta, P., Sen, A. K. & Starett, D. (1970). "Notes on the Measurement of Inequality". *Journal of Economic Theory*, 6, 180-187.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for

صیادی، محمد و بهرامی، جاوید (۱۳۹۴). "ارزیابی اثرات سیاست‌های سرمایه‌گذاری درآمد نفتی بر متغیرهای عملکرد اقتصادی در ایران، رهیافت DSGE". *فصلنامه اقتصاد انرژی ایران*، سال چهارم، شماره ۱۶، ۱۳۵-۸۵.

محمدی، تیمور (۱۳۹۰). "خطاهای متداول در کاربرد مدل‌های سری زمانی: کاربرد نادرست مدل ARDL (مدل خودرگرسیونی و توزیع با وقفه)". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۴۷، ۱۸۳-۱۶۳.

معاونت نظارت راهبردی، دفتر نظارت بودجه (۱۳۹۲). "گزارش‌های نظارتی پروژه‌های عمرانی ملی: نظارت بر عملکرد، سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۸".

مهدوی، روح الله (۱۳۹۵). "اثرات توزیع مجدد درآمد حاصل از اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بر تقاضا و رفاه خانوارها با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۲، ۳۶-۲۱.

مهربانی، وحید و نصیری‌اقدم، علی (۱۳۹۲). "نرخ مؤثر بهینه مالیات بر درآمد در اقتصاد ایران: کاربردی از رفاه اجتماعی رالزی". *فصلنامه رفاه اجتماعی*، دوره ۱۳، شماره ۴۹، ۲۱۲-۱۸۷.

Banerjee, A., Dolado, J. J. & Mestre, R. (1992). "On Some Simple Test for Cointegration: Test Cost of Simplicity". *Bank of Spain Working Paper*, No, 9302.

Dagum, C. (1990). "Relationship between Income Inequality Measures and Social Welfare Functions". *Journal of Econometrics*, 43, 91-102.

Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica*, 49, 1057-1072.

Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). "Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing". *Econometrica*, 55, 251-276.

Ferguson, C. E. (1972). "Macroeconomic Theory". *The Irwin Series*.

Kakwani, N. C. (1984). "Welfare Ranking in Income Distribution, in Inequality, Measurement and Policy". *Advances in Econometrics*, JAI Press, Greenwich, Conn3, 253-282.

Khurana, J. (2001). "Social Welfare Entitlement and the Role of Law: Guaranteeing Equality in Denmark and Canada". *Journal of Law and Social Policy*, 16, 23-62.

Layard, P. & Walters, A. (1987). "Microeconomic Theory". NY, *McGraw-Hill*.

Mukhopadhaya, P. (2001). "Distribution of Income and Expansion of Education in Some East Asian Countries". *Journal of Interdisciplinary Economics*, 12, 327-357.

Mukhopadhaya, P. (2003). "Trends in Income Disparity and Equality Enhancing Education Policies in the Development Stages in Singapore". *International Journal of Educational Development*, 23(1), 37-56.

Ouattara, B. (2004). "Foreign Aid and Fiscal Policy in Senegal, Mimeo". *University of Manchester, Manchester*, UK. 18, 1105-1122.

Oueslati, W. (2015). "Growth and Welfare Effects of Environmental Tax Reform and Public Spending Policy". *Economic Modelling*, Elsevier, 45, 487-507.

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

Schneider, M. T. & Winkler, R. (2010). "Growth and Welfare under Endogenous Lifetime". *CER-ETH Economics Working Paper Series*, 110-137.

Sen, A. K. (1973). "On Economic Equality". Oxford, UK, *Clarendon Press*, 1, 1-276.

Sen, A. K. (1974). "Information Bases of Alternative Welfare Approaches". *Journal of Public Economics*, 3, 387-403.

Sheshinski, E. (1972). "Relation between Social Welfare and the Gini Index of Inequality". *Journal of Economic Theory*, 4, 98-100.

Shorrocks, A. F. (1983). "Ranking Income Distributions", *Economica*, 50, 3-17.

Wood, G. & Gough, I. (2006). "A Comparative Welfare Regime Approach to Global Social Policy". *World Development*, 34, 1696-1712.

Yitzhaki, S. (1979). "Relative Deprivation and the Gini Coefficient". *Quarterly Journal of Economics*, 93, 321-24.

Zouhair, A. & Imen, M. (2012). "Economic Growth and Income Inequality: Empirical Evidence from North African Countries". *Asian Economic and Financial Review*, 2(1), 142-154.

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 واریـز کـرده 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

Relationship between Foreign Direct Investment and Economic Growth across Countries: Emphasis on this Relationship in Iran by Markov Switching Approach **15**
Farhad Ghalambaz, Ali Souri, Ghahraman Abdoli, Mohsen Ebrahimi

Determining the Subsidy Required for Investment in Research and Development in Line with the Policy of Reducing Air Pollution Using the Computable General Equilibrium Model: Case Study of Iran **33**
Fatemeh Nematollahi, Ahmad Sadraei Javaheri, Ali Hossein Samadi, Ruhollah Shahnazi

Determinants of Inclusive Growth in Islamic Countries **47**
Seyyed Hossein Mir Jalili, Amin Mohseni Cheraghlou, Omid Safari

Estimation of the Impact of Income Inequality on Sustainable Development Indicator: Study of Iran **61**
Zahra Nasrollahi, Habib Ansari Samani, Masoume Rouzbahani

Investigating the Relationship between Fiscal Illusion and Economic Growth in Iran During 1978-2014 ..... **79**
Fatemeh Bazzazan, Sahar Zare Joneghani, Solmaz Safari

The Effect of Oil Price Volatility on Investment Behavior in Iran: An Application of Markov-Switching Model **95**
Mahboubeh Jafari

Determining the Optimal Threshold Government Size and its Productivity Application of the Threshold Panel Data Approach in Selected OPEC Countries **111**
Mohammad Sokhanvar

Investigating Factors Affecting Mother and Child Employment Decision: Evidence from Iranian Urban Household **125**
Mahdi Shahraki, Simin Ghaderi

Effect of Export Structure Changes on Output of Economic Sectors in Iran: Structural Decomposition Analysis in Input-Output Model **139**
Ramezan Hosseinzadeh, Mahmoud Espandar

Investigating the Relation between Government Fiscal Policy and Social Welfare with Emphasis on Amartya Sen Index (Bound ARDL Testing Approach) **151**
Meysam Rafeei, Mohamad Sayadi

- Editorial board should welcome deep and reasonable reviews, and prevent superficial and poor reviews, and deal with one-sided and contemptuous reviews.
- Editorial board should record and archive the whole review's documents as scientific documents and to keep confidentially the reviewers' name.
- Editorial board must inform the final result of review to corresponding author immediately.
- Editorial board should keep the article's contents confidentially and do not disclose its information to others.
- Editorial board ought to prevent any conflict of interests due to any personal, commercial, academic and financial relations which may impact on accepting and publishing the presented articles.
- Editor-in-chief should check each type of research and publication misconduct which reviewers report seriously.
- If a research and publication misconduct occurs in an article, editor-in-chief should omit it immediately and inform indexing databases or audiences.
- In the case of being a research and publication misconduct, editorial board is responsible to represent a corrigendum to audiences rapidly.
- Editorial board must benefit of audiences' new ideas in order to improve publication policies, structure and content quality of articles.

References

1. “Standard Ethics”, approved by Vice-Presidency for Research & Technology, the Ministry of Science, Research and Technology.
2. Committee on Publication Ethics, COPE Code of Conduct, www.publicationethics.org

- **Plagiarism:** Plagiarism is the act of taking someone else's writing, conversation, idea, claims or even citations without any acknowledgment or explanation of the work producer or speaker.
- **Wrongful Appropriation:** Wrongful appropriation occurs when author(s) benefits another person's efforts and after a little change and manipulations in the research work, publish it on his/her own definitions
- **False Attribution: It represents that a person is the author of a work but she/ he was not involved in the research.**

4. Reviewers' Responsibility

Reviewers must consider the followings:

- Qualitative, contextual and scientific study in order to improve articles' quality and content.
- To inform editor-in-chief when accepts or reject the review and introduce an alternative.
- Should not accept the articles which consider the benefits of persons, organizations and companies or personal relationships; also the articles which she/he, own, contributed in its writing or analyze.
- The reviewing must be carried out upon scientific documents and any self, professional, religious and racial opinion is prohibited.
- Accurate review and declaration of the article's strengths and weaknesses through a clear, educational and constructive method.
- Responsibility, accountability, punctuality, interest, ethics adherence and respect to others' right.
- Not to rewrite or correct the article according to his/her personal interest.
- Be sure of accurate citations. Also reminding the cases which haven't been cited in the related published researches.
- Avoid of express the information and details of articles.
- Reviewers should not benefit new data or contents in favor of/against personal researches; even for criticism or discrediting the author(s). The reviewer is not permitted to reveal more details after a reviewed article being published.
- Reviewer is prohibited to deliver an article to another one for reviewing except with permission of editor-in-chief. Reviewer and co-reviewer's identification should be noted in each article's documents.
- Reviewer shouldn’t contact with the author(s). Any contact with the authors should be made through the editorial office.
- Trying to report “research and publication misconduct” and submitting the related documents to editor-in-chief.

5. Editorial Board Responsibilities

- Journal maintenance and quality improvement are the main aims of editorial board.
- Editorial board should introduce the journal to universities and international communities and publish the articles of other universities and international societies on their priority.
- Editorial board must not have quota and excess of their personal article publishing.
- Editorial board is responsible for selecting the reviewers as well as accepting or rejecting on article after reviewers' comments.
- Editorial board should be well-known experts with several publications. They ought to be responsible, accountable, truth, adhere to professional ethics and contribute to improve journal aims.
- Editorial board is expected to have a database of suitable reviewers for journal and to update the information regularly.
- Editorial board should try to aggregate qualified moral, experienced and well-known reviewers

Payame Noor University Research Journals' Publication Ethics

This publication ethics is a commitment which draws up some moral limitations and responsibilities of research journals. The text is adapted according to the "Standard Ethics", approved by the Ministry of Science, Research and Technology, and the publication principles of Committee on Publication Ethics (COPE).

1. Introduction

Authors, Reviewers, editorial boards and editor-in-chiefs ought to know and commit all principles of research ethics and related responsibilities. Article submission, review of reviewers and editor-in-chief's acceptance or rejection, are considered as journals law compliance otherwise the journals have all the rights.

2. Authors Responsibilities

- Authors should present their works in accordance with journal's standards and title.
- Authors should ensure that they have written their original works/researches. Their works/researches should also provide accurate data, underlying other's references.
- Authors are responsible for their works' accuracy.

Note 1: Publishing an article is not known as acceptance of its contents by journal.

- Duplicate submission is not accepted. In other words, none of the article's' parts, should not carry on reviewing or publishing elsewhere.
- Overlapping publication, where the author uses his/her previous findings or published date with changes, is rejected.
- Authors are asked to have authors' permission for an accurate citation. When using ones direct speech, a quotation mark (" ") is necessary.
- Corresponding author should ensure that the complete information of all involved authors in the article.

Note 2: Do not write the statement of "Gift Authorship" and do not omit the statement of "Ghost Authorship".

- Corresponding author is responsible for the priorities of co-authors after their approval.
- Paper submission means that all of the authors have satisfied whole financial and local supports and have introduced them.
- Author(s) is/are responsible for any fault or inaccuracy of the article and in this case, journal's authorities should be informed immediately.
- Author(s) is/are asked to provide and reserve raw data one year after publication, in order to be able to respond journal audiences' questions.

3. Research and Publication Misconduct

Author(s) should avoid the research and publication misconduct. If some cases of research and publication misconduct occur within each steps of submission, review, edition or publication, journals have the right to legal action. The cases are listed as below:

- **Fabrication:** Fabrication is the practice of inventing data or results and reporting them in the research. Both of these misconducts are fraudulent and seriously alter the integrity of research. Therefore, articles must be written based on original data and use of falsified or fabricated data is strongly prohibited**.**
- **Falsification:** Falsification is the practice of omitting or altering research materials, equipment, data, or processes in such a way that the results of the research are no longer accurately reflected in the research record.

Advisory Editorial Board:

Abdoli, G.	Fotros, M. H.	Makkian, S. N.	Ranjpour, R.
Abunuri, E.	Ghaffari, H.	Mehnatfar, Y.	Rezaei, E.
Afshari, Z.	Ghaffari, Gh.	Mehrara, M.	Saadat, R.
Agheli, L.	Gilak Hakim Abadi, M. T.	Mehregan, N.	Sadeghi Shahdani, M.
Ahmadi Shadmehri, M. T.	Gholami, E.	Mir Bagheri Hir, M. N.	Salimifar, M.
Akbari, N.	Ghorbani, M.	Mohamad Zadeh, P.	Samadi, H.
Akbari Moghadam, B.	Haghighat, J.	Mohamad Vand, M. R.	Seyyed Noorani, S. M.
Asgharpur, H.	Hazeri Niri, H.	Mohseni Zenoozi, S. J.	Shahabadi, A.
Bazazan, F.	Hekmati Farid, M.	Molaei, M.	Shahiki Tash, M. N.
Cheshomi, A.	Homayuni Far, M.	Monsef, A.	Shavvalpur, S.
Dadgar, Y.	Hortamani, A.	Moshiri, S.	Soheyli, K.
Dahmardeh, N.	Jafari Samimi, A.	Motameni, M.	Suri, A.
Dehghani, A.	Karimzadeh, M.	Mousaee, M.	Taghi Nejad Omran, V.
Ebrahimi, M.	Kazeroni, A. R.	Najar Zadeh, R.	Tehranchian, A. M.
Ehsanfar, M. H.	Khoda Bakhshi, A.	Nasrollahi, K.	Yavari, K.
Emadzadeh, M.	Khoda Panah, M.	Nasrollahi, Z.	Zamanian, Gh.
Emami Meybodi, A.	Khoshnoudi, A.	Paseban, F.	Zaraanezhad, M.
Ezzati, M.	Komijani, A.	Pour Faraj, A.	Zaroki, Sh.
Falahati, A.	Lashkari, M.	Pour Moghim, S. J.	Zobeiri, H.
Fallahi, M. A.	Madah. M.	Rafat, M.	
Falihi, N.	Mahmudzadeh, M.	Rahmani, T.	

Impact Factor:

The impact factor of this journal is 1.413 (IF =1.413) from the Islamic World Science Citation Center (ISC).

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Director: Hadi Ghaffari
Chief Editor: Mohammad Reza Lotfali pur
Editorial Staff Secretary: Ali Younessi

Editorial Board:

1	S.P. Singh	Professor	IIT Roorkee, India
2	Abolghasem Esna Ashari	Associate Professor	Payame Noor University
3	Farhad Khodadad Kashi	Professor	Payame Noor University
4	Mohammad Reza Seied Nurani	Professor	Allame Tabatabaee University
5	Mahdi Sadeghi Shahdani	Associate Professor	Economic Sciences University
6	Mohammad Hassan Fotros	Professor	Bu Ali Sina University
7	Mohammad Reza Lotfalipur	Professor	Ferdowsi University
8	Hadi Ghaffari	Associate Professor	Payame Noor University
9	Gholamreza Mesbahi Moghadam	Associate Professor	Imam Sadegh University
10	Mohammad Ali Molaei	Associate Professor	Shahrud Universit of Technology

Persian Editor: Mohsen Zolfaghari
English Editor: Hadi Ghaffari
Price: 50000 rials
Published by: Payame Noor University of Markazi Province
Address: Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, P.O. Box 38135-1136, Payame Noor University of Markazi Province, Arak, Iran
Phone: 086-32247853
Fax: 086-34021151
Mobile: 09185288130
E-mail: egdr@pnu.ac.ir
Web: egdr.journals.pnu.ac.ir

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Vol. 8, No. 32, September 2018