بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی- پژوهشی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسئول: هادی غفاری

سردبیر: محمدرضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

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

ویراستار فارسی: محسن ذوالفقاری

ویراستار انگلیسی: مژگان عیوضی

کارشناس فصلنامه: مهدیه آقایی

ویرایش و صفحه‌آرایی: احمد آقایی

طراح جلد: فاطمه ملک افضلی

شمارگان چاپ: ۱۵۰ نسخه

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

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

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

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

داوران فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

محسن ابراهیمی	اکبر خدابخشی	محمدنبی شهیکی‌تاش	محمد لشکری
اسماعیل ابونوری	منصور خلیلی‌عراقی	زین‌العابدین صادقی	سید جمال‌الدین محسنی‌زنوزی
محمدطاهر احمدی شادمهری	یداله دادگر	علی‌حسین صمدی	پرویز محمدزاده
علی اسدی	سهراب دل‌انگیزان	لطفعلی عاقلی کهنه‌شهری	سعید مشیری
حسین اصغرپور	علی دهقانی	قهرمان عبدلی	سید نظام‌الدین مکیان
زهرا افشاری	نظر دهمرده	علی‌رضا عرفانی	عبدالعلی منصف
نعمت‌اله اکبری	سعید راسخی	مرتضی عزتی	محمد مولایی
رضا اکبریان	تیمور رحمانی	صدیقه عطرکارروشن	فرشاد مؤمنی
علی امامی میبدی	محمدجواد رزمی	زهرامیلا علمی	محسن مهرآرا
صادق بافنده‌ایمان‌دوست	ابراهیم رضایی	مصطفی عمادزاده	نادر مهرگان
لطفعلی بخشی	رضا رنج‌پور	غلامرضا غفاری	میرناصر میرباقری‌هیر
فاطمه پاسبان	هدی زبیری	هادی غفاری	حسین میرزایی
مهدی پدرام	منصور زراءنژاد	محمدرضا فرزین	مرتضی نادری
علیرضا پورفرج	رحمان سعادت	محمدحسن فطرس	رضا نجارزاده
احمد جعفری‌صمیمی	علی سوری	محمد قربانی	سید عباس نجفی‌زاده
هاتف حاضری‌نیری	کیومرث سهیلی	علی‌اکبر قلی‌زاده	زهرا نصرالهی
سید ابراهیم حسینی‌نسب	سید محمدرضا سیدنورانی	محمدعلی فلاحی	خدیجه نصرالهی
محمد حکاک	ابوالفضل شاه‌آبادی	مصطفی کریم‌زاده	امیر هرتمنی
صمد حکمتی‌فرید	ناصر شاهنوشی	اکبر کمیجانی	مسعود همایونی‌فر
حسن حیدری	نورالدین شریفی	شهرام گلستانی	کاظم یاوری
مسعود خداپناه	سعید شوال‌پور	محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی	

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

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

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

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

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

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

May 13, 2011

Dear Dr. Ghaffari,

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

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

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

Yours sincerely,

Liz Braunstein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

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

دانشگاه پیام نور

تاریخ: ۹۳/۹/۲۵

شماره: ۱/۷۰۷۳/ص

بسم الله الرحمن الرحیم

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

جناب آقای دکتر هادی غفاری

مدیر مسئول محترم مجله پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

با سلام و احترام

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

«مجله برتر علمی و پژوهشی دانشگاه»

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

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

ابوالفضل فراهانی

رئیس دانشگاه

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

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

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

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

وهمت والای فرهیختگان نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران وشایسته تقدیر است.

بدینوسیله با تبریک صمیمانه برای کسب عنوان

نشریه برتر در زمینه علوم انسانی

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

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

رضا فرجی دانا

۲۵/۹/۹۴

وزیر علوم، تحقیقات و فناوری

شرایط تدوین و پذیرش مقاله و چگونگی ارسال آن

محورهای پذیرش مقاله

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

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

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

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

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

٦- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

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

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

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

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

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

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

شرایط پذیرش مقاله

الف) محتوا

۱- در جهت اهداف و محورهای فصلنامه باشد.

۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.

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

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

ب) شکل ظاهری

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

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

۳- فاصله‌های متن مقالات از چهار طرف صفحه عبارتند از , Bottom: 2.5 cm, Top: 2.5 cm , Left: 2 cm Right: 2 cm و مقاله دو ستونی با فاصلهٔ مساوی از لبه‌های راست و چپ کاغذ، عرض هر ستون ۸ سانتیمتر، فاصله دو ستون ۱ سانتیمتر ، فاصله سطرها سینگل (تک فاصله) و با تورفتگی پاراگراف چهار حرف تایپ می‌شود.

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

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

٦- متن فارسی مقاله با قلم B Lotus نازک ۱۲، برای متن‌های لاتین با قلم Times New Roman نازک ۱۱. تیترهای داخلی مقاله با قلم B Lotus ضخیم ١٤، تیترهای فرعی با قلم B Lotus ضخیم۱۲ و فونت متن مقاله با قلم B Lotus نازک ۱۲ باشد.

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

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

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

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

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

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

د) پی‌نوشت‌های توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.

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

نحوه ارسال مقاله

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

۲- ثبت نام در سامانه

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

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

۵- انتخاب گزینه ارسال مقاله.

۶- ارسال مقاله.

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

سایر نکات

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

فهرست مطالب

ارزیابی آثار هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی بر فعالیت‌های تولیدی ۱۱
زهرا نعمت‌الهی، ناصر شاهنوشی‌فروشانی، عذری جوان‌بخت، محمود دانشورکاخکی

رابطه بین مصرف انرژی و رشد تولید در بنگاه های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران (رهیافت علّیت گرنجر، تودا و یاماماتو و داده‌های تابلویی پویا) ۲۵
محمدعلی مولایی، علی دهقانی، سمانه حسین‌زاده

برآورد اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی در بین کشورهای مجاور دریای خزر: رویکرد داده‌های تابلویی پویای فضایی ۴۱
حسن حیدری، داود حمیدی‌رزی

تحلیل فضایی تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی در ایران ۵۷
علی‌حسین صمدی، زهرا دهقان‌شبانی، عاطفه مرادی‌کوچی

تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی- رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویای کینزی جدید ۱۳۹۱-۱۳۴۰ ..... ۷۳
محمد حسن فطرس، حسین توکلیان، رضا معبودی

قدرت انحصاری در بخش صنعت و ارزیابی تأثیرات آن بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از رویکرد مارک آپ درون زا ۹۵
فرهاد خدادادکاشی، محمدنبی شهیکی‌تاش، سمانه نورانی‌آزاد

تأثیر زیرساخت‌های آموزش و سلامت بر رشد اقتصادی ایران ۱۱۵
مهدی شهرکی، سیمین قادری

سخن سردبیر

بی‌شک یکی از مهمترین دست آوردهای امروز دانشگاه پیام نور، انتشار فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی است که از حمایت هیئت تحریریه علمی، فعال و پرتلاش برخوردار است.

ضمن قدردانی و سپاسگزاری از محققین و نویسندگانی که حاصل تلاش و زحمات خود را توسط این نشریه در اختیار تشنگان علم قرار می‌دهند، از دیگر دانش‌پژوهان و مشتاقان علم و معرفت نیز دعوت می‌نمایم تا با ما در این سفره علمی گسترده، مشارکت مؤثر داشته باشند.

این فصلنامه در شرایطی منتشر می‌شود که دانایی محوری و پژوهش در علوم مختلف، محور اصلی توسعه پایدار کشورها محسوب می‌گردد. گسترش روز افزون دانشگاه‌ها، ازدیاد دوره‌های تحصیلات تکمیلی و افزایش فارغ‌التحصیلان دانشگاهی در کشور طی سالیان اخیر، فضا و بستر لازم را برای افزایش تحقیقات و بهبود کیفیت فراهم نموده است و این فصلنامه به‌عنوان ابزاری قدرتمند در ارائه نتایج و حاصل پژوهش‌ها نقش اساسی دارا می‌باشد. فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی با هدف ارائه مجموعه تحقیقات اصیل و تجربیات مستند در زمینه‌های رشد و توسعه اقتصادی منتشر می‌گردد و می‌تواند محیط مناسبی برای بحث و تبادل نظر محققین در مباحث تخصصی رشد و توسعه اقتصادی باشد.

استفاده از فناوری‌های نوین ارتباطی و به‌ویژه پذیرش الکترونیک مقالات و دریافت نظرات داوران از طریق سامانه فصلنامه به آدرس http://egdr.journals.pnu.ac.ir امکان به حداقل رساندن زمان لازم برای بررسی و تصمیم‌گیری در مورد مقالات ارسالی را میسر نموده است و تلاش ما بر آن است که ضمن حفظ کیفیت، با افزودن سرعت، از تأخیر در انتشار نتایج تحقیقات جلوگیری نماییم. امید است با حمایت محققین و اندیشمندان کشور، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی آنچه را در خور نام این مجموعه گسترده می‌باشد ارائه نماید. بیان نظرات و ارسال ایده‌های نوین همکاران می‌تواند ما را در غنی بخشیدن به فصلنامه و روز آمد کردن آن یاری نماید.

محمد رضا لطفعلی‌پور

تابستان ۱۳۹٤

ارزیابی آثار هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی بر فعالیت‌های تولیدی

Assessment of Results of the Implementation of Subsidies Targeted on Production Activities

زهرا نعمت‌الهی*، ناصر شاهنوشی‌فروشانی**،
عذری جوان‌بخت***، محمود دانشورکاخکی****

دریافت: ۱۳۹۲/۱۲/۷ پذیرش:۱۳۹۳/۵/۲۳

چکیده:

با توجه به اجرای قانون هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی، مطالعه حاضر با هدف بررسی آثار ناشی از اجرای این قانون بر فعالیت‌های تولیدی صورت پذیرفته است. بدین منظور ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۸۰ ایران تهیه و سپس الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه مطالعه تدوین شده است. با توجه به دو نرخی بودن قیمت بنزین و گازوئیل، آثار هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی در قالب دو سناریو شبیه‌سازی شده است. نتایج حاصل از اجرای سناریوهای دوگانه فوق، نشان دادند که هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی، سبب کاهش تولید در فعالیت‌های تولیدی، افزایش قیمت کالاها و خدمات و کاهش مصرف مصرف‌کنندگان می‌شود.

کلمات کلیدی: حامل‌های انرژی، تعادل عمومی، هدفمندسازی یارانه.
طبقه‌بندی JEL: D58، E20، H23.

* دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی ساری (نویسنده مسئول).
Email: Znematollahi2002@gmail.com
** استاد اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد
Email: Naser.Shahnoushi@gmail.com
*** استادیار اقتصاد کشاورزی دانشگاه ارومیه
Email: o.javanbakht@urmia.ac.ir
**** استاد اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد
Email: daneshvar_k@yahoo.com

Zahra Nematollahi, Naser Shahnoushi**, Ozra Javanbakht***, Mahmoud Daneshvar Kakhki****

Received: 26/Feb/2014 Accepted: 14/Aug/2014

Abstract:

Due to the performance of subsidies targeted, present study has been done to examine the effects of results of the implementation of this law on production activities. Social accounting matrix of 2001 was prepared and then general equilibrium model was developed. Gasoline and diesel have two prices, so two scenarios were simulated. The results of the two scenarios showed that, targeted subsidies of energy carriers, reduces product in production activities, increases price of commodities, and decreases households' consumption.

Keywords: Energy Carrier, Computable General Equilibrium Model, Subsidy Targeted.
JEL: D58, E20, H23.

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

۱- مقدمه

از دیدگاه نظری، یارانه و مالیات دو ابزار مهم اقتصادی هستند که دولت‌ها به وسیله آنها در بازار دخالت می‌کنند. یارانه بخشی از کمک‌های دولتی است که اولاً، به مصرف‌کنندگان اجازه می‌دهد کالاها و خدمات را در قیمت‌های پایین‌تر از قیمت بازار خریداری نمایند و ثانیاً، درآمدهای تولیدکنندگان را در مقایسه با حالت بدون مداخله، افزایش می‌دهد (یا هزینه‌های تولید را کاهش دهد). یکی از انواع یارانه‌های پرداختی در اقتصاد ایران، یارانه حامل‌های انرژی است. افزایش یارانه‌ها و فشار هزینه‌ای آن بر بودجه، دولت را مجبور به کاهش یارانه‌ها و توجه به هدفمندی آن کرده است.

وابستگی روزافزون جوامع به انرژی، به دلیل جایگزینی نیروی ماشین به جای نیروی انسانی، سبب شده است که انرژی در کنار سایر عوامل تولید (سرمایه و نیروی کار) یک عامل مؤثر در رشد و توسعه اقتصادی تلقی شود و در عملکرد بخش‌های مختلف اقتصادی نقش چشم‌گیری ایفا کند (فضل‌زاده و تجویدی، ۱۳۸۷: ۱۴۸). لذا کاهش یارانه‌های انرژی خواه ناخواه دارای آثار گسترده‌ای بر اقتصاد بوده که برآورد آن می‌تواند سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان را در اتخاذ تصمیم‌های صحیح راهنمایی کند. از آنجا که حامل‌های انرژی، به عنوان نهاده واسطه اکثر فعالیت‌های تولیدی محسوب می‌شوند، افزایش قیمت آنها، تولیدات این فعالیت‌ها را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. از این رو مهم‌ترین مسئله در ارتباط با حذف یا کاهش یارانه حامل‌های انرژی، چگونگی تعدیل قیمت‌ها است و همچنین آثاری که افزایش قیمت این فرآورده‌ها بر فعالیت‌های تولیدی و جامعه به دنبال خواهد داشت. لذا هدف مطالعه حاضر، بررسی آثار اجرای سیاست هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی بر فعالیت‌های تولیدی اقتصاد ایران می‌باشد. در رابطه با افزایش قیمت حامل‌های انرژی مطالعات متعددی در داخل و خارج از کشور صورت گرفته است. در این راستا، منظور و همکاران (۱۳۸۹: ۲۸) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه[1] (CGE)، پیامدهای اقتصادی سیاست حذف یارانه پنهان و آشکار انرژی، یا به عبارت دیگر آثار افزایش قیمت حامل‌های انرژی را مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج نشان داد در اثر اجرای این سیاست، رفاه خانوارها و سطح تولیدات داخل کاهش خواهد یافت و به جز بخش بالادستی انرژی، سایر بخش‌ها با کاهش سطح فعالیت مواجه می‌شوند. مطالعه اسلامی اندارگلی و همکاران (۱۳۸۹)، با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی و مدل تعادل عمومی قابل محاسبه، نشان داد که به دنبال نقدینه کردن (حذف) یارانه‌های انرژی الکتریکی، تولیدناخالص داخلی به شدت کاهش یافته و اقتصاد دچار رکود می‌شود. کشاورز حداد و مرتضی‌زاده (۱۳۸۹: ۳۲) آثار تخصیصی افزایش قیمت بنزین را در چارچوب مدل تعادل عمومی قابل محاسبه بررسی نموده‌اند. نتایج نشان داد که با انجام سرمایه‌گذاری، در صورت کنار گذاشتن قید برقراری تعادل در بازار کار و سرمایه، با افزایش قیمت بنزین، تولید فعالیت‌ها در تمام بخش‌ها، تولید تمام کالاهای مصرفی و به دنبال آن تقاضای نیروی کار و سرمایه نیز از طرف تمام فعالیت‌های تولیدی افزایش می‌یابد. متوسلی و فولادی (۱۳۸۵: ۷۲)، اثر تغییر قیمت جهانی نفت بر تولید و اشتغال را بررسی نموده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت، افزایش تولید ناخالص داخلی را موجب شده است. عباسی‌نژاد (۱۳۸۵: ۲۱) افزایش ۱۰۰ درصدی قیمت فرآورده‌های نفتی را بر بخش‌های مختلف اقتصادی ایران با استفاده از جدول داده- ستانده بررسی نموده است. افزایش هزینه تولید به میزان ٤/٤٩ درصد و افزایش شاخص هزینه زندگی خانوارها به میزان ۵/۳۷ درصد از نتایج مطالعه وی بوده است. چیتیگا و همکاران[2] (۲۰۱۰: ۱۷) از روش تعادل عمومی قابل محاسبه به منظور ارزیابی سیاست‌های دولت در افریقای جنوبی در مقابل افزایش قیمت جهانی نفت استفاده نموده‌اند. بررسی‌ها نشان داد که افزایش قیمت نفت منجر به کاهش ۲/۲ تا ۲/۵ درصدی GDP در آفریقای جنوبی شده است. پاو و اسکور[3] (۲۰۰۵: ۲۸) در مقاله‌ای به بررسی برخی از آثار ناشی از افزایش دائمی قیمت‌های جهانی نفت در اقتصاد افریقای جنوبی پرداخته‌اند. در این راستا از مدل تعادل عمومی قابل محاسبه بر اساس ماتریس حسابداری اجتماعی استفاده شده

1. Computable General Equilibrium Model

2. Chitiga et al. (2010)
3. Pauw & Schoor (2005)

است. افزایش ۲۰ درصدی در قیمت نفت، افزایش واردات نفت خام برای افریقای جنوبی را نتیجه داده است. افت ملایم نرخ ارز حدود ٦٤٪، بهبود صادرات، کاهش فعالیت‌های اقتصادی که کاهش درآمد و محصول را در بیشتر صنایع به دنبال دارد و کاهش چشمگیر درآمد خانوارهای روستایی از دیگر نتایج این مطالعه بوده است.

همان‌گونه که ملاحظه شد، اکثر مطالعاتِ داخلی و خارجی به منظور برآورد آثار سیاست‌های کلان اقتصادی مانند هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی، به دلیل توانمندی‌های الگوهای تعادل عمومی قابل محاسبه در نشان دادن آثار ایجاد شده در کل اقتصاد از طریق ایجاد ارتباط بین نهادهای مختلف اقتصادی- اجتماعی و فعالیت‌های تولیدی، این الگو را مورد استفاده قرار داده‌اند.

۲- مبانی نظری و روش تحقیق

در مطالعه حاضر الگوی CGE بر مبنای الگوی ORANI_G که برای ساختار اقتصادی ایران تعدیل شده، تدوین گردیده است. در این راستا، ماتریس حسابداری اجتماعی به عنوان پایه آماری الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه، بر اساس جدول داده- ستانده سال ۱۳۸۰ که توسط مرکز آمار ایران منتشر شده، تهیه گردیده است. در ماتریس حسابداری اجتماعی مطالعه، فعالیت‌های تولیدی به ۳۲ گروه و کالاها و خدمات به ٤٥ گروه بر اساس کدهای ISIC و CPC تقسیم‌بندی شده‌اند. خانوارها در دو گروه شهری و روستایی، دولت، شرکت‌های دولتی و غیردولتی، نهادهای اقتصادی- اجتماعی در نظر گرفته شده در ماتریس حسابداری اجتماعی مطالعه حاضر می‌باشند. نهاده‌های تولیدی نیز به سه گروه نیروی کار، سرمایه و زمین تقسیم شده‌اند. حساب مالیات غیرمستقیم، یارانه، دنیای خارج و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص از دیگر حساب‌هایی است که در ماتریس حسابداری اجتماعی مطالعه حاضر منظور شده است. معادلات مدل به شش بلوک جداگانه تقسیم شده‌اند که شامل معادلات مربوط به فعالیت‌های تولیدی و عرضه و تقاضای کالاها و خدمات، معادلات مربوط به سرمایه‌گذاری، معادلات مربوط به نهادها، دنیای خارج، بازار کار و سایر معادلات مدل می‌باشد. لازم به ذکر است که معادلات مربوط به عوامل تولید در قسمت معادلات مربوط به فعالیت‌های تولیدی ادغام شده‌اند. در معادلات الگو اندیس‌های i، c، s و f به ترتیب به فعالیت‌های تولیدی، کالاها و خدمات، منبع تأمین کالاها و خدمات و نهاده‌های اولیه تولید مربوط می‌شود. منبع تأمین کالاها و خدمات شامل دو منبع داخلی یا وارداتی است. در ادامه مطالب، با توجه به هدف مطالعه که بررسی آثار اجرای قانون هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی بر فعالیت‌های تولیدی می‌باشد، تنها معادلات مربوط به فعالیت‌های تولیدی و عرضه و تقاضای کالاها و خدمات ارائه شده است.

۳- معادلات مربوط به تولید، عرضه و تقاضای کالاها و خدمات

فعالیت‌های تولیدی، تولیدکننده کالاها در اقتصاد هستند که درآمد خود را از فروش کالاهای تولیدشده به دست آورده و این درآمد را برای پرداخت به عوامل تولید و کالاهای واسطه استفاده می‌کنند (کشاورز حداد و مرتضی‌زاده، ۱۳۸۹: ۳۳). در الگوی CGE حاضر منظور از کالا، کالای مرکبی است که به‌وسیله کلیه بخش‌های اقتصادی و به صورت ترکیبی از کالاهای داخلی و وارداتی تولید می‌شود. فرض بر این است که هر تولیدکننده به حداقل کردن هزینه خود با توجه به تکنولوژی بنگاه، می‌پردازد. نظیر مطالعه جوان‌بخت (۱۳۸۹: ۷۰)، پورمحمدی (۱۳۸۷: ٦٨) و لافگرن و السید[1] (۲۰۰۱: ٦٥) تکنولوژی تولید حاکم بر فعالیت‌های تولیدی، یک فرایند دو مرحله‌ای است. بدین شکل که در پایین‌ترین سطح تکنولوژی، کالای واسطه‌ای قرار دارد که از ترکیب کالای واسطه‌ای داخلی و کالای واسطه‌ای وارداتی توسط تابع تولید با کشش جانشینی ثابت[2] (CES) به دست می‌آید. سپس، کالای مرکب به دست آمده بر اساس یک تابع تولید لئونتیف با ارزش‌افزوده ترکیب می‌شود. به بیان دیگر فرض بر این است که ارزش‌افزوده و کالای واسطه‌ای نمی‌توانند جانشین یکدیگر باشند و بنابراین سهم هر یک در تولید ستانده هر بنگاه ثابت است. ارزش‌افزوده

1. Lofgren. & El–Said (2001)
2. Constant Elasticity of Substitution

نیز تابعی CES از نیروی کار، سرمایه و زمین (در بخش کشاورزی) می‌باشد. لذا امکان جانشینی نهاده‌های اولیه در جریان تولید وجود دارد. مقدار تقاضای هر یک از نهاده‌ها از حداقل‌سازی هزینه آنها با توجه به تابع CES به دست می‌آید. سپس کالای مرکب تولید شده، بر اساس یک تابع تبدیلی ثابت بین بازار داخل و خارج تقسیم می‌شود. کالاهای مرکب تولیدی، می‌توانند به مصرف خصوصی (خانوارها) و یا دولتی برسند و یا به عنوان کالای سرمایه‌ای جهت سرمایه‌گذاری و یا کالای واسطه‌ای در فرآیند تولید مورد استفاده قرار گیرند.

چنانچه بیان شد در این مدل فرض بر این است که هر فعالیت، کالاهای واسطه‌ای و ارزش افزوده[1] را با نسبت ثابتی با هم ترکیب کرده و تولید را انجام می‌دهد. قیمت هر واحد کالای مرکب و نیز، قیمت ترکیب نهاده‌های اولیه[2] به ترتیب، شاخص موزونی از قیمت کالاهای داخلی و وارداتی و قیمت نهاده‌های اولیه می‌باشد. توابع تقاضا برای نهاده‌های اولیه از حداقل‌سازی هزینه‌های تولید با توجه به تکنولوژی حاکم بر جریان تولید به‌دست می‌آیند. این مسئله بهینه‌سازی را می‌توان به شکل زیر نشان داد:

(۱)

$$MinTC_{(i)}=\sum PF_{(f,i)}.\ X1F_{(f,i)}+\sum PX1_s_{(c,i)}.\ X1_s_{(c,i)}$$

(۲)

$$S.t.\ X1TOT_{(i)} = Min\ [\ g\ (X1_s_{(c,i)}).\ CES(X1F_{(f,i)})]$$

تعریف متغیرها و پارامترهای مربوط به روابط فعالیت‌های تولیدی در جدول (۱) بیان شده است.

در رابطه فوق، TCi هزینه کل تولید برای فعالیت iام، PF و X1F به ترتیب قیمت و مقدار نهاده اولیه، X1TOTi مقدار تولید کل فعالیت i بوده و $g(X1_s_{(c,i)})$ بیانگر تابع لئونتیف نهاده‌های واسطه است که به شکل کالاهای مرکب[3] هستند. $CES(X1F_{(f,i)})$ نیز نشان‌دهنده تابع CES نهاده‌های اولیه می‌باشد. با توجه به اینکه نهاده‌های واسطه‌ای به نسبت مشخصی در جریان تولید وارد می‌شوند، می‌توان معادله (۲) را به شکل زیر نیز نوشت.

(۳)

$$S.t \quad X1TOT_{(i)} = CES\ (X1F_{(f,i)}) = X1PRIM_{(i)}$$

از حل مسئله بهینه‌سازی فوق، توابع تقاضای نهاده‌های اولیه به صورت تابعی از سطح تولید و قیمت نهاده‌ها و توابع تقاضای نهاده‌های واسطه‌ای به صورت تابعی از سطح تولید تعیین می‌شوند. تابع تقاضای نهاده‌های اولیه را می‌توان به فرم زیر نوشت.

(٤)

$$X1F_{(f,i)} = X1PRIM_{(i)}\ \delta_{(f,i)}^{\frac{1}{\rho+1}}.\ [\frac{P1F(f,i)}{P1PRIM(i)}]^{\frac{-1}{\rho+1}}$$

ترکیب نهاده‌های اولیه (X1PRIM) و قیمت آنها (P1PRIM) نیز با استفاده از تابع CES و به شکل روابط (۵) و (٦) به دست می‌آیند.

(۵)

$$X1PRIM_{(i)} = (\sum \delta_{(f,i)}.X1F_{(f,i)}^{\ -\rho})^{\frac{-1}{\rho}}$$

(٦)

$$P1PRIM_{(i)} = (\delta_{(f,i)}^{\frac{1}{\rho+1}}.P1F_{(f,i)}^{\frac{\rho}{\rho+1}})^{\frac{\rho}{\rho+1}}$$

۳-۱- توابع تقاضای نهاده‌های واسطه

نهاده‌های واسطه‌ای به صورت ترکیبی از کالاهای داخلی و وارداتی منظور شده‌اند. در این راستا برای تولید کالای مرکب واسطه‌ای از فرض آرمینگتون[4] (۱۹٦۹: ۱٦۱) استفاده شده است. بر این اساس کالاهای وارداتی به عنوان جانشین ناقص کالاهای داخلی محسوب شده و طی یک تابع CES با هم ترکیب شده و کالای مرکب را ایجاد می‌نمایند که به عنوان نهاده واسطه‌ای در جریان تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد. تابع تقاضای کالای داخلی و وارداتی در ترکیب کالای مرکب واسطه‌ای از حداقل‌سازی هزینه کل کالاهای داخلی و وارداتی با توجه به تابع تولید CES به‌دست می‌آید:

(۷)

$$Min\ TC_{(c,i)} = \sum_{s=1}^{2} P1_{(c,s,i)}.\ X1_{(c,s,i)}$$

(۸)

$$s.t:\ X1_s_{(c,i)} = (\sum_{s=1}^{2} \theta_{(s,i)}.X1_{(c,s,i)}^{\ -\rho})^{\frac{-1}{\rho}}$$

۱. در مطالعه حاضر منظور از ارزش افزوده مفهوم رایج در حسابداری ملی نیست، بلکه منظور پرداخت‌های انجام شده به نیروی کار، سرمایه و زمین است که در ماتریس حسابداری اجتماعی منظور شده است.

2. Primary Factor Composite

3. Composite Commodity

4. Armington (1969)

از بهینه‌سازی فوق، توابع تقاضای کالاهای داخلی و وارداتی به شکل رابطه (۹) به دست می‌آیند:

(۹)

$$X1_{(c,s,i)} = X1_s_{(c,i)}.\theta_{(s,i)}^{\frac{1}{\rho+1}}.[\frac{P1_{(c,s,i)}}{P1_s_{(c,i)}}]^{\frac{-1}{\rho+1}}$$

در رابطه فوق تقاضا برای کالاها از هر منبع (داخلی و وارداتی)، تابعی از تقاضای کالای مرکب، کشش جانشینی $\theta_{(s,i)}$ و نسبت قیمت آن کالا به قیمت کالای مرکب می‌باشد. به بیانی ساده‌تر، کاهش قیمت نسبی کالا از یک منبع خاص، منجر به استفاده بیشتر از آن منبع می‌شود.

قیمت نهاده‌های مرکب واسطه‌ای در هر فعالیت از رابطه زیر حاصل می‌شود.

(۱۰)

$$P1_s_{(c,i)} = (\sum_{s=1}^{2} \delta_{(s,i)}^{\frac{1}{\rho+1}}.P1_{(c,s,i)}^{\frac{\rho}{\rho+1}})^{\frac{\rho}{\rho+1}}$$

کالای نهایی هر فعالیت به‌وسیله تابع تولید لئونتیف و از ترکیب کالاهای مرکب و ترکیب نهاده‌های اولیه ایجاد می‌شود. به عبارت دیگر تقاضای این نهاده‌ها، نسبت مشخصی از محصول هر فعالیت می‌باشد که در روابط زیر نشان داده شده‌اند:

(۱۱)

$$X1PRIM_{(i)} = \beta_{(p,i)}.X1TOT_{(i)}$$

(۱۲)

$$X1_s_{(c,i)} = \beta_{(c,i)}.X1TOT_{(i)}$$

شاخص قیمت نهاده‌های واسطه‌ای از رابطه (۱۳) محاسبه می‌شود:

(۱۳)

$$P1MAT_{(i)} = \sum_{i=1}^{32} S1MAT_{(i)}.P1_{(c,s,i)}$$

قیمت تمام شده کالاها و خدمات تولیدی در هر فعالیت، همانند مطالعه جوان‌بخت (۱۳۸۹: ۹۷) و سلامی (۱۳۷۸: ٤٦) محاسبه شده است. با توجه به اینکه در شرایط رقابت کامل، قیمت کالاها و خدمات تولیدی با هزینه تولید آن کالا یا خدمت برابر است، هزینه تولید کالا یا خدمات شامل هزینه نهاده‌های اولیه، نهاده‌های واسطه‌ای و مالیات منهای سوبسید خواهد بود که از رابطه زیر به دست می‌آید:

(۱٤)

$$P1TOT_{(i)} = P1PRIM_{(i)} + P1MAT_{(i)} + P1TAX_{(i)} - P1SUB_{(i)}$$

۳-۲- تعیین ترکیب کالایی هر فعالیت

در این چارچوب، فرض بر این است که هر فعالیت می‌تواند چندین کالا و خدمت تولید کند و همچنین هر کالا و یا خدمتی می‌تواند توسط چند فعالیت مختلف تولید شود. درآمد هر فعالیت با توجه به اینکه آن فعالیت چه مقدار از هر کالا را تولید می‌کند و قیمت کالای تولید شده چقدر است، تعیین می‌شود. در بخش‌هایی که چند محصول تولید می‌کنند مقدار هر کالا در این ترکیب به قیمت نسبی کالاهای تولیدی در هر فعالیت، بستگی دارد و برای تعیین ترکیب کالایی هر صنعت، از ساختار توابع با کشش تبدیلی ثابت (CET) بین محصولات تولیدی بهره گرفته شده است. در این راستا فرض شده است که درآمد حاصل از فروش کل کالاها با توجه به تابع تولید کشش تبدیلی ثابت حداکثر می‌شود.

(۱۵)

$$MAXTR_{(i)} = \sum_{c=1}^{45} Q1_{(c,i)}.P0COM_{(c)}$$

(۱٦)

$$s.t: X1TOT_{(i)} = CET(Q1_{(c,i)})$$

مقدار هر کالا در این ترکیب به قیمت نسبی کالاهای تولیدی در هر فعالیت و کشش تبدیلی بین کالاها بستگی دارد. در نتیجه تابع عرضه هر یک از کالاها به شکل زیر به دست می‌آید:

(۱۷)

$$Q1_{(c,i)} = X1TOT_{(i)}\ \theta_{(c,i)}^{\ 1/(\varphi+1)} * [\frac{P0COM_{(c)}}{P1TOT_{(i)}}]^{1/(\varphi-1)}$$

(۱۸)

$$P1TOT_{(i)} = \sum_{c=1}^{45} P0COM_{(c)}$$

در نهایت، مقدار کل عرضه یک کالا از مجموع عرضه آن کالا توسط صنایع مختلف به‌دست می‌آید.

(۱۹)

$$X0COM_{(c)} = \sum_{i=1}^{32} Q1_{(c,i)}$$

۳-۳- تخصیص کالاهای تولید شده به بازارهای داخلی و خارجی

کالاها و خدمات تولید شده توسط فعالیت‌های مختلف، یا به بازار داخلی عرضه می‌شوند و یا صادر می‌شوند. برای تعیین مقدار عرضه کالاها و خدمات به بازار داخلی و خارجی از حداکثرسازی درآمد کسب شده در این بازارها با توجه به تابع کشش تبدیلی ثابت استفاده شده است. در نتیجه این بهینه‌سازی، مقدار عرضه کالا در هر یک از این بازارها از رابطه زیر قابل محاسبه خواهد بود.

$$\frac{X4_{(c)}}{X0DOM_{(c)}} = \left[\frac{P4_{(c)}}{P0DOM_{(c)}} \cdot \frac{1-\propto_c}{\propto_c}\right]^{\frac{1}{\varphi-1}} \qquad (۲۰)$$

با توجه به رابطه فوق، تخصیص کالا بین بازار داخلی و صادراتی به نسبت قیمت‌های دو بازار و همچنین کشش تبدیلی کالاهای داخلی و صادراتی بستگی دارد.

کشش‌های معادلات الگوی تعادل عمومی مطالعه حاضر نیز مانند سایر مطالعات تعادل عمومی قابل محاسبه به صورت برونزا وارد مدل می‌شوند. معمولاً این کشش‌ها بر اساس مطالعات کتابخانه‌ای و یا موردهای مشابه برای دیگر کشورها منظور می‌شوند. کشش‌های مورد استفاده در این مطالعه، از مطالعه سلامی (۱۳۷۸: ٥٤)، هاریج[1] (۲۰۰۰: ٦٨) و رینرت و هالست[2] (۱۹۹۲: ۷) استخراج گردیده و در پیوست (۱) ذکر شده‌اند.

قبل از ارائه نتایج، توضیح این نکته ضروری است که، منظور از هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی، حذف یارانه ٦ حامل مهم انرژی است که از طریق قانون هدفمندسازی در کشور اجرا شده است. این حامل‌ها شامل گاز طبیعی و ٥ فرآورده نفتی شامل بنزین، نفت سفید، گازوئیل، نفت کوره و گاز مایع می‌باشد. لازم به ذکر است که در مورد برق چون هدف از اجرای قانون هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی، ارائه برق به قیمت تمام شده می‌باشد و از آنجا که با افزایش قیمت حامل‌های فوق، قیمت برق نیز افزایش می‌یابد، جهت اجتناب از مضاعف شماری در سناریوهای اجرا شده، افزایش قیمت برق لحاظ نشده است. با توجه به این که حذف یارانه حامل‌ها به معنای افزایش قیمت آنها به عنوان نهاده واسطه‌ای است، پس از تعیین مدل تعادل عمومی قابل محاسبه مطالعه، شوک مربوطه از طریق معادله (۱۳) اعمال شده است.

جدول (۱): تعریف متغیرها و پارامترهای مربوط به روابط فعالیت‌های تولیدی

متغیر / پارامتر	تعریف
$TC_{(i)}$	کل هزینه‌های تولید در هر فعالیت
$PF_{(f,i)}$	قیمت نهاده اولیه
$X1F_{(f,i)}$	مقدار نهاده اولیه
$X1_s_{(c,i)}$	مقدار کالای مرکب واسطه‌ای
$X1TOT_{(i)}$	تولید کل فعالیت‌ها
$X1PRIM_{(i)}$	ترکیب نهاده‌های اولیه تولید
$P1PRIM_{(i)}$	شاخص قیمت ترکیب نهاده‌های اولیه تولید
$\delta_{(f,i)}$	سهم هر یک از نهاده‌های اولیه تولید
ρ	کشش جانشینی CES
$X1_{(c,s,i)}$	مقدار کالای داخلی و وارداتی واسطه‌ای
$P1_{(c,s,i)}$	قیمت کالای داخلی و وارداتی واسطه‌ای
$P1_s_{(c,i)}$	قیمت کالای مرکب واسطه‌ای
$\theta_{(s,i)}$	سهم هر یک از کالاهای داخلی و وارداتی
$\beta_{(p,i)}$	سهم ترکیب نهاده‌های اولیه از ستانده هر فعالیت
$\beta_{(c,i)}$	سهم ترکیب کالای مرکب واسطه‌ای از ستانده هر فعالیت
$P1MAT_{(i)}$	شاخص قیمت نهاده‌های واسطه‌ای هر فعالیت
$S1MAT_{(i)}$	سهم هزینه‌ای هر یک از کالاهای مرکب واسطه‌ای
$P1TOT_{(i)}$	هزینه تمام شده تولید
$P1TAX_{(i)}$	مالیات بر هر واحد تولید
$P1SUB_{(i)}$	یارانه هر واحد تولید
$Q1_{(c,i)}$	کالاهای عرضه شده هر فعالیت
$P0COM_{(c)}$	قیمت کالاهای عرضه شده توسط فعالیت‌ها
φ	کشش تبدیل CET
$X0COM_{c)}$	کل عرضه هر کالا
$a_{(c)}$	سهم عرضه کالا در بازار داخلی
$x4_{(c)}$	صادرات کالا
$P4_{(c)}$	قیمت کالای صادراتی به ریال
$X0DOM_{(c)}$	عرضه کالا در بازار داخلی
$P0DOM_{(c)}$	قیمت بازار داخلی کالاها و خدمات

در اثر تغییر قیمت نهاده واسطه‌ای انرژی، قیمت تمام شده فعالیت‌های تولیدی p1tot(i) افزایش یافته و موجب افزایش

1. Horridge (2000)
2. Reinert and Holst (1992)

قیمت پایه‌ای کالاها و خدمات p0(c,s) شده است و از این طریق کلیه بخش‌های اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در واقع قیمت پایه‌ای کالاها و خدمات حلقه اتصال بخش‌های مختلف اقتصادی است.

با توجه به اینکه الگوی CGE تدوین شده به صورت خطی با استفاده از نرم‌افزار GEMPACK حل شده است، جواب‌های عددی به دست آمده برای هر کدام از متغیرهای درون‌زای الگو در نتیجه تغییر در متغیرهای برون‌زای الگو، به صورت درصد تغییر می‌باشند که در واقع، درصد تغییر در متغیرهای درون‌زا را نسبت به مقادیر سال پایه بیان می‌نمایند. جهت و شدت تغییر در هر یک از متغیرهای درون‌زای الگو در نتیجه هر گونه تصمیم و تغییر سیاستی، می‌تواند سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران مملکتی را در راستای اتخاذ تصمیمات مناسب، راهنمایی نماید.

قیمت‌های اسمی حامل‌های انرژی قبل و بعد از هدفمندسازی یارانه حامل‌ها در جدول (۲) نشان داده شده است. لازم به ذکر است که قیمت‌های قبل و بعد از هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی، از ترازنامه انرژی مربوط به سال ۱۳۸۹ و گزارش کارگروه طرح تحول اقتصادی به دست آمده است. با توجه به اینکه در اجرای قانون هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی، در مورد دو حامل بنزین و گازوئیل علاوه بر قیمت سهمیه‌ای، قیمت‌های آزاد نیز در نظر گرفته شده است، لذا در سناریوی اول قیمت سهمیه‌ای بنزین و گازوئیل و در سناریوی دوم، قیمت آزاد آنها لحاظ شده است.

جدول (۲): قیمت حامل‌های انرژی قبل و بعد از هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی

قیمت / حامل		بنزین[۱]	نفت سفید[۱]	گازوئیل[۱]	نفت کوره[۱]	گاز مایع[۱]	گاز طبیعی[۲]
قبل از هدفمندسازی		۱۰۰۰	۱٦٥	۱٦٥	۹٥	۳۹۹	۱۱۰
بعد از هدفمندسازی	سناریوی اول	٤۰۰۰	۱۰۰۰	۱٥۰۰	۲۰۰۰	۱۷۰۰	۱۳۰۰
	سناریوی دوم	۷۰۰۰	۱۰۰۰	۳٥۰۰	۲۰۰۰	۱۷۰۰	۱۳۰۰

(۱): ریال/ لیتر – (۲): ریال/ متر مکعب

مأخذ: وزارت نیرو

٤- بحث و نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از اجرای سناریوهای فوق به دو بخش مجزا تفکیک شده است. در بخش اول نتایج مربوط به فعالیت‌های تولیدی ارائه شده است. قسمت دومِ نتایج، به بررسی آثار شوک ایجاد شده بر متغیرهای کلان اقتصادی اختصاص یافته است.

٤-۱- نتایج مربوط به فعالیت‌های تولیدی

چنانچه قبلاً نیز بیان شد، در مطالعه حاضر فعالیت‌های تولیدی به ۳۲ بخش تقسیم شده‌اند. در اینجا به منظور مقایسه بهتر، نتایج مربوط به فعالیت‌های تولیدی، در قالب پنج بخش کشاورزی، نفت خام و گاز طبیعی، معدن، صنعت و خدمات ارائه شده است. جداول (۳) و (٤) نتایج مربوط به تغییرات ایجاد شده در متغیرهای مربوط به فعالیت‌های تولیدی، در اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی را نشان می‌دهند.

با توجه به اینکه شوک وارد شده به مدل به صورت افزایش قیمت حامل‌های انرژی به عنوان نهاده‌های واسطه صورت گرفته است، قیمت نهاده‌های واسطه‌ای در تمامی رشته فعالیت‌ها افزایش یافته و منجر به افزایش قیمت تمام شده کالاها و خدمات و کاهش سطح تولید در تمامی رشته فعالیت‌ها شده است. افزایش قیمت حامل‌های انرژی به صورت مستقیم و غیرمستقیم باعث افزایش قیمت در سایر بخش‌ها می‌شود. افزایش مستقیم در بخش‌ها و فعالیت‌هایی صورت می‌گیرد که مستقیماً از انرژی به عنوان نهاده واسطه استفاده می‌کنند و افزایش غیرمستقیم، ناشی از افزایش قیمت کالاها و خدمات واسطه‌ای که در تولید آنها حامل‌های انرژی به کار رفته‌اند، می‌باشد. میزان اثرپذیری فعالیت‌های مختلف، متفاوت و به میزان وابستگی این فعالیت‌ها به نهاده انرژی بستگی دارد.

افزایش قیمت حامل‌های انرژی به عنوان نهاده واسطه باعث افزایش هزینه تولید در بخش‌های مختلف تولیدی شده و تقاضا یا انگیزه انجام فعالیت‌ها را کاهش داده و منجر به کاهش سطح تولید شده است. بر اساس نتایج جداول (۳) و (٤)،

افزایش قیمت حامل‌های انرژی باعث شده است که تقریباً قیمت تمامی عوامل تولید افزایش یابد. بنابراین افزایش قیمت عوامل تولید نیز بر قیمت تمام شده تولید اثرگذار خواهد بود. همانطور که نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد، قیمت تمام شده تولید افزایش یافته است، درنتیجه افزایش هزینه‌ها و قیمت تمام شده تولید، باعث کاهش سطح تولید فعالیت‌ها شده است. کاهش سطح تولید کالاها و خدمات نیز کاهش تقاضای نهاده‌های سرمایه و نیروی کار را به دنبال داشته است. همان‌طور که جدول (۳) نشان می‌دهد، قیمت نهاده سرمایه، بجز بخش معدن، در تمامی رشته فعالیت‌ها افزایش یافته است. افزایش قیمت‌های پایه‌ای کالاها و خدمات، قیمت نهاده‌های سرمایه‌ای را افزایش داده است. بر اساس نتایج جدول (٤)، با افزایش قیمت نهاده سرمایه، تقاضای نهاده سرمایه در بخش‌های مختلف کاهش یافته است. با کاهش تقاضای نهاده سرمایه و نهاده‌های اولیه تولید و کاهش اشتغال، میزان تولید نیز کاهش یافته است. در بخش معدن، به دلیل اینکه هزینه‌های واسطه نسبت به هزینه نهاده سرمایه سهم پایین‌تری در هزینه‌های تولیدی این بخش داشته‌اند و با توجه به اینکه کاهش قیمت نهاده سرمایه در این بخش بیشتر از افزایش قیمت نهاده‌های واسطه‌ای است، قیمت تمام شده تولید در این بخش کاهش یافته است. بخش کشاورزی نیز به دلیل سهم اندک حامل‌های انرژی در کل هزینه‌های واسطه، کمترین درصد افزایش در قیمت تمام شده تولید را داشته است. نتایج مشابهی در مطالعه کلمنت و همکاران[1] (۲۰۰۳: ١٤) برای کشور اندونزی مشاهده شده است. به دنبال کاهش سطح تولید در بخش‌های پنج‌گانه که به دلیل افزایش هزینه‌های تولید رخ داده است، تقاضای عوامل اولیه تولید از جمله نیروی کار و سرمایه نیز کاهش می‌یابد. بیشترین کاهش تقاضای نیروی کار و سرمایه به ترتیب در بخش‌های معدن و صنعت صورت گرفته است.

افزایش هزینه‌های سرمایه‌گذاری (به دلیل افزایش قیمت‌های پایه‌ای کالاها و خدمات) و کاهش تقاضای نهاده سرمایه، سرمایه‌گذاری را کاهش داده است. از طرف دیگر، با کاهش سرمایه‌گذاری و در نتیجه کاهش تولید، طبیعی است که میزان اشتغال خود به خود کاهش یابد. بیشترین افزایش در هزینه‌های سرمایه‌گذاری نیز مربوط به بخش‌های معدن و صنعت بوده است. با توجه به سهم ٦٦ درصدی هزینه‌های واسطه از کل هزینه‌های تولید در بخش صنعت، افزایش قیمت حامل‌های انرژی، تأثیر بیشتری بر قیمت تمام شده تولید در این بخش داشته و از این رو تولید و به دنبال آن، تقاضای عوامل اولیه تولید (نیروی کار و سرمایه) نیز در این بخش با کاهش بیشتری مواجه شده است.

جدول (۳): درصد تغییر در متغیرهای قیمتی مربوط به بخش‌های مختلف اقتصادی در سناریوی اول

بخش‌های اقتصادی	قیمت نهاده‌های واسطه	قیمت تمام شده کالاها و خدمات	هزینه‌های سرمایه‌گذاری	قیمت نهاده سرمایه
کشاورزی	٦/٣٨	١/٣١	١/٥٤	٨/٤٨
نفت خام و گاز طبیعی	١٢/٨٢	٢/٧٩	١/٧٦	٢/٥٧
معدن	٢٠/٣٢	-٢/٧٨	٤/٢٤	-١١/٩٤
صنعت	٧/١٢	٨/٣١	٢/١٥	١٥/٦
خدمات	١٨/٨	٦/٢٩	١/٤٦	٥/٠٩

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (٤): درصد تغییر در متغیرهای مقداری مربوط به بخش‌های مختلف اقتصادی در سناریوی اول

بخش‌های اقتصادی	تولید	سرمایه‌گذاری	نهاده سرمایه	نیروی کار
کشاورزی	-٨/٤	-١٣/٥	-١٣/٦٤	-٩/١٣
نفت خام و گاز طبیعی	-١٣/٦٩	-١٣/٧	-١٣/٧	-١٣/٠١
معدن	-١٦/٤٩	-١٥/٧٦	-١٥/٧٦	-١٨/٨٦
صنعت	-١٥/٦٦	-١٧/٥٢	-١٦/٥١	-١٢/٥٧
خدمات	-١٥/٢٩	-١٧/٣٤	-١٥/٧٢	-١٣/٩٣

مأخذ: محاسبات تحقیق

مطالعه کرمی و همکاران (۱۳۸۹: ۸۳) نیز نشان داد که اصلاح یارانه غذا، تولیدات تمام کالاها و خدمات و درآمد نیروی کار را کاهش می‌دهد. همچنین در شرایط فعلی منفی بودن کشش تولیدی انرژی در بخش صنعت از سوی برخی از مطالعات (رحمانی، ۱۳۸۱: ۳۲)، به اثبات رسیده است؛ بدین معنا که استفاده از نیروی کار در ناحیه سوم تولیدی قرار دارد. بنابراین با افزایش قیمت انرژی، از

1. Clements et al. (2003)

نیروی کار مازاد در فعالیت‌های تولیدی کاسته خواهد شد.

٤-۲- نتایج مربوط به متغیرهای کلان اقتصادی

نتایج حاصل از اجرای سناریوی‌های بیان شده، در قالب تغییرات ایجاد شده در قیمت حامل‌های انرژی بر اساس ردیف‌های جدول (۲) بر متغیرهای کلان اقتصاد در جدول (۵) نشان داده شده است. بر اساس نتایج به دست آمده در سناریو اول اشتغال ۱۳/۲۷ درصد کاهش و تورم ۵/۱۸ درصد افزایش یافته است. این امر به دلیل کاهش سطح تولید فعالیت‌های تولیدی است. حذف یارانه حامل‌های انرژی، افزایش هزینه‌های واسطه‌ای و به دنبال آن افزایش قیمت تمام شده تولید را در رشته فعالیت‌های تولیدی به همراه دارد. افزایش هزینه‌های تولید منجر به کاهش سطح تولید رشته فعالیت‌ها شده و به دنبال آن تقاضای نهاده‌ها کاهش می‌یابد. کاهش تقاضای نیروی کار، کاهش دستمزدها و اشتغال در کل اقتصاد را موجب می‌شود. کاهش سطح دستمزدها و افزایش قیمت‌ها، منجر به کاهش دستمزد واقعی می‌شود. علاوه بر این با توجه به نتایج جدول (۵)، کاهش اشتغال می‌تواند به دلایل زیر تشدید شود:

الف- کاهش عرضه نیروی کار: با توجه به اینکه دستمزد واقعی کاهش یافته است، لذا نیروی کار رغبت کمتری برای کار کردن در این دستمزد از خود نشان می‌دهند و در نتیجه عرضه نیروی کار و به دنبال آن اشتغال کاهش می‌یابد.

ب- کاهش صادرات و مصرف خانوارها: با توجه به نتایج جدول (۵)، کل مصرف واقعی خانوارها و صادرات کاهش یافته است. کاهش این دو متغیر در بلندمدت باعث می‌شود که به تدریج از میزان تولید کالا و خدمات کاسته شود. لذا کاهش تولید به معنای استفاده کمتر از نهاده‌های تولید از جمله سرمایه و نیروی کار می‌باشد. بنابراین هر چه کل مصرف واقعی خانوارها و کل صادرات بیشتر کاهش یابد، به همان میزان نیز از میزان اشتغال کاسته می‌شود.

کاهش تولید در بخش کشاورزی، باعث کاهش تقاضای زمین شده است و در نتیجه قیمت زمین کاهش یافته است. افزایش قیمت پایه‌ای کالاها و خدمات، قیمت نهاده‌های سرمایه‌ای و قیمت کالاها و خدمات مصرفی خانوارها را افزایش و به دنبال آن هزینه‌های سرمایه‌گذاری، افزایش و مصرف خانوارها کاهش می‌یابد. همچنین با افزایش قیمت تمام شده تولید، قیمت کالاهای صادراتی و به دنبال آن شاخص قیمت صادرات افزایش می‌یابد. افزایش قیمت حامل‌ها، افزایش قیمت تمام شده تولید را در پی دارد. با افزایش قیمت تمام شده تولید، قیمت کالاهای صادراتی و به دنبال آن شاخص قیمت صادرات نیز افزایش می‌یابد. در نتیجه با افزایش شاخص قیمت صادرات، کل صادرات کاهش یافته است. کل واردات کالاها و خدمات نیز به دلیل کاهش واردات تک تک کالاها و خدمات که از کاهش تقاضای آنها ناشی می‌شود، کاهش یافته است. افزایش هزینه‌های سرمایه‌گذاری و کاهش سطح پس‌انداز نهادهای اقتصادی- اجتماعی نیز، کاهش سطح سرمایه‌گذاری را به همراه دارد. همچنین تولید ناخالص داخلی نیز به دلیل کاهش تمامی اجزای آن[1] کاهش یافته است.

مطالعه کریمی و همکاران (۱۳۸٦: ٥٤) نشان داد، کاهش یارانه بنزین و فروش آن به قیمت تمام شده وارداتی با لحاظ کنترل کافی بر حجم نقدینگی، اثر چندانی بر افزایش میزان تورم در ایران ندارد. نتایج مطالعه لین و جیانگ[2] (۲۰۱۱: ۲۷۹) در چین نیز نشان داد حذف یارانه حامل‌های انرژی، مصرف این حامل‌ها را کاهش داده است ولی آثار منفی بر متغیرهای کلان اقتصاد داشته است. نتایج مطالعه کافمن[3] (۲۰۱۰: ٦۱۳) و گوپالاکریشنان و همکاران[4] (۱۹۹۳: ۳۰۳) نیز نشان داد در اثر افزایش قیمت جهانی نفت، سطح تولید فعالیت‌ها کاهش و درنتیجه اشتغال و سطح دستمزدها در اقتصاد کاهش یافته است. کاهش سطح دستمزدها کاهش درآمد خانوارها و به دنبال آن کاهش مصرف خانوارها را به دنبال داشته است. همچنین مطالعه احمد و همکاران (۲۰۰۱: ۱۰۱) و لافگرن و السید (۱۹۹۹: ۲۸) در مصر نیز نشان داد که اعمال سیاست‌های اصلاح یارانه لزوماً منجر به افزایش تولید نشده و در بیشتر

---

۱. مخارج مصرفی دولت و خانوارها، مخارج سرمایه‌گذاری و خالص صادرات و واردات، اجزای GDP در طرف مخارج را تشکیل می‌دهند. در طرف درآمدی نیز GDP از مجموع دریافتی‌های نیروی کار، سرمایه، زمین و خالص مالیات منهای یارانه حاصل می‌شود.

2. Lin & Jiang (2011)
3. Coffman (2010)
4. Gopalakrishnan et al. (1993)

بخش‌ها تولید کاهش یافته است. نتایج مطالعه یوری و بوید[1] (۱۹۹۷: ۱۰۶) در کشور مکزیک نشان داد تولید کل اقتصاد کاهش یافته است؛ ولی این کاهش در بخش‌های مختلف یکسان نبوده است. همچنین بررسی آثار افزایش قیمت گازوئیل و برق بر مصرف، حاکی از کاهش مصرف کل بوده است. بر اساس مطالعه پینستراپ -اندرسون[2] (۱۹۸۶: ۳۵) تأثیر این سیاست‌ها بر تولید، به دیگر سیاست‌های اعمال شده در بخش‌های گوناگون تولیدی نیز بستگی دارد.

جدول (۵): درصد تغییر متغیرهای کلان اقتصادی در اثر شوک وارده به مدل

متغیر	درصد تغییر	
	سناریو اول	سناریو دوم
اشتغال	-۱۳/۲۷	-۱۵/۸۳
شاخص قیمت مصرف‌کننده (تورم)	۵/۱۸	٦/۲۷
شاخص قیمت نهاده سرمایه	۵/۹٤	۷/۲۲
شاخص قیمت نیروی کار	-۰/۱٤	-۰/۱۷
شاخص قیمت زمین	-۱۵/۳۹	-۱۸/٤٤
هزینه‌های سرمایه‌گذاری	۱/٦۲	۲/۰۱
شاخص قیمت صادرات	۳/۷۲	٤/٤٦
دستمزد واقعی	-۵/۰٦	-٦/۰۱
تقاضای نهاده سرمایه کل رشته فعالیت‌ها	-۱۵/٤۸	-۱۸/۲۳
تقاضای نهاده‌های اولیه کل رشته فعالیت‌ها	-۱٤/۰٤	-۱٦/٦۳
سرمایه‌گذاری کل رشته فعالیت‌ها	-۱٦/۷٤	-۱۹/٦۱
کل مصرف واقعی خانوارها	-۱۱/۸۷	-۱٤/۲
کل صادرات	-۱۳/۹۷	-۱٦/٤۳
کل واردات	-۱۱/۲۹	-۱۳/۲۹
تولید ناخالص داخلی	-۱٤/۱۷	-۱٦/۷۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵- پیشنهادات

مطالعه حاضر با هدف بررسی آثار ناشی از اجرای قانون هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی بر فعالیت‌های تولیدی ایران صورت گرفته است. با توجه به اینکه هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی در واقع رساندن قیمت آنها به قیمت‌های جهانی می‌باشد، این مسئله در مطالعه حاضر به شکل افزایش قیمت ٦ حامل مهم انرژی شامل گاز طبیعی و ۵ فرآورده نفتی شامل بنزین، نفت سفید، گازوئیل، نفت کوره و گاز مایع مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا، با توجه به دو نرخی شدن قیمت بنزین و گازوئیل، آثار هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی در قالب دو سناریو شبیه‌سازی شده است. نتایج نشان دادند که با هدفمندسازی یارانه حامل‌های انرژی، با افزایش قیمت نهاده‌های واسطه تولید که به معنای افزایش هزینه فعالیت‌های تولیدی است، تولید کاهش و قیمت تمام شده کالاها و خدمات افزایش خواهد یافت. به دنبال کاهش سطح تولید فعالیت‌ها، تقاضای نهاده‌های اولیه و درنتیجه قیمت آنها کاهش خواهد یافت. کاهش تقاضای نیروی کار سطح اشتغال در اقتصاد را کاهش می‌دهد. لذا در ادامه مباحث پیشنهادهایی به منظور کاهش آثار منفی اجرای این سیاست ارائه شده است. از آنجا که با افزایش قیمت حامل‌های انرژی افزایش هزینه فعالیت‌های تولیدی حتمی و اجتناب‌ناپذیر است دولت باید اقدامات زیر را انجام دهد:

- با اجرای حمایت‌های مالی و تسهیلاتی، نسبت به بهینه‌سازی سیستم‌های تولید اقدام کند.
- تغییر نرخ ارز می‌تواند سیاست دیگر دولت در این زمینه باشد که هم قدرت رقابت‌پذیری کالاهای صادراتی را افزایش دهد و هم به حمایت از تولید داخلی کمک نماید.
- دولت باید سیاست‌های مکمل را به نحو مناسب و مطلوب سامان‌دهی و اجرا کند. به عنوان مثال، اعمال سیاست‌های منظم پولی و مالی، ایجاد فضای مناسب برای فعالان بخش خصوصی و گسترش نهادهای حمایتی از اقدامات مکملی است که می‌توان بهره گرفت.
- پرداخت یارانه نقدی به صورت تبعیضی برای بخش‌های تولیدی از دیگر اقداماتی است که می‌توان استفاده نمود. در همین راستا ترکیبی از سیاست‌های تعرفه‌ای، تجاری، ارزی و مالیاتی در جهت کاهش سطح قیمت‌ها و رونق تولیدات داخلی توصیه می‌شود

1. Uri & Boyd (1997)
2. Pinstrup-Andersen (1986)

منابع

اسلامی انـدارگلی، مجیـد؛ صـادقی، حسـین؛ قنبـری، علـی و حقـانی، محمـود (۱۳۸۹). اثـرات رفـاهی نقدینـه کـردن یارانه‌های انرژی الکتریکی بر اقتصاد ایران. *دومین کنفرانس سراسری اصلاح الگوی مصرف انرژی الکتریکـی*، سـوم و چهارم اسفند، اهواز.

پورفرج، علیرضا و خالقیان، عادله (۱۳۹۳). اثر تمرکز صادرات نفت بر رشد اقتصادی کشـورهای عضـو اوپـک. *فصـلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سـال چهارم، شماره ١٤، ۱۱۲-۹۳.

پورمحمدی، امین (۱۳۸۷). بررسی تأثیر کاهش تعرفـه کالاهـای وارداتی بر فقر در چارچوب یک مـدل تعـادل عمـومی قابـل محاسبه. *پایان‌نامـه کارشناسـی ارشـد، دانشـکده مـدیریت و اقتصاد، دانشگاه صنعتی شریف*.

جوان‌بخت، عذرا (۱۳۸۹). اثرپذیری رشد بخـش کشـاورزی و سـایر بخـش‌هـای اقتصـادی ایـران از کـاهش نـرخ سـود تسهیلات و افزایش عرضه تسهیلات: رویکرد مـدل تعـادل عمومی قابـل محاسـبه (CGE). *رسـاله دکتـری، پـردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران*.

رحمانی، علی (۱۳۸۱). پیشرفت تکنولوژیک، مقیاس اقتصادی و بهره‌وری در صنایع ایران. *سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان قزوین*.

سلامی، حبیب‌الله (۱۳۷۸) . بررسـی آثـار پیوسـتن ایـران بـه WTO بر بخش کشاورزی. *مرکز مطالعات و برنامه‌ریـزی اقتصاد کشاورزی*، تهران.

عباسـی‌نـژاد، حسـین (۱۳۸۵). تحلیـل اثـر افـزایش قیمـت فرآورده‌های نفتی بر بخـش‌هـای اقتصـادی بـا اسـتفاده از جدول داده- ستانده. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۸، ۲۵- ۱.

فضل‌زاده، علیرضا و تجویدی، مینا (۱۳۸۷). مدیریت انرژی در صنایع ایران مطالعه موردی: رابطـه علّـی بـین مقـدار بـرق مصرفی و ارزش افزوده صـنایع کوچـک (SSI) (٤۹- ۱۰ نفر کارکن). *فصلنامه مطالعات اقتصاد انـرژی*، شـماره ۱۹، ۱٦۲ - ۱٤۷.

کرمـی، آیـت‌الـه؛ نجفـی، بهاالـدین و اسـماعیلی، عبـدالکریم (۱۳۸۹). آثار اصلاح یارانه غذا بـر تولیـد و سـهم عوامـل تولید در ایران: کاربرد مدل تعادل عمـومی قابـل محاسـبه. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، دوره ۲، شماره ٤، ۹۸ - ۷۷.

کریمی، سعید؛ جعفری‌صمیمی، احمـد و محنـت‌فـر، یوسـف (۱۳۸٦). ارزیابی اقتصادی اثر یارانه بنزین بر افزایش میزان تورم در ایران: یک تحلیل تجربی (۱۳۸٤- ۱۳۵۰). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۱، شماره ۷، ۵۷ - ٤۳.

کشاورز حداد، غلامرضا و مرتضی‌زاده، حامد (۱۳۸۹). تحلیـل اثرات تخصیصی تثبیت قیمت بنزین در چارچوب یک مدل تعـادل عمـومی قابـل محاسـبه. *فصـلنامه پـژوهش‌هـای اقتصادی ایران*، دوره ۱۳، شماره ٤۲، ۵۳ - ۲۵.

متوسلی، محمـود و فـولادی، معصـومه (۱۳۸۵). بررسـی آثـار افزایش قیمت جهانی نفـت بـر تولیـد ناخـالص داخلـی و اشتغال در ایران بـا اسـتفاده از یـک مـدل تعـادل عمـومی محاسبه‌ای. *تحقیقات اقتصادی*، دوره ٤۱، شـماره ۵، ۷٦ - ۵۱.

منظور، داوود؛ شـاهمرادی، اصـغر و حقیقـی، ایمـان (۱۳۸۹). بررسی آثار حذف یارانهٔ آشکار و پنهـان انـرژی در ایـران: مدل‌سازی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر بـر مبنـای مـاتریس داده‌های خرد تعدیل شده. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۷، شماره ۲٦، ۵٤ - ۲۱.

Ahmed, A., Bouis, H.W., Gutner, T. & Lofgren, H. (2001). The Egyptian Food Subsidy System Structure, Performance, and Options for Reform Research. *International Food Policy Research Institute*. Washington, D.C.

Armington, R. (1969). A Theory of Demand for Product Distinguhshed by Place of Production. *IMF Staff Papers*. 16, 159- 178.

Chitiga, M., Fafana, I. & Mabugu, R. (2010). Analyzing Alternative Policy Response to High Oil Prices, Using an Energy Integrated CGE Microsimulation Approach for South Africa. *Human Sciences Research Council*, Working

Paper, 196.

Clements, B., Jung, H. S. & Gupta, S. (2003). Real and Distributive Effects of Petroleum Price Liberalization: The Case of Indonesia. *International Monetary Fund Working Paper*.

Coffman, M. (2010). Oil Price Shocks in an Island Economy: An Analysis of the Oil Price-Macroeconomy Relationship. *Annals of Regional Science*, 44, 599– 620.

Gopalakrishnan, C., Tian, X. & Tran, D. (1993). The Impact of Oil-Price Shocks on Hawaii's Economy: A Case Study Using Vector Autoregression. *Energy Systems and Policy*, 15, 295–305.

Horridge, M. (2000). ORANI-G: A Generic Single-Country Computable General Equilibrium Model. *Working Paper, Center of Policy Studies and Impact Project*, Monash University.

Lin, B. & Jiang, Z. (2011). Estimates of Energy Subsidies in China and Impact of Energy Subsidy Reform. *Energy Economics*, 33, 273–283.

Lofgren, H. & El-Said, M. (2001). Food Subsidies in Egypt: Reform Options, Distribution and Welfare. *Food Policy*, 26, 65–83.

Lofgren, H. & El–Said, M. (1999). A General Equilibrium Analysis of Alternative Scenarios for Food Subsidy Reform in Egypt. TMD discussion paper, 48, 1-41.

Pauw, K. & Schoor, M. V. (2005). A Computable General Equilibrium (CGE) Analysis of the Impact of an Oil Price Increase in South Africa. *RePEc, working paper*, No. 15633, 1- 33.

Pinstrup-Andersen, P. (1986). Food Subsidies in Developing Countries. *International Food Policy Research Institute*, Washington, D.C.

Reinert, K. A. & Roland-Holst, D. W. (1992). Disaggregated Armington Elasticities for the Mining and Manufacturing Sectors of the United States. *Journal of Policy Modeling*, 14, 5- 21.

Uri, N. D. & Boyd, R. (1997). Economic Impact of the Energy Price Increase in Mexico. *Environmental and Resource Economics*, 10, 101–107.

پیوست (۱): کشش‌های مورد استفاده در مطالعه حاضر

جدول (٦): کشش‌های جانشینی بین عوامل تولید و کشش تبدیل بین کالاهای تولیدی هر فعالیت

عنوان رشته فعالیت‌ها	کشش جانشینی بین عوامل اولیه	کشش تبدیل بین کالاهای تولیدی هر فعالیت
فعالیت‌های زراعی و باغی	۰/۵	۰/٤
خدمات کشاورزی و دامپروری	۰/۵	۰/٤
فعالیت‌های دامی و شکار	۰/۵	۰/٤
جنگل و مرتع و چوب‌های جنگلی و محصولات آن	۰/۵	۰/٤
ماهی و سایر حیوانات آبزی	۰/۵	۰/٤
نفت خام و گاز طبیعی	۰/۳	۰/٤
استخراج معادن	۰/۳	۰/٤
روغن‌های خوراکی	۰/٤	۰/٤
سایر مواد غذایی	۰/٤	۰/٤
توتون، تنباکو و سیگار	۰/٤	۰/٤
منسوجات، پوشاک و چرم	۰/٤	۰/٤
صنایع چوب، کاغذ و چاپ	۰/٤	۰/٤
فرآورده‌های نفتی و محصولات جنبی آن	۰/۵	۰/٤
صنایع غیرفلزی	۰/٤	۰/٤
صنایع فلزی مادر	۰/٤	۰/٤
صنایع فلزی، ماشین‌آلات و تجهیزات	۰/٤	۰/٤
ساخت ماشین‌آلات با کاربرد خاص	۰/٤	۰/٤
تولید، انتقال و توزیع برق	۰/۷۵	۰/٤
پالایش و توزیع گاز طبیعی	۰/۷۵	۰/٤

جمع‌آوری، تصفیه و توزیع آب	۰/۷۵	۰/٤
صنعت ساختمان	۰/۷۵	۰/٤
عمده‌فروشی و خرده‌فروشی	۰/۷۵	۰/٤
خدمات تعمیراتی	۰/۷۵	۰/٤
هتل و رستوران	۰/۷۵	۰/٤
حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات	۰/۷۵	۰/٤
واسطه‌گری‌های مالی	۰/۷۵	۰/٤
املاک و مستغلات و فعالیت‌های کسب و کار	۰/۷۵	۰/٤
کرایه ماشین‌آلات و تجهیزات	۰/۷۵	۰/٤
اداره امور عمومی و دفاع و تأمین اجتماعی اجباری	۰/۷۵	۰/٤
خدمات آموزشی و تربیتی	۰/۷۵	۰/٤
خدمات بهداشتی، درمانی و اجتماعی	۰/۷۵	۰/٤
سایر خدمات	۰/۷۵	۰/٤

مأخذ: سلامی (۱۳۷۸)؛ هاریج (۲۰۰۰)؛ رینرت و هالست (۱۹۹۲)

جدول (۷): کشش‌های آرمینگتون نهاده‌های واسطه‌ای، کالاهای سرمایه‌ای، کالاهای مصرفی خانوارها و کالاهای صادراتی

عنوان محصول	نهاده‌های واسطه‌ای	کالاهای سرمایه‌ای	کالاهای مصرفی خانوارها	کالاهای صادراتی
محصولات زراعی و باغی	۱/۵	۰/۵	۳	-۵
محصولات دامی (خام) و شکار	۱/۷	۱	۳	-۵
جنگلداری	۱	۰	۰	-۵
ماهی و سایر حیوانات آبزی	۱/۵	۰	۳	-۵
نفت خام	۰/۳۱	۰	۰	-۵
گاز طبیعی	۰/۳۱	۰	۰	-۵
سایر مواد معدنی	۱/۰۷	۰	۱/۰۷	-۵
برق و خدمات مربوطه	۰/۵	۰	۳	-۲
آب و خدمات مربوطه	۰/۵	۰	۳	-۲
توزیع گاز طبیعی و خدمات مربوطه	۰/۵	۰	۳	-۲
گوشت و محصولات حاصل از کشتار	۱/٦۸	۰	۱/٦۸	-۵
ماهی و سایر آبزیان آماده و محافظت شده از فساد	۰/۵	۰	۳	-۵
سبزی‌ها، میوه‌های آماده شده و آب آنها	۰/۵	۰	۳	-۵
محصولات لبنی	۰/٤۸	۰	۱/٤۸	-۱/۵
آرد و انواع نان	۱/۰۵	۰	۱/۰۵	-۵
سایر مواد غذائی	۰/۳٦۵	۰	۱	-۵
انواع نوشابه	۲/۸۸	۰	۲/۸۸	-۵
روغن‌های خوراکی	۱/۵۱	۰	۱/۵۱	-۵
توتون و تنباکو	۰/۸۱	۰	۰/۸۱	-۵
منسوجات، پوشاک و محصولات چرمی	۱/۷۹۲	۱/۸	۱/۷۵	-۵
قالی و قالیچه	۱/۸۳	۱/۸۳	۱/۸۳	-۵
چوب و محصولات چوبی	۱/۲۳	۱/۲۳	۱/۲۳	-۵
بنزین	۰/۵	۰	۳	-۲
نفت سفید	۰/۵	۰	۳	-۲
گازوئیل	۰/۵	۰	۳	-۲
نفت کوره و سیاه	۰/۵	۰	۳	-۲
گاز مایع	۰/۵	۰	۳	-۲

سایر فرآورده‌های نفتی و محصولات جنبی آن	۰/۵	۰	۳	-۲
مواد شیمیایی، پلاستیکی و کائوچوئی اساسی	۰/۷۲۵	۰	۲/۷۲	-۱/۷۱
سایر مواد شیمیایی	۰/۹۳۹	۱	۱/۱۳	-۵
محصولات کانی غیرفلزی	۱/۰۲	۱/۰۲	۱/۰۲	-۵
مبلمان و سایر کالاهای متفرقه	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۲	-۲
صنایع فلزی مادر	۱/۸۷	۰	۱/۸۷	-۲
محصولات فلزی، ماشین‌آلات و تجهیزات	۱/۵٤۵	۱/۲۵	۱/۳۱	-۵
ماشین‌آلات کشاورزی و قطعات مربوط	۱/۰٦	۱/۰٦	۰	-۵
تجهیزات حمل و نقل	۱/۰٦	۱/۰٦	۱/۰٦	-۳
خدمات ساختمانی	۰	۰	۰	-۵
خدمات عمده‌فروشی و خرده‌فروشی	۰	۰	۰	-۵
اقامت‌گاه‌های عمومی، محل‌های صرف غذا و نوشیدنی	۰	۰	۳	-۵
خدمات حمل و نقل و ارتباطات	۱/٤۹۸	۱	۳	-۵
خدمات بانکی و بیمه	۰	۰	۰/۲۵	-۵
خدمات املاک و مستغلات و ماشین‌الات	۰	۰	۰	-۵
خدمات کشاورزی، صنعتی و معدن	۰	۰	۳	-۵
خدمات حرفه ای، علمی و فنی	۰	۱	۲/۹	-۵
خدمات دولتی، اجتماعی و شخصی	۰	۱	۹۹.۲	-۵

مأخذ: سلامی (۱۳۷۸)؛ هاریج (۲۰۰۰)؛ رینرت و هالست (۱۹۹۲)

پیوست (۲): نتایج مربوط به فعالیت‌های تولیدی در سناریو دوم

جدول (۸): درصد تغییر در متغیرهای قیمتی مربوط به بخش‌های مختلف اقتصادی در سناریوی دوم

بخش‌های اقتصادی	قیمت نهاده‌های واسطه	قیمت تمام شده کالاها و خدمات	هزینه‌های سرمایه‌گذاری	قیمت نهاده سرمایه
کشاورزی	۱۰/۷۱	۱/٤۸	۱/٦٦	۸/۵۳
نفت‌خام و گاز طبیعی	۱٦/٤۳	۳/۳۵	۲/۲۵	۳/۰٦
معدن	۲۷/۰۳	-۳/٤۱	۵/۰۹	-۱۵/۲۰
صنعت	۸/۵٤	۱۰/۲۳	۲/٦۸	۱۹/۹۸
خدمات	۲۳/۲۹	۷/۷۷	۱/۸۵	٦/٤۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۹): درصد تغییر در متغیرهای مقداری مربوط به بخش‌های مختلف اقتصادی در سناریوی دوم

بخش‌های اقتصادی	تولید	سرمایه‌گذاری	نهاده سرمایه	نیروی کار
کشاورزی	-۹/۹٦	-۱۵/۵۹	-۱۵/۷٤	-۱۱/۱۳
نفت خام و گاز طبیعی	-۱٦/۰۸	-۱٦/۱۰	-۱٦/۱۰	-۱۵/۲۹
معدن	-۱۹/۲۹	-۱۸/۳٦	-۱۸/۳٦	-۲۲/۲۵
صنعت	-۱۸/٤٤	-۲۰/۵۱	-۱۹/۳۲	-۱٤/۸٤
خدمات	-۱۸/۱۲	-۲۰/۳۵	-۱۸/٤٤	-۱٦/٦۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

رابطه بین مصرف انرژی و رشد تولید در بنگاه‌های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران (رهیافت علّیت گرنجر، تودا و یاماماتو و داده‌های تابلویی پویا)

The Relationship between Energy Consumption and Production Growth in Manufacturing Agencies Producing Transportation Vehicles

محمدعلی مولایی [*]، علی دهقانی [**]،
سمانه حسین‌زاده [***]

دریافت: ۱۳۹۲/۱۰/۲۳ پذیرش: ۱۳۹۳/٦/۱۰

چکیده:

هدف اصلی این مقاله بررسی رابطه بین مصرف انـرژی و رشـد تولیـد در ۲۰۳ بنگاه بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران با اسـتفاده از علیـت گرنجر، گرنجر- هشیائو، تودا و یاماماتو و داده‌های تـابلویی پویـا در دوره ۸۸-۱۳۷٤ می‌باشد. نتایج مدل نشـان مـی‌دهـد کـه بـین متغیرهـای ارزش تولیدات و انرژی مصرفی در این بنگاه‌ها، یک رابطه علّی یک طرفه از سوی انرژی مصرفی به ارزش تولیدات برقرار بوده و این رابطه علّی یک طرفه در هر دو رویکرد علّیت تأیید می‌شود. همچنین نتایج تخمین مدل با رویکـرد داده‌های تابلویی پویا نشان می‌دهد که در دوره مورد بررسی، رابطه مثبت و معنی‌داری بین متغیرهای مصرف انـرژی و ارزش تولیـدات در بنگـاه‌هـای بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران وجود دارد. همچنین بر اسـاس نتایج این مطالعه، افزایش سرمایه‌گذاری در بنگاه‌هـای تولیدکننـده وسـایل حمل و نقل ایران طی دوره مـورد بررسـی، اثـر بیشـتری بـر رشـد ارزش تولیدات این بنگاه‌ها، در مقایسه با افزایش استخدام نیروی کار و یا مصرف انرژی داشته است. این نکته بیانگر آن است که، تغییرات تکنولوژی تولیـد در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران، از کاربر و یا انرژی‌بر به سرمایه‌بر، می‌تواند منجر به افزایش ارزش محصولات این بنگاه‌ها گردد.

کلمات کلیدی: علّیت گرنجر، گرنجر- هشیائو، تودا و یاماماتو، داده‌هـای تابلویی پویا، رشد تولید، انرژی، حمل و نقل.

طبقه‌بندی JEL: C23، Q43، L10.

* استادیار اقتصاد دانشکده صنایع و مدیریت دانشگاه شاهرود (نویسـنده مسـئول)

[این مقاله مستخرج از طرح پژوهشی با عنوان بررسی رابطه بین مصرف انـرژی و ارزش تولیدات در بخش صنعت ایران است که با حمایـت مـالی معاونـت محتـرم پژوهشی دانشگاه شاهرود انجام شده است].

Email: malimolaei@yahoo.com

** استادیار اقتصاد دانشکده صنایع و مدیریت دانشگاه شاهرود

Email: ali_dehghani@shahroodut.ac.ir

*** استادیار گروه آمار زیستی دانشگاه علوم بهزیستی و توانبخشی

Email: sa.hosseinzadeh@uswr.ac.ir

Mohammad Ali Molaei [*], Ali Dehghani [**],
Samaneh Hossein Zadeh [***]

Received: 13/Jan/2014 Accepted: 1/Sep/2014

Abstract:

This study aims at exploring the relationship between energy consumption/efficiency and production growth in manufacturing agencies producing transportation vehicles in 1995-2009 using Granjer, Hsiao's Granger, Toda-Yamamoto causality and DPD approach. The results of the model show that in these companies there is a one-tailed causal correlation between production value and energy consumption/efficiency and the given correlation is verified in both of the causal approaches. Similarly, the estimation of the model using DPD approach shows that there is a significant positive correlation between energy consumption and the value of the product in big factories producing transportation vehicles. The results also show that compared with an increase in the employment rate or energy consumption/efficiency, an increase in investment in these factories has a more significant effect on the value of the products in these agencies. This indicates that changes in production technology from labor or energy intensive to investment can lead to an increase in the value of products in agencies producing transportation vehicles in Iran.

Keywords: Granjer, Hsiao-Granger, Toda-Yamamoto Causality, Dynamic Panel Data, Energy, Production Growth.
JEL: C23, Q43, L10.

* Assistant Professor of Economics, Shahrood University, Semnan, Iran (Corresponding Author).
** Assistant Professor of Economics, Shahrood University, Semnan, Iran.
*** Assistant Professor of Economics, Social Welfare and Rehabilitation Sciences University, Iran.

۱- مقدمه

تولید انواع وسایل حمل و نقل در ایران همواره مورد توجه دولت‌ها و محافل اقتصادی و سیاسی بوده است و حمایت‌های مختلفی که از صنعت حمل و نقل طی سال‌های گذشته صورت گرفته است، گواه این مدعاست که تولید وسایل حمل و نقل در ایران، جدای از اینکه در زمینه ایجاد اشتغال و افزایش صادرات غیرنفتی و کاهش واردات اهمیت داشته است، به عنوان یک صنعت استراتژیک مورد توجه بوده است. از سوی دیگر باید به بحث هدفمندسازی یارانه‌ها به‌خصوص در بخش انرژی در سال‌های اخیر، اشاره داشت که کاهش مصرف انرژی، مهم‌ترین هدف آن می‌باشد.

انرژی به عنوان یک ماده اولیه، نقش مهمی را در زنجیره تولید وسایل حمل و نقل ایران ایفا می‌کند و رشد تولیدات وسایل حمل و نقل در ایران، با افزایش مصرف حامل‌های انرژی همراه بوده است. علاوه بر این، در دهه‌های اخیر توجه ویژه‌ای به مصرف انرژی و تأثیر آن بر بخش‌های مختلف اقتصادی و محیط زیست شده است. کشور ایران به عنوان کشوری برخوردار از منابع بزرگ نفت و گاز و یکی از کشورهای مهم جهان در مبحث انرژی است. با این حال افزایش بی‌رویه مصرف انرژی و بالا بودن شدت انرژی، یکی از معضلات گریبانگیر کشور است. از جمله مهم‌ترین آثار نامطلوب مصرف بالای انرژی، باید به پدیده آلودگی هوا، به‌خصوص در شهرهای بزرگ صنعتی اشاره نمود، که بیشترین بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران نیز در همین شهرها واقع هستند.

از آنجا که بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل در ایران، از مهم‌ترین و بزرگ‌ترین مصرف‌کنندگان انرژی هستند، تلاش برای منطقی نمودن مصرف انرژی و استفاده بهینه آن، با توجه به محدودیت منابع و مشکلات زیست محیطی ناشی از مصرف زیاد، همواره مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی بسیاری از کشورهای در حال توسعه و از جمله ایران بوده است.

تأکید برنامه‌های توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی ایران و لایحه بودجه سال ۱۳۹۳ کشور، از یک سو، و قانون هدفمند کردن یارانه‌ها از سوی دیگر، دولت را مکلف نموده است تا برنامه‌های خاصی به منظور مصرف بهینه انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی، از جمله بخش صنعت، داشته باشد. بررسی مطالعات تجربی انجام شده نشان می‌دهد که تاکنون مطالعه‌ای که به بررسی نحوه ارتباط بین مصرف انرژی و رشد تولیدات در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران بپردازد، انجام نشده است. در این راستا، هدف اصلی این مطالعه تبیین ارتباط بین متغیرهای مصرف انرژی ورشد تولید در بنگاه‌های بزرگ[۱] تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران در سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۷٤[۲] می‌باشد.

فرضیه اساسی که این مطالعه در پی ارائه پاسخ مناسب به آن می باشد، عبارتست از: با افزایش مصرف انرژی در بنگاه‌های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران، میزان تولیدات این بنگاه‌ها افزایش خواهد یافت. اطلاعات مورد استفاده در این تحقیق مربوط به ۲۰۳ بنگاه با ۵۰ نفر کارکن و بالاتر از صنایع تولید وسایل نقلیه موتوری، تولید بدنه– اتاق سازی– برای وسایل نقلیه موتوری و ساخت تریلر و نیم‌تریلر، تولید قطعات و ملحقات برای وسایل نقلیه موتوری و موتور آنها، تولید و تعمیر انواع کشتی، تولید و تعمیر انواع قایق و سایر شناورها به‌جز کشتی، تولید و تعمیر تجهیزات راه‌آهن، تولید انواع موتورسیکلت، تولید انواع دوچرخه و صندلی چرخدار معلولین و تولید سایر وسایل حمل و نقل طبقه‌بندی نشده در جای دیگر می‌باشد که از طرح‌های آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی با ۵۰ نفر کارکن و بالاتر کشور برای دوره

---

۱. منظور از بنگاه‌های بزرگ در این مقاله، بر اساس دسته‌بندی مرکز آمار ایران و طبقه‌بندی بین‌المللی استاندارد صنایع ISIC، بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران با ۵۰ نفر کارکن و بالاتر می‌باشد.

۲. آمار و اطلاعات خام مورد استفاده در این مقاله از طرح‌های آمارگیری از کارگاه‌های بزرگ صنعتی با ۵۰ نفر کارکن و بالاتر کشور اخذ شده است و سپس با استفاده از برنامه‌نویسی کامپیوتری، اطلاعات نهایی استخراج شده است. ضمناً دلیل انتخاب این دوره زمانی این است که اطلاعات جمع‌آوری شده از کارگاه‌های صنعتی ایران برای سال‌های قبل از ۱۳۷٤ منطبق با طبقه‌بندی قدیم ISIC بوده و از سال ۱۳۷٤ به بعد اطلاعات با طبقه‌بندی جدید گردآوری شده است و تیم تحقیق به منظور جلوگیری از اعمال سلیقه شخصی در تطبیق اطلاعات با طبقه‌بندی قدیم و جدید، از داده‌های سال ۱۳۷٤ به بعد استفاده نموده است. همچنین تا زمان اجرای این مطالعه (خرداد ماه ۱۳۹۳)، آخرین اطلاعات بنگاه‌های صنعتی کشور برای سال ۱۳۸۸ منتشر شده است.

۱۳۷٤-۱۳۸۸ استخراج شده است. همچنین به منظور بررسی رابطه علّی بین مصرف انرژی و ارزش تولیدات، از رهیافت علّیت گرنجر، گرنجر-هشیائو و تودا و یاماماتو در سال ۱۳۸٦ و به منظور تخمین مدل اقتصاد سنجی از رویکرد داده‌های تابلویی پویا برای دوره ۱۳۸۸-۱۳۷٤ استفاده شده است.

نتایج این مطالعه می‌تواند مورد بهره‌برداری مدیران و تولیدکنندگان فعال در صنایع تولید وسایل حمل و نقل، و به‌ویژه بنگاه‌های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران باشد. از این رو، این مطالعه، کاربردی بوده و نتایج آن در بحث مدیریت مصرف انرژی در کشور قابل استفاده می‌باشد. ضمن اینکه رویکرد دولت، کنترل و حذف یارانه‌ها، به‌خصوص یارانه انرژی در سال‌های اخیر بوده است و نتایج این مطالعه می‌تواند در این خصوص مورد استفاده قرار گیرد.

در ادامه، مقاله به‌صورت زیر سازماندهی شده است: پس از مقدمه، در قسمت دوم مقاله، به بررسی چارچوب نظری اثر مصرف انرژی بر ارزش تولیدات پرداخته شده و در ادامه، مطالعات تجربی تحقیق در قالب مطالعات داخلی و خارجی مرور می‌شود. در قسمت سوم به معرفی رهیافت علّیت گرنجر، گرنجر-هشیائو، تودا و یاماماتو و همچنین رویکرد داده‌های تابلویی پویا و مدل اقتصادسنجی پرداخته شده و در قسمت چهارم مقاله، تحلیل آماری، نتایج تخمین مدل و تحلیل نتایج ارائه می‌شوند. قسمت پنجم و پایانی مقاله نیز به جمع‌بندی و ارائه توصیه‌های سیاستی تحقیق، اختصاص یافته است.

۲- مبانی نظری و مطالعات تجربی

امروزه علاوه بر نهاده نیروی کار و سرمایه، انرژی نیز به عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید در بحث‌های اقتصادی مطرح است. لذا تولید تابعی از نهاده نیروی کار، سرمایه و انرژی خواهد بود.

$$Q = f(K, L, E) \qquad (۱)$$

در این رابطه Q محصول ناخالص داخلی، K نهاده سرمایه، L نهاده نیروی کار و E انرژی است. همچنین فرض بر این است که در بین میزان استفاده از این نهاده‌ها و سطح تولید رابطه مستقیم وجود دارد، به بیان ریاضی داریم:

$$\frac{\partial Q}{\partial K} > 0, \frac{\partial Q}{\partial L} > 0, \frac{\partial Q}{\partial E} > 0 \qquad (۲)$$

نهاده E می‌تواند توسط حامل‌های انرژی که شامل نفت، گاز، برق و زغال‌سنگ و ... است تأمین شود. از سوی دیگر مصرف انرژی تابعی معکوس از قیمت آن است و تغییر قیمت انرژی، اثری مهم در مصرف انرژی و در نتیجه تولید ناخالص داخلی دارد (ملکی، ۱۳۷۸، ٦).

استرن و کلولند (۲۰۰٤) با استفاده از ادبیات تابع تولید نئوکلاسیکی، عواملی که می‌توانند رابطهٔ بین مصرف انرژی و فعّالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهند، را مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها حالت کلی یک تابع تولید را به شکل زیر بیان می‌دارند:

(۳)

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

که در آن Q_i تولیدات مختلف اقتصادی از قبیل کالاهای تولیدی و خدمات، X_i نهاده‌های مختلف تولیدی از قبیل سرمایه، نیروی کار و غیره، E_i نهاده‌های متفاوت انرژی مانند نفت، زغال سنگ و غیره می‌باشد و A وضعیت تکنولوژیکی که به عنوان شاخص بهره‌وری کل عوامل تعریف شده است. در این تابع، رابطهٔ بین انرژی و تولید کل از قبیل تولید ناخالص داخلی می‌تواند به وسیلهٔ عواملی از قبیل جانشینی بین انرژی و دیگر نهاده‌ها، تغییرات تکنولوژیکی، تغییر در ترکیب نهادهٔ انرژی و تغییر در ترکیب محصول تولیدی تحت تأثیر قرار گیرد. تغییر در ترکیب دیگر نهاده‌ها- برای مثال انتقال از اقتصاد کاربر به اقتصاد سرمایه‌بر- نیز می‌تواند رابطهٔ بین انرژی و تولید را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین ممکن است متغیّر نهاده‌های X بهره‌وری کل عوامل را تحت تأثیر قرار دهد، که این بحث در مجموعهٔ تغییرات تکنولوژیکی مورد بررسی قرار می‌گیرد (استرن و کلولند[1]، ۲۰۰٤، ٤۲-۱).

برای تحلیل بیشتر رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی، دیدگاه‌های مختلفی ارائه شده است. بر این اساس اثر قیمت انرژی بر رشد اقتصادی، به نقش انرژی در ساختار تولید بستگی دارد. به این ترتیب، در صنایعی که انرژی به عنوان نهاده واسطه‌ای در تولید به کار می‌رود، افزایش قیمت آن بر

1. Stern & Celeveland (2004)

امکانات و میزان تولید اثر خواهد گذاشت و تولید ملی را کاهش می‌دهد. ایشان در ادامه، از تابع هزینه کل برای نشان دادن آن استفاده می‌کنند و تحلیل خود را بر اساس کشش هزینه تولید نسبت به قیمت انرژی انجام می‌دهند. اگر سرمایه و کار را جانشین انرژی در نظر بگیریم، افزایش در قیمت انرژی موجب افزایش در استفاده از هر دوعامل سرمایه و نیروی کار می‌شود و افزایش هزینه‌های تولید بر اثر افزایش قیمت انرژی، تخصیص عوامل تولید را تغییر داده و سهم نسبی تولید ناشی از دو عامل کار و سرمایه افزایش خواهد یافت.

در زمینه بررسی رابطه بین مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی در خارج و داخل کشور مطالعات متعددی صورت گرفته است که در هر یک از این مطالعات به صورت تک کشوری و بین کشوری و با بهره‌گیری از روش‌های مختلف علّیت در داده‌های سری زمانی و داده‌های تابلویی به بررسی رابطه علّی بین این دو متغیر پرداخته شده است.

اسکوالی[1] (۲۰۰۶) با استفاده از رویکرد تودا و یاماموتو به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد تولیدات را در کشورهای عضو اپک طی سال‌های (۲۰۰۳-۱۹۸۰) می‌پردازد و نتیجه می‌گیرد که رابطه بین این متغیرها در کشورهای مختلف یکسان نیست. ولد-رافائل[2] (۲۰۰۶) نیز نتیجه مشابه مطالعه قبلی را در بین ۱۷ کشور آفریقایی طی سال‌های (۲۰۰۱-۱۹۷۱) با همان رویکرد تودا و یاماموتو نتیجه‌گیری می‌نماید. هانگ و همکاران[3] (۲۰۰۸) با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته در داده‌های تابلویی (داده‌های تابلویی پویا) در ۸۲ کشور، در چهار گروه درآمدی متفاوت طی سال‌های (۲۰۰۲-۱۹۷۲) نتیجه مشابهی را می‌گیرند.

مهم‌ترین مطالعات خارجی و داخلی انجام شده در خصوص بررسی رابطه علّی بین مصرف انرژی، ارزش تولیدات و رشد تولیدات، که رابطه دوطرفه بین متغیرهای مصرف انرژی و رشد تولیدات را مورد توجه قرار داده‌اند، شامل مطالعه یانگ[4] (۲۰۰۰)، فاتای و همکاران[5] (۲۰۰٤)، سیدیکوا[6] (۲۰۰٤)، آلتین آی و کاراگول[7] (۲۰۰۵)، هونو[8] (۲۰۰۵)، چونتاناوات و همکاران[9] (۲۰۰٦)، موزامدر و ماراده[10] (۲۰۰۷)، لی و لی[11] (۲۰۱۰)، سینها[12] (۲۰۰۹)، اپرجیس و پاین[13] (۲۰۱۰)، بلک و همکاران[14] (۲۰۱۰)، اسو[15] (۲۰۱۰)، هوگو آلتومونته و همکاران[16] (۲۰۱۱)، قسیم قاضی و همکاران[17] (۲۰۱۲)، خیاط و حشمتی[18] (۲۰۱٤)، طاهری‌فرد و رحمانی (۱۳۷٦)، ملکی (۱۳۷۸)، شرزه‌ای و وحیدی (۱۳۷۹)، ابریشمی و مصطفایی (۱۳۸۰) و آرمن و زارع (۱۳۸٤) اشاره نمود.

از جمله مطالعات مهم دیگر داخل کشور، می‌توان به مطالعه بهبودی و همکاران (۱۳۸۷) اشاره نمود که با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد زیوت- اندریوز و آزمون هم‌جمعی گریگوری – هانسن طی سال‌های ۱۳۸٤-۱۳٤٦ رابطه بین متغیرهای مصرف انرژی و رشد تولیدات را مطالعه و نتیجه می‌گیرند که با در نظر گرفتن شکست ساختاری، رابطه بلندمدت مثبت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران وجود دارد. بهبودی و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه دیگری با استفاده از روش هم انباشتگی در داده‌های تابلویی به‌صورت بین کشوری و در ٦٤ کشور در حال توسعه و ١٤ کشور توسعه یافته طی سال‌های (۲۰۰٦-۱۹۷۰) رابطه بین این متغیرها را بررسی نموده و نتیجه می‌گیرند که رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها در بلندمدت در بین کشورها وجود دارد و همچنین میزان مصرف انرژی در کشورهای توسعه یافته بیشتر از کشورهای در حال توسعه است. آرمن و زارع (۱۳۸۸) نیز با استفاده ار رویکرد تودا و یاماموتو برای سال‌های ۱۳۸۵-۱۳٤٦

1. Squalli (2006)
2. Wolde-Rufael (2006)
3. Huang et al. (2008)
4. Yang (2000)
5. Fatai et al. (2004)
6. Siddiqui (2004)
7. Altinay & Karagol (2005)
8. Hoonu (2005)
9. Chontanawat et al. (2006)
10. Mozumder & Marathe (2007)
11. Lee & Lee (2010)
12. Sinha (2009)
13. Apergis & Payne (2010)
14. Belke et al. (2010)
15. ESSO (2010)
16. Hugo Altomonte et al. (2011)
17. Qasim Qazi et al. (2012)
18. Khayyat & Heshmati (2014)

رابطه بین این متغیرها را مورد بررسی قرار داده‌اند و نتیجه گرفته‌اند که یک رابطه علّیت گرنجری یک طرفه از مصرف انرژی در بخش خانگی و تجاری و مصرف انرژی در بخش حمل و نقل به رشد اقتصادی وجود دارد.

شفیعی و صبوری‌دیلمی (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به بررسی ضرورت بازنگری در شیوه تولید و مصرف انرژی در اقتصاد ایران پرداخته و بر مبنای یک تحلیل آماری، توصیفی و با توجه به هدر رفت منابع انرژی توسط مصرف‌کنندگان خانگی، تجاری، تولیدی کشاورزی و صنعتی و نیز هدر رفت حین تولید و انتقال، مصرف انرژی در ایران را دارای روند صعودی دانسته‌اند و نتیجه‌گیری می‌نمایند که ایران تا سال ۱٤۰٤ به وارد کننده انرژی در دنیا تبدیل خواهد شد.

حیدری و همکاران (۱۳۹۰) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین مصرف برق، قیمت برق و رشد اقتصادی در ایران پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که بین مصرف برق و رشد اقتصادی در دوره مورد بررسی یک رابطه منفی وجود داشته است.

فاضلی‌ویسری و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه مشابهی به تحلیل رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف برق در ایران می‌پردازند. نتایج این مطالعه بیانگر آن است که در بلندمدت بین مصرف انرژی الکتریکی و رشد اقتصادی ایران رابطه مستقیم وجود داشته است.

در خصوص جمع‌بندی مطالعات انجام شده خارجی و داخلی می‌توان بیان کرد که:

در ایران، مطالعه‌ای که با استفاده ازروش‌های علّیت گرنجر، تودا و یاماماتو، روش گرنجر- هشیائو و داده‌های تابلویی پویا برای بررسی رابطه علّی بین مصرف انرژی و ارزش تولیدات در بنگاه‌های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران پرداخته شده باشد، انجام نشده است. لذا این مطالعه از این جهت حائز اهمیت می‌باشد.

۳- مواد و روش‌ها

هدف اصلی این مطالعه بررسی اثر مصرف انرژی بر ارزش تولیدات در بنگاه‌های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران می‌باشد که برای این منظور از مدل رشد کلاسیکی به صورت زیر استفاده شده است:

$$Q = f(K, L, EN) \qquad (٤)$$

که در آن Q متغیر وابسته بوده و بیانگر ارزش تولیدات بنگاه‌های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران می‌باشد. همچنین K بیانگر میزان سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران، L تعداد نیروی کار و EN ارزش انرژی مصرفی در هر یک از بنگاه‌های بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران می‌باشد. فرم تصریح شده مدل مذکور به شکل زیر می‌باشد:

$$LQ = \alpha_{i,t} + \beta_1 LK_{i,t} + \beta_2 LL_{i,t} + \beta_3 LEN_{i,t} + U_{i,t} \qquad (٥)$$

که در آن از متغیرهای مدل ریاضی قبلی لگاریتم نپرین گرفته شده است.

در این بخش از مقاله و قبل از ورود به مبحث روش‌شناسی و تخمین مدل اقتصادسنجی، آمار و اطلاعات مورد بهره‌برداری در مقاله، در سطح ۱۱ کد چهاررقمی ISIC مربوط به صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران[1]، در جدول (۱) ارائه و در ادامه توصیف خواهند شد.

بر اساس اطلاعات جدول (۱) ملاحظه می‌شود که در سال ۱۳۸٦ و در بین صنایع مختلف تولید وسایل حمل و نقل در ایران، کمترین شدت انرژی (نسبت مصرف انرژی به ارزش تولیدات) در صنعت ٤ رقمی تولید وسایل نقلیه موتوری (۰/۰۰۱۸) و بالاترین شدت انرژی هم در صنعت تولید و تعمیر تجهیزات راه آهن (۰/۰۰۹) بوده است.

---

۱. قابل ذکر است که در تحقیق جاری از اطلاعات خام مربوط به ۲۰۳ بنگاه بزرگ تولیدکننده وسایل حمل و نقل در ایران از مجموعه کدهای ISIC مربوط به تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و ... شامل ۱۱ کد ٤ رقمی از طبقه‌بندی آیسیک استفاده شده است که به دلیل استفاده اطلاعات در سطح بنگاه، از یکسو نام بنگاه‌ها توسط مرکز آمار ایران در اختیار محققین قرار نمی‌گیرد و فقط کد شناسایی از آنها، آن هم برای سال‌های اخیر، ارائه می‌شود و شناسایی و رهگیری بنگاه‌ها و استخراج داده‌های آنها در طول سال‌های مختلف، زمان زیادی را از تیم تحقیق گرفته است، از سوی دیگر، به دلیل زیاد بودن تعداد بنگاه‌ها، ارائه اطلاعات آنها به‌صورت جدول، خیلی طولانی خواهد شد. از این‌رو اطلاعات مورد استفاده در سطح صنعت، و نه بنگاه، تنظیم و تحت عنوان جدول (۱) ارائه شده است. این جدول، اطلاعات آماری را برای ۱۱ کد ٤ رقمی از طبقه‌بندی آیسیک که تولیدکننده وسایل حمل و نقل در ایران می‌باشند، ارائه نموده است.

جدول (۱): ارزش تولیدات و نسبت مصرف انرژی به فروش در سطح ۱۱ کد چهاررقمی ISIC مربوط به صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران در سال ۱۳۸٦

ردیف	نام صنعت چهار رقمی	ارزش تولیدات (میلیون ریال)	ارزش انرژی مصرفی (میلیون ریال)	شدت انرژی*
۱	تولید وسایل نقلیه موتوری	۱۳٤۸۸۷۵۰۹	۲۳۰٦٦۰	۰/۰۰۱۸
۲	تولید بدنه، اتاقسازی، برای وسایل نقلیه موتوری و ...	۲۹۷۹۰۷۸	۷۱٦۱	۰/۰۰۲٤
۳	تولید قطعات و ملحقات برای وسایل نقلیه موتوری و ...	۳٤۱۸۳٤۰٦	۱۷۷۲۵۹	۰/۰۰۵۲
٤	تولید و تعمیر انواع کشتی	۲۷٦۵۱۲٦	۸۷۷۳	۰/۰۰۳۲
۵	تولید و تعمیر انواع قایق و سایر شناورها بهجز کشتی	۸٦۷۷۱	٦۲۱	۰/۰۰۷۱
٦	تولید و تعمیر تجهیزات راهآهن	٦۸۲۲۵۰	٦۱۰۹	۰/۰۰۹
۷	تولید وسایل نقلیه هوایی و فضایی	۵۷۹۲۳٤	۲٤٦۰	۰/۰۰٤۲
۸	تولید سایر وسایل حمل و نقل سنگین طبقهبندی نشده	۲۳۰۳۱٤۲	۹۷۹۳	۰/۰۰٤۳
۹	تولید انواع موتو سیکلت	۲۱۱۲۲۸۱	۸۵۸۳	۰/۰۰٤
۱۰	تولید انواع دوچرخه و صندلی چرخدار معلولین	۹۸۷۷٦	۸۵۷	۰/۰۰۸۷
۱۱	تولید سایر وسایل حمل و نقل سبک طبقهبندی نشده	۹۲۰۸٦	۳۵۳	۰/۰۰۳۹

*: شدت انرژی بهصورت نسبت مصرف انرژی به فروش در سطح هر یک از کدهای ٤ رقمی تعریف و محاسبه شده است.

مأخذ: آمار خام از طرحهای آمارگیری از کارگاههای صنعتی با ۵۰ نفر کارکن و بالاتر مرکز آمار ایران، ۱۳۸٦.

در ادامه به صورت اجمالی به معرفی آزمونهای علّیت گرنجر- هشیائو، تودا و یاماماتو و رویکرد دادههای تابلویی پویا پرداخته میشود.

۳-۱- آزمون علّیت گرنجر- هشیائو[1]

آزمون هشیائو در دو مرحله انجام میشود. در مرحله اول، مجموعهای از رگرسیونهای خودرگرسیو روی متغیر وابسته تخمین زده میشود. در معادله رگرسیون اول، متغیر وابسته یک وقفه خواهد داشت و در رگرسیونهای بعدی به ترتیب یک وقفه اضافه خواهد شد. m رگرسیونی که تخمین زده میشود به شکل زیر خواهد بود:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \qquad (٦)$$

در مرحله بعد، تعداد وقفه مناسب بر اساس معیار خطای نهایی پیشبینی (FPE)[2] تعیین میشود. در این روش طول وقفه بهینه متغیر X طول وقفهای است که حداقل معیار خطای نهایی پیشبینی را ایجاد کند. حال به منظور انجام علّیت گرنجری $FPE(m^*)$ را با $FPE(m^*,n^*)$ مقایسه میکنیم. اگر $FPE(m^*) < FPE(m^*,n^*)$ باشد، در نتیجه X علت گرنجری Y نیست. ولی اگر $FPE(m^*) > FPE(m^*,n^*)$ باشد، X علت گرنجری Y است. نکته مورد توجه در آزمون علّیت گرنجر هشیائو آن است که در این روش لازم است تمام متغیرها پایا باشند و در صورت ناپایایی متغیرها باید ابتدا از آنها تفاضلگیری نمود تا پایا شوند و سپس از تفاضل پایای آنها برای انجام آزمون استفاده کرد (هشیائو،۱۹۸۱، ۱۰٦-۸۵).

و سپس برای هر معادله رگرسیون معیار خطای نهایی پیشبینی (FPE) را به صورت زیر محاسبه مینماییم:

$$FPE(m) = \frac{T+m+1}{T-m-1} * \frac{ESS(m)}{T} \qquad (۷)$$

که در آن T حجم نمونه و ESS مجموع مربعات پسماند[3] است. طول وقفه بهینه (m^*) طول وقفهای خواهد بود که حداقل معیار خطای نهایی پیشبینی را ایجاد کند. در مرحله دوم، هنگامی که m^* تعیین شد، معادلات رگرسیونی به فرم زیر با وقفههایی که بر متغیر دیگر اعمال میشود، تخمین زده میشود:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{m} \beta_i Y_{t-i} + \gamma_j X_{t-j} + \varepsilon_{2t} \qquad (۸)$$

سپس، معیار خطای نهایی پیشبینی برای هر معادله رگرسیون با استفاده از رابطه زیر محاسبه میشود (هشیائو، ۱۹۸۱):

1. Hsiao Granger Causality

2. Final prediction error
3. Sum of squared error

$$FPE(m^*,n)=\frac{T+m^*+n+1}{T-m^*-n-1}*\frac{ESS(m^*,n)}{T} \quad (۹)$$

۳-۲- آزمون علّیت تودا و یاماماتو (TY)

تودا و یاماماتو در سال ۱۹۹۵ یک روش ساده به صورت تخمین یک مدل توضیح خود رگرسیون برداری (VAR) تعدیل یافته برای بررسی رابطه علّیت گرنجری پیشنهاد کردند. آنها استدلال می‌کنند که این روش حتی در صورت وجود یک رابطه هم‌جمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌های بهینه مدل VAR، (k) و سپس درجه پایایی ماکزیمم (d) را تعیین کرد و یک مدل خودتوضیح برداری را با تعداد وقفه های (k+d) تشکیل داد. فرایند انتخاب وقفه زمانی معتبر است که $k\geq d$ باشد.

(۱۰)

$$Y_t = \sum_{i=1}^{k+d} \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d} \theta_i X_{t-i} + u_t$$

(۱۱)

$$X_t = \sum_{i=1}^{k+d} \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d} \delta_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

برای آزمون این فرضیه که X علت گرنجری Y نیست، $\theta_i = 0$ را آزمون می‌کنیم. اگر این فرضیه رد نشود، در این صورت X علّیت گرنجری Y نخواهد بود (آرمن و زارع، ۱۳۸٤: ۱٤۰).

۳-۳- رویکرد داده‌های تابلویی پویا (DPD)

در بخش دیگر این مطالعه از رهیافت داده‌های تابلویی پویا در قالب تخمین‌زننده گشتاور تعمیم یافته استفاده شده است. دلیل استفاده از این روش نسبت به روش داده‌های تابلویی ایستا این است که به دلیل محدودیت آماری در مورد متغیرهای ارزش تولیدات، ارزش انرژی مصرفی در بنگاه‌های تولیدی وسائل حمل و نقل ایران برای سال‌های ماقبل ۱۳۷٤، استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی پویا برای داده‌های با دوره زمانی اندک مناسب بوده و لازم است پویایی مدل حفظ شود. از این‌رو متخصصان اقتصادسنجی برای رفع مشکل محدودیت زمانی در مورد دوره‌های زمانی اندک، روش داده‌های تابلویی پویا را به جای رهیافت داده‌های تابلویی ایستا پیشنهاد می‌کنند. علاوه بر این، اگر مشکل درون‌زایی بین متغیر و یا متغیرهای توضیحی وجود داشته باشد، این روش می‌تواند با به‌کارگیری متغیرهای ابزاری این نقیصه را برطرف نماید. در این روش به منظور حفظ سازگاری ضرایب برآورد شده لازم است از روش دومرحله‌ای استفاده شود. بدین ترتیب که ابتدا معتبر بودن متغیرهای ابزاری تعریف شده در مدل مورد آزمون قرار گیرد که برای این منظور از آزمون سارگان استفاده می‌شود. سپس در مرحله بعد مرتبه خود همبستگی جملات اختلال مورد آزمون قرار گیرد. زیرا در صورتی که مرتبه خود همبستگی جملات اختلال از مرتبه دو باشد، روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت و انفرادی کشورها روش مناسبی نخواهد بود.

برای بیان جبری روش گشتاور تعمیم یافته مدل پویای زیر را در نظر می‌گیریم:

$$y_{it}=\alpha y_{it-1}+\beta' X_{it}+\eta_i+\phi_t+\varepsilon_{it} \quad (۱۲)$$

در رابطه فوق، y متغیر وابسته، X بردار متغیرهای توضیحی، η بیانگر اثرات انفرادی یا ثابت کشورها، ϕ اثرات ثابت زمان، ε جمله اخلال و i و t به ترتیب نشانگر کشور و دوره زمانی می‌باشد. در تصریح مدل (۱۲)، فرض می‌شود که جملات اختلال دارای همبستگی با اثرات انفرادی یا اثرات ثابت کشورها و مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته نمی‌باشد. همچنین جملات اختلال از مدل با جزء اخلال ترکیبی به صورت زیر تبعیت می‌کند:

$$\varepsilon_{it}=\eta_i+\phi_t+\nu_{it} \quad (۱۳)$$

در رابطه فوق، η_i، دارای توزیع مستقل و یکسان با میانگین صفر و واریانس σ_η^2، ϕ_t بیانگر اثرات زمانی با میانگین صفر و واریانس σ_ϕ^2 و ν_t نیز جملات اختلال می‌باشد. در معادلات (۵) و (۱۳) ملاحظه می‌شود، y_{it} تابعی از η_i بوده لذا y_{it-1} نیز تابعی از η_i بوده و متغیر y_{it-1} در سمت راست معادله (۱۲) با جزء اخلال دارای همبستگی است. بنابراین تحت این شرایط، استفاده از تخمین زننده حداقل مربعات معمولی منجر به تورش و ناسازگاری برآوردکننده‌ها شده و لازم است از تخمین زننده دیگری مانند روش گشتاور

تعمیم یافته استفاده شود. این تخمین زننده مبتنی بر استفاده از مقادیر وقفه‌دار متغیر درون‌زا (y_{it}) و همچنین متغیرهای برون‌زای مدل به عنوان متغیرهای ابزاری می‌باشد. علاوه بر این در صورتی که η با برخی از متغیرهای توضیحی همبستگی داشته باشد، در آن صورت یکی از روش‌های مناسب برای حذف اثرات ثابت و انفرادی کشورها استفاده از روش تفاضل‌گیری مرتبه اول خواهد بود. زیرا در این حالت، استفاده از روش با اثرات ثابت منجر به تخمین‌زننده‌های تورش‌دار از ضرایب خواهد گردید و لازم است از رابطه (۱۲) تفاضل مرتبه اول گرفته شود. لذا در این وضعیت رابطه (۱۲) به رابطه زیر تبدیل می‌شود:

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{it-1} + \beta' \Delta X_{it} + \Delta \phi_t + \Delta \varepsilon_{it} \qquad (۱۴)$$

در رابطه (۱۴)، تفاضل وقفه‌دار متغیر وابسته (Δy_{it-1}) با تفاضل مرتبه اول جملات اختلال ($\Delta \varepsilon_{it}$) دارای همبستگی بوده و همچنین مشکل درون‌زایی مربوط به برخی متغیرهای توضیحی وجود دارد که در مدل ملحوظ نشده است. از این‌رو لازم است برای برطرف کردن این مشکل از متغیرهای ابزاری در مدل استفاده شود. بنابراین شرایط گشتاوری زیر در مورد رابطه (۱۴) صادق می‌باشد:

$$E(y_{it-s}\Delta\varepsilon_{it}) = 0 \quad s \geq 2; t = 3,4,...,T \qquad (۱۵)$$

$$E(X_{it-s}\Delta\varepsilon_{it}) = 0 \quad , s \geq 2; t = 3,4,...,T \qquad (۱۶)$$

برای تخمین پارامترهای رابطه (۱۴)، از ماتریس متغیرهای ابزاری به صورت زیر استفاده می‌شود:

(۱۷)

$$z_i = diag(y_{i1}, y_{i2},..., y_{it-2}, X_{i1}, X_{u2},..., X_{it-2})$$

بنابراین تخمین زننده‌های روش گشتاور تعمیم یافته که با $\hat{\delta}$ نمایش داده می‌شود به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\hat{\delta} = (B' z A_N z' B)^{-1} B' z A_N z' Y \qquad (۱۸)$$

در ادامه و پس از تخمین ضرایب لازم است از آزمون سارگان برای بررسی معتبر بودن متغیرهای ابزاری تعریف شده در مدل و بیش از حد مشخص بودن معادله استفاده شود. علاوه بر این باید مرتبه خودرگرسیونی جملات اختلال نیز مورد آزمون قرار گیرد. زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت در صورتی روش مناسبی است که مرتبه خود همبستگی جملات اختلال از مرتبه دو نباشد. آزمون سارگان[1] (۱۹۵۸) به صورت مجانبی دارای توزیع χ^2 بوده که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$S = \hat{\varepsilon}' z (\sum_{i=1}^{N} z_i' H_i z_i)^{-1} z' \hat{\varepsilon} \qquad (۱۹)$$

در این آزمون، $\hat{\varepsilon} = Y - X\hat{\delta}$ ، $\hat{\delta}$ ماتریس $k \times 1$ از ضرایب برآورد شده، z ماتریس متغیرهای ابزاری و H ماتریس مربع با ابعاد (T-q-1) می‌باشد که در آن T تعداد مشاهدات و q تعداد متغیرهای توضیحی مدل می‌باشد. در این آزمون اگر فرضیه صفر رد نشود، در آن صورت متغیرهای ابزاری تعریف شده در مدل معتبر بوده و مدل نیاز به تعریف متغیرهای ابزاری بیشتر ندارد. اما در صورت رد فرضیه صفر متغیرهای ابزاری تعریف شده ناکافی و نامناسب بوده و لازم است متغیرهای ابزاری مناسبتری برای مدل تعریف شود. علاوه بر این آرلانو و باند[2] (۱۹۹۱) آماره آزمونی را برای بررسی مرتبه خود همبستگی جملات اختلال پیشنهاد می‌کنند که به صورت مجانبی دارای توزیع نرمال استاندارد بوده و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$m2 = \frac{\hat{\varepsilon}_{-2}' \hat{\varepsilon}_*}{\hat{\varepsilon}^{1/2}} \sim N(0,1) \qquad (۲۰)$$

در این آزمون $\hat{\varepsilon}_{-2}$ بردار جملات اختلال با دو وقفه زمانی بوده و ε^* بردار $\sum_{i=1}^{N}(T_i - 4) * 1$ از جملات اختلال سازگار با $\hat{\varepsilon}_{-2}$ می‌باشد. در این آزمون در صورت رد فرضیه صفر مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از مرتبه دوم بوده و در صورتی که فرضیه صفر رد نشود جملات اختلال از خود همبستگی مرتبه اول برخوردار می‌باشند. در این شرایط استفاده از روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت نسبت به روش انحرافات متعامد[3] روش مطلوب و مناسبی خواهد بود (آرلانو و باند، ۱۹۹۱، ۲۹۷-۲۷۷).

با در نظر گرفتن این ملاحظات در مورد رهیافت داده‌های

1. Sargan (1958)
2. Arellano & Bond(1991)
3. Orthogonal Deviations

تابلویی پویا و با گرفتن تفاضل مرتبه اول از طرفین معادله خواهیم داشت:

(۲۱)

$$LQ = \alpha_{i,t} + \beta_1 LK_{i,t} + \beta_2 LL_{i,t} + \beta_3 LEN_{i,t} + U_{i,t}$$

$$LQ_{i,t} - LQ_{i,t-1} = \beta_1(LK_{i,t} - LK_{i,t-1}) + \beta_2(LL_{i,t} - LL_{i,t-1}) + \beta_3(LEN_{i,t} - LEN_{i,t-1}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})$$

اگر در معادله فوق، مقدار وقفه دار متغیر وابسته (لگاریتم ارزش تولیدات) را به سمت راست منتقل نماییم، خواهیم داشت:

(۲۲)

$$LQ_{i,t} = \beta_1(LK_{i,t} - LK_{i,t-1}) + \beta_2(LL_{i,t} - LL_{i,t-1}) + \beta_3(LEN_{i,t} - LEN_{i,t-1}) + LQ_{i,t-1} + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})$$

در معادله فوق فرض می‌شود $Cov(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t-1}) = 0$ برقرار بوده و $Cov(X, \varepsilon_{i,t}) = 0$ می‌باشد. که در آن بردار X، بردار متغیرهای توضیحی مدل مذکور است. به این معنی که کواریانس بین جملات اختلال در دو دوره متوالی، صفر بوده و کواریانس متغیرهای توضیحی با جملات اختلال نیز صفر است. در روش آرلانو و باند از ماتریس متغیرهای ابزاری برای ایجاد تخمین زننده‌های سازگار استفاده شده و آماره آزمون سارگان برای تعیین مشخص بودن معادله مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این آزمون اگر فرض صفر پذیرفته شود، بیانگر این است که معادله بیش از حد مشخص بوده و مدل به متغیرهای ابزاری نیازمند است. بنابراین باید از مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته به عنوان متغیرهای ابزاری برای رفع همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال استفاده نمود. علاوه بر این با توجه به اینکه در استفاده از روش تفاضل‌گیری مرتبه اول، جملات اختلال از فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول پیروی می‌کنند، لذا برای اینکه روش آرلانو و باند منجر به تخمین زننده‌های سازگار مدل شود لازم است مرتبه خودرگرسیونی جملات اختلال مورد آزمون قرار گیرد (آرلانو و باند، ۱۹۹۱، ۲۸۷-۲۸٦). لازم به ذکر است که روش آرلانو و باند در صورتی به تخمین زننده‌های سازگار می‌انجامد که مرتبه خودرگرسیونی جمله اختلال از مرتبه ۲ نباشد. زیرا بر اساس روش تفاضل مرتبه اول، جملات اختلال از فرایند مرتبه اول تبعیت می‌کنند.

٤- نتایج تجربی

در این بخش از تحقیق، ابتدا به منظور بررسی صحت مدل‌سازی مدل‌های (۲۱) و (۲۲) بر اساس رویکرد دینامیکی تفاضل مرتبه اول، که در آنها، از متغیر ارزش تولیدات به‌عنوان متغیر وابسته و از متغیر ارزش انرژی مصرفی، به‌عنوان متغیر مستقل استفاده شده است، ابتدا با استفاده از رویکرد علّیت تودا و یاماموتو، جهت علّیت گرنجری بین متغیرهای مصرف انرژی و ارزش تولیدات در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران، طی دوره مورد بررسی، تعیین و در ادامه، به تخمین مدل‌های دینامیکی فوق با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی پویا پرداخته خواهد شد.

با توجه به این که دوره مورد بررسی در این تحقیق۱۵ سال می باشد و برای آزمون علّیت استاندارد گرنجری نیاز به بررسی رابطه بلندمدت و هم‌جمعی بین متغیرها می‌باشد و با توجه به این که در آزمون علّیت تودا و یاماماتو اطلاع در مورد ویژگی‌های هم‌جمعی سیستم ضروری نیست، بنابراین در این تحقیق به منظور بررسی رابطه علّیت گرنجری بین متغیرها از روش تودا و یاماماتو استفاده می‌شود.

آزمون‌های متداول ریشه واحد نظیر دیکی- فولر و دیکی- فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون که برای داده‌های سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرند، در مورد داده‌های تابلویی از توان آزمون پایینی برخوردار بوده و دارای تورش به سمت قبول فرضیه صفر می‌باشند.

یکی از آماره آزمون‌هایی که برای حل این مشکل پیشنهاد می‌شود، استفاده از آزمون هریس-تزاوا[1] است. مزیت این آماره آزمون نسبت به سایر آماره‌های آزمون ریشه واحد در داده‌های تابلویی نظیر آزمون لوین و همکاران[2] و ایم، پسران و شین[3] این است که این آماره آزمون در نمونه‌های با حجم بیشتر و دوره زمانی اندک، نسبت به سایر آزمون‌های ریشه واحد، آزمون مناسب و قوی‌تری می‌باشد. از این‌رو در این مطالعه با توجه به محدود بودن دوره زمانی مورد مطالعه و همچنین تعداد نسبتاً زیاد بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل مورد

1. Harris-Tzava
2. Levin, Lin & Chou
3. Im, Pesaran & Shin

مطالعه، از این آماره آزمون برای بررسی پایایی متغیرهای مصرف انرژی، ارزش تولیدات، نیروی کار و سرمایه‌گذاری استفاده شده است. فرضیه صفر این آماره آزمون بیانگر این امر است که متغیر مورد نظر ناپایا است. نتایج این آزمون در جدول (۲) بیان شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون پایایی متغیرهای مدل در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران

متغیر	آماره آزمون	ارزش احتمال (PV)	رد یا عدم رد فرضیه صفر	پایایی و ناپایایی متغیر
LQ	۳/۵۱	۰/۹۹۵	عدم رد فرضیه صفر	ناپایا
LEN	۷/۰۹	۱/۰۰۰	عدم رد فرضیه صفر	ناپایا
LK	٤/۰۲	۰/۹۹۵	عدم رد فرضیه صفر	ناپایا
LL	۳/۹۰	۰/۹۹۵	عدم رد فرضیه صفر	ناپایا
D(LQ)	-۷/٤۰	۰/۰۰۰	رد فرضیه صفر	پایا
D(LEN)	-۳/۰٦	۰/۰۰۵	رد فرضیه صفر	پایا
D(LK)	-۱۰/۳٦	۰/۰۰۱	رد فرضیه صفر	پایا
D(LL)	-۳/۹۹	۰/۰۰۲	رد فرضیه صفر	پایا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس آزمون هریس، نتایج حاصل از بررسی پایایی متغیرهای مدل نشان می‌دهد که تمامی متغیرها، در سطح ناپایا می‌باشند. همچنین بررسی پایایی متغیرها در تفاضل مرتبه اول و بر اساس نتایج همین آزمون، بیانگر آن است که متغیرها با یک مرتبه تفاضل‌گیری، پایا شده‌اند.

در ادامه و قبل از بررسی رابطه علّی کوتاه‌مدت بین متغیرهای ارزش تولیدات صنایع تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران و ارزش انرژی مصرفی، بر اساس آزمون‌های تودا و یاماماتو و علّیت هشیائو، کشش ارزش تولیدات نسبت به متغیرهای نیروی کار، سرمایه‌گذاری و انرژی مصرفی در داده‌های تابلویی محاسبه شده است. برای این منظور ابتدا با بهره‌گیری از آماره آزمون F لیمر، مناسب بودن روش داده‌های تابلویی در مقابل روش حداقل مربعات تجمیع شده آزمون شده که نتایج دلالت بر استفاده از روش داده‌های تابلویی برای برآورد تابع تولید دارد. مقدار آماره F لیمر برابر با ۱۲/۳۱ بوده که از مقدار بحرانی بزرگ‌تر می‌باشد.

در مرحله بعد، به منظور انتخاب روش مناسب از بین روش با اثرات ثابت و تصادفی از آماره آزمون هاسمن استفاده شده که مقدار آماره آزمون هاسمن با توزیع کای دو برابر با ۱٤۹/۸۷ می‌باشد. به عبارت دیگر فرضیه صفر مبنی بر استفاده از روش با اثرات تصادفی رد شده و می‌توان برای تخمین تابع تولید از روش با اثرات ثابت استفاده نمود. در جدول (۳) نتایج برآورد تابع تولید به روش اثرات ثابت ارائه شده است:

جدول (۳): نتایج برآورد تابع ارزش تولیدات صنایع تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران به روش اثرات ثابت

عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی	ضریب	مقدار آماره t	ارزش احتمال
C	۱/۲۳	۱/۰۱	۰/۰٤۷
LL	۰/۱٦	۳/۸۳	۰/۰۰۰
LK	۰/۷۳	۵/٦۳	۰/۰۰۰
LEN	۰/۳۱	۱۵/٦٦	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۳) بیانگر این است که متغیرهای نیروی کار، سرمایه‌گذاری و مصرف انرژی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ارزش تولیدات صنایع تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران داشته و کشش ارزش تولیدات نسبت به نیروی کار، سرمایه‌گذاری و انرژی به ترتیب برابر با ۰/۱٦، ۰/۷۳ و ۰/۳۱ بوده که مجموع کشش‌ها بزرگ‌تر از یک می‌باشد. به عبارت دیگر بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس برای عوامل تولید نیروی کار، سرمایه و انرژی، در صنایع تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران در دوره زمانی مورد بررسی برقرار می‌باشد.

در ادامه به بررسی رابطه علّی کوتاه‌مدت بین متغیرهای ارزش تولیدات بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل در ایران و ارزش انرژی مصرفی بر اساس آزمون‌های تودا و یاماماتو پرداخته می‌شود. به منظور استخراج جهت علّیت بین متغیرهای ارزش تولیدات و انرژی مصرفی در بنگاه‌های تولیدی وسایل حمل و نقل ایران، از نتایج آزمون والد و الگوی خودرگرسیونی در داده‌های تابلویی[1]، استفاده شده است. از آنجا که در این مطالعه تعداد مشاهدات بزرگ‌تر از ۱۰۰

1. Panel VAR

می‌باشد، لذا می‌توان برای تعیین طول وقفه بهینه الگوی خودرگرسیون برداری از معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) استفاده نمود. نتایج در جدول (٤) گزارش شده است:

جدول (٤): نتایج تعیین وقفه بهینه مدل VAR

طول وقفه	معیار اطلاعاتی AIC	معیار اطلاعاتی SC	معیار اطلاعاتی HQ	معیار اطلاعاتی FPE
۰	-۲/۳٦	-۲/۷٥	-۲/۳۲	1.10e-06
۱	*-۱۰/۸۹	*-۱۰/٤٤	*-۱۰/۷۱	2.18e-10*
۲	-۱۰/۸۸	-۱۰/۰۷	-۱۰/٥٥	2.20e-10

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (٤) می‌توان بیان کرد که وقفه بهینه مدل خودرگرسیون برداری برای تمامی معیارهای اطلاعاتی برابر با یک می‌باشد.

در ادامه با توجه به وقفه بهینه تعیین شده برای مدل VAR و نیز تعیین ماکزیمم مرتبه پایایی مدل، دو مدل رگرسیون برای بررسی رابطه علّی بین دو متغیر مصرف انرژی و ارزش تولیدات در صنایع حمل و نقل ایران برآورد شده که نتایج به‌صورت جدول (٥) می‌باشد:

جدول (٥): نتایج برآورد مدل برای بررسی رابطه علّی از سوی مصرف انرژی به تولید در بنگاه‌های تولیدی وسایل حمل و نقل ایران

عرض از مبدأ و متغیرهای توضیحی	ضریب	مقدار آماره t	ارزش احتمال (PV)
C	۳/٦٦	٥/۹٤	۰/۰۰۰
LVP(-1)	۰/٥٥	٦/٤۱	۰/۰۰۰
LVP(-2)	۰/۰۲	۰/۲۳	۰/۸۷
LENER(-1)	۰/۲۲	۳/٤٥	۰/۰۰۷
LENER(-2)	۰/۰٤	۰/٦۲	۰/٥۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق بیانگر این است که وقفه مرتبه اول متغیر مصرف انرژی دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر ارزش تولیدات در صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران است. در حالی‌که وقفه مرتبه دوم متغیر ارزش انرژی مصرفی، تأثیر معنی‌دار بر ارزش تولیدات صنایع نامبرده ندارد.

در ادامه برای بررسی رابطه علّی از سوی متغیر مصرف انرژی به متغیر ارزش تولیدات در صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران از آزمون والد استفاده شده است. این آزمون دارای توزیع کای-دو بوده و برای انجام این آزمون، مجموع ضرایب وقفه اول و دوم متغیر لگاریتم مصرف انرژی برابر با صفر قرار داده شده است. نتایج این آزمون در جدول (٦) خلاصه شده است:

جدول (٦): نتایج آزمون والد برای بررسی رابطه علّی از سوی مصرف انرژی به تولید

مقدار آماره آزمون کای-دو	درجه آزادی (تعداد محدودیت-ها)	مقدار بحرانی	ارزش احتمال (PV)
٦/۳۱	۱	۳/۸٤	۰/۰۱۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (٦) می‌توان بیان کرد که مقدار آماره کای- دو از مقدار بحرانی بزرگ‌تر بوده و لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه علّی از سوی مصرف انرژی به ارزش تولیدات در صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران در سطح معنی‌دار ٥ درصد رد می‌شود. بنابراین رابطه علّی از سوی مصرف انرژی به تولید در این صنایع برقرار می‌باشد.

به منظور بررسی رابطه علّی از سوی ارزش تولیدات به مصرف انرژی، مجدداً مدل با در نظر گرفتن متغیر مصرف انرژی به عنوان متغیر وابسته برآورد شده است که نتایج دلالت بر عدم معنی‌داری ضرایب وقفه‌دار متغیر ارزش افزوده دارد. مقدار آماره کای- دو در این حالت برابر با ۲/٥٤ بوده که از مقدار بحرانی آن (۳/۸٤) کوچکتر است. از این‌رو فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه علّی از سوی ارزش افزوده به تولید در صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران در سطح معنی‌دار ٥ درصد رد نشده و رابطه علّی صرفاً یک رابطه علّی یک سویه از مصرف انرژی به تولید در این صنایع می‌باشد.

در ادامه، با استفاده از روش علّیت گرنجر- هشیائو برای بررسی رابطه علّی کوتاه مدت بین متغیرهای ارزش تولیدات صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران و ارزش انرژی مصرفی و بر اساس معیار اطلاعاتی آکائیک، وقفه بهینه برای متغیرهای لگاریتم ارزش تولیدات و مصرف انرژی صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران تعیین شده است. نتایج در جدول (۷) گزارش شده است:

جدول (۷): تعیین وقفه بهینه برای متغیر وابسته در هر دو معادله

متغیر وابسته در هر معادله	طول وقفه بهینه (m*)	معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)	معیار خطای پیش بینی نهایی (FPE(m*)) برای هر معادله
LQ	۱	۲/۵۸	۰/۷۸
LEN	۱	۲/۵۹	۰/۷۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول مربوط به تعیین وقفه بهینه دلالت بر این دارد که برای دو متغیر لگاریتم ارزش تولیدات و مصرف انرژی در صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران، وقفه بهینه برابر با یک بوده و معیار اطلاعاتی آکائیک به ترتیب برابر با ۲/۵۸ و ۲/۵۹ می‌باشد. لازم به ذکر است که با اضافه نمودن وقفه‌های بالاتر برای هر دو متغیر در هر معادله رگرسیون، مقدار آماره آکائیک و خطای پیش‌بینی افزایش یافته و کمترین مقدار خطای پیش‌بینی نهایی برای هر معادله زمانی است که هر دو متغیر در هر معادله با یک وقفه برآورد شوند.

در ادامه، در هر معادله، مقدار وقفه‌دار هر دو متغیر لگاریتم مصرف انرژی و ارزش تولیدات صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران اضافه شده و وقفه بهینه برای متغیرهای توضیحی محاسبه می‌شود. پس از محاسبه وقفه بهینه متغیرهای توضیحی (n*)، خطای پیش‌بینی نهایی برای m* و n* با m* مقایسه شده و در صورتی که FPE(m*,n*) کمتر از FPE(m*) باشد، علّیت از سوی متغیر X به Y برقرار می‌باشد. در جدول (۸) برای هر دو معادله رگرسیون وقفه بهینه برای متغیرهای توضیحی تعیین شده و مقدار FPE(m*,n*) برای هر دو حالت محاسبه شده است:

جدول (۸): تعیین وقفه بهینه برای متغیرهای توضیحی در هر دو معادله

متغیر وابسته در هر معادله	طول وقفه بهینه (n*)	معیار اطلاعاتی آکائیک (AIC)	معیار خطای پیش بینی نهایی (FPE(m*,n*))
LQ	۱	۲/۵۵	۰/۷۵
LEN	۱	۲/۶	۰/۸۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۸) ملاحظه می‌شود که وقفه بهینه هر دو متغیر توضیحی در هر دو معادله برابر با یک بوده و معیار اطلاعاتی آکائیک به ترتیب برابر با ۲/۵۵ و ۲/۶ می‌باشد. به عبارت دیگر در معادله مربوط به متغیر لگاریتم ارزش افزوده، متغیر لگاریتم مصرف انرژی را می‌توان با یک وقفه لحاظ نمود و لحاظ نمودن وقفه‌های بالاتر این متغیر منجر به افزایش معیار اطلاعاتی آکائیک می‌شود. علاوه بر این، خطای پیش‌بینی نهایی (FPE(m*,n*)) در معادله لگاریتم ارزش افزوده برابر با ۰/۷۵ بوده که کمتر از FPE(m*) یعنی ۰/۷۸ است. از آنجا که FPE(m*,n*) کوچکتر از FPE(m*) می‌باشد، لذا رابطه علّی از سوی متغیر مصرف انرژی به ارزش تولیدات در صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران برقرار است.

همچنین برای معادله مربوط به لگاریتم مصرف انرژی، مقدار FPE(m*,n*) برابر با ۰/۸۱ بوده که بزرگ‌تر از FPE(m*) یا ۰/۷۹ است، از این‌رو بر اساس رهیافت علّیت گرنجر- هشیائو رابطه علّی از سوی ارزش تولیدات به مصرف انرژی در صنایع تولید وسایل حمل و نقل ایران برقرار بوده و صرفاً رابطه علّی در این صنایع و در دوره مورد بررسی، یک رابطه علّی یک سویه می‌باشد.

این نتیجه در مدل‌های (۲۱) و (۲۲) مورد استفاده قرار گرفته است. بر این اساس در مدلسازی مدل‌های (۲۱) و (۲۲)، که در ادامه مقاله با رویکرد داده‌های تابلویی پویا به تخمین آنها در سطح بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل در ایران پرداخته خواهد شد، متغیرهای وابسته و مستقل به ترتیب ارزش تولیدات و ارزش انرژی مصرفی می‌باشند که برای اندازه‌گیری متغیر ارزش انرژی مصرفی و استفاده آن در تخمین روابط فوق، از شاخص شدت انرژی مصرفی، که به‌صورت نسبت انرژی مصرفی به ارزش تولیدات بنگاه‌های تولیدی وسایل حمل و نقل ایران، محاسبه شده است، استفاده خواهد شد.

در ادامه به منظور بررسی رابطه بین ارزش انرژی مصرفی و ارزش تولیدات در بنگاه‌های تولیدی وسائل حمل و نقل ایران، با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی پویا به تخمین مدل پرداخته خواهد شد. در این روش، قبل از تخمین مدل باید مشخص بودن معادله یا معتبر بودن متغیرهای ابزاری مورد

استفاده در مدل[1] مورد آزمون قرار گیرد. برای این امر از آماره آزمون سارگان[2] که مبتنی بر آزمون J می‌باشد استفاده می‌شود. نتایج آزمون سارگان در جدول (۹) ارائه شده است:

جدول (۹): نتایج آزمون سارگان در بنگاه‌های تولیدی وسایل حمل و نقل ایران

مقدار آماره χ^2	درجه آزادی	ارزش احتمال (pv)
۱۰/٦٦	۱۰	۰/۲۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۹)، ملاحظه می‌شود فرضیه صفر مبنی بر مشخص بودن معادله رد نمی‌شود. بنابراین استفاده از متغیرهای ابزاری برای کنترل همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال در مدل ضروری بوده و متغیر ابزاری تعریف شده در مدل (مقدار وقفه‌دار اول متغیر وابسته) معتبر می‌باشد. در ادامه به تخمین مدل با در نظر گرفتن متغیرهای ابزاری پرداخته می‌شود. نتایج به صورت جدول (۱۰) می‌باشد:

جدول (۱۰): نتایج تخمین مدل (متغیر وابسته LQt)[3] در بنگاه‌های تولیدی وسایل حمل و نقل ایران

نام متغیر	ضریب	ارزش احتمال (PV)
LK	۱/۰٦	۰/۰۰۱
LQ_{t-1}	۰/۳۰	۰/۰۰۱
LL	۰/۱۸	۰/۰۰۲
LEN	۰/۲٤	۰/۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج فوق می‌توان بیان کرد که در سال‌های ۱۳۸٦-۱۳۷۹ و در بنگاه‌های تولیدی وسایل حمل و نقل ایران، متغیرهای سرمایه‌گذاری، نیروی کار، مصرف انرژی و مقدار وقفه‌دار متغیر ارزش تولیدات تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ارزش تولیدات در بنگاه‌های تولیدی وسایل حمل و نقل ایران داشته‌اند، که این نتایج با انتظارات نظری کاملاً سازگار است. همچنین با ملاحظه کشش‌های به‌دست آمده در جدول (۱۰)، ملاحظه می‌شود که: اولاً ضریب کشش به‌دست آمده برای متغیر مصرف انرژی معادل ۰/۲٤ است. ثانیاً کشش ارزش تولیدات نسبت به نیروی کار معادل ۰/۱۸ است. ثالثاً کشش ارزش تولیدات نسبت به متغیر سرمایه‌گذاری برابر ۱/۰٦ بوده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مقدار عددی این کشش نسبت به سایر متغیرها بیشتر است. به این مفهوم که افزایش سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران طی دوره مورد بررسی، اثر بیشتری بر ارتقاء ارزش تولیدات این بنگاه‌ها، در مقایسه با افزایش استخدام نیروی کار یا مصرف انرژی داشته است. این نکته بیانگر این است که تغییرات تکنولوژی تولید در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران، از کاربر به سرمایه‌بر می‌تواند منجر به افزایش ارزش محصولات این بنگاه‌ها گردد. البته بررسی قابلیت جانشینی عوامل تولید و توجیه اقتصادی این امر از جهت مقایسه قیمت عوامل تولید، در این مطالعه بررسی نشده است.

ضریب مربوط به مقدار وقفه‌دار ارزش تولیدات نیز معادل ۰/۳۰ برآورد شده است که نشان می‌دهد در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران و طی دوره مورد بررسی، ارزش تولیدات بنگاه‌های مذکور به مقدار ارزش تولیدات این بنگاه‌ها در دوره قبل بستگی دارد و از این رو متغیر ارزش تولیدات برآورد شده در این تحقیق، از یک مدل پویا تبعیت می‌نماید.

در ادامه این مطالعه وجود مرتبه خودرگرسیونی بین جملات اختلال در روش آرلانو و باند مورد آزمون قرار می‌گیرد. بر اساس نتایج به دست آمده از بررسی خود رگرسیونی بین جملات اختلال، مرتبه خودرگرسیونی از مرتبه یک بوده و از مرتبه دو نمی‌باشد. بنابراین با توجه به اینکه در روش آرلانو و باند از تفاضل مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت استفاده می‌شود، لذا در صورتی که خودرگرسیونی از مرتبه‌ای بیش از دو باشد، در آن صورت تخمین زننده‌های مربوطه دارای خاصیت سازگاری نخواهند بود (آرلانو و باند، ۱۹۹۱، ۲۸۷). با توجه به این نکته در این مطالعه وجود خودرگرسیونی مرتبه اول تأیید شده و تخمین زننده‌ها دارای ویژگی سازگاری می‌باشند. به عبارت دیگر روش آرلانو و باند روش مناسبی

---

۱. در این مطالعه از مقدار وقفه‌دار اول متغیر لگاریتم ارزش تولیدات در بنگاه‌های تولیدی وسایل حمل و نقل ایران به عنوان متغیر ابزاری در مدل استفاده شده است.

2. Sargan Test

۳. شایان ذکر است که بر اساس روش آرلانو و باند (AB) متغیرهای وابسته و توضیحی در شکل استاندارد خود به صورت تفاضل مرتبه اول می‌باشند.

برای تخمین مدل بوده و نیازی به تخمین مدل بر مبنای سایر روش‌های پویا نظیر بلاندل و باند نمی‌باشد. نتایج آزمون آرلانو و باند در جدول (۱۱) ارائه شده است:

جدول (۱۱): نتایج آزمون آرلانو و باند (تعیین مرتبه خودهمبستگی بین جملات اختلال تفاضل‌گیری شده)

مرتبه خود همبستگی	مقدار آماره آزمون Z	ارزش احتمال
۱	-۱/۰۸	۰/۰۵
۲	-۱/۲۳	۰/۱۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۱۱) می‌توان بیان کرد که مقدار آماره آزمون Z برای مرتبه اول برابر با ۱/۰۸- بوده و برای مرتبه دوم ۱/۲۳- می‌باشد، لذا فرضیه صفر برای مرتبه اول رد گردیده در حالی‌که برای مرتبه دوم این فرضیه قابل رد نمی‌باشد. از این‌رو می‌توان بیان کرد که مرتبه خودهمبستگی بین جملات اختلال از مرتبه یک بوده و روش آرلانو و باند روش مناسبی برای تخمین مدل و حفظ سازگاری ضرایب می‌باشد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه با هدف بررسی رابطه علّی کوتاه‌مدت بین متغیرهای رشد تولیدات بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران و مصرف انرژی این بنگاه‌ها طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۷٤ می‌باشد. برای این منظور از رهیافت علّیت گرنجر و گرنجر- هشیائو در داده‌های تابلویی استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران، دلالت بر این دارد که بر اساس هر دو رهیافت مورد مطالعه، یک رابطه علّی یک طرفه از سوی مصرف انرژی به ارزش تولیدات این بنگاه‌ها برقرار می‌باشد. به عبارت دیگر افزایش مصرف انرژی علّیت افزایش ارزش تولیدات بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران می‌باشد. نتایج به دست آمده در این مطالعه با مطالعات تجربی مرور شده در این مقاله، سازگار می‌باشد. با توجه به نتایج به دست آمده از این مطالعه می‌توان بیان کرد که مصرف انرژی از عوامل تعیین کننده ارزش تولیدات بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل در ایران طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۷٤ بوده است. از آنجا که افزایش مصرف انرژی می‌تواند منجر به بهبود تولیدات بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل در ایران شود، لذا مهم‌ترین توصیه سیاستی این مطالعه آن است که برنامه‌ریزان اقتصادی با اعمال سیاست‌های بهینه مصرف انرژی ضمن افزایش بازدهی مصرف انرژی به عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید، زمینه‌های تقویت و افزایش ارزش تولیدات بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل در ایران را فراهم آورند تا از این طریق منجر به افزایش رشد بخش حمل و نقل در ایران گردند.

همچنین بر اساس نتایج این مطالعه، افزایش سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران طی دوره مورد بررسی، اثر بیشتری بر ارتقاء ارزش تولیدات این بنگاه‌ها، در مقایسه با افزایش استخدام نیروی کار و یا مصرف انرژی داشته است. این نکته بیانگر این است که تغییرات تکنولوژی تولید در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران، از کاربر به سرمایه‌بر می‌تواند منجر به افزایش ارزش محصولات این بنگاه‌ها گردد. البته بررسی قابلیت جانشینی عوامل تولید به لحاظ فنی در بنگاه‌های تولیدکننده وسایل حمل و نقل ایران و توجیه اقتصادی این امر از جهت مقایسه قیمت عوامل تولید، در این مطالعه بررسی نشده است.

از سوی دیگر بر اساس نتایج مطالعه جاری، ملاحظه می‌شود که در سال ۱۳۸٦ و در بین صنایع مختلف تولید وسایل حمل و نقل در ایران، کمترین شدت انرژی (نسبت مصرف انرژی به ارزش تولیدات) در صنعت ٤ رقمی تولید وسایل نقلیه موتوری (۰/۰۰۱۸) و بالاترین شدت انرژی هم در صنعت تولید و تعمیر تجهیزات راه‌آهن (۰/۰۰۹) بوده است. قابل ذکر است که بالا بودن این شاخص می‌تواند نشان از هدر رفت انرژی و مصرف بیش از حد آن باشد که بالاترین میزان این شاخص در صنعت تولید تجهیزات راه‌آهن بوده است. از آنجا که بر اساس بررسی‌های انجام شده، در صنعت تولید تجهیزات راه‌آهن ایران در سال ۱۳۸٦ تعداد ۸ بنگاه با بیش از ۵۰ نفر کارکن فعالیت داشته‌اند که هیچکدام از آنها مالکیت خصوصی نداشته‌اند و دولتی بوده‌اند، از این‌رو به مدیران این صنعت، و سایر صنایع تولید تجهیزات و وسایل حمل و نقل در ایران، توصیه می‌شود به منظور کاهش شاخص شدت انرژی و صرفه‌جویی در مصرف انرژی در فرآیند تولید، برنامه‌ریزی ویژه‌ای داشته باشند.

منابع

آرمن، سیدعزیز و زارع، روح‌الله (۱۳۸٤). بررسی علیت گرنجری بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۱-۱۳٤٦. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصاد ایران*، سال هفتم، شماره ۲٤، ۱٤۳-۱۱۷.

آرمن، سیدعزیز و زارع، روح‌الله (۱۳۸۸). مصرف انرژی در بخش‌های مختلف و ارتباط آن با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علّیت بر اساس روش تودا و یاماموتو. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ششم، شماره ۲۱، ۹۲-٦۷.

ابریشمی، حمید و مصطفایی، آذر (۱۳۸۰). بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف فراورده‌های عمده نفتی ایران. *مجله دانش و توسعه*، شماره ۱۱، ٤۵- ۱٤.

بهبودی، داود؛ اصغرپور، حسین و قزوینیان، حسن (۱۳۸۷). شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران (۱۳۸٤-۱۳٤٦). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال نهم، شماره ۳، ۸۳-۵٤.

بهبودی، داود؛ محمدزاده، پرویز و جبرائیلی، سودا (۱۳۸۸). بررسی رابطه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ششم، شماره ۲۳، ۲۱-۱.

حیدری، حسن؛ نجار فیروزجایی، محمد و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۰). بررسی رابطه بین مصرف برق، قیمت برق و رشد اقتصادی در ایران. *فصلنامه سیاست‌ها و پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال نوزدهم، شماره ۵۹، ۲۰۰-۱۷۵.

شرزه‌ای، غلامعلی و وحیدی، محمدرضا (۱۳۷۹). بررسی ارتباط متقابل بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های پانل در کشورهای منتخب عضو اوپک. *نشریه مدیریت و توسعه*، سال اول، شماره ۷، ۲۳-۱٦.

شفیعی، سعیده و صبوری‌دیلمی، محمدحسن (۱۳۸۹). ضرورت بازنگری در شیوه تولید و مصرف انرژی در اقتصاد ایران. *ماهنامه بررسی مسایل و سیاست‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۱ و ۱۲، ٤۲-۲۱.

طاهری‌فرد، احسان و رحمانی، علی (۱۳۷٦) . بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت تولید ناخالص داخلی، مصرف انرژی و موجودی سرمایه برای کشور ایران طی سال‌های ۱۳۷۳-۱۳٤٦. *دومین همایش ملی انرژی ایران*، تهران.

فاضلی‌ویسری، سمیرا؛ دودابی‌نژاد، امیر و سجادی، سید حسین (۱۳۹۲). تحلیل رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف برق در ایران. *نخستین کنفرانس ملی انجمن انرژی ایران*، تهران، ٦-۱.

ملکی، رضا (۱۳۷۸). بررسی رابطه علّیت بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی. *پایان نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

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

Altinay, G. & Karagol, E. (2005). Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence from Turkey. *Energy Economics*, 27, 849-856.

Apergis, N. & Payne, J. E. (2010). Renewable Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from a Panel of OECD Countries. *Energy Policy*, 38, 656–660.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies,* 58, 277–297.

Belke, A., Dreger, Ch. & Haan, F. (2010). Energy Consumption and Economic Growth –New Insights into the Cointegration Relationship. *Ruhr economic papers*, 190, 1-22.

Chontanawat, J., Hunt, L. & Pierse, R. (2006). Causality between Energy Consumption and GDP: Evidence from 30 OECD and 78 Non-OECD Countries. *Survey Energy Economics Center*, 1-64.

ESSO, J. L. (2010). The Energy Consumption-Growth Nexus in Seven Sub-Saharan African Countries. *International Journal of Energy*

Economics and Policy, 30(2), 1191-1209.

Fatai, K., Oxley, L. & Scrimgeour. F.G. (2004). Modeling the Causal Relationship between Energy Consumption and GDP in New Zealand, Australia, India, Indonesia, the Philippines and Thailand. *Mathematics and Computer in Simulation*, 64, 431-445.

Hoonu, S. (2005). Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from Korea. *Energy Policy*, 33, 1627-1632.

Hsiao, C. (1981). Autoregressive Modeling and Money-Income Causality Detection. *Journal of Monetary Economics*,7(8), 85-106.

Huang, B., Hwang, M. J. & Yang, C. W. (2008). Causal Relationship between Energy Consumption and GDP Growth Revisited: A Dynamic Panel Data Approach. *Ecological Economics*, 67(1), 41-54.

Hugo Altomonte, H., Nelson, C., Diego, R. & Giovanni, S. (2011). The Dynamics of Industrial Energy Consumption in Latin America and their Implications for Sustainable Development. *Cepal Review,* 105.

Khayyat, N. T., & Heshmati, A. (2014). Production Risk, Energy Use Efficiency and Productivity of Korean Industries. IZA DP, *Working Paper*, No. 8081.

Lee, C. & Lee, J. (2010). A Panel Data Analysis of the Demand for Total Energy and Electricity in OECD Countries. *Energy Journal*, 31, 1–23.

Mozumder, P. & Marathe, A. (2007). Causality Relationship between Electricity Consumption and GDP in Bangladesh. *Energy Policy*, 36(1) 395-402.

Qasim Qazi, A., Khalid, A. & Mudassar, M. (2012). Disaggregate Energy Consumption and Industrial Output in Pakistan: An Empirical Analysis. *Economics, Discussion Paper,* 2012-29.

Siddiqui, R. (2004). Energy and Economic Growth in Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 43(2), 175–200.

Sinha, D. (2009). The Energy Consumption-GDP Nexus: Panel Data Evidence from 88 Countries. MPRA, Paper No. 18446.

Squalli, J. (2006). Electricity Consumption and Economic Growth: Bounds and Causality Analyses of OPEC Members. *Energy Economics*. 29(6), 1192–1205.

Stern, D. I. & Celeveland C. J. (2004). Energy and Economic Growth. *Department of Economics*, Sage 3208, Rensselaer Polytechnic Institute

Wolde-Rufael, Y. (2006). Electricity Consumption and Economic Growth: A Time Series Experience for 17 African Countries. *Energy Policy*, 34, 1106-1114.

Yang, H. Y. (2000). A Note on the Causal Relationship between Energy and GDP in Taiwan. *Energy Economics*, 22, 309-317.

برآورد اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی در بین کشورهای مجاور دریای خزر: رویکرد داده‌های تابلویی پویای فضایی

Estimation of the Spatial Spillover Effects of Economic Growth in Adjacent Countries of Caspian Sea: Spatial Dynamic Panel Data Approach

حسن حیدری *، داود حمیدی‌رزی **

Hassan Heidari, Davoud Hamidi Razi***

دریافت: ۱۳۹۳/۳/۲۰ پذیرش: ۱۳۹۳/۶/۳۰

Received: 10/June/2014 Accepted: 21/Sep/2014

چکیده:

هدف این پژوهش بررسی فرضیه همگرایی درآمد سرانه نیروی کار در حضور وابستگی فضایی و برآورد اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی در بین ۱۱ کشور حوزه دریای خزر در بازه زمانی ۲۰۱۰- ۱۹۹۰ می‌باشد. بدین منظور مدل سولوی فضایی در چارچوب داده‌های تلفیقی پویای فضایی تخمین زده شده است. بررسی نتایج این تحقیق بیانگر صادق بودن فرضیه همگرایی بتای شرطی برای متغیر درآمد سرانه نیروی کار در بین کشورهای تحت بررسی می‌باشد و هر کشور به‌طور متوسط با سرعت ۲۶/۲ درصد در مسیر رشد متوازن به سمت حالت پایدار خاص خود حرکت می‌کند. همچنین بر طبق مدل دوربین فضایی، سرریز فضایی مثبت درآمد سرانه نیروی کار در بین کشورهای حوزه دریای خزر برقرار است و در صورتی‌که میانگین وزنی لگاریتم درآمد سرانه نیروی کار کشورهای مجاور یک کشور، یک درصد افزایش یابد، به‌طور متوسط لگاریتم درآمد سرانه نیروی کار آن کشور به اندازه ۰/۷۵ درصد افزایش می‌یابد. تعمیق همکاری های منطقه ای و گسترش بازارهای مشترک در جهت کسب منافع بیشتر اقتصادی؛ دو پیشنهاد مهم سیاستی این مطالعه می‌باشد.

کلمات کلیدی: همگرایی منطقه‌ای، مدل دوربین فضایی، اقتصادسنجی فضایی تابلویی، دریای خزر، سرریز.

طبقه‌بندی JEL: O33، O47، C33.

* دانشیار دانشگاه ارومیه

Email: h.heidari@urmia.ac.ir

** دانش‌آموخته کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول)

Email: Davod.hamidi@yahoo.com

Abstract:

The purposes of this paper are the investigation of convergence hypothesis for GDP per labor in the presence of spatial dependence, and estimation of the spatial spillover effects of economic growth among the 11 adjacent countries of Caspian Sea during 1990 to 2010. Hence, the spatial Solow model has been estimated in the framework of spatial dynamic panel data. The results indicate that conditional beta convergence hypothesis is true for the countries under investigation and every country with average speed of 26.2% moves in the balanced growth path towards its own steady state. Moreover, according to the spatial Durbin model, there is a positive spatial autocorrelation of per labor GDP among adjacent countries of Caspian Sea; if the weighted average of neighboring countries per capita labor GDP of a country increases one percent, average per capita income of the country's labor force will raise 0.75 percent. Deepening regional cooperation and the development of common markets in order to gain more economic benefits are the two important policy proposed in this study.

Keywords: Regional Convergence, Spatial Durbin Model, Spatial Panel Econometrics, Caspian Sea, Spillover.
JEL: O33, O47, C33.

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

**M.A. in Economics, Department of Economics, Urmia University, Urmia, Iran (Corresponding Author).

۱- مقدمه

از زمان کارهای تجربی منکیو و دیگران[1] (۱۹۹۲) پژوهش‌های بسیاری در مورد عوامل تعیین کننده رشد در میان کشورها انجام گرفته شده است. یکی از عواملی که در سال‌های اخیر به عنوان عامل توضیح دهنده رشد اقتصادی مورد توجه قرار گرفته، مجاورت و موقعیت فضایی کشورها می‌باشد. واقعیت آن است که در پژوهش‌های تجربی درباره پروسه رشد منطقه‌ای نمی‌توان یک منطقه را مستقل از مناطق دیگر در نظر گرفت چرا که طبق قانون جغرافیایی اول توبلر[2] «هر مکانی به مکان دیگر وابسته است و مکان‌هایی که به هم نزدیکترند، بیشترین تأثیر را نسبت به مکان‌های دورتر، بر همدیگر دارند». وقتی در تحقیق با داده‌هایی سروکار داریم که دارای جزء مکانی هستند، دو مسئله رخ می‌دهد؛ یکی وابستگی فضایی[3] میان مشاهدات و دومی ناهمسانی فضایی[4] در روابطی که مدل‌سازی می‌کنیم. وایتل[5] (۱۹۵٤) و کلیف و اورد[6] (۱۹۷۳،۱۹۸۱) در کارهای خود مدل‌های آماری را توسعه دادند که علاوه بر لحاظ همبستگی مقطعی، تعاملات بین واحدی را نیز در خود جای می‌دادند؛ این موضوع بعدها مورد توجه بسیاری از پژوهشگران علوم اجتماعی، اقتصاد، جغرافیا و علوم زیستی قرار گرفت. محاسبه تعاملات بین واحدی (بین منطقه‌ای) در علوم اقتصادی از طریق ایجاد ماتریس‌های وزنی فضایی و لحاظ آنها در مدل‌های کلاسیک سنجی میسر می‌شود. از سوی دیگر در مدل‌های رشد برون‌زای نئوکلاسیکی، اقتصاد دو بخشی فرض شده و یک کالای همگن تولید و بین مصرف و سرمایه‌گذاری توزیع می‌شود؛ بنابراین در این مدل اقتصادها مستقل از یکدیگر بوده و بر هم تأثیر نمی‌گذارند، در حالی‌که مناطق مختلف جهان در قالب سرریز دانش و تکنولوژی، ارتباطات، تحرک عوامل تولید و تجارت با هم ارتباط دارند و در این صورت فروض مدل رشد نئوکلاسیکی سولو و سوان برقرار نبوده و ما مجبور به ارتباط بین کشورها در حضور وابستگی فضایی می‌باشیم. بدان جهت که بر طبق تئوری‌های اقتصادسنجی، لحاظ نکردن وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی منجر به خطای تخمین برازش شده و موجب استنباط غلط آماری می‌شود (اکبری، ۱۳۸٤: ٤٥).

همگرایی فضایی درآمد سرانه بیشتر روی اثرات سرریز منطقه‌ای تمرکز کرده و این اثرات را از طریق محاسبه ماتریس وزنی فضایی برآورد می‌کند. همچنین ماتریس‌های وزنی فضایی امکان محاسبه قانون توبلر و این ادعا که مناطق مجاور تأثیر بیشتر نسبت به مناطق دور داشته و اثرات سرریز معمولا در طول مسافت کاهش می‌یابد را می‌دهد. در ادبیات اقتصاد رشد، اینکه تولید (درآمد) سرانه کشورها به یک تولید سرانه پایدار همگرا می‌شوند و یا در آینده میل به همگرایی دارند، اهمیت فراوانی دارد؛ زیرا همگرایی درآمد سرانه در شکل‌گیری اتحادیه‌های اقتصادی منطقه‌ای و پایداری آنها نقش اساسی را ایفا می‌کند. به‌عبارت دیگر همگرایی مشوق تشکیل و پایداری اتحادیه‌های ناحیه‌ای و منطقه‌ای و برعکس واگرایی درآمد سرانه واقعی، زمینه انحلال اتحادیه‌های ناحیه‌ای را فراهم می‌آورد (پسران[7]، ۲۰۰۷: ۳۱۳). از سوی دیگر اهمیت منطقه‌گرایی از آنجا ناشی می‌شود که جهانی شدن و تجارت بین‌الملل محیط کاملاً رقابتی ایجاد می‌کند که در آن فقط واحدهای اقتصادی قدرتمند و کارآمد شانس بقا دارند؛ از این‌رو کشورها به منطقه‌گرایی روی آوردند تا از این طریق اقتصاد ملی خود را در مقابل مشکلات جهانی شدن و تجارت آزاد حفظ کنند و با ارتقای سرمایه‌گذاری و رشد درون منطقه‌ای، خود را به منظور ورود به بازارهای جهانی و کسب مزیت نسبی آماده کنند. در این راستا فروپاشی اتحاد جماهیر شوروی و پایان جنگ سرد رویدادی مهم در منطقه دریای خزر محسوب می‌شود که موجب گسترش بازارهای منطقه‌ای، جهانی و تعمیق روابط منطقه‌ای شد. این بدان دلیل است که این کشورها دیگر از رقابت ایدئولوژیک دست برداشته و دیگر بر سر بازار و منابع کمیاب رقابت می‌کنند (آذربایجانی، ۱۳۸۱: ۱٥٤). همچنین کشورهای حوزه دریای خزر از لحاظ موقعیت جغرافیایی، ذخایر نفت و گاز و کشورهای تازه استقلال یافته

1. Mankiw et al.(1992)
2. Tobler First Law
3. Spatial Dependence
4. Spatial Heterogeneity
5. Whittle (1954)
6. Cliff & Ord (1973,1981)
7. Pesaran (2007)

کانون توجه بین‌المللی و محل رقابت قدرت‌های منطقه‌ای و جهانی شده و این موقعیت ویژه، قابلیت‌های مناسبی را در سطح بین‌المللی در زمینه‌های ژئوپلیتیکی و ژئواکونومیکی پدید آورده است (زین‌العابدین و یحیی‌پور، ۱۳۸۸: ۷۸).

با عنایت به موارد فوق، هدف اصلی این پژوهش بررسی فرضیه همگرایی درآمد سرانه نیروی کار تحت وابستگی فضایی و برآورد اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی در بین ۱۱ کشور حوزه دریای خزر طی بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ می‌باشد. از سوی دیگر با توجه به اینکه ادغام عمیق‌تر در سطح منطقه‌ای مناسب‌تر از ادغام همه جانبه است (دائی کریم‌زاده و همکاران، ۱۳۹۲: ٦۰)، هدف دیگر این مقاله فراهم کردن توجیه اقتصادی لازم برای تشکیل بلوک تجاری کشورهای حوزه دریای خزر می‌باشد. از بین مطالعات داخلی تاکنون مطالعه آذربایجانی (۱۳۸۱) با استفاده از روش شناسی اقتصادسنجی مرسوم (کلاسیک) به بررسی همگرایی اقتصادی ۱۵ کشور حوزه دریای خزر و جمهوری‌های قفقاز در طول سال‌های از ۱۹۹۷ الی ۱۹۹۹ پرداخته است. آذربایجانی (۱۳۸۱) در این مطالعه از شاخص‌هایی نظیر نسبت سرمایه‌گذری ناخالص داخلی به GDP، نسبت کل بدهی خارجی به GDP، نرخ مبادله خارجی، نسبت سرمایه گذاری مستقیم داخلی به GDP و درجه آزادسازی تجاری به عنوان متغیرهای توضیحی رشد و سطح رفاه اقتصادی استفاده کرده است. در این مطالعه فرضیه همگرایی شرطی درآمد سرانه واقعی برای کشورهای مذکور پذیرفته شد. اما مطالعه حاضر از سه دیدگاه مهم با مطالعه آذربایجانی (۱۳۸۱) متفاوت است. نخست بررسی همگرایی تحت وابستگی و ناهمگنی فضایی در قالب مدل دوربین فضایی، دوم مدل سولوی فضایی و اثر نرخ پس‌انداز و نرخ رشد نیروی کار بر سطح درآمد سرانه نیروی کار، سوم بازه زمانی تحقیق و برازش مدل در چارچوب داده‌های پانل با اثرات ثابت کشوری و زمانی می‌باشد. "اکبری و همکاران" نیز مطالعات ارزشمندی را در زمینه اقتصادسنجی فضایی رشد انجام داده‌اند که می‌توان به اکبری و مؤیدفر (۱۳۸۳)، اکبری و معلمی (۱۳۸٤)، اکبری و فرهمند (۱۳۸٤) و اکبری و فرهمند[1] (۲۰۰۵) اشاره کرد. آنها در این مطالعات از روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی مقطعی[2] برای آزمون فرضیه همگرایی و برآورد اثرات سرریز فضایی منطقه‌ای بهره برده‌اند. نوآوری پژوهش حاضر نسبت به مطالعات مذکور هم در مدل تصریحی و هم استفاده از روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی پانلی[3] با لحاظ اثرات ثابت خاص کشوری و زمانی می‌باشد. علاوه بر مزیت داده‌های تابلویی نسبت به داده‌های مقطعی، لحاظ اثرات ثابت خاص کشوری و زمانی در داده‌های تابلویی موجب دوری از خطای متغیر حذف شده در معادله همگرایی می‌شود. علاوه بر اهداف تحقیق، آنچه در این مقاله دنبال می‌شود پاسخ‌گویی به سؤال اصلی تحقیق می‌باشد که آیا چرخه خودکار مثبت رشد اقتصادی در بین ۱۱ کشور حوزه دریای خزر برقرار است یا نه؟ بر طبق نتایج به‌دست آمده فرضیه همگرایی فضایی شرطی برای متغیر درآمد سرانه نیروی کار در کشورهای مذکور صادق بوده، و اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی در بین این کشورها مثبت می‌باشد.

ادامه این مقاله بدین صورت تنظیم شده است که پس از بیان مبانی نظری مربوط به همگرایی، پیشینه پژوهش بیان می‌شود. در ادامه روش‌شناسی تحقیق بیان شده و چگونگی برآورد اثرات سرریز فضایی و همگرایی شرطی تحت وابستگی فضایی توضیح داده می‌شود. نتایج تجربی تحقیق و یافته‌ها در بخش پنجم و بحث و نتیجه‌گیری در بخش ششم بیان می‌شود، در انتها نیز پیشنهادات پژوهشی و سیاستی برای پژوهش‌گران و سیاست‌گذاران ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

مبانی الگوهای رشد ابتدا توسط رمزی[4] در سال ۱۹۲۸ شکل گرفت و سپس توسط سولو[5] (۱۹۵٦) و سوان[6] (۱۹۵٦) توسعه یافت. مدل رشد برون‌زا که به عنوان مدل رشد نئوکلاسیک شناخته می‌شود، پایه و اساس مدل‌های رشد محسوب می‌گردد. در مدل‌های رشد نئوکلاسک با بازدهی کاهنده نظیر مدل سولو

1. Akbari & Farahmand (2005)

2. Cross-Sectional Spatial Econometrics
3. Panel Spatial Econometrics
4. Ramsey (1928)
5. Solow (1956)
6. Swan (1956)

و سوان، کس[1] (۱۹٦۵) و کوپمنز[2] (۱۹٦۵)، نرخ رشد درآمد سرانه یک کشور به طور معکوس با سطح اولیه درآمد سرانه مرتبط است. بنابراین در غیاب شوک‌های خارجی، کشورهای فقیر و ثروتمند از لحاظ سطوح درآمد سرانه همگرا خواهند شد و می‌توان انتظار داشت که سایر متغیرهای مرتبط با درآمد سرانه کم و بیش از این قاعده تبعیت کنند (مکیان و خاتمی، ۱۳۹۰: ۱۳٦). از سوی دیگر رشد اقتصادی یک کشور نه تنها تحت تأثیر عملکرد اقتصادی خود، بلکه تحت تأثیر عملکرد کشورهای مجاورش نیز قرار دارد و کشورها از طریق مجاری تبادل تجاری، انتقال سرمایه، فناوری و سیاست‌های کلان اقتصادی و اجتماعی متعارف با یکدیگر تعامل دارند و بر سطح پایدار همدیگر تأثیر می‌گذارند (کسرایی، ۱۳۸٦: ۲۹-۲۸).

به‌طور کلی ادبیات مربوط به همگرایی در مدل‌های رشد از دو مفهوم مشتق شده است:

۲-۱- قانون بازدهی نهایی نزولی مدل‌های رشد برون‌زا

در مدل رشد نئوکلاسیکی برون‌زای سولو-سوان (۱۹۵٦)، اقتصاد دو بخشی و تابع تولید یک تابع تولید کاب-داگلاس با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید در نظرگرفته می‌شود. همچنین در این مدل برای هریک از عوامل تولید قانون بازدهی نهایی نزولی صادق بوده و کشش بین عوامل تولید مثبت در نظر گرفته می‌شود. در هر زمان مانند t اقتصاد مقداری از سه نهاده سرمایه (K)، نیروی کار (L) و دانش فنی یا کارایی نیروی کار (A) را با هم ترکیب و کالای همگن تولید می‌کند؛ و این کالای همگن مصرف یا سرمایه گذاری می‌شود. همچنین نیروی کار و دانش فنی به صورت حاصل ضرب وارد مدل شده و نیروی کار مؤثر (AL) خوانده می‌شود. بر طبق این مدل اگر چند اقتصاد و یا چند منطقه را در نظر بگیریم و در صورتی‌که این اقتصادها از جهت پارامترهای مدل رشد، مانند نرخ پس انداز، سطح تکنولوژی و نرخ رشد جمعیت باهم برابر و یکسان باشند و تنها تفاوت آنها در سطح سرمایه سرانه مؤثر (k) باشد، در بلندمدت این اقتصادها به یک سطح سرمایه سرانه مؤثر، محصول سرانه و مصرف سرانه مشابه دست می‌یابند، در این صورت همگرایی به وجودآمده را همگرایی غیرشرطی یا همگرایی مطلق بتا (β) می‌نامند. اما اگر اقتصادها سطح تکنولوژی، نرخ رشد جمعیت و نرخ پس‌انداز متفاوتی داشته باشند، در این صورت در بلندمدت تمامی متغیرهای سطح آنها مانند سرمایه سرانه مؤثر، محصول سرانه و مصرف سرانه با یک نرخ رشد خواهندکرد، و این همگرایی به وجودآمده را همگرایی شرطی بتا (β) می‌نامند. در همگرایی شرطی بتا هر کشور در مسیر رشد متوازن خود قرار دارد و یک اختلاف دایمی در مسیر رشد آنها وجود دارد که این شکاف با انتقال این مسیر از بین می‌رود. همچنین اگر پارامترهای ساختاری کشورهای ثروتمند مشابه یکدیگر و کشورهای فقیر مشابه هم باشند در این صورت دو سطح پایدار خواهیم داشت که همگرایی به وجود آمده در این حالت را «همگرایی باشگاهی» می‌گویند. نوع دیگر از همگرایی که بیانگر کاهش نابرابری در بین مناطق در طی زمان است، نوع سیگما (σ) نامیده می‌شود (گرجی و مدنی، ۱۳۸۸: ۱٦٤؛ رحمانی وحسن‌زاده، ۱۳۹۰: ۲).

همگرایی بتا (شرطی و مطلق)، یکی از مفاهیم مهم و در عین حال جذاب در زمینه اقتصاد رشد و اقتصادسنجی رشد می‌باشد. بارو[3] (۱۹۹۱) اولین کسی بود که در زمینه اقتصادسنجی بین‌کشوری مدل رشد تخمین زد و در این مدل عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی را در بین کشورهای مختلف برازش نمود. یکی از عواملی که او در مطالعه خود به‌کار برد اثر سطح اولیه درآمد سرانه بر رشد اقتصادی بود که در ادبیات رشد اقتصادی به همگرایی بتا معروف است. همگرایی بتا از معادله نرخ رشد زیر قابل استخراج می‌باشد:

$$\gamma_y = \frac{d[\ln y_t]}{dt} \cong -\beta.\left[\ln\left(\frac{y_t}{y^*}\right)\right] \qquad (۱)$$

که در آن، y_t درآمد سرانه کشور در زمان t، γ_y نرخ رشد درآمد سرانه و y^* درآمد سرانه در وضعیت یکنواخت می‌باشد. β نیز ضریبی است که تعیین می‌کند y_t با چه سرعتی به y^* نزدیک می‌شود. معادله (۱) یک معادله دیفرانسیل مرتبه اول می‌باشد که با حل این معادله برای $\ln y_t$، خواهیم داشت:

1. Cass (1965)
2. Koopmans (1965)
3. Barro (1991)

$$\ln(y_t) = (1 - e^{-\beta t}).\ln(y^*) + e^{-\beta t}.\ln(y_0) \quad (۲)$$

در معادله (۲) سطح درآمد سرانه کشور در زمان جاری (y_t) به سطح اولیه درآمد (y_0) و سطح درآمد در وضعیت پایدار (y^*) بستگی دارد و β نیز بیانگر سرعت همگرایی به سمت حالت پایدار بلندمدت می‌باشد (بارو و سالای مارتین، ۱۹۹۵: ۳۸-۳٦)[1]. شایان ذکر است در صورتی‌که در مدل فوق سطح درآمد در وضعیت پایدار (y^*) برای تمامی اقتصادها یکسان در نظر گرفته شود، همگرایی به‌دست آمده در این حالت همگرایی مطلق خواهد بود و β، سرعت همگرایی مطلق را اندازه می‌گیرد. در مقابل در صورتی‌که این سطح پایدار برای کشورها متفاوت در نظر گرفته شود، همگرایی به وجود آمده در این حالت همگرایی شرطی خواهد بود و β نیز سرعت همگرایی شرطی را اندازه می‌گیرد. در همگرایی شرطی سطح پایدار درآمد سرانه توسط تعیین‌کننده‌های رشد مشخص می‌شود ($y^* = x\beta + \varepsilon$)، که در آن x بردار متغیرهای توضیحی اعم از نرخ پس‌انداز، سرمایه انسانی و غیره ... می‌باشد.

۲-۲- اثرات یادگیری مدل‌های رشد درون‌زا

مدل‌های رشد درون‌زا ابتدا توسط ارو[2] (۱۹٦۲) معرفی شد و سپس توسط کارهای لوکاس[3] (۱۹۸۸) و رومر[4] (۱۹۹۰) توسعه داده شد. بر طبق این مدل پارامترهای ساختاری کشورها مشابه همدیگر نبوده و نرخ پس‌انداز دیگر برون‌زا فرض نمی‌شود و اختلاف بین کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه با در نظر گرفتن بهره‌وری افزایش می‌یابد و یا ثابت می‌ماند. این پدیده به خاطر این است که با گذشت زمان و کسب دانش فنی، بازده به مقیاس اقتصادی به خاطر افزایش بهره‌وری افزایش می‌یابد و در این حالت، در صورت افزایش یک واحد نهاده، تولید بیش از یک واحد افزایش می‌یابد. در مدل‌های رشد درون‌زا حتی اگر قانون بازدهی نهایی نزولی صادق باشد، اثر آن ناچیز بوده و مسیر رشد متوازن کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه از یکدیگر واگرا می‌شود، اما با این حال وقوع همگرایی امکان پذیر می‌باشد. در مدل‌های رشد درون‌زا همگرایی در قالب اثرات جذب تکنولوژی و یا «اثرات یادگیری[5]» بحث می‌شود. بدین معنا که تقلید تکنولوژی در مقایسه با اختراع تکنولوژی سریعتر و کم هزینه‌تر می‌باشد. بر اساس مدل‌های رشد درون‌زا، کشورهایی که بستر کافی برای جذب تکنولوژی دارند سریعتر از کشورهای با تکنولوژی بالا رشد می‌کنند. آدام اسمیت از اقتصاددانان کلاسیک، در نظریه رشد درون‌زای خود می‌گوید که دانش فنی جدید یک کالای عمومی است یا کالای عمومی خواهد شد، یعنی ماهیت آن طوری است که استفاده یکی مانع استفاده دیگری نمی‌شود و قابل امتناع از دیگران نیست. آبراموتیز[6] (۱۹۸٦) نشان داد که طی فرآیند صنعتی‌شدن، عقب‌ماندگی تکنولوژیکی یک کشور یک مزیت برای آن کشور محسوب می‌شود. وی برخورداری از قابلیت‌های اجتماعی[7] را شرط لازم برای ارتقاء کشورهای عقب‌مانده می‌داند. قابلیت‌های اجتماعی مواردی همچون توانمندی کشور برای ایجاد کارخانه‌ها و صنایع، پرورش نیروهای مدیریتی کارا و تکنسین‌های فنی ماهر، مؤسسات مالی مانند بانک‌ها و شرکت های مالی و بیمه‌ای و همچنین ویژگی‌های فرهنگی مانند گرایش به سمت کار و پس‌انداز را شامل می‌شود. بر طبق نظر او بدون قابلیت اجتماعی، عقب‌ماندگی تکنولوژیکی سودمند نخواهد بود. بامول[8] (۱۹۸٦) در تحقیق خود با عنوان «رشد بهره‌وری، همگرایی و رفاه: شواهدی از داده‌های بلندمدت» با استفاده از داده‌های مدیسون[9] طی بازه زمانی ۱۹۷۹-۱۸۷۰، همگرایی ۱٦ کشور پیشرفته صنعتی را مورد بررسی قرار داد. وی انتشار تکنولوژی را عامل همگرایی دانسته و بیان می‌کند که انتشار تکنولوژی مانند یک کالای عمومی است و انتشار آن منجر به ارتقای کشورها و همگرایی بین آنها می‌شود. می‌توان گفت که زمانی کشورها می‌توانند سهم خود را در بازارهای جهانی حفظ کنند که همواره کالای جدید به بازار عرضه کنند و در این مسیر کشورهای در حال توسعه به خاطر ضعف تکنولوژیکی همواره باید بیشتر بیاموزند و تکنولوژی‌های

1. Barro & Sala-i-Martin (1995)
2. Arrow (1962)
3. Lucas (1988)
4. Romer (1990)
5. Learning Effect
6. Abramovitz (1986)
7. Social Capability
8. Baumol (1986)
9. Maddison

جدید را به کشور خود وارد کنند. به عقیده او این کشورها زمانی می‌توانند در تقلید و بومی کردن تکنولوژی موفق عمل کنند که از قابلیت‌های اجتماعی و زیر ساخت‌های اقتصادی مناسب برخوردار باشند چرا که اثرات سرریز[1] رشد اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته مختص کشورهایی است که قابلیت اجتماعی دارند. بر طبق نظر وی جهانی شدن برای کشورهای در حال توسعه یک مزیت می‌باشد چرا که به واسطه این فرایند انتقال تکنولوژی صورت می‌گیرد و از آنجایی که تقلید تکنولوژی کم هزینه‌تر از اختراع و تولید آن است از این‌رو کشورهای پیرو می‌توانند از طریق تقلید تکنولوژی نرخ رشد اقتصادیشان را افزایش دهند چرا که در توسعه دانش جدید کشور رهبر دچار آزمون و خطا شده درصورتی که کشور مقلد این مسیر را طی نمی‌کند (رنجبر و علمی،۱۳۹۰: ۵۷-۳۱).

در جمع‌بندی این دو مفهوم می‌توان گفت که در مدل رشد سولو-سوان، پیشرفت فنی برون‌زا همراه با سرمایه‌گذاری در سرمایه فیزیکی، منجر به رشد اقتصادی می‌شود، ولی قانون بازدهی نهایی نزولی منجر به همگرایی مناطق مختلف اقتصادی می‌گردد. به هر حال در رهیافت دوم و در مدل‌های رشد درون‌زا اثرات یادگیری و انتشار دانش و تکنولوژی منجر به همگرایی مناطق اقتصادی در طول زمان می‌شود.

۲-۳- مدل‌های فضایی همگرایی

در اقتصادسنجی مرسوم وقتی گفته می‌شود که دو متغیر X و Y به‌طور مستقیم به هم همبسته‌اند، بدین معنی است که مقادیر بالای X با مقادیر بالای Y همبسته و همچنین مقادیر متوسط X به سمت مقادیر متوسط Y گرایش داشته و در نهایت مقادیر کمتر X با مقادیر کمترY همبسته می‌باشد. اما در اقتصادسنجی فضایی ما با یک متغیر Y سر و کار داریم و در صورتی‌که همبستگی فضایی مثبت باشد، بدین معنی است که مناطقی که دارای Y بیشتر هستند توسط مناطق با مقادیر Y بیشتر احاطه شده‌اند، همچنین مناطق با Y متوسط توسط مناطق با Y متوسط احاطه شده‌اند. در نهایت مناطق با Y کمتر توسط مناطقی با Y کمتر احاطه شده‌اند (گریفس و پالینگ[2]، ۲۰۱۱: ۲۶). در حقیقت وابستگی فضایی، پدیده‌ای است که در داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی روی می‌دهد؛ به طوری‌که وقتی مشاهده‌ای مربوط به یک محل مانند i وجود داشته باشد، این مشاهده به مشاهدات دیگر در مکان‌های $i \neq j$ وابسته است. وابستگی فضایی می‌تواند بین چندین مشاهده رخ دهد به طوری‌که i می‌تواند هر مقداری از $i = 1,2, \dots \dots \dots, n$ را اختیار کند، چرا که انتظار می‌رود داده‌های نمونه‌ای مشاهده شده در یک نقطه از فضا به مقادیر مشاهده در مکان‌های دیگر وابسته باشد. مطالب گفته شده را می‌توان با استفاده از رابطه (۳) نشان داد.

$$Y_i = f(Y_j), \quad i = 1, 2, \dots \dots \dots, n \quad \& \quad i \neq j \qquad (۳)$$

در توضیح بیشتر وابستگی فضایی می‌توان گفت که پدیده رشد اقتصادی و یا بهره‌وری کل عوامل تولید در مکانی مانند i تحت تأثیر صرفاً عوامل درون منطقه‌ای i نیست، بلکه عوامل دیگری تحت عنوان وابستگی فضایی که ناشی از مجاورت این منطقه با دیگر مناطق است و همچنین بعد فاصله این منطقه با سایر مناطق (j) بر وضعیت متغیرها در منطقه i دخالت دارند (اکبری، ۱۳۸٤: ٤٦). با در نظر گرفتن اثرات سرریز و وابستگی فضایی، همگرایی در مناطق مختلف جهان به هم مرتبط می‌شود، به طوری‌که در این حالت نرخ رشد (سرعت همگرایی) یک منطقه دیگر فقط به سطح اولیه درآمد (تولید) آن منطقه بستگی نداشته و به سطح اولیه درآمد مناطق مجاورش نیز وابسته خواهد بود. علاوه بر این، حالت پایدار[3] یک منطقه هم به پارامترهای ساختاری خود منطقه و هم به پارامترهای ساختاری مناطق مجاور آن نیز بستگی خواهد داشت و همان‌طور که اشاره شد این ارتباط توسط ماتریس وزنی فضایی میسر می‌شود (پفافرمیار[4]، ۲۰۰۹: ٦٥).

در قضیه گاوس-مارکف[5] فرض بر این است که متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت‌اند ولی در اقتصادسنجی فضایی وجود وابستگی فضایی این فرض را

1. Spillovers Effect

2. Griffith & Paelinck (2011)
3. Steady State
4. Pfaffermayr (2009)
5. Gauss–Markov

نقض می‌کند. همچنین بر اساس فرض گاوس-مارکف یک رابطه خطی مشخص بین مشاهدات نمونه‌ای وجود دارد، این در حالی است که در اقتصادسنجی فضایی وجود وابستگی فضایی میان داده‌ها با حرکت بین داده‌های نمونه فضایی رابطه تغییر پیدا کرده و ضرایب تابع خطی بر حسب متغیر وابسته نخواهد بود و در نتیجه شیوه‌های اقتصادسنجی مرسوم کاربرد نخواهد داشت. براساس قضیه گاوس-مارکف داده‌های نمونه‌ای رگرسیون به‌صورت رابطه (٤) می‌باشد:

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \varepsilon_{it} \qquad (٤)$$

در رابطه فوق، i و t به ترتیب نشان‌دهنده مقطع و زمان، Y نشان‌دهنده برداری از n مشاهده (متغیرهای وابسته) و X بیانگر یک ماتریس $n \times k$ از متغیرهای توضیحی می‌باشد. همچنین β یک ماتریس $k \times 1$ از پارامترها و ε برداری از n جمله تصادفی می‌باشد. همچنین در این رابطه، ماتریس X و β ثابت‌اند و در نتیجه توزیع بردارهای نمونه‌ای Y دارای ساختار واریانس-کوواریانس همانند جمله خطا (ε) می‌باشند. بر اساس قضیه گاوس-مارکف، توزیع مشاهدات در Y به‌گونه‌ای است که هنگام حرکت در بین مشاهدات مقدار ثابتی را نشان خواهد داد و در نتیجه کواریانس بین مشاهدات صفر خواهد بود در حالی که در داده‌هایی که دارای وابستگی فضایی و یا ناهمسانی فضایی هستند، این پدیده وجود نخواهد داشت (اکبری، ۱۳۸٤: ٤٧). در حالت وجود ناهمسانی فضایی، شوک یا تغییر ساختاری در یک کشور به کشورهای مجاور خود اثر کرده و شدت این اثرات در طول فاصله کاهش می‌یابد و وضعیت یک متغیر در هر کشور تحت تأثیر کشورهای مجاور خود قرار خواهد داشت.

۳- پیشینه تجربی

در این بخش ابتدا مطالعات داخلی مرتبط با موضوع بیان شده، سپس به مهم‌ترین مطالعات تجربی خارجی اشاره می‌شود. در آخر نیز مطالعات داخلی و خارجی جمع‌بندی شده و تفاوت و نوآوری مقاله حاضر نسبت به مطالعات انجام شده بیان می‌شود.

آذربایجانی پس از بررسی ارتباط جهانی شدن با همگرایی منطقه‌ای و اقتصادی، در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلاسیک، آثار همگرایی منطقه‌ای و سیاست‌های برون‌گرایی بر رشد و رفاه کشورهای منطقه مذکور را مورد بررسی قرار داد. نتایج بیانگر تأثیر مثبت همگرایی‌های منطقه‌ای و سیاست‌های برون‌گرایی بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه بود (آذربایجانی، ۱۳۸۱: ۱٦۹-۱٤۹).

اکبری و مؤیدفر در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استانهای کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)» با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی مقطعی، روند رشد نرخ درآمد سرانه واقعی در ایران با رویکرد منطقه‌ای و اندازه شکاف رشد اقتصادی در استان‌های کشور را در بازه زمانی ۱۳۸۰-۱۳۷۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج به دست آمده در این پژوهش، نمایانگر وجود همگرایی مطلق در درآمد سرانه در بین استان‌های ایران می‌باشد و تخمین ضریب همگرایی نشان می‌دهد که در هر سال ۳۱ درصد از شکاف موجود در رشد اقتصادی مناطق ایران کاهش می‌یابد. از طرف دیگر ورود متغیر وابستگی فضایی، نه تنها درجه توضیح‌دهندگی الگو را افزایش می‌دهد؛ بلکه در مناطق مجاور از نظر جغرافیایی، وجود ضریب مثبت و معنی‌دار متغیر وابستگی فضایی، نشانگر وجود اثرات مثبت سرریز ناشی از رشد اقتصادی است (اکبری و مؤیدفر، ۱۳۸۳: ۱۳-۱).

اکبری و فرهمند در مطالعه‌ای همگرایی اقتصادی میان کشورهای اسلامی، با تأکید بر نقش کشورهای حوزهٔ خلیج فارس را با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی فضایی مقطعی مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که وابستگی فضایی مثبت میان نرخ رشد اقتصادی کشورهای اسلامی وجود دارد. بنابراین، با توجه به اثرات سرریز مثبت منطقه‌ای، رشد کشورهای هر منطقه از جمله کشورهای واقع در حوزه خلیج فارس می‌تواند اثرات مثبتی را بر رشد کشورهای مجاور داشته باشد و یک چرخهٔ رشد اقتصادی مثبت ایجاد نمایند (اکبری و فرهمند، ۱۳۸٤: ۳۲-۱).

کسرایی با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی فضایی مقطعی، همگرایی اقتصادی و اثرات سرریز رشد اقتصادی ۳۸ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی(OIC) در بازهٔ زمانی

۲۰۰۰-۱۹۸۰ را مورد آزمون قرار داد. او سرعت همگرایی شرطی را در این پژوهش ۰/٤٤ درصد در سال به‌دست آورد. همچنین نتایج آزمون‌های خودهمبستگی و خطای فضایی حاکی از عدم وجود وابستگی فضایی میان کشورهای عضو OIC می‌باشد. طبق نتایج این تحقیق مناسب‌ترین سیاست به منظور همگرایی این کشورها و کاهش فقر بین آنها ایجاد قطب‌های تصنعی رشد و بازارچه‌های مشترک اقتصادی می‌باشد (کسرایی، ۱۳۸٦: ٦٤-۲۷).

ابریشمی و دیگران در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در کشورهای اسلامی» طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۸۰، با به‌کارگیری تکنیک اقتصادسنجی فضایی مقطعی وجود همگرایی سیگما (σ) و بتای (β) شرطی و غیرشرطی فضایی را در میان کشورهای اسلامی تأیید کردند (ابریشمی و دیگران، ۱۳۸٦: ۳٤-۷).

راسخی و رنجبر در مطالعه‌ای با عنوان «اثر درجه باز بودن تجارت بر سرعت همگرایی درآمد سرانه: شواهدی از گروه دی‌هشت» با به‌کارگیری مدل همگرایی رشد در دوره زمانی ۲۰۰٤-۱۹۷۵، تأثیر درجه باز بودن تجاری بر روی سرعت همگرایی کشورهای گروه دی- هشت را مثبت و معنی‌دار ارزیابی کردند. بر طبق نتایج حاصل از این تحقیق کشورهای گروه دی- هشت می‌توانند با توسعه تجارت متقابل، شکاف درآمدی میان خود را کاهش دهند (راسخی و رنجبر، ۱۳۸۸: ۱۳٤-۱۰۹).

نهایتاً بهبودی و همکاران در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در منتخبی ازکشورهای عضو OECD با رویکرد اقتصادسنجی فضایی» در دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۳، وجود همگرایی در بهره‌وری انرژی را در بین این کشورها تأیید کردند. آنها دریافتند که هر ساله ۰/۰۷۵ درصد از شکاف میان وضعیت جاری و سطح پایدار بلندمدت از بین می‌رود. همچنین آنها وجود وابستگی فضایی در مدل را تأیید کردند و نشان دادند که مجاورت، تأثیر مثبت بر رشد بهره‌وری انرژی در بین این کشورها داشته است (بهبودی و همکاران، ۱۳۹۱: ۸۰-۵۷).

تیان و دیگران[1] در مطالعه‌ای با عنوان «اثرات خارجی فضایی در رشد اقتصادی منطقه‌ای چین» مطابق مدل رشد سولو با سرریز تکنولوژی و مدل دوربین فضایی در بازه زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۱، وابستگی فضایی مثبت بین مناطق مختلف چین را تأیید کردند. در این مطالعه همگرایی مطلق رد، ولی در مقابل همگرایی شرطی میان مناطق اقتصادی چین پذیرفته شد. همچنین آنها با کشف همگرایی باشگاهی عنوان کردند که تعاملات فضایی و رشد اقتصادی مناطق، رفتار متفاوتی دارند (تیان و دیگران، ۲۰۱۰: ۳۱-۲۰).

اربیا و دیگران[2] در مطالعه‌ای تأثیر ماتریس‌های وزنی جغرافیایی و نهادی را بر سرعت همگرایی درآمد سرانه نیروی کار مناطق مختلف اروپا در بازه زمانی ۲۰۰٤-۱۹۹۱، ارزیابی کردند. در این مطالعه نهادها و مقررات خاص کشوری تأثیر مثبت و معنی‌داری روی نرخ رشد بهره‌وری مناطق مجاور خود دارا می‌باشد. همچنین لحاظ ماتریس جغرافیایی- نهادی در معادله همگرایی باعث افزایش وابستگی فضایی تولید سرانه مناطق اقتصادی و افزایش سرعت همگرایی می‌شود. در مقابل ماتریس جغرافیایی خالص سرعت همگرایی را غیرواقعی برازش می‌کند (اربیا و دیگران، ۲۰۱۰: ۲۱-۱۲).

سئیا و دیگران[3] در کار تجربی خود با استفاده از مدل دوربین فضایی در ساختار آمار بیزین، همگرایی درآمد سرانه در مناطق ژاپن را در بازه زمانی ۲۰۰۷-۱۹۸۹، مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که چه با لحاظ وابستگی فضایی و چه با عدم لحاظ وابستگی، همگرایی سیگما (σ) و کاهش پراکندگی درآمد سرانه اتفاق نیافتاده اما وقوع همگرایی بتا در طول سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۹۰، تأیید شد (سئیا و دیگران، ۲۰۱۲: ۹۱-٦۰).

هو و دیگران[4] در مطالعه‌ای با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی فضایی در ساختار داده‌های تابلویی و تصریح ماتریس‌های وزنی ثابت و پویا، اثرات سرریز رشد اقتصادی از طریق تجارت و مجاورت را در بین ۲٦ کشور عضو سازمان

1. Tian et al. (2010)
2. Arbia et al. (2010)
3. Seya et al. (2012)
4. Ho et al. (2013)

همکاری‌های اقتصادی و توسعه (OECD) در بازه زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۰، مورد ارزیابی قرار دادند. در این مطالعه اثرات سرریز از طریق تجارت و مجاورت مثبت و معنی‌دار برآورد شد و نرخ همگرایی رشد اقتصادی بعد از لحاظ وابستگی فضایی ارتقاء یافت (هو و دیگران، ۲۰۱۳: ٤٥٣-٤٥٠).

در جمع‌بندی مطالعات داخلی و خارجی می‌توان به این نکته اشاره کرد که در اغلب مطالعات داخلی همگرایی به‌صورت مقطعی برآورد شده که درآن سطح تکنولوژی برای همه کشورها یکسان در نظر گرفته شده است. بنابراین مدل همگرایی مقطعی به‌کار رفته در این مطالعات دچار خطای متغیر حذف شده[1] می‌باشند. نوآوری این پژوهش بررسی همگرایی فضایی در قالب داده‌های تابلویی پویا همراه با اثرات ثابت کشوری و زمانی می‌باشد. همچنین با بررسی مطالعات داخلی و خارجی تا به‌حال مطالعه‌ای با عنوان همگرایی فضایی و سرریز رشد اقتصادی در کشورهای حوزهٔ دریای خزر انجام نشده است. تحولات ژئوپلیتیکی (سیاست مبتنی بر جغرافیا) منطقه دریای خزر، امنیت انرژی و ژئوپلیتیک انرژی در منطقه، ضرورت بحث درباره همگرایی منطقه‌ای و تعمیق روابط بین کشورهای حوزه دریای خزر را ایجاب می‌کند. از سوی دیگر، با توجه به اینکه شرط عضویت در موافقت‌نامه‌ها و سازمان‌های منطقه‌ای نظیر اکو[2] مجاورت و نزدیکی با منطقه می‌باشد، لذا بررسی این موضوع که آیا بعد مسافت و فاصله جغرافیایی در جریان رشد اقتصادی کشورهای منطقه مهم و تأثیرگذار می‌باشد یا اینکه کشورهای منطقه در این سیر عواملی غیر بعد مسافت- مثل نهادها و ویژگی‌های خاص کشوری- را تجربه می‌کنند، اهمیت پیدا می‌کند.

٤- روش‌شناسی و الگوی تحقیق

منکیو و دیگران (۱۹۹۲) در مطالعهٔ تجربی خود با فرض تابع تولید کاب –داگلاس و رشد برون‌زا برای پیشرفت فنی (A) و نیروی کار (L)، رابطه (٦) را برای درآمد سرانه نیروی کار پیشنهاد کردند:

$$Y_t = K_t^{\alpha}(A_tL_t)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \& A_t = A_0e^{gt}, \quad L_t = L_0e^{nt} \qquad (٥)$$

$$\Delta \ln Y_{it} = -(1 - e^{\beta t}) \ln Y_{i0} - \frac{\alpha(1-e^{\beta t})}{1-\alpha} \ln(n_{it} + g+\delta+\alpha 1-e\beta t 1-\alpha \ln Sit+1-e\beta t \ln Ai0+gt \qquad (٦)$$

که در آن، β نرخ همگرایی مقطعی بوده و متغیرهای توضیحی عبارتند از: نرخ رشد نیروی کار (n)، نرخ پیشرفت فنی برون‌زا (g)، نرخ استهلاک سرمایه (δ)، نرخ پس‌انداز (S) و درآمد سرانه نیروی کار در ابتدای دوره (Y_{i0}). در اغلب مطالعات تجربی در مورد رشد منطقه‌ای، مجموع نرخ پیشرفت فنی و نرخ استهلاک سرمایه ثابت، در حدود ٥ درصد در نظر گرفته می‌شود (منکیو و دیگران، ۱۹۹۲: ٤۱۳؛ اسلام[3]، ۱۹۹٥: ۱۱۳٥؛ ارتور و کوچ[4]، ۲۰۰۷: ۱۰٤۷). در مطالعات تجربی اقتصادسنجی رشد، رابطه (٦) اغلب به‌صورت مقطعی برازش می‌شود. اشکال عمده رهیافت مقطعی در این است که در این روش پراکندگی تکنولوژی بین مقاطع (کشورها) یکسان در نظر گرفته می‌شود. این امر موجب خطای متغیر حذف شده می‌شود. در داده‌های تلفیقی این مشکل با لحاظ اثرات ثابت مقطعی (کشوری) رفع می‌شود، و سطح تکنولوژی بین کشورها متفاوت در نظر گرفته شده و در اثرات ثابت نمایان می‌شود.

در روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی بسته به اینکه متغیر وابسته، متغیرهای توضیحی و یا جمله خطا وابستگی فضایی داشته باشند، مدل‌های فضایی متفاوتی مطرح می‌شود. در این مطالعه به منظور بررسی همگرایی فضایی درآمد سرانه نیروی کار واقعی و برآورد اثرات سرریز فضایی رشد اقتصادی، مدل دوربین فضایی (SDM)[5] زیر تصریح می‌شود[6]:

$$\ln Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} \ln Y_{jt} + \gamma \ln Y_{i,t-1} + \lambda j=1nWijlnYj,t-1+\beta 1 \ln Nit+0.05+\beta 2 \ln Sit+\delta i+ \mu t+\varepsilon it \qquad (٧)$$

که در آن $\ln Y_{it}$، لگاریتم طبیعی تولید سرانه نیروی کار واقعی در سال جاری به عنوان متغیر وابسته مدل می‌باشد و $Y_{i,t-1}$ نیز تولید سرانه نیروی کار واقعی در پنج سال گذشته می‌باشد.

1. Omitted Variable Bias
2. Economic Cooperation Organization

3. Islam (1995)
4. Ertur & Koch (2007)
5. Spatial Durbin Model
٦. این مدل از مطالعات تجربی هو و دیگران (۲۰۱۳)، ارتور و کوچ (۲۰۰۷) و اسلام (۲۰۰۳) استخراج شده است. همچنین به منظور سادگی، از تولید سرانه نیروی کار به جای تولید سرانه مؤثر نیروی کار استفاده شده است.

N_{it}، متوسط نرخ رشد سالانه نیروی کار در دوره مورد نظر و $(N_{it}+0.05)$، بیانگر مجموع متوسط نرخ رشد سالانه نیروی کار، نرخ پیشرفت برون‌زای فنی و نرخ استهلاک سرمایه می‌باشد. متغیری را که ما در تحقیق به عنوان نرخ پس‌انداز (S_{it}) به‌کار بردیم، سهم سالانه حجم سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی واقعی می‌باشد. همان‌طور که اشاره شد، رابطه (۷) به‌صورت تابلویی همراه با اثرات ثابت مقطعی و زمانی برازش می‌شود، و δ_i بیانگر اثرات ثابت انفرادی و μ_t اثرات ثابت زمانی را نشان می‌دهد. اثرات ثابت زمانی در واقع اثرات غیرقابل مشاهده و غیرقابل اندازه‌گیری را مدل‌سازی می‌کند که برای همه کشورها یکسان بوده ولی در طی سال فرق می‌کند و تولید سرانه نیروی کار را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

از سوی دیگر در اکثر مطالعات به علت کاهش اثر نوسانات سالیانه بر نتایج تخمین، کل دوره زمانی پژوهش را به زیر دوره‌های پنج ساله غیرهمپوش تقسیم می‌کنند، که برای این منظور از میانگین‌های متغیرهای مزبور در این پنج سال استفاده می‌شود (اسلام، ۲۰۰۳: ۳۳۲؛ علمی و رنجبر،۱۳۹۱: ۱۰۶؛ کوارسما و دیگران[1]، ۲۰۱۳: ۴۹۸). لازم به ذکر است که در رابطه (۷)، γ نرخ همگرایی می‌باشد و سرعت همگرایی در دوره زمانی تحقیق برابر است با $\beta=\frac{-\ln\gamma}{T}$ (اسلام، ۲۰۰۳: ۳۲۶). T نیز بیانگر زیردوره در نظر گرفته شده است که در این پژوهش پنج سال می‌باشد.

مدل دوربین فضایی به هر دو متغیر وابسته (تولید سرانه سال جاری) و متغیر توضیحی (تولید سرانه ابتدای دوره) امکان تعاملات فضایی را می‌دهد. لحاظ عبارت $\sum_{j=1}^{n} W_{ij}\ln Y_{j,t-1}$ در رابطه (۷) موجب تصریح صحیح معادله همگرایی شده و عدم لحاظ آن بر طبق مطالعه تاو و یو[2] (۲۰۱۲) باعث تورش معنادار در نتایج حاصل از رگرسیون فضایی می‌شود. عبارت $\sum_{j=1}^{n} W_{ij}\ln Y_{jt}$، خودرگرسیون فضایی به منظور برازش اثرات سرریز و ρ، ضریب فضایی می‌باشد. در واقع عبارت خودرگرسیون فضایی اثرات سرریز را مدل‌سازی می‌کند و در اکثر مطالعات تجربی رشد منطقه‌ای از آن به عنوان متغیر وقفه (تأخیر) فضایی و یا متغیر دست-راست (RHS)[3] نام برده می‌شود که میانگین موزون فضایی متغیر وابسته (تولید سرانه نیروی کار) در پانل می‌باشد. همان‌طور که اشاره شد، ضریب خودرگرسیون فضایی (ρ) نشان‌دهنده این است که متغیر وابسته در یک کشور چقدر توسط متغیر وابسته کشورهای همسایه تحت تأثیر قرار می‌گیرد (دراکر و دیگران[4]، ۲۰۱۱: ٤). W ماتریس وزنی فضایی جغرافیایی می‌باشد، که در آن کشورهای مجاور و همسایه بیشترین وزن و کشورهایی که دور از هم می‌باشند، کمترین وزن را می‌گیرند. عناصر w_{ij} در ماتریس چگونگی ارتباط فضایی کشور i با کشور j را از نظر فاصله نشان می‌دهد که به‌صورت $\frac{1}{d_{ij}}$ یا $\frac{1}{d_{ij}^{\,2}}$ تعریف می‌شود. به منظور تعیین فاصله بین دو واحد (کشور) از دو تابع اکلیدسی[5] و مینکوسکی[6] استفاده می‌شود. در این پژوهش از تابع اکلیدسی به منظور محاسبه فاصله بین دو کشور i و j استفاده شده است.

$$d_{ij}=\sqrt{(x_i-x_j)^2+(y_i-y_j)^2} \qquad (۸)$$

که در آن x_i و y_i به ترتیب طول و عرض جغرافیایی کشور i و x_j و y_j به ترتیب طول و عرض جغرافیایی کشور j هستند. در این پژوهش ابتدا ماتریس وزنی فضایی بر اساس رابطه $\frac{1}{d_{ij}}$ ساخته شده و سپس نرمال سطری می‌شود. در نرمال سطری هر عنصر سطر بر مجموع سطر تقسیم می‌شود، به‌طوری‌که بعد از نرمال‌سازی ماتریس جمع هر سطر برابر با یک می‌شود. بنابراین اگر عناصر ماتریس وزنی فضایی را بعد از نرمال‌سازی w^*_{ij} تعریف کنیم، برابر خواهد بود با:

$$w^*_{ij}=\frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^{N} w_{ij}} \qquad (۹)$$

که از ضرب این ماتریس نرمال سطری شده در متغیر وابسته، متغیر تأخیر فضایی حاصل می‌شود. همچنین بر اساس رابطه $\frac{1}{d_{ij}}$، هر چه بعد مسافت دورتر و یا فاصله اقتصادی بین دو کشور بیشتر باشد، این وزن نسبی کمتر می‌باشد و بیانگر آن است که با افزایش فاصله اثرات سرریز کاهش می‌یابد. از سوی دیگر در اقتصادسنجی فضایی به دلیل عدم کارایی روش‌های

1. Cuaresma et al. (2013)
2. Tao & Yu (2012)

3. Right-Hand-Side
4. Drukker et al. (2011)
5. Euclidean distance
6. Minkowski distance

مرسوم (OLS) در نادیده گرفتن ناهمسانی فضایی و وابستگی فضایی، از روش‌های غیر پارامتریک حداکثر راستنمایی (MLE)[1] و شبه-حداکثر راستنمایی (QMLE)[2] استفاده می‌شود که در این پژوهش به دلیل کم بودن مشاهدات سری زمانی (ناشی از میانگین‌گیری) از روش شبه-حداکثر راستنمایی برای تخمین ضرایب مدل دوربین فضایی استفاده شده است (لی و یو[3]، ۲۰۱۰: ۱۷٤). شایان ذکر است که مدل تجربی تحقیق با بهره‌گیری از نرم‌افزار استاتا (Stata/SE12.0) برآورد شده است. همچنین به منظور تعیین مختصات طول و عرض جغرافیایی مورد نیاز برای ماتریس فاصله-معکوس فضایی از سامانه اطلاعات جغرافیایی (GIS) استفاده شده است.

۵- نتایج تجربی

۵-۱- داده‌ها و آمار توصیفی

جامعه آماری این تحقیق ۱۱ کشور حوزه دریای خزر را شامل می‌شود، که عبارتند از: ایران، کشورهای آسیای میانه (ترکمنستان، ازبکستان، قزاقستان، قرقیزستان و تاجیکستان)، منطقه قفقاز (آذربایجان، ارمنستان، گرجستان)، ترکیه و روسیه. کلیه آمار مربوط به تولید سرانه واقعی نیروی کار، نرخ پس‌انداز و جمعیت نیروی کار، از نسخه ۸ داده‌های جهانی دانشگاه گرانینگن[4] استخراج شده است. جهت مقایسه کشورها از لحاظ اقتصادی بایستی درآمد همه کشورها به یک واحد پولی (اغلب به دلار آمریکا) تبدیل شود اما به دلایلی چون عدم برابری قدرت خرید دلار آمریکا در کشورهای مختلف و چند نرخی بودن ارز در این کشورها این تبدیل مشکل مقایسه بین کشورها را برطرف نمی‌کند. بدین منظور این کار با تبدیل قدرت خرید یک دلار هر کشور به قدرت خرید آن در آمریکا انجام می‌شود. این معادل سازی به دلار، برابری قدرت خرید یا دلار PPP[5] معروف است (بهشتی، ۱۳۸۲: ۲۵). بدین جهت درآمد سرانه نیروی کار برای هر ۱۱ کشور در این تحقیق با نرخ PPP سال ۲۰۰۵ تعدیل شده‌اند.

جدول (۱): مهم‌ترین آمار توصیفی سطح متغیرهای مدل

متغیرها	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماکزیمم
Y	۱۵٦۵۹/۰۱	۹۹۱۰/۳۲	٤۲۵۲/۰۸	٤٦٦۳۳/۰٤
N	۰/۰۰٦	۰/۰۳٦	-۰/۲۱۳	۰/۱۸۰
S	۰/۱٦٦	۰/۰۹٤	-/۰۰۱	۰/٤۵۷

Y: درآمد سرانه نیروی کار (به دلار بین‌الملل سال ۲۰۰۵)، N: نرخ رشد سالانه جمعیت نیروی کار (در سن کار)، S: نرخ پس‌انداز.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۱) برخی از مهم‌ترین آماره‌های توصیفی متغیرهای مورد بررسی را نشان می‌دهد. پانل مورد بررسی در این تحقیق شامل ۱۱ کشور حوزه دریای خزر در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ می‌باشد.

۵-۲- برآورد مدل

جدول (۲) نتایج تخمین مدل دوربین فضایی را برای متغیرهای تحقیق نشان می‌دهد. علامت ضرایب کلیه متغیرهای تحقیق مطابق با مبانی تئوریکی اقتصادی بوده و همدیگر را تأیید می‌کنند. ضریب همگرایی بین صفر و یک می‌باشد و سرعت همگرایی بتای شرطی برابر ۲٦/۲ درصد در سال برای هر کشور می‌باشد. این ضریب بیانگر آن است که به‌طور متوسط هر کشور با نرخ ۲٦/۲ درصد در مسیر رشد متوازن[6] خود به سمت حالت پایدار[7] حرکت می‌کند. مطابق رابطه محاسبه درآمد سرانه نیروی کار، بایستی ضریب متغیر متوسط نرخ رشد نیروی کار منفی شود. ضریب متغیر میانگین نرخ رشد نیروی کار در این تحقیق منفی بوده، اما از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. ضریب متوسط نرخ پس‌انداز مثبت و در سطح معنی‌داری ۱ درصد معنادار می‌باشند. این بدان معنی است که مطابق مدل سولو در بین کشورهای حوزه دریای خزر آنهایی که نرخ پس‌انداز بالا و نرخ رشد نیروی کار کمتری دارند، به‌طور متوسط نرخ رشد اقتصادی بالاتری را کسب می‌کنند. آلفای[8] ضمنی (α) در واقع بیانگر کشش درآمد سرانه نیروی کار نسبت به نهاده سرمایه فیزیکی می‌باشد. ضریب آلفا در این

1. Maximum Likelihood Estimator
2. Quasi Maximum Likelihood Estimator
3. Lee & Yu (2010)
4. Penn World Table 8 (PWT 8.0)-Groningen university
5. Purchasing Power Parity

6. Balanced Growth Path
7. Steady State

۸ آلفای ضمنی از روابط مقابل به‌دست می‌آید:

$\gamma = e^{-\beta t}$ ،$\beta_2 = \frac{\alpha}{1-\alpha}\left(1 - e^{-\beta t}\right)$.

پژوهش برابر ۰/۲۸۳ است و نشانگر پایین بودن کشش تولیدی نهاده سرمایه نسبت به نهاده نیروی کار در بین کشورهای حوزه دریای خزر می‌باشد. این بدان معنی است که با فرض ثابت بودن سایر نهاده‌ها، در صورتی‌که موجودی سرمایه فیزیکی در بین کشورهای حوزه دریای خزر یک درصد افزایش یابد، به‌طور متوسط موجب افزایش درآمد سرانه نیروی کار به اندازه ۰/۲۸ درصد می‌شود.

جدول (۲): نتایج تخمین ضرایب مدل دوربین فضایی با لحاظ اثرات ثابت کشوری و زمانی

اسم متغیر	ضریب	مقدار آماره t	ارزش احتمال (PV)
$\ln Y_{t-1}$	۰/۲۶۹	۲/۳۰	۰/۰۲۱**
$\ln(N_t + 0.05)$	-۰/۰۵٤	-۰/٤۸	۰/٦۳۱
$\ln S_t$	۰/۲۸۹	۲/٦۷	۰/۰۰۸***
λ	-۰/۳۵۲	-۱/۸۹	۰/۰۵۹*
ρ	۰/۷۵۹	۷/۰۰	۰/۰۰۰***
سرعت همگرایی شرطی (بتا)		α ضمنی	
۰/۲٦۲		۰/۲۸۳	

***: معنی‌داری در سطح ۱ درصد. **: معنی‌داری در سطح ۵ درصد.

*: معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در روش‌شناسی تحقیق اشاره شد مدل دوربین فضایی هم به متغیر وابسته درآمد سرانه نیروی کار جاری و هم به متغیر کنترل درآمد سرانه نیروی کار در ابتدای هر زیردوره امکان تعاملات فضایی را می‌دهد. ضریب فضایی متغیر درآمد سرانه نیروی کار در ابتدای هر زیردوره منفی بوده و در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد معنادار می‌باشد. این ضریب بیانگر آن است کشورهایی که در ابتدای دوره تحقیق درآمد سرانه نیروی کار کمتری دارند، به‌طور متوسط در انتهای دوره درآمد سرانه نیروی کار بیشتری کسب می‌کنند. همچنین در صورتی‌که میانگین وزنی لگاریتم تولید سرانه اولیه کشورهای مجاور یک کشور در ابتدای هر زیردوره یک درصد کاهش یابد، به‌طور متوسط درآمد سرانه نیروی کار آن کشور ۰/۳۵ درصد افزایش می‌یابد. تفسیر این ضریب به کمک تجزیه اثرات کل به اثرات مستقیم و غیرمستقیم (سرریز) میسر است، به طوری‌که بر طبق اثرات مستقیم هر کشوری که در ابتدای دوره درآمد سرانه کمتری داشته باشد دارای نرخ رشد اقتصادی بیشتر شده و در انتها درآمد سرانه بالاتری را کسب می‌کند و به وسیله اثرات غیرمستقیم بر درآمد سرانه نیروی کار کشورهای مجاور خود تأثیر می‌گذارد (سرریز می‌کند).

ضریب خودرگرسیون فضایی(ρ) مثبت و از لحاظ آماری معنادار است؛ که بیانگر این نکته است که در صورتی‌که میانگین وزنی لگاریتم درآمد سرانه نیروی کار ۱۱ کشور حوزه دریای خزر، یک درصد افزایش یابد، به‌طور متوسط لگاریتم درآمد سرانه نیروی کار یک کشور به اندازه ۰/۷۵ درصد افزایش می‌یابد که در آن سرریز رشد اقتصادی از کشورهای مجاور و همسایه بیشترین مقدار بوده و شدت این اثرات سرریز در طول فاصله کاهش می‌یابد.

جدول (۳): آزمون ضرایب فضایی مدل

ترتیب	فرضیه صفر	مقدار آماره F	ارزش احتمال(PV)
(۱)	$H_0: \rho = 0$	۸۰/۹٦	۰/۰۰۰۰***
(۲)	$H_0: \lambda = 0$	٤/۷۹	۰/۰۲۸٦**

***: معنی‌داری در سطح ۱ درصد. **: معنی‌داری در سطح ۵ درصد.

*: معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۳) آزمون‌های تشخیصی فضایی (آزمون ضرایب فضایی) را برای مدل تخمین زده شده نشان می‌دهد. نتایج آزمون ضرایب فضایی بیانگر معنی‌داری مدل دوربین فضایی در سطح معنی‌داری ۱ و ۵ درصد می‌باشد. مقدار مثبت و معنی‌دار ضریب خودرگرسیون فضایی نشان می‌دهد که بخشی از رشد اقتصادی هر یک از کشورهای مورد بررسی به واسطه اثر فاصله (یا مجاورت) بوده است. با توجه به یافته‌های حاصل از این پژوهش، نظریه سرریزهای منطقه‌ای ذکر شده توسط کلر[1] (۲۰۰۲)، برای کشورهای حوزه دریای خزر تأیید می‌شود و کشورهای منطقه می‌توانند با گسترش و تعمیق ترتیبات تجاری منطقه‌ای و دسترسی به بازارهای یکدیگر اثرات خارجی مثبت ایجاد کرده و فرصت‌های شغلی بیشتری را برای همدیگر

1. Keller (2002)

فراهم کنند.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله همگرایی درآمد سرانه نیروی کار واقعی در ۱۱ کشور حوزه دریای خزر طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۰ مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور همگرایی بتای شرطی در قالب مدل سولو و در چارچوب داده‌های تابلویی پویای فضایی تصریح گردیده و مورد برازش قرار گرفت. نوآوری این مقاله نسبت به مطالعات قبلی هم در مدل تصریحی و هم تخمین در چارچوب داده‌های تابلویی پویای فضایی می‌باشد. نتایج حاصل از این تحقیق همسو با نتایج آذربایجانی (۱۳۸۱) بوده و فرضیه همگرایی شرطی درآمد سرانه کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری‌های قفقاز را تأیید می‌کند. همچنین مطابق مدل دوربین فضایی تصریحی، کشش فضایی تولید سرانه نیروی کار در بین کشورهای حوزه دریای خزر ۰/۷۵ درصد ارزیابی شد. بنابراین بر طبق نتایج می‌توان گفت که چرخه خودکار مثبت رشد اقتصادی در بین کشورهای مذکور برقرار است، و کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری‌های قفقاز می‌توانند با ایجاد ترتیبات ناحیه‌ای، این چرخه مثبت رشد را تقویت کرده و شکاف درآمدی خود را کاهش دهند.

۷- پیشنهادات

مهم‌ترین پیشنهادات برگرفته شده از نتایج این مطالعه برای پژوهش‌گران و سیاست‌گذاران عبارتند از:

۱- معنی‌داری ضریب متغیر تأخیر فضایی درآمد سرانه نیروی کار حاکی از این واقعیت مهم است که در بررسی عوامل تعیین کننده رشد در بین کشورهای حوزه دریای خزر، بایستی تأثیر مجاورت (و فاصله) را در مدل‌سازی‌های صورت گرفته مطالعه کرد تا برآورد انجام گرفته شده با خطای تخمین مواجه نشود.

۲- منطقه دریای خزر دارای ابعاد ژئوپلیتیک، ژئواستراتژیک و ژئواکونومیک می‌باشد و همین مسئله موجب اهمیت یافتن منطقه‌گرایی و همگرایی در جهت دستیابی به توسعه پایدار مشترک در این ناحیه شده است. بر طبق یافته‌های حاصل (ضریب مثبت متغیر تأخیر فضایی)، کشورهای مذکور می‌توانند با منطقه‌گرایی یک هم‌افزایی در رشد اقتصادی خود ایجاد کنند.

۳- بر طبق مطالعه هو و دیگران (۲۰۱۳)، سرریز مثبت رشد اقتصادی از یک کشور به شرکای تجاریش از طریق تجارت دوجانبه برقرار است. همچنین در مطالعه آذربایجانی (۱۳۸۱) نیز شاخص درجه باز بودن تجاری نیز تأثیر مثبت و معنی‌دار بر همگرایی شرطی درآمد سرانه واقعی در بین کشورهای مذکور دارد. لذا به سیاست‌گذاران کشورهای مذکور توصیه می‌شود با تشکیل بلوک تجاری دریای خزر و رفع موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای، حجم تجارت دوجانبه خود را تقویت کنند.

منابع

آذربایجانی، کریم (۱۳۸۱). جهانی شدن، همگرایی اقتصادی – منطقه‌ای و تأثیر آن بر رشد کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری‌های قفقاز. *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۳۷، ۱۶۹-۱٤۹.

ابریشمی، حمید؛ علم‌الهدی، ندا و امیری، میثم (۱۳۸٦). بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در کشورهای اسلامی (طی دوره ۲۰۰۳-۱۹۸۰ به روش اقتصادسنجی فضایی). *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال چهارم، شماره ۱۵، ۳٤-۷.

اکبری، نعمت‌اله (۱۳۸٤). مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هفتم، شماره ۲۳، ٦۸-۳۹.

اکبری، نعمت‌اله و فرهمند، شکوفه (۱۳۸٤). همگرایی اقتصادی کشورهای اسلامی و بررسی سرریزهای منطقه‌ای با تأکید بر نقش منتخبی از کشورهای حوزه خلیج فارس: مطالعه‌ای بر مبنای اقتصادسنجی فضایی. *مجله پژوهشنامه بازرگانی*، سال نهم، شماره ۲٤، ۳۲-۱.

اکبری، نعمت‌اله و معلمی، مژگان (۱۳۸٤). یک‌پارچگی اقتصادی در کشورهای حوزه خلیج فارس (استفاده از یک روش اقتصادسنجی فضایی). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۷، شماره ۲۵، ۱۲٦-۱۰۹.

اکبری، نعمت‌اله و مؤیدفر، رزیتا (۱۳۸۳). بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ٤، شماره ۱۳، ۱۳-۱.

بهبودی، داود؛ فلاحی، فیروز و شیبائی، امینه (۱۳۹۱). بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در منتخبی از کشورهای عضو OECD با رویکرد اقتصادسنجی فضایی. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، سال اول، شماره ۳، ۸۰-۵۷.

بهشتی، محمدباقر (۱۳۸۲). توسعه اقتصادی ایران. دانشگاه تبریز، تبریز.

دائی کریم‌زاده، سعید؛ آذربایجانی، کریم و جوانمردی، محمد (۱۳۹۲). آزمون همگرایی درآمدی در کشورهای دی‌هشت (رهیافت‌های همگرایی سیگما، شاخص‌های تایل و آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی). *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال سوم، شماره ۵۹-۷۲،۱۰.

راسخی، سعید و رنجبر، امید (۱۳۸۸). اثر درجه بازبودن تجارت بر سرعت همگرایی درآمد سرانه: شواهدی از گروه دی هشت. *نامه مفید (نامه اقتصادی)*، دوره ۱۵، شماره ۷۲، ۱۳٤-۱۰۹.

رحمانی، تیمور و حسن زاده، ابراهیم (۱۳۹۰). اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی و همگرایی منطقه‌ای در ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، سال دوم، شماره ۵، ۲۰-۱.

رنجبر، امید و علمی، زهرا میلا (۱۳۹۰). شکاف درآمدی چه کشورهایی در حال کاهش هست؟ یافته‌هایی جدید از آزمون‌های ریشه واحد پانلی با شکست ساختاری متعدد درون‌زا. *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ٤٦، شماره ۲، ۵۷-۳۱.

رومر، دیوید (۱۹۸۵). اقتصاد کلان پیش‌رفته. ترجمه مهدی تقوی، انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات، تهران: چاپ دوم.

زمانیان، غلامرضا؛ فطرس، محمدحسن و رضائی، الهام (۱۳۹۳). اثر سرریزهای تحقیق و توسعه بر بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع کارخانه‌ای ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱۷، ۱۰۸-۹۱.

زین‌العابدین، یوسف و یحیی‌پور، محمدصادق (۱۳۸۸). بررسی ساختار ژئوپلتیکی کشورهای حوزه دریای خزر. *فصلنامه فضای جغرافیایی*، سال نهم، شماره ۲۵، ۹۳-۷۳.

علمی، زهرا میلا و رنجبر، امید (۱۳۹۱). اثرات تجارت بر رشد کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی با تأکید بر ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ٤۷، شمار ٤، ۱۱۵-۹۷.

کسرایی، اسرافیل (۱۳۸٦). نظریه همگرایی، وابستگی فضایی و رشد منطقه‌ای. *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ٤۱، شماره ٦، ٦٤-۲۷.

گرجی، ابراهیم و مدنی، شیما (۱۳۸۸). اقتصاد کلان دینامیک (نظریه‌های رشد). تهران: انتشارات سمت، چاپ اول.

مجرد، عصمت و همایونی‌فر، مسعود (۱۳۸۹). بررسی آثار اجرای موافقتنامه همگرایی منطقه ای بین کشورهای عضو اکو. *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی)*، دوره ۷، شماره ۲٤، ۱۸۵-۱۵۹.

مکیان، سید نظام‌الدین و خاتمی، سمانه (۱۳۹۰). بررسی همگرایی اقتصادی کشورهای منطقه منا (۲۰۰۸-۱۹۸۰). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۱، ۱۳۵-۱۵۷.

Abramovitz, M. (1986). Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind. *Journal of Economic History*, 46, 385-406.

Arbia, G., Battisti, M. & Vaio, D. V. (2010). Institutions and Geography: Empirical Test of Spatial Growth Models for European Regions. *Economic Modelling,* 27, 12–21.

Arrow, K. (1962). The Economic Implications of Learning by Doing. *Review of Economic Studies*, 29(3), 155–173.

Barro, R. J. & Sala-i-Martin, X. (1995). Economic Growth. *McGraw-Hill*, New York.

Barro, R.J. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *Quarterly Journal of*

Economics, 106(2), 407-443.

Baumol, W. J. (1986). Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show?. *American Economic Review*, 16(10), 72-85.

Cass, D. (1965). Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation. *Review of Economic Studies,* 32(91), 33-40.

Cliff, A.D. & Ord, J. (1973). Spatial Autocorrelation. *London: Pion*.

Cliff, A. & Ord, J. (1981). Spatial Processes, Models and Applications. *London: Pion.*

Cuaresma, J. C., Havettová, M. & Lábaj, M. (2013). Income Convergence Prospects in Europe: Assessing the Role of Human Capital Dynamics. *Economic Systems*, 37(4), 493–507.

Drukker, D. M., Prucha, I. R. & Raciborski, R. (2011). Maximum-Likelihood and Generalized Spatial Two-Stage Least-Squares Estimators for A Spatial-Autoregressive Model with Spatial-Autoregressive Disturbances. *Working Paper, University of Maryland*, Department of Economics, 1-22.

Ertur, C. & Koch, W. (2011). A Contribution to the Theory and Empirics of Schumpeterian Growth with World wide Interactions. *Journal of Economic Growth*, 16, 215–255.

Ertur, C. & Koch, W. (2007). Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 1033-1062.

Griffith, A.D. & Paelinck, H.PJ. (2011). Non-Standard Spatial-Statistics and Spatial Econometrics. *Berlin, Heidelberg: Springer-Verlag*.

Ho, C.Y., Wanga, W. & Yu, J. (2013). Growth Spillover Through Trade: A Spatial Dynamic Panel Data Approach. *Economics Letters*, 120, 450–453.

Islam, N. (1995). Growth Empirics: A Panel Data Approach. *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1127-1170.

Islam, N. (2003). What Have We Learnt from the Convergence Debate?. *Journal of Economic Surveys*, 17(3), 309–362.

Keller, W. (2002). Geographic Localization of International Technology Diffusion. *American Economic Review*, 92, 120–142.

Koopmans, T.C. (1965). On the Concept of Optimal Economic Growth, in the Econometric Approach to Development Planning. *Amsterdam: North Holland*.

Lee, L. f. & Yu, J. (2010). Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects. *Journal of Econometrics*, 154, 165-185.

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

Maddison, A. (2003). The World Economy: Historical Statistics. *OECD, Paris*.

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

Pesaran, M.H. (2007). A Pair-Wise Approach for Testing Output and Growth Convergence. *Journal of Econometrics*, 138, 312–355.

Pfaffermayr, M. (2009). Conditional β and σ-Convergence in Space: A Maximum Likelihood Approach. *Regional Science and Urban Economics*, 39, 63–78.

Ramsey, F.P. (1928). A Mathematical Theory of Saving. *Economic Journal*, 38(152), 543-559.

Romer, P. M. (1990). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, 98(5), S71–S102.

Sala-i-Martin, X. (1996). The Classical Approach to Convergence Analysis. *The Economic Journal*, 106(437), 1019-1036.

Seya, H., Tsutsumi, M. & Yamagata, Y. (2012). Income Convergence in Japan: A Bayesian Spatial Durbin Model Approach. *Economic Modeling*, 29, 60-71.

Solow, R.M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.

Swan, T.W. (1956). Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record,* 32, 334-361.

Tao, J.,& Yu, J. (2012). The Spatial Time Lag in Panel Data Models. *Economics Letters,* 117, 544-547.

Tian, L., Wang, H.H. & Chen, Y. (2010). Spatial

Externalities in China Regional Economic Growth. *China Economic Review*, 21, S20–S31.

Vu, K.M. (2013). A Note on Interpreting the Beta-Convergence Effect. *Economics Letters,* 118, 46–49.

Whittle, P. (1954). On Stationary Processes in the Plane. *Biometrica*, 41(41), 434–449.

تحلیل فضایی تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی در ایران

Spatial Analysis of the Effect of Income Inequality on Economic Growth in Iran

علی‌حسین صمدی[*]، زهرا دهقان‌شبانی[**]،

عاطفه مرادی‌کوچی[***]

دریافت: ۱۳۹۳/۲/۱۷ پذیرش: ۱۳۹۳/۷/۵

چکیده:

هدف اصلی مقاله حاضر، تحلیل فضایی تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی در ۲۸ استان کشور در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ است. برای رسیدن به این هدف، از روش رگرسیون وزنی جغرافیایی استفاده شده و در آن ناهمسانی فضایی در نظر گرفته شده است. برای بررسی ناهمسانی فضایی از آزمون‌های مونت-کارلو و آزمون دامنهٔ میان- چارکی استفاده می‌شود. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که ناهمسانی فضایی در استان‌های ایران وجود دارد. نتایج حاصل از برآورد رگرسیون وزنی جغرافیایی نشان می‌دهد که تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی منفی بوده است. این نتیجه با استفاده از رگرسیون داده‌های پانلی پویا نیز تأیید شده است.

کلمات کلیدی: نابرابری توزیع درآمد، رشد اقتصادی، تحلیل فضایی، رگرسیون وزنی جغرافیایی، داده‌های پانلی پویا، ایران.

طبقه‌بندی JEL: I32، C23، C21.

* دانشیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز (نویسنده مسئول)

Email: asamadi@rose.shirazu.ac.ir

** استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز

Email: zahra_dehghan2003@yahoo.com

*** کارشناس ارشد اقتصاد از دانشگاه شیراز

Email: atefemoradi2010@yahoo.com

Ali Hussein Samadi[*], Zahra Dehghan Shabani[**], Atefeh Moradi Kouchi[***]

Received: 7/May/2014 Accepted: 27/Sep/2014

Abstract:

The aim of this paper is to analyze the effects of income inequality on economic growth in 28 provinces of Iran during 2000-2011 by using Geographically Weighted Regressions (GWR) and Dynamic Panel Data (DPD) models. This paper has tried to study the spatial heterogeneity among 28 provinces in Iran by using the Mont-Carlo and Inter-quartile tests. The results show that spatial heterogeneity exists for income inequality, human capital and logarithm of real per capita income. This paper is focused on geographic weighted model that contain spatial heterogeneity. The empirical results of GWR and DPD models have shown that income inequality has a negative effect on economic growth in Iran.

Keywords: Income Inequality, Economic Growth, Spatial Analysis, Geographically Weighted Regressions, Dynamic Panel Data, Iran.
JEL: I32, C23, C21.

* Associate Professor in Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran (Corresponding Author).

** Assistant Professor in Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran.

*** M.A. in Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran.

۱- مقدمه

دو دلیل عمده برای بررسی ارتباط میان نابرابری توزیع درآمد و رشد اقتصادی وجود دارد. اول اینکه، به طور کلی رابطه میان نابرابری و رشد اقتصادی یک موضوع بحث برانگیز در ادبیات رشد است. جهت علّیت میان نابرابری و رشد اقتصادی به واسطه ماهیت اثرگذاری، به صورت نامشخص باقی مانده است. همچنین نظریهٔ روشن و شواهد تجربی قطعی در رابطه با جهت علّیت وجود ندارد. عده‌ای از پژوهشگران از یک رابطه معکوس درجهٔ دوم بین نابرابری و رشد اقتصادی دفاع می‌کنند. این رابطه، دلالت بر این دارد که در مراحل اولیهٔ توسعه، افزایش نابرابری منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود. اما این رابطه تغییر می‌یابد و بعد از چند دوره اثرگذاری مثبت، به یک سطح بحرانی خاص می‌رسد و ارتباط میان نابرابری و رشد اقتصادی معکوس می‌شود. دوم اینکه، اگرچه تحقیقات تجربی، تأثیر مثبت نابرابری بر رشد اقتصادی را نشان داده‌اند، اخیراً این روند معکوس شده است (رایماس زیوسکا و همکاران[1]، ۲۰۱۰: ۲).

سابقهٔ مطالعهٔ رابطه بین رشد و نابرابری به مطالعات کوزنتس[2] باز می‌گردد. براساس نظر وی، رشد اقتصادی قبل از اینکه به یک حد معین برسد، می‌تواند باعث نابرابرتر شدن توزیع درآمد شود. البته او معتقد است بعد از اینکه رشد اقتصادی از این سطح معین فراتر می‌رود، به برابری بیشتر منجر می‌شود. کوزنتس این ایده را مطرح کرد که توزیع درآمد ممکن است به شکلی نظام‌مند با مسیر توسعهٔ یک کشور مرتبط باشد. او بیان کرد که در مراحل اولیهٔ توسعه، افزایش درآمد سرانه به بدتر شدن توزیع درآمد منجر می‌شود، در حالی‌که در مراحل بعدی توسعه، افزایش درآمد سرانه با بهتر شدن توزیع درآمد همراه است. این رابطه معکوس بین درآمد سرانه و نابرابری در درآمد به منحنی کوزنتس معروف است.

در کلیهٔ مطالعات موجود در اقتصاد ایران، رابطه بین رشد و نابرابری، در قالب سری‌های زمانی مورد بحث و بررسی قرار گرفته است، اما در این بررسی‌ها به نقش فضا[3] در این زمینه پژوهشی توجهی نشده است. بنابراین هدف مطالعهٔ حاضر پر کردن چنین شکافی بوده است.

مقالهٔ حاضر در پنج قسمت تنظیم شده است. در بخش دوم، پیشینهٔ تحقیق به صورت خلاصه آورده شده است. بخش سوم به بررسی مبانی نظری تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی با تأکید بر نقش فضا پرداخته است. نتایج تجربی در بخش چهارم و نتیجه‌گیری و پیشنهادها در بخش پنجم آورده شده است.

۲- پیشینه تحقیق

مطالعات انجام شده در زمینهٔ بررسی تأثیر توزیع درآمد بر رشد اقتصادی را می‌توان به سه گروه تقسیم بندی کرد[4]:

۱- مطالعات با داده‌های سری زمانی

۲- مطالعات با داده‌های پانل

۳- مطالعات با داده‌های فضایی

به دلیل فراوانی مطالعات مربوط به رابطه نابرابری توزیع درآمد و رشد اقتصادی و همچنین کمبود فضا در این مقاله، تعدادی از این مطالعات و خلاصهٔ یافته‌های آنها در جدول (۱) آورده شده است.

همچنان‌که از جدول شماره (۱) پیداست، هرچند رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری توزیع درآمد با استفاده از داده‌های مختلف، نامشخص است، اما عمدتاً شاهد تأثیر منفی و معنادار نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی هستیم. در بیشتر مطالعاتی که بر روی مسئله توزیع درآمد و رشد اقتصادی متمرکز شده‌اند، از داده‌های سری زمانی استفاده شده است. تفاوت این مقاله با مطالعات پیشین انجام شده در داخل، در نظر گرفتن نقش مکان و فضا است. در واقع، در بررسی تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی استان‌های ایران، مسئلهٔ ناهمسانی فضایی[5] بین استان‌ها در نظر گرفته شده است.

۳- مبانی نظری و ساختار الگو

1. Rymaszewska et al. (2010)
2. Kuznets (1955)
3. Space
۴. این دسته‌بندی از نویسندگان است و برای تأمین هدف مقاله صورت گرفته است.
5. Spatial Heterogeneity

۳-۱- نظریه‌های مربوط به ارتباط بین نابرابری توزیع درآمد و رشد اقتصادی

نظریه‌های بسیاری برای ارزیابی رابطه بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی وجود دارد. بارو[1] این نظریه‌ها را به ٤ دستهٔ کلی تقسیم کرده است که عبارتند از:

۱- نواقص بازار اعتبارات[2] ۲- نرخ‌های پس‌انداز[3] ۳-اقتصاد سیاسی[4] ٤- ناپایداری‌های اجتماعی و سیاسی[5].

در ادامه توضیح مختصری دربارهٔ هر کدام از نظریه‌ها ارائه می‌شود.

نظریه نواقص بازار اعتبارات

بر طبق نظریهٔ نواقص بازار اعتبارات، نابرابری؛ توانایی افراد را در جمع‌آوری و انباشت سرمایهٔ فیزیکی و انسانی محدود می‌کند. به طور کلی، سطح درآمد مردم و مالکیت دارایی‌ها به میزان زیادی، دسترسی آنها به بازارهای اعتباری را تعیین می‌کند. بنابراین، مردم به طور معمول در جوامع نابرابر، با محدودیت‌های قرضی مواجه هستند که این محدودیت‌ها، مانع آنها برای سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ فیزیکی و انسانی است. ذخیرهٔ سرمایه‌های فیزیکی و انسانی در یک جامعهٔ نابرابر در مقایسه با یک جامعهٔ تساوی طلب، بسیار پایین‌تر است که منجر به کاهش درآمد سرانه و نرخ رشد درآمد می‌شود. از سوی دیگر، تمرکز دارایی‌ها و درآمد در دست تعداد کمی از افراد (شاید ثروتمندان)، رشد اقتصادی را تسهیل می‌کند. زیرا بازدهی سرمایه‌گذاری‌های در ابعاد بزرگ‌تر، نسبت به سرمایه‌گذاری‌های کوچک‌تر، بیشتر است (راجارام[6]، ۲۰۰۹: ۵).

بهره‌برداری از فرصت‌های سرمایه‌گذاری، با وجود دسترسی محدود به اعتبارات، تا حدودی به سطوح دارایی‌ها و درآمدهای افراد بستگی دارد. به طور خاص، افراد فقیر تمایل به چشم پوشی از سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ انسانی را دارند که در نتیجه نرخ نسبتاً بالایی از بازدهی‌ها را از دست می‌دهند. یک توزیع مجدد دارایی‌ها و درآمدها از ثروتمندان به فقرا، منجر به افزایش بازدهی متوسط سرمایه‌گذاری می‌شود. از طریق این سازوکار است که کاهش در نابرابری، باعث افزایش نرخ رشد اقتصادی، حداقل در دوران انتقال به حالت پایدار می‌شود (بارو، ۱۹۹۹: ۵).

به طور کلی می‌توان بیان کرد که نظریهٔ «نواقص بازار اعتبارات» ادعا می‌کند که نابرابری درآمد به‌واسطهٔ ممانعت از تأمین مالی سرمایهٔ انسانی، باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود (چمبرز و کراوس[7]، ۲۰۱۰: ۱۵٤).

نظریه نرخ‌های پس‌انداز

برخی از اقتصاددانان اعتقاد دارند که نرخ پس‌انداز افراد با افزایش سطح درآمد آنها افزایش می‌یابد. اگر این نظر درست باشد، یک توزیع مجدد منابع از ثروتمندان به فقرا، منجر به کاهش مجموع نرخ پس‌انداز در اقتصاد می‌شود. بنابراین، افزایش در نابرابری، منجر به افزایش سرمایه‌گذاری (اگر اقتصاد تا حدی بسته باشد) می‌شود. در این مورد نابرابری بیشتر، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. این بحث اثر مثبت نابرابری بر رشد را نشان می‌دهد (بارو، ۱۹۹۹: ٦).

بر طبق این نظریه، نرخ پس‌انداز در اقتصاد، ارتباط مستقیم با سطح درآمد دارد. بنابراین یک فرد ثروتمند نسبت به یک فرد فقیر، بخش بیشتری از درآمدش را پس‌انداز می‌کند. در نتیجه تمرکز درآمد در دست تعداد کمی از افراد ثروتمند می‌تواند مجموع نرخ پس‌اندازها را در مقایسه با یک توزیع عادلانهٔ درآمد در جامعه، حداکثر کند (فیلدز[8]، ۱۹۷۹: ۱۷۳).

نظریه اقتصاد سیاسی

نظریهٔ اقتصاد سیاسی بر مداخلات انحرافی در یک جامعهٔ نابرابر تمرکز دارد که منجر به رشد اقتصادی آهسته‌تر می‌شود. بحث اقتصاد سیاسی بر پایهٔ این فرض است که تغییر توزیعی تصاعدی، اثر منفی بر رشد دارد. در این بحث، توزیع مجدد از طریق دو معبر[9] مختلف اثر منفی بر رشد دارد: ۱- توزیع مجدد مانع فعالیت کسانی است که دریافتی از این طریق به‌دست می‌آورند و ۲- توزیع مجدد مانع سرمایه‌گذاری کسانی می‌شود که بخش عمده‌ای از منابع‌شان را انتقال

1. Barro (1999)
2. Credit-Market Imperfection
3. Saving Rates
4. Political Economy
5. Socio-political Unrest
6. Rajaram (2009)
7. Chambers & Krause (2010)
8. Fields (1979)
9. Channel

می‌دهند.

آلسینا و رودریک[1] (۱۹۹٤) و پرسون و تابلینی[2] (۱۹۹٤) ادعا می‌کنند که اگر درآمد اکثریت رأی دهندگان کمتر از درآمد متوسط جامعه باشد، ممکن است در حمایت از سیاست‌های توزیع مجدد رأی دهند. چنین سیاست‌هایی عمدتاً به شکل مالیات‌های سرمایهٔ بالاتر می‌باشد که به کاهش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری می‌انجامد و در نتیجه باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. با این‌حال، به دلیل اعمال نفوذ ثروتمندان ذینفع، این اثر در اقتصادها حداقل خواهد بود (راجارام، ۲۰۰۹: ٦).

نظریه ناپایداری‌های اجتماعی و سیاسی

نابرابری درآمد و ثروت، باعث ایجاد انگیزهٔ شرکت در جرم، شورش و دیگر فعالیت‌های مخرب در بین فقرا می‌شود. ثبات نهادهای سیاسی ممکن است حتی به وسیلهٔ انقلاب در معرض خطر قرار گیرد. مشارکت فقرا در جرم و دیگر اقدامات ضد اجتماعی، باعث اتلاف مستقیم منابع می‌شود. زیرا زمان و انرژی فقرا به فعالیت‌های تولیدی اختصاص داده نمی‌شود. علاوه بر این، تهدید نسبت به حقوق مالکیت مانع سرمایه‌گذاری می‌شود. نابرابری بیشتر به دلیل اینکه ناپایداری‌های اجتماعی و سیاسی را افزایش می‌دهد، منجر به کاهش بهره‌وری اقتصاد می‌شود و رشد اقتصادی، حداقل در زمان انتقال به حالت پایدار کاهش می‌یابد (بارو، ۱۹۹۹: ۵).

آلسینا و پروتی[3] معتقدند که ناپایداری اجتماعی، یک محیط سیاسی اقتصادی ناامن ایجاد می‌کند که سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. جوامع نابرابر، موجب افزایش انگیزه‌های ارتکاب به جرم و جنایت بین افراد می‌شود. بی‌ثباتی سیاسی و اجتماعی به دلیل اختلالات فعلی و عدم اطمینان نسبت به آینده، مانع انباشت سرمایه و رشد می‌شود (آلسینا و پروتی ۱۹۹٦: ۱۲۰۳).

در زمینه ارتباط بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی، نظریه‌های متعدد دیگری وجود دارد. خلاصه ای از برخی نظریه‌ها در شکل (۱) آورده شده است. در این شکل، رابطه ۱ نشان‌دهندهٔ دیدگاه بن‌حبیب و رستی‌چینی[4] (۱۹۹٦) و کیفر و کنک[5] (۲۰۰۲)؛ رابطه ۲ نشان‌دهندهٔ دیدگاه آلسینا و پروتی (۱۹۹٦)؛ رابطه ۳ نشان‌دهندهٔ دیدگاه آلسینا و رودریک (۱۹۹٤) و پرسون و تابلینی (۱۹۹٤)؛ رابطه ٤ نشان‌دهندهٔ دیدگاه پروتی[6] (۱۹۹٦)؛ رابطه ۵، نشان‌دهندهٔ دیدگاه بورگویگنون و واردیر[7] (۲۰۰۰) و رابطه ٦ نشان‌دهندهٔ دیدگاه میرلس[8] (۱۹۷۱) می‌باشد[9].

۳-۲- ساختار الگو و شیوه تخمین

اقتصادسنجی فضایی یک رشته از اقتصادسنجی است که با تعامل فضایی[10] (وابستگی فضایی[11]) و ساختار فضایی[12] (ناهمسانی فضایی[13]) در الگوهای رگرسیونی سروکار دارد. این رشته، شبیه آمار جغرافیایی[14] و آمار فضایی[15] است؛ با این‌حال، اقتصادسنجی فضایی از آمار فضایی مجزاست، همان‌طور که اقتصادسنجی به طور کلی از آمار جدا می‌باشد. تمرکز بر روی موقعیت و تعامل فضایی به تازگی نه تنها در مسائل کاربردی، بلکه در اقتصادسنجی نظری نیز یک موقعیت ویژه یافته است. در گذشته، الگوهایی که با صراحت، فضا (جغرافیا) را در نظر بگیرند، وجود نداشت و کاربردهای اقتصادسنجی فضایی در درجهٔ اول در زمینه‌های تخصصی مانند علوم منطقه‌ای، اقتصاد شهری، املاک و مستغلات و جغرافیای اقتصادی یافت می‌شد (آنسلین[16]، ۱۹۸۸: ۱).

1. Alesina & Rodrik (1994)
2. Persson & Tabellini (1994)
3. Alesina & Perotti (1996)

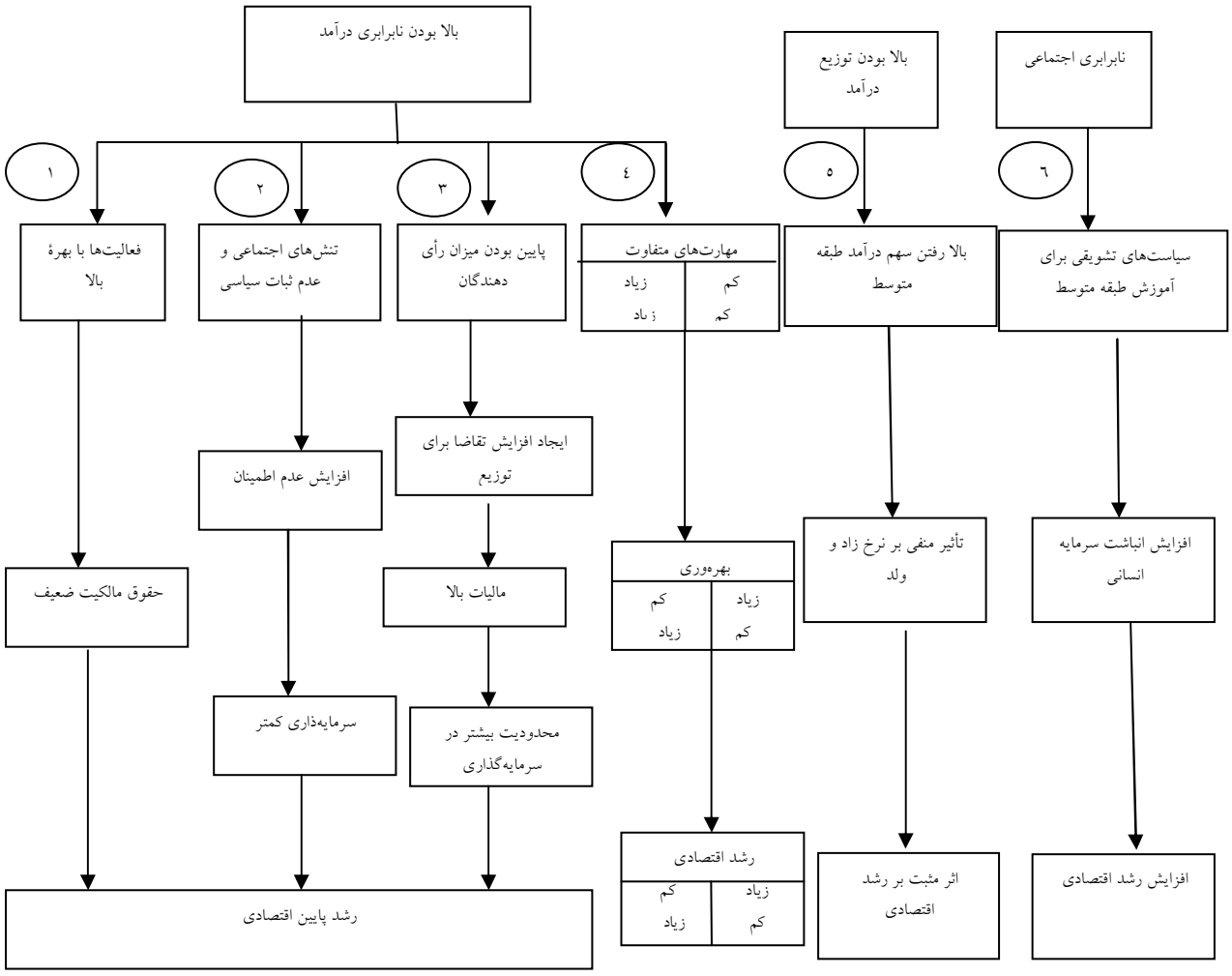
4. Benhabib & Russtichini (1996)
5. Keefer & Knack (2002)
6. Perotti (1996)
7 Bourguignon & Verdier (2000)
8. Mirrlees (1971)
۹. برای مطالعه بیشتر این نظریه‌ها به رایماس زیوسکا و همکاران (۲۰۱۰) مراجعه کنید.

10. Spatial Interaction
11. Spatial Autocorrelation
12. Spatial Structure
13. Spatial Heterogeneity
14. Geostatistics
15. Spatial Statistics
16. Anselin (1988)

جدول (۱): مطالعات مربوط به بررسی رابطهٔ بین نابرابری توزیع درآمد و رشد اقتصادی

الف) مطالعات مربوط به تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی بر اساس داده‌های سری زمانی				
ردیف	محققین	مطالعهٔ موردی	روش	خلاصه نتایج تحقیق
۱	ابونوری و اژدری (۱۳۷۸)	ایران	حداقل مربعات وزنی	اثر منفی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی
۲	دادخواه (۲۰۰۲)	آمریکا	خودرگرسیون برداری	تأثیر منفی نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی
۳	گوبین و ریپ (۲۰۰٤)	برخی از کشورها	خودرگرسیون برداری	نتایج در کشورهای مختلف متفاوت بوده است.
٤	ابریشمی و همکاران (۱۳۸٤)	ایران	آزمون علّیت گرنجری	کاهش رشد اقتصادی در اثر افزایش نابرابری درآمد در درازمدت
٥	مهدوی و رنجبرکی (۱۳۸٤)	ایران	حداقل مربعات معمولی	ارتباط مثبت بلندمدت بین رشد و توزیع درآمد وجود دارد
٦	صادقی و مسائلی (۱۳۸۷)	ایران	منطق فازی	هرجا رشد و توزیع درآمد بهبود یابد، فقر کاهش می‌یابد.
۷	جعفری (۱۳۸۷)	ایران	حداقل مربعات معمولی	تأثیر منفی نابرابری بر رشد
۸	آندراد و همکاران (۲۰۱۱)	پرتقال	خودرگرسیون برداری	تأثیر منفی نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی
۹	ریسو و همکاران (۲۰۱۳)	مکزیک	آزمون هم‌جمعی و حداقل مربعات	تأثیر منفی توزیع درآمد بر رشد اقتصادی
۱۰	داوتیان (۲۰۱٤)	انگلیس-آمریکا-کانادا	خودرگرسیون برداری	توزیع درآمد در انگلیس اثر منفی و در آمریکا و کانادا اثر مثبت بر رشد دارد.
۱۱	صمدی و آماره (۱۳۸۹)	ایران	هم‌جمعی	نبود رابطه دراز مدت
ب) مطالعات مربوط به تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی بر اساس داده‌های پانل				
ردیف	محققین	مطالعهٔ موردی	روش	خلاصه نتایج تحقیق
۱	پانیزا (۲۰۰۲)	آمریکا	گشتاورهای تعمیم‌یافته	عدم وجود رابطه مثبت بین نابرابری و رشد اقتصادی
۲	گارسیا و باندریا (۲۰۰٤)	آمریکای لاتین و کشورهای حوزه کارائیب	حداقل مربعات معمولی	هیچ رابطه علّی بین رشد و توزیع درآمد وجود ندارد
۳	ویچوفسکی (۲۰۰٥)	اروپای شرقی	گشتاورهای تعمیم‌یافته	اثر مثبت نابرابری بر رشد در انتهای بالای توزیع و اثر منفی در انتهای پایین
٤	فرانک (۲۰۰٥)	آمریکا	الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده	رابطه منفی بین رشد و نابرابری در درازمدت
٥	کالویچ و ورچر (۲۰۰۷)	اروپا	حداقل مربعات معمولی	کشش درآمدی با توزیع اولیه درآمد در ارتباط است.
٦	والکر (۲۰۰۷)	مناطق جهان	حداقل مربعات معمولی	رابطه منفی بین رشد و نابرابری وجود دارد.
۷	ردریگوز-پوس و تسلیوس (۲۰۰۸)	اروپای غربی	حداقل مربعات معمولی	تأثیر منفی نابرابری درآمدی و آموزشی بر رشد اقتصادی
۸	هوانگ و همکاران (۲۰۰۹)	۸۳ کشور جهان	گشتاورهای تعمیم یافته	رابطه متقابل رشد و نابرابری، تأثیر منفی نابرابری بر رشد و اثر مثبت رشد بر نابرابری
۹	بلانکو (۲۰۱۰)	آمریکای لاتین	حداقل مربعات معمولی	اثر مثبت برابری بر رشد اقتصادی
۱۰	مکنبایوا و کاراکاس (۲۰۱۱)	۹ کشور جهان	حداقل مربعات معمولی	تأثیر مثبت نابرابری بر رشد در کشورهای توسعه یافته و تأثیر منفی نابرابری بر رشد در کشورهای در حال توسعه
۱۱	وو (۲۰۱۱)	۱۸۰ کشور	حداقل مربعات معمولی	رابطه منفی بین نابرابری توزیع درآمد و رشد وجود دارد.
۱۲	اوگاس (۲۰۱۲)	تعدادی از کشورها	حداقل مربعات معمولی	اثر نابرابری بر رشد در دهه ۹۰ و دهه ۷۰ متفاوت است.
ج) مطالعات مربوط به تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی بر اساس تکنیک‌های فضایی				
ردیف	محققین	مطالعهٔ موردی	روش	خلاصه نتایج تحقیق
۱	مکنبایوا و کاراکاس (۲۰۱۱)	۹کشور جهان	حداقل مربعات معمولی با استفاده از داده‌های پانلی	تأثیر مثبت نابرابری بر رشد در کشورهای توسعه‌یافته و تأثیر منفی نابرابری بر رشد در کشورهای در حال توسعه
۲	پد و همکاران (۲۰۱۲)	فیلیپین	رگرسیون وزنی جغرافیایی	اثر مثبت و معنادار نابرابری بر رشد و وجود تغییرات فضایی نابرابری در مناطق
۳	صامتی و فرهمند (۲۰۱۲)	منطقهٔ یورو-مدیترانه	حداقل مربعات معمولی با استفاده از داده‌های پانلی	وابستگی فضایی رشد و نابرابری، و اثرگذاری همسایه‌های هر کشور بر رشد و نابرابری آن کشور
٤	آتمز (۲۰۱۳)	آمریکا	گشتاور تعمیم یافته با استفاده از داده‌های پانلی	تأثیر منفی افزایش نابرابری در استان‌های مجاور بر استان مورد بررسی و کاهش رشد این استان

مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل(۱): نظریه‌های مختلف در ارتباط با تأثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی (مأخذ: رایماس زیوسکا و همکاران، ۲۰۱۰: ٤)

مطالعات مورد استفاده در علوم منطقه‌ای به شدت وابسته به داده‌های نمونه‌ای منطقه‌ای است. وجه تمایز اقتصادسنجی فضایی و اقتصادسنجی مرسوم، در توانایی اقتصادسنجی فضایی در استفاده از داده‌های نمونه‌ای است که دارای جزء مکان هستند. وجود جزء مکان در داده‌های نمونه‌ای باعث به‌وجود آمدن دو مشکل می‌شود:

۱) وابستگی فضایی[1] بین مشاهدات و ۲) ناهمسانی فضایی[2].

اقتصادسنجی مرسوم تا حد زیادی این دو مسئله را نادیده گرفته است که شاید به این دلیل که آنها فروض گاس-مارکف[3] استفاده شده در الگوی رگرسیونی را نادیده می‌گیرند.

وجود وابستگی فضایی میان نمونه‌ها این فرض گاس-مارکف را که متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت‌اند، نقض می‌کند. همچنین قضیهٔ گاس- مارکف، فرض می‌کند که یک رابطه خطی مشخص بین مشاهدات نمونه‌ای وجود دارد.

همچنین، وجود ناهمسانی فضایی در میان نمونه‌ها این فرض را نقض می‌کند، زیرا رابطه میان مشاهدات نمونه‌ای، با وجود وابستگی فضایی میان داده‌ها با حرکت میان داده‌های نمونهٔ فضایی، تغییر خواهد کرد. در این صورت، ضرایب، تابع خطی از متغیر وابسته نخواهند بود. بنابراین روش اقتصادسنجی فضایی باید مورد استفاده قرار گیرد (لسیج[4]، ۱۹۹۸: ۲).

بر اساس قضیهٔ گاس- مارکف، داده‌های نمونه‌ای رگرسیون را می‌توان به صورت رابطه (۱) در نظر گرفت:

$$Y = X\beta + \varepsilon \qquad (۱)$$

1. Spatial Dependence
2. Spatial Heterogeneity
۳. متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت‌اند و یک رابطهٔ خطی مشخص بین مشاهدات نمونه‌ای وجود دارد.
4. Lesage (1998)

که در آن Y نشان دهندهٔ برداری از n مشاهده، X بیانگر یک ماتریس n×k از متغیرهای توضیحی، β بردار K پارامتری و ε برداری از n جملهٔ خطای تصادفی است. فرآیند ایجاد داده‌ها به گونه‌ای است که ماتریس X و پارامترهای واقعی β، ثابت‌اند و در نتیجه، توزیع بردارهای نمونهٔ Y دارای ساختار واریانس کوواریانس همانند ε است. بر اساس قضیهٔ گاس- مارکف، توزیع مشاهده‌ها در Y به گونه‌ای است که به هنگام حرکت در بین مشاهده‌ها، مقدار ثابتی را نشان خواهد داد و در نتیجه، کوواریانس بین مشاهده‌ها صفر است؛ در حالی‌که در داده‌های نمونه‌ای که دارای وابستگی فضایی و ناهمسانی فضایی هستند، این پدیده وجود نخواهد داشت.

در علوم منطقه‌ای با داده‌هایی روبرو هستیم که خاصیت مکانی دارند. در داده‌های مکانمند[1]، فروض گاس- مارکف، به دلیل ایجاد وابستگی فضایی (خودهمبستگی فضایی) و ناهمسانی فضایی (تغییرات فضایی) میان مشاهدات، نقض می‌شود. بنابراین، برای الگوسازی صحیح نیاز به روشی غیر از اقتصادسنجی مرسوم است که این روش‌ها در اقتصادسنجی فضایی بیان شده است. دلیل ساده استفاده از اقتصادسنجی فضایی پیروی از قانون اول جغرافیاست که می‌گوید هر چیزی (مانند نیروی کار، نیروی سرمایه و ...) به چیزهای دیگر مربوط است، اما چیزهای نزدیکتر از چیزهای دورتر بیشتر به هم مربوط می‌باشند.

در الگوی رگرسیون خطی معمولی، داده‌های فضایی در تمامی نواحی مورد مطالعه، به صورت ایستا فرض می‌شوند. به عبارت دیگر می‌توان نوشت:

(۲)

$$Y_i=\beta_0+\beta_1X_{1i}+\beta_2X_{2i}+...+\beta_nX_{ni}+\varepsilon_i \quad i=1,2,...,n$$

تخمین‌های پارامتر حاصل از این الگو ثابت هستند. لذا خواهیم داشت:

$$\hat{\beta}=\left(X^TX\right)^{-1}X^TY \qquad (۳)$$

براساس فروض گاس- مارکف، فرض بر این است که متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت هستند. وجود وابستگی فضایی در میان نمونه‌ها، این فرض را نقض می‌کند. همچنین ناهمسانی فضایی، فرض گاس- مارکف را که یک رابطه خطی مشخص بین مشاهدات نمونه‌ای وجود دارد، نقض می‌کند. چرا که با فرض وجود وابستگی فضایی میان داده‌ها، با حرکت بین داده‌های نمونهٔ فضایی، رابطه تغییر خواهد کرد و ضرائب، تابع خطی بر حسب متغیر وابسته نخواهد بود.

موضوع ناهمسانی فضایی (تغییرات فضایی) داده‌ها و تحلیل تغییرات فضایی در روابط، به طور مستقیم توسط روش رگرسیون وزنی جغرافیایی قابل ارائه است.

الگوی رگرسیونی در روش رگرسیون وزنی جغرافیایی را می‌توان به صورت رابطه (٤) در نظر گرفت:

(٤)

$$Y_i=\beta_0(i)+\beta_1(i)X_{1i}+\beta_2(i)X_{2i}+...+\beta_n(i)X_{ni}+\varepsilon_i$$
$$i=1,2,...,n$$

برآورد ضرائب در این روش به صورت زیر خواهد شد:

$$\hat{\beta}(i)=\left(X^TW(i)X\right)^{-1}X^TW(i)Y$$

که در آن W(i) ماتریس وزنی بر حسب موقعیت i (بر حسب طول و عرض جغرافیایی) می‌باشد، به طوری که مشاهدات نزدیک‌تر به i دارای وزن‌های بیشتری نسبت به مشاهدات دورتر از i می‌باشند. این ماتریس به صورت زیر قابل تعریف است:

$$W(i)=diag\left[W_{i1},W_{i2},...,W_{in}\right]$$

یا:

$$W(i)=\begin{bmatrix} W_{i1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & W_{i2} & \dots & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & W_{in} \end{bmatrix}$$

که در آن W_{in}، وزن داده شده به نقطهٔ داده‌ای n برای تخمین پارامترهای منطقه‌ای در موقعیت i می‌باشد. معادله (٤) را می‌توان به صورت رابطه (٥) نیز نوشت:

(٥)

$$Y_i=\beta_0(u_i,v_i)+\beta_1(u_i,v_i)\,x_{1i}+\beta_2(u_i,v_i)\,x_{2i}+\dots+\beta_n(u_i,v_i)\,x_{ni}+\varepsilon_i$$

که در آن u_i و v_i طول و عرض جغرافیایی هستند.

۱. داده‌هایی که بعد مکان در آنها در نظر گرفته شده است.

برخلاف الگوهای رگرسیون معمولی، تخمین ضرایب متغیرهای توضیحی در الگوی رگرسیون وزنی جغرافیایی، ثابت نمی‌باشد و برای هر مکان، ضریب منحصر به فردی ارائه می‌شود. در این مقاله، برای بررسی رشد منطقه از الگوی همگرایی بارو استفاده شده است. این الگو با توجه به رگرسیون وزنی جغرافیایی، در معادله (٦) آورده شده است:

(٦)

$$\ln y_i = \beta_0(i) + \beta_1(i)\mathrm{Gini}_i + \beta_2(i)\mathrm{HCI}_i + \beta_3(i)\ln y79_i + \varepsilon_i$$

که در آن lny رشد استان‌های ایران، Gini نابرابری توزیع درآمد استان‌های ایران[1]، HCI سرمایهٔ انسانی در استان‌های ایران و lny79 درآمد حقیقی سرانهٔ به قیمت ثابت سال ۱۳۷۹ استان‌های ایران است. i در این رگرسیون که در ضرایب متغیرها آورده شده است، نشان‌دهندهٔ قلمرو جغرافیایی مورد بحث یعنی استان‌های ایران می‌باشد.

٤- نتایج تجربی

نتایج تجربی این مقاله در دو قسمت عمده ارائه می‌شود: نتایج مربوط به روش رگرسیون وزنی جغرافیایی و نتایج حاصل با استفاده از تخمین الگوهای رگرسیونی پانلی پویا[2].

٤-١- داده‌های مورد استفاده

در این تحقیق از داده‌های سالانهٔ استان‌های ایران در سال‌های ۱۳۹۰ - ۱۳۸۰ برای ۲۸ استان[3] کشور استفاده شده است.

٤-٢- نتایج آزمون‌های آماری

در برآورد الگوهای اقتصادسنجی فضایی، نیاز به بررسی ناهمسانی فضایی وجود دارد. سپس رگرسیون معمولی و رگرسیون وزنی جغرافیایی برآورد شده و با هم مقایسه می‌شوند و به وسیلهٔ آزمون تحلیل واریانس (ANOVA) برتری این دو رگرسیون نسبت به هم ارزیابی می‌شود. در ادامه هر یک از آزمون‌های آماری آورده می‌شود[4].

آزمون ناهمسانی فضایی

برای آزمون ناهمسانی فضایی از دو آزمون استفاده شده است که عبارتند از: الف) آزمون مونت-کارلو ب) آزمون دامنهٔ میان چارکی

الف) نتایج آزمون مونت-کارلو

یکی از آزمون‌هایی که تغییرات فضایی موجود در متغیرها را بررسی می‌کند، آزمون مونت-کارلو می‌باشد. معیار تأیید تغییرات فضایی در این آزمون، بر اساس مقدار احتمال می‌باشد که باید مقدار کمتر از ۰/۰۵ داشته باشد. جدول (۲) نتایج آزمون مونت-کارلو در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰را نشان می‌دهد.

نتایج ارائه شده در جدول (۲) نشان می‌دهد که تغییرات فضایی در متغیرهای سرمایه انسانی و درآمد سرانه در سال‌های ۱۳۸۰و ۱۳۹۰، بر اساس آزمون مونت-کارلو وجود ندارد، اما برای ضریب جینی در سال ۱۳۹۰ این تغییرات در سطح ۵ درصد تأیید می‌شود.

ب) نتایج آزمون دامنهٔ میان- چارکی

اگر دامنه میان چارکی تخمین منطقه‌ای، بزرگ‌تر از ۲ برابر انحراف معیار (S.E) میانه رگرسیون عمومی باشد، نشان‌دهندهٔ وجود ناهمسانی فضایی می‌باشد. نتایج این آزمون در جدول شمارهٔ (۳) آورده شده است.

آزمون تغییرات فضایی با استفاده از دامنهٔ میان- چارکی در جدول (۳) نشان می‌دهد که متغیر سرمایهٔ انسانی در سال ۱۳۸۰ دارای تغییرات فضایی نمی‌باشد، اما در سال ۱۳۹۰

---

۱. ضریب جینی استان‌های مختلف توسط نویسندگان این مقاله با استفاده از اطلاعات هزینه- درآمد خانوار که توسط مرکز آمار ایران در سال‌های مختلف به صورت استانی منتشر می شود، محاسبه شده است.

۲. به دلیل اینکه خودهمبستگی فضایی وجود ندارد، در این مقاله از داده‌های پانلی پویا به جای داده‌های پانلی فضایی استفاده شده است.

۳. شامل استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان، یزد. در آمارهای منطقه‌ای، اطلاعات استان‌های خراسان شمالی، خراسان جنوبی و خراسان رضوی به تفکیک از سال ۱۳۸۳ وجود دارد و همچنین آمارهای استان البرز وجود ندارد و با استان تهران ادغام شده است.

٤. با توجه به اینکه طبق آماره موران خودهمبستگی فضایی وجود نداشته است، تنها نتایج ناهمسانی فضایی در اینجا آورده شده است. نتایج این آزمون در اینجا گزارش نشده و نزد نویسندگان موجود است.

دارای تغییرات فضایی بوده است. نابرابری توزیع درآمد در هر دو سال ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ وجود تغییرات فضایی را نشان می‌دهد. درآمد واقعی سرانه نیز در سال ۱۳۸۰ تغییرات فضایی را نشان نمی‌دهد.

جدول (۲): نتایج آزمون ناهمسانی فضایی (آزمون مونت-کارلو)

مقدار احتمال	متغیر	سال
۰/٦٦	HCI	۱۳۸۰
۰/٦٥	Gini	
۰/۳۲	Ln y	
۰/۱٦	HCI	۱۳۹۰
۰/۰٥	Gini	
۰/۲۰	Ln y	

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GWR

٤-۳- برآورد الگو با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)

نتایج حاصل از برآورد الگوی (٦) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ و توضیحات مربوط به آن در این قسمت آورده شده است و در ادامه سایر تخمین‌ها مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

جدول (۳): آزمون تغییرات فضایی (آزمون دامنهٔ میان- چارکی)

نتیجه	چارک بالا	چارک پایین	۲ S.E	S.E	سال	متغیر
نبود تغییرات فضایی	۰/۰۱۸	-۰/۰۱٤	۰/٦٦	۰/۳۳	۱۳۸۰	HCI
وجودتغییرات فضایی	۰/۰۲۸	-۰/۰۳۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۱۳۹۰	
وجودتغییرات فضایی	-۰/۰۰۳	-۰/۱۸	۱۱/۰۸	٥/٥٤	۱۳۸۰	Gini
وجودتغییرات فضایی	۱/۲۸	-۰/۳۱۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۱۳۹۰	
نبود تغییرات فضایی	-۰/۰۰٤	-۰/۰۷	۰/۰۰	۰/۰۰	۱۳۸۰	Lny
وجودتغییرات فضایی	۰/۳۱	-۰/۱۷	۰/۰۰	۰/۰۰	۱۳۹۰	

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GWR

دلیل آوردن تخمین‌های روش حداقل مربعات معمولی در این قسمت، مقایسهٔ روش حداقل مربعات معمولی و روش رگرسیون وزنی جغرافیایی است که در قسمت‌های بعد آورده خواهد شد. با مقایسهٔ دو روش حداقل مربعات معمولی و روش رگرسیون وزنی جغرافیایی، نتیجه‌گیری می‌شود که کدام روش برای تخمین الگوی (٦) مناسب‌تر می‌باشد.

در جدول (٤) نتایج مربوط به تخمین الگوی رگرسیون با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی آورده شده است. نتایج ارائه شده در جدول (٤)، یک ضریب برای هر متغیر به صورت کلی ارائه داده است و همهٔ استان‌ها دارای یک تخمین واحد برای متغیرها هستند.

جدول (٤): نتایج برآورد الگو با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی

احتمال آمارهٔ T	انحراف معیار	مقدار برآورد شده	سال	متغیر
۰/۲۱	۰/۳۳	۰/۰٦۹	۱۳۸۰	HCI
۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰٥٦	۱۳۹۰	
۰/۱٦	٥/٥٤	۰/۹۰	۱۳۸۰	Gini
۰/۰۰	۰/۰۰	-۱/۲۲	۱۳۹۰	
۰/۰۰	۰/۰۰	-۰/۲۹	۱۳۸۰	Lny79
۰/۰۰	۰/۰۰	-۰/۲۳	۱۳۹۰	

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GWR

٤-٤- نتایج برآورد الگو با استفاده از رگرسیون وزنی جغرافیایی (GWR)

روش رگرسیون وزنی جغرافیایی، دامنهٔ تأثیرات هر یک از این متغیرها بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. با استفاده از جدول (٥)، حداکثر و حداقل تأثیرگذاری هر متغیر بر رشد اقتصادی مشخص شده است.

جدول (٥): نتایج تخمین الگو به روش رگرسیون وزنی جغرافیایی

حداکثر	چارک بالا	میانه	چارک پایین	حداقل	سال	متغیر
۰/۰۲٥	۰/۰۱۷	۰/۰۱۲	-۰/۰۱٤	-۰/۰۳۳	۱۳۸۰	HCI
۰/۰۳۲	۰/۰۲۸	۰/۰۲٦	-۰/۰۳۳	-۰/۰٥۷۹	۱۳۹۰	
۰/۱۳٦	-۰/۰۰۳	-۰/۰۳۰	-۰/۱۸	-۰/٤۲	۱۳۸۰	Gini
۲/۸۹	۱/۲۸	-۰/۱۹۸	-۰/۳۱۱	-۰/۳٦۷	۱۳۹۰	
۰/۰۲۱	-۰/۰۰٤	-۰/۰۲۳	-۰/۰۷٤	-۰/۰۸۳	۱۳۸۰	Lny79
۰/٤٥	۰/۳۱	-۰/۲۱	-۰/۱۷	-۰/۸٥	۱۳۹۰	

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GWR

در جدول (۵) خلاصه‌ای از ضریب متغیرها نشان داده شده و حداقل، حداکثر و میانه آنها آورده شده است. با توجه به میانه می‌توان جهت تأثیر هر یک از متغیرها بر رشد اقتصادی را مشخص کرد. اگر میانه متغیر مثبت باشد، نشان دهندهٔ تأثیر مثبت متغیر مورد نظر بر رشد اقتصادی است و اگر میانه منفی باشد، اثر منفی متغیر بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد.

تخمین GWR دامنهٔ [۰/۱۳٦ و ۰/٤۲-] را برای متغیر ضریب جینی (GINI) در سال ۱۳۸۰ نشان می‌دهد که حداقل و حداکثر تأثیر این متغیر بر رشد اقتصادی استان‌ها می‌باشد. میانه‌ای که برای این متغیر در جدول (۵) در سال ۱۳۸۰ نشان داده شده است، میزان تأثیر منفی توزیع درآمد بر رشد می‌باشد که معادل ۰/۰۳۰- است. این نتیجه به این معنی است که با افزایش نابرابری توزیع درآمد، رشد اقتصادی استان‌ها در ایران کاهش می‌یابد. بر طبق جدول (۵)، دامنه تأثیر ضریب جینی بر رشد در سال ۱۳۹۰ [۲/۸۹ و ۰/۳٦۷-] است. میانه این متغیر ۰/۱۹۸- است که دوباره نشان از تأثیر منفی این متغیر بر رشد اقتصادی استان‌ها دارد. نتایج روش رگرسیون وزنی جغرافیایی نشان می‌دهد که ضریب سرمایه انسانی در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ به ترتیب در دامنهٔ [۰/۰۲۵ و ۰/۰۳۳-] و [۰/۰۳۲ و ۰/۰۵۷-] و میانه این متغیرها به ترتیب برای سال ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰؛ ۰/۰۱۲ و ۰/۰۲٦ بوده است که نشان می‌دهد سرمایهٔ انسانی، اثر مثبت بر رشد اقتصادی استان‌ها داشته است. چنانچه گفته شد، در این مقاله، برای بررسی تأثیر توزیع درآمد بر رشد استان‌ها از الگوی همگرایی بارو استفاده شده است. ضریب لگاریتم درآمد واقعی سرانه در سال ۱۳۸۰ در دامنهٔ [۰/۰۲۱ و ۰/۰۸۳-] در بین استان‌های مختلف تغییر می‌کند و میانهٔ معادل ۰/۰۲۳- داشته است. برای سال ۱۳۹۰، در جدول (۵) دامنهٔ [۰/٤۵ و ۰/۸۵-] نشان داده شده است و میانهٔ این متغیر ۰/۲۱- است. منفی و معنادار بودن ضریب این متغیر نشان دهندهٔ همگرایی درآمد سرانه در استان‌ها است.

٤-۵- نتایج آزمون تحلیل واریانس[1]

در جدول (٦) آزمون تحلیل واریانس ارائه و برتری روش رگرسیون وزنی جغرافیایی یا روش حداقل مربعات معمولی نشان داده شده است. در این آزمون، فرضیهٔ صفر عدم برتری GWR بر OLS می‌باشد.

با توجه به این که بزرگ‌تر از ۲ بودن مقدار آمارهٔ F نشان دهندهٔ برتری روش رگرسیون وزنی جغرافیایی بر روش حداقل مربعات معمولی است، نتایج آزمون تحلیل واریانس در جدول (٦) نشان می‌دهد که برای سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ روش رگرسیون وزنی جغرافیایی بر روش حداقل مربعات معمولی برتری دارد.

همچنین در جدول (۷) آماره‌های R^2 و R^2 تعدیل شدهٔ دو روش حداقل مربعات معمولی و رگرسیون وزنی جغرافیایی آورده شده است. آماره‌های این دو روش با یکدیگر مقایسه می‌شود تا برتری یکی از این دو روش نتیجه شود.

جدول (٦): آزمون تحلیل واریانس

ANOVA					
مأخذ	SS	DF	MS	F	سال
باقیماندهٔ OLS	۰/۵	٤	–	–	۱۳۸۰
بهبود الگوی با استفاده از GWR	۰/٤	۳/٤۱	۰/۱۰۸	–	
باقیماندهٔ GWR	۰/۱	۲۰/۵۹	۰/۰۰٤	۲۲/۷۹	
باقیماندهٔ OLS	۰/٤	٤	–	–	۱۳۹۰
بهبود الگوی با استفاده از GWR	۰/۲	۲/۹۹	۰/۰۷۹	–	
باقیماندهٔ GWR	۰/۲	۲۱/۰۱	۰/۰۰۷	۱۰/۲۰	

یادداشت: SS مجموع مربعات باقی مانده، DF درجهٔ آزادی، MS میانگین مربعات (حاصل تقسیم SS بر DF)، F حاصل تقسیم MS مربوط به بهبود الگو با استفاده از روش GWR بر MS مربوط به باقیماندهٔ GWR

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GWR

مقایسهٔ آماره‌های دو روش حداقل مربعات معمولی و رگرسیون وزنی جغرافیایی در جدول (۷) نشان می‌دهد که آماره‌های R^2 و R^2 تعدیل شده رگرسیون وزنی جغرافیایی نسبت به آماره‌های روش حداقل مربعات معمولی بیشتر است

1. Analysis of Variance (ANOVA)

و بر اساس این معیارها نیز، برتری روش رگرسیون وزنی جغرافیایی بر روش حداقل مربعات معمولی، مشخص می‌شود. طبق جدول (۷)، در سال ۱۳۸۰ براساس روش حداقل مربعات، الگوی مورد نظر قادر است تنها ۹ درصد از رشد استان‌ها را توضیح دهد، در حالی‌که در روش GWR، ۳۱ درصد از رشد استان‌ها توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. در سال ۱۳۹۰ نیز، روش OLS، ۵۳ درصد از تغییرات را توضیح می‌دهد، در حالی‌که در روش GWR، ۸۱ درصد از رشد اقتصادی استان‌ها توسط متغیرهای توضیحی الگو، توضیح داده می‌شود.

جدول (۷): مقایسهٔ آماره‌های الگو در دو روش حداقل مربعات معمولی و رگرسیون وزنی جغرافیایی

	OLS			GWR		
سال	R^2 تعدیل شده	ضریب تعیین	AIC	R^2 تعدیل شده	ضریب تعیین	AIC
۱۳۸۰	-۰/۰۵	۰/۰۹	-۲۲/۵۱	۰/۰۵	۰/۳۱	-۵۳/٦٧
۱۳۹۰	۰/٤٥	۰/۵۳	-۲٦/۵٤	۰/۷٤	۰/۸۱	٤۰/۸٦

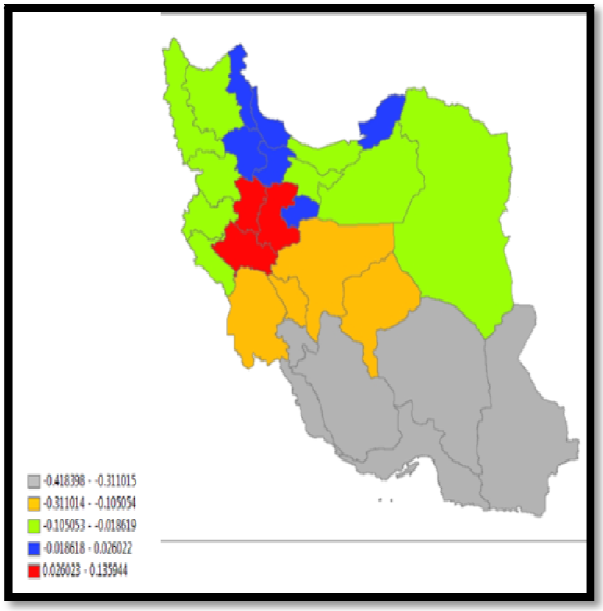
مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GWR

٤-٦- تفسیر یافته‌های روش رگرسیون وزنی جغرافیایی

در روش رگرسیون وزنی جغرافیایی، برای همهٔ استان‌ها تخمین جداگانه آورده می‌شود. بر اساس این تخمین‌ها، نقشه‌های اثرگذاری نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی، ترسیم شده است. با توجه به نتایج حاصل از روش رگرسیون وزنی جغرافیایی، می‌توان سهم تأثیرگذاری ضرایب متغیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی را بر روی نقشهٔ جغرافیایی توسط نرم‌افزار GIS نشان داد.

در اینجا، تنها نقشه‌های مربوط به اثر فضایی نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی برای سال‌های ۱۳۸۰و ۱۳۹۰ آورده می‌شود[1]. این نقشه‌ها در شکل‌های (۲) و (۳) آورده شده است.

شکل (۲)، توزیع فضایی اثر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی در سال ۱۳۸۰ را نشان می‌دهد. همچنان‌که از شکل ۲ پیداست، اثرگذاری متغیر نابرابری توزیع درآمد بر حسب هر منطقه در حال تغییر است. حداقل تأثیرگذاری نابرابری بر رشد در استان‌های سیستان و بلوچستان، کرمان، هرمزگان، بوشهر، کهگیلویه و بویراحمد و فارس مشاهده می‌شود. نابرابری توزیع درآمد در استان‌های مرکزی، همدان و لرستان حداکثر تأثیر بر رشد اقتصادی را دارا می‌باشد. این استان‌ها در نقشه قرمز رنگ می‌باشند. در کل، حداقل تأثیرگذاری منفی و حداکثر تأثیرگذاری مثبت متغیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی مربوط به استان‌های فارس و لرستان است. در شکل (۲)، هر چه از استان‌های جنوبی به سمت استان‌های شمالی بر روی نقشه حرکت می‌کنیم، مقدار تأثیر ضریب جینی بر رشد استان‌ها افزایش می‌یابد.



شکل (۲): پراکندگی اثرگذاری نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی استان‌های ایران، ۱۳۸۰

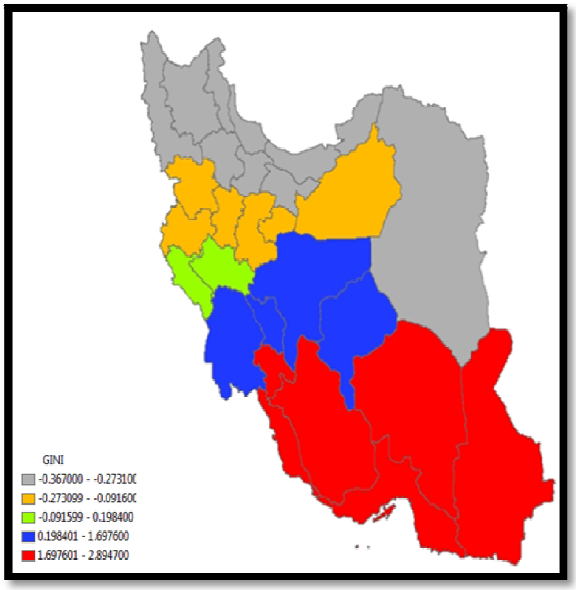
مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GIS

شکل (۳) توزیع فضایی اثرگذاری متغیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی استان‌ها را در سال ۱۳۹۰ نشان می‌دهد. اثرگذاری نابرابری درآمدی بر رشد اقتصادی بر حسب هر منطقه متفاوت می‌باشد. همان‌طور که در شکل (۳) مشاهده می‌شود، نابرابری توزیع درآمد در استان‌های خراسان، گلستان، مازندران، تهران، گیلان، قزوین، زنجان، آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی و اردبیل کمترین اثر را بر رشد

۱. نقشه‌های مربوط به اثر فضایی سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی و همچنین برای کلیه سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ به دلیل کمبود فضا در اینجا آورده نشده و نزد نویسندگان موجود است.

اقتصادی دارد. نابرابری توزیع درآمد در استان سیستان و بلوچستان، کهگیلویه و بویر احمد، فارس، بوشهر و هرمزگان در سال ۱۳۹۰، حداکثر تأثیر بر رشد اقتصادی را داشته است. در کل، حداقل و حداکثر تأثیرگذاری متغیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد به ترتیب در استان‌های اردبیل و هرمزگان است.

نابرابری توزیع درآمد که در سال ۱۳۸۰ در نیمهٔ جنوبی کشور کمترین اثر بر رشد اقتصادی را داشته است، در سال ۱۳۹۰ حداکثر تأثیر بر رشد اقتصادی را دارد. بنابراین ملاحظه می‌شود که تغییرات عمده‌ای در ساختار اثرگذاری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی در این سال‌ها رخ داده است.



شکل (۳): پراکندگی اثرگذاری نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی استان‌های ایران، ۱۳۹۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق با استفاده از نرم‌افزار GIS

٤-٧- نتایج تخمین با داده‌های پانلی

هنگامی‌که در الگوی داده‌های پانلی، متغیّر وابسته به صورت وقفه در طرف راست ظاهر می‌شود، برآوردگرهای OLS دیگر سازگار نخواهد شد (هشیائو[1]، ۱۹۸٦؛ آرلانو و باند[2]، ۱۹۹۱؛ و بالتاجی، ۱۹۹۵) و باید به روش‌های برآورد دو مرحله‌ای 2SLS (اندرسون و هشیائو)[3] یا گشتاورهای تعمیم یافته GMM متوسل شد. ماتیاس و سوستر[4] بیان می‌کنند که برآورد 2SLS ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به وجود آورد و برآوردها از لحاظ آماری معنی دار نباشد.

از آنجا که متغیر سرمایه انسانی و رشد منطقه، ارتباطات درونی با یکدیگر دارند، از روش برآورد سیستمی گشتاورهای تعمیم یافته GMM که توسط آرلانو- باور/ بلوندل- باند[5] ارائه شده، استفاده گردیده است. در این روش، ارتباط درونی بین متغیرها در نظر گرفته می‌شود.

البته روش سیستمی آرلانو- باور/ بلوندل- باند تحت شرایطی می‌تواند استفاده شود که این شرایط عبارتند از: ۱- متغیرهای مقطعی (N) بزرگ و تعداد سال‌ها (T) کوچک باشد (در این مقاله تعداد مقطع‌ها ۲۸ و تعداد سال‌ها ۱۰ سال است) ۲- ارتباط متغیرها خطی باشد؛ ۳- متغیرهای مستقل اکیداً برون‌زا نباشند، به این معنی که وابسته به گذشته خود بوده یا ارتباطی با جمله اخلال داشته باشند (در الگوی رشد، سرمایه انسانی با متغیر رشد ارتباط دارد و بنابراین با جمله اخلال وابستگی دارد). ٤- اثرات ثابت در الگو در نظر گرفته شود. ٥- متغیر سمت چپ معادله پویا باشد؛ یعنی وابسته به گذشته آن باشد، که در الگوی رشد به این صورت است (دهقان شبانی، ۱۳۹۲: ۸۵).

با توجه به این مباحث، در این مقاله، معادله رشد توسط روش سیستمی گشتاورهای تعمیم یافته آرلانو- باور/ بلوندل- باند برای ۲۸ استان ایران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ برآورد شده است.

برای ایجاد اطمینان در خصوص مناسب بودن روش برآورد الگو، در الگوهای GMM از دو آزمون استفاده می‌شود. ۱- آزمون سارگان (برای اثبات شرط اعتبار تشخیص بیش از حد یعنی صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری). فرضیه صفر این آزمون نشان دهنده متغیرهای ابزاری مناسب است و ۲- آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2). این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود. آرلانو و باند (۱۹۹۱) بیان

1. Hsiao (1986)
2. Arrelano & Bond (1991)
3. Anderson & Hsiao
4. Matyas & Sevestre
5. Arellano-Bover/Blundell-Bond

می‌کنند که در تخمین GMM باید جملات اخلال همبستگی مرتبه اول AR(1) داشته باشند، اما دارای همبستگی پیاپی مرتبه دوم AR(2) نباشند. فرضیه صفر آزمون همبستگی پسماندها؛ همبسته نبودن پسماندها است.

طبق معادله رشد، تولید ناخالص داخلی سرانه تابع ۳ متغیر؛ سرمایه انسانی (Hci)، توزیع درآمد (GINI) و لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه دوره قبل ((Lny(t-1)) است. از آنجا که سرمایه انسانی بر رشد تأثیرگذار است و همچنین رشد نیز بر سرمایه انسانی تأثیر دارد، متغیر سرمایه انسانی به عنوان متغیر درون‌زا در برآورد الگوی رشد تعریف شده است. نتایج حاصل از برآورد الگو به روش GMM در جدول شماره ۸ آورده شده است.

طبق جدول (۸) سرمایه انسانی، تأثیر مثبتی بر تولید ناخالص داخلی داشته و در سطح اهمیت ۵٪ معنادار می‌باشد. متغیر ضریب جینی دارای تأثیر منفی بر رشد منطقه است، یعنی با افزایش نابرابری توزیع درآمد، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. متغیر تولید ناخالص داخلی دوره قبل نیز دارای تأثیر منفی و معنادار در سطح اهمیت ۵٪ است. ضریب این متغیر به عنوان ضریب همگرایی تفسیر می‌شود و انتظار می‌رود علامت آن منفی و بین صفر و ۱- باشد. منفی بودن این ضریب، نشانگر آن است که طی دورهٔ زمانی مورد بررسی، رشد استان‌های کم درآمد بیشتر از استان‌های با درآمد بالا است. براساس مقادیر آزمون سارگان و آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) در جدول (۸)، صحت اعتبار نتایج الگوهای آزمون شده بر اساس روش GMM تأیید می‌شود.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در مطالعاتی که در خصوص رشد و نابرابری در ایران وجود دارد، تاکنون توجه چندانی به نقش فضا نشده است. در حالی‌که امروزه بسیاری از مطالعات علمی، مستلزم استفاده از اطلاعات آماری است که بعد مکان (مجاورت و فاصله[1]) دخالت زیادی در آنها دارد و مفهومی تحت عنوان فضا را در مطالعات کنونی مطرح ساخته‌اند. بنابراین در این مقاله، با در نظر گرفتن بعد فضا به بررسی تأثیر توزیع درآمد بر رشد استان‌ها در ایران پرداخته شده است.

نتایج آزمون‌های تغییرات فضایی (آزمون مونت-کارلو و آزمون دامنهٔ میان-چارکی) نشان می‌دهد که تغییرات فضایی متغیرهای نابرابری توزیع درآمد، سرمایهٔ انسانی و درآمد واقعی سرانه در برخی از سال‌ها وجود داشته است. بنابراین، ناهمسانی فضایی در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ در استان‌های ایران به صورت نسبی وجود داشته است.

نتایج برآوردها، برتری رگرسیون وزنی جغرافیایی بر روش حداقل مربعات معمولی را نشان می‌دهد. نتایج روش رگرسیون وزنی جغرافیایی حاکی از آن است که نابرابری توزیع درآمد، اثر منفی بر رشد داشته است.

همچنین یافته‌های این مقاله نشان می‌دهد که نابرابری توزیع درآمد در استان‌های لرستان و هرمزگان حداکثر تأثیر بر رشد اقتصادی در طول سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ را داشته‌اند. حداقل تأثیر نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی نیز در استان‌های فارس و اردبیل بوده است.

جدول (۸): نتایج برآورد الگوی رشد برای ۲۸ استان ایران طی دورهٔ (۱۳۹۰-۱۳۸۰) به روش GMM

متغیرها	ضرایب
C	-۱/۲۳ (۰/۰۰۰) -۳۸/۰٤
Hci	۰/۰۰۲ (۰/۰۰۰) ٦/٦٤
Gini	-۳/٤٥ (۰/۰۰۰) -٤٤/۸۹
Lny(t-1)	-۰/۰۲٤ (۰/۰۰۰) -٤۹/٤۰
آزمون سارگان	۲۷/۹٦ ۰/۹۹
آزمون AR(1)	(۰/۰۰۰) -٤/۳۰
آزمون AR(2)	(۰/۱۰۲۲) -۱/٤٥
والد	(۰/۰۰۰) ۹۰۸۸/٤٥

یادداشت‌ها: ۱- مقادیر ردیف اول هر متغیر ضریب متغیر در الگو و مقادیر ردیف دوم مقدار آماره t و مقادیر داخل پرانتز مقدار احتمال است.
۲- تعداد مشاهدات، ۲۵۲ می‌باشد.

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Eviews 7

1. Contiguity & Distance

همچنین نتایج تحقیق با استفاده از رگرسیون داده‌های پانلی پویا نشان داد که نابرابری توزیع درآمد (ضریب جینی) تأثیر منفی بر رشد منطقه‌ای دارد. متغیر تولید ناخالص داخلی دوره قبل نیز دارای تأثیر منفی و معنادار در سطح اهمیت ۵٪ بوده است. منفی بودن این ضریب نشانگر آن است که طی دوره زمانی مورد بررسی، رشد استان‌های کم درآمد، بیشتر از استان-های با درآمد بالا بوده است.

از نتایج این مقاله می‌توان به تأثیر منفی نابرابری توزیع درآمد بر رشد اقتصادی و تغییر در ساختار اثرگذاری اشاره کرد. بنابراین، سیاست‌گذاران می‌توانند برای ایجاد رشد اقتصادی در کشور، از سیاست‌هایی استفاده نمایند که ضمن ایجاد تغییرات ساختاری در ساختار برخی از استان‌ها، نابرابری توزیع درآمد را کاهش دهند.

منابع

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن و خطابخش، پریسا (۱۳۸٤). بررسی رابطه رشد و توزیع درآمد در ایران. *پژوهش نامه علوم انسانی و اجتماعی*، سال پنجم، شماره ۱۷، ۵۲-۱۳.

ابونوری، اسمعیل و اژدری، حسین (۱۳۷۸). اثر توزیع درآمد بر رشد اقتصادی؛ یک تحلیل بین کشوری با تأکید بر ایران. *فصلنامه علمی-پژوهشی علوم انسانی دانشگاه الزهرا*، سال نهم، شماره ۳۲، ۷۳-۵۳.

جعفری، مهدی (۱۳۸۷). بررسی تأثیر نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵٤. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی*، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک.

دائی کریم‌زاده، سعید؛ آذربایجانی، کریم و جوانمردی، محمد (۱۳۹۲). آزمون همگرایی درآمدی در کشورهای D-8 (رهیافت‌های همگرایی سیگما، شاخص‌های تایل و آزمون‌های ریشه واحد در داده‌های تابلویی). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۰، ۷۲-۵۹.

دهقان‌شبانی، زهرا (۱۳۹۲). تأثیر چگالی جمعیت بر تمرکز فعالیت صنعتی و رشد منطقه ای در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ٥٤، ۹۲-۵۵.

صادقی، حسین و مسائلی، ارشک (۱۳۸۷). رابطه رشد اقتصادی و توزیع درآمد با روند فقر در ایران با استفاده از رویکرد فازی. *رفاه اجتماعی*، شماره ۲۸، ۱۷۲-۱۵۱.

صمدی، علی حسین و آماره، جواد (۱۳۸۹). جرایم اقتصادی، نابرابری توزیع درآمد و توسعه اقتصادی: اقتصاد ایران (۱۳۸۵-۱۳٦٤). *جستارهای اقتصادی*، سال هفتم، شماره ١٤، ۹۲- ٦۹.

محمودی، ابوالفضل (۱۳۹۲). برآورد خط فقر نسبی در مناطق شهری ایران، کاربرد داده‌های پانل در سیستم مخارج خطی. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۳، ٦۰-٤۳.

مهدوی عادلی، محمدحسین و رنجبرکی، علی (۱۳۸٤). رابطه بلندمدت بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۸، ۱۳۸-۱۱۳.

Alesina, A. & Perotti, D. (1996). Income Distribution, Political Instability, and Investment. *European Economic Review*, 40, 1203–1228.

Alesina, A. & Rodrik, D. (1994). Distributive Politics and Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 465-490.

Andrade, J.A.S., Duarte, A.P.S. & Simoes, M.C.N. (2011). Inequality and Growth in Portugal: A Time Series Analysis. *Pej Meeting*, 1-24.

Anselin L. (1988). Spatial Econometrics: Methods and Models. *Kluwer Academic Publishers*, Dordrecht.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.

Atems, B. (2013). The Spatial Dynamics of Growth and Inequality: Evidence Using U.S. County-Level Data. *Economics Letters*, 118, 19-22.

Baltagi, B.H. (1995). Econometric Analysis of Panel Data. *New York: John Wiley & Sons*.

Barro, J. B. (1999). Inequality, Growth and

Investment. *NBER Working Paper*, 7038, 1-52.

Barro, J.B. (2000). Inequality and Growth in A Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, 5, 5-32.

Barro, R.J. & Sala-i-Martin, X. (2004). Economic Growth. *New York: McGraw-Hill.*

Benhabib, J. & Rustichini, A. (1996). Social Conflict and Growth. *Journal of Economic Growth*, 1, 125-142.

Blanco, L. (2010). Life Is Unfair in Latin America, But Does It Matter for Growth. *World Development*, 3(38), 393–404.

Bourguignon, F. & Verdier, T. (2000). Oligarchy, Democracy, Inequality, and Growth. *Journal of Development Economics*, 62, 285-313.

Chambers, D. & Krause, A. (2010). Is The Relationship between Inequality and Growth Affected by Physical and Human Capital Accumulation?. *Journal of Economic Inequality*, 2(8), 153-172.

Dadkhah, K.M. (2001). Income Distribution and Economic Growth in The United States: 1947-2001. *http://www.dac.neu.edu/economics/library/research/03-006.pdf.*

Davtyan, K. (2014). Interrelation among Economic Growth, Income Inequality, and Fiscal Performance: Evidence from Anglo-Saxon Countries. *Universitat de Barcelona. Institut de Recerca en Economia Aplicada Regional i Pública,*Working Paper,IR 141005.

Fields, G.S. (1979). Welfare Economic Approach to Growth and Distribution in the Dual Economy. *Quarterly Journal of Economics*, 93, 325-351.

Garcia, F. & Banderia, A.C. (2004). Economic Reforms, Inequality and Growth in Latin America and The Caribbean. *University of Sao Paulo*, School of Economics and Business.

Glomm, G. & Kaganovich, M. (2008). Social Security, Public Education and The Growth-Inequality Relationship. *European Economic Review*, 52, 1009-1034.

Gobbin N. & Rayp G. (2004). Inequality and Growth: Does Time Change Anything. Ghent University, *Department of Economics*.

Hsiao, C. (1986). Analysis of Panel Data. Cambridge*: Cambridge University Press.*

Huang, H., Lin, Y. & Yeh, C. (2009). Joint Determinations of Inequality and Growth. *Economics Letters*, 103, 163-166.

Kalwij, A. & Verschoor, A. (2007). Not by Growth Alone: The Role of the Distribution of Income in Regional Diversity in Poverty Reduction. *European Economic Review*, 4(51), 805–829.

Keefer, P. & Knack, S. (2002). Polarization, Politics and Property Rights: Links between Inequality and Growth. *Public Choice*, 111(1), 127-154.

Lesage, J. P. (1998). Spatial Econometrics. *Department of Economics*, University of Toledo, 1-273.

Mekenbayeva, K. & Karakus, S.B. (2011). Income Inequality and Economic Growth: Enhancing or Retarding Impact? A Panel Data Analysis. *The Faculty of Economics and Administrative Sciences*, Ege University, Izmir, Turkey, 1-37.

Mirrlees, J. (1971). An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation. *Review of Economic Studies*, 38(114), 175-208.

Ogus Binatli, A. (2012). Growth and Income Inequality: A Comparative Analysis. *Economics Research International*, Article ID 569890, 1-7.

Paas, T. & Schlitte, F. (2010). Spatial Effects of Regional Income Disparities and Growth in The Countries and Regions. *University of Tartu,* Estonia, 1-11.

Panizza, U. (2002). Income Inequality and Economic Growth: Evidence from American Data. *Journal of Economic Growth*, 7, 25-41.

Pede, V.O., Sparks A.H. & McKinley, J.D. (2012). Regional Income Inequality and Economic Growth: A Spatial Econometrics Analysis for Provinces in The Philippines. *International Rice Research Institute*, 1-23.

Perotti, R. (1996). Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say? *Journal of Economic Growth*, 1(2), 149-187.

Persson, T. & Tabellini, G. (1994). Is Inequality Harmful for Growth. *The American Economic Review*, 84, 600-621.

Rajaram, R. (2009). Poverty, Income Inequality and Economic Growth in U.S. Counties: a spatial analysis. *Department of Economics*, *Terry College of Business*, The University of Georgia, Athens, 1-33.

Risso, W.A., Punzo, L.F. & Carrera, E.J.S. (2013). Economic Growth and Income Distribution in

Mexico: A Cointegration Exercise. *Economic Modeling*, 35, 708-714.

Rodriguez-pose, A. & Tselios, V. (2008). Inequality in Income and Education and Regional Economic Growth in Western Europe. *Department of Geography and Environment*, London School of Economics, 1-33.

Rymaszewska, J.G., Tyrowicz, J. & Kochanowicz, J. (2010). Intra- Provincial Inequalities and Economic Growth in China. *Selected Works of Joanna Tyrowicz*, available at: http://works.bepress.com/jtyrowicz/21.

Voitchovsky, S. (2005). Does the Profile of Income Inequality Matter for Economic Growth? Distinguishing between the Effects of Inequality in Different Parts of the Income Distribution. *Journal of Economic Growth*, 10(3), 273–296.

Walker, D.O. (2007). Patterns of Income Distribution among World Regions. *Journal of Policy Modeling*, 29, 643–655.

Woo, J. (2011). Growth, Income Distribution, and Fiscal Policy Volatility. *Journal of Development Economics*, 96, 289–313.

تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی- رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویای کینزی جدید ۱۳۹۱-۱۳٤۰

Impact of Fiscal and Monetary Shocks on Macroeconomic Variables in Iran, Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach 1961-2012

محمد حسن فطرس*، حسین توکلیان**،
رضا معبودی***

دریافت: ۱۳۹۳/۳/۲۱ پذیرش: ۱۳۹۳/۷/۹

چکیده:

پژوهش حاضر تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی را بررسی می‌کند. به این منظور، با استفاده از رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی، الگویی متناسب با فضای اقتصاد ایران طراحی شده است. برای محاسبه ضرایب مورد نیاز، از داده‌های منتشر شده بانک مرکزی در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳٤۰ بهره گرفته شده است. جهت انطباق الگو با فضای اقتصاد ایران، درآمدهای نفتی، چسبندگی قیمت‌ها، سیاست پولی، سیاست مالی و تکانه تکنولوژی در نظر گرفته شده‌اند. نتایج حاکی از آنند که تکانه فن‌آوری، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، مصرف داخلی، تولید غیرنفتی و تولید ناخالص داخلی را افزایش می‌دهد. از این‌رو، تکانه تکنولوژی رشد اقتصادی را افزایش و میزان تورم را کاهش می‌دهد. تکانه نفتی، درآمد نفتی را افزایش می‌دهد. افزایش درآمد نفت، تولید غیرنفتی، مخارج مصرفی، مخارج دولت و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را افزایش می‌دهد. بنابراین، در کوتاه‌مدت تأثیر تکانه نفتی بر رشد اقتصادی مثبت است. همچنین، تکانه نفتی از طریق افزایش پایه پولی تورم را افزایش می‌دهد. تکانه پایه پولی، مصرف داخلی، نقدینگی و تورم کشور را افزایش می‌دهد. اما، تأثیر تکانه پایه پولی بر تولید غیرنفتی اندک است. در مجموع، رابطه مثبتی بین تکانه پایه پولی و تولید ناخالص داخلی مشاهده می‌شود. بنابراین، در کوتاه‌مدت، فرضیه خنثایی پول پذیرفته نمی‌شود. تکانه مخارج دولت، به افزایش مخارج دولت، مصرف خصوصی و کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی منجر می‌شود. در کل، تأثیر تکانه مخارج دولت بر تولید ناخالص داخلی، رشد اقتصادی و تورم مثبت است.

کلمات کلیدی: تکانه پولی، تکانه مالی، متغیرهای کلان اقتصادی، تعادل عمومی پویای تصادفی، چسبندگی قیمت، اقتصاد باز.

طبقه‌بندی JEL: E62، E52، E32.

* استاد علوم اقتصادی دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی‌سینا همدان
Email: fotros@basu.ac.ir

** استادیار پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران
Email: tavakolianh@gmail.com

*** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی‌سینا همدان (نویسنده مسئول)
Email: 1979Maaboudi@gmail.com

Mohammad Hassan Fotros, Hossein Tavakolian**, Reza Maaboudi****

Received: 11/June/2014 Accepted: 1/Oct/2014

Abstract:

This paper studies impacts of monetary and fiscal shocks on macroeconomic variables in Iran. For this purpose, a dynamic stochastic general equilibrium approach is employed to sketch an appropriate model for Iranian economy. To calculate the required coefficients, data of the period 1961-2012 released by the Central Bank of Iran are gathered. In order to take in consideration the Iranian economic characteristics, oil revenues, sticky prices, monetary policy, fiscal policy, and technology are considered in the model. Results indicate that technological shocks increase non oil production, private investment consumption, and GDP. So, technological shocks increase economic growth and reduce inflation. Increase in oil revenues promotes non-oil production, private consumption, government expenditure, and private investment. So, in short run, the impact of oil shock on economic growth is positive. But oil shock increases inflation via an increase in money base. Monetary shocks (increase in money base) increase internal consumption and money liquidity (the inflation) and somehow the GDP. But, monetary shocks have small effects on the non oil production. In sum, monetary shock has a small positive impact on economic growth. So, in short run, money neutrality hypothesis cannot be retained. Also, government expenditure shock increases government expenditures, private consumption, and decreases private investment. In sum, government expenditure shock has a positive effect on production, inflation and economic growth.

Keywords: Monetary Shock, Fiscal Shock, Macroeconomic Variables, DSGE, Sticky Prices, Open Economy.
JEL: E32, E52, E62.

* Professor, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran.
** Assistant Professor of Economics, Monetary and Banking Research Institute, Tehran, Iran.
*** Ph.D. Student of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu_Ali Sina University, Hamedan, Iran (Corresponding Author).

۱- مقدمه

دستیابی به اهداف کلان اقتصادی، چون رشد تولید و کنترل تورم همراه با افزایش سرمایه‌گذاری و اشتغال، موضوعات مهم سیاست‌های اقتصادی کشور را تشکیل می‌دهند. سیاست‌های پولی و مالی از جمله مهم‌ترین ابزارهای اقتصادی در رسیدن به اهداف فوق هستند. با توجه به ارتباط بین سیاست پولی و مالی در اقتصاد، نقش و تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی، پررنگ‌تر و مهمتر ارزیابی می‌شوند. تکانه‌های پولی و مالی برحسب نوع و منبع تکانه، می‌توانند در ادوار تجاری کشور، بر متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار باشند. این تأثیر باعث انحراف و دور شدن اقتصاد از مسیر رشد بلندمدت آن می‌شود. تجویز راه حل اقتصاد مدرن، رسیدن به ثبات اقتصادی و تثبیت سیاست‌های مختلف اقتصاد است. به همین علت به‌دنبال شناسایی و همچنین کاهش اثرات تکانه‌ها بر ساختار اقتصاد است. در این راستا، پرسش مهم این است که آیا در صورت بروز چنین تکانه‌هایی، اقتصاد به سمت مسیر رشد بلندمدت خود همگرا است؟ و اگر اقتصاد به سمت مسیر رشد بلندمدت خود همگرا است، چند دوره زمانی طول خواهد کشید؟

در این راستا، شناخت از ساختار اقتصاد، تشخیص منبع تکانه و سیاست‌گذاری مناسب برحسب نوع تکانه وارده، مهم ارزیابی می‌شوند. با توجه به عدم اتفاق مکاتب اقتصادی در مورد تأثیرگذاری سیاست‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد، این پژوهش در کنار سیاست مالی، سیاست پولی و فرضیه خنثی بودن پول را با استفاده از رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویا بررسی می‌کند. بر این اساس، در کنار مطالعهٔ تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی کشور، وجود نوسانات ادوار تجاری و منبع نوسانات اقتصادی تبیین می‌گردند. در چارچوب تعادل عمومی تصادفی پویا[1]، ارتباط بین متغیرهای اقتصادی، در قالب یک الگوی تعادل عمومی درون‌زا، برای بخش‌های مختلف اقتصادی مطرح می‌شود. همچنین، متغیرهای الگو در معرض تکانه‌های تصادفی قرار گرفته و رفتار آنها در واکنش به این تکانه‌ها بررسی می‌شوند. با توجه به ماهیت اقتصادی کشور، جهت تعریف بخش‌ها (بلوک‌ها) و معادلات مربوط به آن، از رویکرد کینزی جدید بهره برده می‌شود. در این چارچوب، تلاش می‌شود ویژگی‌های مهم اقتصاد کشور مانند، تأثیر درآمدهای بخش نفتی کشور، وابستگی بودجه دولت به درآمد نفت، استقراض دولت از بانک مرکزی به علت تأمین مالی کسری بودجه و در نتیجه انتشار حجم پول، نوسان قیمت‌ها و توجه به بخش عرضه اقتصاد، تبیین گردد. برای بررسی تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی، از داده‌های سالانه دوره ۱۳۹۱-۱۳٤۰، که توسط بانک مرکزی منتشر گردیده، استفاده می‌شود.

سازماندهی پژوهش به این شکل است که بخش دوم، به مواد و روش‌ها اختصاص دارد. در این بخش، به‌ترتیب پیشینه پژوهش، چارچوب نظری، الگوی پژوهش، داده‌های مورد استفاده و نتایج الگو، تبیین می‌شوند. بخش سوم، بحث و نتیجه‌گیری است و نتایج حاصل از پژوهش، به اختصار توصیف می‌شوند.

۲- مواد و روش‌ها

۲-۱- پیشینه پژوهش

در ادامه، برخی مطالعات مرتبط با موضوع که نزدیکی بیشتری با پژوهش حاضر دارند، بررسی می‌شوند. اسمتز و ووترز[2] در قالب الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا و رویکرد کینزی جدید، به مطالعه تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای عضو قاره اروپا پرداختند. آنها، نتیجه گرفتند که در قالب الگوی کینزی جدید، سیاست‌های پولی کارایی و تأثیرگذاری کم‌تری نسبت به سیاست‌های مالی دارند. از سوی دیگر، اسمتز و ووترز بیان کردند که برای سیاست‌گذاری پولی، قاعده مناسب این است که در الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا، انعطاف‌ناپذیری اسمی و ناقص بودن بازارها را باید در نظر گرفت (اسمتز و ووترز، ۲۰۰۳: ۱۱۲۳).

ژولیرد و همکاران[3] بر پایه الگوی تعادل عمومی تصادفی

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium

2. Smets & Wouters (2003)
3. Julliard et al. (2006)

پویا و در نظر گرفتن سیاست پولی، تأثیر تکانه‌های پولی بر بخش کلان اقتصاد را در ایالات متحده بررسی کردند. نتایج نشان دادند تکانه پولی به کاهش تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری و دستمزد حقیقی منجر شده و نرخ بهره را افزایش داده است. تکانه جذب مخارج دولتی افزایش تولید، نرخ بهره، تورم و دستمزد حقیقی را در پی داشته و به کاهش سرمایه‌گذاری و مصرف بخش خصوصی منجر شده است (ژولیرد و همکاران، ۲۰۰٦: ۲۷-۲٦).

روزند و روبی[1] تعامل بین سیاست پولی و مالی را در چهار کشور آمریکا، کره جنوبی، مکزیک و کانادا بررسی کردند. آنها، سیاست پولی و مالی را به گونه‌ای الگوسازی کردند که در آن بخشی از بدهی دولت با ارزش تنزیل شده کسری اصلی آتی و جاری برای برآورده ساختن قید بودجه میان دوره‌ای دولت تأمین مالی شود و بخش باقیمانده بدهی از طریق استقراض از بانک مرکزی تأمین شود. اگر استقراض از بانک مرکزی جهت تأمین اعتبار صفر باشد، تسلط سیاست مالی مطرح نیست. زیرا مقامات مالی بدهی خود را پرداخت کرده‌اند و بالعکس. نتایج نشان داد که رابطه مثبت و معنی‌داری بین تسلط مالی و تورم وجود دارد که هرچه درجه تسلط مالی افزایش می‌یابد، رفاه جامعه کم‌تر می‌شود (روزند و روبی، ۲۰۰۸: ۱۵).

راتو و همکاران[2] تأثیر تکانه‌های پولی، مالی و بهره‌وری را بر متغیرهای کلان در حوزه اروپا بررسی کردند. مخارج مصرفی دولت، مخارج سرمایه‌گذاری دولت و پرداخت‌های انتقالی به عنوان نماینده سیاست مالی و نرخ بهره به عنوان مهم‌ترین متغیر بخش پولی در نظرگرفته شده‌اند نتایج حاکی‌اند تکانه پولی متغیرهای نرخ بهره و بدهی دولت را افزایش و باقی متغیرها مانند تولید، مصرف و پرداخت‌های انتقالی را کاهش داده است. تکانه مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت به افزایش مخارج دولت منجر شده‌اند. افزایش مخارج دولت میزان مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را کاهش داده است. تکانه بهره‌وری به افزایش تولید، مصرف، میزان فراغت نیروی کار، نرخ ارز و پرداخت‌های دولتی منجر شده و مخارج دولت، تورم و نیروی کار را کاهش داده‌است (راتو و همکاران، ۲۰۰۸: ۳۳-۲۷).

ماچیکودو و همکاران[3] تأثیر مخارج عمومی دولت را بر متغیرهای کلان اقتصاد، از جمله سطح رشد اقتصادی و رفاه اقتصادی در کشور بولیوی بررسی کردند. آنها، متغیرهای هزینه آموزش، مخارج بهداشت و سلامت و هزینه دولت برای سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های کشور را به عنوان اجزای مخارج عمومی دولت در نظر گرفتند نتایج نشان دادند الگوی طراحی شده چارچوب مناسبی برای مطالعه تأثیر مخارج دولت بر فقر را فراهم می‌کند (ماچیکودو و همکاران، ۲۰۰۸: ١٤).

باریل و همکاران[4] بر پایه الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا و رویکرد کینزی جدید، تأثیر تکانه‌های پولی و مالی را بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشور اسپانیا بررسی کردند. نتایج نشان دادند تکانه تکنولوژی تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری را افزایش داده است. تکانه عرضهٔ نیروی کار به کاهش ساعات کار نیروی کار منجر شده‌است. تکانه سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاری و تولید را افزایش داده است. همچنین، تکانه مخارج مصرفی دولت و تکانه پولی به کاهش مصرف حقیقی و سرمایه‌گذاری منجر شده‌اند و سطح قیمت‌ها را افزایش داده‌اند (باریل و همکاران، ۲۰۱۰: ۲۲۰-۲۱۹).

لیو و همکاران[5] در قالب الگوی ادوار تجاری حقیقی و الگوی سوییچینگ، به مطالعهٔ نوسانات و تکانه‌های مختلف اقتصادی در کشور آمریکا پرداختند. نتایج نشان داد استهلاک سرمایه، بهره‌وری و تأمین مالی، مهم‌ترین تکانه‌های اقتصادی کشور آمریکا را تشکیل می‌دهند. علاوه بر آن، تکانه‌های پولی در کشور آمریکا، تأثیر معنی‌داری بر بخش حقیقی اقتصاد نداشته است (لیو و همکاران ۲۰۱۱: ۲۹۵).

رابینسون[6] در قالب تعادل عمومی تصادفی پویا، تأثیر تکانه‌های پولی، تکنولوژی و تکانه‌های رجحانات را بر متغیرهای کلان اقتصادی کشور استرالیا بررسی کرد. وی، برای برآورد معادلات از روش خودرگرسیون برداری بیزی استفاده

1. Resende & Rebei (2008)
2. Ratto et al. (2008)
3. Machicodo et al. (2008)
4. Burriel et al. (2010)
5. Liu et al. (2011)
6. Robinson (2013)

کرد. نتایج نشان دادند تکانه پولی به افزایش تورم و کاهش تولید و تکانه تکنولوژی، به افزایش تولید و کاهش تورم منجر شده‌اند. از سوی دیگر، تکانه رجحانات مصرف‌کنندگان اروپا باعث افزایش تولید کشور استرالیا شده است. در واقع تغییر سلیقه مصرف‌کنندگان اروپا، باعث افزایش واردات کالاها از استرالیا شده است. به عبارت دیگر، تکانه تکنولوژی از طریق افزایش اجزای سمت تقاضای اقتصاد استرالیا، محصول را افزایش داده است (رابینسون، ۲۰۱۳: ۳۰-۲٤).

شهرستانی و اربابی با استفاده از الگوی ادوار تجاری حقیقی، اثر تکانه تکنولوژی را در کشور بررسی کردند. برای این منظور، آنها در الگوی تعادل عمومی خود سه بخش خانوارها، بنگاه‌ها و بخش نفت را در نظر گرفتند. نتایج، نشان داد بدون در نظر گرفتن تکانه‌های نفتی نمی‌توان الگویی مناسب برای اقتصاد ایران طراحی کرد (شهرستانی و اربابی، ۱۳۸۸: ٦۱).

متوسلی و همکاران با استفاده از الگوی کینزی جدید به بررسی تأثیر تکانه‌های نفتی بر متغیرهای کلان کشور پرداختند. برای طراحی الگو چهار بخش خانوارها، بنگاه‌ها، نهاد تنظیم‌گر پولی و بخش نفت در نظر گرفته شده‌اند. نتایج نشان دادند تکانه‌های بخش عرضه (تکنولوژی) و تقاضا (مخارج دولت)، تأثیر مثبتی بر تولید بخش غیرنفتی کشور دارند. همچنین، تکانه‌های سمت تقاضا به افزایش تورم منتهی شده‌اند (متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۰۷).

بهرامی و قریشی با به کارگیری الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا و در نظرگرفتن تکانه‌های تکنولوژی و درآمد نفتی، تأثیر سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی کشور را بررسی کردند. الگوی طراحی شده علاوه بر بخش‌های مطالعه‌های قبلی، بخش خارجی اقتصاد را به منظور ورود متغیر بهره خارجی شامل می‌شود. نتایج نشان داد با درنظر داشتن سناریوی هدف گذاری تورم و بروز تکانه نفتی، نوسان‌های کمتری در متغیرهای مصرف، اشتغال، تولید غیرنفتی، نرخ تورم و حجم پول مشاهده می‌شود. همچنین، با بروز تکانه تکنولوژی، نوسان‌های متغیرهای مصرف، اشتغال و حجم پول در هر دو سناریو، تفاوت چندانی با هم ندارند. اما، در حالت سناریوی هدف گذاری تورم، نوسان کمتری در تورم و تولید غیرنفتی دیده می‌شود (بهرامی و قریشی، ۱۳۹۰: ۱٦).

فخرحسینی با استفاده از الگوی کینزی جدید، تأثیر نوسانات درآمدهای نفتی و نقدینگی را بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی کرد. نتایج بیان می‌نمایند که فروش ارز ناشی از صادرات نفت به بانک مرکزی و در نتیجه رشد حجم پول، نسبت به سایر روش‌های تأمین مالی، تورم بالاتری را بر اقتصاد کشور وارد می‌کند. همچنین، وی نشان داد در اقتصاد ایران پول بدون در نظرگرفتن چسبندگی آن خنثی است (فخرحسینی، ۱۳۹۰: ۱۷).

مشیری و همکاران بر پایهٔ الگوی کینزی جدید، تعامل بین سیاست‌های مالی و پولی را به منظور تعیین میزان تسلط سیاست‌های مالی در اقتصاد ایران بررسی کردند. نتایج نشان دادند میزان تسلط سیاست‌های مالی در اقتصاد ایران ۷۷ درصد می‌باشد که حاکی از استقلال پایین بانک مرکزی است (مشیری و همکاران، ۱۳۹۰: ۸۷).

زراءنژاد و انواری به منظور تعیین سیاست‌های پولی و مالی بهینه در اقتصاد ایران، از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی و رویکرد کینزی جدید استفاده کردند. نتایج نشان دادند در زمان افزایش تورم، بروز شکاف تولید و بالا رفتن حجم نقدینگی، افزایش میزان بهره سیاست مناسبی برای کاهش بی‌ثباتی است. از سوی دیگر، با توجه به نااطمینانی در نظر گرفته شده در الگو، آنها نتیجه می‌گیرند طی دوره مورد مطالعه عملکرد سیاستی و واکنش‌های سیاست‌گذاران بهبود یافته‌اند (زراءنژاد و انواری، ۱۳۹۱: ۲٤).

صباغ کرمانی و همکاران به منظور بررسی درجه حاکمیت مالی در اقتصاد ایران و بررسی تأثیر کاهش یا افزایش آن بر میزان تورم از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده کردند. نتایج نشان دادند درجهٔ حاکمیت مالی در ایران بالا و به میزان ۹۲ درصد است. یعنی، استقلال سیاست پولی از سیاست مالی در ایران از ۸ درصد کمتر است. همچنین، کاهش حاکمیت مالی به کاهش میزان تورم منجر می‌شود. از این‌رو، سیاستی که به افزایش استقلال بانک مرکزی و کاهش وابستگی دولت به درآمد ناشی از حق‌الضرب منجر شود، نقش مهمی در

کاهش میزان تورم کشور خواهد داشت (صباغ کرمانی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۳).

اسفندیاری و همکاران با استفاده از ویژگی‌های اقتصاد ایران، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی طراحی کردند که در برگیرندهٔ بازار کار دوگانه در اقتصاد کشور است. آنها، علاوه بر تفکیک بازار کار به بخش رسمی و غیررسمی، بنگاه‌های اقتصادی را نیز بر حسب نوع تابع تولید و نوع استفاده از نیروی کار، به بنگاه رسمی و غیررسمی تقسیم کردند. نتایج دلالت دارند که بخش غیررسمی بازار کار در ادوار مختلف کسب و کار به‌صورت ضربه‌گیر عمل کرده و حرکتی مخالف ادوار دارد. همچنین، با توجه به وجود چسبندگی دستمزد در الگو، پول در کوتاه‌مدت خنثی نبوده و بر متغیرهای واقعی اقتصاد تأثیر دارد (اسفندیاری و همکاران،۱۳۹۳: ۲۳۵).

جعفری‌صمیمی و همکاران به‌منظور ارزیابی آثار تکانه‌های پولی و غیرپولی بر رشد اقتصادی و تورم در اقتصاد ایران از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد کینزی جدید و اقتصاد باز استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهند در کشور تکانه‌های پولی، مخارج دولت و درآمد نفت بر تولید غیرنفتی و تورم اقتصادی تأثیر مثبت دارند. اما، تکانه فن‌آوری تورم را کاهش و تولید غیرنفتی را افزایش می‌دهد. جدول یک در بخش پیوست، ویژگی‌های الگوهای مورد استفاده مطالعات فوق را به‌صورت خلاصه نشان می‌دهد (جعفری‌صمیمی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۰-۱).

۲-۲- چارچوب نظری

هدف پژوهش، بررسی تأثیر تکانه‌های پولی و مالی بر متغیرهای کلان در اقتصاد ایران است. برای این منظور، از الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا و آموزه‌های کینزی جدید استفاده می‌شود. پس از مطالعه اولیهٔ کیدلند و پرسکات[1] (۱۹۸۲) در پاسخ به انتقاد لوکاس[2] (۱۹۷٦) و پژوهش پرسکات[3] (۱۹۸٦)، نظریه ادوار تجاری حقیقی[4] بستری برای مطالعه و تحلیل نوسانات و نظریه‌های کلان اقتصادی شد. سپس، چارچوب اصلی الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا در مطالعاتی مانند دیب[5] (۲۰۰۳)، والش[6] (۲۰۰۳) و آیرلند[7] (۲۰۰٤) معرفی شد. این رویکرد در کارهای پژوهشی لداک و سیل[8] (۲۰۰٤) و بعدها در کار مدینا و سوتو[9] (۲۰۰۵) به‌کار گرفته شد. در این الگوها، بیشتر بر بخش پولی اقتصاد تأکید بود. با گسترش این الگوها، امکان بررسی تکانه‌های بهره‌وری و سیاست‌های مالی نیز در کنار بخش پولی فراهم شد. الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا در شکل خلاصه شده، الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری هستند. اما، الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا دو مزیت مهم بر الگوهای اقتصادسنجی (مانند خودرگرسیون برداری) دارند.

الف- الگوهای اقتصادسنجی در پاسخ به این پرسش که چرا و چگونه تکانه‌ها به اقتصاد وارد می‌شوند پاسخی ارائه نمی‌دهند. درحالی‌که الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا، علت و منبع بروز تکانه‌ها را در پایه‌های اقتصاد خرد و سایر عوامل ساختاری جستجو می‌کنند.

ب- الگوهای کلان‌سنجی ساختاری در تبیین پدیده‌ها و آثار اقتصادی و همچنین بررسی آثار تکانه‌ها مناسب هستند. نکته مهم در این الگوها، صحت و انطباق پارامترهای مورد استفادهٔ الگو است. زیرا، ویژگی‌های اساسی اقتصاد را می‌توان در میزان این پارامترها مشاهده کرد. هنگامی که الگوهای کلان سنجی برای تحلیل‌های مقداری مورد استفاده قرار می‌گیرند، مقدار پارامترها که به‌صورت تجربی محاسبه شده‌اند در تبیین الگو نقش پررنگی پیدا می‌کنند. در چنین شرایطی، بهترین راهکار برای پیدا کردن ارزش مناسب پارامترها، برآورد و محاسبه الگوهایی است که با استفاده از روش مناسب و سازگار با ساختار اقتصاد، ارتباط بین متغیرها و پارامترها را تبیین کنند. برآورد مقدار پارامترهای الگو مرحله‌ای بسیار مهم است. زیرا، این فرآیند، الگوی اقتصاد ریاضی را به یک الگوی

1. Kydl & Prescott (1982)
2. Lucas (1976)
3. Prescott (1986)
4. Real Business Cycle
5. Dib (2003)
6. Walsh (2003)
7. Irland (2004)
8. Leduc & Sill (2004)
9. Medina & Soto (2005)

اقتصادسنجی تبدیل می‌کند. ادبیات موضوع الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا با چنین هدفی شکل گرفته است. به همین علت، کنووا و سالا[1] (۲۰۰۹)، مطالعه خود را به تعیین مسائلی نظیر برآورد پارامترهای ساختاری در قالب الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا اختصاص دادند. در الگوهای تعادل عمومی تصادفی، اعتبار نتایج بر اساس مقایسهٔ گشتاورهای متغیرهای درون‌زای الگو با گشتاورهای واقعی متغیرها سنجیده می‌شود. علاوه براین، در مواردی که از روش برآورد بیزی استفاده می‌شود ضریب پذیرش الگو، نمودارهای MCMC و نمودار توزیع‌های پسین و پیشین نیز در سنجش اعتبار الگو به‌کار می‌روند. بنابراین، گذشته از هدف محققان، الگوهای طراحی شده از این لحاظ که چارچوب مناسبی برای بیان ویژگی‌ها و ساختار اقتصاد را دارا هستند، مورد قضاوت قرار می‌گیرند. از این‌رو، رویکرد تعادل عمومی علاوه بر اینکه چارچوب و زمینه‌ای برای ساختاری کردن الگوهای خودرگرسیون برداری فراهم می‌کند، این الگوها را از لحاظ پایه‌های نظری اقتصادی نیز تقویت می‌کند.

الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا دارای دو زمینه اصلی هستند. اولی مکتب دور تجاری حقیقی و دومی، مکتب کینزی جدید نام دارند. مکتب دور تجاری حقیقی، رفتار بهینه‌یابی پویای کارگزاران اقتصادی را تحت فرض رقابت کامل دنبال کرده و با فرض انعطاف پذیری قیمت‌ها، نوسانات ادوار تجاری را به تکانه‌های تکنولوژی، تغییر در ترجیحات، مالیات‌بندی و سایر عوامل حقیقی نسبت می‌دهد. در این چارچوب، سیاست پولی خنثی است. الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا با رویکرد کینزی جدید، در واقع الگوهای دور تجاری حقیقی هستند که دو ویژگی رقابت انحصاری و چسبندگی دستمزدها را در بردارند (گالی[2]، ۲۰۰۸: ٤١).

۲-۳- الگوی پژوهش

برای بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و مالی از رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا استفاده می‌شود. چارچوب اصلی الگوی پژوهش بر پایه مطالعهٔ کریستانو و همکاران[3] (۲۰۰۵)، لیم و مک نیلز[4] (۲۰۰۸) و گالی (۲۰۰۸) برای اقتصاد باز کوچک طراحی شده است. به منظور اضافه کردن بخش بانک‌های تجاری و ارتباط آنها با بانک مرکزی و بنگاه‌ها، از مطالعه اگنور و آلپر[5] (۲۰۰۹) بهره برده شده است. با این توضیحات، الگوی پژوهش شامل ۵ بخش اصلی است. در ادامه، هر بخش به‌صورت مجزا و همراه با ویژگی‌های آن توضیح داده می‌شود.

۲-۳-۱- خانوار

خانوارها تأمین کننده نیروی کار هستند. در هر دوره، خانوارها، عوامل تولید مانند کار و سرمایه را به بنگاه‌های تولید کننده کالاهای واسطه عرضه کرده و از این طریق عایدی به‌دست آورده، به دولت مالیات می‌دهند. سپس، خانوارها، بخشی از منابع خود را صرف خرید کالاهای نهایی کرده و به مصرف می‌رسانند. آنچه در پایان آن دوره برای خانوار باقی می‌ماند سرمایه‌گذاری می‌شود. در رابطه با خانوارها، فروض زیر را اعمال می‌کنیم. یک) عمر خانوارها نامحدود است. دو) خانوارها، با توجه به قید محدودیت بودجه میان دوره‌ای، مطلوبیت ناشی از مصرف و فراغت خود را بیشینه می‌کنند. سه) تعداد زیادی بنگاه وجود دارند که به تکنولوژی یکسانی دسترسی دارند. این بنگاه‌ها، در معرض انتقالات تصادفی برون‌زا قرار دارند. منظور از انتقالات تصادفی برون‌زا، تغییرات ناشی از تکانه‌های تصادفی و پیش‌بینی نشده برون‌زا است که غیر از تغییرات فنی و تکنیکی است. هر چند که انباشت درون‌زای سرمایه، به عنوان یک مؤلفه اصلی تئوری RBC، در نسخه‌های متعارف الگوی کینزی‌های جدید حضور ندارد، اما به‌سادگی می‌توان آن را در این الگوها جای داد. همچنین، با توجه به نظریه RBC، یک وضعیت تعادلی شکل دهنده، یک فرایند تصادفی برای تمام متغیّرهای درون‌زای اقتصاد است که با تصمیمات بهینه میان دوره‌ای خانوارها و بنگاه‌ها، با توجه به اهداف و محدودیت‌های آنها و با توجه به تسویه تمامی بازارها سازگارند. اگر تعداد خانوارها را بر متوسط بعد اقتصاد تقسیم

1. Canova & Sala (2009)
2. Gali (2008)
3. Christiano et al. (2005)
4. Lim & McNelis (2008)
5. Agenor & Alper (2009)

کنیم، می‌توانیم فرد نوعی را در اقتصاد در نظر بگیریم. فرض می‌شود در اقتصاد L نیروی کار همگن وجود دارد. خانوارها، از مصرف و نگهداری مانده حقیقی پول مطلوبیت و از کار کردن عدم مطلوبیت کسب می‌کنند. یعنی، برای معرفی تابع مطلوبیت خانوارها، از تابع MIU[1] استفاده می‌شود.

(۱)

$$\max_{C,L,M}\{E_0\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t[\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma})-\chi\frac{L_t^{1+\eta}}{1+\eta}+\frac{\kappa_m}{1-b_m}(\frac{M_t}{p_t})]$$

در رابطهٔ فوق، C، L، M و P به‌ترتیب سطح مصرف، میزان کار، حجم نقدینگی و سطح عمومی قیمت‌ها را نشان می‌دهند. اندیس t نیز زمان را برای هر متغیر نشان می‌دهد. β، عامل تنزیل، σ، کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، η، کشش عرضه کار فیشر و b_m کشش نقدینگی نسبت به میزان بهره است. تابع مصرف اقتصاد و محدودیت مصرف خانوارها عبارتند از:

$$C_t=[(1-\gamma)^{1/\theta}(C^h)^{\theta-1/\theta}+(\gamma)^{1/\theta}(C_t^m)^{\theta-1/\theta}]^{\theta/\theta-1} \qquad (۲)$$

$$P_tC_t=P_t^dC_t^d+P_t^mC_t^m \qquad (۳)$$

در رابطه (۲)، کالاهای مصرفی C، از دو جزء کالاهای مصرفی داخلی C^d و کالای مصرفی وارداتی C^m تشکیل می‌شوند. θ و ϒ، به‌ترتیب، کشش جانشینی بین دوره‌ای برای دو نوع مصرف فوق و سهم کالای مصرف صادراتی در کالاهای تولید شده داخلی را اندازه‌گیری می‌کنند. تابع تقاضای مصرف بر حسب C^d و C^m، از کمینه کردن معادله (۲) نسبت به محدودیت (۳) به‌دست می‌آید.

$$C_t^d=(1-\gamma)(P_t^d/P_t)^{-\theta}C \qquad (٤)$$

$$C_t^m=\gamma(P_t^m/P_t)^{-\theta}C \qquad (٥)$$

با استفاده از معادلات (۳)، (٤) و (٥) شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) برحسب قیمت‌های داخلی و وارداتی به‌دست می‌آید.

$$P_t^C=[(1-\gamma)(P_t^d)^{1-\theta}+\gamma(P_t^m)^{1-\theta}]^{1/1-\theta} \qquad (٦)$$

از سوی دیگر، خانوارها بخشی از درآمد خود را سرمایه‌گذاری می‌کنند. رابطه سرمایه‌گذاری با توجه به انباشت سرمایه شکل می‌گیرد. اگر استهلاک را با δ نشان دهیم، موجودی سرمایه در ابتدای دوره عبارت است از:

$$K_t=(1-\delta)K_{t-1}+Inv_t \qquad (۷)$$

تصمیم به سرمایه‌گذاری خانوارها در هر دوره، تابعی از کالاهای سرمایه‌ای داخلی و وارداتی است. با لحاظ یک تابع با کشش جانشینی ثابت (CES)، کالاهای جدید سرمایه‌ای در هر دوره به صورت زیر تولید می‌گردد.

(۸)

$$Inv_t=[(1-\varpi)^{1/\psi}Invd_t^{(\psi-1)/\psi}+\varpi^{1/\psi}Invm_t^{(\psi-1)/\psi}]^{\psi/(\psi-1)}$$

در رابطه فوق، Inv، Invm و Invd، به‌ترتیب کل کالاهای سرمایه‌ای، کالاهای سرمایه‌ای خارجی و سرمایه‌ای داخلی هستند. ψ کشش جانشینی کالاهای داخلی و خارجی و ϖ وزن کالاهای وارداتی در سرمایه‌گذاری کل است. با توجه به رابطه (۸)، تابع تقاضا برای کالاهای سرمایه‌ای داخلی و خارجی به صورت رابطه (۹) و (۱۰) است.

$$Invd_t=(1-\varpi)(P_t^d/P_t)^{-\psi}INV_t \qquad (۹)$$

$$Invm_t=(P_t^m/P_t)^{-\psi}INV \qquad (۱۰)$$

قیمت‌های وارداتی بر حسب نرخ ارز اسمی و مشخص بودن قیمت‌های خارجی برابر $P_t^m = P_t^*S_t$ است. بنابراین، قیمت حقیقی کالاهای وارداتی، برابر با نرخ ارز حقیقی $p_t^m = \frac{P_t^m}{P_t} = \frac{P_t^*S_t}{P_t} = e_t$ است. از سوی دیگر، خانوار از محل کار به درآمد wL، سود توزیع شده Π و خالص دریافتی‌های انتقالی TR می‌رسد. اگر τ، نرخ مالیات بر درآمد باشد، به میزان τWL مالیات پرداخت می‌کند. همچنین، خانوار بخشی از درآمد خود را با بهره im در سیستم بانکی اقتصاد و بخش دیگری را به‌صورت دارایی[2] خارجی D، پس‌انداز می‌کند. اگر S میزان ارز اسمی باشد، ارزش دارایی نگهداری شده توسط خانوار برحسب پول داخلی برابر با SD است. بنابراین، محدودیت بودجه خانوار عبارت است از:

(۱۱)

1. Money in Utility

2. Asset

$$(1-\tau)w_tL_t+(1+i^m_{t-1})\frac{M_{t-1}}{P_t}+\Pi_t+TR_t+(1+i^b_{t-1})\frac{B_{t-1}}{P_t}-\frac{S_tD_{t-1}}{P^*_t}=P^c_tC_t+P_tI_t+\frac{M_t}{P_t}+\frac{B_t}{P_t}-\frac{S_td_t}{P^*_t}$$

با توجه به قید بودجه، مسئله بهینه‌سازی خانوار نوعی با استفاده از معادله لاگرانژین (۱۲) معرفی می‌شود.

(۱۲)

$$\Phi=\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\{[\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma})-\chi\frac{L_t^{1+\eta}}{1+\eta}+\frac{\kappa_m}{1-b_m}(m_t)^{1-b_m}]+\lambda_t[(1-\tau)w_tL_t+r_t^kK_{t-1}+(1+i^m_{t-1})\frac{m_{t-1}}{\pi_t}+\Pi_t+tr_t+(1+i^b_{t-1})\frac{b_{t-1}}{\pi_t}-\frac{e_td_{t-1}}{\pi^*_t}-p^c_tC_t-K_t+(1-\delta)K_{t-1}-\frac{m_t}{\pi_t}-\frac{b_t}{\pi_t}+\frac{e_td_t}{\pi^*_t}]\}$$

S_t، P_t و P^*_t به‌ترتیب نرخ ارز اسمی، شاخص قیمت کالاهای داخلی و شاخص قیمت کالاهای خارجی می‌باشند. نرخ ارز حقیقی[1] از نسبت $e_t=S_tP^*_t/P_t$ به دست می‌آید. اوراق قرضه حقیقی خارجی $d_t=D_t/P^*_t$، قیمت نسبی کالاهای مصرفی $p^c_t=P^C_t/P_t$ و حجم نقدینگی حقیقی $m_t=M_t/P_t$ است. $\pi_t=P_t/P_{t-1}$ نسبت قیمت‌های جاری به قیمت‌های دوره قبل است که میزان رشد ناخالص تورم، را نشان می‌دهد. همچنین، میزان رشد ناخالص تورم خارجی برابر $\pi^*_t=P^*_t/P^*_{t-1}$، ارزش حقیقی اوراق قرضه داخلی برابر $b_t=B_t/P_t$ است. $tr_t=TR_t/P_t$ خالص پرداختی‌های غیرانتقالی و $w_t=W_t/P_t$ دستمزد حقیقی اقتصاد را نشان می‌دهند. شرایط مرتبه اول برای خانوار نوعی عبارت است از:

$$\frac{\partial\Phi}{\partial C_t}=C_t^{-\sigma}-\lambda_tp^c_t=0 \quad (۱۳)$$

$$\frac{\partial\Phi}{\partial L_t}=-\chi L_t^{\eta}+\lambda_t(1-\tau)w_t=0 \quad (۱٤)$$

$$\frac{\partial\Phi}{\partial K_t}=-\lambda_t+\beta E_t[r^k_{t+1}+(1-\delta)]\lambda_{t+1}=0 \quad (۱۵)$$

$$\frac{\partial\Phi}{\partial m_t}=\kappa_m m_t^{-b_m}-\frac{\lambda_t}{\pi_t}+\beta E_t\frac{\lambda_{t+1}(1+i^m_t)}{\pi_{t+1}}=0 \quad (۱٦)$$

$$\frac{\partial\Phi}{\partial b_t}=-\frac{\lambda_t}{\pi_t}+\beta E_t\frac{(1+i^b_t)\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}}=0 \quad (۱۷)$$

$$\frac{\partial\Phi}{\partial d_t}=\lambda_t\frac{e_t}{\pi^*_t}-\beta E_t\frac{e_{t+1}\lambda_{t+1}}{\pi^*_{t+1}}=0 \quad (۱۸)$$

از حل همزمان معادله (۱۳) و (۱٤) معادله عرضه نیروی کار استخراج می‌شود:

$$L_t=\{\frac{(1-\tau)w_t}{\chi C_t^{\sigma}p_t^c}\}^{\frac{1}{\eta}} \quad (۱۹)$$

از حل همزمان رابطه (۱۳) و (۱۷) رابطه $\frac{C_t^{-\sigma}}{p^c_t}=\beta E_t\frac{(1+i^b_t)C_{t+1}^{-\sigma}}{p^c_{t+1}}$ استخراج می‌شود. با تعریف $\pi^c_t=\frac{P^c_t}{P^c_{t-1}}$، معادله اولر، به‌صورت رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$1=\beta E_t\{\frac{(1+i^b_t)C^{-\sigma}_{t+1}}{C_t^{-\sigma}\pi^c_{t+1}}\} \quad (۲۰)$$

با توجه به معادله‌های (۱٦) و (۱۷) تابع تقاضای پول استخراج می‌شود:

$$m_t=\{(\frac{\beta}{\kappa_m})E_t[\frac{i^b_t-i^m_t}{\pi_{t+1}}](\frac{C^{-\sigma}_{t+1}}{p^c_t})\}^{\frac{1}{-b_m}} \quad (۲۱)$$

از حل همزمان معادلات (۱۵) و (۱۷)، معادله فیشر استخراج می‌شود:

$$E_t[r^k_{t+1}+(1-\delta)]=E_t[(1+i^b_t)\frac{\pi_t}{\pi_{t+1}}] \quad (۲۲)$$

نرخ ارز حقیقی برابر e_t است. بنابراین، $\phi_t=S_t/S_{t-1}$ است که در آن، $e_t/e_{t-1}=\phi_t\pi^*_t/\pi_t$ میزان اسمی کاهش ارزش پول داخلی را نشان می‌دهد. رابطه (۱۵) را می‌توان به‌صورت $1=\beta E_t(\frac{\pi^*_te_{t+1}}{e_t\pi^*_{t+1}})(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t})$ بازنویسی کرد. اگر از تعریف میزان تنزیل ارزش پول داخلی استفاده کنیم، رابطه $1=\beta E_t(\frac{\pi^*_t\phi_{t+1}}{\pi_{t+1}})(\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t})$ به‌دست می‌آید. از حل همزمان دو معادله (۱۷) و (۱۸)، ارتباط میزان بهره اوراق قرضه داخلی و تورم خارجی به‌دست می‌آید:

$$E_t[\frac{(1+i^b_t)\pi_t}{\pi_{t+1}}]=E_t[\frac{\pi^*_te_{t+1}}{e_t\pi^*_{t+1}}] \quad (۲۳)$$

۲-۳-۲- بخش تولید و قیمت‌گذاری

بنگاه، تولیدکنندهٔ کالای نهایی است. با توجه به قیمت کالاهای واسطه‌ای، بنگاه تقاضای کالاهای واسطه‌ای را به‌گونه‌ای تعیین

1. Real Exchange Rate

می‌کند که سودش حداکثر شود. تولید کالاهای نهایی (Q_t) توسط رابطه (۲٤) نشان داده شده است.

$$Q_t = \left[\left(\int_0^1 Q_{t(i)}^{\frac{1}{\theta_t^q}} di \right) \right]^{\theta_t^q} \qquad (۲٤)$$

که در آن $1 \le \theta_t^q < \infty$ است.

در رابطه (۲٤)، $Q_{t(i)}$ و θ_t^q به‌ترتیب تولید کالای واسطه‌ای i‌ام و مارک آپ را نشان می‌دهند. فرض می‌شود مارک‌آپ در طی زمان دارای جمله خود رگرسیون برداری مرتبه اول است که تکانه آن از فرآیند نوفه سفید پیروی می‌کند.

$$\theta_t^q = (1-\rho^q)\bar{\theta}^q + \rho^q \theta_{t-1}^q + \varepsilon_t^q \qquad (۲۵)$$

اگر معادلات تحت تأثیر تکانه‌های دائمی مارک‌آپ باشند، $\rho^q > 0$ خواهد بود. بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، در هر دوره، میزان تولید خود را در سطحی تعیین می‌کند که سودش (π^f) حداکثر شود.

$$\pi^f = p_t \left[\left(\int_0^1 Q_{t(i)}^{\theta_t^q} di \right) \right]^{\theta_t^q} - \int_0^1 p_{t(i)} Q_{t(i)} di \qquad (۲٦)$$

از حداکثر کردن رابطه فوق نسبت به تولید بنگاه، تقاضای کالای واسطه‌ای به‌دست می‌آید:

$$Q_{t(i)} = Q_t \left(\frac{p_{t(i)}}{p_t} \right)^{\frac{\theta_t^q}{\theta_t^q - 1}} \qquad (۲۷)$$

اگر رابطه (۲۳) را در رابطه (۲۰)، قرار دهیم، ارتباط بین قیمت کالای نهایی و قیمت کالای واسطه‌ای به‌دست می‌آید:

$$p_t = \left[\int_0^1 p_t(i)^{\frac{1}{1-\theta_t^q}} di \right]^{1-\theta_t^q} \qquad (۲۸)$$

کالای واسطه‌ای مورد استفاده بنگاه‌ها، براساس تابع تولید زیر تعیین می‌شود:

$$Q_{ti} = Z_t^{1-\alpha} K_{ti}^{\alpha} L_{ti}^{1-\alpha} \qquad (۲۹)$$

در رابطه فوق، Z، L، K و α به‌ترتیب تکنولوژی، نیروی کار، سرمایه و بازدهی سرمایه را نشان می‌دهند. رفتار تکنولوژی براساس فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول زیر می‌باشد:

$$Z_t = (1-\rho^z)\bar{Z} + \rho^z Z_{t-1} + \varepsilon_t^z \qquad (۳۰)$$

برای در نظرگرفتن رقابت انحصاری در بین بنگاه‌ها، فرض می‌شود چسبندگی قیمت‌ها، هزینه فهرست بها وارد الگو می‌شود. بنابراین، فرض می‌شود بنگاه‌های تولید کننده کالای واسطه‌ای، در زمان تعدیل قیمت‌های خود، با یک هزینهٔ فهرست بها - هزینه تعدیل قیمت‌ها(AC) - به شکل درجه دو، روبه‌رو هستند. در معادله (۳۱)، این ویژگی مشهود می‌باشد که در آن φ پارامتر هزینه تعدیل قیمت است.

$$AC_{j,t} = \frac{\varphi}{2}\left(\frac{P_{j,t}}{P_{j,t-1}} - 1 \right)^2 y_{H,t} \qquad (۳۱)$$

از سوی دیگر، بنگاه‌ها میزان به کارگیری نیروی کار و سرمایه را به نحوی انتخاب می‌کنند که ارزش تنزیل شده سود خود را حداکثر نمایند. در واقع مسئله بهینه‌یابی بنگاه تولید کننده کالای واسطه به صورت زیر خواهد بود.

$$\max_{P_{H,t}(j), K_{j,t}, l_{j,t}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \left(\frac{D_{j,t}}{P_t} \right) \qquad (۳۲)$$

در رابطه فوق، D و λ، به‌ترتیب، سود و مطلوبیت نهایی ثروت سود بنگاه هستند. معادله (۳۳)، سود بنگاه را نشان می‌دهد:

(۳۳)

$$D_{j,t} \equiv P_{H,t}(j) y_{H,t}(j) - P_t w_t l_t - P_t r_t k_t - P_t AC_{j,t}$$

۲-۳-۳- بخش فعالیت مالی

در پژوهش حاضر میزان بهره بانکی متفاوت از بهره اوراق قرضه است. به همین علت، برای در نظر گرفتن بهره بانکی لازم است تا الگوی پژوهش در برگیرنده یک بازار مالی نیز باشد. یعنی، بازاری که پول خانوارها به عنوان سپرده پذیرفته می‌شود، کارگزاران آن از بانک مرکزی قرض می‌گیرند و به بنگاه‌های داخلی و دولت وام می‌دهند. با توجه به چارچوب هندری و همکاران[1] (۲۰۰۳)، چگونگی مشارکت خانوارها در سیستم پولی اقتصاد را می‌توان به شکل ساده و به‌صورت زیر بیان کرد. خانوارها، می‌توانند پول خود را به‌صورت سپرده نزد بانک‌های تجاری نگهداری کنند. دراین‌صورت، i_t^m، میزان بهره پرداختی از سوی بانک‌ها به سپرده‌گذاران خواهد بود. از

1. Hendry et al. (2003)

سوی دیگر، بانک‌های تجاری بخشی از نقدینگی خود را به بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای با بهره i_t^f به‌میزان N_t^F وام می‌دهند. برای سادگی فرض می‌شود کل وام دریافتی بنگاه‌ها برابر با هزینه اسمی استخدام نیروی کار باشد. یعنی،

$$N_t^F = \int_0^1 n_{ij} d_j = P_t w_t L_t \qquad (۳۴)$$

علت این است که با بروز هر تکانه‌ای که به خانوارها وارد شود، خانوارها، سپرده خود نزد بانک‌ها را تغییر داده و در این صورت میزان وام دریافتی بنگاه‌ها تغییر کرده و چون تغییر سرمایه به‌سرعت امکان‌پذیر نیست، بنگاه‌ها نیروی کار خود را تعدیل می‌کنند. بانک‌های تجاری بخشی از نقدینگی خود را از طریق استقراض از بانک مرکزی، یعنی N_t^c، با بهره i_t^c، تأمین می‌کنند. این عمل باعث می‌شود که بانک‌های تجاری بتوانند در صورت کاهش سپرده‌های دیداری، کاهش سپرده‌ها را جبران کنند. اگر ذخایر قانونی بانک‌های تجاری نزد بانک مرکزی، R_t باشد، تراز بانک تجاری به‌صورت رابطه (۳۵) خواهد بود.

$$N_t^F + R_t = N_t^c + M_t \qquad (۳۵)$$

رابطه ذخایر قانونی و سپرده خانوارها به‌صورت $R_t = \mu M_t$ می‌باشد که μ بین صفر و یک قرار دارد. با استفاده از رابطه اخیر، تراز بانک تجاری به صورت رابطه (۳۶) تغییر شکل می‌دهد.

$$N_t^C = N_t^F - M_t(1-\mu) \qquad (۳۶)$$

برای سادگی فرض می‌شود که سپرده‌ها و استقراض از بانک مرکزی جانشین کامل هم باشند. بر این اساس، بانک‌ها میزان بهره مطلوب برای سپرده‌ها را با هزینه نهایی وجوهات استقراض شده برابر قرار می‌دهند. یعنی،

$$i_t^{dm} = (1-\mu) i_t^c \qquad (۳۷)$$

برای ساده‌سازی روابط و اجتناب از معادلات بیشتر، در اینجا فرض می‌شود که در طول زمان، تفاوت بین بهره مطلوب و بهره پرداختی بابت سپرده‌ها، تعدیل شود. اگر سرعت تعدیل را ς_m بنامیم، این تفاوت، برابر $\Delta i_t^m = \varsigma_m (i_t^{dm} - i_{t-1}^m)$ است که در آن سرعت تعدیل مثبت می‌باشد. با جای‌گذاری رابطه اخیر در رابطه (۳۷) داریم:

$$i_t^m = \varsigma_m (1-\mu) i_t^c + (1-\varsigma_m) i_{t-1}^m \qquad (۳۸)$$

در طرف دیگر، پرداخت وام به بنگاه‌های تجاری، دارای ریسک می‌باشد. بانک‌ها برای جبران ریسک ناشی از پرداخت وام، به نوعی عمل می‌کنند که بهره مورد نظرشان برابر یا بیشتر از هزینه نهایی وام دادن باشد. یعنی، یک بهره مطلوب برای وام دادن به بنگاه‌های تجاری، مدنظر قرار می‌دهند. این بهره طبق رابطه زیر معرفی می‌شود.

$$i_t^{d_f} = (1+i_t^b)(1+\nabla_t) - 1 \qquad (۳۹)$$

که در آن $\nabla_t > 0$، جایزه ریسک[1] است. علت در نظر گرفتن میزان بهره اوراق قرضه در رابطه فوق این است که خرید اوراق قرضه برای بانک حداقل به میزان بهره اوراق قرضه عایدی خواهد داشت. جایزه ریسک، تابعی از عوامل کلان و خرد اقتصادی است که طبق رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$\nabla_t = \nabla_0 \left(\frac{\hbar K_t}{n_t^f}\right)^{-\kappa_1} \left(\frac{Q_t}{\tilde{Q}}\right)^{-\kappa_2} \qquad (۴۰)$$

در رابطه فوق، $\hbar \in (0,1)$، $\nabla_0 > 0$ و $\kappa_1, \kappa_2 \geq 0$ است. همچنین، جمله اول، نسبت وام تضمینی[2] است که به‌صورت نسبتی از ارزش سرمایه بنگاه‌ها ($\hbar$) است. طبیعی است که بالا بودن این نسبت به معنی پایین بودن میزان وام پرداختی بانک به بنگاه‌ها است و ریسک کمتری را برای بانک به همراه دارد. جمله دوم، تأثیر عوامل ادواری کل را نشان می‌دهد که این عوامل در تولید کل قرار دارند. بنابراین، عامل دوم که در ریسک بانک‌ها مؤثر است، ادوار اقتصادی است. می‌توان، برای چسبندگی میزان بهره از رابطه زیر استفاده کرد:

$$\Delta i_t^f = \varsigma_f (i_t^{df} - i_{t-1}^f) \qquad (۴۱)$$

در رابطه فوق، تغییرات بهره موردنظر بانک برای ارائه تسهیلات به بنگاه‌ها، با تفاوت بین بهره مطلوب و بهره واقعی است که از بنگاه‌ها دریافت می‌شود، ضربدر سرعت تعدیل تغییرات بهره برابر است. در پایان هر دوره سود بانک تجاری برابر است با:

$$\Pi_t^B = (1+i_t^f) N_t^F - (1+i_t^c) N_t^c - (1+i_t^m) M_t \qquad (۴۲)$$

1. Risk Premium
2. Collateral-Loan Ratio

۲-۳-٤- بانک مرکزی

دارایی‌های بانک مرکزی شامل اوراق قرضه دولتی B_t^C، وام پرداختی به بانک‌های تجاری N_t^C و ذخایر ارز خارجی D_t است. بدهی‌های بانک مرکزی شامل نقدینگی سپرده‌گذاری شده توسط خانوارها M_t، استقراض از دنیای خارج FR_t و حجم ذخایر بانک‌های تجاری R_t است که نزد خود نگاه می‌دارد. تراز بانک مرکزی به‌صورت زیر می‌باشد:

$$B_t^C + N_t^C + D_t = R_t + M_t + FR_t \quad (٤٣)$$

اگر ذخایر قانونی، نسبتی از سپرده‌ها باشد، یعنی $R_t = \mu M_t$، دراین‌صورت، رابطه فوق، به‌شکل زیر تغییر می‌کند:

$$M_t(1+\mu) = B_t^C + N_t^C + D_t - FR_t \quad (٤٤)$$

در رابطه فوق، μ نرخ ذخیره قانونی را نشان می‌دهد. بر این اساس، در حالت حقیقی، رابطه فوق به‌صورت رابطهٔ (٤٤) بیان می‌شود:

$$\frac{b_t^c}{\pi_t} + \frac{n_t^c}{\pi_t} + \frac{d_t}{\pi_t^*} = \frac{m_t(1+\mu)}{\pi_t} + \frac{fr_t}{\pi_t^*} \quad (٤٥)$$

مقام پولی، عهده‌دار سیاست‌های پولی است. در مورد اقتصاد ایران، می‌توان دولت و بانک مرکزی را یک نهاد در نظر گرفت. زیرا بانک مرکزی در بیشتر موارد ممکن است از استقلال چندانی برخوردار نباشد. از این‌رو، با توجه به درجه پایین استقلال بانک مرکزی، می‌توان دولت و نهاد تنظیم‌گر پولی را به‌صورت واحد نیز در نظر گرفت (متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹: ۹۹). سیاست‌های پولی متداول بیشتر از طریق ابزارهایی مانند تعیین نرخ بهره و حجم پول در اقتصاد شناخته می‌شوند. با توجه به شرایط اقتصاد ایران، قاعده رشد پایه پولی، جهت عکس‌العمل بانک مرکزی به سطح تولید و تورم در نظر گرفته می‌شود (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱: ۱۰۰). معادله زیر این ارتباط را نشان می‌دهد:

(٤٦)

$$m_t^\circ = \rho_m m_{t-1}^\circ + \upsilon_\pi(\Pi_t - \Pi_t^{target}) + \upsilon_y(Y_t - Y_t^{target}) + \Im\varepsilon_t^{oil} + \varepsilon_t^m$$

در رابطه فوق، رشد پایه پولی به سطح تورم و تولید مرتبط می‌شود. با توجه به تک معادله‌ای بودن رابطه فوق، لازم است تا سطوح هدف برای تورم و تولید نیز در نظر گرفته شوند. بر این اساس، Π_t^{target} و Y_t^{target} سطوح تورم و تولید هدف هستند. از سوی دیگر، انتظار نظری این است که υ_π و υ_y هر دو منفی باشند. جهت تبیین تأثیر تکانه نفتی بر پایه پولی، در رابطه فوق، جزء $\Im\varepsilon_t^{oil}$ وارد معادله فوق شده است.

۲-۳-۵- دولت

دولت عامل اجرای سیاست‌های مالی است. سیاست‌های مالی، بیشتر در اقتصاد توسط مؤلفه‌هایی مانند مخارج مصرفی دولت، سرمایه‌گذاری، پرداخت‌های انتقالی و مالیات بر دستمزد مشاهده می‌شوند. در پژوهش حاضر، مخارج دولت و مالیات بر درآمد وارد الگو می‌شوند. برای وارد کردن مخارج مصرفی دولت، فرض اولیه این است که مخارج دولت تابعی از درآمد اقتصاد است. این درآمد، از محل فروش نفت، خلق پول و مالیات‌ها تأمین می‌شود.

(٤٧)

$$B_t^T = (1+i_t^b)B_{t-1} + (1+i_{t-1}^B)B_{t-1}^C + P_t(G_t - T_t) - R_t^{oil} - M_t + M_{t-1}$$

B_t^T، کل اوراق قرضه منتشر شده دولت است که برابر مجموع اوراق قرضه نگهداری شده توسط خانوارها و اوراق قرضه نگهداری شده توسط بانک مرکزی می‌باشد. یعنی، $B_t^T = B_t^C + B_t$. با تقسیم رابطه فوق به سطح عمومی قیمت‌ها، کسری بودجه حقیقی برابر است از:

(٤٨)

$$(G_t - T_t) = r_t^{oil} + \frac{(m_t - m_{t-1})}{\pi_t} + \frac{b_t^T}{\pi_t} - (1+i_t^b)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} - (1+i_{t-1}^b)\frac{b_{t-1}^C}{\pi_t}$$

برای وارد کردن تکانه مخارج دولت، فرض می‌شود مخارج حقیقی دولت از فرایند خودرگرسیون برداری مرتبه اول به شکل رابطه (٤٩) تبعیت می‌کند:

$$G_t = \rho^g G_{t-1} + (1-\rho^g)\overline{G} + \varepsilon_t^g \quad (٤٩)$$

در رابطه فوق، $\overline{G}$ مقدار با ثبات مخارج دولت و ε_t^g تکانه مخارج دولت است. از سوی دیگر، مخارج مصرفی دولت در هر دوره، به دو قسمت عمرانی و مصرفی تقسیم می‌شود. با توجه به تابع مخارج و قید بودجه دولت، تابع تقاضای دولت برای کالاهای مخارج عمرانی و مصرفی به‌صورت زیر خواهد بود.

$$G_t^C = \Im_1 G_{t-1}^C + \Im_2 \Omega_t^{oilY} + \Im_3 G_t^I \quad (٥٠)$$

$$G_t^I = \Im_4 G_{t-1}^I + \Im_5 \Omega_t^{oilY} \quad (۵۱)$$

براساس دو معادله فوق، مخارج مصرفی دولت تابعی از سطح گذشته، درآمد نفت و سطح سرمایه‌گذاری دولت و مخارج عمرانی تابعی از سطح گذشته خود و درآمد نفت تعریف می‌شود.

۲-۳-٦- بخش نفت

مهمترین جزء صادرات کشور، نفت است. با توجه به سهم بالا و عمده درآمد نفتی در تولید ناخالص داخلی و وابستگی دولت و اتکای بالای اقتصاد به درآمدهای نفتی، لازم است تا علاوه بر بخش‌های قبلی، بخش نفت نیز وارد معادلات شود. فرض اولیه این است که میزان صادرات نفت کشور، مقدار باثباتی است. برای این منظور، یک فرآیند خودرگرسیون مرتبه اول مانند الگوی (۵۲) برای تأثیر درآمد نفت و تکانه‌های آن معرفی می‌شود.

$$r_t^{oil} = \rho^{oil} r_{t-1}^{oil} + (1-\rho^{oil})\overline{r_t^{oil}} + \varepsilon_t^{oil} \quad (۵۲)$$

۲-۳-۷- شرط تسویه بازار

شرط تسویه الگوی چهار بخشی به صورت $Y_t = C_t + I_t + G_t + X_t - M_t$ است. با توجه به متغیرهای پژوهش و روابط بین آنها رابطه زیر شرط تسویه بازار را برای الگوی پژوهش نشان می‌دهد.

$$y_t + r_t^{oil} = C_t^d + C_t^m + Inv_t^d + Inv_t^m + g_t^i + g_t^c + X_t - M_t$$

با ساده‌سازی روابط، شرط تسویه به‌صورت زیر استخراج می‌شود:

$$y_t = C_t^d + Inv_t^d + g_t^i + g_t^c \quad (۵۳)$$

۲-٤- داده‌ها و حل الگو

جهت حل معادلات معرفی شده، از روش لگاریتم خطی و نرم‌افزار داینار (نسخه ٤.٤.۲) استفاده شده است. برای لگاریتم خطی‌سازی معادلات از روش اهلیگ[1] (۲۰۰۱) بهره برده شده است. برای حل سیستم معادلات، مقادیر اولیه متغیرها در مسیر با ثبات اقتصاد، محاسبه و وارد نرم‌افزار شده‌اند. برای این منظور، داده‌های موردنیاز برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳٤۰ به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷٦، با استفاده از نرم‌افزار ایویوز (نسخه۷) و فیلتر هدریک-پرسکات با احتساب (λ=100) روندزدایی شده‌اند. در جدول (۱)، نسبت باثبات متغیرهای مورد نیاز خلاصه شده است. همچنین، مقادیر پارامترها، با روش پارامتردهی- کالیبره کردن- در نرم‌افزار جای‌گذاری شده‌اند. جدول (۲)، مقادیر پارامترهای الگو را گزارش می‌دهد.

سپس، تأثیر تکانه‌های تصادفی مشخص شده در معادلات، بر متغیرهای مصرف، سرمایه‌گذاری، پایه پولی، رشد اقتصادی و تورم بررسی و تابع واکنش تکانه‌های دستگاه معادلات مزبور نسبت به متغیرها، محاسبه گردیده‌اند. در پایان، تابع واکنش آنی متغیرها رسم شده و طول دوره زمانی، جهت بازگشت متغیرهای معادلات، به مسیر با ثبات، مشخص گردیده‌اند. به منظور ارزیابی الگو، نخست، گشتاورهای به‌دست آمده از متغیرهای درون‌زای الگو با گشتاورهای داده‌های واقعی، مقایسه می‌شوند. سپس، توابع عکس‌العمل آنی متغیرها برای مشاهده تأثیر تکانه بر متغیرهای موردنظر بررسی می‌شوند. جدول (۳)، گشتاورهای استخراج شده از الگو و گشتاورهای داده‌ها در دنیای واقعی را به صورت خلاصه نشان می‌دهد.

انحراف معیار تولید غیرنفتی، نمایانگر ادوار تجاری اقتصاد ایران است. برای محاسبه نوسان نسبی متغیر، انحراف معیار آن متغیر به انحراف معیار تولید غیرنفتی، تقسیم شده است. برای مشخص شدن هم‌حرکتی متغیرها با تولید غیرنفتی، ضریب همبستگی هر متغیر با تولید غیرنفتی، گزارش شده است. مقایسهٔ گشتاورهای داده‌های واقعی و گشتاورهای به‌دست آمده از نرم‌افزار، نشان می‌دهند که الگوی پژوهش، به خوبی توانسته است رفتار ادواری و نوسانات متغیرها را شبیه‌سازی کند. تابع عکس‌العمل آنی، واکنش پویای متغیر را به علت وارد شدن یک تکانه نشان می‌دهد. شکل‌های (۱) تا (۷) پیوست، به ترتیب، تأثیر تکانه‌های تکنولوژی، درآمد نفتی، تکانه پولی و مخارج دولت را بر متغیرهای منتخب، نشان می‌دهند.

با توجه به شکل یک، بروز تکانه تکنولوژی به میزان یک انحراف معیار، موجب افزایش تولید غیرنفتی، مصرف و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود. بنابراین، تکانه تکنولوژی

1. Uhlig (2001)

با تأثیر بر بخش عرضه اقتصاد، موجب رونق و در نتیجه افزایش تولید ناخالص داخلی می‌شود. همان‌گونه که در شکل یک مشاهده می‌شود، تکانه فن‌آوری رشد اقتصادی را افزایش و میزان تورم را کاهش می‌دهد.

شکل دو، تکانه درآمد نفتی بر متغیرهای مورد نظر را نشان می‌دهد. تکانه نفتی افزایش مصرف داخلی، مصرف کالاهای وارداتی و افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را در پی دارد. همچنین، در صورت وقوع تکانه نفتی، مخارج مصرفی و عمرانی دولت افزایش می‌یابند. البته مشاهده می‌شود که میزان افزایش مخارج مصرفی دولت بیش از مخارج عمرانی است. بنابراین، تکانه نفتی در کوتاه‌مدت می‌تواند تولید غیرنفتی را افزایش دهد. از سوی دیگر، تکانه درآمد نفتی موجب افزایش درآمد نفتی می‌شود. تبدیل دلارهای نفتی به ریال، به افزایش پایه پولی و افزایش تورم منجر می‌شوند. از این‌رو، در کوتاه‌مدت رابطه تکانه نفتی و رشد اقتصادی مثبت است.

شکل سه، نشان می‌دهد تکانه پایه پولی، افزایش پایه پولی و در نتیجه افزایش نقدینگی اقتصاد کشور را به همراه دارد. به همین علت، تکانه پایه پولی تورم اقتصادی کشور را افزایش می‌دهد. تأثیر تکانه پایه پولی بر مصرف بخش خصوصی نیز مثبت است.

جدول (۱): نسبت با ثبات متغیرهای الگو

متغیر	عنوان	مقدار
(oil/g)	نسبت وضعیت باثبات درآمدهای نفتی به مخارج دولت	۰/٤٤۳
(m/g)	نسبت وضعیت باثبات حجم پول به مخارج دولت	۰/۹٦۷
(t/g)	نسبت وضعیت باثبات درآمدهای مالیاتی به مخارج دولت	۰/۲۳
(g/y)	نسبت وضعیت باثبات مخارج دولت به تولید غیرنفتی	۰/۲۲۱
(i/y)	نسبت وضعیت باثبات سرمایه‌گذاری به تولید غیرنفتی	۰./۳۱۹
(c/y)	نسبت وضعیت باثبات مصرف به تولید غیرنفتی	۰/۵۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۲): نتایج حاصل از مقداردهی ضرایب الگو

ضریب	عنوان	مقدار	مأخذ
σ	عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف	۱/۵	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
β	نرخ ترجیح زمانی مصرف‌کننده	۰/۹٦٤	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
Vi_{π}	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	-۰/۹۸	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
Vi_{y}	ضریب اهمیت تولید در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	-۲/۹٦	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
δ	میزان استهلاک	۰/۰٤۲	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)
φ	پارامتر هزینه تعدیل قیمت	٤/۳	متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)
α	کشش سرمایه به تولید	۰/٤۱۲	محاسبات تحقیق
θ	کشش جانشینی کالاهای مصرفی وارداتی و داخلی	۳/٤	محاسبات تحقیق
γ	وزن کالاهای مصرفی وارداتی نسبت به کل مصرف	۰/٤٤۹	محاسبات تحقیق
η	عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد	۲/۲۱	محاسبات تحقیق
b_m	عکس کشش تقاضای پول	۲/۱۲	محاسبات تحقیق
χ_G	سهم درآمد دولت از درآمد نفت	۰/۸	محاسبات تحقیق

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۳): گشتاورهای حاصل از داده‌های شبیه‌سازی شده و داده‌های واقعی

متغیرها	انحراف معیار		نوسانات نسبی		هم‌حرکتی با تولید غیرنفتی	
	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی شده	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی شده	داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی شده
تولید غیرنفتی	۰/۱۳۸	۰/۱۲۱	۱	۱	۱	۱
تورم	۰/۳۲۱	۰/۳۸	۲/۳	۳/۱۶	۰/۱۸	۰/۲۹
مصرف	۰/۰۶۹	۰/۰۷۳۱	۰/۴۹۶	۰/۶۱۸	۰/۴۳	۰/۴۷
سرمایه‌گذاری	۰/۲۵۳	۰/۲۹۱	۱/۸۱	۲/۰۸۴	۰/۶۷۱	۰/۶۹
مانده حقیقی پول	۰/۲۱۳	۰/۲۴۴	۱/۵۱	۲/۰۵	۰/۴۳	۰/۴۹

مأخذ: محاسبات پژوهش

مطابق شکل شش، تابع عکس‌العمل تولید ناخالص داخلی گویای ارتباط مثبت بین تکانه پایه پولی و تولید ناخالص داخلی است. نکته مهم این است که تأثیر تکانه پایه پولی بر تولید غیرنفتی اندک و نامحسوس است. بنابراین، تأثیر تکانه پایه پولی بر رشد اقتصادی، مثبت، ولی اندک است. از سوی دیگر، با توجه به تأثیر تکانه پایه پولی بر متغیرهای حقیقی، فرضیه خنثی بودن پول در اقتصاد کشور، حداقل در کوتاه‌مدت پذیرفته نمی‌شود. شکل چهار، تأثیر تکانه مخارج دولت بر متغیرهای مورد نظر را نشان می‌دهد. مشاهده می‌شود تکانه مخارج دولت افزایش مخارج دولت و مخارج مصرفی خانوارها را در پی داشته است. افزایش مخارج دولت، افزایش مخارج عمرانی و مخارج مصرفی را به دنبال دارد. اما، سهم افزایش مخارج مصرفی بیشتر از مخارج عمرانی است. از سوی دیگر، افزایش مخارج دولت کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را در پی دارد. در مجموع، تکانه مخارج دولت از طریق افزایش اجزای سمت تقاضای اقتصاد، تولید ناخالص داخلی و تورم اقتصادی کشور را افزایش می‌دهد. بر این اساس، رابطه رشد اقتصادی و تکانه مخارج دولت مثبت است. در مجموع، بیشترین تأثیر بر رشد اقتصادی به ترتیب ناشی از تکانه تکنولوژی و تکانه نفتی است.

۳- بحث و نتیجه‌گیری

سیاست‌های پولی و مالی، برای تثبیت بخش کلان اقتصادی مهم و ضروری هستند. این اهمیت، با تبیین نقش تکانه‌های پولی و مالی در بروز ادوار تجاری و نوسانات اقتصادی، پررنگ‌تر می‌شود. بر این اساس، پژوهش حاضر در چارچوب تعادل عمومی تصادفی پویا با رویکرد کینزی جدید، اثرات تکانه‌های پولی و مالی را بر متغیرهای کلان اقتصادی کشور تبیین می‌کند. مقایسه گشتاورهای حاصل از شبیه‌سازی الگو با گشتاورهای متغیرهای واقعی، نشان می‌دهد الگوی پژوهش توانسته است تا حد ممکن به خصوصیات اقتصادی کشور نزدیک شود. با توجه به متغیرهای پژوهش، تورم و سرمایه‌گذاری، بیشترین نوسانات ادواری را دارا هستند. در بروز ادوار تجاری کشور، متغیرهای مصرف بخش خصوصی و تولید غیرنفتی کم‌ترین سهم را دارا هستند. بنابراین، عامل مهم نوسانات اقتصادی کشور را می‌توان در رفتار ادواری متغیرهایی مانند تورم، نقدینگی و سرمایه‌گذاری، ریشه‌یابی کرد.

بررسی توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای درون‌زای الگو نشان می‌دهد تکانه فن‌آوری، باعث افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، مصرف داخلی، افزایش تولید غیرنفتی و در نتیجه افزایش تولید ناخالص داخلی کشور می‌شود. از این‌رو، تکانه تکنولوژی با تأثیر بر بخش عرضه اقتصاد، رشد اقتصادی را افزایش و میزان تورم را کاهش می‌دهد. تکانه نفتی، افزایش درآمد نفتی را در پی دارد. در کوتاه‌مدت، تکانه نفتی به افزایش تولید غیرنفتی، مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی منجر می‌شود. بنابراین، تأثیر تکانه نفتی بر رشد اقتصادی مثبت است. تبدیل دلارهای نفتی به پول داخلی، باعث افزایش پایه پولی و در نهایت تورم

می‌شود. با افزایش درآمد نفتی، دولت، مخارج عمرانی و مخارج مصرفی خود را افزایش می‌دهد. اما، در اقتصاد کشور مخارج مصرفی بیشتر از مخارج عمرانی افزایش می‌یابد. تکانه پایه پولی افزایش نقدینگی را در پی دارد. تکانه پایه پولی، مصرف داخلی و تورم کشور را افزایش می‌دهد. اما، تأثیر تکانه پایه پولی بر تولید غیرنفتی اندک است. در مجموع، رابطه مثبتی بین تکانه پایه پولی و تولید ناخالص داخلی مشاهده می‌شود. بنابراین، رشد اقتصادی کشور نیز به میزان بسیار اندکی افزایش می‌یابد. تأثیر تکانه‌های پایه پولی بر رشد اقتصادی و تولید غیرنفتی کم است. با توجه به تأثیر مثبت تکانه پایه پولی بر مصرف و تولید ناخالص داخلی، نتیجه گرفته می‌شود در اقتصاد ایران حداقل در کوتاه‌مدت، پول خنثی نیست. تکانه مخارج دولت، به افزایش مخارج دولت، مصرف خصوصی خانوارها و کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی منجر می‌شود. در کل، تکانه مخارج دولت اجزای سمت تقاضای اقتصاد را افزایش می‌دهد. به‌همین علت افزایش تکانه مخارج به افزایش تولید ناخالص داخلی، رشد اقتصادی و تورم کشور منجر می‌شود.

منابع

اسفندیاری، مرضیه؛ دهمرده، نظر و کاوند، حسین (۱۳۹۳). بازار کار دوگانه در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار)*، دوره چهاردهم، شماره ۱، ۲۳۸-۲۱۷.

بهرامی، جاوید و قریشی، نیره سادات (۱۳۹۰). تحلیل سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال پنجم، دوره یکم، شماره ۱۳، ۲۲-۱.

جعفری‌صمیمی، احمد؛ طهرانچیان، امیرمنصور؛ ابراهیمی، ایلناز و بالونژاد، روزبه (۱۳۹۳). اثر تکانه‌های پولی و غیرپولی بر تولید و تورم در یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد باز: مطالعه موردی اقتصاد ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره سوم، شماره ۱۰، ۳۲-۱.

زراءنژاد، منصور و انواری، ابراهیم (۱۳۹۱). تعیین سیاست‌های پولی و مالی بهینه اقتصاد ایران در فضای نااطمینانی با استفاده از مدل اقتصاد کلان پایه خرد. *دو فصلنامه اقتصاد پولی و مالی (دانش و توسعه سابق)*، دوره نوزدهم، شماره ۳، ۲۷-۱.

شاهمرادی، اصغر و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۹). ارزیابی اثرات سیاست پولی در اقتصاد ایران در قالب یک مدل پویای تصادفی نیوکینزی. *فصلنامه پول و اقتصاد*، شماره ۳، ٥٦-۳۱.

شهرستانی، حمید و اربابی، فرزین (۱۳۸۸). الگوی تعادل عمومی پویا برای ادوار تجاری اقتصاد ایران. *فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی*، سال نهم، شماره ۱، ٦٦-٤۳.

فخرحسینی، سید فخرالدین (۱۳۹۰). الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای ادوار تجاری پولی اقتصاد ایران. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، دوره اول، شماره ۳، ۲۸-۱.

کمیجانی اکبر و توکلیان، حسین (۱۳۹۱). سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران. *تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، دوره دوم، شماره ۸، ۱۱۷-۸۷.

صاحب‌هنر، حامد؛ چشمی، علی و فلاحی، محمدعلی (۱۳۹۲). بررسی اثر شوک های پولی بر بخش های مختلف اقتصاد ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۱، ٥٦-٤۱.

صباغ‌کرمانی، مجید؛ یاوری، کاظم؛ موسوی‌نیک، سید هادی و باقری پرمهر، شعله (۱۳۹۳). بررسی اثر حاکمیت مالی بر نرخ تورم اقتصاد ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار)*، دوره چهاردهم، شماره ۱، ۲٦-۱.

متوسلی، محمود؛ ابراهیمی، ایلناز؛ شاهمرادی، اصغر و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹). طراحی یک الگوی تعادل عمومی

پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به عنوان یک کشور صادرکننده نفت. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره دهم، شماره ٤، ١١٦-٨٧.

مشیری، سعید؛ باقری پرمهر، شعله و موسوی‌نیک، سید هادی (١٣٩٠). بررسی درجه تسلط سیاست مالی در اقتصاد ایران در قالب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره دوم، شماره ٥، ٩٠-٦٩.

Agénor, P.R. & Alper, K. (2009). Monetary Shocks and Central Bank Liquidity with Credit Market Imperfections, Centre for Growth and Business Cycle Research, *Economic Studies*, University of Manchester, Manchester, M13 9PL, UK, 120.

Burriel, P., Villaverde, J.F. & Ramirez, J.F.R. (2010). MEDEA: a DSGE Model for the Spanish Economy. *SERIEs*. 1, 175–243.

Canova, F. & Sala, L. (2009). Back to Square One: Identification Issues in DSGE Models. *Journal of Monetary Economics*, 56, 431-449.

Christiano, L.J., Eichenbaum, M. & Evans, C.L. (2005). Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, 113(1), 1-45.

Dib, A. (2003). An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities. *Canadian Journal of Economics*, 36(4), 949-972.

Gali, J. (2008). Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: an Introduction to the New Keynesian Framework. *Princeton University Press*, Princeton.

Hendry, S., Ho, W.M. & Moran K. (2003). Simple Monetary Policy Rules in an Open-Economy, Limited Participation Model. *Bank of Canada,* Working Paper 38.

Ireland, P. (2004). A Method for Taking Models to the Data. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28(6), 1205-1226.

Julliard, M., Karam P., Laxton, D. & Pesenty, P. (2006). Welfare-Based Monetary Policy Rules in an Estimated DSGE Model of the US Economy. *ECB*, Working paper series, No. 613.

Kydland, F. & Prescott, E. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 50, 1350-1372.

Leduc, S. & Sill, K. (2004). A Quantitative Analysis of Oil Price Shocks, Systematic Monetary Policy and Economic Downturns. *Journal of Monetary Economics*, 51, 781-808.

Lim, G.C. & McNelis, P.D. (2008). Cyclical Government Spending, Income Inequality and Welfare in Small Open Economies. *Melbourne Institute Working Paper*, No. 18/08.

Liu, Z., Waggoner, D.F. & Zha, T. (2011). Sources of Macroeconomic Fluctuations: A Regime-Switching DSGE Approach. *Quantitative Economics*, 2(2), 251–301.

Machicodo, S., Gustavo, C., Estrada, P. & Flores, X. (2008). Public Expenditures Policy in Bolivia, Growth and Welfare. *Research Proposal presented to PEP*.

Medina, J. & C. Soto (2005). Oil Shocks and Monetary Policy in an Estimated DSGE Model for a Small Open Economy. *Central Bank of Chile, Working Paper,* No. 353.

Prescott, E.C. (1986). Theory Ahead of Business Cycle Measurement. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 9, 124-146.

Ratto, M., Roegerb, W. & Veld, J. I. (2008). QUEST III: An Estimated Open-Economy DSGE Model of the Euro Area with Fiscal and Monetary Policy, Doi 10.2765/86277, http://ec.europa.eu/economy_finance/publications.

Resende, C. & Rebei, N. (2008). Estimating the Degree of Fiscal Dominance in a DSGE Model with Sticky Prices and Non-Zero Trend Inflation. *International Department,* Bank of Canada.

Robert, E. & Lucas, Jr. (1976). Econometric Policy Evaluation: a Critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19-46.

Robinson, T. (2013). Estimating and Identifying Empirical BVAR-DSGE Models for Small Open Economies. *Research Discussion Paper*, RDP 2013-06.

Smets, F. & Wouters, R. (2003). An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association,* 1(5), 1123-

1175.

Uhlig, H. (2001). A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily, *University of Tilburg*.

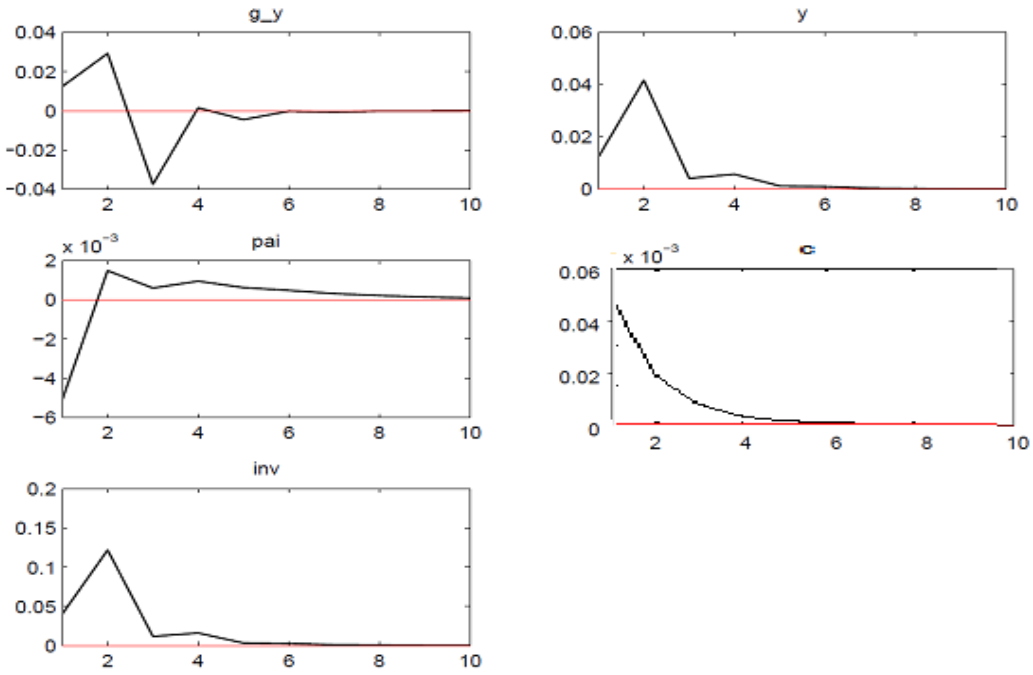
Walsh, C. (2003). Monetary Theory and Policy. *MIT Press*.

پیوست

جدول (۱): خلاصه‌ای از چارچوب نظری مطالعات داخل کشور

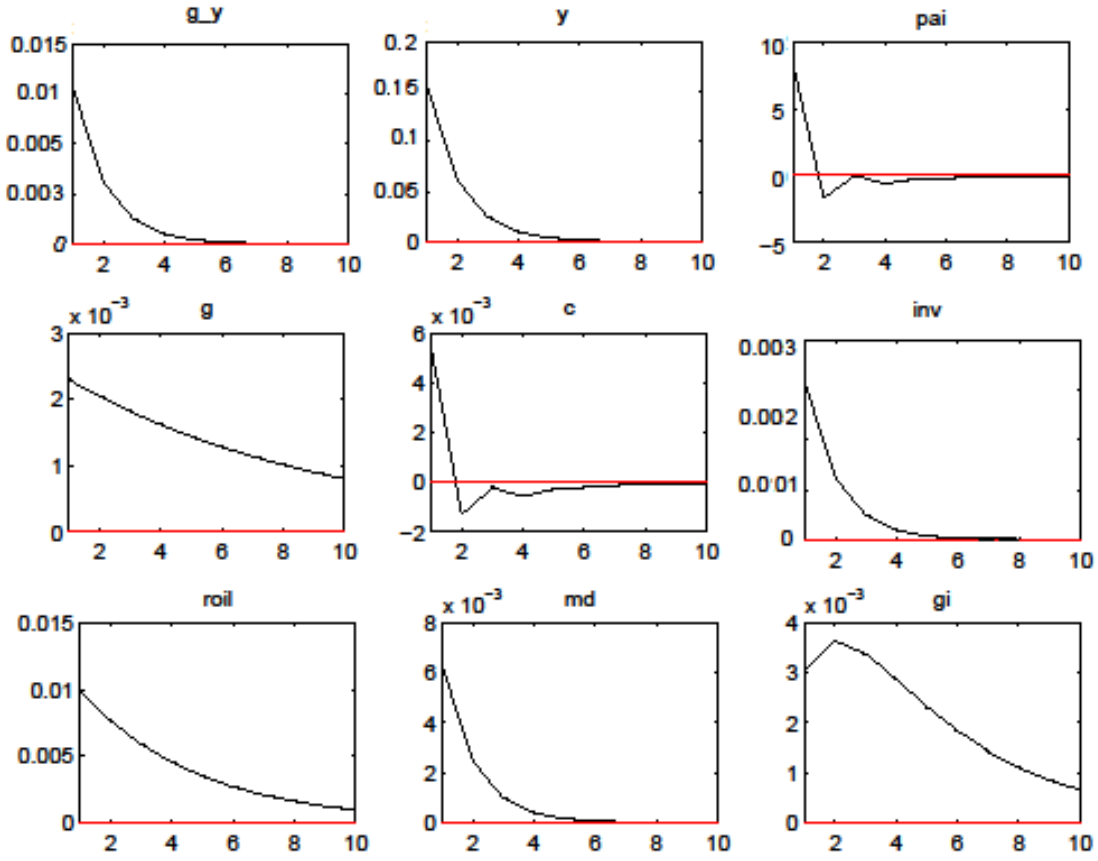
نویسندگان	اجزای الگو								تکانه‌های بررسی شده						
	خانوار	بنگاه	دولت	مسکن	خارجی	چسبندگی		پولی	مالی	تکنولوژی	ارز	نفت	سایر
						دستمزد	قیمت						
شهرستانی و اربابی (۱۳۸۸)	دارد	دارد	---	---	دارد	---	---	---	---	دارد	---	دارد	بهره خارجی
متوسلی و ابراهیمی (۱۳۸۹)	دارد	دارد	دارد	---	---	---	دارد	دارد	---	دارد	---	دارد	---
متوسلی و همکاران (۱۳۸۹)	دارد	دارد	دارد	---	---	---	دارد	دارد	دارد	دارد	---	دارد	---
شاهمرادی و ابراهیمی (۱۳۸۹)	دارد	دارد	دارد	---	---	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	---	دارد	---
بهرامی و قریشی (۱۳۹۰)	دارد	دارد	دارد	---	دارد	دارد	دارد	---	---	دارد	---	دارد	---
مشیری و همکاران (۱۳۹۰)	دارد	دارد	دارد	---	---	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	---	دارد	---
بهرامی و اصلانی (۱۳۹۰)	دارد	دارد	---	دارد	---	دارد	دارد	---	دارد	دارد	---	دارد	مسکن
فخرحسینی (۱۳۹۰)	دارد	دارد	دارد	---	---	دارد	دارد	دارد	---	دارد	---	دارد	---
باقرپور (۱۳۹۰)	دارد	دارد	دارد	دارد	---	دارد	دارد	---	دارد	دارد	---	دارد	---
زراءنژاد و انواری (۱۳۹۱)	دارد	دارد	دارد	---	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	---	دارد	---
صباغ‌کرمانی و همکاران (۱۳۹۳)	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	---	دارد	-----
اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳)	دارد	دارد	دارد	-----	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	دارد	---	دارد	بازار کار
جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۹۳)	دارد	دارد	دارد	-----	دارد	------	دارد	دارد	دارد	دارد	---	دارد	------

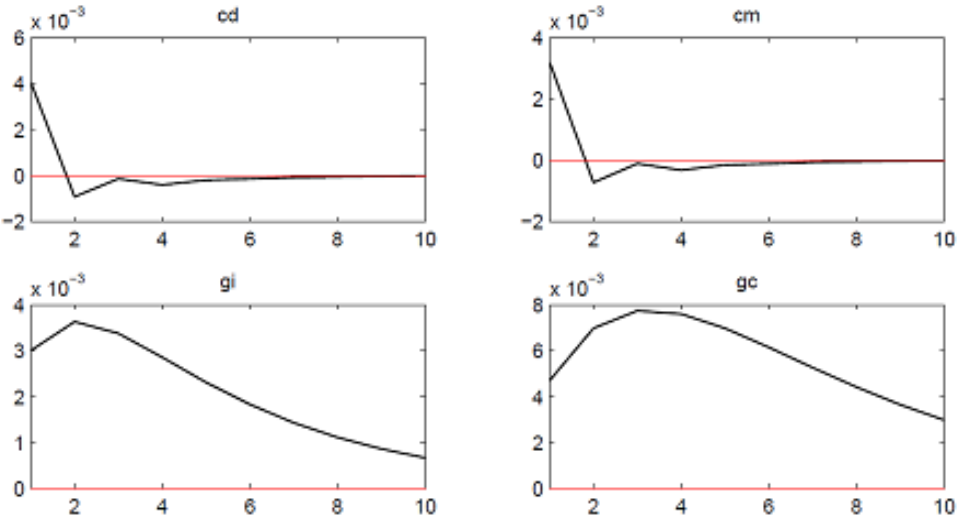
مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار (۱): تأثیر تکانه تکنولوژی بر متغیرهای پژوهش

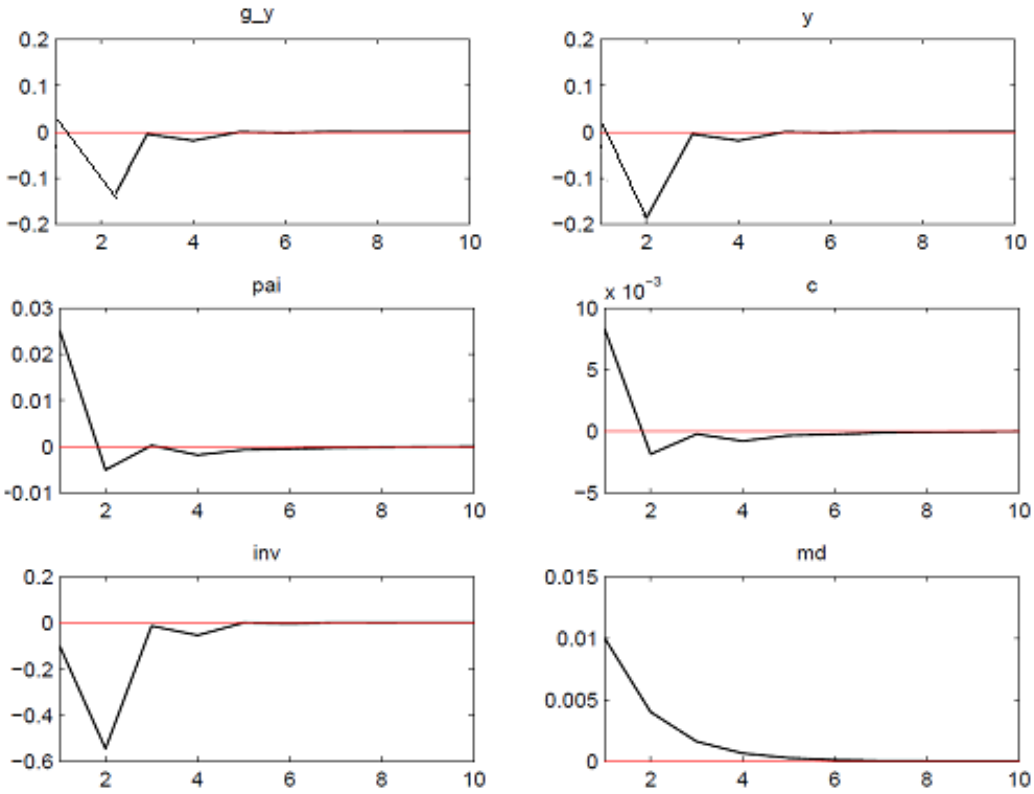
مأخذ: یافته‌های تحقیق

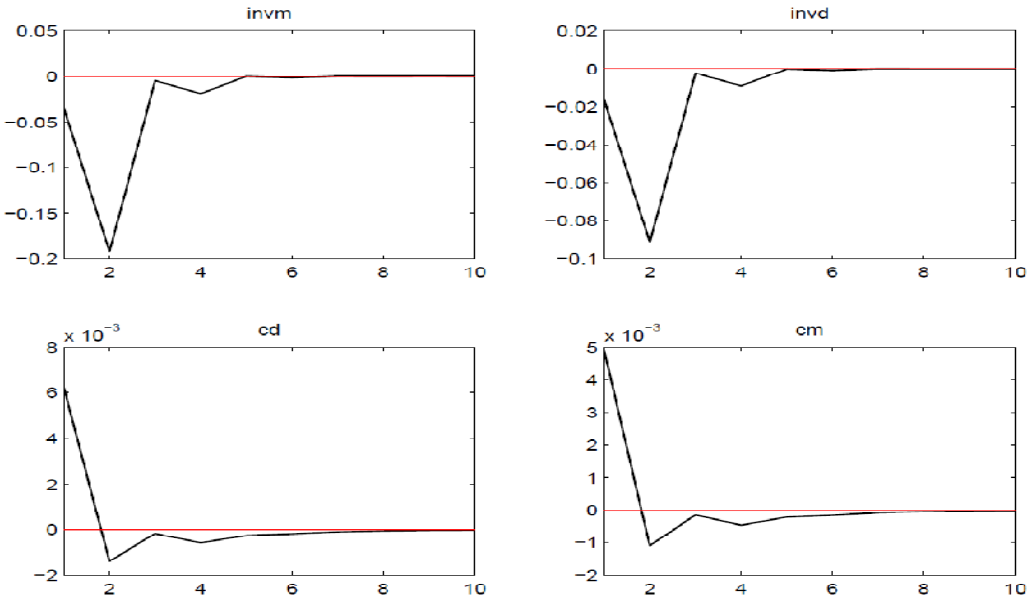




نمودار (۲): تأثیر تکانه نفتی بر متغیرهای پژوهش

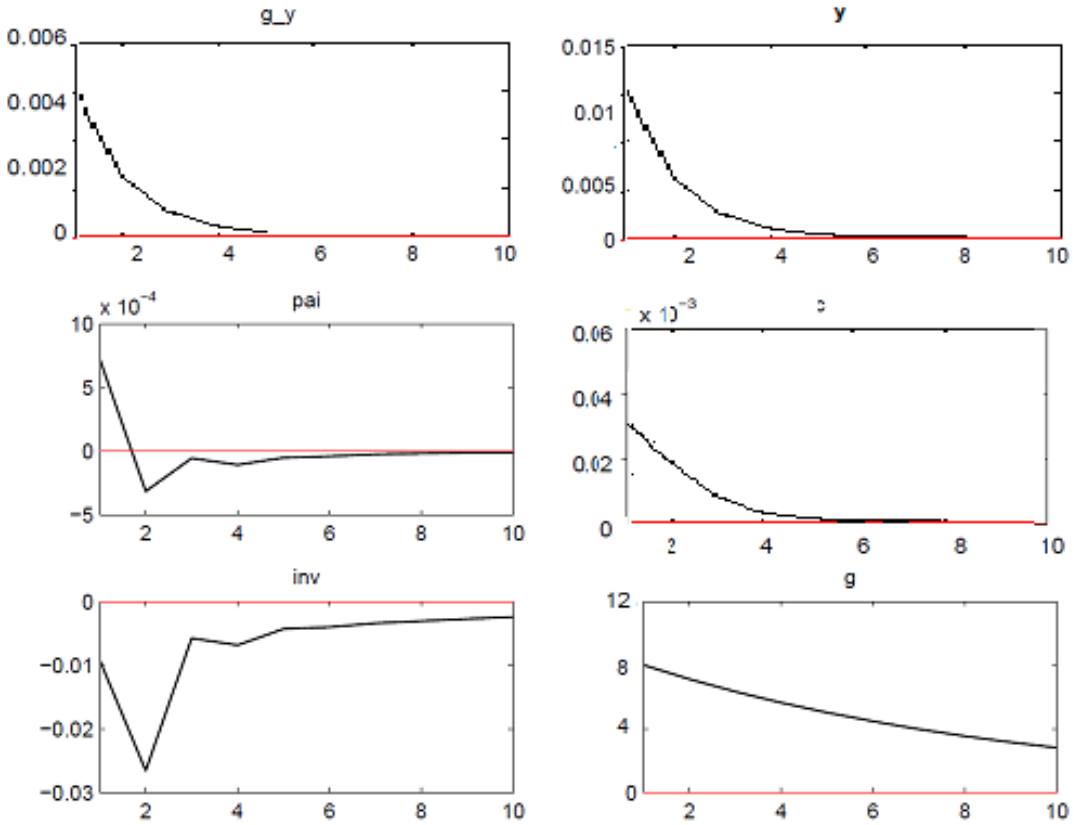
مأخذ: یافته‌های تحقیق

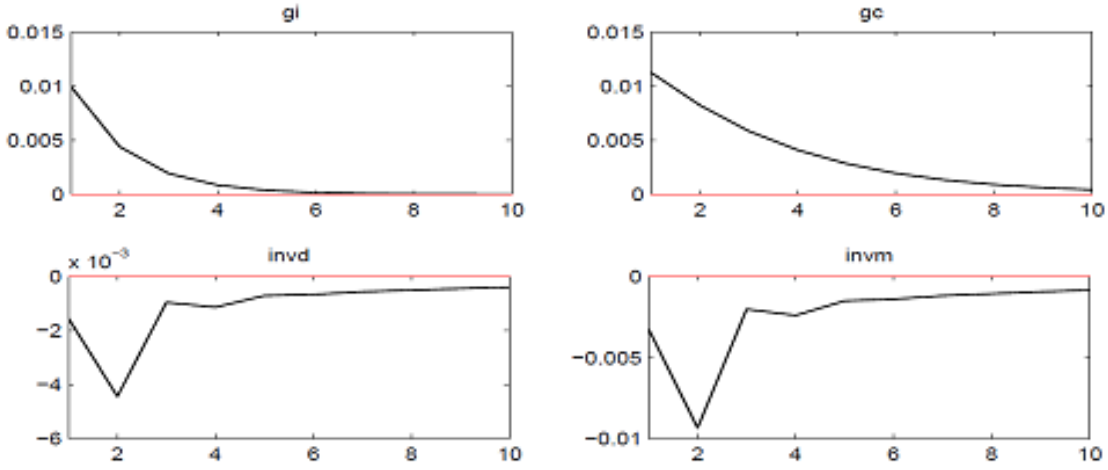




نمودار (۳): تأثیر تکانه پایه پولی بر متغیرهای پژوهش

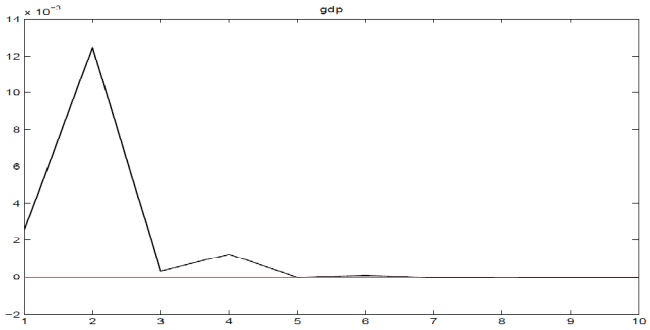
مأخذ: یافته‌های تحقیق





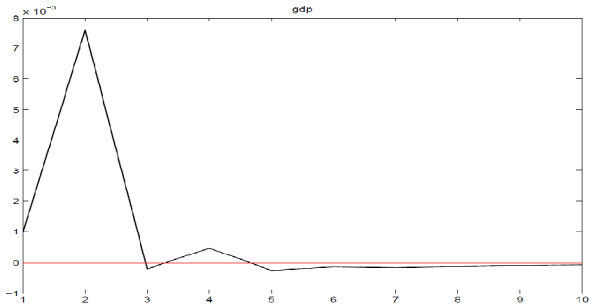
نمودار (٤): تأثیر تکانه مخارج دولت بر متغیرهای پژوهش

مأخذ: یافته‌های تحقیق



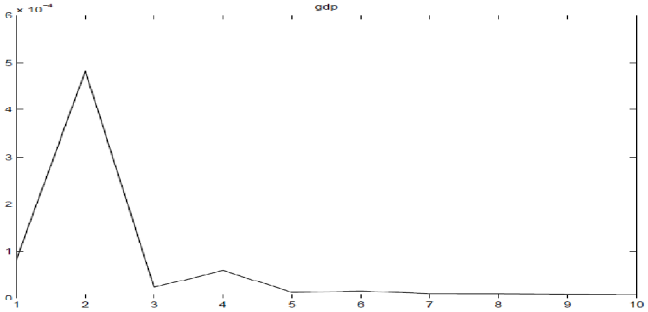
نمودار (٥): تأثیر تکانه نفتی بر تولید ناخالص داخلی

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار (٦): تأثیر تکانه پایه پولی بر تولید ناخالص داخلی

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار (۷): تأثیر تکانه مخارج دولت بر تولید ناخالص داخلی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

قدرت انحصاری در بخش صنعت و ارزیابی تأثیرات آن بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از رویکرد مارک‌آپ درون‌زا

Monopoly Power in Industry and Evaluation of Its Effect on Iran's Economic Growth: Application of Endogenous Markup Approach

فرهاد خدادادکاشی*، محمدنبی شهیکی‌تاش**،
سمانه نورانی‌آزاد***

Farhad Khodadad Kashi, Mohamad Nabi Shahiki Tash**, Samaneh Nooraniazad****

دریافت: ۱۳۹۳/٤/۷ پذیرش: ۱۳۹۳/۸/٦

Received: 28/June/2014 Accepted: 28/Oct/2014

چکیده:

هدف محوری این مقاله بررسی ارتباط میان ساختار بازار و رشد اقتصادی در ایران می‌باشد. در این مقاله برای ارزیابی ساختار بازار، ابتدا با استفاده از رویکرد لوپز و آزام (۲۰۰۲) شاخص مارک‌آپ درون‌زا استخراج شده و پس از آن ارتباط میان مارک‌آپ و رشد اقتصادی بر اساس مدل بارانوا (۲۰۱۳) بررسی شده است. در این تحقیق ۱۳۱ صنعت کارخانه‌ای ایران در کد ISIC چهاررقمی در بازه سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷٤ انتخاب شده و قدرت بازاری، تغییرات حدسی، مارک‌آپ درون‌زا و اثرات آن بر رشد مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که با استناد به تغییرات حدسی در ۹۱ درصد صنایع، بنگاه‌ها به همکاری و هماهنگی با یکدیگر می‌پردازند. از طرفی در ۹٤/۲ درصد صنایع، شاخص لرنر و مارک‌آپ به‌ترتیب بالاتر از ۰/۱ درصد و ۱/۰۰۱ بوده است. همچنین نتایج حاصل از اثرات مارک‌آپ درون‌زا بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد که با افزایش مارک‌آپ به‌دلیل کاهش ضریب رقابت بین بنگاه‌ها، رابطه منفی بین این دو متغیر وجود دارد. به عبارت دیگر رقابت محدود در اقتصاد کشور منجر به کاهش ضریب رشد اقتصادی در ایران شده است.

کلمات کلیدی: قدرت انحصاری، مارک‌آپ درون‌زا، تغییرات حدسی، رشد اقتصادی، پانل دیتا.

طبقه‌بندی JEL: L60، L22، O43.

Abstract:

The main purpose of this study is to examine the relationship between market structure and economic growth in iran. Using Lopez - Azzam (2002) Approach, the extent of endogenous markup in different markets was estimated. Then the relationship between markup and economic growth was investigated by baranova (2013) model. In this paper we also examined structural and behavioral aspects of 131, 4-digit industry over the 1995-2011 periods. These aspects include markt power as structural variable and conjectural variation as behavioral variable. In addition we sought to identify the impacts of markup on economic growth. The results of this study indicate that based on conjectural variation, firms cooperate in 91 percent of industries. On the other hand, Lerner index and markup in 94.2 percent of industries were higher than 0.1 percent and 1.001 respectively. Our findings also indicate that there is a negative association between endogenous markup and economic growth. According to the results of this study, low level of competition in industries led to limited growth in Iran.

Keywords: Monopoly Power, Endogenous Markup, Conjectural Variation, Economic Growth, Panel Data.
JEL: L60, L22, O43.

* استاد دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
Email: khodadad@pnu.ac.ir
** دانشیار دانشگاه سیستان و بلوچستان، ایران
Email: mohammad_tash@eco.usb.ac.ir
*** دانشجوی دوره دکتری دانشگاه پیام نور، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
Email: noraniazad@gmail.com

* Professor of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iiran.
** Associate Professor of Economics, Sistan and Balochestan University, Iran
*** Ph.D. Student in Economics, Payame Noor University (Corresponding Author).

۱- مقدمه

در مدل‌سازی متعارف اقتصاد کلاسیک همواره از ساختار بازار رقابتی و انحصاری برای نمایش مختصات بازار استفاده می‌شود، در حالی‌که شواهد دنیای واقعی بیانگر حاکم بودن ساختار بازار انحصار چندجانبه در بسیاری از بازارهای اقتصاد است. رقابت به‌عنوان دنیای ایده‌آل اقتصاددانان شناخته می‌شود، دنیایی که در آن قیمت به هزینه نهایی نزدیک بوده، شدت موانع ورود اندک و شفافیت اطلاعات وجود دارد. در نقطه مقابل، در بازارهای انحصاری قیمت بالاتر از هزینه نهایی بوده، موانع ورود بسیار زیاد، شفافیت اطلاعات اندک و به‌دلیل عدم تخصیص بهینه منابع، رفاه اجتماعی کاهش می‌یابد. امروزه پژوهشگران به‌منظور داشتن شناختی صحیح از شرایط رقابت و انحصار در بازار از ابزارها و رویکردهای متفاوت استفاده می‌کنند. به طوری‌که یکی از روش‌های ارزیابی ساختار بازار تعیین قدرت بازاری است. قدرت بازاری به وضعیتی اشاره دارد که در آن یک یا چند بنگاه می‌توانند سودی بالاتر از سایر بنگاه‌های صنعت کسب نمایند. انتظار بر آن است که در ساختار بازارهای انحصاری، انحصار چندجانبه و رقابت انحصاری هر چه بنگاه‌ها در راستای اعمال قدرت بازاری قیمت را بیش از هزینه نهایی MC اعمال نمایند، از قدرت و توانایی بالاتری برای کسب سود بیشتر برخوردار شوند. قدرت بازاری در یک صنعت را می‌توان توسط مارک‌آپ یا شکاف قیمت- هزینه نهایی به صورت $P=(1/1-L)MC$ ارزیابی نمود، که در این رابطه، L شاخص لرنر و $(1/1-L)$ معرف مقدار مارک‌آپ است. از طرفی با توجه به اینکه رشد و توسعه اقتصادی در گرو رقابتی بودن فضای کسب و کار می‌باشد، در برنامه‌های سوم، چهارم و پنجم توسعه اجتماعی و اقتصادی ایران و سند چشم‌انداز ۱۴۰۴ به ارتقای سطح رقابت در فضای کسب و کار و لغو انحصار اشاره شده است. بنابراین شناخت عوامل مؤثر در شکل‌گیری انحصار در فضای کسب و کار لازم و ضروری است. همچنین به‌دلیل اینکه قدرت بازاری و مارک‌آپ بالا به کاهش آزادی اقتصادی و رقابت‌پذیری منجر می‌شوند و حاصل آن کندی سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی است، انتظار بر این است که یک رابطه منفی بین اندازه مارک‌آپ در اقتصاد و میزان رشد و توسعه اقتصادی وجود داشته باشد.

بنابراین با توجه به هدف‌گذاری برنامه‌های توسعه کشور، این سؤال مطرح است که آیا تصویر روشنی در خصوص قدرت انحصاری صنایع در اقتصاد ایران و اثرات آن بر رشد و توسعه اقتصادی وجود دارد که بر اساس آن بتوان سیاست‌های مناسبی اتخاذ نمود؟ از این‌رو، این پژوهش درصدد است که به‌منظور یافتن نگرش کامل و جامع از وضعیت بازار با استفاده از اطلاعات بخش عرضه و تقاضای صنایع، ضمن تخمین تغییرات حدسی[1] به محاسبه شاخص لرنر و معیار مارک‌آپ درون‌زا در بخش صنعت پرداخته و سپس با استناد به الگوی رشد اقتصادی نئوکلاسیکی و مدل‌های پویای انباشت سرمایه به بررسی اثرات این متغیر بر رشد و توسعه اقتصادی بپردازد. این الگو برای صنایع کارخانه‌ای ایران شامل ۱۳۱ صنعت فعال در کد چهاررقمی ISIC طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۴ به‌کار می‌رود. تفاوت این پژوهش با مطالعات قبلی انجام شده در ایران این است که هرچند قدرت بازاری با رویکردهای متفاوت در صنایع ایران برای تعداد محدودی از صنایع محاسبه شده است ولی اثرات مارک‌آپ درون‌زا بر رشد و توسعه اقتصادی به‌صورت تجربی بررسی نشده است. از این‌رو، این پژوهش ضمن ارزیابی قدرت بازاری با استفاده از معیار مارک‌آپ، شاخص لرنر و تغییرات حدسی به بررسی اثرات این متغیر بر رشد اقتصادی ایران می‌پردازد. ضمناً برای تخمین و تجزیه و تحلیل داده‌ها از روش داده‌های ترکیبی (پنل دیتا) استفاده می‌شود.

سازماندهی مقاله چنین است: در ادامه و در قسمت دوم، ادبیات نظری موضوع و در قسمت سوم، پیشینه تحقیق مرور می‌شود. بخش چهارم به معرفی الگو اختصاص دارد و بخش پنجم به تصریح مدل، معرفی متغیرها و روش برآورد می‌پردازد. در قسمت ششم، نتایج برآورد الگو و تجزیه و تحلیل آن ارائه خواهد شد. در نهایت، در بخش پایانی نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی بیان خواهد شد.

---

۱. معیاری برای سنجش قدرت انحصاری است و به عکس‌العمل بنگاه‌ها در مقابل تغییر در قیمت یا مقدار ستاده یک بنگاه شاخص اشاره دارد.

۲- مبنای نظری تحقیق

رشد و توسعه اقتصادی موضوع مورد علاقه دانشمندان علوم اجتماعی و دولت‌ها می‌باشد. تحقق رشد به عوامل مختلفی نیازمند است و دانشمندان و کارشناسان با توجه به شرایط هر کشور سیاست‌هایی را برای تحقق رشد و توسعه، به دولت‌ها ارائه می‌کنند و دولت‌ها این بسته‌های پیشنهادی را در قالب برنامه‌های میان‌مدت و کوتاه‌مدت به‌کار می‌گیرند.

از طرفی در نیمه دهه ۱۹۸۰ با توسعه تئوری‌های رشد درون‌زا و با توجه به عوامل اثرگذار بر رشد اقتصادی شامل آموزش، حق مالکیت، تمایل برای پس‌انداز، سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و غیره، در تئوری‌های رشد تجربی پیشنهاد می‌شود که متغیرهای اقتصادی و غیراقتصادی مؤثر بر رشد، در الگوی رشد و توسعه گنجانده شود (بارانوا[1]، ۲۰۱۳: ٦٥).

همچنین تعدادی از سیاست‌گذاران اقتصادی و دانشمندان به شناسایی اهمیت رقابت‌پذیری به عنوان عامل اثرگذار بر رشد اقتصادی توجه نمودند (هامالاینن[2]، ۲۰۰۳: ۱۱-۳).

اگرچه اکثر دانشمندان از عناصری همچون وجود سرمایه، نرخ پس‌انداز کافی و وجود نیروی انسانی ماهر به عنوان عوامل اصلی رشد یاد می‌کنند اما در رشد اقتصادی هر کشور عوامل خاصی دخیل هستند که ممکن است در رشد کشور دیگر نقشی نداشته باشند. به‌عنوان مثال تجربه رشد اقتصادی در کشور کره‌جنوبی نشان می‌دهد که رشد اقتصادی بر محور صادرات، زمینه اصلی توسعه اقتصادی در این کشور بوده است. از این‌رو، در این کشور طی برنامه پنج ساله دوم رشد و توسعه اقتصادی (۱۹۷۸-۱۹۷۳)، به گسترش انحصار و قدرت بازاری در صنایعی که پتانسیل‌های صادراتی بلندمدت دارند، اهمیت داده شد. همچنین دولت با دادن حقوق انحصاری و برخی از امتیازات مانند: گسترش اعتبارات و وام‌دهی به برخی بنگاه‌ها، معافیت‌های تعرفه‌ای و تخفیف‌های مالیاتی به گسترش انحصار و تمرکز در این صنایع شدت بخشید. در واقع این صنایع با توسعه صادرات، زمینه را برای رشد و توسعه اقتصادی در کشور کره جنوبی فراهم نمودند.

گروهی از اقتصاددانان معتقدند، در صورت وابستگی مستقیم کشش قیمتی تقاضا به پس‌انداز و رابطه معکوس کشش تقاضا و مارک‌آپ[3]، مارک‌آپ تعادلی تابع معکوسی از نرخ پس‌انداز خواهد بود و شرایط برای ایجاد تعادل چندگانه فراهم می‌شود. در این الگو فرض بر این است که بنگاه‌ها قادر به اعمال تبعیض قیمت، بین دو مشتری (مصرف‌کنندگان و بنگاه‌های دیگر) نیستند. همچنین کشش جانشینی مصرفی[4] برای بنگاه‌ها و مصرف‌کنندگان به ترتیب برابر با $\varepsilon>1$ و $\sigma>1$ می‌باشد. بنابراین کشش قیمتی تقاضای مؤثر برای کالای j در هر نقطه از زمان برابر رابطه زیر خواهد بود:

$$\eta(\lambda_j)=\lambda_j\varepsilon+(1-\lambda_j)\sigma \qquad (۱)$$

به طوری‌که λ_j سهم خرید بنگاه از تقاضای کل برای کالای j می‌باشد و در یک تعادل متقارن[5] که $\lambda_j=\lambda$ است، λ می‌تواند بیانگر پس‌انداز کل بنگاه‌ها باشد. σ,ε به ترتیب کشش جانشینی مصرفی برای بنگاه‌ها و مصرف‌کنندگان و η کشش تقاضا می‌باشد. از این‌رو زمانی‌که $\varepsilon>\sigma$ است، مارک‌آپ تعادلی تابع معکوسی از نرخ پس‌انداز بوده و نرخ بهره تعادلی در بازار سرمایه به‌صورت زیر خواهد بود:

$$r(k,c)=R(k)=\frac{f'(k)}{\mu\left(1-\frac{c}{f(k)}\right)}-\delta \qquad (۲)$$

در رابطه (۲) مخرج کسر، همان جمله مارک‌آپ است که تابعی از نرخ پس‌انداز $\left(\lambda(t)=1-\frac{c(t)}{f(k(t))}\right)$ می‌باشد.

در این الگو زمانی‌که کشش جانشینی مصرفی برای بنگاه‌ها ε از کشش جانشینی مصرفی برای مصرف‌کنندگان σ بزرگ‌تر باشد، چون مارک‌آپ به‌طور معکوس با نرخ پس‌انداز مرتبط است در این‌صورت R (نرخ بهره تعادلی) غیریکنواخت بوده و شرایط برای تعادل‌های چندگانه فراهم می‌شود. همچنین این الگو با استناد بر فروض اقتصاد نئوکلاسیک‌ها در مورد نزولی

1. Baranova (2013)
2. Hamalainen (2003)

۳. معیاری برای اندازه‌گیری قدرت انحصاری در بازار می‌باشد که به توانایی بنگاه‌های بازار برای تعیین قیمت بالاتر از هزینه نهایی اشاره دارد و از نسبت قیمت به هزینه نهایی به‌دست می‌آید که در شرایط حاکم بودن شرایط رقابتی در بازار این نسبت برابر یک است اما در شرایط انحصاری این نسبت از یک بیشتر است.

٤. درصد تغییرات در مقدار کالای مصرفی مصرف‌کنندگان را در دو دوره زمانی مختلف نشان می‌دهد.

5. Symmetric Equilibrium

بودن تولید نهایی سرمایه بیان می‌کند که با کاهش نرخ پس‌انداز زمانی‌که $\varepsilon > \sigma$ باشد، کشش تقاضای بازار کاهش یافته و باعث کاهش درآمد نهایی و افزایش مارک‌آپ می‌شود. از این‌رو با افزایش قدرت بازاری، به‌دلیل کاهش درآمد تولید نهایی سرمایه، بازدهی سرمایه و سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابند و در نتیجه رشد اقتصادی را کاهش می‌دهند.

از طرفی با افزایش نرخ پس‌انداز زمانی‌که $\varepsilon > \sigma$ باشد، کشش تقاضای بازار افزایش یافته و باعث افزایش درآمد نهایی و کاهش مارک‌آپ می‌شود، حال اگر افزایش درآمد نهایی بیشتر از کاهش تولید نهایی سرمایه باشد در این صورت درآمد تولید نهایی سرمایه و به تبع آن بازدهی سرمایه افزایش می‌یابد و با افزایش سرمایه‌گذاری زمینه برای رشد اقتصادی فراهم می‌شود. البته ذکر این نکته لازم و ضروری است که اگر افزایش درآمد نهایی کمتر از کاهش تولید نهایی باشد این امر می‌تواند بازدهی سرمایه و در نتیجه سرمایه‌گذاری را کاهش دهد. پس به طور کلی می‌توان نتیجه گرفت که با افزایش قدرت انحصاری رشد اقتصادی کاهش می‌یابد ولی در صورت ایجاد شرایط رقابتی لزوماً رشد اقتصادی افزایش نمی‌یابد (گالی[1]، ۱۹۹۶: ۲۶۶-۲۵۱).

برخی دیگر از الگوهای رشد درون‌زا معتقدند که با افزایش موجودی سرمایه رابطه معکوسی بین مارک‌آپ و موجودی سرمایه وجود دارد. به طوری‌که با افزایش موجودی سرمایه، سطح تولید، تقاضای کل، فروش و سود هر بنگاه متصدی افزایش می‌یابد و افزایش سود هر بنگاه منجر به ورود بنگاه‌های جدید، تنوع بیشتر در نهاده‌های واسطه‌ای و در نتیجه رقابت بیشتر، مارک‌آپ کمتر و رشد و توسعه اقتصادی می‌شود (زایلیبوتی و گالی[2]، ۱۹۹۵: ۲۱۳-۱۹۷).

برخی اقتصاددانان با در نظر گرفتن شرایط رقابت ناقص در بازار کالا، به بررسی مدل‌های رشد می‌پردازند. در این‌گونه مدل‌ها تغییرات مارک‌آپ که در اثر تغییرات در شرایط تقاضا ایجاد می‌شود از طریق بازار نهاده‌ها، تأثیرات معنی‌داری بر پویایی انباشت سرمایه و رشد دارند. از این‌رو گالی (۱۹۹٤) در مدل خود در بازار انحصار چندجانبه فروش وقتی که بازار عوامل تولید رقابتی باشد به استخراج مارک‌آپ درون‌زا و بررسی اثرات آن بر پویایی رشد و توسعه اقتصادی می‌پردازد. به این منظور وی شرط مرتبه اول ماکزیمم سازی سود نسبت به نهاده‌ها (نهاده سرمایه) برای هر بنگاه شاخص j، را به‌صورت زیر در نظر می‌گیرد:

$$(p_j / P)(1 - 1/\eta_j) f'(k_j) = r + \delta \qquad (۳)$$

به طوری‌که p_j: قیمت هر واحد محصول بنگاه شاخص، P شاخص قیمت، k_j موجودی سرمایه، $f'(k_j) = MP_k$ تولید نهایی سرمایه، η_j کشش قیمتی تقاضای محصول، δ نرخ استهلاک، r نرخ بهره و $\mu_j = (1-1/\eta_j)^{-1}$ مارک‌آپ بهینه بنگاه‌ها است. بنابراین طرف چپ رابطه (۳) درآمد تولید نهایی[3] و طرف راست قیمت اجاره‌ای سرمایه[4] می‌باشد. ذکر این نکته لازم و ضروری است که حضور قدرت بازاری باعث ایجاد شکاف[5] بین تولید نهایی MP_k و درآمد تولید نهایی MRP_k بنگاه می‌شود. البته این شکاف ناشی از شناخت بنگاه در مورد کاهش قیمت است به این ترتیب که چون بنگاه تولیدی دارای قدرت انحصاری در بازار کالاست برای فروش بیشتر باید قیمت را کاهش دهد و هرچه کشش قیمتی تقاضا کمتر باشد (مارک‌آپ بالاتر) کاهش شدیدتری در قیمت لازم است.

در ادامه، گالی با جمع زدن شرط تعادل رابطه (۳) برای N بنگاه در صنعت، ذخیره سرمایه برای هر صنعت در وضعیت تعادلی را از رابطه زیر به‌دست می‌آورد:

$$r = R(k^*) = \frac{f'(k^*)}{\mu} - \delta \qquad (٤)$$

به طوری‌که μ مارک‌آپ صنعت، δ نرخ استهلاک، $f'(k)$ تولید نهایی سرمایه و R بازدهی سرمایه است. وی با استفاده از فروض اقتصاد نئوکلاسیک‌ها در خصوص تولید نهایی نزولی و برقراری شرایط اینادا[6] با استناد به رابطه فوق بیان می‌کند که

1. Gali (1996)
2. Zilibotti & Gali (1995)

۳. درآمد تولید نهایی (Marginal Revenue Product) بیانگر مقدار تولیدی که واحد سرمایه به تولید اضافه می‌کند ضرب در درآمدی که از فروش این واحد اضافی نصیب بنگاه تولیدی شده است، می‌باشد.

4. Rental Price of Capital
5. Wedge

٦. شرایط اینادا (Inada condition) برای جلوگیری از منحصر شدن راه حل‌ها به راه‌حل گوشه‌ای ارائه می‌شود و این شرایط وقتی صادق است که:

$$f(0) = 0,\ \lim_{k \to 0} f'(k) = \infty \quad ,\ \lim_{k \to \infty} f'(k) = 0$$

یک مقدار مارک‌آپ ثابت، اشاره بر وجود وضعیت ایستای منحصر به فرد برای موجودی سرمایه k^* دارد. همچنین رابطه فوق بیانگر آن است که با افزایش میزان مارک‌آپ بازدهی سرمایه و میزان سرمایه‌گذاری کاهش یافته و تولید و درآمد ملی را کاهش می‌دهد، دلیل آن است که با به‌کارگیری یک واحد اضافی سرمایه هر بنگاهی تشخیص می‌دهد، برای فروش واحدهای اضافی کالا که از افزایش موجودی سرمایه ناشی شده است باید قیمت را کاهش دهد. از طرفی هرچه کشش قیمتی تقاضا کمتر (مارک‌آپ بالاتر) باشد کاهش شدیدتر قیمت لازم است که با توجه به نزولی بودن تولید نهایی، این امر باعث کاهش شدید درآمد تولید نهایی و بازدهی سرمایه برای بنگاه‌ها در بازار می‌شود. بنابراین قیمت اجاره‌ای سرمایه که بنگاه‌ها به صاحبان سرمایه بابت سرمایه اضافی می‌پردازند، کاهش می‌یابد و با کاهش سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. از این‌رو انتظار بر این است که رابطه منفی بین سطح درآمد ملی (و سرمایه) و اندازه مارک‌آپ بخش صنعت وجود داشته باشد (گالی، ۱۹۹٤: ۷۵٦–۷٤۸).

با توجه به‌اینکه این مطالعه قصد اندازه‌گیری مارک‌آپ درون‌زا به عنوان مبنایی برای ارزیابی ساختار بازار و میزان قدرت انحصاری و بررسی اثرات این متغیر بر رشد اقتصادی را دارد، می‌توان از رویکردها و روش‌های مختلف برای محاسبه این متغیر استفاده نمود. به طوری‌که پیشینه ارزیابی شاخص لرنر، مارک‌آپ درون‌زا و قدرت بازاری با رویکردهای متنوع به مطالعات کالینگ و واترسون[1] (۱۹۷٦)، لون و مارتین[2] (۱۹۸٦)، شاپیرو[3] (۱۹۸۷)، هال[4] (۱۹۸۸)، شروتر[5] (۱۹۸۸)، دومویتز و همکاران[6] (۱۹۸۸)، کانیون و مچن[7] (۱۹۹۱)، لیونسن[8] (۱۹۹۳)، راجرز[9] (۱۹۹۵)، باسو و فرنالد[10] (۱۹۹۵)، آزام[11] (۱۹۹۷)، نوا[12] (۱۹۹۸)، مارتینز و اسکارپت[13] (۱۹۹۹) و لوپز و آزام[14] (۲۰۰۲) برمی‌گردد. در این پژوهش از رویکرد تعمیم‌یافته لوپز و آزام برای سنجش قدرت بازاری و مارک‌آپ درون‌زا استفاده می‌شود.

۳- مروری بر مطالعات تجربی

در این بخش از مقاله به‌طور اجمالی، برخی از مطالعات قبلی در خصوص ارزیابی قدرت بازاری و مارک‌آپ درون‌زا و اثرات آن بر رشد و توسعه اقتصادی، توسط محققین و اقتصاددانان داخل و خارج کشور مرور می‌شود.

بلونی و همکاران[15] به ارزیابی مارک‌آپ درون‌زا، بهره‌وری بنگاه و تجارت بین‌الملل می‌پردازند. آنها از رویکرد هال راجرز برای ارزیابی مارک‌آپ و از مدل تجارت بین‌الملل ملتیز و اتوانا[16] (۲۰۰۸) برای بررسی ارتباط تجارت بین‌الملل و مارک‌آپ بنگاه‌ها استفاده می‌کنند. نتایج حاصل از پژوهش برای صنایع کارخانه‌ای فرانسه طی سال‌های ۲۰۰٤–۱۹۹۰ دلالت بر آن دارد که در بنگاه‌های با بهره‌وری بیشتر میزان مارک‌آپ بالاتر است و بنگاه‌ها در صنایع با نفوذ وارداتی[17] بیشتر، به طور متوسط دارای مارک‌آپ کمتری هستند. همچنین در بنگاه‌های صادراتی میزان مارک‌آپ بالاتر بوده که دلیل آن وجود مزیت رقابتی بنگاه‌های فرانسه در مقایسه با بنگاه‌های خارجی در بازار صادراتی می‌باشد (بلونی و همکاران، ۲۰۰۸: ۲۰–۸).

ماداکا و اوناکا[18] به بررسی رابطه بین بازارهای مالی و رشد اقتصادی در کشور نیجریه می‌پردازند. در واقع آنها به‌دنبال پاسخگویی به این سؤال که آیا رشد و توسعه بازارهای مالی در رشد اقتصادی نیجریه مؤثر است یا خیر؟ می‌باشند. از این‌رو، ضمن به‌کارگیری داده‌های سری زمانی و رویکرد جوهانسن–یوسیلیوس[19] رابطه بلندمدت بین متغیرها و ضرایب پویا در

1. Cowling & Waterson (1976)
2. Lunn & Martin (1986)
3. Shapiro (1987)
4. Hall (1988)
5. Schroeter (1988)
6. Domowitz et al. (1988)
7. Conyon & Machin (1991)
8. Levinsohn (1993)
9. Roeger (1995)
10. Basu & Fernald (1995)
11. Azzam (1997)
12. Nevo (1998)
13. Martins & Scarpetta (1999)
14. Lopez & Azzam (2002)
15. Bellone et al. (2008)
16. Meltiz & Ottaviano (2008)
17. Import Penetration Ratio

معیاری در سطح صنعت و به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$IPR_{jt} = imports_{jt} / (Sales_{jt} + \text{Im}\ ports_{jt} - Exports_{jt})$$

18. Maduka & Onwuka (2013)
19. Johansen-Juselius

کوتاه‌مدت را به‌دست می‌آورند. آنها برای نشان دادن رشد و توسعه بازارهای مالی (بانک‌ها، بازار سهام، شرکت‌های بیمه و...) از یک متغیر جانشین (مجموع نسبت پول خارج به GDP، اعتبارات بخش مالی به بخش خصوصی به‌صورت نسبتی از GDP، نسبت بدهی نقدی سیستم مالی به GDP، اعتبارات بخش بانکی به بخش خصوصی به صورت نسبتی از GDP، تعادل پولی واقعی سرانه[1]، نسبت دارایی بانک بازرگانی بازرگانی به مجموع دارایی بانک مرکزی و تجاری) استفاده می‌کنند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که توسعه بازارهای مالی اثرات منفی و معنی‌داری در رشد اقتصادی نیجریه دارد. بنابراین سطح پایینی از توسعه بخش مالی در کشور نیجریه توصیه می‌شود. همچنین باید سیاست‌های مالی مناسب را در جاهایی که رشد GDP سرانه تشویق می‌شود، قرار داد (ماداکا و اوناکا، ۲۰۱۳: ۹۸-۷۵).

پیتر[2] به بررسی ناهمسانی مارک‌آپ، رشد و تخصیص نادرست منابع در اقتصاد اندونزی می‌پردازد. وی به منظور مطالعه ارتباط تخصیص نادرست منابع و رشد، از مدل رشد درون‌زا با بنگاه‌های ناهمسان، با توجه به این مسئله که تخصیص نادرست منابع از بازار محصول در وضعیت رقابتی ناقص ریشه می‌گیرد، استفاده می‌کند. این مدل ضمن تأکید بر اهمیت ورود بنگاه‌ها در بازار، پیش‌بینی دقیقی درباره رابطه بین رشد، تخصیص نادرست منابع و رفاه فراهم می‌کند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که اجرای سیاستی که موانع ورود موجود در بازار را کاهش می‌دهد؛ باعث افزایش رشد و کاهش تخصیص نادرست منابع می‌شود. همچنین پویایی رشد، تخصیص نادرست منابع را کاهش می‌دهد و اثرات پویای رشد چهار برابر بزرگ‌تر از اثرات آن در وضعیت ایستا می‌باشد (پیتر، ۲۰۱۳: ٥٤-۱).

برگ[3] با بهره‌گیری از رویکرد هال و راجرز به ارزیابی مارک‌آپ و عوامل مؤثر بر آن در ۲۲ ایالت اروپایی در بخش صنعت طی سال‌های ۲۰۰٦-۱۹۹۰ می‌پردازد. نتایج پژوهش وجود رقابت کامل در بخش صنعت را در کلیه ایالت‌های مورد بررسی رد می‌کند همچنین میزان مارک‌آپ به طور قابل ملاحظه‌ای در ایالت‌های مختلف متفاوت است. از طرفی در صنایع با ویژگی اقتصادی و اجتماعی مانند کشاورزی و ماهیگیری مارک‌آپ شدیداً ناهمگن[4] و متفاوت است و در صنایع با اقتصاد شبکه‌ای مانند ارتباطات، برق، گاز و آب مارک‌آپ بالاتری را نشان می‌دهند. بنابراین نسبت مارک‌آپ در صنایع خدماتی بزرگ‌تر از صنایع کارخانه‌ای است. همچنین نتایج بررسی عوامل مؤثر بر مارک‌آپ نشان می‌دهد که رابطه منفی و معنی‌داری بین سطح مارک‌آپ دریک اقتصاد با اندازه اقتصاد، سطح توسعه و درجه باز بودن اقتصاد وجود دارد (برگ، ۲۰۰۹: ۳۱-۲۰).

بارانوا[5] به بررسی عوامل مؤثر در حاشیه قیمت- هزینه (مارک آپ) و اثرات آنها بر رشد اقتصادی می‌پردازد. وی در تحلیل خود از مدل رشد نئوکلاسیکی با گسترش سرمایه انسانی و داده‌های آماری طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۹ برای دولت‌ها در اتحادیه اروپا که با اعضای OECD و اقتصادهای باز کوچک[6] ارتباط دارند، استفاده می‌کند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که در کشورهای مورد بررسی عوامل هزینه‌ای موثر در مارک‌آپ دارای اثرات معنی‌داری بر رشد اقتصادی می‌باشد. همچنین رقابت‌پذیری (اندازه کوچک شاخص مارک‌آپ) یکی از عوامل برجسته‌ای است که بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته مؤثر است (بارانوا، ۲۰۱۳: ٧٦-٦٣).

مطالعه داخلی در خصوص ارزیابی اثرات مارک‌آپ درون‌زا بر رشد اقتصادی انجام نگرفته است. فقط برخی از محققان در مطالعات خود، با رویکردهای متفاوت به ارزیابی قدرت انحصاری یا بررسی اثرات آن بر متغیرهای دیگری غیر از رشد پرداخته‌اند. در ادامه به چند نمونه از آنها اشاره می‌شود:

احمدیان و متفکرآزاد با بهره‌گیری از رویکرد آزام و شروتر و با استفاده از روش تلفیقی اطلاعات مقطعی و اطلاعات سری زمانی به ارزیابی قدرت بازاری و بررسی عوامل مؤثر در حاشیه سود در دو بازار کالای فرآوری شده و نهاده اصلی تولیدی برای ۱۱ کارخانه قند منتخب در بازار بورس تهران

1. Per Capital Real Money Balances
2. Peters (2013)
3. Borg (2009)
4. Heterogeneous
5. Baranova (2013)
6. Small Open Economy

می‌پردازند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که افزایش در سهم خرید نهاده اصلی و سهم فروش کالای نهایی منجر به افزایش حاشیه سود بازاریابی می‌شود ولی افزایش در دستمزد کارگران و هزینه سوخت و انرژی باعث کاهش آن می‌شود. همچنین رقم کوچک درجه توافق بین کارخانه‌های قند در بازار انحصار چندجانبه فروش شکر دلالت بر رفتار غیرانحصاری تولیدکنندگان در این صنعت دارد (احمدیان و متفکرآزاد، ۱۳۸٤: ۳۰-۱۱).

پژویان و همکاران در مقاله‌ای با استفاده از رویکرد تعمیم‌یافته هال و راجرز به محاسبه شاخص لرنر و مارک‌آپ ۱۳۱ صنعت فعال در کد چهاررقمی طی سال‌های ۸٦-۱۳۷٤ می‌پردازند. یافته های تحقیق نشان می‌دهد که در تمامی صنایع $P > MC$ بوده است اما در برخی از صنایع این نسبت بسیار بالا و در برخی بسیار اندک است. مقایسه نسبت‌های لرنر و مارک‌آپ در صنایع مختلف نشان می‌دهد که در حدود ۵۰ درصد صنایع دارای قدرت انحصاری بوده و توانسته‌اند شکاف معنی‌داری بین قیمت و هزینه نهایی ایجاد کنند (پژویان و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۲۱-۹۵).

خدادادکاشی و همکاران با استفاده از رویکرد اپلبام و تکنیک رگرسیون به ظاهر نامرتبط طی سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۷۹ به ارزیابی ساختار بازار و قدرت بازاری در صنایع اتومبیل و نساجی ایران می‌پردازند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که شاخص قدرت بازاری در صنعت اتومبیل بسیار بالا است بنابراین این صنعت با رفتار انحصاری مواجه است. همچنین کشش تغییرات حدسی به‌دست آمده نشان می‌دهد که تولیدکنندگان اتومبیل با یکدیگر مرتبط بوده و در حقیقت موقعیت انحصار چندجانبه را نشان می‌دهند. از طرفی شاخص لرنر به‌دست آمده برای صنعت نساجی حکایت از آن دارد که در دهه ۱۹۸۰ صنعت نساجی رقابتی نبوده و در دهه ۱۹۹۰ ساختار بازار این صنعت به سمت رقابتی حرکت می‌کند. همچنین مقدار کشش تغییرات حدسی محاسبه شده در صنعت نساجی حرکت به سمت موقعیت رقابتی این صنعت را تأیید می‌کند. آنها در نهایت نتیجه می‌گیرند که اگر چه محاسبات انجام شده در این مطالعه بیانگر کاهش قدرت بازاری در طی سال‌های مورد بررسی است اما قدرت بازاری بنگاه‌ها باید به‌دلیل کارایی برتر بنگاه‌ها، نه به خاطر توسعه اقتصادی، رفاه اجتماعی، عدالت دوستی و غیره باشد. به عبارتی دیگر حتی با وجود انحصار، با ضعیف شدن موانع ورود در بازار و گسترش اندازه بازار می‌توان انتظار داشت اهداف برنامه ملی و اقتصادی کشور با احتمال بیشتری تحقق یابد (خدادادکاشی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۹۸-۱۷۹).

شهیکی‌تاش و همکاران به بررسی تمرکز و مارک‌آپ و اثر آنها بر بازده سهام در صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸٤ پرداختند. آنها از روش پنل دیتا و با کنترل ریسک سیستماتیک، اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، درآمد به قیمت و نقدینگی آنی را مورد سنجش و ارزیابی قرار دادند. نتایج پژوهش بیانگر آن است که بین مارک‌آپ، تمرکز بازار و نسبت نقدینگی آنی[1] با بازده سهام رابطه منفی و معنی‌داری وجود دارد یعنی با کاهش این شاخص‌ها، بازده سهام افزایش می‌یابد. ریسک سیستماتیک، اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، درآمد به قیمت بطور مستقیم بر بازده سهام مؤثر است (شهیکی‌تاش و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۷۵-۱۵۵).

٤- معرفی الگو

بنابر آنچه بیان گردید، مارک‌آپ درون‌زا می‌تواند در رشد و توسعه اقتصادی مؤثر باشد. بدین منظور، این بخش به معرفی روش برآورد قدرت انحصاری و مارک‌آپ درون‌زا در بخش صنعت می‌پردازد و سپس اثرات این متغیر بر رشد اقتصادی بررسی می‌شود.

٤-۱- روش برآورد قدرت انحصاری و مارک‌آپ درون‌زا

با توجه به اینکه این مطالعه قصد اندازه‌گیری قدرت انحصاری و مارک‌آپ درون‌زا را دارد، بنابراین به یک روش معین نیازمند

۱. شاخص نسبت نقدینگی آنی به عنوان داشتن وجه نقد کافی برای مواجه شدن فرصت‌های مناسب سرمایه‌گذاری آتی در نظر گرفته شده است و به صورت $QR=(CA-INV)/CL$ می‌باشد که در آن QR: نسبت نقدینگی آنی، CA: دارایی‌های جاری، INV: موجودی کالا، CL: بدهی جاری می‌باشند.

است. بر این اساس در راستای کار پایه‌ای لوپز و آزام[1] (۲۰۰۲)، با استفاده از داده‌های طرف عرضه و تقاضا نسبت به استخراج تغییرات حدسی[2]، شاخص لرنر و مارک‌آپ درون‌زا به‌عنوان معیارهایی برای سنجش قدرت انحصاری در بخش صنعت اقدام می‌شود. با توجه به اینکه این معیار از تخمین معادلات عرضه و تقاضا به‌دست می‌آید، بنابراین مارک‌آپ درون‌زا نامیده می‌شود. در این الگو فرض بر این است که n بنگاه در یک صنعت محصول همگن Q را با استفاده از K نهاده تولید می‌کنند و با تابع تقاضای معکوس به صورت زیر مواجه هستند:

$$LnQ = A_0 + \eta LnP + \lambda_i \sum_{i=1}^{2} Z_i \qquad (۵)$$

به طوری‌که در آن Q مقدار ستاده، P قیمت ستاده و Z_i عوامل جابجاکننده منحنی تقاضا و λ_i, η ضرایب تخمینی هستند.

همچنین رابطه عرضه صنعت با اعمال شرط مرتبه اول ماکزیمم‌سازی سود نسبت به مقدار ستاده q_j و با بهره‌گیری از تابع هزینه لئونتیف تعمیم‌یافته تعدیل شده[3] به صورت زیر خواهد بود:

$$p = -(1+\Phi)\frac{HHI}{\eta} + \sum_{r=1}^{3}\sum_{s=1}^{3}\alpha_{rs}(w_r w_s)^{0.5} + 2 * HHI * Q\sum_{r=1}^{3}\beta_r w_r \qquad (٦)$$

به طوری‌که در آن $\eta = Q\partial p/\partial Q \;, \eta < 0$ عکس شبه کشش[4] قیمتی تقاضا، p قیمت کالا، r, s نهاده تولیدی (نیروی کار، سرمایه و نهاده‌های اولیه و واسطه‌ای)، w_r, w_s قیمت نهاده‌های تولیدی، Φ تغییرات حدسی موزون صنعت[5] HHI شاخص هرفیندال - هیرشمن بوده HHI/η نسبت شاخص هرفیندال به کشش قیمتی تقاضا و $\alpha_{rs}, \beta_r, \Phi$ ضرایب تخمینی می‌باشند. از طرفی رابطه (٦) همان رابطه رفتار قیمت است که در آن اولین جمله $L = -(1+\Phi)\frac{HHI}{\eta}$ همان شاخص لرنر می‌باشد و سه عامل؛ کشش قیمتی، تمرکز بازاری و ضریب تغییرات حدسی در شکل‌گیری آن مؤثر است. در این الگو به‌دلیل متغیر بودن شاخص هرفیندال - هیرشمن در طول زمان در هر صنعت، پس از تخمین ضرایب معادله عرضه می‌توان شاخص لرنر را در طول زمان برای هر صنعت محاسبه نمود و سپس معیار مارک‌آپ درون‌زا را با استفاده از رابطه زیر به‌دست آورد:

$$\mu = p/MC = (1/1-L) \qquad (۷)$$

که در آن μ معیار مارک‌آپ، L شاخص لرنر و p, MC به ترتیب هزینه نهایی و قیمت می‌باشند. در این الگو علاوه بر شاخص لرنر و معیار مارک‌آپ درون‌زا می‌توان از معیار تغییرات حدسی نیز برای بررسی دقیق‌تر ساختار بازار استفاده نمود. به طوری‌که اگر رفتار بنگاه‌ها در صنعت رقابتی باشد، تغییرات حدسی برابر منفی یک و شاخص لرنر و معیار مارک‌آپ به ترتیب برابر صفر و یک می‌شوند. در رفتار کورنویی[6]، تغییرات حدسی برابر صفر و شاخص لرنر با توجه به اولین جمله در طرف راست رابطه (٦) برابر $-HHI/\eta$ است، همچنین در شرایط انحصاری کامل که فقط یک بنگاه در بازار وجود دارد، تغییرات حدسی و شاخص لرنر به ترتیب برابر $\Phi = (1/HHI) - 1$[7] و $L = -1/\eta$ خواهند بود.[8] از این‌رو این‌رو در بازارهای با خصوصیت انحصار چندجانبه، تغییرات حدسی باید در محدوده $0 < \Phi < (1/HHI) - 1$ قرار گیرد.

٤-۲- بررسی اثرات مارک‌آپ درون‌زا بر رشد اقتصادی

همان‌طوری که در بخش مبنای نظری بیان گردید، بین مارک‌آپ درون‌زا و رشد اقتصادی رابطه معکوسی وجود دارد[9]

1. Lopez & Azzam (2002)
2. Conjectural Variation
3. Modified Generalized Leontief
4. Semi-Elasticity of Demand
5. Industry Weighted Conjectural Variation

۵. نوعی الگوی رفتار انحصاری در بازار انحصار چندجانبه است که هر بنگاه تولید سایر بنگاه‌های بازار را ثابت در نظر می‌گیرد، بنابراین در این شرایط تولید بازار دقیقاً به میزان تولید بنگاه افزایش می‌یابد. از این‌رو تغییرات حدسی برابر صفر بوده است و شاخص لرنر برابر نسبت شاخص هرفیندال - هیرشمن به کشش می‌باشد.

٦. حد بالای پارامتر رفتاری در شرایط انحصار کامل با برابر قرار دادن جمله اول طرف راست رابطه عرضه با عکس کشش قیمتی تقاضا و محاسبه نمودن پارامتر Φ به‌دست می‌آید.

۷. تغییرات حدسی موزون صنعت را می‌توان با استفاده از رویکرد آپلبام به صورت $\Phi^* = (1+\Phi)HHI$ در نظر گرفت که در محدوده صفر و یک قرار دارد و شاخص لرنر به صورت $L = -\Phi^*/\eta^*$ خواهد بود.

۸. به لحاظ نظری رابطه معکوسی بین مارک‌آپ و رشد اقتصادی وجود دارد تنها مورد استثناء تجربه اقتصاد کره‌جنوبی بوده است که در برنامه دوم توسعه با

بنابراین پس از محاسبه مارک‌آپ درون‌زا با استفاده از الگوی تعمیم‌یافته لوپز و آزام (۲۰۰۲)، به منظور بررسی اثرات مارک‌آپ درون‌زای بخش صنعت بر رشد و توسعه اقتصادی ایران از مدل رشد نئوکلاسیکی بارانوا (۲۰۱۳) با درنظر گرفتن سرمایه انسانی به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$Y(t)=F(k(t),H(t)L(t))=Ak(t)^{\gamma_3}H(t)^{\gamma_2}L(t)^{\gamma_4}$$
$$LGDP=f(LHum,LK,Lpopj,LMarkup) \quad (۸)$$

که در آن Hum سرمایه انسانی، k موجودی سرمایه فیزیکی، Markup مارک‌آپ در بخش صنعت وpopj جمعیت بیکار و γ_i ها پارامترهای تخمینی می‌باشند.

۵- تصریح مدل

با توجه به اینکه رشد و توسعه اقتصادی در گرو انحصارزدایی و ایجاد فضای رقابتی در محیط کسب و کار می‌باشد از این‌رو در این مقاله نقش مارک‌آپ و قدرت انحصاری یا به عبارت دقیق‌تر نقش ساختار بازار بر رشد اقتصادی بررسی می‌شود. تا به این سؤال کلیدی پاسخ دهد که آیا ساختار بازار بر رشد اقتصادی تأثیرگذار است یا خیر. به‌عبارت دیگر این مقاله به دنبال ارزیابی این مقوله است که آیا انحصاری بودن بازارها می‌تواند توضیح‌دهنده تغییرات رشد اقتصادی کشور ایران باشد یا برعکس، اثر منفی بر رشد اقتصادی ایران دارد؟

به منظور نیل به این هدف، در ابتدا باید مارک‌آپ محاسبه شود. بنابراین از معادله رفتار قیمت (معادله عرضه) برای محاسبه مارک‌آپ در بخش صنعت به شرح زیراستفاده می‌شود:

$$P_{it}=-(1+\theta_{0_{it}}+\theta_{1it}HHI_{it})HHI_{it}/\eta_i+\alpha_{11}wl_{it}+\alpha_{22}rc_{it}+\alpha_{33}pm_{it}+2\alpha_{12}(wlrc_{it})^{0.5}+2\alpha_{13}(wlpm_{it})^{0.5}+2\alpha_{23}(rcpm_{it})^{0.5}+2HHI_{it}.Q_{it}(\beta_1wl_{it}+\beta_2rc_{it}+\beta_3pm_{it})+\varepsilon_t \quad (۹)$$

که در معادله فوق i: بیانگر صنعت (مقطع)، t: زمان، P: قیمت، Q: مقدار، wl : دستمزد نیروی کار، rc: قیمت اجاره سرمایه، pm : قیمت نهاده اولیه، HHI: شاخص هرفیندال – هیرشمن و HHI/η: نسبت شاخص هرفیندال به کشش قیمتی تقاضا می‌باشد. در این رابطه اولین جمله در طرف راست همان شاخص لرنر می‌باشد و با کمک آن می‌توان مارک‌آپ درون‌زا را با استفاده از رابطه $\mu_{it}=p/MC=1/(1-L_{it})$ در طول زمان به‌دست آورد. یعنی در واقع در این مطالعه مارک‌آپ که شاخصی از قدرت انحصاری است مورد استفاده قرار می‌گیرد تا پس از تصریح معادله عرضه و تقاضا، اثر قدرت انحصاری (مارک‌آپ) بر رشد اقتصادی ارزیابی شود. شایان ذکر است که برای محاسبه مارک‌آپ درون‌زا کشش قیمتی تقاضا از معادله زیر استخراج می‌شود.

$$Ln(Q_{it}/wpi_t)=A_0+\eta_iLn(P_{it}/wpi_t)+\lambda_1Ln(ADV_{it}/wpi_t)+\lambda_2Ln(NI_t)+\lambda_3Ln(POP_t)+u_t \quad (۱۰)$$

که در آن P,Q متغیرهای مقدار و قیمت NI: درآمد ملی، pop : کل جمعیت، ADV: تبلیغات می‌باشند.

با توجه به اینکه در سیستم دو معادله‌ای فوق، درون‌زا بودن[1] برخی متغیرهای توضیحی موجب ناسازگاری[2] تخمین‌زننده حداقل مربعات معمولی (OLS) شده و اگر از این روش استفاده شود، تخمین‌زننده به‌دست آمده نه تنها تورش‌دار بلکه ناسازگار است، از این‌رو لازم است روش متغیرهای ابزاری (IV) مانند روش حداقل مربعات دومرحله‌ای (2SLS) برای به‌دست آوردن پارامترهای تخمینی سازگار استفاده شود (بالتاجی[3]، ۲۰۰۵: ۱۱۳). پس از تخمین ضرایب رابطه عرضه و تقاضا همان‌طوری‌که قبلاً بیان گردید، شاخص لرنر و سپس معیار مارک‌آپ درون‌زا محاسبه می‌شود. در واقع اندازه مارک‌آپ به ساختار اقتصاد از حیث رقابت و انحصار اشاره دارد و میزان دوری یا نزدیکی اقتصاد به رقابت و انحصار را مشخص می‌سازد. براین اساس پس از مشخص شدن ساختار صنایع در اقتصاد ایران با استفاده از معیار مارک‌آپ، می‌توان اثرات قدرت انحصاری در بخش صنعت را بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از مدل‌های رشد نئوکلاسیکی با در نظر گرفتن سرمایه انسانی و مدل نئوکلاسیکی بارانوا (۲۰۱۳) به‌صورت زیر ارزیابی نمود:

محوریت صادرات صنعتی به صنایع با پتانسیل‌های صادراتی بلندمدت در بخش صنعت اهمیت داده شده است.

1. Endogenous
2. Inconsistency
3. Baltaji (2005)

$$Y(t)=F(k(t),H(t)L(t))=Ak(t)^{\gamma_3}H(t)^{\gamma_2}L(t)^{\gamma_4}$$
$$Ln(GDP_t)=\gamma_0+\gamma_1 Ln(Markup_t)+ \gamma_2 Ln(Hum_t)+\gamma_3 Ln(k_t)+\gamma_4 Ln(popj_t)+\omega_t \quad (۱۱)$$

که در آن Hum سرمایه انسانی، k موجودی سرمایه فیزیکی، Markup مارک‌آپ در بخش صنعت و popj جمعیت بیکار و γ_iها پارامترهای تخمینی می‌باشند.

شایان ذکر است که کلیه آمار و اطلاعات مربوط به ۱۳۱ صنعت فعال کد چهاررقمی ISIC از آمارنامه مربوط به کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر در مرکز آمار ایران و شاغلین با مدرک لیسانس و بالاتر، نرخ بیکاری، جمعیت فعال و جمعیت کل از سالنامه آماری مرکز آمار ایران و متغیرهای درآمد ملی به قیمت ثابت سال ۱۹۹۷، تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۹۹۷ از آمارهای مالی بین‌المللی[1] از مجموعه صندوق بین‌المللی پول[2] طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷٤ استخراج شده است.

٦- آزمون‌ها و نتایج تخمین

قبل از تخمین معادلات رگرسیونی تقاضا و معادله رفتار قیمت (عرضه) برای محاسبه مارک‌آپ درون‌زا در صنایع کد چهاررقمی ISIC ایران لازم است نسبت به تخمین معادلات به روش پانل 2SLS با اثرات ثابت (FE) ومدل پانل 2SLS با اثرات تصادفی (RE) تصمیم‌گیری شود که در این پژوهش از اثرات ثابت استفاده شده است. چون اولاً آزمون هاسمن مؤید آن است که معادلات مدل، پانل 2SLS با اثرات ثابت (FE) بوده و همچنین با بررسی معیار (RHO) در مدل پانل 2SLS با اثرات تصادفی می‌توان مشاهده نمود که این شاخص در اکثر مقاطع صفر است. نتایج مربوط به آزمون هاسمن و آماره (RHO)در جدول (۱) نشان داده شده است.

در ادامه به منظور جلوگیری از تخمین رگرسیون ساختگی به‌دلیل گمراه کننده بودن نتایج این رگرسیون‌ها، لازم است آزمون‌های مانایی متغیرها و وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها در معادلات رگرسیونی انجام شود. نتایج آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ایم، پسران و شین[3] (IPS) در جدول (۲) نشان می‌دهد که برخی از متغیرها در سطح، غیرایستا هستند ولی تمام متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند. همچنین نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی[4] (۲۰۰٤) در جدول (۳) فرض عدم هم‌انباشتگی بین متغیرها را رد می‌کند یعنی متغیرها در بلندمدت هم‌جمع هستند. از این‌رو می‌توان نسبت به تخمین ضرایب در معادلات فوق اقدام نمود.

جدول (۱): نتایج مربوط به آزمون هاسمن و معیار (RHO)

معادله	آزمون هاسمن	معیار (RHO) در مدل با اثرات تصادفی
رفتار قیمت (عرضه)	χ^2 =۲۲۲.۵۷ prob (۰.۰۰۰)	Rho =۰.٤۱٤٦٦
تقاضا	χ^2 =۸۵.۵۹ prob (۰.۰۰۰)	Rho=۰.۵۱۱۹۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۲): آزمون ایستایی متغیرها در سطح و تفاضل مرتبه اول

نام متغیر	آزمون IPS	
	در سطح	تفاضل مرتبه اول
LP	-۱.۵۳۹(۰.۰٦۱۸)	-۳۸.٦۷(۰.۰۰۰)
LQ	۲.٦۳(۰.۹۹۵۸)	-۲۸.٦٤(۰.۰۰۰)
LADV	-۹.٦٦(۰.۰۰۰۰)	-۳۳.۳۹(۰.۰۰۰)
RC	۷.۹۵(۰.۹۹٤۵)	-٤۰.۷٤(۰.۰۰۰)
PM	-۰.۰۲۱۸(۰.٤۹۱۰)	-٤۰.۲۷ (۰.۰۰۰)
Wl	۲۱.۷۸(۰.۹۹۳٤)	-۱۵.۷۸(۰.۰۰۰)
p	-۲.۱۸(۰.۰۱٤٦)	-۳۹.۱۰(۰.۰۰۰)
Q	۲۰.۰۲(۰.۹۹۵۷)	-۱۵.٦۰(۰.۰۰۰)
	آزمون ADF	
LNi	-۰.۰٤۵(۰.۹۳۹۳)	-۳.۷٤(۰.۰۱٤)
LGdp	۰.۲۲۹(۰.۹٦٤۹)	-۳.۱٤(۰.۰٤۵)
Lpopj	-۳.۹۱(۰.۰۱۲۱)	-۳.۵۱(۰.۰۲٤)
Lk	-۰.۳۲۱(۰.۸۹۸٦)	-۳.۲۸(۰.۰۳۸)
Lhum	-۲.۷۲(۰.۰۸۹٤)	-۵.۰۸(۰.۰۰۲)
Lpop	-۱.۷۳(۰.۳۹٤۳)	-۵.۵۱(۰.۰۰۰)
LMarkup	-۲.۹٦(۰.۰٦۷۱)	-۵.۳۸(۰.۰۰۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. International Financial Statistics (IFS)
2. International Monetary Fund (IMF)
3. Im, Pesaran, Shin
4. Pedroni (2004)

جدول (۳): آزمون هم‌انباشتگی متغیرها

آماره	معادله تقاضا	معادله عرضه	معادله رشد
Panel-Adf	-۱۵.٦۹(۰.۰۰۰)	-۱۷.۲٤(۰.۰۰۰)	-۳.٦۳(۰.۰۰۱)
Group-Adf	-۱۱.۵۹(۰.۰۰۰)	-۱٤.۲۲(۰.۰۰۰)	-۵.۱۷(۰.۰۰۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق

همچنین در جدول (٤) به بررسی همسانی یا ناهمسانی واریانس در معادلات بخش عرضه، تقاضا و معادله رشد اشاره شده است. در این آزمون فرضیه صفر دلالت بر وجود همسانی واریانس بین اجزای اخلال دارد.

جدول (٤): آزمون ناهمسانی واریانس

معادله عرضه	χ^2 =۱۳۰.۹ prob (۰.۰۰۰)
معادله تقاضا	χ^2 =۳۸.۲۹ prob (۰.۰۰۰)
معادله رشد	χ^2 =۷.۸۵ prob (۰.۹۵۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جدول (٤) بیانگر ناهمسانی واریانس در معادله عرضه و تقاضا می‌باشد که با وزن‌دهی به مقاطع نسبت به رفع آن اقدام گردید. همچنین در معادله رشد فرض همسانی واریانس پذیرفته می‌شود. از طرفی، در سیستم دو معادله‌ای عرضه و تقاضا پس از تخمین ضرایب به‌دست آمده می‌توان به محاسبه پارامتر رفتاری، شاخص لرنر و مارک‌آپ درون‌زا به عنوان معیارهایی برای ارزیابی قدرت انحصاری پرداخت. سپس اثرات مارک‌آپ درون‌زا در بخش صنعت بر رشد و توسعه اقتصادی ایران با استفاده از معادله (۱۱) بررسی می‌شود. نتایج مربوط به تخمین ضرایب در معادله عرضه، تقاضا و محاسبه شاخص لرنر و معیار مارک‌آپ در جدول (۸) در قسمت پیوست ارائه شده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد که در بین صنایع مورد بررسی، در ۷ صنعت با شاخص لرنر و مارک‌آپ محاسبه شده کمتر از ۰/۰۰۱ و ۱/۰۰۱ شرایط تقریباً رقابتی حاکم است؛ که از آن‌جمله می‌توان صنعت تولید رشته، ماکارونی و ورمیشل، تولید کفش، تولید ظروف و مصنوعات چوبی، تولید انواع رنگ و روغن جلا، تولید محصولات پلاستیکی به جز کفش، تولید سایر محصولات گلی و سرامیکی غیرنسوز ساختمانی را نام برد. البته دلیل رفتار رقابتی در این گروه صنایع این است که در برخی از آنها سیاست کنترل قیمتی دنبال شده یا قیمت و مقدار ستاده توسط اتحادیه و صاحب قدرت عمومی برای حمایت از مصرف‌کنندگان مشخص شده است. در مابقی صنایع، شاخص لرنر و مارک‌آپ بالا بوده و درجات متفاوتی از تبانی و انحصار حاکم است. به طوری‌که ٦ صنعت، تولید مالتا و ماءالشعیر، تولید محصولات از توتون و تنباکو، تکمیل منسوجات، تولید فرستنده‌های تلویزیونی و رادیویی، تولید و تعمیر انواع کشتی و تولید و تعمیر تجهیزات راه‌آهن با شاخص لرنر بالاتر از ۰/۹ شرایط تبانی کامل را نشان می‌دهند. از طرفی مقایسه نسبت‌های لرنر و مارک‌آپ در صنایع مختلف نشان می‌دهد که در ۹٤/۲ درصد موارد، صنایع قدرت چانه‌زنی بالایی برای تعیین مارک‌آپ دارند. همچنین به‌منظور نشان دادن حاکمیت شرایط انحصاری در بخش صنعت، در جدول (۵) نتایج مربوط به توزیع فراوانی صنایع بر اساس کشش قیمتی تقاضا و پارامتر رفتاری و در جدول (٦) فراوانی صنایع بر اساس شاخص لرنر و مارک‌آپ نشان داده شده است.

جدول (۵): توزیع فراوانی صنایع بر اساس کشش قیمتی تقاضا، پارامتر رفتاری، و وابستگی تغییرات حدسی به تمرکز

			فراوانی صنایع	درصد فراوانی نسبی
پارامتر رفتاری	$\Phi = 0$		۱۰	۸
	$\Phi > 0$		۵۸	٤۸
	$\Phi < 0$	$\Phi = -1$	۱۱	۹
		$\Phi \neq -1$	٤۲	۳۵
رابطه تغییرات حدسی و تمرکز	مثبت و معنی دار		۲۱	۱۷
	عدم وجود رابطه		۱۲	۱۰
	منفی و معنی دار		۸۸	۷۳
کشش قیمتی تقاضا	$\eta = 1$		٤	۳
	$\eta > 1$		۸۰	٦٦
	$\eta < 1$		۳۷	۳۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج به‌دست آمده از محاسبه تغییرات حدسی و آزمون‌های فرضیه، در ۸ درصد صنایع، بنگاه‌ها رفتار کورنوی دارند و در ۹ درصد صنایع، پارامتر رفتاری منفی و فرضیه $\Phi = -1$ پذیرفته می‌شود، یعنی بنگاه‌های صنایع دارای رفتار رقابتی برتراند می‌باشند. در ٤۸ درصد صنایع، پارامتر رفتاری

مثبت بوده و رفتار تبانی را از خود نشان می‌دهند و در ۳۵ درصد موارد، صنایع دارای رفتار رقابتی انحصاری می‌باشند. یعنی به‌طور کلی بر اساس تغییرات حدسی در ۹۱٪ صنایع ایران شرایط انحصاری وجود دارد. همچنین در دو نظریه رقیب قدرت بازاری و کارایی هزینه انتظار براین‌است که بر اساس فرضیه قدرت بازاری در صنایع با تمرکز بالا همکاری و هماهنگی بین بنگاه‌ها افزایش یافته و قدرت بازاری و سودآوری در صنایع افزایش یابد. بنابراین باید بین تغییرات حدسی و شاخص تمرکز رابطه مثبت و معنی‌داری وجود داشته باشد و بر اساس فرضیه کارایی هزینه چون جهت علّیت معکوس است باید بین تغییرات حدسی و شاخص تمرکز یا رابطه وجود نداشته یا رابطه منفی و معنی‌دار باشد، بنابراین برای بررسی وجود یا عدم وجود رابطه سیستماتیک بین تمرکز و همکاری بین بنگاه‌ها آزمون معنی‌داری رابطه تغییرات حدسی و تمرکز در صنایع مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که در ۱۰ درصد صنایع پارامتر رفتاری (تغییرات حدسی) با تمرکز تغییر نمی‌کند و به‌صورت عددی ثابت است در ۱۷ درصد صنایع رابطه مثبتی بین پارامتر رفتاری و تمرکز وجود دارد و در ۷۳ درصد صنایع رابطه منفی بین پارامتر تغییرات حدسی و تمرکز وجود دارد.

جدول (٦): توزیع فراوانی صنایع بر اساس شاخص لرنر و مارک‌آپ

دامنه شاخص لرنر	دامنه مارک‌آپ	دامنه معکوس مارک‌آپ	فراوانی صنایع	درصد فراوانی
$L < 0.01$	$\mu < 1.01$	$\beta > 0.99$	١٤	١٢
$0.01 < L < 0.1$	$1.01 < \mu < 1.1$	$0.99 > \beta > 0.9$	٤٢	٣٤
$0.1 < L < 0.5$	$1.11 < \mu < 2$	$0.9 > \beta > 0.5$	٤٨	٤٠
$0.5 < L < 0.9$	$2 < \mu < 10$	$0.5 > \beta > 0.1$	١١	٩
$L > 0.9$	$\mu > 10$	$\beta < 0.1$	٦	٥

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج به‌دست آمده از جدول (٦) نیز نشان می‌دهد که در بین صنایع مورد بررسی در اکثریت صنایع $P > MC$ بوده ولی این نسبت در برخی از صنایع بالا و در برخی بسیار اندک است. در ۷ صنعت شاخص لرنر و مارک‌آپ محاسبه شده به ترتیب بسیار اندک و کمتر از ۰/۱ درصد و ۱/۰۰۱ بوده و معکوس مارک‌آپ در این صنایع از ۰/۹۹۹ بالاتر که شرایطی تقریباً رقابتی را نشان می‌دهد. در ٤٢ صنعت به ترتیب شاخص لرنر و مارک‌آپ در محدوده $0.01<L<0.1$ و $1.01<\mu<1.11$ قرار دارد. همچنین در٦٥ صنعت شاخص لرنر و مارک‌آپ بیش از ده درصد و ۱/۱۱ بوده و معکوس مارک‌آپ در این گروه صنایع از ۹۰ درصد کمتر می‌باشد. از طرفی مقایسه نسبت‌های لرنر و مارک‌آپ در صنایع مختلف نشان می‌دهد که در ٩٤/٢ درصد صنایع ایران دارای $P > MC$ و قدرت انحصاری بوده است و توانسته‌اند شکاف بین قیمت و هزینه نهایی ایجاد کنند.

در ادامه با توجه به وجود قدرت انحصاری در بخش صنعت، پس از محاسبه مارک‌آپ درون‌زا برای بررسی اثرات این متغیر بر رشد اقتصادی از مدل تجربی بارانوا (۲۰۱۳) استفاده می‌شود. نتایج این تخمین در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول (۷): برآورد رابطه مارک‌آپ و رشد اقتصادی

متغیر	ضریب تخمین	انحراف استاندارد
c	-٤.٤٢٥**	۰.۰۳٦۹٥
LMarkup	-۰.۰۰۰۳۸۷**	۰.۰۰۰۱۹
LHuml	۰.۰۰۰۷۸	۰.۰۰۰۹۷۱
Lpopj	-۳.٤۱۷۱۹**	۰/۳۳٤۸
LK	۰.۰۰۰٤۸**	۰.۰۰۰۱۷٦
AR(1)	۱.۱۰٥٥۱**	۰.۱۳۳۹
AR(2)	-۰.٥٤٥۰۷**	۰.۹۱٤۳
R^2	۰.۹۹٥	
آماره F,Prob	٦۷۰.۰٥۹(۰.۰۰۰)	
آماره D.W	۲.۱۷۷۳	
علامت** معنی دار بودن ضرایب در سطح احتمال ۹۵٪ را نشان می‌دهد		

مأخذ: محاسبات تحقیق

از نظر تئوریکی در مدل رشد نئوکلاسیکی انتظار بر این است که انباشت سرمایه فیزیکی از طریق افزایش نرخ رشد پس‌انداز و سرمایه‌گذاری باعث افزایش در رشد اقتصادی بلندمدت شود و جمعیت بیکار رشد اقتصادی را کاهش داده بنابراین این پارامتر دارای اثر منفی بر رشد اقتصادی است. از طرفی افزایش در سهم سرمایه انسانی منجر به استفاده کاراتر از بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی می‌شود. همچنین شاخص مارک‌آپ یا شکاف قیمت – هزینه منجر به افزایش

انحصار و کاهش رقابت‌پذیری بین صنایع می‌شود، بنابراین، این شاخص دارای اثر منفی بر رشد اقتصادی خواهد بود.

بر اساس نتایج به‌دست آمده در جدول (۷) مشاهده می‌شود تمامی متغیرها به‌جز انباشت سرمایه انسانی در سطح احتمال ۵٪ معنی‌دار و علامت متغیرها مطابق انتظار است. به طوری‌که با ۱٪ افزایش در شاخص مارک‌آپ (قدرت بازاری) رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۰۰۳۷۸ درصد کاهش می‌یابد. از طرفی افزایش در سهم سرمایه انسانی موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود ولی از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد. البته بی‌معنی بودن متغیر انباشت سرمایه انسانی درسطح احتمال ۵٪ به معنای بی‌اثر بودن این متغیر بر رشد اقتصادی نیست بلکه دلیل آن است که وضعیت اقتصاد ایران طوری است که در تحصیلات دانشگاهی نیروی کار مهارت لازم را برای شرکت در فعالیت‌های اقتصادی کسب نمی‌کنند و یا نیروی تحصیل‌کرده جذب فعالیت اقتصادی نمی‌شوند. همچنین ۱٪ افزایش در موجودی سرمایه فیزیکی رشد اقتصادی را به میزان ۰/۰۰۰٤۸۲ درصد افزایش می‌دهد، البته دلیل کوچک بودن این ضریب می‌تواند به‌خاطر عدم تکافوی منابع داخلی سرمایه باشد. همچنین جمعیت بیکار به میزان ۳/٤۱۸ درصد رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. از طرفی آماره R^2 برابر ۰/۹۹۵ نشان‌دهنده خوبی برازش مدل است. آماره F با مقدار ٦۷۰/۰۵۹ و احتمال صفر به‌طور قطع بیان‌کننده معنی‌داری کل مدل می‌باشد. همچنین در معادله رشد متغیرهای خودرگرسیونی[1] $AR(1), AR(2)$ به‌منظور رفع خودهمبستگی بین جملات خطا در مدل وارد شده است. البته پس از وارد شدن این متغیرهای خودرگرسیونی، مقدار آماره دوربین-واتسون برابر ۲/۱۷۷۳ فرضیه عدم‌خودهمبستگی بین متغیرها را تأیید می‌کند.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به اینکه این پژوهش درصدد ارزیابی این مقوله است که آیا رقابتی یا انحصاری بودن بازارها می‌تواند توضیح دهنده تغییرات رشد اقتصادی کشور ایران باشد؟ بنابراین در ابتدا در راستای کار پایه‌ای لوپز و آزام (۲۰۰۲) تغییرات حدسی، شاخص لرنر و میزان مارک‌آپ درون‌زا برای دستیابی به شناخت صحیح در زمینه رقابت و انحصار در صنایع کارخانه‌ای ایران محاسبه گردیده و برای بررسی اثرات مارک‌آپ درون‌زای محاسبه شده بر رشد اقتصادی از مدل رشد نئوکلاسیکی بارانوا (۲۰۱۳) استفاده می‌شود.

نتایج حاصل از پژوهش با استناد به تغییرات حدسی و شاخص لرنر محاسبه شده به ترتیب نشان می‌دهد که در طی دوره مورد بررسی، در ۹۱ درصد صنایع، بنگاه‌ها از طریق همکاری و هماهنگی با یکدیگر قدرت انحصاری کسب می‌کنند و ۹٤/۲ درصد صنایع دارای $P > MC$ بوده و قدرت چانه‌زنی بالایی برای کسب مارک‌آپ دارند.

همچنین نتایج حاصل از بررسی اثرات شاخص مارک‌آپ درون‌زا بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد که با افزایش شاخص مارک‌آپ زمینه برای افزایش قدرت بازاری و انحصار در صنایع فراهم شده است و به‌دلیل کاهش ضریب رقابت بین بنگاه‌های موجود در صنعت، میزان رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. به طوری‌که با ۱٪ افزایش در شاخص مارک‌آپ (قدرت بازاری)، رشد اقتصادی به میزان ۰/۰۰۰۳۷۸ درصد کاهش می‌یابد. از طرفی افزایش در سهم سرمایه انسانی موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود ولی از نظر آماری معنی‌دار نمی‌باشد. دلیل آن است که در تحصیلات دانشگاهی افراد مهارت لازم برای شرکت در فعالیت اقتصادی کسب نمی‌کنند. همچنین ۱٪ افزایش در موجودی سرمایه فیزیکی، رشد اقتصادی را به میزان ۰/۰۰۰٤۸۲ درصد افزایش می‌دهد، البته دلیل کوچک بودن این ضریب می‌تواند به‌خاطر عدم تکافوی منابع داخلی سرمایه باشد. همچنین جمعیت بیکار به میزان ۳/٤۱۸ درصد رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. از این‌رو با توجه به یافته‌های تحقیق پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

سیاست‌گذاران اقتصادی و برنامه‌ریزان، با عنایت به شاخص‌هایی از قبیل سطح سواد، افزایش مهارت کارکنان و افزایش درآمد سرانه، رشد سرمایه انسانی را افزایش دهند تا مسیر دستیابی کشور به اهداف رشد و توسعه اقتصادی

1. Autoreggressive

هموارتر شود. همچنین برنامه‌ریزان اقتصادی با همکاری شورای رقابت نسبت به شناخت صنایع با مارک‌آپ بالا اقدام نمایند و با محدود کردن سیاست‌های حمایتی دولت از برخی صنایع مانع افزایش انحصار بیشتر در بخش صنعت شده تا زمینه برای رشد و توسعه اقتصادی فراهم شود. از طرفی با توجه به اینکه سرمایه فیزیکی محرک رشد و توسعه اقتصادی است به‌دلیل عدم تکافوی منابع داخلی سرمایه، نسبت به جذب سرمایه خارجی اقدام شود.

منابع

احمدیان، مجید و متفکر آزاد، محمدعلی (۱۳۸٤). بررسی عوامل مؤثر بر حاشیه سود در دو بازار انحصار چندگانه فروش کالای فرآوری شده و نهاده اصلی تولیدی. *فصلنامه جستارهای اقتصادی*، سال دوم، شماره٤، ۳۰-۱۱.

پژویان، جمشید؛ خدادادکاشی، فرهاد و شهیکی‌تاش، محمدنبی (۱۳۹۰). ارزیابی ناپارامتریک شکاف بین قیمت و هزینه‌ی نهایی در صنایع ایران در قالب یک مدل کورنویی. *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، سال دوم، دوره ۸، شماره ۲، ۱۲۱-۹۵.

پورفرج، علیرضا و خالقیان، عادله (۱۳۹۳). اثر تمرکز صادرات نفت بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ١٤، ۱۱۲-۹۳.

خدادادکاشی، فرهاد؛ ابراهیمی، مهرزاد و احمدیان، مجید (۱۳۹۳). ارزیابی اندازه همکاری و انحصار در صنایع بزرگ ایران: رویکرد کشش تغییرات حدسی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیست و دوم، شماره ٦۹، ۱۹۸-۱۷۹.

شهیکی‌تاش، محمد نبی؛ دریکنده، علی؛ حشمتی، محمدرسول و حسینی، سیدحسن (۱۳۹۲). ارتباط تمرکز، مارک‌آپ و بازده سهام (مطالعه موردی صنایع فعال در بورس اوراق بهادار تهران). *فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری*، سال دوم، شماره ٦، ۱۷۵-۱۵۵.

مرکز آمار ایران (۱۳۸۷)، نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر کشور. *تهران: دفتر ریاست، روابط عمومی و همکاری‌های بین‌الملل*، چاپ اول.

مرکز آمار ایران (۱۳۸۸). نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر کشور. *تهران: دفتر ریاست، روابط عمومی و همکاری‌های بین‌الملل*، چاپ اول.

مرکز آمار ایران (۱۳۸۹)، نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر کشور. *تهران: دفتر ریاست، روابط عمومی و همکاری‌های بین‌الملل*، چاپ اول.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۰)، نتایج آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر کشور. *تهران: دفتر ریاست، روابط عمومی و همکاری‌های بین‌الملل*، چاپ اول.

مرکز آمار ایران، طرح‌های آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بیشتر کشور طی سال‌های ۱۳۸٦-۱۳۷٤، *تهران: معاونت برنامه‌ریزی و نظارت راهبردی*.

Azzam, A. (1997). Measuring Market Power and Cost Efficiency Effects of Industrial Concentration. *Journal of Industrial Economics*, 45(4), 377-386.

Baltagi, B. H. (2005). Econometric Analysis of Panel Data. John Wiley & Sons, Ltd.

Baranova, V. (2013). The Impact of Price-Cost Competitiveness Factors on Economic Growth. *Review of Economic perspectives*, 13(2), 63-76.

Basu, S. & Fernald, J.G. (1995). Are Apparent Productive Spillovers a Figment of Specification Error. *Journal of Monetary*

Economics, 36(1), 165-188.

Bellone, F., Musso, p., Nesta, L. & Warzynski, F. (2008). Endogenous Markups, Firm Productivity and International Trade: Testing Some Micro-Level Implications of the Melitz-Ottaviano Model. *Department of Economics, Aarhus School of Business*, Working Paper, 8-20.

Borg, M. (2009). Measuring Market Competition in the EU: The Mark-up Approach. *Bank of Valletta Review*, 39, 20-31.

Conyon, M. & Machin, S. (1991). The Determination of Profit Margins in UK Manufacturing. *The Journal of Industrial Economics*, 39(4), 369-382.

Cowling, K. G. & Waterson, M. (1976). Price-Cost Margins and Market Structure. *Economica*, 43(171), 267-274.

Domowitz, I.R., Hubbard, G. & Petersen, B.C. (1988). Market Structure and Cyclical Fluctuations in U.S. Manufacturing. *Review of Economics and Statistics*, 70(1), 55-66.

Gali, J. (1994). Monopolistic Competition, Endogenous Markups, and Growth. *European Economic Review*, 38(3), 748-756.

Gali, J. (1996). Multiple Equalibria in a Growth Model with Monopolistic Competition. *Economic Theory*, 8(2), 251-266.

Hall, R. E. (1988). The Relation between Price and Marginal Cost in US Industry. *Journal of Political Economy*, 96(5), 921-947.

Hamalainen, T. J. (2003). National Competitiveness and Economic Growth: The Changing Determinant of Economic Performance in the World Economy, *Edward Elgar*.

Levinsohn, J. (1993). Testing the Imports-as-Market-Discipline Hypothesis. *Journal of International Economics*, 35(1), 1-22.

Lopez, R. & Azzam, A. (2002). Market Power and/or Efficiency: A Structural Approach. *Review of Industrial Organisation*, 20(2), 115-126.

Lunn, J. & Martin, S. (1986). Market Structure, Firm Structure, and Research and Development. *Quarterly Review of Economics and Business*, 26(1), 31-44.

Maduka, A. C. & Onwuka, K. O. (2013). Financial Market Structure and Economic Growth: Evidence from Nigeria Data. *Asian Economic and Financial Review*, 3(1), 75-98.

Martins, J. O. & Scarpetta, S. (1999). The Level and Cyclical Behaviour of Mark-ups Across Countries and Market Structure Economic Development. *OECD*, Working Paper, No. 213, Available: http://www.oecd.org/eco/eco.

Meltiz, M.J. & Ottaviano, G.I.P. (2008). Market Size, Trade and Productivity. *Review of Economic Studies*, 75(1), 295-316.

Nevo, A. (1998). Measuring Market Power in the Ready-to-Eat Cereal Industry. *NBER,* Working Paper, No. 6387, Available: http://www.nber.org.

Pedroni, P. (2004). Panel Cointigration Asympotetic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. *Econometric Theory*, 20(3), 597-625.

Peters, M. (2013). Heterogeneous Mark-ups, Growth and Endogenous Misallocation. *The London School of Economics and Political Science*, London, UK, Available: http://Eprints.lse.ac.uk/54254.

Roeger, W. (1995). Can Imperfect Competition Explain the Difference between Primal and Dual Productivity Measures? Estimates for US Manufacturing. *Journal of Political Economy*, 103(2), 316-330.

Schroeter, J.R. (1988). Estimating the Degree of Market Power in the Beef Packing Industry. *Review of Economics and Statistics*, 70(1), 158-162.

Shapiro, M. (1987). Measuring Market Power in US Industry, *National Bureau of Economics Research*. Working paper, No. 2212.

Zilibotti, F. & Gali, J. (1995). Endogenous Growth and Poverty Traps in a Cournotian Model. *Annales d'Economie ET de Statistique*, 37, 197-213.

پیوست (۱): تخمین ضرایب معادله عرضه و تقاضا به روش پنل 2SLS (Two Stage Least Squares) و محاسبات شاخص لرنر، مارک‌آپ درونزا و آزمون‌های فرضیه

جدول (۸): تخمین ضرایب معادله عرضه و تقاضا، محاسبه شاخص لرنر، مارک‌آپ و آزمون فرضیه تغییرات حدسی

کد ISIC	نام صنعت	کشش قیمتی تقاضا	ضرایب پارامتر رفتاری		متوسط تغییرات حدسی	شاخص لرنر	مارک‌آپ	آزمون‌های فرضیه P Values		
			$1+\theta_0$	θ_1		L	μ	$\theta_1=0$	$\Phi=0$	$\Phi=-1$
1512	عمل‌آوری و حفاظت ماهی و فرآورده‌های ماهی و سایر حیوانات دریایی از فساد	-0.16**	0.20**	-1.24**	-0.86	0.0469	1.049	0.000	0.000	0.000
1514	تولید روغن و چربی حیوانی و نباتی خوراکی	-4.47**	20.90**	-84.60**	11.04	0.2824	1.394	0.000	0.000	0.000
1515	کشتار دام و طیور	-2.05**	10.17**	-139.87**	4.00	0.0903	1.099	0.000	0.000	0.000
1516	عمل‌آوری و حفاظت گوشت و فرآورده‌های گوشتی از فساد	-4.23**	3.39**	17.16**	3.04	0.0363	1.038	0.064	0.000	0.000
1517	پاک کردن و درجه‌بندی و بسته‌بندی خرما	-2.01**	4.01**	-32.32**	0.94	0.0619	1.066	0.000	0.000	0.000
1518	پاک کردن و درجه‌بندی و بسته‌بندی پسته	-1.18	-0.07	1.08**	-0.75	0.0651	1.070	0.000	0.000	0.000
1520	تولید فرآورده لبنی	-0.43**	0.52**	-9.73**	-0.87	0.0119	1.012	0.000	0.000	0.000
1531	آماده سازی و آرد کردن غلات و حبوبات	-1.84**	16.64**	-44.47**	9.38	0.7963	4.910	0.000	0.000	0.000
1532	تولید نشاسته و فرآورده‌های نشاسته‌ای	-1.19	0.05	-0.07**	-0.97	0.0059	1.006	0.271	0.000	0.287
1533	تولید خوراک دام و حیوانات	-4.70**	12.97**	-99.76**	8.67	0.0680	1.073	0.011	0.000	0.000
1542	تولید قند و شکر	-0.96	-0.19	88.49**	2.42	0.1444	1.169	0.000	0.000	0.000
1543	تولید آب نبات، شکلات، نقل، کاکائو و آدامس	-10.77**	1.03	-5.68	-0.57	0.0042	1.004	0.390	0.974	0.000
1544	تولید رشته، ماکارونی، ورمیشل و محصولات آردی مشابه	-1.08	-0.30**	5.35**	-0.99	0.0003	1.000	0.000	0.000	0.298
1545	نانوایی	-0.06	-0.07**	3.34**	-0.97	0.0114	1.011	0.012	0.000	0.982
1546	تولید نان شیرینی، بیسکویت و کیک	-0.47	0.99**	-8.96**	-0.53	0.0571	1.061	0.000	0.000	0.000
1547	چای سازی	-0.27**	1.15**	-1.96**	-0.23	0.5547	2.246	0.000	0.000	0.000
1548	تولید سایر محصولات غذایی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	-0.37**	1.98**	-20.31**	0.15	0.1283	1.147	0.000	0.000	0.000
1551	تولید الکل اتیلیک از مواد تخمیر شده	-0.89**	2.62**	-4.80**	0.45	0.3966	1.657	0.000	0.000	0.000
1553	تولید مالتا و ماءالشعیر	-0.79**	1.93**	-1.27**	-0.24	0.8853	8.715	0.000	0.000	0.000
1556	تولید دوغ و آب معدنی	-1.53**	0.61**	-0.77**	-0.63	0.0763	1.083	0.000	0.000	0.000
1600	تولید محصولات از توتون و تنباکو ـ سیگار	-0.97**	2.17**	-1.11**	0.23	0.9650	28.571	0.000	0.000	0.000
1711	آماده‌سازی و ریسندگی الیاف منسوج بافت منسوجات	-2.73**	301.5**	-19913.81**	148.00	0.4176	1.717	0.000	0.000	0.000
1712	تکمیل منسوجات	-1.32**	14.93**	-36.13**	6.76	0.9800	50.000	0.000	0.000	0.000
1721	تولیدکالاهای نساجی ساخته شده به استثنای پوشاک	-0.91**	4.49**	-30.31**	1.38	0.1824	1.223	0.000	0.000	0.000
1723	تولید طناب، ریسمان، نخ قند و توری	-0.49**	-1.65**	4.91**	-0.93	0.0477	1.050	0.000	0.000	0.000
1724	تولید قالی و قالیچه دستباف	-1.39**	0.13**	-0.06	-0.88	0.0139	1.014	0.220	0.000	0.0003

کد ISIC	نام صنعت	کشش قیمتی تقاضا	ضرایب پارامتر رفتاری		متوسط تغییرات حدسی	شاخص لرنر	مارک‌آپ	آزمون‌های فرضیه P Values		
			$1+\theta_0$	θ_1		L	μ	$\theta_1=0$	$\Phi=0$	$\Phi=-1$
1725	تولید گلیم، زیلو و جاجیم دستباف	-4.67**	4.99**	-4.14**	0.94	0.3057	1.440	0.000	0.000	0.000
1726	تولید فرش ماشینی و موکت	-2.38**	21.53**	-694.85**	10.30	0.0700	1.075	0.000	0.000	0.000
1729	تولید سایر منسوجات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	-1.74**	4.94**	-15.74**	1.73	0.2201	1.282	0.000	0.000	0.000
1731	کشبافی، تریکوبافی و قلاب بافی	-3.23**	13.57**	-111.16**	6.23	0.1276	1.146	0.000	0.000	0.000
1732	جوراب بافی	-1.11**	3.75**	-7.83**	1.50	0.3570	1.555	0.000	0.000	0.000
1810	تولید پوشاک به استثنای پوشاک از پوست خزدار	-0.64**	0.21**	-5.72**	-0.96	0.0017	1.002	0.000	0.000	0.000
1820	عمل‌آوردن و رنگ‌کردن پوست خزدار و کالاهای ساخته شده از آن	-5.58**	31.61**	0.452**	14.50	0.156	1.184	0.000	0.000	0.000
1911	دباغی و تکمیل چرم	-1.08**	0.72**	-8.58**	-0.64	0.0140	1.014	0.000	0.000	0.0029
1912	تولید کیف، چمدان، محصولات مشابه و زین و یراق	-1.24**	2.52**	-5.66**	0.45	0.2206	1.283	0.000	0.000	0.000
1920	تولید کفش	-3.66**	3.47	-108.33**	-0.99	0.0001	1.000	0.000	0.000	0.229
2010	اره‌کشی و رنده‌کاری چوب	-1.82**	4.73**	-6.79**	1.74	0.4428	1.795	0.000	0.000	0.000
2021	تولید ورق‌های روکش شده و تخته چندلایی و مطبق و نئوپان و سایر انواع پانل و تخته	-1.11**	7.57**	-37.45**	3.12	0.3409	1.517	0.000	0.000	0.000
2022	تولید مصنوعات نجاری، قفسه‌بندی و در و پنجره سازی چوبی ساختمانی	-4.63**	-0.10	7.78**	-0.59	0.0058	1.006	0.000	0.041	0.041
2023	تولید ظروف و محفظه‌های چوبی	-4.39**	-0.66**	5.68**	-0.99	0.0003	1.000	0.000	0.000	0.274
2029	تولید سایر محصولات چوبی و تولید کالا از چوب پنبه، نی و مواد حصیری	-2.47**	13.08**	-44.53**	6.15	0.3859	1.629	0.000	0.000	0.000
2101	تولید خمیرکاغذ، کاغذ و مقوا	-0.72**	1.81**	-3.29**	0.11	0.3282	1.488	0.000	0.000	0.000
2102	تولید جعبه، کارتن و سایر وسایل بسته‌بندی کاغذی و مقوایی	-2.65**	4.83**	-54.22**	1.39	0.0406	1.042	0.000	0.000	0.000
2109	تولید سایر کالاهای کاغذی و مقوایی	-2.40**	1.25	77.58**	4.09	0.1049	1.117	0.000	0.000	0.000
2211	انتشار کتاب، بروشور، کتابهای موسیقی و سایر نشریات	-1.35**	3.93**	-6.71**	0.94	0.4247	1.738	0.000	0.000	0.000
2212	انتشار روزنامه، مجله و نشریات ادواری	-0.77**	3.81**	-5.65**	1.69	0.6974	3.305	0.000	0.000	0.000
2219	سایر انتشارات	-1.15**	-0.02**	1.11**	-0.33	0.3680	1.582	0.000	0.000	0.000
2221	چاپ	-0.68**	3.38**	-21.00**	0.81	0.1996	1.249	0.000	0.000	0.000
2222	فعالیت‌های خدماتی مربوط به چاپ	-0.95**	0.87**	-0.67**	-0.32	0.2104	1.266	0.000	0.000	0.000
2320	تولید فرآورده‌های نفتی تصفیه شده	-1.99**	7.85**	-41.62**	0.94	0.1386	1.161	0.000	0.000	0.000
2411	تولید مواد شیمیایی اساسی به‌جز کود و ترکیبات ازت	-1.23**	-1.13**	9.02**	-0.97	0.0028	1.003	0.000	0.000	0.371
2412	تولید کود شیمیایی و ترکیبات ازت	-1.67**	9.11**	-16.34**	3.07	0.7502	4.002	0.000	0.000	0.000
2413	تولید مواد پلاستیکی به شکل اولیه و ساخت لاستیک مصنوعی	-0.56**	0.40**	-0.71**	-0.82	0.0983	1.109	0.000	0.000	0.000
2421	تولید سموم دفع آفات و سایر فرآورده‌های شیمیایی مورد استفاده در کشاورزی	-3.26**	8.87**	-19.55**	3.76	0.3067	1.442	0.000	0.000	0.000

کد ISIC	نام صنعت	کشش قیمتی تقاضا	ضرایب پارامتر رفتاری		متوسط تغییرات حدسی	شاخص لرنر	مارک‌آپ	آزمون‌های فرضیه P Values		
			$1+\theta_0$	θ_1		L	μ	$\theta_1=0$	$\Phi=0$	$\Phi=-1$
2422	تولید انواع رنگ و روغن جلا و پوشش‌های مشابه بتانه	-1.57**	-2.52**	86.55**	-0.97	0.0005	1.001	0.000	0.000	0.003
2423	تولید دارو و مواد شیمیایی مورد استفاده در پزشکی و محصولات داروئی گیاهی	-1.77**	7.95	-85.62	4.55	0.0877	1.096	0.194	0.006	0.000
2424	تولید صابون، مواد پاک کننده، لوازم بهداشت و نظافت، عطرها و لوازم آرایش	-0.48**	1.01**	-5.05**	-0.43	0.1046	1.117	0.000	0.168	0.000
2429	تولید سایرمحصولات شیمیایی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	-1.52**	1.77**	-18.83**	-0.11	0.0276	1.028	0.000	0.000	0.000
2430	تولید الیاف مصنوعی	-0.28**	0.06**	-0.03**	-0.95	0.0801	1.087	0.000	0.000	0.000
2511	تولید لاستیک روئی و تویی و روکش کردن مجدد و بازسازی لاستیک‌های روئی	-1.79**	14.58**	-45.02**	7.35	0.6462	2.826	0.000	0.000	0.000
2519	تولید سایر محصولات لاستیکی	-2.33**	-9.82**	163.51**	-0.87	0.0033	1.003	0.000	0.000	0.000
2520	تولید محصولات پلاستیکی به‌جز کفش	-4.25**	-7.74**	648.52**	-0.76	0.0007	1.001	0.009	0.000	0.014
2611	تولید شیشه جام	-0.28**	0.01	0.16	-0.98	0.0086	1.009	0.283	0.000	0.882
2612	تولید محصولات شیشه‌ای به‌جز شیشه جام	-0.20**	0.92**	-5.19**	-0.51	0.2073	1.262	0.000	0.000	0.000
2691	تولید کالاهای سرامیکی غیرنسوز غیرساختمانی	-1.24**	21.99**	-200.76**	10.85	0.4831	1.935	0.000	0.000	0.000
2692	تولید محصولات سرامیکی نسوز عایق حرارت	-0.12**	0.12**	-0.18**	-0.93	0.1525	1.180	0.000	0.000	0.000
2695	تولید محصولات ساخته شده از بتن، سیمان و گچ	-4.42**	21.83**	-506.77**	8.53	0.0524	1.055	0.000	0.000	0.000
2696	بریدن، شکل دادن و تکمیل سنگ	-0.94**	1.21**	-67.02**	-0.30	0.0056	1.006	0.000	0.000	0.000
2697	تولید آجر	-6.40**	139.3**	-10144.49**	91.56	0.0667	1.071	0.000	0.000	0.000
2698	تولید سایر محصولات گلی و سرامیکی غیرنسوز ساختمانی	-1.20**	0.27	-5.67**	-0.98	0.0008	1.001	0.002	0.000	0.875
2699	تولید سایر محصولات کانی غیرفلزی طبقه‌بندی نشده درجای دیگر	-4.24**	113.6**	-5265.96**	62.62	0.1423	1.166	0.000	0.000	0.000
2710	تولید محصولات اولیه آهن و فولاد	-0.19**	0.98**	-2.57**	-0.44	0.4802	1.924	0.000	0.004	0.004
2721	تولید محصولات اساسی مسی	-0.36**	0.83**	-0.67**	-0.55	0.7121	3.474	0.000	0.000	0.000
2722	تولید محصولات اساسی آلومینیومی	-1.16**	6.69**	-12.11**	2.67	0.7867	4.687	0.000	0.000	0.000
2723	تولید فلزات گرانبها و سایر محصولات اساسی به‌جزآهن، فولاد، مس و آلومینیوم	-0.59**	-0.02	0.56**	-0.93	0.0177	1.018	0.004	0.000	0.340
2731	ریخته‌گری آهن و فولاد	-0.13*	0.82**	-8.38**	-0.71	0.1436	1.168	0.000	0.000	0.000
2732	ریخته‌گری فلزات غیرآهنی	-1.10**	1.53**	-4.08**	-0.02	0.1212	1.138	0.000	0.000	0.027
2811	تولید محصولات فلزی ساختمانی	-0.19	0.27**	-1.36**	-0.79	0.0478	1.050	0.000	0.000	0.000
2812	تولید مخازن و انبارهها و ظروف فلزی مشابه	-0.51**	1.36**	-3.03**	-0.14	0.2758	1.381	0.000	0.000	0.000
2891	چکش‌کاری و پرس‌کاری و قالب‌زنی و پتک‌کاری غلطکی فلزات و متالوژی گردهها	-1.42**	2.92**	-4.10**	1.13	0.2904	1.409	0.000	0.000	0.000
2892	عمل‌آوری و روکش کردن فلزات و فعالیت‌های مهندسی مکانیکی عمومی	-3.38**	5.71**	-13.82**	3.07	0.1422	1.166	0.000	0.000	0.000
2899	تولید سایر محصولات فلزی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	-0.90**	0.42	-4.20	-0.68	0.0087	1.009	0.170	0.168	0.000

کد ISIC	نام صنعت	کشش قیمتی تقاضا	ضرایب پارامتر رفتاری		متوسط تغییرات حدسی	شاخص لرنر L	مارک‌آپ μ	آزمون‌های فرضیه P Values		
			$1+\theta_0$	θ_1				$\theta_1=0$	$\Phi=0$	$\Phi=-1$
2911	تولید موتور و توربین به‌جز موتورهای وسایل نقلیه، موتورهای دوچرخه و سه چرخه	-1.03	2.63**	-4.06**	0.35	0.4129	1.703	0.000	0.000	0.000
2913	تولید یاتاقان، دنده، چرخ‌دنده و دیفرنسیال	-0.84**	0.12	-0.12	-0.92	0.0321	1.033	0.199	0.000	0.119
2914	تولید اجاق و کوره و مشعل‌های کوره	-0.36	1.63**	-4.44**	0.04	0.3795	1.612	0.000	0.000	0.000
2915	تولید تجهیزات بالابرنده و جابه‌جاکننده	-3.16	8.94**	-73.90**	2.87	0.0839	1.092	0.000	0.000	0.000
2919	تولید سایر ماشین‌آلات با کاربرد عام	-3.08**	2.31	-39.89**	-0.85	0.0027	1.003	0.071	0.000	0.000
2921	تولید ماشین‌آلات کشاورزی و جنگل‌داری	-1.43**	0.08	0.11	-0.88	0.0331	1.034	0.401	0.000	0.317
2924	تولید ماشین‌آلات معدن و استخراج و ساختمان	-2.22**	3.86**	-6.06**	0.72	0.2724	1.374	0.000	0.000	0.000
2925	تولید ماشین‌آلات عمل‌آوری مواد غذایی، نوشابه، توتون و تنباکو	-1.63**	7.75**	-64.87**	3.70	0.1354	1.157	0.000	0.000	0.000
2929	تولید سایر ماشین‌آلات با کاربرد خاص	-1.02**	4.33**	-20.01**	1.85	0.2074	1.262	0.000	0.000	0.000
2930	تولید وسایل خانگی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	-1.80**	7.59**	-84.84**	2.50	0.0935	1.103	0.000	0.000	0.000
3000	تولید ماشین‌آلات اداری، حسابگر و محاسباتی	-0.83**	1.54**	-5.32**	-0.02	0.1257	1.144	0.000	0.616	0.000
3120	تولید دستگاه‌های توزیع و کنترل نیروی برق	-1.00**	1.75**	-5.59**	0.13	0.1264	1.145	0.000	0.000	0.000
3130	تولید سیم و کابل عایق‌بندی شده	-0.47**	7.29**	-41.82**	3.15	0.6687	3.019	0.000	0.000	0.000
3140	تولید انباره‌ها و پیل‌ها و باطری‌های اولیه	-3.57**	-0.57**	2.25**	-0.73	0.0277	1.028	0.000	0.000	0.000
3150	تولید لامپ‌های الکتریکی و تجهیزات روشنایی	-2.15**	0.001	1.99**	-0.74	0.0152	1.015	0.001	0.000	0.000
3190	تولید سایر تجهیزات الکتریکی طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	-2.24**	-0.37**	1.65**	-0.93	0.0079	1.008	0.000	0.000	0.000
3210	تولید لامپ‌ها و لامپ‌های لوله‌ای الکترونیکی و سایر اجزای الکترونیکی	-4.61	4.53**	-12.47**	1.74	0.0853	1.093	0.000	0.000	0.000
3220	تولید فرستنده‌های تلویزیونی، رادیوئی، دستگاه‌های مخصوص سیستم‌های ارتباط تلفنی	-1.22**	10.29**	-20.31**	3.22	0.9500	20.000	0.000	0.000	0.000
3230	تولید گیرنده‌های تلویزیون و رادیو، دستگاه‌های ضبط یا پخش صوت و ویدئو و کالاهای وابسته	-2.00**	5.84**	-11.65**	2.39	0.3577	1.557	0.000	0.000	0.000
3311	تولید تجهیزات پزشکی، جراحی و وسایل ارتوپدی	-0.23**	0.26**	-1.12**	-0.85	0.0604	1.064	0.000	0.000	0.000
3312	تولید ابزارها و وسایل ویژه اندازه‌گیری، کنترل، آزمایش، دریانوردی و مقاصد دیگر به‌جز تجهیزات کنترل عملیات صنعت	-2.14**	1.33**	-4.20**	-0.34	0.0489	1.051	0.000	0.000	0.000
3313	تولید تجهیزات کنترل عملیات صنعتی	-4.37**	-2.70	9.88**	1.98	0.3928	1.647	0.000	0.000	0.000
3320	تولید ابزارهای اپتیکی و تجهیزات عکاسی	-1.61**	4.03**	-4.24**	1.08	0.5952	2.470	0.000	0.000	0.000
3330	تولید ساعت‌های مچی و انواع دیگر ساعت و وسایل اندازه‌گیری زمان	-7.35**	1.32**	-0.35**	0.20	0.0538	1.057	0.000	0. 328	0.000
3410	تولید وسایل نقلیه موتوری	-2.82**	5.25**	-7.40*	0.106	0.3203	1.471	0.057	0.488	0.000
3420	تولید بدنه اتاق‌سازی برای وسایل نقلیه موتوری و ساخت تریلر و نیم تریلر	-4.13**	2.19**	-3.20**	0.29	0.0879	1.096	0.000	0.000	0.000
3430	تولید قطعات و ملحقات برای وسایل نقلیه موتوری و موتور آنها	-1.40**	0.72**	-8.52**	-0.65	0.0108	1.011	0.000	0.000	0.000

3511	تولید و تعمیر انواع کشتی	-1.80**	6.93**	-6.34**	2.52	0.9550	22.222	0.000	0.000	0.000
3512	تولید و تعمیر انواع قایق و سایر شناورها به‌جز کشتی	-0.31**	1.02**	-2.77**	-0.49	0.3064	1.442	0.000	0.000	0.000
3520	تولید و تعمیر تجهیزات راه آهن	-1.22**	4.49**	-3.75**	1.07	0.9700	33.333	0.000	0.000	0.000
3591	تولید انواع موتورسیکلت	-2.45**	0.71**	0.76	-0.20	0.0398	1.041	0.388	0.214	0.000
3592	تولید انواع دوچرخه و صندلی چرخ‌دار معلولین	-0.78	1.12**	-4.12**	-0.60	0.0892	1.098	0.000	0.000	0.000
3599	تولید سایر وسایل حمل و نقل طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	-0.84**	1.00**	-0.92**	-0.42	0.3144	1.459	0.000	0.000	0.000
3610	تولید مبلمان	-2.22**	-0.21**	7.48**	-0.66	0.0113	1.011	0.000	0.765	0.000
3691	تولید جواهرات و کالاهای وابسته	-1.69**	0.59**	0.48**	-0.03	0.4533	1.829	0.000	0.127	0.000
3693	تولید کالاهای ورزشی	-1.39**	3.31**	-5.37**	0.85	0.3609	1.565	0.000	0.000	0.000
3694	تولید وسایل بازی و اسباب بازی	-1.52**	0.50**	-0.62**	-0.72	0.0644	1.069	0.000	0.000	0.000
3699	تولید سایر مصنوعات طبقه‌بندی نشده در جای دیگر	-1.10**	-0.07	10.79**	-0.57	0.0180	1.018	0.000	0.000	0.000
3720	بازیافت ضایعات و خرده‌های غیرفلزی	-0.64**	1.08**	-0.99**	-0.23	0.3751	1.600	0.000	0.000	0.000

ضرایب مشترک در معادله تقاضا	$\lambda_1 = 0.0292$ **	ضرایب مشترک در معادله عرضه	$\alpha_{ll} = -1.96E-10$ *
			$\alpha_{kk} = -4.74E-5$ **
			$\alpha_{mm} = 4.87E-12$ *
	$\lambda_2 = 0.7582$**		$\alpha_{lk} = 2.33E-7$ **
			$\alpha_{lm} = 3.41E-11$ *
			$\alpha_{km} = -6.13E-8$ *
	$\lambda_3 = 7.118$**		$\beta_l = -1.11E-24$ *
			$\beta_k = -1.25E-18$ *
			$\beta_m = 2.18E-24$ **

علامت ** معنی‌داری ضرایب در سطح احتمال ۹۵٪ و علامت * معنی داری در سطح احتمال ۹۰٪ را نشان می‌دهد.

آزمون فرضیه $\theta_1 = 0$ وابستگی تغییرات حدسی را نسبت به شاخص تمرکز نشان می‌دهد و آزمون فرضیه $\Phi = 0$ وجود شرایط کورنویی و $\Phi = -1$ وجود شرایط رقابت کامل را نشان می‌دهد. متوسط تغییرات حدسی، با استفاده از ضرائب تغییرات حدسی به‌دست آمده قابل محاسبه است که در محدوده 1- تا $(1/H)-1$ قرار دارد. و در شرایط رقابتی کامل این پارامتر به ۱- و در شرایط انحصار کامل به $(1/H)-1$ سوق می‌کند.

گزارش آماره‌های مربوطه به معادله:	
تقاضا	عرضه
R^2=0.9893	R^2=0.9043
$\overline{R}^2 = 0.988$	$\overline{R}^2 = 0.8796$
F=570.073	F=36.9686
Prob[0.00]	Prob[0.000]
D.W=2.09	D.W=1.9968

مأخذ: محاسبات تحقیق

تأثیر زیرساخت‌های آموزش و سلامت بر رشد اقتصادی ایران

The Impact of Education and Health Infrastructures on Economic Growth of Iran

مهدی شهرکی*، سیمین قادری**

دریافت: ۱۳۹۳/٤/۹ پذیرش: ۱۳۹۳/۸/۸

چکیده:

زیرساخت‌ها یکی از ابزارهای مهم در انتقال تکنولوژی پیشرفته از کشورهای توسعه‌یافته به کشورهای در حال توسعه می‌باشند. همچنین زیرساخت‌ها باعث افزایش فعالیت‌های اقتصادی، کاهش هزینه‌های تولید، حمل و نقل و نهایتاً افزایش کارایی می‌شوند و از این طریق بر رشد اقتصادی تأثیرگذار هستند. در این مقاله اثرات مستقیم و غیرمستقیم زیرساخت‌های آموزش و سلامت و همچنین زیرساخت‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۸۰ بررسی می‌شود. برای این موضوع یک سیستم معادلات طراحی شده است که با روش 2SLS مورد برآورد قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که اگر زیرساخت‌های آموزش و سلامت یک درصد افزایش یابند تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰٦، و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به میزان ۰/۰۳ افزایش می‌یابد. همچنین میزان تأثیر غیرمستقیم زیرساخت‌های آموزش و سلامت بر رشد اقتصادی از طریق سرمایه‌گذاری خارجی ۰/۰٦ است که همین تأثیر از طریق صادرات ۰/۰۲ می‌باشد.

کلمات کلیدی: زیرساخت‌ها، رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، آموزش، سلامت.

طبقه‌بندی JEL: F21، H54، O47.

* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

Email: shahraki@cmu.ac.ir

** استادیار دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار، چابهار، ایران (نویسنده مسئول)

Email: siminghaderi@yahoo.com

Mahdi Shahraki, Simin Ghaderi***

Received: 30/June/2014 Accepted: 30/Oct/2014

Abstract:

Infrastructures are one of the most important tools for transferring technology from developed countries to developing ones. These infrastructures will also increase the economic activities; decrease the production and transportation costs, and finally increase the efficiency. Thus, they can affect the economic growth. This study investigates the direct and indirect effects of education and health, and economic infrastructures on the economic growth of Iran from 1980 to 2011. To that end, an equation system was designed which uses 2SLS. The findings showed that one percent increase in the education and health infrastructures will increase GDP by 0.06, and increase the foreign direct investment by 0.03. The indirect effect of improving education and health infrastructures on economic growth via foreign investment is 0.06 while export can bring about a 0.02 increase in economic growth.

Keywords: Infrastructures, Economic Growth, Foreign Direct Investment, Education, Health.
JEL: F21, H54, O47.

* Ph.D. Student of Economics, Tarbiat Modarres University, Tehran, Iran.

** Assistant professor of Economics, Chabahar University, Iran (Corresponding Author).

۱- مقدمه

برای دستیابی به رشد اقتصادی مستمر، ایجاد و توسعه زیرساخت‌ها و همچنین شکل‌گیری بسترهای لازم برای دستیابی به اقتصادی پویا و رقابتی امری لازم و ضروری است. اگرچه در پذیرش تأثیر زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی تردیدی وجود ندارد ولی اهمیت و اولویت زیرساخت‌ها برای رسیدن به رشد اقتصادی مستمر برای کشورها متفاوت می‌باشد. به عبارت دیگر کشورها در هر مرحله‌ای از رشد نیاز به ایجاد و گسترش نوع خاصی از زیرساخت‌ها دارند. به‌طور کلی زیرساخت‌ها به دو دسته عمده اقتصادی و اجتماعی طبقه‌بندی می‌شوند. زیرساخت‌های اقتصادی معمولاً در ابعاد متفاوتی مورد بررسی قرار می‌گیرند. ابعاد زیرساخت‌های اقتصادی شامل حمل و نقل، مخابرات، اطلاعات و انرژی می‌باشد که هر بعد از طریق شاخص‌های معینی بررسی می‌شود. بعد حمل و نقل شامل شاخص‌های طول راه‌ها بر حسب کیلومتر مربع و کل راه‌های آسفالته به صورت درصدی از کل راه‌ها و وسایل موتوری به ازای هر صد نفر می‌باشند و زیرساخت‌های بعد مخابراتی شامل شاخص‌های تعداد خطوط تلفن ثابت و همراه به ازای هر صد نفر و همچنین تعداد کاربران اینترنتی به ازای هر صد نفر می‌باشد. زیرساخت‌های اطلاعاتی با شاخص‌های تعداد روزنامه‌ها به ازای هر هزار نفر و تعداد تلویزیون به ازای هر هزار نفر برآورد می‌شوند و بعد انرژی نیز شامل شاخص مقدار انرژی مصرفی توسط افراد بر حسب کیلو وات بر ساعت می‌باشد. زیرساخت‌های اجتماعی نیز شامل بعد آموزش و بعد بهداشت و سلامت نیروی انسانی می‌باشد که با شاخص هزینه‌های عمومی دولت بر آموزش و همچنین بر بهداشت و سلامت نیروی انسانی به صورت درصدی از کل مخارج دولت ارزیابی می‌شوند (فدرک[1] و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۰۳۸).

زیرساخت‌های اقتصادی فعالیت‌های تولیدی را به طور مستقیم حمایت می‌کنند. این فعالیت‌ها عبارتند از: جاده‌ها، بزرگ‌راه‌ها، فرودگاه‌ها، شبکه‌های آبرسانی، شبکه‌های گازی، شبکه‌های برق‌رسانی، شبکه فاضلاب و پل‌ها. در حالی‌که زیرساخت‌های اجتماعی برای بالا بردن رفاه جامعه و فعالیت تولیدی در اقتصاد به وجود آمده‌اند. این فعالیت‌ها عبارتند از: سطح آموزش و بهداشت و سلامت، امنیت عمومی و غیره. زیرساخت‌ها می‌توانند به‌صورت مستقیم و یا غیرمستقیم بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارند. اگر محصولات و خدمات زیرساخت‌ها به‌طور مستقیم در تابع تولید وارد شوند دارای اثر مستقم خواهند بود و اگر به‌عنوان پیامدهای جنبی کالاهای عمومی در مدل‌های رشد لحاظ شوند دارای اثر غیرمستقیم خواهند بود. مثلاً بهبود کیفیت راه‌ها و جاده‌ها و همچنین گسترش شبکه‌های مخابراتی و اینترنتی می‌توانند در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به داخل کشور بسیار مؤثر باشند و از این طریق بر رشد اقتصادی کشور تأثیر بگذارند. به طور کلی زیرساخت‌ها باعث انتقال دانش فنی، توسعه منابع انسانی، اشاعه مهارت‌های مدیریت و گسترش تجارت خارجی به ویژه دستیابی به بازارهای جدید صادراتی می‌شود و بهره‌وری و رشد را در اقتصاد بالا می‌برد. با توجه به اهمیتی که زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی دارند این مقاله درصدد بررسی تأثیر زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی ایران می‌باشد که تمرکز بر زیرساخت‌های آموزش و سلامت کشور می‌باشد. از آنجائی‌که زیرساخت‌ها می‌توانند از مکانیسم‌های مختلفی بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارند و در مطالعات اخیر نیز این مکانیسم‌ها به‌طور همزمان بررسی نشده‌اند در این مقاله نه تنها اثر مستقیم زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی بررسی می‌شود بلکه اثرات غیرمستقیم آنها نیز از طریق جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات نیز مدنظر می‌باشد. همچنین علاوه بر این، تأثیر زیرساخت‌های اقتصادی نیز بر رشد اقتصادی ایران بررسی می‌شود تا اهمیت و تأثیرگذاری هر کدام از زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی ایران تعیین شود. همچنین در این مقاله برای زیرساخت‌های آموزش و سلامت و نیز زیرساخت‌های اقتصادی یک شاخص ترکیبی معرفی می‌شود تا شامل تمامی ابعاد زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی باشد که در مطالعات قبلی صورت نگرفته است.

۲- مبانی نظری

در این قسمت ابتدا نظریه‌ها و دیدگاه‌هایی که در زمینه تأثیر زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی وجود دارد به اختصار بیان می‌گردد

1. Federek et al. (2008)

و سپس با توجه به اینکه در مقاله اثرات غیرمستقیم زیرساخت‌های آموزش و سلامت بر رشد اقتصادی نیز بررسی می‌شود و این تأثیر غیرمستقیم از طریق تأثیر زیرساخت‌ها بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سپس تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی می‌باشد، به بیان نظریات موجود در زمینه تأثیر زیرساخت‌ها بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز پرداخته می‌شود.

۲-۱- تأثیر زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی

۲-۱-۱- زیرساخت‌ها در نظریه رشد منکیو، رومر

در نظریه رشد منکیو و همکاران[1] (۱۹۹۲: ٤۷-۳۷) سرمایه انسانی در تابع تولید قرار گرفته است و به عنوان عامل تولید سرمایه – جمعیت و تکنولوژی مورد توجه قرار می‌گیرد. معادله (۱) که مبین مدل رشد اولیه می‌باشد به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y(t) = k(t)^{\alpha} H(t)^{\beta} (A(t)L(t))^{1-\alpha-\beta} \quad (۱)$$

در مدل رشد فوق تابع تولید ناخالص داخلی از k موجودی سرمایه و H به عنوان سرمایه انسانی تشکیل شده است که البته سرمایه انسانی خود مولد جمعیت و تکنولوژی در نظر گرفته شده است و A بهره‌وری کل عوامل تولید را در بر می‌گیرد. در معادلات (۲) و (۳) S^K ,S^H نرخ مشارکت موجودی سرمایه و نرخ مشارکت سرمایه انسانی می‌باشند. در معادلات (۲) و (۳) n نرخ رشد نیروی کار و g نرخ رشد تکنولوژی و عامل δ به عنوان ریسک می‌باشد.

$$k(t) = (s^k)y(t) - (n+g+\delta)k(t) \quad (۲)$$

$$h(t) = (s^H)y(t) - (n+g+\delta)h(t) \quad (۳)$$

با فرض تابع تولید و انباشت سرمایه مدل تعدیل شده که تأثیر زیرساخت‌ها را در کنار سایر عوامل بر رشد مورد بررسی قرار می‌دهد به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\ln(\frac{y_t}{L_t}) = \ln(A_0) + g_t + \frac{\alpha}{1-\alpha}\ln(s_t^k) + \frac{\beta}{1-\alpha}\ln(\inf) - \frac{\alpha}{1-\alpha}\ln(n_t+g+\delta) \quad (٤)$$

$$\ln(y_{it}) = \alpha_0 + \alpha_{1t}\ln(s_{it}^k) + \alpha_{2t}\ln(\inf rastructure_{it}) + \alpha_{3t}n_{it} + \alpha_{4t}t \quad (۵)$$

1. Mankiw et al. (1992)

در معادله (۵) تأثیر زیرساخت‌ها در کنار سایر عوامل مؤثر بر روی رشد که شامل نرخ مشارکت موجودی سرمایه و نرخ رشد نیروی کار می‌باشد مورد بررسی و برآورد قرار می‌گیرد. (بالازایگت[2]، ۲۰۰٤: ۲٦).

۲-۱-۲- زیرساخت‌ها در نظریه رشد دی‌ملو

به عقیده دی‌ملو[3] (۱۹۹۷: ۳٤-۱) بهبود کیفیت زیرساخت‌ها در ایجاد فرصت‌های شغلی در داخل هر کشور بسیار مؤثر می‌باشد و انگیزه تولیداتی کشور را برای رقابت در صحنه تجارت بین‌الملل بالا می‌برد و این خود زمینه ورود جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را به داخل کشورها افزایش می‌دهد. دی‌ملو مدل رشد زیر را مطرح می‌کند:

$$Y_t = AF\{\lambda F\{K_D, E\}\} \quad (۱)$$

$$Y = A\left(\lambda\left(\lambda^{\alpha} {K_D}^{\beta} E^{(1-\alpha-\beta)}\right)\right) \quad (۲)$$

در معادله فوق $\lambda = H^Z$ و Y ستاده واقعی و K_D موجودی سرمایه داخلی و H متغیر جانشین سطح آموزشی و Z بازدهی آموزش نسبت به نهاده نیروی کار و A بهره‌وری تولید و E درصد سرمایه ورودی می‌باشد. دی‌ملو مطرح می‌کند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی لزوماً دارای اثر سرریز مثبت نمی‌باشد به ویژه زمانی‌که کشور دریافت کننده قابلیت جذب کمتری در مزایای جریان سرمایه خارجی داشته باشد پیشنهاد می‌کند که عواملی مانند سرمایه انسانی، موجودی سرمایه و همچنین زیرساخت‌ها در فرایند انتقال تکنولوژی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مهم هستند. تابع تولید کاب-داگلاس (E) با فرض بازدهی کاهنده نسبت به مقیاس به‌صورت زیر است.

$$E = \left\{\left(\lambda\left(\lambda I K_D, {K_F}^{\theta}\right)\right\}^{\varphi} \quad (۳)$$

K_F جریان سرمایه خارجی و L نیروی کار می‌باشد؛ حال با ترکیب معادلات (۲) و (۳) خواهیم داشت:

$$Y = A\left(\lambda\left(\lambda^{\alpha} K^{\beta}\left(\left(\lambda\left(\lambda L K_D, K_F^t\right)\right)^{\varphi(1-\alpha-\beta)}\right.\right.\right. = A\left(\lambda\left(\lambda^{\alpha+\varphi(1-\alpha-\beta)}\right)K^{\beta+\varphi(1-\alpha-\beta)}.K_F^{\theta\varphi(1-\alpha-\beta)}\right. \quad (٤)$$

نهایتاً با توجه به الگوی ارائه شده بالا شکل لگاریتمی مدل رشد به

2. Balazaiget (2004)
3. Demello (1997)

صورت زیر خواهد بود (فرزین و همکاران، ۱۳۹۱: ۳۸):

(۵)

$$\ln y = \ln\alpha_0 + \alpha_1 \ln k_D + \alpha_2 \ln k_f + \alpha_3 \ln H + \alpha_4 \ln INFRAST + \varepsilon_t$$

۲-۱-۳- زیرساخت‌ها در نظریه هانسن و راند

هانسن و راند[1] در نظریه‌های رشد درون‌زا، بر این باورند که رابطه علّی دوطرفه‌ای میان رشد و زیرساخت‌ها وجود دارد. آنها معتقدند همان‌گونه که برای داشتن رشد اقتصادی فزاینده نیاز به وجود ظرفیت‌های زیرساختی در یک کشور می‌باشد، برای پیشرفت و بهبود سطح زیرساخت‌های یک کشور نیز روند صعودی رشد و رونق اقتصادی مورد نیاز می‌باشد. همچنین رشد اقتصادی که در نتیجه بهبود شرایط زیرساختی به‌دست می‌آید خود منجر به جذب سرمایه‌های خارجی می‌شود. زیرا به عقیده ایشان شرکت‌های چندملیتی تمایل دارند که در کشورهایی مستقر شوند که در آنها رشد اقتصادی و بهره‌وری بالایی وجود داشته باشد. به عبارت دیگر رشد بالای اقتصادی در کشورهای میزبان اطمینان خاطر سرمایه‌گذاران بالقوه خارجی که تمایل به سرمایه‌گذاری در این کشورها را دارند افزایش می دهد (هانسن و راند، ۲۰۰۶: ۴۱-۲۱).

۲-۱-۴- زیرساخت‌ها در نظریه هالتن

هالتن[2] (۱۹۹۰: ۹۰-۵۶) در مدل رشد خود ابتدا تابع تولید اولیه‌ای را مطرح می‌کند:

$$Y = A.F(K,L) \qquad (۱)$$

در معادله فوق K موجودی سرمایه و L نیروی کار و A بهره‌وری عوامل تولید در نظر گرفته می‌شود. حال بهره‌وری کل عوامل تولید بر اساس S^K و S^L که نشان‌دهنده سهم مشارکت موجودی سرمایه و نیروی کار می‌باشند را بیان می‌کنیم:

$$\frac{A^{\bullet}}{A} = \frac{Y^{\bullet}}{Y} - S^L \frac{L^{\bullet}}{L} - S^K \frac{K^{\bullet}}{K} \qquad (۲)$$

هالتن با فرض ورود X با ضریب تعریف شده μ متغیر زیرساخت‌ها را در مدل رشد، مطرح می‌کند و η را به عنوان کشش بهره‌وری در زیرساخت‌ها در نظر می‌گیرد:

$$Y = A \sim X^{\eta} F(K,L) \qquad (۳)$$

معادله (٤) بازگو کننده S^L نرخ مشارکت نیروی انسانی و S^K نرخ مشارکت موجودی سرمایه و A دربردارنده پیشرفت تکنولوژی و Xمتغیر زیرساخت‌ها می‌باشد:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + \eta \frac{\dot{X}}{X} + S^L \frac{\dot{L}}{L} + S^K \frac{\dot{K}}{K} + \varepsilon \qquad (٤)$$

با جایگزینی معادله ۲ در معادله ٤ عبارت زیر به‌دست می‌آید:

$$\frac{\dot{A}}{A} = \frac{\tilde{A}^{\circ}}{\tilde{A}} + \mu \frac{\dot{X}}{X} + \varepsilon \qquad (۵)$$

در نهایت بنا بر نظریه هالتن، رشد تابعی از y درآمد واقعی و k سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها و z سایر عوامل مؤثر بر رشد مانند صادرات و آزاد سازی تجاری می‌باشد (استراپ[3]، ۲۰۰۸: ٤۰۰-۳۷۹).

$$g_i = \alpha y_{i0} + \beta k_i^I + z_i \gamma + v_i \qquad (٦)$$

۲-۱-۵- زیرساخت‌ها در نظریه اوبربایاران

اوبربایاران[4] بعد از معرفی تابع تولید به اعمال تغییراتی بر تابع مذکور می‌پردازد و سپس متغیر زیرساخت‌ها را در مدل رشد وارد می‌کند (اوبربایاران، ۲۰۰٦: ٤۰۰-۳۷۹).

$$Y = A.F(K, L) \qquad (۱)$$

حال طبق نظریه رشد اوبربایاران با فرض ورود عامل زیرساخت‌ها بر رشد الگوی زیر مطرح می‌شود:

(۲)

$$\dot{Y} = \frac{(Y_T - Y_t)}{Y_t} = \beta_0 + \beta_1 * Y_t + \beta_2 * H_t + \beta_3 * INFRAST$$

در معادله فوق Y معیار رشد می‌باشد و H سرمایه انسانی و INFR نشان‌دهنده متغیر زیرساخت‌ها می‌باشد. اوبربایاران بعد از جای‌گذاری معادله ۱ در معادله ۲ و با فرض اینکه ۱=.β و β_1^* $y_t = \alpha \ln\Delta k + \beta \ln\Delta l$ می‌باشد معادله نهایی (۳) را که در آن لگاریتم متغیر زیرساخت‌ها در کنار لگاریتم سایر متغیرها بررسی می‌شود را نتیجه می‌گیرد:

(۳)

$$growth = \alpha \ln\Delta k + \beta \ln\Delta L + \gamma \ln H + \eta \ln\Delta INFRAST$$

1. Hansen & Rand (2006)
2. Hulten (1990)
3. Strap (2008)
4. Uberbayaran (2006)

۲-۱-٦- زیرساخت‌ها در نظریه رومر

رومر[1] در نظریه خود اشاره می‌کند که در مدل‌های رشد یک چارچوب اصلی و اساسی بایستی مورد توجه قرار بگیرد که آن چارچوب باید بر اساس عوامل مؤثر بر رشد باشد. وی یکی از عوامل مؤثر در مدل‌های رشد را عامل زیرساخت‌ها در نظر می‌گیرد و به ارتباط مستقیمی که میان زیرساخت‌ها و رشد وجود دارد اشاره می‌نماید (رومر، ۲۰۰۱: ۹۷-۸۹). گراملیک[2] (۱۹۹٤: ۱۱۹٦-۱۱۷٦) نیز در نظریه رشد خود به عامل زیرساخت‌ها توجه می‌کند و معتقد است که افزایش در موجودی زیرساخت‌ها، می‌تواند منجر به افزایش تولید کل در کشور و در نتیجه کاهش هزینه‌های تولیداتی مربوط به آن کشور شود و در نتیجه عامل زیرساخت‌ها می‌تواند به عنوان یک عامل بهره‌وری و تکنولوژیکی وارد مدل‌های رشد شود.

۲-۱-۷- زیرساخت‌ها در نظریه آلفرو

آلفرو و همکاران[3] (۲۰۰۸: ۳٦۸-۳٤۷) در نظریه‌پردازی خود توسعه و بهبود کیفیت زیرساخت‌ها و خدمات ناشی از آنها را پیش شرطی مهم در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی می‌داند. وی در دیدگاه خود مطرح می‌کند که کشورهای در حال توسعه از طریق مناسبات بازرگانی غیرمنصفانه و نابرابر با کشورهای پیشرفته صنعتی تحت استثمار و وابستگی قرار دارند و بدین ترتیب تجارت خارجی عملاً به صورت ابزارهایی برای تحکیم این تابعیت درآمده است. بنابر نظریه طرفداران دیدگاه آلفرو، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق عواملی مانند زیرساخت‌ها و آزادسازی تجاری و گسترش حجم مبادلات خارجی و به ویژه دستیابی به بازارهای جدید صادراتی می‌تواند منجر به رشد اقتصادی شود و در ادامه بیان می‌کنند که انتقال دانش فنی و توسعه منابع انسانی و اشاعه مهارت‌های مدیریتی تنها زمانی از طریق جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد تأثیر می‌گذارند که کیفیت سطح عمومی زیرساخت‌ها گسترش یافته باشد (فرزین و همکاران، ۱۳۹۱: ٦۲-۲۹).

۲-۲- تأثیر زیرساخت‌ها بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

دانینگ و پدرونی[4] بیان می‌کنند که عوامل متفاوتی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد می‌تواند تأثیرگذار باشد. یکی از این عوامل مهم زیرساخت‌ها هستند. به عقیده ایشان زیرساخت‌ها در تحرک جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به داخل کشورها مؤثرند و با ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به داخل کشور، روند صادراتی و مبادلات تجاری کشور نیز افزایش خواهد یافت و در نتیجه رشد اقتصادی چشمگیری در کشورها اتفاق خواهد افتاد (دانینگ و پدرونی، ۱۹۹۳: ۷۳-٦۲).

کانینگ[5] در نظریه خود وجود زیرساخت‌های مناسب و قوی را دلیلی بر افزایش بهره‌وری در مراحل تولید می‌داند و بیان می‌کند که افزایش بهره‌وری در فرایند تولید می‌تواند منجر به افزایش جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به داخل کشور و در نتیجه رشد اقتصادی آن کشور شود. همچنین زیرساخت‌ها را به عنوان یک عامل مکمل در کنار سایر عوامل جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی لحاظ می‌کند و زیرساخت‌ها را مکمل متغیرهای آزادسازی تجاری، صادرات و تبادل تکنولوژی و افزایش بهره‌وری در بالابردن رشد اقتصادی در نظر می‌گیرد (کانینگ، ۱۹۹۹: ٤۷-۲۹).

همچنین پاتریک و همکاران[6] نیز به ارتباط دو طرفه زیرساخت‌ها و جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در مدل‌های مربوط به سرمایه‌گذاری اشاره نموده و بیان می‌کنند که در کشورهای کاملاً توسعه‌یافته که از رشد اقتصادی چشمگیری بهره‌مند می‌باشند این ارتباط دوطرفه به وضوح مشاهده می‌شود (پاتریک و همکاران، ۲۰۰٦: ۱۷۱-۱٤۳).

کوآزی[7] نیز طبق نظریه‌های ولر و مودی در مطالعات تجربی خود ارتباط مثبتی را میان زیرساخت‌ها و جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد به‌دست می‌آورد (کوآزی، ۲۰۰٦: ٤۱-۲۱).

هانسن و راند[8] (۲۰۰٦: ٤۱-۲۱) در نظریه رشد درون‌زا، مطرح می‌کنند که برای اینکه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بتواند

1. Romer (2001)
2. Gramlich (1994)
3. Alfaro et al. (2008)
4. Dunning & Pedroni (1993)
5. Cunning (1999)
6. Patrick et al. (2006)
7. Quazi (2006)
8. Hansen & Rand (2006)

نقش مؤثری بر رشد اقتصادی یک کشور داشته باشد بایستی بسترهای مناسب برای جذب زیرساخت‌ها فراهم شود. به عنوان مثال اثر سرریز انتقال فناوری از طریق سرمایه‌گذاری‌های خارجی تنها در صورتی موفقیت‌آمیز خواهد بود که ظرفیت‌های زیرساختی در کشورِ میزبان در سطح پیشرفته‌ای قرار داشته باشد (احمدی و همکاران، ۱۳۹۰: ١٦٤).

فدرک و باجتیک[1] بنابر نظریه زیرساخت‌ها-اشتغال[2] بر این باورند که بهبود کیفیت سطح عمومی زیرساخت‌ها می‌تواند منجر به ایجاد انگیزه از جانب نیروی کار برای دست یابی به فرصت‌های شغلی بالاتر شود و این خود می‌تواند مسبب ایجاد فرصت‌های شغلی جدید برای نیروی انسانی و افزایش بهره‌وری تولید شود و در نتیجه موجب افزایش روند ورود جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به داخل کشور می‌شود (فدرک و باجتیک، ۲۰۰۸: ٧٨-٥٤).

۳- پیشینه تحقیق

۳-۱- مطالعات داخلی

داوودی و شاه‌مرادی در بررسی عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ٤٧ کشور جهان طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۰ نتیجه می‌گیرند که توجه به زیرساخت‌های قانونی، تشویق و تقویت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، توجه به کارایی و بهره‌وری سرمایه‌گذاری انجام شده در زیرساخت‌ها و تحقیق و توسعه، توجه به بهره‌وری، کارایی، سطح مهارت نیروی کار و اقداماتی در جهت افزایش ثبات سیاسی کشور می‌تواند به جذب هر چه بیشتر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران منجر شود (داوودی و شاه‌مرادی، ۱۳۸۳: ۱۱۳-۸۱).

کمیجانی و عباسی در تحقیقی به بررسی عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در ایران پرداختند. آنها در این تحقیق به روش ARDL و با استفاده از داده‌های ۱۳۸۰-۱۳۵۳ برای کشور ایران به این نتیجه رسیدند که تورم تأثیر منفی، و موجودی سرمایه و درجهٔ باز بودن اقتصادی و زیرساخت‌ها تأثیر مثبت در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی دارند (کمیجانی و عباسی، ۱۳۸۵: ۱۰۵-٦٩).

موسوی‌جهرمی و عبادتی‌فرد نتیجه می‌گیرند که تغییر سرمایه‌گذاری در زیرساخت حمل و نقل از عوامل تعیین کننده موجودی مطلوب سرمایه (K)، در مدل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌باشد. نتایج برآورد طی سال‌های ۱۳۳۸تا ۱۳۸۲، نشان می‌دهد که رابطه قوی میان سرمایه‌گذاری در زیرساخت حمل و نقل و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی وجود دارد. همچنین با توجه به کشش مثبت به‌دست آمده برای سرمایه‌گذاری در حمل و نقل، سرمایه‌گذاری در این بخش زیرساخت، اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی کشور دارد (موسوی‌جهرمی و عبادتی‌فرد، ۱۳۸۷: ۳۷۱-۳٦١).

شاه‌آبادی و محمودی بیان کردند که منابع طبیعی موجود، سرمایه انسانی و زیرساخت‌ها به صورت مستقیم و معنی‌دار بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران مؤثرند. عامل باز بودن اقتصاد تأثیر مثبت و بی‌معنی و عامل نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی نیز تأثیر منفی و بی‌معنی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران دارد (شاه‌آبادی و محمودی، ۱۳۸۵: ۱۲٦-۸۹).

تقوی و محمدی به بررسی سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در بخش‌های کشاورزی، نفت و گاز، صنایع و معادن و خدمات پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در بخش کشاورزی و نفت و گاز به کل تولید ناخالص داخلی دارای تأثیر مثبت و معناداری روی نرخ رشد تولید ناخالص داخلی است و ضریب بهره‌وری نهایی سرمایه در بخش کشاورزی از سایر بخش‌های اقتصادی بالاتر است. همچنین نسبت سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در بخش صنایع و معادن به تولید ناخالص داخلی علی‌رغم داشتن تأثیر مثبت در رشد تولید، اثرش معنادار نبوده است و سرانجام نسبت سرمایه‌گذاری‌های انجام شده در بخش خدمات به تولید ناخالص از لحاظ آماری تأثیر معناداری روی رشد تولید ناخالص داخلی نداشته و ضریب بهره‌وری نهایی سرمایه نیز در بخش خدمات، منفی بوده است (تقوی و محمدی، ۱۳۸۸: ٤٢-١٥).

اکبریان و قائدی به بررسی اثر سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت‌های اقتصادی روی تولید ناخالص داخلی بدون نفت

1. Federek & Bogetic (2008)
2. Employment-Infrastructure

در ایران با روش مدل خودتوضیح برداری برای سال‌های ۸۵-۱۳٤۰ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت اثر سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت‌های اقتصادی روی تولید ناخالص داخلی بدون نفت سرانه نیروی کار مثبت می‌باشد و سرمایه‌گذاری سرانه نیروی کار در زیرساخت ارتباطات بیشترین تأثیر و سرمایه‌گذاری در زیرساخت انرژی کمترین تأثیر را دارد (اکبریان و قائدی، ۱۳۹۰: ٤۸-۱۱).

فرزین و همکاران در عوامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران، زیرساخت‌ها را به عنوان عامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مورد توجه قرار می‌دهند (فرزین و همکاران، ۱۳۹۱: ٦۲-۲۹).

قادری و دهمرده با بررسی زیرساخت‌های اجتماعی و اقتصادی برای کشورهای منتخب شرق و غرب آسیا نشان می‌دهند که زیرساخت‌های اجتماعی و اقتصادی بیشترین تأثیر را بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب شرق آسیا در مقایسه با کشورهای غرب آسیا داشته است (قادری و دهمرده، ۱۳۹۲: ٦۸-٤۱).

طیبی و همکاران به بررسی آثار درجه باز بودن تجاری کشورها و نیز مکانیزم جذب سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی بر سرمایه‌گذاری داخلی و رشد اقتصادی در ۱۰ کشور در حال توسعه آسیایی پرداختند. نتایج نشان دهنده آن است که سرمایه‌گذاری داخلی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، درجه باز بودن تجاری و سرمایه انسانی اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی این کشورها داشته است. همچنین رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و توسعه مالی اثر مثبت و معنا داری بر سرمایه‌گذاری داخلی این کشورها دارند (طیبی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۵۲-۱۳۱).

۳-۲- مطالعات خارجی

ایسترلی و ربلو[1] در مطالعه خود با استفاده از اطلاعات سرمایه‌گذاری عمومی در ۳٦ کشور در دهه ۱۹٦۰، ۱۰۸ کشور در دهه ۱۹۷۰ و ۱۱۹ کشور در دهه ۱۹۸۰ به روش پانل دیتا به بررسی رابطه میان متغیرهای حمایت مالی، درجه توسعه‌یافتگی و نرخ رشد پرداختند. نتایج کار آنها حاکی از ارتباط مستقیم سرمایه‌گذاری در حمل و نقل و ارتباطات (زیرساخت ارتباطات) و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌باشد (ایسترلی و ربلو، ۱۹۹۳: ٤۱۷-٤۵۸).

چانلای[2] در ۳۱ کشور در حال توسعه و با استفاده از روش پانل دیتا، عوامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بررسی کرده و نتیجه می‌گیرد که عواملی مانند اندازه بازار، رشد تولید ناخالص داخلی، دستمزد کارای بخش صنعت، دوردستی و ذخیره ورودی جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و همچنین درجه آزادسازی تجاری بر میزان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صورت معنی‌داری مؤثرند (چانلای، ۱۹۸۷: ۱۱۲-۹۷).

آسیودا[3] با استفاده از روش تحلیل رگرسیون، تعیین کننده‌های مکانی مؤثر بر سرمایه گذاری مستقیم خارجی را با استفاده از داده های مقطعی ۷۱ کشور در حال توسعه طی دوره زمانی ۱۹۹۹-۱۹۷۰ بررسی کرده و نتیجه می‌گیرد که متغیر آزادسازی تجاری، زیرساخت‌ها (تعداد خطهای تلفن در هزار نفر جمعیت) و نرخ بازگشت سرمایه تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارند (آسیودا، ۲۰۰۲: ۱۱۹-۱۰۷).

کامپ[4] در مطالعه‌ای تحت عنوان تعیین کننده‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۸۷، نتیجه می‌گیرد که آموزش به عنوان زیرساخت اجتماعی و درجه آزاد سازی تجاری از عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است که خود تابع متغیر بازار (GDP, GDP سرانه)، جمعیت و رشد حقیقی تولید ناخالص داخلی می‌باشند (کامپ، ۲۰۰۲: ۳۲۰-۳۱۲).

اونیو[5] نتیجه می‌گیرد که نقش عوامل اقتصادی و زیرساختی بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مثبت می‌باشد (اونیو، ۲۰۰۰: ۵۷-۲۷).

حق و کیم[6] با استفاده از مدل پانل دیتا و داده‌های ۱۵ کشور در حال توسعه بین سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۷ رابطه علّی میان سرمایه‌گذاری در حمل و نقل و ارتباطات و FDI را آزمون کردند. ضرایب معنادار و حاکی از اثر پویای سرمایه‌گذاری دولتی در

1. Easterly & Reblo (1993)

2. Chunlai (1987)
3. Asiedu (2002)
4. Camp (2002)
5. Onyeiwu (2000)
6. Hagh & Kim (2003)

حمل و نقل (زیرساخت ارتباطات) و جذب FDI و رشد اقتصادی بودند. آنها همچنین علّیت معکوس را با توجه به قانون واگنر آزمون کردند و علّیت معکوس را تأیید نکردند (حق و کیم، ۲۰۰۳: ۸۰-۶۹).

فراوسن[1] با استفاده از داده‌های ۶۲ کشور طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۸۲، در بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با استفاده از مدل جاذبه تعدیل شده چانلای (۱۹۸۷: ۱۱۲-۹۸) به این نتیجه رسید که متغیرهای آموزش، سرمایه‌گذاری داخلی و زیرساخت‌ها، عوامل تعیین کننده معنادار بر جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی محسوب می‌شوند (فراوسن، ۲۰۰۴: ۲۵-۱).

بوپن سیتانا[2] اثر زیرساخت‌ها را در بخش حمل و نقل بر جذب FDI، برای ۲۵ کشور آفریقایی برای سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۹۰ در نظر گرفته است و با استفاده از روش پانل دیتا به این نتیجه رسیده است که زیرساخت‌ها و هزینه‌های عمومی در این بخش بر افزایش جذب FDI و همچنین افزایش رشد اقتصادی تأثیر مثبت خواهد داشت (بوپن سیتانا، ۲۰۰۹: ۳۷-۲۸).

فدرک و بوگتیگ[3] برای کشورهای منتخب آفریقایی بیان کردند که زیرساخت‌ها تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی کشورهای مذکور دارند (فدرک و بوگتیگ، ۲۰۱۰: ۷۶۷-۷۵۱).

بیسواناس[4] بیان کرد علت پایین بودن نرخ رشد اقتصادی و جذب FDI در بسیاری از کشورها و حتی وجود فقر و عدم توسعه‌یافتگی به دلیل فقدان زیرساخت‌های قوی به ویژه در بخش حمل و نقل و مخابرات می‌باشد. به‌خاطر عدم راه‌های ارتباطی مناسب و عدم دسترسی کامل به خطوط تلفن ثابت و همراه، رشد اقتصادی کشورها پایین بوده و در جذب FDI و حتی کاهش فقر نتوانسته‌اند موفق باشند (بیسواناس، ۲۰۱۰: ۱۱۶-۱۱۰).

دالیلا و چناف[5] نتیجه گرفتند که تأثیر FDI به طور غیرمستقیم غیرمستقیم از طریق متغیرهای سرمایه فیزیکی، انسانی و زیرساختی همواره بیش از تأثیر مستقیم FDI به تنهایی بر رشد اقتصادی کشورهای منا می‌باشد (دالیلا و چناف، ۲۰۱۱: ۳۰-۲۶).

کراگر[6] طی سال‌های ۲۰۰۰-۱۸۰۰ در کشور سوئد نتیجه می‌گیرد که رابطه دو طرفه میان زیرساخت‌ها و رشد اقتصادی وجود دارد (کراگر، ۲۰۱۲: ۹۶-۸۹).

کاچو و آب کیوم[7] با استفاده از یک مدل اقتصادسنجی پانل دیتا عوامل تأثیرگذار بر جذب FDI و افزایش رشد اقتصادی را برای گروهی از کشورهای منتخب در حال توسعه یعنی ۳۲ کشور در حال توسعه، طی یک دوره بلندمدت (۲۰۰۸-۱۹۸۲)، بررسی می‌کنند. نتایج تحقیق حاکی از تأثیر معنادار عواملی مانند اندازه بازار، زیرساخت‌ها، سرمایه انسانی و درجه آزادسازی تجاری بر جذب FDI و افزایش رشد اقتصادی در کشورهای نامبرده می‌باشد (کاچو و آب کیوم، ۲۰۱۲: ۹۶-۷۶).

مورگان و لامبرت[8] تأثیر مثبت و اهمیت زیرساخت‌ها به ویژه زیرساخت‌های اجتماعی در بخش سلامت و بهداشت نیروی انسانی بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهند که هرچه هزینه‌های صرف شده در زیرساخت‌های اجتماعی بیشتر باشد، کشورها از رشد اقتصادی بالاتری برخوردار خواهند بود (مورگان و لامبرت ۲۰۱۲: ۴۹-۱).

رودرا و همکاران[9] با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری برای کشور هند به این نتیجه رسیدند که یک رابطه علّیت دو طرفه بین زیرساخت‌های جاده‌ای و رشد اقتصادی وجود دارد و همچنین یک رابطه علّیت دو طرفه بین زیرساخت‌های جاده‌ای و تشکیل سرمایه نیز وجود دارد اما بین زیرساخت‌های ریلی با رشد اقتصادی و تشکیل سرمایه یک رابطه علّیت یک طرفه وجود دارد (رودرا و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۴۸-۱۳۹).

بیس‌مارک و آقبلی[10] با استفاده از ۳ روش اقتصادسنجی مربعات معمولی، مدل اثرات تصادفی و مدل پارامترهای تصادفی به بررسی اثر زیرساخت‌های حمل و نقل بر رشد اقتصادی برای ۴۰ کشور طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۲ می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که مخارج زیرساخت‌های ریلی و جاده‌ای روی رشد اقتصادی دارای اثر معنی‌داری می‌باشد و هزینه زیرساخت‌های جاده‌ای اثر بسیار بزرگ‌تری نسبت به زیرساخت‌های ریلی بر رشد اقتصادی

1. Ferawson (2004)
2. Boopen Sitana (2009)
3. Federek & Bugtig (2010)
4. Bisvanas (2010)
5. Dalila & Chenaff (2011)
6. Kerager (2012)
7. Kachoo & Abqum (2012)
8. Morgan & Lamberte (2012)
9. Rudra et al. (2013)
10. Bismark & Aghbelie (2014)

دارد (بیس مارک و آقبلی، ۲۰۱٤: ۷۰-٦۷).

پرادهان و همکاران[1] به بررسی اثر زیرساخت‌های مخابراتی بر بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه ۲۰ با استفاده از روش خودتوضیح برداری در دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۱ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه دو طرفه بین زیرساخت‌های مخابراتی و رشد اقتصادی وجود دارد (پرادهان و همکاران، ۲۰۱٤: ٦٤۹-٦۳٤).

٤- بررسی زیرساخت‌های آموزش و سلامت در ایران

در بیشتر مطالعات برای زیرساخت سلامت، از نسبت مخارج دولت در بخش سلامت نسبت به کل مخارج دولت استفاده می‌شود. همچنین برای زیرساخت آموزش نیز از مخارج دولت در بخش آموزش نسبت به کل مخارج دولت استفاده می‌شود. در این مقاله ما نیز از این دو معیار به‌عنوان زیرساخت سلامت و آموزش استفاده می‌کنیم. برای بررسی بهتر وضعیت زیرساخت آموزش و سلامت در ایران، این شاخص‌ها با شاخص‌های مشابه در کشورهای منتخب غرب آسیا بررسی می‌شوند. کشورهای منتخب غرب آسیا کشورهایی هستند که متوسط زیرساخت اجتماعی در این کشورها از سایر کشورها بیشتر است. این کشورها عبارتند از عربستان سعودی، قطر، امارات متحده عربی و کویت.

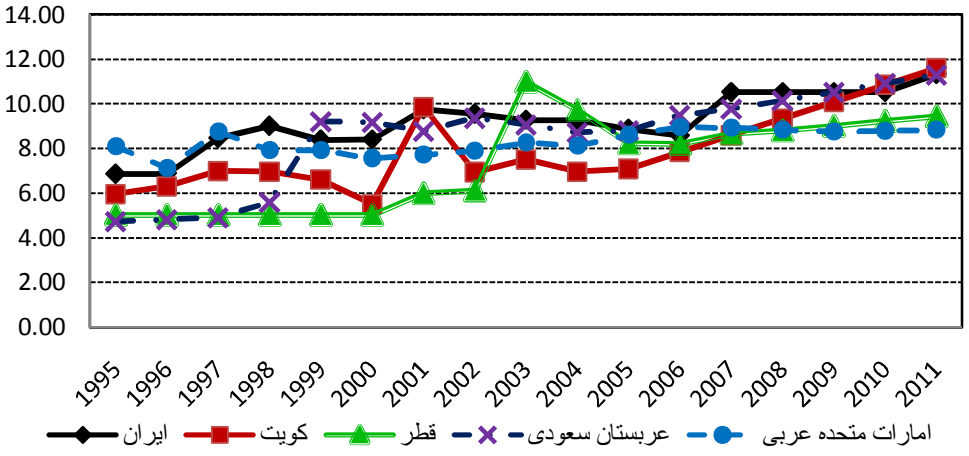
در نمودار (۱) مشاهده می‌شود روند مخارج دولت در بخش سلامت نسبت به کل مخارج دولت برای کشورهای غرب آسیا تقریباً روند یکنواختی دارد و تنها کشورهای قطر و کویت رشد قابل ملاحظه‌ای را طی دوره تجربه کرده‌اند. کشور قطر در سال ۲۰۰۳ رشدی معادل ۷۹/۵٪ در مخارج سلامت نسبت به کل مخارج دولت داشته و پس از آن نرخ رشد قابل ملاحظه‌ای نداشته است و این نسبت برای آن کشور بین ۸ تا ۹ درصد ثابت مانده است و کشور کویت در سال ۲۰۰۱ رشدی معادل ۷۹/۲٪ را تجربه کرده است. اگرچه این رشد بسیار بالا، آنی و مربوط به همان سال بوده است ولی روند نرخ رشد مخارج دولت در بخش سلامت نسبت به کل مخارج دولت همواره افزایشی بوده است. به طوری‌که در سال ۲۰۱۱ این نسبت به ۱۱/٦ درصد رسیده است که بالاترین مقدار را در بین کشورهای غرب آسیا مورد مطالعه به خود اختصاص می‌دهد.

کشور ایران اگرچه رشد قابل ملاحظه‌ای را در این نسبت نداشته است ولی همواره این نسبت برای کشور ایران در بین کشورهای دیگر بالاتر بوده است به طوری‌که میانگین مخارج دولت در بخش سلامت نسبت به کل مخارج دولت ۹/۲۳ درصد در بین سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۵ بوده است که نسبت به دیگر کشورها بالاتر است. یعنی ایران به‌طور متوسط در طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۵ بیشترین سرمایه‌گذاری دولتی در بخش سلامت را انجام داده است. البته تحلیل نموداری نشان می‌دهد که اوج مخارج انجام گرفته در بخش سلامت در ایران از سال‌های ۲۰۰۷ به بعد بوده است و به دلیل اهمیت موضوع در سال‌های اخیر بیشترین توجه به عامل مذکور در سال ۲۰۱۱ صورت گرفته است. کشورهای امارات متحده عربی و عربستان سعودی نیز اگرچه مانند ایران رشد قابل ملاحظه‌ای را در این نسبت نداشته‌اند ولی همواره میانگین این نسبت برای این کشورها نیز بالا بوده است. همچنین مشاهده می‌شود که در طی سال‌های ۱۹۹۸-۱۹۹۵ کشور امارات متحده عربی هزینه بیشتری را صرف سلامت کرده است اما بلافاصله از سال ۱۹۹۹ تا سال‌های اخیر منحنی کشور عربستان سعودی به لحاظ مخارج صرف شده در بخش سلامت بالاتر از منحنی مذکور برای کشور امارات متحده عربی قرار می‌گیرد. دو منحنی مذکور برای دو کشور در سال‌های ۲۰۰٦-۲۰۰۳ بر روی هم منطبق می‌شوند. به طور کلی در میان کشورهای فوق کشور کویت به دلیل درآمدهای بالایی که در سال ۲۰۰۱ به خصوص از طریق جذب گردشگران خارجی به‌دست آورده است به نقطه اوج خود می‌رسد و بعد از یک افت تدریجی مجدداً از سال ۲۰۰۵ به بعد روند افزایشی به خود می‌گیرد.

نمودار (۲) مخارج دولت بر آموزش را به‌صورت درصدی از کل مخارج دولت به‌عنوان زیرساخت آموزش نشان می‌دهد. همان‌طور که در نمودار مشاهده می‌شود به جز کشور قطر که از روند نسبتاً یکنواختی در مخارج صرف شده دولت بر آموزش برخوردار است سایر کشورها از نقاط افت و خیز آشکاری بر منحنی خود برخوردارند و این خود نشان می‌دهد که کشور قطر از توجه لازم به بخش آموزش بی‌بهره بوده است. کشور عربستان سعودی تا سال‌های ۲۰۰۳ بیشترین هزینه را صرف مخارج

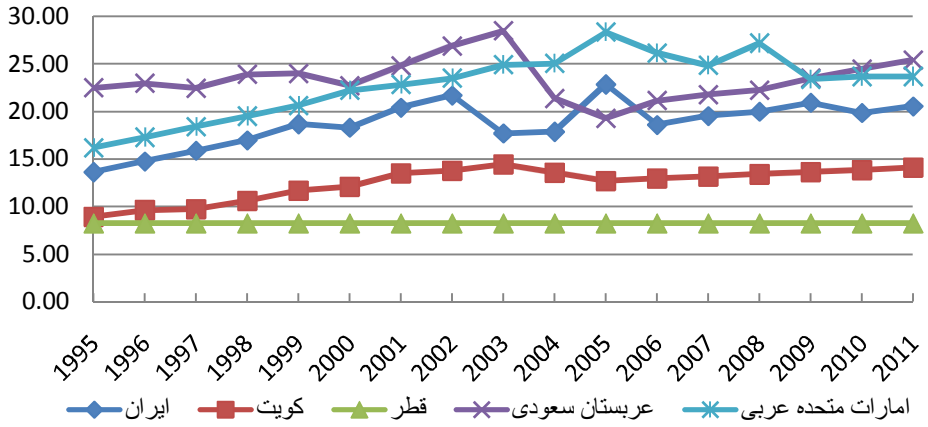
1. Pradhan et al. (2014)

آموزشی کرده است و این نشان می‌دهد که بیشترین ارز وارد شده به داخل کشور که در نتیجه استخراج و صادرات نفت حاصل شده است از طریق دولت در طی این سال‌ها صرف آموزش افراد شده است. در میان کشورهای فوق، ایران نیز در سال‌های ۲۰۰۵ و ۲۰۰۹ به بعد بیشترین هزینه صرف شده در بخش آموزش را داشته است و تنها طی سال‌های ۲۰۰٤-۲۰۰۲ از افت قابل توجه‌ای در این بخش برخوردار بوده است. افزایش انفجاری جمعیت جوان در طی سال‌های مذکور در ایران و نبود ثبات لازم در جهت هزینه‌های آموزشی منجر به کاهش توجه به هزینه‌های صرف شده در آموزش بوده است. کشور کویت از روند افزایشی آرامی در بخش آموزش برخوردار می‌باشد در حالی‌که امارات متحده عربی در نقاط افت و خیز بسیار نزدیک به عربستان سعودی روند افزایشی به خود می‌گیرد و در طی سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰٤ از منحنی عربستان سعودی بالاتر قرار گرفته و پیشی می‌گیرد و این به دلیل تسلط قوی و کامل دولت و حکومت سلطنتی امارات متحده عربی در طی سال‌های مذکور بوده است و مجدداً بعد از سال‌های مذکور نمودار عربستان سعودی بالاتر از کشور امارات متحده عربی خواهد بود. بیشترین متوسط مخارج دولت بر آموزش به کل مخارج دولت در طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۵ مربوط به کشور عربستان معادل ۲۳/٤۰ درصد و سپس مربوط به کشورهای امارات متحده عربی و ایران به ترتیب برابر با ۲۲/۸۰ و ۱۸/۷۱ درصد می‌باشد. کمترین درصد مربوط به کشور قطر برابر با ۸/۲٤ درصد می‌باشد و این نشان می‌دهد که در سال‌های اخیر کشور عربستان بیشترین سرمایه‌گذاری در بخش آموزش و کشور قطر کمترین سرمایه‌گذاری در بخش آموزش را داشته‌اند.



نمودار (۱): نسبت مخارج دولت در سلامت بر کل مخارج دولت در کشورهای غرب آسیا

مأخذ: یافته‌های تحقیق بر مبنای آمار بانک جهانی



نمودار (۲): نسبت مخارج دولت در آموزش بر کل مخارج دولت در کشورهای غرب آسیا

مأخذ: یافته‌های تحقیق بر مبنای آمار بانک جهانی

۵- محاسبه شاخص زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی

با توجه به اینکه در بعد زیرساخت‌ها متغیرها و شاخص‌های زیادی وجود دارد که هر کدام به جنبه‌ای از زیرساخت‌های موجود در یک کشور دلالت می‌کند انتخاب یکی از این متغیرها به‌عنوان شاخص زیرساخت اقتصادی یا اجتماعی نمی‌تواند به‌طور کامل بازگوکننده وضعیت زیرساخت‌های آن کشور باشد. مثلاً اگر زیرساخت‌های اقتصادی را در یک کشور در نظر بگیریم متغیرهای فراوانی وجود دارد که می‌تواند در بعد اقتصادی وضعیت زیرساخت آن کشور را به کمک آنها اندازه گرفت. مثلاً تعداد راه‌های یک کشور، تعداد خطوط تلفن همراه و ثابت، تعداد استفاده‌کنندگان از اینترنت، مقدار مصرف انرژی و غیره. هر کدام از این متغیرها یک جنبه از زیرساخت اقتصادی کشور را بیان می‌کند. حال اگر هر کدام از این متغیرها را به‌عنوان شاخص زیرساخت اقتصادی در مدل وارد کنیم در واقع فقط یک جنبه از زیرساخت‌های اقتصادی آن کشور در مدل لحاظ شده است و نتایجی که به‌دست خواهد آمد زیاد دقیق نخواهد بود. برای حل این مشکل از مهم‌ترین شاخص‌های مؤثر در زیرساخت‌های اقتصادی یک کشور، شاخص ترکیبی گرفته می‌شود. به عبارت بهتر در این شاخص ترکیبی، ابعاد مختلفی از زیرساخت‌های اقتصادی لحاظ شده است که بیانگر وضعیت زیرساخت‌های اقتصادی کشور در ابعاد مختلف می‌باشد. یک کشور ممکن است در راه‌های مبادلاتی وضعیت بسیار خوبی نسبت به کشور دیگر داشته باشد ولی در بعد ارتباطات و تعداد خطوط تلفن همراه و ثابت وضعیت خوبی نداشته باشد. بنابراین ترکیب این متغیرها می‌تواند یک شاخص مناسب‌تری برای بررسی وضعیت زیرساخت‌های اقتصادی آن کشور ارائه دهد. برای ترکیب متغیرهای زیرساخت اقتصادی کشورها و ایجاد یک شاخص ترکیبی از روش بانک جهانی در این تحقیق استفاده شده است. در این روش از هر کدام از متغیرها با توجه به فرمول زیر شاخص آن متغیر گرفته می‌شود.

$$I_i = \frac{V_{it} - V_{min\,i}}{V_{max\,i} - V_{min\,i}} \times 100 \qquad i = 1,2,\dots,n \quad \text{و} \quad t = 1,2,\dots,n$$

I_i: شاخص متغیر i

V_{it}: ارزش متغیر i در سال t

$V_{max\,i}$: بیشترین مقدار متغیر i طی سال‌های مورد بررسی

$V_{min\,i}$: کمترین مقدار متغیر i طی سال‌های مورد بررسی

با استفاده از این فرمول برای هر متغیر در طی دوره مورد بررسی یک شاخص بین صفر و ۱۰۰ به‌دست می‌آید. حال اگر از شاخص‌های به‌دست آمده طبق فرمول زیر یک میانگین هندسی گرفته شود شاخص ترکیبی به‌دست خواهد آمد.

$$I = \sqrt[n]{I_1 \times I_2 \times I_3 \times \dots \times I_n}$$

همان‌طور که بیان شد ابعاد زیرساخت‌های اقتصادی شامل حمل و نقل، مخابرات، اطلاعات و انرژی می‌باشد که هر بعد با شاخص‌های معینی بررسی می‌شود. در این مقاله برای بعد حمل و نقل از شاخص‌های طول راه‌ها بر حسب کیلومتر مربع و کل راه‌های آسفالته به صورت درصدی از کل راه‌ها، برای بعد مخابرات از تعداد خطوط تلفن ثابت و تعداد مشترکین تلفن همراه به ازای هر صد نفر، برای بعد انرژی از شاخص مقدار انرژی مصرفی توسط افراد بر حسب کیلو وات بر ساعت و برای بعد اطلاعات از تعداد استفاده‌کنندگان اینترنت به ازای هر ۱۰۰ نفر استفاده شده است. برای محاسبه شاخص ترکیبی ابتدا از هر کدام از متغیرهای بالا یک شاخص گرفته شده است سپس میانگین هندسی این شاخص‌ها به‌عنوان شاخص ترکیبی در نظر گرفته شده است. همچنین زیرساخت اجتماعی نیز دارای دو بعد اصلی آموزش و سلامت می‌باشد که برای بعد آموزش از نسبت مخارج دولت در بخش آموزش بر کل مخارج دولت، برای بعد سلامت از نسبت مخارج دولت در بخش سلامت بر کل مخارج دولت استفاده شده است و به‌طور مشابه برای به‌دست آوردن شاخص زیرساخت اجتماعی ابتدا از دو متغیر بالا شاخص و سپس میانگین هندسی گرفته شده است.

٦- معادله‌های مدل

در مقاله حاضر مدل مورد استفاده، در چارچوب ادبیات موضوعی و مبانی نظری مبتنی بر معادلات زیر است:

- معادله رشد:

اگر تابع تولید سولو[1] را در نظر بگیریم $y_i = A_i L_i^{b_1} K_i^{b_2}$، y نشان دهنده تولید ناخالص داخلی، K_i موجودی سرمایه، A_i

1. Solow (1957)

بهره‌وری کل عوامل و L_i. نیروی کار شاغل باشد، شکل لگاریتمی آن به‌صورت زیر خواهد بود (سولو، ۱۹۵۷: ۳۲۰–۳۱۲):

$$\ln(y_i) = A_i + b_1 \ln(L_i) + b_2 \ln(K_d) \quad (۱)$$

حال اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) را بر مدل رشد در نظر می‌گیریم و متغیر بهره‌وری کل عوامل تولید با ضریبی از متغیر درون‌زای FDI فرض می‌شود ($A_i = \beta^* FDI_i^{b_3}$). این فرض بر اساس مطالعات انجام گرفته بند– نابند و همکاران[1] (۲۰۰۱: ۹۸–۶۷) ، ژانگ[2] (۲۰۰۳: ۷۰–۵۶)، لی و لیو[3] (۲۰۰۶: ۴۰۷–۳۹۳)، کوآزی[4] (۲۰۰۶: ۴۱–۲۱)، لوین و رات[5] (۱۹۹۷: ۱۱۰–۹۱)، روی و برگ[6] (۲۰۰۶: ۸۷۳–۸۵۲) و اسکمیت[7] (۲۰۱۲: ۹۸–۸۹) در نظر گرفته شده است. شکل لگاریتمی معادله به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

(۲)

$$\ln(y_i) = b_0 + b_1 \ln(L_i) + b_2 \ln(k_i) + b_3 \ln(FDI_i) + u_i$$

همچنین روی و برگ در کنار FDI عوامل زیرساخت‌ها و سرمایه انسانی را مسبب افزایش تکنولوژی می‌دانند، به طوری‌که آنها در مطالعاتشان نشان دادند که کشورها می‌توانند با داشتن سرمایه انسانی بیشتر و سطح زیرساخت‌های قوی‌تر توانایی بیشتری در جذب بهره‌وری و افزایش رشد اقتصادی داشته باشند. بنابراین عوامل سرمایه انسانی (HK) و زیرساخت‌ها (INFRAST) به عنوان ظرفیت‌های تکنولوژیکی (بهره‌وری کل تولید) در مدل لحاظ می‌شود.

$$A_i = \beta_i^* FDI_i^{b_3} HK^{b_4} INFRAST_i^{b_5} \quad (۳)$$

$$\ln y_i = b_0 + b_1 \ln(L_i) + b_2 \ln(k_i) + b_3 \ln(FDI_i) + b_4 \ln(HK_i) + b_5 \ln(IF_i) + u_i, \ln \beta_i^* = b_0 \quad (۴)$$

با تفکیک زیرساخت‌ها به دو شاخص ترکیبی زیرساخت‌های اقتصادی (EIF) و اجتماعی (SIF) معادله رشد به‌صورت زیر به‌دست می‌آید.

(۵)

$$\ln(GDP_{it}) = b_0 + b_1 \ln(L_{it}) + b_2 \ln(Inv_{it}) + b_3 \ln(FDI_{it}) + b_4 \ln(HK_{it}) + b_5 \ln(EIF_{it}) + b_6 \ln(SIF_{it}) + u_{it}$$

1. Bende–Nabend et al. (2001)
2. Zhang (2003)
3. Li & Liu (2006)
4. Quazi (2006)
5. Levin & Rat (1997)
6. Roy & Berg (2006)
7. Schemitt (2012)

۶–۱– معادله سرمایه‌گذاری داخلی

معادله سرمایه‌گذاری داخلی متأثر از مدل فرای[8] (۱۹۹۸: ۵۶–۴۸) می‌باشد که با تأکید بر اصل شتاب انعطاف‌پذیر متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بر سرمایه‌گذاری داخلی مؤثر می‌داند و به تجربه کشور سریلانکا، نپال و بنگلادش اشاره می‌کند. طبق اصل شتاب انعطاف‌پذیر، نرخ ارز و توسعه فرایند تجاری یک کشور که شامل صادرات و واردات آن کشور می‌باشد نیز می‌تواند بر سرمایه‌گذاری داخلی تأثیر بگذارد. از طرفی افزایش در نرخ ارز منجر به افزایش قیمت کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای وارداتی به داخل کشور می‌شود و این خود منجر به افزایش سرمایه‌گذاری داخلی خواهد شد، چون صادرات کشور افزایش می‌یابد و واردات کاهش یافته و در نتیجه سرمایه‌گذاری داخلی افزایش می‌یابد (سولیمانو[9]، ۱۹۹۲: ۷۳–۵۳). به اعتقاد مونتیل و لیزاردو[10] (۱۹۸۹: ۳۵۱–۳۳۵) عامل آزادسازی تجاری نیز می‌تواند اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری داخلی داشته باشد. بنابراین با توجه به مطالب فوق و مطالعات انجام شده در داخل می‌توان معادله سرمایه‌گذاری داخل را به صورت لگاریتمی و با در نظر گرفتن جمله اخلال به‌صورت زیر بیان کرد.

$$\ln(Inv_{it}) = b_7 + b_8 \ln(GDP_{it}) + b_9 \ln(FDI_{it}) + b_{10} \ln(Open_{it}) + b_{11} \ln(RER_{it}) + \varepsilon_t \quad (۶)$$

۶–۲– معادله سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

در ارتباط با عوامل مؤثر و تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مبنای نظری گسترده‌ای وجود دارد. هاسانات و همکاران[11] (۲۰۱۰) بیان می‌کنند که سرمایه‌گذاری داخلی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر دارد. همچنین مایر[12] (۲۰۰۰) در تحقیقات تجربی خود نتیجه گرفت متغیر سرمایه‌گذاری داخلی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیرگذار می‌باشد. چانلای (۱۹۸۷)، آسیودا (۲۰۰۲)، اونیو (۲۰۰۰)، ژانگ (۲۰۰۳)، داوودی و شاهمرادی(۱۳۸۳)، شاه‌آبادی و محمودی (۱۳۸۵)، فرزین و همکاران (۱۳۹۱) عامل زیرساخت‌ها را بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مؤثر و

8. Fry (1998)
9. Solimano (1992)
10. Montiel & Lizardo (1989)
11. Hasanat et al. (2010)
12. Mayer (2000)

مثبت در نظر گرفته‌اند. صادرات نیز یکی از عوامل تأثیرگذار بر جذب سرمایه‌های خارجی می‌باشد. به طوری‌که به اعتقاد عبدالرحمن (۲۰۰۲)، درگاهی (۱۳۸۵)، طیبی و بابکی (۱۳۸۷)، و هایمر[1] (۱۹۷٦)، فانگ و همکاران[2] (۲۰۰۵)، همگی تأثیر صادرات را بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مؤثر و مورد توجه قرار داده‌اند. فراوسن (۲۰۰٤)، رومر (۲۰۰۱)، منکیو و همکاران (۱۹۹۲)، هالتن (۱۹۹۰)، تأثیر رشد را بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مورد بررسی و در الگوی سرمایه‌گذاری مورد استفاده قرار دادند، همچنین نرخ تورم نیز به اعتقاد اونیو (۲۰۰۰)، هچت[3] (۲۰۰٤)، مانت‌فرد[4] (۲۰۰۸) و فرزین و همکاران (۱۳۹۱) (۱۳۹۱) می‌تواند بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر بگذارد. با توجه به مطالب فوق، الگوی مورد استفاده برای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با لگاریتم به صورت زیر می‌باشد:

(۷)

$$\ln(FDI_{it}) = b_0 + b_1 \ln(Inv_{it}) + b_2 \ln(GDP_{it}) + b_3 \ln(Inf_{it}) + b_4 \ln(EIF_{it}) + b_5 \ln(SIF_{it}) + b_6 \ln(Ex_{it}) + \varepsilon$$

در سمت راست معادله فوق به ترتیب از سمت چپ سرمایه‌گذاری داخلی، تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، شاخص ترکیبی زیرساخت اقتصادی، شاخص ترکیبی زیرساخت اجتماعی و صادرات به عنوان متغیرهای توضیحی تأثیرگذار بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌باشند.

٦-۳- معادله صادرات

برای بررسی عوامل مؤثر بر صادرات از الگوی طیبی و بابکی (۱۳۸۷) که برگرفته از مدل‌های وین هولد و همکاران[5] (۱۹۹۹) و واویلف[6] (۲۰۰۵) می‌باشد، استفاده شده است که به صورت زیر زیر است.

$$Ex_{it} = f\ (GDP_{it}, RER_{it}, fdi * Open_{it}, I_{it}) \qquad (۸)$$

Ex_{it} = صادرات کل، RER_{it} = نرخ ارز، I_{it} = سرمایه‌گذاری داخلی، $fdi * Open_{it}$ = متغیر ضربی FDI و درجه باز بودن اقتصاد

متغیر آزادسازی تجاری (Open) را می‌توان جایگزین اثر متغیر ضربی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن اقتصاد ($fdi * Open_{it}$) کرد. با توجه به موضوع مورد نظر، متغیر زیرساخت‌ها نیز به صورت تفکیک شده، به معادله فوق اضافه و مدل به شکل زیر تصریح می‌شود.

(۹)

$$\begin{aligned}\ln EX_{it} = {} & b_{18} + b_{19}\ln(GDP_{it}) + b_{20}\ln(Rer_{it}) \\ & + b_{21}\ln(Inv_{it}) + b_{22}\ln(Open_{it}) \\ & + b_{23}\ln(SIF_{it}) + b_{24}\ln(EIF_{it}) + \varepsilon\end{aligned}$$

به‌طور خلاصه معادلات اصلی مدل به‌صورت زیر می‌باشد که تعریف متغیرها در بالا بیان شده است.

(۱۰) معادله رشد:

$$\ln(GDP_{it}) = b_0 + b_1 \ln(L_{it}) + b_2 \ln(Inv_{it}) + b_3 \ln(FDI_{it}) + b_4 \ln(HK_{it}) + b_5 \ln(EIF_{it}) + b_6 \ln(SIF_{it}) + u_{it}$$

(۱۱) معادله سرمایه‌گذاری داخلی:

$$\ln(Inv_{it}) = b_7 + b_8 \ln(GDP_{it}) + b_9 \ln(FDI_{it}) + b_{10} \ln(Open_{it}) + b_{11} \ln(RER_{it}) + \varepsilon_t$$

(۱۲) معادله سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی:

$$\ln(FDI_{it}) = b_{12} + b_{13} \ln(Inv_{it}) + b_{13} \ln(GDP_{it}) + b_{14} \ln(Inf_{it}) + b_{15} \ln(EIF_{it}) + b_{16} \ln(SIF_{it}) + b_{17} \ln(Ex_{it}) + \varepsilon$$

(۱۳) معادله صادرات:

$$\begin{aligned}\ln EX_{it} = {} & b_{18} + b_{19}\ln(GDP_{it}) + b_{20}\ln(Rer_{it}) + \\ & b_{21}\ln(Inv_{it}) \\ & + b_{22}\ln(Open_{it}) + b_{23}\ln(SIF_{it}) + b_{24}\ln(EIF_{it}) \\ & + \varepsilon\end{aligned}$$

۷- تشخیص معادلات

برای بررسی مسئله تشخیص دو شرط درجه‌ای و رتبه‌ای مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۷-۱- بررسی شرط درجه‌ای

برای بررسی شرط درجه‌ای در یک مدل دارای تعداد M معادله همزمان، برای آنکه یک معادله مشخص باشد نباید تعداد متغیرهای از قبل تعیین شده‌ای که در معادله فوق وجود ندارند کمتر از تعداد متغیرهای درون‌زای ملحوظ در معادله منهای یک باشد. یعنی باید $K-k \geq m_l - 1$ برقرار باشد. اگر $K-k = m_l - 1$ باشد معادله دقیقاً مشخص است و در صورتی که $K-k > m_l - 1$ باشد معادله بیش از حد مشخص است (گجراتی، ۱۳۸۷). (M= تعداد

1. Hymer (1976)
2. Fung et al. (2005)
3. Hecht (2004)
4. Mantferd (2008)
5. Weinhold et al. (1999)
6. Vavilov (2005)

متغیرهای درون‌زای مدل، m= تعداد متغیرهـای درون‌زا در معادلـه معین (تحت بررسی)، K= تعداد متغیرهای از پیش تعیین شده، k= تعـداد متغیرهـای از پـیش تعیـین شـده در معادلـه معـین (تحـت بررسی). این شرط برای معادلات مدل در جدول (۱) بررسی شده است.

جدول (۱): نتایج بررسی شرط درجه‌ای

شماره معادله	تعداد متغیرهای از پیش تعیین شده خارج مانده از الگو (K-k)	تعداد متغیرهای درون زای معادله منهای یک (m-1)	قابلیت شناسایی
معادله ۱	۳=(۷-٤)	۲=(۳-۱)	بیش از حد مشخص
معادله ۲	۵=(۷-۲)	۲=(۳-۱)	بیش از حد مشخص
معادله ۳	٤=(۷-۳)	۳=(٤-۱)	بیش از حد مشخص
معادله ٤	۳=(۷-٤)	۲=(۳-۱)	بیش از حد مشخص

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۷-۲- بررسی شرط رتبه‌ای

برای محاسبه شرط رتبه‌ای در ابتدا باید تمامی متغیرهای توضـیحی را به سمت چپ معادلات انتقال داده و سپس ضرایب آن را جهت سهولت تشخیص به صورت زیر در یک جدول بازنویسـی نمـوده و سپس به تشخیص هر یک از معادلات مبادرت ورزید.

جدول (۲): بررسی شرط رتبه‌ای

شماره معادله	عرض از مبدا	LGDP	LInv	LFDI	LEx	LL	LHC	LOpen	LEIF	LSIF	LRER	LInf
معادله ۱	$-\beta_0$	1	$-\beta_2$	$-\beta_3$	0	$-\beta_1$	$-\beta_4$	0	$-\beta_5$	$-\beta_6$	0	0
معادله ۲	$-\beta_0$	$-\beta_1$	1	$-\beta_2$	0	0	0	$-\beta_3$	0	0	$-\beta_4$	0
معادله۳	$-\beta_0$	$-\beta_2$	$-\beta_1$	1	$-\beta_5$	0	0	0	$-\beta_3$	$-\beta_4$	0	$-\beta_6$
معادله٤	$-\beta_0$	$-\beta_1$	$-\beta_3$	0	0	0	0	$-\beta_4$	$-\beta_5$	$-\beta_6$	$-\beta_2$	0

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در گام بعدی برای هر یک از معادلات تعریف شده، ضـرایب سطر متناظر با معادله مورد نظر و همچنین سـتون‌هـای متنـاظر بـا ضرایب غیرصفر سطر همان معادله تحت بررسی حذف می‌شـوند و باقیمانده ماتریس را به‌صورت ماتریس‌هـای (M-۱)(M-۱) کـه در اینجا ماتریس‌های ۳×۳ می‌باشد را تشکیل مـی‌دهـیم. حـال در این قسمت دترمینان‌های ماتریس‌هـای مـذکور را محاسـبه کـرده، چنانچه بتوان حداقل یک دترمینان غیرصفر از ماتریس‌ها بـه‌دسـت آورد، آنگاه معادله تحت بررسی دقیقـاً یـا بـیش از حـد مشـخص خواهد بود. محاسبات مربوط به شرط رتبـه‌ای بـرای معـادلات در ضمیمه الف آورده شده است.

۸- برآورد معادلات مدل

قبل از تخمین و برآورد مدل، باید آزمون‌های لازم جهت تشخیص معادلات و انتخاب روش‌های مناسب صـورت گیـرد تـا اطمینـان حاصل شود که نتـایج دارای اعتبـار کـافی هسـتند. بـدین‌رو ابتـدا پایایی متغیرها مورد آزمون قرار می‌گیرند. در ایـن مقالـه از آزمـون ریشه واحد ایم، پسران و شـین (IPS) و همچنـین آزمـون ریشـه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته اسـتفاده شـده اسـت. نتـایج آزمـون نشان دادند کـه برخـی از متغیرهـا ماننـد زیرسـاخت اقتصـادی و سرمایه انسانی دارای ریشه واحد نیستند یعنی در سطح پایا هسـتند و سایر متغیرها دارای ریشه واحد هستند. متغیرهایی که پایا نبودنـد با تقاضل‌گیری مرتبه اول پایا شدند تا تمام متغیرها به‌صورت ایستا در مدل لحاظ شوند و از ایجـاد رگرسـیون سـاختگی جلـوگیری شود. در شرایطی که با یک سیسـتم معـادلات مواجـه هسـتیم بـه منظور تعیین استراتژی و روش تخمـین معـادلات، آزمـون قطـری بودن ماتریس واریانس – کوواریانس نیز باید انجـام شـود کـه در این آزمون احتمال وجود همبستگی بین جملات پسماند معـادلات موجود در سیستم بررسی می‌شود. این آزمون بـا روش بریـوش و پاگان انجام شد و نتایج حاکی از پذیرش فرضیه صفر یعنی قطری بودن ماتریس همبستگی جملات پسماند می‌باشد. بنابراین می‌توان از روش تک معادله‌ای استفاده کـرد. آزمـون همزمـانی نیـز بـرای بررسی همبستگی بین اجزاء اخلال و متغیرهـای توضـیحی انجـام شد. در این آزمون ابتدا باید فرم خلاصـه شـده معـادلات را تهیـه نمود سپس بـا اسـتفاده از روش OLS تخمینـی بـرای متغیرهـای درون‌زا به‌دست آورد آنگاه معادله را با شکل جدیـد متغیـر درون‌زا تخمین زده و معنی‌دار بودن ضریب جمله پسماند به دست آمده از فرم تقلیل یافته را آزمون نمود. تحت این شرایط فرضیه صفر عـدم

وجود همزمانی است یعنی ضریب جمله پسماند حاصل از فرم حل شده معنی‌دار نیست. متقابلاً چنانچه همزمانی وجود داشته باشد، ضریب جمله پسماند حاصل از فرم تقلیل یافته معنی‌دار می‌باشد (ترکمانی و جمالی‌مقدم، ۱۳۸۷: ۲٤-۱). نتایج آزمون همزمانی برای معادلات مدل نشانگر رد فرضیه صفر و پذیرش همزمانی می‌باشد. در این شرایط فروض کلاسیک نقض شده و نمی‌توان از روش حداقل مربعات معمولی استفاده کرد. همچنین آزمون ناهمسانی واریانس بریوش- پاگان- گودفری و خودهمبستگی بریوش- گودفری برای معادلات مدل انجام شد که نتایج حاکی از عدم وجود ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی میان اجزاء اخلال می‌باشد. با توجه به آزمون‌های صورت گرفته و مسئله تشخیص، روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) برای حل معادلات مدل انتخاب شده است. برای صحت نتایج مدل، آزمون نرمال بودن اجزای اخلال برای کل معادلات مدل صورت گرفت و بر اساس آماره آزمون جارکیو برا[1] کل اجزای اخلال معادلات نرمال می‌باشند. همچنین آزمون پورت منتیو[2] برای وجود خودهمبستگی میان اجزای اخلال نشان داد که هیچ‌گونه خودهمبستگی وجود ندارد. نتایج برآورد معادلات سیستم در زیر بیان می‌گردد.

۸-۱- اثرات مستقیم

$$\ln(GDP_{it}) = -2.86 + 0.7\ln(L_{it}) + 0.33\ln(Inv_{it}) + 2.14\ln(FDI_{it}) + 0.51\ln(HK_{it}) + 0.11\ln(EIF_{it}) + 0.06\ln(SIF_{it}) + u_{it}, D.W = 1.66, R^2 = 0.93$$

در معادله بالا تمامی ضرایب به‌جز ضریب نیروی کار شاغل از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. همچنین R^2 بالا و مقدار دوربین واتسون نشان‌دهنده خوبی برازش و عدم وجود خود همبستگی میان متغیرها می‌باشد. ملاحظه می‌شود که تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر تولید ناخالص داخلی مثبت و معنادار می‌باشد که این نتیجه با یافته‌های مودی (۱۹۹۲)، لوین و رات[3] (۱۹۹۷)، ژانگ (۲۰۰۳)، بند-نابند (۲۰۰۱)، کوآزی (۲۰۰٦)، مکی و ساموارو[4] (۲۰۰٤)، لی و لیو (۲۰۰٦) و امینی و همکاران (۱۳۸۹) مطابقت دارد. ضریب متغیر زیرساخت‌های آموزش و سلامت نیز بر تولید ناخالص داخلی معنی‌دار می‌باشد. بنابراین اگر زیرساخت‌های آموزش و سلامت جامعه یک درصد افزایش یابند، میزان تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰٦ درصد افزایش می‌یابد. فیندلی (۱۹۷۸)، کانینگ (۱۹۹۳)، لی و لیو (۲۰۰٦) و فرزین و همکاران (۱۳۹۱)، در کارهای تجربی خود تأثیر مثبت زیرساخت‌ها را بر رشد اقتصادی اثبات کرده‌اند.

$$\ln(Inv_{it}) = 0.29 + 0.91\ln(GDP_{it}) + 0.6\ln(FDI_{it}) + 0.30\ln(Open_{it}) + 0.11\ln(RER_{it}) + \varepsilon_t$$
$$D.W = 1.70, R^2 = 0.92$$

در معادله بالا تمامی ضرایب به‌جز ضریب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. از بین متغیرهای فوق متغیر تولید ناخالص داخلی بیشترین تأثیر را بر سرمایه‌گذاری داخلی دارد و بیان می‌کند که افزایش تولید و قدرت اقتصادی یک کشور می‌تواند نقش بسیار مهمی در سرمایه‌گذاری و نهایتاً تولید در دوره‌های بعدی داشته باشد. ضریب این متغیر ۰/۹ می‌باشد. بعد از آن متغیر آزادسازی تجاری بیشترین تأثیر را بر سرمایه‌گذاری داخلی دارد. یعنی افزایش تعاملات با دنیای خارج می‌تواند به‌طور مستقیم و قوی بر میزان سرمایه‌گذاری در داخل کشور تأثیر بگذارد.

$$\ln(FDI_{it}) = 1.03 + 0.40\ln(Inv_{it}) + 0.6\ln(GDP_{it}) - 0.06\ln(Inf_{it}) + 0.04\ \ln(EIF_{it}) + 0.03\ln(SIF_{it}) + 0.20\ln(Ex_{it}) + \varepsilon$$
$$D.W = 1.50, R^2 = 0.94$$

از بین متغیرهای تأثیرگذار بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، ضرایب متغیرهای سرمایه‌گذاری داخلی و نرخ تورم از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد. اگرچه جهت ضرایب هر دوی این متغیرها با مبانی نظری سازگاری دارد. طبق مبانی نظری انتظار بر این است که سرمایه‌گذاری داخلی یک ارتباط مثبت و نرخ تورم ارتباط منفی با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته باشد. متغیر تولید ناخالص داخلی بزرگ‌ترین ضریب تأثیرگذار بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را به خود اختصاص می‌دهد و این نتیجه با فرضیه آلیبر[5] هماهنگ می‌باشد. آلیبر بیان می‌کند که اثر

1. Jarque-Bera
2. Portmanteau
3. Levin & Rat (1997)
4. Makki & Somwaru (2004)
5. Aliber (1970)

تولید ناخالص داخلی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مثبت می‌باشد چون با افزایش تقاضای داخلی برای کالاها و خدمات و گسترش بازار، سرمایه‌گذاران خارجی انگیزه بالاتری برای سرمایه‌گذاری پیدا می‌کنند (آلیبر، ۱۹۷۰: ۳۳-۲۸). آگوسین و ریکاردو[1] (۲۰۰۰)، کریکیلس[2] (۲۰۰۳) و طیبی و بابکی (۱۳۸۷)، نیز در کارهای تجربی خود تأثیر تولید ناخالص داخلی را بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأیید می‌کنند. میزان تأثیر زیرساخت‌های اجتماعی و اقتصادی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به ترتیب معادل ۰/۰۳ و ۰/۰٤ می‌باشد و این بیان می‌کند که نقش زیرساخت‌های اقتصادی در تشویق سرمایه‌گذاران خارجی جهت سرمایه‌گذاری در کشور بیشتر از نقش زیرساخت‌های اجتماعی می‌باشد. شاید به این دلیل باشد که سرمایه‌گذاران خارجی بیشتر به درآمد ناشی از سرمایه‌گذاری خود اهمیت می‌دهند تا چگونگی مناسبات اجتماعی و سرمایه‌گذاری‌های دولت در زمینه سلامت و آموزش کشور. همچنین R^2 بالا و مقدار دوربین واتسون نشان دهنده خوبی برازش و عدم وجود خود همبستگی میان متغیرها می‌باشد.

$$EX_{it} = -2.05 + 0.71\ln(GDP_{it}) + 0.72\ln(Rer_{it}) + 0.65\ln(Inv_{it}) + 1.11\ln(Open_{it}) + 0.05\ln(SIF_{it}) + 0.89\ln(EIF_{it}) + \varepsilon$$

$$D.W = 1.66, R^2 = 0.93$$

در معادله فوق تمامی ضرایب به‌جز ضریب نرخ ارز و سرمایه‌گذاری داخلی از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشند. همان‌طور که مشاهده می‌شود بیشترین تأثیر را متغیر آزادسازی تجاری بر صادرات دارد. مقدار این ضریب برابر با ۱/۱۱ می‌باشد. بنابراین نقش تجارت خارجی می‌تواند زمینه را برای صادرات بیشتر کشور و به‌دست آوردن بازارهای جهانی فراهم کند. ضرایب متغیرهای زیرساخت اقتصادی و اجتماعی به ترتیب برابر با ۰/۸۹ و ۰/۰۵ می‌باشد. ملاحظه می‌شود که تأثیر زیرساخت اقتصادی بر صادرات کشور بیشتر از تأثیر زیرساخت آموزش و بهداشت می‌باشد. دلیل عمده این امر این است که صادرات کشور ایران زیاد به سرمایه‌های انسانی وابسته نیست یعنی اقلام صادراتی ایران به کارهای تخصصی که نیاز به نیروی کار آموزش دیده و توانا دارد وابسته نیست.

۸-۲- اثرات غیرمستقیم زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی

اثرات غیرمستقیم زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی از دو مسیر مورد بررسی قرار می‌گیرد. مسیر اول تأثیری است که زیرساخت‌ها از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی می‌گذارند. این اثر از حاصلِ ضرب کشش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نسبت به زیرساخت‌ها و کشش رشد اقتصادی نسبت به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی محاسبه می‌شود. این اثر برای زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی (آموزش و سلامت) به شرح زیر است:

$$\frac{\Delta LGDP}{\Delta LEIF} = \frac{\Delta LGDP}{\Delta LFDI} \times \frac{\Delta LFDI}{\Delta LEIF} = ۲/۱٤ \times ۰/۰٤ = ۰/۰۸$$

$$\frac{\Delta LGDP}{\Delta LSIF} = \frac{\Delta LGDP}{\Delta LFDI} \times \frac{\Delta LFDI}{\Delta LSIF} = ۲/۱٤ \times ۰/۰۳ = ۰/۰٦$$

مسیر دوم تأثیری است که زیرساخت‌ها از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات بر رشد اقتصادی می‌گذارند. این اثر از حاصلِ ضرب کشش رشد اقتصادی نسبت به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، کشش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صادرات و کشش صادرات به زیرساخت‌ها به‌دست می‌آید. این اثر برای زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی (آموزش و سلامت) به شرح زیر است:

$$\frac{\Delta LGDP}{\Delta LEIF} = \frac{\Delta LGDP}{\Delta LFDI} \times \frac{\Delta LFDI}{\Delta LEX} \times \frac{\Delta LEX}{\Delta LEIF} = ۲/۱٤ \times ۰/۲ \times ۰/۸۹ = ۰/۰۳۸$$

$$\frac{\Delta LGDP}{\Delta LSIF} = \frac{\Delta LGDP}{\Delta LFDI} \times \frac{\Delta LFDI}{\Delta LEX} \times \frac{\Delta LEX}{\Delta LSIF} = ۲/۱٤ \times ۰/۲ \times ۰/۰۵ = ۰/۰۲۱$$

۹- بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به نتایج آماری به‌دست آمده، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی بیشترین تأثیر را بر تولید ناخالص داخلی در ایران دارد. بنابراین جذب بیشتر سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی و به‌کارگیری نیروی کار متخصص جهت داشتن رشد اقتصادی بالاتر ضروری می‌باشد. به‌کارگیری نیروی کار متخصص به واسطه انتقال فناوری و اشاعه تکنولوژی که البته از طریق بهبود سطح عمومی زیرساخت‌های اجتماعی در بهداشت و سلامت نیروی کار انجام می‌شود منجر به ایجاد سرریزهای بهره‌وری در

1. Agosin & Ricardo (2000)
2. Krikils (2003)

اقتصاد می‌گردد که این خود باعث رشد اقتصادی می‌شود. ضریب متغیر زیرساخت‌های آموزش و سلامت نیز بر تولید ناخالص داخلی معنی‌دار می‌باشد. بنابراین اگر زیرساخت‌های آموزش و سلامت جامعه یک درصد افزایش یابند، میزان تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/۰٦ درصد افزایش می‌یابد. کشش سرمایه‌گذاری داخلی به تولید ناخالص داخلی ۰/۰۹ می‌باشد و این بیان می‌کند که افزایش تولید و بهره‌وری یک کشور می‌تواند نقش بسیار مهمی در سرمایه‌گذاری و نهایتاً تولید در دوره‌های بعدی داشته باشد. تأثیری که متغیر آزادسازی تجاری بر سرمایه‌گذاری داخلی دارد نشان می‌دهد که افزایش تعاملات با دنیای خارج می‌تواند به‌طور مستقیم و قوی بر میزان سرمایه‌گذاری در داخل کشور تأثیر بگذارد. بنابراین سیاست‌مداران و برنامه‌ریزان جهت افزایش سرمایه‌گذاری داخلی باید سعی در از بین بردن موانع تجارت آزاد با دنیای خارج نمایند. میزان تأثیر زیرساخت‌های اجتماعی و اقتصادی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به ترتیب معادل ۰/۰۳ و ۰/۰٤ می‌باشد و این بیان می‌کند که نقش زیرساخت‌های اقتصادی در تشویق سرمایه‌گذاران خارجی جهت سرمایه‌گذاری در کشور بیشتر از نقش زیرساخت‌های اجتماعی می‌باشد. دلیل این است که سرمایه‌گذاران خارجی به درآمدهای ناشی از سرمایه‌گذاری خود بیشتر اهمیت می‌دهند تا اینکه مناسبات اجتماعی و سرمایه‌گذاری‌های دولت در زمینه سلامت و آموزش کشور میزبان چگونه باشد. ضرایب متغیرهای زیرساخت اقتصادی و اجتماعی بر صادرات به ترتیب برابر با ۰/۸۹ و ۰/۰۵ می‌باشد. ملاحظه می‌شود که تأثیر زیرساخت اقتصادی بر صادرات کشور بیشتر از زیرساخت آموزش و بهداشت می‌باشد. دلیل عمده این است که صادرات کشور ایران زیاد به سرمایه‌های انسانی وابسته نیست یعنی اقلام صادراتی ایران به کارهای تخصصی که نیاز به نیروی کار آموزش دیده و توانا دارد وابسته نیست. همچنین میزان تأثیر غیرمستقیم زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی بر رشد اقتصادی از طریق سرمایه‌گذاری خارجی به ترتیب برابر با ۰/۰۸ و ۰/۰٦ است که همین ضرایب از طریق صادرات ۰/۰۳ و ۰/۰۲ می‌باشد. ملاحظه می‌شود که تأثیر غیرمستقیم زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی بر رشد اقتصادی از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتر از همین تأثیر از طریق صادرات است. بنابراین توصیه می‌شود جهت داشتن رشد اقتصادی بالاتر توجه بیشتری به جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نسبت به صادرات معطوف گردد زیرا با ورود سرمایه‌های خارجی به کشور تکنولوژی‌های پیشرفته و تخصص‌های مورد نیاز نیز به کشور وارد می‌شود که سبب رشد اقتصادی در آینده خواهد شد و این خود مستلزم بهبود سطح زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی می‌باشد.

منابع

احمدی، علی‌محمد؛ دهنوی، جلال و حق‌نژاد، امین (۱۳۹۰). رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه، یک تجزیه و تحلیل مبتنی بر داده‌های پانلی. *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۱، شماره ۲، ۱۸۰-۱۵۹.

اکبریان، رضا و قائدی، علی (۱۳۹۰). سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های اقتصادی و بررسی تأثیر آن بر رشد اقتصادی. فصلنامه علمی پژوهشی *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال اول، شماره ۳، ٤۸-۱۱.

امینی، علیرضا؛ ریسمانچی، هستی و فرهادی‌کیا، علیرضا (۱۳۸۹). تحلیل نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ارتقای بهره‌وری کل عوامل: یک تحلیل داده‌های تابلویی بین کشوری. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال چهاردهم، شماره ٤۳، ۸۰-۵۵.

ترکمانی، جواد و جمالی‌مقدم، الهام (۱۳۸۷). بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم سرمایه‌گذاری‌های عمرانی دولت بر رشد بهره‌وری کل و فقرزدایی در مناطق روستایی ایران. *فصلنامه روستا و توسعه*، سال یازدهم، شماره ٤، ۲٤-۱.

تقوی، مهدی و محمدی، حسین (۱۳۸۸). تأثیر زیرساخت‌های سرمایه‌گذاری بر رشد اقتصادی ایران. *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره نهم، شماره ۱، ٤۲-۱۵.

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

۵۷-۷٤.

داوودی، پرویز و شاه‌مرادی، اکبر (۱۳۸۳). بازشناسی عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) در اقتصاد ایران و ٤٦ کشور جهان در چارچوب یک الگوی تلفیقی. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ششم، شماره ۲۰، ۱۱۳-۸۱.

درگاهی، حسن (۱۳۸۵). عوامل مؤثر بر توسعه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی: درس‌هایی برای اقتصاد ایران. *فصلنامه علمی و پژوهشی شریف ویژه علوم مهندسی*، شماره ۳٦، ۷۳-۵۷.

رفعت، بتول و بیک‌زاده، سعیده (۱۳۹۱). کاربرد الگوی معادلات همزمان داده‌های تابلویی در تحلیل نقش یکپارچگی اقتصادی اکو بر رشد و اشتغال. *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره دوم، شماره ۸، ۲۲-۹.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و محمودی، عبدالله (۱۳۸۵). تعیین‌کننده‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران. *جستارهای اقتصادی*، دوره ۳، شماره ۵، ۱۲٦-۸۹.

طیبی، سید کمیل؛ پورشهابی، فرشید؛ خانی‌زاده امیری، مجتبی و کاظمی، الهام (۱۳۹۲). اثر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه بازبودن تجاری بر سرمایه‌گذاری داخلی و رشد اقتصادی (مطالعه موردی ۱۰ کشور در حال توسعه آسیایی). *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیست و یکم، شماره ٦۷، ۱۵۲-۱۳۱.

طیبی، کمیل و بابکی، روح‌اله (۱۳۸۷). نقش باز بودن اقتصاد در درجه تأثیرگذاری سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر صادرات کشورهای آسیایی و اقیانوسیه. *پژوهشنامه بازرگانی*، دوره ۱۲، شماره ٤۸، ٦۸-۳۹.

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 بیستم، شماره ٦۱، ۶۲-۲۹.

قادری، سیمین و دهمرده، نظر (۱۳۹۲). تأثیر زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب شرق و غرب آسیا. *جغرافیا و آمایش شهری – منطقه‌ای*، دوره ۳، شماره ۸، ٦۸-٤۱.

قربانی، مسعود؛ احمدی شادمهری، محمدطاهر و مصطفوی، سید مهدی (۱۳۹۳). بررسی اثر زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۵. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱۷، ٤۹-۶۰.

کمیجانی، اکبر و عباسی، منصوره (۱۳۸۵). تبیین نقش عوامل مؤثر بر جلب سرمایه مستقیم خارجی در ایران. *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۳، ۱۰۵-۶۹.

گجراتی، دامودار (۱۳۸۳)، .مبانی اقتصادسنجی. ترجمه حمید ابریشمی، تهران: دانشگاه تهران.

موسوی‌جهرمی، یگانه و عبادتی فرد، منصوره (۱۳۸۷). اثر سرمایه‌گذاری دولت در زیرساخت حمل و نقل بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی ایران. *پژوهشنامه حمل و نقل*، دوره ۵، شماره ٤، ۳۷۱-۳٦۱.

Abdel-Rahman, A.M. (2002). The Determinants of FDI in the Kingdom of Saudi Arabia. *The Economic Research Forum*, Working Paper, No 238, 1-34.

Agosin, R. & Ricardo, M. (2000). Foreign Investment in Developing Countries: Does It Crowd in Domestic Investment?. *United Nation Conference on Trade and Development*, Working Paper, No. 146, 1-20.

Alfaro, L., Kalemli-Ozcan, S. & Volosovych, V. (2008). Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? An Empirical Investigation. *Review of Economics and Statistics*, 9(2), 347–368.

Aliber, R. Z. (1970). A Theory of Foreign Direct Investment in C.P. Kindleberger (ed.). *The International Corporation. Cambridge, MA, MIT Press*.

Asiedu, E. (2002). On the Determinants of Foreign Direct Investment to Developing Countries: Is Africa Different?. *World Development*, 30 (1), 107-119.

Balazaiget, H. (2004). Private Participation in Infrastructure in Europe and Central Asia. *World Bank*, Working Papers in Economics, 7, 26-40.

Bardehan, M. (1997). The Political Economy of Resource-Driven Growth. *European Economic Review*, 45, 839-846 .

Bende–Nabende, A., Ford, L. & Slater, J. (2001). The

Impact of FDI and Regional Economic Integration on the Economic Growth of the ASEAN. *Quarterly Journal of Economics*, 4, 67-98.

Bismark, T. & Aghbelie, M. (2014). The Effecct of FDI on Infrastructure in China. *Journal of Economic Literature*, 4(2), 67-70.

Bisvanas, D. (2010). Liberalization, FDI, and Growth in Developing Countries: A Panel Cointegration Approach. *Economic Inquiry*, 41(3), 110-116.

Boopen Sitana, A. (2009). Labour Productivity, Technological Gap and Spillovers: Evidence from Moroccan Manufacturing Industries. *The African Finance Journal*, 7(2), 28-37.

Camp, D. (2002). Technical Change and the Aggregate Production Function. *Review of Economics and Statistics*, 39, 312-320.

Chunlai, C. (1987). The Location Determinants of FDI in Developing Countries. *CIES Discussion Paper Series*, 21, 97-112.

Cunning, D. (1999). A Database of World Stocks of Infrastructure, 1950-1995. *The World Bank Economic Review*, 12(3), 29-47.

Dalila, N. & Chenaff, E. (2011). FDI and Growth: A New Look at a Still Puzzling Issue. *Université Montesquieu Bordeaux IV*, 3(6), 26-30.

Demello, L.R. (1997). Foreign Direct Investment In Developing Countries and Growth: A Selective Survey. *The Journal of Development Studies*, 34(1), 1-34.

Dunning, D. & Pedroni, P. (1993). The Effect of Infrastructure on Long-Run Economic Growth. *Mimeo. Harvard University*, 45, 62-73.

Easterly, W. & Reblo, R. (1993). Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 417-458.

Federek, G. & Bugtig, A. (2010). Empirical Determinants of Manufacturing Direct Investment in African Countries. *Economic Development and Cultural Change*, 27(4), 751-767.

Federek, J. & Bogetic, Z. (2008). Volatility, Shocks and Growth. *Policy Research Working Paper Series 4415*, No. 9, 54-78.

Federek, J., Perkins, P. & Luiz, J. (2008). Infrastructure Investment and Long-Run Economic Growth of South Africa. *World Development*, 34(6), 1037-1059.

Ferawson, M. (2004). Quality of FDI Date: How Good Are They? From User's Point of View. Expert Meeting on Capacity Building in the Area of FDI. *Data Compilation and Policy Formulation*, 3(14), 1-25.

Findlay, R. (1978). Relative Backwardness, Direct Foreign Investment, and the Transfer of Technology, A Simple Dynamic Model. *Quarterly Journal of Economics*, 92, 32-45.

Fry, M. (1998). Foreign Direct Investment in Southeast Asia: Differential Impacts. *Institute of Southeast Asian Studies*, 4, 48-56.

Fung, K., Iizaka, A. & Garcia-Herrero, A. (2005). Hard or Soft? Institutional Reforms and Infrastructure Spending as Determinants of Foreign Direct Investment in PRC. *Japanese Economic Review*, 56(4), 408–416.

Gramlich, E. (1994). Infrastructure Investment: A Review Essay. *Journal of Economic Literature*, 32, 1176-1196.

Hagh, E. & Kim, H. (2003). Impact of Infrastructures on Foreign Direct Investment. *International Technology*, 5(1), 69-80.

Hansen, H. & Rand, J. (2006). On the Causal Links between FDI and Growth in Developing Countries. *World Economy*, 29(1), 21-41.

Hasanat S.S., Bin, H. & Junjiang, L. (2010). Does Foreign Capital Inflows Really Stimulate Domestic Investment: A Case Study of Pakistan. *MPRA Paper Series*, No. 35737, 1-15.

Hecht, J. (2004). Inter-City Competition for Foreign Investment: Static and Dynamic Effects of China's Incentive Areas. *Journal of Urban Economics*, 40, 38-60.

Hulten, C. (1990). The Measurement of Capital. *The National Bureau of Economic Research*, 54, 56-90.

Hymer, S. (1976). The International Operations of National Firms: A Study of Direct Foreign Investment. *Cambridge, MA: MIT Press*, 2(6), 11-25.

Kachoo, S. & Abqum. E. (2012). Infrastructure Investment: A Review Essay. *Journal of Economic Literature*, 32(3), 76-96.

Kerager, N.H. (2012). Foreign Direct Investment and Development: The New Policy Agenda for Developing Countries and Economies in Transition. *Washington DC: Institute for International Economics,* 6, 89-96.

Krikils, C. (2003). The Effect of Trade Liberalization on Industrial-Sector Productivity Performance in Developing Countries. in Jean-Marc Fontaine (ed.) Foreign Trade Reform and Development Strategy,

London: Roudedge.

Levin, J. & Rat, W. (1997). Capital Goods Imports and Long Run Growth. *Journal of Development Economics*, 48, 91– 110.

Li, X. & Liu, X. (2006). Foreign Direct Investment and Economic Growth: An Increasingly Endogenous Relationship. *World Development*, 33(3), 393-407.

Makki, S. & Somwaru, A. (2004). Impact of Foreign Direct Investment and Trade on Economic Growth: Evidence from Developing Countries. *American Journal of Agricultural Economics*, 86(3), 795-801.

Mankiw, G., Romer, D. & Weil, G. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 10, 37-47.

Mankiw, N.G. (1985). Small Menu Costs and Large Business Cycles. *The Quarterly Journal of Economics*, 5, 40-98.

Mantferd, B. (2008). Infrastructure and Regional Cooperation. *ADBI Discussion Paper*, 76, 70-84.

Mayer, H. (2000). Foreign Direct Investment and Economic Growth: Evidence from Cross-Country Data for the 1990s. *Economic Development and Cultural Change*, 51(1), 205-214.

Mody, A. (1992). Japanese and United States Firms as Foreign Investors: Do They March to the Same Tune?. Washington, DC: *World Bank*, 9, 1-115.

Montiel, U. & Lizardo, K. (1989). Industrial Location and Public Infrastructure. *Journal of International Economics*, 39, 335-351.

Morgan, P.J. & Lamberte, M. (2012). Strengthening Financial Infrastructure. *ADBI Working Paper*, 345, 1-49.

Onyeiwu, S. (2000). Foreign Direct Investment, Capital Outflows and Economic Development in the Arab World. *Journal of Development and Economic Policies*, 2(2), 27-57.

Patrick, C., zhang, K.H. & yin-fang, S. (2006). Foreign Direct Investment in Infrastructure in Developing Countries: Does Regulation Make A Difference?. *Transnational Corporations*, 15(1), 143-171.

Pradhan, R.B., Arvin, M.B., Norman, N.R. & Bele, S.K. (2014). Economic Growth and the Development of Telecommunications Infrastructure in the G-20 Countries: A Panel-VAR Approach. *Telecommunications Policy*, 38, 634–649.

Quazi, D. (2006). On the Causal Links between FDI and Growth in Developing Countries. *World Economy*, 29(1), 21-41.

Romer, P. (1992). Increasing Returns and Long Run Growth. *Journal of Political Economy*, 94, 1002–1037.

Romer, P. (2001). Does Trade Cause Growth?. *American Economic Review*, 3, 89-97.

Roy, O. & Berg, A. (2006). Multinationals, Linkages, and Economic Development. *American Economic Review*, 86 (4), 852-873.

Rudra, P., Pradhan, T. & Bagchi, E. (2013). Effect of Transportation Infrastructure on Economic Growth in India: the VECM Approach. *Research in Transportation Economics*, 38(1), 139-148.

Schemitt, R.C. (2012). Advanced International Trade: Theory and Evidence. *Princeton University Press*,7, 89-98.

Solimano, F. (1992). Technology Gap, Competition, and Spillovers from Direct Foreign Investment: Evidence from Establishment Data. *Journal of Development Studies*, 36(1), 53-73.

Solow, R.S. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *Review of Economics and Statistics*, 39, 312-320.

Strap, K. (2008). What are the Determinants of the Foreign Direct Investment? The Chinese Experience. *Journal of International Economics*, 51(2), 379-400.

Uberbayaran, K. (2006). What are the Determinants of the Location of Foreign Direct Investment? The Chinese Experience. *Journal of International Economics*, 51 (2), 379-400.

Vavilov, S. (2005). Trade & FDI in Petroleum Exporting Countries: Complements or Substitutes?. *University of Paris*, 8, 106-112.

Wei, Y. & Liu, X. (2006). Productivity Spillovers from R&D, Exports and FDI in China's Manufacturing Sector. *Journal of International Business Studies*, 37 (4), 544-557.

Weinhold, D. & Reichert, U.N. (1999). Causality Test for Cross-Country Panels: New Look at FDI and Economic Growth in Developing Countries. *London School of Economics,* 43(1), 103-132.

Zhang, K.H. (2003). Does Foreign Direct Investment Promote Economic Growth? Evidence Form East Asia and Latin America. *Contemporary Economic Policy*, 19, 56-70.

پیوست

ضمیمه (الف): بررسی شرط رتبه‌ای برای معادلات مدل

بررسی شرط رتبه‌ای برای تشخیص معادله رشد:

با توجه به مطالب مذکور، در معادله اول نخست ضرایب سطر متناظر با معادله و همچنین ستون‌های متناظر با ضرایب غیرصفر سطر اول که متناظر با معادله اول می‌باشد را حذف نموده و سپس عناصر باقیمانده در جدول را بازنویسی می‌نماییم. همانند آنچه که در زیر نشان داده شده است:

$$\Delta=\begin{bmatrix} 0 & -\beta_3 & -\beta_4 & 0 \\ -\beta_5 & 0 & 0 & -\beta_6 \\ 0 & -\beta_4 & -\beta_2 & 0 \end{bmatrix}$$

بعد از مرحله فوق باید ماتریس‌های درجه M-۱ که در ماتریس بالا تعریف شده است را تشکیل بدهیم که در تحقیق حاضر ماتریس‌ها از درجه ۳×۳ می‌باشد. یکی از ماتریس‌های مذکور ماتریس زیر می‌باشد که باید دترمینان آن به‌صورت زیر محاسبه شود.

$$|\Delta|=\begin{vmatrix} 0 & -\beta_3 & -\beta_4 \\ -\beta_5 & 0 & 0 \\ 0 & -\beta_4 & -\beta_2 \end{vmatrix}$$

$$|\Delta| = -\beta_5 \times (-1)^{2+1}\begin{vmatrix} -\beta_3 & -\beta_4 \\ -\beta_4 & -\beta_2 \end{vmatrix} \rightarrow |\Delta|$$

$$= \beta_5 \left(\beta_3\beta_2 - (\beta_4)^2\right) \rightarrow |\Delta| \neq 0$$

$$\text{rank}(\Delta) = \text{m} - 1 \rightarrow 3 = 3$$

همان‌طور که نشان داده شده است دترمینان ماتریس فوق مخالف صفر است یعنی حداقل یک ماتریس با دترمینان غیرصفر وجود دارد بنابراین رتبه ماتریس Δ برابر با ۳ می‌باشد. در نتیجه رتبه ماتریس با تعداد معادلات درون‌زا منهای یک برابر است؛ بنابراین معادله دقیقاً مشخص می‌باشد.

بررسی شرط رتبه‌ای برای تشخیص معادله سرمایه‌گذاری داخلی:

برای معادله سرمایه‌گذاری داخلی نیز نخست ضرایب سطر دوم و همچنین ستون‌های متناظر با ضرایب غیر صفر سطر دوم که متناظر با معادله دوم می‌باشد را حذف نموده و سپس عناصر باقیمانده در جدول را بازنویسی می‌نماییم. همانند آنچه که در زیر نشان داده شده است:

$$\Delta=\begin{bmatrix} 0 & -\beta_1 & -\beta_4 & -\beta_5 & -\beta_6 & 0 \\ -\beta_5 & 0 & 0 & -\beta_3 & -\beta_4 & -\beta_6 \\ 0 & 0 & 0 & -\beta_5 & -\beta_6 & 0 \end{bmatrix}$$

به‌طور مشابه یکی از ماتریس‌های ۳×۳ ماتریس بالا را انتخاب و دترمینان آن به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$|\Delta|=\begin{vmatrix} -\beta_4 & -\beta_5 & -\beta_6 \\ 0 & -\beta_3 & -\beta_4 \\ 0 & -\beta_5 & -\beta_6 \end{vmatrix}$$

$$\rightarrow |\Delta| = -\beta_4 \times (-1)^{1+1}\left[(\beta_3\beta_6 - \beta_4\beta_5)\right] \neq 0$$

$$\text{rank}(\Delta) = \text{m} - 1 \rightarrow 3 = 3$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود درجه ماتریس ۳ به‌دست می‌آید و معادله دقیقاً قابل شناسایی بوده و با مطالب قابلیت شناسایی کاملاً هماهنگ می‌باشد.

شرط رتبه‌ای برای تشخیص معادله سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی:

برای معادله سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز نخست ضرایب سطر سوم و همچنین ستون‌های متناظر با ضرایب غیرصفر سطر سوم که متناظر با معادله سوم می‌باشد را حذف نموده و سپس عناصر باقیمانده در جدول را بازنویسی می‌نماییم. عناصر باقیمانده در ماتریس زیر نشان داده شده است:

$$\Delta=\begin{bmatrix} -\beta_1 & -\beta_4 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -\beta_3 & -\beta_4 \\ 0 & 0 & -\beta_4 & -\beta_2 \end{bmatrix}$$

به‌طور مشابه یکی از ماتریس‌های ۳×۳ ماتریس بالا را انتخاب و دترمینان آن به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$|\Delta|=\begin{vmatrix} -\beta_4 & 0 & 0 \\ 0 & -\beta_3 & -\beta_4 \\ 0 & -\beta_4 & -\beta_2 \end{vmatrix}$$

$$\rightarrow |\Delta| = -\beta_4 \times (-1)^{1+1}\left[\beta_2\beta_3 - (\beta_4)^2\right] \neq 0$$

$$\text{rank}(\Delta) = \text{m} - 1 \rightarrow 3 = 3$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود درجه ماتریس ۳ به‌دست می‌آید و معادله دقیقاً قابل شناسایی بوده و با مطالب قابلیت شناسایی کاملاً هماهنگ می‌باشد.

شرط رتبه‌ای برای تشخیص معادله صادرات:

برای معادله آخر نیز نخست ضرایب سطر چهارم و همچنین ستون‌های متناظر با ضرایب غیرصفر سطر چهارم که متناظر با معادله چهارم می‌باشد را حذف نموده و سپس عناصر باقیمانده در جدول را بازنویسی می‌نماییم. عناصر باقیمانده در ماتریس زیر نشان داده شده است:

$$\Delta=\begin{bmatrix} -\beta_3 & 0 & -\beta_1 & -\beta_4 & 0 \\ -\beta_2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & -\beta_5 & 0 & 0 & -\beta_6 \end{bmatrix}$$

بعد از مرحله فوق باید ماتریس‌های درجه M-۱ که در ماتریس بالا تعریف شده است را تشکیل بدهیم. یکی از ماتریس‌های مذکور ماتریس زیر می‌باشد که باید دترمینان آن به‌صورت زیر محاسبه شود.

$$|\Delta|=\begin{vmatrix} -\beta_3 & 0 & \beta_1 \\ -\beta_2 & 0 & 0 \\ 0 & -\beta_5 & 0 \end{vmatrix}$$

$$|\Delta| = \beta_1 \times (-1)^{1+3}\left[(\beta_2\beta_5 - 0)\right] \neq 0$$

$$\text{rank}(\Delta) = \text{m} - 1 \rightarrow 3 = 3$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود دترمینان ماتریس فوق مخالف صفر است یعنی حداقل یک ماتریس با دترمینان غیرصفر وجود دارد بنابراین رتبه ماتریس Δ برابر با ۳ می‌باشد. در نتیجه رتبه ماتریس با تعداد معادلات درون‌زا منهای یک برابر است؛ بنابراین معادله دقیقاً مشخص می‌باشد.

دانشگاه پیام نور

فصلنامه علمی– پژوهشی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

فرم اشتراک:

علاقه‌مندان به اشتراک فصلنامه علمی– پژوهشی *«پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی»*، مبلغ ۸۰/۰۰۰ ریال جهت اشتراک سالانه نشریه، به شماره حساب ۲۱۷۸۶۰۹۰۰۱۰۰۷ نزد بانک ملی ایران، شعبه بنفشه تهران واریز کرده و فیش آن را به همراه این فرم، پس از تکمیل، به دفتر مجله ارسال، یا به شماره ۳۴۰۲۱۱۵۱- ۰۸۶ فاکس نمایند.

نام و نام خانوادگی: .....

شماره همراه: .....

شماره ثابت: .....

نشانی: .....

کد پستی: .....

نشانی الکترونیکی: .....

اشتراک از شماره: .....

تعداد: .....

Contents

Assessment of Results of the Implementation of Subsidies Targeted on Production Activities..11

Zahra Nematollahi, Naser Shahnoushi, Ozra Javanbakht, Mahmoud Daneshvar Kakhki

The Relationship between Energy Consumption and Production Growth in Manufacturing Agencies Producing Transportation Vehicles.....25

Mohammad Ali Molaei, Ali Dehghani, Samaneh Hossein Zadeh

Estimation of the Spatial Spillover Effects of Economic Growth in Adjacent Countries of Caspian Sea: Spatial Dynamic Panel Data Approach.....41

Hassan Heidari, Davoud Hamidi Razi

Spatial Analysis of the Effect of Income Inequality on Economic Growth in Iran 57

Ali Hussein Samadi, Zahra Dehghan Shabani, Atefeh Moradi Kouchi

Impact of Fiscal and Monetary Shocks on Macroeconomic Variables in Iran, Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach 1961-2012.....73

Mohammad Hassan Fotros, Hossein Tavakolian, Reza Maaboudi

Monopoly Power in Industry and Evaluation of Its Effect on Iran's Economic Growth: Application of Endogenous Markup Approach.....95

Farhad Khodadad Kashi, Mohamad Nabi Shahiki Tash, Samaneh Nooraniazad

The Impact of Education and Health Infrastructures on Economic Growth of Iran 115

Mahdi Shahraki, Simin Ghaderi

Advisory Editorial Board:

Abdoli, G.	Erfani, A.	Khalili Eraghi, M.	Rahmani, T.
Abu Nuri, E.	Ezzati, M.	Khoda Bakhshi, A.	Ranjpour, R.
Afshari, Z.	Fallahi, M. A.	Khoda panah, M.	Rasekhi, S.
Agheli, L.	Farzin, M.R.	Komijani, A.	Razmi, M. J.
Ahmadi Shadmehri, M.T.	Fotros, M.H.	Lashkari, M.	Rezaei, E.
Akbari, N.	Ghaffari, H.	Makkeyan, S. N.	Saadat, R
Akbarian, R.	Ghaffari, Gh.	Mir Bagheri Hir, M.N.	Sadeghi, Z.
Asadi, A.	Gholi Zadeh, A.	Mirzaei, H.	Samadi, H.
Asgharpur, H.	Ghorbani, M.	Mohammad Zadeh, P.	Seyyed Noorani, S.M.
Atrkare Roshan, S.	Gilak Hakim Abadi, M.T.	Molaei, M.	Shahabadi, A.
Bafande Imandust, S.	Golestani. Sh.	Momeni, F.	Shahiki Tash, M. N.
Bakhshi. L.	Hakkak, M.	Monsef, A.	Shahnoushi, N.
Dadgar, Y.	Hazeri, H.	Moshiri, S.	Sharifi, N.
Delangizan, S.	Hekmati Farid, M.	Naderi, M.	Shavval Pur, S.
Dehghani, A.	Heydari, H.	Najar Zadeh, R.	Soheyli, S.
Dehmardeh, N.	Homayuni Far, M.	Nasrollahi, K.	Suri, A.
Ebrahimi, M.	Hortamani, A.	Nasrollahi, Z.	Yavari, K.
Elmi, Z.M.	Hoseini Nasab, S.E.	Paseban, F.	Zaraanezhad, M.
Emadzadeh, M.	Jafari Samimi, A.	Pedram, M.	Mohseni Zenoozi, S.J.
Emami Meybodi, A.	Karimzadeh, M.	Pour Faraj, A.	Zobeiri, H.

Impact Factor:

The impact factor of this journal is 0.63 (IF = 0.63) from the Islamic World Science Citation Center (ISC).

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Director: Hadi Ghaffari
Chief Editor: Mohammad Reza Lotfali pur
Editorial Staff Secretary: Ali Younessi

Editorial Board:

1	S.P. Singh	Professor	IIT Roorkee, India
2	Abolghasem Esna Ashari	Associate Professor	Payame Noor University
3	Farhad Khodadad Kashi	Professor	Payame Noor University
4	Mohammad Reza Seied Nurani	Associate Professor	Allame Tabatabaee University
5	Mahdi Sadeghi Shahdani	Associate Professor	Imam Sadegh University
6	Mohammad Hassan Fotros	Professor	Bu Ali Sina University
7	Mohammad Reza Lotfali pur	Professor	Ferdowsi University
8	Hadi Ghaffari	Associate Professor	Payame Noor University
9	Gholamreza Mesbahi Moghadam	Associate Professor	Imam Sadegh University
10	Mohammad Ali Molaei	Assistant Professor	Shahrud Universit of Technology

Persian Editor: Mohsen Zolfaghari
English Editor: Mojgan Eivazi
Published by: Payame Noor University of Markazi Province
Address: Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, P.O. Box 38135-1136, Payame Noor University of Markazi Province, Arak, Iran
Phone: 086-32247853
Fax: 086-34021151
Mobile: 09185288130
E-mail: egdr@pnu.ac.ir
Web: egdr.journals.pnu.ac.ir

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Vol. 5, No. 19, June 2015