بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی- پژوهشی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسئول: هادی غفاری

سر دبیر: محمدرضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

ردیف	عضو هیئت تحریریه	موسسات 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 علوم اقتصادی	دانشیار	اقتصاد
۶	هادی غفاری	دانشگاه پیام نور استان مرکزی	دانشیار	اقتصاد
۷	محمدحسن فطرس	دانشگاه بوعلی سینا همدان	دانشیار	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

شمارگان چاپ: ۲۵۰ 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 و در قالب تفاهم نامه، با همکاری (به ترتیب حروف الفبا) دانشگاه امام صادق (ع)، دانشگاه بوعلی سینا، دانشگاه پیام نور استان مازندران، دانشگاه صنعتی شاهرود، دانشگاه علوم اقتصادی و دانشگاه مازندران منتشر می‌شود.

داوران فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

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

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

بر اساس رتبه‌بندی دانشگاه‌ها و مؤسسات تحقیقاتی ایران که در سال ۱۳۹۱ توسط پایگاه استنادی علوم جهان اسلام(ISC) به انجام رسیده، دانشگاه پیام نور در بین کلیه دانشگاه‌های کشور، موفق به کسب رتبه هشتم گردید.

در همین راستا هر ساله برترین نشریه‌های حوزه علوم انسانی و اجتماعی کشور که در ISC ثبت و نمایه‌سازی می‌شوند، معرفی می‌گردد. 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.

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

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

May 13, 2011

Dear Dr. Ghaffari,

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

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

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

Yours sincerely,

Liz Braunstein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

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

دانشگاه پیام نور

تاریخ: ۹۳/۹/۲۵

شماره: ۷۷۳/۷/۶/ص

بسم الله الرحمن الرحیم

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

جناب آقای دکتر هادی غفاری

مدیر مسئول محترم مجله پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی

با سلام و احترام

به طور قطع همت والای اندیشمندان، محققان و فرهیختگان میهن عزیزمان موجب شکوه و اعتلای نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران و ارائه الگوی ایرانی و اسلامی پیشرفت و توسعه شده است. با کمال مسرت به 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 می نمایم.

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

ابوالفضل فراهانی

رئیس دانشگاه

4045 TAZHIBHOUSE.com

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

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

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

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

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

بدینوسیله با تبریک صمیمانه برای کسب عنوان

نشریه برتر در زمینه علوم انسانی

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

از درگاه خداوند سبحان دوام توفیقات روز افزون 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 در حال توسعه

٦- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

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

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

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

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

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

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

شرایط پذیرش مقاله

الف – محتوا

۱- در جهت اهداف و محورهای فصلنامه باشد.

۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.

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

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

ب – شکل ظاهری

۱- مقاله شامل عنوان، معرفی نویسنده یا نویسندگان (آدرس محل کار، تلفن، نمابر و پست الکترونیکی)، چکیده فارسی و انگلیسی، واژه‌های کلیدی (۳ تا ۷ واژه)، 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 فاصله‌ی 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- تمام منابع به صورت انگلیسی باشد. 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 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

بررسی رابطه بین محدودیت‌های مذهبی، رضایت از زندگی و رشد اقتصادی..... ۱۱
سید مجتبی مجاوریان، فاطمه کشیری کلایی، ذبیح الله فلاحتی

بررسی آثار متغیرهای اقتصادی- اجتماعی بر کاهش اختلافات قومی در کشورهای منتخب حوزه منا طی دوره (۲۰۰۹-۱۹۸٤) ۲۳
محمدعلی متفکرآزاد، زهرا کریمی‌تکانلو، محمدرضا سلمانی‌بی‌شک، الناز حسن‌نژاد دانشمند

بررسی اثر زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۵ ..... ٤۹
مسعود قربانی، محمدطاهر احمدی شادمهری، سید مهدی مصطفوی

بررسی تأثیر مهاجرت بر انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه (۲۰۰۰-۱۹۷۵) ٦۱
تیمور رحمانی، مرتضی مظاهری‌ماربری

اثر شاخص‌های بار مالیاتی بر حجم اقتصاد پنهان در ایران ۷۵
اسمعیل ابونوری، عبدالحامد نیک‌پور

اثر سرریزهای تحقیق و توسعه بر بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع کارخانه‌ای ایران ۹۱
غلامرضا زمانیان، محمدحسن فطرس، الهام رضائی

تأثیر شاخص توسعه انسانی بر تولید ناخالص داخلی ایران ۱۰۹
زهرا عربی، ابوطالب کاظمی

سخن سردبیر

یکی از ویژگی‌های مهم فصلنامه‌های علمی پژوهشی، به روز بودن آن است. طبق تعریف وزارت علوم، تحقیقات و فناوری، فصلنامه‌ای به روز است که قبل از فرا رسیدن فصل مورد نظر شماره مربوط به آن فصل را منتشر و به علاقمندان تقدیم نماید. **فصلنامه علمی – پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی** تمام توان خود را به کار برده است تا آخرین یافته‌های علمی محققان، اساتید و دانشجویان ارجمند در زمینه‌های رشد و توسعه اقتصادی را به موقع منتشر نماید. لذا در حالی این نسخه در اختیار شما قرار گرفته است که شاخص به روز بودن در آن لحاظ شده است.

این مهم ممکن نبود جز با تلاش وصف‌ناپذیر همکاران فصلنامه و حمایت بی‌دریغ محققان و نویسندگان محترم مقالات که حداکثر تعامل شایسته را داشته‌اند. لذا ضمن تشکر از همه آنها، از کلیه عزیزانی که این فصلنامه را جهت چاپ دستاوردهای علمی خود انتخاب می‌کنند سپاسگزارم.

در شرایط کنونی اقتصاد که تلاش همه فعالان اقتصادی ایجاد رونق در اقتصاد و کنترل تورم است دقت به مؤلفه‌های اقتصاد مقاومتی از اهمیت بسیار زیادی برخوردار است. از آنجا که اطلاعات اقتصادی منتشر شده از اقتصاد آمریکا و کشورهای اروپایی به ظاهر پیشرفته حاکی از بدهی بسیار بالای این کشور به جهان است بی‌شک نگاه به شاخص‌های بیرون از کشور جهت رهایی از مشکلات اقتصادی داخل، به مثابه تکیه بر حباب است و لزوم توجه به توانایی‌های درون کشور را الزام‌آور می‌نماید.

لذا از همه متفکران و اندیشمندان ارجمند در سرتاسر کشور دعوت می‌گردد تا جهت‌گیری تحقیقات خود را به سمت عوامل درونی مؤثر بر رشد و توسعه اقتصادی معطوف نمایند تا اطلاعات لازم در حوزه اقتصاد مقاومتی در اختیار تصمیم‌گیران اقتصادی قرار گیرد.

این فصلنامه آمادگی خود را جهت انتشار دستاوردهای علمی و پژوهشی شما عزیزان جهت تقویت رشد و توسعه اقتصادی ایران اسلامی اعلام داشته و منتظر نتایج دستاوردهای شماست.

محمد رضا لطفعلی‌پور

زمستان ۱۳۹۳

بررسی رابطه بین محدودیت‌های مذهبی، رضایت از زندگی و رشد اقتصادی

The Relationship between Religious Restrictions, Life Satisfaction and Economic Growth

سید مجتبی مجاوریان*،
فاطمه کشیری کلایی**، ذبیح الله فلاحتی***

دریافت: ۱۳۹۲/۹/۲۸ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۱/۲۵

چکیده:

در سال‌های اخیر تأثیر محرک‌های غیراقتصادی نظیر رضایت از زندگی و اعتقادات جامعه بر روی رفتارهای اقتصادی مانند رشد و درآمد سرانه مورد توجه قرار گرفته است. هدف از این مطالعه شناسایی رابطه بین شاخص رضایت از زندگی افراد با درآمد سرانه با توجه به شدت اعتقادات مذهبی می‌باشد. به این منظور از تخمین‌زن 2SLS و اطلاعات مقطعی ۸۸ کشور در سال ۲۰۱۰ استفاده گردید. نتایج نشان داد که شاخص درآمد سرانه در سطح کشورها تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رضایت از زندگی داشته است. همچنین محدودیت‌های مذهبی بالاتر در جوامع با رضایت از زندگی کمتری همراه گردید که این مسئله حاکی از دخالت‌های دولت بر عقاید مذهبی و به دنبال آن کاهش رضایت مردم از زندگی می‌باشد. در یک نتیجه کلی حاصل از بررسی عوامل مؤثر بر رضایت از زندگی می‌توان گفت کشورهای ثروتمندتر، با محدودیت‌های کمتر مذهبی و با میانگین عمر بالاتر راضی‌تر نیز می‌باشند. علاوه بر این متغیرهای سرمایه‌گذاری، تجارت و مخارج سرانه دولت با درآمد سرانه رابطه مثبت و معنی‌داری داشته‌اند. همچنین پارامتر مربوط به متغیر رضایت از زندگی نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر درآمد سرانه دارد. لذا بر مبنای اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه، رابطه دوطرفه بین رضایت از زندگی و درآمد سرانه وجود دارد.

کلمات کلیدی: تولید ناخالص داخلی سرانه، شادی، رضایت از زندگی، مذهب.

طبقه‌بندی JEL: E20، O40، Z12.

* دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه علوم کشاورزی ساری
Email: mmojaverian@yahoo.com
** دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی (نویسنده مسئول)
Email: fkashiri03@gmail.com
*** دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد نظری
Email: zabizfalahati@alumni.ut.ac.ir

Seyed Mojtaba Mojaverian, Fatemeh Kashiri Kolaei**, Zabihollah Falahati****

Received: 19/Dec/2013 Accepted: 14/April/2014

Abstract:

In recent years, the impact of non-economic incentives such as life satisfaction and beliefs of community has been examined on economic behavior, such as growth and per capita income. The purpose of this study is to identify the correlation between life satisfaction index and per capita income with the intensity of religious beliefs. To this end, 2SLS estimator and cross-sectional data in 88 countries in 2010 were used. The results showed that the index of per capita income has a significant positive impact on life satisfaction. Also higher religious restrictions in communities were associated with less life satisfaction, and this shows government involvement in religious beliefs and consequently loss of life satisfaction. In addition, investment, government expenditure and trade variables have a positive and significant relationship with per capita income. Also, life satisfaction has a significant and positive effect on per capita income. Based on the used data in this study, there is a mutual relationship between life satisfaction and percapita income.

Keywords: GDP Per Capita, Happiness, Life Satisfaction, Religion.
JEL: E20, O40, Z12.

* Associate Professor, Department of Agricultural Economics , University of Agricultural Sciences ,Sari, Iran.
** M.A. in Aricultural Economics (Corresponding Author).
*** M.A. in Economics.

۱- مقدمه

در اقتصاد کشورها رشد اقتصادی اصلی‌ترین ملاک عملکرد دولت‌ها به‌شمار می‌رود. بنابراین همواره تلاش می‌شود تا با شناخت بهتر و دقیق‌تر عوامل مؤثر بر تغییرات این شاخص، شرایط لازم جهت بهبود در این شاخص فراهم گردد. از آنجا که رشد اقتصادی را می‌توان برابر تغییرات تولید ناخالص داخلی (GDP) در نظر گرفت لذا بررسی عوامل مؤثر بر این شاخص و درجه تأثیرگذاری آنها برای برنامه‌ریزی‌های هر کشور امری ضروری به نظر می‌رسد (کولا و همکاران[1]، ۲۰۱۰: ٤۳۱).

در مطالعات گوناگون سعی شده تأثیرات متغیرهای مختلف نظیر مخارج دولت، نوسانات تولید، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های اقتصادی، متنوع‌سازی مبادلات تجاری و اعمال سیاست‌های مالی بر GDP و رشد اقتصادی مورد آزمون قرار گیرد. اما با اینکه تولید ناخالص داخلی سرانه اغلب به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری استانداردها یا رفاه زندگی هر شخص محاسبه می‌گردد در محاسبه این شاخص انتقاداتی نظیر عدم لحاظ فعالیت‌های غیربازاری، عدم لحاظ اثرات جانبی منفی زیست محیطی و عدم توجه به توزیع درآمد وجود دارد (همان، ٤۳۱).

نکته‌ای که در این جا قابل توجه است نقش شاخص‌های اجتماعی و رفتاری نظیر نحوه زندگی، میزان امید به زندگی، وضعیت امنیتی و سیاسی، محدودیت‌های مذهبی، طبقه فرهنگی و در نهایت میزان رضایت از زندگی در هر کشور است. چراکه ذهنیت افراد از زندگی تأثیر مستقیمی بر انگیزه برای افزایش کارایی و بهره‌وری خواهد داشت (کومو[2]، ۲۰۱۱: ١٤).

۲- رضایت از زندگی و شادی

یکی از معیارهایی که می‌توان ذهنیت افراد از زندگی را محاسبه نمود شاخص رضایت از زندگی است. اصولاً متغیر رضایت از زندگی به صورت میزان رضایت یا دید کلی هر فرد نسبت به کیفیت زندگی تعریف می‌شود. رضایت از زندگی شاخصی برای اندازه‌گیری رفاه، رضایت از روابط با دیگران و توانایی برای کنار آمدن با زندگی روزمره ارزیابی شده است. رضایت از زندگی با استفاده از وضعیت اقتصادی، میزان تحصیلات، تجارب و محل سکونت مردم و بسیاری از خصوصیات دیگر اندازه‌گیری می‌شود (پایگاه جهانی شادی، WDH[3]). در حقیقت رضایت از زندگی این مسائل را بازگو می‌کند که تا چه اندازه نیازهای اساسی فرد در زندگی برآورده شده‌اند و تا چه اندازه سایر اهداف قابل دسترسی می‌باشند (کامینس و نیستیکو[4]، ۲۰۰۲: ۳۹). اما شاخص شادی یا بهزیستی ذهنی با توجه به احساساتی مانند لذت و افتخار دستاوردهای مثبت یا در مقابل آن احساس درد، نگرانی و غمگینی اندازه‌گیری می‌شود.

به اعتقاد آرگایل شادمانی سه جزء اساسی دارد: هیجانات مثبت، رضایت از زندگی و فقدان عواطف منفی. وی خلق و خوی مثبت را با عنوان شادی یاد می‌کند. لذا می‌توان رضایت از زندگی را جزئی از احساس شادمانی در نظر گرفت (آرگایل، ۱۳۸۲: ۳۸٤).

مطالعات مختلف نشان داده میزان رضایت از زندگی انسان از اهمیت ویژه‌ای در عملکردهای اقتصادی آنها برخوردار است زیرا رضایت از زندگی سبب بهبود هوش، توانایی، انگیزه و به‌دنبال آن افزایش بهره‌وری خواهد شد. در حالی‌که غم و اندوه سبب بی‌تفاوتی و رخوت و در نتیجه کاهش بهره‌وری می‌گردد. بنابراین در کشورهایی که مردم از زندگی راضی‌ترند رشد اقتصادی نیز بالاتر خواهد بود (لی و لو[5]، ۲۰۰۹: ۲). به‌عبارتی افراد بر اساس آنچه که انجام می‌دهند درآمد دریافت می‌کنند و از آنجا که افراد راضی‌تر، فعال‌تر نیز می‌باشند بنابراین شادمانی آنها تأثیر مثبتی بر افزایش بازدهی فعالیت‌هایشان دارد (کومو، ۲۰۱۱: ۱۰).

در کشورهای فقیر و کمتر توسعه‌یافته افزایش رضایت از زندگی و شادی عامل مؤثری بر رشد اقتصادی خواهد بود چرا که سبب افزایش ثروت می‌گردد (تیان و یانگ[6]، ۲۰۰۷: ۳۳-

1. Kula et al. (2010)
2. Como (2011)
3. World Database of Happiness
4. Cummins & Nistico (2002)
5. Li and Lu (2009)
6. Tian & Yang (2007)

۳۲). اما چیزی که مهم است فراهم آوردن شرایط رضایت و شادمانی از سوی دولت‌ها برای افراد می‌باشد به طوری‌که در کشورهایی که مردم آن از شرایط زندگی خصوصی، سیاست دولت و استقلال در جامعه رضایت دارند درآمد بیشتری نیز خواهند داشت (فری و استوزر[1]، ۲۰۰۰: ۹۱۸).

بر اساس آمار پایگاه جهانی اطلاعات شادی در سال ۲۰۱۰ بیشترین شاخص رضایت از زندگی با مقدار ۷/٦ مربوط به کشورهای هلند و نروژ بود. از میان ۸۸ کشور مورد بررسی در این مطالعه کشور ایران به همراه چند کشور دیگر با مقدار شاخص ٤/۸ در سال ۲۰۱۰ در رتبه ٤۰ قرار گرفته است.

چیزی که باید در اینجا مد نظر قرار گیرد بررسی عوامل مؤثر بر رضایت از زندگی است. در این‌باره شاخص‌هایی نظیر امید به زندگی، رشد جمعیت، توزیع درآمد، سطح تحصیلات، نرخ جرم، آزادی‌های مدنی و حقوق سیاسی می‌تواند از جمله موارد مؤثر بر این شاخص باشد (لی و لو، ۲۰۰۹: ۱٦-۱۰). از طرفی بر مبنای نتایج مطالعات، میزان رضایت از زندگی می‌تواند معیار خوبی برای اندازه‌گیری تأثیر کیفیت زندگی بر شاخص‌هایی نظیر GDP سرانه باشد. به‌عبارت دیگر رضایت از زندگی و متغیرهای اجتماعی مانند آن از جمله عوامل مؤثر بر تولید ناخالص داخلی و رفاه می‌باشند (کولا و همکاران، ۲۰۱۰: ٤۳۲).

۳- محدودیت‌های مذهبی

در مطالعات گوناگون به طور همزمان عوامل مؤثر بر رضایت از زندگی و درآمد و رفاه اجتماعی برآورد گردیده که محدودیت‌های مذهبی از جمله شاخص‌های مهم بوده است. شاخص محدودیت‌های مذهبی با استفاده از قوانین، سیاست و اقداماتی که دولت‌ها بر اعتقادات مذهبی مردم وضع می‌کنند قابل اندازه‌گیری می‌باشد. این محدودیت‌ها شامل خشونت‌های فرقه‌ای، آزار و اذیت در نحوه لباس پوشیدن، ممنوعیت گذاشتن ریش، ممنوعیت در ساخت مناره و عبادتگاه و بسیاری از محدودیت‌ها، تهدیدات و سوءاستفاده‌های مذهبی می‌باشد.

در برخی کشورهای اسلامی نظیر یمن علیه مسیحیان با شیوه‌هایی نظیر جلوگیری از استخدام در بخش دولتی و تحصیل در دانشگاه دولتی تبعیض قائل شده و مروجین این ادیان را دستگیر می‌کنند. برخی کشورها محدودیت‌هایی در زمینه پوشیدن حجاب دارند. برای مثال در عمان زنان مجازند در عکس گذرنامه و برخی عکس‌های اداری روسری و حجاب داشته باشند ولی مجاز به حجاب کامل در عکس‌های رسمی نیستند. یا در کشور الجزایر دولت به کارمندان اجازه گذاشتن روسری یا صلیب بزرگ در محل کار داده است ولی آنها را از نقاب گذاشتن منع کرده است. در کشورهایی نظیر فرانسه به مردم اجازه پوشیدن روسری و صلیب داده نمی‌شود (گریم[2]، ۲۰۱۲: ۸٥٤). لذا می‌توان به محدودیت‌ها و عدم آزادی مردم در سراسر کشورها با ادیان مختلف پی برد. در واقع آزادی دین و عقیده به معنی آزادی در داشتن افکار شخصی و اعتقادات و همچنین شامل آزادی برای عضویت در مکاتب مختلف فکری در درون یک مذهب و تغییر مذهب یا باورها و اعتقادات می‌باشد (دورکین[3]، ۲۰۱۲: ۳-۲). برخی معتقدند وجود محدودیت‌های مذهبی ممکن است حداقل در کوتاه‌مدت تأثیر منفی بر تولیدات و رشد کشورها داشته باشد همان‌گونه که دیتون و استون[4] (۲۰۱۳: ۹۷-۹۱) رابطه منفی بین محدودیت‌های مذهبی و درآمد و بارو و مکلیری[5] (۲۰۰۳: ۷۸۱-۷٦۰) رابطه منفی بین رشد اقتصادی و محدودیت مذهب را اثبات کردند. علاوه بر این مذهب بر سلامت جوامع نیز مؤثر بوده و این شاخص در جوامع سالم‌تر رفاه را بیشتر افزایش می‌دهد (تاو[6]، ۲۰۰۸: ۹۰٥).

مطالعات زیادی در مورد اندازه‌گیری رضایت از زندگی بشر و آثار آن انجام گرفته‌است. نتایج اغلب مطالعات نشان می‌دهد بین رضایت از زندگی و وضعیت اقتصادی رابطه مستقیمی وجود دارد؛ با این حال در مطالعاتی مانند استرلین[7] مشاهده شده که در کشورهای صنعتی با وجود رشد اقتصادی

1. Frey & Stutzer (2000)

2. Grim (2012)
3. Dworkin (2012)
4. Deaton & Stone (2013)
5. Barro & McCleary (2003)
6. Tao (2008)
7. Easterlin (1974)

در طول زمان افراد جامعه شاد نیستند (استرلین، ۱۹۷٤: ۱۲۵–۸۹).

ونهوون[1] در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین ثروت ملی و رضایت از زندگی فردی پرداخت. مقایسات وی نشان داده در جوامع اروپایی بعد از جنگ به‌دلیل بهبود وضعیت اقتصادی، رضایت از زندگی و خوشحالی نیز در این کشورها افزایش یافته‌است. در واقع وی برخلاف کسانی که رضایت از زندگی و شادی را مستقل از شرایط اقتصادی دانسته‌اند، یک رابطه مستقیم بین رضایت از زندگی و سطح اقتصادی را به اثبات رسانید. طبق نتایج وی در کشورهای ثروتمند مردم خوشحال‌تر از کشورهای فقیر خواهند بود (ونهوون، ۱۹۸۹: ۳۲–۹).

فری و استوزر در مطالعه‌ای با عنوان شادی، اقتصاد و نهادها، با استفاده از تجزیه تحلیل‌های اقتصادسنجی نشان دادند که عوامل نهادی در فرم دموکراسی و ساختار فدرالی میزان رفاه افراد را افزایش می‌دهد که این تأثیر مثبت می‌تواند ناشی از مشارکت سیاسی آنها در کشور باشد. همچنین نتایج نشان داد که بیکاری به‌شدت بر میزان شادی و رضایت از زندگی اثر منفی خواهد داشت در حالی‌که سطح درآمد و شادی تا حدی با یکدیگر رابطه مستقیم دارند (فری و استوزر، ۲۰۰۰: ۹۳۸–۹۱۸). همچنین آنها در زمینهٔ اثرگذاری مذهب بر رضایت از زندگی و رفاه ذهنی نشان دادند مذهب اثر مثبتی بر رضایت از زندگی و شاد زیستن دارد (همان، ۲۰۰۲: ۲۲۰–۱).

بر طبق بررسی انجام شده در سال‌های ۱۹۹۲–۱۹۷۵ در اتحادیه اروپا توسط دی تلا و همکاران[2] (۲۰۰۳: ۸۲۷–۸۰۹) کاهش نرخ بیکاری سبب افزایش رضایت از زندگی شده است. دلیل این مسئله می‌تواند اثرات مستقیم بیکاری بر جرم و جنایت و امور مالی و همچنین وضعیت بد اقتصادی باشد. در زمینهٔ اثرات آزادی‌های مذهبی بر رفاه اقتصادی آلون و چیس[3] (۲۰۰۵: ٤۰٦–۳۹۹) تحقیقی انجام دادند. آزادی مد نظر آنها شامل آزادی پرستش، آزادی از آزار و اذیت مذهبی، آزادی مطبوعات دینی و آزادی سازمان‌های مذهبی می‌باشد. نتایج نشان داد آزادی‌های مذهبی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رفاه یک کشور دارد. کلارک و همکاران[4] (۲۰۰۸) با استفاده از داده‌های مقطعی رابطه بین درآمد و خوشبختی را مورد بررسی قرار دادند. طبق نتایج آنها افراد ثروتمند به طور متوسط رفاه ذهنی بالاتری خواهند داشت.

در مطالعه‌ای لی و لو عوامل مؤثر بر رضایت از زندگی، شادی و رشد GDP و همچنین رابطه بین آنها را برای ٤۷ کشور مورد بررسی قرار دادند. به این منظور از متغیرهای اجتماعی و رفتاری نظیر آزادی مدنی و فرهنگی، بی‌ثباتی سیاسی، سرمایه اجتماعی، نرخ جرم و نرخ خودکشی و متغیرهای اقتصادی نظیر سهم سرمایه، تجارت و هزینه از تولید ناخاص داخلی و لگاریتم GDP استفاده کردند. پس از تخمین الگو، به این نتیجه دست یافتند که بین رشد اقتصادی و رضایت از زندگی کشورها رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد و دلیل معنی‌دار نشدن برخی پارامترها در برخی موارد نظیر تجارت را پراکندگی بالای داده‌های مربوط به آن بیان نمودند (لی و لو، ۲۰۰۹: ۱۷–۱). کلارک و للکز[5] با استفاده از نظرسنجی ۹۰۰۰۰ نفر در ۲٦ کشور اروپایی دریافتند به طور متوسط دینداری در هر منطقه اثر مثبتی بر رضایت از زندگی داشته است و مردم در مناطق مذهبی‌تر رضایت بیشتری دارند (کلارک و للکز، ۲۰۰۹: ۲۹–۱).

کولا و همکاران در مطالعه خود نشان دادند بهبود شاخص‌های رضایت از زندگی و در نظر گرفتن آن، در رشد تولید ناخالص داخلی مؤثر است (کولا و همکاران، ۲۰۱۰: ٤٤۳–٤۳۱). لیم و پاتنام[6] به ارزیابی رابطه بین دین و مذهب و رضایت از زندگی پرداختند. آنها با استفاده از داده‌های ترکیبی نشان دادند که مردم مذهبی از زندگی خود راضی‌تر هستند، زیرا آنها به طور مرتب در مراسم مذهبی شرکت و با دوستان خود ملاقات می‌کنند (لیم و پاتنام، ۲۰۱۰: ۹۳۳–۹۱٤). در مطالعه‌ای دیگر هدی و همکاران[7] با استفاده از داده‌های اجتماعی و اقتصادی آلمان به این نتیجه دست یافتند که افراد مذهبی‌تر از زندگی رضایت بیشتری دارند در حالی‌که کسانی

1. Veenhoven (1989)
2. Di Tella et al. (2003)
3. Alon and Chase (2005)
4. Clark et al. (2008)
5. Clark & Lelkes (2009)
6. Lim & Putnam (2010)
7. Headey et al. (2010)

که به دین و مذهب اعتقاد کمتری دارند رضایت کمتری از زندگی خواهند داشت (هدی و همکاران، ۲۰۱۰: ۸۲-۷۳).

گروپر و همکاران[1] (۲۰۱۱: ۲۵۵-۲۳۷) با استفاده از اطلاعات بیش از ۱۰۰ کشور جهان رابطه بین شادی و آزادی اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها حاکی از رابطه مثبت بین شادی و آزادی اقتصادی بوده است. همچنین تولید ناخالص داخلی سرانه نیز اثر قوی و مثبتی بر شادی داشته بنابراین مردم در کشورهای شادتر، زندگی طولانی و ثروتمندتری خواهند داشت (گروپر و همکاران، ۲۰۱۱: ۲۵۵-۲۳۷).

بارتولینی و ساراکینو[2] به بررسی رابطه بین رفاه ذهنی (شادی و رضایت از زندگی) با سرمایه اجتماعی و تولید ناخالص داخلی در سه دوره کوتاه‌مدت (۲ سال)، میان‌مدت (٦ سال) و بلندمدت (۱۵ سال) پرداختند. نتایج نشان داد در کوتاه‌مدت سرمایه اجتماعی از اهمیت کمتری برخوردار است در حالی‌که در بلندمدت تأثیرش بر رضایت از زندگی بیشتر خواهد بود. اما در مورد تولید ناخالص داخلی عکس حالت سرمایه اجتماعی است بدین معنی که در کوتاه‌مدت تولید ناخالص داخلی بر رضایت از زندگی اثر بیشتری دارد و با گذشت زمان اثرش محو خواهد شد (بارتولینی و ساراکینو، ۲۰۱۱: ٤۹-۱).

بر طبق مطالعه مالسویک پروویک و همکاران[3] در بین اقشار مختلف مذهبی جوامع، مسلمانان از زندگی رضایت بیشتری دارند. به‌عبارتی در داخل گروه‌های مذهبی مختلف نیز نوع اعتقاد مردم بر شادی اثرات متفاوتی دارد (مالسویک‌پروویک و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۷٦-۱٦۲).

ساکس و همکاران[4] در مطالعه‌ای نشان دادند که رشد اقتصادی بیشتر، سبب رشد بالاتری در رضایت از زندگی و خوب زیستن می‌گردد (ساکس و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۱۸۷-۱۱۸۱). در مطالعه‌ای دیگر پی‌فاف و هیراتا[5] به این نتیجه دست یافتند که رابطهٔ پویا و مثبتی بین GDP سرانه و رضایت از زندگی در کشورهای آلمان و انگلستان وجود دارد (پی‌فاف و هیراتا، ۲۰۱۳: ٤۲-۱). همچنین دینر و همکاران[6] در بررسی ارزیابی کیفیت زندگی نشان دادند تغییرات GDP سرانه به طور معنی‌داری بر پیش‌بینی احساس خوب داشتن و رضایت از زندگی مؤثر است (دینر و همکاران، ۲۰۱۳: ۲۷٦-۲٦۷).

کامپینت و یاناگیزاوا_دروت[7] به بررسی اثرات اعمال مذهبی مسلمانان بر رشد اقتصادی و احساس رضایت از زندگی پرداختند. بر مبنای نتایج مطالعات آنها، با اینکه برخی موارد نظیر روزه ماه رمضان بر رشد اقتصادی اثر منفی به جا می‌گذارد ولی سبب افزایش بهزیستی و رضایت از زندگی در مسلمانان می‌گردد (کامپینت و یاناگیزاوا_دروت، ۲۰۱۳: ٤٤-۱).

در مطالعه‌ای کُرُمی‌نوری و همکاران احساس بهزیستی و رضایتمندی ۲۷۵ دانشجوی دانشگاه تهران را بر اساس مؤلفه‌های گوناگونی نظیر اقتصادی، اجتماعی، خانوادگی و عاطفی مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان داد رشته تحصیلی و زندگی با خانواده در احساس رضایتمندی نقش مؤثری دارد. از میان مؤلفه‌های گوناگون سلامت جسمانی اصلی‌ترین مؤلفه و وضعیت اقتصادی، استقلال و شغل در مراتب بعدی قرار خواهند گرفت. همچنین جنسیت نیز بر این شاخص تأثیرات متفاوتی داشته است (کُرُمی‌نوری و همکاران، ۱۳۸۱: ٤۱-۳).

خسروی و همکاران در بررسی عوامل مؤثر بر شادکامی دانشجویان به این نتیجه دست یافتند که میزان درآمد، تأهل و رشتهٔ تحصیلی بیشترین قدرت پیش‌بینی را در میزان شادکامی خواهد داشت (خسروی و همکاران، ۱۳۸۹: ۱٤-۸).

در مطالعه‌ای دیگر کجباف و همکاران به بررسی رابطه سبک زندگی اسلامی با شادکامی در رضایت از زندگی دانشجویان دانشگاه اصفهان پرداختند. آنها در تحقیق خود روش پرسشنامه‌ای که شامل ۳۰۰ پرسشنامه که سؤالاتی در زمینه شادکامی، رضایت از زندگی و سبک زندگی اسلامی بوده را در سال تحصیلی ۹۰-۱۳۸۹ مورد استفاده قرار دادند و از رگرسیون چندگانه به منظور برآورد نتایج استفاده کرده‌اند. بر

1. Gropper et al. (2011)
2. Bartolini & Sarracino (2011)
3. Malesevic Perovic et al. (2011)
4. Sacks et al. (2012)
5. Pfaff & Hirata (2013)
6. Diener et al. (2013)
7. Campante & Yanagizawa-Drott (2013)

مبنای نتایج مطالعهٔ آنها سبک زندگی اسلامی و شادکامی با رضایت از زندگی رابطه مثبت و معنی‌داری دارد (کجباف و همکاران، ۱۳۹۰: ۷٤-٦۱).

در یک نگاه کلی بر پایه مطالعات انجام شده اولاً نوع رابطه و شدت آن ثابت نیست و اینکه در هیچ‌کدام به بازخورد روابط توجه خاصی نشده است. لذا هدف از این مطالعه ارزیابی رابطه دو طرفه بین درآمد سرانه و شادی در حضور متغیرهای مختلف اقتصادی و اجتماعی به خصوص اعتقادات مذهبی می‌باشد.

٤- مواد و روش تحقیق

برای محاسبه سطح شادی روش‌های مختلفی بر اساس پرسشنامه‌های گوناگون وجود دارد. اما به طور کلی از دو متغیر برای اندازه‌گیری شادی استفاده می‌گردد: شاخص رضایت از زندگی و شاخص زندگی شاد. در روش شاخص رضایت از زندگی از فرد پرسیده می‌شود شما با در نظر گرفتن تمام وجوه زندگی چقدر از زندگی‌تان رضایت دارید. به تعبیری دیگر در مورد این سؤال برای مثال گفته می‌شود فرض کنید زندگی شما همانند نردبانی دارای ۱۰ پله باشد که دهمین پله به معنای حداکثر رضایت می‌باشد. در یک دید کلی نسبت به زندگی‌تان شما فکر می‌کنید روی کدام پله قرار گرفته‌اید.

اما در مورد شاخص زندگی شاد سؤالات شاید کمی پیچیده‌تر باشد. در این روش در سؤالات متفاوت اما شبیه به هم پاسخگو با گزینه‌های متفاوتی روبه‌رو است. برای مثال در سؤالی پرسیده می‌شود به طور کلی فکر می‌کنید چقدر شاد هستید؟ پاسخگو با سه گزینه از خیلی شاد (۳) تا اصلاً شاد (۱) مواجه می‌گردد.

در واقع پرسشنامه‌های گوناگون دارای سؤالات متفاوتی می‌باشند که در نهایت هدف همهٔ آنها اندازه‌گیری سطح رضایت و لذت از زندگی (در تمام جنبه‌های زندگی) می‌باشد. سپس برای هر شاخص مقدار عددی مربوط به آن محاسبه (برای مثال به روش میانگین‌گیری) و کشورها بر اساس هر شاخص رتبه‌بندی می‌شوند.

لازم به ذکر است در این مطالعه شاخص رضایت از زندگی به‌عنوان شاخص شادی مورد استفاده قرار گرفت چرا که در مطالعات گوناگون دیده شده که شاخص رضایت از زندگی را می‌توان معادل شادی دانست و رضایت از زندگی از اجزاء شادی است. همچنین به‌دلیل کامل‌تر بودن اطلاعات مربوط به شاخص رضایت از زندگی ترجیحاً از این شاخص استفاده گردید. اطلاعات مربوط به رضایت از زندگی کشورهای مورد بررسی از پایگاه جهانی اطلاعات شادی[1] در سال ۲۰۱۰ جمع‌آوری گردید. GDP سرانه، درجه باز بودن اقتصاد به صورت سرانه (که برابر مجموع صادرات و واردات تقسیم بر جمعیت است)، سرمایه‌گذاری سرانه و هزینه سرانه دولت از جدول اطلاعات جهانی سایت دانشگاه پنسیلوانیا[2] و شاخص محدودیت مذهبی نیز از اطلاعات پروژه مذهب و زندگی عمومی مرکز تحقیقاتی پیو[3] که هر ساله تحقیقاتی در مورد میزان محدودیت‌های اعمال‌شده از سوی دولت و جامعه بر اعتقادات مذهبی انجام می‌دهند جمع‌آوری گردید. همچنین شاخص امید به زندگی نیز از داده‌های بانک جهانی استخراج شد.

در این مطالعه به منظور بررسی همزمان اثر درآمد سرانه بر رضایت از زندگی و به‌دنبال آن اثر رضایت از زندگی بر درآمد سرانه از تجزیه و تحلیل‌های اقتصادسنجی استفاده شده است. از آنجا که معادلات مورد نظر در این مطالعه بیش از حد مشخص هستند از تخمین‌زن حداقل مربعات دو مرحله‌ای 2SLS[4] استفاده گردید.

$$GDPPC_i = B_{10} + B_{11}\,Happ_i + B_{12}\,IPC_i + B_{13}\,GCPC_i + B_{14}\,OPEN_i + U_{1i} \quad (۱)$$

$$Happ_i = B_{20} + B_{21}\,GDPPC_i + B_{22}\,Relig_i + B_{23}Lifexp_i + U_{2i} \quad (۲)$$

شایان ذکر است کلیه متغیرها به صورت لگاریتمی می‌باشند. GDPPC تولید ناخالص داخلی سرانه، Happ میزان رضایت از زندگی، IPC سرمایه‌گذاری سرانه، GCPC مخارج سرانه دولت و OPEN درجه باز بودن اقتصاد می‌باشد. در معادله دوم Relig شاخص محدودیت‌های مذهبی و Lifexp امید به

1. www.worlddatabaseofhappiness.eur.nl
2. https://pwt.sas.upenn.edu
3.www.theguardian.com/news/datablog/2012/sep/20/religious-restrictions-index- intolerance-rise.
4. Two-Stage Least Squares

زندگی در نظر گرفته شد. در رابطه با انتخاب متغیرهای ذکر شده مطالعات گوناگونی مورد بررسی قرار گرفت که از آن جمله می‌توان به مانگلوجا[1] (۲۰۰۵: ۲۳۵۹-۲۳۴۹)، لی و لو (۲۰۰۹: ۱۷-۱)، گروپر و همکاران (۲۰۱۱: ۲۵۵-۲۳۷)، بارتولینی و ساراکینو (۲۰۱۱: ۴۹-۱) و مالسویک پروویک و همکاران (۲۰۱۱: ۱۷۶-۱۶۲) اشاره نمود. در نهایت با استفاده از اطلاعات ۸۸ کشور جهان در سال ۲۰۱۰ تخمین الگوهای فوق انجام گرفته است.

۵- تحلیل نتایج

در جدول (۱) اطلاعاتی در مورد مقدار متوسط، حداقل، حداکثر و انحراف معیار هر متغیر در بین کشورهای مورد بررسی مشاهده می‌شود. بر اساس جدول مزبور بیشترین ضریب تغییرات مربوط به متغیر سرمایه‌گذاری سرانه، تجارت سرانه و GDP سرانه می‌باشد در حالی‌که امید به زندگی و رضایت از زندگی کمترین تغییرات را به خود اختصاص دادند. به‌عبارت دیگر متغیرهای غیراقتصادی در بین کشورها مشابهت بیشتری نسبت به متغیرهای اقتصادی دارد. با مرور بر آمار مورد مطالعه در ایران و مقایسه آن با میانگین سایر کشورها ملاحظه می‌شود که در ایران تنها شاخص امید به زندگی نسبت به میانگین سایر کشورها در سطح بالاتری قرار گرفته اما به لحاظ متغیر رضایت از زندگی و متغیرهای اقتصادی از جایگاه خوبی برخوردار نیست. به طوری‌که از لحاظ رضایت از زندگی در رتبه ۴۰ و در تجارت در رتبه ۴۴ قرار گرفته است. بر طبق جدول پیوست از میان ۸۸ کشور مورد بررسی کشورهای هلند و نروژ با شاخص ۷/۶ خوشحال‌ترین و کشورهای آفریقای مرکزی و بوتسوانا با شاخص ۳/۶ غمگین‌ترین کشورها محسوب می‌شوند. کشور ایران به‌همراه چند کشور دیگر با مقدار شاخص ۴/۸ در سال ۲۰۱۰ در رتبه ۴۰ قرار گرفته است. به‌عبارتی ایران از لحاظ رضایت از زندگی در حد میانه‌ای قرار گرفته است.

در مورد محدودیت‌های مذهبی باید ذکر شود که بر مبنای بررسی محققین محدودیت‌های مذهبی هر ساله در حال افزایش است و این نشان دهنده دخالت دولت‌ها در باور و عقاید مذهبی مردم می‌باشد.

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرهای مورد بررسی

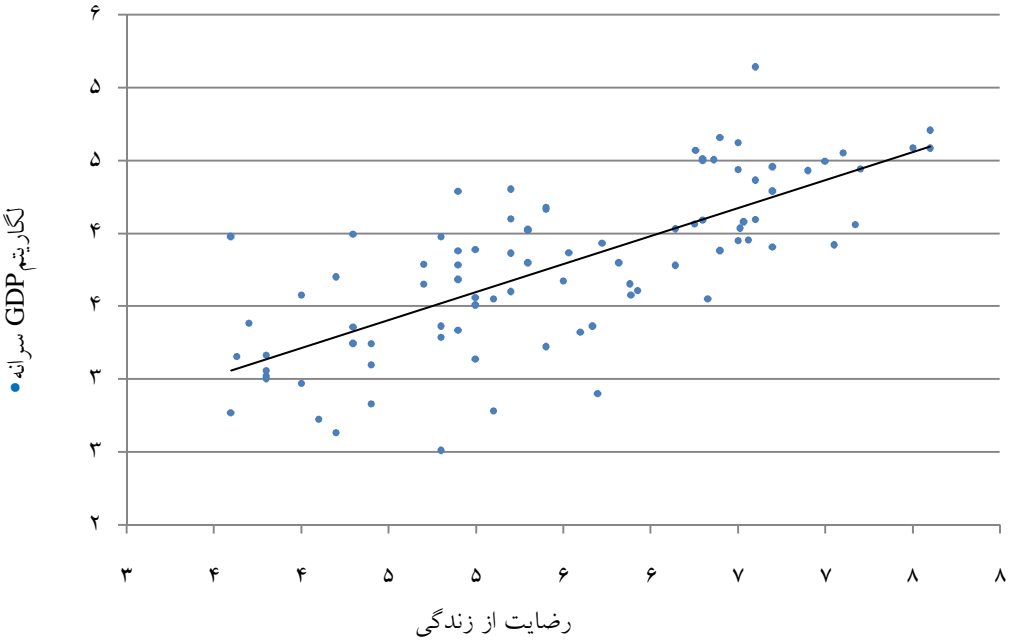
متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
رضایت از زندگی	۵/۴۹	۱/۰۷	۳/۶۰	۷/۶۰
GDP سرانه	۱۲۷۰۵/۷۷	۱۸۲۱۲/۹۱	۳۲۱/۶۰	۱۳۸۱۳۱/۹۳
محدودیت‌های مذهبی	۳/۲۹	۲/۳۶	۰/۳۰	۸/۶۰
سرمایه‌گذاری سرانه	۳۲۲۷/۷۹	۵۶۵۷/۱۲	۱۰/۰۷	۴۸۴۵۶/۶۸
هزینه سرانه دولت	۱۰۵۸/۸۱	۱۵۰۹/۱۵	۳۰/۸۴	۱۲۲۱۰/۸۶
تجارت سرانه	۱۰۶۹۷/۷۸	۱۷۷۸۰/۰۸	۲۱۴/۳۸	۱۳۲۴۸۲/۳۳
امید به زندگی	۶۹/۱۹	۹/۶۱	۴۷/۶۲	۸۲/۸۴

مأخذ: نتایج تحقیق

میزان پراکندگی متغیر لگاریتم GDP سرانه نسبت به شاخص رضایت از زندگی که از مهمترین متغیرهای این مطالعه است در نمودار (۱) رسم شده است. در این نمودار رابطه مثبت بین لگاریتم GDP و رضایت از زندگی مشخص شده است. همچنین از لحاظ سرمایه‌گذاری سرانه کشور ایران در رتبهٔ ۳۰ قرار دارد.

نتایج حاصل از تخمین رگرسیون در جدول (۲) ارائه شده است. در قسمت دوم این جدول که در آن عوامل مؤثر بر رضایت از زندگی مورد بررسی قرار گرفت متغیرهای محدودیت مذهبی، GDP سرانه و امید به زندگی اثر معنی‌داری بر رضایت از زندگی داشته‌اند. در مورد محدودیت‌های مذهبی ملاحظه می‌گردد که ضریب این شاخص در سطح ۵٪ رابطه منفی و معنی‌داری بر رضایت از زندگی داشته است. در واقع یکی از عوامل مؤثر بر رضایت مردم از زندگی، محدودیت‌هایی است که دولت‌ها بر عقاید مذهبی مردم دارند و این سبب می‌شود گروه‌های مختلف مذهبی دارای درجات مختلفی از رضایت از زندگی باشند. هر چه محدودیت‌های مذهبی کمتر و در واقع مردم در انتخاب دین و تغییر عقاید آزادتر باشند مردم رضایت بیشتری خواهند داشت. بنابراین محدودیت‌های پایین دولت‌ها در عقاید مذهبی سبب افزایش رضایت مردم جامعه می‌گردد به طوری‌که طبق نتایج به ازای یک درصد کاهش در محدودیت‌های مذهبی میزان رضایت از زندگی حدود ۰/۰۳۳ درصد افزایش می‌یابد.

1. Mangeloja (2005)



نمودار (۱): پراکندگی لگاریتم GDP سرانه نسبت به شاخص رضایت از زندگی.

مأخذ: داده‌های جمع‌آوری شده

جدول (۲): نتایج حاصل از تخمین 2SLS

متغیر وابسته: لگاریتم GDP سرانه				
	ضریب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
ثابت	۰/۷۷۷	۰/٤۸	۱/٦۱٦	۰/۱۰
رضایت از زندگی	۱/۱۲۹	۰/۵۲۱	۲/۱٦۵	۰/۰۳
سرمایه‌گذاری سرانه	۰/۳۳٦	۰/۰۵۸	۵/۷۸۲	۰/۰۰۰
هزینه سرانه دولت	۰/۲۱۷	۰/۰۸	۲/۷۱۹	۰/۰۰۷
تجارت سرانه	۰/۲۸۳	۰/۰٦۸	٤/۱۵۹	۰/۰۰۰
R^2 تعدیل شده= ۰/۹۵				
متغیر وابسته: رضایت از زندگی				
ثابت	-۱/۱۵۳	۰/۵۲۷	-۲/۱۸۸	۰/۰۳
محدودیت‌های مذهبی	-۰/۰۳۳	۰/۰۱۷	-۱/۱۹۸	۰/۰٤۹
GDP سرانه	۰/۰٦۲	۰/۰۱۸	۳/٤۳٦	۰/۰۰۰
امید به زندگی	۰/۵۵	۰/۱۵۲	۳/٦۱۹	۰/۰۰۰
R^2 تعدیل شده =۰/۵۸۸				

مأخذ: نتایج تحقیق

بر مبنای نتایج این تحقیق، از جمله عوامل مؤثر بر رضایت از زندگی، سطح درآمد مردم می‌باشد که همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود ضریب GDP سرانه در سطح ۱٪ با رضایت از زندگی رابطه مثبت و معنی‌داری دارد. بر این اساس می‌توان گفت کشورهای با درآمد سرانه بالاتر راضی‌تر نیز هستند و با افزایش یک درصد درآمد سرانه میزان شاخص رضایت از زندگی حدود ۰/۰٦۲ درصد افزایش می‌یابد. با این نتیجه یافته‌های برخی محققان که بر طبق نتایج‌شان کشورهای ثروتمندتر راضی‌تر و شادتر نیز هستند پذیرفته می‌شود.

از جمله سایر عوامل مؤثر بر رضایت از زندگی امید به زندگی می‌باشد که در سطح ۱٪ تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رضایت از زندگی داشته است. این نتیجه بیان می‌کند که هر چه میانگین سال‌های عمر در کشوری بالاتر باشد سطح رضایت از زندگی مردم بالاتر می‌رود.

با توجه به قسمت اول جدول ۲ در بررسی عوامل مؤثر بر درآمد سرانه کشورها ملاحظه می‌شود که به ازای افزایش یک درصدی در رضایت از زندگی میزان درآمد سرانه به میزان ۱/۱۲۹ درصد افزایش می‌یابد و معنی‌داری این ضریب در سطح ۵٪ به اثبات رسیده است. در واقع به طور متوسط اثر رضایت از زندگی نیز بر درآمد سرانه مثبت و معنی‌دار است.

بر طبق نتایج، متغیرهای اقتصادی سرمایه‌گذاری و تجارت سرانه تأثیر مثبت و معنی‌داری (در سطح ۱٪) بر درآمد داشتند. به‌عبارتی به ازای هر درصد افزایش در سرمایه‌گذاری و تجارت سرانه، درآمد سرانه به میزان ۰/۳۳٦ و ۰/۲۸۳ درصد افزایش خواهد یافت. در مورد متغیر هزینه سرانه دولت نیز ملاحظه می‌گردد که این شاخص تأثیر مثبت و معنی‌داری در سطح ۱٪ بر درآمد سرانه دارد. به عبارتی هر چه دولت مخارج بیشتری صرف فعالیت‌های عمرانی و معیشتی کشور انجام دهد مردم احتمالاً از این شرایط بهره‌مند شده و راضی‌تر می‌گردند.

در یک نتیجه‌گیری کلی می‌توان گفت با توجه به نتایج معادلات همزمان و تخمین‌زن 2SLS درآمد سرانه بر رضایت از زندگی اثر مثبت و معنی‌داری داشته و نیز بررسی اثر رضایت از زندگی بر درآمد سرانه نیز حاکی از رابطه مثبت و معنی‌دار این دو شاخص می‌باشد. بنابراین بر طبق اکثر مطالعات انجام شده توسط محققینی نظیر ونهوون (۱۹۸۹: ۳۲-۹)، کلارک و همکاران (۲۰۰۸: ۱٤٤-۹۵)، لی و لو (۲۰۰۹: ۱۷-۱) و گروپر و همکاران (۲۰۱۱: ۲۵۵-۲۳۷) که تأثیر مثبت و معنی‌دار درآمد را بر رضایت از زندگی و شادی به اثبات رسانیدند، در این مطالعه نیز چنین نتیجه‌ای حاصل گشت.

در مطالعات گوناگون با توجه به اینکه از چه نوع اطلاعاتی در مورد مذهب استفاده شده نتایج گوناگونی حاصل شده به طوری‌که برخی مانند فری و استوزر (۲۰۰۲: ۲۲۰-۱) اثبات کردند مذهب تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رضایت از زندگی دارد. لازم به ذکر است که در این مطالعه که از شاخص محدودیت‌های وضع شده دولت‌ها در زمینه دخالت آنها در دین و ایمان مردم به‌عنوان شاخص مذهب استفاده شده است، با توجه به نتایج مطالعه حاضر هر چه دخالت دولت و محدودیت‌های وضع شده کمتر باشد مردم جامعه از زندگی راضی‌تر خواهند بود.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

امروزه در مطالعات گوناگون سعی شده تأثیر رضایت از زندگی و شادی بر اقتصاد که به عنوان اقتصاد شادی شناخته می‌شود، بررسی گردد. به همین منظور در این مطالعه نیز تلاش شده عوامل مؤثر بر رضایت از زندگی و درآمد سرانه در ۸۸ کشور جهان مورد بررسی قرار گیرد. به این منظور با استفاده از اطلاعات مقطعی کشورهای مورد بررسی در سال ۲۰۱۰ و با استفاده از تحلیل‌های اقتصادسنجی و به کمک برآوردگر 2SLS روابط رضایت از زندگی و درآمد سرانه و سایر عوامل نظیر محدودیت‌های مذهبی و شاخص‌های اقتصادی مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج حاکی از آن است که بین درآمد سرانه و رضایت از زندگی کشورها رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد به طوری‌که با افزایش یک درصد میزان درآمد سرانه شاخص رضایت از زندگی ۰/۰٦۲ درصد افزایش می‌یابد. بر مبنای نتایج به‌دست آمده، محدودیت‌های مذهبی بالاتر با رضایت از زندگی پایین‌تری همراه خواهد بود و امید به زندگی بالاتر سبب خوشحالی و رضایت مردم می‌گردد.

در بررسی عوامل مؤثر بر GDP سرانه این نتیجه حاصل شد که سرمایه‌گذاری، تجارت سرانه و مخارج سرانه دولت بر درآمد سرانه کشورها تأثیر مثبت و معنی‌داری دارند. همچنین بر مبنای نتایج این تحقیق میزان رضایت از زندگی نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر GDP سرانه کشورها دارد. بنابراین با نظر به نتایج به‌دست آمده می‌توان این‌گونه بیان نمود که

درآمد بالاتر سبب رضایت بیشتر از زندگی می‌گردد و رابطه دو طرفه معنی‌دار بین درآمد و رضایت از زندگی نیز وجود دارد.

با توجه به نتایج این مطالعه پیشنهاد می‌گردد دولت‌ها جهت رسیدن به اهدافی نظیر افزایش بهره‌وری در پی افزایش رضایت از زندگی و شادی در سطح جامعه باشند. بدین منظور با کاهش محدودیت‌های دولت در زمینه اعتقادات مذهبی، افزایش سطح سلامت که امید به زندگی بالاتر از نتایج مهم آن است و از سوی دیگر با ایجاد زمینه‌های لازم برای افزایش سرمایه‌گذاری و عواملی که سبب افزایش درآمد جامعه می‌گردد، زمینه‌های لازم را برای احساس رضایت بالاتر از سوی مردم را فراهم آورند.

منابع

آرگایل، مایکل (۱۳۸۲)، "روانشناسی شادی"، ترجمه: بهرامی، فاطمه؛ گوهری‌انارکی، مسعود؛ نشاط‌دوست، حمیدطاهر و پالاهنگ، حمید، اصفهان: انتشارات جهاد دانشگاهی.

بختیاری، صادق؛ رنجبر، همایون و قربانی، سمیه (۱۳۹۱)، "شاخص ترکیبی رفاه اقتصادی و اندازه‌گیری آن برای منتخبی از کشورهای در حال توسعه"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۹، ۵۸-٤۱.

جعفری‌صمیمی، احمد؛ منتظری‌شورکچالی، جلال و تاتار، موسی (۱۳۹۲)، "امید به زندگی و رشد اقتصادی در ایران: مدل رگرسیون انتقال ملایم"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۳، ۱۲۸-۱۱۷.

خسروی، صدراله؛ قمرانی، امید و بردیده، محمدرضا (۱۳۸۹)، "بررسی عوامل مؤثر بر شادکامی دانشجویان دانشگاه آزاد واحد فیروزآباد"، *مجله مشاور مدرسه*، دوره ششم، شماره ۱، ۱٤-۸.

صادقی شاهدانی، مهدی؛ زاهدی وفا، محمدهادی و قائمی اصل، مهدی (۱۳۹۱)، "شاخص‌سازی ترکیبی توسعه انسانی مبتنی بر آموزه های تمدن اسلامی و بکارگیری آن در ارزیابی جایگاه جمهوری اسلامی ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۸، ۱۱٤-۹۵.

صادقی، حسین؛ ملکی، بهروز؛ عصاری، عباس و محمودی، وحید (۱۳۹۲)، "تحلیل فازی رابطه اعتماد اجتماعی با توسعه انسانی"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۲، ۲۰-۹.

کجباف، محمدباقر؛ سجادیان، پریناز؛ کاویانی، محمد و انوری، حسن (۱۳۹۰)، "رابطه سبک زندگی اسلامی با شادکامی در رضایت از زندگی دانشجویان شهر اصفهان"، *روانشناسی و دین*، سال چهارم، شماره ٤، ۷٤-٦۱.

کرمی‌نوری، رضا؛ مکری، آذرخش؛ محمدی‌فر، محمد و یزدانی، اسماعیل (۱۳۸۱)، "مطالعه عوامل مؤثر بر شادی و بهزیستی در دانشجویان دانشگاه تهران"، *مجله روانشناسی و علوم تربیتی*، سال سی و دوم، شماره ۱، ٤۱-۳.

Alon, I. & Chase, G. (2005), "Religious Freedom and Economic Prosperity", *Cato Journal*, 25(2), 399-406.

Barro, R. J. & McCleary, R. M. (2003), "Religion and Economic Growth across Countries", *American Sociological Review*, 68(5), 760-781.

Bartolini, S. & Sarracino, F. (2011), "Happy for How Long? How Social Capital and GDP Relate to Happiness over Time", *Department of Economics University of Siena,* Working Paper, N. 621.

Campante, F. & Yanagizawa-Drott, D. (2013), "Does Religion Affect Economic Growth and Happiness? Evidence from Ramadan", *NBER Working Paper*, No:19768.

Clark, A. E., Frijters, P. & Shields, M. A. (2008), "Relative Income, Happiness and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles", *Journal of Economic Literature*, 46(1), 95–144.

Clarke, A. E. & Lelkes, O. (2009), "Let Us Pray: Religious Interactions in Life Satisfaction", *Working Paper,* No. 2009-01, Paris School of Economics.

Como, M. (2011), "Do Happier People Make More Money? An Empirical Study of the Effect of a

Person's Happiness on Their Income", *The Park Place Economist*, 19, 10-17.

Cummins, R.A. & Nistico, H. (2002), "Maintaining Life Satisfaction: The Role of Positive Cognitive Bias", *Journal of Happiness Studies*, 3, 37-69.

Deaton, A. & Stone, A. A. (2013), "Two Happiness Puzzles", *American Economic Review Papers and Proceedings*, 103(3), 91-97.

Di Tella, R., MacCulloch, R. J. & Oswald, A.J. (2003), "The Macroeconomics of Happiness", *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 809–827.

Diener, E., Tay, L. & Oishi, S. (2013), "Rising Income and the Subjective Well-Being of Nations", *Journal of Personality and Social Psychology*, 104(2), 267-276.

Dworkin, R. M. (2012), "Is there a Right to Religious Freedom?", pp. 1-19, Available at http://www.law.ucla.edu/workshopscolloquia/Documents/Dworkin.Is%20There%20a%20Right%20to%20Religious%20Freedom.pdf.

Easterlin, R. A. (1974), "Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence", in David P.A. and Reder, M.W. (eds.), *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honour of Moses Abramowitz*, Academic Press, New York and London, 89–125.

Frey, B.S. & Stutzer, A. (2000), "Happiness, Economy and Institutions", *Economic Journal*, 110(446), 918–938.

Frey, B. S. & Stutzer, A. (2002), "Happiness and Economics, How the Economy and Institutions Affect Human Well-being", *Princeton and Oxford: Princeton University Press*.

Grim, B.J. (2012), "Rising Restrictions on Religion: A Global Overview", *Brigham Young University Law Review*, 3, 834-871.

Gropper, D.M., Lawson, R.A. & Thorne Jr, J.T. (2011), "Economic Freedom and Happiness", *Cato Journal*, 31(2), 237-255.

Headey, B., Schupp, J., Tucci, I. & Wagner, G.G. (2010), "Authentic Happiness Theory Supported by Impact of Religion on Life Satisfaction: A Longitudinal Analysis with Data for Germany", *The Journal of Positive Psychology,* 5(1), 73-82.

Kula, M.C., Panday, P. & Mantia, K. (2010), "Real GDP, Well-being, and Happiness", *International Journal of Arts and Sciences*, 3(7), 431 – 443.

Li, B. & Lu, Y. (2009), "Happiness and Development: The Effect of Mental Well-being on Economic Growth", *Conference on Improving the Human Destiny*, 11-12 June 2009, Lingnan University, 1-17.

Lim, Ch. & Putnam, R.D. (2010), "Religion, Social Networks and Life Satisfaction", *American Sociological Review*, 75(6), 914–933.

MalesevicPerovic, L., MihaljevicKosor, M. & Filipic, P. (2011), "The Relative Importance of Religious Denominations for Life Satisfaction", *Journal of Applied Economics & Business Research*, 1(3), 162-176.

Mangeloja, E. (2005), "Economic Growth and Religious Production Efficiency", *Applied Economics*, 37(20), 2349-2359.

Pfaff, T. & Hirata, J. (2013), "Testing the Easterlin Hypothesis with Panel Data: The Dynamic Relationship between Life Satisfaction and Economic Growth in Germany and in the UK", *SOEP Paper*, 554, 1-42.

Sacks, D. W., Stevenson, B. & Wolfers, J. (2012), "The New Stylized Facts about Income and Subjective Well-Being", *Emotion*, 12(6), 1181-1187.

Tao, H. L. (2008), "What Makes Devout Christians Happier? Evidence from Taiwan", *Applied Economics*, 40(7), 905-919.

Tian, G. & Yang, L. (2007), "A Formal Economic Theory for Happiness Studies: A Solution to the Happiness-Income Puzzle", *Texas A&M University, Department of Economics*, College Station, 1-45.

Veenhoven, R. (1989), "National Wealth and Individual Happiness", *Understanding Economic Behaviour*, 11, 9-32.

www.theguardian.com/news/datablog/2012/sep/20/religious-restrictions-index- intolerance-rise.

www.worldbank.org

www.worlddatabaseofhappiness.eur.nl.

پیوست

جدول شاخص رضایت از زندگی و لگاریتم **GDP** سرانه در کشورهای مورد بررسی

	life Satisfaction	log GDP per capita		life Satisfaction	log GDP per capita
Afghanistan	3/80	3/02	Guinea	5/70	2/90
Algeria	5/30	3/79	Guyana	5/88	3/65
Angola	4/20	3/70	Haiti	3/63	3/15
Argentina	6/30	4/09	Honduras	6/33	3/55
Austria	7/50	4/59	Indonesia	5/20	3/60
Bangladesh	5/00	3/14	Iran	4/80	3/98
Belgium	7/10	4/55	Iraq	4/70	3/65
Belize	6/50	3/95	Italy	6/70	4/45
Bolivia	5/89	3/58	Jamaica	5/73	3/93
Botswana	3/60	3/98	Japan	6/30	4/50
Brazil	7/05	3/92	Jordan	5/50	3/67
Burkina Faso	4/00	2/97	Kenya	4/40	3/10
Cameroon	4/40	3/24	Korea	6/90	4/43
Canada	6/26	4/57	Kuwait	6/40	4/66
Central African	3/60	2/77	Kyrgyzstan	4/90	3/34
Chile	6/60	4/10	Lebanon	5/20	4/10
China	5/00	3/89	Liberia	4/20	2/63
Colombia	6/40	3/88	Libya	4/90	4/29
Costa Rica	7/17	4/06	Malawi	5/10	2/78
Croatia	5/40	4/17	Mali	3/80	3/00
Dominican	5/30	4/02	Mauritania	4/80	3/29
Ecuador	5/82	3/80	Mexico	6/54	4/08
El Salvador	4/70	3/79	Mongolia	5/00	3/56
Ethiopia	4/40	2/83	Montenegro	5/20	3/86
France	7/00	4/50	Morocco	5/10	3/55
Gabon	4/30	4/00	Namibia	4/90	3/68
Ghana	5/60	3/32	Nepal	3/80	3/06
Guatemala	6/14	3/78	Netherlands	7/60	4/58
New Zealand	7/20	4/44	South Africa	4/90	3/88
Nicaragua	5/67	3/36	Spain	6/50	4/44
Niger	4/10	2/72	Sudan	4/30	3/36
Nigeria	5/40	3/22	Surinam	6/14	4/03
Norway	7/6	4/71	Syria	4	3/58
Paraguay	5/93	3/61	Thailand	6/7	3/91
Peru	5/54	3/87	Trinidad and Tobago	6/36	4/5
Philippines	5	3/51	Tunisia	4/9	3/78
Portugal	5/2	4/3	Turkey	5/3	4/02
Puerto Rico	6/6	4/36	United States	6/5	4/62
Qatar	6/6	5/14	Uruguay	6/25	4/07
Russia	5/4	4/18	Venezuela	6/56	3/96
Saudi Arabia	6/7	4/29	Yemen	3/7	3/39
Senegal	3/8	3/17	Zimbabwe	4/8	2/51

بررسی آثار متغیرهای اقتصادی- اجتماعی بر کاهش اختلافات قومی در کشورهای منتخب حوزه منا طی دوره (۲۰۰۹-۱۹۸٤)

Effect of Economic- Soical Variables on Ethnic Tension Reduction in Selected MENA Countries (1984-2009)

محمدعلی متفکرآزاد [*]، زهرا کریمی‌تکانلو[**]، محمدرضا سلمانی بی‌شک [***]، الناز حسن‌نژاد دانشمند [****]

Mohammadali Motafakker Azad[*], Zahra Karimi Takanlo[**], Mohammadreza Salmani Bishak[***], Elnaz Hasan Nezhad Daneshmand[****]

دریافت: ۱۳۹۲/۱۰/۱ پذیرش: ۱۳۹۳/۱/۲۷

Received: 22/Dec/2013 Accepted: 16/April/2014

چکیده:

فرایند جهانی شدن و پیامدهای آن در دهه‌های اخیر در بسیاری از کشورهای در حال توسعه به‌ویژه کشورهایی که از تنوع قومی برخوردارند منجر به حرکت‌هایی از سوی اقلیت‌های قومی شده است که از این حرکت‌ها با نام درگیری و کشمکش‌های قومی یاد می‌شود. از سوی دیگر، رشد آگاهی‌های سیاسی و اجتماعی موجب تقویت روحیه، وحدت و همدلی حول منافع و مصالح ملی و افزایش تقاضا نسبت به صلح‌طلبی، آرامش سیاسی و اجتماعی از جانب اقلیت‌ها می‌شود که این فضای آرام و باثبات، شرایط مناسبی برای رشد و توسعه اقتصادی فراهم می‌کند که در نتیجه آن دسترسی به حقوق اجتماعی و اقتصادی فراهم و نابرابری‌ها کاهش می‌یابد و نهایتاً این امر به کاهش خشونت‌ها و درگیری‌ها و تأمین بیشتر امکانات از فضای همدلی منتهی می‌گردد. در این مطالعه اثر متغیرهای اقتصادی- اجتماعی بر کاهش اختلافات قومی در طی دوره زمانی (۲۰۰۹-۱۹۸٤) و با بهره‌گیری از رهیافت داده‌های تابلویی برای یازده کشور حوزه منا (شامل کشورهای بحرین، مصر، ایران، عراق، کویت، لبنان، عمان، عربستان سعودی، سودان، تونس و امارات متحده عربی) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج تحقیق حاکی از اثر مثبت و معنی‌دار متغیرهای اقتصادی – اجتماعی (نرخ بیکاری، نرخ تورم، نابرابری درآمدی) بر میزان اختلافات قومی می‌باشد. از طرف دیگر، رشد اقتصادی اثر منفی و معنی‌دار و جهانی شدن اثر مثبت و معنی‌دار بر میزان اختلافات قومی دارد.

کلمات کلیدی: اختلافات قومی، کشورهای عضو منا، دموکراسی، جهانی شدن، اقلیت‌های غالب بازار (MDM).

طبقه‌بندی JEL : P51، D74، F60.

Abstract:

In recent decades, the process of globalization and its effects have resulted in movements on the side of ethnic minorities, called ethnic conflicts and ethnic tensions in developing countries particularly in those with ethnic varieties. On the other hand, increase in social and political awareness leads to reinforced morale and solidarity towards common national preferences and interests besides an increased plea for pacifism and social and political equilibrium on the side of minorities. As a consequence, this new stable and peaceful status will pave the path for economic growth as a results of which access to social and economic rights will be facilitated and injustice will decrease. Finally, the foregoing results will lead to decreased violence and conflicts and the provision of more facilities under this new air of mutual understanding. In this study, we examined the effect of economic –social variables on ethnic tensions in selected 11 countries of the MENA (Bahrain, Egypt, Iran, Iraq, Kuwait, Lebanon, Oman, Saudi Arabia, Sudan, Tunisia and the United Arab Emirates) by using panel data for (1984-2009) period. Results show that economic - social variables (unemployment, inflation, income inequality) have positive significant effects on ethnic conflicts. On the other side, economic growth has negative significant effect on ethnic conflict.

Keywords: Ethnic Tensions, MENA countries, Democracy, Globalization, Market Dominant Minorities (MDM).

JEL: P51, D74, F60.

* استاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)

Email: M.Motafakker@gmail.com

** استادیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز

Email: Zkarimi1355@yahoo.com

*** استادیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز

Email: Mrsalmani_2005@yahoo.com

**** دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه تبریز

Email: Economist.ed@hotmail.com

* Professor of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran (Corresponding Author).

** Assistant Professor of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran.

*** Assistant Professor of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran.

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

۱- مقدمه

ورود ادبیات جدید به حوزه علم اقتصاد در سال‌های اخیر از رشد به‌سزایی برخوردار بوده است. این مفاهیم جدید که ناشی از توسعه جوامع انسانی و پیچیده‌تر شدن فرایندهای مربوط به ارتباطات ملل مختلف بوده‌اند، همواره جریانات اقتصادی را نیز تحت تأثیر خود درآورده‌اند. دهکده جهانی و ارائه تعاریف جدید از یکپارچگی جهانی و انتقال دانش از ورای مرزها به داخل، همواره نوع تفکرات مردم را تحت تأثیر خود قرار داده است. چرا که واژه‌هایی از قبیل جهانی شدن، دیدگاه‌ها و تفکرات ملل مختلف را در کنش متقابل میان فرهنگ‌ها و سنت‌های متفاوت، به‌همراه داشته است. فرایند انتقال فرهنگ و آثار آن بر کشور مبدأ، ذهن کارشناسان را به بررسی این مقوله مؤثر واداشته است؛ اما در این میان نباید از این سؤال غافل شد که این فرایندهای پیچیده چگونه می‌توانند حوزه‌های مربوط به ساختارهای اقتصادی یک جامعه را از طریق تغییر نوع رفتار مردم، تغییر دهند؟ از این حیث جهت بررسی آثار مقوله‌های جدید اجتماعی- فرهنگی بر علم اقتصاد تفکرات جدیدی در این حوزه به وجود آمد. لازم به ذکر است که این امر به‌ویژه در کشورهایی که از تنوع قومیتی در ساختار جمعیتی خود برخوردارند به‌دلیل نوع سازش و هم‌زیستی متنوع چند فرهنگی اهمیت ویژه‌ای پیدا می‌کند. چرا که اصل جهانی شدن همواره آثار و تبعات فرهنگی به‌دنبال دارد که نتیجه این پیامد می‌تواند در کارآیی یا ناکارآمدی اقتصادی یک کشور خلاصه شود. از طرف دیگر جهانی شدن هم‌ارز با فرایند دیگری به‌نام دموکراسی بیان می‌شود که می‌تواند منجر به افزایش تقاضا برای اصلاحات سیاسی از طریق افزایش آگاهی عامه مردم نسبت به حقوق اساسی خود شود. چرا که در اصلی‌ترین تعریف، دموکراسی اراده مردمی در جهت نیل به منافع عامه شناخته می‌شود؛ اما باید توجه داشت که نوع اثرگذاری این دو عامل در کشورهای مختلف متفاوت می‌باشد. یکی از عوامل مهمی که نوع اثرگذاری را متمایز می‌کند بحث تنوع قومیتی می‌باشد چرا که در این کشورها اقلیت‌های قومی همواره در جهت تسلط بیشتر بر بازار و داشتن سهم بالاتری از اقتصاد در رقابت هستند (چووآ[1]، ۲۰۰۳: ٦).

اقلیت‌های قومی در اصطلاح اقتصادی با عنوان اقلیت‌های غالب بازار[2] یا به اختصار MDM مطرح می‌شوند. تعریف جامعی که چووآ (۲۰۰۳: ٦) در مطالعات خود ارائه داده است بدین شرح می‌باشد «اقلیت‌های قومی شامل توده‌های مردمی است که به دلایل مختلف و به طور وسیع و چشم‌گیر بیش از اکثریت جامعه دارای مزیت‌های بزرگ اقتصادی می‌باشند که این اقلیت‌های قومی معمولاً از نظر اقتصادی مسلط و غالب بر بازار و اکثریت می‌شوند.» یکی از جنبه‌های مهم این تعریف قومیت است؛ و به طور وسیعی در نظر گرفته شده است و چووآ (۲۰۰۳: ١٤) به تفاوت‌های نژادی، حوزه‌های جغرافیایی و منطقه‌ای و همچنین به تفاوت زبانی، مذهبی، قبیله‌ای یا به تفاوت در خطوط فرهنگی اشاره می‌کند. از طرفی می‌توان به این مسئله نیز اشاره کرد که در کشورهایی که از تنوع قومی برخوردارند، توزیع نابرابر درآمد و شکاف طبقاتی حاصل آمده از رشد نامتوازن اقتصادی و جهانی شدن، احتمال ایجاد اختلافات داخلی بین قومیت‌ها را افزایش می‌دهند که در نتیجه این کشمکش و نابسامانی، ثبات اقتصادی کشور مورد تهدید قرار می‌گیرد. اهمیت مطالعه و بررسی این مسئله از آنجا مشخص می‌شود که در کشورهایی که از تنوع قومی در ساختارهای جمعیتی خود برخوردارند، رشد و پویایی اقتصادی تنها در صورتی می‌تواند به صورت عاملی پایدار و پیش‌برنده باشد که با عدالت و بهبود در توزیع برابر درآمد همراه شود تا از این‌رو با ایجاد فضای امن و باثبات اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه، به ثبات سیاسی و وحدت و انسجام ملی هر چه بیشتر بیانجامد.

هدف از مطالعه حاضر، بررسی اثر متغیرهای اقتصادی- اجتماعی بر کاهش یا افزایش اختلافات قومی در طی دوره (۲۰۰۹-۱۹۸٤) در حوزه کشورهای منا (شامل کشورهای بحرین، مصر، ایران، عراق، کویت، لبنان، عمان، عربستان سعودی، سودان، تونس و امارات متحده عربی) می‌باشد. در این مطالعه پس از بیان مقدمه، در قسمت دوم ادبیات موضوع و مطالعات تجربی (داخلی و خارجی) ذکر خواهد شد و در

1. Chua (2003)
2. Market-Dominant Minorities

قسمت سوم معرفی الگو، روش تحقیق، منابع داده‌ها و اطلاعات آماری پرداخته می‌شود. قسمت چهارم نیز به برآورد الگو و تجزیه و تحلیل یافته‌ها پرداخته است. در پایان هم نتیجه‌گیری کلی و پیشنهادهای سیاستی ارائه شده است.

۲- مروری بر ادبیات موضوع و مطالعات انجام شده

چووآ در تبیین تأثیر سایر متغیرها بر اختلافات قومی معتقد است که فقر فراگیر و وجود اقلیت‌های قومی و به دنبال آن ترکیب بازار آزاد و دموکراسی به طور مکرر اختلافات قومی را تسریع می‌بخشد که عواقب فاجعه بار آن شامل خشونت و نسل‌کشی می‌باشد. در بسیاری از کشورهای در حال توسعه، اقلیت‌های قومی بیش از اکثریت جامعه از مزایای اقتصادی برخوردار می‌باشند. به‌عنوان نمونه می‌توان به لبنانی‌ها در غرب آفریقا و سرخ پوستان در شرق آفریقا اشاره نمود (چووآ، ۲۰۰۳: ۱۶). در حقیقت چووآ آنها را اقلیت‌های غالب بازار خطاب نموده است که اقلیت‌های غالب بازار، بخش‌های بزرگی از بازار جهانی اقتصاد را به شکل نامناسب و منفعت‌طلبانه به کنترل خود درآورده‌اند. از این‌جهت چووآ (۱۹۹۵، ۱۹۹۸، ۲۰۰۰، ۲۰۰۳) این فرضیه را مطرح می‌کند که آیا افزایش این نابرابری اقتصادی میان اقلیت غالب بازار و اکثریت جامعه می‌تواند منجر به ایجاد خشم در لایه‌های فقیر جامعه و در نهایت واکنش نسبت به آنان نماید یا خیر؟ به طور کلی سه شکل از واکنش می‌تواند تحولات اجتماعی را تسریع بخشد که عبارتند از:

۱. ایجاد ائتلاف و لابی‌گری طبقه ثروتمند غالب بر بازار با سیاست‌مداران که در جهت حفظ منافع این طبقه ایجاد می‌شود و در تقابل با دموکراسی خواهی اجتماعی صورت می‌گیرد (چووآ، ۲۰۰۳: ۱۴۷).

۲. افزایش نارضایتی اکثریت جامعه از نابرابری‌ها با واکنش علیه اقلیت‌های غالب بر بازار مشخص می‌شود که در نهایت موجب بروز بی‌ثباتی و نااطمینانی سرمایه‌گذاران از ساختار بازار می‌شود.

۳. به‌دلیل عدم سرکوب خشونت ایجاد شده مابین اکثریت مردم در حکومت‌های دموکراتیک، این خشونت‌ها در نهایت می‌تواند تبدیل به خشونت‌های داخلی شود (هانتینگتون[1]، ۱۹۶۸: ۲۳ و گلسر[2]، ۲۰۰۵: ۸۶-۴۵).

این مطالعه نیز سعی بر آن دارد تا به بررسی حالت سوم در کشورهای مورد بررسی بپردازد. چرا که شواهد دنیای واقع گویای این واقعیت است که دموکراسی و جهانی شدن اصولاً عامل کاهش‌دهنده اختلافات داخلی کشورها می‌باشد، با این حال ارتباط این دو متغیر با درگیری‌های داخلی، هنوز مشخص نشده است (اونیل و راست[3]، ۲۰۰۰: ۵۹-۵۸) و (سمبانیس[4]، ۲۰۰۲: ۲۴۳-۲۱۵).

اما اکنون این سؤال مطرح است که جهانی شدن و دموکراسی از چه کانال‌هایی به درگیری و اختلاف منجر می‌شود؟ گلدبرگ و پاوکینک[5] در مطالعه‌ای به این نتیجه دست یافته‌اند که جهانی شدن اقتصاد در بیش از ۳۰ سال گذشته، تجارت، مهاجرت، جریانهای سرمایه‌ای و نابرابری درآمد داخلی را افزایش داده است؛ و این دلالت بر این دارد که نابرابری مابین اقلیت‌های غالب بازار و مابقی مردم، سطح فقر را افزایش می‌دهد که نتیجه آن منجر به خشونت علیه اقلیت‌های غالب بازار می‌گردد (گلدبرگ و پاوکینک، ۲۰۰۷: ۵۹-۵۸). بلتمن و میگوئل[6] با مطالعه عوامل مؤثر در جنگ و اختلافات قومی داخلی به تشریح این مسئله می‌پردازند که درآمد سرانه و رشد اقتصادی پایدار منجر به کاهش اختلافات قومی می‌شود؛ اما اگر این رشد به صورت نامتوازن در بخش‌ها و فعالیت‌های اقتصادی صورت پذیرد یا از نظر توزیع جغرافیایی نامتناسب باشد می‌تواند منجر به افزایش اختلافات قومی شود (بلتمن و میگوئل، ۲۰۱۰: ۵۷-۳).

بیکاری نیز تا حدود زیادی بخشی از جامعه را که محروم از فرایندهای اقتصادی از جمله دستمزد کار می‌باشد تهدید می‌کند و بنابراین ناتوانی در سهیم شدن سودها را

1. Huntington (1986)
2. Glaeser (2005)
3. O'Neal & Russet (2000)
4. Sambanis (2002)
5. Goldberg & Pavcnik (2007)
6. Blattman & Miguel (2010)

انعکاس می‌دهد که احتمالاً باعث افزایش اختلافات و درگیری می‌شود. نابرابری درآمدی که با شاخص ضریب جینی محاسبه می‌شود باعث ترویج خشم و خشونت شده که احتمالاً درگیری و اختلافات بیشتری به‌همراه خواهد داشت.

سطح فساد بالا نیز به عنوان یک شکل اخاذی توسط کسانی که در قدرت هستند تلقی می‌شود و به‌عنوان محرک دیگری برای افزایش خشم و تنش محسوب می‌شود. از طرفی نرخ تورم بالا نیز به‌عنوان عامل تهدید کننده ثبات اقتصادی یک کشور مطرح می‌شود که به طور معمول نیز تهدید ثبات سیاسی را به‌همراه دارد و جو اختلاف و درگیری‌ها را تشدید می‌کند. همان‌طور که مشاهده می‌شود، شکل (۱) کانال‌های اثرگذاری متغیرهای مورد مطالعه بر درگیری‌های قومی را نشان می‌دهد که از پژوهش‌های مختلف اقتصادی و اجتماعی جمع‌آوری شده است (استرلی و لوین[1]، ۱۹۹۷: ۱۲۵۰-۱۲۰۳؛ کولییر[2]، ۲۰۰۱: ۱۶۶-۱۲۷، البادوی و سمبانیس[3]، ۲۰۰۰: ۲۶۹-۲۴۴، هگره و همکاران[4]، ۲۰۰۱: ۴۸-۳۳؛ چووآ، ۲۰۰۳: ۱۴۷-۶ و بزمر و جانگ‌پین[5]، ۲۰۱۳: ۱۲۵-۱۰۸).

با توجه به شکل ۱ اگر رشد اقتصادی به صورت متوازن در تمامی بخش‌های اقتصادی به‌وجود آید و در صورت وجود یک سیستم مالیاتی کارآمد می‌تواند منجر به توزیع عادلانه درآمد و کاهش نابرابری شود و از این طریق باعث کاهش خشونت‌های قومی می‌شود. در غیر این صورت رشد نامتوازن اقتصادی می‌تواند، خشونت‌ها و تنش‌ها را در جامعه افزایش دهد، زیرا اختلافات طبقاتی را افزایش داده و از این طریق نارضایتی‌های قومی را می‌تواند تشدید نماید. دو فرضیه اساسی در تدوین استدلال‌های فوق وجود دارد. اولین فرضیه این است که احتمالاً جهانی شدن و بازار آزاد موجب افزایش خشونت می‌شود. جهانی شدن اقتصاد از بیش از ۳۰ سال گذشته، تجارت، مهاجرت، انتقال جریان‌های سرمایه‌ای و نابرابری درآمد داخلی را افزایش داده است (گلدبرگ و پاوکینک، ۲۰۰۷: ۸۲-۳۹). در واقع جهانی شدن جریان قدرت ثروت را به خارج از ائتلاف‌های مسلط بر بازار و اقلیت هدایت می‌کند که توانایی اکثریت را برای مبارزه افزایش می‌دهد. در دومین استدلال دموکراسی مقدمه‌ای برای حذف نهادهای سرکوبگر است که احتمالاً در کشورهایی بااقلیت‌های قومی منجر به خشونت داخلی می‌گردد (هانتینگتون، ۱۹۶۸: ۲۷-۲۶).

فروض و اصول اساسی در تبیین علت اختلافات و درگیری‌ها در چهار نکته متمرکز می‌شود (بزمر و جانگ‌پین، ۲۰۱۳: ۱۲۵-۱۰۸):

۱- آستانه خشونت کم ۲- تنوع قومی بیشتر ۳- رسیدن به دموکراسی بیشتر ٤- جهانی شدن

۱-آستانه خشونت کم: آستانه خشونت پایین به علت فقر بالا، جمعیت جوان و فراکسیونالیزیشن[6] بالا می‌باشد. مطالعات کولییر و هوفلر (۲۰۰۲: ۵۷۳-۵۶۳)، کولییر و هوفلر[7] (۲۰۰٤: ۵۹۵-۵۶۳) و فرون و لیتین[8] (۲۰۰۳: ۹۰-۷۵) به طور ضمنی نشان می‌دهد که در صورت مهیّا بودن شرایط مذکور تا حدودی می‌توان انتظار حداقل آستانه خشونت و اختلافات را داشت. چرا که در این شرایط جمعیت برای احیای حقوق خود به طور متوسط تمایل به خشونت و درگیری دارند.

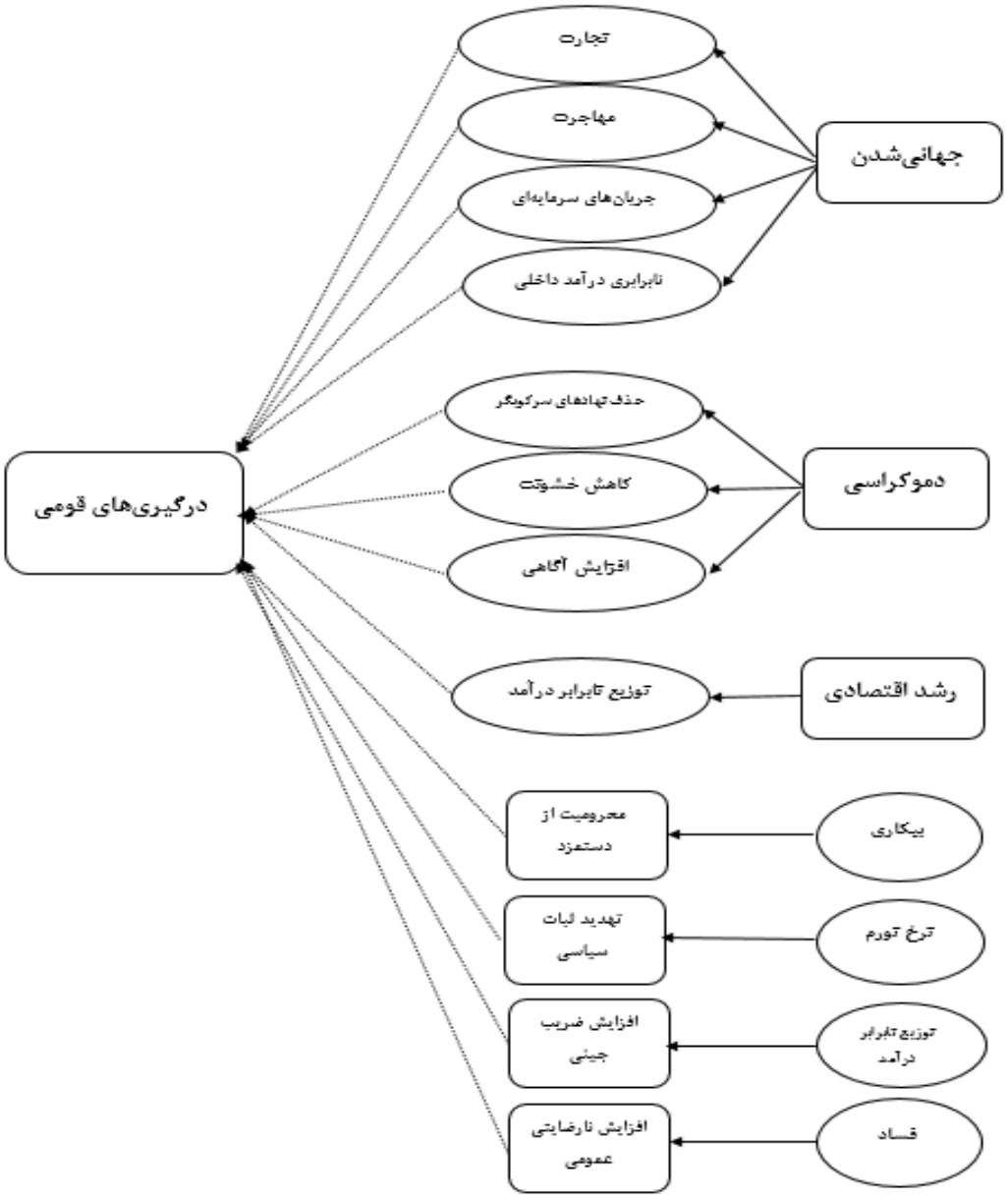
۲- تنوع قومی بیشتر: دومین دلیل این است که تنوع قومیتی، رقابت برای به دست گرفتن سهم بیشتری از اقتصاد و بازار را به همراه خواهد داشت.

۳- رسیدن به دموکراسی بیشتر: فضای دموکراسی از شرایط حکومت‌های سخت و شدید استبدادی می‌کاهد، فضای باز و قدرت اعتراض را افزایش می‌دهد؛ بنابراین تلاش برای دستیابی به دموکراسی بیشتر نیز باعث ایجاد خشونت و درگیری می‌گردد.

1. Easterly & Levine (1997)
2. Collier (2001)
3. Elbadawi & Sambanis (2000)
4. Hegre et al. (2001)
5. Bezemer & Jong-A-Pin (2013)

٦. فراکسیونالیزیشن (fractionalization): به احتمال انتخاب تصادفی دو نماینده از دو حزب سیاسی مختلف به صورت قانونی، فراکسیونالیزیشن می‌گویند، البته این اصطلاح به معنی تکه تکه شدن و تقسیم سیاسی نیز گفته می‌شود یا به نوعی عدم انسجام در عرصه سیاسی نیز اطلاق می‌گردد.

7. Collier & Hoeffler (2002)
8. Fearon & Laitin (2003)



شکل (۱): کانال‌های اثرگذاری متغیرهای اجتماعی - اقتصادی بر اختلافات قومی

مأخذ: الباداوی و سمبانیس (۲۰۰۰: ۲۶۹-۲٤٤)، چووآ (۲۰۰۳: ۱٤۷-٦) و گلدبرگ و پاوکینک (۲۰۰۷: ۸۲-۳۹)

٤- جهانی شدن: در سال‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ موج دومی از جهانی شدن آغاز گردید که از نظر سرعت، نرخ و مقیاس در رتبه بالاتری نسبت به دوره ۱۸۹۰ تا ۱۹۱۳ که دوره آغازین جهانی شدن است، برخوردار بود. در موج دوم، ماهیت ادغام کشورهایی با تنوع قومیتی بالاتر متفاوت‌تر از دیگر کشورهای در حال توسعه بود در حالی‌که اتصال اقتصاد کشورهای در حال توسعه به اقتصاد جهانی که دارای اقلیت‌های قومی می‌باشند، باعث دسترسی بیشتر آنها به جریان‌های جهانی در تجارت کالا و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و در نتیجه دریافت سودهای کلان از راه سرمایه‌گذاری‌ها بود. با این حال اگر فرصت‌های رشد اقتصادی و سودآوری به صورت عادلانه توزیع نشود، توزیع نابرابر درآمد را تشدید می‌کند و باعث افزایش خشونت‌ها می‌گردد (بلدوین و مارتین[1]، ۱۹۹۹: ۷-۵).

۲-۱- ارتباط جهانی شدن-نابرابری درآمدی و فقر با اختلافات قومی

فرایند جهانی شدن منجر به یکپارچگی هر چه بیشتر اقتصاد

1. Baldwin & Martin (1999)

جهانی می‌گردد و در دهه‌های اخیر جریان‌هایی نظیر تجارت، سرمایه، نیروی کار، تکنولوژی و اطلاعات از طریق فرایند مذکور فراتر از مرزهای ملی شتاب گرفته و فضایی مساعد برای افزایش روزافزون رشد اقتصادی و جریان انتقال فناوری و دانش را ایجاد کرده است. بدیهی است که نیروهای جهانی شدن پتانسیل قوی را برای کاهش عمده فقر در دنیای در حال توسعه فراهم می‌کنند (دادگر و ندیری، ۱۳۸٤: ۳٦-۱). علی‌رغم این مزایا، نیسانکه و توربک[1] (۲۰۰٦: ۱۳٦۰-۱۳۳۸) در پژوهشی فاکتورهای ساختاری و سیاسی را که در داخل اقتصادهای ملی و اقتصادهای جهانی مانع از انتقال مزیت‌های جهانی شدن، نظیر «کاهش فقر» می‌باشد را مورد ارزیابی قرار داده و ارتباط جهانی شدن، نابرابری درآمدی و فقر را با تمرکز بر کانال‌هایی که جهانی شدن از طریق آنها تأثیر به‌سزایی بر نابرابری درآمدی و فقر می‌گذارد را مورد نقد و بررسی قرار داده‌اند؛ که در زیر به ذکر این کانال‌ها و اثرات جهانی شدن بر توزیع نابرابر درآمد و فقر خواهیم پرداخت.

۲-۲- ارتباط جهانی شدن، تجارت آزاد، رشد اقتصادی و اختلافات قومی

اثرات افزایش رشد و رفاه سیاست‌های آزادسازی از طریق تجارت آزاد و جریان‌های سرمایه‌ای بر گزاره‌های اساسی تعبیه‌شده در تئوری‌های معروف تجارت بین‌الملل و سرمایه‌گذاری (مزیت نسبی ریکاردو[2]، نظریه هیکشر-اوهلین[3]،...) مورد حمایت قرار گرفته است. آزادسازی تجاری می‌تواند از طریق سه کانال بر رشد اقتصادی تأثیر گذارد: ۱- صادرات ۲- سیاست جایگزینی واردات ۳ – جریان‌های سرمایه‌ای ناشی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی.

۱- صادرات: تجارت آزاد، صنایع صادراتی را برای تولید بیشتر تشویق می‌کند که این امر به نوبه خود به رشد تولید ناخالص داخلی کمک می‌کند. هرچند که ارتباط این دو متغیر به‌طور نسبی شفاف می‌باشد اما بحث‌هایی درباره جهت علیت این دو متغیر اقتصادی وجود دارد یعنی آیا صادرات از رشد اقتصادی تأثیر می‌پذیرد؟ یا رشد بر صادرات اثر می‌گذارد؟ یا اینکه این دو متغیر به صورت چرخه‌ای با یکدیگر ارتباط دارند؟ یک رهیافت ابزاری که توسط فرانکل و رومر[4] (۱۹۹۹: ۳۹۹-۳۷۹) ارائه شد پاسخ قانع کننده‌ای درباره جهت علیت این دو شاخص اقتصادی مطرح کرد. در این رهیافت اقتصادی، تجارت بر رشد اقتصادی به‌وسیله افزایش سرمایه انسانی و فیزیکی و با تقویت افزایش بهره‌وری کل عوامل تولید اثر می‌گذارد.

۲- سیاست جایگزینی واردات: کشورهایی که در تجارت آزاد، از سیاست جایگزینی واردات بهره می‌جویند در کوتاه‌مدت از صنایع داخلی که در مقابل واردات آسیب‌پذیر می‌باشد حمایت می‌کنند. اگر چه این سیاست موجب کاهش درآمد حاصل از تعرفه برای دولت می‌گردد اما باید مدنظر داشت که پیامدهای منفی این سیاست از طریق تخصیص منابع کارآمد و کسب سود رقابتی جبران شده و در نهایت منتهی به افزایش رشد می‌گردد.

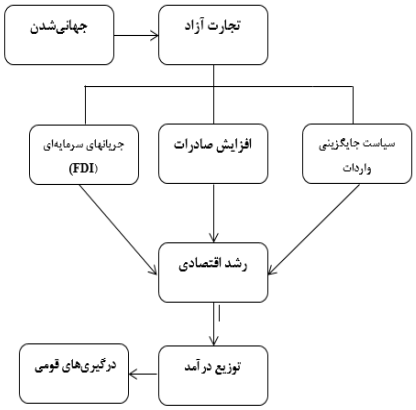
۳- جریان‌های سرمایه‌ای ناشی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی: سومین کانال از طریق سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی، موجودی اوراق بهادار و جریان‌های خارجی دیگر بر تولید داخلی و در نهایت بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت می‌گذارد. بسیاری از مطالعات تجربی همچون مطالعاتی که توسط دوللار[5] (۱۹۹۲: ٥٤٤-٥۲۳)، دوللار و کرای[6] (۲۰۰۲: ۲۲٥-۱۹٥) و ساکس و وارنر[7] (۱۹۹٥: ۲٥-۲۱) بر اساس رگرسیون‌های مقطعی کشورها صورت گرفته است حاکی از اثرات مفید رژیم باز اقتصادی بر رشد می‌باشد.

باعنایت به مبانی نظری ذکر شده و شکل (۲) می‌توان گفت که چنانچه آزادسازی و رشد اقتصادی به‌صورت صحیح هدایت شده و درآمدها به‌صورت عادلانه توزیع گردد، ثبات سیاسی و اجتماعی افزایش یافته و خشونت و درگیری‌های قومی کاهش خواهد یافت؛ اما چنانچه جهانی شدن از طریق تجارت آزاد و رشد اقتصادی، فرصت‌های سودآوری را به‌صورت عادلانه توزیع نکند و نابرابری‌ها را تشدید نماید

1. Nissanke & Thorbecke (2006)
2. Ricardo
3. Heckscher-Ohlin theorem
4. Frankel & Romer (1999)
5. Dollar (1992)
6. Dollar & Kraay (2002)
7. Sachs & Warner (1995)

موجب بی‌ثباتی سیاسی و اجتماعی گردیده و بنابراین خشونت‌ها را افزایش می‌دهد.

شکل (۲): کانال‌های اثرگذاری جهانی شدن - تجارت آزاد - رشد اقتصادی بر توزیع درآمد و درگیری‌های قومی



مأخذ: چووآ (۲۰۰۳: ۱۴۷-۶)، نیسانکه و توربک (۲۰۰۶: ۱۳۶۰-۱۳۳۸) و بیلتمن و میگوئل (۲۰۱۰: ۵۷-۳)

۲-۳- ارتباط متقابل رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی

دومین ارتباط در زنجیره علت و معلولی از جهانی شدن و تجارت آزاد به فقر، ارتباط متقابل بین رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی است. دو تئوری متناقض در این زمینه وجود دارد که نابرابری درآمدی و ثروت را به رشد ارتباط می‌دهد. رهیافت کلاسیکی کالدور[1] بیانگر این مطلب است که یک میل نهایی به پس‌انداز بیشتر در میان ثروتمندان نسبت به فقرا وجود دارد که این امر گویای این حقیقت است که نابرابری درآمد اولیه موجب پس‌انداز بیشتر در این گروه گردیده که در پی این عملکرد تجمع سرمایه و رشد در بین آنان فزونی می‌یابد؛ بنابراین بر اساس دو عامل، عدم تفکیک سرمایه[2] و به عبارتی متراکم‌شدن سرمایه متعلق به افراد ثروتمند و اثرات انگیزشی از قبیل عدم وجود انگیزه‌های کافی برای سرمایه‌گذاری، توزیع درآمد را ناعادلانه‌تر ساخته و از این رو به نفع رشد عمل کرده و رشد اقتصادی افزایش می‌یابد (نیسانکه و توربک، ۲۰۰۶: ۱۳۶۰-۱۳۳۸).

در مقابل تئوری‌های اقتصاد سیاسی جدیدی وجود دارد که نابرابری درآمدی را از طریق چندین کانال به کاهش رشد ارتباط می‌دهند. این کانال‌ها به‌ترتیب عبارتند از:

۱. فعالیت‌های رانت‌جویانه و غیرمولد که موجب کاهش امنیت دارایی گشته و در نتیجه باعث کاهش رشد می‌گردد.
۲. انتشار بی‌ثباتی سیاسی و اجتماعی که منجر به افزایش نااطمینانی در عرصه اقتصادی می‌گردد و از این طریق سرمایه‌گذاری را کاهش می‌دهد.
۳. سیاست‌های توزیع مجدد ثروت، نابرابری درآمدی را تشویق نموده و از این طریق منجر به تجمع منابع و کاهش سرمایه‌گذاری می‌گردد. بدین طریق که معمولا رأی‌دهندگان فقیر متقاضی توزیع مجدد ثروت می‌باشند که این امر به نوبه خود مالیات ثروتمندان را افزایش می‌دهد و انگیزه‌ای برای عدم سرمایه‌گذاری و متراکم شدن منابع می‌شود.
۴. وجود بازار سرمایه ناقص عاملی محسوب می‌گردد که فرصت‌های سرمایه‌گذاری برای افراد فقیر، به ویژه در بخش سرمایه انسانی را کاهش می‌دهد.
۵. سهم اندک طبقه متوسط جامعه از درآمد حاکی از توزیع ناعادلانه درآمد است که این امر اثر قوی و مثبتی بر باروری گذاشته و به نوبه خود تأثیر قابل توجه و منفی بر رشد اقتصادی می‌گذارد.

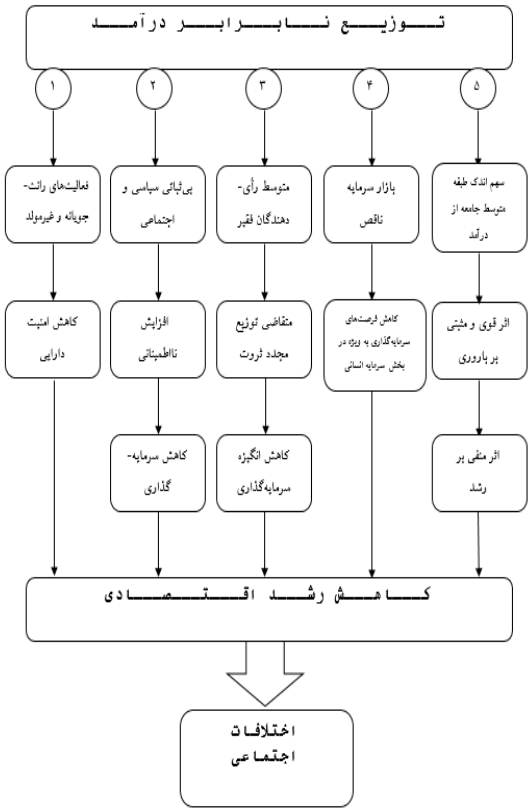
۲-۴- ارتباط نابرابری - رشد اقتصادی- فقر و اختلافات اجتماعی

در ادبیات جدید تأثیر نابرابری بر انگیزه‌ها، اختلافات اجتماعی، هزینه‌های معامله وحقوق مالکیت تأکید گردیده است. مطالعات اخیر که توسط دانشگاه سازمان ملل متحد مؤسسه تحقیقات توسعه اقتصادی (UNU-WIDER)[3] به انجام رسیده است، ارتباط مابین رشد و فقر را مورد ارزیابی قرار داده‌اند (ادیسون و کورنیا[4]، ۲۰۰۱: ۳۱-۱ و کورنیا و کورت[5]، ۲۰۰۱: ۴۰-۱). بر

1. Kaldor
۲. عبارتست از تقسیم‌ناپذیری عوامل تولید (نیروی کار و تجهیزات) به واحدهای کوچکتر. مثلاً نمی‌توان یک تراکتور را کوچک کرد تا برای شخم‌زدن یک هکتار زمین باصرفه شود.
3. United Nations University-World Institute For Development Economics Research
4. Addison & Cornia (2001)
5. Cornia & Court (2001)

اساس نتایج این مطالعات، ارتباط مقعر مابین نابرابری و رشد وجود دارد؛ یعنی در سطوح پایین رشد، وجود سطح نابرابری بالا و اثرات بازدارنده آن، منجر به کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی گشته و از این حیث باعث اختلافات و تنش‌های اجتماعی می‌شود. پژوهش‌هایی که رابطه مابین نابرابری - رشد را مورد ارزیابی قرار داده‌اند، پیشنهاد می‌دهند که هرکشوری که متقاضی کاهش فقر است، ابتدا باید نابرابری را در داخل محدوده گسترده از رشد با ثبات و نابرابری مؤثر کاهش دهند.

شکل (۳): کانال‌های اثرگذاری توزیع نابرابر درآمد بر کاهش رشد اقتصادی، فقر و اختلافات اجتماعی



مأخذ: چووآ (۲۰۰۳: ۱۴۷-۶) و نیسانکه و توربک (۲۰۰۶: ۱۳۶۰-۱۳۳۸)

با عنایت به شکل (۳) و مطالب گذشته چنانچه رشد اقتصادی به صورت متوازن در تمامی بخش‌های اقتصادی به‌وجود آید و در صورت وجود یک سیستم مالیاتی کارآمد می‌تواند منجر به توزیع عادلانه درآمد و کاهش نابرابری شود و از این طریق باعث کاهش خشونت‌های قومی می‌شود. در غیر این صورت رشد نامتوازن اقتصادی می‌تواند، خشونت‌ها و تنش‌ها را در جامعه افزایش دهد، زیرا اختلافات طبقاتی را افزایش داده و از این طریق نارضایتی‌های قومی را می‌تواند تشدید نماید.

۲-۵- سایر کانال‌های تأثیرگذاری جهانی شدن بر نابرابری درآمدی و فقر

کانال‌های دیگری وجود دارد که جهانی شدن از طریق آنها بر نابرابری و فقر تأثیر می‌گذارد که در زیر به شرح این کانال‌ها می‌پردازیم:

۱- تغییر در قیمت‌های نسبی تولید و عوامل: اثرات توزیع درآمد ناشی از تغییر قیمت‌های نسبی تولید در فرایند تجارت آزاد توسط قضیه استولپر-ساموئلسون[1] در تجارت بین‌الملل به خوبی شناخته شده است. این قضیه تحت فرضیات مدل هیکشر اوهلین این حقیقت را بیان می‌دارد که حرکت از وضعیت اقتصاد بسته به تجارت آزاد به وضوح پاداش عاملی را افزایش می‌دهد که دارای شدت استفاده در کالایی است که قیمت آن فزونی یافته و پاداش عاملی را که دارای شدت استفاده در کالایی که قیمت آن کاهش یافته است را تنزل می‌دهد (کازرونی، ۱۳۸۶: ۷۱)؛ بنابراین جهانی شدن از طریق تغییر قیمت‌های نسبی در بازار عوامل تولید و بازار محصول، توزیع درآمد را ناعادلانه‌تر ساخته و از این طریق بر فقر تأثیر می‌گذارد (نیسانکه و توربک، ۲۰۰۶: ۱۳۶۰-۱۳۳۸).

۲- تحرک عوامل تولید: موفقیت یا عدم موفقیت جهانی شدن را می‌توان از طریق تحرک عوامل تولید به خارج از مرزهای کشور که باعث تغییر در قیمت‌های نسبی عوامل تولید می‌گردد مورد ارزیابی قرار داد. بر اساس نظریات مطرح شده توسط هیکشر اوهلین و ساموئلسون، با مهاجرت عامل سرمایه، دستمزد نیروی کار در کشور مبدأ کاهش یافته لیکن در کشور مقصد، دستمزد نیروی کار با فراوانی عامل سرمایه فزونی می‌یابد (کالپپر، ۲۰۰۲: ۸-۱).[2]

در موج فعلی جهانی شدن سه ویژگی متمایز از تحرک عوامل تولید را به طور خلاصه ذکر کرده است:

1. Stolper–Samuelson
2. Culpeper (2002)

۱. سرمایه و نیروی کار ماهر به کشورهای فقیر مهاجرت نمی‌کنند.

۲. نیروی کار ماهر کشورهای در حال توسعه گرایش به مهاجرت به کشورهای توسعه‌یافته دارند.

۳. با آزادسازی بازار سرمایه به‌ویژه در دوران‌های بحران و بی‌ثباتی، نیروی کار، انگیزه حرکت به سوی کشورهای توسعه‌یافته دارند.

با توجه به تحرک تبعیض‌آمیز و انحرافی عوامل تولید، وی به این نکته اشاره می‌کند که ممکن است فرایند جهانی شدن در کشورهای توسعه‌یافته، نابرابری درآمدی را کاهش داده در حالی‌که نابرابری مذکور در کشورهای در حال توسعه فزونی یابد. بدین طریق در طول دهه‌های اخیر جهانی شدن از مجرای تحرک عوامل تولید دارای عملکردی می‌باشد که به‌طور عمیق بر توزیع درآمد بین نیروی کار و سرمایه اثر گذاشته و در نتیجه باعث افزایش فقر می‌گردد (نیسانکه و توربک، ۲۰۰۶: ۱۳۶۰-۱۳۳۸).

۳- پیشرفت‌های فنی و فرایند انتشار تکنولوژی: ماهیت پیشرفت‌های فنی و فرایند انتشار تکنولوژی می‌تواند کانال دیگری محسوب شود که از طریق آن جهانی شدن بر توزیع درآمد و فقر تأثیر می‌گذارد. مطالعات کالپیر[1] (۲۰۰۲: ۸-۱) حاکی از این حقیقت می‌باشد که تغییرات فنی ناشی از فعالیت‌های تحقیق و توسعه در کشورهای توسعه‌یافته و صنعتی و همچنین با توجه به موهبت‌های منابعی که کشورهای مذکور دارا می‌باشند شرایطی را ایجاد می‌کند که از مهارت‌ها حمایت شده اما تقاضا برای نیروی کار غیرماهر به طور فاحشی کاهش می‌یابد؛ بنابراین نیروی کار ماهر از جهانی شدن منتفع گشته اما نیروی کار غیرماهر به طور قابل توجهی به حاشیه رانده می‌شود که به نوبه خود توزیع درآمد را نابرابر کرده و فقر را گسترش می‌دهد (نیسانکه و توربک، ۲۰۰۶: ۱۳۶۰-۱۳۳۸).

٤- تأثیر جهانی شدن بر نوسانات و آسیب‌پذیری: کثرت آزادی، نوسانات فزاینده و شوک‌های اقتصادی بسیاری را متحمل کشورها می‌سازد؛ که به شدت به خانواده‌های فقیر و کم‌درآمد آسیب رسانده و منجر به عمیق‌تر گشتن فقر و توزیع نابرابر درآمد می‌شود (کالپیر، ۲۰۰۲: ۸-۱). شواهد بسیاری گویای این حقیقت است که خانواده‌های فقیر در مقابل نوسانات و شرایط نامطلوب (کوتاه‌مدت) آسیب‌پذیر هستند و قادر به محافظت از خود نمی‌باشند یا امکان بهره‌مندی از تجارت آزاد را ندارند. جالب‌توجه است که پژوهش‌های کوز و همکاران[2] (۲۰۰٦: ۲۰۲-۱۷٦) حاکی از ارتباط منفی نوسانات با رشد در کشورهای در حال‌توسعه می‌باشد؛ در حالی‌که این ارتباط در کشورهای توسعه‌یافته مثبت می‌باشد. مفهوم یافته مذکور این می‌باشد که کشورهای فقیر رشد آرامی، همراه با نوسانات فزاینده‌ای را تجربه می‌کنند (نیسانکه و توربک، ۲۰۰٦: ۱۳٦۰-۱۳۳۸).

۵- تأثیر جهانی شدن بر جریان اطلاعات: جهانی شدن به افزایش عظیم جریان اطلاعات و دانش در سراسر جهان کمک می‌کند. گراهام[3] (۲۰۰۵: ۲۷-۱۳) معتقد است که جریان فزاینده‌ای از اطلاعات درباره استانداردهای زندگی منجر به تغییر در هنجارها می‌گردد. گروه‌های اجتماعی و اقتصادی یا شغلی در کشورهای فقیر، رفاه و درآمد نسبی خود را با گروه‌های مشابه در کشورهای ثروتمند مقایسه کرده که منجر به افزایش سرخوردگی برای اعضای این گروه‌ها می‌گردد؛ بنابراین جهانی شدن، نوسانات و ناامنی را برای بسیاری از گروه‌ها به ویژه افرادی که با آزادسازی تجارت و سرمایه امکان بهره‌برداری از فرصت‌های جدید را ندارند افزایش می‌دهد (نیسانکه و توربک، ۲۰۰٦: ۱۳٦۰-۱۳۳۸).

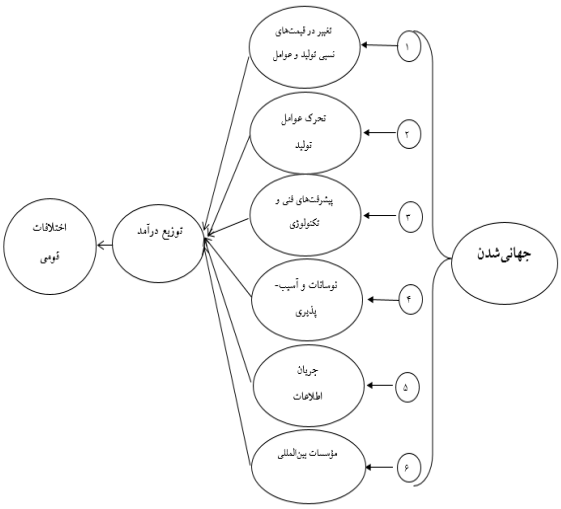
٦- مؤسسات بین‌المللی: مؤسساتی که در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه وجود دارد از طریق کانال‌ها و مکانیزم‌های مختلف، جهانی شدن را به فقر ارتباط می‌دهند (سینزینگره، ۲۰۰۵: ۳-۱)[4]؛ بنابراین مؤسسات به عنوان یک فیلتر تشدید یا مانع عمل کرده و از طریق جهانی شدن پیامدهای مثبت و منفی را به داخل کشورها انتقال می‌دهند. نهادهای بین‌المللی نظیر صندوق بین‌المللی پول (IMF) و سازمان تجارت جهانی (WTO)، بر طبق قواعد بازی خودشان،

1. Culpeper (2002)

2. Kose et al. (2006)
3. Graham (2005)
4. Sindzingre (2005)

تأثیر عمده‌ای بر فقر می‌گذارند. به همین ترتیب نهادهایی در کشورهای توسعه‌یافته وجود دارند که از محصولات کشاورزی کشورهای مذکور حمایت کرده و از صادرات محصولات مشابه کشورهای فقیر به کشورهای توسعه‌یافته جلوگیری می‌کنند. در نتیجه مانع از سود بردن از مزایای تجارت آزاد برای کشورهای فقیر می‌شوند (نیسانکه و توربک، ۲۰۰۶: ۱۳۶۰-۱۳۳۸).

شکل (٤): کانال‌های اثرگذاری جهانی شدن بر توزیع درآمد و اختلافات قومی



مأخذ: چووآ (۲۰۰۳: ۱٤۷-٦) و نیسانکه و توربک (۲۰۰٦: ۱۳٦۰-۱۳۳۸)

با توجه به شکل (٤) جهانی شدن از طریق شش کانال می‌تواند بر توزیع درآمد و سپس بر اختلافات اجتماعی و قومی تأثیر بگذارد. بر اساس این یافته‌ها نتیجه می‌گیریم که جهانی شدن ممکن است در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه‌یافته، زمینه‌های بیشتر را برای اختلافات و تنش‌های داخلی از طریق افزایش توزیع نابرابر درآمد و سطح فقر ایجاد نماید.

۲-٦ مروری بر مطالعات پیشین

۲-٦-۱ مطالعات خارجی

زاک و فنگ[1] در پژوهشی انتقال حکومت از استبدادی به دموکراسی را در قالب یک چارچوب تعادل عمومی پویا بررسی می‌کنند. نتایج این پژوهش بیانگر این مسئله می‌باشد که انتقال حکومت به دموکراسی از یک منشأ داخلی اتفاق می‌افتد و همچنین این انتقال می‌تواند در دوره‌های رشد و رکود اقتصادی رخ دهد. این مدل نشان می‌دهد که نرخ انتقال حکومت از استبدادی به دموکراسی توسط شرایط اقتصادی طبقه متوسط جامعه تعیین می‌شود و به دلیل مواجه‌شدن با فضای استبدادی و عدم اطلاعات کافی در ارتباط با اثرگذاری سیاست‌های دموکراسی در محیط سیاسی و اقتصادی، انتقال دموکراسی می‌تواند به سرعت یا به آرامی رخ دهد. همچنین این مدل نشان می‌دهد که سرعت انتقال دموکراسی بستگی به نرخ رشد اقتصادی نیز دارد که این عامل به‌صورت نامتوازن، سرعت انتقال دموکراسی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (زاک و فنگ، ۲۰۰۳: ۲۵-۱).

ساتو و فوکوشیگ[2] در مطالعه‌ای ارتباط میان جهانی شدن و نابرابری درآمدی را برای کشور کره جنوبی در طی دوره زمانی (۱۹۹۵-۱۹۷۵) و با بهره‌گیری از ضریب جینی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه گویای این حقیقت است که از منظر جهانی شدن اقتصاد و آزادسازی بازار کالاها، نابرابری درآمدی در کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش می‌یابد. از طرفی بازار آزاد سرمایه، نابرابری درآمدی را در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش می‌دهد (ساتو و فوکوشیگ، ۲۰۰۹: ٦۸-٦۲).

استار[3] اثر متقابل رشد اقتصادی و درگیری‌های داخلی را در ٤٤ کشور حوزه صحرای آفریقا در دوره (۲۰۰۵-۱۹٦۰) و با استفاده از روش اقتصادسنجی سری زمانی و داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار داده است. نتایج این مطالعه بر اساس بررسی رابطه دو سویه بین رشد اقتصادی و درگیری‌های داخلی، نشان می‌دهد که افزایش درگیری‌ها موجب نوسانات اقتصادی نمی‌شود (استار، ۲۰۱۰: ۲۰٤-۲۰۰).

برگ و نیلسون[4] در مطالعه‌ای اثرات جهانی شدن و آزادسازی اقتصادی را بر توزیع درآمد در ۸۰ کشور و در طی دوره زمانی (۲۰۰۵-۱۹۷۰) با استفاده از رهیافت داده‌های

1. Zak & Feng (2003)

2. Sato & Fukushige (2009)
3. Starr (2010)
4. Bergh & Nilsson (2010)

تابلویی و همچنین با استفاده از شاخص درجه جهانی شدن KOF[1] و شاخص آزادی اقتصادی مؤسسه فریزر[2] مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج گویای این حقیقت است که تجارت آزاد با نابرابری درآمد دارای ارتباط و همبستگی قوی می‌باشد و همچنین با استفاده از روش GMM و با اضافه کردن چندین متغیر کنترل و کنترل کننده برای متغیرهای توضیحی بالقوه، نتیجه فوق حاصل می‌گردد. علاوه بر این جهانی شدن از منظر اجتماعی و آزادی با نابرابری مرتبط است. همچنین اصلاح اقتصاد در جهت آزادسازی، نابرابری را در کشورهای ثروتمند افزایش می‌دهد. در نهایت اصلاحات پولی، قانونی و جهانی شدن از منظر سیاسی نابرابری را افزایش نمی‌دهند (برگ و نیلسون، ۲۰۱۰: ۵۰۵-٤٨٨).

للونتاس و همکاران[3] در مطالعه‌ای ارتباط مابین جهانی شدن و فساد را برای سال ۲۰۰٦ با استفاده از داده‌های مقطعی ۱۲۷ کشور مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج برآورد تحت فرض مدل خطی نشان می‌دهد که همبستگی مثبت مابین جهانی شدن و فساد وجود دارد. از طرف دیگر نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که وقتی حالت خطی کاهش می‌یابد جهانی شدن بر فساد اثر قابل توجهی ندارد؛ بنابراین بر اساس نتایج تحلیل، حالت خطی فقط برای کشورهای با درآمد بالا و متوسط تقریب مناسبی می‌باشد. شایان ذکر است که کشورهایی که با فساد مبارزه می‌کنند نیازمند یک عملکرد جهانی با هدف کاهش فقر می‌باشند (للونتاس و همکاران، ۲۰۱۱: ٦٤٨-٦٣٦).

فلدمن[4] در مطالعه‌ای تأثیر فراکسیونالیزشین بر بیکاری را در ٧٤ کشور و طی دوره زمانی (۲۰۰۰-۱۹۹۰) و با استفاده از روش داده‌های تابلویی مورد ارزیابی قرار داده است. بر اساس نتایج این مطالعه، فراکسیونالیزشین با نرخ بیکاری بالاتر از نظر آماری ارتباط معنی‌داری دارد و در نتیجه فراکسیونالیزشین بالاتر، بهره‌وری نیروی کار را کاهش می‌دهد (فلدمن، ۲۰۱۲: ۱۹۵-۱۹۲).

بزمر و جانگ‌پین[5] اثرات جهانی شدن و دموکراسی را بر خشونت‌های قومی در جنوب آفریقا و در دوره زمانی (۲۰۰۳-۱۹۸٤) و با استفاده از روش داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از این واقعیت می‌باشد که دموکراسی و جهانی شدن اثر مثبت و معنی‌داری بر درگیری‌ها و خشونت‌های قومی دارد (بزمر و جانگ‌پین، ۲۰۱۳: ۱۲۵-۱۰۸).

چانگ و همکاران[6] در پژوهش خود اثرات صادرات انرژی و جهانی شدن را بر رشد اقتصادی، برای ۵ کشور قفقاز جنوبی (آذربایجان، ارمنستان، گرجستان، روسیه و ترکیه) در طی دوره زمانی (۲۰۰۹-۱۹۹۰) با بهره‌گیری از مدل تصحیح تورش حداقل مربعات متغیر مجازی در رهیافت داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که فزونی یافتن صادرات انرژی و جهانی شدن، موجب گسترش رشد اقتصادی می‌گردد. علاوه بر این یکپارچگی بالاتر در عرصه‌های اقتصادی، سیاسی و اجتماعی با رشد اقتصادی بالاتر در ارتباط می‌باشد. در نهایت آنها به این نتیجه دست یافتند که اثرات متقابل صادرات انرژی و یکپارچگی جهانی و تعامل آنها با یکدیگر، یکی از عوامل مهم رشد اقتصادی در جنوب منطقه قفقاز محسوب می‌گردد (چانگ و همکاران، ۲۰۱۳: ٣٤٦-٣٣٣).

در مطالعه‌ای که توسط ماه[7] به انجام رسیده است، به بررسی اثر آزادسازی تجاری و گسترش سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی بر نابرابری درآمدی در کشور چین، طی دوره زمانی (۲۰۰۷-۱۹۸۵) و با بهره‌گیری از مدل حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) پرداخته شده است. نتایج این مطالعه بیانگر این است که آزادسازی تجاری منجر به نابرابری درآمدی بالا در کشور چین و نااعتبار گشتن تئوری استولپر ساموئلسون در تجارت بین‌المللی می‌گردد؛ و همچنین نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری‌های خارجی بر نابرابری درآمدی تأثیر می‌گذارد (ماه، ۲۰۱۳: ٦٥٨-٦٥٣).

1. KOF Index of Globalization
2. Fraser
3. Lalountas et al. (2011)
4. Feldmann (2012)
5. Bezemer& Jong-A-Pin (2013)
6. Chang et al. (2013)
7. Mah (2013)

۲-٦-۲ مطالعات داخلی

متفکرآزاد و ابهری در مطالعه‌ای تأثیر توزیع درآمد بر بهره‌وری و رشد اقتصادی را در طی دوره زمانی (۱۳۸۰-۱۳٤۷) با استفاده از تکنیک‌های موجود در سری زمانی مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق بیانگر این حقیقت می‌باشد که رفع فقر و بهبود توزیع درآمد نه‌تنها تأثیر مثبت بر بهره‌وری و رشد اقتصادی دارد، بلکه خود موجب تقویت بهره‌وری نیروی کار و استمرار رشد اقتصادی می‌شود (متفکرآزاد و ابهری، ۱۳۸٤: ۷۱۳-۷۳۸).

دادگر و ندیری در مطالعات خود تأثیر جهانی شدن بر اشتغال صنعتی در ایران در یک دوره ۲۹ ساله (۱۳۸۰-۱۳۵۲) با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی و با کمک آمار صنعت در سطح کدهای دو رقمی ISIC (ویرایش دوم) را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج آزمون صورت گرفته حاکی از تأثیر منفی جهانی شدن بر اشتغال‌زایی کل صنعت، صنایع واردات رقابتی و صنایع صادرات محور است (دادگر و ندیری، ۱۳۸٤: ۱-۳٦).

جعفری‌صمیمی و همکاران در مطالعه‌ای ارتباط بین شاخص‌های ثبات سیاسی و کارایی دولت با رشد اقتصادی در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا در طول دوره زمانی (۲۰۰٦-۱۹۹٦) با بهره‌گیری از شاخص‌های عملکرد دولت که توسط بانک جهانی در سال ۲۰۰۷ منتشر شده است و از اطلاعات مربوط به رشد اقتصادی کشورها و مناطق مختلف جهان که توسط صندوق بین‌المللی پول ارائه شده است را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین ثبات سیاسی و رشد اقتصادی در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا یک رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد. همچنین در زمینه ارتباط شاخص‌های ثبات سیاسی و کارایی دولت با رشد اقتصادی، تفاوت معنی‌داری بین ایران و سایر کشورهای منطقه وجود ندارد (جعفری‌صمیمی و همکاران، ۱۳۸٦: ۷۷-۵۵).

گرجی و برهانی‌پور در مطالعه‌ای اثرات جهانی شدن بر توزیع درآمد در ایران را در دورهٔ زمانی (۱۳۸۳-۱۳٤۷) با استفاده از روش هم‌جمعی یوهانسون جوسیلیوس بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که جهانی شدن با وجود ساختار فعلی اقتصاد ایران باعث افزایش نابرابری شده و وضعیت توزیع درآمد را بحرانی‌تر خواهد کرد (گرجی و برهانی‌پور، ۱۳۸۷: ۱۲٤-۹۹).

احتشامی در مطالعات خود تأثیر جهانی شدن و دموکراسی را بر صلح و امنیت بین‌الملل با استفاده از روش توصیفی مورد بررسی قرار داده است. در این راستا وظایف و عملکرد ارکان مختلف سازمان ملل و اقدامات دولت‌های بزرگ مطالعه شده و بررسی‌ها نشان می‌دهد که رویکرد غالب در سازمان ملل متحد این است که دموکراسی یکی از پایه‌های اساسی تأمین صلح و امنیت پایدار بین‌المللی است. علاوه بر این به روند تحولات در مفاهیم سه‌گانه (اصل تعیین حق سرنوشت ملت‌ها، اصل عدم استفاده از زور در روابط بین‌الملل و اصل عدم مداخله در امور داخلی کشورها) در اثر جهانی شدن دموکراسی پرداخته شده است و چنین به نظر می‌رسد که زمینه‌های تحول این مفاهیم به واسطه برخی اقدامات دولت‌ها، سازمان ملل متحد و دیوان بین‌المللی دادگستری و دکترین، در حال شکل‌گیری است (احتشامی، ۱۳۸۸: ۳۷-۱۷).

ابریشمی و همکاران اثرات گوناگون جهانی شدن اقتصاد بر تقاضای کل نیروی کار و همچنین تقاضای نیروی کار ماهر و غیرماهر در ایران را در بازه زمانی (۱۳۸۵-۱۳۵۳) با استفاده از دو مدل ARDL و شبکه عصبی و دو شاخص آزادسازی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان شاخص‌های جهانی شدن مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج گویای این حقیقت است که اثر جهانی شدن بر تقاضای کل نیروی کار مثبت و معنی‌دار بوده و جهانی شدن بر تقاضای نیروی کار ماهر بیشتر از تقاضای نیروی کار غیرماهر تأثیر گذار بوده است. همچنین شبکه عصبی عملکرد بهتری در پیش‌بینی متغیر هدف نسبت به روش ARDL، دارد (ابریشمی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱٤۱-۱۰۷).

با توجه به مطالعات فوق، در حوزه مطالعات داخلی فقط رابطه جهانی شدن و متغیرهای اقتصادی نظیر توزیع نابرابر درآمد مورد بررسی قرار گرفته است؛ اما تاکنون هیچ‌گونه مطالعه‌ای در ارتباط با متغیرهای اقتصادی-اجتماعی و تأثیر آنها بر اختلافات قومی صورت نگرفته است و همچنین مطالعات

قبلی، افزایش تنش‌ها و اختلافات قومی که از ناحیه افزایش نرخ بیکاری، شکاف طبقاتی و افزایش نرخ تورم بر جامعه تحمیل می‌شود را مورد بررسی قرار نداده‌اند.

۳- روش تحقیق

هدف اصلی مطالعه حاضر، بررسی اثرات متغیرهای اقتصادی و اجتماعی (جهانی شدن، رشد اقتصادی، درآمد سرانه، نرخ تورم، بیکاری، نابرابری درآمد، دموکراسی، فساد) بر اختلافات قومی یازده کشور حوزه منا (بحرین، مصر، ایران، عراق، کویت، لبنان، عمان، عربستان سعودی، سودان، امارات متحده عربی، تونس) و در بازه زمانی (۲۰۰۹-۱۹۸٤) و با بهره‌گیری از رهیافت داده‌های تابلویی می‌باشد. بدین‌منظور از مدل (بزمر و جانگ‌پین[1] (۲۰۱۳) برای بررسی صحت فرضیه‌ها استفاده می‌گردد.

(۱)

$$Y_{it} = \alpha + \mu_i + \gamma_t + ß_1 GL_{it} + ß_2 DEM_{it} + ß_3 MDM_i * GL_{it} + ß_4 MDM_i * DEM_{it} + ß_5 DEM_{it} * GL_{it} + ß_6 MDM_i * DEM_{it} * GL_{it} + ß_7 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

در عبارت فوق Y_{it} نشانگر اختلافات قومی است که اطلاعات آماری متغیر مربوط به تنش‌های قومی از بانک اطلاعاتی مربوط به داده‌های راهنمای ریسک بین‌المللی کشورها[2] اخذ شده است. این متغیر، میزان تنش‌های ناشی از اختلافات قومی، ملیتی یا زبانی را بر اساس رتبه بندی ٦-۰ منعکس می‌سازد که در آن افزایش رتبه کشورها به معنی کاهش میزان اختلافات قومی می‌باشد.

همچنین GI_{it} نشانگر جهانی شدن است که داده‌های آماری مربوط به متغیر جهانی شدن از شاخص جهانی شدن (KOF)، استفاده شده است که این شاخص ۲۰۷ کشور را از ۳ منظر جهانی شدن اقتصادی، سیاسی و اجتماعی در بازه زمانی (۲۰۰۹-۱۹۷۰) مورد بررسی و رتبه‌بندی قرار داده است. جهانی شدن اقتصاد، یکپارچگی اقتصادی را بر اساس شاخص‌های: تجارت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و پرتفوی، پرداخت درآمد به اتباع خارجی، متوسط نرخ تعرفه، مالیات بر تجارت بین‌المللی و محدودیت‌های حساب سرمایه به صورت کمی بیان می‌کند. شاخص جهانی شدن از منظر اجتماعی، ارتباطات فردی با ملاحظه توریسم و سفرهای خارجی، ترافیک تلفن‌های بین‌المللی را ترسیم کرده و ارتباطات تکنولوژیکی را با شمارش تعداد کاربران اینترنت، تعداد میزبانان اینترنت و نیز تعداد سرورهای امن مورد سنجش قرار می‌دهد و در نهایت جهانی شدن در حوزه سیاسی با میزان تعداد سفارتخانه‌ها در کشور، عضویت در سازمان‌های بین‌المللی و تعداد معاهدات بین‌المللی (که هر کشور به امضا می‌رساند)، همچنین مشارکت‌های مالی و نیروی انسانی در مأموریت‌های حفاظت از صلح سازمان ملل و میزان مبادلات پولی دولت محاسبه می‌کند (ایمانی‌راد و میرزایی، ۱۳۸۷: ۲۷-۲۳). ضمناً هر یک از متغیرهای ذکر شده در سه شاخه از جهانی شدن، بر اساس درصدی از تولید ناخالص داخلی کشورها ارزیابی می‌گردد.

علاوه بر این DEM_{it} نشانگر دموکراسی است که اطلاعات و داده‌های مربوط به دموکراسی از شاخص polity2 برگرفته از پروژه Polity IV مارشال و جاگرز[3] (۲۰۰۲: ۲۸-۱) مورد استفاده قرار گرفته است که دامنه این متغیر از ۱۰- (خیلی استبدادی) به ۱۰+ (خیلی دموکراتیک) می‌باشد.

MDM نیز نشانگر اقلیت‌های غالب بازار است که به عنوان متغیر مجازی برای اقلیت‌های قومی غالب در بازار در نظر گرفته شده است که برگرفته از مطالعه چووآ در سال ۲۰۰۳ می‌باشد که برای کشورهایی که از اقلیت‌های قومی برخوردار می‌باشند عدد یک اختصاص یافته و برای کشورهایی که دارای اقلیت‌های قومی نمی‌باشند صفر در نظر گرفته شده است و در نهایت X_{it} بردار سایر متغیرهای کنترل اقتصادی و اجتماعی محسوب گشته که همچنین ارتباط این متغیرها با اختلافات قومی مورد بررسی و ارزیابی قرار می‌گیرد. چون احتمالاً ثبات سیاسی از ناحیه این متغیرها مورد تهدید قرار گیرد. این متغیرها شامل: رشد اقتصادی، درآمد سرانه، نرخ تورم و بیکاری، نابرابری درآمد و فساد می‌شوند. متغیر فساد منبعی دیگر برای

1. Bezemer & Jong-A-Pin (2013)
2. International Country Risk Guide Dataset (ICRG)
3. Marshall & Jaggers (2002)

خشونت محسوب گشته که شامل فساد اقتصادی و سیاسی می‌باشد که در نظر افراد جامعه، فرمی از اخاذی توسط کسانی که در قدرت می‌باشند، تلقی می‌گردد (بزمر و جانگ‌پین، ۲۰۱۳: ۱۲۵-۱۰۸)[1]. اطلاعات آماری مربوط به متغیرهای رشد اقتصادی، تورم، بیکاری و درآمد سرانه از لوح فشرده بانک جهانی (WDI, 2010) اتخاذ شده است و اطلاعات آماری مربوط به فساد از بانک اطلاعاتی مربوط به داده‌های راهنمای ریسک بین‌المللی کشورها اخذ شده است و در نهایت اطلاعات آماری مربوط به توزیع نابرابر درآمد از پروژه دانشگاه تگزاس (UTIP, 2008)[2] اخذ گردیده است. این شاخص از توزیع نابرابر درآمد، نابرابری درآمد ناخالص خانوارها را برآورد می‌کند[3] و ۳۵۱۳ مشاهده را در بر می‌گیرد.

٤- برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج

برای تخمین ضرایب الگوی (۱)، دو تصریح مختلف از الگوی اصلی مورد برآورد قرار گرفته است:

(۲)

$$Y_{it} = \alpha + \mu_i + \gamma_t + ß_1 GL_{it} + ß_2 DEM_{it} + ß_3 MDM_i * GL_{it} + ß_4 MDM_i * DEM_{it} + ß_5 DEM_{it} * GL_{it} + ß_6 MDM_i * DEM_{it} * GL_{it} + \varepsilon_{it}$$

و مدل (۳) بیان مدل (۲) می‌باشد که در آن متغیرهای رشد اقتصادی، درآمد سرانه، نرخ تورم و بیکاری، نابرابری درآمد و فساد در قالب متغیر کنترل x_{it} در تصریح الگو در نظر گرفته شده است.

(۳)

$$Y_{it} = \alpha + \mu_i + \gamma_t + ß_1 GL_{it} + ß_2 DEM_{it} + ß_3 MDM_i * GL_{it} + ß_4 MDM_i * DEM_{it} + ß_5 DEM_{it} * GL_{it} + ß_6 MDM_i * DEM_{it} * GL_{it} + ß_7 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

نتایج حاصل از برآورد الگوهای دوگانه یاد شده در قالب هفت الگو در جدول (۳) ارائه شده است. لازم به ذکر است برای الگوهای دو و شش کاراترین نتایج بعد از آزمون هاسمن حاصل گشت در حالی‌که نتایج نهایی برای الگوهای دیگر بعد از رفع ناهمسانی واریانس حاصل شده است.[4]

٤-١- آزمون هاسمن

به منظور انتخاب روش مناسب جهت تخمین مدل به روش اثرات ثابت یا تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. آماره این آزمون دارای توزیع کای۲ با درجه آزادی K (تعداد متغیرهای توضیحی) است. فرض صفر این آزمون حاکی از ارجحیت مدل اثرات تصادفی بر ثابت و فرض مقابل نیز عکس این قضیه می‌باشد. جدول (۱) نتایج آزمون هاسمن برای تخمین مدل را نشان می‌دهد. بر اساس این نتایج در مدل شش، فرض صفر آزمون رد می‌شود و در نتیجه می‌توان گفت که روش اثرات ثابت روش مناسب‌تر و بهتری از روش اثرات تصادفی می‌باشد. از طرف دیگر، در مدل دو آزمون صفر را نمی‌توان رد کرد و در نتیجه روش اثرات تصادفی، سازگار و کاراتر می‌باشد. لازم به‌ذکر است تخمین‌های نهایی مدل‌های دیگر بعد از رفع ناهمسانی واریانس حاصل می‌گردند.

جدول (۱): نتایج حاصل از آزمون هاسمن (Hausman Test)

متغیر	مقدار (۲)	مقدار (٦)
کای ۲ (Chi2)	۱۰/٦۲	٦۲/۲۰
ارزش احتمال (P-value)	۰/۱	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-٢- آزمون ناهمسانی واریانس در داده‌های تابلویی

جهت انجام آزمون ناهمسانی واریانس بین جملات اخلال دو مدل رگرسیون مقید و نامقید تخمین زده می‌شود. لازم به ذکر است که در مدل مقید فرض همسانی واریانس یا فرض توزیع یکسان و مستقل جملات اخلال در نظر گرفته می‌شود، در حالی‌که در مدل نامقید فرض بر یکسان نبودن واریانس جملات اخلال بین واحدهای مقطعی یا ناهمسانی واریانس می‌باشد. آماره آزمون نسبت راستنمایی (LR) است که با استفاده از فرمول محاسباتی زیر به آزمون فرضیه ناهمسانی واریانس پرداخته می‌شود.

$$LR = 2(L_{UR} - L_R) \qquad (٤)$$

H_0: همسانی واریانس وجود دارد

1. Bezemer & Jong-A-Pin (2013)
2. University of Texas Inequality Project
3. Estimated Household Income Inequality Data Set (EHII)

٤. نتایج آزمون ناهمسانی واریانس در ضمیمه مقاله ارائه شده است.

H_1: ناهمسانی واریانس وجود دارد

که در عبارت فوق L_{UR} و L_R به‌ترتیب بیانگر لگاریتم راستنمایی مدل نامقید و لگاریتم راستنمایی در مدل مقید می‌باشند. پس از انجام آزمون ناهمسانی واریانس و رد فرضیه صفر در آماره آزمون نسبت راستنمایی، لازم است مدل نامقید تخمین زده شود. جدول (۲) نتایج آزمون ناهمسانی واریانس برای تخمین مدل را نشان می‌دهد.

نتایج حاصل از تخمین مدل‌های رگرسیون و آزمون نسبت راستنمایی جدول فوق نشان می‌دهد که فرضیه صفر یا همسانی واریانس جملات اخلال رد شده و مدل رگرسیون دارای ناهمسانی واریانس است. بنابراین در این حالت برای تخمین مدل از روش حداقل مربعات تعمیم یافته و مدل نامقید استفاده می‌گردد.

جدول (۲): نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس

متغیر	مقدار (۱)	مقدار (۳)	مقدار (٤)	مقدار (٥)	مقدار (٧)
LR کای دو (Chi2)	۱۳۵/٦۷	۱۷۰/۹۱	۱۲/٦۱	۱۱۷/۷۲	٤۸/۲٥
ارزش احتمال (P-value)	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-۳- نتایج نهایی تخمین

جدول ۳ نتایج نهایی تخمین را بعد از آزمون‌های هاسمن و ناهمسانی واریانس نشان می‌دهد. با توجه به نتایج فوق، بهترین و کاراترین نتایج برای مدل‌های یک، سه، چهار، پنج و هفت بعد از رفع ناهمسانی واریانس به‌دست می‌آیند لیکن برای مدل‌های دو و شش بعد از انجام آزمون هاسمن و بدون رفع ناهمسانی واریانس حاصل گردیده است.

همان‌طوری‌که جدول ۳ نشان می‌دهد، در مدل اول همه ضرایب به‌جز ضریب DEM*GL معنی‌دار می‌باشند و جهانی شدن در سطح معنی‌داری ۹۹٪ اثر مثبتی بر میزان اختلافات قومی که متغیر وابسته می‌باشد می‌گذارد. همچنین ضریب دموکراسی در مدل اول در سطح معنی‌داری ۹۰٪ اثر مثبتی بر میزان اختلافات قومی می‌گذارد. از طرف دیگر ضریب مثبت MDM*DEM نشان می‌دهد که دموکراسی در کشورهایی که دارای اقلیت‌های قومی می‌باشند، فزونی می‌یابد و ضریب متقابل MDM*GL با علامت منفی حاکی از این است که جهانی شدن در کشورهایی که دارای اقلیت‌های قومی می‌باشند کاهش یافته است و در نهایت ضریب منفی DEM*GL بیانگر این است که ارتباط دو متغیر در جهت عکس یکدیگر در کشورهای مذکور می‌باشد. به عبارتی با افزایش جهانی شدن در این کشورها دموکراسی کاهش می‌یابد و بالعکس.

در مدل دوم تمامی ضرایب متقابل بی‌معنی می‌باشند در حالی‌که ضرایب جهانی شدن و دموکراسی به‌ترتیب در سطح معناداری ۹۹٪ و ۹۵٪ اثر مثبتی بر میزان اختلافات قومی می‌گذارد. علاوه بر این درآمد سرانه در سطح معنی‌داری ۹۵٪ اثر منفی بر میزان اختلافات قومی می‌گذارد. لذا سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیرندگان حوزه سیاسی و اقتصادی باید به افزایش درآمد سرانه به عنوان ابزاری برای کاهش تنش‌های قومی بنگرند.

همچنین در مدل سوم تمامی ضرایب متقابل بی‌معنی می‌باشند در حالی‌که ضرایب جهانی شدن و دموکراسی به‌ترتیب در سطح معناداری ۹۹٪ و ۹۰٪ اثر مثبتی بر میزان اختلافات قومی می‌گذارد. علاوه بر این رشد اقتصادی در سطح معنی‌داری ۹۹٪ اثر منفی بر میزان اختلافات قومی می‌گذارد؛ بنابراین افزایش رشد اقتصادی علاوه بر افزایش سطح رفاه عمومی جامعه می‌تواند به عنوان عامل مهمی در کاهش اختلافات قومی مطرح گردد و لذا این مهم باید مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد.

در مدل چهارم با وارد کردن متغیر نرخ تورم به عنوان متغیر کنترل، جهانی شدن و دموکراسی در سطح معنی‌داری ۹۹٪ و نرخ تورم در سطح معنی‌داری ۹۵٪ اثر مثبتی بر میزان اختلافات قومی می‌گذارند. لذا سیاست‌گذاران باید برای کاهش شکاف طبقاتی و همچنین برای جلوگیری از اختلافات قومی، نرخ تورم را در داخل کشورها کاهش دهند تا از این طریق به وحدت و انسجام ملی و در نهایت به رشد و پویایی اقتصادی دست یابند. در مدل پنجم، همه ضرایب به جز ضریب MDM*DEM*GL معنی‌دار می‌باشند و ضریب جهانی شدن، دموکراسی و فساد به‌ترتیب در سطح معنی‌داری ۹۹٪ و ۹۰٪ و ۹۹٪ اثر مثبتی بر میزان اختلافات قومی می‌گذارند.

جدول (۳): نتایج نهایی تخمین داده‌های تابلویی برای ۱۱ کشور حوزه منا

	(۱)	(۲)	(۳)	(٤)	(٥)	(٦)	(۷)
MDM*DEM*GL	-۰/۰۰٤***	۰/۰۰۷	۰/۰۰٦		۰/۰۰۳	۰/۰٤*	
	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۸)	(۰/۰۰٦)		(۰/۰۰۰۷)	(۰/۰۲)	
MDM*DEM	۰/۲۷***	-۰/۲۲	-۰/۰۷٥				۰/۱٥***
	(۰/۰٥)	(۰/۳٦)	(۰/۲۸)				(۰/۰۳)
MDM*GL	-۰/۰۲۲***	۰/۰۲۲	۰/۰۳٥		-۰/۰۲۳***		-۰/۰۰۳
	(۰/۰۰٦)	(۰/۰۳)	(۰/۰۲۳)		(۰/۰۰٦)		(۰/۰۰٤)
DEM*GL	-۰/۰۰۱				-۰/۰۰۱	۰/۰۲***	-۰/۰۰۸***
	(۰/۰۰۱)				(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰٥)	(۰/۰۰۲)
GL	۰/۰٥٦***	۰/۰٦***	۰/۰٤***	۰/۰٥***	۰/۰۸۳***	۰/۲***	۰/۰۰۷
	(۰/۰۱۳)	(۰/۰۱)	(۰/۰۰٤)	(۰/۰۰۹)	(۰/۰۱۲)	(۰/۰٤)	(۰/۰۱)
DEM	۰/۱۷*	۰/۰٦**	۰/۰۲*	۰/۰۹***	۰/۱۳*	-۰/٦۲***	۰/٥***
	(۰/۰۹)	(۰/۰۳)	(۰/۰۱٤)	(۰/۰۲٥)	(۰/۰۷)	(۰/۲)	(۰/۱)
LnGDP per		-۰/۲۹**					
		(۰/۱۳)					
LnGDP			-۰/۷۲***				
			(۰/۲٤)				
Inf				۰/۰۲۹**			
				(۰/۰۱۳)			
Corr					۰/۲٤***		
					(۰/۰٦)		
In						۰/۱۳***	
						(۰/۰٤)	
LnU							۰/۲***
							(۰/۱)
تعداد کل مشاهدات	۲۸٥	۱٦۰	۱٦۰	۱٥٦	۲۸٥	۷۷	۷۹

Y_{it} (اختلافات قومی): متغیر وابسته

***,**,* به ترتیب نشان دهنده معنی‌داری متغیر در سطح ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد. ارقام داخل پرانتز نشانگر انحراف معیار می‌باشند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در مدل ششم با وارد کردن متغیر توزیع نابرابری درآمد به عنوان متغیر کنترل، همه ضرایب معنی‌دار می‌باشند. در این مدل ضریب دموکراسی در سطح معنی‌داری ۹۹٪ اثر منفی بر میزان اختلافات قومی می‌گذارد در حالی‌که ضریب جهانی شدن و نابرابری درآمدی هر دو در سطح معنی‌داری ۹۹٪ اثر مثبتی بر میزان اختلافات قومی می‌گذارند و همچنین ضریب مثبت DEM*GL نشان می‌دهد که در کشورهای واقع در مدل ششم، ارتباط این دو متغیر مثبت بوده و با افزایش دموکراسی، جهانی شدن نیز در این کشورها افزایش می‌یابد و بالعکس.

در نهایت در مدل هفتم همه ضرایب معنی‌دار می‌باشند. ضریب جهانی شدن در مدل مذکور بی‌معنی می‌باشد و ضرایب دموکراسی و نرخ بیکاری در سطح معنی‌داری ۹۹٪ اثر مثبتی بر میزان اختلافات قومی می‌گذارند. از طرف دیگر تمامی ضرایب متقابل به جز ضریب MDM*GL معنی‌دار می‌باشند. ضریب مثبت MDM*DEM حاکی از ارتباط مثبت این دو متغیر می‌باشد. به‌عبارت دیگر، دموکراسی در کشورهایی که دارای

اقلیت‌های قومی می‌باشند، افزایش می‌یابد و ضریب منفی DEM*GL در این مدل نشان می‌دهد که ارتباط دو متغیر در جهت عکس یکدیگر در کشورهای مذکور می‌باشد. به عبارتی با افزایش جهانی شدن در این کشورها دموکراسی کاهش می‌یابد و بالعکس.

اکنون با توجه به تفاسیر بالا از تخمین نهایی به این نتیجه می‌رسیم که در مدل‌های یک الی شش جهانی شدن اثر مثبتی بر میزان اختلافات قومی می‌گذارد؛ بدین معنا که جهانی شدن در یازده کشور حوزه منا نتوانسته است فرصت‌های رشد و سودآوری را به‌طور یکسان برای همه افراد جامعه فراهم نماید و ثروت‌های حاصل گشته از ناحیه جهانی شدن، به‌طور ناعادلانه مابین اکثریت و اقلیت‌های قومی توزیع شده است که در نتیجه منجر به ایجاد تنش و اختلافات مابین آنها می‌گردد که یافته‌های بلدوین و مارتین (۱۹۹۹: ۷-۵) و گلدبرگ و پاوکینک (۲۰۰۷: ۸۲-۳۹) را مورد تأیید قرار می‌دهد و همچنین متغیرهای درآمد سرانه و رشد اقتصادی بر اساس مطالعات انجام یافته توسط بیلتمن و میگوئل (۲۰۱۰: ۵۷-۳) در کاهش اختلافات قومی در کشورهای مورد مطالعه نقش به‌سزایی را ایفا کرده‌اند و بنابراین در کشورهای در حال توسعه این حوزه و به ویژه در کشور ایران علاوه بر اینکه دسترسی به رشد اقتصادی و درآمدهای سرانه بالاتر به‌عنوان یکی از اهداف مهم اقتصادی دولت‌ها مطرح است، این مهم می‌تواند نقش به‌سزایی در کاهش اختلافات قومی و افزایش انسجام و وحدت ملی داشته باشد و در نهایت متغیرهای اقتصادی نظیر: افزایش نرخ تورم، نابرابری درآمدی و بیکاری، منجر به افزایش فاصله طبقاتی بین اقلیت‌های قومی و اکثریت می‌شوند و از این‌رو افزایش این متغیرها می‌توانند، توزیع درآمد را در کشورهای حوزه منا ناعادلانه‌تر سازند. در نتیجه، بی‌ثباتی اقتصادی ناشی از افزایش این متغیرها می‌تواند منجر به بی‌ثباتی سیاسی و افزایش اختلافات قومی در داخل کشورهای مذکور گردد که سازگار و مؤید یافته‌های الباداوی و سمبانیس (۲۰۰۰: ۲۶۹-۲٤٤) می‌باشد. از طرف دیگر بر اساس نتایج این مطالعه و همچنین مطالعات انجام یافته توسط چووآ (۲۰۰۳: ۱۰۳-۱۰۱)، ترکیب بازار آزاد و دموکراسی به طور مکرر اختلافات قومی را تسریع می‌بخشد و این در حالی است که در مدل شش جدول ۳ دموکراسی با ایجاد فضای باز سیاسی منجر به کاهش خشونت‌های قومی می‌گردد.

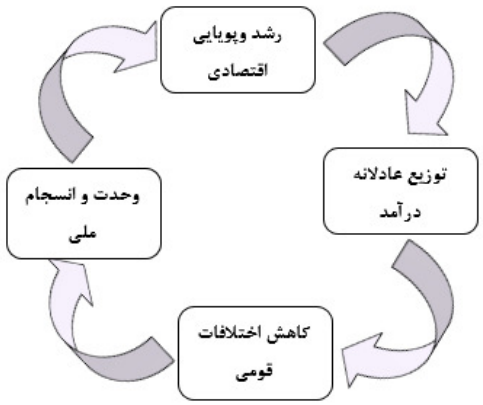
۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه، با استفاده از داده‌های تابلویی تأثیر متغیرهای اقتصادی - اجتماعی بر اختلافات قومی یازده کشور حوزه منا طی سال‌های (۲۰۰۹-۱۹۸٤) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از تخمین مدل نهایی به روش داده‌های تابلویی و آزمون فرضیه‌ها بیانگر این است که رابطه مثبت و معنی‌داری بین متغیرهای اقتصادی - اجتماعی نظیر: نرخ بیکاری، نرخ تورم و نابرابری درآمد با میزان اختلافات قومی وجود دارد. به‌عبارت دیگر تورم موجب کاهش بیشتری در قدرت خرید گروه‌ها و دهک‌های کم‌درآمد جامعه می‌شود، همین گروه‌ها تحت بیشترین فشار بیکاری نیز قرار دارند، این دو عامل موجب فشار هر چه بیشتر اقتصادی به دهک‌های پایین جامعه می‌شود؛ بنابراین مشاهده نابرابری و سطح زندگی از طریق مقایسه وضعیت معیشتی خود با دهک‌های بالای جامعه، فشار روانی ناشی از وضعیت نامطلوب اقتصادی را مضاعف می‌کند. در این حالت اقشار تحت فشار به دنبال راه‌هایی برای اعلام نارضایتی و رهایی از این فشار تورمی و دستیابی به سهم بیشتری از درآمد ملی برمی‌آیند. در چنین شرایطی عاملان سیاسی آنان را بر تطبیق وضعیت بد اقتصادی و معیشتی بر هویت قومی خود سوق می‌دهند؛ لذا قومیت‌گرایی به‌عنوان روزنه‌ای برای چانه‌زنی سیاسی- اقتصادی انتخاب می‌شود و از این طریق اختلافات مابین اقلیت ها و اکثریت‌ها بروز می‌نماید. همچنین رابطه منفی و معنی‌داری بین رشد اقتصادی و میزان اختلافات قومی وجود دارد. بدین معنا که رشد اقتصادی عامل مثبتی در عرصه سیاسی کشورهای حوزه منا نیز تلقی می‌گردد و منجر به ثبات اقتصادی- سیاسی می‌شود و همچنین یافته‌های این تحقیق، نتایج برخی تحقیقات پیشین نظیر بیلتمن و میگوئل (۲۰۱۰: ۵۷-۳) را که بیان می‌دارد، رشد اقتصادی از طریق سیستم مالیاتی کارآمد، فاصله طبقاتی و نابرابری‌ها را مابین اقلیت‌های قومی و اکثریت کاهش می‌دهد، مورد تأیید قرار می‌دهد. از طرف دیگر، رشد اقتصادی از طریق ایجاد اشتغال و درآمد، به‌همراه ثبات قیمت‌ها موجب

ارتقاء سطح رفاه عمومی (از جمله اقلیت‌های قومی) گردیده و در نهایت منجر به کاهش اختلافات و درگیری‌های قومی در کشورهای حوزه منا می‌گردد. متقابلاً فضای باثبات سیاسی، زمینه‌های رشد و پویایی اقتصادی را ایجاد می‌نماید. بدین ترتیب است که کشورهای مورد مطالعه به وحدت و انسجام ملی، دست می‌یابند و به رشد و شکوفایی اقتصادی – سیاسی خود ادامه می‌دهند. بنابراین رشد اقتصادی، ثبات سیاسی و وحدت ملی لازم و ملزوم یکدیگرند. لذا لازم است که همزمانی رشد اقتصادی و بهبود در توزیع درآمد در این کشورها مورد توجه برنامه‌ریزان قرار گیرد.

با توجه به اینکه در بدو امر به‌نظر می‌رسد که با جهانی شدن و گذر از جوامع کوچک و پیوستن به دهکده جهانی و کمرنگ شدن مرزهای هویت ملی و قومی، اختلافات قومی کاهش می‌یابد، لیکن نتیجه مطالعه حاضر نشان می‌دهد که جهانی شدن موجب افزایش اختلافات قومی می‌شود. بلدوین و مارتین (۱۹۹۹: ۷-۵)، چووآ (۲۰۰۳: ۱۱۱-۱۱۰)، گلدبرگ و پاوکینک (۲۰۰۷: ۸۲-۳۹) و بزمر و جانگ‌پین (۲۰۱۳: ۱۲۵-۱۰۸) در تحقیقات خود با فرض اینکه در کشورهای دارای اقلیت‌های قومی، اقلیتی بر بازار غالب است که نسبت به اکثریت از مزایای اقتصادی برخوردار است، این پدیده را به افزایش ورود سرمایه به داخل کشورهای مذکور در نتیجه جهانی شدن که منجر به ایجاد شکاف طبقاتی بین اکثریت و اقلیت‌های قومی می‌گردد و این امر به نوبه خود منجر به افزایش اختلافات قومی می‌شود مربوط می‌سازند. لیکن به نظر می‌رسد که این پدیده را بتوان به‌طور ساده چنین تحلیل کرد که جهانی شدن و افزایش ورود سرمایه و ادغام هر چه بیشتر اقتصاد این کشورها در اقتصاد جهانی موجب افزایش نقش اقتصاد جهانی در ارکان اقتصادی این کشورها می‌شود که این امر تغییراتی در نهادها و ساختار دولت مرکزی ایجاد می‌نماید. با توجه به آمیختگی اقتصاد و سیاست و به ویژه مطامع کشورهای جریان‌ساز در فرایند جهانی شدن در منطقه منا، نهایتاً این تغییر و تحولات به تحریک انگیزه‌های قومی در میان اقلیت‌ها و تشدید اختلافات منجر می‌گردد. بنابراین لازم است سیاست‌گذاران با اتخاذ تدابیر خاص سیاستی، فرصت‌های برابر برای بهره‌مندی از یکپارچگی اقتصادی و جهانی شدن را برای همه اقوام فراهم نمایند تا ثروت حاصل از رونق اقتصادی به طور یکسان بین اقوام توزیع گردد و از این طریق تنش‌ها و اختلافات مابین اقلیت‌های قومی و اکثریت کاهش یابد. هدف این مطالعه بررسی جهت اثرگذاری متغیرهای اقتصادی- اجتماعی بر اختلافات قومی بوده است تا از این طریق با شناسایی عوامل مؤثر بر کاهش اختلافات قومی، راهکارهای همزمان نیل به وحدت و انسجام ملی و رشد و پویایی اقتصادی هر چه بیشتر در کشورهای حوزه منا مشخص شود تا با اتحاد و یکپارچگی ملی به‌عنوان سرمایه اجتماعی، زمینه‌های رشد و پویایی اقتصادی ایجاد شود تا افزایش اشتغال و کاهش تورم ناشی از آن موجبات رضایت همگانی، از جمله اقلیت‌های قومی را فراهم و به انسجام ملی کمک نماید و از طرف دیگر با کاهش فاصله طبقاتی و توزیع عادلانه درآمد و همچنین افزایش سطح رضایت عمومی، ثبات و امنیت سیاسی کشورها افزایش و وحدت ملی تقویت گردد.

شکل ۵ نشان می‌دهد که رشد و پویایی اقتصادی همانند یک چرخه عمل می‌نماید چنان‌که توزیع عادلانه درآمد منجر به کاهش اختلافات قومی و در نهایت دست یافتن به وحدت و انسجام ملی در کشورهای حوزه منا می‌گردد. در این چرخه ثبات سیاسی و ثبات اقتصادی همدیگر را پشتیبانی و تقویت می‌نمایند، به طوری‌که می‌توان تأثیرگذاری این چرخه را از هر یک از جعبه‌های چهارگانه فوق آغاز و خاتمه داد.



شکل (۵): چرخه تأثیرگذاری رشد و پویایی اقتصادی بر کاهش اختلافات قومی و تقویت وحدت ملی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

منابع

ابریشمی، حمید؛ مهدوی، ابوالقاسم؛ احراری، مهدی و صابری، بیتا (۱۳۹۰)، "اثرات جهانی شدن بر اشتغال و تقاضای نیروی کارماهر و غیرماهر ایران"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۵۸، ۱۴۱-۱۰۷.

احتشامی، هادی (۱۳۸۸)، "بررسی جهانی شدن، دموکراسی و تأثیر آن بر صلح و امنیت بین الملل"، *فصلنامه سیاست، مجله دانشکده حقوق و علوم سیاسی*، شماره ۱، ۳۷-۱۷.

ایمانی‌راد، مرتضی و میرزایی، ونوس (۱۳۸۷)، "نقد و بررسی شاخص‌های جهانی شدن"، *ماهنامه تدبیر*، شماره ۱۹۹، ۲۷-۲۳.

جعفری‌صمیمی، احمد؛ بابازاده، محمد و اکبریان‌مهر، زهرا (۱۳۸۶)، "بررسی رابطه بین ثبات سیاسی و کارایی دولت با رشد اقتصادی کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا"، *فصلنامه علوم اقتصادی*، شماره ۱، ۷۷-۵۵.

دادگر، یدالله و ندیری، محمد (۱۳۸۴)، "ارزیابی تأثیر جهانی شدن تجارت بر اشتغال"، *نامه اقتصادی*، شماره ۲، ۳۶-۱.

صادقی، حسین؛ ملکی، بهروز؛ عصاری، عباس و محمودی، وحید (۱۳۹۲)، "تحلیل فازی رابطه اعتماد اجتماعی با توسعه انسانی"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۲، ۲۰-۹.

کازرونی، علیرضا (۱۳۸۶)، "نظریه‌های تجارت بین‌الملل"، همدان: انتشارات نور علم.

گرجی، ابراهیم و برهانی‌پور، محمد (۱۳۸۷)، "اثر جهانی شدن بر توزیع درآمد در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۴، ۱۲۴-۹۹.

متفکر آزاد، محمدعلی؛ اسدزاده، احمد؛ امینی خوزانی، محسن و شیرکش، محمود (۱۳۹۲)، "تحلیل اثرات همزمان آزادی اقتصادی، توسعهٔ انسانی و آزادی سیاسی در کشورهای منتخب اسلامی (۲۰۱۰-۲۰۰۱)"، *فصلنامه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۳، ۹۶-۷۹.

متفکرآزاد، محمدعلی و ابهری، بهروز (۱۳۸۴)، "توزیع درآمد، بهره‌وری و رشد اقتصادی در ایران"، *مجموعه مقالات نخستین همایش ملی بهره‌وری و توسعه*، (تبریز، آبان ۱۳۸۴)، جلد دوم، ۷۳۸-۷۱۳، سازمان مدیریت و برنامه ریزی استان آذربایجان شرقی، تبریز.

Addison, T. & Cornia, G.A. (2001), "Income Distribution Policies for Faster Poverty Reduction", *UNU- WIDER Discussion Paper*, Helsinki:UNU-WIDER, 93, 1-31.

Baldwin, R. & Martin, P. (1999), "Two Waves of Globalization: Superficial Similarities, Fundamental Differences", *Cambridge, Mass: NBER Working Paper*, National Bureau of Economic Research, 5-7.

Berg, A. & Nilsson, T. (2010), "Do Liberalization and Globalization Increase Income Inequality?", *European Journal of Political Economy*, 26(4), 488-505.

Bezemer, D. & Jong-A-Pin, R. (2013), "Democracy, Globalization and Ethnic Violence", *Journal of Comparative Economics*, 41(1), 108-125.

Blattman, C. & Miguel, E. (2010), "Civil War", *Journal of Economic Literature*,48(1), 3–57.

Chang, Ch., Berdiev, B., Aziz, N. & Lee, Ch. (2013), "Energy Exports, Globalization and Economic Growth: The Case of South Caucasus", *Economic Modelling*, 33, 333–346.

Chua, A. (1995), "The Privatization-Nationalization Cycle: The Link between Markets and Ethnicity in Developing Countries", *Columbia Law Review*, 95(2), 223-303.

Chua, A. (1998), "Markets, Democracy, and Ethnicity: Towards a New Paradigm for Law and Development", *Yale Law Journal*, 108(1), 1–107.

Chua, A. (2000), "The Paradox of Free Market Democracy: Rethinking Development Policy", *Harvard International Law Journal*, 41(2), 287–379.

Chua, A. (2003), "How Exporting Free Market Democracy Breeds Ethnic Hatred and Global Instability", *New York: Anchor Books*.

Collier, P. (2001), "Ethnic Diversity: An Economic Analysis", *Economic Policy – A European Forum*, 32, 127–166.

Collier, P. & Hoeffler, A. (2002), "On Economic Causes of Civil War", *Oxford Economic Papers*, 50(4), 563–573.

Collier, P. & Hoeffler, A. (2004), "Greed and Grievance in Civil War: On Economic Causes of

Civil War", *Oxford Economic Papers*, 56(4), 563–595.

Cornia, A.G. & Court, J. (2001), "Inequality, Growth and Poverty in the Era of Liberalization and Globalization", *UNU-WIDER*, 4, 1-40.

Culpeper, R. (2002), "Approaches to Globalization and Inequality within the International System", *Paper prepared for UNRISD project on improving knowledge on social development in international organization*, 1-8.

Dollar, D. (1992), "Outward-Oriented Developing Economies Really Grow More Rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976–85", *Economic Development and Cultural Change*, 40(3), 523–544.

Dollar, D. & Kraay, A. (2002), "Growth is Good for the Poor", *WB Policy Research Working Paper*, Washington DC, Oxford University Press for UNU-WIDER, 7(3), 195-225.

Dreher, A. (2012), "Does Globalization Affect Growth? Evidence from a New Index of Globalization", *Applied Economics*, 38(10), 1091–1110.

Easterly, W. & Levine, R. (1997), "Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions", *Quarterly Journal of Economics*, 112(4), 1203–1250.

Elbadawi, I. & Sambanis, N. (2000), "Why are There so Many Civil Wars in Africa? Understanding and Preventing Violent Conflict?", *Journal of African Economies*, 9(3), 244-269.

Elbadawi, I. & Sambanis, N. (2002), "How Much War Will We See? Explaining the Prevalence of Civil War", *Journal of Conflict Resolution*, 46(3), 307–334.

Fearon, J. & Laitin, D. (2003), "Ethnicity, Insurgence and Civil War", *American Political Science Review*, 97(1), 75–90.

Feldmann, H. (2012), "Ethnic Fractionalization and Unemployment", *Journal of Economics Letters*, 117(1), 192–195.

Frankel, J. & Romer, D. (1999), "Does Trade Cause Growth?", *American Economic Review*, 89(3), 379–399.

Glaeser, E. (2005), "The Political Economy of Hatred", *Quarterly Journal of Globalization*, 120(1), 45-86.

Goldberg, P. & Pavcnik, N. (2007), "Distributional Effects of Globalization in Developing Countries", *Journal of Economic Literature*, 45(1), 39–82.

Graham, C. (2005), "Globalization and Poverty, Inequality, and Insecurity: Some Insights from the Economics of Happiness", *Paper presented at the UNU-WIDER project meeting on the impact of globalization on the world's poor*, Helsinki: UNU-WIDER, 13-27.

Hegre, H., Ellingsen, T., Gates, S. & Gleditsch, N. (2001), "Towards a Democratic Civil Peace? Democracy, Political Change and Civil War, 1816–1992", *American Political Science Association*, 95(1), 33-48.

Huntington, S. (1968), "Political Order in Changing Societies", *New Haven, CT: Yale University Press*.

International Country Risk Guide (2005), "The PRS Group", New York, *ICRG Press.*

Kose, M.A., Prasad, E. S. & Terrones, M.E. (2006), "How Do Trade and Financial Integration Affect the Relationship between Growth and Volatility?" *Washington, DC: IMF, Mimeo*, 69(1), 176-202.

Lalountas, D.A, Manolas, G.A. & Vavouras, I. (2011), "Corruption, Globalization and Development: How are these three phenomena related?", *Journal of Policy Modelling*, 33(4), 636-648.

Mah, J. (2013), "Globalization, Decentralization and Income Inequality: The Case of China", *Economic Modelling,* 31, 653-658.

Marshall, M. & Jaggers, K. (2002), "Polity IV Data Set (Computer file; version p4v2002)", *University of Maryland: College Park*, MD: Center for International Development and Conflict Management.

Nissanke, M. & Thorbecke, E. (2006), "Channels and Policy Debate in the Globalization–Inequality–Poverty Nexus", *World Development*, 34(8), 1338–1360.

O'Neal, J. & Russet, B. (2000), "Triangulating Peace: Democracy, Interdependence, and International Organizations", *New York: Norton*, 59-58.

Sachs, J.D. & Warner, A. (1995), "Economic Reform and the Process of Global Integration", *Brookings Papers on Economic Activity*, 14, 21-25.

Sambanis, N. (2002), "A Review of Recent Advances and Future Directions in the Literature on Civil War", *Defense and Peace Economics*,13(3), 215–243.

Sato, S. & Fukushige, M. (2009), "Globalization and Economic Inequality in the Short and Long Run:

The Case of South Korea 1975–1995", *Journal of Asian Economics*, 20(1), 62-68.

Sindzingre, A. (2005), "Explaining Threshold Effects on Globalization on Poverty: An Institutional Perspective", *WIDER Research Paper*, Helsinki:UNUWIDER, 1-3.

Starr, M. (2010), "Violent Conflict and Economic Growth: Some Time-Series Evidenc", *Journal of Economics Letters*, 106(3), 200-204.

The KOF, "Index of Globalization Measures the three Main Dimensions of Globalization: Economic, Social and political", http://globalization.kof.ethz.ch/.

University of Texas Inequality Project, (2008), http://utip.gov.utexas.edu/data.htm.

World Bank (2010), 2010 WDI, CD, Washington DC.

Zak, P. & Feng, Y. (2003), "A Dynamic Theory of the Transition to Democracy", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 52(1), 1-25.

ضمائم و پیوست‌ها

- ✓ نتایج نرم‌افزار Stata 12.0
- ✓ نتایج تخمین آزمون ناهمسانی واریانس برای مدل اول

```
. xtgls ethnic mdg md mg dg glo demo , igls panels(heteroskedastic)
Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients:  generalized least squares
Panels:        heteroskedastic
Correlation:   no autocorrelation

Estimated covariances      =        11          Number of obs      =       285
Estimated autocorrelations =         0          Number of groups   =        11
Estimated coefficients     =         7          Obs per group: min =        25
                                                               avg =  25.90909
                                                               max =        26
                                                Wald chi2(6)       =    930.36
Log likelihood             = -405.8203          Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ethnic |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         mdg |  -.0046056   .0013407    -3.44   0.001    -.0072333    -.001978
          md |    .276344   .0571604     4.83   0.000     .1643116    .3883764
          mg |   -.022228    .006093    -3.65   0.000    -.0341701   -.0102859
          dg |  -.0019381   .0018427    -1.05   0.293    -.0055497    .0016735
         glo |   .0565057    .013703     4.12   0.000     .0296483    .0833631
       demo |   .1753722   .0902069     1.94   0.052    -.0014302    .3521746
       _cons |   2.175458   .6668021     3.26   0.001     .8685502    3.482366
------------------------------------------------------------------------------

. estimates store hetero

. xtgls ethnic mdg md mg dg glo demo

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients:  generalized least squares
Panels:        homoskedastic
Correlation:   no autocorrelation

Estimated covariances      =         1          Number of obs      =       285
Estimated autocorrelations =         0          Number of groups   =        11
Estimated coefficients     =         7          Obs per group: min =        25
                                                               avg =  25.90909
                                                               max =        26
                                                Wald chi2(6)       =    235.52
Log likelihood             =  -473.656          Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ethnic |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         mdg |   -.007704   .0019735    -3.90   0.000    -.011572   -.0038359
          md |   .2167696   .0954172     2.27   0.023     .0297554    .4037838
          mg |  -.0471951   .0072492    -6.51   0.000    -.0614033    -.032987
          dg |   .0083086   .0019496     4.26   0.000     .0044873    .0121298
         glo |   .1317464   .0141949     9.28   0.000     .1039249    .1595679
       demo |  -.2262202   .0820816    -2.76   0.006    -.3870971   -.0653433
       _cons |  -1.369287   .5604434    -2.44   0.015    -2.467736   -.2708386
------------------------------------------------------------------------------

. estimates store hemo

. local df=e(N_g)-1

. lrtest hetero hemo , df(`df')

Likelihood-ratio test                                 LR chi2(10) =    135.67
(Assumption: hemo nested in hetero)                   Prob > chi2 =    0.0000
```

✓ نتایج تخمین مدل دوم به روش Fix effect

```
. xtreg ethnic mdg md mg glo demo gdpper,fe

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =       160
Group variable: id                              Number of groups   =         8

R-sq:  within  = 0.3512                         Obs per group: min =        20
       between = 0.0014                                        avg =      20.0
       overall = 0.0009                                        max =        20

                                                F(6,146)           =     13.17
corr(u_i, Xb)  = -0.9990                        Prob > F           =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ethnic |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         mdg |  -.1348504   .0442483    -3.05   0.003    -.2223005   -.0474004
          md |   9.69436   3.045882     3.18   0.002     3.674643    15.71408
          mg |  -1.406325   .4370842    -3.22   0.002    -2.270155   -.5424958
         glo |    .064866   .0113256     5.73   0.000     .0424827    .0872492
       demo |   .0647839   .0307523     2.11   0.037     .0040066    .1255612
     gdpper |  -.3209794   .1302351    -2.46   0.015    -.5783691   -.0635897
      _cons |   13.71161   3.814102     3.59   0.000     6.173622    21.24959
-------------+----------------------------------------------------------------
    sigma_u |  34.992225
    sigma_e |  .63588092
        rho |  .99966989   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0:     F(7, 146) =    63.91                 Prob > F = 0.0000

. xtreg ethnic mdg md mg glo demo gdpper
```

✓ نتایج تخمین مدل دوم به روش Random effect

```
. estimates store fix

. xtreg ethnic mdg md mg glo demo gdpper

Random-effects GLS regression                   Number of obs      =       160
Group variable: id                              Number of groups   =         8

R-sq:  within  = 0.3035                         Obs per group: min =        20
       between = 0.3878                                        avg =      20.0
       overall = 0.3677                                        max =        20

Random effects u_i ~ Gaussian                   Wald chi2(6)       =     67.45
corr(u_i, X)       = 0 (assumed)                Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ethnic |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         mdg |   .0078101   .0082475     0.95   0.344    -.0083546    .0239748
          md |  -.2251274   .3655127    -0.62   0.538    -.9415192    .4912643
          mg |   .0221515   .0353607     0.63   0.531    -.0471542    .0914572
         glo |   .0646847   .0111948     5.78   0.000     .0427433    .0866261
       demo |   .0671597   .0310992     2.16   0.031     .0062064     .128113
     gdpper |  -.2940907   .1334333    -2.20   0.028    -.5556152   -.0325663
      _cons |   1.397838   .8593476     1.63   0.104    -.2864525    3.082128
-------------+----------------------------------------------------------------
    sigma_u |  1.4549596
    sigma_e |  .63588092
        rho |   .8396255   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

✓ نتایج تخمین آزمون هاسمن برای مدل دوم

```
. estimates store ran

. hausman fix ran

                 ---- Coefficients ----
                 (b)          (B)            (b-B)     sqrt(diag(V_b-V_B))
                 fix          ran         Difference          S.E.
-------------------------------------------------------------------------------
         mdg  -.1348504    .0078101      -.1426606        .0434729
          md   9.69436    -.2251274       9.919487        3.023872
          mg  -1.406325     .0221515      -1.428477        .4356514
         glo    .064866    .0646847       .0001813        .001716
       demo   .0647839    .0671597      -.0023758              .
     gdpper  -.3209794    -.2940907      -.0268887              .
-------------------------------------------------------------------------------
                           b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
            B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

    Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic

                  chi2(6) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
                          =       10.62
                Prob>chi2 =      0.1009
                (V_b-V_B is not positive definite)
```

✓ نتایج تخمین آزمون ناهمسانی واریانس برای مدل سوم

```
. xtgls ethnic mdg md mg glo demo gdp, igls panels(heteroskedastic)

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients:  generalized least squares
Panels:        heteroskedastic
Correlation:   no autocorrelation

Estimated covariances      =         8          Number of obs      =       160
Estimated autocorrelations =         0          Number of groups   =         8
Estimated coefficients     =         7          Time periods       =        20
                                                Wald chi2(6)       =    161.06
Log likelihood             = -170.6154          Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ethnic |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         mdg |   .0069925   .0069836     1.00   0.317    -.006695     .02068
          md |  -.0756662   .2871612    -0.26   0.792   -.6384917    .4871593
          mg |   .0351097   .0237114     1.48   0.139   -.0113637    .0815832
         glo |   .0420139   .0045256     9.28   0.000    .0331439    .0508839
        demo |    .025619   .0147979     1.73   0.083   -.0033845    .0546224
         gdp |  -.7267984   .2424134    -3.00   0.003    -1.20192   -.2516769
       _cons |   2.858629   .2945851     9.70   0.000    2.281253    3.436005
------------------------------------------------------------------------------

. estimates store hetero

. xtgls ethnic mdg md mg glo demo gdp

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients:  generalized least squares
Panels:        homoskedastic
Correlation:   no autocorrelation

Estimated covariances      =         1          Number of obs      =       160
Estimated autocorrelations =         0          Number of groups   =         8
Estimated coefficients     =         7          Time periods       =        20
                                                Wald chi2(6)       =    119.62
Log likelihood             = -256.0726          Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ethnic |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         mdg |   .0136574   .0146214     0.93   0.350   -.0150001    .0423149
          md |  -.5425045   .6020516    -0.90   0.368   -1.722504    .6374949
          mg |   .0353161   .0494735     0.71   0.475   -.0616502    .1322824
         glo |   .0779747   .0076922    10.14   0.000    .0628983     .093051
        demo |    .148006   .0352672     4.20   0.000    .0788836    .2171285
         gdp |  -2.114039   .7812911    -2.71   0.007   -3.645341   -.5827366
       _cons |   1.526325   .4379202     3.49   0.000    .6680176    2.384633
------------------------------------------------------------------------------

. estimates store hemo

. local df = e(N_g)-1

. lrtest hetero hemo , df(`df')

Likelihood-ratio test                           LR chi2(7)  =    170.91
(Assumption: hemo nested in hetero)             Prob > chi2 =    0.0000
```

✓ نتایج تخمین آزمون ناهمسانی واریانس برای مدل چهارم

```
. xtgls ethnic inf glo demo, igls panels(heteroskedastic)

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients:  generalized least squares
Panels:        heteroskedastic
Correlation:   no autocorrelation

Estimated covariances      =         6          Number of obs      =       156
Estimated autocorrelations =         0          Number of groups   =         6
Estimated coefficients     =         4          Time periods       =        26
                                                Wald chi2(3)       =     57.11
Log likelihood             = -223.4614          Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ethnic |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         inf |   .0297865   .0138725     2.15   0.032    .0025969    .0569761
         glo |    .058181   .0091682     6.35   0.000    .0402116    .0761503
        demo |   .0903045   .0256084     3.53   0.000     .040113    .1404961
       _cons |   1.944756   .5800955     3.35   0.001    .8077898    3.081722
------------------------------------------------------------------------------

. estimates store hetero
```

```
. xtgls ethnic inf glo demo

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients:  generalized least squares
Panels:        homoskedastic
Correlation:   no autocorrelation

Estimated covariances      =         1          Number of obs      =       156
Estimated autocorrelations =         0          Number of groups   =         6
Estimated coefficients     =         4          Time periods       =        26
                                                Wald chi2(3)       =     59.38
Log likelihood             = -229.7644          Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ethnic |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         inf |   .0242175   .0146872     1.65   0.099    -.0045688    .0530039
         glo |   .0540937   .0094322     5.74   0.000     .035607     .0725804
        demo |   .1630651   .0308055     5.29   0.000     .1026875    .2234428
       _cons |   2.408192   .6123188     3.93   0.000     1.208069    3.608315
------------------------------------------------------------------------------

. estimates store hemo

. local df = e(N_g)-1

. lrtest hetero hemo , df(`df')

Likelihood-ratio test                                 LR chi2(5)  =     12.61
(Assumption: hemo nested in hetero)                   Prob > chi2 =    0.0274
```

✓ نتایج تخمین آزمون مدل پنجم

```
. xtgls  ethnic mdg mg dg glo demo corr, igls panels(heteroskedastic)

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients:  generalized least squares
Panels:        heteroskedastic
Correlation:   no autocorrelation

Estimated covariances      =        11          Number of obs      =       285
Estimated autocorrelations =         0          Number of groups   =        11
Estimated coefficients     =         7          Obs per group: min =        25
                                                              avg =  25.90909
                                                              max =        26
                                                Wald chi2(6)       =    846.67
Log likelihood             = -409.5784          Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ethnic |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         mdg |   .0003647   .0007216     0.51   0.613    -.0010497    .0017791
          mg |  -.0235662   .0061443    -3.84   0.000    -.0356089   -.0115236
          dg |  -.0012222   .0016228    -0.75   0.451    -.0044027    .0019584
         glo |   .0837048   .0125867     6.65   0.000     .0590353    .1083743
        demo |   .1387955   .0772273     1.80   0.072    -.0125672    .2901583
        corr |   .2441894   .0645383     3.78   0.000     .1176966    .3706822
       _cons |   .0584155   .6188893     0.09   0.925    -1.154585    1.271416
------------------------------------------------------------------------------

. estimates store hetero

. xtgls  ethnic mdg mg dg glo demo corr

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients:  generalized least squares
Panels:        homoskedastic
Correlation:   no autocorrelation

Estimated covariances      =         1          Number of obs      =       285
Estimated autocorrelations =         0          Number of groups   =        11
Estimated coefficients     =         7          Obs per group: min =        25
                                                              avg =  25.90909
                                                              max =        26
                                                Wald chi2(6)       =    254.94
Log likelihood             = -468.4359          Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ethnic |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         mdg |  -.0034221    .000934    -3.66   0.000    -.0052528   -.0015914
          mg |  -.0456538   .0071328    -6.40   0.000    -.0596338   -.0316739
          dg |   .0080383   .0018624     4.32   0.000     .004388    .0116886
         glo |   .1326493   .0139383     9.52   0.000     .1053308    .1599679
        demo |  -.2112261   .0770841    -2.74   0.006    -.3623081   -.060144
        corr |   .3918766    .098008     4.00   0.000     .1997845    .5839688
       _cons |  -2.370963   .6077941    -3.90   0.000    -3.562217   -1.179708
------------------------------------------------------------------------------

. estimates store hemo

. local df = e(N_g)-1

. lrtest hetero hemo , df(`df')

Likelihood-ratio test                                 LR chi2(10) =    117.72
(Assumption: hemo nested in hetero)                   Prob > chi2 =    0.0000
```

✓ نتایج تخمین مدل ششم به روش Fix effect

```
. xtreg ethnic mdg dg glo demo gini,fe

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =        77
Group variable: id                              Number of groups   =         6

R-sq:  within  = 0.6025                         Obs per group: min =         8
       between = 0.8472                                        avg =      12.8
       overall = 0.3811                                        max =        18

                                                F(5,66)            =     20.01
corr(u_i, Xb)  = -0.9832                        Prob > F           =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ethnic |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         mdg |   .0482771   .0251789     1.92   0.060    -.0019943    .0985484
          dg |   .0200387   .0054703     3.66   0.000     .0091169    .0309604
         glo |   .2745188   .0411835     6.67   0.000     .1922932    .3567444
        demo |  -.6260969   .2018553    -3.10   0.003    -1.029114   -.2230798
        gini |   .1303842   .0478579     2.72   0.008     .0348328    .2259355
       _cons |  -11.29139   2.544478    -4.44   0.000    -16.37161   -6.211179
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  6.6408886
     sigma_e |  .83587135
         rho |  .98440447   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
F test that all u_i=0:     F(5, 66) =    15.56                 Prob > F = 0.0000

. estimates store fix
```

✓ نتایج تخمین مدل ششم به روش andom effect

```
. xtreg ethnic mdg dg glo demo gini

Random-effects GLS regression                   Number of obs      =        77
Group variable: id                              Number of groups   =         6

R-sq:  within  = 0.4586                         Obs per group: min =         8
       between = 0.7664                                        avg =      12.8
       overall = 0.4567                                        max =        18

Random effects u_i ~ Gaussian                   Wald chi2(5)       =     59.69
corr(u_i, X)       = 0 (assumed)                Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ethnic |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
         mdg |   .0059488   .0017075     3.48   0.000     .0026022    .0092954
          dg |   .0069613   .0044802     1.55   0.120    -.0018198    .0157423
         glo |   .0717569   .0317497     2.26   0.024     .0095287    .1339851
        demo |  -.1040583   .2015869    -0.52   0.606    -.4991613    .2910448
        gini |   .0322721    .056016     0.58   0.565    -.0775171    .1420614
       _cons |   .6574679   2.301738     0.29   0.775    -3.853856    5.168792
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |          0
     sigma_e |  .83587135
         rho |          0   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------

. estimates store ran
```

✓ نتایج تخمین آزمون هاسمن برای مدل ششم

```
. hausman fix ran

                 ---- Coefficients ----
                 (b)          (B)            (b-B)     sqrt(diag(V_b-V_B))
                 fix          ran         Difference          S.E.
-------------------------------------------------------------------------------
         mdg     .0482771     .0059488     .0423283        .025121
          dg     .0200387     .0069613     .0130774       .0031387
         glo     .2745188     .0717569     .2027619       .0262306
        demo    -.6260969    -.1040583    -.5220386       .0104062
        gini     .1303842     .0322721      .098112              .
-------------------------------------------------------------------------------
                b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

    Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic

                  chi2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
                          =       62.20
                Prob>chi2 =      0.0000
                (V_b-V_B is not positive definite)
```

✓ نتایج تخمین آزمون ناهمسانی واریانس برای مدل هفتم

```
. xtgls  ethnic  md mg dg glo demo lnunemp, igls panels(heteroskedastic)

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients:  generalized least squares
Panels:        heteroskedastic
Correlation:   no autocorrelation

Estimated covariances      =         9          Number of obs      =        79
Estimated autocorrelations =         0          Number of groups   =         9
Estimated coefficients     =         7          Obs per group: min =         3
                                                               avg =  8.777778
                                                               max =        22
                                                Wald chi2(6)       =   1112.22
Log likelihood             = -72.39128          Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ethnic |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
          md |   .1548979   .0325806     4.75   0.000      .091041    .2187547
          mg |  -.0036628   .0042256    -0.87   0.386     -.0119449    .0046193
          dg |  -.0089511   .0024815    -3.61   0.000     -.0138146   -.0040875
         glo |   .0073424   .0199309     0.37   0.713     -.0317215    .0464063
       demo |   .5019217   .1447097     3.47   0.001      .2182959    .7855475
     lnunemp |    .291581   .1110499     2.63   0.009      .0739272    .5092348
       _cons |   3.824206   1.229271     3.11   0.002      1.414879    6.233533
------------------------------------------------------------------------------

. estimates store hetero

. xtgls  ethnic  md mg dg glo demo lnunemp

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients:  generalized least squares
Panels:        homoskedastic
Correlation:   no autocorrelation

Estimated covariances      =         1          Number of obs      =        79
Estimated autocorrelations =         0          Number of groups   =         9
Estimated coefficients     =         7          Obs per group: min =         3
                                                               avg =  8.777778
                                                               max =        22
                                                Wald chi2(6)       =     60.26
Log likelihood             = -96.51579          Prob > chi2        =    0.0000

------------------------------------------------------------------------------
      ethnic |      Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
          md |   .0635184   .0718418     0.88   0.377     -.077289    .2043258
          mg |  -.0184291   .0093038    -1.98   0.048     -.0366641   -.000194
          dg |  -.0003126   .0045485    -0.07   0.945     -.0092275    .0086022
         glo |   .0618758   .0306996     2.02   0.044      .0017056     .122046
       demo |   .0573965   .2526631     0.23   0.820     -.4378141    .5526071
     lnunemp |   .3870604    .137573     2.81   0.005      .1174223    .6566984
       _cons |   .9285227   1.724352     0.54   0.590     -2.451145    4.308191
------------------------------------------------------------------------------

. stimates store hemo
. estimates store hemo

. local df = e(N_g)-1

. lrtest hetero hemo , df(`df')

Likelihood-ratio test                                 LR chi2(8)  =     48.25
(Assumption: hemo nested in hetero)                   Prob > chi2 =    0.0000
```

بررسی اثر زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۵

A Survey on the Effect of Infrastructure on Economic Growth in Iran (1976-2012)

مسعود قربانی*، محمدطاهر احمدی شادمهری**،
سید مهدی مصطفوی***

*Masoud Ghorbani *, Mohammadtaher Ahmadi Shadmehri **, Sayyedmahdi Mostafavi ****

دریافت: ۱۳۹۲/۱۰/۵ پذیرش: ۱۳۹۳/۲/۲۷

Received: 26/Dec/2013 Accepted: 17/May/2014

چکیده:

توسعه زیرساخت‌ها از الزامات مهم رشد اقتصادی و افزایش رفاه عمومی به شمار می‌رود. سرمایه‌گذاری مستقیم بر روی زیرساخت‌ها باعث فراهم شدن امکانات تولیدی شده و فعالیت‌های اقتصادی را تحریک نموده و با کاهش هزینه‌های تجارت و انتقالات باعث بهبود رقابت‌پذیری می‌شوند و در نهایت به رشد اقتصادی ایران کمک می‌نماید. در این مقاله، تلاش شده است زیرساخت‌های فیزیکی به عنوان نوعی زیرساخت مهم و به صورت یک متغیر کلی مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور از مدل رشد تابع تولید استفاده گردید و برای شناسایی اثر زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی ایران، از سه نوع متغیر زیرساخت‌های فیزیکی، اجتماعی و فناوری اطلاعات و ارتباطات استفاده شد. زیرساخت فیزیکی را با استفاده از ٤ متغیر که در نهایت با روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی به یک شاخص تبدیل شدند، معرفی نمودیم و مخارج بهداشتی و سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات به‌ترتیب برای زیرساخت اجتماعی و زیرساخت فناوری اطلاعات و ارتباطات به‌کار برده شد. برای برآورد مدل از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) در دوره زمانی ۱۳۵۵ تا ۱۳۹۱ استفاده شد. یافته‌ها نشان داد که طی دوره مورد بررسی تأثیر زیرساخت‌ها، اعم از زیرساخت‌های فیزیکی، اجتماعی و فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی ایران مثبت و معنی‌دار بوده است.

کلمات کلیدی: زیرساخت‌ها، رشد اقتصادی، روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)، روش تحلیل عاملی.

طبقه‌بندی JEL: O41، O18، O11.

* کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی (نویسنده مسئول)
Email: ghorbani.eco@gmail.com
** دانشیار دانشگاه فردوسی مشهد
Email: mmm1326@yahoo.com
*** استادیار دانشگاه فردوسی مشهد
Email: mostafavimahdi@ yahoo.co.uk

Abstract:

infrastructure development is one of the important requirements of economic growth and increasing welfare. Direct investment on infrastructure causes providing the manufacturing facilities, stimulate economic activities and improve competitiveness by decreasing the costs of trade and transfer and finally facilitate the economic growth of Iran. In this study ,we had attempted to examine the effect of physical infrastructure as an important infrastructure on economic growth. For this purpose ;we used the production function model and we have used three types of variables including physical, social and ICT infrastructures, to identify the effect of infrastructure on economic growth. we've introduced the physical infrastructure by using 4 variables which via factor analysis method becomes one indicator. Also, we have used the health expenditure and ICT capital stock as social and ICT infrastructures respectively. for estimating the model, we were used the auto regressive distributed lag(ARDL) method in the period 1976 to 2012. Results showed that in the period under review, the impact of physical, social and ICT infrastructures on economic growth has been positive and significant.

Keywords: Infrastructure, Economic Growth, Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) Method, Factor Analysis Method.
JEL: O41, O18, O11.

* M.A. in Economic Development and Planning, Ferdowsi University, Mashhad, Iran (Corresponding Author).
** Associate Professor in Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran.
*** Assistant Professor in Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran.

۱- مقدمه

نقش زیرساخت‌ها در توسعه اقتصادی در مطالعات بسیاری به اثبات رسیده است و در بیشتر مطالعات بیان شده است که عرضه مناسب خدمات زیرساخت‌ها جزء ضروری برای بهره‌وری و رشد اقتصادی است. توسعه زیرساخت‌های اجتماعی و اقتصادی یکی از عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی، به خصوص در کشورهای در حال توسعه می‌باشد. همچنین در این کشورها، زیرساخت‌ها برای رسیدن به اهداف اصلی توسعه از جمله: شهرنشینی، صنعتی‌شدن، توسعه صادرات، توزیع درآمد و توسعه اقتصادی پایدار ضروری می‌باشند.

از آنجا که زیرساخت‌ها دارای ابعاد مختلفی هستند؛ مطالعه حاضر با در نظر گرفتن سه بعد زیرساخت‌ها، به بررسی نقش این عامل در رشد اقتصادی ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۵ می‌پردازد و اثر آنها، در کنار موجودی سرمایه غیرفاوا و نیروی کار بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر این اساس تأثیر مثبت زیرساخت‌های فیزیکی، مخارج بهداشتی و سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی در ایران فرضیه‌های این تحقیق را تشکیل می‌دهند. به منظور آزمون فرضیه‌ها و برآورد الگو از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده می‌شود. بخش‌های باقی‌مانده این مقاله به صورت زیر خواهند بود:

در بخش دوم مبانی نظری و پیشینهٔ تحقیق ارائه می‌شوند. بخش سوم به بررسی روش‌شناسی تحقیق، داده‌ها، روش اقتصادسنجی و روش آماری تحلیل عاملی و تصریح مدل پرداخته و نهایتاً دو بخش پایانی، نتایج برآورد مدل و نتیجه‌گیری را ارائه می‌نمایند.

۲- مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

عرضه زیرساخت‌های مناسب رشد اقتصادی را تضمین نموده، کیفیت زندگی را ارتقاء می‌بخشد و برای امنیت ملی ضروری می‌باشد. محققان تأثیر زیرساخت‌ها را بر مفاهیم گوناگونی مانند: رقابت‌پذیری، رشد اقتصادی، نابرابری درآمد، تولید، بهره‌وری نیروی کار و رفاه بررسی نموده‌اند.

بریستو و نلثورپ[1] اثرات اساسی زیرساخت‌ها را بررسی نمودند و معتقدند که زیرساخت‌ها فقط اثر عینی بر روی محیط ندارند بلکه به طور مستقیم بر روی رفاه (با صرفه‌جویی در زمان و هزینه، افزایش امنیت و توسعه شبکه اطلاعاتی) و اقتصاد (اشتغال و رشد اقتصادی) تأثیر می‌گذارند (اسنیکا و سیمکونایت[2]، ۲۰۰۹: ۲۵-۱۶).

سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها تغییرات مدیریتی و سازمانی را ترغیب می‌کند. همچنین زیرساخت‌های عمومی باعث تمرکز جغرافیایی منابع اقتصادی شده و بازارهای گسترده‌تری برای تولید و اشتغال فراهم می‌نمایند. زیرساخت‌ها بر روی بازار محصولات و نیز مواد اولیه تأثیر می‌گذارند و به روند برنامه‌های توسعه کمک می‌کنند و شبکه وسیعی برای افراد جامعه فراهم می‌نمایند تا بتوانند به راحتی هزینه‌ها را کاهش دهند. عموماً زیرساخت‌های عمومی به عنوان پایه‌هایی که اقتصاد بر روی آن بنا شده است، شناخته شده‌اند (گیو و مکدونالد[3]، ۲۰۰۹: ۲۱).

همچنین زیرساخت‌ها به عنوان ابزارهایی شناخته می‌شوند که برای بهبود توسعه مناطق ضروری است. زیرساخت‌ها می‌توانند به طور مستقیم و غیرمستقیم فعالیت‌های اقتصادی، اجتماعی و مناطق تولیدی را تحت تأثیر قرار دهند و شرایط را برای اهداف توسعه منطقه‌ای فراهم نمایند. اسنیکا و دراکسایت معتقدند که رقابت‌پذیری اقتصاد در یک کشور با مجموعه‌ای از عوامل تعیین می‌شود که شاخص زیرساخت‌ها یکی از آنهاست (اسنیکا و دراکسایت[4]، ۲۰۰۷: ۴۱-۳۵).

آشور بیان می‌کند که زیرساخت‌های عمومی کیفیت زندگی را ارتقاء می‌دهند، جاده‌های بهتر تصادفات را کاهش داده و باعث بهبود امنیت عمومی می‌شوند. سیستم آب و فاضلاب بیماری‌ها و هزینه‌های بهداشتی را کاهش داده و شرایط محیطی را پایدار می‌سازند. طبق آمارهای جهانی خانوارها تقریباً $\frac{1}{2}$ تا $\frac{1}{3}$ خدمات زیرساخت‌ها را به عنوان مصرف نهایی استفاده می‌کنند. نیمی دیگر از زیرساخت‌ها صرف مصارف واسطه می‌شود که

1. Bristow & Nellthorp (2000)
2. Snieska & Simkunaite (2009)
3. Gu & Macdonald (2009)
4. Snieska & Draksaite (2007)

اغلب توسط بنگاه‌ها استفاده می‌شوند (آشور[1]، ۱۹۸۹: ۲۵-۱۷).

آگنور و مورنا داتسون[2] (۲۰۰۶) و فوری[3] (۲۰۰۶) بیان می‌کنند که زیرساخت‌ها در درجه اول از چندین راه بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارند:

- زیرساخت‌ها، هزینه عوامل اولیه در فرایند تولید را کاهش می‌دهند که اثر مستقیم بهره‌وری نامیده می‌شود.
- زیرساخت‌ها، بهره‌وری کارکنان را افزایش می‌دهند که این اثر به عنوان اثر مستقیم شناخته شده است.
- تأثیر زیرساخت‌ها بر روی رشد از طریق مدت زمان ساخت و ساز حاصل می‌شود. بدین طریق که چون سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها به حفاظت و توجه نیاز دارند، در کنار زیرساخت-ها، تأسیسات و صنایع وابسته ایجاد می‌شوند که در بلندمدت ایجاد مشاغل را به همراه دارند.
- همچنین زیرساخت‌ها اثر مثبتی بر روی بهداشت و آموزش دارند. بهداشت مناسب و آموزش بالای نیروی کار، رشد اقتصادی را تضمین می‌کنند (اسنیکا و سیمکونایت، ۲۰۰۹: ۲۵-۱۶).

استراب[4] (۲۰۰۸) راه دیگری را که سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها ممکن است باعث رشد اقتصادی شود، صرفه‌جویی‌های مقیاس معرفی می‌کند. او معتقد است که زیرساخت حمل و نقل بهتر، هزینه‌های حمل و نقل را کاهش داده و منجر به صرفه‌جویی‌های مقیاس و مدیریت بهتر می‌شود. محاسبات ماماتزاکیس[5] (۲۰۰۸) مطالعات علمی اخیر در مورد سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها را تأیید می‌نماید. محاسبات ایشان نشان می‌دهد که زیرساخت‌های عمومی در اغلب صنایع تولیدی عامل صرفه‌جویی در هزینه‌ها می‌باشد، چون رشد بهره‌وری آنها را بیشتر می‌کند (ماماتزاکیس، ۲۰۰۸: ۳۲۶-۳۰۷).

عموماً زیرساخت‌ها به عنوان زیرساخت‌های عمومی اصلی شناخته می‌شوند که موضوع اساسی جامعه و اقتصاد هستند. همان‌طور که گزارش بانک جهانی (۲۰۰۴) نشان می‌دهد، زیرساخت‌ها گزاره‌ای حمایتی برای اکثر فعالیت‌ها در یک کشور می‌باشند و نقش مهمی برای صنعت و کل اقتصاد بازی می‌کنند. اقتصاددانان و برنامه‌ریزان شهری دو نوع زیرساخت را طبقه‌بندی می‌کنند: زیرساخت‌های اقتصادی و زیرساخت‌های اجتماعی (اسنیکا و سیمکونایت، ۲۰۰۹: ۲۵-۱۶). اقتصاددانان بین زیرساخت‌های فیزیکی (زیرساخت‌های سخت) و زیرساخت‌های اجتماعی (زیرساخت‌های نرم) تفاوت قائل می‌شوند. آنها زیرساخت‌های فیزیکی را جاده‌ها، بزرگراه‌ها، خطوط راه‌آهن، فرودگاه‌ها، بنادر، برق، ارتباطات تلفنی، عرضه آب و فاضلاب تعریف نموده‌اند که به بهبود فعالیت اقتصادی کمک می‌کنند (همان).

زیرساخت‌های اجتماعی به عنوان زیرساخت‌هایی تعریف می‌شوند که به بهبود سلامت، آموزش و استانداردهای فرهنگی جمعیت کمک نموده و تأثیر مستقیم و غیرمستقیم بر کیفیت زندگی دارند. بنابراین زیرساخت‌های اجتماعی ممکن است شامل مؤسسات مختلف از جمله: مدارس، کتابخانه‌ها، دانشگاه‌ها، مطب‌ها، بیمارستان‌ها، دادگاه‌ها، موزه‌ها و پارک‌ها باشند. همهٔ این مؤسسات شامل کالاهای سرمایه‌ای هستند که استفاده‌های عمومی دارند. البته ممکن است زیرساخت‌های اجتماعی و اقتصادی مشترکاً استفاده شوند. برای مثال تأسیسات فاضلاب تأثیر توأم بهداشتی و اقتصادی دارند و می‌توانند به دو صورت زیرساخت اجتماعی و اقتصادی به‌کار روند.

مؤسسه توسعه ملی بریتانیا[6] (۲۰۰۲) شیوه‌های مختلفی را که توسعه زیرساخت‌ها می‌تواند به رشد پایدار کمک کند به صورت زیر معرفی می‌نماید:

۱- کاهش هزینه‌های حمل و نقل و تسهیل جریان تجاری در داخل و خارج از مرزها.

۲- توانمندسازی فعالان اقتصادی- افراد، بنگاه‌ها و دولت- برای پاسخ دادن به انواع تقاضا در موقعیت‌های مختلف.

۳- کاهش هزینه‌های عوامل برای کارآفرینان یا ایجاد تجارت سودآورتر.

۴- ایجاد اشتغال، شامل امور عام‌المنفعه (هم به عنوان حمایت اجتماعی و هم یک سیاست ضد ادواری در زمان بحران

1. Aschauer (1989)
2 . Agenor & Moreno-Dodson (2006)
3. Fourie (2006)
4. Straub (2008)
5. Mamatzakis (2008)
6. United Kingdom Department for International Development (2002)

اقتصادی).

۵- ارتقاء سرمایه انسانی، برای مثال بهبود دسترسی به مراکز بهداشتی و مدارس.

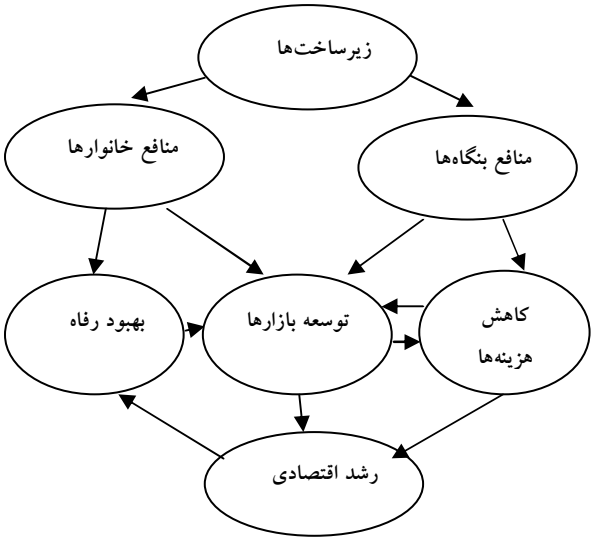
٦- بهبود شرایط سازمانی، که منجر به بهبود معیشت، سلامت بهتر و کاهش آسیب‌پذیری فقرا می‌شود.

زیرساخت‌ها یا خدماتی که آنها فراهم می‌کنند معمولاً توسط هم خانوارها و هم بنگاه‌ها مصرف می‌شوند و در عین حال هم مصرف نهایی و هم مصرف واسطه محسوب می‌شوند. این مصرف (به طور مستقیم) رفاه و تولید را افزایش می‌دهد. زیرساخت‌ها بازارها را توسعه می‌بخشند و به عنوان عاملی برای کاهش موانع تجاری عمل می‌کنند. در مناطق شهری نیز به توسعه مؤثر بازار کار و بازار کالاها کمک می‌کنند و بنابراین منجر به افزایش بهره‌وری و تولید می‌شوند. سازمان‌های مختلف تأثیر مستقیمی بر روی کارایی اجتماعی- اقتصادی زیرساخت‌ها دارند و آن به این خاطر است که زیرساخت‌ها همیشه بعد دولتی داشته‌اند که البته در سال‌های اخیر بعد خصوصی آن هم مطرح شده است. زیرساخت‌ها از طریق هم خانوارها و هم بنگاه‌ها - مصرف‌کنندگان زیرساخت‌ها و خدمات وابسته- بر توسعه تأثیر می‌گذارند و این تأثیر از طریق سه مکانیسم انجام می‌شود:

اولاً، زیرساخت‌ها و خدمات وابسته اغلب از طریق عرضه آب و فاضلاب، عرضه برق و حمل و نقل مخصوصاً در شهرها رفاه خانوارها را افزایش می‌دهند. اگر چه ممکن است بهبود در رفاه مستقیماً منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی (GDP) نشود ولی کیفیت نیروی کار را افزایش داده و از این‌رو به بهبود بهره‌وری کمک می‌کنند. اکثر اقتصاددانان بهبود رفاه را به عنوان قسمتی از توسعه مدنظر قرار می‌دهند، حتی اگر به رشد اقتصادی کمک نکند.

دو مکانیسم دیگر که مناسبات مشترک دارند، تأثیر مستقیمی بر روی تولید ناخالص داخلی دارند. اولاً، عرضه زیرساخت‌ها هزینه بیشتر عوامل تولیدی را که توسط بنگاه استفاده می‌شوند، کاهش می‌دهند. در مورد زیرساخت‌های برق، حمل و نقل و ارتباطات می‌توان گفت که از طریق افزایش بهره‌وری هزینه‌ها را کاهش می‌دهند. در مورد انجام کار نیز زیرساخت‌ها دقیقاً مانند پروژه‌ها عمل می‌کنند. هزینه‌های عوامل پایین‌تر به معنی هزینه کل پایین‌تر است که به نوبه خود منجر به بازار بزرگ‌تر و بنابراین کاهش در هزینه‌ها می‌شود. جالب‌ترین یا شاید مهم‌ترین مکانیسم ارتباط توسعه زیرساخت‌ها، توسعه بازار است. این مفهوم برای بازار کالاها و بازار نیروی کار و حتی برای بازار سرمایه استفاده می‌شود. همان‌طور که آدام اسمیت در بیش از دو قرن پیش بیان کرد؛ زیرساخت حمل و نقل بازار کالاها را با کاهش هزینه‌های حمل و نقل و با افزایش سرعت در معرض فروش گذاشتن کالاهای فاسد شدنی، توسعه می‌بخشد. در مورد بازارها می‌توان گفت که پروژه‌های زیرساختی ارتباطات تلفنی، توسعه این فرایند را افزایش داده است که رقابت، صرفه‌های مقیاس اقتصادی و تخصص بیشتر را تشدید کرده است (همان).

با توجه به مبانی نظری زیرساخت‌های مختلف، شکل ۱ نشان می‌دهد که چگونه زیرساخت‌ها به توسعه و رشد اقتصادی کمک می‌کند.



شکل (۱): ارتباط زیرساخت‌ها با رشد اقتصادی

به طورکلی درباره زیرساخت‌ها و رشد اقتصادی مطالعات بسیاری انجام شده است که می‌توان آنها را به دو دسته مطالعات داخلی و خارجی تقسیم کرد. در مورد مطالعات خارجی، آشور رابطه بین بهره‌وری کل و متغیرهای ذخیره و جریان مخارج دولتی را بررسی نمود. آشور بیان کرد که سرمایه نظامی رابطه کمی با بهره‌وری دارد و زیرساخت‌های اصلی از جمله: خیابان‌ها، بزرگراه‌ها، فرودگاه‌ها، حجم ترانزیت، سیستم‌های آب و فاضلاب قدرت توضیحی بیشتری برای بهره‌وری دارند. همچنین نشان داد که موجودی سرمایه عمومی نقش مهمی در

کاهش بهره‌وری اقتصاد امریکا طی دهه ۱۹۷۰ داشته است (آشور، ۱۹۸۹: ۲۰۰-۱۷۷).

شاه[1] تابع هزینه‌ای شامل زیرساخت‌هایی مانند: حمل و نقل، ارتباطات و برق در مکزیک را برآورد کرد و نشان داد که زیرساخت‌های عمومی اثر افزایشی و مثبتی بر تولید دارد (شاه، ۱۹۹۲: ۳۶-۲۸).

سانچز روبلز[2] رابطه بین زیرساخت‌ها و رشد اقتصادی را با اطلاعات مربوط به مخارج زیرساخت‌ها به عنوان سهم آنها از تولید ناخالص ملی طی مدت ۱۹۸۵-۱۹۷۰ با استفاده از مدل رگرسیون ساده برای چند کشور نمونه بررسی نمود. نتایج، اثر مثبت سرمایه‌گذاری عمومی بر نرخ رشد تولید طی گذار اقتصادی به وضع پایدار اقتصادی را نشان داد (سانچز روبلز، ۱۹۹۸: ۱۰۸-۹۸).

نایوکی و ماساکی[3] ارزیابی مثبتی از زوایای مختلف وابستگی بین زیرساخت‌ها و رشد اقتصادی در ژاپن داشتند و نتیجه گرفتند که سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها در مناطق شهری بر کاهش نابرابری‌های درآمدی مناطق تأثیر دارد (نایوکی و ماساکی، ۲۰۰۰: ۱۹-۳).

صالحی‌اصفهانی و رامیرز[4] در مطالعه‌ای مدل ساختاری از زیرساخت‌ها و رشد تولید را معرفی نمودند که عوامل اقتصادی و نهادی مرتبط با فعل و انفعالات تولید زیرساخت‌ها را در نظر گرفتند. آنها بیان کردند که کشش زیرساخت‌ها با توجه به سرمایه‌گذاری کل در وضع پایدار از یک بزرگ‌تر است (صالحی‌اصفهانی و رامیرز ، ۲۰۰۳: ۴۷۷-۴۳۳).

ساهو و داش[5] در مطالعه‌ای کشش تولیدی زیرساخت‌ها را برای چهار کشور جنوب آسیا: هند، پاکستان، بنگلادش و سریلانکا با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی مقطعی پدرونی طی مدت ۲۰۰۵-۱۹۸۰ به‌دست آوردند. آنها در این مقاله از تحلیل مؤلفه‌های اصلی برای ایجاد شاخصی برای زیرساخت‌ها استفاده نمودند. نتایج کلی نشان داد که کشش تولیدی زیرساخت‌ها برای کشورهای جنوب آسیا بین ۰/۱۶ و ۰/۲۶ می‌باشد (ساهو و داش، ۲۰۰۸: ۳۵-۱).

ساهو و داش[6] در مطالعه موردی کشور هند نقش زیرساخت‌ها را بر رشد اقتصادی کشور هند برای مدت ۲۰۰۶-۱۹۷۰ بررسی نمودند و به این نتیجه دست یافتند که توسعه زیرساخت‌ها در هند سهم مثبت معنی‌داری بر رشد سرمایه‌گذاری عمومی و خصوصی دارد (ساهو و داش، ۲۰۰۹: ۳۶۵-۳۵۸).

در مورد مطالعات داخلی می‌توان اشاره کرد که مشیری و جهانگرد به برآورد تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۸۰-۱۳۴۸ پرداختند. نتایج آنها نشان داد که فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات به رشد اقتصادی ایران کمک نموده و تأثیر آن بر رشد اقتصادی معنی‌دار است (مشیری و جهانگرد، ۱۳۸۳: ۷۸-۵۵).

هادیان و همکاران فرضیه رشد مبتنی بر مخارج بهداشتی در کنار سایر عوامل مانند، نیروی کار و سرمایه فیزیکی برای اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۵۸ را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان داد که هر ۱ درصد تغییر در این متغیر منجر به ۰/۳۱ درصد تغییر در رشد اقتصادی در همان جهت می‌شود (هادیان و همکاران، ۱۳۸۵: ۴۹-۳۹).

رضایی‌ارجرودی و تسبیحی در مقاله‌ای با عنوان «ارائه مدل ارتباطی توسعه حمل و نقل و رشد اقتصادی در ایران بر مبنای الگوی رگرسیون برداری» به بررسی نقش توسعه بخش حمل و نقل در رشد اقتصادی ایران پرداختند. نتایج حاصله بیانگر این است که بخش حمل و نقل، اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، اما این اثر مثبت ضعیف است که بیانگر توسعه نیافتگی بخش حمل و نقل می‌باشد (رضایی‌ارجرودی و تسبیحی، ۱۳۸۶: ۱۳۶-۱۲۵).

موسوی‌جهرمی و عبادتی‌فرد در مطالعه‌ای به بررسی اثر سرمایه‌گذاری دولت در زیرساخت حمل و نقل بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی ایران پرداختند. در این مطالعه از الگوی رشد سولو همراه با تعدیلاتی برای رشد اقتصادی استفاده شد. آنها با در نظر گرفتن متغیر سرمایه‌گذاری در زیرساخت حمل و نقل در مدل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و سرمایه‌گذاری دولت در بخش حمل و نقل و سایر بخش‌ها در

1. Shah (1992)
2. Sanchez-Robles (1998)
3. Naoyuki & Masaki (2000)
4. Salehi Esfahani & Ramirez (2003)
5. Sahoo & Dash (2008)
6. Sahoo & Dash (2009)

کنار نیروی کار و سرمایه‌گذاری خصوصی در تابع تولید، مدلی را تخمین زدند که نتایج آن نشان داد طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۳۸ رابطه قوی بین سرمایه‌گذاری در زیرساخت حمل و نقل و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی وجود دارد. همچنین نتایج نشان داد که با توجه به کشش مثبت به‌دست آمده برای سرمایه‌گذاری در حمل و نقل؛ سرمایه‌گذاری در این زیرساخت اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی ایران دارد (موسوی‌جهرمی و عبادتی‌فرد، ۱۳۸۷: ۳۷۱-۳٦۱).

کمیجانی و محمودزاده در مقاله‌ای اثرات زیرساخت، کاربری و سرریز فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه را بررسی نمودند. در این مقاله آثار فاوا بر رشد با دوگونه متغیرهای نماینده فاوا یعنی ضریب نفوذ تلفن ثابت برای زیرساخت‌های فاوا و ضریب نفوذ اینترنت برای کاربری فاوا مورد مطالعه قرار گرفت. اثرات فاوا بر رشد اقتصادی در حالت پایدار و با استفاده از روش داده‌های تلفیقی برای ۵۱ کشور و زیرگروه‌های مختلف در دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۹۵ بررسی شد. نتایج نشان داد سرمایه فیزیکی، ضریب نفوذ تلفن ثابت، شاخص شبکه، کاربری اطلاعاتی، اینترنت و باز بودن، تأثیر مثبت و نرخ رشد جمعیت و تورم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارند. همچنین اثر سرمایه انسانی بر رشد پایدار نبوده و همگرایی اقتصادی کشورهای در حال توسعه تأیید شد. مقایسه تطبیقی بین مطالعات انجام یافته در خصوص اثرات فاوا بر رشد اقتصادی ایران و نتایج این مقایسه نشان می‌دهد که کشش تولیدی زیرساخت فاوا در ایران (۰/۰۷) و کشورهای در حال توسعه (۰/۰۵-۰/۰۳) تقریباً مشابه است (کمیجانی و محمودزاده، ۱۳۸۷: ۷۳-۳۱).

بابازاده و همکاران در مقاله‌ای به بررسی رابطه سرمایه‌گذاری دولت در بخش حمل و نقل و رشد اقتصادی مبتنی بر رهیافت هم‌انباشتگی طی دوره زمانی ۱۳۸٤-۱۳۳۸ پرداختند. در این مطالعه از الگوی رشد درونزا برای برآورد پارامترهای تابع تولید ناخالص داخلی بلندمدت و کوتاه‌مدت استفاده شد. متغیرهای مورد استفاده در این الگو میزان اشتغال نیروی کار، موجودی سرمایه (به‌جز بخش حمل و نقل)، تشکیل سرمایه انسانی (سرمایه‌گذاری دولت در فصل آموزش و تحقیقات)، سرمایه‌گذاری در بخش حمل و نقل و درجه باز بودن اقتصاد بودند. نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاری دولت در بخش حمل و نقل تأثیر معنی‌داری در بلندمدت و کوتاه‌مدت بر رشد اقتصادی دارد. همچنین ضریب متغیر سرمایه‌گذاری در بخش حمل و نقل در بلندمدت برابر ۰/۲۰ درصد بوده است که تأثیر گذار بودن این متغیر بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد (بابازاده و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۹۹-۱۵۷).

کلیه مطالعات صورت گرفته در این زمینه به خوبی مؤید تأثیر مثبت زیرساخت‌ها بر تولید و رشد اقتصادی است. در مطالعات داخلی بیشتر به اثر زیرساخت‌های جزئی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند؛ ما در این مقاله به بررسی اثر زیرساخت‌های فیزیکی به عنوان یک متغیر کلی بر روی رشد اقتصادی پرداختیم. در ادامه شاخصی معرفی خواهد شد که معرف زیرساخت‌های فیزیکی خواهد بود که با کمک تحلیل عاملی و روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی به‌دست می‌آید. با اتکا بر مبانی نظری و با توجه به مطالعات انجام شده تابع تولید گسترش یافته کاب داگلاس را برای بررسی اثر زیرساخت‌ها بر رشد اقتصادی درنظر می‌گیریم.

۳- تعیین مدل، داده‌ها و روش تخمین

در این مطالعه به دنبال این هستیم که نحوه و میزان اثرگذاری زیرساخت‌های فیزیکی، اجتماعی و بهداشتی را بر رشد اقتصادی ایران، مورد ارزیابی قرار دهیم؛ لذا با توجه به مطالب ارائه شده، مدل خود را به صورت زیر تصریح می‌نماییم:

$$Y_t = f(K_{0t}, L_t, HE_t, K_{ICTt}, I_t)$$

در این معادله Y تولید ناخالص داخلی، K_0 سرمایه غیرفاوا، L نیروی‌کار، HE مخارج بهداشتی، K_{ICT} موجودی فناوری اطلاعات و ارتباطات و I شاخص زیرساخت‌های فیزیکی می‌باشد.

تابع تولید بالا در شکل لگاریتمی آن به صورت زیر معرفی گردید:

$$LnY= C +\alpha_1 Ln K_0 +\alpha_2 Ln L + \alpha_3 Ln HE + \alpha_4 Ln K_{ICT}+ \alpha_5 I +u_t$$

متغیرهای الگوی فوق به‌جز متغیر I، همان متغیرهای تابع تولید

در شکل لگاریتمی می‌باشد. دررابطه بالا، Ln لگاریتم طبیعی، T متغیر روند، و ε_t جزء اخلال می‌باشد.

نکته لازم به ذکر در اینجا تفکیک سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا) از سرمایه کل است تا سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا) به صورت یک متغیر مجزا به عنوان یک زیرساخت عنوان شود. سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات یک عامل تولید است که در تولید انواع کالاها و خدمات نقش ایفا می‌کند. تفکیک کل سرمایه به فاوا و غیرفاوا از دهه ۱۹۹۰ مورد توجه قرار گرفت. سرمایه فاوا از بازدهی بالایی برخوردار است و انتظار می‌رود با تعمیق سرمایه، به رشد اقتصادی کمک نماید (کمیجانی و محمودزاده، ۱۳۸۷: ۷۳-۳۱).

در مورد زیرساخت اجتماعی هم، اطلاعات در دسترس مخارج بهداشتی می‌باشد. اطلاعات آماری مربوط به مخارج بهداشتی در ایران بر حسب میلیارد ریال و به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷٦ به صورت سالانه طی سال‌های ۱۳۹۱- ۱۳۵۵ از آمارهای سری‌زمانی بانک مرکزی گردآوری شد. مخارج بهداشتی شامل مجموع هزینه‌های بهداشتی به استثناء هزینه‌های فراهم کردن خدمات زیربنایی بهداشتی نظیر شبکه‌های آب و فاضلاب می‌باشند.

اطلاعات مربوط به متغیرهای تولید ناخالص داخلی، موجودی سرمایه غیرفاوا، موجودی نیروی کار، مخارج بهداشتی و موجودی سرمایه فاوا از بانک مرکزی ایران گردآوری شد.

در این مطالعه برای بررسی اثر زیرساخت‌های فیزیکی با توجه به داده‌های موجود در منابع مختلف از متغیرهای طول خطوط انتقال برق، طول خطوط راه‌آهن (خطوط اصلی، خطوط فرعی و مانوری و خطوط صنعتی- تجاری)، [به‌ترتیب گردآوری شده از مرکز آمار ایران]، آب لوله‌کشی (درصد)، گاز شهری (فقره) [به‌ترتیب گردآوری شده از بانک مرکزی ایران] استفاده شد.

یکی از روش‌های تلخیص داده‌ها در علوم انسانی استفاده از روش تحلیل عاملی است. موارد استفاده از تحلیل عاملی به دو دسته کلی مقاصد اکتشافی و مقاصد تأییدی تقسیم می‌شود. در موارد اکتشافی اگر هدف تلخیص مجموعه‌ای از داده‌ها باشد، از تحلیل مؤلفه‌های اصلی استفاده می‌شود. در اولین مرحله تحلیل عاملی ماتریسی از همبستگی‌ها برای تمام متغیرها به‌دست می‌آید. سپس از ماتریس همبستگی، اجزاء اصلی که همان مؤلفه‌ها هستند استخراج می‌شود. در این تحقیق با استفاده از نرم‌افزار SPSS داده‌های چهار متغیر زیرساخت فیزیکی به یک شاخص تبدیل شد. ابتدا باید تناسب به‌کارگیری این روش برای عملیات را بررسی نمود. برای تشخیص مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل آماری از روش کایزر استفاده نمودیم. هر چه مقدار این آماره به یک نزدیک‌تر باشد؛ همبستگی موجود در بین داده‌ها برای تحلیل عاملی مناسب خواهد بود. مقدار این آماره ۰/۷۸ به‌دست آمد که نشان می‌دهد داده‌ها برای تحلیل عاملی مناسب می‌باشند. همچنین با توجه به آزمون بارتلت بررسی شد که داده‌ها برای تحلیل مناسب است. با توجه به اینکه مقدار آماره آزمون بارتلت کمتر از ۰/۰۵ (sig=0) به‌دست آمد فرضیه آزمون بارتلت مبنی بر نامناسب بودن داده‌ها رد شد. روش تحلیل عاملی یک فرایند تکرار پذیر بوده و برای رسیدن به نتایج رضایت بخش باید متغیرهای مشکل آفرین از تحلیل حذف شوند. مرحله بعدی تحلیل عاملی، اشتراک‌های استخراجی متغیرها را نشان می‌دهد که مقدار اشتراک استخراجی برای تمامی متغیرها بیش از ۰.۵ به‌دست آمد. پس نیازی به حذف متغیر و تکرار تجزیه به عامل‌های اصلی وجود ندارد. مرحله نهایی تحلیل عاملی، با توجه به جدول (۱)، واریانس تجمعی مؤلفه‌ها را نشان می‌دهد که با توجه به نتایج تحلیل عاملی، مؤلفه اول ۹۱ درصد از کل متغیرها را توضیح می‌دهد و مؤلفه اول به عنوان بهترین مؤلفه که توضیح دهندگی بالایی از متغیرها دارد به عنوان شاخص مورد نظر در تحقیق، انتخاب شد (سرمد و همکاران، ۱۳۷٦: ٤٨-٤٢).

جدول (۱): واریانس تجمعی مؤلفه‌ها- تحلیل عاملی

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	8.068	91.440	91.440	3.65	91.44	91.44
2	0.275	6.865	98.304			
3	.042	1.050	99.355			
4	.026	.645	100.000			

مأخذ: محاسبات تحقیق

نرم‌افزار SPSS داده‌های مربوط به تحلیل عاملی برای شاخص زیرساخت فیزیکی را برای سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۵ به یک متغیر طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۵ تبدیل نمود که در مدل از آن استفاده شد.

با توجه به روش انجام محاسبات که روش ARDL است، رابطه رشد اقتصادی با دیگر متغیرهای مدل در شکل پویای آن به صورت زیر می‌باشد:

$$\begin{aligned} LnY = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \, LnY_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} \, LnK_{t-j} \\ + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} \, LnL_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} \, LnHE_{t-j} \\ + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} \, Ln\, KICT_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5} \beta_{5j} \, I_{t-j} \\ + \lambda T + \varepsilon_t \end{aligned}$$

به‌کارگیری روش‌های کلاسیک و معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو پایا هستند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد الگو ناپایا باشند، در عین حالی‌که ممکن است هیچ رابطهٔ معنی‌دار بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، می‌توانند دارای ضریب تعیین (R^2) بسیار بالا باشند و موجب دست‌یابی به استنباط‌های نادرست در مورد ارتباط بین متغیرها شوند.

برای این منظور از آزمون دیکی فولر به عنوان متداول‌ترین روش آزمون ایستایی سری‌های زمانی استفاده نمودیم. نتایج آزمون ریشه واحد برای سطح و تفاضل مرتبه اول نشان داد که متغیرهای مذکور به جز I، در سطح ناپایا هستند؛ اما با یک بار تفاضل‌گیری از متغیرها، آماره دیکی- فولر تعمیم یافته مربوط به آن‌ها، از مقادیر بحرانی بزرگ‌تر شده و پایا بودن متغیرها به اثبات می‌رسد. بنابراین بر اساس نتایج آزمون، متغیر I جمعی از درجه صفر، I(0) و بقیه متغیرهای الگو جمعی از درجه یک، I(1) می‌باشند.

همچنین نتایج آزمون همگرایی الگوی پویای تابع تولید نشان داد که $\overline{R^2}$ برابر با ۰/۹۸ می‌باشد و این بدین معناست که ۹۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی، توضیح داده شده است.

جدول (۲): محاسبه آماره F پسران و همکاران

مقادیر بحرانی آماره F برای k=۶			
سطح معنی‌داری	٪۱	٪۵	٪۱۰
حدود بالا و پایین	۳/۶۶=I(0) ۴/۹۷=I(1)	۲/۹۴=I(0) ۴/۰۸=I(1)	۲/۵۷=I(0) ۳/۶۴=I(1)
F_Y(LY|LK, LL, LHE, LK_{ICT} , I)=۱۲/۵۴[۰/۰۰۶]			

مأخذ: محاسبات تحقیق حاصل از Microfit4

قبل از بحث درباره رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو لازم است آزمون وجود همگرایی بلندمدت در بین متغیرهای موجود صورت گیرد. برای انجام آزمون همگرایی از آزمون F پسران و همکاران استفاده شد. بدین منظور مدل‌های تصحیح خطای نامقید زیر تخمین زده شد:

$$\begin{aligned} \Delta LnY_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{p} \beta_{1i} \, LnY_{t-1} + \sum_{i=0}^{p} \varphi_{1i} \Delta \, LnK_{t-1} \\ + \sum_{i=0}^{p} \sigma_{1i} \, \Delta LnL_{t-1} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{1i} \, \Delta LnHE_{t-1} \\ + \sum_{i=0}^{p} \square_{1i} \, \Delta Ln\, KICT_{t-1} + \sum_{i=0}^{p} \theta \; I_{t-1} \\ + \delta_{1Y} LnY_{t-1} + \delta_{2Y} Lnk_{t-1} \\ + \delta_{3Y} LnL_{t-1} + \delta_{4Y} LnHE_{t-1} \\ + \delta_{5Y} Lnk_{ict_{t-1}} + \delta_{6Y} \, I_{t-1} + \varepsilon_{1t} \end{aligned}$$

معادله بالا برای سایر متغیرها نیز نوشته می‌شود. به عنوان نمونه در این معادله زمانی که تولید ناخالص ملی متغیر وابسته است، فرض عدم وجود همگرایی و فرض مقابل آن به صورت زیر است:

$$H_0: \delta_{1Y} = \delta_{2Y} = \delta_{3Y} = \delta_{4Y} = \delta_{5Y} = \delta_{6Y}$$
$$H_1: \delta_{1Y} \neq \delta_{2Y} \neq \delta_{3Y} \neq \delta_{4Y} \neq \delta_{5Y} \neq \delta_{6Y}$$

نتایج آزمون همگرایی در جدول (۲) نشان داده شده است.

در مورد آماره F، اگر یکی از آماره‌ها بیشتر از حد بالای ارزش بحرانی به‌دست آید، آنگاه وجود رابطه بلندمدت تأیید می‌شود (تشکینی، ۱۳۸٤: ۱٤۹-۱٤۸). مقدار آزمون F محاسبه شده زمانی‌که تولید ناخالص ملی متغیر وابسته است، برابر با ۱۲/۵٤ می‌باشد که بیشتر از مقدار بحرانی حد بالایی است؛ بنابراین یک رابطه تعادلی بلندمدت بین تولید ناخالص ملی و مقادیر متغیرهای مستقل وجود دارد.

حال که وجود رابطه تعادلی بلندمدت اثبات گردید، نوبت

به تخمین ضرایب بلندمدت و ECM[1] متناظر با آن می‌رسد. نتایج برآورد الگوی بلندمدت برای تابع تولید در جدول (۳) آورده شده است. بر اساس جدول (۳)، تمام ضرایب متغیرها، به‌جز متغیرهای K_0، I، K_{ICT} و T از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشند و متغیرهای K_0، I، K_{ICT} و T در سطح ۹۰ درصد معنی‌دار است. با توجه به اینکه متغیرهای مورد نظر در الگو به‌جز متغیر I، به صورت لگاریتمی استفاده شده‌اند؛ ضرایب آن‌ها نشان‌دهنده کشش می‌باشد. ضریب زیرساخت‌های فیزیکی نیز نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی در مقدار زیرساخت‌های فیزیکی، لگاریتم تولید ناخالص داخلی به میزان ۰/٤٩٤١ درصد افزایش می‌یابد، در این صورت تولید ناخالص داخلی ۰/۸۰۹=$e^{0/4941}$ ۰/٤٩٤١ درصد افزایش خواهد یافت.

جدول (۳): نتایج برآورد بلندمدت تابع تولید بر اساس معیار SBC

متغیر	ضرایب	انحراف‌معیار	متغیر آماره t
LK_0	۰/۰۰۲٦	۰/۰۳٥۳۷	۲/۰٤۱۷ (۰/۰٥٥)
LL	۰/۸۲۸٦	۰/۱۳۰۳	٥/٤۱۰٥ (۰/۰۰۱)
LHE	۰/۱٦۳۳	۰/۰۹۹٦٤	۱/٦۱۳۷ (۰/۰۰٥)
LK_{ICT}	۰/۰۱٤۹۱	۰/۰٤٥۱۷	۱/۱٦۹۸ (۰/۰۷۳)
I	۰/٤۹٤۱	۰/۰۳۸٦۷	۳/۱۰۲۸ (۰/۰۰۹)
C	-۳۸/۱۱٤٥	٤/۱٤۱۷	-۲/٦۷۷۸ (۰/۰۰۲)
T	-۰/۰۰٦۱۷	۰/۰٥۷۳	-۲/۰۳٤۱ (۰/۱۰۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق

ضریب سرمایه غیرفاوا نشان می‌دهد که در صورت افزایش یک درصدی در سرمایه غیرفاوا، تولید ناخالص ملی بر حسب قیمت سال پایه ۱۳۷٦ به میزان ۰/۰۰۲٦ درصد افزایش می‌یابد.

نتایج به‌دست آمده نشان داد که بین نیروی کار و تولید ناخالص ملی یک ارتباط مثبت و معنی‌دار قوی وجود دارد. بدین صورت که یک درصد افزایش در مقدار نیروی کار ۰/۸۲۸٦ درصد تولید ناخالص ملی را افزایش می‌دهد. نتایج متغیر سرمایه غیرفاوا و نیروی کار مطابق تئوری‌های اقتصادی در سطح کلان می‌باشد و می‌توان گفت نتایج مطالعات پیشین را مبنی بر تأثیر مثبت و معنی‌دار این دو متغیر بر تولید ناخالص ملی تأیید می‌نماید.

جدول (٤): ضرایب مربوط به الگوی ECM تابع تولید

متغیر	ضرایب برآورد شده	انحراف‌معیار	آماره t
dLK_0	۰/۰۲۷۸	۰/۰۹٦٥	(۰/۰۷۷) ۲/۱٤۱۷
dLL	۱/۷۸٦٥	۰/٥۱۹	(۰/۰۰۳) ۲/۲۰٤٥
dLHE	۰/۰۰۱٤۱	۰/۰۷۸٥	(۰/۰۰٥) ٥/۷۱٥۰
dK_{ICT}	۰/۲۰٦٤	۰/۰۷۷۰	(۰/۰۱۱) ۱/٦۷۱٥
dLI	۰/۰۰۰٦۱	۰/۰٤٤۳	(۰/۰٥٥) ۱/۱٤۰۹
dC	-۲۱/۱۰٦	۷/۱۲۲۳	(۰/۰۰٥) -٤/۱۷٦٥
dT	-۰/۰٤۹٥	۰/۰۰۰۷	(۰/۰۰۲) -۲/۱۲۲
ecm(-1)	-۰/٦٤٤٥	۰/۲۲۰۷	(۰/۰۰۱) -٥/۱۳۰۹
D.W=۲/۷۸	$\overline{R}^2$ =۰/۸۱	R^2 =۰/۸	
آماره‌های مربوط به آزمون‌های تشخیص			
λ^2_{sc} = ۰/٤۳۹(۰/۰٥۰۷)		λ^2_{FF} = ۷/٦۹۸(۰/۰۰٦)	
λ^2_{norm} = ۹/۹٤٥(۰/۰۷)		λ^2_{H} = ۰/۹۳۱(۰/۳۳٤)	

مأخذ: محاسبات تحقیق

همچنین نتایج نشان داد که مخارج بهداشتی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تولید ناخالص ملی دارد. بدین صورت که یک درصد افزایش در مخارج بهداشتی منجر به افزایش ۰/۱٦۳۳ درصد در تولید ناخالص ملی می‌شود. نتایج تحقیق حاکی از تأثیر معنی‌دار و مثبت سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات (فاوا) بر تولید ناخالص ملی می‌باشد.

الگوی تصحیح خطا مربوط به تابع تولید فوق با توجه به اینکه حداکثر تعداد وقفه‌های متغیرها در مرحله اول، یک در نظر

1. Error Correction Model (ECM)

گرفته شده است به صورت زیر می‌باشد:

$$dLY = C + \alpha_1 dLK_{0_t} + \alpha_2 dLL_t + \alpha_3 dLHE_t + \alpha_4 dLK_{ICT_t} + \alpha_5 dI_t + \alpha_6 ecm\,(-1) + \varepsilon_t$$

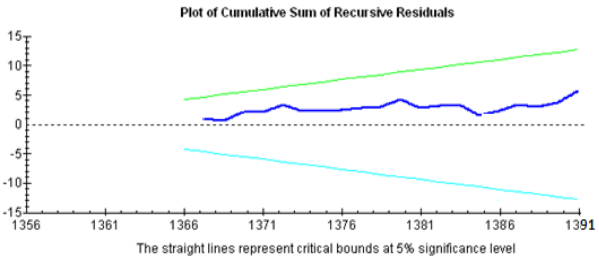
جدول (٤)، نتیجه برآورد ضرایب کوتاه‌مدت را به همراه بخش تصحیح خطای مربوطه ارائه می‌دهد.

همان‌طور که نتایج جدول (٤) نشان می‌دهد همه ضرایب به‌جز K_0 و I در سطح ۹۵ درصد به لحاظ آماری معنی‌دار هستند. متغیر K_0 و I در سطح ۹۰ درصد معنی‌دار می‌باشد. متغیرهای الگو در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند. در این میان در کوتاه‌مدت نیز مشابه بلندمدت نیروی کار بیشترین تأثیر را دارد. اما آنچه که در رابطه تصحیح خطا مورد توجه و مهم است، ضریب ecm (-1) است. این ضریب در مدل مذکور معادل ۰/٦٤٤٥- برآورد شد که از نظر آماری کاملاً معنی‌دار می‌باشد و نشان‌دهنده سرعت تعدیل عدم‌تعادل کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. ضریب جمله تصحیح خطای مذکور نشان از سرعت زیاد تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت دارد. به طوری‌که در هر دوره معادل ٦٤/٤٥ درصد از خطای عدم تعدیل دوره قبل تولید ناخالص داخلی در دوره جاری تعدیل می‌گردد. علاوه بر این، نتیجه مذکور بدین معنی می‌باشد که تقریباً زمانی کمتر از دو دوره لازم است تا خطای تعادل کوتاه‌مدت تصحیح گردد و مدل به تعادل بلندمدت بازگردد. به طور کلی نتایج مدل ECM حاکی از آن است که با وارد شدن یک شوک به هر یک از متغیرهای توضیحی الگو، حدود ۱/۵ سال طول می‌کشد که تولید ناخالص داخلی به سطح تعادلی خویش بازگردد. به طور خلاصه نتایج حاصله وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کنند، ضمن اینکه کلیه ضرایب به لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای علامت‌های مورد انتظار می‌باشند.

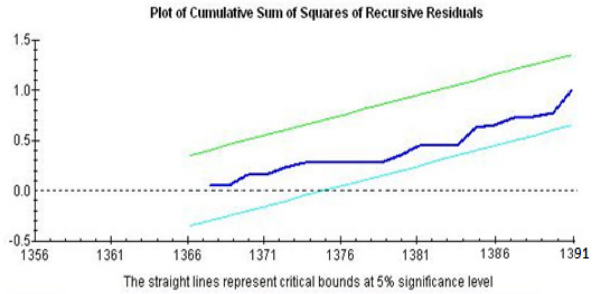
همچنین با مشاهده آماره‌های تشخیصی حاصل از تخمین، نتایج زیر حاصل شد:

آماره چی‌دو برای آزمون نرمال بودن پسماندها و همبستگی سریالی آنها به‌ترتیب ۰/۰۰۷ و ۰/۰۵۰۷ می‌باشد و بیانگر این است که پسماندها نرمال توزیع شده‌اند و وجود همبستگی سریالی در سطح معنی‌داری ۵٪ بین پسماندها تأیید نمی‌شود. همچنین آماره چی‌دو برای واریانس ناهمسانی برابر ۰/۳۳ می‌باشد؛ بنابراین واریانس ناهمسانی تأیید نمی‌شود. در مورد تشخیص شکل تبعی صحیح یا نارست نیز آماره مورد نظر ۰/۰۰٦ می‌باشد که در سطح معنی‌داری ۵٪ فرضیه صفر مبنی بر شکل تبعی صحیح پذیرفته می‌شود. این نتایج اعتبار علمی الگو را تأیید می‌کند.

در پایان نکته حایز اهمیت این است که پارامترهای تخمین زده شده یک سری زمانی ممکن است در طی زمان تغییر کنند و پارامترهای بی‌ثبات نیز ممکن است به عدم تشخیص صحیح منجر شوند. لذا انجام آزمون ثبات ساختاری ضروری به نظر می‌رسد؛ بنابراین از آزمون‌های مجموع پسماند بازگشتی (CUSUM)[1] و مجذور مجموع پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUMQ)[2] استفاده شد. هر دو نمودار مربوط به این آزمون‌ها در شکل (۲) و شکل (۳) نشان داده شده‌اند.



شکل (۲): آزمون CUSUM مربوط به ثبات ساختاری مدل



شکل (۳): آزمون CUSUMQ مربوط به ثبات ساختاری مدل

با توجه به اشکال بالا، از آنجا که نمودارهای مربوط به آزمون در درون فاصله اطمینان ۹۵٪ قرار گرفته‌اند؛ فرض صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری رد نمی‌شود؛ بنابراین ثبات ساختاری مدل تأیید می‌شود.

1. Cumulative Sum of Recursive Residual
2. Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

٤- بحث و نتیجه‌گیری

مطالعات بسیاری در مورد رشد اقتصادی در ایران به انجام رسیده است. در این مطالعه با بررسی اثر سه زیرساخت مختلف از جمله زیرساخت‌های فیزیکی، زیرساخت‌های اجتماعی و زیرساخت فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۵۵ تا ۱۳۹۱ گامی فراتر نهادیم. این بررسی به ما اجازه داد تا نقش و اهمیت زیرساخت‌های مختلف بر رشد اقتصادی را برجسته‌تر سازیم.

در این مطالعه ابتدا شاخصی برای زیرساخت‌های فیزیکی فراهم گردید تا نماینده‌ای برای زیرساخت‌های فیزیکی عنوان شود. سپس ارتباط بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آزمون‌های اقتصادسنجی تخمین زده شد و در نهایت با استفاده از روش ARDL ضرایب بلندمدت برآورد گردید.

به طور خلاصه نتایج حاصله وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کنند. این ضرایب به لحاظ آماری معنی‌دار بوده به طوری‌که یک درصد افزایش در نیروی کار، سرمایه غیرفاوا، زیرساخت‌های فیزیکی، مخارج بهداشتی (به عنوان زیرساخت اجتماعی) و فناوری اطلاعات و ارتباطات به‌ترتیب ۰/۸۲۸٦، ۰/۰۰۲٦، ۰/۸۰۹، ۰/۱٦، ۰/٤۹ درصد رشد اقتصادی را در بلندمدت افزایش می‌دهند. در بین این متغیرها زیرساخت فیزیکی از اهمیت بالایی برخوردار است. به علاوه، این یافته‌ها کاربردهای سیاستی نیز دارند. در واقع نتایج حاصله زیرساخت‌های فیزیکی را به عنوان مناسب‌ترین و اثرگذارترین ابزار به منظور ارتقای رشد اقتصادی معرفی می‌کنند. بنابراین لازم است سیاست‌هایی به منظور افزایش موجودی سرمایه فیزیکی از طریق فراهم آوردن بسترهای مناسب برای سرمایه‌گذاری بیشتر و جذب سرمایه‌های خارجی اتخاذ گردد.

همچنین مخارج بهداشتی و سرمایه فناوری اطلاعات و ارتباطات به عنوان ابزارهای مهم دیگر معرفی می‌گردند. در واقع برای افزایش بیشتر رشد اقتصادی در ایران لازم است این زیرساخت‌ها نیز به عنوان زیرساخت‌های مکمل به‌کار گرفته شوند.

منابع

بابازاده، محمد؛ قدیمی، خلیل و محسنی، رضا (۱۳۸۸)، "تأثیر سرمایه‌گذاری در بخش حمل و نقل بر رشد اقتصادی در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی*، شماره ۵۰، ۱۹۹-۱۵۷.

تشکینی، احمد (۱۳۸٤)، "اقتصادسنجی کاربردی به کمک مایکروفیت"، چاپ اول، تهران: انتشارات مؤسسه فرهنگی دیباگران، ۱۰٦-۱۰۵.

حسینی‌نسب، سید ابراهیم و حاضری‌نیری، هاتف (۱۳۹۱)، "تحلیل تعادل عمومی محاسبه‌پذیر اثر اصلاح یارانه حامل‌های انرژی بر تورم و تولید ناخالص داخلی"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۷، ۸۰-٦۷.

رضایی‌ارجرودی، عبدالرضا و تسبیحی، آمنه (۱۳۸٦)، "ارائه مدل ارتباطی توسعه حمل و نقل و رشد اقتصادی در ایران بر مبنای الگوی رگرسیون برداری"، *فصلنامه پژوهش‌های اقصادی*، سال ششم، شماره ۲، ۱۳٦-۱۲۵.

سرمد، زهره؛ بازرگان، عباس و حجازی، الهه (۱۳۷٦)، "روش‌های تحقیق در علوم رفتاری"، تهران، مؤسسه نشر آگه.

فتح‌اله، تاری؛ شیریجیان، محمد؛ مهرآرا، محسن و امیری، حسین (۱۳۹۲)، "هزینه‌های بهداشتی خصوصی و عمومی و اثرات آنها بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در بلندمدت: رویکرد میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA)"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۰، ۱۰٦-۹۳.

کمیجانی، اکبر و محمودزاده، محمود (۱۳۸۷)، "اثر زیرساخت کاربری و سرریز فناوری اطلاعات و ارتباطات بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ٤۹، ۷۳-۳۱.

مشیری، سعید و جهانگرد، اسفندیار (۱۳۸۳)، "فناوری اطلاعات و ارتباطات و رشد اقتصادی ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۹، ۷۸-۵۵.

موسوی‌جهرمی، یگانه و عبادتی‌فرد، منصوره (۱۳۸۷)، "اثر سرمایه‌گذاری دولت در زیرساخت حمل و نقل بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی در ایران"، *پژوهشنامه حمل و نقل*، شماره ٤، ۳۷۱-۳٦۱.

مهرگان، نادر؛ سپهبان قره‌بابا، اصغر و لرستانی، الهام (۱۳۹۱)، " تأثیر آموزش علم و فناوری بر رشد اقتصادی در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۶، ۹۴-۷۱.

هادیان، محمد؛ شجاعی، سعید و رجب‌زاده، داوود (۱۳۸۵)، "اثر مخارج بهداشتی بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۸۲-۱۳۵۸"، *فصلنامه علمی-پژوهشی مدیریت سلامت*، شماره ۲۴، ۴۴-۳۹.

Agenor, P. R. & Moreno-Dodson, B. (2006), "Public Infrastructure and Growth: New Channels and Policy Implications", *The World Bank Policy Research Working Paper*, No. 4064, 403-446.

Aschauer, D. A. (1989a), "Does Public Capital Crowd Out Private Capital?", *Journal of Monetary Economics*, 24, 171-188.

Aschauer, D. A. (1989b), "It is Public Expenditure Productive", *Journal of Monetary Economics*, 23, 177-200.

Aschauer, D. A. (1989c), "Public Investment and Productivity Growth in the Group of Seven", *Economic Perspectives*, 13, 17-25.

Banerjee, A., Dolado, J. & Master, R. (1992), "on Some Simple Tests Cointegration: the Cost of Simplicity", *Bank of Spain, Working Paper*, No. 9302.

Bristow, A. L. & Nellthorp, J. (2000), "Transport Project Appraisal in the European Union", *Journal of the World Conference on Transport Research Society*, 1, 12-25.

Esfahani, H. S., & Ramirez, M. T. (2003), "Institutions, Infrastructure and Economic Growth", *Journal of Development Economics*, 70, 443-477.

Fourie, J. (2006), "Economic Infrastructure: A Review of Definitions, Theory and Empirics", *South African Journal of Economics,* 74, 530-556.

Gu, W. & Macdonald, R. (2009), "The Impact of Public Infrastructure on Canadian Multifactor Productivity Estimates", *The Canadian Productivity Review, Statistics Canada Micro-economic Analysis Division*, Research paper 21, 1-30.

Mamatzakis, E. C. (2008), "Economic Performance and Public Infrastructure: An Application to Greek Manufacturing", *Bulletin of Economic Research*, 60, 307-326.

Naoyuki, Y. & Masaki, N. (2000), "Economic Effects of Infrastructure; Japan's Experience after World War*", JBIC Review*, 3, 3-19.

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

Sahoo, P. & Dash, R. K. (2008), "Economic Growth in South Asia: Role of Infrastructure", *Institute of Economic Growth*, Working Paper Series, No. E/288/ 2008, 1-35.

Sahoo, P. & Dash, R. K. (2009), "Infrastructure and Economic Growth in India", *Journal of the Asia Pacific Economy*, Rutledge, 14(4), 351-365.

Sanchez-Robles, B. (1998), "Infrastructure Investment and Growth: Some Empirical Evidence", *Contemporary Economic Policy*, 16, 98-108.

Shah, A. (1992), "Dynamics of Public Infrastructure and Private Sector Profitability", *Review of Economics and Statistics*, 74(1), 28-36.

Snieska, V. & Draksaite, A. (2007), "The Role of Knowledge Process Outsourcing in Creating National Competitiveness in Global Economy", *Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics,* 3, 35-41.

Snieska, V. & Simkunaite, I. (2009), "Socio-Economic Impact of Infrastructure Investments", *Inzinerine Ekonomika- Engineering Economics,* 3, 16-25.

Straub, S. (2008), "Infrastructure and Development: A Critical Appraisal of the Macro Level Literature", *Policy Research Working Paper Series 4590, The World Bank,* East Asia and Pacific Sustainable Development Department, Operations and Policy Unit, 1-46.

United Nations Human Settlements Programme (2011), "Infrastructure for Economic Development and Poverty Reduction in Africa", *First published in Nairobi in 2011 by UN-HABITAT*, 1-96.

Yepes, T., Pierce, J. & Foster, V. (2008), "Making Sense of Sub-Saharan Africa's Infrastructure Endowment: A Benchmarking Approach", AICD, *Working Paper, World Bank*, Washington, D.C.

بررسی تأثیر مهاجرت بر انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه (۲۰۰۰-۱۹۷۵)

Investigating the Effect of Migration on Human Capital Accumulation and Economic Growth in Developing Countries (1975-2000)

تیمور رحمانی [*]،
مرتضی مظاهری‌ماربری [**]

Teymur Rahmani [*],
Morteza Mazaheri Marbori [**]

دریافت: ۱۳۹۲/۹/۱ پذیرش: ۱۳۹۳/۲/۲۹

Received: 22/Nov/2013 Accepted: 19/May/2014

چکیده:

یکی از پدیده‌هایی که در دهه‌های گذشته افزایش بی‌سابقه‌ای یافته، پدیده مهاجرت بین‌المللی افراد متخصص یا فرار مغزهاست. در ابتدا تنها اثرات منفی فرار مغزها بر کشورهای مبدأ مورد توجه قرار گرفت، اما پس از چند دهه رویکرد جدیدی شکل گرفت که بر اثرات مثبت فرار مغزها بر کشورهای مبدأ تأکید می‌کرد. در این تحقیق با استفاده از داده‌های پنل بین کشوری، اثر فرار مغزها بر انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه در فاصله سال‌های ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۰ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که چشم‌انداز مهاجرت اثری مثبت و معنادار بر انباشت سرمایه انسانی دارد و لذا مکانیسم انگیزش که در ادبیات جدید مورد تأکید قرار گرفته تأیید می‌شود. همچنین خود مهاجرت بالفعل نیز در هر دوره اثر منفی بر انباشت سرمایه انسانی دارد. با توجه به آزمون والد می‌توان گفت که از لحاظ آماری مجموع برآیند اثرات چشم‌انداز مهاجرت (اثر انگیزشی مثبت) و خود مهاجرت (اثر منفی) بر انباشت سرمایه انسانی کشور مبدأ همدیگر را خنثی می‌کنند. در مرحله بعدی اثر مهاجرت افراد متخصص بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گرفت، نتایج پژوهش نشان داد که اثر مهاجرت فرار مغزها بر رشد اقتصادی کشور مبدأ منفی است.

کلمات کلیدی: فرار مغزها، مهاجرت، سرمایه انسانی، رشد اقتصادی.

طبقه‌بندی JEL: F22، O15، J44.

Abstract:

Migration of highly talented people (brain drain) has increased sharply in recent decades. In the past, it was supposed that brain drain just had negative effects on the origin countries. But, it is confirmed now that migration might have positive effects on those countries, too.We examine the effects of the brain drain on the formation of human capital and economic growth of the origin countries (developing countries) during 1975 to 2000 by using panel data method. Our results show that the prospect of migration has a positive and significant effect on the formation of human capital via the incentive mechanism. On the other hand, the direct effect of migration of highly educated people on human capital accumulation of the country of origin is negative. Our findings imply that those opposite effects cancel out each other. Therefore, the net effect of migration on human capital accumulation is zero. Also, we examine the effect of brain drain on economic growth in the country of origin. Our findings indicate that migration of skilled or highly educated people has a negative and significant effect on the economic growth of those countries. So, our results do not imply a brain gain for sending countries.

Keywords: Brain Drain, Migration, Human Capital, Economic Growth.
JEL: F22, O15, J44.

* دانشیار اقتصاد دانشگاه تهران (نویسنده مسئول)
Email: trahmani@ut.ac.ir
** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
Email: mortezamazaheri88@gmail.com

* Associate Professor, Tehran University, Tehran, Iran (Corresponding Author).
** Ph.D. Student in Economics, Allame Tabatabaiee University, Tehran, Iran.

۱- مقدمه

در دهه‌های گذشته مهاجرت به مقدار قابل توجهی افزایش یافته و آنچه بسیار حائز اهمیت است، میزان مهاجرت افراد ماهر و متخصص است که از آن تحت عنوان فرار مغزها یاد می‌شود. فرار مغزها هم از نظر کمی و هم از نظر کیفی در مقایسه با مهاجرت‌های زمان‌های گذشته متفاوت می‌باشد، زیرا مهاجرت دانشمندان در زمان‌های پیشین به ندرت انجام می‌شد، در حالی‌که در دهه‌های گذشته مهاجرت بین‌المللی پدیده‌ای مداوم و رو به افزایش بوده است. بسیاری از دولت-های کشورهای مبدأ نگرانی‌های عمده‌ای درباره پیامدهای منفی احتمالی فرار مغزها بر روی رشد اقتصادی، آموزش، توزیع درآمد، رفاه و سایر متغیرهای مهم اقتصادی دارند، این نگرانی‌ها از این واقعیت نشأت می‌گیرد که فرار مغزها به معنای خروج یکی از محدودترین عوامل تولید یعنی سرمایه انسانی است و سرمایه انسانی یکی از عوامل اساسی تعیین کننده رشد اقتصادی است (وانگ و ویپ، ۱۹۹۹: ۷۰۰)[1].

در ابتدای توجه به این پدیده تنها اثرات منفی آن بر کشورهای مبدأ مورد توجه قرار گرفت، اما پس از چند دهه رویکرد جدیدی نسبت به فرار مغزها شکل گرفت که بر اثرات مثبت فرار مغزها بر کشورهای مبدأ تأکید می‌کرد. بیشتر پژوهش‌های انجام شده در مورد پیامدهای مهاجرت افراد متخصص بر کشور مبدأ به صورت بررسی‌های نظری بوده و به دلیل نبودن آمار و ارقام تا سالیان اخیر پژوهش‌های تجربی چندانی در این مورد انجام نشده است. از آن گذشته نتایج پژوهش‌های انجام گرفته در این مورد مناقشه برانگیز است و هم در پژوهش‌های نظری و هم در پژوهش‌های تجربی نتایجی هم در تأیید ادبیات سنتی و هم در تأیید ادبیات جدید به دست آمده است.

از آن‌رو که کشور ما از جمله کشورهای مهاجرفرستی است که قسمت قابل توجهی از مهاجران آن را افراد تحصیلکرده و متخصص تشکیل می‌دهند و از آنجا که ادبیات مرسوم و ادبیات جدید مهاجرت نیروی متخصص هر کدام استدلال‌های گوناگونی در مورد پیامدهای مهاجرت برای کشور مبدأ دارند، ضرورت دارد تا در پژوهشی به بررسی اثر مهاجرت نیروی متخصص بر سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در کشورهای مبدأ پرداخته شود و فرضیه سودمندی مهاجرت افراد متخصص مورد بررسی و آزمون قرار گیرد. هدف این پژوهش نیز آن است که با استفاده از داده‌ها و آمار موجود اثر مهاجرت افراد متخصص را بر شکل‌گیری سرمایه انسانی و رشد در کشورهای مبدأ (کشورهای در حال توسعه) مورد آزمون قرار دهد.

در ادامه مقاله ابتدا مبانی نظری شامل میزان و روند این پدیده و سپس دلایل افزایش این پدیده ارائه شده و پس از آن نظریات و رویکردهای مربوط به مهاجرت و فرار مغزها با تأکید بر ادبیات جدید و قدیم فرار مغزها ارائه می‌شود. در خاتمه نیز نتایج بررسی تجربی اثر فرار مغزها بر انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

واژه فرار مغزها اولین بار جهت توصیف مهاجرت دانشمندان و مهندسین بریتانیایی به ایالات متحده به کار برده شد و از آن پس به مهاجرت افراد با استعداد و متخصص از کشوری به کشور دیگر اطلاق می‌شود (جیانوکولو، ۲۰۰٤: ۳)[2]. در سال ۲۰۰۸ در برخی لغت‌نامه‌های اقتصادی به اثرات مثبت فرار مغزها اشاره گردید: «اصطلاح فرار مغزها نشان‌دهنده انتقال بین‌المللی سرمایه انسانی است و عمدتاً در مورد مهاجرت افراد با تحصیلات بالا از کشورهای در حال توسعه به توسعه‌یافته به کار می‌رود. در حالی‌که فرار مغزها به مدت طولانی به عنوان یک عامل مضر برای رشد بالقوه کشورهای فقیر در نظر گرفته می‌شد، تحقیقات اقتصادی اخیر بر تعدادی از اثرات بازخوردی مثبت که از مشارکت مهاجران متخصص

1. Wong & Yip (1999)

2. Giannoccolo (2004)

در شبکه‌های تجاری ایجاد می‌شود، تأکید کرده و اشاره کرده‌اند که تحت شرایط مشخصی چشم‌انداز مهاجرت به طور مثبتی بر سرمایه انسانی در کشور مبدأ تأثیر می‌گذارد» (دیکشنری پالگریو، ۲۰۰۸: ۳۱۵)[1].

به هر حال تعاریفی که از فرار مغزها ارائه می‌شود در حال تغییر است و اصطلاحات جدیدی نیز مانند تبادل مغزها[2]، اتلاف مغزها[3] و چرخش مغزها[4] به ادبیات مرتبط با این موضوع اضافه شده است.

یکی از حقایق قابل توجه در مورد مهاجرت بین‌المللی این است که در دهه‌های اخیر سهم مهاجرت افراد متخصص از کل میزان مهاجرت بین‌المللی افزایش یافته است، به طوری که در فاصله سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۰ تعداد مهاجران متخصص ساکن در کشورهای OECD، ٪۶۳/۷ افزایش یافته است، در حالی‌که در همین دوره تعداد مهاجران دارای مهارت اندک فقط ٪۱۹/۹ افزایش یافته است (بینه و همکاران، ۲۰۰۸: ۶۳۱)[5]. متوسط نرخ مهاجرت نیروی کار با مهارت پایین، با مهارت متوسط و با مهارت بالا به ترتیب ٪۰/۹۴ ، ٪۱/۶۴ و ٪۹۴/۵ است.

به طور کلی عوامل مؤثر بر فرار مغزها را می‌توان به دو دسته عوامل طرف تقاضا (تقاضای نیروی کار متخصص در کشورهای مهاجرپذیر) و عوامل طرف عرضه (عرضه نیروی کار متخصص در کشورهای مهاجرفرست) تقسیم کرد. در طرف عوامل طرف تقاضا، پدیده فرار مغزها با معرفی سیاست‌های مهاجرپذیری انتخابی در بسیاری از کشورهای سازمان همکاری و توسعه اقتصادی در دهۀ ۸۰ میلادی تقویت شد. در طرف عرضه نیز به طور کلی گرایش افراد تحصیلکرده برای مهاجرت به کشورهای توسعه‌یافته بیشتر است (همان: ۶۳۱). علاوه بر موارد بالا، جهانی شدن نیز این امکان را فراهم آورد که سرمایه انسانی در جایی که کسب آن ارزان‌تر است انباشت شده و در جایی که ارزش آن بالاتر است به کار گرفته شود.

یکی از نظریات در مورد فرار مغزها نظریه جاذبه – دافعه[6] است. در این نظریه هر عمل مهاجرتی وابسته به عوامل مربوط به کشور مبدأ، عوامل مربوط به کشور مقصد و عوامل فردی است. این نظریه به طور ساده بیان می‌دارد که برخی افراد به خاطر عوامل رانشی که در محل زندگی وجود دارد (درآمدهای پایین، مشکلات سیاسی اجتماعی از قبیل جنگ‌های داخلی و منطقه‌ای، انقلاب‌ها، مشکلات بهداشتی درمانی و غیره) و به خاطر عوامل جاذبه که در مناطق دیگر وجود دارد (کسب درآمدهای بالا، وجود امکانات بالای بهداشتی و آموزشی، آزادی سیاسی اجتماعی و غیره) مهاجرت می‌کنند (بَنگ و میترا، ۲۰۱۱: ۳۳۶)[7].

نظریه نئوکلاسیک نیز پدیده مهاجرت را در چارچوب عرضه و تقاضای نیروی انسانی بررسی می‌کند. این نظریه با به کار بردن چارچوب عرضه و تقاضا برای نیروی انسانی ادعا می‌کند که پدیده مهاجرت تنظیم کننده نیروی کار است. به‌عبارت دیگر به علت تفاوت‌های موجود در عرضه و تقاضای نیروی کار در مناطق مختلف جغرافیایی، بازار کار در یک حالت عدم تعادل به سر می‌برد و مهاجرت یک پدیده تنظیم کننده این بازار است. در کشورهای توسعه‌یافته‌تر عرضه نیروی انسانی پایین‌تر و سطح دستمزد بالاتر است، حال آنکه در کشورهایی که کمتر توسعه‌یافته‌اند عرضه نیروی انسانی بالاتر و سطح دستمزد پایین‌تر است. این تفاوت در دستمزد باعث می‌شود که افراد از ناحیه با دستمزد پایین‌تر به ناحیه با دستمزد بالاتر مهاجرت کنند و این مهاجرت آنقدر ادامه می‌یابد که اختلاف دستمزد به جایی برسد که با هزینه‌های مهاجرت (چه هزینه‌های پولی، مالی و چه هزینه‌های روانی) برابر شود.

1. The New Palgrave Dictionary of Economics (2008)
2. Brain Exchange
3. Brain Waste
4. Brain Circulation
5. Beine et al. (2008)
6. Push and Pull Theory
7. Bang & Mitra (2011)

۲-۱ رویکردهای جهان‌گرا و ملی‌گرا در مورد فرار مغزها

در نظریه نئوکلاسیک، مهاجرت بین‌المللی کارایی اقتصادی را از طریق انتقال نیروی کار از مناطق با بهره‌وری پایین به مناطق با بهره‌وری بالا افزایش می‌دهد. مهاجرت نیروی کار از اقتصادهای با مازاد نسبی نیروی کار به مناطق با مازاد نسبی سرمایه انتقال می‌یابد. در نتیجه این انتقال، مهاجران از حقوق بالاتر در کشور مقصد بهره‌مند می‌شوند و اعضای خانواده در کشور مبدأ از طریق وجوه ارسالی در این منفعت سهیم می‌شوند. جمعیت غیرمهاجر در کشور مبدأ نیز به علت کاهش نسبی عرضه نیروی کار از حقوق بالاتر بهره‌مند می‌شوند. در سطح بین‌المللی هم تفاوت در قیمت عوامل تولید کاهش یافته و تولید جهانی افزایش می‌یابد. اما در مورد مهاجرت سرمایه انسانی، جابه‌جایی نیروی کار پیامدهای مستقیم و غیرمستقیمی را ایجاد می‌کند که باید به حساب آورده شوند (داکویر و راپوپورت، ۲۰۰۷: ۲۳)[1]. پیامدهای فرار مغزها در قالب دو دیدگاه جهان‌گرا و ملی‌گرا قابل بررسی است. در دیدگاه جهان‌گرا تنها به پیامدهای فرار مغزها بر اقتصاد جهانی توجه می‌شود در حالی‌که در دیدگاه ملی‌گرا پیامدهای این پدیده بر اقتصاد کشورها و نه اقتصاد جهانی مورد توجه قرار می‌گیرد.

۲-۱-۱ رویکرد جهان‌گرا[2]

این رویکرد توسط جانسون مطرح شد و بیان می‌دارد که فرار مغزها صرفاً منعکس کننده عملکرد بازار بین‌المللی برای عامل تولید سرمایه انسانی «نیروی انسانی متخصص» است و سرمایه انسانی مانند سرمایه فیزیکی از مناطقی که دارای بازدهی کمتری است به سمت مناطقی که دارای بازدهی بالاتری است جریان می‌یابد. این رویکرد همچنین معتقد است که انتقال نیروی انسانی متخصص دارای سود دو طرفه هم برای کشور مبدأ و هم برای کشور مقصد است و می‌بایست یک سیاست عدم مداخله دولت در مهاجرت دنبال شود. در این رویکرد مهاجرت بین‌المللی نیروی کار موجب منفعت هم برای افراد مهاجر و هم برای جامعه جهانی است و موجب افزایش تولید جهانی می‌شود. به عبارتی جدای از سود کشورهای مقصد، مهاجرت به طور غیرمستقیم موجب سود کشورهای مهاجرفرست نیز می‌شود (آگراوال و همکاران، ۲۰۱۱: ٤٣)[3]. به این ترتیب در این الگو اگر چه ممکن است مهاجرت نیروی انسانی متخصص به زیان کشور مبدأ باشد ولی تا زمانی که مجموعه منافعی که عاید شخص مهاجر و کشور مقصد می‌شود از زیان کشور مبدأ بیشتر باشد، مهاجرت امری سودمند بوده و موجب افزایش منافع جهانی خواهد شد.

۲-۱-۲ رویکرد ملی‌گرا

کنترل مهاجرت بین‌المللی به طور عمده در اختیار کشورهای مقصد است. بیشتر کشورهای مقصد، مهاجرت بین‌المللی را به شدت مقید کرده‌اند و این برخلاف نگرش آن‌ها نسبت به آزادی در مواردی مانند تجارت و سرمایه‌گذاری است. همچنین به این علت که کشورهای مقصد قادر به وضع سیاست‌های مهاجرتی‌اند، تمایل کمتری نسبت به اهمیت در مورد نگرانی‌های کشورهای مبدأ دارند، لذا در دیدگاه ملی‌گرا بیشتر به اثرات مهاجرت بر کشور مبدأ توجه می‌شود. این موضوع که مهاجرت افراد متخصص چه پیامدهایی را برای کشور مبدأ به همراه دارد موضوع بررسی‌های نظری متعددی بوده است و هر کدام با توجه به فروض و چارچوب خاص خود به نتایج بعضاً متفاوتی رسیده‌اند. به طور کلی در این زمینه دو دیدگاه متفاوت وجود دارد که تحت عنوان ادبیات سنتی و ادبیات جدید از آن‌ها نام برده می‌شود. در ادبیات سنتی[4] که از اواسط دهه ۱۹٦۰ مطرح شد بر پیامدهای منفی مهاجرت برای کشورهای مبدأ تأکید می‌کند در حالی‌که در ادبیات جدید[5] به پیامدهای مثبت آن برای کشورهای مبدأ

1. Docquier & Rapoport (2007)
2. Internationalist View
3. Agrawal et al. (2011)
4. Brain Drain
5. Brain Gain

تأکید شده و عنوان می‌شود که این اثرات مثبت از زیان‌های خروج نیروهای متخصص می‌کاهد و در مواردی زیان‌های آن را جبران می‌کند.

الف: ادبیات سنتی فرار مغزها

طبق ادبیات سنتی فرار مغزها، این پدیده اثرات منفی بر اقتصاد کشورهای مبدأ دارد. این رویکرد معتقد است که سرمایه انسانی جزء لاینفک توسعه اقتصادی و اجتماعی کشور است و مهاجرت سرمایه انسانی با ایجاد کمبود نیروی انسانی ماهر موجبات کاهش تولید را در کشور مبدأ فراهم می‌کند. مهاجرت نیروی ماهر از طرق زیر به کشور مبدأ زیان وارد می‌کند:

-زیان‌های مربوط به هزینه‌های آموزش

یکی از زیان‌هایی که از مهاجرت نیروی متخصص به جامعه وارد می‌شود، زیان‌های مربوط به هزینه‌های آموزشی است که صرف آموزش آن‌ها شده است (بگواتی و همدا، ۱۹۷٤: ۲۱)[1]. در بسیاری از کشورها، درصد قابل توجهی از هزینه تحصیلات از طریق مخارج عمومی تأمین می‌شود لذا خروج افراد متخصص به معنای از بین رفتن سرمایه‌گذاری انجام گرفته در سرمایه انسانی نیروی کار است و لذا حفظ سطح سرمایه انسانی مستلزم مخارج عمومی بیشتر و دریافت مالیات‌های بیشتر از افراد باقیمانده است که باعث ضرر در رفاه افراد ساکن در کشور خواهد شد. در واقع هزینه‌های آموزشی نوعی سرمایه‌گذاری است و لذا انتظار می‌رود فرد آموزش دیده پس از پایان تحصیلات، دِین خود را از طریق کارکردن، پرداخت مالیات و انجام سایر خدمات اجتماعی به جامعه ادا نماید.

-تأثیر بر فرایند تولید و ترکیب عوامل تولید

مهاجرت افراد متخصص به طور مستقیم، بیکاری نیروی کار متخصص را کاهش می‌دهد اما از آن‌جا که عوامل تولید جانشین ناقص یکدیگرند، مهاجرت سبب کمبود نسبی افراد متخصص در فرایند تولید و ترکیب ناکارای عوامل تولید می‌شود (دی ماریا و استیروسکی، ۲۰۰۹: ۳۱۱)[2]. این پدیده بیکاری نیروی انسانی غیرمتخصص را افزایش و دستمزدهای آنها را کاهش می‌دهد و سبب کاهش سطح رفاه در جامعه خواهد گردید. به‌عبارت دیگر، نیروی کار ماهر و غیرماهر در فرایند تولید مکمل یکدیگرند و با توجه به این حقیقت که بسیاری از کشورهای در حال توسعه با فراوانی نیروی کار غیرماهر و کمبود نیروی کار ماهر روبه‌رو هستند، لذا ممکن است مهاجرت نیروی کار ماهر اثرات منفی قابل توجهی بر روی اشتغال، بهره‌وری و دستمزد سایرین داشته باشد.

-زیان ناشی از فقدان ایده‌های بهتر

می‌توان ادعا کرد که عامل نیروی انسانی متخصص و ماهر است که باعث پیشرفت سازمان‌ها و افزایش بهره‌وری می‌شود. از دست دادن افراد متخصص به معنای از دست دادن ایده‌های آنها برای تولید کاراتر، حکمرانی بهتر و همچنین اثرات جانبی آنها بر انگیزش و یادگیری دیگران است، لذا خروج این نیروها در بلندمدت به طور جدی کشور مبدأ را در مدیریت امور، اتخاذ فناوری‌های نوین و ابداعات تحت تأثیر قرار می‌دهد (هک و کیم، ۱۹۹۵: ۵۷۸)[3].

-زیان ناشی از کاهش سرمایه انسانی در کشور مبدأ

مهاجرت نیروی انسانی ماهر، اثر بسیار مهمی بر تشکیل سرمایه انسانی دارد. اگر چه در اکثر کشورهای در حال توسعه نیروی کار به وفور یافت می‌شود لیکن آنچه که کمبود آن کاملاً محسوس می‌باشد، نیروی کار ماهر و آموزش دیده است (گِیلُر و تسیدون، ۱۹۹۷: ۹۳)[4].

-زیان ناشی از اثرات جانبی خروج سرمایه انسانی

در رابطه با آموزش، بسیاری از اقتصاددانان بر این باورند که آموزش دارای اثرات جانبی مثبت است و لذا دستمزد دریافتی نیروی انسانی ماهر کمتر از تولید اجتماعی آنهاست. یک فرد آموزش دیده نه تنها از طریق تولید فیزیکی خود به جامعه کمک می‌کند، بلکه خدماتی به جامعه ارائه می‌دهد که کمتر

1. Bhagwati & Hamada (1974)

2. Di Maria & Stryszowski (2009)
3. Haque & Kim (1995)
4. Galor & Tsiddon (1997)

آشکار بوده و نمی‌توان آنها را به طور دقیق ارزیابی کرد. افزایش سطح آموزش جامعه هزینه‌های دولت را در ارتباط با بسیاری از معضلات و مسائل کاهش می‌دهد. لذا با توجه به اثرات جانبی مثبت آموزش، مهاجرت نیروی انسانی ماهر اثر منفی بر رفاه اجتماعی جمعیت غیرمهاجر خواهد گذاشت (میاگیوا، ۱۹۹۱: ٧٤٤)[1].

-زیان رفاهی ناشی از عدم ارائه خدمات ضروری

ارائه برخی از خدمات عمومی نظیر خدمات بخش بهداشت و درمان نیاز به افرادی دارد که سرمایه انسانی بالایی دارند. از سوی دیگر این خدمات جزء خدمات کاملاً ضروری است که فراهم کردن آنها نقش عمده‌ای در رفاه مردم دارد. مهاجرت افراد متخصص در این بخش‌ها ارائه این گونه خدمات ضروری را با مشکل مواجه خواهد کرد و بر رفاه عمومی تأثیر منفی می‌گذارد (راگهورام، ۲۰۰۹: ٢٦)[2].

با توجه به موارد بالا ادبیات سنتی فرار مغزها پیشنهاد می‌کند که برای حفظ ثبات اقتصادی کشورهای در حال توسعه لازم است در این زمینه دخالت‌هایی صورت گیرد. این گروه معتقدند که تحلیل منافع و زیان‌های حاصل از مهاجرت بین‌المللی نیروی انسانی ماهر شبیه به تحلیل منافع و زیان حاصل از تجارت بین‌المللی است، اگر چه تجارت از نظر جهانی بر نبود تجارت برتری دارد ولی تحت برخی از شرایط ممکن است برقراری یک سطح بهینه تعرفه به نفع منافع ملی کشور باشد.

ب: ادبیات جدید فرار مغزها

از اواسط دهه ۹۰ میلادی موج جدیدی از مدل‌های پویا نتایج مطالعات پیشین در مورد فرار مغزها را به چالش کشید و بر منافع مهاجرت نیروی متخصص بر کشورهای مبدأ تأکید کرد. در ادبیات جدید این مسئله مطرح شد که مهاجرت نیروی متخصص منافعی را برای کشور میزبان ایجاد می‌کند و این منافع، کل یا بخشی از پیامدهای منفی مهاجرت نیروی متخصص را جبران می‌کند. با لحاظ اثرات مثبت مهاجرت نیروی کار متخصص در اقتصاد، می‌توان نشان داد که تحت شرایط معینی مهاجرت افراد متخصص و ماهر منجر به افزایش سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه می‌شود (بینه و همکاران، ۲۰۰۸: ٦٣٢)[3]. منافعی که در پژوهش‌های انجام شده در مورد منافع مهاجرت نیروی متخصص برای کشور مبدأ بیان شده به شرح زیر است:

-وجوه ارسالی

میزان وجوه ارسالی توسط مهاجران در دهه‌های اخیر به میزان قابل توجهی افزایش یافته است و بنا بر اعلام بانک جهانی مقدار آن از ۱۳۲ میلیارد دلار آمریکا در سال ۲۰۰۰ به ۵۵۰ میلیارد دلار در سال ۲۰۱۳ رسیده است که بالغ بر ٤١٤ میلیارد دلار آن مربوط به کشورهای در حال توسعه بوده است (بانک جهانی، ۲۰۱۳/۱۱/۱۰)[4].

نتایج مطالعات نظری و تجربی در مورد اثر وجوه ارسالی بر رشد اقتصادی قدری متفاوت است (شاه‌آبادی و پوران، ۱۳۸۹: ۸)، دسته‌ای از مطالعات بر اثرات مثبت و دستهٔ دیگر بر پیامدهای منفی آن تأکید کرده‌اند. آن دسته از مطالعات که بر پیامدهای مثبت وجوه ارسالی بر رشد اقتصادی تأکید دارند استدلال می‌کنند که وجوه ارسالی که مهاجران می‌فرستند، با افزایش سطح درآمد و مصرف دریافت کنندگان وجوه، رفاه آنها را افزایش می‌دهد و هم وارد چرخه اقتصادی کل کشور شده و از این طریق بر رفاه کل جامعه اثر مثبت می‌گذارد. همچنین وجوه ارسالی بر تصمیم خانوارها در میزان عرضه کار، تحصیل، انتخاب شغل، زاد و ولد و مصرف اثرات مثبت و معنی‌داری بر جای می‌گذارد. این موضوع به ویژه در کشورهای فقیر که با محدودیت منابع مالی مواجه هستند اهمیت بیشتری می‌یابد. دستهٔ دیگری از مطالعات بر اثر منفی وجوه ارسالی بر رشد اقتصادی تأکید کرده‌اند. بر این اساس وجوه ارسالی می‌تواند نرخ مشارکت نیروی کار در بازار کار را کاهش داده و منجر به کاهش عرضهٔ نیروی کار شود یا اینکه منجر به تورم شده و اثرات منفی ایجاد کند (فاینی،

1. Miyagiwa (1991)
2. Raghuram (2009)
3. Beine et al. (2008)
4. http://go.worldbank.org/RR8SDPEHO0 (2013)

۲۰۰۷: ۱۷۹)[1].

-بازگشت مهاجران

مهاجران بازگشته با انتقال دانش و مهارتی که در خارج از کشور کسب کرده‌اند، باعث افزایش بهره‌وری سایر عوامل تولید و افزایش سرمایه انسانی در کشور مبدأ خواهند شد (بیوندو و همکاران، ۲۰۱۲: ۳۵۹)[2]. همچنین مهاجران بازگشته سرمایه‌های مالی و فیزیکی خود را نیز به کشور مبدأ منتقل کرده و از این راه نیز شرایط را برای رشد اقتصادی بهتر کشور خود فراهم می‌کنند (دُس سَنتوس و پُستل وینای، ۲۰۰۳: ۱۶۲)[3].

-ایجاد شبکه‌های تجاری و سهولت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

مطالعات اخیر در حوزهٔ تجارت بین‌الملل مهاجرت را مکمل تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌دانند. تشکیل شبکه‌های تجاری، سبب ایجاد پیوندهای تجاری، سرمایه-گذاری مستقیم خارجی، تقویت منافع ناشی از تجارت و انتشار دانش شده و از این طریق رشد اقتصادی کشور مبدأ را تحت تأثیر قرار می‌دهد. مهاجرت باعث ایجاد شبکه‌های تجاری بین داخل و خارج از کشور خواهد شد و از این طریق باعث افزایش روابط تجاری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌گردد و حتی اگر مهاجران به کشور خود باز نگردند با ایجاد شبکه‌های تجاری موجب رشد کشور مبدأ خواهند شد (گُلد، ۱۹۹٤: ۳۰٦ و ۳۰۷)[4].

-اثر مثبت بر تشکیل سرمایه انسانی در کشور مبدأ

یکی دیگر از اثرات مطرح شده درمورد منافع مهاجرت نیروی متخصص، اثری است که مهاجرت نیروی متخصص بر انباشت سرمایه انسانی در کشور مبدأ دارد. به‌عبارت دیگر انتظار بازدهی بالاتر مهارت‌های کسب شده یا افزایش امکان اشتغال در خارج از کشور موجب می‌شود نیروی کار قبل از مهاجرت انگیزه بیشتری برای کسب دانش و مهارت داشته باشد (استارک و دیگران، ۱۹۹۸: ۳٦۳ و ۳٦٤)[5]. طبق این دیدگاه مهاجرت در دو مقطع زمانی بر سرمایه انسانی اثرگذار است:

الف) قبل از وقوع مهاجرت[6]: میانگین سطح سرمایه انسانی و آموزش در کشورهای مهاجرفرست پایین‌تر از کشورهای مهاجرپذیر است و با توجه به این که میانگین سطح سرمایه انسانی در این کشورها پایین است، افراد انگیزه چندانی برای افزایش دانش و مهارت خود ندارند و سطح و بازدهی آموزش در این کشورها پایین است، اما از آن‌جا که سطح مهارت و سرمایه انسانی در کشورهای مهاجرپذیر بالاتر است افرادی که دورنمای مهاجرت را در ذهن خود دارند تلاش و سرمایه‌گذاری بیشتری در افزایش سرمایه انسانی خود انجام می‌دهند تا در صورت مهاجرت سرمایه انسانی مناسبی برای عرضه در بازار کار کشور مقصد داشته باشند. از این رو چشم‌انداز مهاجرت آتی منجر به افزایش انگیزه افراد برای کسب دانش و مهارت بیشتر می‌شود و موجب افزایش بازدهی ناشی از آموزش و افزایش سرمایه‌گذاری افراد در آموزش خواهد شد.

ب) بعد از وقوع مهاجرت[7]: در زمان اقدام برای مهاجرت برخی از افرادی که چشم‌انداز مهاجرت را در نظر گرفته بوده و به آن دلیل دانش و مهارت بیشتری کسب کرده بودند اقدام به مهاجرت کرده و برخی دیگر در کشور باقی خواهند ماند، لذا چشم‌انداز مهاجرت سبب افزایش سرمایه انسانی در افرادی شده است که در کشور باقی مانده و مهاجرت نکرده‌اند. سازمان بین‌المللی مهاجرت هم در سال ۲۰۰۳ اعلام داشت که چشم‌انداز کار در خارج از کشور بازده انتظاری سال‌های آموزش باقیمانده را افزایش می‌دهد و مردم را به سمت سرمایه‌گذاری بیشتر در آموزش هدایت می‌کند علی‌الخصوص در مشاغلی که در خارج از کشور بیشتر مورد

1. Faini (2007)
2. Biondo et al. (2012)
3. Dos Santos & Postel-Vinay (2003)
4. Gould (1994)
5. Stark et al. (1998)
6. Ex-ante
7. Ex-post

تقاضا می‌باشند (سازمان بین‌المللی مهاجرت ، ۲۰۰۳: ۲۱۲)[1].

خالص اثرات مهاجرت بر تشکیل سرمایه انسانی به برآیند اثرات فوق بستگی خواهد داشت. به‌عبارت دیگر در صورتی که مکانیسم انگیزش به اندازه کافی بزرگ باشد و درصد قابل توجهی از افرادی که اقدام به کسب دانش و مهارت بیشتر کرده‌اند در کشور باقی بمانند آنگاه ممکن است مهاجرت و چشم‌انداز آن سبب افزایش سرمایه انسانی در کشور مبدأ شود (بینه و همکاران، ۲۰۱۱: ۵۲۳)[2].

اثرات مهاجرت و فرار مغزها در مدل‌های نظری رشد اقتصادی در چارچوب ادبیات سنتی و جدید فرار مغزها مورد بررسی قرار گرفته است. مدل‌های تعمیم یافته سولو- سوآن، رمزی و مدل وانگ- ویپ اثر فرار مغزها بر رشد اقتصادی را در چارچوب ادبیات سنتی بررسی کرده‌اند. در این مدل‌ها مهاجرت افراد متخصص دارای اثرات منفی بر رشد اقتصادی کشورهای مبدأ می‌باشد. از سویی دیگر مونتفورد[3] اثر فرار مغزها بر رشد اقتصادی را در قالب ادبیات جدید بررسی کرده است و در این مدل فرار مغزها می‌تواند اثر مثبت بر رشد اقتصادی داشته باشد (مونتفورد، ۱۹۹۷: ۳۰۰). علاوه بر الگوهای نظری، در پژوهش‌های تجربی نیز اثر مهاجرت افراد متخصص بر سرمایه انسانی و رشد اقتصادی کشورهای مبدأ مورد بررسی قرار گرفته است که به برخی از آنها در زیر اشاره شده است:

مطالعات خارجی

بینه و همکاران[4]: به علت اینکه در زمان انجام این پژوهش داده‌ای در مورد مهاجرت افراد با طبقه‌بندی تحصیلات موجود نبود از متغیر مهاجرت ناخالص به عنوان یک متغیر جایگزین برای نرخ مهاجرت افراد متخصص استفاده شده است. پژوهشگران در این مقاله نتیجه گرفته‌اند که چشم انداز مهاجرت و خود مهاجرت به ترتیب اثر مثبت و منفی بر رشد اقتصادی کشور مبدأ دارد (بینه و همکاران، ۲۰۰۱: ۲۷۵).

بینه و همکاران[5]: نتایج این پژوهش حاکی از آن است که چشم‌انداز مهاجرت اثر مثبت و معنی‌داری بر انباشت سرمایه انسانی دارد. به منظور بررسی اثر مهاجرت بر سرمایه انسانی موردی کشورها از تکنیک‌های شبیه سازی استفاده شده است. نتایج شبیه سازی نشان می‌دهد که تنها تعداد اندکی از کشورها از مهاجرت نیروی متخصص نفع می‌برند و تعداد قابل توجهی از کشورها از مهاجرت نیروی متخصص آسیب می‌بینند (بینه و همکاران، ۲۰۰۸: ۶۳۱).

مطالعات داخلی

عسگری و تقوی: در این مقاله از داده‌های مقطعی استفاده شده است. نتیجه مقاله نشان می‌دهد که جریان فرار مغزها انباشت سرمایه انسانی را در تمام کشورهای در حال توسعه با سطوح مختلف درآمدی به طور مثبت و معنی داری تحت تأثیر قرار می‌دهد. البته در این مقاله تنها اثر انگیزشی چشم‌انداز مهاجرت بررسی شده و به اثر خالص نهایی مهاجرت بر تشکیل سرمایه انسانی پرداخته نشده است (عسگری و تقوی، ۱۳۸۹: ۱۱۵).

طیبی و همکاران: در این مقاله با استفاده از داده‌های مهاجرت پزشکان به ۶ کشور OECD اثر فرار مغزها بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه مورد بررسی قرار گرفته است و این نتیجه به دست آمده که مهاجرت اثر منفی بر انباشت سرمایه انسانی کشورهای مبدأ دارد. منتها در این مقاله نیز اثرات مهاجرت بر انباشت سرمایه انسانی به تفکیک اثرات انگیزشی قبل از وقوع مهاجرت و اثرات بعد از رخ دادن مهاجرت مورد بررسی قرار نگرفته و این اثرات در چارچوب ادبیات جدید فرار مغزها از هم تفکیک نشده است (طیبی و همکاران، ۱۳۹۰: ۹۰).

فرضیه تحقیق

از آنجا که ادبیات مرسوم و ادبیات جدید مهاجرت نیروی متخصص، هر کدام استدلال‌های گوناگونی در مورد پیامدهای مهاجرت بر کشور مبدأ دارند، در ادامه به بررسی اثر مهاجرت

1. International Organization of Migration (2003)
2. Beine et al. (2011)
3. Mountford (1997)
4. Beine et al. (2001)
5. Beine et al. (2008)

افراد متخصص بر انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه در چارچوب ادبیات جدید پرداخته می‌شود. فرضیه تحقیق آن است که مهاجرت افراد متخصص منجر به افزایش سرمایه انسانی و رشد اقتصادی کشور مبدأ خواهد شد.

۳- روش‌شناسی تحقیق

بیشتر پژوهش‌ها در مورد اثر مهاجرت بر سرمایه انسانی و رشد اقتصادی به صورت بررسی‌های نظری بوده و به دلیل در دسترس نبودن داده‌ها، پژوهش‌های تجربی صورت گرفته در این موضوع تنها بر اساس داده‌های مقطعی بوده‌اند اما در این پژوهش با استفاده از داده‌های پنل و روش‌های اقتصادسنجی مربوط به آن مسئله تحقیق بررسی شده است. در این پژوهش برای متغیرهای نرخ مهاجرت و تعداد نیروی کار از داده‌های گردآوری شده توسط دیفورت[1] (۲۰۰۸: ۳۱۸-۲۸۵) استفاده شده است که در بانک داده‌های بانک جهانی و سازمان همکاری و توسعه اقتصادی موجود است. داده‌های ذکر شده مقادیر متغیرهای فوق را در مقاطع زمانی ۵ ساله از سال ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۰ بر اساس داده‌های جمع‌آوری شده از ٦ کشور ایالات متحده امریکا، کانادا، انگلستان، فرانسه، آلمان و استرالیا گزارش کرده است. کشورهای مذکور ۷۷ درصد از کل مهاجران کشورهای عضو OECD را در سال ۲۰۰۰ در خود دارند. یکی از وجوه تمایز این تحقیق استفاده از داده-هایی است که هم به خوبی وضعیت فرار مغزها را گزارش می‌کند و هم امکان تحلیل از طریق داده‌های پنل که خصوصیات بهتری نسبت به داده‌های مقطعی دارند را فراهم می‌کند. علاوه بر آن در هیچ کدام از پژوهش‌های قبلی مخصوصاً پژوهش‌های انجام گرفته در داخل، محقق به تفکیک اثرات قبل از وقوع مهاجرت (انگیزشی) و بعد از وقوع مهاجرت دقت لازم را نداشته‌اند و این دو اثر را از هم تفکیک ننموده‌اند. از آنجا که ادبیات جدید مهاجرت سرمایه انسانی مربوط به اثرات انگیزشی قبل از وقوع مهاجرت است، لذا می‌توان گفت که در حقیقت هیچ کدام از پژوهش‌های پیشین مسئله تأثیر مهاجرت بر انباشت سرمایه انسانی را به درستی بررسی نکرده‌اند، اما در این پژوهش هم اثر انگیزشی قبل از وقوع مهاجرت (که در ادبیات جدید بر آن تأکید شده است) و هم اثر مهاجرت بر انباشت سرمایه انسانی بعد از وقوع مهاجرت در نظر گرفته شده است. در نهایت نیز اثر خالص مهاجرت بر انباشت سرمایه انسانی (که مجموع دو اثر قبل و بعد از وقوع مهاجرت است) مورد بررسی قرار گرفته است. جامعه مورد بررسی نیز کشورهای در حال توسعه می‌باشد. در این پژوهش برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و تخمین مدل نیز از نرم‌افزارهای Excel و Eviews استفاده شده است.

در ادامه به بررسی تجربی اثر فرار مغزها بر انباشت سرمایه انسانی پرداخته می‌شود. متغیرهای توضیحی و وابسته در این رگرسیون به شرح زیر است:

رشد شاخص سرمایه انسانی $\frac{(d\log hsra_{it})}{5}$: متغیر وابسته متوسط رشد شاخص سرمایه انسانی است که در این پژوهش به تبعیت از پژوهش بینه (۲۰۰۹) به صورت درصدی از نیروی کار که دارای تحصیلات بالای ۱۲ سال هستند در نظر گرفته شده است. متغیرهای توضیحی مورد استفاده قرار گرفته در تخمین نیز به شرح زیر است:

شاخص سرمایه انسانی در دوره قبل $(\log(hsra_{i(t-5)})$: به منظور بررسی همگرایی در سرمایه انسانی در کشورهای در حال توسعه مقدار شاخص سرمایه انسانی در دوره قبل به عنوان متغیر توضیحی در الگوی رگرسیون وارد می‌شود.

نرخ مهاجرت افراد تحصیلکرده در دوره قبل (چشم‌انداز مهاجرت آتی) $(\log(hsmr_{i(t-1)})$: برای بررسی اثرات چشم‌انداز مهاجرت بر انباشت سرمایه انسانی قبل از وقوع مهاجرت، نرخ مهاجرت در دوره قبل به عنوان شاخصی برای در نظر گرفتن احتمال مهاجرت آتی (چشم‌انداز مهاجرت) در الگوی رگرسیونی وارد می‌شود. در صورتی که این ضریب مثبت و معنادار باشد آنگاه مکانیسم انگیزش در انباشت

1. Defoort (2008)

سرمایه انسانی که در ادبیات جدید بر آن تأکید شده تأیید می‌گردد.

نرخ مهاجرت افراد تحصیلکرده در دوره جاری $\log(hsmr_{it})$: در زمان وقوع مهاجرت افراد متخصص، مقداری سرمایه انسانی از کشور خارج می‌شود، لذا به منظور در نظر گرفتن اثر مهاجرت بر انباشت سرمایه انسانی بعد از وقوع آن، نرخ مهاجرت در دوره جاری در الگوی رگرسیونی وارد می‌شود.

همچنین متغیرهای توضیحی دیگری از جمله مخارج عمومی در تحصیلات $\log(pube_{it})$ و درآمد سرانه $\log(gdppc_{it})$ نیز به عنوان متغیر توضیحی وارد الگوی رگرسیونی می‌شود. با توجه به اینکه داده‌های مهاجرت و نیروی کار دارای تحصیلات دانشگاهی فقط برای مقاطع زمانی ۵ ساله از سال ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۰ موجود است و همچنین برای به دست آوردن $\frac{(d\log hsra_{it})}{5}$ یکبار تفاضل‌گیری می‌کنیم لذا تنها ٤ مشاهده زمانی در هر مقطع در اختیار داریم. تصریح الگوی رگرسیونی استفاده شده به صورت زیر است:

$$\frac{(d\log hsra_{it})}{5} = c_1 + c_2\log(hsra_{i(t-5)}) + c_3\log(hsmr_{i(t-5)}) + c_4\log(hsmr_{it}) + c_5\log(gdppc_{it}) + c_6\log(pube_{it}) + \varepsilon_{it}$$

نتایج آزمون F لیمر و آزمون هاسمن نشان می‌دهد که در سطح معنی‌داری یک درصد، مدل انباشت سرمایه انسانی باید به صورت اثرات ثابت تخمین زده شود.

جدول (۱): نتایج آزمون F لیمر و هاسمن در رگرسیون انباشت سرمایه انسانی

نام آزمون	آماره	p- value	نتیجه
F لیمر	۳/۲۲	۰/۰۰۰	رد تلفیقی بودن داده‌ها
هاسمن	۱۱۰/۳۰	۰/۰۰۰	رد اثرات تصادفی

مأخذ: محاسبات محقق

نتایج حاصل از تخمین نشان می‌دهد که ضریب شاخص سرمایه انسانی در دوره قبل مقداری منفی و معنادار است و لذا همگرایی شرطی در شاخص سرمایه انسانی در بین کشورهای در حال توسعه تأیید می‌شود، به این معنا که در کشورهای با سرمایه انسانی کمتر، رشد سرمایه انسانی بیشتر است. ضریب نرخ مهاجرت افراد ماهر و تحصیلکرده (فرار مغزها) در دوره قبل، دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر انباشت سرمایه انسانی در کشور است و لذا فرض اول مبنی بر اثر انگیزشی چشم‌انداز مهاجرت آتی بر تشکیل سرمایه انسانی قبل از وقوع مهاجرت که در ادبیات جدید مورد تأکید قرار گرفته تأیید می‌شود. ضریب نرخ مهاجرت افراد ماهر و تحصیلکرده (مغزها) در دوره جاری دارای اثر منفی و معنی‌داری بر انباشت سرمایه انسانی است.

خالص اثر مهاجرت بر انباشت سرمایه انسانی به برآیند اثرات انگیزشی چشم‌انداز مهاجرت (اثر مثبت) و خود مهاجرت (اثر منفی) بستگی دارد. نتایج تخمین نشان می‌دهد که ضریب چشم‌انداز مهاجرت (۰/۱۱٦) و ضریب خود مهاجرت (۰/۱۰۲-) می‌باشد.

جدول (۲): نتایج تخمین از طریق اثرات ثابت در رگرسیون انباشت سرمایه انسانی

متغیر	ضریب	p- value
عرض از مبداء (c_1)	-۰/۲۰۳	۰/۱٤
$c_2 = \log(hsra_{i(t-5)})$	-۰/۰٤۱	۰/۰۰
$c_3 = \log(hsmr_{i(t-5)})$	۰/۱۱٦	۰/۰۰
$c_4 = \log(hsmr_{it})$	-۰/۱۰۲	۰/۰۰
$c_5 = \log(gdppc_{it})$	۰/۰۱۱	۰/۲۸
$c_6 = \log(pube_{it})$	۰/۰۱۰	۰/۳۳

مأخذ: محاسبات محقق

برای بررسی این که آیا این ضرایب همدیگر را خنثی می‌کنند یا خیر، آزمون والد را انجام می‌دهیم. نتایج آزمون والد نشان می‌دهد که دو ضریب از لحاظ آماری همدیگر را خنثی می‌کنند. این نتیجه را این‌گونه می‌توان تفسیر کرد که در مجموع اثر انگیزشی مثبت چشم‌انداز مهاجرت قبل از وقوع مهاجرت و اثر منفی خروج سرمایه انسانی به صورت فرار مغزها همدیگر را خنثی می‌کنند. با توجه به نتایج فوق اثر

انگیزشی مثبت مهاجرت بر انباشت سرمایه انسانی که مورد تأکید ادبیات جدید است وجود دارد، اما این اثر به اندازه‌ای قوی نیست که بر اثرات منفی خروج سرمایه انسانی غلبه کند.

جدول (۳): نتایج آزمون والد برای فرضیه $c_3 + c_4 = 0$

نام آماره	مقدار آماره	p- value
آماره F	۱/۷۳۰	۰/۱۹

مأخذ: محاسبات محقق

در ادامه در نظر داریم، اثر مهاجرت نیروی متخصص را بر رشد اقتصادی بررسی نماییم. متغیر وابسته ($GDPPCG_{it}$) نرخ رشد درآمد سرانه است. متغیرهای توضیحی نیز به شرح زیرند:

$\log(GFCF_{it})$ لگاریتم تشکیل سرمایه به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی است. $\log(LAB_{it})$ لگاریتم نیروی کار به صورت درصدی از جمعیت است. $\log(PUBE_{it})$ لگاریتم مخارج آموزشی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی است. $\log(TRADE_{it})$ لگاریتم تجارت خارجی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی است. $\log(REM_{it})$ لگاریتم وجوه ارسال شده به کشور به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی است. $\log(HSMR_{it})$ لگاریتم نرخ مهاجرت افراد متخصص است. با توجه به اینکه داده‌های مهاجرت فقط برای مقاطع زمانی ۵ ساله از سال ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۰ موجود است، تنها ۵ مشاهده زمانی در هر مقطع در اختیار داریم. تصریح رگرسیونی مورد استفاده قرار گرفته نیز به صورت زیر است:

$$GDPPCG_{it} = c_1 + c_2 \log(GFCF_{it}) + c_3 \log(LAB_{it}) + c_4 \log(PUBE_{it}) + c_5 \log(TRADE_{it}) + c_6 \log(REM_{it}) + c_7 \log(HSMR_{it}) + \varepsilon_{it}$$

نتیجه آزمون F لیمر نشان می‌دهد که مدل رگرسیون رشد می‌بایستی به صورت تلفیقی (Pool) تخمین زده شود.

جدول (٤): نتایج آزمون F لیمر در رگرسیون رشد درآمد سرانه

نام آزمون	آماره	p- value	نتیجه
F لیمر	۱/۳۰	۰/۱۲	پذیرش تلفیقی بودن داده‌ها

مأخذ: محاسبات محقق

نتایج حاصل از تخمین در جدول (۵) ارائه شده است:

جدول (۵): نتایج تخمین رگرسیون رشد

متغیر	ضریب	p- value
C1	-۲۰/۷٤	۰/۰۰۲
Log(grfcf)	۰/۷۵	۰/۰۰۱
Log(labr)	۱/۲۲	۰/۰۷
Log(pube)	-۰/۷٤	۰/۳۳
Log(trade)	۱/۷۱	۰/۰۲٤
Log(rem)	۰/۳٤	۰/۰۵۵
Log(hsmrt)	-۰/۵۷	۰/۱۵٤

مأخذ: محاسبات محقق

نتایج تخمین فوق نشان می دهد که مهاجرت افراد متخصص اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد که از لحاظ آماری معنی دار نیست. بار دیگر رگرسیون با روش GLS و دادن وزن مقطعی تخمین زده شد که نتایج آن در زیر آمده است.

جدول (٦): نتایج تخمین از طریق داده‌های ادغام شده و با روش GLS

متغیر	ضریب	p- value
C_1	-۲۲/٦۲	۰/۰۰
Log(grfcf)	۰/۷۸	۰/۰۰
Log(labr)	۰/۷۱	۰/۱۷
Log(pube)	-۰/٤٤	۰/۰۰
Log(trade)	۱/۷۳	۰/۰۰
Log(rem)	۰/۳٦	۰/۰۰
$Log(hsmr_t)$	-۰/٦۸	۰/۰۰

مأخذ: محاسبات محقق

بنابر نتایج تخمین متغیر تشکیل سرمایه نیز دارای اثر مثبتی بر رشد اقتصادی است که نتیجه‌ای مطابق انتظار است. متغیر تجارت خارجی نیز دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی است که می‌توان آن را این‌گونه تفسیر کرد که در کشورهایی که تجارت خارجی بالاتری دارند به صورت

مناسب‌تری از مزیت‌های نسبی بهره گرفته و با تخصص بیشتر در تولید، رشد کشور را تسریع می‌بخشند. متغیر وجوه ارسالی نیز دارای اثری مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی است که می‌توان آن را این‌گونه تفسیر کرد که وجوه ارسالی مهاجران، با افزایش سطح درآمد و مصرف دریافت کنندگان وجوه، وارد چرخه اقتصادی کل کشور شده و موجبات رشد اقتصادی بیشتر کشور را فراهم می‌آورد. نیروی کار خام بدون در نظر گرفتن سطح سرمایه انسانی تأثیری بر رشد اقتصادی ندارد. اثر مهاجرت افراد متخصص اثر منفی بر رشد اقتصادی است که می‌توان آن را این‌گونه تفسیر کرد که در مجموع اثرات زیان‌بار فرار مغزها که در ادبیات سنتی مورد تأکید قرار می‌گیرد، از اثرات مثبت که در ادبیات جدید مورد تأکید قرار گرفته فزونی یافته و لذا فرار مغزها اثر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای مبدأ دارد و کشورهای در حال توسعه هنوز موفق به بهره‌گیری از ظرفیت بالقوه مهاجران متخصص خود در کشورهای دیگر نشده‌اند، لذا فرضیه تحقیق مبنی بر اثر مثبت فرار مغزها بر رشد اقتصادی تأیید نمی‌گردد.

٤- بحث و نتیجه‌گیری

به طور کلی در مورد اثر مهاجرت افراد متخصص بر کشور مبدأ دو رویکرد وجود دارد. رویکرد اول که به ادبیات سنتی فرار مغزها مشهور است، فرار مغزها را پدیده‌ای مضر برای کشور مبدأ در نظر می‌گیرد، اما در رویکرد دوم که به ادبیات جدید فرار مغزها مشهور است بر اثرات مثبت فرار مغزها بر کشورهای مبدأ تأکید می‌شود. در این تحقیق با استفاده از داده‌های ترکیبی بین کشوری (پنل)، اثر فرار مغزها بر انباشت سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه مورد بررسی تجربی قرار گرفت. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که چشم‌انداز مهاجرت دارای اثرات انگیزشی مثبت و معناداری بر انباشت سرمایه انسانی است و لذا فرضیه وجود مکانیسم انگیزشی مهاجرت که در ادبیات جدید به آن توجه شده تأیید می‌شود. همچنین خود مهاجرت نیز در هر دوره اثر منفی بر انباشت سرمایه انسانی دارد. با توجه به تحلیل ضرایب والد می‌توان گفت که از لحاظ آماری مجموع برآیند اثرات چشم‌انداز مهاجرت (اثر انگیزشی مثبت) و خود آن (اثر منفی) بر انباشت سرمایه انسانی کشور مبدأ همدیگر را خنثی می‌کنند و در مجموع مهاجرت اثری بر تشکیل سرمایه انسانی ندارد.

در مرحله بعدی اثر مهاجرت بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که اثر مهاجرت افراد متخصص (فرار مغزها) بر رشد اقتصادی کشور مبدأ منفی است که می‌توان آن را این‌گونه تفسیر کرد که پیامدهای منفی فرار مغزها که در ادبیات سنتی مورد تأکید قرار گرفته در مجموع از پیامدهای مثبت آن که در ادبیات جدید بر آن تأکید شده بیشتر است و کشورهای در حال توسعه هنوز موفق به بهره‌گیری از ظرفیت بالقوه مهاجران متخصص خود در کشورهای دیگر نشده‌اند. اگر چه دوره زمانی این پژوهش با توجه به محدودیت داده‌ها مربوط به سال‌های ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۰ می‌باشد، اما می‌توان انتظار داشت که نتایج آن برای سال‌های بعد نیز برقرار باشد، زیرا دوره مورد بررسی دوره طولانی مدتی است که در طی آن انواع چرخه‌های اقتصادی رخ داده و اثر خود را بر جریان مهاجرت گذاشته‌اند و لذا اثر آنها بر روند بلندمدت مهاجرت در نظر گرفته شده است (اما علی‌رغم چرخه‌های اقتصادی مختلف روند فرار مغزها در طی دهه‌های اخیر همواره صعودی بوده است). همچنین وقایعی مانند بحران مالی بیشتر بر جریان مهاجرت بین‌المللی کارگران غیرماهر تأثیرگذار بوده است ولی بر جریان سایر مهاجرت‌ها (مانند مهاجرت افراد متخصص و ...) تأثیر چندانی نداشته است (بیتز و ویلِکِنز: ۲۰۰۹، ۱۹)[1].

1. Beets & Willekens (2009)

منابع

حاجی خدازاده، حسین؛ بخشی‌دستجردی، رسول و نصیری‌زاده، حمیدرضا (۱۳۹۲)، "تخمین کشش سرمایه انسانی در الگوی رشد اوزاوا- لوکاس برای اقتصاد ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۱، ۹۶-۸۵.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و پوران، رقیه (۱۳۸۹)، "بررسی و محاسبه اثر مهاجرت مغزها بر رشد اقتصادی از طریق کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۵۵، ٤٦-۱.

صادقی شاهدانی، مهدی؛ زاهدی وفا، محمدهادی و قائمی اصل، مهدی (۱۳۹۱)، "شاخص‌سازی ترکیبی توسعه انسانی مبتنی بر آموزه های تمدن اسلامی و بکارگیری آن در ارزیابی جایگاه جمهوری اسلامی ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۸، ۱۱٤-۹۵.

طیبی، کمیل؛ عمادزاده، مصطفی و رستمی‌حصوری، هاجر (۱۳۹۰)، "اثر فرار مغزها بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال اول، شماره ۲، ۹٤-۷۱.

عسگری، حشمت‌الله و تقوی، مهدی (۱۳۸۹)، "رویکردی نوین به مسئله فرار مغزها و نقش آن در انباشت سرمایه انسانی در کشورهای مبدأ"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۰، ۱۱۸-۹۵.

فطرس، محمدحسن و ترکمنی، اسماعیل (۱۳۹۱)، "توسعه انسانی تعدیل شده و پایداری رشد اقتصادی: مقایسه تطبیقی کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۷، ۵۰-۳۳.

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

Agrawal, A., Kapur, D., McHale, J. & Oettl, A. (2011), "Brain Drain or Brain Bank? The impact of skilled emigration on poor-country innovation", *Journal of Urban Economics*, 69(1), 43-55.

Bang, J. T. & Mitra, A. (2011), "Brain Drain and Institutions of Governance: Educational attainment of immigrants to the US 1988–1998, *Economic Systems*, 35(3), 335-354.

Beets, G. & Willekens, F. (2009), "The Global Economic Crisis and International Migration: An uncertain outlook", *Vienna Yearbook of Population Research*, 12, 19-37.

Beine, M., Docquier, D. & Rappaport, H. (2008), "The Brain Drain and Human Capital Formation in Developing Countries: winners and losers", *The Economic Journal*, 14, 631-652.

Beine, M., Docquier, F. & Defoort, C. (2011), "A Panel Data Analysis of the Brain Gain", *World Development*, 15, 523-532.

Beine, M., Docquier, F. & Rappoport, H. (2001), "Brain Drain and Economic Growth: Theory and evidence", *Journal of Development Economics*, 8, 275-289.

Bhagwati, J. N. & Hamada, K. (1974), "The Brain Drain, International Integration of Markets for Professionals and Unemployment: a theoretical analysis", *Journal of Development Economics*, 1, 19-42.

Biondo, A. E., Monteleone, S., Skonieczny, G. & Torrisi, B. (2012), "The Propensity to Return: Theory and evidence for the Italian brain drain", *Economics Letters*, 115(3), 359-362.

Defoort, C. (2008), "Tendances de long terme en migrations internationals: Analyse a partir de 6 pays receveurs. *population-E* , 285-318.

Di Maria, C. & Stryszowski, P. (2009), "Migration, Human Capital Accumulation and Economic Development", *Journal of Development Economics*, 3, 306-313.

Docquier, F. & Marfouk, A. (2006), "International Migration by Education Attainment, 1990-2000", in Ozden, C. and Schiff, M. (eds.), *International Migration, Brain Drain and Remittances*, 151–99, New

York, Palgrave Macmillan.

Docquier, F. & Rapoport, H. (2007), "Skilled Migration: The Perspective of Developing Countries", IZA Discussion Papers 2873, 22-45.

Dos Santos, M. D. & Postel-Vinay, F. (2003), "Migration as a Source of Growth: The Perspective of a Developing Country", *Journal of Population Economics*, 16(1), 161-175.

Faini, R. (2007), "Remittances and the Brain Drain: Do More Skilled Migrants Remit More?", *World Bank Economic Review,* 21(2), 177-191.

Galor, O. & Tsiddon, D. (1997), "The Distribution of Human Capital and Economic Growth", *Journal of Economic Growth*, 2(1), 93-124.

Giannoccolo, P. (2004), "The Brain Drain, A Survey of the Literature", *Working Papers* 20060302, UniversitàdegliStudi di Milano-Bicocca, Dipartimento di Statistica, 1-27.

Gould, D. (1994), "Immigrants' Links to the Home Countries: Empirical Implication for U.S. Bilateral Trade Flows", *Review of Economics and Statistics*, 76(2), 302-316.

Haque, N.U. & Kim, S. J. (1995), "Human Capital Flight", Impact of Migration on Income and Growth, *IMF Staff Papers*, 42(3), 577-607.

International Organization of Migration (2003), World Migration Report 2003: Managing Migration - Challenges and Responses for People on the Move", Geneva.

Miyagiwa, K. (1991), "Scale Economies in Education and the Brain Drain Problem", *International Economic Review*, 323, 743–759.

Mountford, A. (1997), "Can a Brain Drain be Good for Growth in the Source Economy", *Journal of Development Economics*, 6, 287-303.

Raghuram, P. (2009), "Caring about Brain Drain Migration in a Postcolonial World", *Geoforum*, 40(1), 25-33.

Stark, O., Helmenstein, C. & Prskawetz, A. (1998), "Human Capital Depletion, Human Capital Formation and Migration: A Blessing or a Curse", *Economics Letters*, 60(3), 363-367.

The New Palgrave Dictionary of Economics, (2008), London, Palgrave Macmillan, Second Edition.

Wong, K. Y. & Yip, C. K. (1999), "Education, Economic Growth, and Brain Drain", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 23(5), 699-726.

اثر شاخص‌های بار مالیاتی بر حجم اقتصاد پنهان در ایران

The Effect of Tax Burden Indicators on the Size of the Hidden Economy in Iran

اسمعیل ابونوری*،
عبدالحامد نیک‌پور**

Esmaiel Abounoori,*
*Abdolhamed Nikpour***

دریافت: ۱۳۹۲/۱۱/۷ پذیرش: ۱۳۹۳/۲/۳۰

Received: 27/Jan/2014 Accepted: 20/May/2014

چکیده:

هدف اصلی از این پژوهش بررسی اثر شاخص‌های بار مالیاتی بر حجم اقتصاد پنهان در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳٤٥ می‌باشد. بدین منظور در مرحله اول: شاخص حجم اقتصاد پنهان با نرم‌افزار لیزرل و با رویکرد علل چندگانه- آثار چندگانه (MIMIC)، با متغیرهای علل (کنش): بار مالیاتی، درآمدهای حاصل از منابع طبیعی، نرخ بیکاری، محدودیت تجاری، درآمد سرانه، تورم و حجم دولت، و متغیرهای اثر (واکنش): نرخ رشد GDP واقعی و تقاضای پول در گردش، محاسبه شد و با استفاده از اطلاعات جانبی و کالیبره کردن سری زمانی اندازه مطلق و نسبی اقتصاد پنهان بر حسب قیمت پایه سال ۱۳۷٦ به‌دست آمد. در مرحله دوم: اثر شاخص‌های مختلف بار مالیاتی بر رشد اقتصاد پنهان برآورد گشت. نتایج گام اول نشان داد که بار مالیاتی، حجم دولت و محدودیت تجاری عوامل اصلی پیدایش اقتصاد پنهان در ایران هستند در حالی‌که درآمد سرانه اثر معناداری در پیدایش آن ندارد. نتایج گام دوم نیز نشان داد که رشد بار مالیات بر واردات موجب افزایش حجم اقتصاد پنهان می‌گردد و رشد بار مالیات کل (تعریف۱) حجم اقتصاد پنهان را کاهش می‌دهد. در مجموع، اثر نهایی متغیر بار مالیاتی بر اندازه اقتصاد پنهان مثبت و معنادار می‌باشد.

کلمات کلیدی: اقتصاد پنهان، بار مالیاتی، علل چندگانه، آثار چندگانه.

طبقه‌بندی JEL: E17، E26، H26.

Abstract:

The main aim of this study is estimation of hidden economy and its relationship whit tax burden in Iran during the period 1966-2011. In the first stage: size of the hidden economy is estimated using Lisrel software concerning multiple indicators - multiple causes approach. The tax burden, natural sources of income, unemployment rate, trade restriction, per capita income, inflation and size of the government are regarded as the cause variables while the real GDP growth rate and demand for money in circulation are used as the indicator variables. So, the hidden economy is calculated using extra information and calibration; the time series of absolute and relative size of the hidden economy is obtained on in term of the based price in 1997. In the second stage we have estimated the effect of the tax burden on the size of the hidden economy. The first stage results show that tax burden, size of the government and trade restrictions, are the main reason generating the hidden economy in Iran while the per capita income does not have any significant effect. The results from the second stage indicate that: increase in tax burden on imports increases the size of the hidden economy and the growth of the total tax burden (definition1) decreases the size of the hidden economy. In general, the final effect of the tax burden on the size of the hidden economy is positive and significant.

Keywords: Hidden Economy, Tax Burden, Multiple Indicators - Multiple Causes (MIMIC).
JEL: E17, E26, H26.

* استاد اقتصادسنجی و آماراجتماعی بخش اقتصاد دانشگاه سمنان (نویسنده مسئول)
Email: Esmaiel.abounoori@gmail.com
** دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی بخش اقتصاد دانشگاه سمنان
Email: Abdolhamednikpor@gmail.com

* Professor of Econometrics & Social Statistics, Department of Economics, University of Semnan, Semnan, Iran (Corresponding Author).
** M.A. Student in Economic Sciences, Department of Economics, University of Semnan, Semnan, Iran.

۱- مقدمه

اقتصاد پنهان یکی از پدیده‌های نامطلوب اقتصادی در کشورها است. نکات استخراجی از کار اشنایدر[1] (۲۰۰۶: ۳۵) حاکی از آن است که اقتصاد پنهان در همه اقتصادهای در حال توسعه، در حال گذار و توسعه‌یافته دارای حجم زیاد و در اکثر آنها به استثنای کشورهای OECD، با روند در حال رشد بوده است. شناخت ابعاد اقتصاد پنهان می‌تواند به افزایش درآمدهای دولت، باز توزیع درآمد و ثروت در جامعه، تخصیص هدفمند و مناسب منابع اقتصادی و در کل رسیدن به اهداف سه گانه تخصیص، توزیع و تثبیت کمک کند. اقتصاد پنهان اساساً ثبت نشده و مجهول است؛ بنابراین، آمارهای حساب‌های ملی رسمی، به ویژه در کشورهای در حال توسعه، شاخص‌های واقعی اقتصاد را به درستی منعکس نمی‌سازد. اصول اساسی اقتصاد کلان بیان می‌دارد که بدون حسابداری دقیق، بانک مرکزی و سایر سیاست‌گذاران پولی باید به ایجاد یک سیاست پولی مؤثر در یک فضای عدم قطعیت توجه کنند (هاستون[2]، ۱۹۹۰: ۲۹). طراحی سیاست پولی و مالی مؤثر نیازمند سطحی از دقت در برآورد آمارهای کلیدی مانند تولید و بیکاری است. در نتیجه باید با تلاش آمارهای رسمی حساب‌های ملی را با برآورد اقتصاد پنهان تکمیل ساخت (فارل و همکاران[3]، ۲۰۰۰: ۳۸۹).

با شکل‌گیری تمدن، مالیات‌ها به عنوان یکی از مهم‌ترین منابع مالی جوامع همیشه مورد توجه بوده است. مالیات‌ها با تأمین منابع مالی دولت، همچنین می‌تواند نقشی اساسی در سیاست‌های مالی در راستای کاهش نوسانات اقتصادی و بازتوزیع درآمدها و هزینه‌ها بازی نماید. در اقتصاد ایران نیز مالیات‌ها منبع تأمین مالی بودجه دولت پس از درآمدهای نفتی محسوب می‌شود (صبوری‌دیلمی و شفیعی، ۱۳۸۷: ۲۰۰). سهم ناچیز درآمدهای مالیاتی (حدود ۵ تا ۶ درصد GDP) در اقتصاد ایران خود می‌تواند ناشی از حجم بالای فعالیت‌ها در اقتصاد پنهان باشد (نادران و صدیقی، ۱۳۸۷: ۲۶۴).

در ایران تلاش‌های فراوانی برای اندازه‌گیری حجم اقتصاد پنهان صورت گرفته است. بررسی‌ها نشان می‌دهد بار مالیاتی، حجم دولت و محدودیت تجاری از مهم‌ترین دلایل اقتصادی گسترش اقتصاد پنهان در ایران می‌باشند؛ در این میان بر نقش عامل بار مالیاتی تأکید فراوان شده است (همان: ۲۶۰). در این مقاله نخست حجم اقتصاد پنهان با استفاده از مدل MIMIC و به کمک نرم‌افزار لیزرل و با روش حداکثر درست نمایی برآورد می‌گردد و با استفاده از اطلاعات جانبی و کالیبره کردن، سری زمانی اندازه نسبی و مطلق اقتصاد پنهان طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۴۵ محاسبه می‌گردد. سپس در مرحله دوم، اثر شاخص‌های بار مالیاتی بر حجم اقتصاد پنهان به کمک برآورد معادلات سری زمانی طی دوره مذکور برآورد می‌شود.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۲-۱- اقتصاد پنهان

اقتصاد پنهان پدیده‌ای است شناخته شده و در تحقیقات انجام شده، تحت نام‌های مختلف مانند: اقتصاد غیررسمی[4]، نامنظم[5]، موازی[6]، دوم[7]، زیرزمینی[8]، نهانی، پنهان[9]، نامرئی[10]، ثبت نشده[11] و سایه[12] مورد بحث قرار گرفته است (فری و اشنایدر[13]، ۲۰۰۰: ۷۸). اغلب پژوهش‌گران در تلاش برای اندازه‌گیری اقتصاد ثبت نشده با این مشکل مواجه هستند که چگونه آن را تعریف کنند. اقتصاد غیررسمی طبق نظر توماس و سی‌استو[14] (۱۹۹۷: ۶-۵) در مفهوم وسیع: کلیه فعالیت‌هایی است که به هر دلیل در حساب‌های ملی ثبت نمی‌شوند. این فعالیت‌ها در چهار بخش خانوار، غیررسمی، نامنظم و غیرقانونی شامل تمامی فعالیت‌های طبقه‌بندی شده در بخش نامنظم با ماهیت غیرقانونی مثل فرار از مالیات، فرار از مقررات (مانند مقررات کار و رعایت تدبیر ایمنی در کارگاه)، تقلب در بیمه‌های اجتماعی و امثال آن می‌شود؛ در واقع تولید در این بخش

1. Schneider (2006)
2. Houston (1990)
3. Farrell et al. (2000)

4. Informal Economy
5. Irregular Economy
6. Parallel Economy
7. Second Economy
8. Underground Economy
9. Hidden Economy
10. Invisible Economy
11. Unrecorded Economy
12. Shadow Economy or Moonlighting
13. Frey & Schneider (2000)
14. Thomas & Siesto (1997)

قانونی ولی روش تولید و توزیع آن غیرقانونی است. بر اساس تعریف اسمیت[1] (۱۹۹٤: ۱۸) اقتصاد پنهان یا سایه‌ای شامل تولید کالا و خدماتی (قانونی و غیرقانونی) است که در برآورد رسمی تولید ناخالص داخلی مورد شناسایی قرار نمی‌گیرد. به گفته اشنایدر[2] (۱۹۸٦: ٦٤۳) اقتصاد پنهان شامل همه فعالیت‌هایی است که منجر به تولید ارزش افزوده می‌شود و باید در محاسبات درآمدهای ملی طبق قوانین و مقررات حسابداری ملی (کنوانسیون حسابداری ملی) منظور شود اما در حال حاضر توسط سازمان‌های اندازه‌گیری ملی ثبت نشده است. در نتیجه، اقتصاد پنهان شامل تمام تولیدات قانونی مبتنی بر بازار کالا و خدمات است که به عمد از مقامات دولتی به هر یک از دلایل زیر پنهان باشد: به منظور اجتناب از پرداخت مالیات بر ارزش افزوده، درآمد یا مالیات‌های دیگر، اجتناب از پرداخت (سهم امنیت اجتماعی) مالیات عمومی، اجتناب از مواجهه با برخی از قوانین (استانداردها) در بازار کار رسمی، به عنوان مثال حداقل دستمزد، حداکثر ساعات کاری، استانداردهای ایمنی و اجتناب به پیروی از روش‌های خاص اداری از قبیل تکمیل پرسشنامه‌های آماری یا دیگر فرم‌های اداری (اشنایدر و همکاران[3]، ۲۰۰۹: ۷۰٤).

۲-۲- علل پیدایش اقتصاد پنهان

شکل‌گیری و پیدایش اقتصاد پنهان تابعی از خصوصیات و شرایط اقتصادی کشورها می‌باشد که از یک ساختار اقتصادی به ساختار دیگر متفاوت است. بنابراین دلایل ایجاد این پدیده نیز در ساختارهای اقتصادی مختلف، متفاوت است. درباره علل پیدایش اقتصاد پنهان در مطالعات گذشته عوامل مختلفی بیان شده است که در این پژوهش به برخی از مهم‌ترین آنها به عنوان متغیرهای علل اشاره می‌گردد.

بار مالیاتی: در متون اقتصاد پنهان یکی از مهم‌ترین علل اقتصاد پنهان و فرار مالیاتی، نرخ مالیاتی بالا می‌باشد. وضع مالیات و عوارض به شکل‌های مختلف توسط دولت، این زمینه را فراهم می‌سازد تا بسته به انسجام و کارآمدی نظام مالیاتی، فرهنگ مالیاتی موجود در جامعه و نیز نرخ مالیات و عوارض دریافتی، پنهان‌سازی فعالیت‌های اقتصادی به منظور گریز از پرداخت مالیات و عوارض، صورت پذیرد. از نظر اشنایدر و انست[4] (۲۰۰۰: ۸۰) نرخ مالیات بر انتخاب میزان فراغت و عرضه نیروی کار در اقتصاد سایه یا بخشی از اقتصاد که بر آن مالیات وضع نمی‌شود، تأثیرگذار است؛ زیرا هر چه شکاف بین هزینه پرداختی بنگاه به نیروی کار در بخش رسمی با غیررسمی بیشتر باشد (مالیات بیشتری گرفته شود) یا بنگاه سهم بیشتری برای تأمین اجتماعی پرداخت کند، هم بنگاه و هم نیروی کار انگیزه بیشتری برای فعالیت در بخش پنهان خواهند داشت. همچنین، بر اساس یافته‌های گیلز و تدز[5] (۲۰۰۲: ۲۵۹) یک کاهش ۱۰ درصدی در نسبت مالیات کل به تولید ناخالص داخلی (نرخ مالیاتی کل)، اقتصاد پنهان کانادا را به اندازه ۲ درصد GDP کاهش می‌دهد. در نتیجه، می‌توان این فرضیه ساده را مطرح ساخت که افزایش بار مالیاتی موجب افزایش حجم اقتصاد پنهان در ایران خواهد شد.

درآمدهای حاصل از منابع طبیعی (درآمدهای نفتی): در مطالعات پیشین ایران به اثر درآمدهای نفتی بر اقتصاد پنهان کمتر توجه شده است. ارزیابی اثر این متغیر بر اقتصاد پنهان با توجه به نقش آن در اقتصاد ایران می‌تواند با اهمیت تلقی گردد. با افزایش درآمدهای نفتی، بودجه جاری دولت افزایش می‌یابد. این امر تورم را نیز افزایش می‌دهد. با افزایش تورم تعداد خانوارهایی که زیر سطح فقر قرار خواهند گرفت افزایش می‌یابد، در نتیجه تمایل به شرکت در فعالیت‌های زیرزمینی نیز زیاد می‌شود. با افزایش درآمدهای نفتی، بودجه عمرانی دولت نیز افزایش می‌یابد. این امر سرمایه‌گذاری بنگاه‌های دولتی را افزایش داده و در صورت ضعف کیفیت نهادی[6] و فرهنگی در جامعه، سودهای حاصله به سوی رانت‌های قانونی جاری می‌شود. در نتیجه، از این کانال نیز افزایش حجم اقتصاد پنهان تشدید می‌گردد (صامتی و همکاران ۱۳۸۸: ۱۰۰). در نتیجه، با افزایش درآمدهای نفتی انتظار بر این است که حجم اقتصاد پنهان نیز افزایش یابد و بالعکس.

1. Smith (1994)
2. Schneider (1986)
3. Schneider et al. (2009)
4. Schneider & Enste (2000)
5. Giles & Tedds (2002)
6. Quality of Institution

نرخ بیکاری: بیکاری یکی از پراهمیت‌ترین و فراگیرترین مشکلات اقتصادی در جوامع است. بیکاری گسترده در پیوند با فقر اقتصادی می‌تواند خطرات بسیاری را متوجه جامعه و اقتصاد نماید. ناتوانی در تأمین حداقل درآمد کافی برای گذران زندگی از طریق فعالیت‌های قانونی، می‌تواند عامل مؤثری در توجیه پذیرش مخاطرات و روی آوردن به فعالیت‌های غیرقانونی به حساب آید (عرب‌مازار، ۱۳۸۰: ۱۸). در نتیجه می‌توان انتظار داشت که رشد بیکاری انگیزه فعالیت در حوزه‌های غیرمجاز و ممنوع را افزایش دهد و از این مسیر باعث افزایش حجم اقتصاد پنهان گردد.

محدودیت‌های تجاری: در تجویزهای سیاستی، راه مقابله با گسترش اقتصاد پنهان، کاهش محدودیت‌های قانونی عنوان می‌شود. در بعضی از کشورها علاوه بر محدودیت‌های تعرفه‌ای از سیاست‌های غیر تعرفه‌ای مانند ممنوعیت واردات یا صادرات برخی از اقلام به صورت کلی یا موقت، قطع یا محدود ساختن رابطه تجاری با کشورهای خاص، سهمیه‌بندی واردات یا صادرات تعدادی از کالاها و غیره، نیز استفاده می‌گردد (اشراف‌زاده و مهرگان، ۱۳۷۹: ۳۰-۲۹). چون کاهش محدودیت‌های قانونی مشروط به آزادسازی بیشتر تجاری است، بنابراین انتظار می‌رود با کاهش محدودیت‌ها، اندازه اقتصاد پنهان نیز کاهش یابد.

درآمد سرانه: افزایش درآمد سرانه و تأمین حداقل منابع لازم برای زندگی می‌تواند انگیزه پذیرش ریسک اعمال غیرقانونی و غیررسمی را کاهش داده و موجب کاهش حجم اقتصاد پنهان شود. شواهد تجربی نیز حکایت از آن دارد که با افزایش درآمد سرانه کشورها، حجم اقتصاد پنهان در آنها کاهش می‌یابد. به عنوان مثال، بر اساس یافته‌های اشنایدر (۲۰۱۲: ۱۶ و ۵۹)، GDP سرانه پایین‌تر در یک کشور، انگیزه بالاتری برای فعالیت در اقتصاد سایه را فراهم می‌سازد؛ به خصوص در کشورهای در حال توسعه که GDP سرانه پایین‌تری را نسبت به کشورهای توسعه‌یافته دارند، انگیزه فعالیت در اقتصاد سایه بیشتر است.

تورم: رشد سطح عمومی قیمت کالاهای مصرفی (تورم)، به دلایل مختلفی می‌تواند به افزایش حجم اقتصاد پنهان منجر شود. شواهد تجربی نیز وجود چنین رابطه‌ای را در ایران (عرب‌مازار، ۱۳۸۰: ۱۷) تأیید می‌کند. بر اساس یافته‌های اردینک[1] (۲۰۱۲: ۲۶) تورم موجب کاهش درآمد واقعی و افزایش هزینه گشته، باعث افزایش اقتصاد غیررسمی به خصوص اشتغال و استخدام غیررسمی به منظور جبران درآمد از دست رفته و کاهش هزینه می‌شود. طبق شواهد تجربی، حجم اقتصاد پنهان در کشورهای با نرخ تورم بالا، بیشتر می‌باشد.

حجم دولت: بر اساس مطالعه آیگنر و دیگران[2] (۱۹۸۸: ۲۲۷)، افزایش در اندازه بخش عمومی یا درجه مقررات سیستم اقتصادی، گرایش وارد شدن به فعالیت‌های بخش اقتصاد پنهان را افزایش می‌دهد. نتیجه مورد انتظار این است که با افزایش این متغیر اندازه اقتصاد پنهان نیز افزایش پیدا کند.

۲-۳- آثار اقتصاد پنهان

در زمینه آثار اقتصاد پنهان در این پژوهش به دو اثر مهم آن به عنوان متغیرهای واکنش اشاره می‌گردد:

نرخ رشد GDP واقعی: پیش‌بینی اثر حجم اقتصاد پنهان بر نرخ رشد GDP ساده نمی‌باشد. در این زمینه دو نظریه متفاوت وجود دارد. طبق نظر افرادی مانند فری و وک-هانمان[3] (۱۹۸٤: ٤٨) و صامتی و همکاران (۱۳۸۸: ۱۰۱) رشد اقتصاد پنهان موجب می‌شود تا نهاده‌های تولید از اقتصاد رسمی به سمت اقتصاد پنهان انتقال یابد که در نتیجه آن، رشد اقتصاد رسمی کاهش می‌یابد (تأثیر منفی). در مقابل، افرادی مانند آدام و جینزبرگ[4] (۱۹۸۵: ۲۹)، و اردینک (۲۰۱۲: ۲۶) معتقدند که درآمد حاصل از فعالیت‌های ثبت نشده اغلب صرف فعالیت‌هایی می‌شود که GDP رسمی را شامل می‌شود، در نتیجه رشد اقتصاد زیرزمینی موجب حفظ رشد GDP رسمی می‌شود (تأثیر مثبت).

تقاضای پول در گردش: بسیاری از مطالعات در ایران و جهان برای اندازه‌گیری اقتصاد پنهان با استفاده از روش‌های پولی بر

1. Erdinc (2012)
2. Aigner et al. (1988)
3. Frey & Weck-Hannemann (1984)
4. Adam & Ginsburgh (1985)

این فرض استوار بوده است که: عاملان فعالیت‌های اقتصادی غیرقانونی ترجیح می‌دهند تا معاملات خود را با پول نقد انجام دهند (صامتی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۰۱). بر این اساس، انتظار می‌رود با افزایش اندازه اقتصاد پنهان نسبت پول در گردش نیز افزایش یابد.

۲-٤- روش‌های اندازه‌گیری اقتصاد پنهان

از نظر هالیسی اقلو و دل آنو[1] (۲۰۰۹: ۲) روش‌های برآورد اقتصاد پنهان را می‌توان به سه دسته تقسیم کرد: روش مستقیم (شامل اظهارنامه مالیاتی و بررسی‌های پرسش نامه‌ای)، روش غیرمستقیم (شامل رویکردهای مبتنی بر حساب‌های ملی، پولی و نهاده فیزیکی)، و روش مبتنی بر مدل میمیک (MIMIC). اولین تلاش برای اندازه‌گیری حجم اقتصاد پنهان در جهان توسط کیگان[2] (۱۹۵۸: ۳۲۸-۳۰۳) انجام شد که در آن از متغیرهای پولی برای اندازه‌گیری اقتصاد زیرزمینی استفاده شده است. در ایران نیز اولین مطالعه در این زمینه به پژوهش خلعتبری (۱۳٦۹) مربوط است که در آن با استفاده از روش نسبت نقد، حجم اقتصاد پنهان در ایران در سال ۱۳٦۵ برآورد شد. عرب‌مازار (۱۳۸۰) از روش علل چندگانه-آثارچندگانه (MIMIC) استفاده نمود. این روش به‌وسیله احمدی (۱۳۸۲) نیز برای اندازه‌گیری حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران استفاده شد. برتری این روش آن است که برای اندازه‌گیری حجم اقتصاد پنهان از متغیرهای علل و معلول در اقتصاد به طور همزمان استفاده می‌شود.

۲-٤-۱- رویکرد مبتنی بر مدل

رویکرد مدل (یا روش MIMIC) بر پایه نظریه آماری متغیرهای پنهان استوار است و در آن علل و معلول اقتصاد پنهان یکجا مدل سازی می‌شود. از این روش در مدل سازی‌های آماری استفاده می‌شود و در پژوهش‌های علوم اجتماعی نیز برای کشف متغیرهای غیرقابل مشاهده قابل بهره‌برداری است. روش MIMIC بر دو بخش استوار است؛ یکی مدل اندازه‌گیری و دیگری مدل ساختاری. در معادله اول، آثار وجود اقتصاد زیرزمینی و در معادله دوم رابطه بین علل به وجود آورنده اقتصاد زیرزمینی و متغیر غیرقابل مشاهده وجود دارد. این مدل را می‌توان به‌صورت ساده زیر نوشت:

$$Y= \lambda \eta + \varepsilon \;\; ; \;\; \eta = \gamma \acute{X} + V$$

که در آن η متغیر غیرقابل مشاهده (حجم اقتصاد پنهان)، Y بردار $(p\times1)$ از شاخص‌های مشاهده شده از آثار اقتصاد پنهان، X بردار $(q\times1)$، از علل پیدایش اقتصاد پنهان، λ و γ: به ترتیب $(p\times1)$ و $(q\times1)$ پارامترها و ε و V به ترتیب بردارهای $(p\times1)$، و اسکالر هستند. فرض می‌شود این جمله‌های اخلال دارای توزیع نرمال بوده و همبستگی دو طرفه بین آنها برقرار نباشد. با جای‌گذاری معادله دوم در معادله اول، مدلی به شکل یک دستگاه معادلات رگرسیونی به صورت $Y =\Pi X + Z$ حاصل می‌گردد که در آن $\Pi = \lambda \acute{\gamma}$ و $Z = \lambda V + \varepsilon$ است.

۲-۵- پیشینه تحقیق

۲-۵-۱- مطالعات خارجی

میروس و همکاران[3] در مروری بر اقتصاد زیرزمینی کانادا: به روز رسانی و نقد، نشان دادند که اقتصاد زیرزمینی بر رشد GDP، سطح و ترکیب ستاده[4] و عرضه نیروی کار و سطح درآمدهای مالیاتی اثر دارد (میروس و همکاران، ۱۹۹٤: ۲٤۷).

اشنایدر و انست[5] با بررسی اقتصادهای سایه‌ای: حجم، علل و پیامدهای آن، علل اساسی افزایش اقتصاد سایه را افزایش بار مالیاتی و سهم بیمه‌های اجتماعی، افزایش مقررات در اقتصاد رسمی (تعداد قوانین، نظام‌نامه، آیین‌نامه‌ها و بخش‌نامه‌ها) به خصوص در بازار کار، کاهش اجباری ساعات کار هفتگی، بیکاری، پرداخت‌های اجتماعی (مانند بیمه بیکاری) و عوامل مربوط به خدمات بخش دولتی (مانند کارایی و بوروکراسی) می‌دانند (اشنایدر و انست، ۲۰۰۰: ۷۸ و ۱۱۰).

انست با مطالعه اقتصاد سایه و تغییر نهادی برای کشورهای اروپای شرقی، عواملی مانند عدم وجود کفایت و اعتماد به نهادهای رسمی (مانند: قوانین، حکومت، بوروکراسی و

1. Halicioglu & Dell' Anno (2009)
2. Cagan (1958)
3. Mirus et al. (1994)
4. Output
5. Schneider & Enste (2000)

دادگاه)، حکومت‌های ناکارآمد و فاسد، تضمین نشدن حقوق مالکیت توسط نهادهای رسمی، اجرای ناکافی قوانین و مقررات، هزینه‌ها و بار مالیاتی بالا برای کارآفرین‌ها، مالیات‌های بالا در مقایسه با ارائه خدمات عمومی ناکافی (منجر به مقبولیت کم قواعد و قوانین رسمی) را به عنوان علل پیدایش این پدیده عنوان می‌کند (انست، ۲۰۰۳: ۳۲٤).

اشنایدر و همکاران با بررسی تأثیر مؤسسات دولتی بر اقتصاد سایه در کشورهای OECD، نشان دادند که اقتصاد زیرزمینی ریشه در ترکیبی از عوامل از جمله زیاد بودن بار مالیاتی و پرداخت‌های امنیت اجتماعی، سخت‌گیر بودن قوانین بازار کار، کیفیت پایین نهادهای دولتی و روحیه مالیاتی ضعیف دارد (اشنایدر و همکاران، ۲۰۱۰: ٤٤).

اشنایدر در پژوهشی با عنوان «اقتصاد و کار در سایه: چه چیزهایی می‌دانیم (نمی‌دانیم)»، اشاره دارد که افزایش در مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم، افزایش سهم امنیت اجتماعی، شدت یافتن مقررات مربوط به کار، کیفیت پایین نهادهای دولتی، روحیه مالیاتی پایین، بیکاری بالا و GDP سرانه پایین، انگیزه فعالیت در اقتصاد سایه را افزایش می‌دهد (اشنایدر، ۲۰۱۲: ۱ و ۷۰).

اردینک[1] اندازه اقتصاد پنهان در ترکیه را با استفاده از رویکرد مدل تقاضای پول طی دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۲ به همراه ارتباط آن بین فعالیت‌های اقتصادی قانونی برآورد کرد. محاسبات او نشان داد که نسبت اقتصاد پنهان به تولید ناخالص داخلی (GDP) رسمی با میانگین ۵۱ درصد، بین ۳۰ تا ۷۰ درصد متغیر بوده است. شواهد تجربی نشان می‌دهد که اقتصاد پنهان فعالیت‌های رسمی را در ترکیه تحریک می‌کند. از آنجا که درآمد حاصل از فعالیت‌های ثبت نشده (غیررسمی) اغلب صرف فعالیت‌هایی در بخش GDP رسمی می‌شود، اقتصاد پنهان در ترکیه باعث حفظ رشد GDP رسمی شده است: منابع اضافی حاصل از اقتصاد پنهان تأمین مالی سرمایه‌گذاری مجدد در اقتصاد را فراهم می‌آورد. این ویژگی اقتصاد پنهان دارای مفاهیم جالب توجه در سیاست‌های اقتصادی است زیرا نشان می‌دهد که اقتصاد پنهان نقش سپر را در طول دوره رکود اقتصادی ترکیه بازی نموده و موجب بهبود مراحل چرخه کسب و کار شده است (اردینک، ۲۰۱۲: ۲٦-۲۷).

مینگ‌وانگ و همکاران[2] برای بررسی ارتباط نامتقارن بین اندازه اقتصاد زیرزمینی و تغییر در نرخ مالیات، با استفاده از روش نسبت سپرده نقدی و رویکرد تقاضای پول، اندازه اقتصاد پنهان را در تایوان برآورد کردند. نتایج نشان می‌دهد که همبستگی مثبت بین نرخ مالیات مؤثر و اندازه اقتصاد پنهان وجود دارد. در نتیجه ممکن است هنگامی که مالیات افزایش (کاهش) می‌یابد، افراد به منظور اجتناب از آن به اقتصاد پنهان (رسمی) تمایل پیدا کنند ولی این ارتباط متقارن نیست: اثر افزایش در مالیات مستقیم یا غیرمستقیم برابر با اثر کاهش آن بر اقتصاد پنهان نیست. علاوه بر آن، تأثیر مالیات‌های مستقیم بزرگ‌تر از مالیات‌های غیرمستقیم است (مینگ‌وانگ و همکاران، ۲۰۱۲: ۳٤۱).

۲-۵-۲- مطالعات داخلی

خلعتبری با استفاده از روش نسبت نقد به برآورد حجم اقتصاد پنهان در ایران در سال ۱۳٦۵ پرداخته است. وی با مبنا قرار دادن سال ٥٦-۱۳۵۵ به عنوان سال پایه، حجم اقتصاد زیرزمینی را در سال ۱۳٦۵ حدود ۱۲۱۰.۲ میلیارد ریال (معادل ۸/۳۲ درصد درآمد اقتصاد رسمی) برآورد نموده است. او در ادامه با اشاره به پدیده دلاری شدن اقتصاد کشور (استفاده از دلار برای تأمین بخشی از نیاز پول ملی)، با افزودن ۱۰ درصد بر حجم اسکناس و مسکوک برای در نظر گرفتن آثار این پدیده و نیز کاهش ۵ درصد از سپرده‌های دیداری به خاطر ابهام ناشی از قانون بانک‌داری بدون ربا، حجم اقتصاد زیرزمینی در سال ۱۳٦۵ را معادل ۲۰۹۷.٤ میلیارد ریال (برابر ۱٤.٤۳ درصد درآمد اقتصاد رسمی) محاسبه نمود (خلعتبری، ۱۳٦۹: ۱۲-۱۳).

طاهرفر از دو روش نسبت نقد و تخمین معادله رگرسیونی تقاضای پول برای برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی استفاده نموده است. وی در کاربرد هر دو روش، با مطرح نمودن اینکه در ایران سپرده‌های دیداری نیز برای مبادلات پولی مربوط به

1. Erdinc (2012)

2. Ming Wang et al. (2012)

فعالیت‌های زیرزمینی به کار می‌رود، متغیرهای مورد استفاده را تعدیل نمود. حاصل محاسبات طاهرفر برای اقتصاد زیرزمینی در ایران در دوره ۱۳۷٤-۱۳۵۳ بر اساس فروض متفاوت، برآورد شش سری زمانی است که میانگین آنها بین ۱۸ تا ۳٦ درصد از ارقام رسمی در نوسان است (طاهرفر، ۱۳۷٦: ۱۳٦-۱۳۲).

معاونت بررسی‌های راهبردی نهاد ریاست جمهوری از دو روش پولی نسبت نقد و تخمین معادله رگرسیونی تقاضای پول، برای برآورد روند اقتصاد زیرزمینی در ایران استفاده کرده است. در این تحقیق ابتدا اندازه اقتصاد پنهان با استفاده از روش نسبت نقد و انتخاب سال‌های ۱۳۵۳-۱۳۵۲ و ۱۳۵٦-۱۳۵۵ به عنوان سال پایه، برای دوره ۱۳۷۱-۱۳٤۰ برآورد شده است که معادل ۷ تا ۸ درصد GDP رسمی بوده است. در این مطالعه حجم اقتصاد پنهان با استفاده از تخمین معادله رگرسیونی تقاضای پول برای دوره ۱۳۷۱-۱۳۵۸ بر اساس دو تصریح متفاوت از معادله تقاضای پول متوسط برآورد شده است: اندازه نسبی اقتصاد پنهان در این دوره به ترتیب ۳۷ و ۸٦ درصد تولید ناخالص داخلی به‌دست آمده است (معاونت بررسی‌های راهبردی نهاد ریاست جمهوری، ۱۳۷٦: ٦۳).

باقری‌گرمارودی در مطالعه‌ای با عنوان «اقتصاد زیرزمینی، برآورد و اثر آن بر روی کسری بودجه و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی»، با استفاده از روش تخمین معادله رگرسیونی تقاضای پول، اندازه اقتصاد پنهان در ایران را طی سال‌های ۱۳۵۰ تا ۱۳۷٤ برآورد نمود. نتایج نشان می‌دهد که اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی طی دوره مورد بررسی ۲۳ درصد اقتصاد رسمی بوده است (باقری‌گرمارودی، ۱۳۷۷: ۱۵۱).

اشراف‌زاده و مهرگان در پژوهشی با عنوان تخمین حجم فعالیت‌های اقتصاد زیرزمینی در ایران با استفاده از روش تقاضا برای اسکناس و مسکوک در گردش و با الهام از الگوی شبسای (۱۹۹۵)، حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران را به طور متوسط برای دوره ۱۳۷٤-۱۳٤۸ معادل ۱۲ درصد اقتصاد رسمی برآورد نموده‌اند (اشراف‌زاده و مهرگان، ۱۳۷۹: ٤۰).

عرب‌مازار اندازه اقتصاد سیاه در ایران را طی سال‌های ۱۳٤۷ تا ۱۳۷۷ با استفاده از روش MIMIC برآورد نمود. وی از متغیرهای: بار مالیاتی، محدودیت‌های تجاری، رشد قیمت کالاهای مصرفی، بیکاری و درآمد سرانه به عنوان علل پیدایش و رشد اقتصاد پنهان و از متغیرهای نوسانات مخارج خانوار، مابه‌التفاوت نرخ ارز، تقاضای پول و مصرف انرژی به عنوان شاخص‌های منعکس‌کننده آثار اقتصاد سیاه استفاده نمود. او نشان داد که حجم اقتصاد پنهان از حدود ۸ درصد در سال ۱۳٤۷ به بیش از ۲۲ درصد در سال ۱۳۷۷ رسید (عرب‌مازار، ۱۳۸۰: ۲۱-۱۵ و ۲۸).

اسفندیاری و جمال‌منش مقدار اقتصاد زیرزمینی را طی دوره ۱۳۷۹-۱۳۵۵ با دو روش معادله رگرسیونی و تخمین تقاضای پول برآورد و آثار آن را نیز مورد بررسی قرار دادند. محاسبات آنان نشان داد که اندازه اقتصاد پنهان در ایران طی این دوره ۲۰ ساله با فراز و نشیب‌های متعدد همراه بوده است؛ بدین معنی که از ۹/٦ درصد اقتصاد رسمی در سال ۱۳۵٦ به ۱٤/٦۵ درصد در سال ۱۳۷۹ رسیده و مقدار مطلق آن نیز طی این دوره همواره در حال رشد بوده است. در این راستا، سیاست‌های بهبود نظام مالیاتی کشور، افزایش کارآمدی دولت از طریق ارتقای توانمندی آنان، وجود مقررات نظارتی و کیفری کافی، مهار تورم، نظارت مستمر بر انتقالات بانکی و مبارزه جدی با قاچاق کالا پیشنهاد شد (اسفندیاری و جمال‌منش، ۱۳۸۱: ٤۳-٤۱).

شکیبایی و صادقی از مجموعه و منطق فازی برای ایجاد سری زمانی سالانه برای برآورد اقتصاد پنهان در ایران برای دوره زمانی ۱۳۷۸-۱۳٤۳ استفاده کردند. متغیرهای ورودی (نهادی) مورد استفاده، نرخ مؤثر مالیات و شاخص مقررات بودند. آنان رویکرد منطق فازی برای مسئله اندازه‌گیری را تا حدی ذهنی ولی نتایج را قابل قبول اعلان نمودند. در ادامه نتایج سری زمانی به‌دست آمده با منطق فازی را با نتایج حاصل از مطالعه عرب‌مازار (۱۳۸۰) که با روش MIMIC به‌دست آمده بود، مقایسه کردند که نتایج هر دو روش قابل دفاع اما تصویرهای متفاوت از اقتصاد زیرزمینی در ایران دارند (شکیبایی و صادقی، ۱۳۸۲: ۱۷۵ و ۱۸۳).

نادران و صدیقی به بررسی آثار مالیات و اجزای آن بر حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۵۱

پرداختند. نتایج الگوی برآوردی نشان می‌دهد که بار مالیاتی اثر معناداری بر حجم اقتصاد زیرزمینی ندارد؛ اما متغیر مقررات عمومی و نرخ رشد GDP، به ترتیب اثر معنادار مثبت و منفی بر اقتصاد زیرزمینی دارد. آنگاه متغیر بار مالیاتی کل به دو جزء بار مالیاتی مستقیم و بار مالیاتی غیرمستقیم تفکیک شد. نتایج این الگو نشان می‌دهد، بار مالیاتی مستقیم اثر معناداری بر اقتصاد زیرزمینی ندارد اما بار مالیاتی غیرمستقیم اثر مثبت و معنادار بر اقتصاد زیرزمینی دارد. سرانجام، متغیر بار مالیاتی مستقیم به اجزاء آن یعنی مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر ثروت و متغیر بار مالیاتی غیرمستقیم نیز به اجزاء آن یعنی مالیات بر واردات و مالیات بر فروش تفکیک شد. نتایج این الگو نشان داد که اجزاء بار مالیاتی مستقیم اثر معنی‌داری بر اقتصاد زیرزمینی ندارد در حالی‌که از بین اجزاء بار مالیات غیرمستقیم، مالیات بر واردات رابطه معنادار با اقتصاد زیرزمینی ندارد ولی این رابطه برای مالیات بر فروش معنادار است (نادران و صدیقی، ۱۳۸۷: ۲۵۷ و ۲۷۷).

صامتی و همکاران نیز حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران را با استفاده از الگوی MIMIC برآورد نمودند. نتایج برآورد مدل انتخاب شده نشان داد که بیکاری، محدودیت‌های تجاری، تورم، بار مالیاتی، درآمد حاصل از منابع طبیعی و حجم دولت از جمله عوامل اثرگذار در بروز این پدیده در ایران بوده‌اند. در این میان اثرگذاری سه عامل اول بیشتر بوده است (صامتی و همکاران (۱۳۸۸: ۱۰۸).

۳- روش تحقیق

۳-۱- مرحله اول: تصریح مدل و روش برآورد حجم اقتصاد پنهان

بر اساس برتری روش MIMIC که در بخش دوم توضیحات آن داده شد، از آن برای برآورد حجم اقتصاد پنهان طی دوره ۱۳۹۰-۱۳٤٥ استفاده شده است. بر اساس مبانی نظری موجود از متغیرهای علل و اثرگذاری آنها، الگوی زیر برای برآورد شاخص اقتصاد پنهان تصریح شده است:

$$G = \lambda_1 EC + \varepsilon_1 \quad (۱)$$

$$H = \lambda_2 EC + \varepsilon_2 \quad (۲)$$

$$EC = \gamma 1 BT + \gamma_2 NI + \gamma_3 TR + \gamma_4 CI + \gamma_5 I + \gamma_6 SG + \gamma_7 UN + V \quad (۳)$$

که در آن G تولید ناخالص داخلی، H تقاضا برای پول در گردش، EC شاخص اقتصاد پنهان، BT بار مالیاتی، NI درآمدهای حاصل از منابع طبیعی، TR محدودیت‌های تجاری، CI درآمد سرانه، I تورم، SG حجم دولت و UN نرخ بیکاری می‌باشند.

برآورد مدل به کمک نرم‌افزار لیزرل و با روش حداکثر درست نمایی انجام شده است. در انتخاب الگوی نهایی اندازه‌گیری شاخص اقتصاد پنهان، دو معیار مدنظر قرارگرفته است. یکی، انطباق علائم پارامترها با پیش‌بینی نظری و معنادار بودن آنها و دیگری، معیارهای برازش مدل (کدام مدل دارای شاخص‌های برازش مطلوب است). معیارهای برازش عمومی و معیارهای برازش مقایسه‌ای مدل‌ها در جدول ۱ خلاصه شده است.

جدول (۱): معیارهای برازش عمومی و مقایسه‌ای مدل

معیار برازش	نوع آماره	کاربرد	مقادیر مطلوب
برازش عمومی مدل	Chi-square	تعیین نزدیکی مدل برآوردی به مدل اصلی	هر چه کوچک‌تر باشد.
	GFI	شاخص خوبی برازش	هر چه به عدد یک نزدیک‌تر باشد.
	AGFI	شاخص خوبی برازش	هر چه به عدد یک نزدیک‌تر باشد.
	PGFI	شاخص خوبی برازش	هر چه به عدد صفر نزدیک‌تر باشد.
برازش مقایسه‌ای مدل	AIC	برای مقایسه انواع مدل‌های مشابه	هر چه به عدد صفر نزدیک‌تر باشد.
	CAIC	تعدیل یافته AIC	هر چه کوچک‌تر باشد.
	ECVI	مقایسه مدل‌های مختلف با متغیرهای مشابه	هر چه کوچک‌تر باشد

۳-۲- مرحله دوم: تصریح مدل حجم اقتصاد پنهان برحسب شاخص‌های بار مالیاتی

با توجه به اطلاعات در دسترس و مبانی نظری موجود، مدل بررسی اثر شاخص‌های بار مالیاتی بر اندازه اقتصاد پنهان به

صورت زیر تصریح شده است:

$$REC_t = c(2)RX31_t + c(3)RX4_t + c(4)RX5_t + c(5)RX61_t$$

که در آن REC_t رشد اقتصاد پنهان (به عنوان متغیر وابسته) و $RX31_t$ رشد بار مالیاتی کل (تعریف ۱)، $RX4_t$ رشد بار مالیات مستقیم، $RX5_t$ رشد بار مالیات بر واردات و $RX61_t$ رشد بار مالیات کل (تعریف ۲)، به عنوان متغیرهای توضیحی هستند.

۳-۳- متغیرها و منابع داده‌های مورد استفاده

در این پژوهش برای برآورد شاخص اقتصاد پنهان از متغیرهای علل: بار مالیاتی، درآمد سرانه، درآمدهای حاصل از منابع طبیعی، حجم دولت، محدودیت‌های تجاری، بیکاری و تورم و متغیرهای آثار: تولید ناخالص داخلی و تقاضا برای پول در گردش و برای بررسی اثر شاخص‌های بار مالیاتی بر حجم اقتصاد پنهان از شاخص‌های مربوط به متغیر بار مالیاتی استفاده گردیده که علامت اختصاری هریک از متغیرها و علامت اختصاری شاخص‌های مورد استفاده برای هر متغیر به همراه تعریف و واحد هر شاخص در جدول ۲ خلاصه شده است. تمام داده‌های مورد استفاده در این پژوهش از سایت بانک مرکزی قسمت داده‌های سری زمانی، گزیده آمارهای اقتصادی، حساب‌های ملی ایران، اداره حساب‌های اقتصادی، خلاصه تحولات اقتصادی سال ۹۰ منتشر شده در فروردین ۱۳۹۲، سری زمانی بازارهای مالی مرکز آمار، سازمان گمرک و غیره استخراج شده است.

جدول (۲): معرفی متغیرها و شاخص‌های آن

متغیر	شاخص	تعریف شاخص	واحد
علل			
بار مالیاتی (BT)	بار مالیات مستقیم (X1)	نسبت حاصل جمع مالیات بر شرکت‌ها و درآمد به تولید ناخالص داخلی ضربدر ۱۰۰	درصد
	بار مالیات بر واردات (X2)	نسبت مالیات بر واردات به واردات کالا و خدمات ضربدر ۱۰۰	درصد
	بار مالیات کل-۱ (X3)	بار مالیات مستقیم + بار مالیات بر واردات	درصد
	رشد بار مالیات کل-۱ (X31)	رشد بار مالیات کل-۱	درصد
	رشد بار مالیات مستقیم (X4)	رشد بار مالیات مستقیم	درصد
	رشد بار مالیات بر واردات (X5)	رشد بار مالیات بر واردات	درصد
	بار مالیات کل-۲ (X6)	نسبت کل درآمد مالیاتی به تولید ناخالص داخلی ضربدر ۱۰۰	درصد
	رشد بار مالیات کل-۲ (X61)	رشد بار مالیات کل-۲	درصد
درآمد سرانه (CI)	درآمد سرانه (X7)	درآمد سرانه	هزار ریال
	رشد درآمد سرانه (X71)	رشد درآمد سرانه	درصد
درآمدهای حاصل از منابع طبیعی (NI)	درآمدهای حاصل از منابع طبیعی (X8)	نسبت درآمدهای حاصل ازنفت و گاز به تولید ناخالص داخلی ضربدر ۱۰۰	درصد
حجم دولت (SG)	مصرف واقعی دولت (X9)	نسبت هزینه‌های مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی ضربدر ۱۰۰	درصد
محدودیت تجاری (TR)	باز بودن اقتصاد-۱ (X10)	نسبت واردات کالا و خدمات به تولید ناخالص داخلی ضربدر ۱۰۰	درصد
	باز بودن اقتصاد-۲ (X11)	نسبت حاصل جمع واردات و صادرات کالا و خدمات به تولید ناخالص داخلی ضربدر۱۰۰	درصد
علل			
بیکاری (UN)	نرخ بیکاری (X12)	نسبت جمعیت بیکار به جمعیت فعال اقتصادی ضربدر۱۰۰	درصد

تورم (I)	رشد شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی (X13)	رشد شاخص قیمت کالا و خدمات مصرفی	درصد
	نرخ تورم (X14)	تورم اعلام شده بانک مرکزی	درصد
آثار			
تولید ناخالص داخلی (G)	تولید ناخالص داخلی (G1)	ارزش تولید ناخالص داخلی کشور	میلیارد ریال
	رشد تولید ناخالص داخلی (G2)	رشد ارزش تولید ناخالص داخلی	درصد
تقاضای پول (H)	تقاضای پول-۱ (H1)	حجم پول	میلیارد ریال
	رشد تقاضای پول-۱ (H11)	رشدحجم پول	درصد
	تقاضا پول-۲ (H2)	حجم نقدینگی	میلیارد ریال
	رشد تقاضای پول-۲ (H21)	رشد حجم نقدینگی	درصد
	تقاضای پول-۳ (H3)	نسبت حجم پول به حجم نقدینگی ضربدر۱۰۰	درصد

جدول (۳): نتایج حاصل از برآورد مدل حجم اقتصاد پنهان

نوع رابطه	نتیجه فرضیه	مقدار مطلوب آزمون تی استیودنت	مقدار آزمون تی استیودنت	ضریب شاخص	نام شاخص‌ها	علامت اختصاری
مثبت معنی‌دار	نمی‌توان رد کرد	1/96	4/92	0/68	بار مالیات بر واردات	X2
منفی معنی‌دار	رد		-3/21	-0/48	بار مالیاتی کل-۱	X3
مثبت معنی‌دار	نمی‌توان رد کرد		2/92	0/14	حجم دولت	X9
مثبت بی‌معنی	رد		0/96	0/0033	رشد درآمد سرانه	X71
منفی معنی‌دار	نمی‌توان رد کرد		-2/08	-0/17	شاخص باز بودن اقتصاد-۱	X10
مثبت بی‌معنی	رد		1/24	0/08	شاخص باز بودن اقتصاد-۲	X11
مثبت معنی‌دار	نمی‌توان رد کرد		2/20	0/053	بیکاری	X12
مثبت عنی‌دار	نمی‌توان رد کرد		2/02	0/031	تورم	X14
مثبت معنی‌دار	نمی‌توان رد کرد		1/96	10/70	رشد تولید ناخالص داخلی	G2
مثبت معنی‌دار	نمی‌توان رد کرد		2/65	5/69	رشد تقاضای پول- ۲	H21

مأخذ: محاسبات تحقیق

٤- برآورد مدل

٤-۱- مرحله اول: برآورد حجم اقتصاد پنهان

٤-۱-۱- برآورد مدل

نتایج حاصل از برآورد مدل نهایی حجم اقتصاد پنهان در ایران در جدول ۳ خلاصه شده است:

بر اساس خروجی نرم‌افزار لیزرل موجود در جدول ۳ نتایج حاصل از ارتباط متغیرهای علل و متغیرهای آثار بر حجم اقتصاد پنهان عبارتند از:

۱) اثر مثبت ضریب شاخص بار مالیات بر واردات، بر اندازه شاخص اقتصاد پنهان بیشتر از اثر منفی ضریب شاخص بار مالیات کل (X3) بر آن می‌باشد. به‌عبارت دیگر افزایش متغیر بار مالیاتی موجب افزایش حجم اقتصاد پنهان می‌شود و کاهش آن حجم اقتصاد پنهان را کاهش می‌دهد.

۲) ضریب شاخص تورم و بیکاری مثبت و معنادار است، یعنی با افزایش نرخ بیکاری و تورم، حجم اقتصاد پنهان افزایش و با کاهش آنها حجم اقتصاد پنهان کاهش می‌یابد.

۳) ضریب شاخص مصرف واقعی دولت مثبت و معنادار است. یعنی با افزایش حجم دولت، حجم اقتصاد پنهان افزایش می‌یابد و کاهش حجم دولت موجب کاهش حجم اقتصاد پنهان می‌گردد.

٤) ضریب شاخص رشد درآمد سرانه معنادار نیست. به‌عبارت

دیگر، تغییرات درآمد سرانه در ایران اثری بر اندازه اقتصاد پنهان ندارد.

۵) ضریب شاخص باز بودن اقتصاد (X10)، منفی و معنادار است. یعنی هر چه محدودیت‌های تجاری کمتر باشد، حجم اقتصاد پنهان نیز کمتر خواهد شد و در مقابل هر چه اقتصادی بسته‌تر یا به عبارتی محدودیت تجاری بیشتر باشد، حجم اقتصاد پنهان نیز درآن بیشتر می‌شود.

٦) ضرایب شاخص‌های رشد تولید ناخالص داخلی و رشد تقاضای پول (H21) به عنوان متغیرهای آثار اقتصاد پنهان، مثبت و معنادار است. به‌عبارت دیگر، افزایش حجم اقتصاد پنهان، موجب افزایش رشد تولید ناخالص داخلی و تقاضا برای پول در گردش می‌شود و کاهش حجم اقتصاد پنهان نیز رشد تولید ناخالص ملی و تقاضا برای پول در گردش را در ایران کاهش می‌دهد.

٤-١-٢- برآورد حجم اقتصاد پنهان

ساختار مدل نهایی برآورد علل و آثار اقتصاد پنهان با روش میمیک و استفاده از نرم‌افزار لیزرل در نمودار ۱ و شاخص‌های خوبی برازش آن در جدول ٤ منعکس شده است:

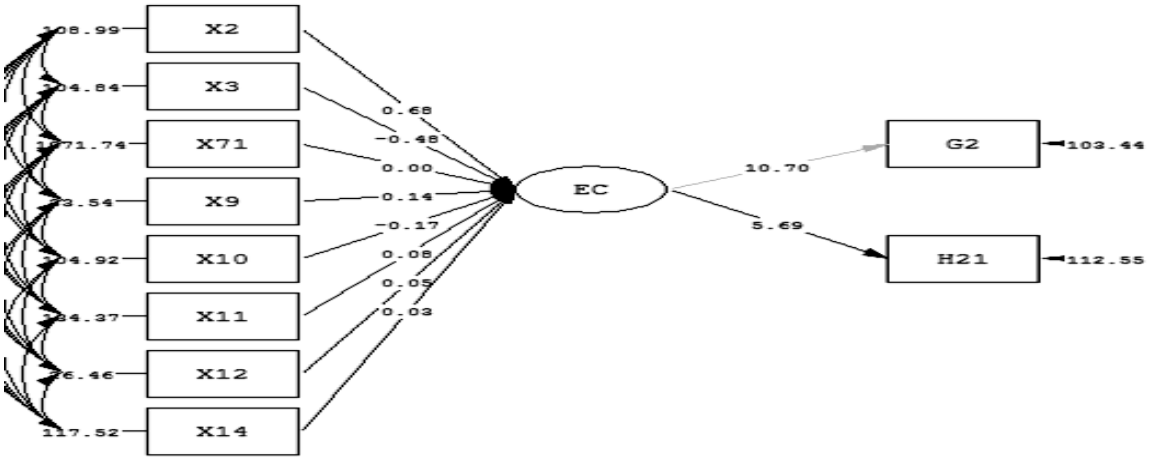
جدول (٤): شاخص‌های برازش مدل نهایی

DF	6
Chi-square	7/16
ECVI	2/00
AIC	84/62
CAIC	194/64
GFI	0/97
AGFI	0/76
PGFI	0/13

مأخذ: محاسبات تحقیق

مدل برآورد شده اقتصاد پنهان در ایران عبارتست از:

$$EC = 0.68X2 - 0.48X3 + 0.14X9 - 0.17X10 + 0.053X12 + 0.031X14 , R^2 = 0.98$$



نمودار (۱): مدل نهایی برآورد شده و شاخص‌های برازش

جدول (۵): اندازه نسبی اقتصاد پنهان در ایران در سال ۱۳۷۰ در مطالعات مختلف

نام پژوهشگر	روش برآورد	مقدار برآوردی برای سال ۱۳۷۰ (درصدی از **GDP** رسمی)
خلعتبری (۱۹۹٤، الف)	نسبت نقد	۷
معاونت بررسی‌های راهبردی (۱۳۷٦)	تخمین تقاضای پول	۳۰
طاهرفر (۱۳۷٦)	نسبت نقد	۲٦
باقری گرمارودی (۱۳۷۷)	تخمین تقاضای پول	۱۷
عرب مازار یزدی (۱۳۸۰)	علل چندگانه-آثار چند گانه	۱۳
میانگین		۱۸.٦

مأخذ: مطالعات مندرج در ستون سمت راست

برای محاسبه اندازه نسبی اقتصاد زیرزمینی از روش کالیبره کردن استفاده می‌شود. برای این منظور از نتایج حاصل از ۵ مقاله مندرج در جدول ۵ استفاده شده است: علت انتخاب سال ۱۳۷۰ این بوده است که اطلاعات این سال به طور مشترک در تمام مقالات موجود بوده است.

میانگین اندازه نسبی اقتصاد پنهان در ۵ مقاله موجود در سال ۱۳۷۰ برابر ۱۸.٦ می‌باشد: این عدد به دست آمده را بر مقدار به دست آمده شاخص اقتصاد پنهان سال ۱۳۷۰ در این پژوهش تقسیم و سپس عدد به دست آمده را در دیگر سال‌ها ضرب نموده‌ایم. اندازه مطلق اقتصاد پنهان هر سال نیز با ضرب مقادیر نسبی اقتصاد پنهان آن سال بر حسب درصدی از تولید ناخالص ملی در میزان مطلق GDP همان سال، برحسب قیمت پایه سال ۱۳۷٦، محاسبه گردیده است. نتایج حاصل در جدول ٦ قابل مشاهده است.

جدول (٦): برآورد شاخص، اندازه مطلق و اندازه نسبی اقتصاد پنهان در ایران

	M1	M2	M3
سال	شاخص اقتصاد پنهان	اندازه نسبی اقتصاد پنهان (برحسب درصدی از GDP)	اندازه مطلق اقتصاد پنهان (بر حسب میلیارد ریال)
1345	1.37511	12.93207	10299.87647
1346	1.44644	13.60288	12005.62983
1347	0.33393	3.140408	3109.035324
1348	1.66996	15.70495	17528.60879
1349	4.42364	41.60163	50999.0222
1350	3.95494	37.19379	51802.76684
1351	4.90185	46.0989	74936.98887
1352	4.23519	39.82937	69569.16399
1353	4.21965	39.68323	78009.69037
1354	1.17197	11.02166	22717.18429
1355	1.57208	14.78445	35826.56631
1356	2.14789	20.19959	47801.31976
1357	3.04737	28.65865	62817.18152
1358	3.53702	33.26351	69826.42756
1359	4.93315	46.39326	82649.12876
1360	2.5279	23.77335	40481.49811
1361	4.32181	40.64398	77901.09715
1362	4.23248	39.80389	84733.32692
1363	4.55683	42.8542	89357.86367
1364	4.84956	45.60715	97000.02305
1365	3.6319	34.1558	66000.96013
1366	5.7666	54.23135	103751.0803
1367	5.1043	48.00282	86800.13921
1368	4.4399	41.75455	79961.21589
1369	4.4394	41.74984	91239.68284
1370	1.9778	18.6	45576.696
1371	1.2097	11.37649	28989.79935
1372	0.7824	7.357994	19027.84606
1373	1.0778	10.13605	26341.1613
1374	2.3869	22.44734	60054.2666

1375	2.0576	19.35047	54917.98839
1376	3.4726	32.65768	95284.98636
1377	3.9306	36.96489	110946.4208
1378	5.949	55.94671	170604.4569
1379	5.4006	50.78934	162560.9326
1380	5.5138	51.85392	171410.9106
1381	1.6364	15.38934	55043.20627
1382	1.0271	9.659248	37248.95806
1383	1.2444	11.70282	48031.7671
1384	1.4169	13.32508	58483.77612
1385	1.4458	13.59687	63623.83379
1386	2.1599	20.31254	99754.68081
1387	1.4176	13.33166	66027.17922
1388	1.3282	12.49091	63690.52554
1389	1.9409	18.25298	98423.53623
1390	2.0624	19.39561	111093.2052

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول (۷): آزمون دیکی فولر متغیرها در سطح

متغیر	آماره ADF	مقدار بحرانی مک کینون در سطح ۵٪	وضعیت ایستایی
REC	-6/00	-2/92	ایستا
RX31	-6/51	-2/92	ایستا
RX4	-8/62	-2/92	ایستا
RX5	-6/46	-2/92	ایستا
RX61	-8/54	-2/92	ایستا

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول (۸): بررسی ضرایب شاخص‌ها در مدل مطلوب

نوع رابطه	مقدار مطلوب آزمون تی استیودنت	مقدار آزمون تی استیودنت	ضریب شاخص	نام شاخص‌ها	علامت اختصاری
منفی معنادار	1/96	-2/52	-5/29	رشد بار مالیات کل (تعریف۱)	X31
مثبت بی‌معنی		1/17	0/56	رشد بار مالیات مستقیم	X4
مثبت معنادار		3/18	6/08	رشد بار مالیات بر واردات	X5
منفی بی‌معنی		-0/53	-0/34	رشد بار مالیات کل (تعریف۲)	X61

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-۲- مرحله دوم: برآورد مدل حجم اقتصاد پنهان بر حسب بار مالیاتی

برای استفاده از داده‌های سری زمانی، پایایی متغیرها بررسی شده است. برای این منظور از آزمون تشخیص ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شده است. نتایج آزمون در جدول ۷ نشان می‌دهد که تمام متغیرهای مورد استفاده در سطح پایا می‌باشند.

نتایج حاصل از برآورد مدل در جدول ۸ خلاصه شده است. این نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای رشد بار مالیات کل (تعریف۲) و رشد بار مالیات مستقیم در سطح ۵ درصد معنادار

نیستند ولی رشد بار مالیات بر واردات مثبت و رشد بار مالیات کل (تعریف۱) منفی و در سطح ۵ درصد معنادار هستند. به‌عبارت دیگر، افزایش بار مالیات بر واردات و بار مالیات کل (تعریف۱) حجم اقتصاد پنهان را به ترتیب افزایش و کاهش می‌دهند. طبق نتایج حاصل از برآورد مدل حجم اقتصاد پنهان برحسب بار مالیاتی، اثر نهایی بار مالیاتی بر حجم اقتصاد پنهان مثبت و معنادار است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله اثر شاخص‌های بار مالیاتی بر حجم اقتصاد پنهان در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳٤۵ مورد بررسی قرار گرفته است. نخست در مرحله اول، حجم اقتصاد پنهان با استفاده از مدل MIMIC و به کمک نرم‌افزار لیزرل و با روش حداکثر درست نمایی برآورد شد و با استفاده از اطلاعات جانبی موجود و کالیبره کردن، سری زمانی اندازه نسبی و مطلق اقتصاد پنهان به‌دست آمده است. سپس در مرحله دوم اثر شاخص‌های بار مالیاتی بر حجم اقتصاد پنهان با استفاده از داده‌های سری زمانی حاصل برآورد شده است. طبق نتایج مرحله اول، تمام فرضیه‌های مطرح شده در مورد متغیرهای مورد استفاده در مدل به استثنای رشد درآمد سرانه تأیید گشته است. در این میان متغیرهای بار مالیاتی، حجم دولت و محدودیت‌های تجاری عوامل اصلی پیدایش اقتصاد پنهان در ایران محسوب شده است ولی رشد درآمد سرانه اثر معناداری در پیدایش آن نداشته است. نتایج مرحله دوم نیز نشان داد که اثر رشد بار مالیات بر واردات بر رشد اقتصاد پنهان مثبت ولی اثر رشد بار مالیات کل (تعریف۱) بر آن منفی است که با فرضیه‌ها و نتایج مرحله اول نیز مطابقت دارد. با در نظر گرفتن نتایج برآورد در مرحله اول، اثر نهایی متغیر بار مالیاتی بر حجم اقتصاد پنهان مثبت و معنادار می‌باشد. به‌عبارت دیگر، افزایش متغیر بار مالیاتی موجب رشد اقتصاد پنهان در ایران می‌شود. با توجه به چشم‌انداز برنامه پنجم توسعه اقتصادی که بر اساس آن باید از وابستگی دولت به درآمد نفتی کاسته شود (و درآمد مالیات‌ها منبع اصلی درآمد دولت شود)، می‌توان پیشنهاد نمود که سیاست‌های افزایش بار مالیاتی به‌صورت تدریجی اجرا شود تا از افزایش حجم اقتصاد پنهان اجتناب گردد.

منابع

احمدی، رضا (۱۳۸۲)، "برآورد حجم اقتصاد زیرزمینی در ایران با روش MIMIC"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه مازندران.

اسفندیاری، علی‌اصغر و جمال‌منش، آرش (۱۳۸۱)، "اقتصاد زیرزمینی و تأثیر آن بر اقتصاد ملی"، *مجله پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۳، ٤۸-۱۳.

اشراف‌زاده، حمیدرضا و مهرگان، نادر (۱۳۷۹)، "تخمین حجم فعالیت‌های اقتصاد زیرزمینی در ایران با استفاده از روش تقاضا برای اسکناس و مسکوک در گردش"، *مجموعه مقالات سومین همایش ملی بررسی پدیده قاچاق کالا و راه‌های پیشگیری آن*، آذر ۱۳۷۸، تهران: دانشگاه تربیت مدرس، پژوهشکده اقتصاد، ٤٤-۲۵.

باقری‌گرمارودی، احمدرضا (۱۳۷۷)، "اقتصاد زیرزمینی، تخمین و آثار آن بر کسری بودجه و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی طی سال‌های (۱۳۵۰-۱۳۷٤)، "پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

حیدری‌بیگوند، فریبا (۱۳۸۵)، "اقتصاد سایه، موازی، غیررسمی و زیرزمینی"، *مجله روند*، شماره ۱۹، ٤۵-٤٤.

خلعتبری، فیروزه (۱۳٦۹)، "اقتصاد زیرزمینی"، *مجله رونق*، شماره ۱ و ۲، ۵-۱۱ و ۱۸-۱.

شکیبایی، علیرضا و صادقی، حسین (۱۳۸۲)، "مدل سازی اقتصاد زیرزمینی با روش منطق فازی"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ٦۲، ۱۹٤-۱۷۵.

صامتی، مجید؛ سامتی، مرتضی و دلائی، علی (۱۳۸۸)، "برآورد اقتصاد زیرزمینی در ایران به روش MIMIC"، *مجله مطالعات اقتصاد بین‌الملل*، شماره ۳۵، ۱۱٤-۸۹.

صبوری‌دیلمی، محمدحسن و شفیعی، سعیده (۱۳۸۷)، "درآمدها و ترکیب مالیاتی کشور در چهار دهه"، *مجله*

اطلاعات سیاسی و اقتصادی، شماره ۲۵۷ و ۲۵۸، ۲۱۱-۲۰۰.

طاهرفر، کوروش (۱۳۷٦)، "نقش فعالیت‌های زیرزمینی در ایران با تأکید بر انگیزه فرار مالیاتی"، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.

عرب‌مازار یزدی، علی (۱۳۸۰)، "اقتصاد سیاه در ایران: اندازه، علل و آثار آن در سه دهه اخیر"، *مجله برنامه و بودجه*، شماره ٦۲ و ٦۳، ٦۰-۳.

معاونت بررسی‌های راهبردی نهاد ریاست جمهوری (۱۳۷٦)، "اقتصاد زیرزمینی در جمهوری اسلامی ایران"، *بولتن اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۳.

نادران، الیاس و صدیقی، حسن (۱۳۸۷)، "بررسی مالیات و اجزای آن بر حجم اقتصاد زیرزمینی (۱۳۸۲-۱۳۵۰)"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸، ۲۸۱-۲۵۷.

هادیان، ابراهیم و استادزاد، علی حسین (۱۳۹۲)، "برآورد سطح بهینه مالیات بر آلودگی در اقتصاد ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۲، ٧٤-۵۷.

Adam, M.C. & Ginsburgh, V. (1985), "The Effects of Irregular Markets on Macroeconomic Policy: Some Estimates for Belgium", E*uropean Economic Review*, 29(1), 15-33.

Aigner, D., Schneider, F. & Ghosh, G. (1988), "Me and My Shadow: Estimating the Size of the US Hidden Economy from Time Series Data, in W. A. Barnett; E. R. Berndt and H. White (eds.): Dynamic Econometric Modelling", *Cambridge (Mass): Cambridge University Press*, 224-243.

Cagan, P. (1958), "The Demand for Currency Relative to Total Money Supply", *Journal of Political Economy*, 66, 303-328.

Enste, D. (2003), "The Shadow Economy and Institutional Change in Transition Countries", *Institute Der Deutschen Wirtschaft, Koln*.

Erdinc, Z. (2012), "Currency Demand Modeling in Estimating the Underground Economy in Turkey: An Error Correction Framework", *International Research Journal of Finance and Economics*, 96, 25-37.

Farrell, G., Fleming, M.H. & Roman, J. (2000), "The Shadow Economy", *Journal of International Affairs*, 53(2), 387-409.

Frey, B.S. & Schneider, F. (2000), "Informal and Underground Economy", *International Encyclopedia of Social and Behavioral Science*, Elsevier Science Publishing Co., Amsterdam.

Frey, B.S. & Weck-Hannemann, H. (1984), "The Hidden Economy as an Unobserved Variable", *European Economic Review*, 26(1), 33-53.

Giles, D.E.A. & Tedds, L.M. (2002), "Taxes and the Canadian Underground Economy", *Canadian Tax paper*, 106, Canadian Tax Foundation, Toronto, Canada, 251-263.

Halicioglu, F. & Dell'Anno, R. (2009), "An ARDL Model of Unrecorded and Recorded Economies in Turkey", *MPRA Paper*, 25763.

Houston, J.F. (1990), "The Policy Implications of the Underground Economy", *Journal of Economics & Business*, 42(1), 27-37.

Khalatbaree, F. (1994), "A Study about the Nature and Dimensions of the Shadow Economy in the Islamic Republic of Iran", *UNDP*.

Ming Wang, D.H., Kuang Yu, T.H. & Chang Hu, H. (2012), "On The Asymmetric Relationship between the Size of the Underground Economy and the Change in Effective Tax Rate in Taiwan", *Economics Letters*, 117, 340-343.

Mirus, R., Smith, R.S. & Karoleff, V. (1994), "Canada's Underground Economy Revisited: Update and Critique", *Canadian Public Policy*, 20, 235-251.

Schneider, F. (1986), "Estimating the Size of The Danish Shadow Economy Using the Currency Demand Approach: An Attempt", *Scandinavian Journal of Economics*, 88(4), 643-668.

Schneider, F. (2006), "Shadow Economies of 145 Countries All Over the World: what do we really know", *University of Linz: Department of Economics*, Discussion Paper Linz, Austria,1-62.

Schneider, F. (2012), "The Shadow Economy

and Work in the Shadow: What Do We (Not) Know?", *Johannes Kepler, University of Linz and IZA*, Discussion Paper, No, 6423, 1-73.

Schneider, F. & Enste, D.H. (2000), "Shadow Economies: Size, Causes, and Consequences", *Journal of Economic Literature*, 38, 77-114.

Schneider, F., Buehn, A. & Karmann, A. (2009), "Shadow Economy and Do-it-Yourself Activities: The German Case", *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 165(4), 701-722.

Schneider, F., Buehn, A. & Montenegro, C. (2010), "New Estimates for the Shadow Economies All Over the World", *International Economic Journal*, 24(4), 43-61.

Smith, P. (1994), "Assessing the Size of the Underground Economy: The Statistics Canada Perspective", *Canadian Economic Observer*, 11(3), 16–33.

Thomas, J. & Siesto, V. (1997), "Informal Economic Activity", *Translated and Summarized by K. Sepehri, & M. Nourbakhsh*, Tehran: Institute of Monetary and Banking Research.

اثر سرریزهای تحقیق و توسعه بر بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع کارخانه‌ای ایران

Impact of Research and Development Spillovers on the Total Factor Productivity of Iranian Manufacturing Industries

غلامرضا زمانیان*، محمدحسن فطرس**،
الهام رضائی***

دریافت: ۱۳۹۲/۸/۲۲ پذیرش: ۱۳۹۳/٤/۲

چکیده:

تحقیق و توسعه به عنوان مهم‌ترین روش پیشرفت فناوری و تقویت رقابت و نوآوری صنایع تولیدی تلقی شده است. هدف پژوهش حاضر ارزیابی اثر سرریزهای تحقیق و توسعه از طریق واردات بر بهره‌وری کل عوامل تولید زیر بخش‌های صنایع کارخانه‌ای با استفاده از روش GMM دو مرحله‌ای در دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۷۹ است. بدین منظور از اطلاعات آماری سطح صنایع کارخانه‌ای ایران و انباشت تحقیق و توسعه صنایع داخلی و خارجی و واردات ۱۵ شریک تجاری ایران در ۱۹ کد ISIC دو رقمی استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که اثر متقابل سرمایه انسانی و انباشت تحقیق و توسعه خارجی، اثر متقابل واردات و انباشت تحقیق و توسعه خارجی و اثر انباشت تحقیق و توسعه خارجی و داخلی به ترتیب بیش‌ترین تأثیر مثبت را بر بهره‌وری کل صنایع کارخانه‌ای ایران داشته‌اند. به طوری‌که هزینه‌های تحقیق و توسعه داخلی در طی دوره مورد بررسی نتوانسته است تأثیر چشمگیری را بر رشد بهره‌وری کل عوامل صنایع کارخانه‌ای ایران اعمال نماید.

کلمات کلیدی: سرریز تحقیق و توسعه، سرمایه انسانی، بهره‌وری کل عوامل تولید، صنایع کارخانه‌ای، روش GMM.

طبقه‌بندی JEL: D24، J24، L60.

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان
Email: Zamanian@eco.usb.ac.ir
** استاد گروه اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا (نویسنده مسئول)
Email: Fotros@basu.ac.ir
*** دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد سیستان و بلوچستان
Email: Elhamrezaei130@yahoo.com

Gholamreza Zamanian, Mohammad Hasan Fotros**, Elham Rezaei****

Received: 13/Nov/2013 Accepted: 23/June/2014

Abstract:

Research and development (R&D) has been condsidered as the most important method for a rapid advancement of technology and manufacturing competitiveness and innovation. This study aims to assess R&D spillovers on the total productivity factors (TFP) of Iranian manufacturing industries in the period 2000-2008. This study employing two-stage GMM method uses statistical data of domestic R&D accumulation of industries in nineteen code of the two-digit ISIC, foreign R&D and imports of fifteen trading partners of Iran to measure the effect of R&D spillovers on the TFP of Iranian manufacturing industries. Results indicate that the interaction between human capital and foreign R&D accumulation, the interaction between import and foreign R&D accumulation, effects of external R&D accumulation and internal R&D have most positive impact on total factor productivity of Iranian manufacturing industries respectively. Internal expenditures on R&D in the chosen period have failed to provide new products and services and imperove competitiveness, technology and increasing TFP growth.

Keywords: Research and Development Spillovers, Human Capital, Total Factor Productivity, Manufacturing Industries, GMM Method.
JEL: D24, J24, L60.

* Assistant Professor, Faculty of Economics, University of Sistan and Baluchestan, Iran.
** Professor, Faculty of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran (Corresponding Author).
*** M.A. Student in Economic Sciences, University of Sistan and Baluchestan, Iran.

۱- مقدمه

انتقال فناوری در کشورها طیف گسترده‌ای از روش‌ها را در بر می‌گیرد. فناوری که محصول فعالیت‌های تحقیقاتی و توسعه‌ای است می‌تواند در کالاهای واسطه‌ای، کالاهای سرمایه‌ای و حتی افراد تجسم یابد یا می‌تواند به‌صورت نامشهود (شکل خارجی) خرید و فروش شود یا توسط ابزارهای دیگر همچون تقلید و کپی‌برداری منتشر شود. توسعه فناوری، در اولویت فعالیت‌های تحقیق و توسعه[1] هر کشوری قرار دارد. کمبود چنین فعالیت‌هایی در کشورهای در حال توسعه، وابستگی‌شان را به خارج توجیه می‌کند. این وابستگی‌ها منجر به افزایش شکاف فناوری میان کشورها شده و از توسعه جامعه و اقتصاد ممانعت می‌کند. تحت این شرایط، پیاده‌سازی سیاست‌های تکنولوژیکی که کشورها را به سمت رشد هدایت می‌کند باید به عنوان یک شرط لازم مورد توجه قرار گیرد (قاسبی و چکیر[2]، ۲۰۱۲: ۱۰۷). با این‌حال، پیاده‌سازی چنین سیاست‌هایی با محدودیت‌هایی روبه‌روست؛ این محدودیت‌ها چالش‌های واقعی رشد فناوری در کشورها معرفی شده‌اند.

تخصص بین‌المللی یک کشور که به سطح فناوریکی و فراوانی منابعش بستگی دارد، از جمله این محدودیت‌هاست. بر اساس این قاعده، کشورهای توسعه‌یافته بیش‌تر به صادرات کالاهای کارخانه‌ای می‌پردازند؛ در حالی‌که کشورهای در حال توسعه در تولید کالاهای تولید شده توسط نیروی کار غیرماهر تخصص یافته‌اند. بنابراین، از آنجایی که تلاش‌های R&D در کشورهای در حال توسعه ضعیف باقی مانده است؛ چنین کشورهایی می‌توانند از فناوری جهانی تنها از طریق واردات تجهیزات و کالاهای وارداتی بهره‌مند شوند. در واقع، در نظام اقتصادی جدید، وضعیت اقتصادی هر کشور علاوه بر شرایط داخلی آن، به موقعیت و وضعیت سایر کشورها نیز بستگی دارد. در بررسی تأثیرپذیری اقتصاد یک کشور از موقعیت دیگر کشورها موضوع سرریزها[3] مطرح می‌شود. این اثرگذاری از طریق تجارت کالا و خدمات صورت می‌پذیرد. با وجود تجارت بین‌الملل، فناوری کشورهای صنعتی و پیشرفته که محصول سرمایه‌گذاری‌های R&D هر بخش است، از طریق واردات متنوع جدید و کالاهای واسطه‌ای به داخل کشور گیرنده سرریز می‌شود. لذا، انتقال فناوری به این شیوه سرریز R&D نامیده می‌شود. مطالعات تجربی کو و هلپمن[4] (۱۹۹۵) و کلر[5] (۱۹۹۸ و ۲۰۰۲) نشان می‌دهند که نقش سرریزهای R&D به عنوان منبعی مهم از پیشرفت‌های فناوریکی، برای هم کشور توسعه‌یافته و هم در حال توسعه مهم است.

در ادبیات اقتصادی جدید ارتقاء بخش صنعت، به عنوان مهم‌ترین شاخص اندازه‌گیری قدرت رقابتی، دلیل اصلی توسعه‌یافتگی کشورها محسوب شده است؛ این موضوع به‌وضوح ضرورت تلاش برای رشد زیربخش‌های سطح صنایع کارخانه‌ای را مشخص می‌کند. از این‌رو، انتظار می‌رود تأثیر مثبت اثر فناوری وارداتی بر بهره‌وری کل عوامل زیر بخش‌های صنایع کارخانه‌ای به چند دلیل باشد: نخست، بهره‌وری کل عوامل به آسانی می‌تواند افزایش یابد؛ زیرا، بنگاه‌ها با استفاده از فناوری برتر شرکای تجاری خود، متوسط بهره‌وری را افزایش می‌دهند؛ دوم، چنین بنگاه‌هایی می‌توانند به سرعت رقابت را بین بنگاه‌های داخلی گسترش دهند و منجر به بقای کارآمدترین بنگاه‌ها شوند.

مقاله حاضر در پی بررسی تأثیر سرریزهای R&D، بر رشد بهره‌وری کل عوامل زیربخش‌های صنایع کارخانه‌ای ایران با استفاده از روش GMM داده‌های تابلویی پویا از طریق نرم‌افزار STATA است. در این مطالعه تجربی از داده‌های ۱۹ کد ISIC دورقمی سطح صنایع کارخانه‌ای ایران و انباشت R&D صنایع داخلی و انباشت R&D صنایع خارجی و واردات ۱۵ شریک تجاری ایران بر اساس سال پایه ۱۳۸۳ استفاده شده است. قابل ذکر است دوره زمانی این مقاله به علت ناکافی بودن اطلاعات آماری واردات و هزینه‌های R&D شرکای خارجی، به ناچار به سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۹ محدود شده است. سازماندهی تحقیق به این ترتیب است که بخش دوم به بررسی اجمالی ادبیات و پیشینه تحقیق، بخش سوم، به مروری بر نظریه‌های رشد درون‌زا و تصریح الگو، بخش چهارم و پنجم به معرفی داده‌ها و برآورد الگوی سرریز R&D از

1. Research and Development (R&D)
2. Gasbi & Chkir (2012)
3. Spillover
4. Coe & Helpman (1995)
5. Keller (1998, 2002)

طریق تجارت بین‌الملل و تجزیه و تحلیل نتایج الگو می‌پردازند. بخش پایانی به ارائه نتیجه، پیشنهادها و توصیه سیاستی می‌پردازد.

۲- ادبیات و پیشینه تحقیق

الگوهای رشد درون‌زا مبتنی بر R&D، در کارهای رومر[1] (۱۹۹۰)، گروسمن و هلپمن[2] (۱۹۹۱)، آقیون و هویت[3] (۱۹۹۲)، و گریفت و همکاران[4] (۲۰۰٤) دیده می‌شود. در این الگوها پیشرفت فناوری برای افزایش بهره‌وری، از تلاش برای اختراع و ابداع نتیجه می‌شود؛ تلاشی که با حداکثرسازی سود فردی تأمین می‌شود. ابداع و نوآوری نتیجه انباشته شدن فعالیت‌های R&D و ذخیره دانش است. در نتیجه، سطح بهره‌وری اقتصاد به انباشت فعالیت‌های R&D و تأثیر آن بر ذخیره دانش بستگی دارد؛ به طوری‌که چنین کشفیاتی گویای منبع رشد تولید بلندمدت و پایدار هستند. یکی از مزایای سرمایه‌گذاری در R&D، وجود اثر سرریزهاست. یعنی، صنایع از فعالیت‌های R&D سایر کشورها به همان خوبی فعالیت‌های R&D خود بهره‌مند می‌شوند (دولارس[5]، ۲۰۰۷: ۹٦٤). گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱: ۲٦٦-۲٦٤) ساز و کار سرریز R&D خارجی از طریق تجارت را الگوسازی کردند. تجارت بین‌الملل موجب سرریز R&D و فراهم کردن فناوری‌های خارجی و دانش فنی و مدیریتی می‌شود که در غیر این صورت انتقال دانش و فناوری خارجی یا غیرقابل دسترس یا با هزینه بسیار بالا همراه خواهد بود.

مطابق شکل (۱) در ضمیمه مقاله، تجارت بین‌الملل ممکن است از طریق افزایش دسترسی به کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای کشورهای خارجی، سطح بهره‌وری را در یک کشور بالا برد. این اندیشه در مقالات مربوط به رشد درون‌زای رومر (۱۹۹۰، ۷۲) و گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱، ۸٦-۹۱) دیده می‌شود. بدین مفهوم که تجارت با افزایش دسترسی به انباشت فعالیت‌های R&D خارجی و تقویت انباشت R&D داخلی منجر به تولید نهاده‌های جدید و با کیفیت بالا می‌شود؛ بدین‌سان، سطح بهره‌وری کشور افزایش می‌یابد. همچنین، باز بودن تجاری باعث می‌شود که یک بنگاه با واردات کالاهای حامل فناوری برتر شرکای خارجی، علاوه بر افزایش سرمایه فیزیکی خود، همزمان یاد می‌گیرد چگونه تولید با کارایی بیش‌تری را انجام دهد. این تأثیر مثبت تجربه روی بهره‌وری، یادگیری در حین عمل[6] نامیده می‌شود. در واقع، وقتی بنگاهی فناوری جدیدی را وارد می‌کند لازم است که از سرمایه انسانی[7] کار آزموده و متخصص در آن زمینه برای به‌کارگیری آن فناوری برخوردار باشد؛ از این‌رو، همزمان با واردات فناوری‌های برتر، سرمایه انسانی یاد می‌گیرد که چگونه فناوری دریافتی را جذب، انطباق و انتشار دهد و حتی با دست‌یابی به روش تولید آن، بهره‌وری خود را افزایش دهد.

بررسی تأثیر نقش سرریزهای R&D بر بهره‌وری از موضوعات مهمی است که طی دو دهه اخیر مورد توجه بسیاری از نظریه‌پردازان و اقتصاددانان بوده است. به طوری‌که مطالعات تجربی متعدد داخلی و خارجی در این زمینه انجام شده است. در ادامه، به برخی از مهم‌ترین این مطالعات اشاره می‌شود.

فرانتزن[8] با استفاده از داده‌های تحقیق و توسعه ۲۲ بخش تولیدی ۱٤ کشور عضو OECD در دوره زمانی ۱۹۹٤-۱۹۷۲ و به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری (VAR[9]) و الگوی تصحیح خطای تعمیم یافته، به بررسی رابطهٔ علیت بین بهره‌وری کل عوامل تولید و انباشت سرمایه تحقیق و توسعه داخلی و خارجی پرداخت. نتایج آزمون هم‌انباشتگی نشان داد که متغیرهای موجود در الگو هم‌انباشته‌اند. نتایج مطالعه وی همچنین، نشان دادند که هزینه‌های تحقیق و توسعه داخلی و خارجی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارند. فرانتزن نشان داد اگر چه رابطه علیت دو طرفه بین بهره‌وری کل عوامل تولید و انباشت سرمایه تحقیق و توسعه داخلی و خارجی وجود دارد؛ اما نسبت به سایر متغیرها، وجود این رابطه در رشد TFP بیش‌تر است. ایشان، همچنین پیشنهاد

1. Romer (1990)
2. Grossman & Helpman (1991)
3. Aghion & Howitt (1992)
4. Griffith et al. (2004)
5. Dolores (2007)
6. Learning by doing
7. Humam Capital
8. Frantzen (2003)
9. Vector Autoregressive

کردند که علیت بین تحقیق و توسعه و TFP بنیادی است و نیز شواهدی را از وجود رابطه متقابل پویا بین هزینه‌های تحقیق و توسعه داخلی و خارجی بیان می‌کنند (فرانتزن، ۲۰۰۳: ۱۲۵).

دلارس در مقاله‌ای از یک‌سو، ارتباط بلندمدت هزینه‌های R&D و بهره‌وری کل عوامل تولید را بررسی کرد و از سوی دیگر، به ارزیابی اهمیت انباشت R&D داخلی و خارجی و تأثیر آن بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع کارخانه‌ای انگلستان طی دوره زمانی ۱۹۹۷-۱۹۷۰ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرداخت. شواهد بیانگر آن بود که ارتباطی مثبت و معنادار بین فعالیت‌های R&D صنایع و بهره‌وری در بلندمدت وجود دارد و کشش بلندمدت تولید نسبت به R&D داخلی ۳۳۱/. است که این کشش تأییدکننده این ارتباط است. همچنین، نتایج نشان داد که انباشت R&D خارجی از نظر آماری سهم معناداری در ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع انگلستان ندارد (دلارس، ۲۰۰۷: ۹٦٤).

کیم با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی، به بررسی سهم پتنت‌ها بر بهره‌وری کل عوامل تولید در ۱۳ گروه کارخانه‌های صنعتی کره‌جنوبی با تجربه رشد سریع در دوره زمانی ۱۹۹۹-۱۹۸۱ پرداخت. در این تحقیق از پتنت‌های کاربردی داخلی و خارجی به‌عنوان متغیر جایگزین تغییرات فناوری استفاده شده است. نتایج تحقیق وی نشان داد که R&D داخلی و خارجی اثر معنی‌دار مثبتی بر بهره‌وری دارند و پتنت‌های کاربردی خارجی اثر قوی‌تری از پتنت‌های داخلی بر رشد بهره‌وری در کارخانه‌های کره دارند (کیم، ۲۰۱۱: ۲۵).

علاوه بر این، نتایج مطالعه کیم و لی نشان داد که در طول دوره مورد مطالعه بیش‌تر از ۸۰ درصد پتنت‌ها در صنایع قابل اطمینان اتفاق افتاد، که شامل صنایع شیمیایی و تولیدات شیمیایی، ماشین‌آلات و تجهیزات، تجهیزات حمل و نقل و تجهیزات الکترونیکی بوده است. رشد بهره‌وری در این صنایع بیش‌تر از بقیه صنایع بوده است. آزمون رگرسیون هم‌انباشتگی نشان داد که پتنت‌ها و موجودی دانش اثر مثبتی بر روی TFP داشته‌اند (کیم و لی، ۲۰۰٤، ۳٦۵).

تکسیرا و فورتونا[1] با استفاده از داده‌های پرتغال با رویکرد هم‌انباشتگی جوهانسون[2] (۱۹۸۸، ۲۵٤-۲۳۱)، به بررسی اثر متقابل سرمایه‌ی انسانی و تجارت، تلاش‌های R&D محلی و رشد طی دوره‌ی زمانی ۲۰۰۱-۱۹۶۰ پرداختند. نتایج نشان داد که اثر متقابل بین واردات تکنولوژی و پیشرفت‌های آموزشی بر بهره‌وری عوامل تولید تأثیر مثبت و معناداری ایجاد کرده است. درحقیقت، آموزش و مهارت‌های نیروی کار در انتقال تکنولوژی‌های مفید از طریق واردات کالاهای سرمایه‌ای نقش مهمی را ایفا کرده است (تکسیرا و فورتونا، ۲۰۱۰: ۳۳۵).

قابسی و چکیر با استفاده از داده‌های پویای تابلویی ۲٤ کشور توسعه‌یافته طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹٦ به بررسی سرریزهای R&D و رشد اقتصادی پرداختند. بر اساس نتایج ایشان، اثر R&D خارجی بر رشد مثبت و معنادار بود و اثر R&D داخلی معنادار نبود؛ در ضمن تأثیر R&D خارجی بیش‌تر از R&D داخلی بود. همچنین، شواهد اثر مثبت و معنادار سرمایه انسانی را در جذب و انتشار فناوری تأیید کرد و باز بودن تجاری بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری داشت. ایشان همچنین نشان دادند که در کشورهای G7 سطح بهره‌وری کل عوامل اصولاً توسط تلاش‌های R&D داخلی برآورد شده‌اند در حالی‌که در کشورهای کوچک، فناوری انتقالی خارجی نقش بسیار مهمی در بهره‌وری کل عوامل بازی کرده‌اند (قابسی و چکیر، ۲۰۱۲: ۱۰۷).

کمیجانی و شاه‌آبادی به آزمون اثر فعالیت‌های R&D از طریق تجارت خارجی بر بهره‌وری کل عوامل تولید بخش صنعت با استفاده از روش هم‌گرایی متقابل یوهانسون و داده‌های سری زمانی ۱۳۷۸-۱۳٤۷ پرداختند. در این مقاله شرکای تجاری ایران ۲۱ کشور عضو OECD و خاورمیانه انتخاب شد. نتایج بیان می‌کنند اثر انباشت سرمایه R&D خارجی قوی‌تر از انباشت سرمایه R&D داخلی بر بهره‌وری است و ضرایب تخمین متغیر اثر متقابل تجارت با انباشت سرمایه R&D شرکای تجاری و متغیر اثر متقابل سرمایه انسانی با انباشت سرمایه R&D شرکای تجاری، مثبت است (کمیجانی و شاه‌آبادی، ۱۳۸۰: ۲۹).

پورعبادالهان کویچ و همکاران به بررسی نقش مخارج

1. Teixeira & Fortuna (2010)

2. Johanson (1988)

R&D داخلی و واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای بر روی تولید در صنایع ایران با استفاده از داده‌های تابلویی طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۷٤ پرداختند. طبق نتایج، هر دو متغیر مخارج R&D داخلی و واردات فناوری، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ارزش افزوده داشته‌اند. همچنین، تأثیر واردات بیش‌تر از مخارج R&D داخلی بوده است (پورعبادالهان کویچ و همکاران، ۱۳۹۰: ۸).

جعفری‌صمیمی و آل‌رسول به بررسی موضوع R&D و رشد اقتصادی برای یک نمونه از ۳۰ کشور در حال توسعه پرداختند. ایشان از داده‌های تابلویی برای دوره ۲۰۰٦-۲۰۰۰ و سه شاخص سهم مخارج تحقیقاتی دولت از GDP، شمار محققان در هر میلیون نفر جمعیت و تولید علم در این کشورها استفاده کردند. نتایج بیان می‌کند که بین R&D و رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی اثر مثبت و معنی‌داری وجود ندارد، بقیه متغیرهای موجود در مدل معنی‌دار هستند. کشش نیروی کار و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص مثبت و معنی‌دار است ولی کشش تحقیق و توسعه منفی و بی‌معنی است (جعفری‌صمیمی و آل‌رسول، ۲۰۰۹: ۳٤٦٤).

نتایج مطالعات مطرح شده در این بخش نشان می‌دهند که در عمل تحقیقات جامعی در زمینه آثار سرریزهای R&D از طریق تجارت بین‌الملل بر بهره‌وری عوامل تولید صنایع کارخانه‌ای ایران صورت نگرفته است و تحقیقاتی که تاکنون انجام پذیرفته بیش‌تر تمرکز بر نقش هزینه‌های R&D داخلی و خارجی بر رشد اقتصادی داشته‌اند. همچنین، به‌دلیل عدم دسترسی به اطلاعات آماری مورد نیاز حوزه مطالعه، اکثر مطالعات صورت گرفته مربوط به سطح کشورها و بخش صنعت است. به‌دلیل نقش مشخص بخش صنعت در ارتقاء توسعه‌یافتگی کشورها، در این مطالعه سعی شده است علاوه بر تأثیر R&D داخلی و خارجی، به نقش اثر متقابل سرمایه انسانی و انباشت R&D خارجی و همچنین اثر متقابل باز بودن تجاری و انباشت R&D خارجی و درجه باز بودن تجاری به طور هم‌زمان بر بهره‌وری کل عوامل تولید زیربخش‌های صنایع کارخانه‌ای ایران بپردازد تا بتوان از طریق آن به نتایج ملموس‌تر و کاربردی‌تری به منظور ارائه پیشنهادهای سیاستی دست یافت. همچنین، بیش‌تر مطالعات قبلی به نقش سرریزها بر رشد اقتصادی تمرکز داشته‌اند؛ آنهایی نیز که به تأثیر سرریز R&D بر بهره‌وری پرداخته‌اند توضیح نداده‌اند که معادلات برآوردی آنها چگونه به‌دست آمده است. در این مقاله سعی شده است تصریح الگوی تجربی بر اساس الگوهای رشد درون‌زا مبتنی بر R&D همراه با اثبات ریاضی صورت گیرد. قابل ذکر است که در این مقاله کلیه اطلاعات آماری مربوط به سطح صنایع کارخانه‌ای ایران، انباشت R&D داخلی و انباشت R&D خارجی و همچنین داده‌های مربوط به واردات صنایع ایران از شرکای تجاری بر اساس کد ISIC دو رقمی تنظیم شده است.

۳- مروری بر نظریه‌های رشد اقتصادی درون‌زا

محرک رشد بسیاری از الگوهای اخیر رشد، کشف ایده‌های جدید است. همان‌طور که رومر (۱۹۹٤، ۱۹۹۰) تأکید می‌کند، طرح ایده‌های متفاوت در اغلب کالاهای اقتصادی غیرقابل رقابت‌اند. بدین معنی که استفاده از یک ایده توسط یک نفر مانع استفادهٔ هم‌زمان ایده توسط شخص دیگری، یا حتی توسط بسیاری از مردم نمی‌شود. این مسئله منجر به پیوند محکم میان این ایده بر اساس الگوی رشد و افزایش بازدهی نسبت به مقیاس می‌شود. در این الگوها، فرایند فناورانه از پژوهش و نوآوری نتیجه می‌شود. کشف فنون جدید باعث افزایش بهره‌وری می‌شوند. چنین اکتشافاتی، در نهایت، منبع رشد بلندمدت هستند (رومر؛ ۱۹۹۰: ۷۳).

نسل اول از الگوهای مبتنی بر تحقیق و توسعه توسط رومر (۱۹۹۰)، گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱) و آقیون و هویت[1] (۱۹۹۲) ارائه شد. در این الگوها، ایده‌های جدید محرک رشد اقتصادی است. ایده‌های جدید تابعی از نیروی انسانی است که در بخش تحقیق و توسعه مشغول به کارند. بنابراین، تحقیق و توسعه ذخیره دانش موجود را افزایش می‌دهد و تغییرات دائمی در شدت تحقیق و توسعه رشد بلندمدت را به دنبال دارد. در این الگوها وجود اثرات مقیاس مشکل‌ساز است و نرخ رشد اقتصادی متناسب با مقدار کل پژوهش انجام شده در

1. Aghion & Howitt (1992)

اقتصاد است. اگر فرض شود سایر عوامل ثابت‌اند، افزایش در اندازه جمعیت، سبب افزایش تعداد محققان می‌شود و در نتیجه منجر به افزایش در نرخ رشد درآمد سرانه خواهد شد. بنابراین، رشد جمعیت در این الگوها منجر به رشد درآمد سرانه خواهد شد. در پیش‌بینی الگوی رومر، گروسمن و هلپمن و آقیون و هویت (R/GH/AH)، نرخ رشد باید به طور نمایی در حال افزایش باشد. اما جونز نشان داد که پیش‌بینی‌های این الگو متناقض با تجربه قرن بیستم است[۱]. الگوهای رشد مبتنی بر تحقیق و توسعه، از لحاظ نظری جالبند. رشد در این الگوها به عنوان نتیجه ای از ابداع با منطق بنگاه‌ها با هدف حداکثرسازی سود روی می‌دهد. بنابراین، با توجه به این جاذبه، شایسته است که برای به دست آوردن روشی برای ابقای ساختار اساسی این الگوها در حالی‌که اثر مقیاس حذف می‌شود، اقدام شود. الگویی از تلفیق نظرات جونز (۱۹۹۹)[۲]، کورتوم (۱۹۹۷)[۳] و سگرستروم (۲۰۰۰)[۴] (J/K/S) ارائه شد که این مشکل را توسط تحلیل‌های سطح خرد از تابع تولید برای ایده‌های جدید مورد بررسی مجدد قرار داد. همچنین، تحقیقاتی در مورد الگوهای رشد مبتنی بر تحقیق و توسعه مربوط به مطالعه‌های آقیون و هویت (۱۹۹۸)، دینوپولاس و تامپسون[۵] (۱۹۹۸)، پرتو[۶] (۱۹۹۸) و یانگ[۷] (۱۹۹۸) است. الگوی آنها شامل روشی جدید برای از بین بردن اثر مقیاس رشد بود. رشد در این الگوها توسط نوآوری‌های عمودی ایجاد می‌شود که باعث بهبود کیفیت کالا می‌شود. تحقیق و توسعه می‌تواند بهره‌وری در خط تولید را افزایش دهد، یا می‌تواند تعداد کل محصولات موجود را افزایش دهد. در این الگوها، رشد به میزان تلاش‌های پژوهشی در هر خط از محصول بستگی دارد. این نوع از الگوها به چند دلیل دارای اهمیت فراوان هستند. اول، مجدداً نتایج تغییرات در سیاست‌هایی را که می‌تواند اثرات بلندمدت بر نرخ رشد داشته باشد را معرفی می‌کنند. دوم، در الگوهای جونز/ کورتوم و سگرستروم رشد نمایی[۸] نمی‌تواند در عدم حضور رشد جمعیت پایدار باشد. الگوهای یانگ (۱۹۹۸)، پرتو (۱۹۹۸) و آقیون و هویت (۱۹۹۸) این پیش‌بینی را نفی کرده‌اند.

تعدادی از اقتصاددانان مانند فرانکل[۹] (۱۹۶۲)، گریلیچیز[۱۰] (۱۹۷۹) رومر (۱۹۹۰) و لوکاس[۱۱] (۱۹۸۸) الگوهای رشد درون زایی را که در آنها سرریزهای دانش نقش اساسی دارند ارائه کردند، اما بنا به دلایلی تحلیل رومر از تأثیر بیش‌تری برخوردار بوده است. وی از ایده‌ی آرو (۱۹۶۲)، مبتنی بر یادگیری حین عمل، برای طراحی الگوی خود بهره گرفت.

گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱) با الگوسازی سرریز R&D خارجی از طریق تجارت نشان دادند که تجارت با افزایش تنوع و کیفیت نهاده‌های واسطه‌ای، انتقال و گسترش دانش، آثار یادگیری حین انجام کار و افزایش اندازه بازارها باعث افزایش رشد اقتصادی و بهره‌وری می‌شود. الگوی مذکور پیش‌بینی می‌کند که کشورها می‌توانند از طریق واردات کالا و خدمات واسطه‌ای از کشورهای پیشرفته به صورت غیرمستقیم از منافع ناشی از انباشت سرمایه تحقیق و توسعه خارجی استفاده کنند و با نهادینه کردن تحقیق و توسعه خارجی مانند تحقیق و توسعه داخلی رشد بهره‌وری خود را افزایش دهند.

۳-۱- تصریح الگوی سرریز تحقیق و توسعه با وجود بخش تجارت خارجی

الگوی تصریح شده در این مقاله اثر متقابل بین سرمایه انسانی و انباشت R&D و همچنین اثر متقابل بین واردات و انباشت R&D را مد نظر دارد. ابتدا تابع تولید کاب داگلاس کلر توسعه داده می‌شود و با توضیح چگونگی ورود هر یک از متغیرها به صورت ریاضی، الگوی نهایی اثر سرریزها بر رشد بهره‌وری کل عوامل تولید تصریح می‌شود. مراحل تکمیلی الگوی نهایی به صورت زیر است:

تابع تولید کاب داگلاس کلر به‌صورت رابطه (۱) است:

$$y = AL^{1-\alpha} D^{\alpha}, 0 < \alpha < 1 \qquad (۱)$$

۱. کرومر (Kremer, (1993)) نشان داد این پیش‌بینی مطابق با شواهد قبل از قرن ۲۰ است. با این حال ، کرومر (Kremer, (1998)) خاطرنشان می‌کند که این شواهد با مدل جونز (۱۹۹۵) سازگار است.

2. Jones (1999)
3. Kortum (1997)
4. Segerstrom (2000)
5. Dinopoulos & Thompson (1998)
6 . Peretto (1998)
7 . Young (1998)

8. Exponential
9. Frankel (1962)
10. Griliches (1979)
11. Lucus (1988)

y: محصول، L: خدمات نیروی کار، D: مجموعه متنوع از کالاهای واسطه‌ای متمایز x با تنوع j است و A: سایر عوامل اثرگذار بر تولید به غیر از L و D است.

$$D = \left(\int_0^n x(j)^{\alpha} d_j \right)^{1/\alpha} \quad (۲)$$

در معادله بالا، x(j) کالای واسطه‌ای با تنوع j و n تعداد تنوع کالاهای واسطه‌ای تولیدی در کشور است. تعداد تنوع کالای واسطه‌ای (n) به‌وسیله بنگاه‌هایی که هزینه‌های تحقیق و توسعه را انجام می‌دهند، افزایش می‌یابد. بنابراین، دامنه کالاهای واسطه‌ای در زمان T برابر با انباشت هزینه‌های تحقیق و توسعه تا زمان T، $n(T) = \int_{-\infty}^{T} E(t) d_t$، است.

از آن‌جا که هزینه‌های R&D انباشته می‌تواند به عنوان انباشت سرمایه R&D در نظر گرفته شود، رابطه R(T) =n(T) برقرار می‌شود که R(T) نشان دهنده ذخایر R&D در زمان T است. چنانچه همه انواع کالاهای واسطه‌ای، همگن فرض شود، x(j)=x برای تمام j ها است (گروسمن و هلپمن، ۱۹۹۱). در نتیجه کل موجودی سرمایه (k) به‌عنوان کل مقادیر کالاهای واسطه‌ای به کارگرفته شده برای هر تنوعی از کالا که در آن k=nx است، در نظر گرفته می‌شود. اگر این رابطه برای x حل شود و در رابطه (۲) جانشین شود، رابطه (۳) به‌دست می‌آید که با جانشین سازی رابطه (۳) در معادله (۱)، رابطه (٤) حاصل می‌شود:

(۳)

$$D = \left(\int_0^n x^{\alpha} d_j \right)^{1/\alpha} = \left(\int_0^n (k/n)^{\alpha} d_j \right)^{1/\alpha} = \left[k^{\alpha} n^{1-\alpha} \right]^{1/\alpha} = k n^{(1-\alpha)/\alpha}$$

$$y = AL^{1-\alpha} \left[kn^{(1-\alpha)/\alpha} \right]^{\alpha} = AL^{1-\alpha} kn^{1-\alpha} \quad (٤)$$

بنابراین، تولید تابعی از نیروی کار، حجم سرمایه و انباشت هزینه‌های R&D است. اگر بهره‌وری کل عوامل (TFP) به صورت معادله (۵) باشد، با جانشین سازی معادله (٤) در معادله (۵) به جای y و لگاریتم‌گیری از آن معادله (٦) به‌دست می‌آید و همان‌طور که در بالا توضیح داده شد R جایگزین n می‌شود و معادله (۷) ساخته می‌شود.

$$TFP \equiv \frac{y}{\left(L^{1-\alpha} k^{\alpha} \right)} \quad (۵)$$

$$\ln TFP = (1-\alpha)\ln n + \ln A \quad (٦)$$

$$\ln TFP = (1-\alpha)\ln R + \ln A \quad (۷)$$

در اکثر مطالعات تجربی مربوط به رشد و بهره‌وری[1] با وجود تجارت، بهره‌وری کل عوامل به انباشت تحقیق و توسعه داخلی و انباشت تحقیق و توسعه شرکای خارجی وابسته است. بنابراین، معادله (۷) را می‌توان به‌شکل رابطه زیر تعریف کرد:

$$\mathrm{LnTFP_{it}} = \alpha_i + \beta_1 \ln\left(R_{it}^{d}\right) + \beta_2 \ln\left(R_{it}^{f}\right) + A_{it}^{k} \quad (۸)$$

به طوری‌که، t: زمان، i: صنعت، ε_{it} جمله خطاست و R_{it}^{d} نشان‌دهنده انباشت مخارج R&D داخلی هر صنعت داخلی و R_{it}^{f} نشان‌گر انباشت مخارج R&D شرکای تجاری هر صنعت داخلی است. در الگوی کلر (۲۰۰۲)، A_{it} ثابت گرفته شده است. این مسئله ممکن است منجر به تصریح نادرست الگو شود. در این مطالعه الگوی کلر به این صورت گسترش داده شده است که مجموعه‌ای از عوامل(A_{it}^{k})، غیر از انباشت سرمایه تحقیق و توسعه بررسی می‌شود که به‌صورت تابعی از عوامل مختلف اثرگذار بر محصول است و ممکن است در بین کشورها متفاوت باشد. بنابراین، می‌توان رابطه (۹) را تعریف کرد:

(۹)

$$\ln TFP_{ct} = \alpha_{ct} + \beta_1 \ln\left(R^{d}_{it}\right) + \beta_2 \ln\left(R^{f}_{it}\right) + \gamma_1 \ln A^{1}_{it} + \ldots + \gamma_k \ln A^{k}_{it} + \varepsilon_{it}$$

رابطه‌ای قوی و مثبت بین بهره‌وری کل عوامل تولید، انباشت سرمایه R&D خارجی و درجه باز بودن اقتصاد وجود دارد. بدین معنا که در صورت وجود تجارت خارجی، عواملی چون اثر متقابل بین انباشت سرمایه‌های R&D خارجی با سهم واردات (متغیر ضربی $M_{it}*\ln(R_{it}^{f})$) و اثر متقابل انباشت سرمایه‌های R&D خارجی با سرمایه انسانی (متغیر ضربی: $H_{it}*\ln(R_{it}^{f})$) و درجه باز بودن تجاری (M_{it}) می‌تواند بر بهره‌وری تأثیرگذار باشد. زیرا، زمانی کشورها می‌توانند از R&D خارجی به نفع خود استفاده کنند که سرمایه انسانی مناسب بتواند با استفاده از فناوری وارداتی مستتر در کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای به جذب و انتشار این فناوری در سراسر

۱. گریلیچز (۱۹۹۰)، گروسمن و هلپمن (۱۹۹۱)، کو و هلپمن (۱۹۹۵)، کو و همکاران (۱۹۹۷) و اخیراً زاچاریادیس (۲۰۰۳)، گریفیت و همکاران (۲۰۰٤)، کیم و همکاران (۲۰۰۹)، کو و همکاران (۲۰۰۹)، تکسیرا و فورتونا (۲۰۱۰).

کشور بپردازد. در غیر این صورت آنها تنها وارد کننده فناوری باقی خواهند ماند. بنابراین، اثرات متقابل، به عنوان متغیرهای کنترل، جایگزین متغیر A_{it}^{k} می‌شوند و الگوی تجربی نهایی این مقاله به صورت زیر تصریح می‌شود:

(۱۰)

$$\ln TFP_{it}=\alpha_{it}+\beta_1 \ln(R_{it}^{d})+\beta_2 \ln(R_{it}^{f})+\gamma_1 M_{it}\ln(R_{it}^{f})+\gamma_2 H_{it}\ln(R_{it}^{f})+\gamma_3 M_{it}+\varepsilon_{it}$$

٤- معرفی متغیرها و شاخص‌سازی

در مقاله حاضر از اطلاعات آماری مربوط به زیر بخش‌های صنایع کارخانه‌ای (۱۹ کد ISIC دو رقمی) استفاده شده است. داده‌های مربوط به سطح صنایع کارخانه‌ای ایران و هزینه R&D داخلی از مرکز آمار ایران و داده‌های مربوط به هزینه‌های R&D خارجی از سازمان OECD و داده‌های مربوط به واردات شرکای تجاری ایران[۱] از اداره گمرک جمهوری اسلامی ایران تهیه شده است. داده‌های واردات بر اساس کد HS منتشر شده‌اند از این‌رو، بر حسب موضوع، لازم است داده‌های HS به ISIC دو رقمی تبدیل شوند.[۲] در ادامه، به معرفی داده‌ها و نحوه شاخص‌سازی پرداخته شده است.

۱- **موجودی سرمایه:** به‌دلیل عدم وجود آمار مربوط به موجودی سرمایه صنایع کارخانه‌ای، با استفاده از اطلاعات تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به برآورد میزان موجودی سرمایه پرداخته شده است[۳]:

$$K_{st}=I_t+(1-\delta)K_{st-1}$$

که در آن، K_t انباشت سرمایه فیزیکی در دوره t ، I_t تشکیل سرمایه‌ی ثابت ناخالص در دوره t، K_{st-1} انباشت سرمایه فیزیکی در دوره t-1 و δ نرخ استهلاک سرمایه‌های ثابت است.[٤] موجودی سرمایه در ابتدای دوره برابر است با:

$$K_0 = I_0 / (g + \delta)$$

در معادله بالا، K_0 انباشت سرمایه فیزیکی اولیه در ابتدای دوره، I_0 تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در ابتدای دوره، g متوسط نرخ رشد سرمایه‌گذاری در طی دوره مورد مطالعه است. g از طریق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$g = \log (I_n / I_0)/T$$

I_n بیانگر تشکیل سرمایه ثابت در پایان دوره، I_0 تشکیل سرمایه ثابت در ابتدای هر دوره و T کل دوره مورد مطالعه است.

۲- **درجه بازبودن تجاری:** کشورهای بازتر در تجارت با برخورداری از R&D خارجی از رشد بهره‌وری بیش‌تری بهره‌مندند. در این مطالعه سهم واردات از ارزش افزوده صنایع داخلی به‌عنوان متغیر درجه باز بودن تجاری معرفی شده است که نماد آن M_{it} است.

۳- **شاخص سرمایه انسانی:** لوکاس (۱۹۸۸)، با توجه به این فرض که نیروی کار تحصیل کرده در تولید، اجرا و پذیرفتن فناوری‌های جدید بهتر عمل می‌کند، سرمایه انسانی را محرک رشد اقتصادی یک جامعه معرفی نمود. در پژوهش حاضر، شاخص سرمایه انسانی برابر با تعداد شاغلین تولیدی با مدرک تحصیلی لیسانس به بالاتر نسبت به کل شاغلین تولیدی است[٥] و نماد این شاخص H_{it} است.

٤- **انباشت R&D داخلی:** در مرکز آمار ایران، فقط داده‌های مربوط به هزینه‌های R&D وجود دارد، بنابراین برای محاسبه انباشت سرمایه R&D داخلی، از روش کو و هلپمن (۲۰۰۹) استفاده می‌شود (کمیجانی و شاه‌آبادی، ۱۳۸۰: ۳۱).

$$S_{it}^{d} = (1-\delta).S_{i,t-1}^{d} + R\&D_{i,t-1}^{d}$$

به طوری‌که S_{it}^{d}، δ، $R\&D_{it-1}^{d}$ به ترتیب بیان‌گر انباشت سرمایه R&D داخلی، نرخ استهلاک و هزینه‌های R&D صنعت i است. انباشت اولیه R&D داخلی در اولین سال دوره مطالعه[٦]، به صورت زیر محاسبه گردیده شده است.

$$S_O^{d} = \frac{R\&D_{io}^{d}}{\delta+g} \quad , \quad g= \log\left[\frac{R\&D_{i,to+15}^{d}}{R\&D_{i,o}^{d}}\right]/T$$

که S_O^{d} بیان‌گر انباشت R&D داخلی اولین سالی است که

---

۱. اتریش، اسپانیا، استرالیا، آلمان، ایتالیا، بلژیک، کانادا، تایوان، ترکیه، فرانسه، کره، لهستان، هلند، روسیه و نروژ.

۲. این تبدیلات توسط مؤسسه پژوهشی و مطالعات بازرگانی ایران انجام شده است.

۳. در مطالعه تجربی سبحانی و عزیزلو (۱۳۸۷، ۱۱۹-۷۸) از این شاخص برای محاسبه موجودی سرمایه استفاده شده است.

٤. در این مطالعه بر اساس مطالعات کو و همکاران (۲۰۰۹)، تکسیرا و فورتونا (۲۰۱۰) نرخ استهلاک ۰/۰۵ برگزیده شده است.

٥. کمیجانی و شاه‌آبادی (۱۳۸۰) شاخص سرمایه انسانی را نسبت شاغلین با تحصیلات دانشگاهی نسبت به کل نیروی کار در نظر گرفته‌اند.

٦. طبق فرمول گریلیچز (۱۹۹۵) و کو و هلپمن (۲۰۰۹).

موجود است، δ نرخ استهلاک و g لگاریتم متوسط رشد سالانه هزینه‌های R&D طی دوره مورد مطالعه است.

۵- انباشت R&D صنعت خارجی: انباشت سرمایه R&D صنایع خارجی طبق متغیر انباشت R&D داخلی به دست آورده می‌شود.

۶- انباشت R&D خارجی وزن داده شده از طریق واردات[1]: برای محاسبه انباشت سرمایه R&D خارجی از طریق واردات از فرمول کو و همکاران (۲۰۰۹) استفاده می‌شود:

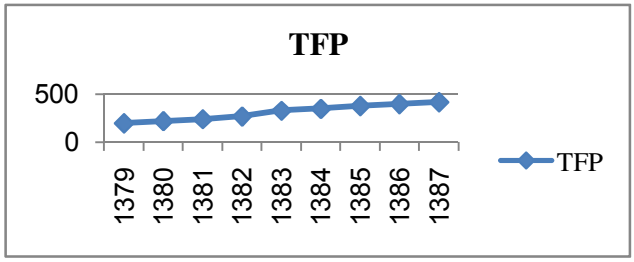
$$R^f_{it}=\sum\frac{mij.s^f_{jt}}{mi_t}\ ,\qquad \sum mij_t=1$$

به طوری‌که R^f_{it}، نماد انباشت سرمایه R&D خارجی، $\frac{mij}{mi_t}$، سهم واردات دو جانبه صنعت i از کشور j، S^f_{jt} انباشت سرمایه R&D داخلی صنعت خارجی j، mij_t واردات صنعت i از کشور j، mi_t کل واردات صنعت i از شرکای تجاریش است.

۵- برآورد الگو و تحلیل نتایج الگوی سرریز R&D از طریق واردات

قبل از برآورد اثر سرریزهای R&D بر بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع کارخانه‌ای ایران ابتدا لازم است که تابع بهره‌وری کل عوامل (TFP_{it}) برای داده‌های تابلویی ۱۹ زیر بخش صنعت کارخانه‌ای ایران در دوره زمانی برآورد شود، که مراحل برآورد بهره‌وری به صورت زیر است: در مرحله اول تابع تولید کاب‌داگلاس[2] با استفاده از نرم‌افزار STATA تخمین زده می‌شود[3] تا ضرائب β و α یعنی حساسیت نیروی کار و سرمایه فیزیکی نسبت به تولید به دست آید. طبق نتایج تخمین در جدول (۱) ضمیمه، ضریب α برابر با ۰/۷۹۹ و ضریب β برابر با ۰/۲۳۱ است. در مرحله پایانی برای برآورد بهره‌وری کل عوامل (TFP_{it})، لازم است نتایج مرحله قبل و میزان ارزش افزوده صنعت i (y_{it}) در معادله $TFP_{it}=y_{it}/K^{\alpha}_{it}.L^{\beta}_{it}$، جانشین شود.

آمار مربوط به متوسط میزان بهره‌وری کل عوامل تولید هر یک از صنایع کارخانه‌ای ایران در جدول (٤) ضمیمه ارائه شده است. تحلیل این جدول نشان می‌دهد که ٤ صنعت تولید زغال کک– پالایشگاه‌های نفت و سوخت‌های هسته‌ای، تولید فلزات اساسی، تولید وسایل نقلیه موتوری و تریلر و صنایع تولید مواد و محصولات شیمیایی بیش‌ترین میزان بهره‌وری کل عوامل تولید را طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۹ به خود اختصاص داده‌اند. همچنین نمودار (۱)، روند صعودی رشد بهره‌وری صنایع ایران را طی دوره مورد مطالعه این پژوهش نشان می‌دهد، به طوری‌که متوسط سالانه بهره‌وری از دوره ۱۳۸۷-۱۳۷۹ به دوره ۱۳۸۳-۱۳۸۷ افزایش یافته است.



نمودار (۱): بهره‌وری کل عوامل برای ۱۹ صنعت کارخانه‌ای ایران طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۹ به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ (دلار)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در بخش (۳-۱)، به تصریح الگوی سرریزهای R&D از طریق واردات بر بهره‌وری کل عوامل تولید صنایع کارخانه‌ای، با استفاده از داده‌های پانل پرداخته شد. بهره‌وری عاملی است که در طول زمان تأمین می‌شود. به جز عواملی همچون انباشت R&D داخلی و خارجی، اثرات متقابل و درجه باز بودن تجاری، میزان بهره‌وری در دوره (t-1)، بهره‌وری کل عوامل تولید دوره t را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از این‌روی، در این تحقیق وقفه متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی به مدل اضافه می‌شود و به منظور تخمین معادله لازم است از مدل پانل پویا استفاده شود. روابط پویا با حضور متغیرهای وابسته

---

۱. برای سادگی از این بخش به بعد منظور از انباشت R&D خارجی همان انباشت R&D خارجی وزن داده شده از طریق واردات است.

۲. هال و اسکوبی (۲۰۰۶) و تسینگ (۲۰۰۸) به طور صریح بیان می‌دارند، در مدل‌های رشد درون‌زا از نوع R&D، فرم تبعی کاب داگلاس به عنوان مدل مرسوم استفاده می‌شود، همچنین مطالعات تجربی داخلی از جمله مطالعه کمیجانی و شاه‌آبادی (۱۳۸۰)، بیان‌گر مناسب‌تر بودن این نوع تابع تولید است. بنابراین می‌توان گفت که برای مدل‌های مرتبط با موضوع تحقیق، تابع تولید کاب داگلاس مناسب است.

۳. نتایج حاصل از تخمین تابع تولید کاب داگلاس و آزمون اثرات ثابت و آزمون هاسمن مربوط به آن در ضمیمه آورده شده است.

وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی به صورت زیر مدل سازی می‌شود:

$$TFP_{it} = \alpha\, TFP_{i,t-1} + \beta X_{it} + U_{it}$$
$$i = 1,\ldots,N \quad t = 1,\ldots,T$$

در رابطه بالا، TFP_{it} و α اسکالر هستند و X_{it} معرف سایر متغیرهای توضیحی مدل است. با فرض این که U_{it} از مدل جزء اخلال یک طرفه تبعیت می‌کند، به عبارتی تنها یک عامل موجب تفاوت مقطع‌هاست و آن الگوی اثرات ثابت است، رابطه $U_{it} = \mu_i + v_{it}$ برقرار می‌شود. که در آن:

$v_{it} \sim IID(0, \delta_v^2)$ و $\mu_i \sim IID(0, \delta_\mu^2)$، در بین مقاطع و در هر مقطع مستقل از یکدیگرند. مسئله خودهمبستگی به دو دلیل حضور متغیر وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی و اثرات مقطعی نامتجانس بین مقاطع آشکار می‌گردد. وقفه متغیر وابسته به عنوان یک متغیر توضیحی با جزء خطای U_{it} همبسته است و این خود منجر به تورش‌دار شدن و ناسازگار بودن تخمین زننده OLS می‌شود و حتی اگر v_{it} به صورت سریالی همبسته نباشد تخمین زننده GLS نیز با فرض اثرات تصادفی برای مدل داده‌های تلفیقی پویا تورش‌دار خواهد بود (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۸: ٥٤). آرلانو و باند[1] (۱۹۹۱) برای رفع این ناسازگاری‌ها دو روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) را پیشنهاد نمودند. همچنین به دلیل نوع ابزارهای مورد استفاده در روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای و بزرگ شدن واریانس ضرائب تخمینی در مدل، نتایج ناسازگاری به‌دست می‌آید. روش GMM پانل پویا هنگامی به کار می‌رود که تعداد متغیرهای برش مقطعی (N) بیش‌تر از تعداد سال‌ها (T) باشد، که در این مقاله تعداد صنایع بیش‌تر از تعداد زمان است. بنابراین مناسب‌ترین روش تخمین GMMاست. کاسلی و همکاران[2] (۱۹۹٦)، برای اولین بار از روش GMM داده‌های تابلویی پویا در برآورد مدل‌های رشد اقتصادی استفاده کردند. از جمله مزایای کاربرد این روش لحاظ نمودن ناهمسانی فردی و اطلاعات بیش‌تر، کاهش یا رفع هم‌خطی در مدل، حذف تورش‌های موجود در رگرسیون‌های مقطعی است که نتایج آن تخمین‌های دقیق‌تر، با کارایی بالاتر در GMM خواهد بود (ندیری و محمدی، ۱۳۹۰: ۱۰). در این مطالعه، الگوی سرریز R&D از طریق واردات از روش اقتصادسنجی GMM دو مرحله‌ای، با استفاده از نرم‌افزار STATA، تخمین زده می‌شود.

۵-۱- برآورد و تحلیل پارامترهای مدل

نتایج حاصل از تخمین GMM دو مرحله‌ای در جدول (۱) آمده است. در ادامه به تجزیه و تحلیل هر یک از متغیرها و ضرایب آنها پرداخته می‌شود.

جدول (۱): نتایج برآورد الگو (روش GMM دو مرحله‌ای)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	z	prob> |z|
Log(TFP(-1))	۰/٤٧	۰/۰٤۳	۱۱/۹۸	۰/۰۰۱
Log($R\&D^d$)	۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۱/۲۱	۰/۰۰۰
Log($R\&D^f$)	۰/۰۹	۰/۰۳۱	۸/۱٦	۰/۰۰۱
m * Log($R\&D^f$)	۰/۰۷	۰/۰۱۲	٦/۰۲	۰/۰۰۰
H * Log($R\&D^f$)	۰/۲٤	۰/۰۹۸	۸/۳۰	۰/۰۰۰
M	-۰/۰۱	۰/۰۰٤	-۳/۹۳	۰/۰۰٤
Cons **	-۰/۰۸	۰/۰۱۱	-۸/۱٦۰	۰/۰۰۰
Sargan Test	۰/۷۳			

** عرض از مبدا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۲): نتایج آزمون آرلانو-باند

Order	Prob>z
۱	۰/۰۰۰
۲	۰/٤۷۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

سازگاری تخمین زننده‌های GMM، بستگی به معتبر بودن ابزارهای به کار رفته دارد. برای آزمون این موضوع از آماره پیشنهاد شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، بلندل و باند (۱۹۹۸) و آرلانو و باور (۱۹۹۵)[3] استفاده می‌شود. این آزمون، سارگان نام دارد. بر اساس نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۱)، با رد فرضیه صفر هیچ‌گونه ارتباطی میان اجزاء خطا و ابزارهای به کار گرفته شده وجود ندارد و این نشان دهنده معتبر بودن

1. Arellano & Bond (1991)
2. Caselli et al. (1996)
3. Arellano & Bond (1991), Blundell & Bond (1998), Arellano & Bover (1995)

متغیرهای ابزاری به کار گرفته شده است. جدول (۲) نتایج آزمون آرلانو-باند مربوط به آزمون همبستگی پسماندهای مرتبه اول AR(1) و مرتبه دوم AR(2) را نشان می‌دهد، این آزمون نیز برای بررسی اعتبار و صحت متغیرهای ابزاری به کار می‌رود. در این آزمون فرض صفر مربوط به خودهمبستگی مرحله اول رد می‌شود و در دستور دوم فرض مربوط به خودهمبستگی مرتبه دوم پذیرفته می‌شود.

طبق نتایج تخمین جدول (۱)، انباشت سرمایه R&D داخلی با ضریب (۰/۰۰۳)، تأثیر مثبتی بر بهره‌وری کل عوامل تولید داشته است. در ایران بودجه پژوهش هرچند در قانون صریحاً ذکر شده است، اما معمولاً جذب بودجه از مقادیر تخصیص داده شده کمتر است که از مهمترین دلایل آن، وجود قوانین محدودکننده و زمان‌بر بودن فرایند تصویب پروژه‌ها است. به خاطر ساختار اقتصادی کشور، نهادهای دولتی به‌طور معمول کارفرمای پروژه‌های تحقیق و توسعه محسوب می‌شوند و به‌خاطر قوانین موجود، تنها بخش خصوصی دارای مجوز انجام فعالیت پژوهشی، قابلیت همکاری با نهادهای کارفرمای دولتی را دارد و اما عدم وجود زیرساخت‌ها و نیروی انسانی فراوان و خبره، موجب بالا رفتن هزینه های پژوهشی نسبت به فواید آن برای سرمایه‌گذاری می‌شود و رغبت بنگاه‌های اقتصادی و تجاری، چه دولتی و چه غیردولتی را برای سرمایه‌گذاری در پژوهش کاهش می‌دهد (جمالی پاقلعه و شفیع‌زاده، ۱۳۹۰: ۳۳).

همچنین با وجود نهادهای مختلف، تجاری‌سازی نتایج پژوهش‌ها از مهمترین چالش‌ها است، به طوری‌که تأسیس شهرک‌های علمی و مراکز رشد و فناوری تاکنون موفقیت چشم‌گیری به‌دست نیاورده‌اند و ارتباط سازنده‌ای بین دانشگاه‌ها و صنعت وجود ندارد. ضعف مدیریتی در بنگاه‌ها، ضعف مالی، عدم وجود فرهنگ تحقیق به عنوان یک نوع سرمایه‌گذاری و نه هزینه، از جمله مشکلات تحقیق و توسعه در صنایع ایران و ناچیز بودن فعالیت‌های تحقیق و توسعه بخش صنعت ایران نسبت به کشورهای توسعه‌یافته است.

کشورهای در حال توسعه در مراحل اولیه توسعه، بهره‌وری‌شان را می‌توانند با افزایش صادرات صنایع با فناوری بالا افزایش دهند، تا به سطحی از توسعه‌یافتگی مشخص دست یابند (کیلاووز و همکاران[1]، ۲۰۱۳: ۲۱۳). علیرغم اهمیت بسیار بالای تحقیق و توسعه در توسعه و گسترش صنایع با فناوری بالا، تنها بخش بسیار کمی از منابع کشور صرف تحقیق و توسعه می‌گردد و ضعف نیروی کار، بر کاهش بهره‌برداری از این حجم کم سرمایه‌گذاری تحقیق و توسعه داخلی افزوده است. به طوری‌که، پایین بودن سهم هزینه‌های تحقیق و توسعه، مؤید این نکته است که بنگاه‌ها چندان تمایلی به تلاش‌های نوآورانه و ایجاد ظرفیت انتقال فناوری جدید به عنوان محرکی در رشد کمی و کیفی تولیدات صنعتی ندارند. این اقدام آنها منجر به عدم ارائه محصولات و خدمات جدید توسط آنها و کاهش قدرت رقابتی در بازارهای داخلی و خارجی شده است چنانچه که در این مقاله نیز اثر انباشت هزینه‌های R&D نسبت به سایر متغیرها، تأثیر چشمگیری بر بهره‌وری صنایع کارخانه‌ای نداشته است.

بر اساس نتایج جدول (۱)، انباشت سرمایه R&D خارجی اثر مثبت و معنی‌داری بر ارتقاء بهره‌وری زیر بخش‌های صنایع کارخانه‌ای ایران دارد. به طوری‌که اثر متغیر انباشت R&D خارجی نسبت به انباشت R&D داخلی بر بهره‌وری بیش‌تر است که این بیان‌گر نفع بیش‌تر صنایع داخلی در کشوری در حال توسعه، از انباشت R&D خارجی نسبت به تحقیقات داخلی است.

نکته قابل ذکر این است که منافع حاصل از سرریز انباشت سرمایه R&D خارجی به صورت مستقیم و غیرمستقیم است. منافع مستقیم، شامل یادگیری تکنولوژی‌های جدید، فرایندهای تولید و روش‌های سازماندهی است و منافع غیرمستقیم ناشی از کالاها و خدماتی است که به وسیله شرکای تجاری توسعه‌یافته و تولید شده‌اند، که به این منافع غیرمستقیم، ظرفیت جذب گفته می‌شود. ظرفیت جذب از منافع غیرمستقیم بهره‌مندی از سرریز انباشت R&D خارجی است.

اولین متغیر ظرفیت جذب اثر متقابل بین واردات و R&D خارجی است، یعنی واردات، از طریق جذب فناوری برتر شرکای تجاری که در کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای نهادینه

1 . Kilavuz et al. (2013)

شده است، رشد بهره‌وری کل عوامل را بالا می‌برد. صنعتی که نسبت وارداتش به ارزش افزوده بیش‌تر باشد ممکن است نفع بیش‌تری از انباشت R&D خارجی ببرد. در واقع اثر انباشت سرمایه R&D خارجی بر بهره‌وری کل عوامل تولید داخلی وقتی بزرگ‌تر است که اقتصاد در رابطه با تجارت خارجی بازتر است و اثر تجارت خارجی بر بهره‌وری کل عوامل تولید هنگامی زیادتر است که انباشت سرمایه R&D خارجی زیادتر باشد. در این مطالعه ضریب متغیر اثر متقابل واردات و انباشت R&D خارجی بر بهره‌وری با ضریب (۰/۰۷) مثبت است ولی عدم مشارکت بین‌المللی کافی با کشورهای صنعتی پیشرفته در صنایع داخلی منجر به کم شدن اثر این متغیر بر بهره‌وری شده است.

متغیر درجه باز بودن تجاری یعنی سهم کل واردات از ارزش افزوده صنایع کارخانه‌ای طی دوره مورد مطالعه دارای ضریب منفی است. دلیل این ضریب منفی را می‌توان به وابستگی و تحت نفوذ بودن تولید داخلی به واردات بی‌رویه مرتبط دانست، چنانچه که صنایع با وارد کردن اجزای اصلی تولید یک کالا، به جای خلق ایده‌ها و فناوری‌های نو تبدیل به یک مونتاژ کننده شده‌اند و در عمل تأثیر چندانی در تولید کالا با فناوری‌های جدید و افزایش بهره‌وری نداشته‌اند و همچنین واردات کالاهای با کیفیت بالا منجر به افزایش تمایل افراد جامعه به مصرف کالاهای خارجی می‌شود و به دلیل پایین بودن قدرت رقابتی کالاهای داخلی، کالاهای خارجی جانشین کالاهای داخلی می‌شود و از طرفی کاهش روند صادرات صنایع داخلی به‌خصوص صادرات صنایع با فناوری بالا طی دوره مورد مطالعه بر کاهش در تولید صنایع داخلی و به نوبه آن کاهش در بهره‌وری این صنایع دامن زده است.

از عمده‌ترین مسائل و مشکلات بخش تجارت خارجی کشور و افزایش واردات نسبت به صادرات می‌توان به، پایین بودن قدرت رقابتی کالاهای صادراتی در بازارهای بین‌المللی به دلیل عدم دسترسی به فناوری‌های لازم در عرصه تولید، نرخ بالای تورم و کوچک بودن مقیاس بنگاه‌های صادراتی، ارائه تولیدها در سطح نیاز داخل و کمتر از ظرفیت موردنیاز در داخل کشور به علت عدم برخورداری صرفه‌های ناشی از مقیاس و متوسط یا اندک بودن مقیاس تولیدی بسیاری از بنگاه‌های صنعتی در ایران، تمرکز بیش‌تر قوانین و مقررات مرتبط با بازرگانی خارجی (از جمله: تعرفه‌ها، سهمیه‌ها، عوارض و مالیات‌های گوناگون، مجوزهای تجاری و نظام ارزیابی کالا) حول محور واردات نسبت به صادرات، محدودیت دسترسی و حضور مستمر و پایدار در بازارها اشاره کرد.

دومین متغیر ظرفیت جذب، اثر متقابل بین سرمایه انسانی و R&D خارجی نامیده می‌شود، که عامل تعیین کننده در جذب فناوری خارجی توسط صنعت میزبان معرفی شده است. نتیجه تخمین مربوط به این متغیر، تأیید این مسئله را در زیربخش‌های صنایع کارخانه‌ای ایران نشان می‌دهد به طوری‌که ضریب این اثر مثبت و معنی‌دار است. در واقع دومین مرحله ظرفیت جذب شامل جذب و انتشار سرریزهای R&D خارجی است. انتقال، انتشار و بومی سازی فناوری پیشرفته وارداتی به شدت به موجودی سرمایه انسانی در کشور دریافت کننده بستگی دارد، در واقع به‌کارگیری تکنولوژی‌های برتر و توان رقابتی بیش‌تر در بازار، مستلزم به کارگیری و افزایش سرمایه‌های انسانی متخصص و باتجربه است، که بتوانند با سیستم‌های پیچیده کار کنند. در این مطالعه، از آن‌جایی که نیروی کار با سطح دانش بالا، نقش مهمی را در گسترش و تعمیق فعالیت‌های R&D داخلی و افزایش استفاده از ظرفیت‌های خالی و ایجاد انگیزه برای پیشرفت داخلی ایفا می‌کند و سریع‌تر و آسان‌تر خود را با فناوری برتر وارداتی تطبیق می‌دهد؛ تعداد کارگران لیسانس به بالا نسبت به کل شاغلین به عنوان شاخص سرمایه انسانی انتخاب شده است.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

سرریزهای R&D یک نوع پیامد خارجی است و به‌صورت مستقیم قابل اندازه‌گیری و ارزیابی نیست. بنابراین، هدف این مطالعه تجزیه و تحلیل بهره‌مند شدن زیربخش‌های صنایع کارخانه‌ای ایران از سرریز دانش و تکنولوژی از طریق واردات با استفاده از نظریه‌های رشد درون‌زا بر اساس روش اقتصادسنجی GMM دو مرحله‌ای بوده است. نتایج حاکی از

اثر مثبت انباشت R&D داخلی و خارجی، اثر متقابل موجودی سرمایه و انباشت R&D خارجی، اثر متقابل سهم واردات و انباشت R&D خارجی و اثر منفی درجه باز بودن تجاری است.

تأثیر مثبت انباشت R&D داخلی و خارجی، اثر متقابل بین موجودی سرمایه انسانی و انباشت R&D خارجی، اثر متقابل بین سهم واردات و انباشت R&D خارجی در صنایع داخلی به وضوح بیان می‌کند که می‌بایست توجه بیش‌تری به مراکز تحقیقاتی و آموزش نیروی کار در زیر بخش‌های صنایع ایران شود به طوری‌که سرمایه انسانی مناسب در این مراکز به‌طور اخص به گردآوری بهترین نمونه‌های کالاهای صادراتی کشورهای رقیب بپردازند. چرا که می‌توان با یادگیری و جذب روش‌های فنی و کالاهای با فناوری بالا و انتقال آن به بخش‌های تولیدی داخلی اقدام به انتشار فناوری وارداتی برتر کرد. از این رهگذر توان رقابتی کالای تولید شده در بازارهای مصرفی افزایش می‌یابد و به‌تبع، به ارتقاء تولید و بهره‌وری صنایع داخلی کمک می‌کند. همچنین، پیشنهاد می‌شود واردات کالاها از صنایعی باشد که بیش‌ترین انباشت R&D خارجی از طریق واردات را دارا باشند و تخصص سرمایه انسانی در رابطه با صنعتی ارتقاء یابد که دارای بیش‌ترین میزان انباشت R&D از طریق واردات است. از این‌رو، سرریزهای R&D از طریق واردات با شدت بیش‌تری بر بهره‌وری کل عوامل زیربخش‌های صنایع داخلی تأثیر می‌گذارند. بدین وسیله امکان ارتقاء بخش صنعت به‌عنوان محرک رشد و توسعه فراهم می‌شود.

وابستگی به واردات و تحت نفوذ بودن تولید داخلی به واسطهٔ واردات بی‌رویه کالاهای با فناوری پایین و کمبود صادرات کالاها با فناوری بالا، یکی از مشکلات جدی اقتصاد ملی است که لازمهٔ اصلاح آن جایگزینی سیاست گسترش صادرات به جای واردات، افزایش سهم واردات کالاهای سرمایه‌ای از کشورهای با فناوری بالاتر، مدیریت واردات با رویکرد جذب سرمایه‌گذاری خارجی، افزایش دسترسی و حضور مستمر و پایدار در بازارها و رفع تحریم‌ها و تعامل با اقتصاد جهانی است تا بتوان علاوه بر تأمین بازار داخلی، به رقابت با بازارهای خارجی پرداخت و از این طریق، برای تولیدات کشور جایگاه ارزنده‌ای در سطح بین‌الملل پیدا کرد.

برای تحقیق‌های آتی نیز پیشنهاد می‌شود به بررسی سرریزهای R&D از طریق سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت بر بهره‌وری در سطح بنگاه‌ها پرداخته شود و نتایج با هم مقایسه شوند. همچنین، تاکنون بیش‌تر تحقیقات، واردات را به عنوان مجرای ایجاد سرریز فناوری شناخته‌اند. اما، چنانچه مشخص شد صادرات نیز می‌تواند مجرایی برای سرریز شناخته شود. لذا شایسته است که محققین آتی صادرات را نیز مبنا قرار دهند و با مقایسه با نتایج سرریز از طریق واردات مشخص کنند که کدام روش نتایج بهتری را بر بهره‌وری دارند.

منابع

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن و تمدن‌نژاد، علیرضا (۱۳۸۸)، "بررسی رابطه تجارت خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه: روش گشتاورهای تعمیم یافته"، *مجله دانش و توسعه، سال شانزدهم*، شماره ۲۶، ۶۲-۴۵.

اشرف‌زاده، سید حمیدرضا و مهرگان، نادر (۱۳۸۷)، "اقتصادسنجی تابلویی دیتا"، تهران: مؤسسه‌ی تحقیقات تعاون دانشگاه تهران.

پورعبادالهان کویچ، محسن؛ رهنمای قرامکی، غلامحسین و حجت‌خواه، رسول (۱۳۹۰)، "بررسی نقش R&D داخلی و واردات کالاهای سرمایه‌ای- واسطه‌ای بر روی تولید ایران"، *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۵، شماره ۹۵، ۳۰-۱.

جمالی پاقلعه، مرتضی و شفیع‌زاده، احسان (۱۳۹۰)، "رویکرد تحلیل مقایسه‌ای به تحقیق و توسعه در ایران و چند کشور پیشرفته"، *فصلنامه تخصصی پارک‌ها و مراکز رشد*، سال هشتم، شماره ۳۱، ۳۴-۲۳.

سبحانی، حسن و عزیزمحمدلو، حمید (۱۳۸۷)، "تحلیل مقایسه‌ای بهره‌وری عوامل تولید در زیر بخش‌های صنایع بزرگ ایران"، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۲، ۱۱۹-

.۷۸

شاه‌آبادی، ابوالفضل و خانی، زهرا (۱۳۹۱)، "بررسی رابطه علّی بهره وری کل عوامل و نرخ بیکاری در اقتصاد ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۷، ۳۲-۲۱.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و رحمانی، امید (۱۳۸۹)، "بررسی نقش R&D بر بهره‌وری بخش صنعت ایران"، *فصلنامه تخصصی پارک‌ها و مراکز رشد*، سال هفتم، شماره ۲۵، ۳۸-۲۸.

فلاحی، محمدعلی؛ حسین‌زاده بحرینی، محمدحسین و مقدم نژاد، حسن (۱۳۹۱)، "بررسی رابطه بین تغییرات بهره وری و اشتغال در صنعت ایران (کاربرد روش تجزیه بلنچارد-کوآ)"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۸، ۳٦-۲۳.

کمیجانی، اکبر و حاجی، غلامعلی (۱۳۹۱)، "نقش صادرات در بهره‌وری و رشد اقتصادی: شواهد تجربی از ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۷، ۲۰-۹.

کمیجانی، اکبر و شاه‌آبادی، ابوالفضل (۱۳۸۰)، "بررسی اثر فعالیت‌های R&D داخلی و خارجی (از طریق تجارت خارجی) بر بهره‌وری کل عوامل تولید"، *پژوهشنامه بازرگانی*، دوره ۵، شماره ۱۸، ٦۸-۲۹.

گجراتی، دامودار (۱۳۸٦)، "مبانی اقتصاد سنجی"، ترجمه حمید ابریشمی، تهران، انتشارات دانشگاه تهران، جلد اول.

گوگردچیان، احمد و رحیمی، فاطمه (۱۳۹۱)، "آثار سرریزهای تحقیق و توسعه و نوآوری شرکای بزرگ تجاری بر رشد اقتصادی ایران (۲۰۰۹-۲۰۰۰)"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۹، ۲٤-۹.

ندیری، محمد و محمدی، تیمور (۱۳۹۰)، "بررسی تأثیر ساختارهای نهادی بر رشد اقتصادی با روش GMM داده‌های تابلویی پویا"، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۳، ۲٤-۱.

Aghion, P. & Howitt, P. (1992), "A Model of Growth through Creative Destruction", *Econometrica*, 60(2), 323-351.

Aghion, P. & Howitt, P. (1998) "Endogenous Growth Theory", Cambridge, MA: MIT Press.

Aghion, P., Harris, C. Howitt, P. & Vickers, J. (2001), "Competition, Imitation and Growth with Step-by-Step Innovation", *Review of Economic Studies*, 68, 467–492.

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.

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

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

Caselli, F., Esquivel, G. & Lefort, F. (1996), "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics", *Journal of Economic Growth*, 1, 363–389.

Chuang, Y. C. (1998), "Learning by Doing, the Technology Gap and Growth", *International Economic Review*, 39(3), 697-721.

Coe, D. T., Helpman, H. & Hoffmaister, A. W. (2008), "International R&D Spillovers and Institutions", *International Monetary Fund WP/08/104 IMF Working Paper.*

Coe, D. T. & Helpman, E. (1995), "International R&D Spillovers", *European Economic Review*, 39(5), 859-887.

Coe, D. T., Helpman, E. & Hoffmaister, A. W. (2009), "International R&D Spillovers and Institutions", *European Economic Review*, 53, 723-741.

Coe, D. T., Helpman, E. & Hoffmaister, A. W. (1997), "North-South R&D Spillovers", *The Economic Journal*, 107(440), 134-149.

Dinopoulos, E. & Thompson, P. (1998), "Schumpeterian Growth without Scale Effects", *Journal of Economic Growth*, 3, 313–335.

Dolores, A.H. (2007), "The Impact of R&D Spillovers on UK Manufacturing: A Dynamic Panel Approach", *Research Policy*, 36, 964–979.

Emine, K. & Betül, A. (2012), "Export and Economic Growth in the Case of the Manufacturing Industry: Panel Data Analysis of Developing Countries", *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2(2), 201-215.

Frankel, M. (1962), "The Production Function in

Allocation of Growth: A Synthesis", *American Economic Review*, 52, 995–1022.

Frantzen, D. (2003), "The Causality between R&D and Productivity in Manufacturing: an International Disaggregate Panel Data Study", *International Review of Applied Economics*, 17(2), 125- 146.

Gasbi, S. & Chkir, A. (2012), "Research and Development (R&D) Spillovers and Economic Growth: Empirical Validation in the Case of Developing Countries", *Journal of Economics and International Finance*, 4(5), 107–122.

Griffith, R., Redding, S. & Von Reenen, J. (2004), "Mapping The Two Faces of R&D: Productivity Growth in a Panel of OECD Countries", *The Review of Economics and Statistics*, 86(4), 883–895.

Griliches, Z. (1979), "Issues on Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth", *Bell Journal of Economics*, 10, 92–116.

Grossman, G. & Helpman, E. (1991), "Innovation and Growth in the Global Economy", *Cambridg: MA: MIT Press*.

Grossman, G.M. & Helpman E. (1991), "Trade, Innovation, and Growth", *American Economic Review*, 80(2), 86-91.

Hall, J. & Scobie, G.M. (2006), "The Role of R&D in Productivity Growth: The Case of Agriculture in New Zealand: 1927 to 2001", *New Zealand Treasury Working Paper,* 6(1).

Jafarisamimi, A. & Alerasoul, S.M. (2009), "R&D and Economic Growth: New Evidence from Some Developing Countries", *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, 3(4), 3464-3469.

Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2–3), 231–254.

Jones, C. (1999), "Growth: with or without Scale Effects?", *American Economic Review Papers and Proceedings,* 9(2), 139-144.

Jones, C.I. (1995), "R&D-Based Models of Economic Growth", *Journal of Political Economy*, 103, 759–784.

Jones, L., Manuelli, R. & Stacchetti, E. (2000), "Technology and Policy Shocks in Models of Endogenous Growth", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper, No. 281*.

Keller, W. (1998), "Are International R&D Spillovers Trade-Related? Analyzing Spillovers Among Randomly Matched Trade Partners", *European Economic Review*, 42, 1469-1481.

Keller, W. (2002), "Trade and the Transmission of Technology", *Journal of Economic Growth,* 7(1), 5-24.

Kılavuz, E., Erkekoglu, H. & Altay Topcu, B. (2013), "Globalizing Production Structure and Intra-Industry Trade: The Case of Turkey", *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(4), 799-812.

Kim, J.W. & Lee, H.K. (2004), "Embodied and Disembodied International Spillovers of R&D in OECD Manufacturing Industries", *Technovation, 24*, 359-368.

Kim, J.W. (2011), "The Economic Growth Effect of R&D Activity in Korea", *Korea and the World Economy*, 1, 25-44.

Kortum, S. (1997), Research, Patenting, and Technological Change", *Econometrica*, 65(6), 1389-1420.

Kremer, M. (1993), "Population Growth and Technological Change: One Million B.C. to 1990", *Quarterly Journal of Economics*, 108, 681–716.

Kremer, M. (1998), "Patent Buyouts: A Mechanism for Encouraging Innovation", *Quarterly Journal of Economics*, 113, 1137–1167.

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

OECD (2009), "Main Science and Technology Indicators", OECD, Paris.

OECD Factbook (2010), "Economic, Environmental and Social Statistics", *OECD Publishing*, DOI: 10.1787/factbook-2010.

OECD Science (2003), "Technology and Industry Scoreboard 2003", *OECD Publishing*, Doi: 10.1787/sti_scoreboard-2003-en.

Peretto, P. (1998), "Technological Change and Population Growth", *Journal of Economic Growth*, 3, 283–311.

Romer, P. M. (1990), "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy,* 98, 71-102.

Romer, P.M. (1994), "The Origins of Endogenous Growth", *Journal of Economic Perspectives*,

8(1), 3-22.

Segerstrom, P. (2000), "The Long-Run Growth Effects of R&D Subsidies", *Journal of Economic Growth*, (3), 277-305.

Teixeira, A.C. & Fortuna, N. (2010), "Human Capital, R&D, Trade and Long-run Productivity Testing the Technological Absorption Hypothesis for the Portuges Economy", *Research Policy*, 39(3), 335-350.

Tseng, C. Y. (2008), "Internal R&D Effort, External Imported Technology and Economic Value Added: Empirical Study of Taiwan's Electronic Industry", *Applied Economics*, 40(8), 1073-1082.

Young, A. (1998), "Growth without Scale Effects", *Journal of Political Economy*, 106, 41–63.

Zachariadis, M. (2003), "R&D, Innovation, and Technological Progress: A Test of the Schumpeterian Framework without Scale Effects", *The Canadian Journal of Economics*, 30(3), 566-586.

پیوست‌ها:

جدول (۱): نتایج تخمین تابع تولید کاب داگلاس

متغیر	ضریب	انحراف معیار	t	prob> |t|
C	-۰/۱۷۵	۰/٤۳۳	-۰/۳۹۸	۰.۰٤٥
Log(K)	۰/۲۳۱	۰/۱٤٥	۳/٦٦۳	۰.۰۰۰
Log(L)	۰/۷۹۹	۰/۰٦۲	٥/٥٦٤	۰.۰۰۱
$R^2 = ۰/95$ $\overline{R}^2 = ۰/95$, Prob F=0,000				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۲): آزمون اثرات ثابت فردی تابع تولید کاب داگلاس

فرض H_0: pooled بودن مدل	احتمال	آماره	درجه آزادی	نتیجه
فرض مقابل: panel بودن مدل	۰.۰۰۰	٤۹/۱۸	۹ ،۱۲۸	رد فرضیه H_0

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بعد از تعیین روش داده‌های تابلویی از طریق آزمون اثرات ثابت فردی لازم است مشخص شود مدل از نوع اثرات تصادفی[1] است یا اثرات ثابت[2]؟ لذا برای انجام این گزینش، از آزمون هاسمن[3] استفاده می‌شود. آزمون هاسمن بر پایه وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون و متغیرهای مستقل شکل گرفته است. اگر چنین ارتباطی وجود نداشته باشد، فرض H_o (مدل اثر تصادفی) برقرار است. بر اساس نتایج جدول (۳) فرض وجود اثرات ثابت قابل قبول است.

جدول (۳): نتایج آزمون هاسمن تابع تولید کاب داگلاس

فرض H_0: REM	احتمال	آماره چی دو	درجه آزادی	نتیجه
فرض مقابل: FEM	۰/۰۰۳	٤/۳۳	۲	قبول فرضیه H_0

مأخذ: یافته‌های تحقیق

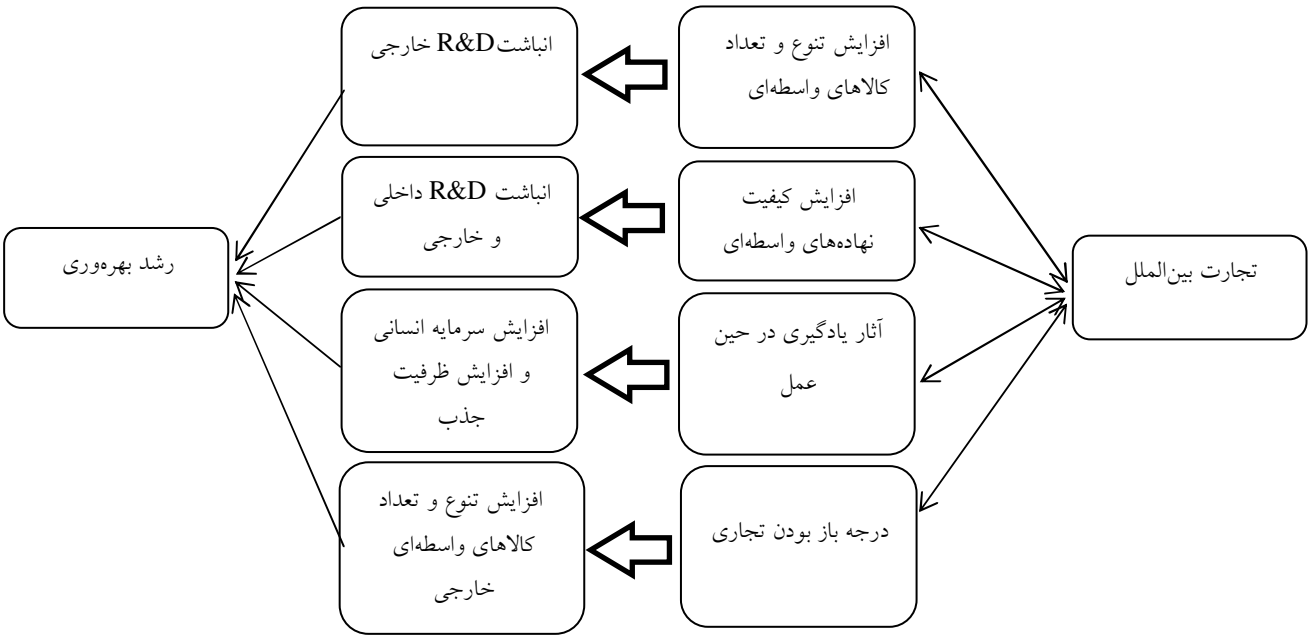
1. Random Effect Model
2 .Fixed Effect Model
3. Hausman

جدول (٤): متوسط سالانه بهره‌وری کل عوامل تولید/ درجه باز بودن تجاری/ انباشت R&D خارجی از طریق واردات/ سرمایه انسانی/ واردات/ انباشت R&D داخلی صنایع کارخانه‌ای ایران طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۷۹ به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ (میلیون ریال)

کد	نام فعالیت	متوسط بهره‌وری کل عوامل تولید	متوسط درجه باز بودن تجاری	متوسط انباشت R&D خارجی از طریق واردات	متوسط سرمایه انسانی	متوسط میزان واردات	متوسط انباشت R&D داخلی
۱۵	صنایع مواد غذایی و آشامیدنی	۱۳/۵۰۱	۰/۰۷۸	۳۵۳۷۳۲۲/٤۵	۰/۰۸۱۲	۱۲۵٦۵/۸٦	۲۲۲۹۲۰۵/٦
۱۷	تولید منسوجات	۳/٦۳۱	۰/۵٦۱	٦۲۲۳۱۹۱۵۱٤/۳۳	۰/۰٤٦	۸۵۳۹/۸۲	۱۳٦٦۱۰۲/۸۱
۲۰	تولید چوب و محصولات چوبی و کالا از نی	۸/۳۵	۱/۱۷	۲۸۸٤۷۵۹٦۵٦/۱۷	۰/۰٦۸	۷٦۱۰/۸۷	۱۰۳٤۸۵۳/۹۷
۲۱	تولید کاغذ و محصولات کاغذی	۸/۸۱	۱/٤٤	۳۱۲۱۵۸۷۳۹۹/۲۰۳	۰/۰۹۳۱	۲۵۵۰٦/۲۹۱	۲۳٦۷۵۷/۹٦۱
۲۲	انتشار، چاپ و تکثیر رسانه‌های چاپ شده	۷/۸۸٦	۰/۱۷٦	۷۹۸٦۹۳۹۷۲/۱٦٦	۰/۰۹۹	۱۷٦۳/٤٤	٦۰۱۵۸۲/۸۹۷
۲۳	صنایع تولید زغال کک- پالایشگاه‌های نفت	۸۹/۳۳۲	۰/۲٤۷	۹۷۸۱۷٦۵۵۵/۸۱	۰/۱٤۵	٤۸٤۵٤/٤۵	۲۷۵۲۰۸/٦۸۸
۲٤	صنایع تولید مواد و محصولات شیمیایی	۲۵/۱۱۵	۰/۳۸	۲۹٤٤۲۷۹٦٤۳۰/۰۷	۰/۱۷۷	۱۰۳۲۸۳/۱۷	۱۳٤۸٦۹۹/۹۹۸
۲۵	تولید محصولات لاستیکی و پلاستیکی	۱۲/۲۸	٤/۸۵۸	۱٦۱۰۹۵۸۳۷۱۳/۳٤	۰/۰۹۰	۱٤۱۲۰/۱۵	۱۵۱۳۵٤۲/۰٦۹۹
۲٦	تولید سایر محصولات کانی غیرفلزی	۱۱/٦٦۱	۰/۲٦٤	۹۸۸۰۱٤۸۳۹۱/۷۱	۰/۰۸۵	٤۸۰۸٦/٤٤	۱۵۷۱۹۹٤/٦۵٦
۲۷	تولید فلزات اساسی	۳۳/۰۰۱	۰/٤۰٦	۱۰۳۵۷۵٤٦۵۵۹/۵۷	۰/۱۱۹	۱۱۱٤٤۰/۲٤	۲۵٦۹۸۷۱/٦٤۱
۲۸	تولید محصولات فلزی فابریکی به جز ماشین‌آلات و تجهیزات	۱۱/۸۸۹	۰/٦۹۳	۱۰۹۷۳٤۳۸۹۱/۰۵	۰/۱۰٦	۱۱۲۲۷۵/۵۵	۱۵۱۰٦۰۸/۰۸۹
۲۹	تولید ماشین‌آلات و تجهیزات طبقه‌بندی نشده	۱۱/۱۸٦	۱/۹۰٦	۱٤۱۸٤۷۵۸۸۹٦/۱۵۳	۰/۱۱۸	۱۵۷۰۱۹/۲٤	۹۳٦۰۳۰/۷۷۱
۳۰	تولید ماشین‌آلات اداری، حسابگر و محاسباتی	۱۸/۹۹۹	۲/۵٦۲	۲۷۹۵۳۱٤۷۳۹۸/٤	۰/۲۸۹	٦۱۱٦/۵۹	۵۵۰۳۱۷/۱٤۱۱
۳۱	تولید ماشین‌آلات برقی طبقه‌بندی نشده	۱۳/۸۰٦	۰/٦۷۱	۲۳۳۱۷۳۲۰٤۰۷/۷۰	۰/۱۱۷	۳٦٦۵۰/۱۸	۲۲۹۸۳۰/٤٦۵

۳۲	تولید رادیو، تلویزیون و وسایل ارتباطی	٤/۲۱۷	۱/۳۹۰	۷۹۹۷۲۰۵۹٦۰۷/۵٦	۰/۱٦۰	۱۹۵۵۲/۷٤	۱۷۳۲۹۱۲/٦۷۵
۳۳	تولید ابزار پزشکی، ابزار اپتیکی و انواع ساعت	۳/٦۲۳	۲/۸۱۷	۳۲۰۸۹٤۱۲۲٤٦/۳٤	۰/۱۲۹	۲۵۵۳٦/٦۰	۹۵۰٦۷۷/۵۷۳
۳٤	تولید وسایل نقلیه موتوری، تریلر و نی متریلر	۲/۸۹۹	۰/٦۳۱	۲۰٦۱۲٤۱۷۲۳/۱۷۸	۰/۱۳۱	۱٦۲۵۷۱/۰۸	۷۲٤۲۳۸/۹۷٦
۳۵	تولید سایر تجهیزات حمل و نقل	۲۱/۳۷۰	۰/٦۳۲	۲٤۸۹۷۳۷٤۸٤۷/٦٤	۰/۱۲٦	۲۱۲٤٦/۱٦	٤۳۰٤۹/٤۷۳
۳٦	تولید مبلمان و مصنوعات	٦/۲۱٦	۰/۳۳۹	۱۲٤۸۱۸۷۱۹۹۵/۱۷	۰/۰۷٤	۳۹۸۹/۵٤	۲۳٦۱۸۹/۲۰۹

منابع: محاسبات تحقیق



شکل(۱): تأثیر تجارت بین‌الملل بر بهره‌وری

مأخذ: یافته‌های تحقیق

تأثیر شاخص توسعه انسانی بر تولید ناخالص داخلی ایران

The Effect of Human Development Index on Iranian GDP

زهرا عربی*، ابوطالب کاظمی**

Zahra Arabi, Abootaleb Kazemi***

دریافت: ۱۳۹۲/۹/۱۰ پذیرش: ۱۳۹۳/۷/۲

Received: 1/Dec/2013 Accepted: 24/Sep/2013

چکیده:

مطابق نظریات جدید رشد، سرمایه انسانی به عنوان یکی از متغیرهای مؤثر بر رشد و توسعه مد نظر می‌باشد. بنابراین در صورت ایجاد بسترهای لازم برای آن، شاهد افزایش تولید و توسعه خواهیم بود. شاخص توسعه انسانی با در نظر گرفتن مؤلفه‌های اساسی چون سلامت، آموزش و درآمد نیروی انسانی که در برخی از متون به عنوان بخش نرم‌افزاری رشد از آنها یاد می‌شود، می‌تواند سهم قابل ملاحظه‌ای را در توسعه اقتصادی داشته باشد. این مطالعه به بررسی تأثیر شاخص توسعه انسانی بر تولید ناخالص داخلی ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۰ پرداخته است. مطالعه حاضر به دنبال پاسخ به این سؤال است که چه رابطه تعادلی (بلندمدت و کوتاه‌مدت) بین متغیرها وجود دارد. بدین منظور با استفاده از روش ARDL ابتدا تأثیر شاخص توسعه انسانی بر تولید ناخالص داخلی را ارزیابی کرده و سپس به منظور شناخت دقیق اثر، تأثیر مؤلفه‌های موجود در شاخص توسعه انسانی بر تولید ناخالص داخلی را مورد آزمون قرار داده است. نتایج برآورد مدل اول نشان داد که شاخص توسعه انسانی در کوتاه‌مدت اثر ناچیز و غیرقابل ملاحظه‌ای بر تولید ناخالص داخلی دارد، ولی این اثر در بلندمدت قوی‌تر می‌شود. نتایج مدل دوم نیز نشان داد که تأثیر هر یک از مؤلفه‌های شاخص توسعه انسانی در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت قوی‌تر می‌باشد.

کلمات کلیدی: تولید ناخالص داخلی، شاخص توسعه انسانی، ARDL.

طبقه‌بندی JEL: P48، E32، C22.

* استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور (نویسنده مسئول)

Email: za_arabi@yahoo.com

** کارشناس ارشد علوم اقتصادی

Email: Am.Kazemi1988@ yahoo.com

Abstract:

According to the new growth theories, human capital is considered as one of the main variables affecting growth and development. Therefore, with providing and creation of appropriate context for it, we will see an increase in the production and development of GDP. Human development index can have a significant contribution to economic development with considering the fundamental factors such as health, education and labor income that have been mentioned as parts of growth software in some text. The aim of this paper is to investigate the effect of human development index on Iranian GDP over the period of 1971-2011. This study aims to answer the question that what is the equilibrium relationship (long run and short run) within these variables.

To do so, firstly the effects of human development index on the GDP were tested by using ARDL. Then, to determine the exact effects, the impact of components of human development index on GDP were tested. The results showed that in the short-run human development effect on GDP was small and insignificant. But, this effect is stronger in the long run. The second model results showed that the impact of each component of human development in the long run is stronger in comparison to the short run.

Keywords: GDP, Human Development Index, ARDL.
JEL: P48, E32, C22.

* Assistant Professor of Payame Noor University (Corresponding Author).

** M.A. in Economics.

۱- مقدمه

یکی از متغیرهای مهم اقتصادی در هر جامعه میزان تولید و روند رشد آن است. معمولاً جوامعی که از سطح تولید بالا و رشد اقتصادی سریع و مستمر برخوردار هستند، به شرط توزیع متناسب از سطح زندگی بالاتری نسبت به دیگر کشورها برخوردار می‌باشند. رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان یکی از شاخص‌های رشد و توسعه اقتصادی کشورها مطرح بوده است. ولی با توجه به اینکه این شاخص، معیار مناسبی برای تعیین رفاه شهروندان نمی‌باشد، توجه اقتصاددانان به شاخصی معطوف شد که علاوه بر متغیرهای اقتصادی، متغیرهای اجتماعی و انسانی را نیز شامل گردد. یکی از بهترین شاخص‌ها، شاخص توسعه انسانی است (شریف خطیبی، ۱۳۸۷: ۲). ایراد اساسی این دیدگاه عدم توجه به مفهوم عدالت در داشتن فرصت‌های واقعی فردی است. توجه تنها بر درآمد در سطوح فردی و انبوه، عوامل مختلفی را که منجر به ایجاد تفاوت در فرصت‌های واقعی افراد می‌شود، نادیده می‌گیرد و فرض می‌کند که درآمد باعث افزایش رفاه می‌شود. در واقع توسعه انسانی مبتنی بر این ایده اساسی است که پیشرفت جوامع انسانی را نمی‌توان تنها با درآمد سرانه اندازه‌گیری کرد، بلکه لازمه دستیابی به زندگی بهتر علاوه بر داشتن درآمد بالاتر، پرورش و بسط استعداد و ظرفیت‌های انسانی است.

تغذیه و سلامت می‌تواند به عنوان عوامل توسعه انسانی روی سطح درآمد و نرخ رشد تأثیر قابل‌توجهی داشته باشد. رشد اقتصادی بدون بهبود در توسعه انسانی استمرار نمی‌یابد و توسعه انسانی، پیش‌نیاز رشد پایدار بلندمدت است.

هدف از مطرح‌شدن توسعه انسانی ایجاد محیطی توانمند برای مردم در برخوردار شدن از زندگی طولانی‌تر، سالم‌تر و خلاق‌تر است. این شاخص دارای دو وجه می‌باشد؛ یکی ایجاد قابلیت‌های انسانی مانند بهبود در سلامت، دانش و مهارت است؛ و دیگری، استفاده افراد از قابلیت‌های کسب‌شده برای ایجاد فرصت‌ها، مانند فعال بودن در عرصه‌های سیاسی، اجتماعی و ...است. بنابراین شناخت این عامل و مؤلفه‌های موجود در آن، نقش غیرقابل‌انکاری را در بالا بردن بهره‌وری نیروی انسانی و در نتیجه تولید خواهد داشت. لذا در این مطالعه سعی شده است تأثیر این شاخص بر تولید ناخالص داخلی ایران مورد ارزیابی قرار گیرد.

۲- مبانی نظری

از اواسط دهه ۱۹۸۰، تحقیق بر روی رشد اقتصادی یک پیشرفت جدید را تجربه کرد، که توسط کارهایی از رومر (۱۹۸٦) و لوکاس (۱۹۸۸) شروع شد. انگیزه اصلی این تحقیقات، مشاهده (یا یادآوری) تعیین‌کننده‌های رشد بلندمدت اقتصادی بود که پیامدهای بسیار مهم‌تری نسبت به اثرات ضد ادواری سیاست‌های پولی و مالی داشت. برای درک بیشتر رشد بلندمدت اقتصادی باید از محدودیت‌های مدل‌های رشد برون‌زا، که در آن نرخ رشد بلندمدت توسط نرخ رشد تکنولوژی تعیین‌شده و ثابت می‌ماند، دوری کرد. بنابراین در مطالعات اخیر، نرخ رشد بلندمدت در درون مدل تعیین می‌گردد. از این‌رو به آنها مدل‌های رشد درون‌زا می‌گویند.

در الگوهای رشد درون‌زا، نرخ رشد یکنواخت به پارامترهای تابع مطلوبیت، تولید و غیره بستگی دارد و رشد اقتصادی بر اساس مجموعه‌ای از ساز و کارهای درونی اقتصاد مانند توسعه سرمایه انسانی، ارتقاء بهره‌وری و تحقیق و توسعه اتفاق می‌افتد (شاکری، ۱۳۸۹: ٥٨٤). خاصیت کلیدی مدل‌های رشد درون‌زا، فقدان بازدهی نزولی نسبت به نهاده‌هایی است که می‌توانند انباشت شوند. این خاصیت باعث می‌شود که رشد به طور نامحدود به جلو حرکت کند. این مدل‌ها به موارد زیر تقسیم می‌شوند:

الف) الگوی رشد درون‌زای محدب یا الگوی AK

ویژگی اصلی مدل‌های رشد درون‌زا، وجود بازدهی غیرنزولی برای سرمایه است که با در نظر گرفتن سرمایهٔ انسانی، قابل توجیه می‌باشد. ساده‌ترین الگوی رشد درون‌زا که در سال ۱۹۹۰ به وسیله ربلو ارائه شد، الگوی AK نامیده شده است. فرض بر این است که تابع تولید نسبت به نهاده، یعنی سرمایه، خطی است. بنابراین تابع تولید هم نسبت به مقیاس و هم نسبت به سرمایه، دارای بازده ثابت است (هوشمند و همکاران، ۱۳۸۷: ٦٥).

$$Y = F(K, L) = AK$$

A یک مقدار ثابت مثبت و K سرمایه کل است که شامل سرمایه فیزیکی و انسانی است و در عین حال انواع دیگر سرمایه نظیر سرمایه مالی را نیز شامل می‌شود.

ب) الگوی رشد درون‌زا با تأکید بر تحقیق و توسعه

نظریه‌های جدید رشد درون‌زا به مدل‌هایی گرایش پیدا کرده است که رشد بلندمدت را با تمرکز بر پیشرفت فناوری و تحقیق و توسعه توضیح می‌دهد. نتایج تحقیقات پژوهشگرانی چون رومر (۱۹۹۰) و گرسمن و هلپمن (۱۹۹۱)[1] نشان دادند که با واردکردن پیشرفت فنی در مدل‌های رشد، رشد سریع‌تر تولید نسبت به رشد نهاده‌ها قابل توجیه می‌باشد. زیرا ابداعات و نوآوری‌ها نتیجه فعالیت آشکار R&D در بنگاه‌ها بوده و در نتیجه، R&D را به اصلی‌ترین شاخصه نرخ رشد اقتصادی تبدیل ساخته است. دوم اینکه، این پیشرفت را باید به سیاست‌های تجاری و اقتصادی هر کشور ربط داد تا بتوان با تکیه بر آن به توجیه تفاوت‌های مشاهده‌شده در نرخ‌های رشد بلندمدت کشورها دست یافت (امینی و حجازی‌آزاد، ۱۳۸۷: ۲).

پیشرفت تکنولوژی از طریق تحقیق و توسعه، دلیل این امر است که امروزه در مقایسه با یک یا دو قرن قبل، با مقدار مشخص سرمایه و نیروی کار می‌توانیم کالای بیشتری تولید کنیم. همچنین اختصاص منابع بیشتر به تحقیقات، به اکتشاف بیشتری می‌انجامد و این اکتشافات می‌توانند در جهت تولیدات بهتر و بیشتر مورد استفاده قرار گیرند.

ج) الگوی رشد درون‌زا با تأکید بر انباشت سرمایه انسانی

یکی از مباحث بسیار مهم در دهه‌های اخیر، بحث سرمایه انسانی است. سرمایه انسانی یا به عبارتی کیفیت نیروی کار یا دانش نهادینه شده در انسان، باعث افزایش تولید و رشد اقتصادی کشورها می‌گردد (آل‌عمران و آل‌عمران، ۱۳۹۱: ٤۲).

در طی دو دهه ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ نخست مفهوم توسعه پایدار در قالب رعایت حفظ محیط‌زیست به عنوان راهبردی از هماهنگی اهداف توسعه و جهانی که بشر در آن زندگی می‌کند مقبولیت یافت و سپس، به توسعه پایدار انسانی گسترش یافت. در این برهه مفهوم توسعه کاملاً از مفهوم رشد اقتصادی متمایز شد و هر کدام تعریف جداگانه‌ای داشتند. با ورود شاخص توسعه انسانی به مباحث توسعه به عنوان جایگزین مناسب برای توسعه یافتگی و توسعه‌نیافتگی کشورها، انتقادات متعددی به مبانی نظری و روش‌شناسی تدوین آن صورت گرفت (صادقی شاهدانی و همکاران، ۱۳۹۱: ۹٦).

البته باگولین و کامیم[2] انتقادات وارد شده به شاخص توسعه انسانی را در چهار دسته طبقه‌بندی کرده‌اند. دسته اول به این امر می‌پردازد که شاخص توسعه انسانی بیان دقیقی از مفهوم توسعه نیست. دسته دوم مربوط به کیفیت داده‌هایی است که در این شاخص مورد استفاده قرار می‌گیرد. دسته سوم مربوط به روند تجمیع عناصر شاخص توسعه انسانی است و دسته آخر نیز به محدودیت‌های فنی شاخص می‌پردازد (باگولین و کامیم، ۲۰۰۸: ۸).

توسعه انسانی به عنوان پدیده‌ای پویا، فرآیند بهبود کیفیت زندگی انسان‌ها است. امروزه، بهداشت و آموزش و پرورش؛ که مؤلفه‌های اصلی توسعه انسانی‌اند به عنوان بخش نرم‌افزاری رشد و توسعه، در کانون توجه قرارگرفته‌اند (فطرس و ترکمنی، ۱۳۹۱: ٦٤).

تولید ناخالص داخلی یکی از پرکاربردترین شاخص‌های اقتصاد کلان برای اندازه‌گیری خروجی (بازدهی) است. نرخ رشد این شاخص منعکس‌کننده افزایش یا کاهش ثروت در یک کشور است. اکثر مدل‌های رشد که در مطالعات کشورهای در حال توسعه به کار می‌رود، در چارچوب الگوی رشد سولو (۱۹٥٦) قرار می‌گیرند (اربابیان و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۰٥). الگوی مزبور از یک تابع تولید آغاز می‌شود که به وسیله آن سطح محصول کل (تولید کل) به عوامل تولید مرتبط می‌گردد. این تابع را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$Y = Af(K, L, Z)$$

که در آن Y سطح محصول کل تولید شده، K ذخیره سرمایه فیزیکی، L فاکتور مربوط به نیروی کار، Z بردار عوامل مؤثر بر رشد و متغیر A عامل بهره‌وری را اندازه‌گیری می‌کند.

شاخص توسعه انسانی و رشد اقتصادی: انسان به عنوان عامل اساسی در رشد و توسعه اقتصادی جوامع از موضوعات مهم

1. Grossman & Helpman (1991)

2. Bagolin & Comim (2008)

در ادبیات علم اقتصاد است. از توجه آدام اسمیت[1] به نیروی کار و نقش آن در رشد ثروت کشورها در قرن هجدهم گرفته تا نظریات جدید رشد که بر تأثیر عامل انسانی بر رشد تأکید دارند (فطرس و ترکمنی، ۱۳۹۱: ٦١).

نظریه‌های نوین رشد تأکید دارند که رشد و توسعه اقتصادی نمی‌تواند بدون توسعه منابع انسانی به مسیری مطلوب برسد. در واقع می‌توان گفت که رابطه‌ای بسیار قویِ دو طرفه بین توسعه اقتصادی و توسعه منابع انسانی وجود دارد، از یک طرف رشد و توسعه اقتصادی منابع لازم در جهت بهبود توسعه انسانی را فراهم می‌آورد (آموزش همگانی و باکیفیت، بهداشت و سلامت جامعه، توزیع درآمد مناسب و..) و از طرف دیگر بهبود توسعه انسانی (بالا بودن سطح مهارت، سلامت و بهداشت و.. که باعث بالا رفتن بهره‌وری در بین افراد جامعه می‌شود)، موجب تقویت در رشد اقتصادی می‌گردد (ساری و همکاران، ۲۰۱۱: ٥٠٤)[2]. توسعه انسانی فرایندی است که دامنه انتخاب مردم را گسترده‌تر می‌سازد؛ انتخاب‌ها یا گزینه‌هایی که پایانی ندارد و می‌تواند در طول زمان دست‌خوش تغییر و تحول شود. توسعهٔ انسانی دارای دو جنبه است: یکی شکل‌گیری توانمندی‌های انسانی؛ مانند افزایش سطح سلامت، دانش و مهارت و دیگری؛ به‌کارگیری این قابلیت‌های اکتسابی در راه مقاصد سازنده کسب آسایش و آرامش با فعالیت در امور فرهنگی، اجتماعی و سیاسی (تقوی و محمدی، ۱۳۸۵: ۱۸).

به عقیده بسیاری از محققان توجه به آموزش و پرورش و افزایش مهارت‌ها از الزامات توسعه اقتصادی یک کشور است (آگاروال، ۲۰۰٦: ٦)[3]، در واقع بهبود در سطح توسعه منابع انسانی باعث بالا بردن عملکرد در رشد و توسعه کشورها می‌شود (دافلو، ۲۰۰۱: ۷۹٥)[4]. همچنین مطالعات نشان می‌دهند که فاکتورهای دیگری چون تغذیه و سلامت به عنوان عوامل توسعه انسانی روی سطح درآمد و نرخ رشد تأثیر قابل‌توجهی دارند (فطرس و ترکمنی، ۱۳۹۱: ٦٤).

متغیرهای مدل:

توسعه انسانی می‌تواند به‌عنوان یکی از استراتژی‌های رشد اقتصادی در نظر گرفته شود و در این بین، رشد اقتصادی نیز می‌تواند از منافع توسعه انسانی بهره‌مند شود. اگر رشد اقتصادی درست مدیریت نشود، برای توسعه اقتصادی زیانبار خواهد بود. بنابراین، کیفیت رشد از نظر تأثیر در کاهش نرخ فقر و پایداری آن به اندازه کمیت رشد دارای اهمیت است. در فرایند رشد لازم است واسطه‌ای وجود داشته باشد که بر اساس آن، منافع رشد در زندگی مردم نمود یابد که در اینجا در سطح کل اقتصاد، توسعه انسانی اهمیت پیدا می‌کند (ساری و همکاران، ۲۰۱۱: ٥٠٥). رشد اقتصادی، منابعی را فراهم می‌سازد که امکان بهبود پایدار در توسعه انسانی را به وجود می‌آورد و از طرف دیگر توسعه انسانی و افزایش کیفیت افراد و نیروی کار در اقتصاد، باعث تشویق رشد اقتصادی می‌شود. به عبارت دیگر، آزادی بیشتر و رشد قابلیت‌ها، باعث عملکرد اقتصادی بیشتر می‌شود و توسعه انسانی در رشد اقتصادی نقش مؤثری دارد. از طرف دیگر، افزایش درآمدها، دایره انتخاب خانوارها و دولت و قابلیت آنها را افزایش می‌دهد و رشد اقتصادی، باعث افزایش سطح توسعه انسانی می‌گردد. بنابراین ملاحظه می‌شود که این رابطه به لحاظ نظری، یک رابطه مثبتِ معنادارِ دوطرفه است.

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رشد اقتصادی را توسط فراهم نمودن سرمایه خارجی رونق می‌دهد و از طریق رشد اقتصادی، منافع سرمایه‌گذار خارجی گسترش می‌یابد. با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به همراه تکنولوژی پیشرفته، سازماندهی و مدیریت برتر وارد کشور می‌شود، بنابراین می‌توان آنرا موتور رشد در کشورهای کمتر توسعه‌یافته تلقی کرد (مهدوی، ۱۳۸۳: ۱۸۳).

نئوکلاسیک‌ها، سرمایه‌گذاری خارجی را به واسطه خصوصی کردن بنگاه‌های دولتی، تشویق صادرات و تجارت آزاد، حذف مقررات زائد دولتی و انحرافات قیمتی به عنوان یک عامل مثبت در رشد اقتصادی کشور میزبان تلقی می‌کنند و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را عاملی برای انتقال سرمایه، تکنولوژی پیشرفته و مدیریت کارآمد می‌دانند که منجر به افزایش رفاه اجتماعی می‌شود. آنها معتقدند که سرمایه‌گذاری

1. Adam Smith
2. Suri et al. (2011)
3. Agarwal (2006)
4. Duflo (2001)

مستقیم خارجی تنها در کوتاه‌مدت و از طریق افزایش سرمایه فیزیکی منجر به رشد اقتصادی کشور میزبان می‌گردد، اما در بلندمدت تأثیر به‌سزائی بر آن ندارد (احمدی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۶۲).

به اعتقاد برخی از محققان مانند چو[1] (۲۰۰۳: ٤٧) و باسو و همکاران[2] (۲۰۰۳: ۵۱۲) رابطه میان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی دوسویه بوده و البته تعدادی از محققان مانند آلفارو و همکاران[3] (۲۰۰٤: ۹۳) و دورهام[4] (۲۰۰٤: ۲۸۹) اعتقاد دارند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی هیچ رابطه‌ای با رشد اقتصادی ندارد.

سرمایه‌گذاری کل: سرمایه‌گذاری به عنوان یکی از اجزاء مهم تابع تولید در اقتصاد هر کشوری مطرح می‌باشد و به همین دلیل است که سرمایه‌گذاری یکی از ضروریات اساسی در پیشرفت اقتصادی هر کشوری محسوب می‌شود. دست‌یابی به نرخ رشد مطلوب، نیازمند سرمایه‌گذاری است. بنابراین به منظور دست‌یابی به نرخ رشد اقتصادی بالاتر نیازمند افزایش در سرمایه‌گذاری خواهیم بود.

پس‌انداز: در نظریات رشد اقتصادی غالباً چنین بحث می‌شود که هر چه سطح پس‌انداز در کشوری افزایش یابد به معنای عرضه بیشتر منابع سرمایه‌ای بوده که این امر امکان دسترسی سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی را به منابع سرمایه‌ای افزایش می‌دهد و موجب تسهیل در فرآیند سرمایه‌گذاری می‌شود. نتیجه طبیعی این روند، افزایش سطح سرمایه‌گذاری در کشور بوده که موجب تقویت تولید و رشد اقتصادی می‌شود (رنج‌پور و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۱۵).

مبنای نظری توسعه انسانی از رویکرد توانایی‌های شخصی با توجه به بردار عملکرد متفاوت لذت بردن از سطوح مختلف رفاهی به عنوان یکی از بهترین شاخص‌های رفاهی مدنظر می‌باشد (سن[5]، ۱۹۸۵: ٥٦). طبق این دیدگاه درآمد، بهداشت و آموزش و پرورش به عنوان برداری از فرصت‌های ممکن در دسترس افراد است. رشد درآمد به وضوح سبب افزایش توانایی‌های فردی و در نهایت توسعه انسانی می‌گردد (سن، ۲۰۰۰: ۲۰). به هر حال GDP یک اثر قوی روی سواد و سلامت اجتماعی از طریق برنامه‌های دولت و هزینه‌های بخش خصوصی بر جا می‌گذارد. البته میزان تأثیرگذاری GDP بر توسعه انسانی به شرایط دیگر اجتماعی نیز بستگی دارد.

اگر یک عنصر مرکزی از رشد، به دنبال دست‌یابی به مزیت نسبی در جهت افزایش قابلیت‌ها و کارکرد افراد باشد، به آنها اجازه می‌دهد که مشاغل مولد را دنبال کنند. در این بین توسعه انسانی می‌تواند به عنوان یک فاکتور مهم در جهت افزایش حداکثر سود با وجود محدویت‌های موجود تأثیرگذار باشد. علاوه بر این اگر چه توسعه انسانی در برگیرنده مفاهیم گسترده‌ای است، اما طبق رویکرد سنتی به طور قابل‌توجهی به سرمایه انسانی توجه دارد. بنابراین به حدی که توسعه انسانی برای ارتباط با سرمایه انسانی ضروری است و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی اثرگذار است، پس توسعه انسانی بر روی رشد نیز اثرگذار خواهد بود. بنابراین به طور خاص هریک از اجزای توسعه انسانی تأثیر مشخصی بر رشد اقتصادی دارند. به عنوان مثال؛ آموزش و پرورش اثر قوی بر بهره‌وری نیروی کار دارد. بردسال[6] (۱۹۹۳: ۲۳) نشان داد که در بخش کشاورزی مالزی، غنا و پرو به ازاء هر یک سال آموزش بیشتر کشاورزان، بازدهی سالانه ۵-۲ درصد افزایش پیدا می‌کند. علاوه بر اثر مستقیم آن بر بهره‌وری، آموزش و پروش بر نوآوری و پیشرفت‌های تکنولوژیکی نیز اثرگذار خواهد بود. در این مفهوم می‌توان توسعه انسانی را به عنوان یک عامل مؤثر بر رشد، از طریق تأثیر بر تغییرات تکنولوژیکی در مدل رشد درون‌زای اوزاوا (۱۹٦۵)-لوکاس (۱۹۸۸)[7] وارد کرد. البته باید گفت که آموزش به تنهایی نمی‌تواند یک اقتصاد را متحول کند. فاکتورهای دیگری چون کمیت و کیفیت سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی، انباشت سرمایه، فضای تکنولوژیکی و ... نیز از عوامل تأثیرگذار هستند.

اوزاوا-لوکاس در مدل رشد خود برخلاف رومر که در تابع تولید از نیروی کار فیزیکی استفاده کرده بود، از سرمایه انسانی

1. Choe (2003)
2. Basu et al. (2006)
3. Alfaro et al. (2004)
4. Durham (2004)
5. Sen (1985)
6. Birdsall (1993)
7. Uzawa-Lucas (1965)

استفاده کردند. تابع تولید آنها به صورت زیر می‌باشد:

$$Y = AK^{a}(uH)^{1-a}$$

که Y به عنوان تولید، A پارامتر تکنولوژی، u کسری از سرمایه انسانی تخصیص داده شده به بخش تولید و a سهم سرمایه فیزیکی است. تابع تولید بخش آموزش در سرمایه انسانی خطی و به صورت زیر وارد می‌شود:

$$E = B(1-u)H$$

به طوری که E شکل‌گیری سرمایه انسانی و B پارامتر تکنولوژی بخش آموزش می‌باشد. $0 \le u \le 1$ و $(1-u)$ را بخشی از سرمایه انسانی تخصیص داده شده به تولید سرمایه انسانی در نظر می‌گیرند. و به عبارتی کسری از زمان سرمایهٔ انسانی است که به آموزش اختصاص داده می‌شود. u کسری از سرمایهٔ انسانی است که در بخش تولید صرف می‌شود.

بهداشت نیز به عنوان یک عامل مؤثر بر رشد اقتصادی مد نظر می‌باشد. استراوس و توماس[1] (۱۹۹۸: ۷٦۸) نشان دادند که بهبود در بهداشت و تغذیه به افزایش در بهره‌وری و درآمد کمک می‌کند. آموزش و پرورش و بهداشت به طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی از طریق اثر بر توزیع درآمد و حتی بر خود سلامت نیز اثر خواهد گذاشت. بهبود در آموزش و پرورش و بهداشت به طور فراگیر و گسترده، باعث می‌شود که افراد با درآمد پایین نیز شانس بیشتری برای دست‌یابی به فرصت‌های اقتصادی پیدا کنند. به عنوان مثال مطالعه‌ای در ارتباط با آموزش و پرورش، توزیع درآمد و فقر در ۱۸ کشور امریکای لاتین نشان داد که یک چهارم درآمد افراد صرف مخارج آموزشی می‌شود، بنابراین این متغیر قویاً بر توزیع درآمد اثرگذار است (پاساچورپلوس[2]، ۱۹۹٤: ۱۳۳٤).

برای گنجاندن بهداشت و سایر متغیرها در تابع تولید مطابق تابع تولید ارائه شده توسط بلوم و همکاران[3] (۲۰۰٤: ۵) عمل می‌کنیم:

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta}e^{\varphi_1 s+\varphi_2 exp+\varphi_3 h+\varphi_4 zi}$$

A ثابت تکنولوژی، K سرمایه فیزیکی، L نیروی کار، s میانگین سال‌های آموزش، exp میانگین تجربه نیروی کار، h شاخص سلامتی، zi برداری از سایر متغیرها (پس‌انداز، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری کل). با لگاریتم گیری مدل به صورت زیر در می‌آید:

$$lnY = \alpha_0 + \alpha_1 lnK + \alpha_2 lnL + \alpha_3 S + \alpha_4 exp + \alpha_5 h + \alpha_6 zi$$

مطابق با تئوری هکچر–اوهلین ترکیب مهارت‌ها و یادگیری به عنوان مزیت نسبی برای کشورهای در حال توسعه در جریان تجارت بین‌الملل در رشد صادرات دخیل هستند. با توجه به همبستگی مثبت میان رشد صادرات و رشد تولید ناخالص ملی، این عوامل (مهارت و یادگیری) به عنوان عوامل مؤثر شناخته شده می‌باشند.

از طرفی آموزش و پرورش ممکن است تولید سرانه را با تأثیر بر مخرج کسر (رشد جمعیت) تحت تأثیر قرار دهد. به عنوان مثال یک مطالعه در ۱٤ کشور افریقایی نشان داد که یک همبستگی منفی بین آموزش و باروری در بین زنان این کشورها وجود دارد. این عدم همبستگی در بین افراد با آموزش‌های ابتدایی معنادار و در بین افراد با آموزش متوسطه بی‌معنا بوده است. به گونه‌ای که در افراد با آموزش متوسطه میزان باروری و در نتیجه رشد جمعیت کمتر بوده است (بیردسل و همکاران[4]، ۱۹۹۵: ۸ ؛ جایارامان[5]، ۱۹۹۵: ۳٤۵؛ استراوس و توماس[6]، ۱۹۹۸: ۷۷۹).

۳- پیشینه تحقیق

کستانتینی و مارتینی[7] در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین محیط زیست، توسعه انسانی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب طی دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۷۰ با استفاده از روش پانل دیتا پرداختند. نتایج حاکی از اثر مثبت توسعه انسانی بر رشد اقتصادی می‌باشد. اما رابطه محیط زیست و رشد اقتصادی منفی است (کستانتینی و مارتینی، ۲۰۰٦: ۲٤).

مو[8] در تحقیقی با عنوان تخمینی از مدل رشد کره‌جنوبی با با استفاده از سرمایهٔ انسانی، فرضیهٔ بازدهی غیرنزولی نسبت به سرمایهٔ انسانی و فیزیکی را با روش یوهانسون آزمون نموده

1. Strauss & Thomas (1998)
2. Psacharopolous (1994)
3. Bloom et al. (2004)
4. Birdsall et al. (1995)
5. Jayaraman (1995)
6. Strauss & Thomas (1998)
7. Costantini & Martini (2006)
8. Mo (2006)

است. وی شاخص هزینه‌های آموزش و پرورش را به عنوان سرمایهٔ انسانی استفاده کرد. بر اساس نتایج این تحقیق، فرضیهٔ بازدهی غیرنزولی نسبت به سرمایه انسانی و فیزیکی در کره‌جنوبی قابل تأیید نبوده است (مو، ۲۰۰۶: ۸۶۱).

سلطان و وحید[1] در پژوهشی با عنوان "سرمایه انسانی و رشد اقتصادی" به بررسی ارتباط میان سرمایه انسانی و رشد اقتصادی پاکستان با استفاده از داده‌های سری‌های زمانی ۱۹۷۸-۲۰۰۷ پرداخته‌اند. در این مطالعه؛ از شاخص آموزش تعدیل‌شده بر حسب سلامت (بهداشت) به جای سرمایه انسانی در فرم استاندارد تابع تولید کاب داگلاس استفاده شده و نتایج پژوهش با روش OLS بیانگر رابطه بلندمدت مثبت میان سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در پاکستان بوده و مؤید یافته‌های قبلی می‌باشد. بر همین اساس، با توجه به تأثیر معنی‌دار و بسیار زیاد شاخص آموزش تعدیل شده بر حسب سلامت؛ جهت دستیابی به رشد اقتصادی بالا، بخش‌های آموزش و بهداشت توجه بیشتری می‌طلبد (سلطان و وحید، ۲۰۱۱: ۸۳۰).

ساری و همکاران[2] در مطالعه خود به بررسی تأثیر توسعه انسانی بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۸۹-۱۳۵۵ با استفاده از روش VAR پرداختند. نتایج نشان داد که یک رابطه علی دوطرفه بین رشد اقتصادی و توسعه انسانی وجود دارد (ساری و همکاران، ۲۰۱۱: ۵۱۷).

باندلا[3] در مطالعه خود به بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی و توسعه انسانی با استفاده از مدل‌های رگرسیون چند متغیره پرداخت. نتایج نشان داد که یک رابطه قوی بین رشد اقتصادی و توسعه انسانی وجود دارد (باندلا، ۲۰۱۲: ۳۲).

صالحی مطالعه‌ای با عنوان اثر سرمایهٔ انسانی بر رشد اقتصادی ایران انجام داده است. در این تحقیق از شاخص‌هایی چون نرخ ثبت‌نام و مخارج آموزشی به عنوان متغیر سرمایهٔ انسانی استفاده کرده است. سپس سهم سرمایهٔ انسانی (نیروی کار متخصص) در بخش‌های صنعت، خدمات و کشاورزی را با روش OLS برآورد نموده که به ترتیب برابر با ۰/۴۸، ۰/۵۲ و ۰/۲۶ به دست آمده است (صالحی، ۱۳۸۱: ۷۳).

فطرس و ترکمنی در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر توسعه انسانی تعدیل شده و پایداری رشد اقتصادی (مقایسه تطبیقی کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه) با روش سیستم معادلات همزمان 3SLS پرداختند. نتایج بیانگر آن است که شاخص توسعه انسانی تعدیل‌شده تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورها دارد (فطرس و ترکمنی، ۱۳۹۱: ۸۳).

شهبازی و حسنی در مطالعه خود تأثیر سطوح مختلف آموزش(به عنوان یکی از اجزای شاخص توسعه انسانی) بر رشد اقتصادی را با استفاده از آزمون یوهانسون-یوسلیوس و علیت گرنجری مورد آزمون قرار دادند، نتایج نشان داد که در بلندمدت تأثیر آموزش بر رشد اقتصادی قوی‌تر است. همچنین با افزایش نرخ باسوادی شاغلان، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد (شهبازی و حسنی، ۱۳۹۱: ۱۴).

اسدی و اسماعیلی در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شاخص توسعه انسانی بر رشد اقتصادی ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۷۱ در قالب مدل مارکوف- سوئیچینگ پرداختند. نتایج نشان داد که در زمان رونق، توسعه انسانی تأثیر منفی و در زمان رکود، تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد (اسدی و اسماعیلی، ۱۳۹۲: ۹۹).

بیشتر مطالعات انجام شده داخلی با تأکید بر اثر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی بوده‌اند و تنها تعداد معدودی از این مطالعات به بررسی تأثیر شاخص توسعه انسانی بر رشد اقتصادی پرداخته است. در این مطالعات بیشتر سعی شده است به بررسی رابطه علیت میان این دو متغیر پرداخته شود، ولی مطالعه حاضر به ارزیابی چگونگی تأثیر شاخص توسعه انسانی بر تولید ناخالص داخلی ایران در قالب مدل‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت پرداخته است. همچنین این مقاله برای شناخت بیشتر، اثر مؤلفه‌های موجود در شاخص توسعه انسانی را بر تولید ناخالص داخلی مورد آزمون قرار داده است. بنابراین هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر شاخص توسعه انسانی بر تولید ناخالص داخلی است، که در ادامه به آن پرداخته شده است.

1. Sultan & Waheed (2011)
2. Suri et al. (2011)
3. Bundala (2012)

٤- معرفی مدل و روش انجام تحقیق

هدف اصلی مقاله حاضر بررسی تأثیر شاخص توسعه انسانی بر تولید ناخالص داخلی ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۰ است. بدین منظور با انتخاب متغیرهای مرتبط با مبانی نظری، به برآورد تأثیر این متغیرها پرداخته شده است. با توجه به اینکه تأثیر متغیرها در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت، می‌تواند متفاوت باشد، لذا به منظور برآورد روابط بین متغیرهای الگو و تحلیل‌های پویا از روش خود رگرسیونی با وقفه توزیعی[1] (ARDL) استفاده می‌شود.

در این روش ابتدا به برآورد کوتاه‌مدت متغیرها پرداخته می‌شود. بدین منظور با استفاده از معیارهای آکائیک[2] (AIC)، شوارتز بیزین[3] (SBC) و حنان- کوئین[4] (HC) تعداد وقفه‌های بهینه تعیین شده و سپس برآورد متغیرها انجام می‌گیرد (تشکینی، ۱۳۸٤: ۱٤٥).

به منظور بررسی وجود رابطه تعادلی بلندمدت، شرط دست‌یابی به وجود رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید (مطابق فرمول زیر) عدد یک را از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم کرد.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\phi}_i}}$$

اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط بنرجی و همکاران (۱۹۹۳)[5] بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود (تشکینی، ۱۳۸٤: ۱٤٤).

پس از انجام برآورد بلندمدت مدل، برآورد الگوی تصحیح خطای مدل انجام می‌گیرد. اگر ضریب مدل تصحیح خطا از نظر آماری معنادار و منفی باشد بیانگر سرعت تعدیل بالایی می‌باشد. و همچنین معنی‌دار بودن ضریب آن، نشان دهنده وجود رابطه بلندمدت معنی‌دار بین متغیرهای الگو می‌باشد.

در ادامه برای مشخص کردن تصریح مناسب مدل و تعیین ثبات و استحکام ساختاری مدل، از آزمون‌های تشخیص کیوسام و کیوسام-کیو استفاده می‌شود.

به طور کلی مزیت بارز و عمده آزمون ARDL نسبت به سایر روش‌های هم‌انباشتگی مانند یوهانسون این است که در روش یوهانسون برای کل متغیرهای الگوی مورد نظر، وقفه یکسانی انتخاب می‌شود در حالی‌که در روش ARDL برای هر کدام از متغیرها ممکن است با استفاده از معیارهای شوارتز – بیزین، آکائیک و حنان کوئین وقفه‌های بهینه متفاوتی انتخاب شود، همچنین استفاده از روش هم‌انباشتگی انگل – گرنجر نیز دارای محدودیت‌های زیادی می‌باشد. از جمله این که در روش هم‌انباشتگی انگل -گرنجر و در حجم نمونه‌های کوچک، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارند، چرا که برآوردهای حاصل از این روش تورش‌دار است. از سویی توزیع حدی برآوردگرهای حداقل مربعات غیرنرمال است، بنابراین انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t بی‌اعتبار است. همچنین روش انگل -گرنجر بر پیش‌فرض وجود یک بردار هم‌انباشتگی استوار است و تحت شرایطی که بیش از یک بردار هم‌انباشتگی وجود داشته باشد، استفاده از این روش منجر به عدم کارایی خواهد شد (کاظمی، ۱۳۹۲: ٦۸).

پسران و شن (۲۰۰۱) با استفاده از روش ARDL و با منظور نمودن وقفه‌های مناسب نشان دادند که می‌توان ضرایب بلندمدت سازگاری میان متغیرهای مورد نظر در یک مدل را به دست آورد و این در حالی است که روش مذکور بدون توجه به I(0) یا I(1)[6] بودن متغیرهای مدل انجام می‌شود (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸: ۲٥۰). بر اساس ادبیات اقتصادسنجی جهت تخمین الگو بایستی آزمون‌های مانایی متغیرها صورت گیرد. چنانچه متغیرهای نامانا در برآورد مدل مورد استفاده قرار گیرند، علی‌رغم نبود هیچ رابطه‌ای بین متغیرها، ضریب تعیین به دست آمده ممکن است عدد بزرگی باشد، در نتیجه

1. Auto-Regressive Distributed Lag
2. Akaike
3. Schwarz Beiysian
4. Hanan-Quinn
5. Banerjee et al. (1993)

٦. به ترتیب مرتبه هم‌جمعی درجه صفر و درجه یک را نشان می‌دهد.

استنباط‌های غلطی ممکن است صورت گیرد (مواجه‌شدن با مسئله رگرسیون کاذب) (گجراتی، ۱۳۸۷: ۹۳۰-۹۲۳). برای این منظور معمولاً از آزمون‌های دیکی فولر[1] تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس – پرون استفاده می‌شود. در صورت نامانا بودن از روش تفاضل‌گیری برای رفع آن استفاده می‌شود.

داده‌های استفاده شده در این مطالعه از سایت بانک مرکزی و بانک جهانی استخراج شده‌اند. علاوه بر متغیرهای اصلی موجود در مدل‌ها، از متغیرهای کنترلی مربوط به شوک نفتی سال ۱۳۵۲ (از متغیر مجازی نقطه‌ای استفاده شده است؛ بدین صورت که برای سال مربوط به شوک نفتی عدد یک و برای بقیه سال‌های مورد مطالعه عدد صفر استفاده شده است) و متغیر کنترلی جنگ تحمیلی (برای سال‌های جنگ عدد یک و برای بقیه سال‌ها عدد صفر) استفاده شده است.

مدل اول در این تحقیق بر اساس مبانی نظری و واقعیت‌های اقتصادی موجود[2] و مدل دوم بر اساس مدل بلوم و همکارن (۲۰۰٤)، که همراه با تعدیلاتی برای اقتصاد ایران در نظر گرفته شده است.

$$GDP = a_0 + a_1 INV + a_2 FDI + a_3 HDI + a_4 S + a_5 DUM_{1352}$$

که در آن: شاخص توسعه انسانی (HDI)[3]، سرمایه‌گذاری کل (INV) که شامل سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و دولتی است، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI)، پس‌انداز بخش خصوصی (S)، تولید ناخالص داخلی (GDP) و متغیر دامی مربوط به شوک نفتی به عنوان متغیر کنترل DUM1352؛

متغیرهای مدل دوم:

$$GDP = a_0 + a_1 GDP_X + a_2 EDU_X + a_3 LIFE_X + a_4 DUM_{WAR} + a_5 DUM_{1352}$$

GDP_X: شاخص درآمدی (شاخص سرانه درآمد ملی بر حسب برابری قدرت خرید به دلار آمریکا)، EDU_X شاخص آموزش و $LIFE_X$: شاخص سلامت در نظر گرفته شده است. تولید ناخالص داخلی (GDP)، متغیر دامی مربوط به جنگ تحمیلی به عنوان متغیر کنترلی، DUM_{WAR}.

۵- تجزیه و تحلیل یافته‌ها

۵-۱- برآورد مدل کوتاه‌مدت

بر اساس مطالعه پسران و شن (۲۰۰۱) با استفاده از روش ARDL و با منظور نمودن وقفه‌های مناسب می‌توان ضرایب بلندمدت سازگاری میان متغیرهای مورد نظر در یک مدل را به‌دست آورد. بدین منظور بر اساس معیار شوارتز-بیزین (SBC) دو وقفه بهینه برای متغیرهای موجود در مدل در نظر گرفته شده است. نتایج برآورد کوتاه‌مدت مدل به صورت زیر می‌باشد.

جدول (۱): نتایج برآورد کوتاه‌مدت مدل اول

متغیرها	انحراف معیار	ضرایب	آماره t (احتمال رد)
GDP(-1)	0/11012	0/57851	5/2534(0/000)
S	0/14568	0/43253	2/9690(0/012)
FDI	0/12045	0/38563	3/2015(0/002)
LINV	0/22544	0/55608	2/4666(0/029)
LHDI	0/04234	0/08345	1/9709(0/052)
DUM1352	0/14098	0/23122	1/6400(0/083)
C	0/28795	0/71134	2/4703(0/030)

مأخذ: نتایج تحقیق

تفسیر نتایج کوتاه‌مدت مدل اول:

نتایج برآورد کوتاه‌مدت مدل نشان می‌دهد که، پس‌انداز بخش خصوصی در سطح تأثیر مثبتی بر تولید ناخالص داخلی دارد. مطابق مباحث رشد نئوکلاسیکی، پس‌انداز به عنوان یکی از عوامل اصلی به شمار می‌آید و تأثیر مستقیمی بر تولید ناخالص

1. Dicky Fuller

۲. در مطالعات بهبودی و همکارن (۱۳۸۹)، فرزین و همکاران (۱۳۹۱)، جهانگرد و شیرمرد (۱۳۹۲)، مهدوی (۱۳۸۳)، رنج‌پور و همکارن (۱۳۹۱)؛ هر کدام از متغیرهای استفاده شده در این مدل را به عنوان متغیرهای اساسی موثر بر تولید و رشد اقتصادی در ایران در نظرگرفته‌اند و به این متغیرها به عنوان متغیرهای کلیدی اثرگذار بر رشد و تولید در اقتصاد ایران اشاره شده است.

۳. این شاخص مبتنی بر این ایده اساسی است که لازمه دستیابی به زندگی بهتر، علاوه بر داشتن درآمد بالاتر، پرورش و بسط استعدادها و ظرفیت‌های انسانی است. شاخص توسعه انسانی درصدد اندازه‌گیری متوسط دستیابی یک کشور در سه بعد توسعه انسانی است. این ابعاد عبارت است از: زندگی طولانی توأم با سلامتی، دانش (آموزش)، استاندارد زندگی (شاخص درآمدی). زندگی طولانی توأم با سلامتی با معیار امید به زندگی در بدو تولد (شاخص سلامت)، دانش (شاخص آموزش) به وسیله ترکیبی از میزان سواد بزرگسالان و نسبت ثبت نام خالص ترکیبی در آموزش ابتدایی، متوسطه و عالی (میانگین سال های تحصیل) و استاندارد زندگی به وسیله GDP سرانه و یا درآمد سرانه (شاخص درآمدی) اندازه‌گیری می‌شود (محمد علیخانی و همکاران، ۱۳۹۱: ٤۱۷).

داخلی دارد. سرمایه‌گذاری به عنوان یکی از ارکان رشد اقتصادی کشورها محسوب می‌شود و تأثیر مثبتی بر تولید ناخالص داخلی دارد. با توجه به اینکه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مجموعه‌ای از مدیریت کارا، وجود سرریزهای فناوری، دسترسی به بازارهای کاراتر و... را شامل می‌شود، لذا بر تولید ناخالص داخلی اثر مثبتی دارد. شاخص توسعه انسانی در کوتاه‌مدت تأثیر مثبتی دارد ولی در سطح مناسبی (۵٪) معنادار نمی‌باشد. شاخص توسعه انسانی چون شامل فاکتورهایی همانند شاخص درآمدی، شاخص آموزش و سلامت می‌باشد، بنابراین در کوتاه‌مدت نمی‌تواند در حد مطلوبی مفید واقع شود. چون فرآیند آموزش و کسب درآمد نیروی انسانی زمان‌بر می‌باشند. متغیر دامی مربوط به شوک نفتی در کوتاه‌مدت اثر مستقیمی بر تولید ناخاص داخلی داشته است، اما در سطح قابل قبولی معنادار نمی‌باشد.

جدول (۲): مقادیر آماره‌های R^2 و $\bar{R}^2$ و F در سطح خطای ۱٪

آزمون	R-Squared	R-Bar-Squared	F-Stat
مقدار آماره	۰.۹۹۹۲۹	۰.۹۹۹۱٤	(۰/۰۰۰) ۱٤٦۰.۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آنجایی که احتمال مربوط به آزمون‌های خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، تورش تصریح و نرمالیتی بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، عدم تورش تصریح و نرمالیتی را نمی‌توان رد کرد و مدل برآوردی فروض مربوط به جمله اخلال را تأمین می‌نماید (جدول ۳).

جدول (۳): نتایج آزمون فرض‌های کلاسیک مدل اول

	آماره LM	آماره F
Serial Correlation	۰.۰۸٤۳۳[۰.۲٥٦]	۲/۸۷٤۳(۰/۰٤۲)
Functional Form	۰.۰۷۸۷۱۲[۰.۷۲۱]	۳/۲٥٤۱(۰/۰۱۲)
Normality	۰.٦۸۱٦۸[۰.٥٥۱]	-
Heteroscedasticity	۰.٦۱٤٥ [۰.۸٥٦]	۳/۲۳۲٤(۰/۰٥٤)

مأخذ: نتایج تحقیق

تفسیر نتایج کوتاه‌مدت مدل دوم:

جدول (٤): نتایج برآورد کوتاه‌مدت مدل دوم

متغیرها	انحراف معیار	ضرایب	آماره t (احتمال رد)
LGDP (-1)	0/11143	0/48871	4/3858(0/000)
LLIFEx	0/13421	0/38712	2/8844(0/028)
LGDPx	0/32109	0/72231	2/4050(0/038)
DUM1352	0/04017	0/08231	2/049(0/049)
DUM WAR	0/10782	-0/22124	-2/0519(0/048)
LEDUx	0/08718	-0/12721	-1/4591(0/078)
LEDUx (-1)	0/24706	0/67126	2/7169(0/031)
C	0/45231	1/3245	2/9283(0/002)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد کوتاه‌مدت مدل نشان می‌دهد که مؤلفه شاخص درآمدی در سطح، تأثیر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارد. در واقع در صورت بهبود وضع درآمدی افراد جامعه می‌توان انتظار داشت که افراد با پس‌انداز بیشتر و همچنین سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های تولیدی زمینه افزایش تولید ناخالص را فراهم می‌آورند. شاخص سلامت نیز در کوتاه‌مدت اثر مثبتی بر تولید دارد. سلامت و بهداشت مناسب افراد جامعه قطعاً بر رشد و شکوفایی استعدادهای افراد و در نهایت بر رشد و تولید اقتصادی تأثیرگذار است. شاخص آموزش در سطح تأثیر منفی دارد، علت این امر این است که در کوتاه‌مدت به دلیل هزینه‌هایی که صرف آموزش می‌شود اثر منفی بر آن دارد، اما همان‌طور که از نتایج مشاهده می‌شود شاخص آموزش با وقفه تأثیر مثبتی دارد، نکته قابل‌توجه این است که با گذر زمان (وقفه‌های اول) این تأثیر بیشتر می‌شود. در واقع می‌توان چنین تلقی کرد که هزینه‌هایی که صرف آموزش می‌شود همانند بسیاری از طرح‌های سرمایه‌گذاری در افق بلندمدت تأثیر بیشتری بر تولید ناخالص داخلی خواهند داشت. متغیر دامی شوک نفتی اثر مستقیمی بر تولید ناخالص داخلی دارد، اما متغیر دامی مربوط به جنگ تحمیلی اثر معکوسی بر تولید ناخالص داخلی دارد.

جدول (۵): مقادیر آماره‌های R^2 و R^{-2} و F در سطح خطای ۱٪

آزمون	R-Squared	R-Bar-Squared	F-Stat
مقدار آماره	۰.۹۹۹۸۷	۰.۹۹۹۸۲	۲۹۶۱.۰(۰/۰۰۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آنجایی که احتمال مربوط به آزمون‌های خود همبستگی، ناهمسانی واریانس، تورش تصریح و نرمالیتی بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خود همبستگی، ناهمسانی واریانس، عدم تورش تصریح و نرمالیتی را نمی‌توان رد کرد و مدل برآوردی فروض مربوط به جمله اخلال را تأمین می‌نماید (جدول ٦).

جدول (٦): نتایج آزمون فرض‌های کلاسیک مدل دوم

	آماره LM	آماره F
Serial Correlation	۰/۳۱۲٤۱(۰/٤۱۲)	۰/۲۲۱٤۲(۰/٤۱۲)
Functional Form	۰/۷۱۱۲٤(۰.۲۱۲)	۲/۳۰۱۲(۰/۰۱۱)
Normality	۱/۱٥۲(۰.۱۸٥)	-
Heteroscedasticity	۱/٥٤۳٥(۰/۱۰۸)	۱/٥٤۸۱(۰/۱۳۲)

مأخذ: نتایج تحقیق

۵-۲- نتایج برآورد بلندمدت

مدل اول

برای آزمون اینکه آیا رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد، شرط آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک را از مجموع ضرایب باوقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم کرد. آماره محاسباتی برابر با ۳/۸۳- است، که قدرمطلق آن از قدرمطلق مقدار بحرانی ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۳.۵۷ در سطح ۹۵٪) بزرگ‌تر است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

نتایج بلندمدت مدل اول نشان می‌دهد که پس‌انداز بخش خصوصی به عنوان یکی از ارکان رشد، تأثیر مثبتی بر تولید ناخالص داخلی دارد. سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بلندمدت اثر مثبت و کاملاً معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارد. افزایش ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق افزایش ذخایر ارزی سبب افزایش اعطای اعتبارات به بخش‌های خصوصی و تعاونی‌ها شده و موجبات افزایش در تولید را فراهم می‌سازد. از طرف دیگر در شرایط کنونی کشور که با تحریم‌های نفتی مواجه هستیم، این تحریم سبب توسعه صادرات غیرنفتی شده و به پایداری رشد تولید و توسعه اقتصادی کمک می‌کند. همچنین وجود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور میزبان می‌تواند به عنوان داده تولید برای سرمایه‌گذاران داخلی مورد استفاده قرار گیرد و باعث افزایش تولید و رشد اقتصادی گردد. سرمایه‌گذاری مطابق تئوری‌های اقتصادی تأثیر مثبتی بر تولید دارد. شاخص توسعه انسانی در بلندمدت تأثیر بیشتری بر تولید خواهد داشت، زیرا با گذر زمان در صورت فراهم بودن مؤلفه‌های شاخص توسعه انسانی، افزایش مهارت و بهره‌وری نیروی کار را در پی خواهد داشت که نتیجه این مهم؛ افزایش تولید خواهد بود. همچنین متغیر دامی مربوط به شوک نفتی اثر مستقیمی بر تولید ناخالص داخلی دارد.

جدول (۷): نتایج برآورد بلندمدت متغیرهای مدل اول در سطح اطمینان ۹۹٪

متغیرها	انحراف معیار	ضرایب	آماره t (احتمال رد)
S	0/18643	0/52432	2/8124(0/015)
FDI	0/25478	0/91342	3/5851(0/000)
INV	0/17345	0/57703	3/3267(0/000)
HDI	0/28798	0/76125	2/6434(0/0031)
DUM1352	0/17519	0/33791	1.9288(0/056)
C	0/19861	0/54921	2/7652(0/027)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج بلندمدت مدل دوم:

آماره محاسباتی برابر با ٤/٥٨- است، که قدرمطلق آن از قدرمطلق مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و همکاران (۳.۵۷ در سطح ۹۵٪) بزرگ‌تر است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی (رابطه بلندمدت) در سطح اطمینان ۹۵٪ رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

تفسیر نتایج (مدل دوم لگاریتمی می‌باشد، بنابراین ضرایب متغیرها نشان‌دهنده کشش می‌باشد):

جدول (۸): نتایج برآورد بلندمدت متغیرهای مدل دوم در سطح اطمینان ٪۹۹

متغیرها	انحراف معیار	ضرایب	آماره t (احتمال رد)
LLifex	0/22321	0/53432	2/3937(0/022)
LGDPx	0/27831	0/77623	2/7890(0/0013)
LEDUx	0/21143	0/65321	3/0894(0/001)
DUM1352	0/07827	0/13241	1/6917(0/072)
DUM WAR	0/05121	0/08532	-1/6660(0/074)
C	0/38721	1/1723	3/0275(0/02)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

- شاخص درآمدی در بلندمدت تأثیر مثبت و بسیار معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارد، بهبود اوضاع درآمدی افراد جامعه و توزیع مجدد و مناسب درآمدی در نهایت بر رشد مطلوب کل جامعه اثرگذار خواهد بود. کشش تولید ناخالص داخلی نسبت به شاخص درآمدی برابر ۰/۷۷۶۲۳ می‌باشد، به عبارتی به ازاء یک درصد تغییر در شاخص سلامت جامعه، معادل ضریب فوق تولید ناخالص داخلی در همان جهت تغییر می‌کند.

- شاخص آموزش در بلندمدت تأثیر مثبت معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارد. آموزش بیشتر، فرصت‌های بیشتر می‌آفریند و در نتیجه افراد دارای آموزش بالاتر، می‌توانند به طور کاراتر و مؤثرتر فعالیت کنند. همچنین افزایش قابلیت‌ها و کارکردهای افراد باعث افزایش مزیت نسبی در اقتصاد می‌شود و کارایی بنگاه‌ها را افزایش می‌دهد و در نهایت این مزیت نسبی به کل اقتصاد منتقل می‌شود. کشش تولید ناخالص داخلی نسبت به شاخص آموزش برابر ۰/٦٥٣٢١ می‌باشد، به عبارتی به ازاء یک درصد تغییر در شاخص آموزش جامعه، معادل ضریب فوق تولید ناخالص داخلی در همان جهت تغییر می‌کند.

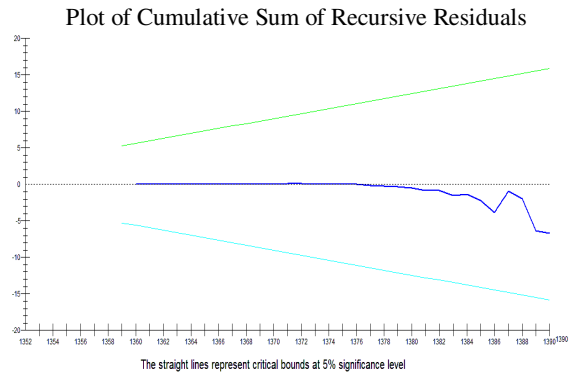
- در بلندمدت شاخص سلامت زندگی تأثیر مثبتی بر تولید ناخالص داخلی دارد و کشش تولید ناخالص داخلی نسبت به شاخص سلامت برابر ۰/٥٣٤٣٢ می‌باشد، به عبارتی به ازاء یک درصد تغییر در شاخص سلامت جامعه، معادل ضریب فوق تولید ناخالص داخلی در همان جهت تغییر می‌کند. متغیر دامی شوک نفتی اثر مستقیم و متغیر دامی جنگ اثر معکوسی بر تولید ناخالص داخلی دارند.

۵-۳- نتایج مدل تصحیح خطا

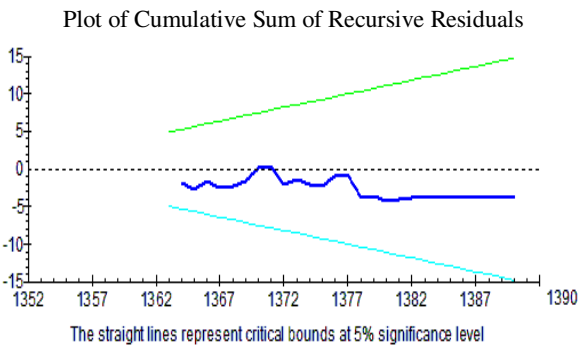
با توجه به نتایج به دست آمده اگر ضریب ECM در مورد تابع سرمایه‌گذاری خصوصی از نظر آماری معنی‌دار و منفی باشد بیانگر سرعت تعدیل بالایی می‌باشد. و همچنین معنی‌دار بودن ضریب ECM نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت معنی‌دار بین متغیرهای الگو می‌باشد. بر اساس نتایج ارائه‌شده ضریب ECM(-1) برای مدل اول برابر ۰/۷٦٥٤٢- و برای مدل دوم ۰/۷۷۰۱۲- است، بنابراین حرکت به سمت تعادل با سرعت بالایی صورت می‌گیرد.

۵-٤- نتایج ثبات و استحکام مدل

آزمون‌های تشخیص، برای مشخص کردن تصریح مناسب مدل و تعیین ثبات و استحکام ساختاری مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد. بر اساس نظر پسران و شن (۲۰۰۱) این آزمون می‌تواند نشان دهد که مدل بیش از اندازه یا در حد معین با ثبات است یا خیر؟



نمودار (۱): آزمون ثبات و تشخیص Cusum



نمودار (۲): آزمون ثبات و تشخیص Cusum- Q

ماخذ: یافته‌های تحقیق

طبق نظر پسران و شن (۲۰۰۱) پایداری ضرایب رگرسیون می‌تواند به وسیله آزمون‌های ثبات مورد تأیید قرار گیرد. این آزمون‌ها در داده‌های سری زمانی بسیار مفید بوده و به‌ویژه زمانی که از وقوع تغییرات ساختاری در دوره مورد مطالعه اطمینان کافی در دسترس نیست، کاربرد بیشتری دارند (صمدی و پهلوانی، ۱۳۸۸: ۳۰۲).

زمانی که بخواهیم ثبات کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل را به طور همزمان مورد بررسی قرار دهیم، از اشکال (Cusum و Cusum- Q) استفاده می‌کنیم. اگر نمودار آماری به‌دست آمده، یکی از باندهای طرفین را در سطح ۵٪ قطع نماید فرضیه صفر نمی‌تواند تأیید شود. بنابراین چون در اشکال به‌دست آمده کیوسام و کیوسام- کیو، نمودار وسطی، یکی از باندهای طرفین را قطع نکرده است، ثبات دائمی بلندمدت برای الگوی تابع سرمایه‌گذاری قابل‌قبول خواهد بود.

۵-۵- نتایج مانایی

برای بررسی مانایی یا نامانایی در یک سری زمانی از آزمون دیکی فولر استفاده شده است[1]. آزمون ریشه واحد این‌گونه معرفی می‌شود که پیش از برآورد یک مدل اقتصادسنجی باید ایجاد اطمینان نمود که مدل با مشکل نامانایی متغیرها مواجه نیست، زیرا اگر متغیرهای مدل نامانا باشند، ممکن است هیچ رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها برقرار نبوده و بدین ترتیب، تخمین مدل مذکور تنها یک رگرسیون کاذب و بی‌معنا می‌باشد. در صورت نامانا بودن متغیرها با روش تفاضل‌گیری می‌توان اغلب متغیرها را مانا کرد. از آنجایی که یکی از قابلیت‌های روش ARDL این است که حساسیتی نسبت به تفاضل مرتبه اول نشان نمی‌دهد، پس با یک بار تفاضل‌گیری از متغیرها نتایج زیر به دست خواهد آمد.

جدول (۹): نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولرتعمیم یافته برای مدل اول

متغیر	مقدار بحرانی در سطح ۵٪ شامل عرض از مبدأ بدون روند	مقدار آماره t
GDP	-۲.۹٤	-۱.۸۷
DGDP	-۲.۹٤	-۳.۵۵
S	-۲.۹٤	-۰.۵٤
DS	-۲.۹٤	-۳.۲۳
INV	-۲.۹٤	-۰.۱۰۲
DINV	-۲.۹٤	-٦.۷٦
HDI	-۲.۹٤	-۱.۰۱
DHDI	-۲.۹٤	-۳.۸٦
FDI	-۲.۹٤	-۰.۷۸
DFDI	-۲.۹٤	-3.11

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۱۰): نتایج آزمون ریشه واحد دیکی- فولرتعمیم یافته برای مدل دوم

متغیر	مقدار بحرانی در سطح ۵٪ شامل عرض از مبدأ بدون روند	مقدار آماره t
LGDP	-۲.۹٤	-۱.۸۷
DGDP	-۲.۹٤	-۳.۵۵
LGDP_X	-۲.۹۳	-۱.۸۸
D$LGDP_X$	-۲.۹٤	-۳.٦۱
LEDU_X	-۲.۹٤	-۳.۰٤
$LLIFE_X$	-۲.۹۳	-۱.۱۰
D$LLIFE_X$	-۲.۹٤	-۳.۳۵

مأخذ: نتایج تحقیق

برای مدل اول، نتایج آزمون مانایی نشان داد که تمامی متغیرها در سطح نامانا می‌باشند و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. برای مدل دوم تمامی متغیرها به‌جز متغیر شاخص آموزش (در سطح مانا است)، در سطح نامانا بوده که با یک بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

۱. آزمون ریشه واحد دیکی فولی بر حسب معنی‌دار بودن جمله ثابت، متغیر روند و جمله ثابت، عدم معنادار بودن متغیر روند و جمله ثابت انجام می‌گیرد تا نتایج بهتری داشته باشد. در این روش برای رفع مشکل همبستگی سریالی، از جملات تفاضل مرتبه اول به وقفه یا فرآیندهای اتورگرسیو ۱، AR(P)، استفاده می‌گردد. تعداد وقفه‌ها بر اساس اینکه جمله اختلال، Ut، دارای همبستگی سریالی ۱ نباشد تعیین می‌گردد (حداقل تعداد وقفه که جملات اختلال همبستگی سریالی نداشته باشد). مدل استفاده شده در این تحقیق با جمله ثابت و بدون روند است، لذا از این آزمون به منظور برآورد مانایی استفاده شده است.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

این تحقیق ابتدا، تأثیر شاخص توسعه انسانی بر تولید ناخالص داخلی و سپس تأثیر مؤلفه‌های آن بر تولید ناخالص داخلی ایران را مورد ارزیابی قرار داده است.

برای بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت از روش ARDL استفاده شد. در مدل اول نتایج نشان داد که شاخص توسعه انسانی در کوتاه‌مدت تأثیر ناچیزی بر تولید ناخالص داخلی دارد ولی این اثر در بلندمدت قوی‌تر می‌شود. سایر نتایج نشان داد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبتی بر تولید ناخالص داخلی دارد، اما با توجه به وجود تحریم‌های اقتصادی در سال‌های اخیر و مشکلات بخش عرضه اقتصاد، اگر چه میزان تولید ناخالص داخلی افزایش یافته است اما رشد اقتصادی در حد نامطلوبی باقی مانده است. همچنین سرمایه‌گذاری کل و پس‌انداز بخش خصوصی نیز اثر مستقیمی بر تولید ناخالص داخلی دارند. نتایج مدل دیگر نشان داد که شاخص درآمدی تأثیر مثبت و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارد. شاخص سلامت نیز اثر مثبت و مستقیمی بر تولید ناخالص داخلی دارد. سلامت و بهداشت مناسب افراد جامعه قطعاً بر رشد و شکوفایی استعدادهای افراد و در نهایت بر رشد و تولید تأثیرگذار است. شاخص آموزش در کوتاه‌مدت تأثیر کمتری بر تولید ناخالص داخلی دارد، اما این اثر در بلندمدت قوی‌تر می‌شود. در واقع می‌توان چنین تلقی کرد که هزینه‌هایی که صرف آموزش می‌شود همانند بسیاری از طرح‌های سرمایه‌گذاری در افق بلندمدت تأثیر خواهد داشت.

همچنین به منظور نشان دادن ثبات و استحکام در مدل از آزمون‌های کیوسام و کیوسام– کیو استفاده شده است، که نتایج بیانگر وجود ثبات دائمی در مدل می‌باشد.

پیشنهادها

نتایج نشان داد که شاخص سلامت و شاخص آموزش تأثیر مستقیم و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارند، بنابراین دولت بایستی هزینه‌های لازم جهت توجه بیشتر به بهداشت و آموزش را در رأس برنامه‌های خود قرار دهد تا از این طریق هم سلامت عمومی جامعه را تأمین کند و هم زمینه‌های لازم برای پرورش استعدادهای نیروی انسانی از طریق آموزش و پرورش را فراهم سازد.

مطابق نتایج، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری خصوصی تأثیر مستقیم و معناداری بر تولید ناخالص داخلی دارند. در صورتی‌که دولت زیرساخت‌های لازم برای این نوع سرمایه‌گذاری‌ها را فراهم آورد، و موانع موجود بر سر راه سرمایه‌گذاران را کاهش دهد، به‌طور حتم شاهد افزایش تولید و رشد باثبات خواهیم بود.

منابع

آل عمران، رویا و آل عمران، سید علی (۱۳۹۱)، "سنجش اثرگذاری ارتقای سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو اوپک"، *فصلنامه رشد فناوری*، سال هشتم، شماره ۳۲، ۵۳-٤۱.

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*، سال یازدهم، شماره دوم، ۱۸۰-۱۵۹.

اربابیان، شیرین؛ رفعت، بتول و اشرافیان‌پور، مریم (۱۳۹۲)، "بررسی توریسم بین‌الملل و رشد اقتصادی (مطالعه موردی: کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی)"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم ، شماره ۱۳، ۱۱٦-۹۷.

اسدی، علی و اسماعیلی، سید میثم (۱۳۹۲)، "تأثیر شاخص توسعه انسانی بر رشد اقتصادی ایران در قالب مدل مارکوف-سوئیچینگ"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۲، ۱۰٤-۸۹.

امینی، علیرضا و حجازی‌آزاد، زهره (۱۳۸۷)، "تحلیل نقش سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه در ارتقای بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران"، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال دهم، شماره ۳۵، ۳۰-۱.

تشکینی، احمد (۱۳۸٤)، "اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit"، تهران، مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران.

تقوی، مهدی و محمدی، حسین (۱۳۸۵)، "تأثیر سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران"، *پژوهشنامه اقتصادی*، سال ٦، شماره ۳ (پیاپی ۲۲)، ٤٤-۱۵.

رنج‌پور، رضا؛ کریمی‌تکانلو، زهرا و شکری، محمد (۱۳۹۰)، "بررسی رابطهٔ بین پس‌انداز و رشد اقتصادی در ایران طی دورهٔ زمانی (۱۳۸۷-۱۳٤۰)"، *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه*، شماره ۲، ۱٤۰-۱۱۳.

شاکری، عباس (۱۳۸۹)، "نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان"، تهران: رافع، جلد دوم.

شریف‌خطیبی، لیلا (۱۳۸۷)، "شاخص توسعه انسانی"، *فصلنامه رهیافت*، شماره ٤۲، بهار و تابستان ۱۳۸۷، ۵۳-٤٦.

شهبازی، کیومرث و حسنی، محمد (۱۳۹۱)، "تأثیر سطوح مختلف آموزشی بر رشد اقتصادی در کشور ایران"، *فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*، سال هجدهم، شماره ٤، ۲٤-۱.

صادقی، حسین؛ ملکی، بهروز؛ عصاری، عباس و محمودی، وحید (۱۳۹۲)، "تحلیل فازی رابطه اعتماد اجتماعی با توسعه انسانی"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۲، ۲۰-۹.

صادقی‌شاهدانی، مهدی و زاهدی‌وفا، محمدهادی و قائمی‌اصل، مهدی (۱۳۹۱)، "شاخص سازی ترکیبی توسعه انسانی مبتنی بر آموزه‌های تمدن اسلامی و به‌کارگیری آن در ارزیابی جایگاه جمهوری اسلامی ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه* اقتصادی، سال دوم، شماره ۸، ۱۱٤-۹۵.

صالحی، محمدجواد (۱۳۸۱)، "اثرات سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی ایران"، *فصلنامه پژوهش و برنامه‌ریزی در آموزش عالی*، شماره ۲٤، ۸۰-٤۳.

صمدی، علی‌حسین و پهلوانی، مصیب (۱۳۸۸)، "هم‌جمعی و شکست ساختاری در اقتصاد"، چاپ اول، انتشارات نور علم.

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.

فطرس، محمدحسن و ترکمنی، اسماعیل (۱۳۹۱)، "توسعه انسانی تعدیل شده و پایداری رشد اقتصادی: مقایسه تطبیقی کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۷، ۵۰-۳۳.

کاظمی، ابوطالب (۱۳۹۲)، "تحلیلی از عوامل اقتصادی مؤثر بر سرمایه‌گذاری خصوصی در ایران"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

گجراتی، دامودار (۱۳۸۷)، "مبانی اقتصادسنجی"، ترجمه: حمید ابریشمی، جلد دوم، انتشارات دانشگاه تهران.

محمد علیخانی، سلیمه؛ آصف‌زاده، سعید؛ محبی‌فر، رفعت و منتظری، علی (۱۳۹۱)، "بررسی شاخص توسعه انسانی در ایران و کشورهای منتخب"، *فصلنامه پایش*، سال یازدهم، شماره چهارم، ٤۲۳-٤۱۵.

مهدوی، ابوالقاسم (۱۳۸۳)، "تحلیلی بر نقش سرمایه‌گذاری خارجی در رشد اقتصادی"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۳۹، شماره ۳، ۲۰۸-۱۸۱.

نیلی، مسعود و نفیسی، شهاب (۱۳۸۲)، "رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی با تأکید بر نقش توزیع تحصیلات نیروی کار: مورد ایران سال‌های ۱۳۷۹ - ۱۳٤۵"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۵، شماره ۱۷، ۳۰-۱.

هوشمند، محمود؛ شعبانی، محمدعلی و ذبیحی، اعظم (۱۳۸۷)، "نقش سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی"، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۵، شماره ۲، ۸۳-۶۳.

Agarwal, P. (2006), "Higher Education in India: The Need for Change", Working Paper, 180, *Indian Council for Research on International Economic Relations*, NewDelhi.

Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S. & Sayek, S. (2004), "FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Markets", *Journal of International Economics*, 64(1), 89-112.

Bagolin, I. P. & Comim, F. V. (2008), "Human Development Index (HDI) and its Family of Indexes: an Avolving Critical Review", *Revista de Economia*, 23, 7-28.

Basu, P.C., Chakraborty, Ch. & Reagle, D. (2003), "Liberalization, FDI and Growth in Developing Countries: A Panel Cointegration Approach", *Economic Inquiry*, 14(3), 510-516.

Birdsall, N. (1993), "Social Development is Economic Development", Policy Research Working Paper Series 1123, *The World Bank*.

Birdsall, N., Ross, D. & Sabot, R. (1995), "Inequality and Growth Reconsidered: lessons from East Asia", World Bank Economic Review, 9, 12-36.

Bloom, D.E., Canning, D. & Sevilla, J. (2004), "The Effect of Health on Economic Growth: A Production Function Approach", *World Development*, 32(1), 1–13.

Bundala, N. (2012), "Economic Growth and Human Development; A Link Mechanism: An Empirical Approach", *MPRA Paper* ,47648.1-48.

Choe, J. I. (2003), "Do Foreign Direct Investment and Gross Domestic Investment Promote Economic Growth?", *Review of Development Economics*, 7(1), 44-57.

Costantini, V. & Martini, C. (2006), "A Modified Environmental Kuznets Curve for Sustainable Development Assessment Using Panel Data", *Inderscience Enterprises Ltd*., Working Paper No. 148.06, 1-38.

Duflo, E. (2001), "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment", *American Economic Review*, 91(4), 795–813.

Durham, J. B. (2004), "Absorptive Capacity and the Effects of Foreign Direct Investment and Equity Foreign Portfolio Investment on Economic Growth", *European Economic Review*, 48(2), 285-306.

Grossman, G. M. & Helpman, E. (1991), "Quality Ladders in the Theory of Growth", *Review of Economic Studies*, 58, 43–61.

Jayaraman, R. (1995), "On the Meta-Production Front: An Evidence-Gathering Exercise", *Processed for UNDP*, New York.

Lucas, R. E. (1988), "On The Mechanics Of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 22(1988), 3-42.

Mo, K.J. (2006), "An Estimation of Growth Model for South Korea Using Human Capital", *Journal of Asian Economies*, 17, 852-866.

Psacharopolous, G. (1994), "Returns to Investment in Education: A Global Update", *World Development*, 22(9), 1325–1343.

Romer, P. M. (1986), "Increasing Returns and Long Run Growth," *Journal of Political Economy*, 94(5),1002–1037.

Romer, P. M. (1990), "Endogenous Technical Change", *Journal of Political Economy,* 98(2), 71–102.

Sen, A. (1985), "Commodities and Capabilities", *Amsterdam: North Holland*.

Sen, A. (2000), "A Decade of Human Development", *Journal of Human Development*, 1(1), 17- 23.

Strauss, J. & Thomas, D. (1988), "Health, Nutrition, and Economic Development", *Journal of Economic Literature*, 36(2), 766-817.

Faisal Sultan Qadri, F. & Abdul Waheed, W. (2011), "Human Capital and Economic Growth: Time Series Evidence from Pakistan", *Pakistan Business Review*, 1, 815-833.

Suri, T., Boozer, M.A., Ranis, G. & Stewart, F.(2011), "Paths to Success: The Relationship between Human Development and Economic Growth", *World Development*, 39(4), 506–522.

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: .....

نام خانوادگی: .....

نشانی: .....

کد پستی: .....

شماره همراه: .....

شماره ثابت: .....

نشانی الکترونیکی: .....

Advisory Editorial Board:

Abdoli, G.	Emadzadeh, M.	Komijani, A.	Ranjpour, R.
Abu Nuri, E.	Erfani, A.	Lashkari, M.	Rasekhi, S.
Afshari, Z.	Ezzati, M.	Makkeyan, S. N.	Razmi, M. J.
Agheli, L.	Fallahi, M. A.	Mehrara, M.	Rezaei, E.
Ahmadi Shadmehri, M.T.	Fotros, M.H.	Mehregan, N.	Sadeghi, Z.
Akbari, N.	Ghaffari, H.	Mir Bagheri Hir, M.N.	Samadi, H.
Akbarian, R.	Ghaffari, Gh.	Mirzaei, H.	Seyyed Noorani, S.M.
Arman, S.A.	Gholi Zadeh, A.	Mohammad Zadeh, P.	Shahabadi, A.
Asadi, A.	Gilak Hakim Abadi, M.T.	Momeni, F.	Shahiki Tash, M. N.
Asgharpur, H.	Hazeri, H.	Monsef, A.	Shahnoushi, N.
Atrkare Roshan, S.	Hakkak, M.	Moshiri, S.	Sharifi, N.
Bafande Imandust, S.	Homayuni Far, M.	Naderi, M.	Shavval Pur, S.
Bakhshi. L.	Hortamani, A.	Najar Zadeh, R.	Soheyli, S.
Dadgar, Y.	Hoseini Nasab, S.E.	Nasrollahi, K.	Suri, A.
Daei Karimzadeh, S.	Jafari Samimi, A.	Nasrollahi, Z.	Yavari, K.
Delangizan, S.	Karimzadeh, M.	Paseban, F.	Zaraanezhad, M.
Dehmardeh, N.	Khalili Eraghi, M.	Pedram, M.	Mohseni Zenoozi, S.J.
Ebrahimi, M.	Khoda Bakhshi, A.	Pour Faraj, A.	Zobeiri, H.
Elmi, Z.M.	Khoda panah, M.	Rahmani, T.	

Impact Factor:

The impact factor of this journal is 0.63 (IF = 0.63) from the Islamic World Science Citation Center (ISC).

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Director: Hadi Ghaffari
Chief Editor: Mohammad Reza Lotfali pur
Editorial Staff Secretary: Ali Younessi

Editorial Board:

1	S.P. Singh	Professor	IIT Roorkee, India
2	Abolghasem Esna Ashari	Associate Professor	Payame Noor University
3	Farhad Khodadad Kashi	Professor	Payame Noor University
4	Mohammad Reza Seied Nurani	Associate Professor	Allame Tabatabaee University
5	Mahdi Sadeghi Shahdani	Associate Professor	Economic Sciences University
6	Mohammad Hassan Fotros	Associate 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. 17, January 2015