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: ۱۵۰ نسخه

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

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

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

این فصلنامه به موجب نامه شماره ۸۹/۳/۱۱/۳۶۹۳۴ مورخ ۸۹/۸/۸ کمیسیون نشریات علمی‌کشور دارای درجه علمی- پژوهشی است 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 (به ترتیب حروف الفبا)

سیدعزیز آرمن	اکبر خدابخشی	حسین شریفی‌رنانی	محمد لشکری
محسن ابراهیمی	منصور خلیلی‌عراقی	محمدنبی شهیکی‌تاش	پرویز محمدزاده
اسماعیل ابونوری	یداله دادگر	حسین صادقی	سید نظام‌الدین مکیان
محمدطاهر احمدی شادمهری	سهراب دل‌انگیزان	زین‌العابدین صادقی	عبدالعلی منصف
زهرا افشاری	نظر دهمرده	علی‌حسین صمدی	فرشاد مؤمنی
نعمت‌اله اکبری	سعید راسخی	لطفعلی عاقلی	محسن مهرآرا
رضا اکبریان	مصطفی رجبی	حجت‌اله عبدالملکی	نادر مهرگان
صادق بافنده‌ایمان‌دوست	تیمور رحمانی	قهرمان عبدلی	میرناصر میرباقری‌هیر
جهانگیر بیابانی	محمدجواد رزمی	علی‌رضا عرفانی	حسین میرزایی
مهدی پدرام	رضا رنج‌پور	مرتضی عزتی	مرتضی نادری
علیرضا پورفرج	منصور زراءنژاد	صدیقه عطرکارروشن	رضا نجارزاده
فتح‌اله تاری	بهرام سحابی	زهرامیلا علمی	سید عباس نجفی‌زاده
احمد جعفری‌صمیمی	مصطفی سلیمی‌فر	مصطفی عمادزاده	زهرا نصرالهی
سید عبدالمجید جلائی	علی سوری	محمدحسن فطرس	خدیجه نصرالهی
هاتف حاضری‌نیری	کیومرث سهیلی	محمدعلی فلاحی	محمد واعظ‌برزانی
سید ابراهیم حسینی‌نسب	اله‌مراد سیف	علی کارشناسان	مسعود همایونی‌فر
محمد حکاک	ابوالفضل شاه‌آبادی	مصطفی کریم‌زاده	کاظم یاوری
مسعود خداپناه	ناصر شاهنوشی	اکبر کمیجانی	

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

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

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

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

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

بدینوسیله با تبریک صمیمانه برای کسب عنوان

نشریه برتر در زمینه علوم انسانی

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

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

رضا فرجی دانا

۲۵/۹/۹۴

وزیر علوم، تحقیقات و فناوری

شرایط تدوین و پذیرش مقاله و چگونگی ارسال آن

محورهای پذیرش مقاله

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

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

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

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

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

٦- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

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

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

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

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

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

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

شرایط پذیرش مقاله

الف – محتوا

۱- در جهت اهداف و محورهای فصلنامه باشد.

۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.

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

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

ب – شکل ظاهری

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

۲- استفاده از نرم افزار 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: ص 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 و یا خروجی کامپیوتری را به ضمیمه مقاله ارسال نمایند.

نحوه ارسال مقاله

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

۲- ثبت نام در سامانه

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

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

۵- انتخاب گزینه ارسال مقاله.

۶- ارسال مقاله.

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

سایر نکات

- ترتیب مقالات به ارزش علمی و 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 تأثیر خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو گروه D-8 با استفاده از مدل پانل پویای برآورد شده به روش GMM ۱۱
شهرام آرین‌مهر، ابوالفضل یحیی‌آبادی، امیر هرتمنی

بررسی رابطه بین صادرات غیرنفتی، سرمایه گذاری خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای منطقه منا ۲۹
زهرا جلیلی

برآورد خط فقر نسبی در مناطق شهری ایران، کاربرد داده‌های پانل در سیستم مخارج خطی ۴۳
ابوالفضل محمودی

بررسی رابطه سرمایه اجتماعی و توسعه پایدار در ایران (کاربردی از مدل روبرت فوآ) ۶۱
زهرا نصراللهی، راضیه اسلامی

تحلیل اثرات همزمان آزادی اقتصادی، توسعهٔ انسانی و آزادی سیاسی در کشورهای منتخب اسلامی (۲۰۱۰-۲۰۰۱) ۷۹
محمدعلی متفکر آزاد، احمد اسدزاده، محسن امینی‌خوزانی، محمود شیرکش

بررسی رابطه توریسم بین‌الملل و رشد اقتصادی (مطالعه موردی: کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی) ۹۷
شیرین اربابیان، بتول رفعت، مریم اشرافیان‌پور

امید به زندگی و رشد اقتصادی در ایران: مدل رگرسیون انتقال ملایم ۱۱۷
احمد جعفری‌صمیمی، جلال منتظری‌شورکچالی، موسی تاتار

سخن سردبیر

در پی اجرای برنامه‌های کلان کشور طی سه دهه گذشته، تحولات کمی و کیفی قابل توجهی در حوزه‌های آموزش، به ویژه در سطوح آموزش عالی به وقوع پیوسته است که نماد کمی آن افزایش تعداد دانشجویان و نماد کیفی آن رشد برنامه‌های تحقیقاتی در سطوح کارشناسی ارشد و دکتری است.

درون داد لازم برای این تغییرات افزایش تعداد اعضای هیئت‌علمی و تصویب برنامه‌های آموزشی از یک سو و برون داد آن تربیت نیروی انسانی است که خود از پتانسل عضو هیئت‌علمی شدن و مشارکت در تولید علم به ویژه تولید مقالات علمی مبتنی بر پژوهش‌های اصیل برخوردار است.

با درک این واقعیت که توسعه کشور در پرتو فعالیت‌های علمی و افزایش نیروی انسانی تحصیل کرده میسر می‌باشد؛ طی دو دهه گذشته، دولت‌ها مشوق‌های معنوی قابل توجهی برای گسترش رشته‌های آموزشی در سطوح عالی و مشوق‌های مادی قابل توجهی برای روی آوردن به پژوهش و نشر یافته‌های پژوهشی در نظر گرفته‌اند.

از سوی دیگر، یکی از مهم‌ترین اهداف اقتصادی هر جامعه‌ای، دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی است. ایران اسلامی نیز از این باور کلی مستثنی نبوده و همواره، بویژه در سالیان اخیر، در راستای تحقق رشد و توسعه اقتصادی مطلوب گام برداشته است.

دانشگاه پیام نور استان مرکزی به منظور دنبال کردن این هدف والا، در سال ۱۳۸۹ ش اقدام به انتشار *فصلنامه علمی- پژوهشی* ***پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*** نمود تا جدیدترین یافته‌های علمی پژوهشی محققان و پژوهشگران حوزه اقتصاد در عرصه رشد و توسعه اقتصادی را در معرض مطالعه علاقه‌مندان قرار دهد.

اکنون که در چهارمین سال انتشار این فصلنامه و در آستانه چاپ شماره سیزده آن می‌باشیم، افتخار آن را داریم که با سربلندی تمام به برخی توفیقات فصلنامه در این مدت کوتاه اشاره نمائیم.

۱- کسب رتبه **نشریه برتر علوم انسانی** در چهاردهمین جشنواره ملی تجلیل از پژوهشگران و فناوران برتر سال ۱۳۹۲.

۲- کسب رتبه اول ضریب تأثیر در بین کلیه مجلات علمی پژوهشی و علمی ترویجی اقتصادی کشور.

۳- کسب رتبه چهارم ضریب تأثیر در بین کلیه مجلات علمی پژوهشی و علمی ترویجی کشور.

٤- انتشار کاملاً به موقع شماره‌های مختلف فصلنامه.

٥- نمایه شدن فصلنامه در پایگاه بین‌المللی EconLit.

٦- نمایه شدن فصلنامه در پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC).

۷- انتشار ۹۱ مقاله با رویکرد علمی- پژوهشی در حوزه‌های مختلف رشد، توسعه و توسعه اقتصادی.

۸- بهره‌مندی از نظرات تخصصی بیش از ٦۰ داور با مرتبه علمی استادیار به بالا از کلیه دانشگاه‌های کشور.

محمد رضا لطفعلی‌پور

زمستان ۱۳۹۲

بررسی تأثیر خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو گروه D-8 با استفاده از مدل پانل پویای برآورد شده به روش GMM

Investigation the Effects of Privatization on Economic Growth in D-8 Countries, Using the Dynamic Panel Estimated by GMM Method

شهرام آرین‌مهر*، ابوالفضل یحیی‌آبادی**،
امیر هرتمنی***

دریافت: ۱۳۹۲/۱/۲۷ پذیرش:۱۳۹۲/۶/۲۷

چکیده:

واگذاری فعالیت‌های اقتصادی به بخش خصوصی و کناره‌گیری دولت از فعالیت‌های اقتصادی طی دو دهه اخیر به عنوان یکی از راه‌حل‌های مشکل اقتصاد امروز و افزایش رشد در کشورها عنوان شده است. این حرکت که در واقع در جهت بازگرداندن فعالیت‌های دولتی شده به بخش خصوصی صورت می‌پذیرد و تحت عنوان خصوصی‌سازی شناخته می‌شود، می‌تواند تحولات بنیادین در نحوه و ماهیت حرکت‌های اقتصادی به وجود آورد. برخلاف مطالعات نسبتاً زیادی که به بررسی اثرات خصوصی‌سازی در سطح خرد انجام شده، تاکنون مطالعات کمی به ارزیابی تجربی سیاست‌های خصوصی‌سازی در سطح کلان در کشورهای مختلف پرداخته‌اند. این مقاله به بررسی اثرات خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی با کنترل عوامل تعیین‌کننده مدل رشد لوین و رنلت (۱۹۹۲) و استفاده از یافته‌های تجربی مطالعات قبلی، برای کشورهای عضو گروه D-8، در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۱، با استفاده از روش پانل پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) پرداخته است. نتایج مطالعه حاکی از این واقعیت می‌باشد که مطابق انتظار، خصوصی‌سازی تأثیری مثبت (هرچند ناچیز) و معنی‌دار، بر رشد اقتصادی در کشورهای مزبور داشته است.

کلمات کلیدی: خصوصی‌سازی، مدل رشد لوین و رنلت (۱۹۹۲)، کشورهای D-8، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته.

طبقه‌بندی JEL: C33 ،O40 ،O53.

* شهرام آرین‌مهر (نویسنده مسئول)، کارشناس ارشد توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خمینی‌شهر، باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان، خمینی‌شهر.

Email: Sh.arianmehr@yahoo.com

** استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد خمینی‌شهر اصفهان

Email: yahyaabadi@iaukhsh.ac.ir

*** استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد دهاقان اصفهان

Email: amir_hortamani@yahoo.com

*Shahram Arianmehr *, Abolfazl Yahyaabadi **, Amir Hortamani ****

Received: 16/Apr/2013 Accepted: 19/Oct/2013

Abstract:

The transference of economic activities to the private sector and the government withdrawal of its economic activities are introduced as dominant solutions to today's economic problems and growth in countries, over the past two decades. This strategy -which takes place in order to return the government activities to the private sector known as privatization- can make fundamental changes in behavior and nature of the economic activities. Unlikely to the previous studies, which have been extremely done so far regarding the effects of privatization but in micro scale there are still few studies regarding the practical experiences of the privatization in different countries, in macro scale. This research demonstrates the effects of privatization on economic growth with controlling of critical Levine and Renelt (1992) growth models, as well as, empirical findings from previous studies, about D-8 countries, for the period between 2001-2009 and by using of the dynamic panel generalized method of moments (GMM). The results confidently prove that, as was expected, the privatization strategy has positive (although negligible) and significant impacts on economic growth in the mentioned countries.

Keywords: Privatization, Levine and Renelt (1992) Growth Model, D-8 Countries, Generalized Method of Moments (GMM).
JEL: O53, O40 ,C33.

* M.A. in Economics, Department of Economic Development and Planning, Islamic Azad University, Khomeini Shahr Branch, Young Researchers and Elites Club, Khomeini Shahr (Corresponding Authour). Email: Sh.arianmehr@yahoo.com

** Assistant Professor, Islamic Azad University, Khomeinishahr, Isfahan, Iran.
Email: yahyaabadi@iaukhsh.ac.ir

*** Assistant Professor, Islamic Azad University, Dehaghan, Isfahan, Iran. Email: amir_hortamani@yahoo.com

۱- مقدمه

قرارگرفتن در مسیر رشد و توسعه اقتصادی، همواره به عنوان یکی از دغدغه‌های اساسی برای کشورهای در حال توسعه بوده است، زیرا برای ارتقاء سطح زندگی افراد، باید شاخص‌های اجتماعی و اقتصادی بهبود یابد و این مهم جز در سایه رشد و توسعه اقتصادی کشور میسر نیست.

از سویی راهکارهای متفاوتی برای رسیدن به رشد اقتصادی وجود دارد که برای انتخاب یکی از آن‌ها به عنوان استراتژی توسعه، باید برای هر کدام از آن‌ها، توانایی‌ها، ضعف‌ها و زمینه‌های مورد نیاز و نیز قابلیت‌های اقتصادی هر کشور در اجرای آن سیاست به خوبی بررسی شود تا سیاستی اتخاذ شود که بیشترین هماهنگی را با شرایط جامعه داشته باشد (رزمی و همکاران، ۱۳۹۰: صص ۱۶۲-۱۳۷). یکی از این سیاست‌ها، اجرای برنامه‌های خصوصی‌سازی شرکت‌های دولتی توسط مسئولین و دولت‌مردان خواهد بود. به عبارتی، علاوه بر اینکه خصوصی‌سازی شرکت‌های دولتی به عنوان زیربنای ضروری برای توسعه و رشد اقتصادی در نظر گرفته خواهد شد، نیز وسیله‌ای برای تغییر ساختار اقتصاد، نقش بیشتر واحدهای خصوصی و افزایش رقابت به شمار می‌رود (رضوی، ۱۳۸۳: صص ۲۲-۵).

در مطالعه حاضر تلاش بر این است با استفاده از روش پانل پویا با برآورد GMM[1]، و کنترل عوامل تعیین‌کننده مدل رشد لوین و رنلت (۱۹۹۲) (و استفاده از نرم افزار استتا ۱۲ جهت برآورد مدل) به بررسی اثر خصوصی‌سازی و چند متغیر دیگر کلان اقتصادی بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو گروه D-8 (که شامل کشورهای اندونزی، ایران، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، مصر و نیجریه بوده و همگی در حال توسعه هستند) (منصف و همکاران، ۱۳۹۲: صص ۹۲-۷۳) و در دوره‌ی زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۱ پرداخته شود و این فرضیه مورد آزمون قرار گیرد که آیا خصوصی‌سازی در دوره مورد مطالعه دارای تأثیری مثبت بر رشد اقتصادی در کشورهای مذکور بوده است یا خیر؟

ادبیات موضوع، مبانی نظری و پیشینه تحقیق محور بخش دوم این مطالعه می‌باشند. گزینش متغیرهای مناسب، به همراه ارائه مدل و روش تحقیق بخش سوم مقاله را تشکیل می‌دهند. برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج در بخش چهارم خواهند آمد و سرانجام با جمع‌بندی و نتیجه‌گیری در بخش پنجم، مقاله به پایان می‌رسد.

۲- ادبیات موضوع، مبانی نظری و پیشینه تحقیق:

۲-۱- ادبیات موضوع

حدود و چگونگی دخالت دولت در اقتصاد و منافع و مضار آن از موضوعاتی است که طی دهه‌های گذشته مورد بحث اقتصاددانان و نظریه‌پردازان اقتصادی بوده است. طی دهه‌های ۱۹۷۰-۱۹۳۰، دولت‌ها با هدف از میان برداشتن نارسایی‌های بازار، ایجاد زیرساخت‌های اقتصادی، تخصیص بهینه منابع، تأمین کالاها و خدمات اساسی، دستیابی به اهداف سیاسی- اجتماعی و شتاب بخشیدن به توسعه، عهده‌دار بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی شدند.

در کشورهای در حال توسعه نیز به این دلیل که در این کشورها نظام سازمان‌یافته‌ای به نام بازار وجود ندارد تا توانایی تخصیص منابع را داشته باشد، دولت‌ها از جایگاهی ویژه در اقتصاد ملی برخوردار گردیدند.

پس از گذشت زمان، عملکرد نامطلوب تعداد زیادی از شرکت‌ها و دستگاه‌های دولتی منجر به این نتیجه شد که دولت اصولاً بازرگان خوبی نیست. از این رو از اواسط دهه ۱۹۷۰ تلاش گسترده‌ای جهت دستیابی به راه‌حل‌ها آغاز شد و اقدامات مختلفی جهت حل معضلات مبتلا به دستگاه‌های دولتی و پیامدهای تشکیل آن‌ها پیشنهاد شد. از جمله اقدامات مذکور می‌توان به استفاده از مکانیزم‌های بخش خصوصی در شرکت‌های دولتی در کوتاه و بلندمدت و نیز خصوصی‌سازی شرکت‌های دولتی اشاره کرد (نصراللهی و همکاران، ۱۳۸۸: صص ۵۹-۴۲).

نظریه جدید خصوصی‌سازی به عنوان سیاست اقتصادی، برای اولین بار توسط جمهوری فدرال آلمان در سال ۱۹۵۷ به کار گرفته شد. در آن زمان دولت بخش عمده سهام فولکس واگن را به سرمایه‌گذاران خصوصی فروخت. حرکت بزرگ

1. Generalized Method of Moments

بعدی خصوصی‌سازی در دهه ۱۹۸۰، یعنی خصوصی‌سازی تلکام توسط مارگارت تاچر و خصوصی کردن بانک‌های بزرگ کشور فرانسه توسط شیراک بود. سهم عمده دیگر در فرایند خصوصی‌سازی جهان‌گستر، فروپاشی رژیم کمونیست در اروپای شرقی و اتحاد شوروی سابق بود (مگینسون و همکاران[1]، ۱۹۹٤: صص ٤٥٢-٤٠٣).

خصوصی‌سازی علاوه بر اینکه به معنای بوجود آوردن نظام و ساختاری جدید (نظامی براساس عرضه و تقاضا در بازار) و در نتیجه دگرگونی و تحول در ابعاد مختلف اقتصاد می‌باشد، وسیله‌ای نیز برای افزایش کارایی عملیات یک مؤسسه اقتصادی است. زیرا فرایند عرضه و تقاضا و بازار در شرایط رقابتی باعث به کارگیری بیشتر عوامل تولید و در نتیجه تولید بیشتر و متنوع‌تر کالاها، خدمات و کاهش قیمت‌ها می‌شود (حیدری، ۱۳۸۳: ص ٤٢).

از سویی دیگر، اهداف خصوصی‌سازی با توجه به ویژگی‌های اقتصادی و موقعیت هر کشور با یکدیگر متفاوت است. اما در هر حال، در همه کشورهایی که به خصوصی‌سازی پرداخته شده است، هدف اصلی، بهبود اوضاع و شرایط اقتصادی است. در کنار این هدف اصلی، اهداف دیگری نیز می‌تواند وجود داشته باشد که عبارتند از: افزایش تولید ملی، دستیابی دولت به منابع مالی بخش خصوصی، صرفه‌جویی در هزینه‌های دولت، تشویق رقابت، افزایش رفاه ملی و افزایش کارایی فعالیت‌های اقتصادی، جلوگیری از انحصار آشکار (کیان‌پور، ۱۳۸۸: صص ۲۰-۲)، کاهش کسری بودجه دولت، ترویج سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، توسعه بازار سرمایه داخلی و بهبود بهره‌وری بنگاه‌های تازه خصوصی‌سازی شده و کمک به رشد اقتصادی (بوبکری و همکاران[2]، ۲۰۰۹: صص ٤٤-١٦).

امروزه کمتر کشوری را در جهان می‌توان یافت که در حال اجرای برنامه‌های خصوصی‌سازی نباشد و به جرأت می‌توان گفت که خصوصی‌سازی یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های اقتصادی قرن بیست و یکم است (رضایی‌دولت‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۰: صص ۱۱۲-۹۷). از سویی دیگر، توجه و تعمق در الگوی موفق توسعه برخی کشورهای در حال توسعه، با تکیه بر نیروهای بخش خصوصی، مؤید این موضوع و مبین ارجحیت این الگو در مقام مقایسه با سایر الگوهاست. به گونه‌ای که خصوصی‌سازی، به عنوان یکی از عوامل برقراری مکانیزم بازار در اقتصادهای ملی و رهاسازی پتانسیل بخش خصوصی برای رشد، از مهم‌ترین عوامل توانمندی این کشورها و حتی ابزاری برای توسعه محسوب می‌شود. به عبارتی، این که بسیاری از کشورها با انجام برنامه‌های خصوصی‌سازی به مرحله توسعه‌یافتگی دست یافته‌اند نیز مصداقی بر این مدعاست. از این رو است که انگاره خصوصی‌سازی هدفمند و هوشمند، برای رشد و توسعه اقتصادی کشورهای در حال توسعه یک ضرورت اجتناب‌ناپذیر است که باید محور راهبردها و سرلوحه طرح‌ها و برنامه‌های اقتصادی و توسعه‌ای قرار گیرد.

از آن گذشته، با وجود چندین دهه از شروع خصوصی‌سازی برخلاف مطالعات نسبتاً زیادی که به بررسی اثرات خصوصی سازی در سطح خرد انجام شده، مطالعاتی که به اثرات اقتصاد کلان خصوصی‌سازی و به ویژه پیامدهای آن بر رشد می‌پردازند، هنوز هم اندک و پراکنده هستند و به نتایج مبهمی منجر شده‌اند. در مطالعه‌ی حاضر به بررسی اثرات خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی، برای کشورهای عضو گروه D-8 پرداخته شده است.

از سویی دیگر، هشت کشور مسلمان در حال توسعه –در قالب گروهی موسوم به گروه D-8 متشکل از اندونزی، ایران، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، مصر و نیجریه می‌باشد که اعلام تشکیل این گروه در ژوئن ۱۹۹۷ و در استانبول ترکیه رسمیت یافت. در اولین اعلامیه سران (بیانیه استانبول)، مهم‌ترین هدف این گروه کمک به توسعه اقتصادی-اجتماعی این کشورها عنوان شده است. در این اعلامیه همکاری در قالب D-8 شامل تمامی زمینه‌ها از جمله هماهنگی و مشورت‌های سیاسی در عرصه بین‌المللی و نیز همکاری در زمینه‌های تجارت، صنعت، ارتباطات، مالیه، بانکداری و خصوصی‌سازی، توسعه روستایی، علوم و فناوری، توسعه منابع

1. Megginson et al.
2. Boubakri et al.

روستایی و فقرزدایی، محیط زیست، بهداشت، جهانگردی، فرهنگ و ورزش می‌شود (نجارزاده و تاسان، ۱۳۹۰: صص ۱۱۸-۱۰۱).

۲-۲- مبانی نظری

همان‌طورکه اشاره شد، خصوصی سازی به منزله یک تغییر ساختاری اساسی از مالکیت است، که از بخش عمومی به بخش خصوصی منتقل شده، و این تغییر مالکیت منجر به تغییراتی بنیادین در مشوق‌ها و انگیزه‌های اساسی مالکان و مدیران بنگاه‌های اقتصادی و اهداف آن بنگاه‌ها می‌شود (بوبکری و همکاران، ۲۰۰۹: صص ٤٤-١٦). تأثیر بالقوه این تغییر مالکیت بر رشد اقتصادی در نظریه‌های اقتصادی به کار گرفته شده برای توجیه این تغییرات و اصلاحات، یعنی نظریه‌های حقوق مالکیت[1] (در رابطه با حق مالکیت در اقتصاد خرد)، نظریه عامل اصلی[2] و نظریه انتخاب عمومی[3] ریشه دارد. در مرحله نخست، در راستای استفاده‌ی بهتر و کارآتر از منابع اختصاص داده شده‌ی ناشی از خصوصی‌سازی به افراد و سازمان‌ها، توجه به موضوع مالکیت (بمنظور جهت بخشیدن به تعیین حقوق مالکیت و ارتقای انگیزه‌های افراد) قابل اهمیت می‌باشد. از آنجا که عامه مردم هیچ ادعا و مطالباتی بر مالکیت دارایی‌های عمومی ندارند، و در پی آن نیز هیچ انگیزه‌ای جهت نظارت بر مدیران بنگاه‌های خصوصی‌سازی شده از جانب ایشان وجود ندارد، احتمال این که شرکت‌های عمومی ناکارآمد باشند، زیاد خواهد بود (همان).

از سویی دیگر، سیاست خصوصی‌سازی را می‌توان با استفاده از مباحث مربوط به مالکیت خصوصی و تخصیص منابع از طریق بازار در اقتصاد خرد نیز توجیه کرد. به‌طوری که، اول، طبق نظریه‌ی نئوکلاسیکی، مالکیت عمومی منجر به اتلاف و نابودی منابع می‌شود. دوم، با توجه به سهولت نقل و انتقال اطلاعات در بخش خصوصی، تصمیم‌گیری در بخش خصوصی کارآتر انجام می‌گیرد (هایک[4]، ۱۹٤۹: ص۱۱۲).

سوم، براساس نظریه‌ی مدعی باقیمانده[5]، مالکیت خصوصی، با به رسمیت شناختن حق ادعای باقیمانده (مازاد)، موجب ایجاد انگیزه حداکثرسازی سود می‌شود (مشیری، ۱۳۸۹: صص ۱۵۸-۱٤۱).

برخی نیز اهمیت نوع مالکیت در کارآیی را مورد سؤال قرار داده‌اند. به عنوان نمونه، روتُن و چَنگ[6] (۱۹۹۳)، استحکام نظریه‌های خرد در توجیه خصوصی‌سازی را زیر سؤال برده و بر اهمیت اقتصاد سیاسی تأکید می‌کنند. آن‌ها معتقدند که دولت‌هایی که بتوانند خودشان را از فشار رقابتی ناشی از بنگاه‌های خصوصی و عمومی دور نگه دارند، ممکن است بتوانند محیط رقابتی‌ای ایجاد کنند که در آن هر دو نوع مالکیت نتایج کارآیی داشته باشند. ویلنِر[7] (۲۰۰۳) نیز، جریان بین‌المللی‌ای که برای محدود کردن مالکیت عمومی ایجاد شده است را از بُعد نظری و تجربی به چالش می‌کشد. وی در مطالعاتش به این نتیجه می‌رسد که کارآیی هزینه در بنگاه‌های دولتی نه بهتر و نه بدتر از شرکت‌های خصوصی است. علاوه بر این وی با استناد به مباحث سازماندهی صنعتی ادعا می‌کند که وجود رقابت نیز منجر به موفقیت خصوصی‌سازی نمی‌شود (همان).

از سویی دیگر، منتقدان خصوصی‌سازی معتقدند که دلایل سنتی‌ای که به نفع مالکیت عمومی وجود دارند، یعنی آثار خارجی، انحصار طبیعی و نبود سرمایه خصوصی، همچنان از اهمیت برخوردارند و بنابراین نباید آن‌ها را به سادگی کنار گذاشت.

دیدگاه سیاسی خصوصی‌سازی، موسوم به نظریه انتخاب عمومی، استدلال می‌کند که بنگاه‌های دولتی ناکارآمد هستند. زیرا آن‌ها به عنوان ابزاری سیاسی برای به دست آوردن منافع سیاسی استفاده می‌شوند. به عبارت دیگر، مدیران دولتی با تحمیل اهداف سیاسی به شرکت‌های تحت مدیریتشان (مانند به حداکثر رساندن اشتغال برای اطمینان از آرای شهروندان)، در راستای دستیابی به اهداف سودآوری برای سیاست‌مداران بوده و از این رو با عدم توجه به کارآیی بنگاه‌ها، موجبات

1. Property Rights theory
2. Principal Agent theory
3. Public Choice theory
4. Hayek
5. Residual Claimnat
6. Rowthorn and Chang
7. Willner

ناکارآمدی بنگاه‌های دولتی را فراهم می‌آورند. از سویی دیگر، تنها با تغییری در مدیریت شرکت‌ها و قطع روابط بین اهداف اقتصادی شرکت‌ها و نفوذ سیاسی مدیران، می‌توان به بهبود عملکرد و بهره‌وری شرکت‌ها دست یافت.

دیدگاه مدیریتی خصوصی‌سازی بر مبنای استدلال نظریه نمایندگی[1] در مورد مشوق‌ها و طرح‌های انگیزشی مدیران می‌باشد. براساس این نظریه، تغییر مالکیت، از مالکیت عمومی به مالکیت خصوصی، با القای تغییری در اداره امور شرکت‌ها و سازوکارهایی که از طریق آن با ایجاد مشوق‌هایی مدیریت شرکت را تحت تأثیر قرار می‌دهند، می‌تواند به بهبود عملکرد بنگاه بیانجامد (بوبکری و همکاران، ۲۰۰۹: صص ٤٤-١٦).

براساس فرضیه مورد استفاده در برخی مطالعات انجام شده، خصوصی‌سازی با توجه به دو استدلال اساسی زیر می‌تواند رشد اقتصادی را متأثر نماید: اولاً از طریق کانالی غیرمستقیم و از جنبه‌ی اقتصاد خرد، و از طریق تأثیر بر کارایی، بهره‌وری و اداره‌ی بنگاه می‌تواند بر رشد اقتصادی مؤثر باشد. به عنوان مثال ساختار مالکیت متمرکزتر و نظارت بهتر از سوی مدیران در بخش خصوصی، منجر به بهبود قابل ملاحظه در بهره‌وری بنگاه شده و نقش قابل توجهی در رشد اقتصادی ایفا می‌کند. ثانیاً خصوصی‌سازی می‌تواند از طریق یک کانال مستقیم و تأثیر بر متغیرهای کلان اقتصادی، از جمله سرمایه‌گذاری دولتی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، که به عنوان نهاده‌هایی برای رشد اقتصادی شناخته می‌شوند، بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارد. به عنوان مثال درآمدهای ناشی از خصوصی‌سازی که عاید دولت می‌شود (و می‌تواند ناشی از کاهش یارانه‌های اعطایی دولت به بنگاه‌های دولتی و یا درآمد حاصل از فروش بنگاه‌های دولتی به بخش خصوصی باشد)، می‌تواند باعث افزایش سرمایه‌گذاری‌های صورت گرفته توسط دولت در زیرساخت‌ها، کاهش کسری بودجه و... شود. از سویی دیگر، با دادن مجوز به سرمایه‌گذاران خارجی جهت مشارکت در فرایند خصوصی‌سازی، جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشور افزایش می‌یابد که این امر به احتمال زیاد منجر به بهبود بهره‌وری، افزایش رقابت، سرمایه بیشتر، انتقال فناوری و در نتیجه بالا رفتن رشد اقتصادی می‌شود (همان).

همه‌ی این دیدگاه‌های اقتصاد خرد از خصوصی‌سازی نشان می‌دهد که انتظار بهبود عملکرد، کارایی و سودآوری در شرکت‌های تازه خصوصی شده، که در مجموعه‌های اقتصاد کلان و در نهایت در تقویت رشد اقتصادی منعکس خواهد شد، وجود دارد. این مرور خلاصه بر ابعاد نظری خصوصی‌سازی و ارتباط آن با کارآیی و رشد اقتصادی، نشان می‌دهد که نمی‌توان به یک جمع‌بندی سازگار در این مورد دست یافت.

۲-۳- پیشینه تحقیق

زرین‌قلم (١٣٨٤)، در رساله کارشناسی ارشد خود به ارزیابی پیامدهای کلان اقتصادی خصوصی‌سازی در قانون برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (١٣٨٣-١٣٧٩) با استفاده از روش OLS[2] پرداخته است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد اگرچه به‌طور کلی براساس مقادیر اندازه‌گیری شده برای شاخص‌های اندازه دولت در اقتصاد و عملکرد شرکت‌های دولتی، سهم دولت در اقتصاد افزایش یافته، اما خصوصی‌سازی تأثیرات مثبتی بر رشد تولید ناخالص داخلی داشته است.

مسعودی (١٣٨٩)، در مطالعه‌ای به ارزشیابی عملکرد خصوصی‌سازی و تأثیر آن بر برخی متغیرهای کلان اقتصادی برنامه‌ی چهارم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی ایران طی دوره زمانی (١٣٨٨-١٣٨٤) با استفاده از روش OLS پرداخته است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد متغیر خصوصی‌سازی تأثیر مثبتی بر متغیرهای کلان اقتصادی درآمد سرانه و نرخ بیکاری ایران داشته است. فقط علامت بدست‌آمده تأثیر خصوصی‌سازی بر روی سرمایه‌گذاری ثابت مخالف انتظارات نظری می‌باشد. این علامت نشان‌دهنده این است که خصوصی‌سازی نتوانسته است در افزایش سرمایه‌گذاری ثابت در ایران مؤثر واقع شود. این کاهش نشان‌دهنده این است که با افزایش خصوصی‌سازی علی‌رغم اینکه درآمد سرانه افزایش

1. Agency Theory

2. Ordinary Least Squares

یافته است، این درآمدهای اضافی به جای اینکه صرف افزایش سرمایه‌گذاری شود، به مصرف و پس‌انداز اختصاص داده شده است.

مشیری (۱۳۸۹)، در مطالعه‌ای با استفاده از یک مدل رشد درونزای تجربی به بررسی اثر خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی ۱۱۷ کشور در حال گذار و در حال توسعه در دوره‌ی زمانی (۲۰۰۳-۱۹۹۸)، و در سه حالت کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت پرداخته است. نتایج برآوردها با روش OLS و 2SLS[1] نشان می‌دهد که اثر خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی خنثی است. همچنین نتایج نشان می‌دهند که سازگاری و تداوم اجرای سیاست خصوصی‌سازی، وجود محیط رقابتی و شفافیت در سیاست‌گذاری‌ها، تأثیری مهم‌تر از خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی دارند (مشیری، ۱۳۸۹: صص ۱۵۸-۱۴۱).

کوک و یوچیدا[2] (۲۰۰۳)، در مطالعه‌ای که برای ۶۳ کشور در حال توسعه و در دوره زمانی ۱۹۹۷-۱۹۸۸ انجام دادند، با استفاده از روش OLS، ارتباطی منفی بین خصوصی‌سازی و رشد اقتصادی استنتاج کردند. در این مطالعه بعضی از ناکامی‌های خصوصی‌سازی در اثرگذاری مثبت بر نرخ رشد اقتصادی، به ساختارهای اقتصادی کشورها و سازمان‌های مد نظر و با در نظر گرفتن متغیرهای توضیحی دیگر ارتباط داده شده است. از نظر محققین مذکور، خصوصی‌سازی به عنوان یک سیاست برای حصول رشد اقتصادی بایستی با در نظر گرفتن دیگر سیاست‌های اقتصادی در یک کشور تحلیل شود. ایشان یک عامل برای این ارتباط منفی را فقدان رقابت در بخش‌های خصوصی‌سازی‌شده در کشورهای در حال توسعه دانستند و بیان داشتند باید به میزان رقابت در بین سازمان‌های خصوصی‌سازی شده اهمیت داد (کوک و یوچیدا، ۲۰۰۳: صص ۱۵۴-۱۲۱).

فیلیپوویچ[3] (۲۰۰۵)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "تأثیر خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی"، به بررسی این موضوع با استفاده از تحلیل رگرسیون رشد بین کشوری و با در نظر گرفتن اثرات متقابل متغیرهای رقابت، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بدهی‌های ملی، و حقوق مالکیت بر متغیر خصوصی‌سازی با استفاده از نمونه‌ای از ۹۲ کشور در حال توسعه در طول دوره ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۹ با استفاده از روش OLS می‌پردازد. نویسنده حجم خصوصی‌سازی را تحت عنوان کل درآمد حاصل از خصوصی‌سازی در طی دوره ۱۹۹۹-۱۹۹۰ و به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی در سال ۲۰۰۰ اندازه‌گیری می‌کند. او درمی‌یابد که خصوصی‌سازی بطور منفی، اگر چه بطور ناچیزی، با رشد در ارتباط است (فیلیپوویچ، ۲۰۰۵: صص ۲۲-۱).

آدامز[4] (۲۰۰۶)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در کشورهای جنوب صحرای آفریقا بین سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۹۰ پرداخته است. یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد که خصوصی‌سازی به رشد کمکی نمی‌کند، بلکه نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. نیز تورم به طور منفی هر دوی رشد اقتصادی و برابری درآمد را تحت تأثیر قرار داده و وجود زیرساخت‌های حکومتی رشد اقتصادی را در طول دوره مورد مطالعه افزایش می‌دهد. نتایج گزارش شده، منجر به رد این فرضیه که خصوصی‌سازی افزایش رشد اقتصادی در کشورهای جنوب صحرای آفریقا بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۱ را در پی داشته، می‌شود. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که وجود بازاری در حمایت از مؤسسات، به جای خصوصی‌سازی، می‌تواند تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر اقتصاد داشته باشد (آدامز، ۲۰۰۶: صص ۳۲۰-۲۹۵).

بِنِت و همکاران[5] (۲۰۰۶)، در مقاله‌ای تحت عنوان "روش‌های خصوصی‌سازی و رشد اقتصادی در اقتصادهای در حال گذار"، با استفاده از روش اثرات ثابت و روش داده‌های پانل پویا برای تخمین یک مدل رشد بین‌کشوری، از داده‌های ۲۳ کشور در حال گذار برای دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۳ استفاده نمودند. آن‌ها دریافتند که تنها خصوصی‌سازی از طریق عرضه عمومی سهام شرکت‌های دولتی به بخش خصوصی، بطور معنی‌داری در ارتباط مستقیم با رشد اقتصادی می‌باشد. اما سایر روش‌های خصوصی‌سازی تأثیر معنی‌داری بر رشد

1. Two Stage Least Squares
2. Cook and Uchida
3. Filipovic
4. Adams
5. Bennett et al.

اقتصادی ندارند. علاوه بر این، هیچ یک از دو متغیر توسعه‌ی بخش خصوصی و توسعه بازار سرمایه تأثیر معنی‌دار و بااهمیتی بر رشد اقتصادی ندارند (بنت و همکاران، ۲۰۰۶: صص ۶۸۳-۶۶۱).

سِلوام و راجان[1] (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر خصوصی‌سازی در مورد مسائل مختلف اقتصادی در کشورهای کمتر توسعه یافته با اشاره به اتیوپی می‌پردازند. این مقاله با استفاده از داده‌های بیش از ۱۰ سال، از ۱۹۹۵-۱۹۹۴ تا ۲۰۰۴-۲۰۰۳ و به کار بستن تجزیه و تحلیل همبستگی و رگرسیونی براساس مدلی بر خلاف عقاید عمومی، برای یافتن تأثیر برنامه خصوصی‌سازی اتیوپی بر رشد اقتصادی استفاده می‌کند. شش موضوع اقتصادی اصلی انتخاب شده برای این مطالعه عبارت بودند از: رشد تولید ناخالص داخلی، کسری بودجه، بدهی خارجی، درجه باز بودن، کسری بودجه جاری و تجاری و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی. نتایج تجربی نشان می‌دهد که اثر خصوصی‌سازی بر این متغیرهای اقتصادی به‌طور کلی شکننده و ضعیف است و بیانگر تأثیر ناچیز و بی‌معنی خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی کشور است. این مطالعه پیشنهاد می‌کند که بینش جدید و تازه از خصوصی‌سازی بر حسب اندازه و سرعت آن، همراه با اصلاحات اقتصادی کامل، برای اجرای خصوصی‌سازی مؤثر و با نفوذ، با توجه به مسائل اقتصادی کشور، مورد نیاز است (سلوام و راجان، ۲۰۰۸: صص ۷۹-۵۷).

ابدو و مشیری[2] (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "خصوصی‌سازی و تشکیل سرمایه در کشورهای در حال توسعه: یک تحلیل تجربی"، به بررسی این موضوع برای ۱۰۵ کشور در حال توسعه و برای دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۸۸، با استفاده از دو روش OLS و 2SLS در سه چارچوب زمانی پرداختند. یافته‌های آن‌ها بیانگر این است که تأثیر خصوصی‌سازی بر تشکیل سرمایه در میان نواحی و چارچوب‌های زمانی متفاوت است. بطور کلی خصوصی‌سازی نسبت به سرمایه‌گذاری بی‌اثر است (ابدو و مشیری، ۲۰۰۹: صص ۵۷۵-۵۵۷).

آدامز و مِنگیستو[3] (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای که در راستای بررسی تأثیر خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی و نابرابری درآمد در ۸۲ کشور در حال توسعه، و با استفاده از روش LSDV[4] و برای دوره زمانی ۱۹۹۱ تا ۲۰۰۲ صورت دادند، دریافتند خصوصی‌سازی تأثیر معنی‌داری بر هر دو متغیر رشد اقتصادی و نابرابری درآمد نداشته است. علاوه بر این، یک نظارت و طرز اداره مناسب ازسوی مدیران بخش خصوصی، تأثیری مثبت بر رشد اقتصادی و تأثیری منفی بر نابرابری درآمد (در نتیجه کاهش نابرابری درآمد) دارد، در حالی‌که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر ناچیزی بر رشد اقتصادی و اما تأثیر مثبتی در جهت افزایش نابرابری درآمد دارد. نتایج مطالعه اشاره می‌کند ویژگی‌های مشخصه خاص کشور ممکن است در تقویت رشد اقتصادی و کاهش نابرابری درآمد بسیار مهم‌تر از هر سیاست اقتصادی دیگر باشد (آدامز و منگیستو، ۲۰۰۹: صص ۴۳۸-۴۱۵).

مشیری و ابدو (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای تحت عنوان "خصوصی‌سازی، مقررات و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه: یک تحلیل تجربی"، به بررسی تأثیر ساختار مالکیت، که توسط خصوصی‌سازی اندازه‌گیری می‌شود، و مقررات بر رشد اقتصادی تعدادی از اقتصادهای در حال گذار و در حال توسعه در طول دوره ۲۰۰۷-۱۹۸۸ می‌پردازند. نویسندگان با استفاده از چندین مشخصه اقتصادسنجی شامل اثرات ثابت و دوره‌های زمانی و ... به برآورد یک مدل رشد پانل بین کشوری[5] و نیز استفاده از مجموعه‌ای از داده‌های جدید و بسط داده شده می‌پردازند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد در حالی‌که تأثیر خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی تا حد زیادی خنثی است، مقررات به داشتن اثری مثبت و معنی‌دار بر رشد عملکرد و کارایی تمایل دارند (مشیری و ابدو، ۲۰۱۰: صص ۱۰۶-۷۹).

مدنی و بِکمَمادوویچ[6] (۲۰۱۲)، در مطالعه‌ای با استفاده از

1. Selvam and Rajan
2. Abdoua and Moshiri
3. Adams and Mengistu
4. Least Squares Dummy Variable
5. A cross-country panel growth model
6. Madani and Bekmamadovich

روش OLS به بررسی تأثیر خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی و تورم در ایران، برای دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۶۰ پرداختند. نتایج برآورد حاکی از آن است که ارتباط معنی‌داری بین خصوصی‌سازی و رشد اقتصادی برای ایران وجود ندارد. همچنین خصوصی‌سازی دارای اثری منفی بر تورم در اقتصاد ایران در طول دوره مورد مطالعه بوده است (مدنی و بکمادوویچ، ۲۰۱۲: صص ۳۳۶۳-۳۶۶۰).

همان‌طور که مشاهده گردید مطالعات متعددی در رابطه با موضوع خصوصی‌سازی و رشد اقتصادی صورت پذیرفته که به نتایج متفاوتی نیز انجامیده‌اند. وجه تمایز مطالعه حاضر با سایر مطالعات صورت گرفته در این می‌باشد که تا زمان تدوین و نگارش این مطالعه هیچ یک از محققان داخلی از روش پانل پویا در تحقیقات خود برای بررسی فرضیه مطرح شده با شاخص‌های مورد نظر در این مطالعه و در رابطه با کشورهای مد نظر این مطالعه (علی‌الخصوص ایران) استفاده نکرده‌اند و تنها تعداد محدودی از پژوهشگران خارجی از این روش اقتصادسنجی در بررسی‌های خود بهره برده‌اند.

۳- گزینش متغیرهای مناسب، ارائه مدل و روش تحقیق

۳-۱- گزینش متغیرهای مناسب و ارائه مدل

گزینش متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه براساس یافته‌های تجربی مطالعات قبلی و مباحث تئوریکی، همچنین مطالعه لِوین و رِنلت[1]، صورت گرفته است (لوین و رنلت، ۱۹۹۲: صص ۹۶۳-۹۴۲). ایشان متغیرهایی را که تأثیرشان بر رشد اقتصادی (رشد اقتصادی، Y، در این مطالعه رشد تولید ناخالص داخلی سرانه یا سهم سرمایه‌گذاری در تولید ناخالص داخلی است.) توسط تعداد زیادی از محققان به اثبات رسیده است با Z و متغیرهایی که معمولاً در بیشتر رگرسیون‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرند با I و شاخص‌های متفاوتی را که بتوانند معیار قابل قبولی برای توصیف نرخ بهره باشند با عنوان M در نظر گرفتند. به عبارتی، محققین در این مطالعه به بررسی و تحلیل حساسیت تعداد زیادی از متغیرهایی که مجموعه پهناوری از مطالعات رشد بر آن‌ها متمرکز شده، همچون متغیرهای اقتصاد کلان (نظیر سرمایه‌گذاری)، متغیرهای سیاسی (نظیر انقلاب‌ها، کودتاها و آزادی‌های مدنی)، متغیرهای سیاست مالی (همچون مخارج دولت و درآمدهای مالیاتی)، متغیرهای سیاست پولی (همچون نرخ رشد عرضه پول و انحراف معیار تورم) و متغیرهای تجاری (همچون درجه باز بودن و نرخ ارز بازار سیاه)، بر رشد اقتصادی می‌پردازند که علت این تمایز قائل شدن بین دو متغیر Z و I نیز بدلیل فوق است. همچنین در این مطالعه، محققان از طبقه‌بندی مطالعات نظری گذشته، برای بررسی نحوه اثرگذاری تنوعی از متغیرهای اقتصادی‌ای که در رگرسیون‌های رشد بین‌کشوری استفاده شده‌اند، بهره می‌برند. به عقیده لوین و رنلت بیش از ۵۰ متغیر، در حداقل یک رگرسیون، یافت شده‌اند که به‌طور معنی‌داری با رشد اقتصادی در ارتباط هستند. آن‌ها با استفاده از روش داده‌های مقطعی بین‌کشورها و استفاده از داده‌های ۱۱۹ کشور، در دوره زمانی ۱۹۸۹-۱۹۶۰، با وارد نمودن متغیرهای توضیحی مستقل و خطی، از معادله رگرسیونی (۱) استفاده نمودند:

$$Y = \beta_i I + \beta_m M + \beta_Z Z + u \qquad (۱)$$

به‌طور کلی الگوی مد نظر در این مطالعه، شامل متغیرهای استانداردی است که در ادبیات کاربردی رشد و برخی مطالعات پیشین از آن‌ها استفاده شده است. در این مطالعه، مطابق با مطالعات کوک و یوچیدا (۲۰۰۳)، فیلیپوویچ (۲۰۰۵)، بوبکری و همکاران (۲۰۰۹) و ... و برخی متغیرهای مؤثر در مدل رشد لوین و رنلت (۱۹۹۲)، الگوی رگرسیونی به‌صورت کلی زیر در نظر گرفته شده است (بوبکری و همکاران، ۲۰۰۹: صص ۴۴-۱۶).

$$\mathrm{GDPCAPITA} = f\begin{pmatrix}\mathrm{GDPCAPITA}(-1), \mathrm{PRIVATE},\\ \mathrm{SAVE}, \mathrm{POPGROWTH}\end{pmatrix} \qquad (۲)$$

$$\frac{\partial(\mathrm{PRIVATE})}{\partial(\mathrm{GDPCAPITA})} > 0, \quad \frac{\partial(\mathrm{POPGROWTH})}{\partial(\mathrm{GDPCAPITA})} < 0, \quad \frac{\partial(\mathrm{SAVE})}{\partial(\mathrm{GDPCAPITA})} > 0,$$

GDPCAPITA: رشد اقتصادی، که در این مطالعه از رشد تولید ناخالص داخلی سرانه (درآمد سرانه) استفاده شده است. براساس روش مورد استفاده در مطالعات قبلی، رشد اقتصادی با لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه (درآمد سرانه) اندازه

1. Levine and Renelt

گرفته شده است (بارو[1]، ۱۹۹۱: صص ٤٤٣-٤٠٧). این ارقام در قیمت‌های ثابت ۲۰۰۰ و تبدیل شده به دلار آمریکا با استفاده از نرخ ارز رایج در بازار ارز بین‌المللی اندازه گرفته شده است.

GDPCAPITA(-1): مقدار باوقفه تولید ناخالص داخلی سرانه خواهد بود، که با توجه به روش مورد استفاده (GMM)، این متغیر به عنوان یک متغیر توضیحی در مدل برآوردی قرار می‌گیرد.

PRIVATE: متغیر خصوصی‌سازی، که عبارتست از عایدات سالانه ناشی از فروش بنگاه‌های دولتی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی؛ به عبارتی برای انجام تجزیه و تحلیل تجربی در این مطالعه، کل درآمدهای حاصل از فروش بنگاه‌های دولتی به بخش خصوصی به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی، به عنوان یک نماینده و جایگزین برای حجم خرید و فروش خصوصی‌سازی به کار برده می‌شود. کوک و یوچیدا (۲۰۰۳) و بارنت[2] (۲۰۰۰) استدلال می‌کنند که این متغیر یک مقیاس خوب از حجم و میزان خصوصی‌سازی بوده و یک مقیاس مناسب از تغییر مالکیت عمومی به مالکیت خصوصی را فراهم می‌کند.

SAVE: نسبت پس‌انداز ناخالص داخلی به تولید ناخالص داخلی بوده؛ به‌طور کلی در ادبیات رشد اقتصادی به خوبی پذیرفته شده است که نسبت پس‌انداز به تولید ناخالص داخلی یک تعیین‌کننده اصلی رشد اقتصادی است (سولو[3]، ۱۹٥٦: صص ٩٤-٦٥؛ کوپمان[4]، ۱۹٦٥: صص ۳۰۰-۲۲٥ و رومر[5]، ۱۹۸٦: صص ۱۰۳۷-۱۰۰۲). به گونه‌ای که نرخ‌های پس‌انداز بالاتر بر تراکم سرمایه بالاتر اشاره می‌کنند که یک منبع اصلی رشد اقتصادی می‌باشد. نسبت پس‌انداز در این مطالعه با نسبت پس‌انداز ناخالص داخلی به تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری می‌شود. انتظار خواهد رفت این ضریب مثبت باشد.

POPGROWTH: رشد جمعیت؛ بورنشیر وهمکاران[6] (۱۹۷۸: صص ٦٨٣-٦٥١) استدلال می‌کنند که نرخ رشد بالاتر جمعیت یک کشور ممکن است اثرات مثبت اجرای سیاست‌های اقتصادی در جهت تقویت رشد اقتصادی را کم‌اهمیت نماید. علاوه بر این، یافته‌های ساویدس[7] (۱۹۹٥: صص ٤٥٨-٤٤٩)، کوک و یوچیدا (۲۰۰۳: صص ١٥٤-١٢١) و آدامز (۲۰۰٦: صص ۳۲۰-۲۹٥) نشان می‌دهد که نرخ رشد جمعیت بالای کشور رشد اقتصادی را کند می‌نماید. به‌منظور بررسی این اثرات در مدل رشد مورد نظر، نرخ رشد جمعیت وارد خواهد شد. انتظار خواهد رفت رابطه‌ای منفی بین رشد جمعیت و رشد اقتصادی وجود داشته باشد (بوبکری و همکاران، ۲۰۰۹: صص ٤٤-١٦).

در رابطه با اینکه علت وارد کردن وقفه‌ها چیست، می‌توان گفت، مقادیر با وقفه‌ی متغیرهای توضیحی یا متغیر وابسته به معنی این است که ساختار مدل به صورت پویا تبدیل شده است. یکی از دلایل مهمی که در این زمینه وجود دارد، کندی تعدیل متغیر وابسته است. اغلب اوقات تغییرات متغیر توضیحی اثر خود را به‌طور آنی بر متغیر وابسته نمی‌گذارد، بلکه اثرات آن نیاز به گذشت زمان دارد. به عنوان مثال تغییر در سیاست دولت ممکن است نیاز به گذشت چند ماه یا سال داشته باشد تا بتواند اثرات خود را بر متغیرهای اقتصادی بگذارد. همچنین در بازارهای مالی مانند بورس وقتی تغییری رخ می‌دهد و به صورت اطلاعات جدید دریافت می‌شود، افراد به طور آنی به آن واکنش نشان نمی‌دهند، بلکه به صورت تدریجی خود را با آن تطبیق می‌دهند. سرعت و مقدار واکنش آن‌ها همچنین بستگی به این دارد که آیا آن‌ها تغییرات را دائمی می‌دانند یا موقتی. همچنین تأخیر در واکنش ممکن است ناشی از عوامل نهادی و فنی باشد. به عنوان مثال وجود تکنولوژی پیشرفته می‌تواند به سرعت خرید و فروش سهام کمک نماید و از این رو واکنش‌ها را سریع‌تر خواهد نمود (سوری، ۱۳۸۹: ص ۹۸).

۳-۲- روش تحقیق

روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

بسیاری از روابط اقتصادی به طور طبیعی پویا هستند و یکی از مزایای داده‌های تابلویی در رگرسیون‌های بین کشوری این

1. Barro
2. Barnett
3. Solow
4. Koopman
5. Romer
6. Bornschier et al.
7. Savvides

است که به محققان اجازه می‌دهد که پویایی‌های تعدیل را بهتر درک کنند. این روابط پویا با حضور متغیر وابسته وقفه‌دار در بین متغیرهای توضیحی مشخص می‌شوند[1]، یعنی:

(۳)

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta Y_{i,t-1} + \gamma X_{i,t} + \eta_i + \varepsilon_{i,t}$$
$$i = 1,2,3,\dots,N, \quad t = 1,2,3,\dots,T$$

Y متغیر وابسته، که در این مطالعه رشد اقتصادی می‌باشد، X مجموعه‌ای از متغیرهای توضیحی، η_i اثر ویژه فردی مستقل از زمان، $\varepsilon_{i,t}$ جمله خطا و i و t نشان‌دهنده واحد مشاهده و زمان می‌باشند.

در تخمین معادله (۳) سه موضوع اقتصاد سنجی مهم وجود دارد. مورد اول مربوط به معرفی متغیر وابسته وقفه‌دار و نیز اثرات فردی مشاهده نشده مستقل از زمان در سمت راست معادله است. شیائو[2] (۱۹۸٦) نشان می‌دهد که با حذف اثرات فردی ثابت در مدل داده‌های پانل پویا، تخمین‌های حداقل مربعات معمولی تخمین‌هایی با تورش و ناسازگار خواهند بود. برای مثال، احتمالاً همبستگی مثبت بین متغیر وابسته وقفه‌دار $Y_{i,t}$ و اثرات ثابت حذف شده η_i می‌تواند ضرایب تخمین $\hat{\beta}$ را به سمت بالا تورش‌دار کند. از طرف دیگر، نیکل[3] (۱۹۸۱: صص ۱٤۱٦-۱۳۹۹) نشان می‌دهد که تخمین زننده‌های درون‌گروهی[4] که یک تکنیک تخمین جایگزین برای در نظر گرفتن اثرات ثابت است، تخمین $\hat{\beta}$ که به سمت پایین تورش‌دار است را در مدل‌های پانل ارائه می‌کند. بنابراین انتظار می‌رود که تخمین سازگار و بدون تورش از $\hat{\beta}$، بین تخمین سطوح حداقل مربعات معمولی و تخمین درون‌گروهی قرار گیرد. موضوع دوم از درونزا بودن بالقوه متغیرهای توضیحی منتج می‌شود. با توجه به معادله (۳) متغیرهای سمت راست درونزا می‌باشند، بنابراین درونزا بودن متغیرهای توضیحی برای اجتناب از تورش بالقوه که به وسیله سیستم‌های همزمان پدیدار می‌شود، بایستی کنترل شود. موضوع سوم، مشکل سیستم‌های همزمان می‌باشد. به عنوان مثال بین سرمایه‌گذاری و نرخ رشد رابطه‌ای دوطرفه وجود دارد (یعنی علاوه بر اینکه متغیرهای توضیحی بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارند، از آن نیز تأثیر می‌پذیرند). برای حل این مسائل، ارلانو و باند[5] (۱۹۹۱: صص ۲۹۷-۲۷۷) تخمین زننده روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضلی مرتبه اول را پیشنهاد کردند که شامل حذف اثرات ویژه فردی مستقل از زمان η_i با گرفتن تفاضل مرتبه اول از معادله (۳) است. با انجام این عمل رابطه زیر بدست خواهد آمد:

(٤)

$$Y_{i,t} - Y_{i,t-1} = \beta(Y_{i,t-1} - Y_{i,t-2}) + \gamma(X_{i,t} - X_{i,t-1}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})$$

در این حالت $(Y_{i,t-1} - Y_{i,t-2})$ با $(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})$ دارای همبستگی هستند (بوبکری و همکاران، ۲۰۰۹: صص ٤٤-۱٦). تخمین حداقل مربعات معمولی معادله (٤)، تخمین سازگار و بدون تورشی از β را بدست نمی‌دهد. از این رو باید ابزار معتبری را برای $(Y_{i,t-1} - Y_{i,t-2})$ پیدا کرد.

با فرض اینکه (الف) جملات خطا به صورت سریالی همبسته نیستند:

$$E[\varepsilon_{i,t}\,\varepsilon_{i,s}] = 0 \qquad \text{for i= 1,…,N} \quad \text{and } s \neq t \qquad (٥)$$

و (ب) حالات اولیه $Y_{i,t}$ از قبل تعیین‌شده هستند:

$$E[Y_{i,t}\,\varepsilon_{i,t}] = 0 \quad \text{for i= 1,…,N} \quad \text{and } t \geq 2 \qquad (٦)$$

ارلانو و باند (۱۹۹۱) محدودیت‌های گشتاوری زیر را بیان می‌کنند:

$$E[Y_{i,s}\,(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})] = 0, \text{ for i= 3,…,T, and } s \geq 2 \qquad (۷)$$

از آنجا که مقادیر دو دوره و یا بیشتر وقفه‌دار $Y_{i,t}$ با $(Y_{i,t-1} - Y_{i,t-2})$ و نه با $(\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1})$ همبسته هستند، می‌توان آن‌ها را به عنوان ابزارهای معتبری برای معادله در نظر گرفت. با توجه به متغیرهای توضیحی، $X_{i,t}$، سه حالت ممکن وجود دارد (همان):

الف) اگر متغیرهای توضیحی $X_{i,t}$ اکیداً برونزا باشند (یعنی فرض شود متغیرهای توضیحی با همه مقادیر گذشته، حال و آینده جملات خطا ناهمبسته باشند)، از این رو همه مقادیر گذشته، حال و آینده $X_{i,t}$ ابزارهای معتبری برای معادله (٤) هستند.

---

۱. در این الگوها متغیرهای با وقفه هم وارد شده و بیانگر تأثیرگذاری عامل زمان و نیز پویایی تحلیل می‌باشد.

2. Hsiao
3. Nickell
4. Within Groups Estimators
5. Arellano and Bond

ب) اگر متغیرهای توضیحی $X_{i,t}$ از پیش تعیین شده باشند (یعنی فرض شود متغیرهای توضیحی با مقادیر گذشته و نه با مقادیر حال و آینده جملات خطا همبسته هستند)، از این رو مقادیر یک و یا بیشتر وقفه‌دار $X_{i,t}$ ابزارهای معتبری برای معادله (٤) هستند.

ج) اگر متغیرهای توضیحی $X_{i,t}$ درونزا باشند (یعنی فرض شود مقادیر متغیرهای توضیحی با مقادیر گذشته و حال و نه آینده جملات خطا همبسته هستند)، از این رو مقادیر دو و یا بیشتر وقفه‌دار $X_{i,t}$ ابزارهای معتبر و قابل اعتمادی برای معادله (٤) هستند (همان).

سازگاری تخمین‌زننده GMM به معتبر بودن ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله آزمون‌های تصریح شده توسط ارلانو و بوور[1] (۱۹۹۵: صص ۵۱-۲۹) و بلوندل و باند[2] (۱۹۹۸: صص ۱۴۳-۱۱۵) و ارلانو و باند (۱۹۹۱: صص ۲۹۷-۲۷۷) آزمون شود. اولی آزمون سارگان[3] است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. دومی آزمونی است که مرتبه خودهمبستگی جملات خطا را آزمون می‌کند. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم خودهمبستگی در جملات خطای تفاضل‌گیری شده و معتبر بودن ابزارها فراهم خواهد نمود (همان).

٤- برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج

٤-١- آزمون ایستایی متغیرها

فرم کلی مدل مورد استفاده در این مطالعه به صورت لگاریتمی و معادله کلی ۸ در نظر گرفته می‌شود. مزیت گرفتن لگاریتم از متغیرها این است که علاوه بر انجام بهتر برآورد مدل، می‌توان نتایج حاصل را به‌صورت کشش تعبیر و تفسیر نمود. به گونه‌ای که ضرایب متغیرها نشان‌دهنده کشش آن متغیر نسبت به متغیر وابسته و یا رشد اقتصادی می‌باشند.

(۸)

$$LOG(GDPCAPITA) = \alpha_0 + \alpha_1 LOG(GDPCAPITA(-1)) + \alpha_2 LOG(PRIVATE) + +\alpha_3 LOG(SAVE) + \alpha_4 LOG(POPGROWTH) + U_t$$

اولین اقدام در برآورد الگوی مورد نظر، بررسی ایستایی متغیرهاست. این آزمون براساس یکی از آزمون‌های مطرح شده در خصوص داده‌های پانل صورت گرفته است. نتایج حاصل از آزمون ایستایی متغیرها براساس آزمون لوین-لین و چاو در جدول (۱) مشاهده می‌شود. با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۱) و براساس آزمون لوین- لین و چاو، نبود ریشه واحد در متغیرهای اشاره شده پذیرفته می‌شود. به بیان دیگر آزمون مورد نظر نشان می دهد که تمام متغیرهای مورد نظر مانا و در سطح ایستا هستند.

جدول (۱): نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون لوین-لین و چاو

متغیر	آماره	احتمال
LOG (GDPCAPITA)	-٦.٠٢٤٦٥	٠.٠٠٠٠
LOG (PRIVATE)	-٦.٤١١٣٠	٠.٠٠٠٠
LOG (SAVE)	-١١٣٠١٥	٠.٠٠٠٠
LOG (POPGROWTH)	-٢٣.١٣٣٣	٠.٠٠٠٠

مأخذ: یافته‌های محقق

٤-٢- آزمون معنی‌داری اثرات گروه (آزمون F):

به‌منظور تخمین معادله‌ی ۸ ابتدا لازم است تا نوع روش تخمین جهت نوع خاص داده‌های ترکیبی (پانل) یا مقطعی تعیین شود. بنابراین ابتدا برای تعیین وجود (یا عدم وجود) عرض از مبدأ جداگانه برای هریک از کشورها از آماره‌ی F استفاده شد. از سویی دیگر، در روش داده‌های تابلویی لازم است که در ابتدا همگن یا ناهمگن بودن واحدها (مقاطع یا کشورها) مورد آزمون قرار گیرد. در صورتی که مقاطع همگن باشند به سادگی می‌توان از روش حداقل مربعات معمولی تجمیع شده (Pooled Least Squares) استفاده کرد، در غیراین صورت استفاده از روش اثرات ثابت ضرورت دارد. به عبارت دیگر لازم است که معنی‌داری اثرات ثابت به روش آزمون F انجام شود.

(۹)

$$F_{(N-1,NT-N-K)} = \frac{(R^2_{UR}-R^2_R)/(N-1)}{(1-R^2_{UR})/(NT-N-K)}$$

N تعداد مقاطع، کشورها یا واحدها، K تعداد متغیرهای

1. Bover
2. Blundell and Bond
3. Sargan Test

توضیحی و T تعداد مشاهدات در طول زمان است.

روش اثرات ثابت به عنوان مدل غیرمقید (UR) و مدل Pooling به عنوان مدل مقید (R) می‌باشد. رد فرضیه صفر بیانگر معنی‌داری اثرات ثابت و استفاده از روش اثرات ثابت خواهد بود (محمدزاده و همکاران، ۱۳۸۹: صص ۱٤٤-۱٤۳).

با توجه به اینکه میزان آماره F محاسبه شده برابر با ۱۱۲۷.۳۷ بدست آمده و از آماره F جدول بزرگ‌تر بود، لذا با سطح اطمینان بالای ۹۹ درصد، فرضیه‌ی صفر آزمون مبنی بر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی رد می‌شود و در نتیجه رگرسیون مقید (روش حداقل مربعات معمولی) دارای اعتبار نمی‌باشد و باید عرض از مبدأهای مختلفی (روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) را در مدل لحاظ کرده و در نتیجه از روش داده‌های پانل یا تابلویی استفاده نمود.

جدول (۲): نتایج حاصل از آزمون F

نتیجه	احتمال	مقدار	آزمون
با سطح اطمینان بالای ۹۹ ٪، فرضیه‌ی صفر آزمون مبنی بر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی رد می‌شود و در نتیجه رگرسیون مقید (روش حداقل مربعات معمولی) دارای اعتبار نمی‌باشد و باید عرض از مبدأهای مختلفی (روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) را در مدل لحاظ نمود و مدل را بایستی با استفاده از روش‌های پانل برآورد نمود.	۰.۰۰۰۰	۱۱۲۷.۳۷	آزمون F

مأخذ: یافته‌های محقق

با توجه به اینکه هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیرگذاری خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو گروه D-8 با استفاده از روش پانل پویای گشتاورهای تعمیم‌یافته می‌باشد، از آوردن نتایج حاصل از برآورد اثرات ثابت و تفسیر مفصل این نتایج اجتناب شده و تنها به گزارش اجمالی نتیجه آزمون F در جدول ۲ اکتفا می‌شود:

٤-۳- برآورد مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته

علاوه بر برآورد مدل با استفاده از تخمین‌زن‌های اثرات ثابت و تصادفی و استفاده از متغیرهای مطرح شده در بخش قبل برای کشورهای عضو گروه D-8، مدل تجربی در این تحقیق با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته و با استفاده از متغیرهای مطرح شده در بخش ۳-۱ (گزینش متغیرهای مناسب) تخمین زده شد. نتایج حاصل از برآورد مدل مورد نظر با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته به‌صورت ارائه شده در معادله‌ی کلی ۱۰ و جدول ۳ می‌باشد:

جدول (۳): نتایج حاصل از برآورد معادله به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (متغیر وابسته): (LOG(GDPCAPITA

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره z	احتمال
Cons	۳.۱۰۳۰۳۳	۱.۵۷۸۱۰۱	۱.۹۷	۰.۰٤۹
$LOG(GDPCAPITA(-1))$	۰.٤۹۷۰۲۷۲	.۰.۲۲۷۵۳۱۳	۲.۱۸	۰.۰۲۹
$LOG(PRIVATE)$	۰.۰۰٦٥٤۰٦	۰.۰۰۳۳۲۱۵	۱.۹۷	۰.۰٤۹
$LOG(SAVE)$	۰.۲۳۱۷٤٥۱	۰.۱۱۰۰۱۰۳	۲.۱۱	۰.۰۳٥
$LOG(POPGROWTH)$	-۰.۸٥۸٤٤۸	۰.۳۸۳۳٤۷۲	-۲.۲٤	۰.۰۲٥
Chi2(7)=0.5028822 Prob>chi2 = 0.994 esstat Sargan: Prob>chi2 = 0.0000 Wald chi2(4) = 22740.02				

مأخذ: یافته‌های محقق

(۱۰)

$$LOG(GDPCAPITA) = 3.103033 + 0.4970272LOG(GDPCAPITA(-1)) + 0.0065406\ LOG(PRIVATE) + 0.2317451\ LOG(SAVE) - 0.858448\ LOG(POPGROWTH) + U_t$$

براساس نتایج آزمون والد که از توزیع کای‌دو با درجات آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیه صفر، مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معنی‌داری ۱ درصد رد می‌شود. در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود.

در ارتباط با مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته، با توجه به مطالب ارائه شده در بخش ۳-۲، مهم‌ترین آزمون، آزمون سارگان می‌باشد که در این آزمون، فرضیه صفر حاکی از انتخاب مناسب متغیرهای ابزاری مورد استفاده در این مدل و تأیید انتخاب این متغیرهای ابزاری می‌باشد.

آماره‌ی آزمون سارگان نیز که از توزیع کای-دو با درجات

آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد مشخص برخوردار است، برابر است با ۰.۵۰۲. همچنین با توجه به میزان احتمال این آماره (۰.۹۹)، می‌توان به این نتیجه دست یافت که متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل (که این متغیرهای ابزاری مقدار با وقفه متغیرهای مستقل می‌باشند)، به نحو مناسبی انتخاب شده‌اند و فرضیه صفر که حاکی از قابل اعتبار بودن متغیرهای ابزاری در این برآورد می‌باشد، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

در ادامه به منظور تعیین مرتبه‌ی خودهمبستگی جملات اخلال از آماره آزمون آرلانو و باند استفاده شده است که نتایج در جدول ٤ آمده است:

جدول (٤): نتایج آزمون آرلانو و باند برای تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات اخلال

احتمال	مقدار آماره آزمون Z	مرتبه خودهمبستگی
۰.۲۵٤۲	۱.۱٤۰۲	۱
۰.٦۸۸۸	۰.٤۰۰٤۳	۲

مأخذ: یافته‌های محقق

براساس نتایج جدول ٤ ملاحظه می‌شود که فرضیه صفر مبنی بر نبود خودهمبستگی در جملات اخلال تفاضل‌گیری شده رد نشده و بنابراین روش آرلانو و باند روشی مناسب برای برآورد پارامترهای مدل و حذف اثرات ثابت است. به بیان دیگر، با یک مرتبه‌ی تفاضل‌گیری از جملات اخلال، همبستگی سریالی بین جملات اخلال رد شده و جملات اخلال تفاضل‌گیری شده دارای خودهمبستگی مرتبه‌ی اول و دوم نیستند.

٤-٤- تجزیه و تحلیل نتایج

نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهد تمامی متغیرهای مدل مورد برآورد، دارای اثر معنی‌داری بر متغیر رشد اقتصادی می‌باشند. متغیرهای خصوصی‌سازی، نسبت پس‌انداز و مقدار باوقفه متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه دارای اثری مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی، و متغیر رشد جمعیت دارای اثری منفی و معنی‌دار بر متغیر رشد اقتصادی می‌باشند.

در رابطه با اثرگذاری متغیر خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی، نتایج مطالعه نشان می‌دهد که با افزایش هر یک درصد در میزان خصوصی‌سازی در کشورهای گروه D-8، رشد اقتصادی به میزان معادل ۰.۰۰٦ درصد افزایش یافته، که حاکی از اثر مثبت و بسیار ناچیز خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی کشورهای این گروه و تأیید فرضیه اساسی این پژوهش، که مبنی بر تأثیرگذاری مثبت خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی در طول دوره مورد مطالعه بود، می‌باشد. بنا بر مبانی نظری ارائه شده در بخش دوم این مطالعه، این افزایش در خصوصی‌سازی از مجاری متعددی می‌تواند باعث اثرگذاری مثبت بر رشد اقتصادی کشورهای عضو گروه D-8 گردد، که توضیح مفصل این مجاری اثرگذاری در بخش دوم ارائه گردید. اما در رابطه با مقدار ناچیز این اثرگذاری، دلایل متعددی وجود دارد که به عنوان نمونه می‌توان به ایرادات و نواقصی در وضعیت ساختاری کشورهای مورد مطالعه، نحوه اجرای برنامه‌های خصوصی‌سازی در این کشورها، میزان تداوم و سازگاری این سیاست با دیگر سیاست‌ها، اثرات و پیامدهای ناشی از خصوصی‌سازی در این کشورها و دلایلی از این قبیل اشاره نمود.

اما در رابطه با متغیر نسبت پس‌انداز که با نسبت پس‌انداز ناخالص داخلی به تولید ناخالص داخلی اندازه گرفته می‌شود، نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد مطابق انتظار، این متغیر دارای اثرگذاری مثبتی بر رشد اقتصادی بوده، به گونه‌ای که با افزایش یک درصد در نسبت پس‌انداز، رشد اقتصادی به میزان ۰.۲۳ درصد افزایش می‌یابد. با استفاده از چارچوب مدل رشد نئوکلاسیک می‌توان چگونگی تأثیر پس‌اندازها بر رشد اقتصادی را توجیه نمود. بدین گونه که یکی از منابع لازم جهت سرمایه‌گذاری در اقتصاد پس‌اندازها می‌باشند. با افزایش نرخ پس‌انداز، سرمایه‌گذاری و در نتیجه سطح سرمایه افزایش خواهد یافت که افزایش تولید و رشد اقتصادی را نیز به همراه خواهد داشت. بنابراین با افزایش پس‌اندازها، رشد اقتصادی نیز افزایش خواهد یافت (البته در چارچوب مدل رشد نئوکلاسیک این رشد موقتی بوده و پس از رسیدن اقتصاد به سطح جدید پایدار سرمایه، متوقف خواهد شد) (قاسمی، ۱۳۸۸: ص ۱۱).

در خصوص تأثیر متغیر رشد جمعیت، نتایج مطالعه نشان

می‌دهد با افزایش یک درصد در رشد جمعیت در کشورهای عضو گروه D-8، رشد اقتصادی در این کشورها با کاهشی معادل با ۰.۸٦ درصد مواجه خواهد گردید. این نتیجه مطابق با نتایج انتظاری این مطالعه و سازگار با یافته‌های بورنشیر و همکاران (۱۹۷۸)، ساویدس (۱۹۹۵)، کوک و یوچیدا (۲۰۰۳)، آدامز (۲۰۰٦) و بوبکری و همکاران (۲۰۰۹) می‌باشد. به اعتقاد ایشان نرخ رشد بالاتر جمعیت یک کشور ممکن است اثرات مثبت اجرای سیاست‌های اقتصادی در جهت تقویت رشد اقتصادی را کم اهمیت نماید. نیز این نتیجه می‌تواند ناشی از کمتر بودن رشد نیروی کار شاغل از رشد جمعیت در سن کار باشد که منجر به ایجاد یک اثر منفی بر درآمد سرانه شده است. از سویی دیگر نَسَب نظریه‌هایی در رابطه با اثر منفی رشد جمعیت بر رشد اقتصادی به توماس مالتوس برمی‌گردد. از نظر وی، رشد جمعیت و تمرکز سرمایه، از طریق قانون بازدهی نزولی، رشد اقتصادی را مختل خواهد کرد. میل نیز چنین می‌اندیشید. به عقیده وی در غیبت پیشرفت‌های فنی در بخش کشاورزی و رشد همه‌جانبه جمعیت، به دلیل افزونی نرخ رشد جمعیت بر نرخ تمرکز سرمایه، سود شروع به کاهش کرده و در نهایت اقتصاد در شرایط عدم امکان افزایش تولید قرار خواهد گرفت، یعنی وضعیت سکون و یا در جا زدن اقتصاد (بخشی‌دستجردی و خاکی‌نجف‌آبادی، ۱۳۹۰: صص ۲۲-۱).

در پایان نیز نتایج تحقیق نشان می‌دهد که به‌طور کلی وقفه‌ی درآمد سرانه اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد در کشورهای مورد بررسی داشته است. به‌طوری که یک درصد افزایش در این متغیر با فرض ثابت بودن سایر شرایط، سبب حدود ۰.۵ درصد افزایش در رشد اقتصادی می‌شود. این نتیجه نشان می‌دهد که ایجاد تغییرات در درآمد سرانه در یک دوره، تنها به همان دوره ختم نشده و رکود یا رونق در این قسمت می‌تواند دوره‌های بعد را نیز تحت تأثیر قرار دهد. نیز این پارامتر تأثیرات کوتاه‌مدت را از بلندمدت متمایز می‌نماید. این نتایج در جدول ۵ ارائه گردیده است:

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل در بلندمدت چه تأثیری بر متغیر وابسته و یا رشد اقتصادی خواهند گذاشت. براساس این نتایج اگر خصوصی‌سازی در کشورهای عضو گروه D-8 یک درصد افزایش یابد، رشد اقتصادی در این کشورها در بلندمدت با افزایشی معادل ۰.۰۱ درصد همراه خواهد بود. همچنین نتایج حاکی از این واقعیت می‌باشد که با افزایش یک درصد در متغیر نسبت پس‌انداز، رشد اقتصادی در کشورهای مزبور در بلندمدت با افزایشی معادل ۰.٤٦ درصد مواجه خواهد شد. به‌همین ترتیب با افزایش نرخ رشد جمعیت به میزان یک درصد، رشد اقتصادی کشورهای مزبور با کاهشی معادل با ۱.۷ درصد همراه خواهد گردید.

جدول (۵): نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت

متغیر	نتایج برآورد کوتاه‌مدت	نتایج برآورد بلندمدت
مقدار با وقفه درآمد سرانه	۰.٤۹۷۰۲۷۲	-
خصوصی‌سازی	۰.۰۰٦٥٤۰٦	۰.۰۱۲۹
نسبت پس‌انداز	۰.۲۳۱۷٤٥۱	۰.٤٦۰٦
رشد جمعیت	-۰.۸٥۸٤٤۸	-۱.٦۹۹٤

مأخذ: یافته‌های محقق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

این سؤال که آیا مالکیت خصوصی شرکت تجاری ذاتاً مقدم بر مالکیت دولتی است یا نه، قرن‌هاست که در مرکز بحث‌های سیاسی و اقتصادی قرار دارد و همچنان لاینحل مانده است. می‌توان در دفاع از مالکیت دولتی در شرایط خاص، به ویژه در مورد انحصارات طبیعی که خدمات یا کالاهایی ضروری را عرضه می‌کنند (مانند تولید و توزیع برق یا شرکت‌های آب و فاضلاب)، دلائل نظری مستحکمی ارائه داد. اما وزنه شواهد تجربی درباره مالکیت دولتی در برابر مالکیت خصوصی، در حال حاضر قویاً به نفع کسانی است که معتقدند مالکیت خصوصی ذاتاً کارآمدتر از مالکیت دولتی است. این مطلب حتی در مورد انحصارات طبیعی صادق است و اکنون شواهد تجربی زیادی نشان می‌دهند که برای شرکت‌هایی که در بخش صنایع رقابتی (هستند یا می‌توانند بشوند) فعال هستند، مالکیت خصوصی قطعاً مقدم است.

پایان دادن به بحث مالکیت دولتی در برابر خصوصی به نفع مالکیت خصوصی، تأثیرات سیاسی و اقتصادی چشمگیری

داشته است، زیرا یکی از مبانی کلیدی توجیه نظری برنامه‌های خصوصی‌سازی را در سراسر جهان فراهم آورده است. دومین توجیه عمده برای واگذاری مالکیت دولتی در بخش‌های اقتصادی، دلیل مالی است. خصوصی‌سازی نه تنها تعهد دولت برای پرداخت یارانه به بنگاه‌های دولتی متضرر را از بین می‌برد، بلکه دولت‌ها از محل فروش آن‌ها در خلال ربع قرن گذشته، ۱/۲۵ هزار میلیارد دلار درآمد کسب کرده‌اند. اگرچه بسیاری از دولت‌ها از این درآمد بادآورده به صورتی اصولی (برای توقف اخذ وام یا کاهش بدهی‌های موجود) استفاده کردند، اما کشورهایی نیز هستند که این درآمدها را واقعاً حیف و میل کرده‌اند.

در مطالعه حاضر علاوه بر بررسی اثرگذاری متغیر خصوصی‌سازی، میزان و نحوه اثرگذاری متغیرهای دیگری همچون مقدار باوقفه تولید ناخالص داخلی سرانه، نسبت پس‌انداز و رشد جمعیت بر متغیر رشد اقتصادی مورد مطالعه قرار گرفت. نتایج این مطالعه و نیز مطالعات پیشین در این رابطه، حاکی از این واقعیت بود که علاوه بر اینکه جایگزینی برای خصوصی‌سازی به عنوان ابزار بهبود عملکرد بنگاه‌های دولتی وجود ندارد، انجام صحیح این فرایند نیز به بهبود رشد اقتصادی (هر چند اندک) برای کشورهای عضو گروه D-8 می‌انجامد. به گونه‌ای که با افزایش هر یک درصد در میزان خصوصی‌سازی در کشورهای گروه D-8، رشد اقتصادی در این کشورها معادل ۰.۰۰۶ درصد افزایش خواهد یافت. بنا بر مبانی نظری ارائه شده در بخش دوم این مطالعه، این افزایش در خصوصی‌سازی از مجاری متعددی می‌تواند باعث اثرگذاری مثبت بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه گردد، که توضیح مفصل این مجاری اثرگذاری در بخش دوم مقاله ارائه گردید. در رابطه با سایر متغیرهای بررسی شده در این مطالعه نیز، متغیرهای نسبت پس‌انداز و مقدار باوقفه متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه دارای اثری مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی، و متغیر رشد جمعیت دارای اثری منفی و معنی‌دار بر متغیر رشد اقتصادی می‌باشند.

همچنین از نتایج مفید و خاص روش مورد استفاده در مطالعه این است که نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای مستقل در بلندمدت چه تأثیری بر متغیر وابسته و یا رشد اقتصادی خواهند گذاشت. براساس این نتایج، با افزایش یک درصدی خصوصی‌سازی در کشورهای عضو گروه D-8، رشد اقتصادی در این کشورها در بلندمدت با افزایشی معادل ۰.۰۱ درصد همراه خواهد بود. لذا پیشنهاد می‌گردد در اجرای برنامه‌های خصوصی‌سازی، نباید تنها در پی دستیابی سریع به نتایج مثبت این سیاست‌ها بوده و الزامی است با بهبود روش‌های خصوصی‌سازی، نحوه مدیریت... و مسائلی از این دست و اعتماد به نتایج بلندمدت خصوصی‌سازی، زمینه را در جهت هر چه بهتر پیاده شدن این سیاست و دستیابی به نتایج مدنظر آن، از جمله دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر فراهم نمود. از دیگر سو، با توجه به نتایج این مطالعه پیشنهاد می‌گردد در تدوین برنامه‌های توسعه کشور تأکید بیشتری بر خصوصی‌سازی نهادهای دولتی (البته به‌صورت علمی و استفاده از تجربه‌های مفید سایر کشورهای موفق در این زمینه) صورت پذیرد.

در خاتمه، مطالعه‌ی حاضر از چندین جهت دیگر قابل ارتقاء و تکمیل می‌باشد. از جمله اینکه: با توجه به اینکه تأثیر شیوه اجرای خصوصی‌سازی (روش خصوصی‌سازی) و نحوه واگذاری‌ها (که اطلاعات آن با استفاده از داده‌های مربوط به نسبت عایدات سالانه از فروش بنگاه‌های دولتی به بخش خصوصی که از طریق فروش سهام به بخش خصوصی واگذار شده‌اند و پس از واگذاری به شکل سهامی عام اداره می‌شوند، به دست می‌آید) بر رشد اقتصادی، از خود خصوصی‌سازی (حجم خصوصی‌سازی) بااهمیت‌تر است، می‌توان در مطالعات آتی از داده‌های مربوط به این متغیر در رابطه با دستیابی به اهداف این مطالعه استفاده نمود. نیز می‌توان به بررسی خصوصی‌سازی در بخش‌های مختلفی نظیر خصوصی‌سازی در زیرساخت‌ها و مواردی از این دست، و تأثیر آن بر رشد اقتصادی پرداخت. از سویی دیگر می‌توان با بررسی این مطالعه برای کشورهای توسعه‌یافته و نیز نمونه‌های بزرگ‌تر، دوره‌های زمانی مختلف، سایر روش‌های اقتصادسنجی و نیز با وارد نمودن و بررسی متغیرهای دیگری که می‌توانند در مدل‌های رشد تجربی دیگر مورد استفاده قرار گیرند، حساسیت نتایج کلی مطالعه را بررسی نمود.

منابع

بخشی‌دستجردی، رسول و خاکی‌نجف‌آبادی، ناهید (۱۳۹۰)، "*بررسی تأثیر جمعیت بر رشد اقتصادی در چارچوب الگوی رشد بهینه در اقتصاد ایران (۱۳۸٦-۱۳۵۰) کاربردی از الگوریتم ژنتیک*"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ٤٦، صص ۲۲-۱.

حیدری، غلامرضا (۱۳۸۳)، "*طراحی مدل خصوصی‌سازی در ایران*"، انتشارات دانشگاه صنعت آب و برق (شهید عباسپور)، تهران.

رزمی، سیدمحمدجواد؛ شهرکی، سارا و کلایی، محمدرضا (۱۳۹۰)، "*بررسی رابطه بین تجارت بین‌الملل و رشد اقتصادی با استفاده از شاخص حکمرانی خوب*"، *فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی*، شماره ۵۹، صص ۱٦۲-۱۳۷.

رضایی‌دولت‌آبادی، حسین؛ صمدی، سعید و ناجی‌زواره، حسام (۱۳۹۰)، "*تحلیل تأثیر خصوصی‌سازی بر توسعه بازار سهام در ایران*"، *مجله پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال سوم، شماره اول، صص ۱۱۲-۹۷.

رضوی، سید محمدحسین (۱۳۹۰)، "*افزایش کارایی با سیاست خصوصی‌سازی در ورزش*"، *مجله حرکت*، شماره ۲۳، صص ۲۲-۵.

زرین‌قلم، غلامحسین (۱۳۸٤)، "*ارزیابی پیامدهای کلان اقتصادی برنامه سوم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران*"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه اصفهان.

سوری، علی (۱۳۸۹)، "*اقتصادسنجی همراه با کاربرد نرم‌افزار ایویوز ۷*"، نشر فرهنگ‌شناسی، چاپ اول، تهران.

قاسمی، مجتبی (۱۳۸۸)، "*بازارهای مالی و توسعه اقتصادی، نگاهی به نقش سیستم‌های مستمری بر بازارهای مالی و توسعه اقتصادی، واحد مطالعات و تحقیقات بیمه‌ای مؤسسه حسابرسی*"، صندوق بازنشستگی کشوری، تهران.

کیان‌پور، سعید (۱۳۸۸)،"*بررسی اجمالی خصوصی سازی در چند کشور منتخب با اشاره‌ای بر سیاست‌های کلی اصل ٤٤*"، *مجله بررسی‌های بازرگانی*، شماره ۳۸، صص ۲۰-۲.

محمدزاده، پرویز؛ ممی‌پور، سیاب و فشاری، مجید (۱۳۸۹)، "*کاربرد نرم‌افزار استتا در اقتصادسنجی*"، نشر نور علم و دانشکده علوم اقتصادی، چاپ اول، جلد اول، تهران.

مسعودی، آتوسا (۱۳۸۹)، "*ارزشیابی عملکرد خصوصی‌سازی و تأثیر آن بر برخی متغیرهای کلان اقتصادی برنامه چهارم توسعه اقتصادی*"، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران (۸۸-۱۳۸٤)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خمینی شهر.

مشیری، سعید (۱۳۸۹)، "*خصوصی‌سازی و رشد اقتصادی یک مطالعه بین‌کشوری*"، *مجله‌ی تحقیقات اقتصادی*، سال یازدهم، شماره ۹۰، صص ۱۵۸-۱٤۱.

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

نجارزاده، رضا و تاسان، مونا (۱۳۹۰)، "خدمات گردشگری در کشورهای گروه *D-8*، شناسایی توانایی‌ها و مزیت‌ها در این کشورها"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال یازدهم، شماره اول، صص ۱۱۸-۱۰۱.

نصراللهی، خدیجه؛ آقایی، کیومرث و باقری‌زمانی، نوشین (۱۳۸۸)، "ارزیابی روند بازدهی سهام شرکت‌های خصوصی‌سازی شده از طریق بورس اوراق بهادار"، *فصلنامه حسابداری مالی*، سال اول، شماره دوم، صص ۵۹-٤۲.

Abdoua, A. and Moshiri, S. (2009), "Privatization and Capital Formation in Developing Countries: an Empirical Analysis", International Review of Applied Economics, 23(5), pp.557–575.

Adams, S. (2006), "The Impact of Privatization on Economic Growth and Income Inequality in Sub-Saharan Africa", The Journal of Social, Political, and Economic Studies, 31(12), pp.295-320.

Adams, S. and Mengistu, B. (2009), "Privatization, Governance and Economic Development in Developing Countries", Journal of Developing Societies, 24(4), pp.415-438.

Arellano, M. and Bond, S. (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", Review of Economic Studies, 58(12), pp.277-297.

Arellano, M. and Bover, O. (1995), "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Component Models", Journal of Econometrics, 68(12), pp.29-51.

Bakhshi Dastjerdi, R. and Khaki Najafabadi, N. (2011), "The Effect of Population Growth on Economic Growth within the Framework of Optimized Pattern in Iran (1350-1386), Application of Genetic Algorithms", Journal of Economic Studies, 46(12), pp.1-22.

Barnett, S. (2000), "Evidence on the Fiscal and Macroeconomic Impact of Privatization", IMF Working Paper No.130, Washington.

Barro, R. (1991), "Economic Growth in a Cross Section of Countries", Quarterly Journal of Economics, 106(12), pp.407-443.

Bennett, J., Estrin, S. and Urga, G. (2006), "Methods of Privatization and Economic Growth in Transition Economies", Journal of The European Bank for Reconstruction and Development, 15(4), pp.661-683.

Blundell, R. and Bond, S. (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", Journal of Econometrics, 87, pp.115-143.

Bornschier, V., Chase-Dunn, C. and Rubinson, R. (1978), "Cross-National Evidence of the Effects of Foreign Investment on Economic Growth", American Journal of Sociology, 84, pp.651-683.

Boubakri, N., Smaoui, H. and Zammiti, M. (2009), "Privatization Dynamic and Economic Growh", Journal of Business and Policy Research, 4(2), pp.16-44.

Cook, P. and Uchida, Y. (2003), "Privatization and Economic Growth in Developing Countries", The Journal of Development Studies, 39(6), pp.121-154.

Filipovic, A. (2005), "Impact of Privatization on Economic Growth", Issues in Political Economy, 14, pp.1-22.

Ghasemi, M. (2009), "Financial Markets and Economic Development, the Role of Pension Systems in the Financial Markets and Economic Development", Insurance Institute of Research and Studies.

Hayek, F. (1949), "Economics and Knoweledge in Individualism and Economic Order", London: Routlededge and Kegan Paul.

Heydari, Gh. (2004), "Designing Privatization Model in Iran", Shahid Abbaspoor University of Technology Publications.

Hsiao, C. (1986), "Analysis of Panel Data", Econometric Society Monographs, New York: Cambridge University Press.

Kianpour, S. (2009), "Overview of Privatization in Selected Countries with Reference to the General Policies of 44th Article", Commercial studies, 38, pp.2-20.

Koopman, T.C. (1965), "On the Concept of Optimal Economic Growth, The Econometric Approach to Development Planning", Pontificiae Academiae Scientiarum Scripta Varia, 28, pp.225-300.

Levine, R. and Renelt, D. (1992). "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions", American Economic Review, 82, pp.942-963.

Madani, Y. and Bekmamadovich, J.Sh. (2012), "An Investigation of Economic Effects of Privatization in Iran", Journal of Basic and Applied Scientific Research, 2(4), pp.3660-3663.

Masoudi, A. (2010), "Performance Evaluation of Privatization and its Impact on Macroeconomic Variables of the Fourth Economic, Social and Cultural Plan of Iran (2005-2009) ", Master's Thesis, Islamic Azad University of Khomeini'shahr branch.

Megginson, W., Robert, L., Nash, C. and vanRandenborgh, M. (1994), "The Financial and Operating Performance of Newly Privatized Firms: An International Empirical Analysis", Journal of Finance, 49, pp.403-452.

Mohamadzadeh, P., Mamipour S. and Feshari, M. (2010), "Stata Software Applications

in Econometrics", School of Economic Sciences Publication, First Edition, Volume I, Tehran.

Monsef, A., Torki, L. and Alavi, S.J. (2013), "Investigation of the Effects of Financial Development on Economic Growth in D8 Countries Group: A Bootstrap Panel Granger Causality Analysis", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 3(10), pp.73-92

Moshiri, S. and Abdoua, A. (2010), "Privatization, Regulation, and Economic Growth in Developing Countries: An Empirical Analysis", International Journal of Interdisciplinary Social Sciences, 5(3), pp.79-106.

Moshiri, S. (2010), "Privatization and Economic Growth: a Cross-Country Study", Journal of Economic Research, 11(90), pp. 141-158.

Najarzadeh, R. and Tasan, M. (2011), "Tourism Services in the Group of D–8 Countries, Identify Strengths and Advantages in these Countries", Economic Research Journal, 11(1), pp. 101-118.

Nasrollahi, Kh., Aghaei, Q. and Bagheri'zamani, N. (2009), "Evaluation of the Performance of Privatized Companies through the Stock Exchange", the Financial Accounting Quarterly, 1(2), pp.42-59.

Nickell, S. (1981), "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects", Econometrica, 49, pp.1399-1416.

Razavi, S.M.H. (2004), "Increase the Efficiency of the Privatization Policy in Sport", Travel Journal, 23, pp.5-22.

Razmi, S.M.J., Shahraki, S. and Kalaei, M. (2011), "The Relationship between International Trade and Economic Growth using Indicators of Good Governance", Journal of Business Research, 59, pp.137-162.

Rezaei Dolatabadi, H., Samadi, S. and Naji zavareh, H. (2011), "The Impact of Privatization on Stock Market Development in Iran", Journal of Accounting, 3(1), pp.97-112.

Romer, P.M. (1986), "Increasing Returns and Long-Run Growth", Journal of Political Economy, 94, pp.1002-1037.

Rowthorn, B. and Chang, A. (1993), "Public Ownership and the Theory of the State", in the Political Economy of Privatization, Clarke, T. and C. Pitelis (eds.), London: Routledge.

Savvides, A. (1995), "Economic Growth in Africa", World Development, 23, pp.449-458

Selvam, J. and Rajan, A.M. (2008), "Privatization and Economic Growth in the Least Developed Economies: Empirical Evidences from Ethiopia", IUP Publications, The IUP Journal of Applied Economics, 7(2), pp.57-79.

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

Souri, A. (2010), "Econometrics Along with the Use of Eviews 7 Software", Farhang Shenasi Publication, first edition, Tehran.

Willner, J. (2003), "Privatization: A Skeptical Analysis", in D. parker and D. saal, International Handbook on Privatization, Cheltenham: Edward Elgar.

Zarinqhalam, Gh. (2005), "Macroeconomic Impact Assessment on the Third Economic, Social and Cultural Plan of Iran", M.Sc. Thesis, Isfahan University.

بررسی رابطه بین صادرات غیرنفتی، سرمایه‌گذاری خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای منطقه منا

Investigation the Relationship between Non-oil Exports, Foreign Investment and Economic Growth in the MENA Region

زهرا جلیلی *

*Zahra Jalili**

دریافت: ۱۳۹۲/۳/۲٤ پذیرش: ۱۳۹۲/۷/۱۳

Received: 14/June/2013 Accepted: 5/Oct/2013

چکیده:

افزایش تولید و رشد اقتصادی منجر به ایجاد فرصت‌های بیشتر و بهتر برای شکوفایی اقتصادی و ورود به عرصه‌های تازه و نو می‌شود. صادرات، یکی از منابع تأمین‌کننده درآمد ملی، می‌تواند رشد تولید ناخالص ملی را به دنبال داشته باشد و سرمایه‌گذاری خارجی نیز به عنوان بزرگ‌ترین منبع تأمین مالی خارجی کشورهای در حال توسعه، با اثرات سرریز مثبت شرایط رشد اقتصادی را فراهم می‌کند. با توجه به اقتصاد تک محصولی و مبتنی بر صادرات نفتی کشورهای منطقه منا و همچنین وجود پتانسیل‌های فراوان در جذب سرمایه گذاری خارجی این منطقه، مقاله حاضر به بررسی رابطه بین صادرات غیر نفتی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با رشد اقتصادی، طی دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۰ با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های تابلویی در این منطقه می پردازد. نتایج تحقیق حاکی از اثر مثبت و معنادار صادرات غیر نفتی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه می‌باشد؛ لذا پیشنهاد می‌شود برای توسعه صادرات غیر نفتی، ساختار تولید داخلی به گونه‌ای تغییر یابد که امکان ورود به بازارهای جهانی مهیا شود و به زمینه‌هایی که کشور علاوه بر مزیت نسبی دارای مزیت رقابتی نیز هست، توجه شود. همچنین برای افزایش توان تولیدی داخلی لازم است با رفع موانع در جذب سرمایه‌های خارجی، شرایط برای جذب این نوع سرمایه‌ها فراهم شود.

کلمات کلیدی: رشد اقتصادی، صادرات غیرنفتی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، منطقه منا.

طبقه‌بندی JEL : C01، F21، O10.

* کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه ارومیه

Email: Jalili.zahra.87@gmail.com

Abstract:

An increase in production and economic growth leads to more and better opportunities for economic prosperity and enter to new scope. Exports, as one of the sources of national income can lead to the GDP growth, and foreign investment as the largest source of external finance in developing countries with positive spillover effects, provides economic growth conditions. Considering the economic monoculture and oil-export-based for countries in the MENA region, and the potential in the region to attract foreign investment, this paper investigates the relationship between non-oil exports and foreign direct investment with economic growth in the MENA region over the period 2000-2010 using GMM panel data approach. The results suggested a significant positive effect of non-oil exports and foreign direct investment on economic growth in the countries which were the focus of the study. Therefore, it is suggested that for development of non-oil exports, the structure of domestic production should be changed in such a way to provide the opportunity to enter in global markets and consider the comparative advantage as well as competitive advantage in production structure. For development of domestic production capacity, it is necessary to set conditions to attract foreign investment to overcome obstacles in attracting this kind of investment.

Keywords: Economic Growth, Non-oil Exports, Foreign Direct Investment, MENA Region.
JEL: C01, F21, O10.

* M.A. in Economics Urmia, University, Urmia.
Email: Jalili.zahra.87@gmail.com

۱- مقدمه

دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی به دلیل تأثیر مستقیم بر رفاه اجتماعی، یکی از اهداف مهم کلان اقتصادی هر کشور محسوب می‌گردد. رشد اقتصادی ظرفیت‌های تولیدی را طی زمان افزایش داده و منجر به ایجاد فرصت‌های بیشتر و بهتر برای شکوفایی اقتصادی و ورود به عرصه‌های تازه و نو می‌شود. عوامل بسیاری برای نیل به هدف رشد و توسعه اقتصادی تاکنون مورد تأکید قرار گرفته‌اند و تحلیل‌گران اقتصادی بر موضوع توسعه صادرات به عنوان استراتژی موفق برای رسیدن به نرخ رشد اقتصادی بالا تأکید دارند. درآمدهای صادراتی نه تنها برای کشورهای در حال‌توسعه، بلکه برای کشورهای توسعه‌یافته نیز از اهمیت زیادی برخوردار است. اصلی‌ترین صادرات کشورهای پیشرفته مربوط به کالاهای نهایی و سرمایه‌ای است، در حالی‌که بخش اصلی صادرات کشورهای در حال توسعه شامل مواد خام و اولیه می‌باشد (حسن‌اف و صمداف[1]، ۲۰۱۰: ص ۳). از جمله کشورهای در حال توسعه، کشورهای منطقه منا هستند که بخش اعظمی از درآمد صادراتی آن‌ها از صادرات نفت خام به دست می‌آید. به دلیل نوسانات قابل توجه در بهای نفت، عایدی ارزی حاصل از این صادرات با نوسانات عمده‌ای روبرو شده و بی ثباتی در درآمدهای حاصل، اثر منفی بر کل اقتصاد داشته و اختلال در اجرای برنامه‌های رشد و توسعه اقتصادی کشورها را به دنبال دارد. به این دلیل توجه به توسعه بخش غیر نفتی و افزایش صادرات غیر نفتی می تواند یکی از اهداف مهم اقتصادی تلقی شود. در پی پیامدهای نامطلوب اقتصادی ناشی از نوسانات درآمدهای ارزی و همچنین با توجه به محوریت تجارت در فرایند رشد و توسعه، کشورهای در حال توسعه برای رفع معضلات اقتصادی خود که ناشی از کمبود سرمایه است، ورود سرمایه‌های خارجی را در اولویت قرار داده و از آن استقبال می‌کنند. عده‌ای از صاحب‌نظران اقتصادی نیز بر این عقیده‌اند، به دلیل اینکه سرمایه گذاری مستقیم خارجی[2] یکی از مهم ترین روش های انتقال فناوری و دانش روز است، گسترش دامنه آن می تواند افزایش در رشد بلندمدت اقتصادی را به دنبال داشته باشد (هادی زنوز و کمالی دهکردی، ۱۳۸۸: صص ۱۱۶-۱۱۵). با توجه به تأثیر و اهمیت به سزای صادرات غیر نفتی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر روی رشد اقتصادی، رابطه میان این دو متغیر با رشد اقتصادی بررسی می شود. در مطالعه حاضر، این موضوع در منطقه منا که به دلیل وجود ذخایر انرژی و جایگاه ژئوپلتیک آن (میرشجاعیان حسینی و رهبر، ۱۳۸۹: ص ٦٤) که شاید حساس‌ترین منطقه جهان از نظر راهبردی، اقتصادی، سیاسی و فرهنگی بوده (شاه آبادی و ساری‌گل، ۱۳۹۰: ص ۱۱) و همچنین اهمیت جایگاه ایران در این منطقه، به منظور ارائه راهکارهای سیاستی مناسب برای سیاست‌گذاران و تصمیم‌سازان اقتصادی این کشورها، با استفاده از داده‌های تابلویی و برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۰ که داده‌های مورد نیاز همگی در اختیار بوده‌اند، مورد بررسی قرار گرفته است. از این رو مقاله به شش بخش تقسیم شده است. در ادامه مبانی نظری مورد بحث است و در بخش سوم به مطالعات انجام گرفته در این زمینه اشاره می شود. روش تحقیق و معرفی مدل تخمینی در قسمت چهارم بیان شده‌اند. در بخش پنجم نتایج حاصل از برآوردها بحث شده و در بخش پایانی نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

منافع صادرات همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است. صادرات از طریق تأثیر مطلوب بر کارایی و تخصیص منابع، صرفه‌های ناشی از مقیاس، تغییرات تکنولوژیکی، ایجاد اشتغال و بهره‌وری کل عوامل در تسریع رشد و توسعه اقتصادی بسیار مؤثر است (رحمان، ۱۳۷۸: ص ۳). با گسترش صادرات، تشکیلات تجاری و نیز اقتصاد، به کشف‌های جدید در مدیریت اقتصادی، بهبود تکنولوژی و شیوه‌های بهتر تولید تشویق می شوند و بنابراین فرصت‌هایی که پیش از آن نادیده گرفته می شدند، به منابع اصلی برای رشد اقتصادی تبدیل می‌شوند (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۹۰: صص ۱۷۵-۱۷٤).

صادرات هم به صورت مستقیم و هم به صورت غیرمستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر است که از جمله اثرات

1. Hasanov and Samadova
2. Foreign Direct Investment (FDI)

مستقیم آن؛ ارزآوری برای واردات کالاهای سرمایه‌ای مورد نیاز برای رشد اقتصادی کشور، بهره گیری از صرفه های ناشی از مقیاس و تشویق سرمایه گذاری در بخش هایی که اقتصاد کشور در آن از مزیت نسبی برخوردار است، می‌باشد. اما اثرات غیرمستقیم رشد صادرات را می توان در جذب سرمایه های خارجی به سوی صنایع مرتبط با صادرات کلیدی کشورها عنوان کرد. همچنین رشد صادرات، انتقال تکنولوژی به بنگاه‌های داخلی صادراتی، برای حفظ قدرت رقابت در بازارهای بین‌المللی را تشویق می‌کند (الجراح[1]، ۲۰۰۸: ص ۱). توسعه صادرات سبب تخصیص مجدد منابع از بخش‌ها و صنایع با بهره‌وری پایین و غیرکارا به صنایع با بهره‌وری بالا شده و منابع را به سوی فعالیت‌هایی هدایت می‌کند که بیشترین عملکرد را داشته باشند و از این طریق، بهره وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی افزایش می یابد (رازینی و قبادی، ۱۳۸۳: ص ۳). همچنین باید اشاره شود که گسترش صادرات باعث می‌شود بازار ارز از انحصار دولت خارج شده و به شرایط رقابتی نزدیک تر شود و تولیدکنندگان داخلی بتوانند هر چه بیشتر از ظرفیت واحدهای تولیدی خود استفاده نمایند. از طرف دیگر، توسعه صادرات امکان استفاده از امکانات جهانی برای رشد تولیدات داخلی را مهیا کرده و از این طریق، از محدودیت‌های بازار داخلی رهایی یافته و با توسعه مقیاس تولید به منظور صادرات بیشتر به بازارهای خارجی، زمینه رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی را فراهم می آورد (طیبی و همکاران، ۱۳۸۷: ص ۸۸). مکی و ساموارو[2] (۲۰۰٤: ص ۷۹۸) نیز اشاره می کنند، رشد صادرات، بهره‌وری را از طریق ایجاد بازارهای خارجی بزرگ‌تر که منجر به بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس می شوند، افزایش داده و همچنین به دلیل ایجاد رقابت در بازارهای خارجی، باعث افزایش کارایی نیز شده و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین متنوع سازی صادرات می تواند منجر به سرریز دانش از طریق روش های جدید تولید، مهارت در مدیریت، شیوه‌های جدید بازاریابی و افزایش سود بالقوه صنایع جدید شود (ماتادین[3]، ۲۰۱۱: ص ٦).

علاوه بر این، تنوع صادرات از کالاهای اولیه به کالاهای با فن‌آوری و مهارت بالا، به دلیل کسب بهره‌وری و اثر سرریز منتجه از آن، منجر به رشد اقتصادی بیشتری می شود (هرزر و نواک لهنمان[4]، ۲۰۰٦: ص ۱۸۲۷).

جذب سرمایه‌های خارجی، به منظور رفع کاستی‌ها و کمبودهای منابع مالی در سطوح ملی است اما این برداشت، همه اهداف مستقر در جذب آن نیست. ورود فناوری های جدید، رشد و گسترش فرهنگ بهره وری سرمایه، دسترسی به بازارهای بین‌المللی، افزایش ظرفیت‌های تحقیق و توسعه در صنایع راهبردی با هدف ایجاد رشد و توسعه اقتصادی و افزایش ظرفیت اشتغال از جمله اهداف دیگر در جذب آن است. اما کانال‌های گوناگونی برای اثرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر روی رشد اقتصادی وجود دارد که محتمل‌ترین روش برای اثرگذاری FDI بر رشد اقتصادی ایجاد سرریزهای[5] بهره‌وری است (الایولا و اکدوآ[6]، ۲۰۰۹: ص ٤).

براساس مدل‌های رشد درونزا، جذب FDI به واسطه انتقال فناوری باعث رشد اقتصادی می‌گردد (نجارزاده و ملکی، ۱۳۸٤: ص ۱۵۲). (مکی و ساموارو، ۲۰۰٤: ص ۷۹۷) نیز بیان می‌کنند که FDI فقط در صورت ایجاد بازدهی فزاینده در تولید، می‌تواند از طریق ایجاد سرریزها و انتقال فناوری، منجر به رشد اقتصادی گردد. همچنین میانخل و همکاران[7] (۲۰۰۹: ص ٦) و نوربخش و پالونی[8] (۲۰۰۱: ص ۱٦۰۳) هم بر این عقیده‌اند که در صورت وجود زیرساخت‌های اقتصادی توسعه‌یافته و نیروی انسانی زیاد و متخصص، FDI می‌تواند اثرگذاری بیشتری بر رشد اقتصادی داشته باشد. علاوه بر این، FDI از طریق تأثیراتی که بر روی تغییرات روش‌های صنعتی دارد، دارای اثر مثبتی بر رشد اقتصادی است (چانگ[9]، ۲۰۰٦: ص ۲۳۹). برنزتین و همکاران[10] (۱۹۹۸: ص ۱۳٤) معتقدند که اثرات سودمند FDI بر رشد اقتصادی توسط کارایی بالاتری که

1. Aljarrah
2. Makki and Somwaru
3. Matadeen

4. Herzer and Nowak-Lehnman
5. Spillover
6. Olayiwola and Okodua
7. Miankhel et al.
8. Noorbakhsh and Paloni
9. Chang
10. Borenztein et al.

این نوع سرمایه‌گذاری به خاطر تکنولوژی پیشرفته دارد، حاصل می‌شود نه صرفاً از طریق انباشت بیشتر سرمایه. رانا و دولینگ[1] (۱۹۸۸: صص ۱۰-۹) نیز اشاره دارند که اثر مثبت FDI بر رشد اقتصادی می‌تواند به دلیل افزایش کارایی سرمایه در اثر انتقال تکنولوژی مناسب و پیشرفته حاصل شود. دی‌جرجیو[2] (۲۰۰۳: ص ۵) در مورد اهمیت FDI اینگونه بحث می‌کند که FDI ممکن است به کشوری اجازه دهد تکنولوژی و دانشی که به راحتی در دسترس سرمایه‌گذاران داخلی نیست، به کشور وارد کنند و این روش، رشد بهره‌وری را در کل اقتصاد افزایش داده و رشد اقتصادی را در پی دارد. همچنین برنزتین و همکاران (۱۹۹۸: صص ۱۱۸-۱۱۷) بیان می‌کنند FDI علاوه بر اینکه به دلیل انتقال تکنولوژی دارای اثر مثبت بر سرمایه‌گذاری داخلی بوده، این اثر خود مشوق بیشتری بر روی رشد اقتصادی است. سرمایه‌گذاری خارجی ورودی به کشور میزبان، ابزاری برای افزایش عرضه سرمایه‌ها برای سرمایه‌گذاران داخلی شده و به تبع آن باعث بهبود تشکیل سرمایه در کشور میزبان می‌شود. به علاوه سرمایه گذاری مستقیم خارجی می‌تواند کاهش در رشد اقتصادی و اشتغال داخلی را جبران نماید و با ایجاد فرصت‌های شغلی جدید باعث بهبود رشد اقتصادی در کشور میزبان شود (چانگ، ۲۰۰۶: ص ۲۳۶). در واقع FDI به واسطه‌ی انتقال تکنولوژی و پیامدهای حاصل از آن نظیر؛ افزایش کارایی سرمایه، تشویق سرمایه‌گذاری داخلی، آموزش نیروی انسانی و توسعه سرمایه انسانی، بهبود شیوه‌های مدیریتی، افزایش رقابت در بازار داخلی و افزایش بهره‌وری بر روی رشد اقتصادی مؤثر واقع می‌شود.

۳- پیشینه تحقیق

تا کنون در زمینه اثرگذاری سرمایه‌گذاری خارجی و صادرات غیرنفتی بر رشد اقتصادی به صورت توأم و مجزا مطالعات مختلفی صورت گرفته است که به طور مثال به چند نمونه اشاره می‌شود. هادی زنوز و کمالی دهکردی (۱۳۸۸: صص ۱۳۶-۱۱۳) در پژوهشی به بررسی اثر FDI بر رشد اقتصادی کشورهای میزبان منتخب و با استفاده از مدل رشد اقتصادی رومر- منکیو- ویل در قالب داده‌های تابلویی برای سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۹۸، پرداختند. نتایج نشان داد که FDI، رشد اقتصادی کشورهای میزبان را تقویت می‌کند و اثر مثبتی بر آن دارد. در این مطالعه، کشورهای مورد بررسی به گروه کشورهای نفتی و غیرنفتی نیز تقسیم‌بندی شدند که برای کشورهای در حال توسعه نفت‌خیز علاوه بر FDI، صادرات نیز نقش تعیین‌کننده‌ای در اقتصاد این کشورها داشته است، دلیل این مطلب نیز ناشی از این بود که بخش اعظمی از تولید ناخالص داخلی (GDP[3]) این کشورها از استخراج نفت و گاز به دست می‌آید. احمدی و همکاران (۱۳۹۰: صص ۱۸۰-۱۵۹) در مطالعه‌ای علیت گرنجری میان رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بررسی کردند. برای این منظور از داده‌های تابلویی برای ۱۱۲ کشور از سه گروه درآمدی طی دوره‌ی ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۶ استفاده شد. نتایج نشان داد که بین هر سه گروه از کشورها یک ارتباط مثبت و معنی‌دار میان رشد اقتصادی و FDI وجود دارد. آذربایجانی و همکاران (۱۳۹۰: صص ۲۰۱-۱۶۵) طی مقاله‌ای به بررسی اثر متنوع‌سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی در گروه کشورهای D-8 طی دوره‌ی ۲۰۰۷-۱۹۹۹پرداختند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که کاهش وابستگی به درآمد حاصل از صادرات یک محصول خاص و متنوع‌سازی صادرات تأثیر مثبت و معناداری بر روی رشد اقتصادی دارد. استادی و همکاران (۱۳۹۲: صص ۱۷۲-۱۴۷) در بررسی نقش FDI در رشد اقتصادی ایران و رابطه متقابل بین آن‌ها برای دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۷ به این نتیجه دست یافتند که آزمون علیت گرنجر رابطه متقابلی را بین این دو متغیر نشان می‌دهد. هسیائو و هسیائو[4] (۲۰۰۶: صص ۱۱۰۶-۱۰۸۲) با استفاده از داده‌های سری زمانی و تابلویی طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۸۶، به بررسی رابطه علیت گرنجری مابین GDP، صادرات و FDI برای چین، کره‌جنوبی، تایوان، هنگ‌کنگ، سنگاپور،

1. Rana and Dowling
2. De Gregorio
3. Gross Domestic Product
4. Hsiao and Hsiao

مالزی، فیلیپین و تایلند پرداختند. نتایج علیت در داده‌های تابلویی نشان می‌دهد که یک اثر علّی یک طرفه‌ای به صورت مستقیم از FDI بر GDP وجود دارد و همچنین اثر علّی یک‌طرفه موجود مابین FDI و صادرات، نشانگر اثر غیرمستقیم این متغیر از طریق (کانال) صادرات بر روی GDP است. رابطه علیّت دو طرفه بین صادرات و GDP نیز از نتایج گزارش شده این تحقیق بود. یائو[1] (۲۰۰۶: صص ۳۵۱-۳۳۹) به مطالعه اثر صادارت و FDI بر عملکرد اقتصادی چین پرداخت. نتایج نشان داد که صادرات و FDI دارای اثر مثبت و قوی بر روی رشد اقتصادی چین بوده که از طریق اتخاذ سیاست‌های توسعه صادرات و اقتباس از تکنولوژی روز دنیا و شیوه‌های کسب و کار این مهم نایل شده است. هالیکیوگلو و هالیکیوگلو[2] (۲۰۰۶: صص ۱۴-۱) در مطالعه‌ای رابطه‌ی بین FDI و رشد اقتصادی را در برخی کشورها در دوره ۲۰۰۱-۱۹۹۰ بررسی کردند. آن‌ها شواهد تجربی تازه‌ای در مورد رابطه بین این دو متغیر با استفاده از مدل تک معادله‌ای و چند معادله‌ای برای ۱۴۰ کشور ارائه دادند. نتایج نشان می‌دهد که FDI تأثیر مثبت و معناداری به لحاظ آماری بر روی رشد سرانه GDP داشته، در حالی‌که رابطه بین صادرات به GDP و FDI بی‌معنی است. میرزا[3] (۲۰۰۷: صص ۹۱-۱) رابطه میان صادرات نفتی و غیرنفتی و رشد اقتصادی را برای اقتصاد کویت مطالعه کرد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بین دو بخش از صادرات (نفتی و غیرنفتی) و رشد اقتصادی، فرضیه ELG[4] (این فرضیه بیان می‌کند که صادرات منجر به رشد اقتصادی می‌شود) برقرار است. آزمون هم‌انباشتگی نیز وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد و آزمون گرنجر، حاکی از رابطه علّی دو سویه‌ای بین صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی است. الجراح (۲۰۰۸: صص ۱۶-۱) با استفاده از روش معادلات همزمان برای سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۷۰ به بررسی رابطه بین صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی در عربستان سعودی پرداخت. وی به این نتیجه رسید که رابطه مثبت و معناداری بین صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی در این کشور وجود دارد. جلاب و همکاران[5] (۲۰۰۸: صص ۱۷-۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان "سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بی‌ثباتی اقتصاد کلان و رشد اقتصادی در کشورهای منا" به بررسی امکان تأثیرگذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر روی رشد اقتصادی در کشورهای منطقه منا پرداخته‌اند. ثبات اقتصاد کلان در این مقاله با متغیر تورم و بی‌ثباتی اقتصاد کلان با نوسانات تورمی تعریف شده‌اند. نتایج تحقیق با استفاده از روش GMM[6] و 2SLS[7] بیان‌کننده آن است که تأثیرپذیری رشد از FDI به درجه باز بودن تجاری و درآمد سرانه بستگی ندارد. اما، تأثیرات مثبت FDI بر روی رشد اقتصادی به ثبات اقتصادی کشورها بستگی دارد. الایولا و اکدوآ (۲۰۰۹: صص ۱۸-۱) با استفاده از داده‌های سری زمانی برای کشور نیجریه، به مطالعه فرضیه‌ی ELG در این کشور پرداختند. نتایج مطالعه حاکی از این است که این فرضیه برای دوره مورد مطالعه ۲۰۰۷-۱۹۸۰ تأیید نمی‌شود. رابطه پویای بین FDI، صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی که با استفاده از تجزیه واریانس و تابع عکس‌العمل بررسی شده، نتایج مطالعات پیشین را تأیید کرده و علّیت بلندمدتی را از رشد اقتصادی و صادرات غیرنفتی به FDI نشان می‌دهد. تیواری و موتاسکو[8] (۲۰۱۰: صص ۱۴-۱) در بررسی رابطه بین FDI، صادرات و رشد اقتصادی در کشورهای آسیایی با استفاده از داده‌های تابلویی به یک رابطه غیرخطی میان این متغیرها دست یافتند و اثرات غیرخطی نشان دادند که صادرات برای افزایش رشد اقتصادی در این کشورها گزینه بهتری از FDI بوده است. الگیوکیل و همکاران[9] (۲۰۱۱: صص ۴۹۶-۴۸۱) در مطالعه رشد سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی با توجه به نقش محیط نهادی (متغیرهای مورد استفاده: آزادی تجاری و مالی) و اقتصادی کلان (متغیرهای مورد استفاده: تورم و بدهی‌های دولت) برای کشورهای در حال توسعه به این نتیجه دست یافتند که کشورهای میزبان باید مجموعه‌ای از سیاست‌ها را توسعه دهند که نه تنها بر افزایش FDI توجه داشته باشند

1. Yao
2. Halicioglu and Halicioglu
3. Merza
4. Export Led Growth
5. Jallab et al.
6. Generalized Method of Moments
7. Two Stage Least Squares
8. Tiwari and Mutascu
9. Alguacil et al.

بلکه چارچوب اقتصادی و سیاسی آن‌ها را نیز توسعه دهد. نتیجه مطالعه موسی‌احمد[1] (۲۰۱۲: صص ۱۵۰٤–۱٤۹۸) با استفاده از روش OLS[2] برای کشور مالزی نشان داد که جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق سهمی که بر بهره‌وری کل عوامل تولید دارد، بر رشد اقتصادی مؤثر است. گورو-قارانا[3] (۲۰۱۲: صص ۱۷–۱) با استفاده از روش ARDL[4]، برای دوره زمانی ۲۰۰۸–۱۹۷۱، رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، صادرات و رشد اقتصادی را در هند مطالعه کرد. وی در بررسی خود دوران قبل و بعد از آزادسازی تجاری را مد نظر قرار داده و به این نتیجه دست یافت که فرضیه ELG فقط برای دوران بعد از آزادسازی تجاری برقرار بوده است. همچنین شواهد، وجود رابطه بلندمدت بین صادرات و FDI با تولید ناخالص داخلی را نشان داد. نتایج تجزیه و تحلیل مدل تصحیح خطا، صادرات را عامل تعیین‌کننده مهم برای توضیح تغییرات در تولید ناخالص داخلی به دست داد. علاوه بر این، صادرات هم در کوتاه‌مدت و همچنین در بلندمدت، علّیت گرنجر نسبت به تولید ناخالص داخلی بوده است. میرجمالی و همکاران[5] (۲۰۱۲: صص۱۸–۸) به بررسی اثرات صادرات نفتی و غیرنفتی بر روی رشد اقتصادی در اقتصاد ایران با استفاده از روش VAR[6] برای داده‌های سری زمانی دوره ۲۰۰۷–۱۹۷۳ پرداختند. نتایج نشان داد که متغیرها دارای اثر مثبت بر روی رشد اقتصادی بوده و همچنین آزمون هم‌انباشتگی نیز رابطه تعادلی بلندمدت را بین سه متغیر نشان می‌دهد. به طور کلی اکثر مطالعات تحقیقی صورت گرفته در این راستا، حکایت از آن دارند که صادرات و سرمایه‌گذاری خارجی بر روی رشد اقتصادی تأثیر مثبت دارند.

٤- روش تحقیق و معرفی الگو

در مدل‌های اقتصادسنجی، رابطه پویایی به وسیله وارد شدن وقفه یا وقفه‌هایی از متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی در مدل مشخص می‌شود. آنچه که در این مدل‌ها مهم می‌باشد این است که حتی اگر ضریب وقفه متغیر وابسته چندان مورد نظر و مهم نباشد، حضور این متغیر باعث خواهد شد که ضرایب سایر متغیرها به درستی برآورد شوند (بالتاجی[7]، ۲۰۰۵: ص ۱۲۹).

مدل‌های خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به شکل زیر نشان داده می‌شود:

$$y_{it} = \alpha\, y_{i,t-n} + \beta x_{it} + (\eta_i + v_{it}) \qquad (۱)$$
$$i= 1,2,\ldots, N \qquad t=2,3,\ldots, T$$

y_{it} مشاهداتی برای مقاطع i و دوره‌های t بوده و $y_{i,t-n}$ نیز مشاهداتی برای مقاطع یکسان در دوره‌های قبل را نشان می‌دهد. x_{it} برداری از متغیرهای توضیحی، η_i اثر مشاهده نشده مقطعی خاص در دوره زمانی ثابت است و v_{it} نیز جزء اخلال معادله می‌باشد. فرض اساسی و کلیدی، استقلال v_{it} در بین مقاطع است. اثرات مقاطع (η_i) تصادفی بوده و با وقفه متغیر وابسته ($y_{i,t-1}$) هم‌بسته‌اند. با این فرضیات، تخمین‌زن‌های حداقل مربعات معمولی (OLS) از α در معادله سطح (۱) ناسازگار هستند وناسازگاری تخمین‌زن‌ها به دلیل همبستگی مثبت بین $y_{i,t-1}$ و جزء خطای (η_i+v_{it}) می‌باشد. η_i منبع ناسازگاری تخمین‌زن‌هاست و برای حذف آن، از معادله اولیه، تفاضل گرفته شده و متغیرها به عنوان انحراف از میانگین مقاطع در مدل باقی خواهند ماند. از آنجائی که میانگین η_i با خودش برابر می‌باشد، درنتیجه تفاضل‌گیری نیز از معادله حذف شده و منبع ناسازگاری تخمین‌زن‌های OLS حذف خواهند شد، اما تفاضل‌گیری از معادله اولیه، همبستگی غیرقابل اغماضی را بین وقفه متغیر وابسته و جزء خطای تبدیل شده، فراهم می‌آورد (باند[8]، ۲۰۰۲: صص ٤–۳). از این رو لازم است برای برطرف کردن این مشکل از متغیرهای ابزاری در مدل استفاده شود. در روش گشتاورهای تعمیم‌یافته‌ی (GMM) که جز برآوردگرهای متغیرهای ابزاری است، از محدودیت گشتاوری خطی برای حصول به تخمین‌های سازگار استفاده می‌شود. در این روش، تفاضل مرتبه اول متغیرهای از پیش‌تعیین‌شده و درونزا ابزارهایی هستند که با وقفه‌ای از

1. Musa Ahmed
2. Ordinary Least Squares
3. Guru-Gharana
4. Autoregressive Distributed Lag
5. Mirjamali et al.
6. Vector Autoregression
7. Baltagi
8. Bond

سطوح خودشان وارد مدل می‌شوند.

در این روش از ماتریس متغیرهای ابزاری به شکل زیر استفاده می‌شود:

$$z_i = \begin{bmatrix} y_{i1} & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_{i1} & y_{i2} & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & . & \dots & . \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i1} & \dots & y_{i,T-2} \end{bmatrix} \quad (۲)$$

جائی‌که سطرهای ماتریس فوق برابر با معادلات دیفرانسیلی از مرتبه اول برای دوره‌های t=3,4,…,T برای مقاطع i می‌باشد، گشتاورهای شرطی به صورت زیر استخراج می‌شوند:

$$E[\acute{z}_t \Delta v_i] = 0 \qquad \text{For } i = 1, 2, \dots, N \quad (۳)$$

Δv_iنیز به این صورت تعریف خواهد شد؛

$$\Delta v_i = (\Delta v_{i3}, \Delta v_{i4}, \dots, \Delta v_{iT})'$$

تخمین‌زن‌های GMM که به صورت مجانبی کارا هستند براساس مجموعه‌ای از گشتاورهای شرطی، معیار زیر را حداقل می‌کنند:

(٤)

$$J_N = \left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \Delta\acute{v}_i Z_i\right) W_N \left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \acute{Z}_i \Delta v_i\right)$$

این حداقل‌سازی با استفاده از ماتریس وزنی زیر انجام می‌گیرد:

$$W_N = \left[\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \left(\acute{Z}_i \widehat{\Delta v_i} \widehat{\Delta v_i} Z_i\right)\right]^{-1} \quad (۵)$$

پس از برآورد ضرایب، لازم است اعتبار متغیرهای ابزاری از طریق آماره آزمون سارگان بررسی شود. آماره این آزمون به صورت مجانبی دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد مشخص است. فرضیه صفر همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد می‌کند و اعتبار متغیرهای ابزاری بکار گرفته شده را تأیید می‌کند. همچنین برای تشخیص اینکه همبستگی سریالی در جزء اخلال‌های v_{it}وجود ندارد، آزمون عدم وجود همبستگی سریالی از مرتبه دوم، بر روی باقیمانده‌های معادله دیفرانسیل از مرتبه اول صورت می‌گیرد.این آزمون از آن جهت که سازگاری تخمین‌زن‌های GMM بر فرض $E[\Delta v_{it}\ \Delta v_{i,t-2}] = 0$ استوار است، بسیار مهم می‌باشد (آرلانو و باند، ۱۹۹۱: صص ۲۸۳-۲۷۸).

تفاوت در گشتاورهای شرطی در دسترس، به فروضی که در مورد همبستگی میان x_{it} و جمله اخلال در نظر گرفته می‌شود، مرتبط است. با توجه به اینکه x_{it} عدد بوده یا درونزا باشد و یا از پیش‌تعیین‌شده در نظر گرفته شود، متغیرهای ابزاری به کار گرفته شده در مدل متفاوت خواهند بود. بلاندل و باند[1] (۱۹۹۸: صص ۱۴۳-۱۱۵) به دلیل اهمیتی که شرایط اولیه در به دست آوردن تخمین‌زن‌های کارا دارند، به بررسی دوباره آن‌ها در مدل‌های پویای پانل دیتا پرداختند و تخمین‌زن‌های سیستمی GMM را که توسط آرلانو و باور[2] (۱۹۹۵: صص ۵۲-۲۹) ارائه شده بود، توسعه دادند. در این روش، دیفرانسیل وقفه‌های y_{it} به عنوان ابزاری برای معادله سطح و وقفه y_{it} در سطح به عنوان ابزاری برای معادله دیفرانسیل از مرتبه اول به کار می‌روند.

در مطالعه حاضراز مدل مقاله یائو (۲۰۰٦: ص ۳٤۱) که به صورت رابطه (٦) می‌باشد، بهره گرفته شد.

(٦)

$$LogGDP_{it} = \alpha + \beta_1 LogGDP_{i,t-n} + \beta_2 LogNon - oilExports_{it} + \beta_3 LogFDI_{it} + \delta D_t + \varepsilon_{it}$$

$LogGDP_{it}$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی کشور i در دوره‌ی زمانی t به واحد میلیون دلار می‌باشد. با وارد شدن وقفه‌هایی از لگاریتم تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر توضیحی به سمت راست معادله، در واقع رشد اقتصادی دوره جاری به صورت تابعی از رشد اقتصادی دوره‌های پیشین در نظر گرفته شده است. انتظار بر این است که ضریب این متغیر برای مدل مثبت باشد. متغیرهای توضیحی دیگر، لگاریتم صادرات غیرنفتی و لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به واحد میلیون دلار هستند. D_t نیز برداری از متغیرهای مجازی است که وارد مدل شده است. پسماندهای مدل نیز با ε_{it} نشان داده شده‌اند. داده متغیرهای مورد استفاده در مطالعه که تولید ناخالص داخلی، صادرات غیرنفتی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌باشند از منابع آماری همچون Sesric[3] و UNCTAD[4] جمع‌آوری شده‌اند.

1. Blundell and Bond
2. Arellano and Bover
3. http://www.sesric.org
4. http://www.unctad.org

۵- بحث و نتیجه‌گیری

قبل از هرگونه تخمین، مانایی تمام متغیرها مورد آزمون قرار می‌گیرد. بدین منظور از آزمون لوین، لین و چو (LLC[1]) و همچنین آزمون ایم، پسران و شین (IPS[2]) استفاده شد. نتایج آزمون مانایی در جدول ۱ حاکی از آن است که بر طبق آزمون LLC لگاریتم هر سه متغیر تولید ناخالص داخلی، صادرات غیرنفتی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در سطح مانا بوده و ریشه واحد ندارند، اما بر طبق آزمون IPS تنها لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در سطح مانا می‌باشد و دو متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی و صادرات غیرنفتی با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

جدول (۱): آزمون مانایی

متغیرها	لوین، لین و چو	
	سطح	تفاضل مرتبه اول
تولید ناخالص داخلی	-٤/٦٤٠٤٦***	-٦/٩٥٥٠٨***
صادرات غیرنفتی	-٣/١٤٧٢٢***	-٣/٩٧٠٧٤***
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	-٧/٤٩٢٩٦***	-٥/٨٥٠١٧***
متغیرها	**ایم، پسران و شین**	
	سطح	تفاضل مرتبه اول
تولید ناخالص داخلی	-٠/٠١٠٨٤	-٤/١٣٠٦٨***
صادرات غیرنفتی	٠/٣٣٣٠٠	-٤/٧٩٨٢٥***
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	-٢/٣٩٤٨٠***	-٣/٩٦٥٨٥***

علائم ***، ** و * به ترتیب رد فرضیه صفر در سطح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را بیان می‌کنند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آنجائی که متغیرهای ملحوظ در مدل بر طبق آزمون‌های مانایی جواب یکسانی در مورد مانایی متغیرها گزارش نمی‌دهند، هم‌انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار می‌گیرد. به این منظور از آزمون هم‌انباشتگی پدرونی استفاده شد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی مبتنی بر هفت آماره می‌باشد که در جدول ۲ گزارش شده‌اند.

جدول (۲): آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

	آماره‌های محاسباتی
Panel-v	٢/١٥٩٠٧٤**
Panel-ρ	٤/٩٠٤٧٤٤
Panel-pp	-٩/٢٥٣٣٧١***
Panel-ADF	-٦/٦٠٣١٨٦***
Group-ρ	٦/٦٢٨٠٠٨
Group-pp	-٣/٦٦٢٧٠٤***
Group-ADF	-٣/٧١٤٨٤٠***

علائم ***، ** و * به ترتیب رد فرضیه صفر در سطح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را بیان می‌کنند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج نشان می‌دهند برای اکثر آماره‌های آزمون پدرونی، فرضیه صفر که عدم وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای مدل است، به لحاظ آماری در سطح معناداری ۱ و ۵ درصد رد می‌شود و می‌توان از نتایج به دست آمده وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را نتیجه گرفت.

جدول ۳ نتایج حاصل از تخمین مدل دیفرانسیلی و سیستمی Panel-GMM را برای گروه کشورهای منطقه منا گزارش می‌دهد. براساس نتایج آزمون والد، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معناداری ۱ درصد در هر دو مدل تخمینی رد شده و در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود. آماره‌های آزمون سارگان نیز فرضیه صفر مبنی بر عدم همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد نمی‌کند. در نتیجه اعتبار نتایج جهت تفسیر تأیید می‌شود. آماره‌های به دست آمده برای AR(1) و AR(2) عدم وجود همبستگی سریالی بر روی باقیمانده‌های مدل را نشان می‌دهند.

1. Levin, Lin and Chu
2. Im, Pesaran and Shin

جدول (۳): نتایج تخمین مدل برای گروه کشورهای منطقه‌ی منا

نتایج تخمین مدل سیستمی GMM		نتایج تخمین مدل دیفرانسیلی GMM	
ضرایب	متغیرهای توضیحی	ضرایب	متغیرهای توضیحی
۰/۳۹۶۷۵۶۷***	وقفه اول تولید ناخالص داخلی	۰/۱۵٤۸۹۳۲***	وقفه اول تولید ناخالص داخلی
۰/۳۳٤۸۹٦***	وقفه دوم تولید ناخالص داخلی	۰/۱۳۵۵۰۹۳***	وقفه دوم تولید ناخالص داخلی
۰/۳۲۵۲۷٦۳***	صادرات غیرنفتی	۰/۱۵٤۷۲۸۲***	صادرات غیرنفتی
۰/۰۰۹۷۲۸٦*	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	۰/۰۲٤۳۱٦٤***	سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی
-۰/۱۲۷۸۳۱۳***	متغیر مجازی سال ۲۰۰۵	-۰/۰۷۳٦۲۲۹**	متغیر مجازی سال ۲۰۰۳
-۰/۱۳۰۷۰۸٦***	متغیر مجازی سال ۲۰۰٦	٦/۰٤۲۸۸۹***	عرض از مبدأ
-۰/۱۲۳۸٤۱۹***	متغیر مجازی سال ۲۰۰۷		
-۰/۱٤۱٤۹٦***	متغیر مجازی سال ۲۰۰۸		
-۰/۱۱٦۷۸٤۸***	متغیر مجازی سال ۲۰۰۹		
-۰/۱٦۵۲۲۳۹***	متغیر مجازی سال ۲۰۱۰		
آماره‌ها		آماره‌ها	
۲/۲٦e +۰۷(۰/۰۰۰۰)	والد	۳۱۱۳/۷۳(۰/۰۰۰۰)	والد
۱۱/۰۸۱۱۹(۱/۰۰۰۰)	سارگان	۱۵/۷٦۸۸۷(۱/۰۰۰۰)	سارگان
-۱/۰۱۷۲(۰/۳۰۹۱)	AR(1)	-۱/۰۰٦۵(۰/۳۱٤۲)	AR(1)
-۰/۹۷۵۵۳(۰/۳۲۹۳)	AR(2)	-۰/۹٦۵۵۷(۰/۳۳٤۳)	AR(2)

علائم ***، ** و * به ترتیب رد فرضیه صفر در سطح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد را بیان می‌کنند.

اعداد داخل پرانتز نیز احتمال آماره مربوطه می‌باشد

نتایج حاصل از تخمین برای مدل دیفرانسیلی و سیستمی Panel- GMM نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در دوره‌های گذشته بیشترین اثر را بر روی رشد اقتصادی دوره حاضر داشته است. بدین معنی کشورهایی که رشد بالاتری را در دوره‌های گذشته تجربه کرده‌اند و اثرات رشد را در جامعه از طریق گسترش زیرساخت‌های انسانی و فیزیکی، بهبود در شاخص‌های تولید و رفاه و ... به خوبی مدیریت کرده‌اند، رشد بالاتری را در دوره حاضر تجربه می‌کنند. دلیل تفاوت در مقادیر به دست آمده برای ضرایب نیز، استفاده از متغیرهای ابزاری متفاوت در دو روش تخمینی یعنی مدل دیفرانسیلی GMM و مدل سیستمی GMM است. ضرایب صادرات غیرنفتی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مثبت و از نظر آماری معنادار می‌باشند و ضرایب معنادار متغیرهای مجازی نیز برای سال‌های مختلف در مدل‌های تخمینی با علامت منفی ظاهر شده‌اند. با توجه به اینکه متغیرها به صورت لگاریتم وارد مدل شده‌اند، ضرایب آن‌ها بیانگر کشش می‌باشند. در مدل دیفرانسیلی GMM ضریب مثبت متغیر صادرات غیرنفتی مطابق انتظارات تئوریک بوده و نشان می‌دهد که در صورت تغییر ۱ درصدی در صادرات غیرنفتی، رشد اقتصادی به اندازه‌ی ۱۵ درصد افزایش می‌یابد. در مدل سیستمی تخمین زده شده نیز علامت مورد انتظار برای این متغیر به دست آمده و نشان می‌دهد در صورت افزایش ۱ درصدی در صادرات غیرنفتی، افزایش ۳۲ درصدی در رشد اقتصادی حاصل خواهد شد.

نتیجه به دست آمده مطابق نتایج اکثر مطالعات انجام گرفته در این زمینه همچون مطالعات میرزا (۲۰۰۷)، الجراح (۲۰۰۸)، تیواری و موتاسکو (۲۰۱۰) و میرجمالی و همکاران (۲۰۱۲) می‌باشد. تأثیر مثبت صادرات غیرنفتی بر رشد اقتصادی را می‌توان به دلیل ارتقای کارایی در تخصیص مجدد منابع تولید به سمت فعالیت‌هایی با بهره‌وری بالا، افزایش حجم تولید و

انباشت سرمایه دانست. از سویی دیگر افزایش دسترسی به سرمایه و تکنولوژی خارجی از طریق دسترسی بیشتر به ارز خارجی، صرفه‌های ناشی از مقیاس و گسترش بازارهای داخلی را نیز می‌توان از دلایل تأثیر مثبت صادرات غیرنفتی بر رشد اقتصادی دانست. اثرات خارجی صادرات غیرنفتی که به صورت اشاعه تکنیک‌های پیشرفته‌تر، نیروی‌کار ماهرتر و ارتقای مهارت‌های مدیریتی به دلیل رقابت شدیدی که صادرکنندگان در بازارهای جهانی با آن روبرو می‌شوند، از جمله عوامل مهم دیگر در تأثیرگذاری مثبت آن بر رشد اقتصادی است. نتایج حاصل از برآورد مدل، تأثیر مثبت متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد. ضریب مثبت و از نظر آماری معنادار این متغیر در مدل دیفرانسیلی نشان می‌دهد که با افزایش ۱ درصدی در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی ۲ درصد افزایش می‌یابد. بر طبق نتایج مدل سیستمی نیز با افزایش ۱ درصدی در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی حدود ۱ درصد افزایش خواهد یافت. نتیجه به دست آمده و اثر مثبت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی، نتایج مطالعات جلاب و همکاران (۲۰۰۸)، الگیوکیل و همکاران (۲۰۱۱) و موسی‌احمد (۲۰۱۲) را تأیید می‌کند. ورود سرمایه‌های خارجی از طریق ایجاد شرایط رقابتی بیشتر برای شرکت‌های داخلی، همراه با ورود مدیریت کارا و تکنولوژی پیشرفته بوده و اشاعه آن به سایر بخش‌های تولیدی منجر به افزایش کارایی شرکت‌های داخلی و بهره‌وری فعالیت‌های اقتصادی می‌شود و به این ترتیب رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. با وجود معناداری آماری این متغیر در مدل‌های تخمینی، ضریب به دست آمده چندان بزرگ نیست که می‌تواند به دلیل کارایی کم و عدم استفاده بهینه از ظرفیت تولیدی، مشکلات موجود در فضای کسب و کار و همچنین مهیا نبودن زمینه‌های لازم در کشورها برای استفاده مناسب از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی باشد. علاوه بر این با توجه به اینکه FDI در چه بخشی جذب می‌شود اثر متفاوتی بر رشد اقتصادی دارد. از آنجا که گروه کشورهای مورد مطالعه جزء کشورهای در حال توسعه می‌باشند، FDI ورودی بیشتر در بخش‌های اولیه این کشورها جذب می‌شود و همین مطلب اثرات سودمندی از جذب آن بر رشد اقتصادی را نشان نمی‌دهد. از طرفی اثر مستقیم FDI بر روی رشد اقتصادی تحت‌الشعاع تأثیر سایر عوامل چون سرمایه انسانی است. با توجه به اینکه در این کشورها سطح سرمایه انسانی قوی و متخصص چندان بالا نیست، اثرگذاری FDI بر رشد اقتصادی کمتر است.

٦- پیشنهادات

در مقاله حاضر، رابطه بین صادرات غیرنفتی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با رشد اقتصادی با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی برای داده‌های سالیانه دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۰ برای ۱۸ کشور منطقه منا مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که رشد اقتصادی دوره گذشته بیشترین اثر را بر روی رشد اقتصادی دوره حاضر داراست. همچنین یافته‌ها حاکی از تأثیر مثبت صادرات غیرنفتی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر روی رشد اقتصادی است که با نتایج اکثر تحقیقات بررسی شده در بخش پیشینه تجربی نیز هماهنگی دارد. یافته‌های تحقیق نشانگر این است که صادرات غیرنفتی نقش تعیین‌کننده‌ای بر روی رشد اقتصادی دارد. این نتیجه بیانگر این مطلب است که توسعه و متنوع‌سازی صادرات غیرنفتی با توجه به مزیت‌های نسبی بالفعل و به کارگیری ظرفیت‌های بالقوه در تجارت خارجی باید مورد توجه قرار گیرد، چون عایدی‌های صادرات غیرنفتی می‌تواند زمینه‌های مناسبی را برای برنامه‌ریزی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت در مقایسه با درآمدهای بی‌ثبات صادرات نفتی فراهم کرده و گام مؤثری برای کاهش اتکا به درآمد نفتی و ایجاد شرایط به نسبت با ثبات‌تری برای تمامی بخش‌های اقتصادی محسوب شود و در نتیجه رشد اقتصادی بالاتری را رقم بزند. در اقتصادهای تک محصولی و متکی به درآمدهای حاصل از صادرات نفت، به علت عدم ثبات درآمدهای ارزی حاصل از صادرات آن‌ها، لزوم توسعه بخش صادرات اجتناب‌ناپذیر است. به این منظور و برای توسعه صادرات غیرنفتی، پیشنهاد می‌شود که ساختار تولیدی داخلی به شیوه مناسبی تغییر یابد به گونه‌ای که محصولات

تـوان رقابـت در بازارهـای جهـانی را داشـته باشـند یعنـی در ساختار تولید، به زمینه‌هایی که کشور علاوه بـر مزیـت نسـبی دارای مزیـت رقـابتی نیـز هسـت، توجـه شـود. بـه عـلاوه متنوع‌سازی صادرات به دلیـل اینکـه فرصـت‌هـای بیشـتری را پیش‌روی صادرکنندگان قرار می‌دهد، باید در دستور کـار قـرار گیرد. همچنین به دلیل ارزش افزوده بالاتر صادرات محصولات و کالاها با فن‌آوری بالا نسبت بـه صـادرات کالاهـای اولیـه و معدنی، تغییر جهت از صـادرات کالاهـای اولیـه بـه صـادرات کالاها با فن‌آوری و مهارت بالا، بایـد مـدنظر باشـد. همچنـین نتایج تحقیق حاکی از این اسـت کـه سـرمایه‌گـذاری مسـتقیم خارجی نیز دارای اثر مثبتی بر رشد اقتصادی است و از این رو باید به عنوان ابزاری برای افزایش رشد اقتصادی مـورد توجـه قرار گیرد. لذا با توجه به اینکه موجودی سـرمایه عامـل بسـیار مهمی در ایجاد زمینه مناسب برای افزایش توان تولیدی داخلی بـوده و رشـد اقتصـادی بیشـتر را مهیـا مـی‌سـازد، تشـویق سرمایه‌گذاران خارجی و شناساندن موقعیت‌های سرمایه‌گذاری و فراهم کردن بستر مناسب برای جذب سرمایه‌های خارجی به منظور گسترش موجودی سرمایه فیزیکی و ارتقـای بهـره‌وری کل و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی، ضروری به نظر می‌رسد. به این منظور بایستی توجه ویژه‌ای به رفع موانع جذب این نوع سرمایه‌گذاری خارجی شود و در کنـار وضـع قـوانین جدیـد، شرایطی نیز جهت ایجاد بسترهای مناسب و امنیت لازم بـرای جذب آن فراهم شود. با توجـه بـه اینکـه سـطح فعالیـت‌هـای آموزشی بالاتر در کشور میزبان به انتقال تکنولوژی سریع‌تـر و بیشتر منجر می‌شود، پیشنهاد می‌شـود بهبـود و افـزایش سـطح سـرمایه‌گـذاری آموزشـی در کشـور میزبـان مـورد توجـه دست‌اندرکاران این امر قرار گیرد وکسب دانـش فنـی و فنـون مـدیریتی و تبـدیل نیـروی‌کـار سـاده بـه نیـروی‌کـار مـاهر و متخصـص از اهـداف سیاسـت‌گـذاران در ایـن زمینـه باشـد. همچنین این مطلب بایستی مدنظر باشد که سرمایه‌های ورودی به صورت FDI از چه کشورهایی وارد کشور میزبان می‌شوند. زیرا کشورهای صنعتی، به منظور دستیابی به بازارهـای زیـاد و بـالقوه، تکنولـوژی پیشـرفته در FDI را مـورد اسـتفاده قـرار می‌دهند ولی کشورهایی که اخیراً صنعتی شده‌انـد، تکنولـوژی معمولی در FDI استفاده می‌کنند زیرا هـدف آن‌هـا اسـتفاده از نهاده‌های کم‌هزینه در کشور مقابل است تا بدین طریق بتواننـد کالاهای تولیدی خود را به کشورهای جهان سوم صادر کنند و از هزینه‌های فزاینده تولید در کشور خود اجتنـاب ورزنـد. بـه این منظور لازم است برای ورود سرمایه‌گـذاری‌هـای خـارجی مؤثر، برقراری همکاری‌های مشترک بـا غـول‌هـای صـنعتی و کسب فنون بازاریابی جدید از کشورهای پیشرفته مدنظر باشد.

منابع

آذربایجانی، کریم؛ راکـی، مولـود و رنجبـر، همـایون (۱۳۹۰)، "*تأثیر متنوع‌سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولیـد و رشـد اقتصـادی (رویکـرد داده‌هـای تـابلویی در کشـورهای گـروه دی هشت)*"، *فصلنامه علمی پژوهشی پـژوهش‌هـای رشـد و توسـعه اقتصادی*، سال ۱، شماره ۳، صص ۲۰۱-۱۶۵.

احمدی، علی‌محمد؛ دهنوی، جلال و حق‌نژاد، امـین (۱۳۹۰)، "*رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه: یـک تجزیـه و تحلیـل مبتنـی بـر داده‌هـای پـانلی*"، *پژوهشنامه اقتصادی*، سال ی۱۱، شماره ۲، صص ۱۸۰-۱۵۹.

استادی، حسین؛ رفعـت، بتـول و رئیسـی، عباسـعلی (۱۳۹۲)، "*نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) در رشـد اقتصـادی ایـران (۱۳۸۷-۱۳۵۷) و بررسـی رابطـه متقابـل آن‌هـا*"، *فصـلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، دوره ۳، شماره ۹، صص ۱۷۲-۱۴۷.

رازینی، ابراهیم‌علـی و قبـادی، نسـرین (۱۳۸۳)، "*بررسـی و تحلیل اثر صادرات بر رشد اقتصادی. وزارت بازرگانی- معاونـت برنامه‌ریزی و بررسی‌هـای اقتصـادی*"، *دفتـر مطالعـات اقتصـادی*، صص ۱۷-۱.

رحمن، محمدسعید (۱۳۷۸)، "*عوامل تعیین‌کننده در صـادرات غیرنفتی ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد*"، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، صص ۱۱۸- ۱.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و ساری‌گل، سـارا (۱۳۹۰)، "*اثـر حقـوق مالکیت معنوی بر توزیع درآمد در کشورهای منطقه منا*"، *فصـلنامه*

تخصصی پارک‌ها و مراکز رشد، سال ۷، شماره ۲۸، صص ۲۰-۱۰.

طیبی، سید کمال؛ عمادزاده، مصطفی و شیخ بهایی، آزیتا (۱۳۸۷)، "*تأثیر صادرات صنعتی و سرمایه انسانی بر بهره‌وری عوامل تولید و رشد اقتصادی در کشورهای عضو OIC*"، *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۵، شماره ۲، صص ۱۰۶-۸۵.

میرشجاعیان‌حسینی، حسین و رهبر، فرهاد (۱۳۸۹)، "*بررسی رابطه علیت میان مؤلفه‌های توسعه پایدار در کشورهای خاورمیانه (منا)*"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ۷، شماره ۲۵، صص ۸۸-۶۳.

نجارزاده، رضا و ملکی، مهران (۱۳۸٤)، "*بررسی تأثیر سرمایه‌گذاری خارجی بر رشد اقتصادی با تأکید بر کشورهای صادر کننده نفت*" ، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۷، شماره ۲۳، صص ۱٦۳-۱٤۷.

هادی‌زنوز، بهروز و کمالی‌دهکردی، پروانه (۱۳۸۸)، "*اثر FDI بر رشد اقتصادی کشورهای میزبان*"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۱۳، شماره ۳۹، صص ۱۳٦-۱۱۳.

Ahmadi, A. M., Dehnavi, J. and Haghnejad, A. (2011), " Economic Growth and Foreign Direct Investment in Developing Countries: Panel Data Approach", Economic Bulletin, 11 (2), pp. 159-180.

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

Aljarrah, M.A. (2008), "Non-Oil Export Growth and Economic Development in Saudi Arabia: A Simulation Equations Approach", Journal of the Gulf and Arabian Peninsula Studies, 34 (129), pp. 1-16.

Arellano, M. (1993), "On Testing of Correlation Effects with Panel Data", Journal of Econometrics, 59(1), pp. 87-97.

Arellano, M. and Bond, S. (1991), "Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", Review of Economic Studies, 58 (2), pp. 277–297.

Arellano, M. and Bover, O. (1995), "Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error Components Models", Journal of Econometrics, 68, pp. 29-52.

Azarbaijani, K., Raki, M. and Ranjbar, H. (2011), "The The Impact of Export Diversification on Total Factor Productivity and Economic Growth (Panel Data Method in D-8 Countries)", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(3), pp. 165-201.

Baltagi, B. H. (2005), "Econometric Analysis of Panel Data", John Wiley & Sons Ltd.

Blundell, R. and Bond, S. (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", Journal of Econometrics, 87(1), pp. 115–143.

Bond, S. (2002), "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice", The Institute for Fiscal Studies Department of Economics, UCL, Cemmap Working Paper Series No.CWP09/02, pp. 1-34.

Borensztein, E., De Gregorio, J. and Lee, J.W. (1998), "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?", Journal of International Economics, 45 (1), pp. 115–135.

Chang, S.C. (2006), "The Dynamic Interactions among Foreign Direct Investment, Economic Growth, Exports and Unemployment: Evidence from Taiwan", Journal of Economic Change and Restructuring, 38 (3), pp. 235–256.

De Gregorio, J. (2003), "The Role of Foreign Direct Investment and Natural Resources in Economic Development", Central Bank of Chile, Santiago, Working Paper No. 196, pp. 1-26.

Guru-Gharana, K.K. (2012), "Relationships among Export, FDI and Growth in India: An Application of Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) Bounds Testing Approach", Journal of International Business Research ,11(1), pp. 1-17.

Hadi Zonouz, B. and Kamali Dehkordi, P. (2009), "The Effects of FDI on Economic Growth in Host Countries", Iranian Economic

Research, 13(39), pp. 113-136.

Halicioglu, A. and Halicioglu, F. (2006), "Foreign Direct Investment and Economic Growth: some evidence from across the world", Munich Personal RePEc Archive (MPRA), pp. 1-14.

Hasanov, F. and Samadova, I. (2010), "The Impact of Real Effective Exchange Rate on the Non-oil Export: The Case of Azerbaijan", 2nd Issue of ECO Economic Journal, pp. 1-19.

Hezer, D. and Nowak-Lehnman, F. (2006), "What Does Export Diversification Do for Growth? An Econometric Analysis", Applied Economics, 38(15), pp. 1825-1835.

Hsiao, F.S.T. and Hsiao, M.C.W. (2006), "FDI, Exports, and GDP in East and Southeast Asia-Panel Data Versus Time-Series Causality Analyses", Journal of Asian Economics, 17(6), pp. 1082–1106.

Jallab, M.S., Gbakon, M.B.P. and Sandretto, R. (2008), "Foreign Direct Investment, Macroeconomic Instability and Economic Growth in MENA Countries", GATE groupe d'analyse et de theorie economique, UMR 5824 duCNRS, Working Paper, W.P. 08-17, pp. 1-22.

Makki, S.S. and Somwaru, A. (2004), "Impact of Foreign Direct Investment and Trade on Economic Growth: Evidence from developing countries", American Journal of Agriculture Economics, 86 (3), pp. 795-801.

Matadeen, S. (2011), "Export Diversification and Economic Growth: Case Study of a Developing Country Mauritius", International Conference on International Trade and Investment, Mauritius, pp. 01-29.

Merza, E. (2007), "Oil Exports, Non-Oil Exports and Economic Growth: Time Series Analysis for Kuwait (1970-2004)", Ph.D. Dissertation, Kansas State University.

Miankhel, A., Shandre, T. and Kalirajan, K. (2009), "Foreign Direct Investment, Exports, and Economic Growth in Selected Emerging Countries: Multivariate VAR Analysis", MPRA Paper No. 22763, pp. 1-21.

Mirjamali Mehrabadi, S.M., Nabiuny, E. and Etemad Moghadam, H. (2012), "Survey of Oil and Non-oil Export Effects on Economic Growth in Iran", Greener Journal of Economics and Accountancy, 1(1), pp. 8-18.

Mirshojaian Hosseini, H. and Rahbar, F. (2010), "Investigation Causality Relationship between the Components of Sustainable Development in the Middle East and MENA", Quarterly of Energy Economics, 7(25), pp. 63-88.

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

Najjarzadeh, R. and Maleki, M. (2005), "Investigation the Effects of Foreign Investment on Economic Growth, Emphasizing Petroleum Exporting Countries", Iranian Economic Research, 7(23), pp. 147-163.

Noorbakhsh, F. and Paloni, R. (2001), "Human Capital and FDI Inflows to Developing Countries: New Empirical Evidence", World Development, 29 (9), pp. 1593- 1610.

Olayiwola, K. and Okodua, H. (2009), "Foreign Direct Investment, Non-Oil Exports, and Economic Growth in Nigeria: A Causality Analysis", 14th Annual Conference of the AES on Econometric Modelling for Africa, Nigeria, pp. 1-18.

Ostadi, H., Rafat, B. and Raisi, A. (2013), "The Role of Foreign Direct Investment (FDI) on Iran's Economic Growth (1978-2008) and Interaction Relationship between Them", Journal of Economic Development Research, 9(1), pp. 147-172.

Rahman, M.S. (1999), "Determinants of Exports of Iran", M.A. Thesis, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz.

Rana, P.B. and Dowling, J.M. (1988), "The Impact of Foreign Capital on Growth: Evidences from Asian Developing Countries", The Developing Economics, 26(3), pp. 3-11.

Razini, E.A. and Ghobadi, N. (2004), "Survey the Effects of Exports on Growth Economic", Ministry of Commerc, Department of Planning and Economic Research, Bureau of Economic Research.

Shah Abadi, A. and Sari gul, S. (2011), "The

Effect of Intellectual Property Rights on Income Distribution in MENA Region", Journal of Science & Technology Parks & Incubators, 7(28), pp. 10-20.

Tayebi, S.K., Emadzadeh, M. and Sheikh Bahaei, A. (2008), "Influence of Industrial Exports and Human Capital on TFP and Economic Growth in OIC Countries", Journal of Quantitative Economics, 5(2), pp. 85- 106.

Tiwari, A.K. and Mutascu, M. (2010), "Economic Growth and FDI in Asia: A Panel Data Approach", MPRA Paper No. 28172, pp. 1-14.

Yao, S. (2006), "On Economic Growth, FDI and Exports in China", Applied Economics, 38(3), pp. 339-351.

برآورد خط فقر نسبی در مناطق شهری ایران
کاربرد داده‌های پانل در سیستم مخارج خطی

Estimation of Relative Poverty in Urban Areas of Iran (Application of Panel Data in Linear Expenditure System)

ابوالفضل محمودی *

Abolfazl Mahmoodi *

دریافت: ۱۳۹۲/٤/۸ پذیرش: ۱۳۹۲/۷/۲۲

Received: 29/June/2013 Accepted: 14/Oct/2013

چکیده:

محاسبه خط فقر (یا حداقل معاش) به دلیل تعیین حداقل کمک مالی لازم به افراد و اجرای برنامه‌های فقرزدایی ضروری است. در این تحقیق خط فقر نسبی از طریق سیستم مخارج خطی و استفاده از آمار و اطلاعات گزارش بررسی بودجه خانوار در مناطق شهری (بانک مرکزی) طی سال‌های ۸۹-۱۳۸٤ مورد محاسبه قرار گرفت. معادلات مخارج خطی به‌صورت سیستمی و با روش ISURE (رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط) تخمین زده شد. خط فقر ماهانه در مناطق شهری ایران به‌طور میانگین برای یک خانوار٤ نفره از **٤٥۰۰۸۸٤** ریال درسال ۱۳۸٤ به رقم **۹۱۹۷۵۷۱** ریال درسال ۱۳۸۹ افزایش یافته است. از طریق برازش منحنی‌های لورنز کوادراتیک و بتا، شاخص‌های فقر و ضریب جینی محاسبه شد. نتایج تحقیق گویای این است که خط فقر نسبی، سالانه ۱۷٪ رشد نموده است. شاخص نابرابری درآمدی واقعی نشان دهنده بدتر شدن وضعیت توزیع درآمد به علت تورم طی سال‌های مورد مطالعه بوده است. پیشنهاد می‌شود که نسبت به مهار تورم در کشور اقدامات شایسته به عمل آید تا برنامه‌های فقر زدایی و حمایت از اقشار آسیب پذیر، اثربخشی بیشتری داشته باشد.

کلمات کلیدی: خط فقر، سیستم مخارج خطی، شاخص‌های فقر، منحنی لورنز، ضریب جینی، پانل دیتا.

طبقه‌بندی JEL: D12، D60، E25 .

Abstract:

Estimation of the poverty line (A minimum subsistence) to determine the minimum required contribution to the implementation of poverty alleviation programs is essential. In this study, using a linear expenditure system (LES) and the results of surveys of household spending in urban areas during the period from 2005 to 2010, relative poverty and poverty indices were calculated.

Equations of linear expenditure system for the commodity groups were system estimated method by using ISURE. Monthly poverty line in urban areas raised from 4500884 RLS in 2005 to 9197571 RLS in 2010 for 4-person household. The results indicate the relative poverty line, has increased 17% annually. By quadratic and Beta Lorenz curves fitting, poverty indicators and the Gini coefficient were calculated. Real income inequality indicators show worsening of income distribution over the years due to inflation. It is suggested that the appropriate measures to be taken to inhibition of inflation in the country and the protection of vulnerable groups and poverty alleviation programs could be more effective.

Keywords: Poverty, Linear Expenditure System, Poverty Index, Lorenz Curve, Gini Coefficient, Panel Data.

JEL: D12, D60, E25.

* استادیار دانشگاه پیام نور

Email: A.mahmoodi@pnu.ac.ir

* Assistant Professor of Agricultural Economics, Payem–e Noor University, Tehran. Email: A.mahmoodi@pnu.ac.ir

۱- مقدمه

فقر، یک پدیده آشکار در هر نظام اقتصادی می باشد ولیکن واقعیت تلخی است که سیاست‌گذاران امور اقتصادی و سیاسی جامعه را به دنبال راهکارهای فقرزدایی و کاهش محرومیت‌ها سوق می‌دهد. ابعاد مسئله فقر چند بعدی بوده و به حوزه‌های مختلفی ارتباط دارد؛ روی همین اصل تعاریف مختلفی از آن ارائه می‌شود. مطالعات به عمل آمده نشان دهنده این است که توافق کلی برای تعریف فقر وجود ندارد زیرا که نیازها و خواسته‌های مادی و غیر مادی افراد در زمان‌ها و مکان‌های مختلف متفاوت بوده و زندگی بشر دارای ابعاد کمی و کیفی است که بعد کمی آن شامل تأمین نیازهای مادی مانند غذا، پوشاک و ... بوده و بعد کیفی آن شامل تحصیلات، سطح فرهنگ، معنویات، اعتقادات و... است. بنابراین کمبودها در ابعاد مختلف کمی و کیفی به نوعی می‌تواند فقر تلقی شود. لذا درمطالعات اقتصادی، برای مشخص کردن فقرا از غیر فقرا، از مفهومی به نام خط فقر[1] استفاده می‌شود. درادبیات مربوط به فقر، معیارهای فقر مطلق[2] و نسبی[3] برای اندازه‌گیری خط فقر بیان شده است (بانک جهانی[4]، ۲۰۰۵: ص ٤٦-٤٨). فقر مطلق عدم برخورداری از حداقل امکاناتی است که این حداقل امکانات توسط یک شخص (محقق) بیان می‌شود. فقر نسبی عدم دستیابی به سطح معمول و متعارف جامعه است و کسانی‌که از سطح متعارف جامعه پائین‌تر باشند، دچار فقر نسبی هستند. این سطح متعارف معمولاً به‌صورت میانگین یا میانه مخارج مصرفی است. راوالیون (۱۹۹۸: ص ۵) و راوالیون و منو (۱۹۹۸: ص ۳) و اتکینسون (۱۹۸۷: ص ۷۵۰) برای فقرنسبی و مطلق دو تعریف ارائه می‌نمایند. در تعریف اول، فقر به عنوان عدم دسترسی به امکانات معیشتی معین بوده که طبق آن، هرگاه میزان مصرف کالاهای خاص توسط فرد از حدمعینی کمتر باشد، وی فقیر تلقی می‌شود. در تعریف دوم، حق برخورداری از منابع و امکانات اجتماعی– اقتصادی است که اگر درآمد فرد از میزان معینی پائین‌تر باشد به آن‌ها دسترسی نخواهد یافت. تانسند (۱۹۸۵: ص ٦٦٠)[5] فقر را به‌صورت فقدان یا نامناسب بودن تغذیه، امکانات زندگی، خدمات و فعالیت‌های معمول و متداول در یک جامعه تعریف می‌کند. به‌طورکلی وضعیت آسیب پذیری[6] را می‌توان وضعیتی متأثر از فقر[7] و نابرابری[8] به شمار آورد. معمولاً درجوامع شهری خانوارهای بی‌مسکن و پرجمعیت، سرپرست بیکار، دچار سوءتغذیه و عدم توانایی جهت پرداخت مخارج تحصیلی دانش‌آموزان و...، و در جوامع روستایی بخش عظیمی از روستائیان و کشاورزان به‌خصوص کشاورزان خرده پا و متوسط عملاً در زمره اقشار آسیب‌پذیر به شمار می‌آیند. ضریب جینی[9] از جمله شاخص‌هایی است که به مقوله توزیع درآمد می‌پردازد. درحقیقت این شاخص میزان تمرکز درآمد را اندازه‌گیری می‌کند و لذا از آن به عنوان شاخص تمرکز درآمد می‌توان نام برد. دامنه تغییرات این شاخص بین صفر و یک می‌باشد و هرچه درصد بیشتری از درآمد جامعه در اختیار درصد کمتری از افراد قرار گیرد، میزان نابرابری و بی‌عدالتی اجتماعی در جامعه بیشتر و مقدار عددی این شاخص به یک نزدیک‌تر خواهد بود. هرچه از میزان تمرکز درآمد و ثروت جامعه کاسته شود و عدالت و برابری بیشتری در جامعه برقرار گردد میزان عددی شاخص مذکور به صفر نزدیک‌تر خواهد شد. در این مقاله، قصد داریم خط فقر نسبی در مناطق شهری را که به‌صورت حداقل معیشت گروه‌های کالایی تعریف شده، با استفاده از گزارش‌های بررسی بودجه خانوار بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران طی سال‌های ۸۹-۱۳۸٤ از طریق کاربرد داده‌های پانل در قالب سیستم مخارج خطی برآورد کنیم.

۲- مبانی نظری تحقیق

روش تحقیق در مقاله حاضر بر اساس کاربرد منحنی لورنز و استخراج شاخص‌های فقر به‌صورت پارامتری می‌باشد. مبانی

1. Poverty Line
2. Absolute Poverty
3. Relative Poverty
4. World Bank

5. Townsend, Peter
6. Vulnerability
7. Poverty
8. Inequality
9. Gini Coefficient

نظری در سه بخش تنظیم شده است. در بخش اول، مبانی منحنی لورنز، ضریب جینی، اعتبارسنجی برازش منحنی‌های لورنز تدوین شده؛ دربخش‌های دوم و سوم به ترتیب در خصوص مبانی سیستم مخارج خطی و نابرابری درآمد مطالبی بیان شده است.

۲-۱- منحنی لورنز

یکی از روش‌های محاسبه شاخص‌های فقر، استفاده از روش پارامتری تخمین منحنی لورنز می‌باشد. این روش به دلیل دقت آماری و همچنین مقاصد شبیه‌سازی خط فقر به سایر روش‌ها ترجیح داده می‌شود (دات[1]، ۱۹۹۸: ص ۱). با فرض اینکه مخارج خانوار نشان دهنده سطح رفاه آن‌ها می‌باشد، می‌توان خط فقر نسبی را تشکیل داده و شاخص‌های فقر را محاسبه نمود. یک تعریف عمومی از منحنی لورنز و شاخص‌های فقر را می‌توان به‌صورت زیر بیان کرد:

$$L = L(P, \pi) \qquad (۱)$$

$$P = P(\mu/z, \pi) \qquad (۲)$$

در روابط بالا، L سهم P درصد از جمعیت مورد مطالعه براساس هزینه و درآمد خانوار می‌باشد که مقادیر فوق به‌صورت تجمعی ارائه شده‌اند. π یک بردار قابل تخمین از پارامترهای منحنی لورنز بوده و P شاخص فقر است که به‌صورت تابعی از نسبت میانگین مصرف (μ) به خط استاندارد زندگی (یاخط فقر) و پارامترهای منحنی لورنز تعریف شده است. منحنی لورنز تمام اطلاعات در الگوی نابرابری نسبی جامعه را دارا می‌باشد که مستقل از خط فقر است. همچنین شاخص‌های فقر همگن از درجه صفر نسبت به میانگین مصرف و خط فقر می‌باشند؛ یعنی اگر میانگین مصرف و خط فقر با یک نسبت مساوی تغییر یابند، شاخص‌های فقر بدون تغییر باقی خواهد ماند. همگن از درجه صفر بودن ، خاصیت مهمی است که شامل پوشش دامنه وسیعی از شاخص‌های فقر می‌شود. شاخص‌های فقر را براساس کلاس فوستر و همکاران[2] (۱۹۸٤: ص ۷٦۳) تعریف می‌کنیم. کلاس FGT از آن دسته ازکلاس‌های فقر است که به‌علت خواص مطلوب چون جمع‌پذیری وتفکیک‌پذیری به‌طور وسیعی مورد استفاده توسط محققان قرار گرفته است و شامل شاخص‌های تعداد افراد فقیر، شکاف فقر و مربع شکاف فقر می‌باشد که به‌صورت زیر تعریف شده است:

$$P_\alpha = \int_0^Z \left[\frac{Z-X}{Z}\right]^\alpha f(x)dx, \quad \alpha \geq 0 \qquad (۳)$$

در این رابطه، x مخارج مصرفی خانوارها می‌باشد. f(x) تابع توزیع چگالی مصرف افراد جامعه بوده و Z نشان دهنده خط فقر می‌باشد. α یک پارامتر غیر منفی در این کلاس از شاخص‌های فقر می‌باشد که هرچه مقدار آن بزرگ‌تر باشد، حساسیت شاخص‌های فقر نسبت به نابرابری میان افراد فقیر را افزایش می‌دهد. با قرار دادن α به ترتیب برابر با (۰) ، (۱) و (۲) در تابع فوق به ترتیب شاخص‌های تعداد افراد زیرخط فقر[3](H)، شکاف فقر[4] (PG) و مربع شکاف فقر[5](PG^2) محاسبه می‌شوند. در ادبیات مربوط به برآورد منحنی لورنز یک تعداد از فرم‌های تابعی متفاوت ارائه شده است. از میان آن‌ها دو فرم کوادراتیک و بتا از همه مهم‌تر و گسترده‌تر مورد استفاده قرار می‌گیرد. منحنی لورنز کوادراتیک[6] توسط ویلاسنور و آرنولد[7] (۱۹۸۹) و منحنی لورنز بتا[8]، توسط کاکوانی[9] (۱۹۷۷) معرفی شده‌اند.

۲-۱-۱ منحنی لورنز کوادراتیک

منحنی لورنز کوادراتیک عمومی، یک فرم تابعی انعطاف پذیر به‌صورت زیر می‌باشد:

(٤)

$$L(1-L) = a(P^2 - L) + bL(P-1) + c(P-L)$$

این منحنی به شکل زیرهم ارائه می‌شود:

1. Dat
2. Foster et al.

3. Headcount index
4. Poverty gap Index
5. Squared poverty gap index
6. General Quadratic Lorenz Curve(GQ)
7. Villasenor and Arnold
8. Beta Lorenz Curve(BETA)
9. Kakwani

(۵)

$$L(p) = -\frac{1}{2}\left[bP + e + \sqrt{mp^2 + nP + e^2}\right]$$

که در آن داریم:

(٦)

$$e = -(a + b + c + 1)$$
$$m = b^2 - 4a$$
$$n = 2be - 4c$$

منحنی فوق باشرط اینکه e کوچک‌تر ازصفر و(a+c) بزرگ‌تر از یک باشد از نقاط (۰و۰) و(۱و۱) عبور می‌کند. محدودیت‌های فوق بنابه اعتقاد دات (۱۹۹۸) و ویلاسنور و آرنولد (۱۹۸۹: ص ۳۳۵) تضمین کننده اعتبار و روایی اقتصاد سنجی منحنی لورنز می‌باشد.

شاخص‌های فقرشامل: تعداد افراد زیرخط فقر، شکاف فقر و مربع شکاف فقر نیز از طریق روابط زیر به‌دست خواهند آمد (دات، ۱۹۹۸: ص ٦):

$$H = -\frac{1}{2}\left[n + r(b + 2z/\mu)\left\{(b + 2z/\mu)^2 - m\right\}^{\frac{-1}{2}}\right]$$
$$PG = H - (\mu/z)\,L(H) \qquad (۷)$$
$$SPG = 2(PG) - H - \left(\frac{\mu}{z}\right)^2\left[aH + bL(H) - \left(\frac{r}{16}\right)\right]Ln\left[\frac{1-\frac{H}{s_1}}{1-\frac{H}{s_2}}\right]$$
$$r = \sqrt{(n^2 - 4me^2)}\,, \quad S_1 = (r-n)/2m\,, \quad S_2 = -S_1$$

۲-۱-۲ منحنی لورنز بتا

از نظر فرم جبری، منحنی لورنز بتا نسبت به منحنی کوادراتیک ساده‌تر می‌باشد.

$$L(P) = P - \theta p^{\gamma}(1-P)^{\delta} \qquad (۸)$$

رابطه (۸) که فرم منحنی لورنز بتا می‌باشد، با گرفتن لگاریتم از طرفین به‌صورت رابطه زیر تبدیل می‌شود:

(۹)

$$\ell n(P-L) = \ell n(\theta) + \gamma \ell n(P) + \delta \ell n(1-P)$$

منحنی لورنز GQ از نظر کاربردی از سهولت خاصی برخوردار است به این دلیل که تصریح این مدل ازنظر پارامترها، خطی بوده و تخمین تابع با استفاده از حداقل مربعات انجام پذیر است و شاخص‌های فقر به‌طور صریح قابل محاسبه است. درحالی‌که منحنی لورنز بتا از نظر تصریح اقتصاد سنجی دارای پارامترهای غیرخطی بوده و بنابراین نیاز به نرم‌افزارهای محاسبات عددی می‌باشد. شاخص‌های فقرشامل تعداد افراد زیرخط فقر (H)، شکاف فقر (PG) و مربع شکاف فقر (SPG) نیز ازطریق روابط زیر به‌دست می‌آیند (دات، ۱۹۹۸: ص٦):

(۱۰)

$$H = \theta H^{\gamma}(1-H)^{\delta}\left[\frac{\gamma}{H} - \frac{\delta}{1-H}\right]$$
$$PG = H - (\mu/z)\,L(H)$$
$$SPG = (1 - \mu/z)\left[2(PG - (1-\mu/z)H\right] + \theta^2\left(\frac{\mu}{z}\right)^2$$
$$\left[\gamma^2 B(H, 2\gamma-1, 2\delta+1) - 2\gamma\delta B(H, 2\gamma, 2\delta) + \delta^2 B(H, 2\gamma+1, 2\delta-1)\right]$$

۲-۱-۳ ضریب جینی

اگر درصد جمعیت یک گروه اقتصادی را با p و توزیع تجمعی آن را با P و همچنین درصد درآمد گروه اقتصادی فوق را با l و توزیع تجمعی آن را با L نشان دهیم، بدین ترتیب روابط زیر را خواهیم داشت:

$$\mu = \sum_{i=1}^{N} p_i y_i\,, \quad l_i = \frac{p_i y_i}{\mu}, \qquad (۱۱)$$
$$P_i = \sum_{j=1}^{i} p_j\,, \quad L_i = \sum_{j=1}^{i} l_j$$

در روابط بالا μ میانگین مصرف یا سطح درآمد افراد جامعه است. این امکان وجود دارد که بتوان با استفاده از این اطلاعات ضریب جینی را محاسبه کنیم. ضریب جینی برابر با نسبت مساحت بین خط ٤٥ درجه و منحنی لورنز به کل مساحت زیرخط ٤٥ درجه می‌باشد. با توجه به اینکه مساحت زیر خط ٤٥ درجه برابر با ۰.۵ می‌باشد. بنابراین، این ضریب برابر است با یک منهای دو برابر مساحت زیر منحنی لورنز. اگرسطح زیرمنحنی لورنز را به N سطح هندسی تقسیم کنیم مساحت زیر منحنی لورنز و ضریب جینی برابر است با:

$$Gini = 1 - \sum_{i=1}^{N} p_i(2L_i - l_i) \qquad (۱۲)$$

از جنبه تئوری منحنی لورنز باید تأمین کننده شرایط چهارگانه زیر باشد (دات، ۱۹۹۸: ص ۱۲):

$$
\begin{aligned}
&1)\quad L(0;\pi)=0\\
&2)\quad L(1;\pi)=1\\
&3)\quad L'(0;\pi)\geq 0\\
&4)\quad L''(p;\pi)\geq 0 \quad p\in(0,1)
\end{aligned}
\qquad (۱۳)
$$

شرایط اول و دوم در رابطه (۱۳) یک شرایط حدی است و تأکید بر این واقعیت دارند که صفر و ۱۰۰ درصد جمعیت باید دارای صفر و صددرصد ازکل درآمد باشند. انحراف و نقض جزئی شرط دوم برای مثال $L(1;\pi)=0.99$ جای نگرانی در خصوص تخمین شاخص‌های فقر نیست. زیرا موضوع فوق فقط بستگی به دقت تخمین منحنی لورنز دارد و این منحنی به‌طور یکنواخت افزایشی و محدب است. هیچ تضمینی درخصوص تخمین پارامترهای منحنی لورنز وجود ندارد که شرایط فوق را کاملاً برآورده کند. جدول شماره (۱)، نشان می‌دهد که چگونه شرایط چهارگانه فوق‌الذکر می‌توانند درخصوص منحنی پارامتری لورنز کوادراتیک و بتا مورد بررسی قرار گرفته و کنترل شوند.

جدول(۱): شرایط تأمین اعتبارسنجی منحنی‌های لورنز

منحنی لورنز بتا	منحنی لورنز کوادراتیک	شرایط
بطور خودکار توسط شکل تابعی تأمین اعتبار می‌شود	$e<1$	$L(0;\pi)=0$
بطور خودکار توسط شکل تابعی تأمین اعتبار می‌شود	$a+c\geq 1$	$L(1;\pi)=1$
$L'(0.001;\theta,\gamma,\delta)\geq 0$	$c\geq 0$	$L'(0;\pi)\geq 0$
$L''(p;\theta,\gamma,\delta)\geq 0$ $p=\{0.01,0.02...0.99\}$	$m=(b^2-4a)<0$	$L''(p;\pi)\geq 0$ $p\in(0,1)$

مأخذ: دات (۱۹۹۸)

اگر یکی از شرایط ذکر شده در جدول (۱) در خصوص منحنی لورنز کوادراتیک نقض شود، گزینه بعدی، منحنی لورنز بتاست. اگر هر دو منحنی لورنز نتوانند شرایط چهارگانه اعتبارسنجی تخمین خود را برآورده کنند، بایستی از روش درون‌یابی به تخمین منحنی لورنز پرداخت. اگر هر دو منحنی لورنز از جنبه تئوری تأمین کننده شرایط چهارگانه بودند، آنگاه برای انتخاب فرم مناسب از بین آن‌ها الزاماً باید از طریق ملاک خوبی برازش انتخاب به عمل آید. ملاک خوبی برازش (رابطه ۱۳) به‌صورت کمتر بودن حداقل مربعات خطا در محاسبه شاخص سرشمار فقر می‌باشد (دات، ۱۹۹۸: ص ۱۳).

$$MSE=\sum_{i=1}^{k}(\hat{L}_i-L_i)^2 \qquad (۱۴)$$

۲- ۲- سیستم مخارج خطی

سیستم توابع تقاضا شامل سیستم‌هایی است که از طریق حداکثرسازی مقید یک تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه استخراج می‌شوند. از مزایای این گروه تأمین خودکار محدودیت‌های تصریح شده درتابع تقاضاست. سیستم مخارج خطی[1] یک مثال بسیار خوبی از این گروه است. اگر فرض کنیم که n کالا یاگروه کالایی داشته باشیم، درصورت استفاده از سیستم مخارج خطی، باید 2n-1 پارامتر مستقل (n پارامتر مربوط به γ_i و n-1 پارامتر مربوط به β_i) تخمین زده شود. سیستم مخارج خطی تأمین کننده محدودیت‌های نظری تابع تقاضاست که شامل شرط‌های جمع پذیری، همگن بودن از درجه صفر نسبت به قیمت‌ها و مخارج، متقارن بودن و نیمه‌معین بودن ماتریس جانشینی کشش‌های اسلاتسکی- هیکس می‌باشد. همه این خصوصیات ناشی از خوش‌رفتار بودن تابع مطلوبیت آن است که مشهور به نام استون- گیری می‌باشد. پولاک و والس[2] (۱۹۷۸: ص ٦١٢) نشان دادند که سیستم مخارج خطی از منظر نظری پذیرفتنی است چون سازگار با حداکثرسازی تابع مطلوبیت بوده و مخارج هر گروه کالایی یک تابع خطی از تمام قیمت‌ها و کل مخارج است. فرض می‌کنیم مصرف کننده از دو کالای q_1 و q_2 استفاده کرده و حداقل معاش از دو کالا به ترتیب γ_1 و γ_2 می‌باشد. تابع مطلوبیت زیر در دامنه $q_1>\gamma_1$ و $q_2>\gamma_2$ را به صورت $U=\alpha_1\ln(q_1-\gamma_1)+\alpha_2\ln(q_2-\gamma_2)$ در نظر می‌گیریم. شایان ذکر است که تابع مطلوبیت فوق به تابع مطلوبیت کلین- روبین و استون-گیری نیز موسوم است. هندرسن و کوانت[3] (۱۹۸۰: ص٤٤) فرم کلی این تابع را به‌صورت زیر ارائه داده‌اند.

1. Linear expenditure system
2. Pollak, R. A. and T. J. Wales
3. Henderson and Qouant

$$U=\sum_{i=1}^{n}\beta_i\log(q_i-\gamma_i),\qquad 0<\beta_i<1,$$
$$\frac{\partial U}{\partial q_i}>0\ ,\ \sum_{i=1}^{n}\beta_i=1,\ \ (q_i-\gamma_i)>0 \qquad (۱۵)$$

مطلوبیت کل مصرف کننده در این سیستم، تابعی از مقادیر فرا معیشتی از هر کالاست. بدیهی است که مطلوبیت حاصل شده از کالاها و گروه‌های مختلف با هم متفاوت هستند. از خصوصیات این تابع مطلوبیت این است که قویاً جدایی پذیر است و با گرفتن لگاریتم قابل تفکیک یکنواخت از تابع اولیه خود می‌باشد. از طریق حداکثرسازی مقید تابع مطلوبیت مصرف کننده نسبت به قید بودجه او یعنی $\sum P_i q_i = y$ با استفاده ازروش لاگرانژ می‌توان به سیستم مخارج خطی مصرف‌کننده یعنی $E_i = p_i q_i = p_i\gamma_i + \beta_i\left(y-\sum_{i=1}^{n}p_i\gamma_i\right)$ رسید.

در رابطه اخیر، pi ، qi و y به ترتیب مقادیر قیمت کالا (یا گروه کالایی)، مقدار کالا و بودجه یا درآمد کل خانوار می‌باشد. این سیستم مخارج خطی در واقع بیان کننده این است که مخارج خانوار برای هر گروه کالایی، از دو جز تشکیل شده است. جز اول $\beta_i\left(y-\sum_{i=1}^{n}p_i\gamma_i\right)$ نشان دهنده مخارج فرا معیشتی است که مصرف کننده بعد از تأمین حداقل نیازهای معیشتی $(p_i\gamma_i)$ به اختیار درآمد خود را برای آن صرف می‌کند. در این سیستم، βi نشان دهنده میل نهایی به مخارج فرا معیشتی بوده و فرض می‌شود در طول زمان ثابت است. جز دوم $(p_i\gamma_i)$ نشان دهنده حداقل مخارج مورد نیاز یا حداقل معیشت[1] یا خط فقر برای یک گروه کالایی است که از حاصل‌ضرب شاخص قیمت (pi) درشاخص مقداری حداقل معیشت (γi) آن کالا یا گروه کالایی بدست می‌آید. خط فقر (یا حداقل معیشت) از مجموع حداقل معاش کالاهای مختلف $\sum_{i=1}^{n}p_i\gamma_i$ قابل محاسبه است. پارامتر γ ممکن است در کارهای تجربی، منفی یا مثبت برآورد شود. مثبت بودن γ تأکید بر بی‌کشش بودن تقاضاست و همچنین منفی بودن آن نشانه کشش پذیر بودن آن گروه کالایی نسبت به قیمت‌ها می‌باشد. درصورتی‌که γiها منفی باشد، موجب می‌شوند که کشش‌های قیمتی ازنظر قدرمطلق بزرگ‌تر از یک باشند و در این‌صورت تفسیر و تعبیر γiها به عنوان حداقل مقادیر معیشتی اعتبار خود را از دست می‌دهد (پولاک و والس، ۱۹۷۸: ص ٦١٥).

۲-۳- نابرابری توزیع درآمد و تغییرات قیمت (تورم)

اگر بخواهیم اثر تغییرات قیمت‌ها (تورم) را بر نابرابری توزیع درآمد در قالب سیستم مخارج خطی بررسی کنیم، می‌توانیم از تابع مطلوبیت غیر مستقیم به شرح زیر استفاده کنیم (کاکوانی، ۱۹۷۷: ص۷۲۵):

$$u=\sum_{i=1}^{n}\beta_i\log\beta_i+\log(y-\gamma)-\sum_{i=1}^{n}\beta_i\log P_i \qquad (۱٦)$$

که درآن y مخارج کل خانوار، Pi قیمت کالا یا گروه کالایی iام ، $\gamma=\sum_{i=1}^{n}P_i\gamma_i$ که به عنوان حاصل جمع مخارج معیشتی یا همان خط فقر نسبی است و βi مخارج نهایی فرا معیشتی می‌باشد. فرض می‌کنیم قیمت کالای i ام از P_i به P_i^* تغییر می‌یابد و به این ترتیب مخارج کل خانوار از (y) به y^* تغییر می‌کند. می‌توان تغییرات تابع مطلوبیت کل را به‌صورت زیر نوشت (کاکوانی، ۱۹۷۷: ص ۷۲۵):

$$\Delta u=\log(y^*-\gamma^*)-\log(y-\gamma)-$$
$$\sum_{i=1}^{n}\beta_i(\log P_i^*-\log P_i),\gamma^*=\sum_{i=1}^{n}P_i^*\times\gamma_i \qquad (۱۷)$$

دررابطه (۱۷) اگر تغییرات مطلوبیت را معادل با صفر قراردهیم از حل این معادله، مخارج کل(y^*) به نحوی که مطلوبیت خانوار در همان سطح قبلی حفظ شود، خواهیم داشت:

$$y^*=\gamma^*+(y-\gamma)\prod_{i=1}^{n}\left(\frac{P_i^*}{P_i}\right) \qquad (۱۸)$$

دررابطه شماره (۱۸) مقدار مخارج واقعی خانوار برابر با (y^*) خواهد بود. همچنین مقدار ضریب جینی واقعی نیز به‌صورت زیر محاسبه خواهد شد (کاکوانی، ۱۹۷۷: ص۷۲۵):

$$G^*=\frac{\prod_{i=1}^{n}\left(\frac{P_i^*}{P_i}\right)\times\bar{y}\times G}{\gamma^*+(\bar{y}-\gamma)\prod_{i=1}^{n}\left(\frac{P_i^*}{P_i}\right)^{\beta_i}} \qquad (۱۹)$$

1. Subsistence (or Comitted)

در رابطه فوق، $\overline{y}$ همان میانگین مخارج خانوار و G ضریب جینی می‌باشد. همان‌طور که از رابطه (۱۹) مشخص است، اگر تمام قیمت‌ها به یک نسبت تغییر کنند، این تغییرات برضریب جینی واقعی بی‌اثر است. همچنین می‌توانیم از نسبت $\left(\frac{y^*}{y}\right)$ برای محاسبه شاخص هزینه زندگی[1] استفاده کنیم. شاخص مذکور برای تبدیل مخارج اسمی به مخارج واقعی خانوار کاربرد دارد.

۳- مرور بر ادبیات موضوع

۳-۱- مطالعات داخلی

به نظرمی‌رسد بررسی فقر در ایران به صورت جامع و علمی توسط دکتر عظیمی در سال ۱۳۵۵ با محاسبه خط فقر انجام شد عظیمی (۱۳۷٤: ص ۲۳-۵). هاشمی و خسروی‌نژاد (۱۳۷٤: ص ۹۲-۷٤) با استفاده از سیستم مخارج خطی، حداقل معاش (خط فقر) برای خانوارهای شهری ایران را برآورد نمودند. نادران و غلامی (۱۳۷۹: ص ۱٦۷-۱٦۱) با تبیین تحولات جمعیتی، ویژگی‌های درآمدی، ترکیب سبد مصرفی، درصد بهره‌مندی خانوارها از تسهیلات زندگی و تحولات توزیع درآمد را مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار دادند. آن‌ها خط فقر ذهنی از منظر مشاهده رفتاری، از طریق تخمین نظام مخارج خطی (LES) مبتنی بر تابع مطلوبیت استون‌گیری با روش تکراری استون و با استفاده از داده‌های بودجه خانوار (۷۵-۱۳٦۹) برای مناطق شهری استان مازندران و همچنین متوسط کل کشور را مورد برآورد قرار دادند. در این تحقیق حداقل معیشت ماهانه برای خانوارهای شهری استان مازندران در سال ۱۳۷۵ رقمی معادل ۵۲٦۰۰۰ و برای کل کشور ۸۵۷۲۰۰ ریال محاسبه شده و گروه خوراکی‌ها در سبد حداقل معاش خانوارهای شهری مازندرانی با ۳۷ درصد بیشترین سهم را دارا بوده است در حالی‌که در سطح کشور، گروه مسکن با ۳۸ درصد بیشترین سهم را به خود اختصاص داده بود. متوسلی و صمدی (۱۳۷۸: ص ۹۸-٦۵) به مطالعه کاهش فقر، کارایی و نابرابری در ایران با استفاده از سیستم مخارج خطی پرداختند. خسروی‌نژاد (۱۳۹۱: ص ٦۰-۳۹) مقوله فقرنسبی را مورد توجه قرار داده و خط فقر را بر اساس رویکرد رفتار مصرفی و مطلوبیت گرایی در قالب سیستم مخارج خطی، با استفاده از داده‌های خام بودجه خانوار که در طبقات پنج گانه گروه‌بندی شده‌اند را برای جوامع روستایی و شهری طی سال‌های ۸٦-۱۳۸۰ برآورد نموده است. سپس شاخص‌های فقر سرشمار، شکاف فقر و شاخص فوستر، گریر و توربک را محاسبه و مورد تحلیل قرار داده است. خدادادکاشی و جباری (۱۳۸٤: ص ٤۳-۳۱) به برآورد خط فقر در ایران طی سال‌های ۷۹-۱۳٦۹ پرداخته و خط فقر مطلق و نسبی را از روش‌های متنوعی محاسبه نموده‌اند. در این مطالعه خط فقر مطلق بر اساس نیاز به کالری پایه به میزان ۲۱۷۹ و ۲۳۰۰ کالری محاسبه گردیده است. همچنین ایشان، خط فقر را به روش معکوس ضریب انگل و ضریب تعدیل یافته انگل مورد محاسبه قرار داده‌اند. خط فقر نسبی بر اساس ۵۰ درصد و ٦٦ درصد میانه و میانگین برای هریک از سال‌های مورد بررسی تعیین گردیده است. نتایج این تحقیق نشان دهنده کوچک‌تر بودن خط فقر مطلق نسبت به خط فقر نسبی بوده است. ارشدی و همکاران (۱۳۸۹: ص ۲۳-۱) حداقل معاش خانوارهای شهری استان کرمانشاه را به عنوان معیاری ذهنی و نسبی از خط فقر، به همراه چند شاخص فقر طی دوره ۸۹-۱۳۷٦ با بهره‌گیری از سیستم مخارج خطی پویا با فرض شکل‌گیری عادات[2] (HLES) و روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط تکراری برآورد نمودند. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان داد حداقل معاش سالانه در طول دوره برای مناطق شهری استان کرمانشاه روندی فزاینده دارد و همچنین خط فقر شهری تعدیل شده با شاخص قیمت، روند صعودی ملایمی از خود نشان می‌دهد. علاوه بر آن شاخص‌های نسبت سرشمار، نسبت شکاف درآمدی و نابرابری درآمد بین فقرا (FGT) و کاکوانی نیز برای مناطق شهری محاسبه شده که نتایج حاکی از بدتر شدن کلی وضعیت خانوارهای شهری در طول دوره مورد

1. Cost of Living Index

2. Habitat Linear Expenditure System

بررسی بوده است. نجفی و شوشتریان (۱۳۸٦: ص ۲٤-۱) به بررسی خط فقر، اندازه فقر و عوامل تعیین کننده آن در بین خانوارهای روستایی و شهری ایران پرداخته‌اند. در این تحقیق خط فقر مطلق در بخش روستایی، شهری و کل کشور محاسبه شده و درصد خانوارهای زیر خط فقر مشخص گردیدند و سپس با استفاده از تخمین یک تابع پروبیت، نقش هر یک از عوامل تعیین‌کننده فقر بر احتمال فقیر شدن خانوارها مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که فقر در جوامع روستایی ابعاد بزرگ‌تری داشته و از مهم‌ترین عوامل آن می‌توان به بعد خانوار و بار تکفل اقتصادی اشاره کرد. ابونوری و مالکی (۱۳۸۷: ص ۲۳٦-۲۱۵) خط فقر خانوار و شاخص‌های فقر در استان سمنان را به تفکیک مناطق شهری و روستایی طی برنامه‌های اول، دوم و سوم توسعه به کمک اطلاعات هزینه– درآمد، شاخص قیمت و داده‌های خام آماری خانوار شهری و روستایی استان را با استفاده از سیستم مخارج خطی (LES) با روش رگرسیون به ظاهر غیرمرتبط تکراری (ISURE) برآورد کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان داد که خط فقر طی سه برنامه توسعه در مناطق شهری و روستایی روندی افزایش داشته و یکی از علل اصلی این افزایش نرخ تورم بوده است. خط فقر در مناطق شهری همیشه بیش از مناطق روستایی بوده است. شاخص‌های فقر در مناطق شهری و روستایی استان سمنان در برنامه اول توسعه افزایش یافته ولی طی برنامه دوم و سوم توسعه اقتصادی به صورت نسبی کاهش داشته است. محمودی (۱۳۸۱: ص ۵۷-۲۷) خط فقر را در دوره ۱۳٦۸ تا ۱۳۷۳ محاسبه نموده و نتایج تحقیق او نشان می‌دهد که فقر در طول این دوره در کل کشور و نواحی روستایی افزایش یافته است، اما با وجود افزایش نرخ فقر در نواحی شهری، وضعیت فقیرترین فقرا در این بخش بهبود یافته است. به عبارتی دیگر اجرای سیاست تعدیل اقتصادی در کشور افزایش فقر مطلق را به دنبال داشته است. محمدی و همکاران (۱۳۸٦: ص ۱۸۸-۱٦۵) حداقل معاش مناطق شهری استان ایلام را طی برنامه‌های دوم و سوم با استفاده از سیستم مخارج خطی محاسبه نمودند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که حداقل معاش در سال ۱۳۷٤ از ٦٤٦۰۵۰۰ به ۲۷۲۸۷۲۷۱ ریال در سال ۱۳۸۳ رسیده است. همچنین آن‌ها شاخص نسبت شمار، نسبت شکاف درآمدی، نابرابری درآمد بین فقرا را نیز محاسبه نمودند و مشخص شد که وضعیت و روند حرکت این شاخص‌ها حاکی از بهبود وضعیت افراد فقیر در این دوره بوده ولیکن حداقل معاش در برنامه سوم نسبت به برنامه دوم افزایش یافته است. مکیان و سعادت خواه (۱۳۹۰: ص ٦۸-٤۵) حداقل معاش در مناطق شهری یزد در طی برنامه سوم و چهارم توسعه را با استفاده از آمار هشت گروه کالایی و کاربرد تقاضای سیستم مخارج خطی برآورد کردند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد حداقل معاش درمناطق شهری یزد درسال ۱۳۷۹ برابر با ۱۰۰٦۱٤٤۲ به ۳۳۵۸۵۸۱۹ ریال درسال ۱۳۸۸ افزایش یافته است و شاخص‌های نسبت سرشمار و نسبت شکاف درآمدی در سال ۱۳۷۹ به ترتیب ۲۵.۱٤ و ٤۰.۳٦ درصد بوده که در سال ۱۳۸۸ به ۱۸.۷٦ و ۳٦.۷۷ درصد رسیده است. به عبارتی وضعیت فقر در برنامه چهارم نسبت به برنامه سوم یک درصد بهتر شده است، هرچند که حداقل معاش (خط فقر) افزایش یافته است. سعادت و قاسمی (۱۳۹۱: ص ۲۰٦-۱۸۷) به بررسی میزان خط فقر در مناطق شهری و روستایی استان کرمانشاه با استفاده از سیستم مخارج خطی و تخمین سیستم مخارج خطی به روش رگرسیون به ظاهر نامرتبط تکراری (ISURE) طی سال‌های ۸٦-۱۳۷٤ پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان می‌دهد که خط فقر در مناطق شهری و روستایی استان کرمانشاه طی سال‌ها روندی صعودی داشته است و گروه خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات بیشترین سهم را از خط فقر دارا بودند. محمدزاده و همکاران (۱۳۸۹: ص ٦٤-٤۱) خط فقر و ابعاد فقر و عوامل تعیین کننده را با استفاده از سیستم مخارج خطی برآورد نموده و به بررسی عوامل تعیین کننده فقر در سطح خرد پرداخته‌اند و تأثیر پذیری احتمال وقوع فقر در ارتباط با خصوصیات و ویژگی‌های خانوارها را با استفاده از مدل پروبیت تخمین زدند. نتایج تحقیقات آن‌ها نشان می‌دهد بیشترین کاهش احتمال فقر خانوارهای شهری مربوط به تحصیلات سرپرست خانوار و جنسیت سرپرست خانوار بوده

و همچنین سن سرپرست خانوار، نسبت افراد دارای درآمد در خانوار و اندازه بعد خانوار نیز در کاهش احتمال فقر خانوارها مؤثر است.

۳-۲- مطالعات خارجی

بورخاسر و همکاران[1] (۱۹۹۶: ص ۴۰۰ -۳۸۱) با استفاده از داده‌های مرکز مطالعات درآمد خانوار لوکزامبورگ برای نشان دادن اثر اقدامات اقتصادی بر رفاه خانوارها در ایالات متحده آمریکا و آلمان با استفاده از مقیاس مصرف معادل در دو کشور و با استفاده از یک سیستم مخارج خطی نسبت به تخمین خط فقر نسبی و شاخص نابرابری اقدام نمودند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که به‌طور کلی فقر نسبی و شاخص نابرابری در ایالات آمریکا بیشتر از کشور آلمان است. میزان فقر نسبی و شاخص نابرابری در بین گروه‌های آسیب پذیر در کشور آلمان در بین اقشار مسن‌تر و مجرد بیشتر از سایر گروه‌ها بوده است. شوارتز[2] (۲۰۰۳: ص ۳۷۲-۳۵۹) با استفاده از روش پانل دیتا در کشور آلمان نسبت به محاسبه مقیاس مصرف معادل و کاربرد سیستم مخارج خطی اقدام نمود. نتایج کار او نشان داد که مدل اثرات ثابت برای تخمین خط فقر نسبی مناسب‌تر از مدل پول (ادغام) بود و در طی سال‌های مطالعه این شاخص در حال رشد بوده است. شوارتز خاطر نشان می‌کند که مقیاس مصرف معادل، شاخصی است که تغییرات درآمد خانوارها را برای یکسان سازی سطح رفاه اندازه‌گیری می‌کند و محاسبات خط فقر وابستگی زیادی به انتخاب نوع سیستم تقاضا دارد. پارک و همکاران[3] (۱۹۹۶: ص ۳۰۰-۲۹۰) با استفاده از داده‌های مصرف و درآمد خانوارهای آمریکایی و به‌کارگیری سیستم مخارج خطی، نسبت به تخمین خط فقرنسبی (حداقل معاش) برای ۱۲ گروه کالایی شامل گوشت گوساله، گوشت خوک، گوشت مرغ، گوشت ماهی، پنیر، میوه، سبزیجات، غلات، نان و روغن و چربی اقدام نموده و تعداد خانوارهای بالا و پائین خط فقر نسبی را برآورد و گزارش می‌کنند. همچنین کشش‌های قیمتی خودی و کشش‌های درآمدی را به تفکیک خانوارهای فقیر و غیر فقیر محاسبه کردند. شوکت علی[4] (۱۹۹۵: ص ٥٤-٤٣) با استفاده از داده‌های درآمد و هزینه خانوارهای پاکستانی و با به کارگیری سیستم مخارج خطی تعمیم یافته، خط فقر (حداقل معیشت) غذایی و کل را برآورد نمود. حداقل مقادیر معیشتی به تفکیک ده گروه کالایی محاسبه شده و خط فقرسرانه به‌صورت ماهانه برابر با ۳۷٤ روپیه برآورد شده که ۱۹۱ روپیه آن مربوط به خط فقر غذایی بوده است. نتایج تحقیق وی نشان داد به‌طور کلی ٤۷٪ خانوارهای پاکستانی زیر خط فقر قرار داشتند و از نظر خط فقر غذایی این رقم برابر با ۱۰٪ بوده است. اوزر[5] (۲۰۰۳: ص ۸۵۲-۸۳۷) با استفاده از آمار بودجه خانوار در ترکیه و کاربرد سیستم مخارج خطی، الگوی مصرف را برای هشت گروه کالایی به ترتیب غذا، پوشاک، اثاث منزل، سلامت، حمل و نقل و ارتباطات، فرهنگ و تحصیل و تفریح و متفرقه مورد بررسی قرار داده و کشش‌های قیمتی و درآمدی را محاسبه نموده است. تمام کشش‌های قیمتی و متقاطع تقاضا دارای علامت مورد انتظار با تئوری مطلوبیت بودند. چیم هوا[6] (۲۰۰۹: ص ٤۱۵-٤۰۸) به بررسی انواع مختلف فقر (مطلق، نسبی، شدید و ناپایدار) پرداخته و روش‌های مختلف اندازه‌گیری فقر را بیان می‌کند. او پدیده فقر را به صورت گسترده و چند بعدی نگاه کرده و آنرا به صورت فقدان قابلیت‌ها برای زندگی در سطح خوب تعریف نمود. داگلاس و گیلز[7] (۲۰۰۹: ص ۲۷۷-۲٦٦) خط فقر را در کشور چین در سه مرحله اندازه‌گیری نموده‌اند. در مرحله اول، فقر را به دو بخش شدید و ناپایدار تقسیم کرده و در مرحله دوم به معرفی ابزار اندازه‌گیری پرداخته و در مرحله سوم با استفاده از این ابزار و با استفاده از داده‌های پانل هفده ساله به تخمین خط فقر می‌پردازند.

با عنایت به مطالعات فوق‌الذکر، آگاهی از وضعیت فقر، اولین گام برای اتخاذ سیاست‌های فقرزدایی و مبارزه با محرومیت است. محاسبات خط فقر و یا حداقل معاش به دلیل

1. Burkhauser et al.
2. Schwarze
3. Park et al.
4. Shaukat Ali
5. Ozer
6. Chimhowa
7. Duclos and Giles

تعیین حداقل کمک مالی لازم به افراد در برنامه‌های فقرزدایی ضرورت می‌یابد. دراین تحقیق با بهره‌گیری ازگزارش‌های بررسی بودجه خانوار طی سال‌های ۸۹-۱۳۸٤و شاخص‌های قیمت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و روش پانل دیتا، سیستم تقاضای خطی به‌منظور محاسبه خط فقر (حداقل معاش) در بین خانوارهای شهری کل کشور تخمین زده می‌شود. وجه تمایز این تحقیق نسبت به موارد قبلی که از سیستم مخارج خطی استفاده کرده‌اند، در موارد زیر خلاصه می‌شود:

۱- در بعضی از مطالعات قبلی، معادلات انگل و سیستم توابع تقاضا به‌طور جداگانه و با روش‌های غیرسیستمی تخمین زده شدند و به استناد پولاک و والس (۱۹٦۹، ۱۹۷۸) و حسین اوزر (۲۰۰۳) این روش‌ها به دلیل لحاظ نکردن همبستگی غیرظاهری در اجزای اخلال، موجب ناکارایی و کاهش دقت برآورد پارامترهای تخمینی می‌شود. در این تحقیق، سیستم معادلات تقاضا، با روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری[1] تخمین زده شدند. این روش سیستمی ضمن در نظر گرفتن همبستگی زمانی و واریانس ناهمسانی بین معادلات تقاضا، دقت تخمین پارامترها و در نتیجه محاسبه خط‌فقر نسبی را افزایش داده و کارایی آن را حفظ خواهد کرد.

۲- برای محاسبه شاخص‌های فقر (شامل شاخص سرشمار فقر، شکاف فقر و شاخص مربع شکاف فقر) از روش پارامتری تخمین منحنی‌های لورنز کوادراتیک و بتا سود جسته‌ایم و به این ترتیب نتایج از دقت و اعتبار آماری برخوردار است ولیکن در مطالعات قبلی که در پیشینه تحقیق آمده است، شاخص‌های فقر به‌صورت ناپارامتری محاسبه شده‌اند. ۳- شاخص نابرابری درآمد واقعی و شاخص هزینه زندگی واقعی در قالب سیستم مخارج خطی محاسبه شده است. با توجه به تبدیل شاخص‌های اسمی به واقعی؛ این شاخص‌ها می‌توانند بهتر و بدتر شدن وضعیت توزیع درآمدی دربین خانوارها را به شکل صحیح‌تر نشان دهند.

٤- معرفی داده‌ها، تخمین و تفسیر مدل

٤-۱- معرفی داده‌ها

با توجه به هدف این تحقیق که تخمین سیستمی معادلات تقاضا در قالب سیستم مخارج خطی و برآورد مقادیر معیشتی است؛ از گزارش بررسی بودجه خانوار در مناطق شهری بانک مرکزی طی سال‌های ۸۹-۱۳۸٤ استفاده شده است. در گزارش مذکور از آمار و اطلاعات ارائه شده به‌صورت دهک‌های هزینه‌ای استفاده به عمل آمد. در این گزارش گروه‌های هزینه‌ای به تفکیک دهک‌ها شامل ۱۲ گروه کالایی: ۱- مخارج: خوراکی و آشامیدنی ۲- دخانیات ۳- پوشاک و کفش ٤- مسکن، آب، برق و گاز و سایر سوخت‌ها ۵- لوازم، اثاث وخدمات مورد استفاده درخانه ٦- بهداشت و درمان ۷- حمل و نقل ۸- ارتباطات ۹- تفریح و امور فرهنگی ۱۰- تحصیل ۱۱- رستوران و هتل ۱۲- کالاها و خدمات متفرقه بوده است. با استفاده از شاخص تعریف شده در رابطه (۱۹)، گروه اول و دوم تحت عنوان یک گروه، به نام گروه خوراکی و دخانی، تجمیع شده‌اند. همچنین گروه‌های هشتم الی دوازدهم نیز تحت عنوان سایرگروه‌ها باهم ادغام شده‌اند (رابطه۲۰). این امر به دلیل کاهش حجم گروه‌های کالایی و افزایش درجه آزادی در تخمین‌های اقتصادسنجی انجام شده است. شایان ذکر است اگر n کالا یا گروه کالایی داشته باشیم، درتخمین سیستمی مخارج خطی کلاً 2n-1 ضریب تخمین زده می‌شود. شامل N ضریب برای γ_i ها (مقادیر معیشتی) و n-1 ضریب برای β_iها (میل نهایی به مخارج فرامعیشتی). شایان ذکر است که در این تحقیق تعداد مقاطع N=10 (تعداد دهک‌ها) وتعداد سری‌های زمانی T=6 بوده و در کل تعداد مشاهدات پانل در یک معادله برابر با ٦۰ بوده است ($N = 6\times10 = 60$). حال اگر بر اساس گروه‌های کالایی بانک مرکزی که ۱۲ گروه هستند، بخواهیم برای ۱۲ گروه، سیستم مخارج خطی را به صورت سیستمی تخمین بزنیم باید ۲۳ ضریب تخمین زد که در این صورت درجه آزادی مدل سیستمی در یک معادله برابر با ۳۷ خواهد شد ($Df = 60-23 = 37$). اما در صورتی‌که تعداد گروه‌های کالایی به ۷ عدد کاهش یابد، درجه آزادی مدل

1. Iterative Seemingly Unrelated Regression

سیستمی به ٤٧ افزایش می‌یابد ($Df = 60-13 = 47$).

(۲۰)

$$w_i = \frac{E_i}{E},\ \mathrm{P} = \sum_{i=1}^{2} w_i P_i,\ \mathrm{E} = \sum_{i=1}^{2} E_i,\ \ \mathrm{i}=1,2$$

(۲۱)

$$w_i = \frac{E_i}{E_{other}},\ \mathrm{P}_{other} = \sum_{i=8}^{11} w_i P\ ,\ \mathrm{E}_{other} = \sum_{i=8}^{11} E_i,\ \ \mathrm{i}=8,\ldots 11$$

درروابط فوق، E_i متوسط هزینه ناخالص سالانه یک خانوار به تفکیک گروه‌ها در هر سال و P_i، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران به تفکیک هر سال بوده که از آمار و اطلاعات تولیدی بانک مرکزی استخراج شده است. در تخمین سیستم مخارج خطی، به دلیل اینکه سهم مخارج هر۷ گروه برابر با یک است، بنابراین حاصل جمع اجزای اخلال در هر یک از معادلات برابر با صفر است. بنابراین ماتریس واریانس – کواریانس اجزای اخلال منفرد خواهد بود. برای رفع این مشکل باید یکی از معادلات را کنار گذاشت و بقیه معادلات را به‌طور سیستمی تخمین زد. بعد از تخمین معادلات باقی مانده، با استفاده از قید $\sum \beta_i = 1$ نسبت به محاسبه پارامتر مربوطه اقدام می‌شود. سیستم تقاضا دارای 2n پارامترساختاری است که 2n-1 از نظر شرط جمع‌پذیری مستقل هستند. این پارامترها شامل n-1 ضریب β_iها و n ضریب γ_iها می‌باشد. به دلیل همبستگی بالای بین معادلات در اجزای اخلال، استفاده از روش‌های سیستمی الزامی است. روش ISURE (یا روش زلنر) برای مواردی که در آن اجزای اخلال در معادلات تقاضا از نظر زمانی همبستگی داشته و دچار واریانس ناهمسانی نیز هستند؛ مناسب است. شایان ذکر است روش ISURE زمانی قابل استفاده است که متغیرهای سمت راست معادلات برون‌زا بوده و مفروضات زیر برای جملات اخلال برقرار باشد: همه جملات اخلال دارای میانگین صفر باشند؛ در هریک ازمعادلات تقاضا، واریانس جملات اخلال درطول زمان ثابت ولی هر معادله می‌تواند واریانس متفاوتی داشته باشد؛ دو جمله اخلال در بین معادلات همبستگی زمانی دارند ولی در دوره‌های زمانی متفاوت، همبستگی ندارند.

٤-۲- برآورد مدل و تفسیر نتایج

٤-۲-۱- سیستم معادلات تقاضا

درجدول شماره (۲) نتایج کلی تخمین معادلات تقاضا به روش سیستمی ISURE ارائه شده است. این تخمین‌ها شامل میل نهایی به مصرف مخارج فرا معیشتی (β_iها)، مقادیر حداقل معیشت (γ_iها) و خوبی برازش معادلات تقاضا می‌باشند.

جدول (۲): نتایج تخمین پانل سیستمی توابع تقاضا به روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط تکراری (ISURE)

گروه‌های کالایی	میل نهایی به مخارج فرا معیشتی (β_i)	حداقل معیشت (γ_i)	خوبی برازش R^2
خوراکی، آشامیدنی و دخانی (E1)	۰.۱۷ (۰.۰۰٥٤)	۱۱۹۸۷۳.٦ (۹٥٤۲.۷)	۰.۹٥۳
پوشاک وکفش (E2)	۰.۰٥ (۰.۰۰۰۹)	۲٦۳۹۲.۳ (۳۳٤۱.۷)	۰.۹۸۲
مسکن، آب، برق و گاز...(E3)	۰.۲٥ (۰.۰۰۸٥)	۱٥۳۲۹۸.۲ (۱٤۹۰۰.٦)	۰.۹٤٦
لوازم و اثاثه و خدمات منزل (E4)	۰.۰۷*	۲۰٦۲٥ (٥۲۰۰.۲)	–
بهداشت و درمان (E5)	۰.۰٥ (۰.۰۰۱۸)	۲۱۲۸۳.۹ (۲۸۷۰.۹)	۰.۹٤۷
حمل و نقل (E6)	۰.۲۲ (۰.۰۰۸۲)	٥٤٦۹۲.٦ (۱٦۹٤۷.۹)	۰.۹۲۳
سایرگروه‌ها (E7)	۰.۱۹ (۰.۰۰۲۷)	۹٤۱٤٦.۲ (۱۲۱٤۱.۹)	۰.۹۸۸

مقادیر داخل پرانتز انحراف معیار پارامترهای تخمینی مربوط به گروه‌های کالایی هستند. کلیه ضرایب درسطح ۱٪ معنادار هستند. (–): معادله تقاضای (E4) از سیستم حذف شده است. (*) از طریق قید $\sum \beta_i = 1$، بدست آمده است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

علائم پارامترها مطابق با انتظارات تئوریک می‌باشد. برآوردهای مربوط به میل نهایی مخارج فرامعیشتی همگی مثبت و کوچک‌تر از یک و بزرگ‌تر از صفر بوده و معنادار در سطح ۱٪ هستند. بزرگ‌ترین این ضرایب به ترتیب مربوط به گروه مسکن، حمل و نقل، کالاهای خوراکی، آشامیدنی و دخانی است. میل نهایی مخارج فرامعیشتی به ترتیب برای

گروه‌های کالایی اول تا هفتم، به ترتیب برابر با ۰/۱۷، ۰/۰۵، ۰/۲۵، ۰/۰۷، ۰/۰۵، ۰/۲۲ و ۰/۱۹ برآورد شده است. این اعداد به این معنا است که اگر مخارج فرا معیشتی در مناطق شهری ایران، ۱۰۰۰ریال افزایش یابد، مصرف‌کننده به ترتیب ۱۷۰، ۵۰، ۲۵۰، ۷۰، ۵۰ ، ۲۲۰ و ۱۹۰ ریال صرف مخارج این گروه‌های کالایی می‌کند. برآورد مقادیر حداقل معیشتی (γ_iها) نیز نه تنها از نظر آماری درسطح ۱٪ معنادار است بلکه همگی مثبت هستند و تفسیر آن‌ها به عنوان مقادیر معیشتی برای محاسبه حداقل هزینه‌های لازم برای زندگی برقرار است و می‌توان از طریق شاخص قیمت گروه‌های مربوط آن‌ها را به مقادیر ریالی تبدیل نمود. ضرایب مربوط خوبی برازش (R^2) برای همگی معادلات تقاضا بالاتر از ۹۰٪ می‌باشد و می‌تواند نشان دهنده این باشد که انتخاب روش تخمین سیستمی ISURE و تصریح سیستم معادلات تقاضا به‌خوبی انجام پذیرفته است.

جدول شماره (۳) محاسبات خط فقر را به تفکیک گروه‌های کالایی نشان می‌دهد. ازحاصل‌جمع مقادیر حداقل معاش کلیه گروه‌های کالایی، خط فقر کل در مناطق شهری ایران در طی سال‌های مورد مطالعه به‌دست آمده است. نتایج گویای این واقعیت است که خط فقرماهانه، از ٤٥٠٠٨٨٤ درسال ١٣٨٤ به رقم ۹۱۹۷۵۷۱ ریال در سال ۱۳۸۹ افزایش یافته است و به‌طور متوسط نشان دهنده رشد ۱۷ درصدی خط فقر در مناطق شهری کشور بوده است.

مشاهده روند حرکت خط فقر (حداقل معاش) گویای نوسان در نرخ رشد سالانه آن می‌باشد. با توجه به اینکه شاخص مقداری (γ_i) در طی زمان ثابت فرض شده، لذا افزایش خط‌فقر سالانه صرفاً به دلیل تورم ناشی از افزایش سطح عمومی قیمت‌ها درگروه‌های مختلف کالاها و خدمات بوده است.

جدول (۳): نتایج تخمین خط فقر به تفکیک گروه‌های کالایی (اعداد برحسب ریال)

گروه‌های کالایی	سال‌های مورد مطالعه					
	١٣٨٤	١٣٨٥	١٣٨٦	١٣٨٧	١٣٨٨	١٣٨٩
گروه خوراکی و آشامیدنی و دخانی	١٣٢٩٠٣٨٦	١٥٠١١٧٧١	١٨٢٦٠٣٤٥	٢٣٧٠٨٦٠١	٢٦٢٠٣١٧٠	٣٠٣٤١٢٠٧
پوشاک وکفش	٢٨٦٠٩٢٥	٣١٠١٠٩٥	٣٥٥٧٦٨٢	٤٣٠٤٥٨٤	٤٧٤٧٩٧٥	٥٣٠٢٢١٣
مسکن، آب، برق وگاز	١٧١٠٨٠٧٩	١٩٤٠٧٥٥٢	٢٣٥١٥٩٤٤	٣٠٠٧٧١٠٧	٣٣٧٥٦٢٦٤	٣٦٢٠٩٠٣٥
لوازم و اثاثه و خدمات	٢٣٠٥٨٧٥	٢٥٦٩٨٧٥	٢٩٨٢٣٧٥	٣٦٩١٨٧٥	٣٨٤٨٦٢٥	٤٢٠١٣١٣
بهداشت و درمان	٢٤٦٢٥٥٩	٢٨٠٣١٠٣	٣٢٧٩٨٦٤	٤٠٤٣٩٦٠	٤٨١٠١٨٤	٥٧٦٥٨٣٦
حمل و نقل	٥٧٢٠٨٤٦	٦١٠٣٦٩٤	٦٩٢٩٥٥٢	٨١٤٩١٩٧	٨٦٣٠٤٩٢	٩٩١٠٢٩٩
سایر گروهها	١٠٢٦١٩٣٦	١١٤٨٥٨٣٦	١٢٧٠٩٧٣٧	١٤٦٨٦٨٠٧	١٦٥٦٩٧٣١	١٨٦٤٠٩٤٨
متوسط بعد خانوار	۴.۱	۴	۳.۹	۳.۸	۳.۷	۳.۷
خط فقر (سالانه)	٥٤٠١٠٦٠٦	٦٠٤٨٢٩٢٧	٧١٢٣٥٥٠٠	٨٨٦٦٢١٣١	٩٨٥٦٦٤٤١	١١٠٣٧٠٨٥٠
خط فقر (ماهانه)	٤٥٠٠٨٨٤	٥٠٤٠٢٤٤	٥٩٣٦٢٩٢	٧٣٨٨٥١١	٨٢١٣٨٧٠	٩١٩٧٥٧١
نرخ رشد خط فقر (درصد)	-	١٢	١٨	٢٤	١١	١٢
شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (١٠٠=١٣٨٣)	١١٠/٤	١٢٣/٥	١٤٦/٢	١٨٣/٣	٢٠٣	٢٢٨/٢
نرخ رشد شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (تورم)	-	١٢	١٨	٢٥	١١	١٢

طی سال‌های ۱۳۸۸ و ۱۳۸۹ نرخ رشد سالانه خط فقر تقریباً ثابت باقی می‌ماند به طوری‌که سالانه حدود ۱۱٪ افزایش نشان می‌دهد. به نظر می‌رسد که طی این دو سال نرخ تورم تقریباً ثابت بوده است و سیاست‌های دولت موجب تثبیت نرخ ۱۱٪ شده است. برای مقایسه نرخ رشد خط فقر (حداقل معاش) با نرخ تورم، میزان تورم سالانه را محاسبه نموده‌ایم. همان‌طورکه جدول فوق نشان می‌دهد، نرخ رشد فقر تقریباً پایاپای نرخ تورم افزایش می‌یابد ولیکن نسبت به آن اندکی عقب‌تر می‌باشد.

٤-۲-۲- تخمین منحنی لورنز و شاخص‌های فقر

تخمین منحنی لورنز و محاسبه شاخص‌های فقر با استفاده از نرم افزار POVCallc انجام شد. این نرم‌افزار مخصوص کار با داده‌های گروهی مانند گروه‌های هزینه‌ای، دهک‌ها، بیستک‌ها و... می‌باشد (از سایت بانک جهانی قابل دانلود است). برای محاسبات پارامتری منحنی لورنز سه نوع آمار و اطلاعات به شرح زیر مورد نیاز می‌باشد:

۱- متوسط هزینه سالانه خانوارها درگروه‌های مختلف هزینه

۲- درصد خانوارهای متناظر با بند فوق

۳- خط فقر سالانه

بندهای اول و دوم این اطلاعات از گزارش بررسی بودجه خانوار در مناطق شهری بانک مرکزی طی سال‌های ۸۹-۱۳۸٤ استخراج شد. مبالغ خط فقر سالانه نیز از نتایج محاسبات این تحقیق اخذ شد. با استفاده از آمار و اطلاعات فوق، منحنی‌های لورنز کوادراتیک و بتا تخمین زده شدند؛ در این مرحله قبل از محاسبه شاخص‌های فقر نسبت به انتخاب نوع منحنی لورنز اقدام شد که نتایج مربوطه درجدول شماره (٤) ارائه شده است.

براساس نتایج جدول شماره (٤) درطی سال‌های مورد مطالعه ازسال ۱۳۸٤ الی ۱۳۸۹ فقط منحنی لورنز کوادراتیک از نظر تخمین و اعتبار سنجی ضرایب، دارای اعتبار بوده است. لذا محاسبات پارامتری شاخص‌های فقر براساس منحنی کوادراتیک انجام شده که نتایج مربوطه درجدول شماره (۵) ارائه شده است.

شاخص ضریب جینی طی سال‌های مورد مطالعه دارای نوسان است. از ۳۰/۳ درسال ۱۳۸٤ به ۲٦/۲ در سال ۱۳۸۹ رسیده که نشان دهنده کاهشی معادل یک درصد درسال است. به عبارتی گویای بهتر شدن نسبی وضعیت توزیع درآمد می‌باشد. شاخص سرشمار فقر (H) از٤٦/۲ درسال ۱۳۸٤به ٤۰ درصد درسال ۱۳۸۹ کاهش یافته و به‌طور متوسط نشان دهنده کاهشی معادل ۲/۲ درصدی است.

جدول (٤): نتایج بررسی اعتبار منحنی لورنز کوادراتیک و بتا

سال	مجموع مربعات خطا در محاسبه شاخص سرشمار فقر		بهترین برازش**	اعتبارسنجی منحنی لورنز*		انتخاب نهایی
	کوادراتیک	بتا		کوادراتیک	بتا	
۱۳۸٤	٦.۹٥×۱۰ $^{-٦}$	۳.۳٦×۱۰ $^{-٦}$	کوادراتیک	دارد	ندارد	کوادراتیک
۱۳۸٥	۱.۷۳×۱۰ $^{-٦}$	۲.۳۳×۱۰ $^{-٦}$	کوادراتیک	دارد	ندارد	کوادراتیک
۱۳۸٦	۲.۷۸×۱۰ $^{-٦}$	۱.۸۸×۱۰ $^{-٦}$	کوادراتیک	دارد	ندارد	کوادراتیک
۱۳۸۷	۱.٥۷×۱۰ $^{-٦}$	۷.٦۷×۱۰ $^{-٦}$	کوادراتیک	دارد	ندارد	کوادراتیک
۱۳۸۸	۳.۳۲×۱۰ $^{-٦}$	۷.٥٦×۱۰ $^{-٦}$	کوادراتیک	دارد	ندارد	کوادراتیک
۱۳۸۹	۳.۳×۱۰ $^{-٦}$	۱.۳۲×۱۰ $^{-٦}$	بتا	دارد	ندارد	کوادراتیک

* نرم افزار، اعتبار سنجی ضرایب منحنی لورنز را انجام می‌دهد و نتیجه را گزارش می‌کند.

** از مقایسه مجموع مربعات خطا انجام می‌شود. هر کدام که کوچک‌تر باشد، انتخاب می‌شود.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اشکال عمده این شاخص در این است که نسبت به انتقال درآمد بین افراد (فقرا و غیرفقرا) بی‌تفاوت است و علاوه برآن نسبت به کاهش درآمد نیز واکنشی ندارد. برای بررسی عمق و شدت فقر، شاخص شکاف فقر (PG) طی سال‌های مورد تحقیق محاسبه شد و نتایج گویای این بود که این شاخص از ۱۲/۷ درصد به ۹/۷ کاهش یافته است. به عبارتی درسال ۱۳۸۹ شکاف فقر در بین خانوارهای فقیر ۹/۷ درصد خط فقر را تشکیل می‌داده است. شایان ذکر است که شاخص سرشمار فقر (H) و شاخص شکاف فقر (PG) هر دو لازم و ملزوم هم هستند. یکی از این شاخص‌ها درصد افراد زیر خط فقر را

نشان می‌دهد و از وضعیت فقر و شکاف آن بین فقرا صحبتی نمی‌کند ولی شاخص دومی فقط عمق فقر را در بین فقرا نشان می‌دهد. همچنین هیچ کدام از این دو شاخص درباره وضعیت توزیع درآمدی بین فقرا اطلاعاتی نمی‌دهند. به عنوان مثال اگر انتقال درآمد بین فقرا صورت گیرد به‌طوری‌که وضعیت یکی بدتر و وضعیت دیگری بهتر شود، شاخص سرشمار فقر یا شکاف فقر هیچ تغییری را در این خصوص نشان نمی‌دهند. بدین منظور از شاخص مربع شکاف فقر(SPG) که اهمیت بیشتری را به فقرا می‌دهد طی سال‌های مورد تحقیق استفاده شد. نتایج محاسبات شاخص مربع شکاف فقر نشان می‌دهد که این شاخص دارای روند نزولی بوده و از ٤/٦ به ٣/٢ کاهش یافته است و میزان نابرابری درآمدی بین فقرا سالانه دارای روند کاهشی بوده است.

جدول (٥): نتایج محاسبه شاخص‌های فقر درمناطق شهری کشور بر اساس منحنی لورنز کوادراتیک

شاخص‌های فقر	١٣٨٤	١٣٨٥	١٣٨٦	١٣٨٧	١٣٨٨	١٣٨٩
ضریب جینی	٣٠/٣	٢٩/٥	٢٩/٦	٢٦/٧	٢٧/٦	٢٦/٢
سرشمارفقر (H)	٤٦/٢	٤٢/٣	٣٥/٧	٣٩/٧	٤١	٤٠
شکاف فقر (PG)	١٢/٧	١١/٣	٨/٨	٩/٥	١٠/٣	٩/٧
مربع شکاف فقر (SPG)	٤/٦	٤	٢/٩	٣/١	٣/٥	٣/٢

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-٢-٣- برآورد شاخص واقعی هزینه زندگی و شاخص نابرابری درآمد

از منظر تئوری، تورم قیمت‌ها موجب افزایش شاخص هزینه زندگی و همچنین افزایش نابرابری توزیع درآمد میان خانوارها می‌شود. ولیکن شاخص جینی بر اساس یافته‌های تحقیق طی سال‌های مورد مطالعه (٨٩-١٣٨٤) با کاهش ١٪ در سال گویای بهتر شدن توزیع درآمد می‌باشد. اما این نتیجه‌گیری منطبق با افزایش تورم سالانه نیست. به عبارت دیگر ما باید طی سال‌های مورد مطالعه شاهد روند صعودی ضریب جینی و بدتر شدن شاخص نابرابری درآمد باشیم. درحالی‌که نتایج تحقیق برعکس بوده و گویای بهتر شدن وضعیت توزیع درآمد و نابرابری می‌باشد و این تناقض است. به نظر می‌رسد علت تناقض به اسمی بودن این شاخص‌ها بر می‌گردد. به عبارتی باید مقادیر واقعی آن‌ها را مورد محاسبه و بررسی قرار داد.

برای بررسی اثر تغییرات قیمت بر روی نابرابری توزیع درآمد، درقالب سیستم مخارج خطی از تابع مطلوبیت غیر مستقیم و روابط مربوطه استفاده به عمل آمد و شاخص‌های هزینه زندگی واقعی و شاخص نابرابری واقعی مورد محاسبه و در جدول شماره (٦) ارائه شده است. درستون اول جدول شماره (٦)، شاخص هزینه زندگی واقعی مورد محاسبه قرار گرفته است. هرچه قدر این شاخص از عدد یک بزرگ‌تر باشد، نشانه افزایش هزینه‌های واقعی مربوط به مخارج خانوارها و در نتیجه کاهش سطح رفاه آن‌ها می‌باشد. این شاخص درسال شروع مطالعه (١٣٨٤) به عنوان سال پایه، عدد یک به خود گرفته و برای سال‌های بعد نسبت به عدد یک مورد مقایسه قرار می‌گیرد. به عنوان مثال درسال ١٣٨٩ این شاخص برابر با ١/٣٩ بوده و نشان دهنده افزایش هزینه زندگی به میزان ٣٩٪ نسبت به سال پایه و کاهش رفاه خانوار است. همچنین در تمام سال‌های مورد مطالعه، شاخص هزینه زندگی واقعی دارای روند صعودی و متغیر بوده است. همچنین در سال ١٣٨٧، شاخص هزینه زندگی افزایش فوق‌العاده‌ای را نشان داده و گویای افزایش ٤٠٠ درصدی نسبت به سال پایه است.

جدول (٦): شاخص واقعی هزینه زندگی و نابرابری درآمد

سال	شاخص هزینه زندگی	ضریب نابرابری درآمد
١٣٨٤	١	١
١٣٨٥	١/٣٣	٠.٥٧٥
١٣٨٦	١/٦٢	٠.٧٦٣
١٣٨٧	٥.٠٤	٠.٩٩٥
١٣٨٨	١/٣٢	٠.٤٨٨
١٣٨٩	١/٣٩	٠.٥٧٧

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ستون آخر جدول شماره (٦) شاخص نابرابری واقعی محاسبه شده است. هر چه قدر این شاخص از عدد یک کوچک‌تر باشد گویای افزایش نابرابری می‌باشد. براساس نتایج این شاخص مشخص می‌شود که طی سال‌های مورد مطالعه وضعیت نابرابری درآمد نیز بدتر شده و موجب شکاف طبقاتی

بیشتر بین خانوارها شده است.

به عنوان مثال درسال ۱۳۸۹ شاخص نابرابری درآمد به عدد ۰/۵۷۷ رسیده و نسبت به سال پایه بدتر شده است. اگر بخواهیم به درصد بیان کنیم وضعیت نابرابری درسال مذکور ٤٢٪ ($\frac{0.577-1}{1}*100$) نسبت به سال پایه بدتر شده است. براساس نتایج جدول شماره (٦) مشخص می‌شود که درسال ۱۳۸۷، وضعیت نابرابری درآمدی تقریباً با سال پایه برابر بوده است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

آگاهی از وضعیت فقر، اولین گام برای اتخاذ سیاست‌های فقرزدایی و مبارزه با محرومیت است. محاسبات خط فقر و یا حداقل معاش به دلیل تعیین حداقل کمک مالی لازم به افراد ضرورت می‌یابد. در این تحقیق با استفاده از داده‌های پانل، سیستم مخارج خطی طی سال‌های ۸۹-۱۳۸٤ برای مناطق شهری کل کشور از طریق روش ISURE برآورد و سپس خط‌فقر را به‌صورت سالانه و ماهانه مورد محاسبه قرارگرفت. خط‌فقر سالانه درسال ۱۳۸٤ برای مناطق شهری ٥٤٠١٠٦٠٦ ریال بوده که درسال ۱۳۸۹ به رقم ۱۱۰۳۷۰۸۵۰ رسیده است. لازم به ذکر است که خط‌فقری که در این پژوهش مورد محاسبه قرار گرفته است، خط‌فقر نسبی است نه خط فقر مطلق. همان‌طور که راوالیون (۱۹۹۸: ص ٤) می‌گوید تفاوت این دو در این است که در اولی، معمولاً مبنای محاسبه براساس میانگین مخارج خانوار است ولی در دومی، خط فقر به صورت یک عدد حقیقی (تورم زدایی شده) ثابتی در یک زمان و مکان معین می‌باشد.

برای محاسبه شاخص‌های فقر به‌صورت پارامتری، منحنی‌های لورنز کوادراتیک و بتا را برازش نموده‌ایم زیرا همان‌طور که دات (۱۹۸۹) و راوالیون (۱۹۹۸) و کاکوانی (۱۹۷۷) به آن اشاره کرده‌اند، این روش از دقت بیشتری برخوردار است. بعد از تخمین توابع لورنز، با استفاده از آزمون تشخیصی، نسبت به انتخاب منحنی لورنز مناسب‌تر برای برازش روی داده‌ها اقدام و بر اساس آن، شاخص‌های سرشمار فقر، شاخص شکاف فقر و شاخص مربع شکاف فقر محاسبه شد. نتایج تحقیق نشان داد که منحنی لورنز کوادراتیک از نظر تئوری دارای اعتبار لازم بوده است. نتایج گویای افزایش مقدار ریالی خط‌فقر یا حداقل معاش، به‌طور متوسط سالانه ۱۷٪ بوده است. شاخص هزینه زندگی حقیقی درطی سال‌های مورد مطالعه نشان دهنده افزایش مخارج خانوارها نسبت به سال پایه وکاهش رفاه آن‌ها بوده و همچنین شاخص نابرابری درآمدی نیز افزایش یافته است.

سیاست‌های فقرزدایی اگرچه تأثیر کاهشی برشاخص‌های فقر داشته ولیکن افزایش تورم، موجب افزایش نابرابری درآمد و افزایش شاخص هزینه زندگی میان خانوارها شده است. تداوم و گسترش اقدامات عدالت اجتماعی و توزیع عادلانه درآمد بین اقشار مردم، موضوع بااهمیتی دربرنامه‌های دولت می‌باشد که مستلزم توجه جدی به مهار تورم است. هرچه قدر دولت ازطریق افزایش حقوق کارمندان و... بخواهد نسبت به توزیع عادلانه درآمد و افزایش رفاه جامعه اقدام نماید، در صورت عدم مهار تورم در کشور، دراین خصوص موفقیت چندانی حاصل نمی‌شود، زیرا افزایش بهای کالاها و خدمات، موجب کاهش قدرت خرید اقشارجامعه به خصوص فقرا شده و در نتیجه وضعیت اقتصادی آن‌ها را بدتر و اثربخشی برنامه‌های مبارزه با فقر و هدفمند شدن یارانه‌ها را کاهش خواهد داد.

تشکر و قدردانی

با عنایت به اینکه این مقاله برگرفته شده از قسمتی از طرح پژوهشی در قالب گرنت به شماره قرارداد شماره ۱٥٦/د/۱۰۰۲۰۷ مورخ ۱۳۹۱/٦/٥ دانشگاه پیام نور استان تهران بوده است، بدین‌وسیله مراتب قدردانی و تشکر خود را از کلیه مسئولین و عوامل ذیربط اعلام می‌نمایم.

منابع

ابونوری، اسماعیل و مالکی، نادر (۱۳۸۷)، "*خط فقر در استان سمنان طی برنامه‌های توسعه (۱۳۸۳-۱۳۶۸)*"، *فصلنامه علمی پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال هفتم، شماره (۲۸)، ص ۲۳۷-۲۱۵.

ارشدی، علی؛ حسن‌زاده، علی و مستشاری، فرهنگ (۱۳۸۹)، "*تعیین حداقل معاش خانوارهای شهری استان کرمانشاه*"، *فصلنامه اقتصاد مقداری* (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره (۷)، شماره (٤)، ص۲۳-۱.

امینی، صفیار و فخرحسینی، فخرالدین (۱۳۸۷)، "*حداقل معیشت در مناطق شهری و روستایی کشور و استان کردستان*"، *فصلنامه علمی-پژوهشی مدلسازی اقتصادی*، شماره (۵)، دانشگاه آزاد اسلامی فیروزکوه، ص ۱۱٤-۹٦.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی، بررسی بودجه خانوار درمناطق شهری، طی سال‌های۸۹-۱۳۸٤.

سعادت، رحمان و قاسمی، مسلم (۱۳۹۱)، "*بررسی حداقل معاش مناطق شهری و روستایی استان کرمانشاه و مقایسه با کل کشور*"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال دوازدهم، شماره(۲)،ص۲۰٦-۱۸۷.

عظیمی، حسین (۱۳۷٤)، "*مدارهای توسعه نیافتگی در اقتصاد ایران*"، تهران، نشر نی.

متوسلی، محمود و صمدی، سعید (۱۳۷۸)، "*شناخت جنبه‌های اقتصادی سیاست‌های کاهش فقر*"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۵۵، ص ۹۸-٦۵.

محمدزاده، پرویز؛ فلاحی، فیروز و صمدحکمتی، فرید (۱۳۸۹)، "*بررسی فقر و عوامل تعیین کننده آن در بین خانواده‌های شهری کشور*"، *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره (۲)، ص٦٤-٤۱.

محمدی، شاکر؛ سایه‌میری، علی و گرجی، هادی (۱۳۸٦)، "*اندازه‌گیری حداقل معاش با استفاده از سیستم مخارج خطی (مورد استان ایلام) در طی دو برنامه*"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال نهم، شماره (۳۱)، ص ۱۸۸-۱٦۵ .

محمودی، وحید (۱۳۸۱)، "*اندازه‌گیری فقر در ایران*"، *فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی*، شماره (۲٤)، ص۵۷-۲۷ .

مکیان، نظام‌الدین و سعادت‌خواه، آزاده (۱۳۹۰)، "*اندازه‌گیری حداقل معاش با استفاده ازسیستم مخارج خطی مطالعه موردی: جامعه شهری استان یزد (برنامه‌های سوم و چهارم توسعه)*"، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره (۵)، ص ٦۸-٤۵.

نادران، الیاس و غلامی‌نتاج امیری، سعید (۱۳۷۹)، "*کنکاشی در وضعیت معیشتی مناطق شهری استان مازندران (سیاهی فقر در لابه لای برگ‌های سبز)*"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره (۵۷)، ص ۱٦۷-۱٦۱.

نجفی، بهاالدین و شوشتریان، آشان (۱۳۸٦)، " *برآورد خط فقر، اندازه فقر و بررسی کننده‌های آن در خانوارهای روستایی و شهری ایران*"، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال پانزدهم، شماره ۵۹، پائیز، ص ۲٤-۱.

هندرسن، ج. م. و کوانت، ر. ا. (۱۳۸٤)، "*تئوری اقتصاد خرد (تقرب ریاضی)*"، ترجمه مرتضی قره‌باغیان و جمشید پژویان، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ ششم.

Abounory, E. and Maleki, N. (2008), "The Poverty in the Semnan Province's during Development Plan (1989-2003)", Journal of Social Welfare, 28, pp. 215-236.

Amini, S. and Fakhrhossyni , F. (2008), "Subsistence Living in Urban and Rural Areas of the Country and Kurdistan Province", Journal of Economic Modelling, 5, pp. 14-23.

Arshadi, A., Hassanzadeh, A. and Mostashari, F. (2010), "Determine the Minimum Subsistence of Households in City of Kermanshah", Quarterly Journal of Economics, 7(4), pp. 1-23.

Atkinson, A. (1987), "On the Measurment of Poverty", Econometrics, 55, 749-760.

Azimi, H. (1995), "Terms of Under Development in the Economy", Nashereh-e Ney Publications.

Burkhauser, R.V. , Smeeding, T.M. and Merz, J. (1996), "Relative Inequality and Poverty in Germany and the United States Using Alternative Equivalences Scales", Review of Income and Wealth, 42(4), pp. 381–400.

Chimhowa, A.O. (2009), "Poverty", International Encyclopedia of Human Geography, pp. 408-415.

Dat, G. (1998), "Computational Tools for Poverty Measurement and Analysis, International Food Policy Research Institute", N.W. FCND Discussion Paper, No. 50.

Duclos, J. and Giles, J. (2009), "Chronic and Transient Poverty: Measurement and Estimation, with Evidence from China", Elsevier,91, pp. 266-277.

Foster, J., Greer, J., and Thorbecke, E. (1984), "A Class of Decomposable Poverty Measures", Econometrica, 52, pp. 761-766.

Hashemi, A. and Khosravi-Nejad, A.A. (1995), "Linear Expenditure Demand System Models of Urban Households", Economic Journal, 4, pp. 74-92.

Henderson, J.M. and Qouant, R.A. (2005), "Microeconomic Theory (Mathematical Approach)", Translated by Morteza Gharehbaghi and J. Pejooyan, Rasa Cultural Institute.

Kakwani, N. (1977), "Applications of Lorenz Curve in Economic Analysis", Econometrica, 45(3), pp. 719–727.

Khodadad-Kashi, F. and Jabbari, F. (2005), "Distribution of Poverty among Households", Iranian Economic Research Journal, 22, pp. 31-43.

Khosravi-Nejad, A.A. (2012), "The Estimated Poverty Indices and Poverty in Urban and Rural Areas", Journal of Economic Modelling, 18, pp. 39-60.

Mahmoodi, V. (2002), " Measuring Poverty in Iran", Journal of Business Research, 24, pp. 27-57.

Makiyan, N. and Saadatkhah, A. (2012), "The Measurement of Least Living by LES, Case of Urban Community in Yazd, (Third and Fourth Developing Programs)", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 2(5), pp. 45-68.

Mohammadi, S. , Sayeh Miri, A. and Gorgi , H. (2007), "Measuring of the Subsistance Need Using a Linear Expenditure System During Two Programs (in Ilam Province)", Journal of Iranian Economic Research, 31, pp. 165-188.

Mohammadzadeh, P., Fallahi, F. and Hekmati-e Farid, S. (2010), "Study of Poverty and its Determinants among the Urban Households", Journal of Civil Engineering, 2, pp. 41-64.

Motevasseli, M. and Samadi, S. (1999), "Economic Aspects of Poverty Reduction Policies", Economic Research Journal, 55. pp. 65-98.

Naderan, E. and Gholami Nattaj Amiri , S. (2000), "Consultative Status Living in Urban Mazandaran", Economic Research Journal, 57, pp. 161-167.

Najafi, B. and Shooshtarian , A. (2007), "The Estimated Poverty Line, Poverty Measurement and Analysis of the Households in both Rural and Urban Iran", Agricultural Economics and Development, 59, pp. 1-24.

Ozer, H. (2003), "Demand Elasticities in Turkey", Journal of Economic Integration, 18, pp. 837-852.

Park, J.L., Holcomb, R.B., Raper, K.C. and Capps, C. (1996), "A Demand Systems Analysis of Food Commodities by U.S. Households Segmented by Income", American Journal of Agricultural Economics, 78(2), pp. 290-300.

Pollak, R.A. and Wales, T.J. (1969), "Estimation of the Linear Expenditure System", Econometrica, 37(4), pp. 611-628.

Pollak, R.A. and wales, T.J. (1978), "Estimation of Complete Demand Systems from Household Budget Data: The Linear and Quadratic Expenditure Systems", the American Economic Review, 68(3), pp. 348-359.

Ravallion, M. (1998), "Poverty Line in Theory and Practice", LSMS Working Paper, No.133, World Bank, Washington D.C.

Ravallion, M. and Menno, P. (1998), "Measuring Poverty Using Qualitative Perceptions of Welfare, Policy Research Working Paper, No.2011, The World Bank.

Saadat, R. and Ghasemi, M. (2012), "Study of Minimum Wages in Rural and Urban Areas of Kermanshah and Compared with the Whole Country", Economic Research Journal, 12(2), pp. 187-206.

Schwarze, J. (2003), "Using Panel Data on Income Satisfaction to Estimate Equivalence Scale Elasticity", Review of Income and Wealth, 49(3), pp. 359–372.

Shaukat Ali, M. (1995), "Poverty Assessment: the Pakistan's Case", The Pakistan Development Review ,34(1), pp.43-54.

Townsend, P. (1985), "Sociological Approach to Measurement of Poverty: A Rejoinder to Professor Amartya Sen, Oxford Economic Papers, 37(4), pp. 659-668.

Villasenor, J. and Arnold, B.C. (1989), "Elliptical Lorenz Curves", Journal of Econometrics, 40(2), pp. 327–338

World Bank (2005), "Introduction to Poverty Analysis", Poverty Manual, JH Revision of August 8, 2005, World Bank Institute.

بررسی رابطه سرمایه اجتماعی و توسعه پایدار در ایران
(کاربردی از مدل روبرت فوآ)

The Study of the Relationship between Social Capital and Sustainable Development in Iran (Using Robert Foa Model)

زهرا نصراللهی*، راضیه اسلامی **

*Zahra Nasrollahi *, Razieh Eslami ***

دریافت: ۱۳۹۲/۳/۳۰ پذیرش: ۱۳۹۲/۸/۲۲

Received: 20/June/2013 Accepted: 13/Nov/2013

چکیده:

مسائل محیط زیستی به ویژه «تغییرات آب و هوایی» به دلیل افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای در چند دهه اخیر، به مسئله‌ای جهانی تبدیل شده، به طوری که امروزه آلودگی به صورت یک چالش مدیریتی برای کشورها مطرح است. با توجه به نقش و اهمیت سرمایه‌های اجتماعی و آگاهی‌های مردم در مورد آثار محیطی فعالیت‌های بشر در مقابله با مشکلات محیط زیستی، هدف این مقاله پاسخگویی به این سؤال است که آیا رابطه‌ای بین سرمایه اجتماعی و رفتارهای مسئولانه حامی محیط زیست وجود دارد؟

در این پژوهش، برای سنجش سرمایه اجتماعی از شاخص فوکویاما استفاده شده است، در ابتدا با استفاده از روش تحلیل عاملی، شاخص معرف سرمایه اجتماعی در ایران طی دوره (۹۰-۱۳۶۳) محاسبه و در مرحله بعد با استفاده از فرایند خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) وجود رابطه بلندمدت بین سرمایه اجتماعی و محیط زیست مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج حاصل از مطالعه تجربی نشان می‌دهد که در دوره مورد مطالعه سرمایه اجتماعی دارای اثر مثبت و معنادار بر محیط زیست است و بین مؤلفه‌های سرمایه اجتماعی و سلامت محیط زیست، رابطه مستقیم و قوی وجود دارد.

کلمات کلیدی: سرمایه اجتماعی، محیط‌زیست، انتشار CO_2.

طبقه‌بندی JEL: Q0، Q01، Q53 .

* عضو هیئت علمی دانشگاه یزد (نویسنده مسئول)
Email: nasrolaz@yahoo.com
** دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه یزد
Email: eslami@yahoo.com

Abstract:

Environmental issues, especially "climate change" due to the increase in greenhouse gas emissions in recent decades has become a global issue, so that today the pollution remains a challenge for countries. Given the importance of social capital and public awareness about the environmental impact of human activities on environmental problems confronting, aim of this paper is to answer the question that is there a relationship between social capital and environmental practices?

In this study, we used Fukuyama index as a measurement of social capital. Initially, using factor analysis, social capital index is calculated for the period (1984-2011) and then using the Auto Regressive Distributed Lags (ARDL) model, long-term relationship between social capital and the environment has been tested. The results of the study show that in the period, social capital has a positive and significant effect on the health of environment and there is a strong relationship between environment and components of social capital.

Keywords: Social Capital, Environment, CO_2 Emissions.
JEL: Q0, Q01, Q53.

* Faculty Member in Economics, Yazd University, Yazd (corresponding authour). Email: nasrolaz@yahoo.com
** M.A. Student, Yazd University, Yazd.
Email: eslami@yahoo.com

۱- مقدمه

تا پیش از دهه ۱۹۵۰، اندیشمندان اقتصادی عامل نیروی کار را همگن در نظر می‌گرفتند و این واقعیت که افراد ممکن است از توانایی‌های مختلفی برخوردار باشند، در تحلیل‌های اقتصادی جایگاهی نداشت. بعد از آنکه مدل‌های مرسوم رشد نتوانست تمامی جنبه‌های رشد اقتصادی را تبیین کند، دیدگاه‌ها متوجه نقش سرمایه انسانی در اقتصاد شد. سرمایه انسانی شامل آموزش‌ها، تخصص‌ها، مهارت‌ها و به طور کلی کیفیت نیروی کار می‌باشد (برهان یزدان، ۱۳۸۳: ص ٤٦).

در مقابل، کشورهایی نیز وجود داشتند که علی رغم رشد اقتصادی و افزایش تولید ناخالص داخلی، نتوانسته بودند به توسعه اقتصادی که علاوه بر ابعاد کمی دارای ابعاد کیفی نیز می‌باشد، دست یابند. در این زمان بود که پژوهشگران متوجه سرمایه دیگری به نام سرمایه اجتماعی شدند. سرمایه اجتماعی، مؤلفه‌ای از توسعه اقتصادی است که با وجود نقش مهم و تأثیرگذار آن بر اقتصاد، مورد غفلت قرار گرفته بود.

از آن پس، سرمایه اجتماعی به یکی از محورهای مهم مطالعاتی جامعه شناسان تبدیل شد. قدمت این واژه به تصریح جامعه‌شناسان و مردم‌شناسان، پیشینه در تاریخ بشر و اجتماعات بشری دارد. اما این بحث تا اوایل دهه ۹۰ در حوزه جامعه شناسی محدود ماند. از این زمان بود که به یکباره توجه اقتصاددانان به سوی سرمایه اجتماعی و کارکردهای اقتصادی آن جلب شد. بدین ترتیب اقتصاددانان بر موضوع سرمایه اجتماعی متمرکز شدند و ارزش آن را تا جایی بالا بردند که برخی آن را موتور رشد اقتصادی انگاشته و به این نتیجه رسیدند که اگر در جامعه‌ای سرمایه اجتماعی گسترش یابد و انباشت آن به حد کافی برسد، سرمایه انسانی و اقتصادی، از دیگر مناطق به آن جامعه سرازیر می‌شود (رنانی، ۱۳۸۵: ص ۱۵).

در واقع سرمایه اجتماعی به عنوان سومین حلقه از حلقه‌های تکاملی سرمایه (پس از سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی)، در جایگاه عامل تعیین‌کننده در فرایند تولید و توسعه مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان واقع شد. از نظر فوکویاما (۲۰۰۲)، اندیشه‌گران بسیاری سرمایه اجتماعی را به عنوان یک عامل کلیدی در توسعه اقتصادی در نظر می‌گیرند (پاتنام، ۱۹۹۳: ص ۳۹).

از طرف دیگر، مفهوم توسعه پایدار، مفهومی بود که پس از نمایان شدن پدیده‌ها و مشکلات محیط زیستی در دهه‌های اخیر مطرح شد. در واقع تأثیرات محیط زیستی فعالیت‌های بشر، بسیاری از دستاوردهای او را زیر سؤال برده و موضوع حفاظت از محیط زیست و جلوگیری از تخریب آن را به عنوان یکی از مهم‌ترین چالش‌های فرا روی جامعه جهانی مطرح کرد. به همین دلیل نیز در سال‌های گذشته نشست‌ها و کنفرانس‌های متعددی برگزار و به دنبال آن‌ها کنوانسیون‌های منطقه‌ای و بین‌المللی زیادی از جمله پروتکل کیوتو در سال ۱۹۹۷ و کنفرانس ریو در سال ۱۹۹۲، برای جلوگیری از تخریب محیط زیست در سطح جهان منعقد شده است (اسماعیلی، ۱۳۸۵: ص ۲۲). در سطح ملی نیز کشورها درصدد استفاده از ابزارها و سیاست‌گذاری‌های مختلف به منظور مقابله با اثرات محیط زیستی فعالیت‌های بشر می‌باشند. می‌توان ادعا کرد که یکی از عوامل تأثیرگذار بر تخریب محیط زیست، ناآگاهی عامه مردم در خصوص ارزش محیط زیست و عدم اتخاذ سیاست‌های مناسب برای استفاده از توانمندی و مشارکت مردم در این زمینه است. از این رو، می‌توان نبود برنامه و سیاست‌گذاری مناسب جهت بهره‌برداری و هدایت سرمایه‌های اجتماعی در جهت مدیریت و برنامه‌ریزی محیط زیست را به عنوان یکی از مهم‌ترین دلایل اصلی تخریب و آلودگی محیط زیست برشمرد.

با توجه به نقش و اهمیت سرمایه‌های اجتماعی و آگاهی‌های مردم در مورد آثار محیط زیستی فعالیت‌های بشر در مقابله با پدیده‌های محیط زیستی، این مطالعه به دنبال بررسی اثر سرمایه اجتماعی بر محیط زیست در ایران طی دوره زمانی ۹۰-۱۳٦۳ است. در این راستا، این مقاله در بخش دوم به تشریح مفهوم سرمایه اجتماعی پرداخته و سپس در بخش سوم ارتباط و تأثیر سرمایه اجتماعی بر سلامت محیط زیست

بررسی می‌شود. در بخش چهارم پیشینه مطالعه ارائه شده است. در بخش پنجم و ششم این مطالعه شاخص‌های مربوط به آلودگی و هم‌چنین شاخص سرمایه اجتماعی، معرفی گردیده و در بخش هفتم و هشتم، روش محاسبه سرمایه اجتماعی (روش تحلیل عاملی) و روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده و در بخش نهم مدل و داده‌های آماری و در نهایت، نتایج حاصل از برآورد مدل ارائه شده است.

۲- سرمایه اجتماعی

در ادبیات اقتصادی امروز، علاوه بر سرمایه فیزیکی، سرمایه‌های انسانی، سرمایه‌های طبیعی و اخیراً سرمایه اجتماعی به عنوان عوامل مؤثر بر رشد و توسعه جوامع معرفی شده‌اند. اگر چه این اصطلاح نخستین بار توسط جی هانیفان[1] در سال ۱۹۱۶ مطرح شد، اما در علم اقتصاد، اولین بار توسط بوردیو [2] (۱۹۸۶) مورد استفاده قرار گرفت و کاربرد علمی و جدی آن در این حوزه توسط کلمن [3] (۱۹۸۸ و ۱۹۹۰) و پاتنام (۱۹۹۳) طرح شد.

منظور از سرمایه اجتماعی انسجام درونی فرهنگی و اجتماعی جامعه، هنجارها و ارزش‌های حاکم بر تعاملات فی مابین مردم و نهادهایی است که این هنجارها و ارزش‌ها در آن جریان می یابد. سرمایه اجتماعی به منزله چسبی است که انسجام جوامع را تضمین می‌کند و بدون آن هیچ رشد اقتصادی یا بهزیستی انسانی میسر نمی‌شود (فاین[4]، ۲۰۰۱: ص ۶۳). کلمن (۱۹۹۰) معتقد است سرمایه اجتماعی به نوبه خود، هنگامی به وجود می‌آید که روابط میان افراد به شیوه‌هایی دگرگون شود که کنش را تسهیل کند. از دیدگاه کلمن، سرمایه اجتماعی عبارت است از ارزش آن جنبه از ساختار اجتماعی که به عنوان منبعی در اختیار اعضا قرار می‌گیرد تا بتوانند به اهداف خود دست یابند. سرمایه اجتماعی یک جایگاه مشترک برای اعضاء و شبکه‌ها خلق می‌کند تا با استفاده از این سرمایه به سود و رفاه بالاتر برسند (سومیناناندا[5]، ۲۰۰۷ : ص ۴۸).

به طور کلی سرمایه اجتماعی آن دسته از شبکه‌ها و هنجارهایی است که مردم را قادر به عمل جمعی می‌کند (ولکاک و نارایان[6]، ۲۰۰۰: ص ۲۳۹).

ابعاد سرمایه اجتماعی عبارتند از: اعتماد اجتماعی، ارزش‌های اجتماعی، امنیت اجتماعی، مشارکت اجتماعی، آگاهی و شناخت، انسجام اجتماعی و سرمایه فرهنگی. به عقیده برخی صاحبنظران، اعتماد مهم‌ترین بعد سرمایه اجتماعی است و ابعاد دیگر را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد و زمینه‌ساز مشارکت و همکاری میان اعضای جامعه می‌باشد (کریمی، ۱۳۸۶: ص ۸۷).

سرمایه اجتماعی موقعی انباشت می‌شود که مردم ارتباط متقابل در درون خانواده، محل کار، روابط همسایگی و ارتباطات مردمی در انجمن‌های محلی و عمومی پیدا می‌کنند (باسترلیر و گرون[7]، ۲۰۰۳: ص ۱۱۰؛ به نقل از سعادت، ۱۳۸۵: ص ۱۷۶).

بررسی سرمایه اجتماعی در سه سطح صورت می‌گیرد (کمیسیون اروپا[8]، ۲۰۰۰: ص ۹، به نقل از شریفیان ثانی، ۱۳۸۰: ص ۱۲).

- سطح روابط میان افراد، مانند خانواده، دوستان و همسایگان.
- سطح انجمن‌ها و سازمان‌های واسطه، مانند عضویت باشگاه‌ها، شرکت‌ها و احزاب سیاسی.
- سطح نهادهای اجتماعی در سطح کلان.

در کل، سرمایه اجتماعی عنصری مطلوب برای انجام همکاری‌های درون گروهی است و هرچه میزان آن بالاتر باشد دستیابی گروه به اهداف خود با هزینه کمتری انجام می‌گیرد. اگر در گروهی ویژگی‌هایی مانند اعتماد و هنجارهای مشوق مشارکت و سرمایه اجتماعی به اندازه کافی فراهم نباشد، هزینه‌های همکاری افزایش خواهد یافت و تحقق برنامه‌ها، پرهزینه و زمان‌بر خواهد بود. در مقابل، وجود سرمایه

1. Hanifan
2. Burdio
3. Colman
4. Fine
5. Soumynananda
6. Woolcock and Narayan
7. Basterlaer and Groodna
8. European Commission

اجتماعی به میزان کافی و مناسب، سبب برقراری انسجام اجتماعی و اعتماد متقابل شده و هزینه‌های تعاملات و همکاری‌های گروهی کاهش می‌یابد و در نتیجه عملکرد گروه با هزینه کم و در زمان کمتر بهبود می‌یابد (شاه حسینی، ۱۳۸۲: ص ٤١).

۳- رابطه سرمایه اجتماعی و سلامت محیط‌زیست

هم بوردیو و هم کلمن بر خصلت ناملموس بودن سرمایه اجتماعی نسبت به دیگر اشکال سرمایه تأکید می‌ورزند. درحالی‌که سرمایه اقتصادی در حساب‌های بانکی و سرمایه انسانی در ذهن اشخاص جای دارد، سرمایه اجتماعی در ساختار روابط آن‌ها مستتر است. برای آنکه سرمایه اجتماعی داشته باشیم باید با دیگران مرتبط باشیم و این دیگرانند (و نه خود ما) که منبع بالفعل امتیازات ما هستند.

همان طور که سرچشمه‌های سرمایه اجتماعی متکثرند، پیامدها و آثار آن نیز متکثرند. بررسی آثار سرمایه اجتماعی این امکان را می‌دهد تا سه کارکرد اصلی سرمایه اجتماعی را که در مجموعه‌ای از شرایط و زمینه‌های گوناگون قابلیت کاربرد دارند، متمایز کنیم:

الف) به عنوان منبع کنترل اجتماعی.

ب) به عنوان یکی از منابع حفظ و حمایت خانوادگی.

ج) به عنوان منبعی برای کسب فواید و مزایای خارج از شبکه خانوادگی.

به عنوان نمونه‌هایی از کارکرد نخست، سلسله مطالعاتی را می‌یابیم که موضوع آن‌ها تضمین اجرای قواعد است. سرمایه اجتماعی ناشی از فشردگی شبکه‌های اجتماعی، برای والدین، معلمان و مقامات پلیس که درصدد حفظ انضباط و ترویج فرمان‌برداری در بین افراد تحت مسئولیت خویش‌اند، سودمند است. منابع این نوع سرمایه اجتماعی را معمولاً در همبستگی مقید و اعتماد قابل تضمین می‌توان پیدا کرد و نتیجه اصلی آن این است که کنترل رسمی یا آشکار را غیرضروری می‌سازد.

نفوذ نوشته‌های کلمن در کارکرد دوم سرمایه اجتماعی، یعنی به عنوان یکی از خاستگاه‌های پشتیبانی از سوی والدین و خویشاوندان نزدیک نیز روشن است. خانواده‌های سالم و خانواده‌هایی که در آن‌ها فقط پدر یا مادر وظیفه اولیه بزرگ کردن بچه‌ها را بر عهده دارند، واجد مقدار بیشتری از این سرمایه اجتماعی در مقایسه با خانواده‌هایی هستند که یا اصلاً تک سرپرستند و یا پدر و مادر هر دو کار می‌کنند. اصلی‌ترین کسانی که از این منبع بهره می‌برند البته فرزندانی هستند که تربیت و شخصیت آن‌ها، به تبعیت از برخورداری از چنین موقعیتی شکل می‌گیرد.

درست مثل سرمایه مالی، سرمایه اجتماعی از والدین به فرزندان منتقل می‌شود و بر پیامدهای «رفتاری» از قبیل دستاورد تحصیلی و مشارکت نیروی کار و ... تأثیر دارد. سرمایه اجتماعی در خانواده‌هایی که هم پدر دارند و هم مادر، خانواده‌هایی که تعداد فرزندانشان کمتر است و خانواده‌هایی که در آن‌ها، والدین آرزوهای والایی برای بچه‌های خود در سر می‌پرورانند، بیشتر است. این شرایط سبب تقویت توجه بیشتر والدین به فرزندان می‌شود، به والدین مجال می‌دهد که ساعات بیشتری را با کودکان خود بگذرانند و نوعی نگاه و رویکرد موفقیت طلبی را در بین کودکان و نوجوانان این گونه خانواده‌ها شکل می‌دهد.

رایج‌ترین کارکردی که به سرمایه اجتماعی منسوب می‌شود این است که سرمایه اجتماعی سرچشمه منافعی است که از طریق شبکه‌ها که به مراتب فراتر از خانواده است، عاید می‌شود. به عنوان کارکرد سوم، سرمایه اجتماعی و تقویت آن و در راستای آن تقویت شبکه‌های اجتماعی، خود می‌تواند به فواید و مزایای خارج از شبکه خانوادگی منجر شود. از جمله پیامدهای اثرگذار سرمایه اجتماعی می‌توان به تأثیر آن بر محیط زیست اشاره کرد. در این رهیافت تازه، به انسان و رفتارهای او به عنوان یکی از عناصر و عوامل اصلی حافظ منافع محیط زیستی و عامل تقویت کیفیت محیط زیست توجه خاص می‌شود. در واقع سرمایه اجتماعی از جمله متغیرهای مکنون و پنهان و در عین حال بسیار تأثیرگذار بر محیط زیست و رفتارهای محیط زیستی می‌باشد (پورتس، ۱۹۹۸: ص ۱۳). در

واقع با وجود این که سرمایه اجتماعی به عنوان یک جزء جدانشدنی در درون تابع تولید است و می‌تواند به عنوان یک نهاده تولید به کار گرفته شود (رنانی و دلیری، ۱۳۸۹: ص ۳۵) و از مؤلفه‌های مهم و تأثیرگذار بر اقتصاد و رشد و توسعه آن می‌باشد، می‌تواند به عنوان متغیری در جهت بهبود محیط زیست مورد استفاده قرار گیرد. از آن جایی که هر رشد اقتصادی و افزایش تولید، آلودگی محیط زیست و استفاده بیشتر از منابع را در پی دارد، می‌توان با استفاده از سرمایه اجتماعی و سرمایه‌گذاری بر روی آن از آلودگی و عواقب منفی رشد اقتصادی کاسته و در کنار رشد، به توسعه پایدار دست یافت. با توجه به این که بسیاری از منابع محیط زیستی منابع و اموال مشترک هستند، استفاده پایدار و حفاظت از آن‌ها به اقدام جمعی نیاز دارد. انتظار می‌رود که جوامع با سرمایه اجتماعی بالاتر اقدام جمعی بهتر را در زمینه مدیریت محیط زیست ترویج دهند. در واقع، ارتباط در جامعه، به این معنا که تا چه حد اعضای جامعه با یکدیگر ارتباط برقرار کرده، نقش مهمی در رفع تخریب منابع و افزایش ثروت جامعه دارد. به عبارت دیگر، با توجه به این که از جمله دغدغه‌های ربع قرن گذشته در بیشتر کشورهای در حال توسعه تعامل "توسعه"، "محیط زیست" و "پایداری توسعه" در عرصه‌های مختلف بوده است، در دهه‌های پایانی قرن بیستم، روش‌های جلب مشارکت مردم در برنامه‌ریزی و مدیریت منابع طبیعی و مدیریت محیط زیست، تحت دگرگونی‌های اجتماعی، سیاسی و اقتصادی، دست‌خوش تغییرات عمده‌ای شده است. روند دهه‌های گذشته در کشورهای پیشرفته صنعتی بیانگر این واقعیت است که کارگزاران دولتی، کارشناسان و نیز مدیران عرصه‌های محیط زیست و منابع طبیعی به رهیافتی تازه روی آورده‌اند (خاتون‌آبادی، ۱۳۸۳: ص ۲۶). در این رهیافت تازه، به انسان و رفتارهای او به عنوان یکی از عناصر و عوامل اصلی حافظ منافع و عامل تقویت کیفیت محیط زیست توجه خاص مبذول می‌شود. در هر جامعه‌ای افراد برخورد نسبتاً مشخصی در مورد محیط زیست از خود نشان می‌دهند که ممکن است این برخورد کاملاً مسئولانه و یا کاملاً غیرمسئولانه یا رفتاری بینابین این دو باشد. این طیف وسیع از برخورد نسبت به محیط زیست، تحت تأثیر متغیرها و عوامل بی‌شماری است که به طور عمده به محیط اجتماعی فرد مربوط می‌شود. به لحاظ نظری، تصمیم افراد جامعه برای استفاده از یک ایده، روش و فن جدید و یا برای مثال، داشتن رفتاری مسئولانه نسبت به محیط زیست، در قالب "نظریه کنش اجتماعی" قابل بررسی است. مروری بر منابع مربوط به بحث "سرمایه اجتماعی" (کلمن (۱۹۹۸)، بوردیو (۱۹۸۳)، پاتنام (۱۹۹۳)، فوکویاما (۱۹۹۸)) نیز نشان می‌دهد که مفهوم "سرمایه اجتماعی" معطوف به کنش اجتماعی بوده و سرمایه اجتماعی در واقع توانایی گسترش کنش است و آن را غنی می‌سازد و به تعبیری منبع کنش اجتماعی محسوب می‌شود (عقیلی و همکاران، ۱۳۸۸: ص ۲). بنابراین، سرمایه اجتماعی بر کنش میان انسان‌ها تمرکز دارد؛ کنشی که در تمام لحظات زندگی انسان وجود دارد و رفتار و نگرش‌های وی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بخشی از زندگی انسان را، رفتارها و کنش‌های زیست‌محیطی تشکیل می‌دهند، می‌توان انتظار داشت که سرمایه اجتماعی بر رفتارهای زیست‌محیطی انسان‌ها تأثیر داشته باشد؛ مخصوصاً در جامعه‌ای که تهدیدات زیست‌محیطی با شتابی فزاینده افزایش پیدا می‌کند.

رفتارهای محیط‌زیستی مسئولانه، مجموعه‌ای از کنش‌های افراد جامعه نسبت به محیط زیست است که در یک طیف وسیع از احساسات، تمایلات و آمادگی‌های خاص برای رفتار نسبت به محیط زیست را شامل می‌شود. افراد هر اجتماعی بر حسب شرایط و مقتضیات خاص اجتماعی و فرهنگی برخورد متفاوتی نسبت به محیط زیست دارند. این برخوردها و رفتارها ممکن است کاملاً منفی و مخالف محیط زیست و یا برعکس کاملاً مثبت و موافق محیط زیست باشد. قسمتی از نوسانات رفتار افراد نسبت به محیط اجتماعی (و از جمله محیط زیست) به سرمایه اجتماعی آنان مربوط می‌شود. سرمایه اجتماعی قادر است از نظر اجتماعی با ایجاد همبستگی اجتماعی، از نظر فرهنگی با ایجاد تعهد اخلاقی، از نظر اقتصادی با کاهش هزینه‌ها و از نظر سیاسی با ترویج شکلی جدید از

سیاست‌گذاری با مشارکت مردم در جهت ارتقای رفاه اجتماعی و دستیابی به توسعه پایدار مؤثر باشد (محبوب و صالحی، ۱۳۸۵: ص ١٤). بر اساس این پشتوانه نظری، در این مطالعه سعی شده است تا نشان داده شود که رفتارهای محیط زیستی، تا چه میزان تحت تأثیر سرمایه اجتماعی و ابعاد آن قرار می‌گیرد.

٤-پیشینه تحقیق

اگر چه مطالعات متعددی به آلودگی و عوامل مؤثر بر آن و هم‌چنین سرمایه اجتماعی و اثر آن بر رشد و توسعه اختصاص دارد اما مطالعات اندکی به بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی بر محیط‌زیست پرداخته است. در ادامه به برخی از آن‌ها اشاره می‌شود.

٤-١ مطالعات داخلی

رحمانی و همکاران (١٣٨٦) تأثیر اعتماد بر رشد اقتصادی در استان‌های ایران را با روش اقتصادسنجی فضایی بررسی کردند. آنها برای تعیین شاخص اعتماد ابتدا از اطلاعات پیمایش وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی و سپس از دو متغیر پرونده‌های مختومه‌ی چک‌های بلامحل سرانه و پرونده‌های مختومه‌ی اختلاس، ارتشا و جعل سرانه استفاده کردند. بر اساس نتایج این تحقیق رشد اقتصادی استان‌های هم‌جوار بر رشد اقتصادی یک استان اثر مثبت و اثر کاهش اعتماد بر رشد اقتصادی منفی و کاملاً معنی‌دار بوده است (حیدری و همکاران، ١٣٩٢: ص ٦٥).

متوسلی و همکاران (١٣٨٦: صص ٢٤-٥) در پژوهشی تحت عنوان «سرمایه اجتماعی از دید رویکرد منفی فوکویاما در ایران» با استفاده از روش جایگزین فوکویاما، روند سرمایه اجتماعی را از سال ١٣٦٥ تا ١٣٨٣ مورد بررسی قرار داده‌اند و شاخص‌هایی هم چون: صدور چک بلامحل، قتل عمد، طلاق، اعمال منافی عفت، ایراد ضرب و جرح، اختلاس، تخلفات رانندگی، سرقت، دعاوی موجر و مستأجر، جرایم اطفال و اقدام به خودکشی را به عنوان شاخص فقدان سرمایه اجتماعی در نظر گرفته‌اند. طبق نتایج به دست آمده در این پژوهش، سرمایه اجتماعی در ایران طی سال‌های ١٣٨١-١٣٦٥ کاهش و در سال‌های ٨٣-١٣٨١ افزایش داشته است.

عقیلی و همکاران (١٣٨٨: صص ١٦-١) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه سرمایه اجتماعی و محیط زیست در سه استان گیلان، مازندران و گلستان پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد سرمایه اجتماعی همبستگی مثبت و قوی با رفتارهای مسئولانه نسبت به محیط زیست دارد. این رابطه قوی بین میزان سرمایه اجتماعی افراد (اعتماد نهادی، اعتماد عمومی، مشارکت اجتماعی، امنیت اجتماعی و عضویت مدنی) با رفتارهای مسئولانه آنان نسبت به محیط زیست بیانگر این است که هنجارهای اعتماد و مشارکت و همچنین احساس امنیت، بر کنش اجتماعی افراد نسبت به محیط طبیعی پیرامون آن‌ها تأثیر بسزایی دارد و در این زمینه عامل تعیین‌کننده به شمار می‌رود. اعتماد نهادی که آنتونی گیدنز[1] از آن با عنوان اعتماد انتزاعی یا اعتماد تعمیم‌یافته یاد می‌کند، شامل اعتماد افراد به نهادهای اجتماعی از جمله در این مطالعه اعتماد به؛ پلیس، معلمان و استادان دانشگاه، سیاست‌مداران و رسانه‌های گروهی می‌شود، که تأثیر بیشتری در تعیین کنش اجتماعی افراد داشته است.

صالحی و امامقلی (١٣٩١: صص ١١٥-٩٠) در مقاله‌ای تحت عنوان «بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی بر رفتارهای زیست‌محیطی (مطالعه موردی: استان کردستان)» و با استفاده از روش پیمایشی و نمونه‌گیری خوشه‌ای چند مرحله‌ای از ٤٤٠ نفر از افراد بالای ١٨ سال ساکن در مناطق شهری استان کردستان دریافتند که با وجود شرایط نامناسب و امکانات محدود زیست‌محیطی، رفتارهای مسئولانه زیست‌محیطی افراد در حد بالایی می‌باشد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد بین سرمایه اجتماعی و رفتارهای زیست‌محیطی رابطه مثبت و مستقیمی وجود دارد. به عبارت دیگر با افزایش سرمایه اجتماعی، رفتارهای زیست‌محیطی نیز مسئولانه می‌شود.

1. Anthony Giddens

٤-٢ مطالعات خارجی

از اولین مطالعات در زمینه آلودگی محیط زیست می‌توان به مطالعه گروسمن و کروگر[1] (۱۹۹۵: ص ۳۵۵) اشاره کرد. آن‌ها در این مطالعه به بررسی آثار محیط زیستی تجارت آزاد در آمریکای شمالی پرداخته و با استفاده از مدل رابطه‌ای رگرسیون، ارتباط میان آلودگی و رشد اقتصادی را بررسی کردند. نتایج این تحقیق نمایانگر رابطه میان تولید ناخالص داخلی سرانه و میزان انتشار دی‌اکسید گوگرد به صورت U وارونه بود.

نتایج مطالعات شافیک و بندیوپادیا[2] (۱۹۹۲) بکرمن[3] (۱۹۹۲) سلدون و سانگ[4] (۱۹۹٤) و گروسمن و کروگر با استفاده از شاخص‌های گوناگون محیط زیستی ازجمله آلودگی هوای شهری، آلودگی آب، آلودگی ته‌نشین شده در حوزه رودخانه و آلودگی اطراف رودخانه توسط فلزات سنگین، تأییدی بر فرضیه محیط زیستی کوزنتس بود (گروسمن و کروگر، ۱۹۹۵: ص ۳٦۲).

گرفتون و نولز[5] (۲۰۰۳: صص ۳۳-۱) در پژوهشی تحت عنوان «سرمایه اجتماعی و عملکرد محیط زیستی»، به بررسی اثر سه متغیر سرمایه اجتماعی، واگرایی اجتماعی و ظرفیت اجتماعی بر محیط زیست پرداختند. در این پژوهش، سرمایه اجتماعی با متغیرهایی از قبیل اعتماد و یا شرکت در انجمن‌های داوطلبانه و با روش پرسشنامه‌ای اندازه‌گیری شده است. طبق نتایج این پژوهش سرمایه اجتماعی رابطه‌ای مثبت با محیط زیست دارد.

فرانکل و رز[6] (۲۰۰۵: ص ۸۷)، در مطالعه ای به بررسی اثر تجارت بر محیط زیست پرداختند. در مدل رگرسیونی به غیر از متغیر تولید ناخالص سرانه، متغیرهای نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص ملی (درجه باز بودن اقتصاد)، درجه دموکراسی و متغیر تراکم جمعیت نیز وارد شده بود. یافته‌های این تحقیق حکایت از آن دارد که تجارت می‌تواند، اثر قابل توجهی بر شاخص‌های آلودگی داشته باشد. نتایج این تحقیق، فرضیه منحنی محیط زیستی کوزنتس را تایید نمود.

روبرت فوآ و همکاران (۲۰۰۸: صص ۳۲-۱) در پژوهشی با عنوان «آیا تفاوت در کیفیت نهادهای اجتماعی و سرمایه اجتماعی می‌تواند عملکرد محیط زیستی کشورها را توضیح دهد؟» با استفاده از روش پیمایشی ابتدا سرمایه اجتماعی را برای ۱٦۸ کشور، محاسبه کرده و سپس با ارائه مدلی به بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی در تعیین کیفیت و پایداری محیط زیست پرداخته‌اند. آن‌ها با ارائه شواهدی، استدلال کردند سرمایه اجتماعی بالا در جوامع با عملکرد محیط زیستی بهتر همراه است. سطح بالایی از سرمایه اجتماعی و نهادهای اجتماعی با کیفیت بالا به تسهیل همکاری و کاهش هزینه اقدام جمعی می‌انجامد. هنگامی که این هزینه‌ها کاهش می‌یابد، افراد با احتمال بیشتری در فعالیت‌های جمعی درگیر شده و کمتر احتمال دارد در اقدامات خصوصی نامحدود که دارای تأثیرات زیست محیطی منفی است شرکت کنند. نتایج تجربی این پژوهش، نشان می‌دهد که کشورهایی که در آن زنان به طور کامل در جامعه شرکت داشته و کشورهایی که در آن شهروندان بیشتر درگیر در فرایند سیاسی، هستند شاهد عملکرد بهتر و سازگار با محیط زیست، به عنوان شاخص پایداری محیط زیست هستند.

در ادامه به معرفی متغیرها و شاخص‌های مورد استفاده در مدل پرداخته شده است.

٥- شاخص آلودگی

به طور کلی آلودگی شامل: آلودگی هوا، آلودگی آب، آلودگی صوتی و آلودگی ناشی از زباله می‌شود (عباس‌پور، ۱۳۸٤: ص ۹۸). در این میان آلودگی هوا، یکی از پدیده‌های قرن اخیر است. مهم‌ترین آلوده‌کننده‌های هوا شامل: منو اکسید کربن، اکسیدهای نیتروژن، هیدروکربن‌ها، اکسیدهای گوگرد،

1. Grossman and Krueger
2. Shafik and Bandyopadyay
3. Beckerman
4. Selden and Song
5. Grafton and Knowles
6. Frankel and Rose

دی اکسید کربن، ذرات معلق در هوا و ازن می‌شوند. گاز دی‌اکسید کربن یکی از مهم‌ترین گازهایی می‌باشد که منجر به تغییرات آب و هوایی و گرمایش کره زمین شده است (دفتر برنامه ریزی انرژی، ۱۳۸۲: ص ۳۱۲). به همین جهت به آلودگی فرامرزی معروف است و هم‌چنین حدود ۶۰ درصد از آثار گازهای گلخانه‌ای، ناشی از انتشار دی‌اکسید کربن می‌باشد (بوتکین و کلر، ۲۰۰۰: ص ۲۱۷).

از طرفی در بسیاری از مطالعات صورت گرفته در این حوزه نیز میزان انتشار این گاز به عنوان معیاری (شاخصی) برای آلودگی هوا به کار رفته، برای مثال، در محاسبه پس انداز تعدیل شده توسط بانک جهانی (برای محاسبه استهلاک منابع طبیعی) از گاز دی‌اکسید کربن به عنوان شاخص آلودگی هوا استفاده شده، همچنین در محاسبه تولید ناخالص ملی سبز (برای محاسبه استهلاک منابع طبیعی) از گاز دی‌اکسید کربن به تنهایی به عنوان شاخص آلودگی هوا استفاده شده است (عاقلی کهنه‌شهری، ۱۳۸۳: ص ۴۳).

با عنایت به موارد فوق در این مطالعه میزان انتشار گاز دی‌اکسید کربن به عنوان شاخص آلودگی (متغیر وابسته) انتخاب شد.

۶- شاخص سرمایه اجتماعی

یکی از بزرگ‌ترین کاستی‌های سرمایه اجتماعی، فقدان اجماع درباره نحوه اندازه‌گیری آن است. به طور کلی، به دست آوردن مقیاسی واحد و دقیق از سرمایه اجتماعی به دلایل مختلف امکان‌پذیر نیست. اولاً، جامع‌ترین تعریف از سرمایه اجتماعی، تعریفی چند بعدی است که چند واحد تحلیلی مختلف را شامل می‌شود. دوم آنکه، ماهیت و اشکال سرمایه اجتماعی در طول زمان، با تغییر موازنه بین سازمان‌های رسمی و غیررسمی تغییر می‌کند. سوم اینکه، سرمایه اجتماعی، متغیری است که هم در سطح خرد و هم در سطح کلان وجود دارد و اشکالی که در این زمینه به وجود می‌آید، این است که در بسیاری از موارد، سرمایه اجتماعی ممکن است در سطح خرد تقویت شود، در حالی که در همان زمان، در سطح کلان در حال تخریب است. در نتیجه، روش‌های علمی اندکی برای اندازه‌گیری سرمایه اجتماعی وجود دارند و این ضعف باعث شده است محققان معاصر مجبور شوند شاخص‌هایی نزدیک به واقعیت را در نظر بگیرند، مانند اعتماد به دولت، تمایل به رای دادن، نرخ رشد شرکت مردم در انتخابات، عضویت در نهادهای مدنی، ساعت‌هایی که مردم فعالیت‌های داوطلبانه انجام داده‌اند و غیره (ولکاک و نارایان، ۲۰۰۰: ص ۲۴۱).

جدول (۱): شاخص‌های اندازه‌گیری سرمایه اجتماعی (به لحاظ نظری)

محقق	شاخص
کلمن	اعتماد
پاتنام	درصد مشارکت در انتخابات درصد افراد روزنامه‌خوان درصد افرادی که معتقدند بیشتر افراد جامعه قابل اعتماد هستند درصد افراد مشارکت کننده در فعالیت‌های داوطلبانه جمعی درصد افراد عضو انجمن‌ها درصد افرادی که پیوسته به کلیسا می‌روند درصد افرادی که به سیاست علاقمند هستند درصد افرادی که همواره به باشگاه می‌روند
واتناو	میزان عضویت در انجمن‌ها میزان اعتماد به سایر شهروندان میزان مشارکت در فعالیت‌های مدنی میزان مشارکت در فعالیت‌های داوطلبانه
فوکویاما: روش جایگزین	میزان جرم و جنایت فروپاشی خانواده مصرف موادمخدر طرح دعاوی دادگاهی خودکشی فرار از پرداخت مالیات و ...

مأخذ: متوسلی و همکاران (۱۳۸۶: ص ۱۰).

برای ایجاد شاخص برای نمایش سرمایه اجتماعی، قضیه کمی متفاوت خواهد بود. به گونه‌ای که، اکثر صاحب‌نظران معتقدند که سنجش کاملاً تجربی سرمایه اجتماعی تقریباً غیرممکن است، چون سرمایه اجتماعی، مسئله‌ای انسانی است، و بنا بر اصل عدم اطمینان هایزنبرگ (اینکه مشاهده‌گر می‌تواند بر مشاهده شونده تأثیر بگذارد) اندازه گیری دقیق این شاخص

را مشکل و گاهی غیرممکن می‌سازد. اما به هر حال اهمیت سنجش سرمایه اجتماعی برای بررسی آن لازم و ضروری است و دانشمندان مختلف، شاخص‌های متفاوتی را برای اندازه‌گیری سرمایه اجتماعی مورد استفاده قرار داده‌اند که برخی از مهم‌ترین آن‌ها در جدول (۱) ذکر شده است. به طور کلی، می‌توان سرمایه اجتماعی را با دو روش مستقیم و غیرمستقیم برآورد کرد.

همان‌طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، کلمن، پاتنام و واتناو با رویکردی مستقیم، سرمایه اجتماعی را مورد بررسی قرار داده‌اند. اما فوکویاما روشی غیرمستقیم را برای ارزیابی سرمایه اجتماعی معرفی کرده است. در این روش، با استفاده از علائمی که در نبود سرمایه اجتماعی ظاهر می‌شوند، می‌توان به برآورد سرمایه اجتماعی پرداخت.

فرانسیس فوکویاما در مورد روش جایگزین اندازه‌گیری سرمایه اجتماعی در جوامعی که داده‌های مناسب برای سنجش و اندازه‌گیری ندارند، معتقد است انحرافات اجتماعی باید محاسبه شوند: «در هر صورت، برای تخمین ذخیره سرمایه اجتماعی ملت، در مقیاس گروه‌هایی که مشکلات سنجش و اندازه‌گیری کمتری برای آن‌ها وجود دارد، یک روش جایگزین وجود دارد. به جای سنجش و اندازه‌گیری به عنوان یک ارزش مثبت، می‌توان نبود سرمایه اجتماعی و به عبارت دیگر، انحرافات اجتماعی از قبیل میزان جرم و جنایت، مصرف مواد مخدر، طرح دعاوی و دادخواهی، خودکشی، فرار از پرداخت مالیات و موارد مشابه را با روش‌های مرسوم اندازه‌گیری کرد. فرض می‌شود که چون سرمایه اجتماعی، وجود هنجارهای رفتاری مبتنی بر تشریک مساعی را منعکس می‌کند، انحرافات اجتماعی نیز بالفعل بازتاب نبود سرمایه اجتماعی خواهد بود» (فوکویاما، ۲۰۰۰: ص ۱۹).

در این تحقیق با توجه به شاخص معرفی شده توسط فوکویاما، از تعداد پرونده‌های مختومه تشکیل شده در دادگاه‌های عمومی به عنوان شاخصی برای نشان دادن انحرافات اجتماعی (شاخصی برای نشان دادن فقدان سرمایه اجتماعی) استفاده شده است. در این راستا، هفت شاخص برای محاسبه هر بخش از ساختار سرمایه اجتماعی به شرح زیر در نظر گرفته شد. این شاخص‌ها به نوعی نشان‌دهنده بخشی از سرمایه اجتماعی همچون اعتماد، مشارکت، عدم انحرافات اجتماعی و... می‌باشد: سرانه قتل، سرانه ایراد ضرب و جرح، سرانه ایجاد تخریب، سرانه سرقت و سرانه تصرف عدوانی و مزاحمت (نشانگر انحراف اجتماعی و عدم اعتماد عمومی)، سرانه اختلاس و ارتشاء (نشانگر اعتماد در سطح میانی، اعتماد در معاملات و تأثیرگذاری مستقیم بر هزینه مبادله نشان‌دهنده میزان فساد در جامعه)، سرانه صدور چک بلامحل (نشانگر مقدار هزینه مبادله در معاملات و اعتماد به طرف معامله، اعتماد به سیستم بانکی به عنوان نهاد عمومی). در این مطالعه به منظور دستیابی به یک شاخص تجمیعی برای سرمایه اجتماعی از روش تحلیل عاملی[1] استفاده شده است.

۷- روش تحلیل عاملی

معمولاً در مطالعاتی که به دلایل مختلف با حجم زیادی از متغیرها روبرو هستیم برای تحلیل دقیق‌تر داده‌ها و رسیدن به نتایجی علمی‌تر و در عین حال عملیاتی، محققان به دنبال کاهش حجم متغیرها و تشکیل ساختار جدیدی برای آن‌ها می‌باشند و بدین منظور از روش تحلیل عاملی استفاده می‌کنند. تحلیل عاملی سعی در شناسایی متغیرهای اساسی یا عامل‌ها[2] به منظور تبیین الگوی همبستگی بین متغیرهای مشاهده شده دارد. تحلیل عاملی نقش بسیار مهمی در شناسایی متغیرهای پنهان[3] یا همان عامل‌ها از طریق متغیرهای مشاهده شده دارد. عامل، متغیر جدیدی است که از طریق ترکیب خطی مقادیر اصلی متغیرهای مشاهده شده برآورد می‌شود.

در این پژوهش سعی شده است تا با استفاده از تعیین ضرایب بهینه برای هر عامل به تعیین شاخص سرمایه اجتماعی با تعیین ضرایب مشخص برای هر شاخص پرداخته شود. برای این هدف از روش تحلیل عاملی استفاده می‌شود. تحلیل عاملی

1. Factor Analysis
2. Factors
3. Latent Variables

یکی از شیوه‌های بررسی روابط بین متغیرهاست. این روش اساساً برای کاهش داده‌ها یا شناسایی ساختار بکار می‌رود. هدف اصلی تحلیل عاملی این است که یگانگی‌ها را میان متغیرهای متعدد کشف کند و تعداد زیادی متغیر را به معدودی متغیر زیربنایی یا عامل تقلیل دهد (دواس[1]،۱۹۹۵: ص ۵۲). در راه دستیابی به این مقصد است که عوامل داده‌ها را تبیین می‌کند. برخلاف رگرسیون چند متغیری که در آن تنها یک متغیر وابسته مشاهده و اندازه‌گیری شده و از طریق متغیرهای مستقل تبیین می‌شود، در تحلیل عاملی، متغیرهای متعددی وجود دارد که معمولاً بدون در نظر گرفتن این که مستقل هستند یا وابسته از طریق نشان دادن ساخت اصلی آن‌ها چگونگی مشابهت‌ها و مغایرت‌ها در آن‌ها تبیین می‌شود. روش مؤلفه‌های اصلی به وسیله یافتن یک ترکیب خطی از متغیرها که برای چنین تغییری در متغیرهای اصلی محاسبه می‌شوند، آغاز می‌شود. سپس، مؤلفه‌های دیگری را پیدا می‌کنند که برای بیشتر تغییرات باقی مانده ممکن محاسبه می‌شود و با مؤلفه قبلی همبستگی ندارد و برای ادامه این روش هنوز مؤلفه‌های بسیاری مانند متغیرهای اصلی وجود دارد. معمولاً برای بیشتر تغییرات، چند مؤلفه محاسبه خواهد شد و این مؤلفه‌ها می‌توانند به عنوان جایگزین متغیرهای اصلی استفاده شوند. این روش‌ها اغلب اوقات برای کاهش تعداد متغیرها استفاده می‌شوند.

در این پژوهش با استفاده از روش تحلیل عامل، در مرحله اول با استفاده از یک ماتریس ۷ × ۷ که همبستگی بین شاخص‌ها را نشان می‌دهد عوامل مشترک و اهمیت نسبی هر یک از شاخص‌ها را به دست آورده و بردارهای ویژه برای تمام مقادیر غیر صفر محاسبه می‌شود. به علاوه برای دوران عامل‌ها[2] از روش واریماکس[3] استفاده شده است.

۷-۱ آزمون KMO[4]:

شاخصی از کفایت نمونه‌گیری است که کوچک بودن همبستگی جزیی بین متغیرها را بررسی می‌کند و از این طریق مشخص می‌سازد آیا واریانس متغیرهای تحقیق، تحت تأثیر واریانس مشترک برخی عامل‌های پنهانی و اساسی است یا خیر. این شاخص در دامنه صفر تا یک قرار دارد. اگر مقدار شاخص نزدیک به یک باشد، یک همبستگی خطی و قوی بین متغیرها وجود داشته و داده‌های مورد نظر برای تحلیل عاملی مناسب است. کایزر[5] در سال ۱۹۷٤ مقدار KMO را به صورت زیر تقسیم کرد (فرشادفر، ۱۳۸۰: ص ۱۳).

اگر KMO ≥ ۰/۹ باشد یعنی تجزیه عامل‌ها بسیار مفید است.

اگر ۰/۹> KMO ≥ ۰/۵ باشد یعنی تجزیه عامل‌ها خوب است.

اگر KMO < ۰/۵ باشد یعنی تجزیه عامل‌ها مفید نخواهد بود.

۷-۲ آزمون بارتلت[6]:

این آزمون بررسی می‌کند چه هنگامی ماتریس همبستگی شناخته شده (از نظر ریاضی ماتریس واحد و همانی) است و بنابراین برای شناسایی ساختار (مدل عاملی) نامناسب می‌باشد. ماتریس همبستگی دارای دو حالت است:

حالت اول: زمانی که ماتریس همبستگی بین متغیرها، یک ماتریس واحد و همانی می‌باشد. در این حالت متغیرها ارتباط معنی‌داری با هم نداشته و در نتیجه امکان شناسایی عامل‌های جدید، بر اساس همبستگی متغیرها با یکدیگر وجود ندارد.

حالت دوم: زمانی که ماتریس همبستگی بین متغیرها، یک ماتریس واحد و همانی نباشد، که در این صورت ارتباط معنی‌داری بین متغیرها وجود داشته و بنابراین امکان شناسایی و تعریف عامل‌های جدید بر اساس همبستگی متغیرها وجود دارد. اگر آماره معنی‌داری آزمون بارتلت کوچک‌تر از ۰/۵ درصد باشد تحلیل عاملی برای شناسایی ساختار (مدل عاملی)

1. Davas
2. Factor Rotation
3. Varimax
4. Kaiser_Meyer_Olkin Measure
5. Kaiser
6. Bartletts Test of Sphericity

مناسب است، زیرا فرض شناخته شده بودن ماتریس رد می‌شود.

جدول (۲): مقدار آزمون کیزر مایر و بارتلت

KMO and Bartlett's Test		
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		۰/۸۵۰
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	۳۲۹/۳
	DF	۲۱
	Sig.	۰/۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۲) معیار KMO و نتایج آزمون بارتلت برای سال‌های مختلف ارائه شده است. با توجه به این جدول، معیار KMO همواره بالای ۰/۸۵۰ بوده که نشان‌دهنده مناسب بودن الگوی تحلیل عاملی برای این پژوهش است. نتایج آزمون بارتلت نیز که فرضیه شناخته شده بودن ماتریس همبستگی را بررسی می‌نماید حاکی از مفید بودن تحلیل عامل برای داده‌های این پژوهش است.

۸- تخمین با استفاده از روش خود توضیح‌برداری با وقفه‌های گسترده

در تحقیقات مبتنی بر داده‌های سری زمانی فرض می‌شود که سری زمانی ایستا[1] است. بررسی‌های انجام شده در این زمینه نشان می‌دهد که در مورد بسیاری از سری‌های زمانی کلان اقتصادی این فرض برقرار نیست و اغلب این متغیرها غیرایستا هستند. بنابراین، طبق نظریه هم‌انباشتگی در اقتصاد سنجی، ضرورت دارد تا از ایستایی و ناایستایی متغیرها اطمینان حاصل نماییم.

در این پژوهش از آماره دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)، جهت بررسی ایستایی و ناایستایی متغیرها و از معیار شوارتز[2] برای تعیین تعداد وقفه بهینه استفاده شده است. با استفاده از نرم افزار مایکروفیت و روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) که مزیت‌های خاصی نسبت به روش‌های دیگر از جمله انگل-گرنجر و جوهانسون-جوسیلیوس دارد، مدل برآورد شده است. از جمله مزیت‌های این روش می‌توان به عدم نیاز به آزمون ریشه واحد، انتخاب وقفه بهینه برای تک تک متغیرهای مدل و کارایی آن در تخمین مدل با نمونه کمتر از ۱۰۰ مشاهده و داده‌های سالیانه اشاره کرد. در این روش، می‌توان ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت و ضریب مدل تصحیح خطا (ECM) و سرعت تعدیل مدل را تعیین کرد.

روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده بر اساس رهیافت پویا، شکل گرفته است و شکل عمومی آن برای حالت دو متغیره به صورت زیر می‌باشد:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j y_{t-j} + \sum_{i=0}^{q} \beta_i x_{t-i} + v_t \quad (۱)$$

از ویژگی‌های الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده این است که علاوه بر ارائه نمودن برآورد بدون تورش از پارامترها، وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را نیز آزمون می‌نماید. نحوه آزمون هم به این ترتیب است که آماره t از طریق رابطه (۲) به دست آمده و سپس با کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[3] مقایسه می‌شود.

$$t = (\hat{\alpha}_i - 1)/S_{\hat{\alpha}_i} \quad (۲)$$

اگر آماره t محاسبه شده از رابطه (۲)، بزرگ‌تر از کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر باشد، رگرسیون برآورد شده رابطه تعادلی بلندمدت دارد و در غیر این صورت، متغیرها هم انباشته نیستند. در صورت انباشتگی متغیرها می‌توان از طریق الگوی تصحیح خطا به بررسی پویایی کوتاه مدت و تمایل حرکت آن به سمت تعادل پرداخت (تشکینی، ۱۳۸٤: ص۱٤۷).

پسران و شین[4] (۱۹۹٦) در مطالعات خود نشان دادند که از روی ضریب ECM به تنهایی می‌توانیم درباره وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تصمیم‌گیری نماییم. به این صورت که اگر این ضریب، در مدل برآوردی بین صفر و منفی یک قرار گیرد و از لحاظ آماری معنادار باشد، آنگاه رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل برقرار است (صفدری و پورشهابی، ۱۳۸۸: ص ٤۲).

برای برآورد این الگو، ابتدا می‌بایست ایستایی متغیرها

1. Stationary
2. Schwarz
3. Banerjee, Dolado and Mester
4. Pesaran and Shin

بررسی شود. سپس حداکثر تعداد وقفه‌ها، توسط پژوهشگر و براساس تعداد مشاهدات تعیین می‌شود. در مرحله بعد، با استفاده از یکی از چهار ضابطه آکائیک[1]، شوارتز- بیزین[2]، حنان- کوئین[3] یا ضریب تعیین تعدیل شده[4] به انتخاب وقفه‌های بهینه مدل پرداخته می‌شود. از معیارهای فوق، پسران و شین معیار شوارتز- بیزین را برای تعیین وقفه‌های بهینه مدل پیشنهاد می‌کنند. این معیار با توجه به کوچک بودن حجم نمونه، در تعداد وقفه‌ها صرفه جویی می‌کند تا در نهایت تعداد درجات آزادی کمتری از دست داده شود. در مرحله پایانی، ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، براساس الگوی (ARDL) انتخابی ارائه می‌شود. در این الگو، علاوه بر روابط بلندمدت، الگوی تصحیح خطا (ECM) نیز ارائه می‌شود (تشکینی، ۱۳۸٤: ص ١٤٦).

۹- معرفی مدل و داده‌های آماری

به منظور برآورد رابطه میان سرمایه اجتماعی و کیفیت محیط‌زیست در این مطالعه از مدل زیر (مدل مورد استفاده در پژوهش روبرت فوآ و همکاران (۲۰۰۸: ص ٢٦)) استفاده شده است، که در آن، علاوه بر تأثیر سرمایه اجتماعی به عنوان متغیر توضیحی، از متغیرهای کنترلی هم‌چون مجذور تولید ناخالص سرانه کشور و درصد جمعیت شهری و درصد دانشجویان از کل جمعیت و هم چنین نسبت ارزش افزوده صنعت به تولید ناخالص داخلی نیز استفاده شده است. لازم به ذکر است که متغیرهای کنترلی در این مدل، متغیرهای استفاده شده در مدل‌های مربوط به فرضیه منحنی‌های محیط‌زیستی کوزنتس (پژویان و مرادحاصل (۱۳۸٦: ص ١٤٦) و فرانکل و رز (۲۰۰۵: ص ۸۸)) می‌باشد.

$$CO_2 = \alpha_{0j} + \alpha_{1j} SC_{it} + \alpha_{2j} GDP^2_{it} + \alpha_{3j} UR_{it} + \alpha_{4j} CUL_{it} + \alpha_{5j} Value_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن:

CO_2: متغیر مربوط به آلودگی (میزان سرانه انتشار CO_2 به هزار تن)،

SC: شاخص ترکیبی سرمایه اجتماعی،

GDP^2: مجذور تولید ناخالص سرانه کشور،

UR: درصد جمعیت شهری،

CUL: درصد دانشجویان از کل جمعیت به عنوان معیاری از آگاهی و دانش،

VALUE: نسبت ارزش افزوده صنعت به تولید ناخالص داخلی.

انتظار می‌رود با افزایش شاخص ترکیبی سرمایه اجتماعی به عنوان متغیری که معرف فقدان سرمایه اجتماعی است و هم‌چنین افزایش درصد جمعیت شهری و سهم بخش صنعت، آلودگی محیط زیست و انتشار دی‌اکسید کربن افزایش یافته و با افزایش درصد دانشجویان از کل جمعیت و مجذور تولید ناخالص سرانه کشور، آلودگی کاهش یابد.

در این مطالعه، از داده‌های سری زمانی در دوره (۱۳۹۰-۱۳٦۳) استفاده شده است. منبع داده‌های مورد استفاده، بانک جهانی و مرکز آمار ایران می‌باشد.

۱۰- تخمین مدل و تحلیل نتایج

پیش از برآورد مدل، لازم است تا ایستایی متغیرها بررسی شوند. به منظور بررسی ایستایی متغیرها از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. در این آزمون، اگر قدر مطلق آماره t محاسباتی بزرگ‌تر از قدر مطلق مقادیر بحرانی باشد، آنگاه فرضیه مبتنی بر ساکن بودن سری زمانی را نمی‌توان رد نمود و در نتیجه متغیر، ایستا و ساکن می‌باشد. جدول ۳، نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرها را نشان می‌دهد. همان‌طور که با توجه به جدول مشخص است، متغیر نسبت ارزش افزوده صنعت به تولید ناخالص داخلی (VALUE) با سطح اطمینان ۹۵ درصد در سطح ایستا و در نتیجه ((I(0)) می‌باشد و بقیه متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد انباشته از مرتبه اول ((I(۱)) هستند.

1. Akaike
2. Schwarz-Bayesian
3. Hannan-Quinn
4. Adjusted R-Squared

جدول (۳): نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرها

متغیر	آماره ADF محاسبه شده	آماره ADF در سطح ۰/۹۹	آماره ADF در سطح ۰/۹۵	آماره ADF در سطح ۰/۹۰
CO_2	-7/03	-4/36	-3/60	-3/24
SC	-3/01	-2/65	-1/95	-1/61
GDP	-3/55	-3/77	-3/19	-2/89
GDP^2	-4/02	-3/77	-3/19	-2/89
UR	-5/52	-4/37	-3/60	-3/23
CUL	-4/49	-4/36	-3/59	-3/22
VALUE	-4/92	-4/39	-3/61	-3/24

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج آزمون مربوطه در جدول (۳)، مشخص می‌شود که فرض صفر وجود ریشه واحد برای همه متغیرها و در تمامی سطوح بحرانی رد نمی‌شود، اما تکرار همین آزمون برای تفاضل مرتبه اول متغیرها نشان می‌دهد که فرض صفر برای همه متغیرهای الگو رد می‌شود. بنابراین، می‌توان پذیرفت که متغیرهای مورد نظر الگو (به غیر از Value) دارای ریشه واحد است. در مرحله بعد با استفاده از نرم‌افزار Microfit 4.1 اقدام به برآورد مدل به روش ARDL، برای برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل می‌شود.

با توجه به جدول ٤، مدل برآورد شده دارای ضریب تعیین ۹۸ درصد است که به معنای توضیح دهندگی ۹۸ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل است. علاوه بر این، با توجه به اطلاعات بدست آمده از تخمین کوتاه مدت مدل، از آنجا که احتمال مربوط به آزمون تشخیص شامل: خودهمبستگی، همسانی، تورش تصریح و نرمالیتی بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است، بنابراین فرضیه صفر این آزمون‌ها مبنی بر عدم خود همبستگی، همسانی واریانس، عدم تورش تصریح و نرمال بودن جزء خطا در سطح اطمینان ۹۵ درصد را نمی‌توان رد نمود. در نتیجه مدل برآوردی فروض مربوط به جمله اختلال (عدم خود همبستگی، واریانس همسانی و موارد دیگر) را تأمین می‌نماید.

با توجه به نتایج حاصل از برآورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل در جدول ٤، ضریب شاخص ترکیبی سرمایه اجتماعی (SC)، که بیانگر فقدان سرمایه اجتماعی می باشد، رابطه مثبت با آلودگی محیط زیست دارد، به عبارت دیگر هرچه سرمایه اجتماعی در جامعه کاهش یابد، تخریب محیط زیست و آلودگی آن نیز بیشتر می‌شود.

جدول (٤): نتایج حاصل از برآورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
SC (-2)	0/0010	0/187E-3	5/47
CUL (-2)	-0/0021	0/135E-3	-15/26
VALUE (-2)	0/495E-4	0/215E-4	2/31
UR (-2)	-0/0025	0/151E-2	-1/66
GDP^2(-1)	-0.137E-8	0/436E-9	-3/14
R-Squared = 0/98		R-Bar-Squared = 0/972	

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (٥): نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت مدل

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
SC	0/487E-2	0/738E-4	6/60
CUL	-0/162E-3	0/262E-3	-0/62
VALUE	0/866E-4	0/383E-4	2/26
UR	0/489E-4	0/130E-4	3/75
GDP^2	-0/102E-8	0/382E-9	-2/68

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵، نشان‌دهنده ضرایب بلندمدت برآورد شده با روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده است. نتایج نشان می‌دهند که همه متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادارند و همچنان شاخص معرف سرمایه اجتماعی (SC) دارای رابطه‌ای مثبت با آلودگی محیط‌زیست می‌باشد. در رابطه بلندمدت، شاخص سواد و پوشش تحصیلی (CUL) رابطه‌ای منفی با آلودگی محیط زیست دارد، بدین معنا که هرچه سطح سواد در جامعه بالا رود، انتظار می‌رود کیفیت محیط زیست بهتر و آلودگی کمتر باشد. متغیرهای درصد جمعیت شهری

(UR) و ارزش افزوده صنعت (VALUE) نیز رابطه‌ای مثبت با آلودگی دارند. به عبارت دیگر هرچه میزان شهرنشینی و به تبع آن ساخت و ساز صنعتی گسترش یابد، بر آلودگی محیط زیست افزوده می‌شود. ضریب متغیر (GDP^2) نیز منفی و معنی‌دار است.

در برآورد مدل تصحیح خطا (ECM) آنچه مورد توجه است و اهمیت اساسی دارد، ضریب مربوط به آن می‌باشد که سرعت تعدیل فرایند عدم تعادل را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج بدست آمده، ضریب برآورد شده تقریباً برابر با یک (۰/۹۷-) است که به این معنا است که در هر دوره، عدم تعادل کوتاه مدت با سرعتی بالا، برای دستیابی به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد. با توجه به اینکه این ضریب، از لحاظ آماری منفی و معنادار و مقدار آن بین صفر و یک است، بنابراین وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل نیز پذیرفته می‌شود.

۱۱- بحث و نتیجه‌گیری

شروع دگرگونی‌های خطرناک در محیط زیست یکی از ره‌آوردهای انقلاب صنعتی است. امروزه با توسعه صنعتی و افزایش شهرها روز به روز بر میزان و شدت آلودگی‌های محیط زیست افزوده می‌شود. در این میان پدیده آلودگی هوا به عنوان یکی از مصادیق آلودگی‌های محیط زیستی با صنعتی شدن و شهری شدن مقارن بوده است. توسعه شهرها، افزایش ترافیک، استفاده از سوخت با کیفیت پایین، عدم وجود مقررات و ضوابط لازم در راستای برنامه‌ریزی شهری و عمل به مقررات محیط زیستی باعث شده تا سلامت عمومی در شهرها به علت کاهش قابل توجه کیفیت هوای شهری به مخاطره بیفتد. با نمایان شدن تأثیرات محیط زیستی فعالیت‌های بشر بسیاری از دستاوردهای بشر زیر سؤال رفت و موضوع حفاظت از محیط زیست و جلوگیری از تخریب آن را به عنوان یکی از مهم‌ترین چالش‌های فرا روی جامعه جهانی مطرح کرد.

توسعه پایدار، مفهومی بود که پس از نمایان شدن پدیده‌های محیط زیستی در دهه‌های اخیر مطرح شد. این مفهوم در پی دستیابی به توسعه بدون آسیب رساندن به منافع نسل‌های آتی می‌باشد. در این راستا حفاظت از محیط زیست و روش‌های تأمین سلامت آن به یک راهبرد اصلی در کشورهای مختلف تبدیل شد.

در این مقاله حفاظت از سرمایه اجتماعی به عنوان رویکردی به منظور مقابله با خطرات محیط زیستی ناشی از فعالیت‌های بشر مطرح و ارتباط آن با آلودگی محیط زیست مورد بررسی قرار گرفت. نتایج به دست آمده در این تحقیق مویّد وجود ارتباط سرمایه اجتماعی و آلودگی‌های محیط زیستی است. به عبارت دیگر هرچه سرمایه اجتماعی به مفهوم مثبت آن- انسجام و اعتماد و همفکری و عضویت افراد در سازمان‌های مردم‌نهاد –بیشتر باشد آلودگی و تخریب محیط زیست و انتشار CO_2 کمتر می‌شود.

اگر چه رشد اقتصادی (افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی) باعث افزایش انتشار CO_2 می‌شود ولی در این میان، متغیرهایی وجود دارد که می‌تواند، از شدت آلودگی بکاهد، برای مثال سرمایه اجتماعی تعبیه شده در روابط بین افراد و به تبع آن مشارکت آن‌ها در جهت حفاظت از سرمایه‌های طبیعی، یکی از این عوامل است که سرمایه‌گذاری در این زمینه می‌تواند باعث کاهش تخریب منابع طبیعی و آلودگی و انتشار CO_2 شود. بنابراین امکان دستیابی همزمان به رشد اقتصادی و مقابله با آلودگی و نیل به توسعه پایدار وجود دارد.

در این پژوهش با استفاده از نرم افزار مایکروفیت و روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) برای ایران در دوره ۹۰-۱۳۶۳ به این نتیجه رسیدیم که سرمایه اجتماعی دارای اثر مثبت و معنی دار بر روی محیط زیست است.

جیمز کلمن (۱۹۹۸) معتقد است: «برای تسهیل در یک کنش معین اجتماعی (در اینجا، رفتار مسئولانه نسبت به محیط زیست)، باید روابط اشخاص، گروه‌ها و اجتماعات که اعتماد را تشکیل می‌دهند، گسترش یابد». بنابراین برای کنترل و ارتقاء کیفیت برخورد مردم نسبت به محیط زیست و ایجاد حس مسئولیت و دلسوزی نسبت به آن، می‌بایست بیش از هر عنصری به اعتماد توجه نمود. به این ترتیب با گسترش

سازمان‌های مدنی و مردم نهاد و عضویت فعال افراد در آن‌ها و هم‌چنین با ایجاد زمینه‌ای به منظور ارتقاء اعتماد، می‌توان انتظار داشت که برخورد و رفتار مردم نسبت به محیط زیست ارتقا یافته و هدفمند شود.

سه نهاد اجتماعی مهم یعنی دولت، خانواده و مذهب نیز تأثیر بسزایی در تغییرات (مثبت) رفتارهای مسئولانه نسبت به محیط زیست دارند، و از توان بالقوه آن‌ها می‌توان برای بهبود و گسترش رفتارهای مسئولانه نسبت به محیط زیست، بهره برد.

در کل با توجه به اهمیت سرمایه اجتماعی در توسعه پایدار اجتماعی و هم‌چنین با توجه به اثر مثبت سرمایه اجتماعی بر سلامت محیط زیست، نیاز به تولید، تقویت و ذخیره این سرمایه، نیازی مبرم و ضروری است. از این رو انتظار می‌رود نهادهای مرتبط با برنامه‌ریزی و قانون‌گذار کشور به این نیاز اقتصاد کشور پاسخ داده و به تولید برنامه‌ریزی شده سرمایه اجتماعی بپردازند و از آنجایی که دولت بزرگ‌ترین و مهم‌ترین بازیگر اجتماعی و اقتصادی در ایران می‌باشد می‌تواند نقش غیرقابل کتمانی در ساخت، تقویت و حفاظت از سرمایه اجتماعی جامعه داشته باشد. از جمله آن‌ها اتخاذ سیاست‌هایی به منظور برانگیختن حس نوع‌دوستی، مشارکت و اعتماد مردم و اهتمام به تشکیل و توسعه شوراهای محلی و گسترش سازمان‌های غیررسمی و مردم نهاد (NGO) به مثابه سرمایه اجتماعی و آگاه ساختن آن‌ها از فواید سرمایه اجتماعی در پیشرفت و توسعه اقتصادی با استفاده از تبلیغات بیشتر رسانه‌ها، آموزش همگانی و فرهنگ‌سازی است.

منابع

اسماعیلی، رضا (۱۳۸۵)، "*بررسی شاخص‌های توسعه اجتماعی و سطح‌بندی آن در شهرستان‌های استان اصفهان*"، پایان‌نامه دکتری، دانشگاه اصفهان، ص ۲۲.

برهان‌یزدان، سمیه (۱۳۸۳)، "*بررسی وضعیت سرمایه اجتماعی در ایران طی دوران پس از انقلاب*"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ص ٤٦.

بوتکین، دانیل و کلر، ادوارد (۱۳۷۹)، "*مسائل محیط زیست: فرسایش لایه ازن، گرم شدن زمین و آلودگی هوا*"، ترجمه یونس کریم‌پور، آذربایجان غربی: انتشارات جهاد دانشگاهی، ص ۲۱۷.

پژویان، جمشید و مرادحاصل، نیلوفر (۱۳۸٦)، "*بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا*"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۷، شماره ٤، صص ۱٤۱-۱٦۰.

تشکینی، احمد (۱۳۸٤)، "*اقتصاد سنجی به کمک Microfit*"، نشر دیباگران، تهران، ۱٦٦-۱٤٥.

حیدری، حسن؛ فعالجو، حمیدرضا؛ نظریان، علمناز و محمدزاده، یوسف (۱۳۹۲)، "*سرمایه اجتماعی، سرمایه سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای خاور میانه*"، *مجله پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره سوم، شماره ، ۱۱ صص ۷٤-٥۷.

خاتون‌آبادی، سید احمد (۱۳۸۳)، "*تحلیلی مروری بر ادبیات و عملکرد سازمان‌های غیردولتی زیست محیطی*"، تهران: نشر به‌نشر، ص ۲٦.

دفتر برنامه‌ریزی انرژی (۱۳۸۲)، "*ترازنامه انرژی*"، وزارت نیرو، ص ۳۱۲.

دلیری، حسن و رنانی، محسن (۱۳۸۹)، "*سرمایه اجتماعی چگونه وارد تابع تولید می‌شود؟*"، مجله اقتصاد تطبیقی، *پژوهشنامه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی*، سال اول، شماره اول، صص ٦۸-٤۱.

دواس، دیوید (۱۹۹٥)، "*پیمایش در علوم اجتماعی*"، ترجمه هوشنگ نایبی، تهران: نشر نی، ص ٥۲.

رنانی، محسن و دلیری، حسن (۱۳۸۹)، "*اثر سرمایه اجتماعی بر رشد اقتصادی: تبیین چارچوب نظری*"، *مجله علمی- پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی*، سال دوم، شماره چهارم، صص ٥٦-۲۳.

رنانی، محسن (۱۳۸٥)، "*نقش سرمایه اجتماعی در توسعه اقتصادی*"، *فصلنامه فرهنگی، اجتماعی و اقتصادی دریچه*، سال اول، شماره دوم صص ۲۳-٤.

سعادت، رحمان (۱۳۸٥)، "*تخمین سطح و توزیع سرمایه*

اجتماعی استان‌ها"، *فصلنامه علمی- پژوهشی رفاه اجتماعی*، سال ٦، شماره ۲۳، صص ۱۹۵-۱۷۳.

شاه‌حسینی، ماهرو (۱۳۸۲)، "*مطالعه و بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی در عملکرد انجمن‌های اعتبار گردشی زنان در تهران*"، دانشگاه آزاد اسلامی (واحد علوم و تحقیقات)، ص ٤۱.

شریفیان‌ثانی، مریم (۱۳۸۰)، "*سرمایه اجتماعی*"، *فصلنامه رفاه اجتماعی*، سال اول، شماره دوم، صص ۱۸-۵.

صالحی، صادق و امامقلی، لقمان (۱۳۹۱)، "*بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی بر رفتارهای زیست‌محیطی (مطالعه موردی: استان کردستان)*"، *مجله جامعه‌شناسی ایران*، دوره سیزدهم، شماره ٤، ص ۱۱۵-۹۰.

صفدری، مهدی و پورشهابی، فرشید (۱۳۸۸)، "*اثر کسری بودجه دولت بر کسری تجاری در اقتصاد ایران (با استفاده از روش ARDL طی سال‌های ۸٦-۱۳٤۵)*"، *ماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی*. شماره ۹۳ و ۹٤، صص ۵۰-۳۵.

عاقلی‌کهنه‌شهری، لطفعلی (۱۳۸۲)، "*محاسبه GNP سبز و درجه پایداری درآمد ملی در ایران*"، پایان‌نامه دکتری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، ص ٤۳.

عباس‌پور، مجید (۱۳۸٤)، "*مهندسی محیط‌زیست*"، جلد دوم، سازمان چاپ دانشگاه آزاد اسلامی: مرکز انتشارات علمی دانشگاه آزاد اسلامی، ص ۹۸.

عقیلی، سید محمود؛ خوش‌فر، غلامرضا و صالحی، صادق (۱۳۸۸)، "*سرمایه اجتماعی و رفتارهای زیست‌محیطی مسئولانه در شمال ایران (مطالعه موردی: استان‌های گیلان، مازندران و گلستان)*"، *مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی*، جلد۱٦، صص ۱٦-۱.

فرشادفر، عزت‌الله (۱۳۸۰)، "*اصول و روش‌های آماری چند متغیره*"، مشهد، انتشارات طاق بستان، ص ۱۳.

فوکویاما، فرانسیس (۱۳۷۹)، "*پایان نظم (سرمایه اجتماعی و حفظ آن)*"، ترجمه غلامعباس توسلی، جامعه ایرانیان، ص ۱۹.

کریمی، محمدمیثم (۱۳۸٦)، "*اندازه‌گیری سطح سرمایه اجتماعی با تأکید بر عنصر اعتماد اجتماعی*"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه اصفهان. ص ۸۷

گیدنز، آنتونی (۲۰۰۱)، "*راه سوم، بازسازی دموکراسی اجتماعی*"، ترجمه منوچهر صبوری، تهران، نشر شیرازه، ص ۱۰۵.

متوسلی، محمود ؛ طیب‌نیا، علی و حسنی، محسن (۱۳۸٦)، "*سرمایه اجتماعی از دید رویکرد منفی فوکویاما در ایران*"، *فرایند مدیریت و توسعه*، شماره ۷۵، صص ۲٤-۵.

Abbaspoor, M. (2005), "Environmental Engineering", Islamic Azad University Press.

Agheli Kohneh Shahri, A. (2003), "Green GNP and National Income in the Calculation of the Degree of Stability", Ph.D. Thesis, Tarbiat Modarres University.

Aghili, S., Khoshfar, Gh. and Salehi, S. (2009), "Social Capital and Responsible Environmental Behavior in North of Iran (Case study: Gilan, Mazandaran and Golestan)", Agricultural and Natural Resource Sciences, 16, pp. 1-16.

Beckerman, W. (1992), "Economic Growth and the Environment: Whose Growth? Whose Environment?"; World Development, 20, pp. 481–496.

Borhan Yazdan, S. (2004), "The Study of Social Capital in Iran During the Revolution", M.A. Thesis, Alzahra University.

Botkin, D. and Keller, E. (2000), "Environmental Issues: Erosion of the Ozone Layer, Global Warming and Air Pollution", translation by Karimpur, Y., Jahad Publications.

Coleman, J. (1998), "Foundation of Sociological Theory", translated by Manuchehr Saburi, Tehran, Shirazeh Press.

Daliri, H. and Ranani, M. (2010), "How is Social Capital in to the Production Function?", Journal of Comparative Economics, 23, pp. 41-68.

Davas, D.A. (1995), "Navigating in Social Sciences", translated by Nayebi, H., Tehran, Ney Publication.

European Commission, (2000), "Conceptual Framework and Structure of European System of Social Indicators", Mannheim: Centure for Survey Research and Methodology (ZUMA).

Farshadfar, A. (2001), "Principles of

Multivariate Statistical Methods", Mashhad, Taghe Bostan Publication.

Fine, B. (2001), "Social Capital versus Social Theory: Political Economy and Social Science at the Turn of the Millennium", Routledge.

Foa, R., Bansha Dulal, H. and Knowles A. (2008), "Can Differences in the Quality of Social Institutions and Social Capital Explain Cross-Country Environmental Performance?", World Bank.

Frankel, J.A. and Rose, A. (2005), "Is Trade Good or Bad for the Environment? Sorting Out the Causality", the Review of Economics and Statistics, 87, pp. 85-91.

Fukuyama, F. (2000), "The Discipline (Social Capital and Maintenance)". Translated by Tavassoli, Gh. Iranian Society Publication.

Giddens, A. (2001), "The Third Way, Reconstruction Social Democracy", Translated by Manuchehr Saburi, Tehran, Shirazeh Press.

Grossman, G.M. and Krueger, A.G. (1991), "Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement", National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper 355.

Grossman, G.M. and Krueger, A.G. (1995), "Economic Growth and the Environment", The Quarterly Journal of Economics, 110, pp. 353-377.

Heidari, H., Faaljou, H., Nazariyan, E. and Mohammadzadeh, Y. (2013), "Social Capital, Health Capital and Economic Growth in the Middle East Countries", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 3(11), PP. 57-74.

Ismaeeli, R. (2006), "Evaluation of Social Development and Regionalization in Isfahan Province", Ph.D. Thesis, University of Isfahan.

Karimi, M. (2007), "Measurement of Social Capital, Emphasizing the Elements of Social Trust", MSc Thesis, University of Isfahan.

Khatoonabadi, S.A. (2004), "An Analytical Review on Literature and Performance of Environmental NGOs", Tehran, Behnashr Press.

Mahbub, J.I. and Salehi, V. (2006), "Social Capital and It's Effect on Family Welfare in Rural Societies", in: http://sociologyofiran.com/index.php?

Motavaseli, M., Tayebniya, A. and Hasani, M. (2007), "Social Capital in Fukuyama's Vision of a Negative Approach", Process Management & Development, 8, pp. 5-24.

Pazhuyan, J. and Moradhasel, N. (2007), "Effects of Air Pollution on Economic Growth", Journal of Economic Research, 7(4), pp. 141-160.

Portes, A. (1998), "Social Capital: Its Origins and Applications in Modern Sociology", Annual Review of Sociology, 24, pp. 1-24.

Putnam, R.D. (1993), "The Prosperous Community Social Capital and Public Life", The American Prospect, 13, pp. 35-42.

Rahmani, T., Abbasinezhad, H. and Amiri, M. (2007), "The Effect of Social Capital on Economic Growth of Iran (Case Study: The Provinces Using Spatial Econometrics)", Journal of Economic Research, 2, pp. 1-30.

Ranani, M. (2006), "The Role of Social Capital in Economic Development", Journal of Cultural Issues, 12, pp. 4-23.

Ranani, M. and Daliri, H. (2010), " The Effect of Social Capital on Economic Growth: Explaining the Theoretical Framework", Journal of Economic Policy Research, 2, pp.11-35.

Saadat, R. (2006), "Estimation of the Level and Distribution of Social Capital", Journal of Social Welfare, 6(23), pp. 173-195.

Safdari, M. and Purshahaby, F. (2009), "Effect of the Government Budget Deficit and Trade Deficit on the Economy (using ARDL during 1966-2007)", Journal of Economic Issues and Policies, 93, pp. 35-50.

Salehi, S. and Emamgholi, L. (2012), "Cultural Capital and Environmental Attitudes and Behaviors (Case Study: Kurdistan)", Journal of Iranian Association, Persian Studies, Cultural Studies and Communications, 8(28), pp. 90-115.

Selden, T.M. and Song, D. (1994), "Environmental Quality and Development: Is there a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions"; Journal of Environmental Economics and Management, 27, pp. 147-162.

Shafik, N. and Bandhopadhyay, S. (1992), "Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross Country Evidence";

Background Paper for World Development Report, World Bank, Washington, D.C.

Shah Hosseini, M. (2003), "Studying the Impact of Social Capital on the Performance of Rotating Credit Associations for Women in Tehran", Islamic Azad University.

Sharifian Sani, M. (2001). "Social Capital", Social Welfare, 1, pp. 5-18.

Soumynananda D. (2007), "Social Capital in the Creation of Human Capital and Economic Growth: A Productive Consumption Approach". The Journal of Socio Economics Soceco, 14, pp. 32-48.

Woolcock M. and Narayan D. (2000), "Socail Capital: Implications for Development Theory", The World Bank Research Observer, (2)15, pp. 225-249.

تحلیل اثرات همزمان آزادی اقتصادی، توسعه‌ی انسانی و آزادی سیاسی در کشورهای منتخب اسلامی (۲۰۱۰-۲۰۰۱)

Analysis of the Effects of Economic Freedom, Human Development and Democracy in Selected Islamic Countries (2001-2010)

محمدعلی متفکر آزاد*، احمد اسدزاده **،
محسن امینی‌خوزانی ***، محمود شیرکش ****

*Mohammad Ali Motafaker Azad *, Ahmad Asadzadeh **, Mohsen Amini Khozani***, Mahmood Shirkosh*****

دریافت: ۱۳۹۲/۲/۲٤ پذیرش: ۱۳۹۲/۸/۷

Received: 14/May/2013 Accepted: 29/Oct/2013

چکیده:

ثبات سیاسی و دموکراسی یکی از ویژگی‌های مهم یک نظام سیاسی توسعه یافته می‌باشد. در واقع یک نظام سیاسی توسعه یافته و برخوردار از الگوی دموکراسی دارای یک نوع رابطه‌ی هماهنگی بین دیگر بخش‌های توسعه به ویژه در زمینه‌ی اقتصادی و انسانی می‌باشد. در کشورهای برخوردار از دموکراسی، دولت با اختیارات و آزادی‌هایی که در حوزه اقتصادی فراهم می‌کند زمینه را برای توسعه‌ی دیگر بخش‌ها فراهم می‌نماید. این تحقیق ابتدا به تشریح سه مقوله آزادی اقتصادی، آزادی سیاسی و توسعه انسانی پرداخته، سپس با استفاده از سیستم معادلات همزمان به بررسی اثر آزادی اقتصادی، آزادی سیاسی و توسعه انسانی بر یکدیگر در کشورهای منتخب اسلامی می‌پردازد. این مدل با رویکرد داده‌های تابلویی به صورت همزمان برای این کشورها طی سال‌های (۲۰۱۰-۲۰۰۱) برآورد شده است. از نتایج این پژوهش می‌توان به اثر مستقیم و قابل توجه توسعه انسانی بر آزادی اقتصادی و آزادی سیاسی و نیز اثر متقابل آزادی اقتصادی بر توسعه انسانی و بی اثر بودن آزادی سیاسی بر توسعه انسانی و همچنین اثر معکوس آزادی اقتصادی و آزادی سیاسی بر یکدیگر اشاره نمود.

کلمات کلیدی: آزادی اقتصادی، آزادی سیاسی، توسعه‌ی انسانی، دموکراسی، کشورهای اسلامی.

طبقه‌بندی JEL: O22، O21، Z13 .

* استاد گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز
Email: motafaker@tabrizu.ac.ir

** استادیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز
Email: assadzadeh@gmail.com

*** مربی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد لنجان، اصفهان
Email: amini_k_m@yahoo.com

**** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی، واحد لنجان، اصفهان (نویسنده مسئول)
Email: mshirkosh@yahoo.com

Abstract:

Political stability and democracy, is an important characteristic of a developed political system. In fact a developed political system, with a democracy pattern, has a coordination relationship in other developed sections especially in human and economical issues.
In these countries the government provide the basis to develop other sectors by economic freedom.
This study describs economic freedom, political freedom and human development by using the simultaneous equations model investigates the effect of economic freedom, political freedom and human development on each other in selected Islamic countries.
This model is estimated in selected countries by panel data approach between the years 2001-2010.
Results show a signicant positive effect of human development on economic and political freedom. In addition economic freedom and human development have a direct effect on each other. More over political freedom doesn't have any effect on human development. Finally, there is an adverse effect between economic and political freedom.

Keywords: Economic Freedom, Political Freedom, Human Development, Democracy, Islamic Countries.
JEL: O22, O21, Z13.

* Professor of Economics, Tabriz University, Tabriz.
Email: motafaker@tabrizu.ac.ir

** Assistant Professor of Economics, Tabriz University, Tabriz. Email: assadzadeh@gmail.com

*** Ph.D. Student, Lanjan Islamic Azad University, Esfahan.
Email: amini_k_m@yahoo.com

**** M.A. in Lanjan Islamic Azad University, Esfahan (Corresponding Author). Email: mshirkosh@yahoo.com

مقدمه

با نگاهی به وضعیت برنامه‌ریزی در بسیاری از کشورهای در حال توسعه چنین تحلیل می‌گردد که تعداد زیادی از این برنامه ها به دلیل عدم توجه به تأثیرات متقابل و همزمان متغیرهای کلان اقتصادی موجب بهبود وضعیت یک متغیر و اثرات منفی بر روی دیگر متغیرها گردیده و لذا آن اهداف اولیه برنامه تأمین نگردیده و در بسیاری از مواقع یا ناقص اجرا می‌گردند و یا پس از اجرای بخشی از آن برنامه در بین راه رها می شوند.

کشور ایران نیز به عنوان یک کشور در حال توسعه و با تغییرات و تحولات خاص سیاسی در سال‌های اخیر (اعم از رخداد انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی) شرایط ویژه‌ای را از نظر توسعه دارا می‌باشد. وجود یک الگوی حاکمیت متمایز در بین کشورهای جهان- جمهوری اسلامی- باعث شده است که برنامه‌ریزان و مجریان برنامه‌های توسعه در کشور نتوانند همانند بسیاری کشورهای دیگر به سادگی پیروی از برنامه‌های نظام‌های توسعه‌یافته جهان مانند نظام‌های سرمایه‌داری و سوسیالیستی را الگوی خود قرار دهند بلکه برای استفاده از دستاوردهای دیگر کشورها در برنامه ریزی و اجرای برنامه های اقتصادی باید شرایط دیگری را نیز در درون خود بسنجند لذا برنامه‌های اقتصادی در کشور زمانی می‌توانند از موفقیت لازم برخوردار باشند که به ساختار سیاسی، فرهنگی و مذهبی و کیفیت سطح زندگی کشور لطمه وارد نکنند و نیز از آن‌ها لطمه نبینند. بدین جهت در بررسی شرایط سیاسی و اقتصادی کشور نتایج تأثیر همزمان برخی از متغیرها مانند آزادی اقتصادی، آزادی سیاسی و کیفیت سطح زندگی مربوط به کشورهایی با یک جهان بینی مشترک در مباحث توسعه مهم است به نحوی که عدم توجه به تأثیرات متقابل آن‌ها منجر به عدم توفیق برنامه‌هایی حتی با پشتوانه مطلوب تئوریک می‌گردد و امکان اجرای صحیح از آن‌ها سلب می‌شوند.

هم چنین این پژوهش از جهت دیگری نیز می‌تواند حائز اهمیت باشد و آن نوع تحقیق است که در قالب مطالعه توسعه‌ای قرار می‌گیرد و از این رو می‌تواند در جهت دادن به سایر علوم مرتبط با موضوع که ماهیت کاربردی دارند تأثیر مثبت داشته باشد و با توجه به این که این تحقیق ماهیت دوگانه با علوم سیاسی و علوم اقتصادی دارد می‌تواند در تعیین خط مطالعه در هر دو رشته به ایفای نقش پردازد لذا وجود چنین پژوهش‌هایی می‌تواند به گسترش مطالعات کاربردی در رشته‌های تحصیلی مرتبط کمک نماید.

۱. آزادی اقتصادی

۱-۱. تعریف آزادی اقتصادی

مفهوم آزادی اقتصادی از قرن‌ها پیش مورد مباحثه قرار گرفته است. اما از قرن هیجدهم به بعد و ظهور عرصه‌های نوین اقتصادی، این بحث تشدید شده است. توجه به تعاریف و تفاسیر فراوانی که از آزادی وجود دارد، نشان می‌دهد آزادی به معنای وسیع آن مقوله‌ای است که دارای مفاهیمی چندان روشن و شفاف نیست ولی آزادی اقتصادی تعریف نسبتاً دقیق و روشن دارد.

آزادی اقتصادی به معنای آزاد بودن افراد در دخل و تصرف، معاوضه، مبادله و واگذاری دارایی‌های شخصیشان که از طریق قانونی بدست آورده اند می‌باشد. مقصود از آزادی اقتصادی، داشتن حق اشتغال، انتخاب نوع شغل (هر چه بخواهد تولید کند یا هر خدمتی را دوست داشته باشد عرضه کند)، محل، مدت و زمان اشتغال، حق مالکیت نسبت به درآمد و دارایی، حق افزودن بر دارایی از راه مبادلات و داد و ستد بازرگانی، حق مصرف و بهره برداری از درآمد و دارایی مطابق تمایل و ارادهٔ مالک و بالاخره حق ارث بردن و ارث گذاردن دارائی‌ها (دفتر همکاری حوزه و دانشگاه،۱۳۷۱: ص ۱٤٥).

بنیاد هریتیج، آزادی اقتصادی را معیاری می‌داند که بر طبق آن افراد آزادند به تولید، توزیع و مصرف کالاها و خدمات بپردازند. به عقیده طراحان شاخص آزادی اقتصادی بنیاد هریتیج، از آنجایی که آزادی به عنوان «نبود الزام، فشار یا محدودیت در انتخاب عمل» است و اقتصاد مرتبط با تولید، توزیع و مصرف کالاها و خدمات می‌باشد از این رو می‌توان آزادی اقتصادی را به صورت «نبود تحمیل یا محدودیت بر تولید، توزیع و مصرف کالاها و خدمات» تعبیر کرد (جانسون و همکاران، ۲۰۰۰: ص ۱۲۱).

گارتنی و همکاران[1] (۲۰۰۵: ص ۱)، آزادی اقتصادی را این گونه تعریف می‌نمایند: «افراد دارای آزادی اقتصادی خواهند بود اگر دارایی که کسب می‌کنند بدون استفاده از زور، تقلب و یا سرقت باشد و هم‌چنین در برابر تجاوز دیگران حفظ گردد. افراد آزادند که دارایی‌هایشان را استفاده، مبادله و یا نگهداری نمایند بدون آنکه موجب تضعیف حقوق دیگران گردد».

بیچ و دریسکول (۲۰۰۲: ص ٦٥)[2] در تعریف دیگری آزادی اقتصادی را به چهار جزء اصلی تقسیم می‌کنند:

- حقوق مرتبط با دارایی که به صورت قانونی کسب شده‌اند، تأمین گردد.
- شرکت در مبادلات داوطلبانه در داخل و خارج از مرزهای کشور، آزاد باشد.
- در حیطه مبادلات افراد، کنترل‌های دولتی صورت نگیرد.
- دارایی‌های افراد از مصادره دولتی در امان باشند.

تعاریف ارائه شده در بالا نشان می‌دهد ارتباط نزدیکی میان آن‌ها وجود دارد. گارتنی آزادی اقتصادی را از جانب افراد یا تقاضاکنندگان آزادی تعریف می‌کند، اما در تعریف بنیاد هریتیج بر محدودکنندگان آزادی یعنی دولت تأکید شده است و در تعریف بیچ و دریسکول تقریباً هر دو دیدگاه در هم ادغام می‌شود.

برای محاسبه آزادی اقتصادی و درجه‌بندی کشورها از نظر آزادی اقتصادی دو شاخص ارائه گردیده است. این شاخص‌ها شامل شاخص بنیاد هریتیج[3] و شاخص مؤسسه فریزر[4] می‌باشند که با توجه به این که آمارهای این کشورها در دوره مورد نظر در هریتیج کامل‌تر می‌باشد، از آمار این بنیاد استفاده می‌گردد.

۱-۲. شاخص آزادی اقتصادی بنیاد هریتیج

شاخص آزادی اقتصادی بنیاد هریتیج اولین بار در اواخر دهه ۱۹۸۰ مطرح شد. هدف از معرفی آن بسط یک شاخص برای اندازه‌گیری تجربی سطح آزادی اقتصادی در کشورهای جهان بوده است. بدین منظور مجموعه‌ای از معیارهای اقتصادی در نظر گرفته شده و از سال ۱۹۹٤ این معیار برای درجه‌بندی کشورهای مختلف در انتشار سالانه شاخص آزادی اقتصادی مورد استفاده قرار گرفته است. تهیه‌کنندگان این شاخص معتقدند این شاخص تنها فهرست تجربی امتیازات نبوده بلکه تحلیلی دقیق از عواملی است که بیشترین نقش را در نهادینه کردن رشد اقتصادی دارند و بسیاری از نظریه‌های موجود درباره ریشه‌ها و عوامل توسعه اقتصادی در نتایج مطالعه لحاظ شده‌اند. برای مثال در گزارش سال ۱۹۹۹ آمده است که کشورهایی که بیشترین آزادی اقتصادی را دارند، با داشتن بالاترین نرخ‌های رشد اقتصادی بلندمدت موفق‌تر از دیگر کشورها عمل کرده‌اند. هم‌چنین این گزارش عامل اصلی فقر منطقه صحرای آفریقا را نبود آزادی اقتصادی می‌داند که در بطن سیاست‌های به کار رفته در این کشورها نهفته است. تهیه‌کنندگان این شاخص اندازه آن را بر اساس مقادیر ۵۰ متغیر مستقل اقتصادی که در ۱۰ طبقه اصلی تقسیم شده اند، تعیین نموده‌اند.

مقیاس درجه‌بندی میزان آزادی اقتصادی در کشورها از نظر شاخص آزادی اقتصادی بنیاد هریتیج: (گزارش سالانه آزادی اقتصادی بنیاد هریتیج، ۲۰۰۸: ص ۱۵۲).

شاخص بنیاد هریتیج از ۱ تا ۱۰۰ کشورها را رتبه بندی کرده است:

رتبه	کشور از لحاظ اقتصادی
بالاتر از ۸۰	آزاد
بین ۸۰ تا ۷۰	نسبتاً آزاد
بین ۷۰ تا ٦٠	میانه
بین ٦٠ تا ۵۰	غیر آزاد
کمتر از ۵۰	سرکوب شده

۲. دموکراسی و آزادی سیاسی

۲-۱. مفهوم دموکراسی

دموکراسی از واژه یونانی Demokratia گرفته شده است که خود ترکیبی از Demos به معنی مردم و Keratin به مفهوم حکومت کردن است و دموکراسی یعنی حکومت به وسیله مردم یا حکومت مردم بر مردم؛ که مبتنی بر انتخاب اکثریت

1. Gwartney et al.
2. Beach & Driscoll
3. Heritage Foundation
4. Fraser Institute

است. پریکلس حاکم معروف آتنی می‌گفت: «حکومت ما دموکراسی نامیده می‌شود زیرا که اداره آن در دست بسیار است نه در کف اندک.»(کوهن، ۱۳۷۸: ص ٦٨). ارسطو نیز پس از تبیین چندین نوع دموکراسی همین مفهوم را تأیید می‌کرد و در عصر اخیر نیز جمله مشهور آبراهام لینکلن دموکراسی را «حکومت مردم، به وسیله مردم و برای مردم» تعریف کرده است. گفته شده است واژه دموکراسی در قرون اخیر نخستین بار در اساس نامه مستعمره آمریکایی «ردایلند» در سال ١٦٤١ میلادی بکار رفته است و پس از آن در بریتانیا از آن یاد شده است (قادری، ۱۳۷۹: ص ۱۷). البته در کتاب چند جلدی دایرةالمعارف دموکراسی نوزده سند پیوست شده است که نشان می‌دهد دموکراسی تاریخی بیش از ۲۵۰۰ سال دارد. اگر چه، در طول تاریخ، علی‌رغم خاستگاه ثابت، دموکراسی که متعارض با قدرت متمرکز غیر انتخابی بوده است، به عنوان پدیده‌ای برای حاکمیت آزاد مردم بر مردم تغییر و تحول بسیار داشته است (پریس، ۱۳۸۳: ص ٦٩).

دموکراسی در مفهوم خود بیان کننده این آرمان است که تصمیم‌هایی که بر اجتماعی به عنوان یک مجموعه اثر می‌گذارند، باید با نظر کلیه افراد آن اجتماع گرفته شوند و همچنین کلیه اعضا باید از حق برابر برای شرکت در تصمیم‌گیری برخوردار باشند. به عبارت دیگر، وجود دموکراسی مستلزم دو اصل کلی نظارت همگانی بر تصمیم گیری جمعی و داشتن حق برابر در اعمال این نظارت می‌باشد. (بیتهام و بویل، ١٣٨٤: ص ١٨١).

البته جهت اعمال این نظارت همگانی از طریق انتخاب نماینده گفته می‌شود، با توجه به اصل نمایندگی، روش دموکراتیک عبارت است از نظم نهادینه شده برای اتخاذ تصمیم‌های سیاسی که با مشارکت مردم برای تصمیم‌گیری درباره امور خود و جامعه از طریق انتخاب افراد با صلاحیت به نمایندگی از خود، تحقق می‌یابد (شفیعی‌فر، ١٣٨٤: ص ٦٢)؛ و در این رابطه گوهر دموکراسی همانا مشارکت اعضای اجتماع در حکومت است و در دموکراسی فرمانروایان در خدمت جامعه و در پی گسترش رفاه و برابری در امکانات اجتماعی هستند. از همین لحاظ هدف دموکراسی برخورد یکسان با همه مردم است و شرط اصلی تحقق دموکراسی رعایت برابری همه افراد است؛ به عبارت دیگر لازمه دموکراسی، تساوی نسبی کلیه شرکت کنندگان است که شرط اصلی آن وجود حداقل تمایز اقتصادی و اجتماعی است (هلد، ۲۰۰۵: ص ۳۱). از همین رو، معنای دیگر دموکراسی در زبان عام امروز، آزادی سیاسی می‌باشد. لازم به ذکر است که در این پژوهش به علت کمبود داده‌ها و اطلاعات از شاخص آزادی سیاسی به جای شاخص دموکراسی استفاده شده است.

۲-۲. شاخص آزادی سیاسی خانه‌ی آزادی

اولین بررسی‌های خانه آزادی در دهه ۱۹۵۰ و تحت عنوان ترازنامهٔ آزادی شروع شد. این گزارش مختصر ارزیابی‌هایی را از آزادی سیاسی و به طور ضمنی از آزادی‌های فردی ارائه می‌کرد. از ۱۹۷۲ این مؤسسه انتشار گزارش‌های جامع‌تری را به طور سالانه، تحت نام آزادی در جهان آغاز کرد. گاستیل، متخصص مطالعات منطقه‌ای، روش کار را گسترش بخشید؛ به نحوی که رتبه‌هایی را که شاخصی از حقوق سیاسی و آزادی‌های مدنی بود به کشورها اختصاص داد و آن‌ها را در سه گروه آزاد، نسبتاً آزاد و غیرآزاد طبقه بندی کرد. نتایج این مطالعات هر ساله در دو ماهنامهٔ خانهٔ آزادی به نام «آزادی مورد بحث» که بعداً مروری بر آزادی نام گرفت، انتشار می یافت. اولین ارزیابی منتشره در قالب کتاب در ۱۹۷۸ توسط گاستیل ارائه گردید که تا ۱۹۸۹ که گروه بزرگ‌تری از تحلیل‌گران مؤسسه برای ارزیابی تشکیل شد، ادامه یافته است. ویرایش‌های بعدی این گزارش از جمله نسخه‌های ۲۰۰۵، از همین رویه پیروی کرده‌اند.

میانگین نمرات داده شده خانه آزادی از ۱ تا ۷ می‌باشد بدین صورت که ۱ بالاترین و ۷ پایین‌ترین سطح آزادی را نمایندگی می‌کند. میانگین هر جفت از رتبه‌های حقوق سیاسی و آزادی‌های مدنی، مبین موقعیت کلی کشورها است؛ کشورهای دارای میانگین «۱ تا ۲/۵» در دستهٔ آزاد، میانگین «۳ تا ۵» در گروه نسبتاً آزاد و میانگین «۵/۵ تا ۷» در ردهٔ غیر آزاد قرار می‌گیرند (گزارش سالانهٔ خانهٔ آزادی، ۲۰۰٤: ص ١٤).

۳. توسعه انسانی

۳-۱. مفهوم توسعه انسانی

در امتداد دگرگونی و تفاوت در مفاهیم توسعه، نماگرها و شاخص‌های اندازه‌گیری نیز دست‌خوش تحول و تکامل گردیده‌اند. چنان‌که تا سال‌های قبل از ۱۹۵۰ الی ۱۹۶۰ عمده شاخص‌های اندازه‌گیری توسعه رویکرد کمی دارند و در همین سال‌هاست که توسعه بیشتر یک تحول و تغییر کمی ارزیابی می‌گردد و تفاوت فاحش و ویژه ای میان دو مفهوم رشد و توسعه در ادبیات اقتصادی مطرح نیست. مهم‌ترین شاخص‌های اندازه گیری میزان توسعه در این سال ها: تولید ناخالص ملی (GNP)[1]، تولید ناخالص داخلی (GDP)[2]، تولید خالص داخلی (NDP)[3]، تولید خالص ملی (NNP)[4] و درآمد ملی (NI)[5] هستند. با وجود انتقادات و ایرادات متعددی مانند عدم توجه به چگونگی توزیع درآمد و شکاف طبقاتی، احتساب مضاعف، مشخص نبودن نوع تخصص به کار رفته در تولید، تولید ناشی از فروش ثروت یا فعالیت‌های مولد، مسائل و مشکلات حسابداری ملی و غیره، هم‌چنان این‌گونه شاخص‌ها مورد استفاده هستند. البته تعدیلات و تغییراتی در آن‌ها به منظور افزایش توانایی در اندازه گیری ایجاد شده است، مانند تبدیل شاخص‌ها از حالت ملی به صورت سرانه و تبدیل شاخص‌های اسمی به شاخص‌های واقعی. در نهایت می‌توان از شاخصی مانند «تولید سرانه واقعی» نام برد که تا حدودی دارای بعضی از ایرادات شاخص‌های قبلی نیست.

در ادامه شاخص دیگری نیز مورد استفاده قرار گرفت، به نام «شاخص کیفیت فیزیکی زندگی» (P.Q.L.I)[6] که به وسیله «موریس»[7] مطرح گردید. در این شاخص محقق با اجزاء محدودی در حد سه عنصر روبرو است. عناصر اصلی این شاخص عبارتند از: امید به زندگی، مرگ و میر نوزادان و نرخ باسوادی. در شاخص ترکیبی موریس برای هر سه عنصر ضریب و وزن برابر در نظر گرفته شده است.

1. Gross National Product
2. Gross Domestic Product
3. Net Domestic Product
4. Net National Product
5. National Income
6. Physical Quality of Life Index
7. Morris

در سال ۱۹۹۰ نخستین گزارش توسعه انسانی توسط UNDP[8] (برنامه پیشرفت و توسعه ملل متحد) به منظور اندازه‌گیری توسعه ارائه گردید. این گزارش اصولاً برای شفاف نمودن نقاط قوت و ضعف کشورهای در حال توسعه و برای استفاده برنامه‌ریزان، دولت‌مردان و محققان بود. شاخص معرفی شده در این گزارش عبارت بود از شاخص توسعه انسانی (HDI[9]) که روش جدیدی بر اساس شاخص‌های ترکیبی برای اندازه‌گیری وضعیت اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی کشورها می‌باشد. این شاخص از طریق تلفیق نماگرهای امید به زندگی، میزان تحصیلات و سطح درآمد به صورت یک شاخص مرکب توسعه انسانی از سال ۱۹۹۰ به بعد مورد استفاده قرار گرفت. از آن زمان تا به حال تغییرات و تحولات مورد توجهی در نماگرهای شاخص HDI ایجاد شده است تا هر چه بهتر و دقیق‌تر بتواند وضعیت واقعی کشورها را از ابعاد اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی مشخص سازد. بر اساس گزارش توسعه انسانی ۱۹۹۵، توسعه انسانی فرایندی است که دامنه حق انتخاب از سوی مردم را گسترده‌تر می‌سازد. در واقع این انتخاب‌ها، یا گزینه‌ها پایانی ندارد و می‌توانند در طول زمان، دست‌خوش تغییر و تحول شود. گزارش مذکور، توسعه انسانی را دارای دو جنبه می‌داند، یکی شکل‌گیری توانمندی‌های انسانی، نظیر افزایش سطح سلامت، دانش و مهارت، و دیگری، به کارگیری این توانمندی‌های اکتسابی در راه مقاصد سازنده، کسب آسایش و آرامش و یا فعالیت در امور فرهنگی، اجتماعی و سیاسی. این گزارش می‌افزاید اگر معیارهای توسعه انسانی نتواند تعادل لازم بین این دو جنبه را برقرار سازد، ممکن است آدمی را دچار احساس ناکامی نماید.

شاخص HDI طی سال‌های ۱۹۹۰ به این سو، چه به لحاظ روش‌شناسی و چه از بعد داده‌ها و آمار مورد استفاده، دست‌خوش تغییرات و تعدیل‌های متعددی بوده است. مشخص‌ترین تعدیلات صورت گرفته در شاخص HDI، عبارتند از:

الف: تعدیل شاخص توسعه انسانی بر حسب چگونگی توزیع

8. United Nations Development Program
9. Human Development Index

درآمد و نابرابری‌های داخلی کشورها: این تعدیل، کشورهای با گرایش به سمت برابری و توزیع عادلانه درآمدها را مانند کشورهای اسکاندیناوی در مقایسه با کشور برزیل در جایگاه بالاتری از لحاظ رتبه‌بندی قرار می‌دهد.

ب: تعدیل شاخص توسعه انسانی بر حسب جنسیت: بر حسب این تعدیل، کشورهایی که در آن‌ها زنان، نسبت به مردان دارای موقعیت ها و فرصت های شغلی، تحصیلی و درآمدی نامتعادل هستند، از جایگاه پایین‌تری در رتبه‌بندی قرار می‌گیرند.

ج: تعدیل در معیار تحصیلی: معیار تحصیلی در نخستین گزارش UNDP بر حسب نرخ باسوادی بزرگسالان اندازه گیری می‌شد، ولی در سال ۱۹۹۱ این مقیاس گسترش یافت و به میانگین سال‌های تحصیل تبدیل گردید. معیار تحصیل می‌تواند بر حسب جنسیت نیز تعدیل شود.

د: تبدیل معیار سطح درآمد بر حسب قدرت خرید و ارزش آستانه‌ای: در بدو امر شاخص توسعه انسانی ارزش آستانه‌ای درآمد را تا سال ۱۹۹۳ بر حسب سطح فقر کشورهای صنعتی با به هنگام کردن ارزش‌ها و تبدیل آن بر حسب دلار انجام می‌داد، ولی این مسئله همواره مورد تردید بود که آیا سطح فقر در کشورهای صنعتی هدف درآمدی مناسبی برای کشورهای در حال توسعه است، تا این که در سال ۱۹۹٤ شاخص توسعه انسانی، ارزش آستانه درآمد را بر اساس متوسط جاری ارزش جهانی محصول ناخالص داخلی سرانه بر حسب دلار در نظر گرفت. بر حسب تعدیل صورت گرفته در سال ۱۹۹٤ درآمد کشورها بر حسب قدرت خرید واقعی بین ۳۷۰ تا ۵۳۷۱ دلار متفاوت است. البته پیش بینی شده است که بر حسب عملکرد زیست محیطی کشورها، نابرابری‌های قومی و غیره در سال‌های آتی تعدیلات دیگری نیز در HDI انجام گیرد.

در نتیجه از سال ۱۹۹٤ به این سو بر اساس تعدیلات صورت گرفته در HDI، هر نماگر شاخص مذکور، بر حسب واحدهای متفاوتی اندازه گیری می‌گردد: امید به زندگی بر حسب سال‌های عمر، آموزش و تحصیلات بر حسب میانگین سال‌های تحصیل، درآمد تعدیل شده بر حسب قدرت خرید. به منظور ترکیب این نماگرها دامنه و طیف ارزش‌ها برای هر نماگر، روی مقیاس از صفر تا یک قرار داده شده، که صفر نماد حداقل و یک نماد حداکثر است (اکبری، **۱۳۷۸**: ص۳۸).

۳-۲. روش محاسبه شاخص توسعه انسانی در سطح ملی

آناند و سن[1] (۱۹۹۳: ص۱۳) در گزارش خود که برای سازمان ملل متحد تحت عنوان "شاخص توسعه انسانی: متدولوژی و اندازه‌گیری"[2] تهیه کرده‌اند روش محاسبه شاخص HDI را به شرح زیر ارائه نموده‌اند:

در این گزارش شاخص توسعه انسانی میانگین سه شاخص امید به زندگی[3] (X1)، آموزش[4] (X2) و درآمد سرانه برحسب برابری قدرت خرید[5] (X3) است. با توجه به میانگین‌گیری از آن‌ها، این سه شاخص بدون وزن می‌گردند. به همین دلیل برای بی‌وزن کردن شاخص‌ها از روش زیر استفاده می‌شود.

$$I_{ij} = \frac{X_{ij} - Min(X_{ik})}{Max(X_{ik}) - Min(X_{ik})} \qquad (۱)$$

که در آن:

- i: 1,2,3
- j: منطقه یا کشور
- k: مینیمم یا ماکزیمم بر روی اندیس دوم

بعد از بی‌وزن کردن شاخص‌ها با استفاده از میانگین ساده (حسابی) شاخص توسعه انسانی به صورت زیر بدست می‌آید:

$$HDI_j = \frac{1}{3}\sum_{i=1}^{3} I_{ij} \qquad (۲)$$

این رابطه نشان می‌دهد که شاخص توسعه انسانی برای کشور یا منطقه j میانگین شاخص‌های بی‌وزن شده (و بین صفر و یک) آموزش، تولید سرانه و بهداشت می‌باشد.

٤. مبانی نظری

نقش های ابزاری آزادی شامل عناصری متمایز اما به هم مرتبط هم‌چون آزادی‌های سیاسی، آزادی و تسهیلات اقتصادی، فرصت‌های اجتماعی جهت رشد و توسعه انسانی و امنیت حمایتی هستند. هر یک از این ابزار متمایز به پیشبرد و قابلیت عمومی یک فرد کمک می کند. این ابزارها به شدت به یکدیگر مرتبط هستند که این ارتباطها می‌توانند جهات متفاوتی به خود گیرند. فرایند توسعه تحت تأثیر این ارتباط‌های به هم مرتبط

1. Anand and Sen
2. Human Development Index: Methodology and Measurement
3. Life expectancy
4. Education
5. Per Capita Income

است. آن‌ها هم چنین ممکن است به تکمیل یکدیگر کمک کنند. آزادی‌ها نه تنها هدف اولیه توسعه هستند بلکه جزء ابزارهای اصلی توسعه نیز هستند. آزادی‌های سیاسی در شکل آزادی بیان و انتخابات به ترویج امنیت و آزادی اقتصادی کمک می‌کند که موجب پدید آمدن فرصت‌های اجتماعی می‌شود. فرصت‌های اجتماعی در شکل تسهیلات آموزشی و بهداشتی، مشارکت اقتصادی را تسهیل می‌کند و این تسهیلات اقتصادی در شکل فرصت های مشارکت در تجارت و تولید می‌تواند به ایجاد امکانات شخصی و توسعه انسانی یاری رساند.

با فرصت‌های اجتماعی کافی افراد می‌توانند به طور مؤثر به سرنوشت خود شکل دهند و به یکدیگر کمک کنند. در حقیقت بیشتر موانع ناامنی و عدم آزادی اقتصادی را می‌توان به نبود حقوق و آزادی‌های سیاسی نسبت داد. از آن‌جایی که آزادی‌های سیاسی و مدنی، عناصر توأم بخش توسعه انسانی هستند، نفی آن‌ها فی ذاته نقص و اشتباه است. آزادی بیشتر، توانایی مردم را در کمک به خودشان و افزایش کیفیت و توسعه انسانی و نیز تأثیرگذاری در جهان افزایش می‌دهد. در واقع مزایای تکثرگرایی مردمی دارای گستره بسیار وسیعی است. حتی وقتی مردم بدون آزادی سیاسی یا حقوق مدنی با امنیت اقتصادی کافی روبه رو نیستند و چه بسا از شرایط اقتصادی مطلوبی نیز بهره‌مند باشند، از آزادی‌های مهمی برای هدایت زندگی‌شان محروم هستند و از آن‌ها فرصت رشد و توسعه انسانی سلب می‌شود (سن، ۲۰۰٤: ص ۱۲۵). در ادامه اثرات متقابل متغیرهای تحقیق بر یکدیگر بررسی می‌شود.

٤-۱. اثر آزادی سیاسی بر آزادی اقتصادی

رابطه بین آزادی سیاسی و آزادی اقتصادی رابطه‌ای بغرنج، پویا و متقابل است. در بلند مدت آزادی سیاسی بدون آزادی اقتصادی و آزادی اقتصادی بدون آزادی سیاسی تعادل‌های پایداری نمی‌باشند. ملاحظات نظری و مشاهدات متعدد دال بر آن است که آزادی اقتصادی و توسعه اقتصادی پایدار بدون آزادی سیاسی میسر نمی‌باشد. توسعه اقتصادی پایدار غالباً در کشورهایی صورت گرفته است که دارای نظامی دموکراتیک می‌باشند. برعکس، در کشورهای غیر دموکراتیک، امر توسعه اقتصادی غالباً ناپایدار بوده و بعد از حداکثر چند دهه، با بروز بحران‌های سیاسی و اقتصادی متوقف شده است. بدون آزادی سیاسی، منافع توسعه اقتصادی به انحصار گروه حاکم در می‌آید. این امر غالباً به ناآرامی‌های اجتماعی، تخصیص نامطلوب منابع، توسعه نابه‌هنجار، پیدایش بحران‌های اقتصادی، بی‌ثباتی سیاسی و نهایتاً فروپاشی نظام منجر می‌گردد.

٤-۲. اثر آزادی سیاسی بر توسعه انسانی

توسعه انسانی را می‌توان به صورت فرایند بسط آزادی‌های سیاسی و مدنی که مردم از آن برخوردارند، در نظر گرفت. توسعه انسانی مستلزم حذف منابع اصلی موارد فقدان آزادی‌هاست. موارد فقدان آزادی را می‌توان در موارد زیر جست وجو کرد: فقر و ظلم، فرصت‌های ناچیز اقتصادی و محرومیت اقتصادی و محرومیت نظام مند اجتماعی، غفلت از تسهیلات عمومی و عدم مدارا و افراط حکومت‌های سرکوبگر و غیره.

تأکید بر آزادی‌های سیاسی و فردی به عنوان معیار شناخت توسعه در تعارض با دیدگاه‌های محدودتر توسعه همچون شناسایی توسعه با رشد تولید ناخالص ملی یا با افزایش درآمدهای شخصی یا با صنعتی کردن قرار می‌گیرد.

آزادی سیاسی به دو دلیل از اهمیت اساسی برای توسعه برخوردار است:

- دلیل ارزیابی: ارزیابی توسعه باید اساساً بر حسب اینکه آیا آزادی‌های مردم توسعه یافته‌اند یا خیر، صورت پذیرد.
- دلیل کارآمد بودن: دستاورد توسعه کاملاً منوط به عاملیت آزاد مردم است.

عاملیت آزاد و پایدار، به مثابه موتور توسعه ظهور می‌کند. نه تنها عاملیت آزاد خود عنصر قوام بخش توسعه است، بلکه همچنین به تقویت انواع دیگر عاملیت‌های آزاد کمک می‌کند (سن، ۲۰۰٤: ص ۷٤).

آزادی سیاسی و مشارکت از نزدیک دارای رابطه با توسعه انسانی است. بر اساس گزارش توسعه انسانی (۲۰۰۲) مردم بدون آزادی سیاسی قبل از اینکه قادر باشند عضو گروه‌ها شوند و بتوانند ایده‌ای را شکل داده و آن‌را بیان کنند، دارای

انتخاب‌های کمتری در زندگی می‌باشند. دولت‌های دموکراتیک از حقوق بشر حمایت کرده و اجازه مشارکت بیشتری در نهادها و قوانینی که بر زندگی مردم تأثیر می‌گذارند را می‌دهند. در نتیجه، آزادی سیاسی، توسعه انسانی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

٤-٣. اثر آزادی اقتصادی بر آزادی سیاسی

ملاحظات نظری و تجربه جهانی حاکی از آن است که توسعه اقتصادی به نوبه خود مستلزم وجود آزادی اقتصادی است. تاکنون، نظام‌های متکی بر اقتصاد آزاد در تأمین توسعه اقتصادی پایدار بسیار موفق‌تر بوده‌اند. برعکس، توسعه اقتصادی در نظام‌های دولت سالار در مجموع ناپایدار و ناموفق بوده است. از این دو حکم نظری و تجربی می‌توان نتیجه گرفت که آزادی سیاسی مستلزم آزادی اقتصادی می‌باشد. تجربه جهانی با صراحت نشان می‌دهد که نبود آزادی اقتصادی، پیدایش و گسترش دموکراسی را دشوار و چه بسا غیرممکن می‌سازد. تمام دموکراسی‌های موجود و پایدار متکی بر اقتصاد بازار آزاد می‌باشند. برعکس، هیچ یک از تجارب اقتصاد دولتی تا به حال با دموکراسی همراه نبوده و به استقرار دموکراسی منجر نگردیده است (زمانی، ۲۰۰٤: ص ٤٨).

نظام اقتصادی که به وسیله نیل به آزادی سیاسی تلقی می‌شود، به دلیل تأثیرش در تمرکز یا توزیع قدرت اهمیت دارد. نوع سازمان اقتصادی که مستقیماً آزادی اقتصادی را تأمین می‌کند، یعنی سرمایه‌داری رقابتی نیز در ارتقای آزادی سیاسی مؤثر است زیرا قدرت اقتصادی را از قدرت سیاسی جدا کرده و بدین ترتیب به یکی امکان می‌دهد تا باعث تعادل دیگری هم بشود. شواهد تاریخی رابطه آزادی سیاسی و بازار آزاد را تأکید می‌کند. فریدمن مدعی است که در هیچ زمان و مکانی جامعه‌ای را سراغ ندارد که بدون اینکه برای سازماندهی بخش اعظم فعالیت‌های اقتصادی خود از بازار آزاد استفاده کند از آزادی سیاسی قابل ملاحظه‌ای برخوردار باشد. آزادی سیاسی همراه با بازار آزاد و تکامل نهادهای سرمایه داری ظهور کرد (سن، ۲۰۰٤: ص ۸۹).

٤-٤. اثر آزادی اقتصادی بر توسعه انسانی

مادان[1] (۲۰۰۲: ص ۳) چهار دلیل را برای آنکه آزادی اقتصادی اقتصادی منجر به رشد بیشتر شود ذکر می‌کند:

وجود امنیت برای حقوق مالکیت و هم چنین پایین بودن مالیات‌ها سبب می‌شود افراد به کارهایی اقدام نمایند که کاراتر باشد؛ از این رو، افزایش کارایی، خود منجر به رشد بیشتر خواهد شد.

آزادی بیشتر در مبادلات موجب توسعه فنون و افزایش تخصصی شدن و بازده اقتصادی می‌گردد؛ از این رو، توسعه فنون و بازده اقتصادی منجر به افزایش رشد خواهد شد.

آزادی ورود و رقابت در بازارها منجر به افزایش کارایی و سود بیشتر می‌گردد و منابع به سوی فعالیت‌هایی که بیشترین عملکرد را دارند، هدایت می‌گردد.

هنگامی که آزادی اقتصادی وجود دارد تشکیلات تجاری و نیز اقتصاد، به کشف‌های جدید در مدیریت اقتصادی و بهبود تکنولوژی و شیوه‌های بهتر تولید تشویق می‌گردد؛ لذا فرصت‌هایی که سابقاً مورد چشم پوشی واقع می‌شدند به منابع اصلی برای رشد اقتصادی تبدیل می‌شوند (شهنازی، ۱۳۸٤: ص ۳٦).

٤-٥. اثر توسعه انسانی بر آزادی اقتصادی

افزایش سطح آموزش و بهداشت در یک جامعه بعد از باز شدن اقتصاد باعث افزایش روند پویایی آن شده و در حقیقت آزادی اقتصادی را سرعت می‌دهد و نمونه عینی در این مورد را می‌توان مثال چین در مقابل هند دانست که کشور چین قبل از باز کردن اقتصاد کشور خود به آموزش و بهداشت توجه فراوانی داشت که باعث شد آزادی اقتصادی در آن به سرعت انجام گیرد و به رشد اقتصادی منجر گردید اما هند که به آموزش و بهداشت توجه زیادی نداشت در مسیر آزادی اقتصادی سرعت کمتری داشت و در نتیجه از رشد اقتصادی کمتر از چین برخوردار شد (سن، ۲۰۰٤: ص ۱۲۵).

1. Madan

٤-٦. اثر توسعه انسانی بر آزادی سیاسی

با افزایش آموزش در بین افراد یک جامعه آن‌ها با نیازهای اولیه سیاسی خود از جمله تشکیل احزاب و انتخابات آشنا شده و در نتیجه باعث حرکت جامعه به سمت باز شدن فضای سیاسی و در نتیجه به وجود آمدن دموکراسی می‌گردد. پس با افزایش توسعه انسانی، دموکراسی و آزادی سیاسی نیز افزایش پیدا می‌کند (همان، ص ۱۳۲).

از طرفی توسعهٔ انسانی نمادی از توسعهٔ پایدار و یکی از کانونی‌ترین مباحث اثرگذار بر توسعهٔ سیاسی جوامع تلقی می‌شود. به طوری که در گزارش توسعهٔ انسانی سازمان ملل نیز بر اهمیت سیاست برای توسعهٔ انسانی تأکید می‌شود زیرا مردم در تمام نقاط دنیا تمایل دارند که سرنوشتشان را تعیین کنند، عقایدشان را ارائه دهند و در تصمیماتی که زندگی‌شان را شکل می‌دهد مشارکت کنند. توسعهٔ انسانی می‌تواند با توانمندسازی مردم جهت تأکید بر سیاست‌هایی که فرصت‌های اجتماعی و اقتصادی را بسط می‌دهند، حکومت دموکراتیک را توسعه دهد. کیفیت حکومت‌داری به طور اساسی نتایج توسعهٔ انسانی پایدار تلقی می‌شود (شارما[1]، ۲۰۰۹: ص ۲۲).

۵. تحقیقات انجام شده

اسدی و اسماعیلی (۱۳۹۲: ص ۸۹) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل‌های رشد جدید (درون زا) به بررسی تأثیر شاخص توسعه انسانی بر رشد اقتصادی ایران در دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۷۱ پرداخته‌اند. در این پژوهش محقق ابتدا به محاسبه شاخص توسعه انسانی ایران بر اساس تعریف سازمان ملل در سال ۲۰۱۰ پرداخته و در ادامه با استفاده ازمدل مارکوف-سوئیچنگ[2] تأثیر شاخص توسعه انسانی بر رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده است. برای برآورد رابطه غیرخطی موجود میان توسعه انسانی و رشد اقتصادی بر اساس مقدار تابع راست نمایی، مدل استراتژی انتخاب بهینه (MSI) با دو رژیم رونق و رکود از میان حالت‌های مختلف مدل مارکوف برگزیده شده است. نتایج حاکی از آن است که سرمایه انسانی تأثیر یکسان و مثبتی بر رشد اقتصادی در ایران ندارد. به نحوی که این عامل در زمان رشد اقتصادی اثر منفی و بازدارنده شدید و در زمان رکود، اثری مثبت و پیشرانه بر رشد کشور دارد.

صادقی و همکاران (۱۳۹۲: ص ۹) به بررسی اثر اعتماد اجتماعی بر سرمایه انسانی پرداخته‌اند. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل پیمایش‌هایی با نمونه ملی است که تقریباً ۸۸ درصد جمعیت جهان را پوشش می‌دهد. روش مورد استفاده فازی بوده و نتایج حاکی از آن است که برای افزایش سرمایه انسانی در یک کشور لازم است شرایط اجتماعی رشد و گسترش مؤلفه‌های آن فراهم گردد که یکی از مهم‌ترین شرایط اجتماعی لازم برای سرمایه انسانی، تقویت اعتماد اجتماعی است. به بیان صریح‌تر، پیش نیاز دست یابی به سرمایه انسانی، بهبود اعتماد اجتماعی است که در ٦٨ درصد از کشورها اعتماد اجتماعی شرط لازم برای سرمایه انسانی بوده است.

کمیجانی و سلاطین (۱۳۸۸: ص ۲۷) در مقاله‌ای با عنوان بررسی تأثیر کیفیت حکمرانی بر رشد اقتصادی در ایران و کشورهای منتخب همسایه (ترکیه و پاکستان) اثر کیفیت حکمرانی را بر رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های تلفیقی پانل در ایران و کشورهای منتخب همسایه در دوره ۲۰۰۷- ۱۹۹٦ مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور در این مطالعه ابتدا شاخص کیفیت حکمرانی معرفی گردیده است و سپس روند آن در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. از آنجا که بانک جهانی برای کیفیت حکمرانی شاخص عددی محاسبه نکرده است، در این مطالعه میانگین ساده حسابی شش شاخص حکمرانی خوب به عنوان شاخص کیفیت حکمرانی محاسبه شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در ایران کیفیت حکمرانی دارای وضعیت مطلوبی نمی‌باشد. نتایج حاصل از مدل نیز نشان می‌دهد شاخص کیفیت حکمرانی در هر سه کشور دارای تأثیر مثبت و معنادار بر نرخ رشد اقتصادی می‌باشد. اما میزان تأثیرگذاری این شاخص در ترکیه بیشتر از ایران و پاکستان است.

سامتی و همکاران (۱۳۸۵: ص ۱۸۳) آزادی اقتصادی را مهم‌ترین عامل تعیین کننده در افزایش رقابت، سرمایه‌گذاری،

1. Sharma
2. Markov – Switching

کارآفرینی، مسئولیت‌پذیری مدیران و کاهش فساد مالی، رانت‌جویی و کاهش بخش غیررسمی می‌دانند. این عوامل به رشد اقتصادی و سطح درآمد سرانه کشورها مربوط می‌شود. این تحقیق در چارچوب روش شناسی لاکاتوش و با بهره گیری مدل اسکیپتون به بررسی اثر آزادی اقتصادی بر درآمد سرانه پرداخته و با استفاده از دو مدل که از ترکیب مدل‌های کارلسون و لاند استروم و مدل داده های تلفیقی پویای وینهلد به دست آمده‌اند به بررسی اثر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۰۳ در ۸۷ کشور (به طور کلی و به تفکیک در کشورهای کم درآمد، با درآمد متوسط شامل ایران و پردرآمد) پرداخته است. نتایج حاکی از اثر مثبت آزادی اقتصادی بر سطح درآمد سرانه و رشد اقتصادی کل نمونه است. از بین اجزای آزادی اقتصادی، استقلال قضایی و امنیت حقوق مالکیت، پول سالم و ضوابط و قوانین مربوط به بازار کار، اعتبار و کسب و کار بیشترین اثر را بر درآمد سرانه دارند. هم چنین از بین اجزای آزادی اقتصادی، استقلال قضایی و امنیت حقوق مالکیت و ضوابط و قوانین مربوط به بازار کار، اعتبار و کسب و کار بیشترین اثر را بر رشد اقتصادی دارد.

رنانی (۱۳۸۲: ص ۳۷) رابطه متقابل دموکراسی، آزادی اقتصادی و تأمین اجتماعی را مورد بررسی قرار می‌دهد. تأمین اجتماعی بخش بزرگی از هزینه های دولت ها را به خود اختصاص داده است. این هزینه‌ها به علت گسترش تعهدات و ملاحظات دولت‌ها در اقتصاد و نیز به علت افزایش انتظارات مردم از دولت‌ها و به علت گسترش سهم سالخوردگان در کشورها از سوی دیگر، روند افزایشی دارد. از دیدگاه نظری، نظام‌های تأمین اجتماعی کشورها و نظام‌های سیاسی و اقتصادی رابطه‌ای متقابل دارند. تأمین اجتماعی از یک سو موجب کاهش هزینه‌های مبادله در اقتصاد و افزایش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شود و از سوی دیگر با کاهش شکاف‌های اجتماعی و افزایش احساس تعلق اجتماعی افراد موجب کاهش تنش های اجتماعی و بنابراین ثبات نظام های سیاسی می‌شود. گسترش دموکراسی در نظام های سیاسی و بازاری شدن نظام های اقتصادی هم موجب رشد هزینه‌های تأمین اجتماعی و هم موجب افزایش کارایی آن می‌شود. با استفاده از اطلاعات مربوط به تأمین اجتماعی در ۴۳ کشور جهان نشان داده شده است که سهم هزینه‌های تأمین اجتماعی در کشورهای با درآمد بالاتر با ثبات تر بوده و سهم این هزینه‌ها با حرکت بین کشورها از کشورهای فقیر به سوی کشورهای ثروتمند، نیز افزایش می یابد. اثر آزادی اقتصادی و آزادی سیاسی بر کارایی نظام تأمین اجتماعی در ۱۱۵ کشور مورد بررسی نشان می‌دهد که درجه آزادی سیاسی و درجه آزادی اقتصادی بر کارایی نظام تأمین اجتماعی مؤثر بوده ولی عوامل متعدد دیگری نیز بر کارایی نظام تأمین اجتماعی مؤثر هستند که باید مورد بررسی قرار گیرند.

فار[1] و همکارانش (۱۹۹۸: ص ۲۴۷) به بررسی ارتباط آزادی اقتصادی، آزادی سیاسی و رفاه اقتصادی می‌پردازند. در این بررسی با استفاده از روش گرنجر، علت‌یابی میان آزادی سیاسی، آزادی اقتصادی و رفاه صورت گرفته است. آزمون گرنجر برای هر سه این متغیرها توسط معادلات رگرسیونی تنظیم شده است. داده‌های آزادی اقتصادی از شاخص مؤسسه فریزر و داده های آزادی سیاسی از گزارش سالیانه جهانی خانه آزادی استفاده شده است. داده‌های کشورها برای دوره‌های پنج ساله تهیه شده و ۲۰ کشور صنعتی و ۷۸ کشور غیر صنعتی مورد بررسی قرار گرفته‌اند. بر اساس نتایج، آزادی اقتصادی دوره گذشته با تولید ناخالص داخلی سرانه جاری در ارتباط بوده ولی آزادی سیاسی با رفاه چنین ارتباطی را نشان نمی‌دهد. هم چنین سطح تولید ناخالص داخلی دوره گذشته، آزادی اقتصادی جاری را افزایش می‌دهد ولی باز هم چنین ارتباطی میان آزادی سیاسی و تولید ناخالص داخلی وجود ندارد. پس رفاه اقتصادی یا تولید ناخالص داخلی سرانه علت آزادی اقتصادی است ولی آزادی سیاسی علت آزادی اقتصادی نمی‌باشد. با این حال آزادی سیاسی با رفاه اقتصادی ارتباط داشته و تولید ناخالص داخلی علت آزادی سیاسی می‌باشد.

گول و نلسون[2] (۲۰۰۵: ص ۱۲۱) تأثیر فساد را بر آزادی اقتصادی و آزادی سیاسی اندازه گیری می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که نسبت به آزادی سیاسی، آزادی اقتصادی تأثیر

1. Farr et al.
2. Goel and Nelson

بیشتری بر کاهش فساد دارد. آزادی اقتصادی بیشتر کمک به جامعه می‌کند تا جامعه‌ای بدون فساد مالی وجود داشته باشد. بر طبق مطالعه انجام شده نیز آزادی اقتصادی و کلیه زیر بخش‌های آن اثرات مشخصی در کاهش فساد دارند ولی این اثرات به یک میزان ثابت نخواهند بود. سیاست‌های پولی تأثیر بیشتر و بهتری نسبت به سیاست‌های مالی در کاهش فساد دارند. در این بررسی فساد به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی تولید ناخالص داخلی سرانه، آزادی اقتصادی از بنیاد هریتیج و دموکراسی از شاخص خانه آزادی گاستیل و سرمایه‌گذاری در بخش‌های آموزشی و بهداشتی در مدل رگرسیونی در نظر گرفته شده است.

٦. کشورهای مورد مطالعه

یک‌پارچگی اقتصادی نقطه شروعی برای ادغام اقتصادی کشورها در یک مقیاس کوچک می‌باشد که در آن رقابت، تقسیم کار بین المللی، تولید در مقیاس بالا، انتقال تکنولوژی، تحول فراملی سرمایه، پیشرفت‌های مربوط به حمل و نقل و ارتباطات و فعالیت شرکت‌های فراملی دیده می‌شود و ارتباط پیوسته‌ای را میان فرایند تولید، بازارهای مصرف و تجارت خارجی برقرار می‌نماید (طیبی و معلمی، ۲۰۰۳: ص ۹٦).

کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی با ساختارهای اقتصادی، فرهنگی، سیاسی و اجتماعی مشابه و مشترک می‌توانند از پتانسیل اقتصادی بالایی برخوردار باشند. ویژگی‌های مثبت کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی را که می‌تواند در تشکیل یک‌پارچگی اقتصادی مفید باشد، می‌توان در موارد زیر خلاصه نمود:

- سازمان کنفرانس اسلامی از نظر تعداد اعضا بعد از سازمان ملل و سازمان تجارت جهانی از رتبه سوم برخوردار است.
- پیوندها و علائق مشترک فرهنگی میان کشورهای اسلامی وجود دارد. خصوصاً با احاطه‌ای که تأثیر دین مشترک بر تمام ساختارهای اقتصادی و اجتماعی ایجاد نموده است.
- از لحاظ وسعت، کشورهای اسلامی منطقه وسیعی از جهان را تشکیل می‌دهند به طوری که وسعت آن‌ها حدود یک چهارم وسعت جهان است.
- از نظر جمعیتی کشورهای اسلامی حدود یک پنجم جمعیت جهان را دارا می‌باشند که این مسئله شاخص مناسبی جهت بازار مصرف محسوب می‌شود. جوان بودن جمعیت این کشورها نیز از ویژگی‌های مهم آن محسوب می‌شود.
- بیش از یک سوم منابع جهان و ۷۰ درصد منابع نفتی دنیا در کشورهای اسلامی قرار دارد.
- وسعت سرزمین های اسلامی در چهار قاره قرار گرفته که علی‌رغم این گستردگی، این سرزمین به صورت یک توده هم‌جوار می‌باشد.
- ترکیب بیشتر کشورهای اسلامی، از گروه در حال توسعه می‌باشد و حجم واردات کالاهای صنعتی آن‌ها زیاد است.
- مهم‌ترین بخش اقتصادی در این کشورها کشاورزی و خدمات است (گزارش توسعه انسانی، ۲۰۱۰: ص ۲۲۱).

ویژگی‌های عمومی مذکور بیان می‌کند که کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی می‌توانند در قالب یکپارچگی اقتصادی به شاخص‌های بالای اقتصادی دست یابند. از این رو حوزه مکانی مورد بررسی در این تحقیق با توجه به برخی محدودیت‌های موجود در داده‌ها منتخبی از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی است که در حال توسعه بوده و اکثر آن‌ها صادر کننده نفت و مواد خام می‌باشند. لازم به ذکر است که این منتخب سهم بسزایی از سازمان را در بر می‌گیرد.

همچنین آمارهای مورد نیاز برای تحقیق قبل از سال ۲۰۰۰ به صورت ۵ ساله و بعد از آن به صورت سالیانه منتشر گردیده است. لذا در این تحقیق ارتباط شاخص‌های مربوطه بین سال‌های ۲۰۰۱ الی ۲۰۱۰ مورد بررسی قرار می‌گیرد. منابع آماری مورد استفاده در این تحقیق برای آزادی اقتصادی از داده‌های بنیاد هریتیج بوده زیرا داده‌های آزادی اقتصادی در این بنیاد نسبت به مؤسسه فریزر کامل‌تر است. برای آزادی سیاسی نیز از داده‌های موجود در مؤسسه خانه آزادی استفاده شده و برای شاخص توسعه انسانی از گزارشات توسعه انسانی استفاده گردیده است.

۷. مدل مورد استفاده تحقیق

با توجه به مبانی نظری گفته شده در بالا که به طور مفصل در

رابطه با آن توضیح داده شد، برای پاسخگویی به فرضیات موجود دو مدل در نظر گرفته می‌شود:

الف) در مدل اول ارتباط متغیرها در سه معادله همزمان به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$1)\ EFI_{it} = a_{i1} + a_{i2}PRI_{it} + a_{i3}HDI_{it} + a_{i4}FPI_{it} + u$$
$$2)\ PRI_{it} = b_{i1} + b_{i2}EFI_{it} + b_{i3}HDI_{it} + b_{i4}GNP_{it} + u$$
$$3)\ HDI_{it} = c_{i1} + c_{i2}\ EFI_{it} + c_{i3}\ PRI_{it} + c_{i4}\ UR_{it} + u$$

جدول (۱): نام متغیرهای مدل

نام متغیر	علامت اختصاری	نام متغیر	علامت اختصاری
آزادی اقتصادی	EFI	آزادی سیاسی	PRI
شاخص توسعه انسانی	HDI	رشد اقتصادی	GNP
خالص ورود سرمایه	FPI	درصد شهرنشینی	UR

ب) مدل دوم متغیرها را به صورت دو به دو مورد بررسی قرار داده و ارتباط آن‌ها را در معادلات زیر به صورت همزمان برآورد می‌کند:

- ارتباط بین آزادی اقتصادی و آزادی سیاسی:

$$1)\ EFI_{it} = a_{i1} + a_{i2}PRI_{it} + a_{i3}FPI_{it} + u$$
$$2)\ PRI_{it} = c_{i1} + c_{i2}EFI_{it} + c_{i3}GNP_{it} + u$$

- ارتباط بین آزادی اقتصادی و توسعه انسانی:

$$3)\ HDI_{it} = e_{i1} + e_{i2}\ EFI_{it} + e_{i3}\ UR_{it} + u$$
$$4)\ EFI_{it} = b_{i1} + b_{i2}HDI_{it} + b_{i3}FPI_{it} + u$$

- ارتباط بین توسعه انسانی و آزادی سیاسی:

$$5)\ PRI_{it} = d_{i1} + d_{i2}HDI_{it} + d_{i3}GNP_{it} + u$$
$$6)\ HDI_{it} = f_{i1} + f_{i2}\ PRI_{it} + f_{i3}\ UR_{it} + u$$

۷-۱. آزمون ریشه واحد پانلی[1] کاربردی برای ارزیابی مانایی متغیرها

بر خلاف آنچه در داده های پانلی اقتصاد خرد، تکیه بیشتر بر داده‌های مقطعی گسترده‌تر و مشاهدات زمانی کمتر است، در این خصوص فیلیپس و مون[2] نشان می‌دهند که در استفاده از داده‌های پانلی کلان باید نگران ریشه واحد و نامانایی متغیرها بود. بدین ترتیب، آزمون ریشه واحد پانلی، بر اساس این که محدودیتی روی فرایند خود رگرسیو داده‌های سری زمانی یا مقطعی وجود داشته باشد یا نه، طبقه‌بندی می‌شود.

جدول (۲): آزمون پایایی متغیرهای مدل

نام متغیر	آزمون LLC		آزمون هاردی	
	احتمال پذیرش صفر	مقدار آماره	احتمال پذیرش صفر	مقدار آماره
PRI	۰.۰۰۱٤	-۲.۹۸۸	۰.۰۰۰۰	٥.٥٨٢٨
EFI	۰.۰۰۰۰	-٤.۲۹٦۰۰	۰.۰۰۰۰	-٤.٦۰۰
HDI	۰.۰۰۰۰	-۷.۲۹۱۷۳	۰.۰۰۰۰	٥.۷۳۲۲٦
UR	۰.۰۰۰۰	-۱۱.۹۸۰	۰.۰۰۰۰	٥.۰٤۳۱۹
GNP	۰.۰۰۰۰	-٥.۹۳۰۷٤	۰.۰۰۰٥	۳.۲۸۳۱۱
FPI	۰.۰۰۰۰	-٤.٥٨۷	۰.۰۰۰۰	٦.۷۰۰۹۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

فرایند(AR1) برای داده‌های پانلی به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$Yit=pit\text{-}1yit\text{-}1+Xitsi+€\ it \qquad (۳)$$

که در آن $i=1,2,\ldots\ldots,n$ واحدهای مقطعی و $t=1,2,\ldots\ldots,t$ نشان‌گر دوره‌ی زمانی است. Xit متغیرهای برون زا مدل را ارائه می‌کند و شامل اثرات ثابت یا روندها نیز هست. Pi ضرایب خود رگرسیو است و جمله ی € it هم خطای معادله را نشان می‌دهد. اگر Pil<۱ | باشد، گفته می‌شود yi ایستا است. از سوی دیگر اگر Pil=۱ | شامل یک ریشه واحد پانلی، معمولاً از ریشه‌های لوین، لین و چو[3]، بریتونگ و هاردی[4]، پسران و شین[5] و ADF استفاده می‌شود (بالتاجی[6]، ۲۰۰۵: ص۱۹۲). همچنین لازم است ایستایی متغیرهای مورد استفاده در برآورد داده‌های تابلوئی، مورد ارزیابی قرار گیرد. نتایج آزمون ریشه واحد به دو روش LLC و هاردی در جدول (۲) آورده شده است.

۷-۲. شرط درجه‌ای در رابطه با قابلیت تشخیص

در یک سیستم معادله که دارای m معادله همزمان می‌باشد، در

1. Panel Unit Root Tests
2. Philips and Moon
3. Levin, Lin and Chu (LLC)
4. Beritung and Hardi
5. Pesaran and Shin
6. Baltagi

صورتی یک معادله همزمان می‌باشد که تعداد متغیرهای از قبل تعیین شده‌ای که در معادله فوق وجود دارد کمتر از تعداد متغیرهای درونزا در معادله معین منهای یک نباشد K-k≥m-1 و اگر K-k=m-1 باشد معادله تحت بررسی دقیقاً مشخص است و در صورتی‌که K-k>m-1 وضعیت بیش از حد مشخص خواهد بود.

در سیستم k=1, K=3 و m=3، دو طرف نامساوی داده شده برابر ۲ می‌شود. پس سیستم دقیقاً مشخص است. اکنون لازم است تفحص در مورد شرط کافی که شرط درجه‌ای است نیز انجام گیرد. این شرط به صورت زیر بیان می‌شود. در یک مدل دارای m معادله یا m متغیر درون‌زا، یک معادله مشخص خواهد بود اگر و تنها اگر بتوان حداقل یک دترمینان غیر صفر از درجه‌ی (m-1)(m-1) از ضرایب متغیرهای خارج از معادله مربوط اما ملحوظ در سایر معادلات مدل، بدست آورد. از آنجایی که در سیستم معادلات پایه‌ریزی شده در این مطالعه m-1=2 است، این شرط خود به خود برآورده می‌گردد، در نتیجه معادله مشخص است.

۸. برآورد مدل در قالب داده‌های تابلویی

الف) برآورد مدل در قالب الگوی اول

معادله اول: مبتنی بر اثر آزادی سیاسی و توسعه انسانی بر آزادی اقتصادی بوده که برآورد مدل به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$\begin{aligned}EFI = &-28.24_{(.000)} - 0.066_{(0.035)}PRI \\ &+ 123.10_{(0.000)}HDI \\ &- 0.016_{(0.49)}FPI, \\ &R^2 = 0.898\end{aligned}$$

متغیرهای PRI و HDI که به ترتیب بیانگر شاخص آزادی سیاسی و توسعه انسانی بوده، در سطح $\alpha = 0.05$ معنی‌دار می‌باشند که با توجه به نتایج برآورد (ارتباط همزمان آزادی سیاسی، آزادی اقتصادی و توسعه انسانی) می‌توان در مجموع استنباط نمود که آزادی سیاسی و توسعه انسانی بر آزادی اقتصادی مؤثر هست. هرچند که رابطه آزادی سیاسی و آزادی اقتصادی غیر هم‌جهت و رابطه توسعه انسانی و آزادی اقتصادی هم جهت می‌باشد.

معادله دوم: مبتنی بر اثر توسعه انسانی و آزادی اقتصادی بر آزادی سیاسی بوده که برآورد مدل به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$\begin{aligned}PRI = &-14.47_{(0.064)} - 0.79_{(0.004)}EFI \\ &+ 92.68_{(0.005)}HDI \\ &+ 0.10_{(0.13)}GNP,\ R^2 = 0.625\end{aligned}$$

در برآورد بالا هر دو متغیر HDI و EFI که به ترتیب بیانگر شاخص توسعه انسانی و شاخص آزادی اقتصادی بوده در سطح $\alpha = 0.05$ معنی‌دار می‌باشند، اما متغیر GNP که بیانگر شاخص رشد اقتصادی بوده در سطح $\alpha = 0.05$ معنی‌دار نمی‌باشد. با توجه به نتایج برآورد (ارتباط همزمان آزادی سیاسی، آزادی اقتصادی و توسعه انسانی) می‌توان در مجموع استنباط نمود که توسعه انسانی و آزادی اقتصادی بر آزادی سیاسی مؤثر بوده به طوری‌که رابطه بین آزادی اقتصادی و آزادی سیاسی بر خلاف یکدیگر و رابطه توسعه انسانی و آزادی سیاسی هم جهت می‌باشد.

معادله سوم: مبتنی بر اثر دموکراسی و آزادی اقتصادی بر توسعه انسانی بوده که برآورد مدل به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$\begin{aligned}HDI = &0.217_{(0.00)} + 0.007_{(0.000)}EFI \\ &+ 0.0006_{(0.004)}PRI \\ &+ 0.034_{(0.02)}UR,\ R = 0.798\end{aligned}$$

متغیرهای PRI و EFI که به ترتیب بیانگر شاخص آزادی سیاسی و آزادی اقتصادی بوده در سطح $\alpha = 0.05$ معنی‌دار هستند که با توجه به نتایج برآورد (ارتباط همزمان آزادی سیاسی، آزادی اقتصادی و توسعه انسانی) می‌توان در مجموع استنباط نمود که آزادی سیاسی و آزادی اقتصادی بر توسعه انسانی مؤثر است. هر چند که یک واحد افزایش در شاخص آزادی سیاسی و آزادی اقتصادی موجب افزایش ناچیز در شاخص توسعه انسانی می‌گردد.

جدول (۳) نشان دهنده‌ی ارتباط همزمان سه متغیر آزادی سیاسی، آزادی اقتصادی و توسعه انسانی در کشورهای اسلامی بر اساس الگوی اول بوده که به شرح زیر می‌باشد:

جدول (۳): ارتباط همزمان آزادی سیاسی، آزادی اقتصادی و توسعه انسانی در کشورهای اسلامی بر اساس الگوی اول

جدول مقایسه‌ای اثرات	آزادی اقتصادی بر	توسعه انسانی بر	آزادی سیاسی بر
آزادی اقتصادی	----------	اثر داشته است (مستقیم)	اثر داشته است (معکوس)
توسعه انسانی	اثر داشته است (مستقیم)	----------	اثر داشته است (مستقیم)
آزادی سیاسی	اثر داشته است (معکوس)	اثر داشته است (مستقیم)	----------

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ب) برآورد مدل در قالب الگوی دوم

در این الگو ارتباط متغیرها به صورت دو به دو (در شش معادله) به طور همزمان مورد بررسی قرار گرفته که نتایج برآورد در جدول (٤) ارائه گردیده است.

- ارتباط بین آزادی اقتصادی و آزادی سیاسی:

$$1)\ EFI = 56.19_{(0.00)} - 2.95_{(0.00)}\ PRI + 3.68_{(0.00)}\ FPI\ ,\ R^2 = 0.796$$

$$2)\ PRI = 7.21_{(0.00)} - 0.03_{(0.00)}\ EFI + 0.053_{(0.43)}\ GNP,\ R^2 = 0.669$$

متغیرهای PRI و EFI که به ترتیب بیانگر شاخص آزادی سیاسی و آزادی اقتصادی بوده، هر دو در دو معادله و در سطح $\alpha = 0.05$ معنی‌دار هستند که با توجه به نتایج برآورد سیستم معادلات دوتایی (ارتباط همزمان آزادی سیاسی، آزادی اقتصادی) می‌توان در مجموع استنباط نمود که آزادی سیاسی بر آزادی اقتصادی و آزادی اقتصادی بر آزادی سیاسی مؤثر است. هرچند که این تأثیر معکوس بوده و ضریب تأثیر آزادی سیاسی بر آزادی اقتصادی بزرگ‌تر از ضریب تأثیر آزادی اقتصادی بر آزادی سیاسی می‌باشد.

- ارتباط بین آزادی اقتصادی و توسعه انسانی:

$$3)\ EFI = -28.9_{(0.00)} + 123.7_{(0.00)}\ HDI - 0.03_{(0.089)}\ FPI\ ,\ R^2 = 0.898$$

$$4)\ HDI = 0.22_{(0.00)} + 0.007_{(0.00)}\ EFI + 0.03_{(0.00)}\ UR,\ R^2 = 0.898$$

متغیرهای HDI و EFI که به ترتیب بیانگر شاخص توسعه انسانی و آزادی اقتصادی بوده، هر دو در دو معادله و در سطح $\alpha = 0.05$ معنی‌دار هستند که با توجه به نتایج برآورد سیستم معادلات دوتایی (ارتباط همزمان توسعه انسانی، آزادی اقتصادی) می‌توان در مجموع استنباط نمود که توسعه انسانی بر آزادی اقتصادی و آزادی اقتصادی بر توسعه انسانی مؤثر است.

- ارتباط بین توسعه انسانی و آزادی سیاسی:

$$5)\ PRI = 8.08_{(0.00)} + 3.99_{(0.00)}\ HDI + 0.04_{(0.49)}\ GNP\ ,\ R^2 = 0.764$$

$$6)\ HDI = -0.051_{(0.04)} + 0.001_{(0.06)}\ PRI + 0.998_{(0.00)}\ UR\ ,\ R^2 = 0.720$$

متغیرهای PRI و HDI که به ترتیب بیانگر شاخص آزادی سیاسی و توسعه انسانی بوده، در دو معادله و در سطح $\alpha = 0.05$ یکی معنی‌دار بوده و دیگری معنی‌دار نمی‌باشد. که با توجه به نتایج برآورد سیستم معادلات دوتایی (ارتباط همزمان آزادی سیاسی، توسعه انسانی) می‌توان در مجموع استنباط نمود که توسعه انسانی بر آزادی سیاسی مؤثر است. هرچند که ضریب تأثیر توسعه انسانی بر آزادی سیاسی زیاد و در جهت مستقیم می‌باشد.

جدول (٤) نشان دهنده‌ی ارتباط همزمان سه متغیر آزادی سیاسی، آزادی اقتصادی و توسعه انسانی در کشورهای اسلامی بر اساس الگوی دوم می‌باشد:

جدول (٤): ارتباط همزمان آزادی سیاسی، آزادی اقتصادی و توسعه انسانی در کشورهای اسلامی بر اساس الگوی دوم

جدول مقایسه‌ای اثرات	آزادی اقتصادی بر	توسعه انسانی بر	آزادی سیاسی بر
آزادی اقتصادی	----------	اثر داشته است (مستقیم)	اثر داشته است (معکوس)
توسعه انسانی	اثر داشته است (مستقیم)	----------	عدم معناداری
آزادی سیاسی	اثر داشته است (معکوس)	اثر داشته است (مستقیم)	----------

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۹. بحث و نتیجه‌گیری

این مقاله به بررسی اثرات متقابل شاخص‌های آزادی سیاسی، آزادی اقتصادی و توسعه انسانی در کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی در دوره زمانی ۱۰ ساله (۲۰۱۰-۲۰۰۱) با استفاده از رهیافت داده های تابلویی و نرم افزار Eviews می‌پردازد. در ابتدا اثر کلیه شاخص‌ها به طور همزمان برآورد شده و نتایج در جدول ۳ آورده شده است. بر اساس مدل اول می‌توان استنباط کرد که شاخص توسعه انسانی از لحاظ آماری تأثیری مثبت و معنادار بر روی شاخص آزادی اقتصادی داشته است. ادبیات تئوریک نیز این موضوع را ثابت می‌کند و همان‌طور که قبلاً عنوان گردید، متغیرهای معرف شاخص توسعه انسانی همانند سطح آموزش و بهداشت در یک جامعه بعد از باز شدن اقتصاد باعث افزایش روند پویایی جامعه شده و در حقیقت آزادی اقتصادی را سرعت می‌دهد.

با توجه به نتایج، ارتباط بین آزادی اقتصادی و آزادی سیاسی بر خلاف یکدیگر و معکوس بوده که این نتایج با مبانی نظری گفته شده در قسمت های قبل پژوهش در تناقض می‌باشد. این ناسازگاری به وجود آمده را می‌توان در ساختار و ویژگی‌های سیاسی و اقتصادی اکثر این کشورها جستجو کرد. در اکثر این کشورها منابع درآمدی دولت‌ها وابسته به منابع طبیعی مانند نفت، گاز و غیره بوده و از این رو دولت یا حکومت‌های آن‌ها به علت عدم نیاز منابع درآمدی که از طریق جامعه تأمین می‌گردد (مانند مالیات)، خود را پاسخگوی نیازهای متفاوت جامعه و مردم نمی‌دانند و این علتی شده تا شاخص آزادی سیاسی روند مطلوبی را طی نکرده باشد. از طرفی افزایش قیمت منابع طبیعی و کسب درآمدهای بیشتر برای دولت‌های مذکور در سال‌های اخیر، این روند را فزونی بخشیده است. در مقابل با افزایش قیمت منابع طبیعی، گسترش بازارهای مالی و سرمایه‌ای، اشباع پذیری نهادهای دولتی در زمینه‌های اقتصادی و به تبع آن واگذاری این مسئولیت به بخش خصوصی و بهبود نظام روابط و حقوق بین الملل شاخص آزادی اقتصادی در سال‌های اخیر بهبود یافته است.

دلیل دیگر این تناقض را می‌توان در این مسئله جستجو کرد که در اغلب این کشورها به این علت که شفافیت کاملی در اکثر حوزه‌ها (همچون حوزه‌های مالی و اطلاعاتی و غیره) وجود ندارد، با افزایش آزادی اقتصادی نهادهای نزدیک به قدرت از طریق رانت مالی و اطلاعاتی دارای آزادی عمل بیشتر شده و منافع بیشتری را کسب می‌نمایند که خود منجر به افزایش قدرت سیاسی حاکمان و دولت مردان و بدتر شدن آزادی‌های سیاسی می‌گردد. رانت امتیازی انحصاری است که به دور از هرگونه رقابت نصیب برگزیدگانی خاص می‌شود. این مفهوم در مقایسه با شاخص آزادی سیاسی و دموکراسی بهتر فهمیده می‌شود. در کشورهایی که در آن‌ها شاخص آزادی سیاسی پایین است، دولت‌مردان برای نگهداشت قدرتی که راه رسیدن به امتیازات بی‌شماری را برای او فراهم می‌آورد، نه به هیچ رقیبی امکان هماوردی می‌دهد و نه در هیچ موردی خود را موظف به پاسخگویی به مردم می‌داند. از همین سو، اقلیتی خاص بیشتر از اکثریت مردم از منابع اقتصادی کشور بهره می‌برد و قدرت سیاسی حاکم نگهبان چنین شرایطی است که خود از آن بهره می‌برد. این قضیه به طور عکس باعث ارتباط معکوس این دو شاخص نیز می‌گردد.

هم‌چنین با توجه به برآوردها، آزادی سیاسی و آزادی اقتصادی به صورت مثبت و ناچیز بر شاخص توسعه انسانی اثرپذیر بوده است. البته این ناچیز بودن بدین معنا نیست که آزادی سیاسی و آزادی اقتصادی در جهت افزایش رشد و کیفیت انسان‌ها نقش ناچیزی دارند، اما به هر حال افزایش آزادی‌های مدنی و حقوقی سیاسی از قبیل آزادی بیان و از طرفی امنیت اقتصادی و آزادی مبادله و سرمایه‌گذاری برای افزایش سطح و آموزش و کیفیت انسان ها و سطح بهداشت و سلامت آن‌ها به عنوان معرف شاخص توسعه انسانی امری ضروری است.

نتایج برازش الگوی دوم نشان می‌دهد که شاخص آزادی سیاسی و آزادی اقتصادی اثری منفی و به لحاظ آماری کاملاً معنادار بر یکدیگر دارند. با این تفاوت که ضریب تأثیر آزادی سیاسی بر آزادی اقتصادی بزرگ‌تر است که بیانگر این موضوع است که وجود آزادی سیاسی و مدنی و وجود نظام‌های دموکراتیک در یک جامعه نقش مهم‌تری داشته و منجر به پویایی جامعه در کل ابعاد اجتماعی، فرهنگی و اقتصادی

می‌گردد.

در مورد اثرات متقابل توسعه انسانی و آزادی اقتصادی بر روی یکدیگر نتایج برآورد نشان می‌دهد که این شاخص‌ها به صورت مثبت و کاملاً معنادار بر روی یکدیگر اثر داشته‌اند. وجود آزادی اقتصادی سبب افزایش امنیت اقتصادی و سرمایه گذاری و بهبود تکنولوژی در جامعه شده و در کل منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌گردد. این افزایش رشد و تولید ملی، درآمد سرانه جامعه را بهبود بخشیده و در نتیجه سطح بهداشت و آموزش جامعه که از مقوله‌های مهم شاخص توسعه انسانی هستند را افزایش می‌دهد. از طرفی با افزایش شاخص توسعه انسانی، برنامه ریزی، کارایی و مدیریت در جامعه بهتر گشته و امنیت اقتصادی بیشتری برای صاحبان سرمایه فراهم می‌شود.

نتایج برآورد اثرات دو متغیر آزادی سیاسی و توسعه انسانی حاکی از آن است که شاخص آزادی سیاسی بر توسعه انسانی در این جوامع مؤثر نبوده که عدم وجود نهادهای مدنی و حقوق بشری، عدم پاسخ‌گویی طبقه حاکم و عدم نیاز دولت ها به درآمدهای اجتماعی از قبیل مالیات به دلیل وجود درآمدهای بی‌شمار منابع طبیعی از دلایل آن می‌باشد. با این وجود برازش الگوی ارتباط توسعه انسانی بر آزادی سیاسی نشان می‌دهد که شاخص توسعه به صورت معنادار بر روی آزادی سیاسی به صورت مثبت مؤثر می‌باشد. در واقع افزایش سطح آموزش کشور و به دنبال آن افزایش شاخص توسعه انسانی بر نهادهای مدنی و قانونی جامعه اثرگذار بوده که خود منجر به افزایش آزادی‌های سیاسی و مدنی در جامعه می‌گردد.

با عنایت به اینکه نتایج تحلیل بیانگر تأثیر مستقیم آزادی اقتصادی بر توسعه انسانی است و یکی از مشکلات عمده اقتصاد کشورهای در حال توسعه (که سطح رفاه را تا حد زیادی پایین نگه داشته) پایین بودن عوامل مربوط به توسعه انسانی است؛ از این رو پیشنهاد می‌گردد برنامه‌ریزان توسعه این کشورها جهت ارتقاء توسعه انسانی و در نهایت رفاه، توجه بیشتری به مسئله آزادی اقتصادی داشته باشند. هر چند که ارتباط معکوس دو متغیر آزادی اقتصادی و آزادی سیاسی نیز باید مورد توجه قرار گرفته بدین صورت که تا زیرساخت‌های لازم جهت توسعه دموکراسی و آزادی سیاسی آماده نشود، توسعه آزادی اقتصادی علی رغم اثر مثبت روی توسعه انسانی شاید موجب وخیم‌تر شدن وضعیت دموکراسی در این کشورها گردد. از همین رو تقویت قانون گرایی و مهم‌تر از آن تقویت نظام کنترل و اقتدار قضایی بسیار ضروری است. در غیر این صورت وجود رانت اقتصادی و سیاسی موجب تضعیف انگیزه تولید و کاهش درآمدها خواهد شد و با اشتغال افراد مستعد به کسب رانت، پیشرفت و رشد اقتصادی آسیب می‌بینند و آزادی‌های سیاسی پایین می‌آید.

منابع

اسدی، علی و اسماعیلی، میثم (۱۳۹۲)، "*تأثیر شاخص توسعه انسانی بر رشد اقتصادی ایران در قالب مدل مارکوف سوئیچینگ*"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*. پاییز: ۱۰٤-۸۹.

اکبری، نعمت‌الله (۱۳۷۸)، "*مباحثی از توسعه در ایران*"، نشر هشت بهشت.

بیتهام، دیوید و بویل، کوین (۱۳۸٤)، "*دموکراسی چیست؟ (آشنایی با دموکراسی)* "، ترجمه شهرام نقش تبریزی، تهران، ققنوس.

پریس، وارن (۱۳۸۳)، "*دایره‌المعارف دموکراسی*"، ترجمه فانی، کامران و مرادی، نورالله سرپرست گروه مترجمان، ج اول، انتشارات کتابخانه وزارت خارجه، بهار.

جانسون، بریان؛ هولمز، کیم و ملانی، کرک (۱۳۷۹)، "*شاخص آزادی اقتصادی سال ۱۹۹۹*"، ترجمه و تلخیص: امین، محمد ابراهیم. *مجله برنامه و بودجه*، شماره ٤۸، ص ۱۳٤-۱۰۵.

دفتر همکاری حوزه و دانشگاه (۱۳۷۱)، "*مبانی اقتصاد اسلامی*"، انتشارات سمت، چاپ اول ۱۳۷۱.

رنانی، محسن (۱۳۸۲)، "*تأمین اجتماعی و دموکراسی*"، *فصلنامه تأمین اجتماعی*، سال پنجم، شماره ۲ (پیاپی ۱۳)، تابستان ۱۳۸۲.ص ۳۷-٦۰.

سامتی، مرتضی؛ رنجبر، همایون و محسنی، فضیلت

(۱۳۹۰)، "*تحلیل تأثیر شاخص‌های حکمرانی خوب بر شاخص توسعه انسانی مطالعه موردی: کشورهای جنوب شرقی آسیا (ASEAN)*"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، پاییز، ۱(٤)، صص ۲۲۳-۱۸۳.

سن، آمارتیا (۱۳۸۳)، "*توسعه یعنی آزادی*"، ترجمه نوری نائینی، محمد سعید، تهران، نشر نی.

شفیعی‌فر، محمد (۱۳۸٤)، "*دموکراسی و عدالت اجتماعی؛ با تأکید بر قانون اساسی جمهوری اسلامی ایران*"، *فصلنامه مطالعات راهبردی*، شماره ۲۷، ص ۷۹-٤۹.

شهنازی، روح‌الله (۱۳۸٤)، "*تأثیر آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی و درآمد سرانه*"، رساله کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان.

صادقی، حسین؛ ملکی، بهروز؛ عصاری، عباس و محمودی، وحید (۱۳۹۲)، "*تحلیل فازی رابطه اعتماد اجتماعی با سرمایه انسانی*"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۳ (۱۲)، صص ۲۰-۹.

فریدمن، میلتن (۱۳۸۰)، "*سرمایه‌داری و آزادی*"، ترجمه: غلامرضا رشیدی، نشر نی، تهران.

قادری، حاتم (۱۳۷۹)، "*اندیشه‌های سیاسی در قرن بیستم*"، جلد اول، نشر نیکان، شمیران.

کمیجانی، اکبر و سلاطین، پروانه (۱۳۸۸)، "*بررسی تأثیر کیفیت حکمرانی بر رشد اقتصادی و کشورهای منتخب همسایه (ترکیه و پاکستان)*"، *فصلنامه مدیریت*، سال هفتم، شماره ۲۰.ص ٤۱-۲۷.

کوهن، کارل (۱۳۷۸)، "*دموکراسی*"، ترجمه فریبرز مجیدی، جلد اول، انتشارات خوارزمی.

Akbari, N. (1999), "Development Issues in Iran", Hasht Behesht Publication.

Anand, S. and Sen, A. (1993), "Human Development Index: Methodology & Measurement", Occasional Paper 12, Human Development Report Office, UNDP, New York.

Baltagi, B. H. (2005), "Econometric Analysis of Panel Data", John Wiley .& Sons Inc., 3rd Edition, New York, USA.

Beach, W.W. and O'Driscoll, G.P., Jr. (2002), "Explaining the Factors of the Index of Economic Freedom", In G. P. O'Driscoll, Jr., K. R. Holmes, & M. A. O'Grady (Eds.), 2002 Index of economic freedom, pp. 59-77. NewYork, NY: The Heritage Foundation and Dow Jones & Company, Inc.

Beetham, D. and Boyle, K. (2005), "What is Democracy?", Translated by Naghsh Tabrizi shahram, Qoqnoos Publicatin.

Cohen, C. (1999), "Democracy", translated by Fariborz Majidi, Volume I, Kharazmi publicatin.

Egger, P. And Faffer, M. (2004), "Foreign Direct Investment and European Integration", Austrian Institute of Economic Reaserch.

Farr, W., Lord, R. and WolfenBarger, J.L. (1998), "Economic Freedom, Political Freedom, and Economic Well Being: A Causality Analysis", Cato Journal, 18(2), pp. 247-262.

Freedom House: (2001-2010), "Political Rights and Civili Liberties, Countrry Report", NewYork. www.Freedomhouse .org.

Friedman, M. (2001), "Capitalism and Freedom", Translated by Reza Rashidi, Nay Publication.

Ghaderi, H. (2000), "Political Ideas in the Twentieth Century", Volume I, Nikane Shemiran publication.

Goel , R. and Nelson, M. (2005), "Economic Freedom Versus Political Freedom: Cross Country Influences On Crruption", Australian Economic Paper. University of Adelaide and Flinders

Gwartney, J.D., Lawson, R.A., and Gartzke, E. (2005), "Economic Freedom of the World: 2005 Annual Report", Vancouver, The Fraser Institute.

Held, D. (2005), "Models of Democracy", Translated by Mokhber, A., Roshangaran Publication.

http//www.UNCTAD.org

http//www.undp.org.

http://vvww.heritage.org/ research/ features/ index/ press. cfm

http://www.freedomhouse.org

http://www.worldbank.org/

Human Development Report (2010), UNDP, http//www.undp.org.

Johnson, B. Holmes, K. and Melanie, K. (2000),

"Index of Economic Freedom", Translated and summarized by Amin, M., Journal of Budget and Planning, 48, pp. 105-134.

Komeyjany, A. and Salatin, P. (2009), "The Effect of Quality of Good Governance on Economic Growth in Selected Neighboring Countries (Turkey and Pakistan)", Management Journal, 20, pp.27-41.

Madan, A. (2002), "The Relationship between Economic Freedom and Socio-Economic Development", The Park Place Economist, 10.pp. 83-93.

Preece, W. (2004), "Encyclopedia of Democracy", Translated by Moradi, N. Publications of the Ministry of Foreign Affairs.

Ranani, M. (2003), "Social Security and Democracy", Social Security Journal, 2(13), pp.37-60.

Sadeghi, H. Maleki, B. Asari, A. and Mahmoudi, V. (2013), "Fuzzy Analysis of Relationship between Social Trust and Human Development", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 3(12), pp. 9-20.

Sameti, M., Ranjbar, H. and Mohseni, F. (2011), "The Effect of Good Governance Indicators on Human Development Index: the Case of ASEAN Countries", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(4), pp.183- 223.

Sen, K.A. (2004), "Development as Freedom", Translated by Raghfar, H., Kavir Publication.

Shafieefar, M. (2005), "Democracy and Social Justice, with Emphasis on the Constitution of the Islamic Republic of Iran", Journal of Strategic Studies, 27, pp. 49-79.

Shahnazi, R. (2005), "The Impact of Economic Freedom on Economic Growth and Per Capita Income", M.A. Thesis, Isfahan University.

Tayyebi, S.K. and Moallemi, M. (2003), "Possibility of Trade Integration among Selected Islamic Countries", Iranian Economic Review, 9, pp. 91-105.

UNDP (2000-2010), "Human Development Report", Human Development Report Office, UNDP, New York.

Zamani, H. (2004), "Democracy & Sustained Economic Development, Case of Iran", Cheaper Book.

بررسی رابطه توریسم بین‌الملل و رشد اقتصادی

(مطالعه موردی: کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی)

Relationship between International Tourism and Economic Growth (Case Study: Selected Countries of OIC)

شیرین اربابیان*، بتول رفعت **،
مریم اشرافیان‌پور ***

*Shirin Arbabian *, Batol Rafat **,*
*Maryam Ashrafian Pour ****

دریافت: ۱۳۹۲/۵/۹ پذیرش: ۱۳۹۲/۸/۲۶

Received: 31/July/2013 Accepted: 17/Nov/2013

چکیده:

صنعت گردشگری به عنوان یکی از پر درآمدترین صنایع جهان می‌تواند نقش مهمی را در تأمین رشد اقتصادی کشورها ایفا کند و از سوی دیگر رشد اقتصادی نیز می‌تواند با توسعه تسهیلات و زیر بناهای گردشگری موجب توسعه صنعت گردشگری شود؛ لذا در این مطالعه رابطه همزمان میان توریسم بین‌الملل و رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی مورد بررسی قرار گرفته است.

در این مطالعه به منظور بررسی همزمان اثر توسعه بخش توریسم بر رشد اقتصادی و نیز اثر رشد اقتصادی بر جذب توریسم مدل‌های توریسم بین‌الملل و رشد اقتصادی برای ۲۱ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی در بازهٔ زمانی (۲۰۱۱-۱۹۹۵) با استفاده از داده‌های تابلویی همزمان، پایه ریزی گردیده است.

نتایج نشان دهندهٔ تأثیر مثبت و معنادار توریسم بین‌الملل، سرمایه فیزیکی، درجه باز بودن اقتصاد و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی است. همچنین نتایج بدست آمده در مدل توریسم بین‌الملل نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در این کشورها با توسعه تسهیلات و امکانات زیر بنایی سبب توسعه گردشگری می‌شود و افزایش درآمد سرانه هر یک از کشورهای اسلامی منجر به افزایش تقاضای توریسم بقیه اعضا می‌شود. همچنین گسترش تجارت و کاهش قیمت‌ها بر توسعه گردشگری مؤثر است.

کلمات کلیدی: توریسم بین‌الملل، رشد اقتصادی، کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (OIC).

طبقه‌بندی JEL: L83، O40، C33.

Abstract:

Tourism as a highest earning industry in the world can play an important role in the economic growth of countries. On the other hand, economic growth can also lead to the development of tourism facilities and infrastructure and finally to tourism development. Therefore, in this study the relationship between international tourism and economic growth in the OIC member states is discussed.

In this study -to evaluate the impact of tourism on economic growth and the impact of economic growth on tourism- using panel data econometric framework, tourism and economic growth models in the period 1995-2011 for 21 OIC member countries are analysed.

Results represent a significant and positive impact of international tourism, foreign direct investment, the degree of economic openness and economic freedom on economic growth and also economic growth due to increase of infrastructures and facilities leads to tourism development and increase the per capita income of any of the Islamic countries which lead to increased demand for tourism among members. Also the expansion of trade and lower prices affect tourism development.

Keywords: International Tourism, Economic Growth, OIC Member Countries**.**

JEL: L83 , O40, C33.

* استادیار مؤسسه آموزش عالی شهید اشرفی اصفهانی
Email: arbabian_sh@yahoo.com

** استادیار دانشگاه اصفهان (نویسنده مسئول)
Email: monir_rafat@yahoo.com

*** کارشناس ارشد مؤسسه آموزش عالی شهید اشرفی اصفهانی
Email: ashrafian.maryam@gmail.com

* Assistant Professor of Shahid Ashrafi Isfahani University.
Email: arbabian_sh@yahoo.com

** Assistant Professor, Isfahan University, Isfahan. (Corresponding Author).
Email: monir_rafat@yahoo.com

*** M.A. in Economics, Shahid Ashrafi Isfahani University.
Email: ashrafian.maryam@gmail.com

۱. مقدمه

امروزه توسعه گردشگری در تمامی عرصه‌ها، چه در سطح ملی و منطقه‌ای و چه در سطح بین‌المللی مورد توجه برنامه‌ریزان دولتی و شرکت‌های خصوصی قرار گرفته است. بسیاری از کشورها به این نتیجه رسیده‌اند که برای بهبود وضعیت اقتصادی خود باید ابتکار عمل به خرج دهند و درصدد یافتن راه‌های تازه‌ای برآیند (لطفی، ۱۳۸٤: ص ٦۰). آگاهی جوامع از این که گردشگری منبع درآمد ارزی بسیار مناسب و قابل ملاحظه‌ای در اختیار اقتصاد یک کشور قرار می‌دهد، باعث شده است که گردشگری مفهومی بسیار گسترده در ابعاد مختلف اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی پیدا کند و به عنوان یک صنعت تلقی شود (طهماسبی پاشا و مجیدی، ۱۳۸٤: ص ۳۸). صنعت گردشگری که در واقع نوعی سرمایه‌گذاری غیر مستقیم خارجی در داخل کشورها محسوب می‌گردد دارای اثرات توسعه‌ای زیادی است به طوری که ارتباط تنگاتنگی با صنایع دیگری مانند هتل داری، حمل و نقل، آژانس‌های مسافرتی، صنایع دستی، رستوران داری، کشاورزی و... دارد. اصلی‌ترین کارکرد این صنعت کسب درآمد ارزی، توزیع مجدد درآمدها، فروش کالاها و خدمات مورد نیاز گردشگران، ایجاد اشتغال و رونق اقتصادی است.

جهان دارای اقتصادهایی بسیار متفاوت و ناهمگون است، با این وجود رشد و توسعه اقتصادی از جمله اهدافی است که هر اقتصادی دنبال می‌کند که دلیل این مسئله نیز وجود منافع و مزایای فراوانی است که در روند رشد تحقق می‌یابد. سازمان کنفرانس اسلامی (OIC) به عنوان یکی از بزرگ‌ترین تشکل‌های سیاسی و اقتصادی جهان، در زمینه گسترش همکاری میان کشورهای اسلامی به ویژه در امر همکاری جنوب–جنوب، توسعه صنعت گردشگری اسلامی را در دستور کار خود قرار داده است. سازمان کنفرانس اسلامی با نام‌گذاری سال ۲۰۱۰ میلادی به سال «گردشگری اسلامی» که گامی در راستای توجه کشورها به اهمیت فزاینده آن در اقتصاد کشورهای اسلامی است، تلاش داشت با تبدیل شدن صنعت گردشگری به عامل مؤثر در تعامل فرهنگ‌ها، گفتگوی تمدن‌ها و برقراری انس و الفت بین ملت‌ها زمینه را برای همگرایی عمیق‌تر میان دولت‌های اسلامی فراهم آورد.

با توجه به این که بیش‌تر کشورهای اسلامی، از جمله کشورهای در حال توسعه و یا کمتر توسعه یافته بوده و با معضلاتی هم چون سطح پایین درآمد سرانه و نرخ‌های نازل رشد اقتصادی روبرو می‌باشند، لذا این کشورها برای رهایی از چنین مشکلاتی نیازمند رشد اقتصادی سریع و مستمر هستند. اما برای تحقق رشد اقتصادی در جوامع مختلف و ازجمله کشورهای اسلامی، محدودیت‌های متفاوتی مطرح بوده است که با توجه به این محدودیت‌ها، راه حل‌های متنوعی ارائه و به اجرا گذاشته شده است. یکی از راه‌هایی که موفقیت‌های قابل ملاحظه‌ای را برای برخی کشورها به همراه داشته، اتکا به صنعت توریسم و گسترش آن است؛ لذا این صنعت به عنوان یکی از پردرآمدترین صنایع جهان می‌تواند نقش قابل توجهی را در رشد اقتصادی کشورها از جمله کشورهای اسلامی ایفا کرده و همچنین میان مردم این کشورها که معتقد به یک دین بوده و سنخیت زیادی با هم دارند ضمن حفظ منافع ملی آن‌ها، منجر به وحدت بیشتر آن‌ها شود.

در این مطالعه رابطه توریسم بین‌الملل و رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی با استفاده از روش داده‌های تابلویی همزمان در دوره زمانی (۲۰۱۱–۱۹۹۵) مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر اساس سازماندهی مباحث مقاله، بعد از مقدمه به مطالعات تجربی موضوع پرداخته می‌شود. سپس مبانی نظری مرور می‌شود. در نهایت، مدل‌های رشد اقتصادی و توریسم معرفی شده، برآورد و تحلیل می‌شوند.

۲. مطالعات انجام شده

۲–۱. مطالعات خارجی

آرنسون و همکاران[1] (۲۰۰۹)، در مطالعهٔ خود با استفاده از تکنیک رگرسیون به ظاهر نامرتبط تکراری به تخمین تابع تقاضای گردشگری خارجی کشورهای سوئد و نروژ به پنج کشور دانمارک، انگلستان، سوئیس، ژاپن و امریکا طی ۱۹۹۳–

1. Arnesson et al.

۲۰۰۶ پرداخته‌اند. آن‌ها در این مطالعه به این نتیجه رسیدند که شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و متغیر عادات رفتاری، تأثیری معنی‌دار بر تقاضا برای گردشگری این کشورها دارد، ولی تأثیر متغیر نرخ ارز معنی‌دار نیست (آرنسون و همکاران، ۲۰۰۹: ص ۱).

فایسا و همکاران[1] (۲۰۰۹: ص ۱۲)، با استفاده از داده‌های تلفیقی ۱۷ کشور امریکای لاتین برای دوره زمانی ۱۹۹٤ تا ۲۰۰٤، اثر صنعت توریسم بر توسعه اقتصادی کشورهای امریکای لاتین را با استفاده از مدل رشد نئوکلاسیک مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که درآمدهای حاصل از صنعت توریسم همانند متغیرهای سرمایه گذاری در سرمایه انسانی و فیزیکی، اثر مثبت بر سطح جاری تولید ناخالص داخلی و همچنین بر رشد اقتصادی کشورهای امریکای لاتین داشته است.

اوه[2] (۲۰۰۵: ص ۳۹)، در مطالعه‌ای بحث می‌کند این فرضیه که گردشگری در اسپانیا به رشد اقتصادی آن منجر می‌شود، ممکن است به این واقعیت مربوط باشد که این کشور یکی از برترین کشورها در کسب درآمد از گردشگری بین‌المللی است. تحلیل هم‌جمعی در مطالعه وی، مشخص می‌کند که رابطهٔ بلندمدتی بین درآمدهای گردشگری و رشد اقتصادی در کشور کره جنوبی طی دورهٔ ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۱ وجود ندارد. نتایج وی نشان می‌دهد که تنها یک رابطه از سوی رشد اقتصادی به سوی رشد گردشگری وجود دارد. از این رو در کشور کره جنوبی، بیشتر رشد اقتصادی به گسترش گردشگری منجر می‌شود تا این که توسعهٔ گردشگری به رشد اقتصادی کمک کند.

اجنیو- مارتین و همکاران[3] (۲۰۰٤: ص ۱)، به بررسی رابطهٔ گردشگری و رشد اقتصادی در کشورهای آمریکای لاتین طی دورهٔ ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۸ پرداخته‌اند. آن‌ها از روش داده‌های تابلویی و تخمین زننده آرلانو - باند برای داده‌های تابلویی پویا استفاده کرده‌اند و برآوردی از روابط بین رشد اقتصادی و رشد سرانهٔ گردشگری را به دست آورده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که صنعت گردشگری برای رشد اقتصادی کشورهای با درآمد پایین و متوسط همچون کشورهای آمریکای لاتین مناسب است.

بالاگوئر و کانتاولا[4] (۲۰۰۲: ص ۸۷۷)، در مطالعه‌ای ارتباط بلندمدت بین گردشگری و رشد اقتصادی کشور اسپانیا با استفاده از آزمون علیت و هم‌جمعی را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها که از داده‌های فصلی ۱۹۷۵- ۱۹۹۷ استفاده شده، نشان داد رشد اقتصادی در اسپانیا، حداقل در سه دهه اخیر به طور محسوس و مشهود، به توسعه پایدار گردشگری بین‌المللی منجر شده است.

۲-۲. مطالعات داخلی

یاوری و همکاران (۱۳۸۹: ص ۲۱۹)، تأثیر مخارج توریسم بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (OIC) را با استفاده از مدل‌های داده تابلویی پویا[5] (DPD) و داده تابلویی ایستا (SPD) طی دوره زمانی ۱۹۹۰-۲۰۰۷ و با استفاده از تخمین زن‌های گشتاور تعمیم یافته[6] (GMM) را بررسی نموده‌اند. نتایج تجربی حاصل از این تحقیق، رابطه مثبت بین مخارج توریسم و رشد اقتصادی در این کشورها را تأیید می‌کند.

طیبی و همکاران (۱۳۸۷: ص ٦۳) برای بررسی رابطه بین گردشگری و رشد اقتصادی در ایران و کشورهای OECD به علاوه چین، هنگ کنگ، مالزی، روسیه و تایلند طی سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۹۵، از تکنیک خود توضیح برداری تابلویی استفاده کرده‌اند. نتایج مطالعه مذکور نشان دهنده رابطه علّی دو طرفه بین این دو متغیر می‌باشد.

امیریان و صباغ کرمانی (۱۳۷۹)، به بررسی اثرات اقتصادی گردشگری در ایران با استفاده از تحلیل داده- ستانده پرداخته‌اند. در مقاله مزبور، اثر مخارج گردشگران خارجی بر تولید درآمد، اشتغال، عواید دولت، توزیع درآمد و واردات

1. Fayissa et al.
2. Oh
3. Eugenio-Martín et al.
4. Balaguer and Cantavella
5. Dynamic Panel Data
6. Generalized Method of Moment

محاسبه شده است. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که فعالیت‌های هتل داری و رستوران داری، صنایع غذایی، صنایع پوشاک و چرم، صنایع دستی و صنعت حمل و نقل داخلی بیشترین تأثیر را پذیرفته و بیشترین سهم را از تولید، درآمد و اشتغال ایجاد شده در اثر مخارج گردشگران خارجی، به خود اختصاص داده‌اند (امیریان و صباغ کرمانی، ۱۳۷۹: ص ۵۷).

محمد زاده و همکارن (۱۳۸۹)، اقدام به تخمین تابع تقاضای خارجی کل گردشگری ایران نمودند. نتایج مدل تخمینی آن‌ها دلالت بر این دارد که کشش‌های درآمدی، قیمتی و عادات رفتاری و انتظاری دارای تغییرات منظم طی زمان بوده و تقاضای گردشگری در ایران با متغیر مجازی جنگ رابطه معکوس داشته است (محمدزاده و همکاران، ۱۳۸۹: ص۱۰۷).

۳. مبانی نظری تحقیق

سازمان ملل متحد در تعریف خود از توریست به عنوان یک ملاقات کننده موقتی از یک کشور یا منطقه، با هدف تفریح یا تجارت یاد می‌کند. شاید بتوان گفت کلیه موضوعاتی که به تحلیل چنین رفتاری از انسان می‌پردازند، در قالب توریسم جای دارند. اصولاً توریست یک ملاقات کننده موقتی است. به عبارت دیگر توریست کسی است که پس از یک دورهٔ معین، تصمیم به مراجعت به موطن یا منطقه اصلی خود دارد. آنچه مسلم است عامل تصمیم به مراجعت، عنصری مهم در تشخیص فرد به عنوان توریست است. به این ترتیب توریسم و توریست به بعضی از مسافرت‌ها و مسافرینی گفته شد که هدف آن‌ها استراحت و گردش و سرگرمی و آشنایی با مردم بود نه کسب درآمد و اشتغال به کار.

در فرهنگ لاتین، توریسم به معنای سیاحت در داخل یک کشور یا سفر به کشورهای خارجی می‌باشد درحالی‌که در ادبیات فارسی جهانگردی به معنای گشتن و سیر آفاق معنی می‌دهد و لذا سفرهای داخلی را شامل نمی‌شود. در سال ۱۹۳۳ جهانگرد به کسی گفته می‌شد که دو شرط درباره او مصداق داشته باشد اول آنکه از محل اقامت خود برای مدتی کمتر از یک سال دور بوده و دوم آنکه در محل اقامت جدید کسب درآمد ننماید.

در مارس ۱۹۹۳، کمیسیون آمار ملل متحد، تعریف ارائه شده از جهانگردی توسط سازمان جهانی جهانگردی را پذیرفت. بر اساس این تعریف، جهانگردی عبارت است از «مجموعه فعالیت‌های افرادی که به مکان‌هایی خارج از محل زندگی و کار خود به قصد تفریح و استراحت و انجام امور دیگر مسافرت می‌کنند و بیش از یک سال متوالی در آن مکان‌ها نمی‌مانند». این تعریف، به بعد تقاضای جهانگردی توجه و تأکید دارد. تعاریف ارائه شده از جهانگردی معمولاً هر دو بعد عرضه و تقاضای جهانگردی را مد نظر قرار می‌دهد. تعاریفی که متوجه بعد عرضه جهانگردی هستند، بر محصولات و خدمات ارائه شده به جهانگردان متمرکز می‌باشند؛ در حالی که تعریف‌های مربوط به بعد تقاضای جهانگردی بر رفتار جهانگردان و آنچه آنان نیاز دارند و جستجو می‌کنند، تمرکز می‌کنند (زارعی، ۱۳۸۸: ص ۳۵).

۳-۱. توسعه‌ی گردشگری و رشد اقتصادی

با توجه به فرضیه «صادرات منجر به رشد»، گردشگری هم می‌تواند به عنوان نوعی صادرات محسوب شود که تنها تفاوت آن با صادرات کالاها و خدمات این است که مصرف کننده، آن را در کشور میزبان مصرف می‌کند (مارین[1]، ۱۹۹۲: ص۶۷۹).

فرضیه دیگری که در ادبیات اقتصادی به فرضیه «توریسم منجر به رشد» معروف شده است و حالت خاصی از فرضیه صادرات منجر به رشد می‌باشد؛ مبنای بسیاری از مطالعات اقتصادی در سطح جهانی قرار گرفته و در بیشتر موارد، درستی آن به اثبات رسیده است. این نظریه استدلال می‌کند که رشد اقتصادی یک کشور نه تنها تابعی از نیروی کار، سرمایه و سایر عوامل مؤثر در اقتصاد آن کشور است، بلکه می‌تواند تحت تأثیر میزان توریست وارد به آن کشور نیز باشد. در واقع توریسم از طرق مختلفی بر رشد اقتصادی کشورها تأثیر می‌گذارد. از سوی دیگر رشد اقتصادی نیز می‌تواند با توسعه تسهیلات و زیر بناهای گردشگری موجب توسعه صنعت گردشگری شود. سازمان جهانی توریسم پنج محور عمده را

1. Marin

برای اندازه‌گیری اثرات اقتصادی صنعت توریسم پیشنهاد می‌کند:

الف) کسب درآمد ارزی

یکی از جنبه‌های بسیار مهم گردشگری در کشور میزبان، افزایش درآمدهای ارزی آن کشور می‌باشد. بدیهی است که مسافران خارجی در بدو ورود باید پول خود را به پول کشور میزبان تبدیل کنند. بنابراین درآمد ارزی کشور میزبان به میزان تبدیل پول گردشگر اضافه می‌شود. این امر برای کشورهای در حال توسعه و کمتر توسعه‌یافته از اهمیت بیشتری نسبت به کشورهای پیشرفته برخوردار است. چرا که آنان به علت وابستگی به ویژه در مسائلی نظیر تکنولوژی که ارزبری فراوانی دارد نیاز به مقدار زیادی ارز جهت واردات دارند و به همین دلیل است که در برخی کشورهای در حال توسعه، گردشگری و توسعه آن از بالاترین اولویت‌ها برخوردار می‌باشد.

ب) افزایش درآمد ملی جامعه میزبان

مخارجی که یک گردشگر در کشور میزبان صرف می‌کند به صورت تزریقی به اقتصاد آن جامعه یا منطقه تلقی می‌گردد. وقتی که گردشگری به کشور مقصد می‌رود، پولی را که در کشور خود کسب کرده در این کشور خرج می‌کند. بنابراین، این پول به اقتصاد کشور میزبان تزریق می‌شود و مخارجی را که گردشگران در کشور میزبان هزینه می‌کنند می‌توان به عنوان صادرات خدمات گردشگری کشور میزبان تعریف کرد.

ج) افزایش درآمد دولت

مهم‌ترین منبع درآمد دولت در یک جامعه اخذ مالیات است و سهم عمده‌ای از این درآمد مالیاتی را درآمد مالیات بر فروش تأمین می‌کند. گردشگران نیز مانند سایر اقشار جامعه مجبور به پرداخت مالیات خواهند بود. اگر پولی که آن‌ها هزینه می‌کنند زیاد باشد، درآمدهای مالیاتی نیز زیاد خواهد بود. البته به جز مالیات‌های مشخص که گردشگران مجبور به پرداخت آن هستند، به صورت غیرمستقیم نیز درگیر پرداخت مالیات می‌گردند. مالیات فرودگاه‌ها، مالیات خروج، حقوق و عوارض گمرکی، هزینه تهیه ویزا و... از جمله مواردی هستند که می‌توان نام برد. همچنین اثرات ضریب تکاثری درآمد ناشی از افزایش درآمد جامعه باعث خواهد شد که درآمد مالیاتی دولت افزایش یابد.

د) اشتغال

اشتغال محلّی ایجاد شده توسط توریسم که به واسطه نوع آن محاسبه می‌شود و به چهار شکل زیر می‌باشد:

اشتغال مستقیم: افرادی که در مؤسسات مرتبط با توریسم کار می‌کنند از قبیل: هتل‌ها، رستوران‌ها، فروشگاه‌های توریستی و آژانس‌های سیر و سفر.

اشتغال غیر مستقیم: مشاغل ایجاد شده در بخش عرضه از قبیل: کشاورزی، شیلات و صنایع مرتبط.

اشتغال القایی: این مشاغل از طریق خرج کردن درآمدی حاصل می‌شود که شاغلان به طور مستقیم یا غیر مستقیم کسب نموده‌اند.

اشتغال ساختمانی: شغل‌هایی که در بخش احداث تسهیلات و زیر بناهای توریستی ایجاد می‌شوند. این اشتغال معمولاً موقتی است ولی ممکن است در مورد مکان‌هایی که توسعه مداوم توریستی وجود دارد بسیار طولانی شود.

ه) رشد اقتصادی

این موضوع به تأثیری که یک منبع خارجی درآمد بر اقتصاد داخلی دارد اشاره می‌کند؛ لذا گردشگری به دو صورت مستقیم و غیر مستقیم بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد که به صورت اجمالی در زیر به بررسی آن‌ها پرداخته می‌شود (مارین، ۱۹۹۲: ص ٦٨٢):

– اثر مستقیم

هر چه تعداد ورود گردشگر بین‌الملل به یک کشور زیاد شود درآمد حاصل از آن نیز زیاد می‌شود. از آنجایی که گردشگری یکی از صنایع خدماتی است، درآمد حاصل از این صنعت بخشی از تولید ناخالص داخلی این کشور محسوب شده و مستقیم بر رشد اقتصادی آن کشور اثر می‌گذارد. از این رو صنعت گردشگری می‌تواند راهکاری مناسب برای کسب درآمدهای ارزی سرشار برای کشورها و در نتیجه رشد اقتصادی بالاتر باشد.

– اثر غیر مستقیم

گردشگری به صورت غیر مستقیم نیز بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد، چرا که اثر پویایی را در کل اقتصاد به شکل اثرات سرریز[1] و یا دیگر آثار خارجی[2] نشان می‌دهد. به این صورت که اگر گردشگری به دلیل تعامل زیاد با دیگر فعالیت‌های اقتصادی دچار رونق شود، سایر فعالیت‌های اقتصادی که به آن کالا و خدمات می‌دهند و یا محصول آن را مصرف می‌کنند همراه با آن حرکت خواهند کرد. بنابراین گردشگری و مخارج توریسم می‌تواند به عنوان موتوری بر رشد اقتصادی اثر بگذارد و سایر فعالیت‌ها را به دنبال خود رو به جلو براند.

از طرفی اندازهٔ تأثیرگذاری صنعت گردشگری بر رشد اقتصادی کشور میزبان به عوامل گوناگونی بستگی دارد که از آن جمله می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

– افزایش اشتغال خارجیان در صنعت گردشگری کشور میزبان، به خروج درآمدهای عمدهٔ ایشان از کشور به سوی موطن خود منجر می‌شود. از این رو، وجوه کمتری در اقتصاد کشور میزبان جریان می‌یابد و از اثرگذاری گردشگری بر رشد اقتصادی کاسته می‌شود.

– اگر منابعی که صرف ارائهٔ خدمات و محصولات صنعت گردشگری در کشور میزبان شده‌اند، متعلق به این کشور نباشند، یا به عبارت دیگر این کشور در تولید و عرضهٔ محصولات و گردشگری، خود متّکی نباشد، آنگاه بخش قابل توجهی از وجوهی که گردشگران در آن هزینه می‌کنند، باید برای تأمین این منابع مجدداً از این کشور خارج شود. از این رو، هرچه درجهٔ خود اتّکایی صنعت گردشگری کشور میزبان بالاتر باشد درجهٔ تأثیرگذاری فعالیت‌های مرتبط با این صنعت در اقتصاد ملی و منطقه‌ای بیشتر خواهد بود.

– هر اندازه اقتصاد ملی کشور میزبان گردشگری، بزرگ‌تر باشد و سهم این صنعت در مجموع فعالیت‌های اقتصادی کشور و به تعبیر دقیق‌تر اقتصادی، سهم ارزش افزودهٔ صنعت گردشگری در تولید ناخالص ملی قابل‌توجه‌تر باشد، که به طور متعارف این امر در اقتصادهای کوچک‌تر خود را نشان می‌دهد، آنگاه درجهٔ تأثیرگذاری تحوّلات در صنعت گردشگری بر رشد اقتصاد ملی بیشتر خواهد بود.

– جامعهٔ توسعه‌یافته‌تر، دارای زیر ساخت‌های مناسب‌تری است. در چنین جامعه‌ای صنعت گردشگری با دیگر صنایع از تعامل بیشتر و منطقی‌تری برخوردار است. از این رو درجهٔ توسعه یافتن کشور میزبان با میزان تأثیرگذاری صنعت گردشگری بر رشد اقتصادی آن رابطهٔ مستقیم دارد.

– افزایش سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی و مخارج دولت برای گسترش زیر ساخت‌های اقتصادی – اجتماعی مورد نیاز صنعت گردشگری، خود به گسترش و افزایش تولید ناخالص ملی با ضریبی فزاینده و به صورت تکاثری خواهد انجامید.

– همچنین این که گردشگران در کشور میزبان چقدر و چگونه پول خرج می‌کنند نیز بر درجهٔ تأثیرگذاری صنعت گردشگری در رشد اقتصادی آن کشور مؤثر است. نکتهٔ مهم در این جا تأکید بر دو ویژگی مهم کشور میزبان از نظر هزینه‌های گردشگران است. نخست اینکه هرچه مجموع مبالغی که گردشگران در کشور میزبان هزینه می‌کنند بیشتر باشد، صنعت گردشگری تأثیرات قابل‌توجه‌تری بر اقتصاد این کشور برجای می‌گذارد. ویژگی دوم آن است که هر گردشگر تا چه اندازه پول در کشور میزبان هزینه می‌کند. در واقع موضوع شدّت هزینه‌های گردشگران به توانایی کشور میزبان در واداشتن گردشگران به پول خرج کردن وابسته است. به عبارت دیگر، موضوع هزینه کردن از سوی گردشگران به حدود امکانات و تنوّع جذابیت‌ها مرتبط می‌شود. این امر، موجب گسترش حجم فعالیت‌های اقتصادی مرتبط با صنعت گردشگری در کشور میزبان می‌شود و بر درجهٔ تأثیرگذاری این صنعت در رشد اقتصادی کشور میزبان تأثیری مستقیم برجای می‌گذارد.

از سوی دیگر رشد اقتصادی بر توسعهٔ گردشگری مؤثر است. رشد اقتصادی به عنوان یکی از عوامل مهم مؤثر بر توریسم در نظر گرفته می‌شود. رشد اقتصادی با توسعه تسهیلات و زیربناهای گردشگری از جمله توسعه حمل و نقل و راه‌ها، توسعه فناوری اطلاعات و ارتباطات (ICT)، گسترش پول الکترونیک، توسعه اماکن اقامتی، رستوران‌ها و هتل‌ها،

1. Spillovers
2. Externalities

توسعه بهداشت عمومی و همچنین توسعه تسهیلات تفریحی و امور رفاهی سبب توسعه صنعت گردشگری می‌شود. همچنین تغییر در درآمد مصرف کننده می‌تواند باعث تغییر در تقاضا برای کالاها و خدمات شود. افزایش در درآمد حقیقی قدرت خرید مصرف کننده را افزایش داده و بنابراین باعث افزایش مصرف برخی از تولیدات می‌شود و در برخی از موارد ممکن است مصرف کالای خاصی کاهش یابد. درآمد سرانه یکی از عوامل مهم اقتصادی تأثیرگذار بر تقاضای گردشگری خارجی می‌باشد. بحران مالی اخیر سبب شده است که درآمد سرانه جهان به طور متوسط کاهش یابد و این کاهش درآمد سرانه جهان منجر به کاهش تقاضای گردشگری شده است (طیبی و همکاران، ۱۳۸۷: ص۷۱).

٤. وضعیت صنعت گردشگری در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی

گردشگری در سراسر جهان به رشد خود ادامه داده است به طوری که اکنون به یکی از بزرگ‌ترین و سریع‌ترین بخش‌های اقتصادی در حال رشد تبدیل شده است. در این راستا، تعداد گردشگران بین‌المللی در سال ۲۰۱۱ به بیش از یک میلیارد نفر رسید. شرق میانه و شمال آفریقا تنها مناطقی هستند که شاهد کاهش گردشگری در سال ۲۰۱۱ بودند (WDI[1]، ۲۰۱۳: ص۹۳).

۵۷ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی، بخش‌های وسیعی را در قاره‌های چهارگانه به جز استرالیا به خود اختصاص داده‌اند. این کشورها یک ششم مساحت کرهٔ زمین و یک پنجم سکنه آن را تشکیل داده‌اند و اعضای آن نیز بخش مهمی از کشورهای در حال توسعه را شکل می‌دهند. اما این کشورها از نظر اقتصادی یک مجموعهٔ متجانس اقتصادی را تشکیل نمی‌دهند به طوری که مجموعه کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی از نظر اقتصادی به دو مجموعهٔ فرعی تقسیم می‌شود:

الف) ۳۰ کشور کمتر توسعه‌یافته شامل: افغانستان، بنگلادش، بنین، بورکینافاسو، چاد، جزایر، کومور، جیبوتی، گامبیا، گینه، گینه‌بیسائو، مالدیو، مالی، موریتانی، موزامبیک، نیجر، سنگال، سیرالئون، سومالی، سودان، توگو، اوگاندا، یمن و ۷ کشور موجود در منطقه آسیای میانه شامل: آلبانی، آذربایجان، قزاقستان، قرقیزستان، تاجیکستان، ترکمنستان و ازبکستان.

ب) ۲۷ کشور در حال توسعه شامل: کامرون، مصر، گویان، اندونزی، ساحل عاج، اردن، لبنان، مالزی، مغرب، پاکستان، سورینام، سوریه، ترکیه، تونس، الجزایر، بحرین، برونئی، گابن، جمهوری اسلامی ایران، عراق، کویت، لیبی، نیجریه، عمان، قطر، عربستان سعودی و امارات.

این کشورها دارای نقاط قوت فراوانی جهت جذب گردشگران خارجی و به ویژه مسافران مذهبی می‌باشند. مهم‌ترین نقاط اشتراک ملت‌های اسلامی وجود سنخیت فرهنگی میان مردم است، آن‌ها زبان فرهنگی مشترکی دارند و بر اساس اعتقاداتشان می‌توانند با یکدیگر ارتباط برقرار کنند و همگی زیر چتر اسلام هستند. از طرف دیگر برخی از این کشورها با بهره‌گیری از اقتصاد نفت و از نظر دارا بودن برخی تأسیسات زیربنایی، دیگر در آن فقر قدیمی نیستند و امکانات اقامتی، حمل و نقل، دسترسی به مواد مصرفی و غذای کافی در این کشورها وجود دارد. همچنین قلمرو جغرافیایی که در آن قرار گرفته‌اند، سبب شده است تا به طور متنوعی به بیابان‌های خشک، کویرها، مناطق کوهستانی، سواحل، آبشارها، آب‌های معدنی، منابع اکو توریستی، شکار و جزایر دسترسی داشته باشند.

از سوی دیگر کشورهای اسلامی در حوزه تمدن قدیم قرار دارند و این پتانسیل بالا در زمینه تجربه دوره‌های مختلف تاریخی، آن‌ها را تبدیل به کشورهای جذابی کرده است. به طوری که ۷۰ درصد مسایل مربوط به تاریخ و تمدن کرهٔ زمین در محدوده کشورهای اسلامی به وقوع پیوسته است.

به منظور آشنایی با وضعیت توریسم در کشورهای مورد مطالعه (OIC)، بر اساس آمارهایی که از سازمان جهانی گردشگری (WTO) به دست آمده، در سال ۲۰۰۷ حدود ۹٤٥ میلیون گردشگر وجود داشته که از این آمار، ٤٦٤ میلیون نفر

1. World Development Indicators

مربوط به اروپا، ١٦٤ میلیون نفر آسیا، ۸۲ میلیون نفر آفریقا و ۹۳ میلیون نفر آن مربوط به کشورهای اسلامی می‌باشد. تعداد توریسم بین‌الملل در سال ۲۰۱۱ به یک میلیارد نفر رسید. بر اساس پیش‌بینی رسمی سازمان جهانی گردشگری، درآمد گردشگری در سطح جهان تا سال ۲۰۲۰ به ارزش تقریبی ۲ تریلیون دلار در هر سال خواهد رسید. متأسفانه با وجود جاذبه‌های فراوان کشورهای اسلامی، این کشورها سهم کمی از درآمد گردشگری در جهان دارند. بر اساس پیش‌بینی‌های سازمان جهانی گردشگری (WTO) تا سال ۲۰۲۰ میلادی، کشورهای اسلامی واقع در آفریقا، خاورمیانه و جنوب آسیا که بیش‌تر کشورهای اسلامی در این مناطق قرار دارند، هم چنان سهم اندکی از درآمدهای این صنعت را به خود اختصاص خواهند داد. این در حالی است که عمده کشورهای اسلامی نظیر مصر، ترکیه، لبنان، مالزی، تونس، اندونزی و مراکش در ردیف سرزمین‌های پر جاذبه هستند و جاذبه‌های مورد توجه گردشگران را دارند. لازم به ذکر است که از میان کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی،۱۰ کشور ترکیه، مالزی، عربستان سعودی، مصر، تونس، امارات، مراکش، اندونزی، بحرین و قزاقستان به عنوان مقاصد عمده توریست بوده که در این میان نیز ترکیه سهم خوبی از این رقم را دارا است (دامار و گان[1]، ۲۰۱۱: ص۱۱).

۵. روش تحقیق

این پژوهش به بررسی رابطهٔ همزمان توریسم بین‌الملل و رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی طی سال‌های ۲۰۱۱- ۱۹۹۵ می‌پردازد. بنابراین قلمرو مکانی این تحقیق، اطلاعات و داده‌های مربوط به ۲۱ کشور منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی (آذربایجان، بنین، کامرون، جیبوتی، مصر، گویان، اندونزی، ایران، قزاقستان، کویت، قرقیزستان، مالزی، مالی، مغرب، عمان، پاکستان، عربستان سعودی، سنگال، تاجیکستان، تونس، ترکیه)[2] و قلمرو زمانی برای الگوهای این تحقیق از سال ۱۹۹۵ تا سال ۲۰۱۱ است.

اطلاعات و آمار مورد نیاز برای محاسبه متغیرها از طریق مراجعه به پایگاه داده بانک جهانی (WDI)[3] و بنیاد هریتیج (Heritage)[4] و همچنین در قالب اطلاعات اسنادی و کتابخانه‌ای جمع آوری و دسته بندی شده است. در این پژوهش برای تجزیه و تحلیل، از شاخص‌های آماری و تکنیک‌های اقتصادسنجی و نرم‌افزار Stata SE12 بهره گرفته شده است.

٦. چارچوب نظری و معرفی مدل‌های تحقیق

با توجه به تجربهٔ موفق بسیاری از کشورها در زمینهٔ رشد صنعت گردشگری و اهمیت آن در رشد و توسعهٔ اقتصادی، این پژوهش به بررسی رابطهٔ همزمانی توریسم بین‌الملل و رشد اقتصادی در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی می‌پردازد. برای این منظور، ازدو الگوی داده‌های تابلویی استفاده می‌گردد که در چارچوب معادلات همزمان برآورد می‌شوند.

بنابراین در این بخش ابتدا مدل رشد اقتصادی با استفاده از الگوی سولو[5] و متغیرهایی با عنوان توریسم بین‌الملل و دیگر منابع سنتی رشد مانند سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و فیزیکی، درجه باز بودن اقتصاد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[6] و آزادی اقتصادی تصریح می‌شود (زیربخش ٦-١). همچنین مدل تقاضای تورسیم بر اساس مدل سونگ و ونگ[7] پایه‌ریزی می‌شود (زیربخش ٦-٢) و در نهایت معادلات معرفی شده در قالب یک سیستم معادلات همزمان به صورت زیر تبیین می‌شوند (زیربخش ٦-٣):

(١)

رشد اقتصادی = f (متغیرهای کنترل مربوطه و توریسم بین‌الملل)

(٢)

توریسم بین‌الملل = g (متغیرهای کنترل مربوطه و رشد اقتصادی)

که در آن f و g توابع چند متغیره هستند.

1. Dumar and Gun
2. Azerbaijan, Benin, Cameroon, Djibouti, Egypt, Guinea, Indonesia, Iran, Kazakhstan, Kuwait, Kyrgyz Republic, Malaysia, Mali, Morocco, Oman, Pakistan, Saudi Arabia, Senegal, Tajikistan, Tunisia, Turkey.
3. World Development Indicators (WDI)
4. Heritage Foundation
5. Solow
6. Foreign Direct Investment
7. Song and Wong

مدل اول رشد اقتصادی را بر اساس تعداد گردشگرهایی که از یک ناحیه بازدید می‌کنند با توجه به یک مجموعه گوناگون از متغیرها توضیح می دهد، بنابراین برای تخمین معادله (۱) از معادله (۲) به عنوان مدل ابزاری استفاده می‌شود. مدل دوم تلاش می‌کند که تقاضای توریسم را بر اساس رشد اقتصادی و مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل توضیح دهد. برای تخمین معادله (۲)، مدل (۱) به عنوان مدل ابزاری استفاده شده است؛ بنابراین به منظور برآورد معادلات فوق از روش داده‌های تابلویی همزمان استفاده می‌شود.

٦-١. مدل رشد اقتصادی

تولید ناخالص داخلی یکی از پرکاربردترین شاخص‌های اقتصاد کلان برای اندازه‌گیری خروجی (بازدهی) است. نرخ رشد این شاخص منعکس کننده افزایش یا کاهش ثروت در یک کشور می‌باشد. بخش وسیعی از ادبیات سعی کرده است مکانیزم‌هایی که رشد را توضیح می‌دهد، بیابد.

اکثر مدل‌های رشد که در مطالعات کشورهای در حال توسعه به کار می‌روند، در چارچوب الگوی رشد سولو (۱۹۵٦) قرار می‌گیرند. الگوی مزبور از یک تابع تولید آغاز می‌شود که به وسیله آن سطح محصول (تولید کل) به عوامل تولید مرتبط می‌گردد. این تابع را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$Y=Af(K,L,Z) \qquad (۳)$$

که درآن Y سطح محصول کل تولید شده (محصول بالقوه)، K ذخیره سرمایه فیزیکی، L نیروی کار، Z بردار عوامل مؤثر بر رشد و متغیر A عامل بهره‌وری را اندازه‌گیری می‌کند.

رابط بین توریسم و رشد اقتصادی را همان‌گونه که پالمر و ریرا[1] (۲۰۰۳: ص ٦٦٨) معرفی می‌کنند می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$Y_{it}=\delta i+\Gamma t+X_{it}\Phi+\varepsilon_{it} \qquad (٤)$$

که در آن، Yit: لگاریتم طبیعی سرانه GDP واقعی در کشور i در سال t

X_{it}: بردار متغیرهای توضیحی (توریسم، سرمایه گذاری در سرمایه انسانی و فیزیکی، درجه باز بودن اقتصاد، آزادی اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی) برای کشورهای i=1,2,3…m در زمان t=1,2,..T

Φ: یک بردار اسکالر (ماتریس تک عنصری) از پارامترهای β_1 و ...β_6

ε_{it}: جزء اخلال تصادفی که $var(\varepsilon_{it})=\sigma^2$ و $E(\varepsilon_{it})=0$

Γ_t δ_i: به ترتیب نشان‌دهنده تأثیرات ویژه مقاطع و زمان می‌باشند

بنابراین با استفاده از مدل رشد اقتصادی تعمیم یافته سولو و با استفاده از مطالعات پالمر و ریرا، فایسا و همکاران، به منظور تعیین واکنش نرخ رشد اقتصادی نسبت به توریسم بین‌الملل و دیگر منابع سنتی رشد مانند سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و فیزیکی، درجه باز بودن اقتصاد، آزادی اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از تابع تولید لگاریتمی زیر برای تصریح مدل تحقیق استفاده شده است:

(۵)

$$LnGDPpc_{it}=\beta_0+\beta_1 LnTOUR_{it}+\beta_2 Lnk_t+\beta_3 LnEFI_{it}+\beta_4 LnSCH_{it-1}+\beta_5 LnFDI_{it}+\beta_6 LnTOT_{it}+\varepsilon_{it}$$

که در آن:

$LnGDPpc_{it}$: لگاریتم GDP سرانه کشور i در زمان t

$LnTOUR_{it}$: لگاریتم تعداد ورود توریسم بین‌الملل کشور i در زمان t

توریسم به عنوان یکی از صنایع خدماتی محسوب می‌شود، بنابراین درآمد حاصل از این صنعت بخشی از تولید ناخالص داخلی کشور میزبان محسوب شده و مستقیماً بر رشد اقتصادی آن کشور تأثیر می‌گذارد. هرچه تعداد ورود گردشگر بین‌المللی به یک کشور افزایش یابد، درآمد حاصل از آن نیز افزایش می‌یابد. از این رو می‌تواند راهکار مناسبی برای کسب درآمدهای ارزی سرشار برای کشورها و در نتیجه رشد اقتصادی بالاتر باشد (صدیقی و همکاران، ۲۰۰۱: ص ۱۸۷).

Lnk_{it}: لگاریتم سرمایه گذاری در سرمایه فیزیکی کشور i در

1. Palmer and Riera

زمان t

اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی کشور، موجودی سرمایه را یکی از اساسی‌ترین متغیرهای رشد و توسعه دانسته و از اهمیت برآورد آن آگاهند. موجودی (انباره) سرمایه، موجودی وسایل تولید ساخته شده‌ای است که در هر لحظه در اختیار یک شرکت یا یک اقتصاد قرار دارد و عبارت است از مجموع انباشته‌ای از خالص کالاهای سرمایه‌ای (موجودی سرمایه با کسر استهلاک هر دوره) که در دوره‌های قبل خریداری شده‌اند. بنابراین انتظار می‌رود که رابطه سرمایه فیزیکی و رشد اقتصادی مثبت باشد.

$Ln\ EFI_{it}$: لگاریتم معیارشاخص آزادی اقتصادی کشور i در زمان t

اون[1] (۱۹۸۷) و سن[2] (۱۹۹۹) بیان می‌کنند که آزادی (سیاسی، اقتصادی، اجتماعی و امنیت) زمینه ساز تسریع نرخ رشد اقتصادی کشورهای مختلف جهان است و موجب می‌شود فضای اقتصادی برای آغاز کارهای مختلف و ادامه آن مناسب‌تر باشد. از طرف دیگر نیز بالاترین سرانه تولید ناخالص داخلی در کشورهایی وجود دارد که اقتصاد آزادتری دارند. طبق آمار بنیاد هریتیج (۲۰۰۵)، در تعیین این شاخص ده فاکتور مورد ارزیابی قرار گرفته‌اند که عبارتند از: آزادی تجاری، آزادی مشاغل، آزادی مالی، بزرگی دولت، آزادی پولی، آزادی سرمایه گذاری، آزادی نظام مالی، حقوق دارایی‌ها، عدم فساد اقتصادی و در نهایت آزادی بازار کار. در این مطالعه برای محاسبه داده‌ها و آمارهای مربوط به شاخص آزادی اقتصادی از بنیاد هریتیج[3] استفاده شده است.

$Ln\ SCH_{it-1}$: لگاریتم میزان ثبت‌نام افراد در دوره‌های راهنمایی و دبیرستان کشور i در زمان t −۱ که به عنوان جانشینی جهت اندازه‌گیری سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی استفاده می‌شود. در توضیح نرخ رشد اقتصادی کشورهای پیشرفتهٔ صنعتی، سرمایهٔ انسانی نقش مهمی داشته و گفته می‌شود که سهم مهمی از رشد اقتصادی این کشورها ناشی از توسعهٔ سرمایهٔ انسانی است. سرمایهٔ انسانی در واقع مکمل سرمایهٔ فیزیکی است و موجب می‌شود تا از سرمایه‌های فیزیکی به صورت مناسب‌تری بهره برداری شود. بنابراین انتظار می‌رود که سرمایه انسانی رابطه مثبتی با رشد اقتصادی داشته باشد.

$Ln\ FDI_{it}$: لگاریتم سرمایه گذاری مستقیم خارجی کشور i در زمان t که اثر منابع خارجی سرمایه گذاری بر رشد را در نظر می‌گیرد. ورود FDI از مجاری گوناگون بر رشد اقتصادی کشورهای میزبان تأثیر مثبت می‌گذارد. این مجاری عبارتند از: تأمین سرمایه، انتقال فناوری، انتقال مهارت مدیریت و ارتقای توان نیروی کار، دسترسی به شبکه توزیع بین‌المللی شرکت‌های فراملیتی و تسهیل ورود به بازار جهانی برای کشور میزبان، برانگیختن رقابت بین بنگاه‌های اقتصادی کشور میزبان، اثر بر اشتغال و سطح دستمزدها و تقویت پیوندهای بین صنایع. کشورهای در حال توسعه معمولاً با کمبود سرمایه مواجه‌اند؛ لذا همواره سعی نموده‌اند که برای جبران آن از استقراض خارجی استفاده نمایند ولی به دلیل بحران‌های شدید ناشی از بازپرداخت آن، امروزه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان جانشینی برای آن و ابزاری برای رسیدن به هدف رشد اقتصادی مطرح شده است. با گسترش مباحث مرتبط با جهانی شدن و ارتباط متقابل کشورها و عدم تکافوی منابع داخلی برای سرمایه‌گذاری، کشورها ناگزیر به جذب سرمایه‌های خارجی و رقابت در جذب آن هستند. بنابراین می‌توان انتظار داشت که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ابزاری برای رسیدن به هدف رشد اقتصادی مطرح می‌شود و رابطهٔ مثبت با آن خواهد داشت.

$LnTOT_{it}$: لگاریتم رابطه مبادله[4] کشور i در زمان t که از طریق نسبت شاخص قیمت‌های صادرات به واردات اندازه‌گیری می‌شود و به منظور تعیین تأثیر مبادله یا باز بودن اقتصاد بر روی رشد اقتصادی وارد معادله می‌شود. نظریه‌های رشد مبتنی بر تجارت خارجی تأکید می‌کنند که تجارت خارجی از طریق بهبود تخصیص منابع، دسترسی به فناوری و کالاهای واسطه‌ای بهتر، استفاده از صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس تولید، افزایش

1. Owen
2. Sen
3. Heritage Foundation
4. Term of Trade

رقابت داخلی، ایجاد محیطی مناسب برای ابداعات و ارتقاء بهره‌وری عوامل تولید بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد (مرادی و مهدی‌زاده، ۱۳۸٤: ص ۳۹). بنابراین انتظار می‌رود که تأثیر مبادله بر رشد اقتصادی مثبت باشد.

٦-۲. مدل توریسم بین‌الملل

در ادبیات گردشگری، موضوعی که اقتصاددانان بیشتر به آن توجه کرده‌اند، پیش‌بینی تقاضای گردشگری وارد شونده است. در مورد عوامل مؤثر بر تقاضا برای گردشگری خارجی در میان محققان دیدگاه‌های متفاوتی مطرح است. اقتصاددانان معتقدند که تقاضای خارجی برای گردشگری به وسیلهٔ متغیرهای مختلفی نظیر عوامل فرهنگی، اجتماعی و متغیرهای جغرافیایی در کشور مقصد تحت تأثیر قرار می‌گیرد. علاوه بر این متغیرها، عوامل اقتصادی دیگری نظیر سطح درآمد کشور مبدأ، هزینهٔ زندگی و قیمت کالاهای جانشین یا مکمل و نرخ ارز می‌توانند بر تقاضا برای گردشگری خارجی به کشور مقصد مؤثر باشند (سونگ و ونگ[1]، ۲۰۰۳: ص۵۹).

برای بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای خارجی گردشگری، سونگ و وایت[2] (۲۰۰۰) تابع زیر را معرفی می‌نمایند:

$$Q_{it} = f(P_t, Y_{it}, P_{st}) \qquad (٦)$$

در تابع فوق Qit تقاضای گردشگری برای کشور مقصد از کشور مبدأ i ام در زمان t، yit درآمد کشور مبدأ در زمان t، P_t قیمت گردشگری در کشور مقصد و P_{st} قیمت گردشگری در مقاصد جانشین است.

با توجه به مدل معرفی شده توسط سونگ و وایت، یکی از متغیرهای مؤثر بر تقاضا برای گردشگری قیمت است که معمولاً از دو متغیر به عنوان تقریب[3] آن استفاده می‌شود: یکی هزینهٔ مسافرت از کشور مبدأ به مقصد و دیگری هزینهٔ زندگی برای گردشگران در مقصد است.

در اغلب مطالعات تجربی نظیر وایت و مارتین[4] (۱۹۸۷: ص۲۵) و همچنین حبیبی و همکاران[5] (۲۰۰۸: ص۸) از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی یا از شاخص قیمت مصرفی تعدیل شده نسبت به نرخ ارز به عنوان متغیر جایگزین مناسب برای هزینه‌های زندگی در کشور مقصد استفاده شده است.

علاوه بر این، یکی دیگر از متغیرهای مؤثر بر تقاضا برای گردشگری بر مبنای مدل معرفی شده، متغیر درآمد کشورهای مبدأ است. میزان درآمد کشورهای مبدأ می‌تواند از طریق انتقال منحنی تقاضا به افزایش تقاضا برای گردشگری به کشور مقصد در بلندمدت منجر شود. به عبارتی دیگر، از آنجا که گردشگری معمولاً به عنوان کالای نرمال و یا لوکس محسوب می‌شود، این متغیر نسبت به سطح درآمد، حساسیت بیشتری نشان می‌دهد و به عنوان یکی از متغیرهای کلیدی در تابع تقاضا وارد می‌شود. همچنین، متغیر قیمت کالاهای جانشین که به صورت نسبت میانگین وزنی هزینهٔ زندگی در کشورهای جانشین کشور مقصد به هزینه‌های زندگی کشور مقصد تعریف می‌شود، می‌تواند یکی از متغیرهای مؤثر بر تقاضا برای گردشگری خارجی باشد. بر اساس مباحث نظری، انتظار بر این است که با افزایش قیمت کالاهای جانشین، تقاضای گردشگری خارجی برای کشور مقصد افزایش یابد، زیرا به طور نسبی هزینه‌های زندگی در کشورهای جانشین مقصد افزایش می‌یابد و این امر منجر به افزایش تقاضا برای گردشگری در کشور مقصد می‌شود.

مدل مورد استفاده در مطالعه، مدل سونگ و ونگ (۲۰۰۳: ص٦۰) به شرح زیر است:

$$LnQ_{it} = \beta_{it} + \beta_{1t} \ln Y_{it} + B_{2t} \ln P_{it} + B_{3t} \ln Q_{it-1} + U_{it}, B_{jt} = B_{jt-1} + e_{jt} \qquad (٧)$$

در رابطه‌ی فوق ۲۱،...،۲،۱،۰=j است و i نشانگر کشورهای مبدأ است. در معادله‌ی B_{jt} که به معادله‌ی حالت[6] معروف است، B_{jt} بیانگر پارامترهای معادله‌ی سیستم یا معادله مشاهده شده است که نحوه‌ی تصریح مناسب آن بر اساس معیارهای خوبی برازش و ملاک‌های تعیین وقفه‌ی بهینه تعیین می‌شود.

1. Song and Wong
2. Song and Witt
3. Proxy
4. Witt and Martin
5. Habibi et al.
6. State Equation

متغیرهای مورد استفاده عبارتند از:

Q_{it}: تقاضای گردشگری کشور i بر حسب تعداد گردشگران وارد شده از کشور i به کشور مقصد

Y_{it}: تولید ناخالص داخلی سرانه ی کشور i به عنوان درآمد سرانه‌ی کشور مبدأ i

p_{it}: هزینه‌ی نسبی زندگی در کشور مقصد است که به صورت زیر محاسبه شده است:

$$pit = \frac{CPI\,j/EXj}{CPI\,i/EXi}$$

که در آن CPIj, CPIi به ترتیب نشانگر شاخص قیمت مصرف کننده در کشور مقصد و کشور مبدأ i ام است و EXj و EXi به ترتیب نشانگر نرخ ارز اسمی کشور مقصد و کشور مبدأ است.

در سطح کلان، نیاز است که عوامل تعیین کننده انتخاب مقصد توسط گردشگرها بیشتر مطالعه شود. برای این هدف، ورود گردشگر با در نظر گرفتن چند خصوصیت اصلی مدل سازی شده است: قیمت، بر حسب نرخ ارز و برابری قدرت خرید؛ تولید ناخالص داخلی سایر کشورها و همچنین متغیرهایی نظیر امید به زندگی، درآمد سرانه، تجارت و آموزش در نظر گرفته شده است. بنابراین مدل این مطالعه با الهام از مطالعه اجنیو- مارتین و همکاران (۲۰۰٤: ص ۱۳) به صورت زیر تصریح می‌شود:

(۸)

$$LnTOUR_{PC_{it}} = c + \psi_1 LnGDPI_{PCit-1} + \psi_2 LnGDP_{PCit} + \psi_3 LnPRICE_{it-1} + \psi_4 LnEDUC_{PCit} + \psi_7 LnLIFEEXP_{it-1} + \psi_8 LnTRADE_{it} + u_{i,t}$$

که i=۱،۲،...،۲۱؛ t=۱،۲،...،۱٦

متغیرهای توضیحی:

lnTOURpcit: لگاریتم تعداد ورود توریسم بین‌الملل کشور i در زمان t. گردشگرهای وارد شده بین‌المللی تعداد بازدیدکنندگانی هستند که به یک کشور به غیر از جایی که سکونت معمول آن‌ها در آنجا است، برای یک دوره‌ای که ۱۲ ماه بیشتر نباشد سفر می‌کنند و هدفشان از بازدید چیزی غیر از فعالیتی است که به آن از داخل کشور بازدید شونده پاداش داده می‌شود.

LnGDPpcit: لگاریتم GDP سرانه کشور i در زمان t

LnGDPIpcit-1: لگاریتم GDP سرانه سایر کشورها در زمان t -۱

تغییر در درآمد مصرف کننده می‌تواند باعث تغییر در تقاضا برای کالاها و خدمات شود. افزایش در درآمد حقیقی قدرت خرید مصرف کننده را افزایش داده و بنابراین باعث افزایش مصرف برخی از تولیدات می‌شود و در برخی از موارد ممکن است مصرف کالای خاصی کاهش یابد. اکثراً جهانگردی را کالایی لوکس می‌دانند، بنابراین افزایش درآمد سایر کشورها منجر به افزایش تقاضای آن کشورها برای جهانگردی خواهد شد.

LnPRICE it-1: لگاریتم شاخص قیمت مصرفی تعدیل شده نسبت به نرخ ارز کشور i در زمان t-۱.

قیمت به صورت مقدار نسبی یا مطلق بیان می‌شود. روشی که کدام متغیر هزینهٔ جهانگردی در مدل تقاضا وارد شود بین مطالعات به طور قابل توجهی متفاوت است. اکثر محققان اذعان داشته‌اند که جهانگردان نه تنها به قیمت‌های خود مقصد بلکه به قیمت مقصدهای جانشین نیز توجه دارند. بر اساس مباحث نظری انتظار بر این است که با افزایش قیمت کالاهای جانشین، تقاضای گردشگری خارجی برای کشور مقصد افزایش یابد، زیرا به طور نسبی هزینه‌های زندگی در کشورهای جانشین مقصد افزایش می‌یابد و این امر منجر به افزایش تقاضا برای گردشگری در کشور مقصد می‌شود.

مسافران به قیمت پول خارجی نیز توجه دارند و از قیمت پول خارجی تأثیر می‌پذیرند. اگر قیمت پول خارجی کاهش یابد جهانگردی ارزان‌تر می‌شود، در نتیجه جریان مسافرت به آن کشور افزایش می‌یابد و بر عکس. تغییرات نرخ ارز رسمی می‌تواند اثرات قابل پیش بینی روی الگوی تقاضای جهانگردان داشته باشد یعنی نرخ ارز به عنوان شاخص اولیهٔ قیمت انتظاری تلقی می‌شود.

افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول ملی نیز تقاضای گردشگران خارجی برای سفر را افزایش می‌دهد. با توجه به

روند نرخ ارز در ایران که غالباً سیر صعودی داشته، انتظار می‌رود که سیاست‌های ارزی کشور در راستای منافع سرمایه‌گذاران در بخش گردشگری کشور باشد. بنابراین با توجه به مطالب عنوان شده می‌توان انتظار داشت که افزایش قیمت گردشگری اثر معکوس و منفی بر رشد گردشگری خواهد گذاشت.

LnTRADE it: لگاریتم شاخص تجارت کشور i در زمان t

تحقیقات زیادی در این زمینه انجام شده است و به این نتیجه رسیده‌اند که افزایش تجارت منجر به معرفی بیشتر آن کشور و کالاهای صادر شده آن در صحنه جهانی شده و باعث افزایش ورود گردشگر خواهد شد.

با توجه به وجود رابطه بین تجارت و توریسم (از تجارت به توریسم) ملاحظه می‌گردد که تجارت یکی از عوامل تعیین کننده توریسم می‌باشد و گسترش تجارت به دلیل گسترش صنعت توریسم و افزایش تعداد جهانگردان ورودی به کشور تأثیر مضاعفی در روند توسعه اقتصادی کشور خواهد داشت. بنابراین انتظار می‌رود که تجارت رابطه مثبتی با توریسم بین‌الملل داشته باشد.

$Ln\ LIFEEXP_{it-1}$: لگاریتم امید به زندگی[1] کشور i در زمان t-۱

ارتقای سلامت افراد جامعه به خصوص نیروی کار تأثیر مستقیمی بر روی رشد اقتصادی دارد و به دنبال آن توسعه اقتصادی و اجتماعی جامعه را می‌تواند به دنبال داشته باشد و از آنجایی که رشد اقتصادی یکی از مؤلفه‌های اصلی توریسم به حساب می‌آید، شاخص سلامتی می‌تواند بر روی توریسم تأثیر غیر مستقیم داشته باشد. شاخص‌های موجودی سلامت شامل امید به زندگی، نرخ مرگ و میر نوزادان، نرخ بقای بزرگ‌سالان و نرخ باروری می‌باشد. امید به زندگی، متوسط طول عمر در یک جامعه را نشان می‌دهد. هر چه شاخص‌های بهداشتی و همچنین درمانی بهبود یابد امید به زندگی افزایش خواهد یافت و از این رو این شاخص یکی از شاخص‌های سنجش رشد و عقب‌ماندگی کشورهاست. این امر آشکار می‌کند که شرایط اجتماعی مرتبط با سلامتی برای جذب گردشگر به یک کشور مناسب هستند. بنابراین می‌توان انتظار داشت برای دستیابی به سطح بالای گردشگر افزایش امید به زندگی می‌تواند اثر مثبتی بر توریسم بین‌الملل داشته باشد.

Ln EDUC pcit: مخارج عمومی بر آموزش کشور i در زمان t

آموزش (مخارج عمومی بر آموزش، نام نویسی در سطح آموزش متوسطه و عالی) هم یک شرط ضروری برای اشتغال بالقوه مردم محلی در فعالیت‌های گردشگری می‌باشد. معمولاً سروکار داشتن با بخش‌هایی مثل ارتباطات، تدارکات غذا، پذیرایی، حمل و نقل و مهارت‌های مدیریت نیاز به دانش دارد. مخارج عمومی بر روی آموزش درصدی از تولید ناخالص ملی است که از طریق صرف هزینهٔ عمومی (ملی) بر آموزش عمومی به اضافهٔ کمک‌های مالی دولت به آموزش بخش خصوصی در سطوح ابتدایی، متوسطه و عالی محاسبه می‌شود. بنابراین انتظار می‌رود که افزایش مخارج عمومی بر آموزش رابطه مثبتی با توریسم بین‌الملل داشته باشد.

۶-۳. مدل همزمان رشد اقتصادی و توریسم بین‌الملل

در این بخش به منظور تعیین چگونگی ارتباط همزمان ما بین توریسم بین‌الملل و رشد اقتصادی در گروه کشورهای منتخب و در پرتو مباحث نظری و ادبیات تجربی موجود در این زمینه، از دو الگوی داده‌های تابلویی (پانل دیتا) استفاده می‌گردد که در چارچوب معادلات همزمان برآورد می‌شوند. با توجه به مطالعات انجام شده از جمله مطالعه فایسا و همکاران (۲۰۰۷) و با استفاده از الگوی سولو[2]، منابع سنتی رشد مانند سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و فیزیکی، درجه باز بودن اقتصاد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[3] و آزادی اقتصادی در مدل رشد اقتصادی به کار رفته است و جهت دستیابی به هدف اصلی مقاله، متغیر توریسم بین‌الملل نیز به عنوان متغیر توضیحی درون‌زا به معادله اضافه گردید. این مسئله برای پاسخ‌گویی به سؤال اصلی مقاله است که رشد اقتصادی تا چه حد تحت تأثیر توریسم بین‌الملل قرار گرفته است.

1. Life expectancy at birth

2. Solow
3. Foreign Direct Investment

همچنین برای بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای خارجی برای گردشگری، از مدل سونگ و وایت (۲۰۰۰) استفاده شده و برای بررسی ارتباط تعاملی رشد اقتصادی و توریسم بین‌الملل، به این معادله نیز رشد اقتصادی به عنوان متغیر توضیحی درون‌زا اضافه شده است. در حقیقت از این طریق می‌توان نشان داد که آیا رشد اقتصادی انجام شده در کشور در جهت جذب توریسم بوده است یا خیر؟

فرم ساختاری الگوها به صورت زیر قابل ارائه است:

(۹)

$$GDPpc_{it} = f\,(TOURpc_{it}, k, EFI_{it}, CH_{it-1}, FDI_{it}, TOT_{it}, TOURpc_{it}\,(f\,(GDPI_{pcit-1}, GDP_{pcit}, PRICE_{it-1}, EDUC_{pcit}, IFEEXP_{it-1}, TRADE_{it}))$$

(۱۰)

$$TOUR_{PC_{it}} = f\,(GDPI_{PCit-1}, PRICE_{it-1}, EDUC_{PCit}, IFEEXP_{it-1}, RADE_{it}, GDPpc_{it}\,(f\,(TOURpc_{it}, K_{it}, EFI_{it}, CH_{it}, FDI_{it}, TOT_{it}))$$

الگوهای مورد نظر از طریق بکارگیری داده‌های تابلوئی (پانل دیتا) با الگوی اثرات تصادفی و با استفاده از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای و با استفاده از نرم افزار کامپیوتری STATA برآورد می‌گردند.

از آنجایی که در این مطالعه همزمانی در الگوهای مبتنی بر داده‌های تابلویی مورد استفاده قرار می‌گیرد، لازم است بحث مختصری راجع به مبانی نظری این الگوها ارائه گردد.

معادله‌ای با فرم زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$y_{it} = Y_{it}\gamma + X_{1it}\beta + \mu_i + V_{it} = Z_{it}\delta + \mu_i + V_{it} \qquad (۱۱)$$

که در آن y_{it} متغیر وابسته، Y_{it} بردار $1\times g_2$ از مشاهدات روی g_2 متغیر درون‌زایی است که به عنوان متغیر توضیحی وارد مدل شده‌اند و این متغیرها می‌توانند با Vit مرتبط باشند. X_{1it} یک بردار $1\times k_1$ از مشاهدات روی متغیرهای برون زایی است که به عنوان متغیر توضیحی در مدل هستند و بردارهای Z و X نیز به صورت $Z_{it}=[Y_{it}\ X_{it}]$ و $X_{it}=[X_{1it}\ X_{2it}]$ می‌باشند. γ بردار $1\times g_2$ از ضرایب، β بردار $1\times k_1$ از ضرایب و δ نیز یک بردار از ضرایب و با ابعاد $K=g_2+k_1$ است.

با فرض اینکه یک بردار $1\times k_2$ از مشاهدات روی k_2 متغیرابزاری در X_{2it} وجود داشته باشد، شرط رتبه‌ای برای مشخص بودن معادلات مدل هنگامی برقرار است که $k_2\geq g_2$ باشد.

تخمین زننده اثرات تصادفی (G2SLS)، μi را به عنوان متغیر تصادفی که مستقل و به صورت نرمال توزیع شده است در نظر می‌گیرد. همچنین Vit دارای توزیع نرمال با میانگین صفر بوده و دارای هیچ گونه ارتباطی با متغیرهای Xit نمی‌باشد (درست مانند موقعی که هیچ متغیر درون‌زایی در مدل وجود نداشته باشد).

تخمین زننده GLS اثرات تصادفی، نسبت به تخمین زننده‌های درون گروهی کاراتر است، هرچند اگر μi با متغیرهای Xit دارای ارتباط باشد، یک تخمین زننده ناسازگار خواهد بود. به همین دلیل هنگام تخمین مدل بهتر است ازمتغیرهای ابزاری استفاده گردد. Xtivreg (روش پانل دیتا با متغیرهای ابزاری) فقط برای مدل‌های 2SLS (حداقل مربعات دو مرحله‌ای) با جزء خطای یک طرفه تخمین زننده دارد. در چارچوب مدل‌های با جزء خطای یک طرفه، دو جزء واریانس برای تخمین زدن وجود دارد یکی واریانس μi و دیگر واریانس Vit.

در یک مدل اگر ترکیب کلیه اجزاء خطا u نامیده شود ($u=\mu i+Vit$)، آنگاه u برداری $N\times 1$ خواهد بود و با فرض وجود مدل اثرات ثابت خواهیم داشت:

$$E(uu') = \sigma_v^2 diag[I_{Ti} - \frac{1}{Ti}\tau_{Ti}\tau'_{Ti}] + diag[w_i \frac{1}{Ti}\tau_{Ti}\tau'_{Ti}], w_i = T_i\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2 \qquad (۱۲)$$

T_i تعداد مشاهدات در هر پانل، n تعداد پانل‌ها و N تعداد کل مشاهدات است. τ_{Ti} برداری سطری یا ستونی از یکی از ابعاد T_i است و diag نیز به معنای قطر ماتریس بکار رفته است. از آنجایی که اجزاء واریانس ناشناخته هستند برای آنکه روش GLS ناسازگار نباشد باید از GLS کاربردی استفاده گردد. به این ترتیب روش G2SLS برای داده‌های تابلویی (پانل دیتا) روشی سازگار و کارا است.

۷. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

برای تخمین معادله (۵)، از معادله (۸) به عنوان مدل ابزاری استفاده می‌شود. مدل دیگر تلاش می‌کند که رابطهٔ معکوس را دریابد، بنابراین برای تخمین معادله (۸)، مدل (۵) به عنوان مدل ابزاری استفاده شده است. این دو مدل با استفاده از نرم افزار Stata SE 12 و روش 2SLS بر روی داده‌های تابلویی[1]، اثرات تصادفی[2] مورد برآورد قرار گرفته است تا امکان مقایسه نتایج و انتخاب بهترین روش تخمین را فراهم آورد. به علاوه جهت تصمیم‌گیری در مورد روش داده‌های تابلویی از آماره F لیمر استفاده شده است که نتایج حاصل از آن نشان دهنده روش داده‌های تابلویی است. تخمین و برآورد مدل با تکیه بر مدل‌های پانل همزمان انجام می‌گیرد. روش داده‌های تابلویی خود به دو صورت است: روش اثرات ثابت و روش اثرات تصادفی، که انتخاب یکی از این دو روش با استفاده از آزمون هاسمن انجام می‌پذیرد.

به طور کلی، با توجه به نتایج بدست آمده در مورد هر معادله از قبیل ضریب تعیین تعدیل شده (R^2) و آماره‌های t و خطاهای معیار رگرسیون مشاهده می‌شود که نتایج کسب شده قابل قبول بوده و از لحاظ آماری قابلیت لازم را برای تعیین روابط و تحلیل‌های اقتصادی بین متغیرها برخوردارند. در زیر به بررسی نتایج کسب شده برای هر یک از معادلات متغیرهای درون زا پرداخته می‌شود.

۷-۱. تجزیه و تحلیل نتایج مربوط به اثرگذاری توریسم و سایر متغیرها بر رشد اقتصادی

نتایج معادله (۵) برای کل نمونه مورد بررسی در جدول (۱) آمده است.

همان طور که گفته شد برای انتخاب بین روش‌های داده‌های تابلویی و داده‌های تلفیقی از آماره F استفاده می‌شود. در این تحقیق F لیمر محاسبه شده برابر ۲۰ /۱۵۱۳ است که با مقایسه با مقدار بحرانی آن فرضیه H0 رد می‌شود و بنابراین داده‌های تابلویی خواهد بود. آزمون هاسمن برای تعیین روش تخمین با استفاده از داده‌های تابلویی به کار می‌رود که مقدار آن در این تحقیق برابر ۷/۹۸ محاسبه شده است که با توجه به اینکه در این تحقیق سطح معنی دار ۰/۰۵ در نظر گرفته شده است، لذا الگو به صورت تابلویی از نوع تصادفی برآورد می‌شود.

جدول (۱): برآورد مدل رشد اقتصادی به روش اثرات تصادفی

	اثرات تصادفی روش		
متغیرها	ضرایب متغیر	آمارهt	احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۹۹	-۱/۵۰	۰/۱۳٤
$LnTOT_{it}$	۱/۷۳	٦/۸٦	۰.۰۰۰
Lnk_{it}	۰/۷۲	۲۵/۲٦	۰.۰۰۰
$LnEFI_{it}$	۰/۵۱	۳/٦	۰.۰۰۰
$LnTOURpc_{it}$	۰/۱	۲/٤۸	۰/۰۱۳
$LnFDI_{it}$	۰/۰۸	۱/۹۵	۰/۰۵۹
$LnSCH_{it-1}$	۰/۰۲٦	۱/۸	۰/۰۷۲
آماره F	۱۵۱۳/۲۰		
Prob>F	۰.۰۰۰۰		
R^2	۰/۸۰		
آماره H	۷/۹۸		

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به آماره هاسمن، روش اثرات تصادفی در این مدل به عنوان روش کاراتر انتخاب گردیده است. با توجه به نتایج اثرات تصادفی، ضریب توریسم بین‌الملل مثبت و به اندازه (۰/۱) است که می‌توان گفت به لحاظ آماری معنی‌دار است. این ضریب مثبت حاکی از آن است که گردشگری پدیده‌ای است که در صورت برنامه‌ریزی صحیح می‌تواند منجر به افزایش رشد اقتصادی گردد. این نتایج مطابق با نتایج به دست آمده توسط فایسا و همکاران، اجنیو- مارتین و همکاران و نیز یاوری و همکاران و صدیقی و همکاران است.

به لحاظ اقتصادی درآمد حاصل از جهانگردان خارجی برای هر کشوری در حکم صادرات محسوب می‌شود. بنابراین دامنه اثر گردشگری بسیار وسیع بوده زیرا با ورود ارز به کشور از طریق ضریب تکاثری، موجب تحرک اقتصادی می‌شود، در نتیجه توریسم به عنوان یک منبع درآمدزا می‌باشد که از طریق

1. Panel Data
2. Random Effects

ارز خارجی، افزایش درآمد، ایجاد اشتغال، تعادل در تراز پرداخت‌ها و توسعه زیر ساخت‌ها منجر به رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین توسعه صنعت گردشگری برای کشورهای در حال توسعه که با معضلاتی چون نرخ بیکاری بالا، محدودیت منابع ارزی و اقتصاد تک محصولی مواجهند، از اهمیت فراوانی برخوردار است. طبق این برآورد، یک درصد افزایش در توریسم بین‌الملل منجر به افزایش ۰/۱ درصدی در متوسط درآمد سرانه کشورهای عضو کنفرانس اسلامی خواهد شد.

– طبق نتایج به دست آمده، سرمایه فیزیکی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر روی GDP سرانه یا همان رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه دارد. موجودی سرمایه فیزیکی، مجموع کالاهای سرمایه‌ای است که با یک معیار سنجش واحد اندازه‌گیری می‌شوند، به عبارت دیگر، کالاهای سرمایه‌ای از قبیل کارخانه‌ها و ماشین آلات و غیره وقتی با یک واحد اندازه‌گیری مشترک تبدیل و با هم جمع می‌شوند و ملاکی از موجودی سرمایه فیزیکی به دست می‌دهند. سهم موجودی سرمایه از تولید کل، مجموع تولیدات حاصل از خالص کالاهای سرمایه‌ای است که در دوره‌های متفاوت (در زمان‌های گذشته) به موجودی سرمایه اضافه شده‌اند و اکنون در پروسه تولید بکار گرفته می‌شوند. بر طبق برآوردهای انجام شده، یک درصد افزایش در سرمایه فیزیکی منجر به ۰/۷۲ درصد افزایش در GDP سرانه خواهد شد. این نتایج مطابق با نتایج به دست آمده توسط لوکاس[1] (۱۹۸۸)، بارو[2] (۱۹۹۰) و نیز یاوری و همکاران (۱۳۸۹) است.

– طبق نتایج به دست آمده، آزادی اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر روی GDP سرانه یا همان رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه دارد. آزادی اقتصادی و نبود تحمیل و محدودیت بر تولید، توزیع و مصرف کالاها و خدمات ازجمله مهم‌ترین عوامل تعیین کننده در ایجاد انگیزهٔ افزایش رقابت، افزایش قدرت رقابت پذیری، افزایش سرمایه‌گذاری، انگیزه کارآفرینی، افزایش مسئولیت پذیری مدیران، کاهش فساد مالی، کاهش رانت جویی، کاهش بخش غیررسمی و غیره می‌باشد.

این عوامل به طور مستقیم و غیر مستقیم اثرات قابل توجهی بر رشد اقتصادی و سطح درآمد سرانه کشورها می‌گذارد. طبق برآوردهای انجام شده، یک درصد افزایش در آزادی اقتصادی منجر به ۰/۵۱ درصد افزایش در GDP سرانه خواهد شد. این نتایج مطابق با نتایج به‌دست آمده توسط سن (۱۹۹۰)، اون (۱۹۸۷) و یاوری و همکاران (۱۳۸۹) است.

– طبق نتایج به دست آمده، درجه باز بودن اقتصاد از طریق نسبت شاخص قیمت صادرات به واردات اندازه‌گیری می‌شود و به منظور تعیین تأثیر مبادله یا باز بودن اقتصاد بر روی رشد اقتصادی وارد معادله می‌شود. درجه باز بودن اقتصاد تأثیر مثبت و معنی‌دار بر روی GDP سرانه یا همان رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه دارد. در برآورد انجام شده مشاهده می‌شود که یک درصد افزایش در مبادله منجر به ۱/۷۳ درصد افزایش در GDP سرانه خواهد شد. در واقع باز کردن اقتصاد بر روی تجارت خارجی به رقابت بیشتر می‌انجامد. با گسترش رقابت، بنگاه‌های داخلی با کارایی بیشتری از منابع موجود استفاده کرده و بهره‌وری خود را بهبود می‌بخشند. همچنین، گسترش روابط تجاری می‌تواند موجب افزایش سرعت انتشار تکنولوژی شده، که این امر نیز همراه با رقابت بین‌المللی، سبب افزایش بهره‌وری شرکت‌های داخلی و به دنبال آن رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین تجارت بین‌الملل اغلب به عنوان «موتور توسعه» یاد می‌شود.

متغیر سرمایه انسانی نیز یک رابطه مثبت با رشد اقتصادی دارد اما این رابطه از نظر آماری در سطح بالایی معنادار نیست. بنابراین نتایج به دست آمده از برآورد مدل منطبق با تئوری‌های موجود بوده و به جز متغیر سرمایه انسانی که بی‌معناست، متغیر وابسته رشد اقتصادی دارای روابط مورد انتظار با تمامی متغیرهای توضیحی است. از آنجا که در این مطالعه مدل به صورت لگاریتمی تخمین زده شده است، همه ضرایب به دست آمده بیانگر کشش متغیرهای توضیحی مدل نسبت به رشد اقتصادی می‌باشد.

1. Lucas
2. Barro

۷-۲. تجزیه و تحلیل نتایج مربوط به اثرگذاری رشد اقتصادی و سایر متغیرها بر توریسم بین‌الملل

نتایج برآورد مربوط به اثرگذاری رشد اقتصادی و سایر متغیرها بر توریسم بین‌الملل را می‌توان در جدول (۲) نشان داد:

جدول (۲): برآورد مدل توریسم بین‌الملل به روش اثرات تصادفی

	اثرات تصادفی روش		
متغیرها	ضرایب متغیر	آمارهt	احتمال
عرض از مبدأ	-۱۳/۰٤	-۵/۳۹	۰.۰۰۰
$LnGDPpc_{it}$	۰/٤۸	۲/۰۲	۰/۰٤٤
$LnGDPI_{PCit-1}$	۰/۳۹	۲/٦۱	۰/۰۰۹
$LnTRADEit$	۰/٥٤	٤/۱٤	۰.۰۰۰
$LnLIFEEXP_{it-1}$	۰/۳۱	۰/٤۷	۰/٦۳۹
$LnPRICE_{it-1}$	-۰/۸٤	- ۳۸۸	۰.۰۰۰
$LnEDUCPCit$	۰/۰۰۸	۱/۰۰	۰/۳۱۷
آماره F	۹۳/۸۱		
Prob>F	۰.۰۰۰۰		
R^2	۰/٤۸		
آماره H	۸/۳٦		

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به آماره هاسمن، روش اثرات تصادفی به عنوان روش کاراتر انتخاب گردیده است. با توجه به نتیجه اثرات تصادفی، ضریب تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت و به اندازه (۰/٤۸) است که می‌توان گفت به لحاظ آماری معنی‌دار است و این حاکی از آن است که تولید ناخالص داخلی سرانه بر توریسم بین‌الملل تأثیر مهمی دارد. به عبارت دیگر رشد اقتصادی با توسعه تسهیلات و زیربناهای گردشگری سبب توسعه صنعت گردشگری می‌شود. بر طبق برآوردهای انجام شده یک درصد افزایش متغیر رشد اقتصادی منجر به افزایش ۰/٤۸ درصدی سرانه توریسم بین‌الملل خواهد شد. این نتایج مطابق با نتایج به دست آمده توسط بالاگوئر و کانتاولا، اجنیو- مارتین و همکاران و موسایی (۱۳۸۳) است.

- متغیر رشد اقتصادی سایر کشورها به عنوان متغیری که تأثیر مثبت بر توریسم بین‌الملل کشورهای عضو کنفرانس اسلامی دارد در مدل لحاظ می‌شود. به عبارت دیگر تغییر در درآمد مصرف کننده می‌تواند باعث تغییر در تقاضا برای کالاها و خدمات شود. افزایش در درآمد حقیقی قدرت خرید مصرف کننده را افزایش داده و بنابراین باعث افزایش مصرف برخی از تولیدات می‌شود. از آنجا که گردشگری به عنوان کالای لوکس به شمار می‌آید، بنابراین افزایش درآمد مصرف کننده منجر به افزایش گردشگری خواهد شد. بر طبق برآوردهای انجام شده، یک درصد افزایش متغیر رشد اقتصادی سایر کشورها منجر به افزایش ۰/۳۹ درصدی سرانه توریسم بین‌الملل خواهد شد.

- متغیر تجارت به عنوان متغیر دیگری از فرایند توریسم بین‌الملل در مدل وارد شده است که در مورد کشورهای مورد مطالعه ضریبی معنادار و مثبت معادل (۰/٥٤) دارد. یعنی یک درصد افزایش متغیر تجارت منجر به افزایش ۰/٥٤ درصدی سرانه توریسم بین‌الملل خواهد شد و این مطابق با نظریه است. این ضریب مثبت نشان دهنده آن است که افزایش تجارت کشور منجر به معرفی بیشتر آن کشور و کالاهای صادر شده آن در صحنه جهانی شده و باعث افزایش ورود جهانگردان خواهد شد. بنابراین گسترش تجارت به دلیل گسترش صنعت توریسم و افزایش تعداد جهانگردان ورودی به کشور تأثیر مضاعفی در روند توسعه اقتصادی کشور خواهد داشت.

- سطح قیمت‌ها نیز به عنوان شاخص هزینه‌های زندگی تأثیر معکوسی بر توریسم بین‌الملل کشورهای مذکور دارد و به عنوان متغیر تأثیرگذار بر سطح توریسم در مدل لحاظ شده است. این متغیر با ضریبی معادل (۰/۸٤) دارای تأثیر کاهنده بر توریسم است. این حاکی از آن است که افزایش قیمت خدمات مربوط به گردشگری، اثر کم در کاهش تقاضا داشته، ولی کنترل قیمت مربوط به خدمات مذکور می‌تواند در افزایش تقاضای گردشگری مؤثر باشد. بنابراین بر طبق برآوردهای انجام شده، یک درصد افزایش در قیمت منجر به کاهش ۰/۸٤ درصدی سرانه توریسم بین‌الملل خواهد شد. این نتایج مطابق با نتایج به دست آمده توسط آرنسون و همکاران، اجنیو- مارتین و موسایی (۱۳۸۳) است.

- متغیر امید به زندگی نیز رابطه مثبت با توریسم بین‌الملل دارد

اما این رابطه از نظر آماری در سطح بالایی معنادار نیست. بنابراین نتایج به دست آمده از برآورد مدل منطبق با تئوری‌های موجود بوده و به جز متغیر امید به زندگی که بی معناست، متغیر وابسته توریسم بین‌الملل دارای روابط مورد انتظار با تمامی متغیرهای توضیحی است.

۸. بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه رابطه توریسم بین‌الملل و رشد اقتصادی در کشورهای عضوسازمان کنفرانس اسلامی با استفاده از روش داده‌های تابلویی همزمان در دوره زمانی (۲۰۱۱-۱۹۹۵) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که کشورهای اسلامی نه تنها از طریق منابع متداول رشد (از جمله سرمایه فیزیکی، رابطه مبادله و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و...) بلکه از طریق بهبود در صنعت توریسم نیز می‌توانند اقتصاد خود را توسعه دهند و به نرخ‌های بالاتری از رشد دست یابند. همان‌طور که از نتایج مشاهده می‌گردد متغیر تعداد ورود توریسم، آزادی اقتصادی، سرمایه فیزیکی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن اقتصاد تأثیر مثبت و معناداری را بر رشد اقتصادی می‌گذارد. بنابراین استفاده از مزیت صنعت گردشگری فرصت را برای کشورهای اسلامی به منظور نزدیکی به یکدیگر و رشد اقتصادی فراهم می‌کند.

همچنین نتایج بدست آمده در مدل توریسم نشان می‌دهد که رشد اقتصادی در این کشورها با توسعه تسهیلات و امکانات زیربنایی سبب توسعه گردشگری می‌شود و افزایش درآمد سرانه هر یک از کشورهای اسلامی منجر به افزایش تقاضای توریسم بقیه اعضا می‌شود. همچنین گسترش تجارت و کاهش قیمت‌ها بر توسعه گردشگری مؤثر است.

لذا با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه می‌توان پیشنهادات زیر را به منظور بهبود وضعیت خدمات توریسم و رشد اقتصادی در کشورهای اسلامی ارائه داد:

- افزایش سرمایه‌گذاری در توسعه صنعت توریسم و توجه بیشتر به جاذبه‌های گردشگری جهت افزایش بیشتر رشد اقتصادی کشورهای عضو کنفرانس اسلامی.
- استفاده از مزیت صنعت گردشگری در زمینه فرهنگی و اقتصادی با ایجاد فرصت برای کشورهای اسلامی به منظور نزدیکی به یکدیگر و رشد اقتصادی آن‌ها از سوی دیگر.
- سیاست‌گذاری در جهت گسترش تجارت و کاهش قیمت خدمات گردشگری به منظور جذب توریسم.
- توجه به زیر ساخت‌ها و امکانات لازم برای توسعه گردشگری.
- برگزاری اجلاس منطقه‌ای و بین‌المللی برای توریسم و رفع مشکلات آن به ویژه در سطح سازمان کنفرانس اسلامی.

منابع

امیریان، سعید و صباغ‌کرمانی، مجید (۱۳۷۹)، *"بررسی اثرات اقتصادی گردشگری در جمهوری اسلامی ایران"*، *مجله پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۱٦، صص ۵۷-۸۳.

زارعی‌نمین، علی (۱۳۸۸)، *"بررسی اثرات توسعه بخش توریسم بر رشد اقتصادی کشورهای دی هشت"*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده علوم اداری و اقتصاد.

طهماسبی‌پاشا، جمعلی و مجیدی، روفیا (۱۳۸٤)، *"چشم‌انداز گردشگری سواحل جنوبی دریای خزر و آثار آن بر توسعهٔ شهرها و روستاهای منطقه (مطالعه موردی: شهرستان تنکابن)"*، *مجموعه مقالات اولین همایش سراسری نقش صنعت گردشگری در توسعه استان مازندران*، تهران: انتشارات رسانش.

طیبی، کمیل؛ بابکی، روح‌الله و جباری، امیر (۱۳۸۷)، *"بررسی رابطه بین گردشگری و رشد اقتصادی (مطالعه موردی ایران، کشورهای OECD به علاوه کشورهای منتخب)"*، *مجله دانش و توسعه*، شماره ۲٤، صص ٦۳-۸٤.

لطفی، صدیقه (۱۳۸٤)، *"نگرش سیستمی لازمهٔ پایداری گردشگری در مازندران"*، *مجموعه مقالات اولین همایش سراسری نقش صنعت گردشگری در توسعه استان مازندران*،

تهران: انتشارات رسانش.

محمدزاده، پرویز؛ بهبودی، داود؛ فشاری، مجید و ممی‌پور، سیاب (۱۳۸۹)، "*تخمین تابع تقاضای خارجی کل گردشگری ایران (رهیافت TVP)*"، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۱، صص ۱۳۱-۱۰۷.

مرادی، محمدعلی و مهدی‌زاده، مریم (۱۳۸٤)، "*تجارت خارجی و رشد اقتصادی در ایران*"، *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، شماره۳، صص ۷۲-۳۸.

موسایی، میثم (۱۳۸۳)، "*تخمین تابع تقاضای توریسم به ایران*"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۲، صص ۲٤٤-۲۵۵.

یاوری، کاظم؛ رضاقلی‌زاده، مهدیه و مصطفوی، محمدحسن (۱۳۸۹)، "*تأثیر مخارج توریسم بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی (OIC)*"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۱، صص ۲٤۲-۲۱۹.

Amirian, S. and Sabaghe Kermani, M. (2000), "Economic Effects of Tourism in Iran", Journal of Trade Studies, 16, pp.57-83.

Arnesson, L., Salman, A.K., Sorensson, A. and Shukur, G. (2009), "Estimating the Swedish and Norwegian International Tourism Demand Using (ISURE) Technique", Centre for Labour Market Policy Research, CESIS Electronic Working Paper Series, 198, pp. 1-55.

Balaguer, J. and Cantavella-Jorda, M. (2002), "Tourism as a Long-Run Economic Growth Factor: The Spanish Case", Applied Economics, 34, pp.877-884.

Dumar, G. and Gun, A. (2011), "OIC Tourism Cooperation", Concept Paper, COMCEC Coordination Office, Ankara, p11.

Eugenio-Martín, J. L., Martín Morales, N. and Scarpa, R. (2004), "Tourism and Economic Growth in Latin American Countries: A Panel Data Approach", Natural Resources Management, 26, pp. 1-20.

Fayissa, B., Nsiah, C. and Tadasse, B. (2009), "The Impact of Tourism on Economic Growth and Development in Africa", Middle Tennessee State University, Department of Economics and Finance, Working Papers, 16, pp.12-36.

Habibi, F., Abdul, R.K. and Chin, L. (2008), "United Kingdom and United States Tourism Demand for Malaysia: A Co-integration Analysis", MPRA Paper, 20, pp. 1-17.

Lotfi, S. (2005), "Systemic Attitude for Sustainable Tourism in Mazandaran", Proceedings of the First National Congress of the tourism industry in Mazandaran, Rasanesh Publication.

Lucas, R.E. (1998), "On the Mechanics of Economic Growth", Journal of Monetary Economics, 22, pp. 3-42.

Marin, D. (1992), "Is The Export-Led Hypothesis Valid for Industrialized Countries?", Review of Economics and Statistics, 74, pp. 678-688.

Mohamadzadeh, P., Behbudi, D., Feshari, M. and Mamipur, S. (2010), "Estimation of Forigen Tourism Demand in Iran (TVP Approach)", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(1), pp. 137-162.

Moradi, M. and Mehdizadeh, M. (2005), "Foreign Trade and Economic Growth in Iran", Quarterly Journal of New Economy & Commerce, 3, pp. 38-72.

Mosaee, M. (2004), "Estimation the Demand Function of Tourism in Iran", Journal of Trade Studies, 32, pp. 225-244.

Oh, Chi-Ok (2005), "The Contribution of Tourism Development to Economic Growth in the Korean Economy", Tourism Management, 26, pp. 39- 44.

Owen, E. (1987), "The Future of Freedom in the Developing World", Pergamon Press.

Palmer, T. and Riera, A. (2003), "Tourism and Environmental Taxes", Tourism Management, Volume 24(6), pp. 665-674.

River, B. and Romer, R. (1991), "Economic Integration and Endogenous Growth", Quarterly Journal of Economics, 6(2), pp. 531-555.

Seddighi, H.R., Nuttal, M. and Wand T.A. (2001), "Does Cultural Background of Tourists Influence the Destination Choice?, An emprical study with special refrence to political instability", Tourism Management, 22, pp. 181-191.

Sen, A. (1999), "Development as Freedom",

New York, Alfred A. Knopf.

Solow, R. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth", Quarterly Journal of Economics, 70, pp. 100-256.

Song, H. and Witt, S.F. (2000), "Tourism Demand Modelling and Forecasting: modern econometric approaches", Pergamon, Cambridge.

Song, H. and Wong, K.K.F. (2003), "Tourism Demand Modelling: A Time-Varying Parameter Approach", Journal of Travel Research, 42, pp. 57-64.

Tahmasebi Pasha, J. and Majidi, R. (2005), "Tourism Prospects of the Southern Coast of the Caspian Sea and Its Effects on the Development of Towns and Villages in the Region (Case study: Tonekabon)", Proceedings of the First National Congress of the Tourism Industry in Mazandaran,: Rasanesh Publication.

Tayebi, K., Babaki, R. and Jabari, A. (2008), "The Relationship between Tourism and Economic Growth (Case study: Iran, OECD Countries and Selected Countries)", Knowledge and Development Journal, 24, pp. 63-84.

Witt, S.F. and Martin, C.A. (1987), "Econometric Models for Forecasting International Tourism Demand", Journal of Travel Research, 25, pp. 23-30.

World Development Indicators (2013), "The World Bank".

Yavari, K., Rezagholizadeh, M. and Mostafavi, M.H. (2010), "Effects of Tourism Expenditures on Economic Growth of OIC Member Countries", Journal of Economic Research, 91, pp. 219-242.

Zareie Namin, A. (2009), "Effects of Tourism on Economic Growth in D-8 Countries", M.A. Thesis, Tarbiat Modarres University.

امید به زندگی و رشد اقتصادی در ایران: مدل رگرسیون انتقال ملایم

Life Expectancy and Economic Growth in Iran: Smooth Transition Regression (STR) Approach

احمد جعفری صمیمی [*]،
جلال منتظری شورکچالی [**]، موسی تاتار [***]

دریافت: ۱۳۹۱/۲/۱۶ پذیرش: ۱۳۹۲/۸/۷

چکیده:

مطالعه حاضر با توجه به نقش مهم سلامت در رشد و توسعه اقتصادی کشورها تلاش کرده است به بررسی اثرگذاری غیرخطی امید به زندگی، به عنوان مهم‌ترین شاخص سنجش سطح سلامت، بر رشد تولید ناخالص سرانه ایران طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۶۵ بپردازد. نتایج حاصل از برآورد مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) ضمن تایید فرضیه اثرگذاری غیرخطی امید به زندگی بر رشد تولید سرانه نشان داد که امید به زندگی در قالب یک ساختار دو رژیمی با مقدار آستانه‌ای ۵۵/۳٤ سال بر رشد اقتصادی اثر گذاشته است. همچنین نتایج همگام با مطالعات عجم اغلو و جانسون (۲۰۰۷) اثرگذاری منفی و معنی‌دار و نظریه گذار جمعیتی اثر منفی کاهنده امید به زندگی بر رشد تولید سرانه را تایید می‌کند. بر اساس این یافته‌ها می‌توان گفت که ساختار جمعیتی ایران به مرحله گذار باروری یعنی نقطه‌ای که افزایش امید به زندگی شروع به کاهش جمعیت می‌کند، نزدیک می‌شود.

کلمات کلیدی: امید به زندگی، رشد اقتصادی، ایران، مدل STR.

طبقه‌بندی JEL: O40، I10، C22.

* استاد اقتصاد دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول)
Email: jafarisa@umz.ac.ir
** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران و مدرس دانشگاه پیام نور
Email: jalalmontazeri@gmail.com
*** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران
Email: musatatar@gmail.com

Ahmad Jafari Samimi [*],
Jalal Montazeri Shoorekchali [**],
Musa Tatar [***]

Received: 6/May/2013 Accepted: 29/Oct/2013

Abstract:

Regarding the important role of health in economic growth and development, the purpose of the present paper is to investigate the impact of life expectancy, as the most important indicator of health, on economic growth in Iran during 1965-2009. The estimated Smooth Transition Regression (STR) model supports a nonlinear threshold behavior in the relationship between life expectancy and economic growth in the country in a two regime structures with a threshold level of 55.34 years. In other words, our findings are both consistent with Acemoglu and Johnson (2007) for the negative impact and with demographic transition theory for the reducing effect of life expectancy on economic growth in Iran. This shows the country is approaching the stage of the fertility transition, where the increase in life expectancy will bring about a decline in population.

Keywords: Life Expectancy, Economic Growth, STR Model, Iran.
JEL: O40, I10, C22.

* Professor of Economics, Mazandaran University, Mazandaran (Corresponding Author).
Email: jafarisa@umz.ac.ir
** Ph.D. Student in Economics, Mazandaran University, Mazandaran. Email: jalalmontazeri@gmail.com
*** Ph.D. Student in Economics, Mazandaran University, Mazandaran. Email: musatatar@gmail.com

۱- مقدمه

اهمیت بهبود سلامت به عنوان یک هدف مهم اجتماعی از یک طرف و نیل به رشد اقتصادی بالا به عنوان هدف عمده تمامی دولت‌ها از طرفی دیگر، موجب شده تبیین ارتباط نظری و تجربی بین امید به زندگی، به عنوان مهم‌ترین شاخص نشان‌دهنده سطح سلامت، و رشد اقتصادی در بین محققین از اهمیت ویژه‌ای برخوردار باشد. لورنزن و همکاران[1] (۲۰۰۸) با استفاده از مفهوم تغییرات برونزا در نرخ مرگ و میر استدلال کردند که بهبود در امید به زندگی منجر به تسریع رشد اقتصادی می‌شود. این نتایج خلاف مشاهدات عجم اوغلو و جانسون[2] (۲۰۰۷) بود که بیان می‌کردند: افزایش امید به زندگی به عنوان یک محرک رشد جمعیت، اثر منفی بر درآمد سرانه دارد. در کنار این دو مطالعه بنیادین، دیدگاه دیگری بر اساس شناسایی اثرات گذار جمعیت شکل گرفت که بیان می‌کند به لحاظ نظری تأثیر امید به زندگی بر رشد اقتصادی مبهم بوده و در قالب چارچوب‌های خطی نمی‌توان به تبیین ارتباط بین امید به زندگی و رشد اقتصادی پرداخت (سرولاتی و ساندی[3]، ۲۰۱۱: ص ۱).

بنابراین باید در مطالعات تجربی اثرگذاری نامتقارن یا غیرخطی امید به زندگی بر رشد اقتصادی مورد آزمون قرار گیرد. بر این اساس مطالعه حاضر تلاش می‌کند با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR) به تبیین اثرگذاری غیرخطی امید به زندگی بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۶۵ بپردازد. لازم به ذکر است استفاده از مدل STR در آزمون ارتباط غیرخطی متغیرها چند سالی است توسط محققان ایرانی مورد استفاده قرار می‌گیرد که برخی از ویژگی‌های این مدل موجب می‌شود این پژوهش از سایر پژوهش‌های مشابه انجام گرفته متمایز گردد:

- استفاده از مدل STR این امکان را می‌دهد که رابطه بین امید به زندگی و رشد اقتصادی به وضعیت سیستم اقتصاد بستگی داشته باشد و معادله تعدیل پویا بین آن‌ها می‌تواند ثابت نبوده و بستگی به رژیم و وضعیتی داشته باشدکه اقتصاد در آن قرار دارد.
- در مدل STR تغییر در رژیم‌ها یا شکست‌های ساختاری به صورت درونزا توسط مدل مشخص می‌شود. بنابراین نیازی به وارد کردن متغیر موهومی و یا بررسی جداگانه شکست ساختاری نیست.
- مدل STR علاوه بر اینکه قابلیت مشخص کردن تعداد دفعات و زمان تغییر رژیم را دارد، سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نیز نشان می دهد.

به منظور بررسی فرضیه اثرگذاری غیرخطی امید به زندگی بر رشد اقتصادی این مطالعه در ٦ بخش سازماندهی شده است. بعد از بیان مقدمه در بخش دوم ادبیات تحقیق، بخش سوم روش‌شناسی تحقیق؛ بخش چهارم مروری بر داده‌های آماری، بخش پنجم برآورد مدل و نهایتاً در بخش ششم خلاصه و نتیجه‌گیری تحقیق ارائه شده است.

۲- ادبیات تحقیق

همان‌طور که می‌دانیم سلامت می‌تواند از طریق کانال‌های متفاوتی بر سطح تولید یک جامعه اثر بگذارد. یکی از مهم‌ترین کانال‌ها که در مطالعات زیادی مورد تأکید قرار گرفته این است که، کارکنان سالم‌تر کار بیشتر و بهتری را در مقایسه با دیگران انجام داده و ذهن خلاق‌تر و آماده‌تری دارند. بنابراین می‌توان گفت سلامت مستقیماً بر سطح بهره‌وری نیروی کار مؤثر است. سلامت در کنار این اثرات مستقیم، اثرات غیرمستقیمی نیز بر سطح تولید دارد. به‌عنوان مثال سلامت علاوه بر افزایش جذابیت‌های سرمایه‌گذاری در آموزش و پرورش، انگیزه افراد برای ادامه تحصیل و کسب مهارت‌های بیشتر را افزایش می‌دهد. به‌طور مشابه، افزایش سلامت و شاخص‌های آن از طریق کاهش نرخ مرگ و میر و افزایش امید به زندگی، افراد را نسبت به پس‌انداز بیشتر ترغیب می‌نماید؛ که این افزایش پس‌انداز به نوبه خود با افزایش سرمایه فیزیکی جامعه، به صورت غیرمستقیم بر بهره‌وری و رشد اقتصادی اثر می‌گذارد (پیکارجو و همکاران[4]، ۲۰۱۱: ص ۱۰٤۱).

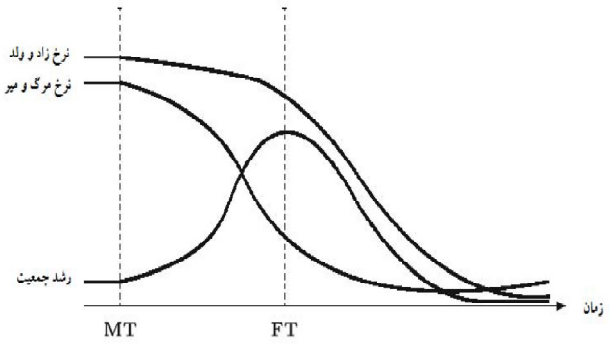
با توجه به این ارتباط تنگاتنگ و معنی‌دار، تبیین نظری رابطه بین سلامت و امید به زندگی به عنوان مهم‌ترین شاخص

1. Lorentzen et al.
2. Acemoglu and Johnson
3. Cervellati and Sunde
4. Peykarjou et al.

سنجش سطح سلامت و رشد اقتصادی مورد توجه بسیاری از اقتصاددانان قرار گرفته است. این رابطه به صورت خلاصه در قالب تئوری سرمایه انسانی[1] قابل تبیین است. تئوری سرمایه انسانی پیش‌بینی می‌کند که امید به زندگی بالاتر انگیزه سرمایه‌گذاری در کسب مهارت را ترغیب می‌کند و چون سرمایه انسانی یک عامل اصلی تعیین‌کننده در رشد اقتصادی است، سرمایه انسانی کانال اصلی اثرگذاری امید به زندگی بر رشد اقتصادی است (استر[2]، ۲۰۱۲: ص ۱).

نگاهی دقیق‌تر به ادبیات نظری موجود نشان می‌دهد در مورد نحوه اثرگذاری امید به زندگی بر رشد اقتصادی یک اجماع کلی بین اقتصاددانان وجود ندارد. از یک طرف، چنین استدلال می‌شود که افزایش امید به زندگی می‌تواند از طریق بهبود وضعیت سلامت کارگران، توان تولیدی منابع موجود در کشور را افزایش دهد و با افزایش سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت روی سرمایه انسانی موجب رشد تولید سرانه در یک کشور شود. ماسون[3] (۱۹۹۸: ص ۱۲۰) بیان می‌کند که افراد با طول عمر بیشتر مجبور به پس‌انداز برای دوران سالمندی خود بوده که این امر با تشویق سرمایه‌گذاری و سرمایه انسانی موجب رشد اقتصادی بالاتر می‌گردد. از طرفی دیگر، گالور و ویل[4] (۲۰۰۰: ص ۸۲۰) استدلال می‌کنند که امید به زندگی بیشتر ممکن است منجر به افزایش جمعیت شود که خود در حضور اثرات مالتوسی و تراکم جمعیت، موجب پایین آمدن درآمد سرانه می‌شود. مطابق استدلال مالتوس، درحالی‌که جمعیت به نسبت هندسی افزایش می‌یابد، عرضه غذا تنها می‌تواند به نسبت حسابی افزایش یابد، یعنی توانایی انسان در تولیدمثل بیش از ظرفیت زمین برای تولید غذا است که این امر باعث نزول کیفیت زندگی اغلب مردم می‌شود. از نظر او افزایش جمعیت محدود به منابع تأمین غذا بوده و وقتی این منابع زیاد شود، جمعیت هم افزایش می‌یابد، مگر آنکه مهار شود. بدین ترتیب، متوسط سرانه درآمد قویاً تمایل به سطح حداقل معیشت دارد (سرولاتی و ساندی[5]، ۲۰۰۷: صص ۲-۱).

یکی از دیدگاه‌های مهم نظری دیگری که رابطه بین امید به زندگی و رشد تولید سرانه را تبیین کرده بر پایه متدلوژی گذار جمعیت بنا شده است. در تصویر شماره ۱، یک الگوی متداول گذار جمعیت مشاهده می‌گردد. کشورهایی که از گذار جمعیت عبور نکرده‌اند، مرگ و میر و زاد و ولد بالا را تجربه می‌کنند. در این زمان نرخ رشد جمعیت عموماً مثبت اما کم است. طبق تحلیل‌های متعارف، معمولاً گذار جمعیت با کاهش در نرخ مرگ و میر که از آن به عنوان گذار مرگ و میر[6] (MT) یاد می‌گردد، شروع می‌شود. در این هنگام هنوز نرخ زاد و ولد بالا است. با کمی تأخیر، گذار باروری[7] (FT) با کاهش باروری شروع می‌شود. FT نقطه عطف نرخ رشد جمعیت را ارائه می‌کند. تأخیر بین MT و FT باعث می‌شود که الگوی معمول رشد جمعیت گوژ شکل گردد. در ابتدا رشد جمعیت به سبب مرگ و میر پایین، افزایش می‌یابد، اما در نهایت، از زمانی که کاهش باروری اثر بیشتری بر کاهش جمعیت نسبت به افزایش جمعیت مربوط به نرخ مرگ و میر پایین می‌گذارد، رشد جمعیت کاهش می‌یابد (سرولاتی و ساندی، ۲۰۱۱: ص ۱).



تصویر(۱): گذار جمعیت

Reference: Cervellati and Sunde, 2011, P. 1

افزایش امید به زندگی اگر رشد جمعیت را در صورت وجود مکانیسم مالتوسی افزایش دهد، ممکن است اثر منفی بر رشد درآمد سرانه داشته باشد. در حقیقت این استدلال اصلی عجم اوغلو و جانسون (۲۰۰۷: ص ۱) برای تبیین اثرگذاری منفی امید به زندگی بر رشد درآمد سرانه است. از طرفی دیگر، در تمامی کشورهایی که متحمل گذار جمعیت شده‌اند، افزایش

1. Human Capital Theory
2. Oster
3. Mason
4. Galor and Weil
5. Cervellati and Sunde
6. Mortality Transition
7. Fertility Transition

امید به زندگی در نهایت با رشد جمعیت منفی همراه بوده است. این مشاهده تعیین‌کننده است، چرا که اگر افزایش امید به زندگی به کاهش باروری و رشد جمعیت منجر گردد، اثرگذاری منفی امید به زندگی بر رشد درآمد سرانه نمی‌تواند بعد از گذار جمعیت عمل نماید (صرف نظر از مکانیسم واقعی که موجب گذار جمعیتی شده است). علاوه بر این، همان‌طور که در بالا بحث شد، اتکا به منابع ثابت در سطوح پایین توسعه عنصر مهم‌تری به نظر می‌رسد و انتظار می‌رود مکانیزم غیر مالتوسی که رابطه مثبت بین امید به زندگی و رشد را بیان می‌کند بعد از مکانیسم گذار جمعیت شتاب بگیرد. به عبارتی دیگر اگرچه مطابق استدلال عجم اوغلو و جانسون به صورت کلی افزایش امید به زندگی اثر منفی بر رشد درآمد سرانه دارد، اما امید به زندگی بالاتر ممکن است رشد درآمد را بعد از گذار جمعیتی از طریق تأثیر بر ساختار سنی جمعیت و نرخ وابستگی که به علت بهبود امکانات تحصیلی و افزایش نرخ مشارکت زنان و در نتیجه آن کاهش باروری می‌شود، تسریع بخشد. به صورت خلاصه می‌توان گفت این احتمال وجود دارد اثرات امید به زندگی بر رشد درآمد سرانه قبل از گذار منفی باشد، اما هیچ دلیلی وجود ندارد که انتظار برود که بعد از شروع گذار وکاهش زاد و ولد، اتفاقات قابل پیش‌بینی و قطعی بیفتد. بر این اساس، دسبردس[1] (۲۰۱۱: ص ۱۱۶) بیان می‌کند چون امید به زندگی از طریق کانال‌های مستقیم و غیرمستقیم متعدد و اساساً به صورت غیریکنوا رشد درآمد سرانه را متأثر می‌سازد، استفاده از متدهای خطی برای بررسی اثرگذاری امید به زندگی بر رشد اقتصادی می‌تواند بحث‌برانگیز باشد.

این مناقشات نظری موجود در زمینه اثرگذاری امید به زندگی بر رشد اقتصادی به نوعی در ادبیات تجربی نیز مشاهده می‌شود. کرویکس و لیکاندرو[2] (۱۹۹۹: ص ۲۵۵) با استفاده از مدل همپوشانی نسلی[3] و بر پایه مدل رشد درونزا به بررسی اثرگذاری امید به زندگی بر رشد اقتصادی پرداختند. آن‌ها دریافتند امید به زندگی، در کشورهایی با امید به زندگی نسبتاً پایین، اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد؛ اگرچه این اثر مثبت می‌تواند با افزایش متوسط سال‌هایی که فرد کار می‌کند تعدیل و خنثی شود.

جی ژانگ و جانسن ژانگ[4] (۲۰۰۵: ص ٤٥) یک مدل ساده را جهت بررسی رشد اقتصادی طراحی کردند که در آن رشد اقتصادی تحت تأثیر امید به زندگی، مدت زمان تحصیل، مصرف در دوره‌های زندگی و تعداد فرزند قرار داشته است. نتایج مطالعه پانلی آن‌ها در ۷٦ کشور تحت بررسی نشان داد که افزایش امید به زندگی اثر مثبت و معنی‌داری بر نرخ پس‌انداز، ثبت‌نام در مدارس متوسطه، رشد اقتصادی و نسبت سرمایه‌گذاری به GDP دارد.

تاباتا[5] (۲۰۰۵: ص ٤٧٢) به بررسی اثرات مراقبت‌های پزشکی بر امید به زندگی و متعاقباً بر رشد اقتصادی پرداخت. وی دریافت زمانی که امید به زندگی نسبتاً پایین است، افزایش در امید به زندگی می‌تواند اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته باشد، همچنین زمانی که در ابتدا امید به زندگی نسبتاً بالا است، نتایج برعکس می‌شود.

عجم اوغلو و جانسون[6] (۲۰۰٦: ص ۱) به منظور پاسخگویی به این سؤال که آیا افزایش امید به زندگی بر رشد اقتصادی تأثیر دارد یا خیر، از تحولات امراض بین‌المللی، موج ابداعات بین‌المللی سلامت و بهبودهایی که در این زمینه از دهه ۱۹٤۰ شروع شده بود بهره گرفتند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که نه تنها افزایش امید به زندگی درآمد سرانه را افزایش نمی‌دهد بلکه به دلیل رشد جمعیت و اثر غیرقابل شناسایی بر روی تجمع سرمایه انسانی یا بهره‌وری عوامل، درآمد سرانه را کاهش داده است.

کریوکس و همکاران[7] (۲۰۰۹: ص ۱۳۲) در مطالعه‌شان به بررسی گذار جمعیتی و اثر امید به زندگی بر رشد اقتصادی سوئیس پرداختند. آن‌ها با استفاده از داده‌های موجود، بررسی‌هایشان را از سال ۱۷۵۰ انجام دادند و این اثرات را تا سال ۲۰۵۰ پیش‌بینی کردند. نتایج نشان می‌داد که از ابتدای قرن ۱۹ میلادی تاکنون امید به زندگی اثر مثبتی بر رشد اقتصادی این کشور داشته ست.

1. Desbordes
2. Croix and Licandro
3. Overlapping Generations Model
4. Jie Zhang and Junsen Zhang
5. Tabata
6. Acemoglu and Johnson
7. Croix et al.

سرولاتی و ساندی (۲۰۱۱: ص ۱) با استفاده ازمدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) به بررسی این فرضیه که تأثیر امید به زندگی بر درآمد سرانه غیرخطی است، پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد که تأثیر امید به زندگی بر درآمد سرانه غیرخطی بوده و قبل از شروع تحولات گذار جمعیت منفی اما بعد از تحولات گذار جمعیت مثبت می‌باشد.

سرولاتی و ساندی (۲۰۱۱: ص ۹۹) در بررسی اثرگذاری غیرخطی امید به زندگی بر درآمد سرانه در ٤٧ کشور تحت بررسی دریافتند که اثر امید به زندگی بر روی رشد، در کشورهای قبل از گذار جمعیتی به طور سازگار منفی است و در کشورهای بعد از گذار جمعیتی به طور سازگار مثبت است. در ضمن نتایج این مطالعه نشان داد به طور کلی و همگام با نتایج مطالعه عجم اوغلو و جانسون (۲۰۰۷) افزایش امید به زندگی اثر منفی بر درآمد سرانه دارد.

دسبردس (۲۰۱۱: ص ١١٦) با یک نگرش جدید نشان داد بهبود در امید به زندگی یک اثر غیرخطی بر درآمد سرانه کشورها طی دوره زمانی ١٩٤٠ تا ١٩٨٠ داشته است، که این تأثیر به اینکه هر کشور درچه سطحی از امید به زندگی قرار دارد، وابسته می‌باشد. در کشورهایی که در ابتدا امید به زندگی آن‌ها کمتر از ٤٣ سال بوده، بهبود امید به زندگی اثر منفی و معنی‌دار بر درآمد سرانه داشته است، در حالی که کشورهایی که در ابتدای دوره امید به زندگی بالاتر از ۵۳ سال داشتند، بهبود امید به زندگی اثر معنی‌دار و مثبت بر درآمد سرانه داشته است.

حسن و کورای[1] (۲۰۱۲: ص ۱) با استفاده از داده‌های سالیانه ۲۰۰۹-١٩٦٠ اثرگذاری امید به زندگی زنان و مردان بر رشد اقتصادی را در ۸۳ کشور مورد آزمون قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد این اثرگذاری برای زنان و مردان مشابه نبوده به نحوی که امید به زندگی مردان اثر مثبت و امید به زندگی زنان اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

حسن[2] (۲۰۱۳: ص ۱۷) در یک مطالعه پانلی به بررسی اثرگذاری امید به زندگی بر سرمایه انسانی در طول قرن بیستم پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد امید به زندگی اثر مثبت و معنی‌داری بر سرمایه انسانی داشته به نحوی که به ازای افزایش یک ساله در امید به زندگی ۰/۱۷ سال‌های آموزشی که یک فرد کسب می‌کند افزایش می‌یابد.

کونز[3] (۲۰۱۳: ص ۱) با استفاده از الگوی بین نسلی و بر پایه مدل رشد درونزا به بررسی اثرگذاری غیرخطی امید به زندگی بر رشد اقتصادی پرداخت. بر اساس یافته‌های کونز در اقتصادهایی با میراث امید به زندگی مطلوب، به صورت کلی امید به زندگی اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته است؛ در حالی که در اقتصادهایی با میراث امید به زندگی نامطلوب، رابطه بین امید به زندگی و رشد اقتصادی به فرم U معکوس بوده است.

مهربانی (۱۳۸۹) و لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۰) رابطه بین سلامت و بهداشت و رشد اقتصادی را در ایران مورد بررسی قرار دادند. مهربانی (۱۳۸۹: ص ۳۲۷) در مطالعه خود سعی کرده است تا با اتخاذ رویکرد ادوار تجاری حقیقی و استفاده از الگوی هم‌انباشتگی جوهانسون، نقش بهداشت و سلامت نیروی کار در رشد اقتصادی ایران را مورد بررسی قرار دهد. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که از جنبه نظری، بهبود بهداشت و سلامت نیروی کار به صورت مستقیم و غیرمستقیم رابطه مستقیمی با رشد محصول دارد و از بعد تجربی در دوره ۸۵-۱۳۵۳ تولید ناخالص داخلی را به طور معنی‌داری افزایش داده است.

لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۰: ص ۸۱) با استفاده از مدل گسترش یافته سولو و سیستم معادلات همزمان و روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای (3SLS) به بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی ایران پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد موجودی سلامت سرمایه انسانی (امید به زندگی) و سرمایه‌گذاری در سلامت سرمایه انسانی اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد درآمد سرانه دارند.

حیدری و همکاران (۱۳۹۲: ص ۵۷) اثرات سرمایه اجتماعی و سرمایه سلامت و همچنین اثرات متقابل آنها را بر روی رشد اقتصادی گروه کشورهای خاورمیانه مورد بررسی و سنجش قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که نه تنها

1. Hassan and Cooray
2. Hassan
3 .Kunze

سرمایه سلامت و سرمایه اجتماعی بر روی رشد اقتصادی مؤثر است بلکه ارتباط متقابل آنها، با توجه به اینکه از یک طرف، سرمایه اجتماعی باعث تقویت شاخص‌های سلامت روحی و جسمی افراد جامعه می‌شود، و از سوی دیگر، سلامت افراد جامعه در بهبود شاخص‌های اجتماعی مؤثر است، بر روی رشد و توسعه اقتصادی کشورها اثر مضاعفی دارد.

با توجه به مبانی نظری مطروحه و مطالعات تجربی انجام گرفته دو نکته اساسی قابل استنباط می‌باشد: اولاً شناخت دقیق رابطه بین امید به زندگی و رشد اقتصادی در هر کشوری نیازمند انجام مطالعات تجربی می‌باشد که ایران نیز از این امر مستثنی نمی‌باشد. ثانیاً در بررسی تجربی این ارتباط باید توجه کرد که ممکن است امید به زندگی به صورت نامتقارن و غیرخطی بر رشد اقتصادی اثر بگذارد. بر این اساس مطالعه حاضر در بررسی اثرگذاری امید به زندگی بر رشد اقتصادی نکات مربوطه را لحاظ خواهد نمود.

۳- روش‌شناسی تحقیق

براساس نظریه‌های اقتصادی، برخی از متغیرهای سری زمانی دارای رفتار غیرخطی بوده و رفتار آن‌ها در طی زمان ثابت نمی‌باشد، بنابراین برای مطالعه این گونه متغیرها بایستی از روش‌های غیرخطی بهره گرفت. یک نمونه از مدل‌های غیرخطی که در ادبیات سری زمانی مورد استفاده قرار گرفته است مدل رگرسیون انتقال ملایم (STR)[1] می‌باشد. بر اساس این مدل‌ها، لزوماً همه فرایندها دارای تغییرات شدید حول نقطه آستانه نبوده و تغییرات در پارامترها می‌تواند به آرامی نیز صورت گیرد. در این مدل‌ها انتقالات بین رژیم‌های مختلف توسط تابع لاجستیک[2] یا تابع نمایی[3] تبیین می‌گردد. بر این اساس و به پیروی از کراتزینگ[4] (۲۰۰۵: ص ۲) و دسبردس (۲۰۱۱: ص ۱۱۶) الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) زیر را برای بررسی اثرگذاری غیرخطی امید به زندگی بر درآمد سرانه لحاظ نموده‌ایم:

(۱)

$$LIPC_t = \varphi'\omega_t + (\theta'\omega_t).G(\gamma,c,s_t) + u_t$$

که درآن LIPC لگاریتم طبیعی درآمد سرانه، ω_t برداری از متغیرهای LLE (لگاریتم امید به زندگی) و مقادیر وقفه‌دار آن بانضمام مقادیر وقفه‌دار LIPC می‌باشد.

$\phi' = (\phi_0, \phi_1, ..., \phi_p)'$ بردار ضرایب قسمت خطی و $\theta' = (\theta_0, \theta_1, ..., \theta_p)'$ بردار ضرایب قسمت غیرخطی می‌باشد. u_t جزء اخلال این معادله می‌باشد که فرض می‌شود شرط $u_t \approx iid(0,\sigma^2)$ را تأمین می‌کند. ضمناً تابع G که یک تابع لاجستیک، پیوسته و کراندار بین صفر و یک می‌باشد؛ به فرم زیر است که انتقال ملایم بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد:

(۲)

$$G(\gamma,c,s_t) = \left(1 + \exp\left\{-\gamma\prod_{k=1}^{K}(s_t - c_k)\right\}\right)^{-1}$$

$$\gamma > 0$$

در این تابع، s نشانگر متغیر انتقال، γ پارامتر سرعت انتقال و c نشان دهنده حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم می‌باشد. پارامتر K تعداد دفعات تغییر رژیم را نشان می‌دهد.

به صورت کلی برآورد مدل STR دارای سه مرحله اساسی می‌باشد. گام اول تشخیص مدل می‌باشد. شروع این مرحله با تنظیم یک مدل خطی AR است که به عنوان نقطه شروع برای تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد. مرحله دوم شامل آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها، انتخاب s_t و تصمیم‌گیری در مورد تعداد دفعات تغییر رژیم می‌باشد. در این مرحله به منظور بررسی وجود رابطه غیرخطی از نوع LSTR، تشخیص متغیر انتقال و تعیین تعداد رژیم‌ها، رگرسیون تقریبی زیر به‌کار برده می‌شود:

$$LIPC_t = \beta_0'\omega_t + \sum_{j=1}^{3}\beta_j'\tilde{\omega}_t s_t^j \qquad (۳)$$

که در آن $\omega_t = (1, \tilde{\omega}_t)'$ می‌باشد. اگر s_t قسمتی از ω_t نباشد، خواهیم داشت:

$$LIPC_t = \beta_0'\omega_t + \sum_{j=1}^{3}\beta_j'\omega_t s_t^j \qquad (۴)$$

1. Smooth Transition Regression
2. Logistic function
3. Exponential function
4. Kr¨atzig

فرضیه صفر خطی بودن مدل به صورت:

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$$

می‌باشد که آماره آزمون مورد استفاده برای آزمون فرضیه نیز آماره آزمون F می‌باشد. بعد از آنکه فرضیه خطی بودن رابطه بین متغیرها رد شد باید برای تشخیص نوع مدل غیرخطی سلسله آزمون‌های زیر بر روی مدل کمکی ۳ انجام گیرد:

1. $H_{04}: \beta_3 = 0$
2. $H_{03}: \beta_2 = 0 | \beta_3 = 0$
3. $H_{02}: \beta_1 = 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0$

آماره آزمون‌های مربوط به فرضیه‌های صفر فوق را به ترتیب با F_4 و F_3 و F_2 نشان می‌دهیم. در صورت رد فرضیّه H_{03}، مدل LSTR2 (مدل LSTR با دو بار تغییر رژیم) یا ESTR (مدل انتقال رژیم نمایی) تأیید می‌شود که با آزمودن فرضیه صفر $c_1 = c_2$ می‌توان یکی از این دو را انتخاب نمود. در صورت رد فرضیه‌های H_{04} و H_{02} مدل LSTR1 (مدل LSTR با یک بار تغییر رژیم) انتخاب می‌شود.

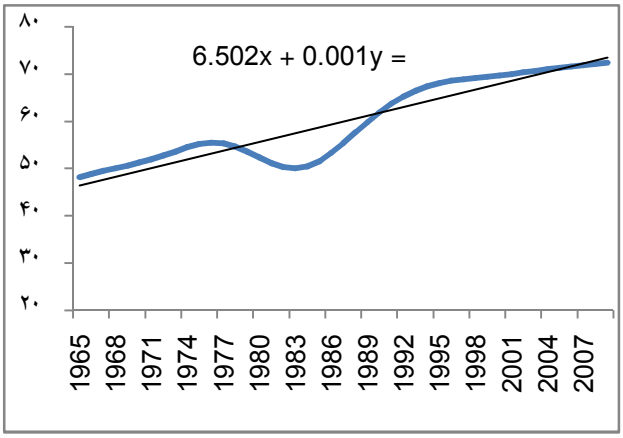
گام دوم در تخمین مدل STR تخمین مدل بوده که این مرحله شامل یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین غیرخطی و تخمین مدل با استفاده از الگوریتم نیوتن- رافسون[1] و روش حداکثر درستنمایی می‌باشد.

مرحله آخر برآورد مدل STR ارزیابی مدل می‌باشد. این مرحله معمولاً شامل تحلیل‌های گرافیکی همراه با آزمون‌های مختلفی نظیر عدم وجود خطاهای خودهمبستگی، ثابت بودن پارامترها بین رژیم‌های مختلف و عدم وجود رابطه غیرخطی باقیمانده در پسماندها می‌باشد.

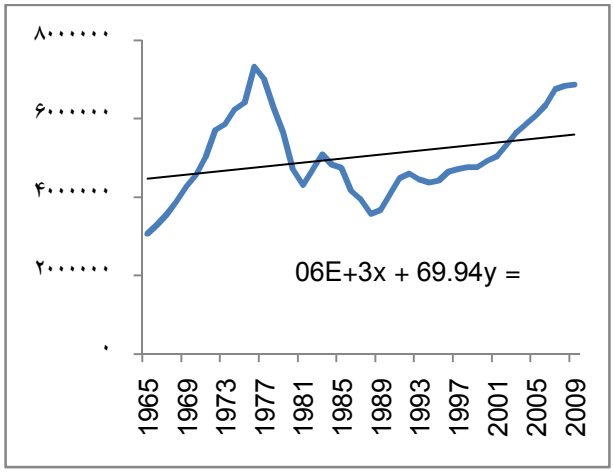
٤- مروری بر داده‌های آماری

در این پژوهش از آمار سالانه دوره ۲۰۰۹-۱۹٦٥ استفاده شده است[2]. آمار مربوط به امید به زندگی و تولید ناخالص سرانه به قیمت ثابت از بانک جهانی[3] گردآوری شده که تصویر ۲ روند امید به زندگی و تصویر ۳ روند تولید ناخالص داخلی سرانه در سال‌های مورد بررسی را نشان می‌دهند.

با توجه به تصویر ۲ اگر چه در بعضی از سال‌ها (۱۹۷۷-۱۹۸۳) روند امید به زندگی نزولی بوده، اما به صورت کلی روند آن طی دوره مورد بررسی صعودی بوده است. لازم به ذکر است امید به زندگی در ایران طی دوره مورد مطالعه با نرخ رشد متوسط ۰/۹٤ درصدی از رقمی معادل ٤٨/٢ سال در سال ۱۹٦٥ به رقمی معادل ۷۲/٤۹ سال در سال ۲۰۰۹ رسیده است که این نشان دهنده رشد چشمگیر پیشرفت‌های بهداشتی و پزشکی طی دهه‌های گذشته می‌باشد.



تصویر (۲): روند امید به زندگی طی دوره ۲۰۰۹-۱۹٦٥



تصویر (۳): روند تولید ناخالص داخلی سرانه طی دوره ۲۰۰۹-۱۹٦٥

تصویر ۳ مربوط به روند تولید ناخالص داخلی سرانه در ایران می‌باشد. همان‌طور که از تصویر هم مشخص است؛ نوسانات تولید ناخالص داخلی سرانه در دوره مورد بررسی زیاد بوده است. تولید ناخالص داخلی سرانه تا قبل از سال

1. Newton-Raphson

۲. به دلیل عدم دسترسی به داده‌های امید به زندگی در بانک‌های اطلاعاتی معتبر داخلی، این داده‌ها به صورت سال میلادی از بانک جهانی گردآوری شده است.

3. World Bank

۱۹۷۷ روند صعودی قابل ملاحظه‌ای داشته است که این روند با شروع دوره انقلاب متوقف و تا سال ۱۹۸۹ یعنی پایان جنگ تحمیلی روندی نزولی را پیموده است. از سال ۱۹۹۰ تولید ناخالص داخلی سرانه، مجدداً روندی صعودی (با شیبی ملایم‌تر از دوره ۱۹٦۵–۱۹۷۷) را تجربه کرده است.

۵- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

اولین گام در برآورد یک مدل STR تعیین وقفه‌های متغیرهای مورد استفاده در مدل می‌باشد. این‌کار با استفاده از معیارهای آکائیک[1]، شوارتز[2] و حنان کوئین[3] انجام می‌گیرد. با توجه به تعداد مشاهدات معیار شوارتز به عنوان ملاک برای تعیین وقفه در نظر گرفته شده است؛ که بر اساس این معیار وقفه بهینه برای متغیرهای رشد اقتصادی و امید به زندگی به ترتیب ۲ و ۳ تعیین می‌گردد.

جدول (۱): نوع مدل و متغیر انتقال

متغیر انتقال	ارزش احتمال آماره F	ارزش احتمال آماره F4	ارزش احتمال آماره F3	ارزش احتمال آماره F2	مدل پیشنهادی
LIPC(t-1)	0.001	0.004	0.014	0.525	LSTR1
LIPC(t-2)	0.091	0.078	0.022	0.092	Linear
LLE(t)	0.008	0.574	0.284	0.000	LSTR1
LLE (t-1)	0.002	0.055	0.699	0.000	LSTR1
LLE (t-2)	0.000	0.039	0.363	0.000	LSTR1*
LLE (t-3)	0.001	0.265	0.022	0.000	LSTR1

مأخذ: محاسبات تحقیق

در گام بعدی باید وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها مورد آزمون قرار گرفته و در صورت تأیید وجود رابطه غیرخطی، باید از بین متغیرهای مورد استفاده در مدل، متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم‌های مدل غیرخطی بر اساس آماره آزمون‌های F، F_2، F_3 و F_4 تعیین گردد. نتایج برآورد این مرحله از تحقیق در قالب جدول (۱) ارائه شده است.

با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون F گزارش شده در جدول (۱)، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن مدل برای تمامی متغیرها به جز وقفه دوم لگاریتم درآمد سرانه (LIPC) رد می‌شود و فرض وجود رابطه غیرخطی برای این متغیرها پذیرفته می‌شود. گام بعدی انتخاب متغیر انتقال مناسب از بین متغیرهای انتقال ممکنه برای مدل غیرخطی می‌باشد. برای انتخاب متغیر انتقال می‌توان هر متغیر بالقوه‌ای را لحاظ نمود اما اولویت با متغیر انتقالی است که فرضیه صفر آزمون F آن به‌طور قوی‌تری رد شود. بر این اساس مناسب‌ترین متغیر انتقال با توجه به جدول (۱) وقفه دوم لگاریتم امید به زندگی ((LLE(t-2)) تعیین می‌شود. انتخاب الگوی مناسب برای متغیر انتقال وقفه دوم لگاریتم امید به زندگی با توجه به آماره‌های F_2، F_3 و F_4 گام بعدی در تخمین مدل می‌باشد. با توجه به نتایج گزارش شده در جدول (۱)، الگوی پیشنهادی مناسب برای متغیر انتقال LLE(t-2) مدل LSTR1 یعنی مدل لاجستیک با یک نقطه آستانه‌ای انتخاب می‌گردد.

مرحله دوم در مدل‌سازی یک مدل STR، مرحله تخمین می‌باشد. با توجه به ماهیت غیرخطی این مدل‌ها، این مرحله با یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین مدل شروع می‌شود. با استفاده از این مقادیر اولیه، الگوریتم نیوتن–رافسن و حداکثر سازی تابع ML پارامترها برآورد می‌شوند که نتایج در قالب جدول (۲) گزارش شده‌اند[4].

با توجه به جدول شماره (۲) مقادیر نهایی تخمین زده شده برای پارامتر یکنواختی (γ) ۳/۹۵ و برای مقدار لگاریتم امید به زندگی (c) برابر با ٤/۰۱[5] می‌باشد. بنابراین تابع انتقال به صورت زیر خواهد بود:

$$G\left(3.95,4.01,LLE_{t-2}\right)=$$
$$\left(1+\exp\{-3.95\left(LLE_{t-2}-4.01\right)\}\right)^{-1}$$

با توجه به نکات اشاره شده در بخش روش‌شناسی تحقیق، در رژیم اول G=0 و در رژیم دوم G=1 می‌باشد. بنابراین برای

1. Akaike Criterion
2. Schwarz criterion
3. Hannan-Quinn criterion

٤. لازم به ذکر است که وقفه اول لگاریتم درآمد سرانه از دو بخش خطی و غیرخطی و عرض از مبدأ از بخش غیرخطی به دلیل اینکه به لحاظ آماری حتی در سطوح بالا هم معنی‌دار نبودند از مدل برآورد شده حذف شده‌اند.

۵. این رقم معادل ۵۵/۳٤ سال برای امید به زندگی می‌باشد.

رژیم اول داریم:

$$LIPC = 0.21 - 0.69LIPC_{t-2} - 6.56LLE_t + 16.16LLE_{t-1} - 12.69LLE_{t-2} + 2.81LLE_{t-3}$$

و برای رژیم دوم خواهیم داشت:

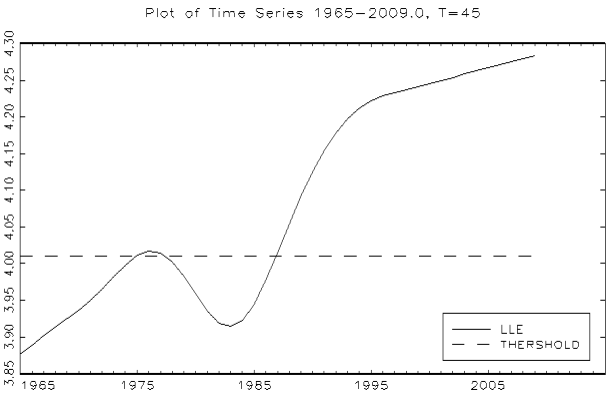
$$LIPC = 0.21 + 0.47LIPC_{t-2} - 0.15LLE_t - 1.54LLE_{t-1} + 1.51LLE_{t-2} - 0.04LLE_{t-3}$$

جدول شماره (۲): نتایج تخمین مدل

	estimate	t-stat	p-value
linear part			
CONST	0.21	3.29	0.002
LIPC(t-2)	-0.69	-2.51	0.018
LLE(t)	-6.56	-4.63	0.000
LLE (t-1)	16.16	4.21	0.000
LLE (t-2)	-12.69	-3.21	0.003
LLE (t-3)	2.81	1.76	0.089
nonlinear part			
LIPC(t-2)	1.16	2.90	0.007
LLE(t)	6.41	3.00	0.005
LLE (t-1)	-17.70	-3.68	0.001
LLE (t-2)	14.20	3.39	0.002
LLE (t-3)	-2.85	-2.38	0.085
R^2: 0.80	AIC: -6.27	SC: -5.72	HQ: -6.07

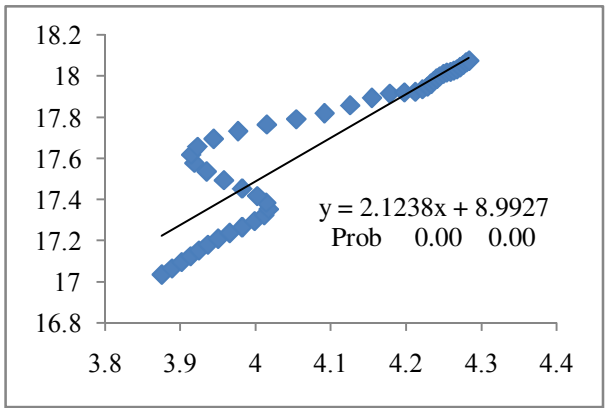
مأخذ: محاسبات تحقیق

تصویر (٤) دوره‌های مربوط به رژیم اول و دوم را با توجه به مقدار آستانه‌ای ٤/٠١ برای لگاریتم امید به زندگی نشان می‌دهد. با توجه به نمودار، سال‌های بعد از سال ۱۹۸۷ در رژیم دوم واقع شده‌اند.



تصویر (٤): روند لگاریتم امید به زندگی و مقدار آستانه‌ای آن طی دوره ۱۹٦٥-۲۰۰۹

بر اساس معادله رگرسیون برآورد شده و با توجه به اینکه مجموع ضرایب لگاریتم امید به زندگی در رژیم اول و دوم به ترتیب برابر با ۰/۲۸- و ۰/۲۲- می‌باشد می‌توان چنین استنباط کرد که افزایش امید به زندگی طی دوره مورد بررسی اثر منفی و معنی‌دار بر رشد درآمد سرانه داشته است، اگرچه در رژیم دوم (هنگامی که امید به زندگی بیش از مقدار آستانه‌ای یعنی ٥٥/٣٤ سال بوده است) از شدت این اثرگذاری منفی کاسته شده است. به عبارتی دیگر نتایج برآورد مدل STR ضمن تأیید فرضیه اثرگذاری غیرخطی امید به زندگی بر رشد اقتصادی، از نتایج مطالعه عجم اغلو و جانسون مبنی بر اثرگذاری منفی امید به زندگی بر رشد درآمد سرانه حمایت می‌کند. عجم اغلو و جانسون استدلال می‌کنند؛ افزایش امید به زندگی از طریق افزایش رشد جمعیت اثر منفی بر رشد تولید سرانه دارند. در اینجا فرض اساسی این استدلال یعنی اثرگذاری مثبت امید به زندگی بر رشد جمعیت، با استفاده از تصویر پراکنش برای ایران مورد بررسی قرار گرفته است.

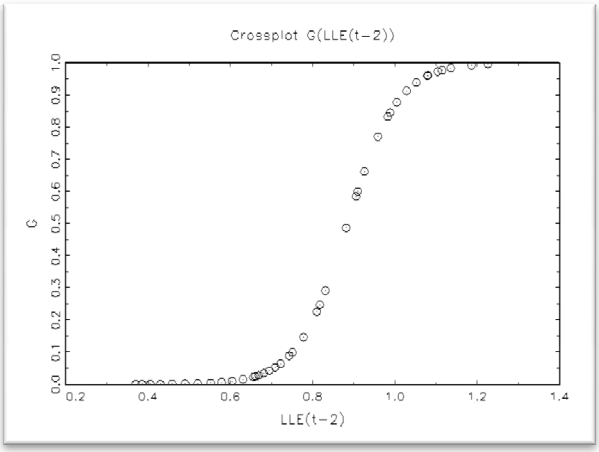


تصویر (٥): تصویر پراکنش بین لگاریتم جمعیت و لگاریتم امید به زندگی طی دوره ۱۹٦٥-۲۰۰۹

با توجه به تصویر ٥، امید به زندگی اثر مثبت و معنی‌دار قابل ملاحظه‌ای بر رشد جمعیت ایران طی دوره مورد بررسی داشته است. بنابراین می‌توان گفت علت اثرگذاری منفی امید به زندگی بر رشد اقتصادی، اثر مثبت و معنی‌دار آن بر رشد جمعیت بوده است، اگرچه کاهش شدت این اثرگذاری منفی در رژیم دوم بر اساس نظریه گذار باروری یعنی نقطه‌ای که افزایش امید به زندگی شروع به کاهش جمعیت می‌کند، نزدیک می‌شود. ذکر این نکته ضروری می‌باشد که یکی دیگر از دلایل این اثرگذاری منفی می‌تواند بررسی آثار بلندمدت آستانه‌ای

امید به زندگی بر رشد اقتصادی در قالب مدل STR باشد که موجب شده همانند نظریه گذار این آثار در یک فرایند بلندمدت و غیرخطی مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرند.

مرحله سوم و به عبارتی مرحله بعد از تخمین مدل، مرحله ارزیابی مدل می‌باشد. این قسمت را با تحلیل گرافیکی آغاز می‌کنیم. با توجه به تابع لاجستیک مربوط به تغییر رژیم در تصویر (٦) می‌توان لحظه تغییر رژیم را برای الگوی برآورد شده ملاحظه نمود.



تصویر (٦): نمودار تابع لاجستیک مربوط به تغییر رژیم

در مرحله ارزیابی علاوه بر تحلیل گرافیکی به بررسی خطاهای احتمالی در مرحله تخمین نیز پرداخته می‌شود. اولین آزمون مورد بررسی، آزمون عدم وجود خطای خود همبستگی می‌باشد. ارزش احتمال آماره آزمون F برای وقفه‌های یک تا هشت این آزمون به ترتیب برابر با ۰/۱۱، ۰/۳۱، ۰/۵۰، ۰/٦٦، ۰/۸۷، ۰/۷۸، ۰/٤۹ و ۰/٦۳ برآورد شده است که بر اساس آن فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خطای خود همبستگی در سطح اعتماد مناسبی برای تمامی وقفه‌ها رد نمی‌شود.

دومین آزمون مورد بررسی، آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای مدل می‌باشد. با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون F برآورده شده (۰/۸٤)، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی در سطح اعتماد مناسبی رد نمی‌شود. لذا مدل به‌طور کلی توانسته رابطه غیرخطی بین متغیرها را تصریح کند.

آزمون مورد بررسی دیگر مربوط به ثابت بودن پارامترها در رژیم‌های مختلف است. ارزش احتمال آماره F این آزمون برای تابع انتقال H_1، ۰/۰٤ برآورد شده که بر اساس آن فرضیه صفر این آزمون مبنی بر یکسان بودن ضرایب در قسمت خطی و غیرخطی در سطح احتمال ۹۵ درصد رد می‌شود.

علاوه بر این آزمون‌های اصلی در مدل STR می‌توان آزمون‌های ARCH-LM و آزمون Jarque-Bera را نیز به ترتیب برای بررسی خطاهای وجود ناهمسانی واریانس‌ها و نرمال نبودن باقیمانده‌ها به‌کار برد. براساس آزمون ARCH-LM، ارزش احتمال آماره‌های F و χ^2 به ترتیب ۰/٦۱ و ۰/٤۷ برآورد شده است. بر اساس ارزش احتمال هر دو این آماره‌ها فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خود رگرسیونی (ARCH) در سطح اعتماد مناسبی رد نمی‌شود. در ضمن ارزش احتمال آماره χ^2 آزمون Jarque-Bera، ۰/۵۹ برآورد شده است که بر اساس آن فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن پسماندها در سطح اعتماد مناسبی رد نمی‌شود. به‌طور خلاصه مطابق آزمون‌های ارزیابی مدل، مدل غیر خطی تخمین زده شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت بحث اثرگذاری امید به زندگی بر رشد اقتصادی و مناقشات نظری و تجربی موجود، مطالعه حاضر تلاش کرده است با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم و داده‌های دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹٦۵ به بررسی اثرگذاری غیرخطی امید به زندگی بر رشد اقتصادی ایران بپردازد. نتایج حاصل از برآورد الگوی تحقیق نشان داد که امید به زندگی به صورت غیرخطی و در قالب یک ساختار دو رژیمی بر رشد اقتصادی ایران اثر گذاشته است. با توجه به اینکه مجموع ضرایب لگاریتم امید به زندگی در رژیم اول و دوم به ترتیب برابر با ۰/۲۸- و ۰/۲۲- برآورد شده است، همگام با نتایج مطالعه عجم اوغلو و جانسون (۲۰۰۷) می‌توان چنین استنباط کرد که افزایش امید به زندگی طی دوره مورد بررسی اثر منفی و معنی‌دار بر رشد درآمد سرانه داشته است، اگرچه در رژیم دوم از شدت این اثرگذاری منفی کاسته شده است. این اثرگذاری منفی با توجه به سطح پایین تولید سرانه در کشور و

روند صعودی امید به زندگی، توجه ویژه‌ای را از سوی برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران کشور می‌طلبد. بر این اساس توصیه می‌شود با اتخاذ سیاست‌هایی چون متناسب‌سازی و تسهیل فضای کسب و کار و اهتمام به اجرای بسته‌های ارتقای بهره‌وری در راستای تحقق اهداف سند چشم‌انداز، از فشار وارده بر رشد تولید سرانه از طریق افزایش امید به زندگی کاسته شود.

منابع

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

لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ فلاحی، محمدعلی و برجی، معصومه (۱۳۹۰)، "*بررسی تأثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی ایران*"، *مدیریت سلامت*، سال ١٤، شماره ٤٦، صص ۷۱-۵۷.

مهربانی، وحید (۱۳۸۹)، "*سلامت نیروی کار و رشد اقتصادی در ایران*"، *فصلنامه رفاه اجتماعی*، سال دهم، شماره ۳۷، صص ۳۵۰-۳۲۷.

Acemoglu, D. and Johnson, S. (2006), "Disease and Development: The Effects of Life Expectancy on Economic Growth", NBER, Working Paper 12269.

Acemoglu, D., and Johnson, S. (2007), "Disease and Development: The Effect of life Expectancy on Economic Growth", Journal of Political Economy, 115(6), pp. 925–985.

Cervellati, M. and Sunde, U. (2007), "Human Capital, Mortality and Fertility: A Unified Theory of the Economic and Demographic Transition", IZA Discussion Paper, No. 2905.

Cervellati, M. and Sunde, U. (2011), "Life Expectancy and Economic Growth: the Role of the Demographic Transition", Published Online, 11 May 2011, Springer.

Croix, D., Lindh, T., and Malmberg , B. (2009), "Demographic Change and Economic Growth in Sweden: 1750–2050", Journal of Macroeconomics, 31, pp. 132–148.

Croix, D., and Licandro, O. (1999), "Life Expectancy and Endogenous Growth", Economic Letters, 65, pp. 255–263.

Desbordes, R. (2011), "The Non-Linear Effects of Life Expectancy on Economic Growth", Economic Letters, 112, pp. 116–118.

Galor, O. and Weil, D.N. (2000), "Population, Technology, and Growth: From Malthusian Stagnation to the Demographic Transition and Beyond", American Economic Review, 90(4), pp. 806–828.

Hassan, C.W. (2013), "Life Expectancy and Human Capital: Evidence from the International Epidemiological Transition", Journal of Health Economics, Available online 4 October 2013.

Hassan, G. and Cooray, A. (2012), "The Effect of Female and Male Health on Economic Growth: Cross-Country Evidence within a Production Function Framework", MPRA Paper No. 40083.

Heidari, H., Faaljou, H., Nazariyan, E. and Mohammadzadeh, Y. (2013), "Social Capital, Health Capital and Economic Growth in the Middle East Countries", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 3 (11), pp. 57-74.

Kr¨atzig, M. (2005), "STR Analysis in JMulTi", http://www.jmulti.de/download/help/str.pdf.

Kunze, L. (2013), "Life Expectancy and Economic Growth, Royal Economic Society", Annual Conference, 3-5 April 2013, Royal Holloway, University of London.

Lorentzen, P., McMillan, J. and Wacziarg, R. (2008), "Death and Development", Journal of Economic Growth, 13(2), pp. 81–124.

Lotfalipoor, M.R., Fallahi, M.A. and Borji, M. (2011), "The Effect of Health Indicators on Economic Growth in Iran", Health Management,

14 (46), pp. 57-71.

Mason, A. (1998), "Saving, Economic Growth, and Demographic Change", Population and Development Review, 14, pp. 113-144.

Mehrabani, V. (2010), "Health of Workforce and Economic Growth in Iran", Journal of Social Welfare, 10 (37), pp. 327-350.

Meltzer, D. (1995), "Mortality Decline, the Demographic Transition, and Economic Growth", Brigham and Women's Hospital and National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.

Oster, E., Shoulson, I. and Dorsey, R. (2012), "Limited Life Expectancy, Human Capital and Health Investments", NBER Working Paper No. 17931.

Peykarjou, K., Bakhshande Gollu, R., Parhizi Gashti, H. and Beigpoor Shahrivar, S. (2011), "Studying the Relationship between Health and Economic Growth in OIC Member States", Journal of Contemporary Research in Business, 3(8), pp. 1041- 1054.

Tabata, K. (2005), "Population Aging, the Costs of Health Care for the Elderly and Growth", Journal of Macroeconomics, 27, pp. 472–493.

Zhang, J. and Zhang, J. (2005), "The Effect of Life Expectancy on Fertility, Saving, Schooling and Economic Growth: Theory and Evidence", the Scandinavian Journal of Economics, 107, pp. 45–66.

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.	Erfani, A.	Mehrara, M.	Razmi, M. J.
Abdolmaleki, H.	Ezzati, M.	Mehregan, N.	Sadeghi, H.
Abu Nuri, E.	Fallahi, M. A.	Mir Bagheri Hir, M.N.	Sadeghi, Z.
Afshari, Z.	Fotros, M.H.	Mirzaei, H.	Sahabi, B.
Agheli, L.	Hazeri, H.	Mohammad Zadeh, P.	Salimi far, M.
Ahmadi Shadmehri, M.T.	Hakkak, M.	Momeni, F.	Samadi, A.H.
Akbari, N.	Homayuni Far, M.	Monsef, A.	Seyf, A.
Akbarian, R.	Hoseini Nasab, S.E.	Naderi, M.	Shahabadi, A.
Arman, S.A.	Jalaei, S.A.	Najafi Zadeh, S. A.	Shahiki Tash, M. N.
Atrkare Roshan, S.	Jafari Samimi, A.	Najar Zadeh, R.	Shahnoushi, N.
Bafande Imandust, S.	Karimzadeh, M.	Nasrollahi, K.	Sharifi Ranani, H.
Biabani, J.	Karshenasan, A.	Nasrollahi, Z.	Soheyli, S.
Dadgar, Y.	Khalili Eraghi, M.	Pedram, M.	Suri, A.
Delangizan, S.	Khoda Bakhshi, A.	Pour Faraj, A.	Tari, F.
Dehmardeh, N.	Khoda panah, M.	Rahmani, T.	Vaez, M.
Ebrahimi, M.	Komijani, A.	Rajabi, M.	Yavari, K.
Elmi, Z.M.	Lashkari, M.	Ranjpour, R.	Zaraanezhad, M.
Emadzadeh, M.	Makkeyan, S. N.	Rasekhi, S.	

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. 4, No. 13, January 2014