بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی- پژوهشی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسؤول: دکتر هادی غفاری

سر دبیر: دکتر محمدرضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

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

ویراستار فارسی: دکتر محسن ذوالفقاری

ویراستار انگلیسی: دکتر 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.

همکاران علمی‌فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

دکتر سیدعزیز آرمن	دکتر منصور خلیلی عراقی	دکتر حسین صادقی	دکتر پرویز محمدزاده
دکتر محسن ابراهیمی	دکتر یداله دادگر	دکتر زین‌العابدین صادقی	دکتر یوسف محنت‌فر
دکتر اسماعیل ابونوری	دکتر سهراب دل‌انگیزان	دکتر لطفعلی عاقلی	دکتر سیدنظام‌الدین مکیان
دکتر محمدطاهر احمدی	دکتر سعید راسخی	دکتر حجت‌اله عبدالملکی	دکتر عبدالعلی منصف
شادمهری	دکتر مصطفی رجبی	دکتر قهرمان عبدلی	دکتر داوود منظور
دکتر زهرا افشاری	دکتر تیمور رحمانی	دکتر علی‌رضا عرفانی	دکتر فرشاد مؤمنی
دکتر رضا اکبریان	دکتر محمدجواد رزمی	دکتر مرتضی عزتی	دکتر محسن مهرآرا
دکتر حسین اکبری‌فرد	دکتر رضا رنج پور	دکتر علی عسگری	دکتر نادر مهرگان
دکتر صادق بافنده‌ایمان‌دوست	دکتر منصور زراءنژاد	دکتر صدیقه عطرکارروشن	دکتر میرناصر میرباقری‌هیر
دکتر جهانگیر بیابانی	دکتر بهرام سحابی	دکتر مصطفی عمادزاده	دکتر زهرا میلا علمی
دکتر مهدی پدرام	دکتر مصطفی سلیمی‌فر	دکتر محمدحسن فطرس	دکتر مرتضی نادری
دکتر علیرضا پورفرج	دکتر کیومرث سهیلی	دکتر علی فلاحتی	دکتر رضا نجارزاده
دکتر فتح‌اله تاری	دکتر اله‌مراد سیف	دکتر محمدعلی فلاحی	دکتر سیدعباس نجفی‌زاده
دکتر احمد جعفری صمیمی	دکتر ابوالفضل شاه‌آبادی	دکتر محمد علی فیض‌پور	دکتر زهرا نصرالهی
دکتر سید عبدالمجید جلائی	دکتر ناصر شاهنوشی	دکتر زهرا کریمی تکانلو	دکتر خدیجه نصرالهی
دکتر هاتف حاضری‌نیری	دکتر حسین شریفی‌رنانی	دکتر علی کارشناسان	دکتر محمد واعظ‌برزانی
دکتر سید ابراهیم حسینی‌نسب	دکتر احمد شعبانی	دکتر مصطفی کریم‌زاده	دکتر مسعود همایونی‌فر
دکتر مسعود خداپناه	دکتر علیرضا شکیبایی	دکتر اکبر کمیجانی	دکتر کاظم یاوری
دکتر اکبر خدابخشی	دکتر محمدنبی شهیکی‌تاش	دکتر محمد لشکری	

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

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

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 علمی‌به 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، 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.

لازم به 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.
- مسؤولیت 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 اثر کارآفرینی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب..... ۹
دکتر احمد صباحی، دکتر علی اکبر ناجی میدانی، الهه سلیمانی

آزمون پایداری تورم در ایران (۱۳۹۰– ۱۳۵۱) : کاربردی از الگوهای ARFIMA..... ۱۹
دکتر امیرمنصور طهرانچیان، دکتر احمد جعفری صمیمی، روزبه بالونژاد نوری

بررسی اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی: مقایسه‌ای بین کشورهای OECD و UMI..... ۲۹
دکتر عباسعلی ابونوری، منیژه تیموری

بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران..... ٤١
حامد صاحب هنر، دکتر علی چشمی، دکتر محمدعلی فلاحی

سرمایه اجتماعی، سرمایه سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه..... ۵۷
دکتر حسن حیدری، دکتر حمیدرضا فعالجو، علمناز نظریان، یوسف محمدزاده

فضای کسب و کار، راهبرد رشد؛ مقایسه کشورهای اسلامی منطقه منا و سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی..... ۷۵
دکتر سید نظام‌الدین مکیان، مهدی امامی میبدی، سمانه عشرتی، زهره احمدی

تخمین کشش سرمایه انسانی در الگوی رشد اوزاوا– لوکاس برای اقتصاد ایران..... ۸۵
حسین حاجی خدازاده، دکتر رسول بخشی‌دستجردی، حمیدرضا نصیری‌زاده

سخن سردبیر:

سال ۹۲ سال «حماسه سیاسی و حماسه اقتصادی» است. این امر نشان‌دهنده اهمیت اقتصاد در کنار سیاست است. این سال، سال «حماسه» است و دلیل آن تا حد زیادی واضح است. شوک‌ها و سختی‌های اقتصادی که در سال ۹۱ بر کشور تحمیل شده است به راستی نیازمند یک حماسه‌سازی برای عبور دادن کشور از گردنه بحران اقتصادی است.

حماسه اقتصادی چیزی جز رفع وابستگی بودجه جاری کشور به نفت و لاجرم حمایت و تقویت تولید ملی نیست. بیش از یک قرن است که اقتصاد ایران، به لحاظ ساختاری وابسته به نفت است. به همین دلیل مشکلات امروز اقتصاد ایران همان مشکلات سال‌های متمادی گذشته بوده و کانون تحریم‌ها هم، همان‌جایی است که نقطه ضعف بزرگ اقتصاد ایران است.

از سوی دیگر تحقق حماسه اقتصادی بدون توجه به تولید غیرممکن است. تولید نبض برنامه‌های اقتصادی است که تمام موج‌های بعدی تغییرات از جمله اصلاح سیاست‌های ارزی باید از این نقطه آغاز شود. دولت جدید نقشی کلیدی در حل این مشکلات دارد و می‌تواند با اصلاح برخی برنامه‌ها و سیاست‌های نامناسب در عرصه اقتصادی، مسیر بلندمدت را برای رشد و شکوفایی کشور فراهم کند.

بدون شک می‌توان گفت حماسه‌سازی اقتصادی از هر دو جبهه – مردم و مسولان – باید مد نظر واقع شود. در جبهه مردم، نگاه امیدوارانه و همت بلند لازمه حضور جهادی است و در جبهه مسئولان نیز با توجه به تجربیاتی که از سال ۹۱ به دست آمده است، برنامه‌ریزی دقیق، پرهیز از تصمیم‌گیری‌های خلق‌الساعه و مدیریت فضای اقتصاد کشور به شکل روشمند و هوشمندانه است. حماسه سازی یک شرط اساسی دارد، و آن همدلی و همیاری کسانی است که قرار است حماسه بسازند. باید از مسئولان خواست که با مدیریت صحیح و علمی، مردم را با برنامه‌های خود و مسیر تحول اقتصادی کشور در این برهه حساس همراه سازند.

"فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی" نیز در راستای دستیابی به این هدف گام برمی‌دارد. باشد که انتشار آخرین یافته‌های علمی محققین کشور در زمینه مباحث رشد و توسعه اقتصادی منجر به استفاده کارشناسان و سیاست‌گزاران جهت برنامه ریزی‌های علمی قرار گیرد.

بررسی اثر کارآفرینی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب

The Study of the Effect of Entrepreneurship on Economic Growth in Selected Countries

دکتر احمد صباحی*، دکتر علی اکبر ناجی میدانی**، الهه سلیمانی***

دریافت: ۱۳۹۱/۱۱/۲۳ پذیرش:۱۳۹۲/۲/۲۵

چکیده:

این پژوهش به بررسی اثر کارآفرینی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب، با استفاده از داده‌های سال ۲۰۰۸ می‌پردازد. پژوهش کاربردی است و گردآوری اطلاعات از طریق روش کتابخانه‌ای-اسنادی انجام می‌شود. که با استفاده از مدل رشد درونزای رومر، متغیر کارآفرینی در کنار دیگر متغیرهای مهم مؤثر بر رشد، وارد مدل می‌شود. برای اندازه‌گیری کارآفرینی از سه شاخص مختلف، از جمله شاخص‌های «سازمان دیده‌بان جهانی کارآفرینی» استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل به روش حداقل مربعات معمولی برای دسته داده‌های مقطعی در هر سه شاخص، مؤید یکدیگر است که این امر دقت و استحکام نتایج و یافته‌های تحقیق را تقویت می‌نماید. یافته‌های تحقیق حاکی از اثر معنی‌دار کارآفرینی بر رشد اقتصادی است. البته میزان و نوع تأثیر به سطح درآمد سرانه کشورها بستگی دارد. بدین صورت که در کشورهای با درآمد سرانه بالا، اثر کارآفرینی بر رشد اقتصادی مثبت و در کشورهای کم‌درآمد و فقیر این اثر منفی است. بر اساس نتایج پژوهش، کارآفرینی در کشورهای توسعه‌یافته به‌خصوص بر اساس جنبه نوآوری آن باید مورد تأکید قرار گرفته و در کشورهای در حال توسعه نیز نیاز به سیاست‌های تشویقی دولت‌ها برای افزایش مشارکت در اقتصاد به شکل کارآفرینی، احساس می‌شود.

کلمات کلیدی: کارآفرینی، نوآوری، رشد اقتصادی، الگوهای رشد درونزا، مدل اقتصادسنجی.

طبقه‌بندی JEL: O49, O31, L26 .

* دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
Email: Sabahi2005@yahoo.com
** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
Email: Naji@um.ac.ir
*** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول)
Email: Soleimanielahe@gmail.com

Ahmad Sabahi (Ph.D.), Ali Akbar Naji Meidani (Ph.D.)**, Elahe Soleimani****

Received: 11/Feb/2013 Accepted: 15/May/2013

Abstract:

This study examines the impact of entrepreneurship on economic growth in selected countries, using data from the 2008 addresses. The study is applicational and gathering of data is doing through attributive style. Using the Romer endogenous growth model, variables that influence the growth of entrepreneurship, along with other important variables entered into the model. Three different indicators to measure entrepreneurship, including Global Entrepreneurship Monitors indexes are used. The results of the model estimated by Ordinary Least Squares support each other for sectional data in all three indexes, that this is will strengthen consistency and accuracy of results and findings. Findings suggest significant effects of entrepreneurship on economic growth. Of course, the amount and type of impact depends on the level of countries's per capita income. So that in countries with high per capita income, entrepreneurship has positive effects on economic growth and entrepreneurship in low income and poor countries has a negative effect.

According to the research's results, entrepreneurship should be emphasized especially on the basis of innovation in the developed countries and is felt the need for government incentive policies to increase their participation in the economy in the form of entrepreneurship in developing countries also.

Keywords: Entrepreneurship, Innovation, Economic Growth, Endogenous Growth Models, Econometric Models.
JEL: L26, O31, O49.

* Associate Professor of Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran.
Email: Sabahi2005@yahoo.com
** Assistant Professor of Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran.
Email: Naji@um.ac.ir
*** M.A. in Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran.
Email: Soleimanielahe@gmail.com

مقدمه

کارآفرینی از منابع مهم و پایان‌ناپذیر همه جوامع بشری است. منبعی که به توان خلاقیت انسان‌ها برمی‌گردد. از یکسو ارزان و از سوی دیگر بسیار ارزشمند و پایان‌ناپذیر است. از جمله اثرات کارآفرینی در اقتصاد کشورها ایجاد اشتغال و رشد اقتصادی است که همواره مورد توجه پژوهشگران قرار داشته است (مطیعی، ۱۳۹۰: ص ٤١). بسیاری از اقتصاددانان و سیاست‌مداران بر این عقیده‌اند که کارآفرینی بر رشد تولید ناخالص داخلی[1] (GDP) اثر مثبت دارد (کری و توریک، ۲۰۰۳: ص٤٣٨)[2].

بطور کلی در نظریه‌های اقتصادی، رشد اقتصادی در نتیجه طیف وسیعی از عوامل اقتصادی، اجتماعی و سیاسی از جمله موارد زیر ایجاد می‌شود:

۱- انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی.

۲- تعامل میان سرمایه‌گذاری مؤسسات خصوصی و دولتی و اقتصاد خارجی.

۳- اتخاذ ایده‌های جدید و انباشت دانش تکنولوژیک (کوکینو، ۲۰۰۵: ص۲)[3].

شومپیتر با وارد کردن بحث نوآوری در علم اقتصاد، جزء اولین کسانی بود که به بررسی نقش تکنولوژی در رشد اقتصادی پرداخت. چارچوب نظری اثرات نوآوری بر کارائی، بهره‌وری و رشد اقتصادی بر پایه تئوری رشد درون‌زای سولو[4]، ارو[5]، رومر[6] و لوکاس[7] توسعه یافت. نوآوری خود شامل دو عمل است: تحقیق و توسعه. تحقیق به تولید اطلاعات و توسعه به استفاده از اطلاعات بدست آمده برای ایجاد کالاها و محصولات جدید می‌گویند. تولید کالاها و محصولات جدید (تجاری‌سازی) نیز نیاز به بنگاه نوآور دارد تا ترکیبی از دارایی‌ها را به همراه تکنولوژی بکار گیرد و این دانش عمومی (تکنولوژی) را به کالا تبدیل کرده و ایجاد مزیت رقابتی کند. در این میان کارآفرینی فرایندی است که از فرصت‌های موجود در محیط یا فرصت‌هایی که از طریق نوآوری ایجاد شده، به منظور ایجاد ارزش بهره‌برداری می‌کند (همان: ص۷). به این ترتیب فعالیت‌های کارآفرینی و نوآوری می‌توانند به عنوان عوامل کلیدی ارتقاء رشد و افزایش بهره‌وری دیده شوند. بر اساس این دیدگاه، موفقیت اقتصادی و رقابت‌پذیری حاصل ترکیب محیط مساعد کارآفرینی، رفتار نوآورانه و ایجاد ترکیب جدیدی از عوامل تولید است که تبدیل به موتور رشد اقتصادی می‌شوند.

امروزه صاحب‌نظران بر نقش کارآفرینی در توسعه اقتصادی و اجتماعی اتفاق نظر دارند. بر اساس مطالعاتی که آدرچ و توریک[8] (۲۰۰۱) انجام داده‌اند، حضور بنگاه‌های کوچک در صنایع تولیدی کشورهای ثروتمند اروپا به رشد اقتصادی کمک می‌کند، درحالیکه تأثیر این بنگاه‌ها بر رشد اقتصادی در کشورهایی با GDP سرانه کمتر چندان ملموس نیست. دلیل اهمیت این موضوع آن است که کشورهایی مانند ایران اغلب در سطوح درآمدی پایین‌تری قرار دارند، پس بررسی نقش کارآفرینی در عملکرد اقتصادی کشور، اهمیت ویژه‌ای دارد. از سویی با توجه به اینکه بخش اعظم بنگاه‌های کوچک در کشور ما را بنگاه‌های کارآفرین تشکیل داده‌اند، بررسی نقش آنها در رشد اقتصادی کشور و تبیین اهمیت این دسته از بنگاه‌ها، می‌تواند توجه سیاست‌مداران را به ارائه راهکارهای مفید توسعه فعالیت‌های کارآفرینی در کشور جلب نماید.

مطالعات داخلی

۱- مطالعه عابدی (۱۳۸۰) نشان داد که انگیزه پیشرفت و تمایل به ریسک‌پذیری در بین کارآفرینان صنایع کوچک، متوسط و بزرگ، به طور معنی‌داری با یکدیگر متفاوت است. همچنین بین ریسک‌پذیری و میزان اشتغال ایجاد شده توسط کارآفرینان

1. Gross Domestic Product
2. Caree & Thurik (2003)
3. Kokkinou (2005)
4. Solow
5. Arrow
6. Romer
7. Locus
8. Audretsch & Thurik (2001)

رابطه معنی‌داری وجود دارد.

۲- چراغعلی (۱۳۸۳) نشان می‌دهد که مواردی چون: عدم دسترسی به منابع مالی و امکانات بنیادین و مقررات مناسب حمایت‌کننده از کارآفرینان، همچنین نبود فرهنگ و روحیه کارآفرینی و عدم آشنایی کارآفرینان بالقوه با مهارت‌های مدیریتی باعث کاهش کارآفرینی در بخش‌های صنعت و کشاورزی شده است (دادگر و غلامزاده، ۱۳۸۹: ص٦٤).

مطالعات خارجی

۱- ون استل، کری و توریک (۲۰۰۵) با استفاده از داده‌های دیده‌بان جهانی کارآفرینی[1] (GEM) در قالب مدلی با بکار بردن چندین متغیر جایگزین رشد، اثرات کارآفرینی بر رشد اقتصادی را در بین کشورها بررسی کردند و برای کارآفرینی از نرخ نسبت کارآفرینان نوپا و مالکان تجاری بنگاه‌های نسبتا جدید[2] (TEA) استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهد که فعالیت کارآفرینی، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اما این اثر به سطح درآمد سرانه بستگی دارد، به طوری‌که کارآفرینی در کشورهای در حال توسعه اثر منفی بر رشد GDP دارد و برای کشورهای توسعه یافته اثر آن مثبت است. بنابراین، به نظر می‌رسد که اثر فعالیت کارآفرینانه بر رشد اقتصادی در یک کشور معین، به سطح فعلی GDP سرانه بستگی دارد.

بنابراین ممکن است در کشورهای نسبتاً فقیر کارآفرینی اثری منفی بر GDP سرانه داشته باشد. می‌توان نتایج زیر را بیان نمود:

۱) در این کشورها تعداد بنگاه‌های بزرگ اندک است و این امر موجب می‌شود بسیاری از افراد به کسب و کار مستقل بپردازند، چرا که هیچ شانسی برای اشتغال در بخش صنعت وجود ندارد.

۲) سطح سرمایه انسانی در این کشورها در مقایسه با کشورهای نسبتاً ثروتمند، از متوسط هم پایین‌تر است.

۳) آدرچ و توریک (۲۰۰۱) و همچنین ونکرز[3] و توریک (۱۹۹۹) در مطالعات خود اظهار داشتند، حرکت اساسی از اقتصاد مدیریت شده به سمت اقتصاد کارآفرینانه در کشورهای توسعه‌یافته عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی (OECD) در طول دهه ۱۹۸۰ شکل گرفته است که منجر به ایجاد اثرات متفاوت کارآفرینی بر رشد اقتصادی در کشورهای ثروتمند و فقیر در طی زمان شده است. مدل اقتصاد مدیریت شده رجحان عوامل تولید سرمایه و نیروی کار (غیرماهر) را به عنوان منابع مزیت رقابتی منعکس می کند. در مقابل مدل اقتصاد کارآفرینانه نه تنها نفوذ عامل تولید دانش را دیکته کرده، بلکه در این اقتصاد، عامل دانش توسط یک عامل بسیار متفاوت اما مکمل، نقش ایفا می کند و آن عامل فعالیت کارآفرینانه است که با استفاده از سرریزهای دانش در مدل گنجانده شده است.

تئوری سرریز دانش کارآفرینی

این نظریه مطرح می‌کند که دانش به نتایج درونزایی در سرریز دانش منجر می‌گردد، و به کارآفرینان این امکان را می‌دهد تا فرصت‌ها را شناسایی کرده و از آنها بهره‌برداری کنند. بر اساس این تئوری افراد به دلیل عدم توانایی در تجاری‌سازی ایده‌های خود در بستر بنگاه‌ها و سازمان‌های موجود، بنگاه‌ها و کسب و کارهای جدید را راه‌اندازی می‌کنند. با این دیدگاه سرریز دانش کانالی برای انتقال دانش از بنگاه‌های موجود به بنگاه‌های جدید می‌باشد (آدرچ و کلبچ، ۲۰۰۲: ص۲۹)[4].

کانال‌های اثرگذاری کارآفرینی بر رشد اقتصادی

به عقیده آدرچ و توریک سه مسیر برای اثرگذاری کارآفرینی بر رشد اقتصادی وجود دارد:

کانال اول: ایجاد سرریز دانش

در نظریه‌های نوین رشد، زمانی‌که اقتصاد به حالت پایدار دست

1. Global Entrepreneurship Monitor
2. Total Entrepreneurial Activity
3. Wennekers
4. Audretsch & Keilbach (2002)

یابد، رشد درآمد سرانه تنها از طریق رشد دانش میسر خواهد بود و این امر، منجر به ظهور تکنولوژی‌های تولید کاراتر و بهره‌وری بیشتر می‌گردد. رومر در فرمول‌بندی جدید خود از رشد (۱۹۸٦)، انباشت و سرریز دانش را مبنای رشد درونزای یک اقتصاد می‌داند. وی در درجه اول دانش را به عنوان سرریزی از سطح انباشت سرمایه، و سپس سرریزی از انباشت دانش می‌داند.

کانال دوم: افزایش رقابت

افزایش تعداد بنگاه‌ها نه تنها موجب افزایش رقابت در اتخاذ ایده‌های جدید می‌شود، بلکه رقابت بیشتر بین بنگاه‌ها، سبب تسهیل ورود بنگاه‌های جدیدی می‌شود؛ که در زمینه تولید محصول خاص جدیدی، تخصص دارند.

کارآفرینان از طریق افزایش رقابت، بهره‌وری را افزایش می‌دهند. آنها از طریق معرفی گونه‌های محصولات و خدمات موجود در بازار، دانش ما را افزایش می‌دهند. در نتیجه، انتخاب بهترین ترکیب‌های بازار محصول میسر می‌شود. در این فرایند، سرریزهای دانش نقش مهمی را بازی می‌کنند.

کانال سوم: ارائه تنوع و نوآوری

شومپیتر در مطالعات اولیه خود (۱۹۱۱)، مفهوم کارآفرینی را در قالب نوآوری، به عنوان نقش کلیدی در پیشبرد توسعه اقتصادی، وارد کرد. فعالیت‌های نوآورانه کارآفرینان با ایجاد اختلالات ثابت به یک سیستم اقتصادی در حال تعادل و ایجاد فرصت‌ها برای منافع اقتصادی، روند تخریب خلاق را به جلو می‌برد (شومپیتر،۱۹٤۲:ص۸۳)[1]. در تنظیم تعادل، نوآوری‌های دیگری ایجاد شده و کارآفرینان بیشتری وارد سیستم اقتصادی می‌شوند. به این ترتیب، نظریه شومپیتر پیش‌بینی می‌کند، افزایش تعداد کارآفرینان منجر به افزایش رشد اقتصادی می شود. مطابق نظریه شومپیتر، در جریان پیشرفت ادبیات اقتصادی تجربی، نوآوری به عنوان یک منبع رشد اقتصادی شناخته شده است.

بر اساس دیدگاه دیویدسون (۲۰۰۳) و تعریف کریزنر از کارآفرینی؛ هر فعالیت اقتصادی جدید در بازار، یک نمونه از کارآفرینی است. به این ترتیب، کارآفرینی نه تنها با ورود به بازار بنگاه‌های جدید تجلی یافته، بلکه توسط ورود نوآورانه و تقلیدی بنگاه‌ها به بازار، نیز بیان شده است. از این چشم‌انداز، نوآوری‌های تکنولوژیکی یک شکل از کارآفرینی است. بنابراین، مدل‌هایی که نوآوری را به رشد مربوط می‌سازند، در واقع به یک جنبه خاص از کارآفرینی، یعنی ورود نوآورانه بنگاه‌ها، اشاره دارند (کم وونگ و دیگران، ۲۰۰۵: ص۳۳٦)[2].

مطالعه حاضر کمک می‌کند تا جنبه دیگری از مفهوم کارآفرینی، ورود بنگاه‌های جدید و ایجاد کسب و کار جدید، را نیز به عنوان یک عامل رشد، مطرح نماید.

با توجه به اینکه، امکان دسترسی به آمار فعالیت کارآفرینی از طریق محاسبات دیده‌بان جهانی کارآفرینی در سال‌های اخیر فراهم شده است، نقش فعالیت کارآفرینی به عنوان سرریز دانش در رشد اقتصادی کشورهای منتخب را، با اتکا به نظریه‌های رشد درون‌زا، مورد بررسی قرار می‌دهد. برای این منظور از شاخص‌های نوآوری و کارآفرینی نوپا و تمامی فعالیت‌های کارآفرینی (نوپا و تثبیت شده) نیز در کنار شاخص های استفاده شده در مطالعات پیشین، برای متغیر کارآفرینی در مدل استفاده می‌کنیم.

این تحقیق دو هدف عمده را دنبال می‌کند:

۱- تبیین اهمیت فعالیت کارآفرینی در عملکرد اقتصادی. معیار عملکرد اقتصادی، رشد اقتصادی کشور در نظر گرفته می‌شود.

۲- تبیین اهمیت کارآفرینی در رشد اقتصادی کشورهای مختلف از جمله ایران و ارائه راهکارهایی برای گسترش فعالیت کارآفرینی در کشور

روش شناسی

این تحقیق کاربردی است و گردآوری اطلاعات از طریق روش کتابخانه‌ای- اسنادی انجام می‌شود. داده‌های دیده‌بان جهانی

1. Schumpeter (1942)

2. Kam Wong et al. (2005)

کارآفرینی[1] محدود به چند سال اخیر است و با پیوستن ایران به این سازمان در سال ۲۰۰۷، تعداد کشورهای عضو این سازمان به ٤٣ کشور رسیده است. بنابراین با توجه به اینکه آمار در دسترس در رابطه با شاخص‌های فعالیت کارآفرینی در ارتباط با کشورمان محدود است، برای برآورد و تحلیل از داده‌های مقطعی سال ۲۰۰۸ استفاده می‌کنیم. این داده‌ها از گزارشات سالانه‌ای که سازمان دیده‌بان جهانی کارآفرینی در سطح کشورهای عضو منتشر می‌کند، گردآوری شده است.

مدل استفاده شده برای آزمون فرضیه، بر اساس تابع تولید کاب-داگلاس با بازگشت ثابت نسبت به مقیاس است. رومر در سال ۱۹۸٦ اساساً نقش دانش را در رشد اقتصادی، از طریق فاکتور تحقیق و توسعه، وارد کرد. بر مبنای تحلیل‌های وی، ایده‌های جدید و نوآوری، فن‌آوری تولید را بهبود بخشیده و سبب می‌شود با میزان مشخصی از نهاده‌ها، سطح تولید بیشتری حاصل شود. او فرض می‌کند که فعالیت‌های تحقیق و توسعه بخش خصوصی منجر به بهبود موجودی دانش عمومی می‌گردد (رومر،۱۹۹٤:ص۱۵)[2].

مطابق نظریه سرریز دانش کارآفرینی، کارآفرینی نتیجه فرایند تحقیق و توسعه بوده و سرریز دانش ایجاد شده از آن حاصل می‌شود و در واقع به دانش ایجاد شده، شکل تجاری می‌بخشد. همچنین مطابق تئوری شومپیتر، کارآفرینی یک علت نوآوری بوده و نوآوری در نتیجه فعالیت بنگاه پدیدار می‌گردد. ما در این مطالعه، یک بار ایجاد کسب وکار و بار دیگر نوآوری را به عنوان شاخص‌های جداگانه‌ای از کارآفرینی وارد مدل رشد پایه رومر می‌کنیم و نقش این عامل را، که برگرفته از عامل تحقیق و توسعه مؤثر بر بهره‌وری می‌باشد، در رشد تبیین می‌نماییم.

با وارد کردن متغیرهای مهم مؤثر بر رشد، سعی در ایجاد مدلی شد تا هم از قدرت توضیح‌دهندگی بالایی برخوردار بوده و هم گویای مدل رشد پایه رومر باشد. نهایتاً ، مدل رشدی که به تخمین آن می‌پردازیم به صورت زیر خواهد بود:

$$lnY = c + \alpha_1 lnK + \alpha_2 lnL + \alpha_3 lnG + \beta.E + \rho.E.y_{percapita} + \gamma.H$$

Y: تولید ناخالص داخلی

K: سرمایه فیزیکی (تشکیل سرمایه ناخالص)

L: نیروی کار (جمعیت فعال)

G: مخارج دولت (مخارج مصرفی نهایی دولت)

E: کارآفرینی (شاخص فعالیت‌های کارآفرینانه نوپا و شاخص تمامی فعالیت‌های کارآفرینانه و نوآوری فناورانه)

Ypercapita: درآمد سرانه (حاصل تقسیم تولید ناخالص داخلی بر جمعیت)

H: سرمایه انسانی (امید به زندگی در بدو تولد)

برای تحلیل فرضیه اول (اثر کارآفرینی بر رشد اقتصادی مثبت و مستقیم است)، از سه شاخص متفاوت فعالیت کارآفرینی استفاده می‌کنیم و انتظار داریم، اثر کارآفرینی بر رشد اقتصادی مستقیم باشد. برای تست فرضیه دوم که بیان می‌کند اثر فعالیت کارآفرینی بر رشد اقتصادی به سطح درآمد کشورها بستگی دارد، از روش اثر متقابل (یا متغیر ضربی) استفاده می‌کنیم. به این صورت که، شاخص فعالیت کارآفرینانه ضرب در درآمد سرانه را وارد مدل می‌کنیم.

برای تخمین پارامترها و معادله رگرسیون روش‌های مختلفی وجود دارد. از جمله این روش‌ها؛ که در اینجا نیز از آن استفاده می‌شود، روش حداقل مربعات معمولی است. در اینجا نیز برای تخمین مدل با استفاده از نرم افزار Eviews7 از این روش بهره می‌گیریم، چرا که این روش ویژگی بهترین تخمین زننده خطی بدون تورش را داراست. یکی از مشکلات مرسوم مطالعات مقطعی، وجود واریانس ناهمسانی اجزاء اخلال است؛ که آن را از طریق آزمون وایت مورد بررسی قرار می‌دهیم. عدم وجود همبستگی اجزا اخلال نیز یکی از شروط تخمین OLS است. برای اطمینان از عدم وجود این مشکل نیز از آزمون دوربین واتسون اجزاء اخلال کمک می‌گیریم.

1. Global Entrepreneurship Monitor (GEM)
2. Romer (1994)

بحث و تحلیل داده‌ها

در این تحقیق، از سه معیار برای سنجش کارآفرینی استفاده می‌کنیم. شاخص فعالیت کارآفرینی نوپا، شاخص تمامی فعالیت‌های کارآفرینانه و شاخص نوآوری.

نتایج برآورد مدل ارائه شده بر اساس شاخص‌های مذکور، در جداول ۱ تا ۳ ارائه شده‌اند.

در هر سه برآورد ارائه شده، ضریب متغیر کارآفرینی معنی‌دار است؛ اما علامت منفی می‌باشد. دلیل این امر، احتمالاً، به دلیل انتخاب ترکیب کشورها در نمونه مورد مطالعه است. در مطالعات تجربی، دیده می‌شود؛ که نوع تأثیرپذیری رشد اقتصادی کشورها از فعالیت کارآفرینی، به درجه توسعه‌یافتگی کشورها بستگی دارد. با توجه به اینکه، کشورهای توسعه‌یافته در این مطالعه، در گروه کشورهای با درآمد بالا و کشورهای درحال توسعه در گروه کشورهای با سطح درآمد پایین‌تری قرار دارند، برای آزمون فوق از سطح درآمد سرانه استفاده کردیم. همان‌طور که دیده می‌شود، متغیر ضربی وارد شده در مدل، معنی‌دار بوده و علامت مثبت دارد. این نشان می‌دهد؛ که سطح درآمد سرانه کشورها، در اثرگذاری کارآفرینی بر رشد اقتصادی، اثر مثبت و معنی‌داری دارد.

برای نشان دادن اثر کل فعالیت کارآفرینی بر رشد اقتصادی، می‌توان از متغیر وابسته نسبت به کارآفرینی دیفرانسیل کامل گرفت.

مطابق جدول (۱) کل اثر کارآفرینی بر رشد اقتصادی به صورت زیر بدست می‌آید:

$$\frac{dlny}{\mathrm{dTEA}} = -5.83 \times 10^{-9} + 2.81 \times 10^{-13} y_{percapita}$$

عبارت فوق نشان می‌دهد کل اثر کارآفرینی بر رشد اقتصادی، به سطح درآمد سرانه کشورها بستگی دارد. به عبارت دیگر، برای مقادیری از درآمد سرانه؛ که عبارت فوق منفی بدست آید، اثر کارآفرینی بر رشد، منفی و برای مقادیری از درآمد سرانه؛ که عبارت فوق مثبت بدست آید، اثر کل فعالیت بر رشد مثبت خواهد بود.

اگر عبارت فوق را برابر با صفر قرار دهیم، سطح درآمدی بدست می‌آید؛ که در آن، اثر کل کارآفرینی بر رشد اقتصادی صفر می‌شود. این سطح درآمد را درآمد سرانه آستانه‌ای می‌نامیم.

$$-5.83 \times 10^{-9} + 2.81 \times 10^{-13} y_{percapita} = 0$$

$$y_{percapita} = 20700$$

سطح درآمد سرانه آستانه‌ای، حدودا برابر ۲۰۷۰۰ دلار خواهد شد. از میان ٤١ کشور انتخابی ما، تنها ۱۹ کشور، در سطح درآمدی بالاتر از ۲۰۷۰۰ دلار واقع شده‌اند. این نشان می‌دهد؛ که برای ۲۲ کشور از ٤١ کشور انتخابی ما، اثر کارآفرینی بر رشد منفی است و این امر سبب شده اثر فعالیت کارآفرینی، بدون احتساب سطح درآمدی کشورها بر رشد، منفی بدست آید.

در این حالت، برای هر یک از سه شاخص مورد مطالعه، سطح درآمد سرانه آستانه‌ای متفاوتی بدست می‌آید. دلیل این تفاوت، اختلاف در نوع شاخص‌هایی است که برای کارآفرینی در نظر گرفته‌ایم. مطابق انتظار، هنگام استفاده از شاخص نوآوری، برای نشان دادن اثر کارآفرینی بر رشد اقتصادی، مقدار درآمد سرانه از دو حالت دیگر، بیشتر بدست آمده است. چراکه، برای ارتقاء سطح کشورها، از کارآفرینی به مرحله بعدی، یعنی نوآوری، نیاز به سطح درآمد بالایی است، و این تنها برای کشورهایی میسر است؛ که بر اساس طبقه‌بندی بانک جهانی، در گروه کشورهای با درآمد بالا قرار دارند. همچنین، برای اثرگذاری کارآفرینی بر رشد، در مورد کارآفرینانی که فعالیتشان به مرحله تثبیت رسیده، نسبت به کارآفرینانی که هنوز نوپا هستند و تازه دست به فعالیت جدید زده‌اند، سطح درآمد کمتری لازم است. بنابراین، سطح درآمدی که بر اساس شاخص TEA بدست آمده است، از سطح درآمدی که بر اساس شاخص کارآفرینی تثبیت شده بدست آمده، بیشتر می‌باشد.

در هر صورت، این سطح درآمدی نشان می‌دهد اثر کل

کارآفرینی بر رشد، برای کشورهایی که در سطح درآمدی بالاتر از آن قرار دارند، مثبت، و برای کشورهایی که در سطح درآمدی پایین‌تر از آن قرار دارند، منفی است.

در هر سه برآورد ارائه شده، نکته‌ی قابل توجهی وجود دارد. با توجه به اینکه، داده‌ها برای کارآفرینی به صورت نفر وارد شده‌اند، به نظر می‌رسد اثر کارآفرینی بر رشد اقتصادی، ناچیز باشد. اگر واحد تحلیل را از نفر به هزار یا میلیون نفر تغییر دهیم، این ابهام مرتفع می‌شود. در این صورت، اثر قابل توجه کارآفرینی بر رشد، بخصوص در مورد کشورهایی با سطح درآمدی بالا، دیده می‌شود. مثلاً در برآورد مدل اول، مطابق جدول ۱، در مورد کشور ایران (سطح درآمد متوسط) افزایش ۱۰۰۰۰۰ نفری جمعیت کارآفرینان، چیزی در حدود ۱ میلیارد دلار به درآمد ۳۰۲ میلیارد دلاری کشور می‌افزاید. با توجه به اینکه جمعیت کارآفرینان ایران در سال ۲۰۰۸، چیزی در حدود ۵ میلیون نفر بوده است، بنابراین عقلایی است که افزایش ۱۰۰ هزار نفری را در نظر بگیریم.

۱- برآورد مدل بر اساس شاخص فعالیت کارآفرینی نوپا

$$lnY = -0.66 + 0.498\,lnK + 0.146\,lnL + 0.38\,lnG - 5.83 \times 10^{-9}\,TEA + 2.81 \times 10^{-13} TEA.y_{percapita} + 0.008\,H$$

$$y^*_{percapita} = 20700 \quad R^2 = 0.995$$

جدول(۱): نتایج برآورد مدل ۱

متغیر	ضریب	مقدار آماره t	p-value
Log(K)	0.49	5.88	0.0000
Log(L)	0.14	4.002	0.0003
Log(G)	0.38	5.91	0.000
TEA	-58×10^{-7}	-3.19	0.0030
TEA*Y_c	$-.28 \times 10^{-11}$	1.92	0.0629
H	0.0082	1.71	0.0960

F: 1340.92 DW: 1.88 R^2: 0.9957 $\overline{R^2}$: 0.9950

ماخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جداول مشاهده می‌شود، R^2 در تمام برآوردها، نزدیک به یک بدست آمده است، بنابراین، مدل ارائه شده، از قدرت توضیح‌دهندگی بالایی برخوردار است.

عدم وجود خودهمبستگی یا خودهمبستگی سریالی بین اجزاء اخلال، یکی از فروض مهم مدل کلاسیک خطی است و یکی از روش‌هایی که می‌توان به وسیله آن همبستگی سریالی را تشخیص داد، آزمون دوربین- واتسون است. این آزمون در مورد هر سه برآورد انجام شده و نتیجه، عدم خودهمبستگی اجزاء اخلال را نشان می‌دهد. وجود واریانس ناهمسانی اجزاء اخلال نیز، که در اغلب مدل‌های مقطعی دیده می‌شود، از طریق آزمون White، مورد بررسی قرار گرفته و رد می‌شود.

۲- برآورد مدل بر اساس شاخص تمامی فعالیت‌های کارآفرینانه

$$lnY = -0.37 + 0.473lnK + 0.142lnL + 0.401lnG - 1.91 \times 10^{-11} OverallEA + 1.89 \times 10^{-15} OverallEA.y_{percapita} + 0.008H$$

$$R^2 = 0.995 \qquad y^*_{percapita} = 10105$$

جدول(۲): نتایج برآورد مدل ۲

متغیر	ضریب	مقدار آماره t	p-value
Log(K)	0.47	5.13	0.0000
Log(L)	0.14	3.65	0.0009
Log(G)	0.40	5.77	0.0000
OEA	-1.91×10^{-11}	-3.33	0.0021
OEA * Y_C	1.89×10^{-15}	2.65	0.012
H	0.0083	1.68	0.10

F: 1304.89 DW: 1.97 R^2: 0.9956 $\overline{R^2}$: 0.9949

ماخذ: محاسبات تحقیق

۳- برآورد مدل بر اساس شاخص نوآوری

$$lnY = -1.017 + 0.511lnK + 0.139lnL + 0.378lnG - 1.19 \times 10^{-9} Patent + 2.61 \times 10^{-14} Patent.y_{percapita} + 0.010H$$

$$y^*_{percapita} = 45600 \qquad R^2 = 0.995$$

جدول(۳): نتایج برآورد مدل ۳

متغیر	ضریب	مقدار آماره t	p-value
Log(K)	0.51	5.98	0.0000
Log(L)	0.13	3.91	0.0004
Log(G)	0.37	5.84	0.0000
PAT	-1.19×10^{-9}	-3.10	0.0038
PAT *Y_C	2.61×10^{-14}	3.17	0.0032
H	0.01	2.12	0.04

F: 1329.99 DW: 2.11 R^2: 0.9957 $\overline{R^2}$: 0.9950

ماخذ: محاسبات تحقیق

نتیجه‌گیری

نتایج در سطح معنی‌داری بسیار بالایی، نشان می‌دهد؛ که کارآفرینی در رشد اقتصادی مؤثر است. اثر کارآفرینی بر رشد اقتصادی از دو عبارت تشکیل شده است، و به سطح درآمد کشورها بستگی دارد. علاوه بر این، اثر کارآفرینی بر رشد اقتصادی، با هر سه شاخص بکار رفته در تحلیل، برای کشورهای نسبتاً فقیر، منفی است، در حالیکه برای کشورهای نسبتاً ثروتمند، مثبت است.

نتیجه اینکه، کشورهای فقیرتر برای رشد اقتصادشان، از فعالیت کارآفرینی بی‌بهره بوده‌اند. چه بسا دلیل این امر، عدم حضور شرکت‌های در حد کفایت بزرگ در این کشورها باشد. چرا که بنگاه‌های بزرگ، در فرایند حرکت از اقتصاد در حال توسعه به اقتصاد توسعه یافته، نقش مهمی را ایفا می‌کنند. آنها از طریق گسترش صرفه‌های ناشی از مقیاس قادرند، کالاهایی با تکنولوژی متوسط تولید کنند. بسیاری از کارگران این قابلیت را دارند؛ که با فعالیت در بنگاه‌های بزرگ، بوسیله آموزش در حین کار، بهره‌وری بیشتری داشته باشند و از شرکت‌های بزرگ نیز بیاموزند. همچنین این امکان فراهم می‌شود تا در مجاورت بنگاه‌های بزرگ، بنگاه‌های کوچک‌تر رشد کنند، و در زمانی که بنگاه‌های بزرگ برون منبعی می‌شوند، بنگاه‌های کوچکتر، منابع مورد نیاز آنها را تأمین کنند. در کشورهای فقیرتر که این امکان فراهم نیست، فرصت‌های زیادی برای بهره‌برداری از آنها وجود ندارد و همچنین بنگاه‌های کوچک و کارآفرین، برای بهره‌برداری از کسب و کار خود، قادر به کسب مهارت لازم، نیستند.

اثر منفی کارآفرینی بر رشد اقتصادی را، در کشورهای فقیرتر، می‌توان به شکل دیگری نیز توضیح داد. در این کشورها، کارآفرینان در مقایسه با کارآفرینان در کشورهای توسعه‌یافته، سطوح سرمایه انسانی کمتری دارند. واقعیت این است که، به دلیل محدود بودن آموزش، کیفیت نیروی انسانی در این کشورها پایین است. این امر سبب حضور کارآفرینان حاشیه‌ای بسیاری در حرفه مورد نظر می‌شود؛ و به دلیل نداشتن تخصص و آموزش در کار، اثر منفی بر اقتصاد می‌گذارند در حالیکه چه بسا همین افراد در صنعت قادر باشند، مولدتر عمل کنند. در مقابل، در کشورهای توسعه‌یافته و با درآمد بالا، نرخ کارآفرینی، کارآفرینان خلاق‌تر را در بخش‌های جدید منعکس می‌کند (برای نمونه شرکت‌های نرم‌افزار).

یافته‌های این پژوهش در راستای نتایج بدست آمده در پژوهش‌های قبلی است، به این معنا که میزان و نوع اثرگذاری عامل کارآفرینی بر رشد اقتصادی کشورها، به درجه توسعه‌یافتگی آنها بستگی دارد. علاوه بر این، در این پژوهش سعی شد تا با استفاده از شاخص‌های متفاوتی این موضوع ثابت شود؛ که این بر استحکام نتایج تحقیق می‌افزاید.

منابع:

Aghion, P. and Howitt, P. (1992), "A Model of Growth through Creative Destruction", Econometrica, 60, pp. 323-351.

Audretsch, D.B. and Keilbach, M. (2002), "Entrepreneurship Capital and Economic Performance", Discussion Papers, 02-76, ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp0276.pdf.

Audretsch, D.B. and Thurik, A.R. (2001), "What's New about the New Economy? Sources of Growth in the Manages and Entrepreneurial Economies", Industrial and Corporate Change, 10(1), PP. 267-315.

Barro, R.J. and Sala-i-Martin, X. (2004), "Economic Growth", London, Oxford University Press.

Blanchflower, D.G. (2000), "Self-employment in OECD Countries", Labour Economics, 7, pp. 471-505.

Bosma, N., Autio, E. and Levy, J. (2008), "Global Entrepreneurship Monitor", 2008 Executive Report, Babson College, pp.1-68.

Caree, M., Van Stel, A., Thurik, R. and Wennekers, S. (2002), "Economic Development and Business Ownership: an Analysis Using Data of 23 OECD Countries in the Period 1976-1996", Small Business Economics, 19(3), pp.271-290.

Caree, M.A. and Thurik, A.R. (2003), "The Impact of Entrepreneurship on Economic Growth", Handbook of Entrepreneurship Research, Oxford University Press.

Carlino, G.A. (2001), "Knowledge Spillovers: Cities' Role in the New Economy", Business Review, 4, pp.17-26.

Cheng, L. and Dinopoulos, E. (1992), "Schumpeterian Growth and International Business Cycles"American Economic Review, 82(2), pp.409-414.

Coe, D. and Helpman, E. (1995), "International R&D Spillovers", European Economic Review, 39, pp.859–887.

Dadgar, Y. And Gholamzade, A.R. (2010), "Analysis of Entrepreneurship in the Last 70 Years of Iran Case Study: Performance of an Sample Entrepreneurs", The economic research, 10(2), pp.61-90.

Dadgar, Y. and Salehiresouh, M. (2004), "Application of Barro Model to Assess the Relationship between Inflation and Economic Growth in Iran", Journal of Business Research, 33, pp.55-82.

Dargahi, H. and Ghadiri, A. (2003), "Analysis of the Determinants of Economic Growth of Iran (with an Overview of Endogenous Growth Models)", Journal of Business Research, 26, pp.1-33.

Davidsson, P. and Honig, B. (2003), "The Role of Social and Human Capital among Nascent Entrepreneurs", Journal of Business Venturing, 18(3), pp.301-331.

Henderson, J.V. (2007), "Understanding Knowledge Spillovers", Regional Science and Urban Economics, 37, pp.497–508.

Hulsmann, J.G. (1999), "Entrepreneurship and Economic Growth: Comment on Holcombe", The Quarterly Journal of Austrian Economics, 2, pp.63-65.

Hurley, A. (1999), "Incorporating Feminist Theories in to Sociological Theories of Entrepreneurship", Women in Management Review, 14(2). Pp. 14-25.

Jones, C. (1995), "R&D-Based Models of Economic Growth", Journal of Political Economy, 103(4), pp.759-784.

Jones, C. (1995), "Time Series Test of Endogenous Growth Models", Quarterly Journal of Economics, 110(2), pp.495-525.

Kakabadse, N.K., Kakabads, A. and Kouzmin, A. (2003), "Reviewing the Knowledge Management Literature: Towards a Taxonomy", Journal of Knowledge Management, 7(4), pp.75-91.

Kam Wong, P., Ping ho, Y. and Autio, E. (2005), "Entrepreneurship, Innovation and Economic Growth: Evidence from GEM Data", Small Business Economics, 24(3), pp.335-350.

Kokkinou, A. (2005), "Entrepreneurship, Innovation Activities and Regional Growth", 45th European Congress of the Regional Science Association, pp.1-18.

Lichtenberg, F.R. (1993), "R&D Investment and International Productivity Differences", NBER Working Paper, No.4161.

Lloyd-Ellis, H. and Bernhardt, D. (2000), "Enterprise, Inequality and Economic Development", Review of Economic Studies 67, pp.147-168.

Motiei, M. (2011), "Spillover Effects of FDI on Innovation in Developing Countries", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(2), pp. 31-70.

Nystrom, K. (2008), "Is Entrepreneurship the Salvation for Enhanced Economic Growth?", Centre of Excellence for Science and Innovation Studies (CESIS), No.143, pp.1-26.

Pajooyan, J. and Faghih Nassiri, M. (2009), "The Effect of Competition on Economic Growth from Endogenous Growth Model Approach", Journal of Economic Research, 13(38), pp.97-132.

Romer, P.M. (1994), "The Origins of Endogenous Growth", Journal of Economic Perspectives, 8(1), PP. 3-22.

Schmitz, J. (1989), "Imitation, Entrepreneurship, and Long-Run Growth". Journal of Political Economy, 97, pp.721-739.

Schumpeter, J.A. (1942), "Capitalism, Socialismand, Democracy", NewYork: Harper and Row.

Segerstrom, P. (1991), "Innovation, Imitation and Economic Growth", Journal of Political Economy 99, pp.190-207.

Segerstrom, P., Anant, T.C. and Dinopoulos, E. (1990), "A Schumpeterian Model of the Product Life Cycle", American Economic Review, 80(5), pp.1077-1091.

Shirin Bakhsh, Sh. and Khonsari, Z.H. (2005), "Application of Eviews in Econometrics", Press Institute of Economic Affairs, Tehran.

Shostak, F. (1999), "Economic Growth and Its Causes: Comment on Holcombe", The Quarterly Journal of Austrian Economics, 2, pp.67-71.

Thompson, J., Alvy, G. and Lees, A. (2000), "Social Entrepreneurship: A New Look at the People and the Potential", Management Decision, 38(5), pp.328-338.

Wallenberg, M. and Wallenberg, M. (2007), "Entrepreneurship, Knowledge and Economic Growth", Entrepreneurship and Growth, 102, pp.1-78.

Wennekers, S. and Thurik, R. (1999), "Linking Entrepreneurship and Economic Growth", Small Business Economics, 13(1), pp.27-55.

Wennekers, S., Wennekers, A.V., Thurik, R. and Reynolds, P. (2005), "Nascent Entrepreneurship and the Level of Economic Development", Small Business Economics, 24(3), pp.293-309.

آزمون پایداری تورم در ایران (۱۳۹۰– ۱۳۵۱):
کاربردی از الگوهای ARFIMA

Inflation Persistence Test in Iran (1972-2011): Application of ARFIMA Models

دکتر امیرمنصور طهرانچیان *، دکتر احمد جعفری صمیمی **، روزبه بالونژاد نوری ***

Amir Mansoor Tehranchian (Ph.D.), Ahmad Jafari Samimi (Ph.D.)**, Roozbeh Balounejad Nouri ****

دریافت: ۱۳۹۱/۰۹/۰٦ پذیرش:۱۳۹۲/۰۳/۱۲

Received: 26/Nov/2012 Accepted: 2/June/2013

چکیده:

این پژوهش، به آزمون پایداری تورم در ایران اختصاص یافته است. برای این منظور، با توجه به سری زمانی داده‌های نرخ تورم ایران (۱۳۹۰ – ۱۳۵۱)، از الگوی خودرگرسیونی میانگین متحرک انباشته کسری، استفاده شده است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهند که بر اساس روش‌های حداکثر درست‌نمایی و حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده، درجه انباشتگی یا تفاضل‌گیری به ترتیب d_1=۰/٤۸۲ وd_2=۰/٤۸۳ هستند. بنابراین بر اساس یافته‌های فوق، فرضیه پایداری تورم در ایران رد نمی‌شود. توجه به تسویه تدریجی تأثیر تکانه‌های تورمی، امکان ساختاری شدن تورم و نیز رعایت انضباط پولی، از جمله مهم‌ترین پیشنهادهای این پژوهش محسوب می‌شوند.

کلمات کلیدی: پایداری تورم، الگوی خودرگرسیونی میانگین متحرک انباشته کسری ، نرخ تورم، اقتصاد ایران.

طبقه‌بندی JEL: E31, C13, C22.

Abstract:

This study is devoted to test the inflation persistence in Iran. For this purpose, respect to the time series data on inflation in Iran (1972 - 2011), Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average model is used. The results of this study show that based on methods of maximum likelihood and modified maximum likelihood degrees of differencing, respectively, are d_1=0.482 and d_2=0.483. Therefore, based on these findings, the inflation persistence hypothesis is not rejected in Iran. Gradual vanishing of inflation shocks, possibility of inflation is structural and regard to monetary discipline is the most important recommendations of this study.

Keywords: Inflation Persistence, ARFIMA, Inflation Rate, Iran Economy.

JEL: C22, C13, E31.

* استادیار اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم اداری دانشگاه مازندران، بابلسر، پردیس دانشگاه مازندران

Email: a.tehranchian@umz.ac.ir

** استاد اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم اداری دانشگاه مازندران، بابلسر، پردیس دانشگاه مازندران

Email: Jafarisa@umz.ac.ir

*** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، پردیس دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول)

Email: Roozbeh_noury@yahoo.com

* Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran.
Email: a.tehranchian@umz.ac.ir

** Professor of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran.
Email: Jafarisa@umz.ac.ir

*** Ph.D. Student of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran.
Email: Roozbeh_noury@yahoo.com

۱- مقدمه

در ارزیابی عملکرد اقتصادی جوامع، شاخص‌های زیادی مانند تولید ملی، سرمایه‌گذاری، توزیع درآمد، صادرات، میزان اشتغال و ... استفاده می‌شوند. بین این شاخص‌ها، نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم از اهمیت بیشتری برخوردار هستند. وابستگی بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان به متغیرهای فوق و نیز دامنه وسیع اثرگذاری این شاخص‌ها، از جمله مهم‌ترین دلایل این امر محسوب می‌شوند. در اقتصاد پولی[1] که رابطه بین متغیرهای اسمی و نیز رابطه بین متغیرهای اسمی و واقعی مورد بررسی قرار می‌گیرند، سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ تورم، مهم‌ترین متغیرهای اسمی محسوب می‌شوند (والش[2] ۲۰۱۰: ص۱۸). در حقیقت، در یک چارچوب نظری، تورم یک متغیر اسمی است که می‌تواند اثرات قابل توجهی بر متغیرهای واقعی مانند تولید و اشتغال داشته باشد (حسینی نسب و حاضری نیری، ۱۳۹۱: ص ۱۲۶). به همین دلیل، بخش قابل ملاحظه‌ای از ادبیات علوم اقتصادی، به مطالعه رابطه تورم و تولید، تورم و بیکاری، تورم و دستمزدهای اسمی و ... اختصاص یافته است.

به رغم گستردگی ادبیات مربوط به ابعاد و نحوه امکان اثرگذاری تورم بر متغیرهای اقتصاد کلان، بررسی پایداری تورم[3]، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. وجود پایداری در تورم، می‌تواند دست‌کم بخشی از تلاش سیاست‌گزاران پولی برای کاهش نرخ تورم را کم رنگ نماید. پایداری تورم، واکنش اقتصاد به سیاست‌های پولی و مالی را به تأخیر می‌اندازد. به همین دلیل، ممکن است زمینه لازم برای بروز "ناسازگاری زمانی[4]" فراهم شود.

در خلال نیم قرن اخیر، اقتصاد ایران نرخ‌های تورم بالا را تجربه کرده است. این امر، به صورت بالقوه می‌تواند به شکل‌گیری انتظارات تورمی، ساختاری شدن و پایداری تورم در اقتصاد منجر شود. در این پژوهش، پایداری تورم در ایران به صورت تجربی و با استفاده از الگوی ARFIMA[5] آزمون می‌شود. برای این منظور، مقاله حاضر در پنج بخش سازماندهی شده است. در ادامه و در بخش دوم، ادبیات موضوع به لحاظ مبانی نظری و شواهد تجربی مورد بررسی قرار می‌گیرد. بخش سوم از مقاله‌ی حاضر، به معرفی روش پژوهش اختصاص می‌یابد. در بخش چهارم، یافته‌های پژوهش ارائه می‌شوند و در بخش پنجم، به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد پرداخته می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

از جمله موضوعات مورد بحث میان اقتصاددانان، امکان چسبندگی[6] در متغیرهای اسمی است. چسبندگی‌های اسمی که در برخی موارد به عنوان انعطاف ناپذیری‌های اسمی[7] نیز نامبرده می‌شوند، چارچوب لازم برای توجیه دخالت و یا عدم مداخله در اقتصاد و همچنین امکان و میزان اثربخشی سیاست‌های اقتصادی را فراهم می‌کند. وجود چسبندگی در متغیرهای اسمی مانند دستمزدها و سطح قیمت‌ها، از یک سو به معنی پذیرش جانشینی بین تورم و بیکاری و از سوی دیگر به معنی بالا بودن هزینه سیاست‌های انقباضی است. به عبارت دیگر، تأیید فرضیه انعطاف ناپذیری قیمت‌ها و تورم (پایداری تورم)، تأیید این فرضیه است که تأثیر سیاست‌های پولی متقارن نبوده و سیاست‌های پولی انقباضی در کاهش نرخ تورم به اندازه موارد انبساط آن، اثرگذار نمی‌باشند.

از اوایل دهه‌ی ۱۹۳۰، کینز کوشش کرد تا با معرفی اقتصاد عدم تعادل، تقاضای همه یا هیچ[8]، سفته‌بازی پول، دام نقدینگی و ناکارآمدی سیاست‌های پولی، لزوم مداخله دولت در اقتصاد را توجیه کند. یک ایده کلیدی در نظریه کینز "انعطاف‌ناپذیری" بود. کینز معتقد بود که دستمزدها و قیمت‌ها

1. Monetary Economy
2. Walsh (2010)
3. Inflation Persistence
4. Time Inconsistency

5. Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average (ARFIMA)
6. Stickiness
7. Nominal Rigidity
8. All or Nothing Demand

به‌طرف پایین انعطاف‌ناپذیر هستند. در این رویکرد، چسبندگی‌های اسمی[1] سبب می‌شوند تا جانشینی بین تولید و تورم، دستیابی همزمان به نرخ‌های بالای رشد اقتصادی و کاهش نرخ تورم را امکان ناپذیر نماید.

دو دهه بعد، فیلیپس[2] (۱۹۵۸) نشان داد که چگونه دستمزدها با تأخیر تعدیل می‌شوند. الگوی انتظارات تطبیقی[3] که توسط فریدمن[4] (۱۹۵۷) و پول‌گرایان سنتی ارایه شده بود، نشان داد که چگونه تطبیق متغیرهای کلان به سمت تعادل بلندمدت در طی زمان و با وقفه انجام می‌پذیرد. با وجودی که کلاسیک‌های جدید به ویژه لوکاس[5] (۱۹۷۶) ، سارجنت و والاس[6] (۱۹۷۵) و ماث[7] (۱۹۶۱) ، با استناد به فرضیه انتظارات عقلایی[8]، امکان انعطاف‌ناپذیری‌های اسمی را به چالش کشیدند، اما در اواخر دهه‌ی ۱۹۷۰، کینزین‌های جدید[9] با طرح نظریه مزدهای کارآمد[10]، قراردادهای کاری[11]، اتحادیه‌های کارگری[12] و هزینه فهرست بهای کالا[13]، به طرح مجدد چسبندگی در متغیرهای اسمی به‌خصوص بر مبنای خرد[14] پرداختند.

از اوایل دهه ۱۹۸۰، پایداری تورم، بخش قابل توجهی از ادبیات اقتصاد پولی را به خود اختصاص داد. از یکسو درجه پایداری تورم، یک جزء کلیدی در فرایند انتقال پولی و تعیین موفقیت سیاست پولی در تعیین سطح تولید و تورم باثبات تلقی گردید و از سوی دیگر، یافتن این‌که میزان این پایداری تا چه میزان تغییر می‌نماید، به‌عنوان یک عامل مهم، در تعیین احتمال بروز خطا در اتخاذ سیاست‌ها توسط مقامات پولی آشکار شد (سارجنت[15]، ۱۹۹۹:ص۱۷۵ و تیلور[16]، ۱۹۹۸:ص۲۵)[17].

در سال ۲۰۱۰، چاووت و کیم[18] به منظور بیان چگونگی لحاظ و میزان اثرگذاری پایداری نرخ تورم، با استفاده از یک الگوی DSGE[19] نشان دادند که یکی از ساده‌ترین روش‌ها به‌منظور واردکردن ویژگی پایداری در الگو، استفاده از شاخص گذاری خودکار[20] بر نرخ تورم دوره گذشته است. در الگوهای کینزی جدید[21] (NK)، پویایی‌های تورم و تولید، به وسیله منحنی فیلیپس کینزی‌های جدید[22](NKPC) که در آن، نرخ تورم دوره جاری ترکیبی خطی از تورم انتظاری، شکاف تقاضا و تکانه عرضه است، نشان داده می‌شود. در این الگوها، عوامل مؤثر بر تورم، در چارچوب الگوی مثلثی تورم[23] که توسط گوردون[24] (۱۹۸۲) بیان شد، تابعی از تکانه تقاضا، تکانه عرضه و تورم توکار[25](سکون)[26] است. جیلارد و دیگران[27] (۲۰۰۸)، با استفاده از الگوی DSGE نشان دادند که الگوهای مبتنی بر منحنی فیلیپس کینزی جدید، بدون لحاظ پایداری و سکون، از توانایی زیادی در شبیه سازی تورم و روند تولید برخوردار نیستند (رود و ولان[28]، ۲۰۰۶:ص۳۱۳، رابانال و

1. Nominal Stickiness
2. Phillips (1958)
3. Adaptive Expectation Model
4. Fridman (1957)
5. Lucas (1976)
6. Sargent and Wallace (1975)
7. Muth (1961)
8. Rational Expectation
9. New Keynesian
10. Efficiency Wage
11. Contract
12. Labour Union
13. Menu Cost
14. Micro Founded

15. Sargent (1999)
16. Taylor (1998)
۱۷ . با وجودی که در برخی از مطالعات داخلی و خارجی، دو واژه سکون و پایداری به صورت هم‌معنی استفاده شده است، اما سکون به معنی تطبیق آهسته یک متغیر به واسطه یک تغییر ناگهانی در شرایط اقتصاد است. اگر یک متغیر دارای سکون نباشد، گفته می‌شود که به طور کامل انعطاف‌پذیر است. در مقابل واژه سکون، مفهوم دیگری با عنوان پایداری وجود دارد که اشاره به وضعیت انتقال و بازگشت آهسته یک متغیر به وضعیت یکنواخت خود بعد از بروز یک تکانه پیش‌بینی نشده دارد. بر این اساس، یک متغیر در صورتی ساکن است که تنها به وسیله مقدار دوره گذشته خودش تعیین شود. در مقابل، وجود پایداری در یک متغیر، تابع عوامل مختلفی است که یکی از آن موارد می‌تواند سکون یا چسبندگی باشد. بنابراین، ممکن است یک متغیر ، پایدار باشد اما دارای سکون نباشد
18. Chauvet and Kim (2010)
19. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)
20. Automatic Indexation
21. New Keynesian (NK)
22. New Keynesian Philips Curve (NKPC)
23. Inflation Triangle Model
24. Gordon (1982)
25. Built in Inflation
26. Inflation Inertia
27. Juillard et al (2008)
28. Rudd and Whelan (2006)

رامیرز[1]، ۲۰۰۳:ص۴۹ و گالی و گرتلر[2]، ۱۹۹۹:ص۱۲۴۸). از این رو، با توجه به مطالعات فوق، می‌توان عنوان نمود که بررسی وجود سکون، پایداری و تعیین میزان آنها، از موارد مهم در تعیین سیاست‌های بانک مرکزی هستند.

در اقتصاد کلان، روش‌های متفاوتی به منظور شناسایی و تعیین فرایند تغییرات، چسبندگی و پایداری قیمت‌ها، وجود دارند.

الگوی تیلور[3](۱۹۷۹) و کالوو[4](۱۹۸۳) از شناخته شده‌ترین این الگوها در زمینه سیاست‌های پولی هستند. با این وجود، مطالعات مختلف نشان دادند که این الگوها به طور کامل در زمینه نشان دادن ایستایی‌ها در تورم موفق عمل نکردند. به همین دلیل، برخی تعدیل‌ها توسط سایر اقتصاددانان روی این نوع الگوها صورت گرفته است (کونن و ویلند[5]، ۲۰۰۳: ص۸۰، کریستین و دیگران[6]، ۲۰۰۱: ص۱۲، روبرتز[7]، ۲۰۰۱:ص۲۱۰، گالی و دیگران[8]، ۲۰۰۱: ص۱۲۵۸ و فرر و مور[9]، ۱۹۹۵: ص۱۳۳). در این خصوص، باوجود پیشرفت‌های صورت گرفته در روش‌های الگوسازی و آماری، کماکان در مسائل کاربردی اختلاف نظرهایی در مورد اثبات وجود پایداری تورم وجود دارد. از یکسو برخی مطالعات انجام شده مانند پیوتا و ریز[10] (۲۰۰۴) و اوریلی و ولان[11] (۲۰۰۴) نشان دهنده وجود ایستایی نرخ تورم در کشورهای مورد مطالعه است. از سوی دیگر، برخی دیگر از محققین نشان دادند که در سال‌های اخیر، میزان پایداری و ایستایی در نرخ تورم کاهش پیدا کرده است (کیم و دیگران[12]، ۲۰۰۴: ص۸۳، کگلی و سارجنت[13]، ۲۰۰۲: ص۳۴۸ و تیلور[14]، ۲۰۰۰: ص۱۳۹۹).

بر این، برخی اقتصاددانان با استفاده از روش‌های دیگر اقتصادسنجی، نتیجه‌ای عکس حالت فوق را نشان دادند (لوین و پیگر[15]، ۲۰۰۳: ص۳۴).

در بیشتر پژوهش‌های انجام شده، برای بررسی پایداری، تنها I(0)، I(1) و یا به طور کل وجود ریشه واحد مورد بررسی قرار گرفته است. وجود ریشه واحد، بیانگر این موضوع است که تکانه مورد بررسی، اثری دائمی بر متغیر مورد نظر دارد. همچنین عدم وجود ریشه واحد می‌تواند بیانگر این امر باشد که تکانه‌های وارد، اثرات کوتاه مدت دارند. در اینجا لازم به ذکر است که این چارچوب تا میزان زیادی غیرواقعی و محدود کننده است. برای مثال، برخی شواهد تجربی و نیز نظریه‌های اقتصادی نشان می‌دهند که بسیاری از متغیرهای اقتصاد کلان، در مواجهه با تکانه‌های وارد، واکنش‌هایی متفاوت و غیر از شرایط I(0) و I(1) دارند (برونر و هس[16]، ۱۹۹۳:ص۱۹۵، مکدونالد و مورفی[17]، ۱۹۸۹: ص۴۴۵ و بارسکی[18]، ۱۹۸۷: ص۱۵). برای برطرف کردن این محدودیت، الگوهای انعطاف‌پذیری ارائه شد که در برگیرنده هر دو حالت I(0) و I(1) بوده و در نتیجه، شامل دامنه وسیع‌تری از رفتارهای پایداری تورم است (هنری و زفرونی[19]، ۲۰۰۲: ص۸ و سوول[20]، ۱۹۹۲: ص۱۸۴).

برخی از مطالعات انجام شده در خصوص پایداری تورم، به سنجش و ارزیابی میزان پایداری اختصاص یافتند. در این پژوهش‌ها، از الگوهای حافظه بلندمدت[21] و ARFIMA استفاده می‌شود (آگوستیانلی و بیساگلی[22]، ۲۰۱۰: ص۱۵۷۴، بلد و رودبوش[23]، ۱۹۸۹:ص۲۰۴، شعرایی و ثنایی، ۱۳۸۹:ص۱۶۵ و عرفانی، ۱۳۸۷:ص۱۸). وجود حافظه بلندمدت به این معنی است که یک تکانه دارای اثرات

1. Rabanal and Rubio-Ramirez (2003)
2. Gali and Gertler (1999)
3. Teylor (1979)
4. Calvo (1983)
5. Coenen and Wieland (2003)
6. Christiano et al (2001)
7. Roberts (2001)
8. Gali et al (2001)
9. Fuhrer and Moor (1995)
10. Pivetta and Reis (2004)
11. O'Reilly and Whelan (2004)
12. Kim et al (2004)
13. Cogley and Sargent (2002)
14. Taylor (2000)
15. Levin and Piger (2003)
16. Brunner and Hess (1993)
17. MacDonald and Murphy (1989)
18. Barsky (1987)
19. Henry and Zaffaroni (2002)
20. Sowell (1992)
21. Long Memory
22. Agostinelli and Bisaglia (2010)
23. Diebold and Rudebusch (1989)

بلندمدت بر متغیر است. همچنین وجود حافظه بلندمدت، تنها، ویژگی فرایندهای نامانا[1] نیست و در فرایندهای مانا[2] نیز قابل مشاهده می‌باشد. وجود این فرایند را می‌توان به وسیله I(d) بررسی کرد که در آن d، درجه انباشتگی[3] یا تفاضل‌گیری[4] است. در الگوهای ARFIMA، درجه انباشتگی می‌تواند علاوه بر عدد صحیح یک، اعداد غیر صحیح نیز باشد. در این زمینه، تیلمن[5] (۲۰۱۲) به بررسی وجود پایداری تورم در کشورهای عضو اتحادیه اروپا پرداخت. این پژوهش نشان داد که با وجود پایداری تورم در کشورهای عضو این اتحادیه، میزان این پایداری نسبت به دوره قبل از تشکیل اتحادیه، کاهش یافته است. هاسلر و شیتاور[6](۲۰۱۱) و کومار و اوکی موتو[7](۲۰۰۷)، موتو[7](۲۰۰۷)، در مقالاتی جداگانه، با استفاده از الگوهای ARFIMA، ضمن تأیید وجود پایداری نرخ تورم در آمریکا، نشان دادند که وجود پایداری نرخ تورم، اثری مهم و معنی‌دار در اتخاذ سیاست‌های پولی دارد. گادا و میرول[8] (۲۰۰۵: صص۱۰۴-۵۱)، با استفاده از الگوهای ARFIMA، به بررسی پایداری نرخ تورم در کشورهای OECD[9]، پرداختند. این پژوهشگران، با استفاده از داده‌های مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده برای ۳۰ سال، نشان دادند که نرخ تورم در کشورهای مورد بحث، پایدار است. بالچیلار[10](۲۰۰۴:صص۵۶-۲۵) و ارلت[11](۲۰۰۰: ص۱۴۵)، با استفاده از داده‌های شاخص قیمت مصرف کننده و کاربرد روش تخمین حداکثر درستنمایی در الگوهای حافظه بلندمدت، وجود پایداری نرخ تورم در ترکیه را مورد آزمون و تأیید قرار دادند. مطالعات انجام شده توسط بائوم، بارکالاس و کاگلایان[12] در سال ۱۹۹۹، نشان داد که نرخ تورم در کشورهای صنعتی پایدار است. بایلی و دیگران[13] (۱۹۹۶: صص۴۰-۲۳) به منظور آزمون وجود حافظه بلندمدت در نرخ تورم، الگوهای ARFIMA-GARCH و داده‌های کشورهای عضو G7 را مورد استفاده قراردادند. هاسلر و ولترز[14](۱۹۹۵:صص۸۷۰-۸۴۷) شواهدی از پایداری تورم در آمریکا، انگلستان، آلمان، فرانسه و ایتالیا بدست آوردند. همچنین، دلگادو و رابینسون[15](۱۹۹۴: صص۱۰۷-۹۷)، نتایج معنی‌داری در جهت تأیید وجود حافظه بلندمدت نرخ تورم در کشور اسپانیا یافتند.

۳- روش تحقیق

۳-۱- حدود پژوهش

در این پژوهش، داده‌های آماری به روش کتابخانه‌ای جمع‌آوری شده‌اند. دوره زمانی تحقیق شامل سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۱ و داده‌های نرخ تورم مربوط به اقتصاد ایران است.

۳-۲- معرفی الگو و روش آزمون پایداری

یک سری زمانی، دنباله‌ای از مشاهدات متغیر در طول زمان است. در الگوهای سری زمانی، ارزش و مقادیر آتی سری‌زمانی تنها بر اساس مقادیر گذشته آن سری پیش‌بینی می‌شود. تحلیل سری‌های زمانی مبتنی بر این فرض است که الگو مانا باشد و یا اگر مانا نباشد بتوان با تفاضل‌گیری آن را به الگویی مانا تبدیل کرد. می‌توان الگوهایی را برای هرکدام از اجزای سری زمانی در نظر گرفت و این سری‌ها را در قالب ترکیبی از چند الگو به دست آورد. بعد از مطالعات انجام شده در مورد وجود ریشه واحد و هم انباشتگی در سری‌های زمانی که از اواسط دهه ۱۹۸۰ آغاز شد، اقتصاددانان از وجود زیرگونه‌ها و انواع دیگری از نامانایی و مانایی آگاه شدند که در بسیاری از سری‌های

1. Nonstationary
2. Stationary
3. Degree of Integration
4. Degree of Differencing
5. Tillmann (2012)
6. Hassler and Scheithauer (2011)
7. Kumar and Okimoto (2007)
8. Gadea and Mayoral (2005)
9. The Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)
10. Balcilar (2004)
11. Erlat (2000)
12. Baum, Barkoulas and Caglayan (1999)
13. Baillie et al (1996)
14. Hassler and Wolters (1995)
15. Delgado and Robinson (1994)

زمانی در بازارهای مالی و اقتصادی دیده می‌شد. یکی از شناخته شده‌ترین و انعطاف پذیرترین این الگوها در زمینه اقتصادسنجی، الگوی خود رگرسیون انباشته کسری میانگین متحرک (ARFIMA) است. در این الگوها، درجه انباشتگی یا تفاضل‌گیری، d، نامیده می‌شود. الگوهای حافظه بلند در شکل کلی انباشته کسری، برای اولین بار توسط گرنجر و جویس[1] (۱۹۸۰:صص۲۹-۱۵) به ادبیات اقتصادسنجی معرفی شدند. در یک سری زمانی دارای حافظه بلند، تابع خودهمبستگی[2] به صورت شبه هذلولی[3] کاهش می‌یابد. نرخ کاهش شبه هذلولی، بسیار آهسته‌تر از نرخ کاهش تابع خودهمبستگی سری زمانی دارای حافظه کوتاه‌مدت است.

الگوی ARFIMA (p,d,q) با میانگین μ به‌صورت کلی زیر نمایش داده می‌شود.

$$\Phi(L)(1-l)^{d}(y_t-\mu)=\Theta(L)\varepsilon_t,\ \varepsilon_t \sim i.i.d(0,\sigma^2) \quad (۱)$$

در اینجا L، عملگر وقفه است. به این ترتیب داریم:

$$\Phi(L)=1-\phi_1 L-\ldots-\phi_p L^P \quad (۲)$$

و

$$\Theta(L)=1+\vartheta_1 L+\ldots+\vartheta_q L^q \quad (۳)$$

همچنین:

$$(1-L)^d=\sum_{k=0}^{\infty}\frac{\Gamma(k-d)L^k}{\Gamma(-d)\Gamma(k+1)} \quad (٤)$$

اپراتور تفاضل کسری می‌باشد.

گرنجر و جویس (۱۹۸۰)، نشان دادند که در اینجا درجه انباشتگی، می‌تواند هر عدد حقیقی باشد. در این حالت، اگر تمام ریشه‌های $\Phi(L)$ و $\Theta(L)$ در داخل دایره واحد قرار داشته و $|d|<0.5$ باشد، فرایند تصادفی y_t مانا و معکوس پذیر است. در این وضعیت، اگر $|d|>0.5$ باشد، آنگاه فرایند نامانا می‌باشد. هوسکینگ[4] (۱۹۸۱) نشان داد که در صورتی که $d\in(0,0.5)$ باشد، این فرایند دارای خواص حافظه بلندمدت یا وابستگی مثبت بلندمدت و اگر $d\in(-0.5,0)$ باشد می‌توان گفت که فرایند دارای ویژگی‌های میان‌مدت یا وابستگی منفی بلندمدت است.

در الگوهای ARFIMA، عدد غیرصحیح درجه انباشتگی، بسیار تعیین‌کننده است. با بازنویسی معادله (۱) خواهیم داشت:

$$(y_t-\mu)=\Phi(L)(1-l)^{-d}\Theta(L)\varepsilon_t \quad (۵)$$

$$(1-L)^{-d}=1+dL+(1/2!)(d+1)dL^2+(1/3!)(d+2)(d+1)dL^3+\ldots=\sum_{j=0}^{\infty}\lambda_j L^j \quad (٦)$$

$$\lambda_0\equiv 1$$

$$\lambda_j=(1/j!)(d+j-1)(d+j-2)(d+j-3)\ldots(d+1)(d) \quad (۷)$$

قابل اثبات است که اگر $\lambda<1$ باشد، λ_j را می‌توان به‌صورت زیر تقریب زد:

$$\lambda_j\cong(j+1)^{d-1} \quad (۸)$$

بنابراین برای j های بزرگ، λ_j که ضریب واکنش ضربه‌ای می‌باشد را می‌توان به فرم زیر تعریف کرد:

$$y_t=\lambda_0\varepsilon_t+\lambda_0\varepsilon_{t-1}+\lambda_0\varepsilon_{t-2}+\ldots \quad (۹)$$

خود همبستگی یک سری ARIMA مانا، به صورت نمایی کاهش می‌یابد. در صورتی که در یک سری انباشته کسری، تابع خود همبستگی، به‌صورت شبه هذلولی کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، هنگامی که ضریب واکنش ضربه‌ای در یک سری ARIMA مانا به‌صورت هندسی از بین رود، فرایند معادله (۷) به صورت آهسته کاهش می‌یابد. به همین دلیل است که سری‌های انباشته کسری، دلالت بر حافظه بلندمدت سری زمانی دارند. علاوه بر این، توالی محدود رابطه (۷) را می‌توان تا زمانی که $d<0.5$ باشد، به‌صورت مربع جمع پذیر نیز نشان داد (همیلتون[5]، ۱۹۹٤:ص۳۵۵).

$$\sum_{j=0}^{\infty}\lambda_j^2<\infty \quad (۱۰)$$

در مقایسه با الگوهای ریشه واحد که پایین بودن مقدار

1. Granger and Joyeux (1980)
2. Autocorrelation Function (ACF)
3. Hyperbolic
4. Hosking (1981)
5. Hamilton (1994)

درجه انباشتگی یا تفاضل‌گیری، به عنوان عدم وجود پایداری محسوب می‌شود، در الگوهای ARFIMA، این امر بیانگر پایداری ضعیف است.

الگوهای ARFIMA از سه روش حداکثر درست‌نمایی[1] (EML)، حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده[2] (MPL) و حداقل مربعات غیرخطی[3] (NLS) قابل تخمین هستند. با توجه به تعریف، دو روش حداکثر درست‌نمایی و حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده، مقدار درجه انباشتگی را بین صفر و یک تخمین می‌زنند. اگر الگو از مشاهدات کمتری برخوردار باشد، الگوی MPL بر الگوی EML، ترجیح دارد. الگوی NLS، درجه انباشتگی را بزرگ‌تر از ۰/۵ بدست می‌آورد (بیلی و دیگران، ۱۹۹٦:ص۳۲).

در این پژوهش، به‌منظور تخمین درجه انباشتگی و آزمون پایداری تورم، از روش حداکثر درست‌نمایی (EML) (سوول، ۱۹۹۲:صص۱۸۸-۱٦۵) و حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده (MPL)، استفاده می‌شود. برای این منظور، از داده‌های نرخ تورم سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۱، استفاده شده است. در ابتدا، ازآن‌جا که بحث مانایی در اقتصادسنجی دارای اهمیت ویژه‌ای می‌باشد، مانایی داده‌ها (نرخ تورم) مورد آزمون قرار می‌گیرد. برای آزمون، از روش‌های دیکی فولر[4] تعمیم یافته (ADF) (۱۹۷۹)، فیلیپس- پرون(PP)[5] (۱۹۸۸) و آزمون KPSS[6] (۱۹۹۲)، استفاده شده است. نتایج حاصل از هر دو آزمون ADF و PP بیانگر عدم وجود ریشه واحد در سطح معنی‌داری ۵٪ می‌باشد. اما همین آزمون‌ها نشان دهنده نامانایی در سطح معنی‌داری ۱٪ است. از آن‌جا که آزمون‌های ADF و PP در تشخیص وجود ریشه واحد در شرایط نامانایی و شرایط نزدیک به نامانایی توان اندکی دارند، از آزمون KPSS می‌توان استفاده کرد. بیلی و دیگران (۱۹۹٦) نشان دادند که در این شرایط، اگر آزمون KPSS وجود مانایی را مورد تأیید قرار دهد، فرایند مانا خواهد بود. همان‌طور که داده‌های جدول (۱) نشان می‌دهند، در سطح معنی‌داری ۵٪، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ریشه واحد رد می‌شود. در نتیجه نرخ تورم دارای فرایندی نامانا است.

جدول(۱): آزمون‌های ریشه واحد

	ADF			PP			KPSS		
	مقادیر بحرانی			مقادیر بحرانی			مقادیر بحرانی		
	آماره	۱٪	۵٪	آماره	۱٪	۵٪	آماره	۱٪	۵٪
نرخ تورم	-۳/۹	-٤/۲	-۳/۵	-۳/۷	-٤/۲	-۳/۵	۰/۱۵	۰/۲۱	۰/۱٤

منبع: محاسبات تحقیق

به‌منظور تخمین درجه انباشتگی، می‌بایست الگویی از مجموعه ARIMA برازش شود. اما از آن‌جا که در این الگوها فرض بر وجود مانایی است، نمی‌توانیم الگوهای ARMA و ARIMA را انتخاب نماییم. زیرا آزمون‌های مانایی، این فرضیه را رد نموده است. این نتیجه ما را به انتخاب الگوهای ARFIMA هدایت می‌کند. برای انتخاب یک الگوی خوب، از یک روش متعارف برای تعیین AR(p) و MA(q) مناسب استفاده می‌کنیم. به‌منظور تعیین وقفه، به فرض وجود تا ٤ وقفه، باید ۲۵ تخمین برای هر الگو انجام شده و سپس با استفاده از معیار AIC، الگوی مناسب انتخاب شود. نتیجه به‌دست آمده از این روش، الگوی ARFIMA(1,d,2) است. حال به منظور تخمین درجه انباشتگی، از دو روش حداکثر درست‌نمایی و حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده استفاده می‌شود.

٤- یافته‌های پژوهش

در این تحقیق، از دو روش حداکثر درست‌نمایی و حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده، به منظور تخمین درجه انباشتگی و در نهایت بررسی وجود پایداری در تورم استفاده شد. نتایج حاصل از این تخمین، در جدول (۲) آورده شده است.

1. Exact Maximum Likelihood (EML)
2. Modified Profile Likelihood (MPL)
3. Nonlinear Least Square (NLS)
4. Dickey and Fuller (1979)
5. Phillips-Perron (1988)
6. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin (KPSS, 1992)

جدول(۲): نتایج حاصل از تخمین درجه انباشتگی (d)

روش تخمین	d	انحراف معیار حافظه
حداکثر درست‌نمایی	۰.٤۸۲	۰.۰۲۱
حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده	۰.٤۸۳	۰.۰۲۸

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتیجه حاصل از تخمین الگو، مشاهده می‌شود که مقدار درجه انباشتگی (d)، در هر دو روش تخمین، کمتر از ۰/۵ بوده و طبق تعریف، می‌توان نتیجه گرفت که پایداری در سری زمانی نرخ تورم ایران وجود دارد. بنابراین اگر تکانه‌ای به تورم وارد شود، اثرات این تکانه تا مدتی طولانی باقی خواهد ماند.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهاد

با توجه به اثرات منفی نرخ تورم در اقتصاد، همواره بررسی ویژگی‌ها و اثرات این نرخ، مورد توجه اقتصاددانان قرار دارد. با در نظر گرفتن این موضوع، کاهش نرخ تورم همواره از اولویت‌های اصلی سیاست‌گزاران اقتصادی بوده است. در خصوص تورم، اگر فرض انعطاف‌ناپذیری را بپذیریم، باوجود انعطاف‌ناپذیری، اثر سیاست‌های پولی برای کاهش نرخ تورم، به اندازه اثرات انبساطی سیاست‌ها نیست. این بدان معنی است که اثر و توان سیاست‌های پولی در کاهش تورم، به مانند اثر این سیاست‌ها در هنگام اجرای سیاست‌های انبساطی نمی‌باشد. از دیگر اثرات پایداری تورم این است که موجب نهادینه شدن انتظارات تورمی می‌گردد و این خود موجب تورم ساختاری شده و کاهش آن به مراتب دشوارتر و پر هزینه‌تر از تورم‌های ادواری است. همچنین در شرایطی که تورم پایدار باشد، تورش در تخصیص بهینه منابع، افزایش می‌یابد.

در پژوهش حاضر، پایداری تورم از دو روش حداکثر درست‌نمایی و حداکثر درست‌نمایی تعدیل شده، مورد آزمون قرار گرفت و درجه انباشتگی در هر دو مورد، کمتر از ۰/۵ بدست آمد. نتایج تخمین نشان داد که فرضیه پایداری نرخ تورم ایران رد نمی‌شود. در نتیجه، اثر یک تکانه بر نرخ تورم تا مدتی طولانی باقی خواهد ماند. شاید بتوان گفت که نبود و عدم اتخاذ سیاست‌های ضد سیکلی مناسب و کسری‌های مالی، از دلایل وجود پایداری نرخ تورم است. در نظر گرفتن اثرات پایداری نرخ تورم در اتخاذ سیاست‌های پولی از جمله هدف‌گذاری سطح قیمت‌ها و اثرات این سیاست‌ها بر تورم و همچنین رعایت انضباط پولی از جمله مهم‌ترین پیشنهادهای این پژوهش هستند.

منابع:

Agostinelli, C. and Bisaglia, L. (2010), "ARFIMA Processes and Outliers: a Weighted Likelihood Approach", Journal of Applied Statistics, 37, pp.1569-1584.

Baillie, R., Chung, C. and Tieslau, M. (1996) , "Analyzing Inflation by the Fractionally Integrated ARFIMA-GARCH Model", Journal of Applied Econometrics, 11, pp.23-40.

Balcilar, M. (2004), "Persistence in Inflation: Does Aggregation Cause Long Memory?", Emerging Markets Finance and Trade, 40(5), 25-56.

Barsky, R.B. (1987), "The Fisher Hypothesis and the Forecastibility and Persistence of Inflation", Journal of Monetary Economics, 19, pp.3-24.

Baum, C., Barkoulas, J. and Caglayan, M. (1999), "Persistence in International Inflation Rates", working paper, No. 333, Boston College.

Brunner, D. and Hess, G. (1993), "Are Higher Levels of Inflation Less Predictable? A State Dependent Conditional Heteroskedasticity Approach", Journal of Business and Economic Statistics, 11, pp.187-197.

Calvo, G. (1983), "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework", Journal of Monetary Economics, 12, pp.383-3

Chauvet, M. and Kim, I. (2010), "Micro Foundations of Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve", MPRA Paper 2310, University Library of Munich, Germany.

Christiano, L., Martin E. and Charles, E. (2001), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", Working Paper 0107, Federal Reserve Bank of Cleveland.

Coenen, G. and Wieland, V. (2003), "A Small Estimated Euro Area Model with Rational Expectations and Nominal Rigid-ities", European Journal, 12, pp.76-98.

Cogley, T. and Sargent, T.J. (2002), "Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics", NBER Macroeconomics Annual 2001, pp. 331-388.

Delgado, M.A. and Robinson, P.M. (1994), "New Methods for the Analysis of Long-Memory Time Series: Application to Spanish Inflation", Journal of Forecasting, 13, pp. 97-107.

Dickey, D. and Fuller, W.A. (1979), "Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Journal of the American Statistics, 74, pp.427-431.

Diebold, F. X. and Rudebusch, G. D. (1989), "Long Memory and Persistence in Aggregate Output", Journal of Monetary Economics, 24, pp. 189-209.

Erfani, A. (2008), "Investigation of the Long Run IRAN Stock Market ", Journal of Human and Social Sciences, 20(8), pp. 12-26.

Erlat, H. (2000), "Long Memory in Turkish Inflation Rates", Book of ABS of ERC/Metu Int. Conference on Economics IV, pp. 145.

Friedman, M. (1957), "Theory of the Consumption Function", Princeton University Press, Princeton.

Fuhrer, J. and Moore, G. (1995), "Inflation Persistence", Quarterly Journal of Economics, 440, pp. 127-159.

Gadea, M. and Mayoral, L. (2005), "The Persistence of Inflation in OECD Countries: A Fractionally Integrated Approach", International Journal of Central Banking, 2(1), pp. 51-104.

Gali, J. and Gertler, M. (1999), "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", Journal of Monetary Economics, 44, pp. 2-22.

Gali, J., Gertler, M. and Lopez, D. (2001), "European Inflation Dynamics", European Economic Review, 45, pp.1237-1270.

Gordon, R.J. (1982), "Why Stopping Inflation May Be Costly: Evidence from Fourteen Historical Episodes", in: Hall, R.E. (ed.), Inflation: Causes and Consequences, University of Chicago Press.

Granger, C. and Joyeux, R. (1980), "An Introduction to Long Memory Time Series and Fractional Differencing", Journal of Time Series Analysis, 10, pp.15–29.

Hamilton, J. (1994), "Time Series Analysis", Princeton University Press.

Hassler, U. and Scheithauer, J. (2011), "Detecting Changes from Short to Long Memory", Journal of Statistical Papers, 52(4), pp. 847-870.

Hassler, U. and Wolters J. (1995), "Long Memory in Inflation Rates: International Evidence", Journal of Business and Economic Statistics, 13, pp. 37-45

Henry, M. and Zaffaroni, P. (2002), "The Long Tange Dependence Paradigm for Macroeconomics and Finance", in P. Doukhan, G. Oppenheim and M. Taqqu (ed), Long range dependence: theory and applications. Boston: Birkhauser.

Hoseini nasab, S.E. and Hazeri Niri, H. (2012), "Computable General Equilibrium Analysis of the Effect of Energy Carrier's Subsidies Reform on Inflation and GDP", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 2(7), pp. 125-148.

Hosking, J. (1981), "Fractional Differencing", Journal of Econometrica, 68, pp.165-176.

Juillard, M., Kamenik, O., Kumhof, M. and Laxton, D. (2008), "Optimal Price Setting and Inflation Inertia in a Rational Expectations Model", Journal of Economic Dynamics and Control, 32(8), pp. 2584-2621.

Kim, J., Nelson, R. and Piger, J. (2004), "The Less-Volatile U.S. Economy: A Bayesian Investigation of Timing, Breadth, and Potential Explanations", Journal of Business and Economic Statistics, 22, pp. 80-93.

Kumar, M. and Okimoto, T. (2007), "Dynamics of Persistence in International Inflation Rates", Journal of Money, Credit and Banking, 39, pp. 1457–1479.

Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root:

How sure are we that economic time series are non-stationary?", Journal of Econometrics, 54, pp.159–178.

Levine, A. and Piger, J.M. (2003), "Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies", Working Paper Federal Reserve Bank of St. Louis 023.

Lucas, R. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique", Journal of Monetary Economics, 1, pp. 19-46.

MacDonald, R. and Murphy, P.D. (1989), "Testing for the Long Run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation Using Cointegration Techniques", Applied Economics, 4, pp.439-447.

Muth, J. (1961), "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", Journal of Econometrica, 29, pp. 315-335.

O'Reilly, G. and Whelan, K. (2004), "Has Euro-area Inflation Persistence changed over time?", Working Paper ECB 335.

Phillips, A.W. (1958), "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", Journal of Economica New Series, 25, pp. 283-299.

Phillips, P. and Perron, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", Journal of Biometrika, 75, pp. 335-346.

Pivetta, F. and Reis, R. (2004), "The Persistence of Inflation in the United States", Mimeo, Harvard University.

Rabanal, P. and Rubio-Ramirez, J.F. (2003), "Inflation Persistence: How Much Can We Explain?", Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review, Second Quarter, pp. 43-55.

Roberts, J.M. (2001), "How Well Does the New Keynesian Sticky Price Model Fit the Data?", Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series, pp. 201-213.

Rudd, J. and Whelan, K. (2006), "Can Rational Expectations Sticky Price Models Explain Inflation Dynamics", American Economic Review, 96, pp. 303-320.

Sargent, T. (1999), "The Conquest of American Inflation", Princeton University Press: Princeton New Jersey.

Sargent, T. and Wallace, N. (1975), "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule", Journal of Political Economy, 83, pp. 241-254.

Sheraee, S. and Sanaee, A. (2010), "Investigation of the Long Run Memory in IRAN Exchange Market and Evaluating Models that Regard Long Run Memory", Journal of Financial Accounting Research, 2(4), pp.154-174.

Sowell, F. (1992), "Maximum Likelihood Estimation of Stationary Univariate Fractionally Integrated Time Series Models", Journal of Econometrics, 53, pp. 165-188.

Taylor, J.B. (1979), "Staggered Wage Setting in a Macro Model", American Economic Review, 69, pp. 108-113.

Taylor, J.B. (1998), "Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics", National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 6754

Taylor, J.B. (2000), "Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms", European Economic Review, 44, pp. 1389-1408.

Walsh, C.E. (2010), "Monetary Theory and policy", MIT Press.

بررسی اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی: مقایسه‌ای بین کشورهای OECD وUMI

Investigation of the Effect of Financial Development on Economic Growth: A Comparative Study in OECD and UMI Countries

دکتر عباسعلی ابونوری *، منیژه تیموری **

دریافت: ۱۳۹۱/۸/۲۷ پذیرش:۱۳۹۲/۳/۲۰

چکیده:

ارتباط بین توسعه مالی و رشد اقتصادی یکی از موضوعات مهم در اقتصاد می‌باشد. در مطالعه حاضر تلاش گردید تا اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD) و کشورهای با درآمد بالاتر از حد متوسط (UMI) بررسی و با یکدیگر مقایسه شود. جهت این بررسی از پنج شاخص توسعه مالی استفاده شد که عبارتند از: نسبت اعتبارات خصوصی سپرده پولی بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی، نسبت بدهی‌های نقدی به تولید ناخالص داخلی، نسبت دارایی سپرده پولی بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی، نسبت اعتبارات خصوصی سپرده پولی بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی به تولید ناخالص داخلی و نسبت سپرده بانک ها به تولید ناخالص داخلی.

برآورد الگوها با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی برای ۲۶ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی و ۲۳ کشور با درآمد بالاتر از حد متوسط، طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۸۰ انجام شد. روش انتخابی در داده‌های تابلویی جهت برآورد الگو بر اساس آزمون F مقید و آزمون هاسمن، روش اثرات ثابت می‌باشد. نتایج حاکی از آن است که توسعه مالی اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب دارد و از آن‌جایی‌که کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی از سطح توسعه‌یافتگی بالاتری برخوردارند، شدت این اثر برای این دسته از کشورها کوچک‌تر است. همچنین اثر سایر متغیرها شامل اندازه دولت، تورم و وقفه سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی، سرمایه‌گذاری و درجه باز بودن اقتصاد منطبق بر انتظارات تئوریکی می‌باشد.

کلمات کلیدی: توسعه مالی، رشد اقتصادی، سازمان همکاری و توسعه اقتصادی، روش داده‌های تابلویی.

طبقه‌بندی JEL : C33, O40, O16.

* استادیار دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکز (نویسنده مسئول)

Email: aabounoori@ yahoo.com

** دانشجوی کارشناسی ارشد برنامه‌ریزی اقتصادی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز، دانشکده اقتصاد و حسابداری

Email: m.teimoury88@yahoo.com

Abbasali Abounoori (Ph.D.), Manizheh Teimoury***

Received: 17/Nov/2012 Accepted: 10/June/2013

Abstract:

In this research, it has been tried to analyze the effect of financial development on economic growth in selected member States of Organization of Economic Cooperation and Development with Upper Middle Income countries and compare them with each other. To do this, 5 financial development indicators have been used which include: The ratio of private credit by deposit money banks to GDP, the ratio of liquid liabilities to GDP, the ratio of deposit money bank assets to GDP, the ratio of private credit by deposit money banks and other financial institutions to GDP and the ratio of bank deposits to GDP.

Estimation of the model, by using panel data econometric method, has been used for 23 member states of Organization of Economic Cooperation and Development and 26 countries with Upper Middle Income during 1980 -2009. Selected method in panel data which has been used to estimate model based on Limer Test and Hausman Test is fixed effect method.

Results indicate that financial development has negative and significant effect on economic growth of selected countries and since the member states of Organization of Economic Cooperation and Development enjoy higher development, the intensity of this effect for this class of countries is lower. Also the effects of other variables such as government size, inflation rate, lag of real GDP per capita, investment and openness is based on theoretical expectation.

Keywords: Financial Development, Economic Growth, Organization of Economic Cooperation and Development , Panel Data.

JEL: C33, O40, O16.

* Assistant Professor of Economics, Tehran Islamic Azad University, Tehran, Iran.
Email: aabounoori@ yahoo.com

** M.A. Student in Economic Planning, Tehran Islamic Azad University, Tehran, Iran.
Email: m.teimoury88@yahoo.com

۱- مقدمه

رشد اقتصادی همواره از دغدغه‌های اقتصاددانان طی دهه‌های اخیر بوده است. در پاسخ به عوامل تعیین کننده‌ی رشد اقتصادی مطالعات فراوانی توسط محققان صورت گرفته که بیانگر اهمیت روزافزون آن در مباحث اقتصادی است. اغلب تحلیل‌گران مانند مک کینون[1] (۱۹۷۳)، شاو[2] (۱۹۷۳)، کینگ و لوین[3] (۱۹۹۳: صص ۷۳۷-۷۱۷) و لوین و زروس[4] (۱۹۹۶) معتقدند توسعه مالی می‌تواند رشد اقتصادی را افزایش دهد (منصف و همکاران، ۱۳۹۲: ص ۷٤). در چنین دیدگاهی فرض می‌شود که توسعه مالی، موتور رشد اقتصادی بوده و سیاست‌گزاران باید توجه خود را بر ایجاد و ارتقاء مؤسسات مالی، جهت پیشرفت واقعی اقتصاد متمرکز نمایند.

گرچه موضوع رشد اقتصادی در یک دوره تقریباً ۲۰ ساله پس از دهه ۱۹٦۰ مورد توجه قرار نگرفت، ولی در اواخر دهه ۱۹۸۰، پل رومر[5] (۱۹۸۸: صص ۱۰۲-۷۱)، نظریه جدید رشد درون‌زا را مطرح کرد که توسط سایر اقتصاددانان مانند لوکاس[6] (۱۹۸۸: صص ٤۲-۳)، لوین و رنلت[7] (۱۹۹۲: صص ۹٤۲-٦۳)، آلسینا و پروتی[8] (۱۹۹۰: صص ۳۷۲-۳۵۱) به کار گرفته شد. این مسئله موجب شده است که در حال حاضر موضوع رشد اقتصادی به عنوان یکی از مهم‌ترین موضوعات مورد بحث اقتصاددانان تلقی شود.

توسعه مالی عبارت است از فرآیندی که طی آن کمیت، کیفیت وکارایی خدمات واسطه‌گرهای مالی بهبود می‌یابد. و بیانگر تعامل میان بسیاری از فعالیت‌ها و نهادها است. کشورهای برخوردار از سیستم مالی توسعه یافته‌تر، از آن جهت که باعث می‌شوند اقتصاد مورد نظر توانایی تجربه نرخ‌های رشد بالاتر را داشته باشد، در مسیر رشد اقتصادی سریع‌تری قرار می‌گیرند.

در این مطالعه پس از بررسی مطالعات انجام شده در خارج و داخل، مبانی نظری مرتبط بیان شده و ضمن معرفی شاخص‌های توسعه مالی، از آزمون ریشه واحد و هم جمعی برای اطمینان از وجود روابط بلندمدت و برآورد مدل استفاده می‌گردد. در پایان تحقیق جمع‌بندی مطالب و نتیجه‌گیری بیان شده است.

۲- مبانی نظری

در این تحقیق برای نشان دادن این‌که چگونه درجه توسعه مالی، رشد اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد، یک مدل رشد درون‌زای نوع رومر استاندارد، مورد استفاده قرار گرفته که شامل بخش مالی به عنوان فراهم کننده وجوه برای محققان، با هزینه واسطه‌گری است. توجه شود که هزینه‌های بنگاهی (واسطه‌گری) در این مدل نشان دهنده هزینه‌های غربال‌سازی برای بخش مالی است. هدف این مدل این است که نشان دهد چگونه هزینه‌های بنگاهی بالا، ابداعات و رشد اقتصاد را کاهش می‌دهد.

- بخش کالای نهایی: بخش کالای نهایی یک بخش کاملاً رقابتی است، که کالای مصرفی مشابهی را با ترکیب نیروی کار و کالاهای واسطه تولید می‌کند. تابع تولید برای کالای نهایی به این صورت نشان داده شده است:

$$Y = \int_0^A x_j^{\alpha} d_j \quad , \quad 0 < x_j < 1 \qquad (۱)$$

A تعداد کالای واسطه، x_j مقدار کالای واسطه j که بین صفر و یک است.

با در نظر گرفتن این تابع تولید و نرمال‌سازی قیمت کالای نهایی به یک، بنگاه در بخش کالای نهایی سودش رابراساس رابطه زیر حداکثر می‌کند:

$$\int x_j^{\alpha} d_j - \int_0^A P_j x_j d_j \qquad (۲)$$

P_j قیمت یک کالای واسطه‌ای j است. با حداکثر سازی سود، قیمت کالای واسطه‌ای j به این صورت به دست می‌آید:

$$P_j = \alpha x_j^{\alpha - 1} \qquad (۳)$$

- بخش کالای واسطه: بخش کالای واسطه شامل بنگاه‌های انحصاری است که طرح‌ها را از بخش تحقیقات برای استفاده

1. Mc Kinnon (1973)
2. Shaw (1973)
3. King and Levine (1993)
4. Levine and Zervose (1996)
5. Romer (1988)
6. Lucas (1988)
7. Levine and Renelt (1992)
8. Alesina and Perotti (1990)

در تولید کالاهای واسطه‌ای خریداری می‌کنند. این بنگاه‌ها به این دلیل انحصاری هستند که طرح‌هایی که آنها خریداری کرده‌اند به وسیله حق ثبت اختراع محفوظ شده و دیگران از استفاده از آنها محروم می‌باشند. بنابراین هر انحصارگر تنها یک نوع کالای واسطه را تولید می‌کند.

انحصارگر کالاهای واسطه را با استفاده از یک تابع تولید یک به یک تولید می‌کند. به عبارت دیگر انحصارگر برای تولید یک واحد از کالای واسطه به یک واحد سرمایه نیاز دارد و تابع سودش را که به این صورت است، حداکثر می‌کند:

$$P_j(x_j) - rx_j \qquad (٤)$$

که r نرخ بهره برای قرض‌گرفتن سرمایه است. با حداکثرسازی سود، میزان عرضه بنگاه از x_j به دست می‌آید و با جایگذاری در معادله (۳) تقاضا ، قیمت x_j برابر با $\frac{r}{\alpha}$ به‌دست می‌آید که بیان می‌کند: $x_j = x$ و $Y = Ax^{\alpha}$

با استفاده از معادله (۳) و $P_j = \frac{r}{\alpha}$ داریم:

$$x = \frac{\alpha^2 y}{Ar}$$

پس سود هر انحصارگر به این صورت مشخص می‌شود:

$$\pi_1 = (p-r)x = \alpha(1-\alpha)\frac{Y}{A} \qquad (٥)$$

به‌علاوه، از آن‌جایی که کل مقدار کالای واسطه‌ای استفاده شده در بخش کالای نهایی ، $Ax = \int_0^A x_j d_j$ باید با کل مقدار سرمایه خرج شده در بخش کالای واسطه‌ای $K(1-a_k)$ برابر باشد، بنابراین داریم:

$$x = \frac{(1-a_K)K}{A}$$

توجه شود که $(1-a_K)$ سهم سرمایه صرف شده در بخش کالای واسطه است و k ذخیره کل سرمایه در اقتصاد می‌باشد. نهایتاً تابع تولید به این صورت تبدیل می‌شود:

$$Y = A^{1-\alpha}\left[(1-a_K)K\right]^{\alpha} \qquad (٦)$$

- بخش تحقیق: هدف در این بخش، ایجاد یک زمینه تئوریکی از چگونگی اثرگذاری توسعه مالی بر ابداعات تکنولوژیکی است. سهم سرمایه صرف شده در بخش تحقیق (a_K) نسبت به درجه توسعه مالی، که به وسیله هزینه‌های بنگاهی یا واسطه‌گری نمایانده می‌شود، افزایشی است. به این ترتیب که هزینه‌های واسطه‌گری پایین، نشان دهنده توسعه‌یافتگی بیشتر بخش مالی و در نتیجه افزایش سهم سرمایه صرف شده در بخش تحقیق است.

هر محقق در بخش تحقیق، سرمایه را از بخش مالی قرض می‌گیرد و هزینه قرض گرفتن سرمایه برای محقق r + c می‌باشد. که c هزینه‌های بنگاهی برون‌زاست که مربوط به غربال‌سازی محققان توسط بخش مالی است. با این شرایط محقق سعی دارد تا سودش را حداکثر نماید. در اینجا ذخیره دانش، داده شده فرض می‌شود و بنابراین نرخ ورود δ به این صورت تعریف می‌شود:

$$\delta = A^{1-\beta}\left[a_K K\right]^{\beta-1} \qquad (٧)$$

δ، نرخ ورود تکنولوژی جدید به ازای هر واحد سرمایه صرف شده در ابداعات است.

وقتی یک تکنولوژی جدید ابداع می‌شود محقق قیمت $P_A = \frac{(1-\alpha)}{\alpha}x$ را دریافت می‌کند که همان سود انحصارگر است که با r تنزیل شده است، و ازآن‌جایی که $x = \frac{\alpha^2 Y}{A*r}$، داریم:

$$P_A = \frac{(1-\alpha)}{\alpha}x = \frac{(1-\alpha)}{\alpha}\frac{\alpha^2 Y}{A*r} = \frac{\alpha(1-\alpha)Y}{A*r} = \frac{\pi_1}{r} \qquad (٨)$$

با درنظر گرفتن قیمت P_A و نرخ ورود δ، تولید نهایی سرمایه خرج شده در بخش تحقیق برابر است با: $P_A*\delta$ که با برابر قرار دادن آن با هزینه نهایی سرمایه، r + c و با توجه به این‌که:

$$r = \frac{\alpha^2 Y}{Ax} = \frac{\alpha^2 Y}{(1-a_K)K}$$

سهم سرمایه استفاده شده در بخش تحقیق به‌دست می‌آید:

$$\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)(1-a_K)\left(\frac{K}{A}\right)^{\beta} = a_K^{1-\beta}\left[\alpha^2\left(\frac{A}{K}\right)^{1-\alpha}\left(\frac{1}{1-a_K}\right)^{1-\alpha} + c\right] \qquad (٩)$$

اگرچه معادله (۹) صریحاً برای a_K حل نمی‌شود، اما با توجه به این‌که، برای تمام دامنه a_K، سمت چپ معادله نسبت به a_K کاهشی و سمت راست معادله نسبت به a_K افزایشی است، یک مقدار واحدی از a_K به دست می‌آید.

- رشد اقتصاد: با در نظر گرفتن تابع تولید:

$$Y = A^{1-\alpha}\left[(1-a_K)K\right]^{\alpha}$$

باید معلوم شود که اقتصاد چگونه در طول زمان تغییر و توسعه

می‌یابد؟

رشد تکنولوژی طبق قانون حرکت زیر اتفاق می‌افتد:

$$A^{\circ} = A_t^{1-\beta}\left[a_K K\right]^{\beta} \qquad 0 \prec \beta \prec 1 \qquad (۱۰)$$

رابطه فوق فرض می‌کند که رشد تکنولوژی تابعی است از سرمایه اختصاص داده شده به بخش تحقیق و نسبت به K دارای بازده نزولی است.

طبق مدل سولو (۱۹۵۶)، فرض می‌شود که موجودی سرمایه طبق رابطه زیر رشد می‌کند:

$$K_t^{\circ} = sY_t \qquad (۱۱)$$

S نرخ سرمایه ثابت است.

همچنین برای سادگی فرض می‌شود که هیچ رشد جمعیتی وجود ندارد، بنابراین $n=0$ است. با جایگذاری (۱۱) در (٦) و تقسیم هر دو طرف بر K_t نرخ رشد سرمایه به دست می‌آید:

$$\frac{K_t^{\circ}}{K_t} = s\left(1-a_K\right)^{\alpha}\left(\frac{A_t}{K_t}\right)^{1-\alpha} \equiv g_K \qquad (۱۲)$$

به طور مشابه نرخ رشد تکنولوژی به دست می‌آید:

$$\frac{A_t^{\circ}}{A_t} = a_K{}^{\beta}\left(\frac{K_t}{A_t}\right)^{\beta} \equiv g_A \qquad (۱۳)$$

در طول مسیر رشد متوازن شرایط وضعیت پایدار برقرار است، بنابراین:

$$g_K = g_A = g$$

که درآن g نرخ رشد اقتصاد می‌باشد.

با ترکیب معادله (۱۲) و (۱۳)، نرخ رشد وضعیت پایدار اقتصاد به دست می‌آید:

$$g = \left[s(1-a_K)^{\alpha} a_K{}^{1-\alpha}\right]^{\beta/1-\alpha-\beta} \qquad (۱٤)$$

$$if \quad a_K \le 1-\alpha \Rightarrow g' \ge 0$$

نرخ رشد وضعیت پایدار اقتصاد، مادامی‌که سهم سرمایه خرج شده در بخش تحقیق (a_K)، کوچک‌تر یا مساوی $1-\alpha$ باشد، نسبت به a_K افزایشی است.

هم‌چنین از معادله (۹) نتیجه می‌شود که مقدار تعادلی سرمایه صرف شده در بخش تحقیق a_K نسبت به هزینه بنگاهی (C)، کاهشی است.

در این مدل نشان داده می‌شود که نرخ رشد وضعیت پایدار اقتصاد نسبت به (a_K) افزایشی است و خود (a_K) تابعی کاهشی از هزینه بنگاهی یا واسطه‌گری است. کاربرد این مسئله در اینجا است که در یک بخش مالی کم‌تر توسعه یافته، به دلیل وجود هزینه‌های واسطه‌گری بالا، مقدار سرمایه اختصاص یافته به ابداعات تکنولوژیکی کاهش یافته و بنابراین رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. همچنین توجه داشته باشید که سهم درآمد صرف شده برای سرمایه‌گذاری در انباشت سرمایه (s) در این مدل ثابت فرض شده است. بنابراین، این مدل بیان می‌کند که برای یک سطح داده شده از سرمایه‌گذاری، سهم کوچک‌تر سرمایه‌گذاری اختصاص داده شده به فعالیت‌های R&D، در صورتی‌که بخش مالی به نسبت کمتر توسعه یافته باشد، منجر به نرخ پایین‌تری از ابداعات تکنوژیکی و به تبع آن کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

۳- مطالعات انجام شده

۳-۱- مروری بر برخی مطالعات انجام شده در خارج

لیو و سو[1] (۲۰۰٦ : صص ٦۹۰-٦٦۷)، در مطالعه‌ای با عنوان «نقش توسعه مالی در رشد اقتصادی: تجربه کشورهای تایوان، کره وژاپن»، به برآورد رابطه توسعه مالی ورشد اقتصادی با استفاده از داده‌های تابلویی پویا و تخمین زن GMM، در کشورهای تایوان، کره و ژاپن پرداختند. نتایج مطالعه مذکور عبارتند از: الف- سرمایه‌گذاری بالا سبب تسریع رشد اقتصادی در ژاپن می‌شود و اگر سرمایه‌گذاری به صورت کارا تخصیص نیابد لزوماً موجب عملکرد بهتر رشد نمی‌شود، مانند کشورهای کره وتایوان. ب- توسعه مالی تأثیر مثبت بر اقتصاد تایوان دارد، اما بر اقتصاد کره و ژاپن تأثیر منفی دارد. پ- توسعه بازارسهام تأثیر مثبت بر اقتصاد تایوان دارد. ت- بحران‌های آسیایی بر اقتصاد تایوان تأثیر منفی کم‌تری نسبت به کره و ژاپن می‌گذارد. ث- خارج شدن سرمایه از این کشورها تأثیر منفی بر اقتصادشان دارد در حالی‌که وارد شدن سرمایه نیز اثر منفی دارد، ولی معنادار نیست.

ریتاب[2] (۲۰۰۷: صص ۳٦۰-۳٤٥)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «توسعه بخش مالی و رشد پایدار اقتصادی در بازارهای

1. Liu and Hsu (2006)
2. Ritab (2007)

همگرایی منطقه‌ای»، به بررسی توسعه بازارهای مالی (بخش بانکی) و رشد اقتصادی برای ۷ کشور خاورمیانه و شمال آفریقا در دوره زمانی ۱۹٦۵ تا ۲۰۰۲ پرداخت. وی به این نتیجه رسید که در ٦ کشور از این ۷ کشور، توسعه بخش بانکی باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود. همچنین در ۳ کشور از این ٦ کشور، رشد اقتصادی نیز سبب توسعه بخش بانکی می شود. وی با استفاده از تحلیل هم جمعی[1] نشان داد که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین توسعه بخش مالی و رشد اقتصادی در ۷ کشور وجود دارد اما با توجه به نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای برداری[2]، در کوتاه‌مدت توسعه بخش بانکی تأثیر قابل توجه‌ای بر رشد اقتصادی در این کشورها ندارد.

جیمز[3] (۲۰۰۸ : صص ۵۳-۳۸)، در مطالعه‌ای تحت عنوان «مکانیسم ارتباط توسعه مالی و رشد اقتصادی در مالزی چیست؟»، به بررسی تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشور مالزی از کانال‌های گوناگون پرداخت. وی برای بررسی این مکانیسم‌ها در مطالعه خود شش معادله را برآورد کرد. نتایج حاصل از تخمین این معادلات نشان داد که توسعه مالی از طریق افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری خصوصی باعث رشد اقتصادی بالا در کشور مالزی شده است. نتایج حاصل از مطالعات وی فرضیه درونزایی توسعه مالی و رشد، مبنی بر این که توسعه مالی از طریق افزایش کارآیی سرمایه‌گذاری باعث رشد اقتصادی شده است را نیز تائید کرد.

۳-۲- مطالعات تجربی انجام شده در داخل

عصاری (۲۰۰۸) با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) ، به بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای نفتی عضو اوپک و غیرنفتی در حال توسعه پرداخته است. شاخص‌های توسعه مالی به‌کار گرفته شده در تحقیق عبارتند از: ۱) بدهی‌ها و دیون نقدی سیستم مالی (سکه و اسکناس به اضافه بدهی‌های بهره‌دار بانک‌ها و واسطه‌های مالی غیربانکی) تقسیم بر GDP. ۲) نسبت اعتبارات بانکی تقسیم براعتبارات بانکی به‌علاوه دارایی‌های محلی بانک مرکزی. ۳) نسبت اعتبارات تخصیص یافته به شرکت‌ها و مؤسسات خصوصی، به کل اعتبارات داخلی (به جز اعتبارات به بانک‌ها). ٤) اعتبارات داده شده به شرکت‌ها و مؤسسات خصوصی به GDP. ۵) M_2 تقسیم بر GDP. ٦) سپرده‌های پس‌انداز بلندمدت و دیداری بانک‌های پولی سپرده‌پذیر و دیگر نهادهای مالی، به عنوان سهمی از GDP. نتایج حاصل از این تحقیق دال بر تأثیر منفی توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای نفتی عضو اوپک است درحالی که همین رابطه درکشورهای در حال توسعه غیرنفتی مثبت می‌باشد.

سلمانی و امیری (۲۰۰۹: صص ۱۲۵-٤) در تحقیقی با عنوان «توسعه مالی و رشد اقتصادی: مورد کشورهای در حال توسعه» به بررسی تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۰٤-۱۹٦۰ با استفاده از روش داده‌های تابلویی نامتوازن می‌پردازند. در مطالعه مزبور از سه معیار برای بررسی تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی استفاده شده است: ۱) نسبت اعتبارات داخلی اعطا شده به بخش خصوصی به GDP، ۲) نسبت بدهی‌های نقدی به GDP (M_3)، ۳) نسبت ارزش کل سهام مبادله شده به GDP. نتایج تحقیق ایشان نشان داد که در دوره مورد بررسی توسعه مالی تأثیر مثبت و معنادار بر رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه داشته است.

سیفی‌پور (۲۰۱۰: صص ۳۳-۵) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی تجربی تأثیر سطح توسعه مالی بر رشد اقتصادی» با استفاده از داده‌های تابلویی به بررسی تأثیرات توسعه مالی بر رشد اقتصادی در ۸۵ کشور طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۰۸ می‌پردازد. شاخصی که برای توسعه مالی در مطالعه مذکور در نظر می‌گیرد، نسبت انباشت سرمایه به تولید ناخالص داخلی واقعی است. نتایج حاصل از مطالعه وی حاکی از این است که در کشورهای با درآمد بالا، بهبود توسعه مالی منجر به رشد اقتصادی خواهد شد و در کشورهای با درآمد پایین و متوسط و با سطح توسعه‌یافتگی پایین در بازار پول و سرمایه، بهبود توسعه مالی در بازار پول تأثیر منفی و بهبود توسعه مالی در بازار سرمایه تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی خواهد داشت.

1. Co-Integration Analysis
2. Vector Error-Correction Model
3. James (2008)

٤- معرفی شاخص‌های توسعه مالی

یافتن معیار واحدی که تمام جنبه‌های توسعه مالی را دربرگیرد تا اندازه‌ای غیر ممکن است. در اینجا پنج شاخص معرفی شده تا جنبه‌های مختلف توسعه مالی پوشش داده شود. این شاخص‌ها عبارتند از:

۱- FDI1[1]: نسبت اعتبارات خصوصی سپرده پولی بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی (PCRDBGDP[2]).

۲- FDI2: نسبت بدهی‌های نقدی به تولید ناخالص داخلی (LLGDP[3]).

۳- FDI3: نسبت دارایی سپرده پولی بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی (DBAGDP[4]).

٤- FDI4: نسبت اعتبارات خصوصی سپرده پولی بانک‌ها و سایر مؤسسات مالی به تولید ناخالص داخلی (PCRDBOFGDP[5]).

۵- FDI5: نسبت سپرده بانک‌ها به تولید ناخالص داخلی (BDGDP[6]).

۵- تصریح و برآورد مدل

با توجه به توضیحات فوق مبنی بر اثرگذاری توسعه مالی بر ابداعات تکنولوژیکی و به تبع آن بر رشد اقتصادی، معادله رگرسیونی زیر جهت بررسی رابطه توسعه مالی و رشد اقتصاد ارائه می‌شود:

$$Y_{it} - Y_{i,t-1} = \alpha_i + \beta FD_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it}$$

اندیس i بیانگر کشور و t زمان (سال) است. بازه زمانی این تحقیق ۲۰۰۹-۱۹۸۰ می‌باشد.

Y سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی، $Y_{i,t} - Y_{i,t-1}$ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی، FD لگاریتم شاخص توسعه مالی و X مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل می‌باشد که عبارتند از: سرمایه‌گذاری، نرخ تورم، اندازه دولت[7]، درجه باز بودن اقتصاد[8].

اگر β مثبت و معنادار شود، از فرضیه رشد ناشی از توسعه مالی حمایت می‌کند. به این ترتیب که درجه توسعه مالی به‌طور مثبت با نرخ رشد ابداعات تکنولوژیکی، که موتور هدایت کننده رشد اقتصادی است، مرتبط می‌باشد. همچنین از داده‌های تشکیل سرمایه ثابت ناخالص خصوصی داخلی، به‌عنوان نماینده‌ای برای سرمایه‌گذاری در R&D استفاده شده است. علامت ضریب تخمینی مبهم بوده و می‌تواند مثبت یا منفی باشد. علاوه بر اثرات خارجی موقتی، یک اثر خارجی بین‌کشوری هم می‌تواند وجود داشته باشد. این مسئله به ویژه، وقتی تحقق پیدا می‌کند که کشوری مانند ژاپن (در دهه ۱۹)، وارد کننده فعال تکنولوژی باشد. بنابراین یک راه مؤثر برای اینکه یک کشور بتواند تولید دانش خود را شتاب بخشد، واردات تکنولوژی به کار گرفته شده در کالاها، از کشورهای توسعه یافته‌تر است. بر این اساس، جهت محاسبه اثرات خارجی بین کشوری، از معیار درجه باز بودن اقتصاد استفاده شده که از تقسیم جمع صادرات و واردات بر GDP به‌دست می‌آید، به طوری‌که علامت ضریب تخمینی قابل پیش‌بینی نیست.

به گفته ورگلر[9] (۲۰۰۰: صص ۲۱٤-۱۸۷)، اثربخشی بخش مالی به حجم و اندازه دخالت دولت بستگی دارد. وی معتقد است که هرچه دولت بزرگ‌تر باشد، انگیزه بیشتری برای سرمایه‌گذاری در صنایع رو به زوال، نسبت به صنایع در حال رشد وجود خواهد داشت. اثرات مداخله دولت به وسیله سطوح میانگین سهم مصرف کل دولت به GDP، برای هر دوره تعیین می‌شود و انتظار می‌رود که دارای ضریب منفی باشد.

نهایتاً از سطوح متوسط نرخ تورم برای هر دوره استفاده شده است تا شرایط اقتصادی یک کشور را منعکس کند. از آن‌جایی‌که تورم آشفتگی اقتصادی یک کشور را نشان می‌دهد و به طور معمول در شرایط آشفتگی اقتصادی تغییرات تکنولوژی کندتر است، انتظار می‌رود که ضریب تخمینی دارای

1.Financial Development Iindicator
2. Private Credit by deposite money banks / GDP
3. Liquid Liabilities / GDP
4. Deposit Money Bank Assets / GDP
5. Private Credit by deposite money banks and other financial institutions / GDP
6. Bank Deposits / GDP
7. Government Size
8. Openness
9. Wurgler (2000)

علامت منفی باشد.

لازم به ذکر است در این تحقیق با توجه به نوع داده‌ها از روش داده های پانلی (ترکیبی) استفاده شده است. لازم است تا انتخابی بین سه روش ادغام، اثر ثابت و اثر تصادفی صورت پذیرد که در این مورد از آزمون چاو و آزمون هاسمن استفاده شده که نتایج حاکی از پذیرش روش اثر ثابت می‌باشد. همچنین قبل از برآورد الگو به مانند داده‌های سری زمانی می‌بایستی آزمون وجود ریشه واحد (و در صورت وجود ریشه واحد آزمون هم‌جمعی) برای کلیه متغیرها انجام شده تا از وجود رابطه بلندمدت اطمینان حاصل کنیم. بر این اساس مانایی کلیه متغیرها اعم از توسعه مالی، اندازه دولت، تورم، سرمایه‌گذاری، وقفه‌ی سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی، درجه باز بودن اقتصاد و رشد سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی با آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو[1] بررسی شده است.

۵-۱ توصیف داده‌ها

در این قسمت میانگین شاخص‌های توسعه مالی، متغیرهای کنترل و متغیر وابسته در دو دسته کشور منتخب محاسبه شده و در جدول (۱) آمده است:

همان‌طور که بر اساس نتایج آماری ارائه شده در جدول (۱) ملاحظه می‌شود، میانگین کلیه شاخص‌ها در کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی (OECD[2]) بزرگ‌تر از کشورهای با درآمد بالاتر از حد متوسط (UMI[3]) است و با توجه به تعاریف شاخص‌های توسعه‌ی مالی، بالاتر بودن این شاخص‌ها از نظر کمی، به معنای سطح بالاتری از توسعه‌یافتگی مالی است. میانگین سرانه تولید ناخالص داخلی و اندازه دولت نیز در کشورهای OECD بزرگ‌تر از کشوهای UMI است. میانگین تورم در کشورهای OECD به طور قابل‌توجه‌ای از میانگین تورم در کشورهای UMI کمتر است که دال بر وضعیت اقتصادی مساعدتری در این دسته از کشورها است. میانگین متغیر وابسته (رشد سرانه تولید ناخالص داخلی) تقریباً در دو دسته کشور برابر است و میانگین دو متغیر درجه باز بودن اقتصاد و سرمایه‌گذاری در کشورهای UMI بیش‌تر از کشوهای OECD می‌باشد.

جدول(۱): میانگین متغیرها برای دو دسته کشور

متغیرها	میانگین متغیر در کشورهای UMI	میانگین متغیر در کشورهای OECD
FDI1	۰/۵۱	۰/۸۰
FDI2	۰/٤۹	۰/۹۳
FDI3	۰/۳۹	۰/۸۰
FDI4	۰/٤۳	۰/۹۰
FDI5	۰/٤٤	۰/۷۵
تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی	۳٤۱۰/۱۰	۲۰۳۲٦/۹۱
رشد تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی	۲/۰۱	۱/۹٦
تورم	۱٤/۰۵	۵/۳۱
اندازه دولت	۱۵/۳٦	۱۸/۸۳
درجه باز بودن اقتصاد	۸٦/۱۰	۷۸/۳۰
سرمایه‌گذاری	۲۳/۷۲	۲۱/۸۹

منبع : محاسبات محقق

۵-۲ آزمون ریشه واحد در داده‌های تابلویی

قبل از برآورد الگو به مانند داده‌های سری زمانی می‌بایستی آزمون وجود ریشه واحد برای کلیه متغیرها انجام شده تا از وجود رابطه بلندمدت اطمینان حاصل گردد. بر این اساس مانایی کلیه متغیرها اعم از توسعه مالی، اندازه دولت، تورم، سرمایه‌گذاری، وقفه‌ی تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی، درجه باز بودن اقتصاد و رشد تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی را مورد آزمون قرار داده و از آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (L.L.C.) برای این منظور استفاده می‌شود. در این آزمون فرضیه صفر وجود ریشه واحد و فرضیه یک، عدم وجود ریشه واحد است. خلاصه نتایج آزمون به ترتیب برای کشورهای UMI و کشورهای OECD در جداول مجزا ارائه می‌شود.

1. Levine, Lin and Chu
2. Organization of Economic Cooperation and Development
۳. " کشورهای عضو UMI (Upper Middle Income) عبارتند از: الجزایر، بوتساوانا، شیلی، کلمبیا، کاستاریکا، جمهوری دومینیکا، دومینیکن، اکوادور، گابن، گرنادا، ایران، اردن، مالزی، موریتریوس، مکزیک، پاناما، سیچلس، سنت لوییس، تایلند، ترکیه، اوروگوئه و ونزوئلا و کشورهای عضو OECD عبارتند از: استرالیا، اتریش، انگلستان، ایالات متحده آمریکا، بلژیک، دانمارک، استونی، جمهوری کره، لوکزامبورگ، ایتالیا، ایرلند، هلند، لهستان، آلمان، سوئد، سوییزلند، سوئیس، نیوزلند، پرتغال، یونان، اسپانیا، فرانسه، فنلاند، ایسلند، ژاپن و نروژ ."

جدول(۲): نتایج آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو برای متغیرهای الگوی اول (کشورهای UMI)

متغیر	مرتبه تفاضل	آماره آزمون	P-value
شاخص توسعه مالی اول	۱	-۷/۲۳	۰/۰۰۰
شاخص توسعه مالی دوم	۱	-۹/۳	۰/۰۰۰
شاخص توسعه مالی سوم	۱	-۷/۵۶	۰/۰۰۰
شاخص توسعه مالی چهارم	۱	-۸/۲۳	۰/۰۰۰
شاخص توسعه مالی پنجم	۱	-۶/۳۳	۰/۰۰۰
اندازه دولت	۰	-۲/۰۷	۰/۰۱۸۸
تورم	۰	-۷/۸۸	۰/۰۰۰
سرمایه‌گذاری	۰	-٤/۱۱	۰/۰۰۰
وقفه سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی	۱	-۷/٦٤	۰/۰۰۰
درجه باز بودن اقتصاد	۱	-۸/۳٦	۰/۰۰۰
رشد سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی	۰	-۹/۵۵	۰/۰۰۰

منبع : محاسبات محقق

جدول (۳): نتایج آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو برای متغیرهای الگوی اول (کشورهای OECD)

متغیر	مرتبه تفاضل	آماره آزمون	P-value
شاخص توسعه مالی اول	۱	-۵/۸۳	۰/۰۰۰
شاخص توسعه مالی دوم	۱	-٤/۱۱	۰/۰۰۰
شاخص توسعه مالی سوم	۱	-۲/۹۱	۰/۰۰۱۸
شاخص توسعه مالی چهارم	۱	-۲/۵۹	۰/۰۰٤۸
شاخص توسعه مالی پنجم	۱	-۵/۹۵	۰/۰۰۰
اندازه دولت	۱	-۲/٤٦	۰/۰۰۷۰
تورم	۰	-۷/۹٦	۰/۰۰۰
سرمایه‌گذاری	۰	-٤/٤۱	۰/۰۰۰
وقفه تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی	۰	-۱/۹۳	۰/۰۲٦۸
درجه باز بودن اقتصاد	۰	-۱/۵٦	۰/۰۵۸۷
رشد تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی	۰	-۹/٦۵	۰/۰۰۰

منبع : محاسبات محقق

بر اساس نتایج جدول (۲)، فرضیه صفر در سطح احتمال ۵ درصد برای متغیرهای سرمایه‌گذاری، اندازه دولت، تورم و رشد سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی پذیرفته نشده و این متغیرها مانا می‌باشند. سایر متغیرها حتی در سطح احتمال ۱۰ درصد مانا نبوده، اما تفاضل مرتبه اول آنها در سطح یک درصد فاقد ریشه واحد بوده و مانا هستند.

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که فرضیه صفر در سطح احتمال ۵ درصد برای متغیرهای تورم، سرمایه‌گذاری، وقفه تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی، درجه باز بودن اقتصاد و رشد تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی پذیرفته نشده و این متغیرها مانا می‌باشند. شاخص‌های توسعه مالی و اندازه دولت حتی در سطح احتمال ۱۰ درصد مانا نبوده، اما تفاضل مرتبه اول آنها در سطح یک درصد مانا می باشد.

۵-۳ آزمون هم جمعی بین متغیرها

در تحلیل‌های همجمعی، وجود روابط بلندمدت اقتصادی آزمون و برآورد می‌شود. ایده اصلی در تجزیه و تحلیل هم جمعی آن است که اگر چه بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی نامانا (حاوی روندهای تصادفی) هستند اما ممکن است در بلندمدت ترکیب خطی این متغیرها، مانا و بدون روند تصادفی باشند. در این تحقیق جهت بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو، آزمون یوهانسن- فیشر به‌کارگرفته شده است. نتایج آزمون برای دو دسته کشور مورد بررسی در جداول (٤) و (۵) ارائه شده است.

در جدول (٤) در روش هم جمعی یوهانسن- فیشر، برای کشورهای با درآمد بالاتر از حد متوسط، بر اساس آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه، برای شاخص‌های توسعه مالی اول تا پنجم به ترتیب وجود چهار، چهار، شش، شش و چهار بردار هم‌جمعی مورد قبول است. بر اساس آماره آزمون اثر نیز، برای کلیه شاخص‌های توسعه مالی وجود شش بردار هم‌جمعی تأیید می‌گردد.

در جدول (۵) در روش هم‌جمعی یوهانسن- فیشر برای کشورهای OECD، بر اساس آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه؛ برای شاخص توسعه مالی اول، وجود چهار بردار، و برای سایر شاخص‌ها وجود شش بردار هم‌جمعی پذیرفته می‌شود. بر اساس آماره آزمون اثر نیز، وجود شش بردار هم‌جمعی برای کلیه شاخص‌ها قابل قبول است.

جدول (٤): نتایج روش همجمعی یوهانسن- فیشر برای الگوی اول (کشورهای UMI)

فرضیه صفر (حداکثر بردار همجمعی)	سطح احتمال در آزمون حداکثر مقدار ویژه					سطح احتمال در آزمون اثر				
	FDI1	FDI2	FDI3	FDI4	FDI5	FDI1	FDI2	FDI3	FDI4	FDI5
۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
٤	۰/۰۱	۰/۰٦	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
٥	۰/۲٤	۰/۱۲	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۱۳	۰/۰٥	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱
٦	۰/۰۲	۰/۰٤	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰٤	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۱

منبع : محاسبات محقق

جدول(٥): نتایج روش همجمعی یوهانسن- فیشر برای الگوی اول (کشورهای OECD)

فرضیه صفر (حداکثر بردار هم‌جمعی)	سطح احتمال در آزمون حداکثر مقدار ویژه					سطح احتمال در آزمون اثر				
	FDI1	FDI2	FDI3	FDI4	FDI5	FDI1	FDI2	FDI3	FDI4	FDI5
۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
٤	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
٥	۰/۱٤	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰٤	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
٦	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

منبع : محاسبات محقق

جدول (٦): برآورد الگو برای کشورهای UMI

متغیرها	بر اساس شاخص FDI1	بر اساس شاخص FDI2	بر اساس شاخص FDI3	بر اساس شاخص FDI4	بر اساس شاخص FDI5
شاخص توسعه مالی	-٥/٩٥	-٥/۰۰۲	-٥/٦٦	-٤/۲	-۳/۸٥
اندازه دولت	-۰/٥٥	-۰/٥۱	-۰/٥۰	-۰/٥۰	-۰/٥٤
تورم	-۰/۰٦۷	-۰/۰٦۷	-۰/۰٦۷	-۰/۰٦۸	-۰/۰٦٦
سرمایه گذاری	۰/۱٥٥	۰/۰۱٥۷	۰/۱٦۷	۰/۱٦٥	۰/۱٥۸
درجه باز بودن اقتصاد	۰/۰۲٦	۰/۰۲٥	۰/۰۲٦	۰/۰۲٦	۰/۰۲٥
وقفه سرانه تولید ناخالص داخلی واقعی	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱
روش برآورد	FE	FE	FE	FE	FE
ضریب تعیین	۰/۲٦	۰/۲٦	۰/۲٦	۰/۲٥	۰/۲٤
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۳	۰/۲۳	۰/۲۳	۰/۲۲	۰/۲۱
آماره F	۸/۱۸	۸/۱٦	۸/۳۳	۸/۰۳	۷/٦۱
آماره F لیمر	٦/٥۷	٦/٥	٦/٥	٦/٤	٥/٥۳
آماره Hausman	٥۳/۱٤	٤۹/۲	٤۸/٤۷	٤۸/٥٥	٥۱/٤

* تمامی پارامترهای برآوردی در سطح ۹۹درصد معنادار می‌باشند.

منبع : محاسبات محقق

جدول (۷): برآورد الگو برای کشورهای OECD

متغیرها	بر اساس شاخص				
	FDI1	FDI2	FDI3	FDI4	FDI5
شاخص توسعه مالی	-۱/۲۳*	-۱/۷۹	-۱/۷۷	-۱/۸۲	۰/۷٤*
اندازه دولت	-۰/۵۳	-۰/۵۰	-۰/٤۹	-۰/۵۰	-۰/۵٤
تورم	-۰/۱۵۰	-۰/۱٦۵	-۰/۱٦٤	-۰/۱٦٦	-۰/۱۵۰
سرمایه‌گذاری	۰/۱۵۷	۰/۱۸۰	۰/۱۸۵	۰/۱۹۱	۰/۱۵٦
درجه باز بودن اقتصاد	۰/۰۳۳	۰/۰۳۲	۰/۰۳۱	۰/۰۲۸	۰/۰۳۳
وقفه تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۲
روش برآورد	FE	FE	FE	FE	FE
ضریب تعیین	۰/۳٦	۰/۳٦	۰/۳٦	۰/۳٦	۰/۳۳
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۱	۰/۳۳	۰/۳۳	۰/۳۳	۰/۳۱
آماره F	۱۲/۲٦	۱۳/٤۸	۱۳/۵٦	۱۳/٦٤	۱۲/۱۱
آماره F لیمر	۸/۰٤	۷/٤۸	۷/٤۸	۸/٤۱	۸/٤۸
آماره Hausman	۱۲۲/۱۷	۱۰۷/۷٤	۹۵/٦	۱۰۷/۹۵	۱۲٤/۳۲

*پارامتر برآوردی در سطح معناداری ۹۵درصد معنادار است و سایر پارامترها در سطح معناداری ۹۹ درصد معنادار می‌باشند.

منبع : محاسبات محقق

٦- برآورد الگو و تحلیل فرضیه

ابتدا الگو با سه روش ادغام، اثر ثابت و اثر تصادفی برآورد شده، سپس بر اساس آزمون F مقید و آزمون هاسمن، روش اثر ثابت از بین این سه روش، انتخاب می‌شود. نتیجه نهایی حاصل از برآورد الگو با روش اثر ثابت و همچنین نتیجه آزمون چاو و آزمون هاسمن، برای هر دو دسته از کشورها در جداول (٦) و (۷) نشان داده شده است.

همان‌طور که از جدول (٦) مشخص است، در تمامی برآوردها بر اساس پنج شاخص توسعه مالی، ضریب برآوردی متغیر توسعه مالی، منفی و معنادار است. بدین مفهوم که برای کشورهای مورد نظر توسعه مالی اثر منفی بر رشد اقتصاد دارد. به عنوان مثال در برآورد الگو بر اساس شاخص توسعه مالی اول FDI1 ، با یک واحد افزایش در شاخص توسعه مالی، رشد اقتصاد به میزان ۵/۹۵ واحد کاهش می‌یابد. همچنین علامت سایر متغیرهای توضیحی منطبق بر انتظارات تئوریکی بوده و همگی از سطح معناداری خوبی برخوردار هستند. به عنوان مثال با یک واحد افزایش در متغیرهای تورم و اندازه دولت، رشد اقتصاد به ترتیب به میزان ۰/۰٦۷و ۰/۵ واحد کاهش یافته و با یک واحد افزایش در متغیرهای سرمایه‌گذاری، درجه باز بودن اقتصاد و وقفه سرانه تولید ناخالص داخلی، رشد اقتصادی به ترتیب به میزان ۰/۱۵و ۰/۰۲٦ واحد افزایش و ۰/۰۰۱واحد کاهش می‌یابد.

در جدول (۷) برای کشورهای OECD نیز در تمامی برآوردها ضریب متغیر توسعه مالی، منفی و معنادار است. که به معنی اثر منفی توسعه مالی بر رشد اقتصادی است. به عنوان مثال در برآورد الگو بر اساس شاخص توسعه مالی اول (FDI1)، با یک واحد افزایش در شاخص توسعه مالی، رشد اقتصاد به میزان ۱/۲۳ واحد کاهش می‌یابد. در اینجا نیز علامت سایر متغیرهای توضیحی منطبق بر انتظارات تئوریکی است و همگی از سطح معناداری خوبی برخوردار می‌باشند.

۷- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

برآورد الگوها، از روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی برای ۲۳ کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی و ۲٦ کشور با درآمد بالاتر از حد متوسط، طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۸۰ انجام شد. روش انتخابی در داده‌های تابلویی جهت برآورد الگو بر اساس آزمون F مقید و آزمون هاسمن، روش اثرات ثابت می‌باشد.

نتایج حاکی از آن است که توسعه مالی در هر دو دسته

کشور مورد بررسی اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصاد دارد. اما نکته قابل‌توجه این است که شدت این اثر در کشورهای OECD که از سطح توسعه یافتگی بالاتری برخوردار هستند، کوچک‌تر از کشورهای UMI است. میزان اثر منفی متغیر اندازه دولت بر رشد، تفاوت قابل ملاحظه‌ای در دو دسته کشور ندارد به طوری‌که متوسط این اثر در پنج شاخص در کشورهای OECD و UMI به ترتیب برابر با ۰/۵۱- و ۰/۵۲- است. تورم در هر دو گروه از کشورها اثر منفی بر رشد داشته و شدت این اثر در کشورهای OECD بیش‌تر (متوسط این اثر در پنج شاخص ۰/۱۵۹- در مقابل ۰/۰۶۷-) است. سایر متغیرهای کنترل شامل درجه باز بودن اقتصاد و سرمایه‌گذاری، مطابق با تئوری‌های اقتصادی اثر مثبت بر رشد دارند و میزان این اثر در کشورهای OECD بزرگ‌تر از کشورهای UMI می‌باشد. بر این اساس متوسط اثر درجه باز بودن اقتصاد و سرمایه‌گذاری در کشورهای OECD به ترتیب برابر با ۰/۰۳۱ و ۰/۱۷٤ و در کشورهای UMI به ترتیب برابر با ۰/۰۲۵ و ۰/۱٦۰ است.

در مقایسه نتایج حاصل از این تحقیق با سایر مطالعات می‌توان گفت که بر خلاف مطالعه‌ی سلمانی (۲۰۰۹) که توسعه مالی اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد در این تحقیق عکس آن صادق است. همچنین تأیید وجود اثر منفی توسعه مالی بر رشد اقتصادی در این مطالعه، به نوعی در راستای بخشی از نتایج حاصل از مطالعات لیو و سو (۲۰۰٦)، ریتاب (۲۰۰۷)، عصاری (۲۰۰۸) و سیفی‌پور (۲۰۱۰) می‌باشد. اثر منفی توسعه مالی بر رشد اقتصادی در این کشورها می‌تواند به دلیل ضعف مدیریت نظام مالی، عدم شکل‌گیری بازارهای مالی منسجم و بهره‌مند از مقررات، تبعیت بالای سیاست‌های پولی و بانکی از سیاست‌های مالی دولت و اندازه نسبتاً بزرگ دولت باشد. همچنین منابع بخش بانکی به عنوان مهم‌ترین نهاد مالی (در غیاب بازارسهام قدرتمند)، به درستی و در حد کافی به بخش خصوصی هدایت نشده و در صورت هدایت، به دلیل وجود سودآوری در فعالیت‌های غیرمولد و واسطه‌گری اثر چندانی در تولید کالاها و خدمات نداشته و لذا به دلیل انحراف عملکرد بخش خصوصی از اهداف تعیین شده نظام بانکی نوعی ناکارایی در تخصیص منابع بانکی ایجاد می‌شود که به صورت کاهش در رشد اقتصادی نمود پیدا می‌کند.

منابع:

Alesina, A. and Perotti, R. (1994), "The Political Economy of Growth: A Critical Survey of the Recent Literature", The World Bank Economic Review, 12, pp. 351- 372.

Allen, F. and Gale, D. (2001), "Comparing Financial Systems", Cambridge, Massachussets, London, England, The MIT Press.

Asari, A. (2008), "Financial Development and Economic Growth, Comparative Studies between OPEC and non-OPEC Developing Countries, Using GMM Method", Economic Research Journal, 82, pp.141-161.

James, B. A. (2008), "What are the Mechanisms Linking Financial Development and Economic Growth in Malaysia", Economic Modelling, 25, pp. 38-53.

King, R.G. and Levine, R. (1993), "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right", Quarterly Journal of Economics,108(3).pp717-737.

Levine, R.G. and Renelt, D. (1992), "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions", Economic Review, 82(4), pp. 942–963.

Levine, R.G. and Zervos, S. (1996), "Stock Market Development and Long –Run Growth", World Bank, Policy Research Working Paper.

Liu, W. and Hsu, Ch. (2006), "The Role of Financial Development in Economic Growth: The Experiences of Taiwan, Korea, and Japan", Journal of Asian Economics, 17, pp.667-690.

Lucas, R. (1988), "On the Mechanics of Economic Development", Journal of Monetary Economics. 22, pp.3-42.

Mc Kinnon, R. (1973), "Money and Capital in Economic Development", Washington, D.C.: Brooking Institution.

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. 53-92.

Ritab S. (2007), "Financial Sector Development and Sustainable Economic Growth in Regionally Co-Integrated Emerging Markets", Advances in Financial Economics, 12, pp. 345-360.

Romer, P.M. (1988), "Endogenous Technological Change", The Journal of Political Economy, 98(5), pp. 71-102.

Safepur, R. (2010), "Experiential Analysis the Effect of Financial Development on Economic Growth", Journal of Financial Studies, 52, pp. 5-33.

Salmani, B. and Amere, B. (2009), "Financial Development and Economic Growth in Developing Countries", Journal of Quantitative Economics, 6(45), pp.4-125.

Shaw, E. (1973), "Financial Deepening in Economic Development", Oxford University Press.

Solow, R.M. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth", the Quarterly Journal of Economics,70(1), pp.65-94.

Wurgler, J. (2000), "Financial Markets and the Allocation of Capital", Journal of Financial Economics, 58, pp. 187-214.

بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران

The Effects of Monetary Shocks on Iran Economic Sectors

حامد صاحب هنر*، دکتر علی چشمی**،
دکتر محمدعلی فلاحی***

دریافت: ۱۳۹۱/۰٤/۲۷ پذیرش: ۱۳۹۲/۰٤/۱۲

چکیده:

مطالعات تجربی نشان می‌دهد که پول در کوتاه‌مدت آثار حقیقی دارد و در بلندمدت خنثی است. با توجه به کانال‌های انتقال سیاست پولی و ویژگی-های خاص بخش‌های اقتصادی، محتمل است که واکنش این بخش‌ها به یک شوک پولی متفاوت باشد. در این تحقیق با استفاده از روش خودبازگشت‌برداری بیزین و بر اساس رویکرد راداز و ریگوبون (۲۰۰۳) در بررسی آثار بخشی یک شوک پولی، عکس‌العمل بخش‌های اصلی اقتصاد ایران (صنعت، خدمات و کشاورزی) به یک شوک پولی برآورد و مقایسه شده است. نتایج تحقیق بر اساس داده‌های فصلی سال‌های ۱۳٦۷ الی ۱۳۸۹ نشان می‌دهد که اولاً، شوک پولی در کوتاه‌مدت آثار حقیقی بر ارزش‌افزوده بخش‌های اقتصاد ایران دارد. ثانیاً، واکنش بخش‌ها متفاوت است و ثالثاً، بخش خدمات بیشترین حساسیت را به شوک پولی دارد. از سوی دیگر، بر اساس تابع عکس‌العمل آنی بخش کشاورزی به شوک پولی می‌توان گفت، کانال‌های انتقال سیاست پولی در این بخش بسیار ضعیف هستند و عملاً این بخش هیچ واکنش معناداری به شوک پولی نشان نمی‌دهد. بر این اساس در صورت وقوع یک شوک پولی انقباضی، انتظار داریم ارزش افزوده بخش خدمات نسبت به بخش صنعت و کشاورزی کاهش بیشتری یابد و توزیع درآمد به نفع فعالان بخش کشاورزی تغییر کند.

کلمات کلیدی: شوک‌های پولی، روش BVAR، بخش خدمات، بخش صنعت، بخش کشاورزی، ایران.

طبقه‌بندی JEL: C11, C32, E52.

* دانشجوی دکتری رشته علوم اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول)
Email: ha.sahebhonar@stu.um.ac.ir
** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد
Email: a.cheshomi@ferdowsi.um.ac.ir
*** دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد
Email: falahi@um.ac.ir

Hamed Sahebhonar, Ali Cheshomi (Ph.D.)**, Mohammad Ali Falahi (Ph.D.)****

Received: 17/July/2012 Accepted: 3/July/2013

Abstract:

Empirical studies show that money has real effects in short-run but is neutral in long-run. According to transmission chanels of monetary policy, there is a possibility that each sector has a different response to monetary shocks. This paper, using the BVAR method and seasonal data, investigates the sectoral effects of monetary shocks during 1988:Q2 to 2011:Q2. The results show that monetary shocks have real effects in short-run and the reaction of sectors are different. In addition, the effects of moneatary shocks on services and industry sectors are stronger than on agriculture sector.

Keywords: Monetary Shocks, BVAR Approach, Services Sector, Industry Sector, Agriculture Sector, Iran.

JEL: E52, C32,C11.

* Ph.D. Student in Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.
Email: ha.sahebhonar@stu.um.ac.ir
** Assistant Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.
Email: a.cheshomi@ferdowsi.um.ac.ir
*** Associate Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.
Email: falahi@um.ac.ir.

۱- مقدمه

سیاست پولی یکی از مهمترین ابزارهای سیاستی جهت مدیریت طرف تقاضا در سطح کلان به شمار می‌آید. بانک‌های مرکزی جهت ثبات بخشی به اقتصاد و کنترل تورم از ابزارهای سیاست پولی که در اختیار دارند، استفاده می‌کنند. در شرایط رکودی نیز جهت تحریک تولید و اشتغال از سیاست‌های پولی انبساطی استفاده می‌شود. میزان تأثیر سیاست پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد، یکی از مهمترین مباحث اقتصاد کلان محسوب می‌شود. تا کنون درباره تأثیرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد مباحثات و حتی مجادلات فراوانی صورت گرفته و البته هنوز هم ادامه دارد (دل انگیزان و همکاران، ۱۳۹۰: ص ۱۳۶).

در سال‌های اخیر، چند بحث جدید در این رابطه مطرح شده است: اول، کانال‌های متعددی برای تأثیرگذاری سیاست پولی وجود دارد و صرفاً کانال نرخ بهره اهمیت ندارد. دوم، تأثیرگذاری سیاست پولی می‌تواند به صورت نامتقارن باشد. سوم، ویژگی نهادی کشورها مانند وابستگی به نفت یا استقلال بانک مرکزی می‌تواند در تأثیرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد تعیین کننده باشد. چهارم، تأثیرگذاری سیاست پولی در بخش‌های مختلف اقتصادی می‌تواند متفاوت باشد. مقاله حاضر، به آخرین مبحث می‌پردازد زیرا آگاهی از آثار بخشی سیاست پولی می‌تواند در تصمیم‌گیری‌های کلان اقتصادی کشور اهمیت زیادی داشته باشد.

سؤال اصلی تحقیق حاضر این است که عکس‌العمل هر یک از بخش‌های کشاورزی، صنعت و خدمات به یک شوک سیاست پولی انبساطی چگونه است؟ به بیان دیگر، اندازه واکنش بخش‌های اقتصاد ایران به شوک پولی به چه نحوی خواهد بود؟ و چه بخش‌هایی بیشتر متأثر خواهند شد؟

روند زمانی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت در ایران نشان می‌دهد که از سال ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ سهم ارزش افزوده بخش کشاورزی از ۱۵/۹ درصد به ۱۳/۱ درصد کاهش، سهم صنعت و معدن از ۱۶/۲ به ۲۷/۷ درصد افزایش، سهم نفت از ۱۶/۱ درصد به ۸/۹ درصد کاهش و سهم بخش خدمات از ۵۲/۳ به ۵۲/۱ درصد رسیده است. در این سال‌ها رشد کل تولید ناخالص داخلی به صورت متوسط هر سال حدود ۵/۱ درصد بوده است. در حالی که نرخ رشد نقدینگی به طور متوسط هر سال حدود ۲۷/۲ درصد و پایه پولی حدود ۲۱/۷ درصد بوده است.

این مقاله، بر اساس روش اقتصادسنجی تلاش دارد تا تأثیر سیاست پولی را بر تغییرات تولید بخش‌های اقتصادی کشور بررسی کند. ساختار مقاله به این صورت تنظیم شده که در بخش دوم به مبانی نظری و ادبیات موضوع اشاره می شود. در بخش سوم، مباحث مربوط به روش تحلیلی تحقیق آمده و در بخش چهارم، تصریح مدل تبیین خواهد شد. بخش پنجم نیز به بررسی نتایج برآورد مدل تحقیق اختصاص یافته است.

۲- مروری بر پژوهش‌های گذشته

مکاتب اقتصاد کلان با توجه به دیدگاه و بر اساس فروض خود، مدل مورد استفاده و جامعه مورد بررسی به این موضوع پرداخته و به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند. اقتصاددانان مکتب کلاسیک و ادوار تجاری حقیقی اعتقاد دارند پول خنثی است و سیاست‌های پولی تأثیری بر متغیرهای حقیقی اقتصاد نظیر تولید ندارد و اعمال سیاست پولی انبساطی تنها متغیرهای اسمی اقتصاد را افزایش می‌دهد. اقتصاددانان مکتب کینزی مطرح کردند که افزایش عرضه پول می‌تواند نرخ بهره را کاهش داده و سرمایه‌گذاری و درآمد ملی را افزایش دهد. اقتصاددانان کلاسیک جدید اعتقاد دارند که سیاست های پولی پیش‌بینی شده بر متغیرهای حقیقی تأثیری ندارد، اما سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده در کوتاه‌مدت بر متغیرهای حقیقی اثر می‌گذارد. اقتصاددانان مکتب پولی اعتقاد دارند که سیاست پولی انبساطی علاوه بر کانال نرخ بهره از طریق کانال‌های دیگری نظیر کانال های اعتباری نیز درآمد ملی را تغییر می‌دهد. از دیدگاه کینزین‌های جدید، پول خنثی نیست و تأثیر تکانه‌های پولی بر تولید، به دلایلی از جمله انعطاف‌ناپذیری قیمت‌ها و دستمزدها، نامتقارن است (میشکین[1]، ۱۹۹۵: صص ۳-۱۰، منکیو و رومر[2]، ۱۹۹۱ به نقل

1. Mishkin (1995)
2. Mankiw and Romer (1991)

از فرزین‌وش و دیگران، ۱۳۹۱: صص ٦-۷).

نزاع بر سر خنثایی و عدم خنثایی پول و البته سازوکار و کانال اثرگذاری سیاست پولی هنوز ادامه دارد. البته در میان اکثر اقتصاددانان این نظر پذیرفته شده است که پول در بلندمدت خنثی است، ولی در کوتاه‌مدت بر تولید و اشتغال تأثیر می‌گذارد. مطالعات تجربی نیز تأیید می‌کند که پول و سیاست پولی بر تولید و سایر متغیرهای حقیقی تأثیر معنی داری برای مدت دو سال و یا بیشتر دارد. (رومر و رومر[1] ۱۹۸۹: صص ۱۲۱-۱۷۰)، (برنانکی و بلیندر[2]، ۱۹۹۲: صص۹۰۱-۹۲۱)، (کریستیانو و همکاران[3]، ۱۹۹٦: صص۱٦-۳٤)

میشکین (۱۹۹۵) کانال‌های نرخ بهره، نرخ ارز، قیمت دارایی و کانال اعتباری را چهار کانال اصلی که از طریق آنها سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد اثر می‌گذارد، معرفی می‌کند. مطالعات متعددی نشان می‌دهند که کانال نرخ بهره در بخش‌هایی که در آنها کالاهای بادوام تولید می‌شود، قوی‌تر است. تقاضای این دسته از کالاها نسبت به سایر کالاها در مقابل نرخ بهره باکشش‌تر است (ددولا و لیپی[4]، ۲۰۰۵: صص ۱۵٤۳-۱۵٦۹). در طرف عرضه نیز بخش‌هایی که سرمایه‌بری[5] بیشتری دارند، براساس کانال نرخ بهره بیشتر تحت تأثیر سیاست پولی قرار می‌گیرند. افزایش نرخ بهره هزینه سرمایه بخش‌های سرمایه‌بر را بیشتر افزایش می‌دهد و این امر انگیزه قوی جهت تغییر مخارج سرمایه‌گذاری ایجاد می‌کند.

بر اساس کانال نرخ ارز، سیاست پولی بر بخش‌های صادرات‌محور تأثیر بیشتری دارد (گروئن و شوتریم[6] ۱۹۹٤). عمده درآمد این بخش‌ها از بازارهای خارجی بدست می‌آید و بنابراین نسبت به تغییرات نرخ ارز ناشی از اعمال سیاست پولی واکنش بیشتری نشان خواهند داد. همچنین بخش‌های وابسته به نهاده‌های اولیه وارداتی و صنایع داخلی رقیب کالاهای وارداتی از طریق کانال نرخ ارز تحت تأثیر سیاست پولی قرار می‌گیرند.

بخش‌هایی که به طور نسبی اندازه بنگاه‌ها در آنها کوچک‌تراست، وابستگی بیشتری به منابع و تسهیلات بانکی جهت تأمین سرمایه‌های مورد نیاز خود دارند. براساس کانال اعتباری، در اثر اعمال یک سیاست پولی انقباضی، دسترسی به منابع بانکی سخت خواهد شد و هزینه تأمین سرمایه بنگاه‌های کوچک افزایش خواهد یافت. در مقابل، بنگاه‌های بزرگتر که دسترسی بیشتری به سایر بازارها و ابزارهای مالی دارند، کمتر تحت تأثیر پیامدهای ناشی از سیاست پولی قرارخواهند گرفت. بر این اساس با توجه به تفاوت بخش‌ها از حیث ویژگی‌های ذکر شده، انتظار می‌رود اندازه و سرعت واکنش بخش‌های اقتصادی به سیاست پولی متفاوت باشد. اعمال سیاست پولی می‌تواند آثار نابرابر در بخش‌های مختلف و به تبع آن آثار نامتوازن بر زندگی افراد مرتبط با این بخش‌ها بگذارد. از سوی دیگر، با توجه به توزیع ناموزون بخش‌های اقتصادی در سطح کشور، اعمال سیاست می‌تواند سطح برخورداری مناطق را نیز تحت تأثیر قرار دهد.

معمولاً در مباحث نظری و مطالعات کاربردی، از تأثیر سیاست پولی بر متغیرهای کلان مثل تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمت‌ها بحث شده و سایر جنبه‌های این سیاست‌ها مغفول واقع می‌شود. اما اقتصاددانان به کمک روش‌های جدید کمی، به سایر مباحث مرتبط با سیاست پولی همچون بررسی تأثیر بخشی و منطقه‌ای سیاست پولی نیز پرداخته‌اند.

گانلی و سالمن[7] (۱۹۹۷) اولین مطالعه را در خصوص بررسی آثار سیاست پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد انجام دادند. آنان تأثیر یک سیاست انقباضی پولی پیش‌بینی نشده را بر تولید ۲٤ بخش اقتصاد انگلستان با استفاده از مدل خودبازگشت برداری (VAR) در دوره ۱۹۷۵-۱۹۹۱ بررسی کردند. در این مطالعه به صورت جداگانه برای هر بخش یک مدل VAR برآورد و نتایج با هم مقایسه شده است. در مدل آنها از چهار متغیر نرخ بهره رسمی به عنوان متغیر سیاست پولی، تولید ناخالص داخلی واقعی، شاخص قیمت ضمنی

1. Romer and Romer (1989)
2. Bernanke and Blinder (1992)
3. Christiano et al. (1996)
4. Dedola and Lippi (2005)
5. Capital Intensity
6. Gruen and Shuetrim (1994)
7. Ganley and Salmon (1997)

تولید ناخالص داخلی[1] و تولید ناخالص داخلی هر بخش استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که بخش‌های مختلف اقتصاد به صورت نابرابر به یک سیاست پولی انقباضی پیش‌بینی نشده واکنش نشان می‌دهند. به عنوان نمونه بخش ساختمان واکنش قابل‌توجه و بسیار سریعی از خود نشان می‌دهد در حالی که بخش خدمات واکنش ملایم‌تر و آهسته‌تری از خود نشان می‌دهد.

پس از آن، هایو و اهلنبروک[2] (۱۹۹۹) برای اقتصاد آلمان، راداز و ریگوبون[3] (۲۰۰۳) برای اقتصاد آمریکا، سرجو[4] (۲۰۰۳) برای اقتصاد جامائیکا، ددولا و لیپی[5] (۲۰۰۵) برای ۵ کشور عضو سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی (OECD[6]) شامل فرانسه، آلمان، ایتالیا، انگلستان و آمریکا ، ابراهیم[7] (۲۰۰۵) برای اقتصاد مالزی و کرافورد[8] (۲۰۰۷) با استفاده از مدل‌های VAR و SVAR آثار بخشی سیاست پولی را بررسی کرده‌اند. تمامی این مطالعات به مانند مطالعه گنلی و سالمن (۱۹۹۷) تأیید می‌کنند که واکنش بخش‌های اقتصاد به یک سیاست پولی انبساطی متفاوت است.

سؤالی که در خصوص بررسی آثار بخشی سیاست پولی وجود دارد این است که چگونه متغیرهای بخشی به مدل اضافه شود. همان‌طور که پیشتر نیز بیان شد، بعضی از مطالعات گذشته از روش VAR و بعضی از روش SVAR استفاده کرده‌اند، اما در میان آنها دو روش برای مدل‌سازی آثار بخشی سیاست پولی وجود دارد. در روش اول، که اکثر تحقیقات گذشته از آن استفاده کرده‌اند، برای هر بخش یک مدل مجزا برآورد شده است. تمام مطالعات پیشین به جز مطالعه راداز و ریگوبون (۲۰۰۳)، متغیر بخشی را به عنوان آخرین متغیر در مدل VAR یا SVAR خود وارد کرده و برای هر بخش یک مدل مجزا برآورد می‌شود.

راداز و ریگوبون (۲۰۰۳) تمام متغیرهای بخشی را در یک مدل وارد کردند. یکی از ویژگی‌های مدل آنان این است که روابط و تعاملات میان بخشی را نیز در نظر گرفته و بنابراین برآوردهای معتبرتری از توابع عکس‌العمل آنی بدست می‌آورند. همچنین با توجه به اینکه آنها تنها با یک مدل سروکار دارند، نتایج مقایسه واکنش بخش‌ها دقیق‌تر خواهد بود. یکی از نواقص این روش آن است که وارد کردن تمام متغیرهای بخشی در یک مدل VAR باعث از دست رفتن درجه آزادی مدل شده که مخصوصاً برای داده‌های محدود، مشکل‌زا خواهد بود. اما از آن‌جا که در این تحقیق از مدل BVAR استفاده می‌شود، مشکل تعدد پارامترها حل خواهد شد. بر این اساس در ادامه تمام متغیرهای ارزش افزوده بخشی در یک مدل وارد خواهند شد.

در ایران نیز مطالعات اندکی درباره تأثیر سیاست پولی بر بخش‌های اقتصادی انجام شده است. غروی نخجوانی (۱۳۸۱: صص ٦٧-٩٣) تأثیر سیاست‌های عرضه پول بر سرمایه‌گذاری در بخش‌های اصلی اقتصاد ایران را مطالعه کرده است. او نشان می‌دهد که ساختار یا تمرکز سرمایه‌گذاری‌ها در کشور دگرگون شده، به گونه‌ای که بخشی از سرمایه‌ی ملی از سوی بخش‌های کشاورزی و صنعت به سوی بخش خدمات آمده است که افزایش درآمدهای نفتی، فقر خانوارها، ساختار بیمار اقتصاد و سیاست‌های اقتصادی دولت را به عنوان دلایل اصلی این پدیده معرفی می‌کند. سپس، تأثیر سیاست‌های عرضه پول بر سرمایه‌گذاری بخش‌های اقتصادی در کشور را با روش همجمعی بررسی کرده است. این نتیجه حاصل شده که نقدینگی، تأثیر مستقیمی بر سرمایه‌گذاری در بخش‌های صنعت و خدمات داشته اما بر بخش کشاورزی تأثیر معنی‌داری نداشته است.

نظری و گوهریان (۱۳۸۱) ارتباط بین اشتغال ایجاد شده در بخش‌های عمده اقتصادی و متغیرهای سیاست پولی را بررسی کرده‌اند. آنها برای برآورد روابط بین متغیرهای اشتغال با حجم نقدینگی، مطالبات سیستم بانکی از بخش دولتی و بخش غیردولتی ایران طی دوره ۱۳٤٥-۱۳۷۸ از روابط همجمعی استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از برآوردها نشان می‌دهد که تغییر عرضه پول از طریق تغییر حجم نقدینگی و پرداختی به

1. GDP deflator
2. Hayo and Uhlenbrock (1994)
3. Raddatz and Rigobon (2003)
4. Serju (2003)
5. Dedola and Lippi (2005)
6. Organization for Economic Co-operation and Development
7. Ibrahim (2005)
8. Crawford (2007)

بخش غیردولتی با تغییر اشتغال در بخش‌های تولیدی دارای رابطه مستقیم است؛ در واقع افزایش اعتبارات پرداختی به بخش غیردولتی باعث افزایش اشتغال در بخش‌های تولیدی می‌گردد و مطالبات سیستم بانکی از بخش دولتی با اشتغال کل، اشتغال بخش کشاورزی و اشتغال بخش صنعت رابطه معکوس و با اشتغال بخش خدمات رابطه مستقیم دارد.

۳- مدل تحلیلی تحقیق

مدل‌های خودبازگشت برداری (VAR) دارای یک مشکل اساسی هستند. این مشکل که تعداد بیش از حد پارامتر[1] نامیده می‌شود در مواردی که تعداد مشاهدات چندان زیاد نیستند (مانند ایران) بیشتر بروز پیدا می‌کند و پیش‌بینی‌های مدل را دچار انحراف می‌نماید. بنابراین باید به دنبال راهی بود که تعداد پارامترهای مدل را کاهش داده و مدل‌ها را مقید نمود. روش‌های بیزین به عنوان روشی برای غلبه بر این مشکل به طور روزافزون مورد توجه و محبوبیت محققان قرارگرفته است.[2]

تمامی مدل‌های بیزین از سه جزء اساسی برخوردار هستند: تابع چگالی پیشین[3]، تابع راستنمایی[4] و تابع چگالی پسین[5]. بسته به اینکه از چه نوع تابع پیشینی در مدل استفاده شود می‌توان به نتایج مختلفی دست یافت. بنابراین انتخاب تابع پیشین مناسب در مدل‌های بیزین از اهمیت فراوانی برخوردار است. توابع پیشین متعددی در مدل‌های خودبازگشت برداری بیزین به کار گرفته شده‌اند که معروف‌ترین آنها تابع پیشین مینسوتا است که اولین بار توسط دان و همکاران (۱۹۸٤: صص ۱-۱۰۰)[6] معرفی شد. توابع پیشین دیگری نیز در این زمینه مورد استفاده قرار گرفته اند. از آن‌جا که روش‌های بیزین نسبت به نوع تابع پیشین به کارگرفته شده حساس هستند در این مقاله از شش تابع پیشین مختلف برای برآورد مدل بهره جسته و در نهایت با استفاده از شاخص RMSE بهترین آنها برای محاسبه توابع عکس‌العمل آنی انتخاب شده است. در قسمت بعد به معرفی هریک از این توابع پیشین شش‌گانه پرداخته می شود.

۳-۱ مدل خودبازگشت برداری بیزین

مدل خودرگرسیون برداری M متغیره از مرتبه p که با VAR(p) نمایش می‌دهند را به صورت زیر در نظر بگیرید:

$$y_t = m + A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن y_t بردار $M \times 1$ بوده و m بردار ضرایب ثابت و A_1 تا A_p ماتریس $M \times M$ پارامترهایی است که باید برآورد شوند. همچنین فرض بر این است که $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ می باشد.

مدل بالا را می‌توان به صورت زیر نیز نوشت:

$$y_t = m + \sum_{j=1}^{p} A_j y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

با تعریف ماتریس x_t به صورت $x_t = (1, y'_{t-1}, \ldots, y'_{t-p})$ داریم:

$$X = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_T \end{bmatrix} \qquad (۳)$$

با در نظر گرفتن $K = 1 + Mp$ به عنوان تعداد ضرایب موجود در هر یک از معادلات VAR، ماتریس X ابعاد T×K خواهد داشت. همچنین اگر $A = (u\ A1\ \ldots\ Ap)'$ باشد، $a = vec(A)$ می باشد که یک بردار KM×1 بوده و تمامی ضرایب (و اجزاء ثابت) VAR را در یک بردار انباشته است. با استفاده از تمامی این تعاریف می توان مدل VAR را به دو صورت زیر نوشت:

$$Y = XA + E \qquad (٤)$$

یا

$$y = (I_M \otimes X)\, a + \varepsilon \qquad (٥)$$

به گونه ای که $\varepsilon \sim N(0, \Sigma \otimes I_T)$.

می‌توان تابع راستنمایی را از چگالی نمونه‌ای $p(y|a, \Sigma)$ به دست آورد و نشان داد که این تابع حاوی دو بخش است: یکی توزیع شرطی a به شرط Σ و دیگری توزیع Σ^{-1} که یک توزیع ویشارت[7] است:[8]

1. Over-parameterization
2. Koop and Korobilis (2010)
3. Prior density function
4. Likelihood function
5. Posterior density function
6. Doan et al. (1984)

7. Wishart distribution
۸ برای آشنایی با این توزیع به پیوست کتاب‌هایی همچون Koop, Poirier and Tobias (2007) مراجعه شود.

$$a|\Sigma, y \sim N(\hat{a}, \Sigma \otimes (X'X)^{-1}) \quad (٦)$$

$$\Sigma^{-1}|y \sim W(S^{-1},\ T-K-M-1) \quad (٧)$$

در اینجا $\hat{A} = (X'X)^{-1}X'Y$ (برآورد OLS از A)، $\hat{a} = vec(\hat{A})$ و $S = (Y - X\hat{A})'(Y - X\hat{A})$ است.

این سیستم شامل MK پارامتر می‌باشد. بنابراین تعداد ضرایب در مدل خودبازگشت برداری بسیار بیشتر از تعداد مشاهدات خواهد بود. بنابراین دور از انتظار نیست که پارامترهای برآورد شده در مدل‌های نامقید خودبازگشت برداری غیر دقیق بوده و نزدیک به صفر باشند.

به طور کلی برای رفع این مشکل دو روش وجود دارد: یکی استفاده از مدل‌های ساختاری (SVAR) و دیگری استفاده از مدل‌های (BVAR). در هر دو روش تعداد ضرایب مدل توسط پژوهشگر کاسته می‌شود با این تفاوت که در مدل‌های ساختاری پژوهشگر مقدار بعضی از ضرایب را صفر در نظر می‌گیرد در حالی که در مدل‌های بیزین، پژوهشگر به جای حذف ضرایب برای هر ضریبی یک توزیع احتمال در نظر می‌گیرد و به صورت احتمالی و با در نظر گرفتن مقدار مشخصی از واریانس برای هر ضریب، میانگین آن را صفر در نظر می‌گیرد. به عنوان مثال پژوهشگر برای ضریب α توزیع احتمالی با میانگین صفر و واریانس σ^2 در نظر می‌گیرد به گونه‌ای که هرچه مقدار این واریانس کمتر باشد نشان‌دهنده آن است که پژوهشگر نسبت به صفر بودن ضریب α اطمینان بیشتری دارد.

روش‌های بیزین تابع راستنمایی و پیشین را ترکیب کرده و به تابع پسین می‌رسند. به راحتی می‌توان نشان داد[1] که حتی اگر پارامترها در تابع راستنمایی به درستی تعیین نشده باشند، استفاده از تابع پیشین مناسب می‌تواند ما را به تابع چگالی پسین معتبری رسانده و در نتیجه استنباط بیزین را ممکن سازد.[2]

اولین بار رویکرد بیزین در مدل‌های خودبازگشت برداری توسط دان، لیترمن و سیمز (١٩٨٦) به کار گرفته شد. آنها از تابع پیشین خاصی برای برآورد مدل خودبازگشت برداری استفاده کردند که به تابع پیشین لیترمن یا مینسوتا معروف است. اما به طور کلی توابع پیشین متعددی را می‌توان برای برآورد مدل استفاده نمود و نتایج به دست آمده از هر کدام را با هم مقایسه نمود. در این مقاله از شش تابع پیشین مختلف زیر استفاده شده است که برای آشنایی بیشتر با آنها می‌توان به مقاله کوپ و کروبلیس (٢٠١٠) مراجعه کرد.

٤- تصریح مدل

هدف از این تحقیق بررسی آثار بخشی سیاست پولی است، بنابراین برای کنترل آثار سایر متغیرها می‌بایست متغیرهای کلان مؤثر بر تولیدات بخشی را وارد مدل نمود. با توجه به مطالعات پیشین (همچون گنلی و سالمن (١٩٩٧)، هایو و اهلنبروک (١٩٩٩)، سرجو (٢٠٠٣)، ددولا و لیپی (٢٠٠٥) ابراهیم (٢٠٠٥) و کرافورد (٢٠٠٧)) متغیرهای تولید ناخالص داخلی، شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی- به عنوان شاخص قیمت- و نرخ ارز به عنوان متغیرهای کلان در مدل این تحقیق وارد شده است. از سوی دیگر با توجه به وابستگی بودجه دولت و کل اقتصاد به بخش نفت، درآمد نفت که یکی از متغیرهای تأثیرگذار اقتصاد کلان ایران است به مدل اضافه شده است. البته از آن‌جا که درآمدهای نفتی به میزان تولید و قیمت جهانی نفت خام بستگی دارد و میزان تولید طی سال‌های مختلف تقریباً ثابت بوده است، می‌توان گفت این متغیر به صورت برون زا تعیین شده و سایر متغیرهای اقتصاد کلان کشور در تعیین آن نقش به سزایی ندارد. از این رو این متغیر به صورت برون زا وارد مدل شده است.

عرضه پول اسمی نیز از حاصل‌ضرب دو متغیر پایه پولی در ضریب فزاینده پولی حاصل می شود. ضریب فزاینده به نسبت اسکناس و مسکوک در دست اشخاص به سپرده‌های دیداری و بانکی مدت دار، نسبت ذخیره آزاد بانک‌ها به مجموع سپرده‌های دیداری و مدت‌دار بانکی و نسبت ذخیره قانونی که توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود، بستگی دارد. با توجه به اینکه بانک مرکزی به ندرت از سیاست تغییر نرخ ذخیره قانونی استفاده می کند بنابراین از طریق تغییر پایه پولی است که بر عرضه پول اعمال مدیریت می کند. بر این اساس

---

١. به Poirier (1998) مراجعه نمایید.

2. Koop (2010)

انتخاب پایه پولی نسبت به حجم پول به عنوان شاخص سیاست پولی ارجحیت دارد، چرا که بخشی از تغییرات عرضه پول که ناشی از تغییرات ضریب فزاینده پولی است، توسط بانک مرکزی اعمال نشده است. به عنوان نمونه نظری و گوهریان (۱۳۸۱) و نوفرستی (۱۳۸٤: صص ۱-۲۹) از پایه پولی یا اجزای آن به عنوان متغیر سیاست پولی استفاده کرده‌اند. با توجه به شرایط نظام بانکداری در ایران و مطالعات پیشین، در این مطالعه از متغیر پایه پولی به عنوان شاخص سیاست پولی استفاده می‌کنیم (حسینی دولت‌آبادی، ۱۳۸۹).

در این تحقیق تمامی داده‌ها از بانک داده‌های سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. واحد داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی، ارزش افزوده بخش‌ها و درآمد نفتی، میلیارد ریال است. نرخ ارز نیز به صورت ارزش ریالی یک واحد دلار امریکا محاسبه شده است. شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی نیز از تقسیم تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های جاری به تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های سال پایه (۱۳۷٦) محاسبه شده است.

متغیرهای مدل به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند. این متغیرها عبارتند از: لگاریتم ارزش افزوده واقعی بخش کشاورزی (AGR)، لگاریتم ارزش افزوده واقعی بخش صنعت (IND)، لگاریتم ارزش افزوده واقعی بخش خدمات (SER)، لگاریتم شاخص تعدیل کننده تولید ناخالص داخلی (P)، لگاریتم نرخ ارز غیر رسمی (e)، لگاریتم درآمد نفت (OIL) و لگاریتم پایه پولی (M).

در این تحقیق برای بررسی پایایی متغیرهای مدل از آزمون ADF[1] استفاده می‌شود. نتایج این آزمون که در جدول (۱) آمده، بیانگر آن است که تمام متغیرهای مدل I(1) است. معمولاً به دلیل وجود مسئله رگرسیون کاذب[2] در شرایطی که متغیرها پایا نیستند، ابتدا با تفاضل‌گیری متغیرها را پایا کرده و سپس در مدل وارد می‌شوند.

سیمز (۱۹۸۰) و سیمز، استاک و واتسون (۱۹۹۰) معتقدند که حتی اگر متغیرها دارای ریشه واحد باشند، نباید تفاضل آنها را در سیستم وارد کرد. استدلال آنها این است که هدف از تحلیل VAR تعیین روابط متقابل میان متغیرها و نه برآورد پارامترها است. در واقع استدلال اصلی آنها این است که با تفاضل گیری، اطلاعاتی را که نشان دهنده وجود روابط همجمعی میان متغیرهاست را از دست خواهیم داد. به همین ترتیب استدلال می‌شود که نیازی به روند زدایی از متغیرهای موجود در مدل VAR نیست.

جدول (۱): نتایج آزمون پایایی متغیرهای مدل

متغیرها (سطح)	آماره آزمون	احتمال	متغیرها (تفاضل مرتبه اول)	آماره آزمون	احتمال
OIL	-1.498726	0.5285	D(OIL)	-9.11194	0.0000
e	-1.82317	0.3667	D(e)	-8.73096	0.0000
P	-2.416703	0.1409	D(P)	-7.906438	0.0000
M	0.171085	0.9686	D(M)	-3.44324	0.0127
AGR	-0.96042	0.7629	D(AGR)	-141.605	0.0001
SER	1.229146	0.9981	D(SER)	-14.0399	0.0001
IND	0.898308	0.9950	D(IND)	-4.31892	0.0009

منبع: محاسبات تحقیق

در صورتی که میان متغیرها رابطه همجمعی وجود داشته باشد، می‌بایست از چارچوب VECM[3] استفاده نمود. اما از آن‌جا که مدل VECM را با تغییر و تبدیل پارامترها می‌توان به شکل یک مدل VAR معادل نوشت، چنانچه رابطه همجمعی میان متغیرهای مدل وجود داشته باشد، می‌توان یک مدل VAR با متغیرهای ناپایا را برآورد و به نتایج معتبری رسید (سلوور و راند[4]، ۱۹۹٦: صص ٥٦۹-٦۰۲).

برای بررسی وجود رابطه همجمعی میان متغیرهای مدل از آزمون یوهانسن - جوسیلیوس استفاده می‌شود. نتایج این آزمون که در جدول (۲) آمده است، نشان می‌دهد هم بر اساس آماره λ_{trace} و هم بر اساس آماره λ_{max} دو رابطه همجمعی میان متغیرهای مدل وجود دارد.

برای تعیین طول وقفه بهینه مدل، می‌توان مدل را به ازای وقفه‌های مختلف برآورد و بر اساس معیارهای اطلاعاتی وقفه بهینه مدل را تعیین کرد. مقادیر معیارهای اطلاعاتی در جدول (۳) نشان داده شده است. بر اساس آنچه در این جدول نشان داده است، طول وقفه بهینه مدل، ٦ می‌باشد.

1. Augmented Dickey-Fuller
2. Spurious regressions
3. Vector Error Correction Model
4. Selover and Round (1996)

جدول (۲): نتایج آزمون همجمعی

آزمون اثر			آزمون حداکثر مقادیر ویژه		
تعداد بردارهای همجمعی	مقدار آماره λ_{trace}	احتمال	تعداد بردارهای همجمعی	مقدار آماره λ_{max}	احتمال
None *	346.0212	0	None *	225.3959	0
At most 1 *	120.6252	0.0004	At most 1 *	55.0412	0.0005
At most 2	65.58405	0.1039	At most 2	30.96021	0.1072
At most 3	34.62384	0.468	At most 3	17.00243	0.5798
At most 4	17.62141	0.5941	At most 4	8.992641	0.833
At most 5	8.628768	0.4008	At most 5	8.16138	0.3625
At most 6	0.467388	0.4942	At most 6	0.467388	0.4942

منبع: محاسبات تحقیق

جدول(۳): تعیین وقفه بهینه مدل

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2.889921	NA	2.66e-09	0.120885	0.349363	0.211415
1	409.1948	717.0086	7.32e-14	-10.38808	-8.560252	-9.663840
2	560.1301	235.2815	3.82e-15	-13.38618	-9.958998	-12.02822
3	672.4985	152.0279	6.65e-16	-15.24996	-10.22342*	-13.25829
4	732.0812	68.34487	6.19e-16	-15.56121	-8.935329	-12.93583
5	812.7929	75.96398	3.75e-16	-16.49391	-8.268675	-13.23482
6	908.3527	70.26455*	2.00e-16*	-17.86332*	-8.038730	-13.97051*

* نشان دهنده وقفه بهینه مدل می‌باشد.

منبع: محاسبات تحقیق

در نهایت با توجه به معادله (۱) مدل VAR زیر که دارای شش وقفه است، جهت بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران انتخاب شده است:

(۸)

$$\begin{pmatrix} Agr_t \\ Ind_t \\ Ser_t \\ P_t \\ e_t \\ M_t \end{pmatrix}' = z_t'C + \sum_{j=1}^{6} \left(\begin{pmatrix} Agr_{t-j} \\ Ind_{t-j} \\ Ser_{t-j} \\ P_{t-j} \\ e_{t-j} \\ M_{t-j} \end{pmatrix}' A_j \right) + \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{Agr} \\ \varepsilon_t^{Ind} \\ \varepsilon_t^{Ser} \\ \varepsilon_t^{P} \\ \varepsilon_t^{e} \\ \varepsilon_t^{M} \end{pmatrix}$$

لازم به توضیح است که بردار

$z_t' = (1 \quad oil_{t-1} \quad S_1 \quad S_2 \quad S_3 \quad D)$

علاوه بر جزء عرض از مبدأ حاوی متغیر برونزای Oil_{t-1} و متغیرهای مجازی می‌باشد. به گونه‌ای که متغیرهای S_1، S_2 و S_3 متغیرهای مجازی مربوط به فصول بهار، تابستان و پاییز بوده و به منظور تعدیل فصلی وارد مدل شده‌اند و متغیر D متغیر مجازی شکست ساختاری در عرض از مبدأ مربوط به سال‌های جنگ تحمیلی می‌باشد.

از آن‌جا که تابع پیشین SSVS با استفاده از متغیر مجازی γ به نوعی میانگین‌گیری بیزین مدل‌های مقید ممکن (BMA) می‌پردازد، در مورد تعیین تعداد وقفه مدل نگرانی وجود ندارد. به عبارت دیگر، اگر وقفه‌های بالاتر در توضیح دهندگی مدل تأثیر به سزایی نداشته باشند، به طور خودکار احتمال پسین شمولیت آنها در مدل پایین بوده و وزن آنها در میانگین‌گیری مدل‌های مختلف کم خواهد بود.

یکی از مزیت‌های روش‌های بیزین این است که می‌توان بدون نگرانی در مورد کم شدن درجه آزادی، متغیرهای مدل را افزایش داد. بنابراین در این مقاله تنها یک مدل که شامل تمامی متغیرهای بخشی می‌باشد برآورد شده و آثار میان‌بخشی نیز در برآورد اثر شوک پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد لحاظ خواهند شد.

۵- نتایج برآورد مدل

مدل مذکور با استفاده از برنامه نوشته شده توسط نویسنده مسئول این مقاله در محیط MATLAB برآورد شده است.[۱] در این قسمت نتایج به دست آمده از آن به تفصیل مورد بررسی قرار می‌گیرد. همچنین برای برآورد پارامترها از ٦ تابع پیشین ذکر شده در قسمت قبل استفاده شده است. در ادامه نتیجه به کارگیری هریک از توابع پیشین فوق و مزیت‌ها و نقاط ضعف هر کدام تشریح می‌شود.

۵-۱ انتخاب تابع پیشین مناسب

از آن‌جا که مدل‌های VAR دارای پارامترهای فراوانی هستند، بررسی پارامترهای برآورد شده کمتر مورد توجه محققان قرار می‌گیرد. یکی از روش‌های مقایسه کارایی مدل‌های مختلف و میزان نیکویی برازش آنها در ادبیات اقتصادسنجی بیزین بررسی میزان دقت پیش‌بینی آنها می‌باشد. برای بررسی دقیق‌تر این مسئله پیش‌بینی هر یک از مدل‌های شش‌گانه فوق‌الذکر برای یک دوره جلوتر با استفاده از داده‌های دوره آتی در جدول بررسی شده است.

همان‌طور که در جدول (٤) نشان داده شده است، پیش‌بینی‌های انجام شده با استفاده از تابع پیشین SSVS-FULL در مورد مقدار آتی هریک از متغیرهای درونزای مدل نسبتاً دقیق‌تر است. این در حالی است که پیش‌بینی‌های انجام شده با استفاده از تابع پیشین توأمان طبیعی و مستقل ویشارت، از دقت پایین‌تری برخوردار بوده‌اند. همچنین با توجه به پایین‌تر بودن میزان انحراف معیار پیش‌بینی‌های روش SSVS-Full می‌توان این مسئله را نشان از دقت بیشتر پیش‌بینی با استفاده از این روش دانست.

برای بررسی دقیق‌تر میزان دقت پیش‌بینی مدل‌های مختلف از شاخص‌هایی همچون RMSE استفاده می‌شود. این شاخص به صورت زیر قابل تعریف است:

$$\mathrm{RMSE}=\sqrt{\frac{\sum_{\tau=\tau_0}^{T-h}\left[y^0_{i,\tau+h}-E\left(y_{i,\tau+h}|\ \mathrm{Data}_\tau\right)\right]^2}{T-h-\tau_0+1}} \qquad (۹)$$

۱. شایان ذکر است برای نوشتن برنامه مذکور از برنامه مشابه نوشته شده توسط کوپ و کوروبیلیس کمک گرفته شده است.

جدول(٤): پیش‌بینی یک دوره جلوتر متغیرهای مدل (مقادیر داخل پرانتز انحراف معیار هستند)

تابع پیشین مورد استفاده	Agr T+1	Ind T+1	Ser T+1	P T+1	e T+1	M T+1
OLS	۹.٦۷ (۰.۱۹)	۱۰.۵۹ (۰.۱۱)	۱۱.۱۵ (۰.۰٦)	٦.۵٤ (۰.۰۹)	۹.۰۷ (۰.۱۳)	۱۲.۸٦ (۰.۰۹)
Minnesota	۹.٦۸ (۰.۱۵)	۱۰.۵۷ (۰.۰۹)	۱۱.۱۵ (۰.۰٦)	٦.۵۷ (۰.۰۹)	۹.۰۹ (۰.۱۲)	۱۲.۸٦ (۰.۱۰)
Natural Conjugate	۹.٦۵ (۰.۲۲)	۱۰.۵٤ (۰.۲۲)	۱۱.۱٦ (۰.۲۲)	٦.٦۰ (۰.۲٤)	۹.۱۱ (۰.۲۳)	۱۲.۸۵ (۰.۲۳)
Independent Wishart	۹.٦۵ (۰.۲۲)	۱۰.۵٦ (۰.۲۱)	۱۱.۱۵ (۰.۲۰)	٦.۵۷ (۰.۲۲)	۹.۱۳ (۰.۲۳)	۱۲.۸٦ (۰.۲۲)
SSVS - Wishart	۹.٦۷ (۰.۱۸)	۱۰.٤۹ (۰.۱۸)	۱۱.۱٤ (۰.۱٤)	٦.٦۳ (۰.۲۰)	۹.۱٤ (۰.۲۲)	۱۲.۸۷ (۰.۱۹)
SSVS- Full	۹.٦۸ (۰.۰۹)	۱۰.۵۱ (۰.۰۸)	۱۱.۱۳ (۰.۰۵)	٦.٦۱ (۰.۰۸)	۹.۱٦ (۰.۱۲)	۱۲.۸٦ (۰.۰۸)
مقدار واقعی	۱۰.۳۰	۱۰.۵۰	۱۱.۱۹	٦.۵۸	۹.۱٦	۱۲.۹٦

منبع: محاسبات تحقیق

در رابطه (۹) با در نظرگرفتن $\tau_0 = 1377q2$ و افق پیش‌بینی متفاوت از $h=1$ تا $h=4$، پیش‌بینی هریک از مدل‌های فوق با هم مقایسه می‌شود. در جدول شماره ۵ شاخص RMSE برای مدل‌های مختلف و افق‌های پیش‌بینی مذکور نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود مدل BVAR با استفاده از تابع پیشین SSVS-Wishart پیش‌بینی‌های دقیق‌تری نسبت به سایر روش‌ها ارائه می‌کنند. نکته قابل توجه آن است که مدل VAR با تابع پیشین پراکنده (OLS) دارای پایین‌ترین دقت است. بنابراین در عمل نیز مشخص شد که برآورد مدل VAR از روش اقتصادسنجی کلاسیک و استفاده از روش OLS برای برآورد آن به خاطر مشکل پارامتر بیش از حد، نتایج بسیار ضعیف‌تری را به دنبال دارد. اما استفاده از روش BVAR با تابع پیشین SSVS به خاطر منقبض شدن مدل و میل ضرایب نامربوط مدل به سمت صفر، نتایج بهتری را در پی خواهد داشت. بنابراین برای بررسی اثر شوک‌های وارده بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران از روش BVAR با تابع پیشین SSVS-Wishart استفاده خواهد شد.

جدول (۵): شاخص RMSE پیش‌بینی مدل‌های مختلف

نوع تابع پیشین	۱ دروه جلوتر	۲ دوره جلوتر	۳ دوره جلوتر	٤ دوره جلوتر	متوسط ۱ تا ٤ دوره	شاخص نسبی
OLS	0.30	0.45	0.39	0.40	0.38	1.00
Minesota	0.28	0.36	0.32	0.15	0.28	0.73
Natural conjugate	0.29	0.38	0.37	0.18	0.30	0.79
Independent wishart	0.29	0.34	0.37	0.18	0.29	0.77
SSVS-Wishart	0.28	0.28	0.31	0.10	0.24	0.64
SSVS-Full	0.29	0.31	0.31	0.12	0.26	0.68

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به اینکه روش SSVS-Full نسبتاً از پیش‌بینی‌های بهتری برخودار بوده و دارای شاخص RMSE پایین‌تری می‌باشد، از این روش برای تخمین توابع IRF استفاده شده است. لازم به ذکر است دلیل عدم انتخاب روش SSVS-Wishart پایین بودن میزان دقت پیش‌بینی‌های آن (یا بالا بودن انحراف معیار) بوده است که در جدول ٤ نشان داده شد. به عبارت دیگر هرچند پیش‌بینی صورت گرفته با این روش به مقدار واقعی نزدیک‌تر بوده است، اما انحراف معیار این پیش‌بینی که نشان از دقت آن دارد نسبت به روش SSVS-Full بیشتر بوده است.

۵-۲ احتمال شمولیت پسین

تابع پیشین SSVS این امکان را فراهم می‌نماید که احتمال $Pr(\gamma_j = 1 \mid y)$ برای هریک از ضرایب مدل VAR محاسبه شود. این احتمالات پسین مربوط به داخل کردن هر یک از ضرایب مدل می‌تواند برای میانگین‌گیری مدل‌ها و یا به عنوان یک معیار غیر رسمی برای انتخاب متغیرهای مدل و ساخت یک مدل جدید و مقید مبتنی بر آنها مورد استفاده قرار گیرد. جدول ٦ برای هریک از ضرایب مدل به کار گرفته شده در این مقاله، احتمال پسین شمولیت[1] را نمایش داده است.

جدول (٦): احتمال پسین شمولیت ضرایب مدل BVAR با تابع پیشین SSVS-Full

M	e	P	Ser	Ind	Agr	
1	0.087	0.307	0.293	0.161	0.029	$intercept$
1	0.037	0.035	0.04	0.038	0.039	oil_{t-1}
0.042	0.022	0.055	0.035	0.02	0.04	agr_{t-1}
1	0.251	0.027	0.109	1	0.031	ind_{t-1}
0.06	0.061	0.041	0.064	0.045	0.033	ser_{t-1}
0.082	0.032	1	0.08	0.042	0.052	p_{t-1}
0.059	1	0.107	0.038	0.1	0.033	e_{t-1}
1	0.031	0.058	0.222	0.025	0.024	m_{t-1}
0.032	0.127	0.021	0.03	0.021	0.033	agr_{t-2}
0.067	0.135	0.067	0.111	0.115	0.05	ind_{t-2}
0.12	0.069	0.282	0.3	0.518	0.032	ser_{t-2}
0.651	0.034	0.06	0.028	0.015	0.022	p_{t-2}
0.196	0.126	0.081	0.049	0.042	0.04	e_{t-2}
0.181	0.102	0.032	0.067	0.033	0.019	m_{t-2}
1	0.022	0.036	0.029	0.03	0.017	agr_{t-3}
0.053	0.061	0.119	0.053	0.059	0.114	ind_{t-3}
0.055	0.205	0.074	0.05	0.034	0.035	ser_{t-3}
0.998	0.031	0.047	0.032	0.03	0.009	p_{t-3}
0.24	0.088	0.059	0.104	0.05	0.031	e_{t-3}
0.046	0.028	0.101	0.064	0.037	0.066	m_{t-3}
0.025	0.043	0.042	0.138	0.081	1	agr_{t-4}
0.143	0.223	0.075	0.057	0.96	0.07	ind_{t-4}
0.924	0.048	0.403	0.69	0.066	0.046	ser_{t-4}
0.15	0.032	0.049	0.135	0.021	0.019	p_{t-4}
0.302	0.133	0.064	0.089	0.038	0.032	e_{t-4}
0.067	0.042	0.068	0.031	0.034	0.039	m_{t-4}
0.051	0.021	0.027	0.033	0.037	0.033	agr_{t-5}
0.109	0.426	0.075	0.068	1	0.053	ind_{t-5}
0.074	0.052	0.073	0.109	0.056	0.047	ser_{t-5}
0.031	0.051	0.037	0.066	0.014	0.04	p_{t-5}
0.093	0.164	0.048	0.093	0.066	0.033	e_{t-5}
0.044	0.038	0.051	0.08	0.037	0.018	m_{t-5}
0.027	0.024	0.027	0.022	0.026	0.022	agr_{t-6}
0.944	0.488	0.082	0.038	0.157	0.055	ind_{t-6}
0.042	0.055	0.093	0.137	0.036	0.028	ser_{t-6}
0.047	0.077	0.061	0.158	0.036	0.042	p_{t-6}
0.066	0.103	0.122	0.054	0.047	0.049	e_{t-6}
0.102	0.062	0.029	0.213	0.056	0.036	m_{t-6}

منبع: محاسبات تحقیق

از جدول(٦) به خوبی چگونگی انقباض مدل و دقت برآورد آن توسط تابع پیشین SSVS مشخص می‌شود. این تابع با در نظر گرفتن احتمال شمولیت هر یک از متغیرهای مدل به عنوان وزن آنها در مدل اقدام به انقباض مدل می‌نماید. همان‌طور که مشاهده می‌شود از ۲۲۸ ضریب موجود در مدل تنها ۱۷ ضریب از اهمیت بالایی برخودار بوده (که با رنگ

1. Posterior inclusion probabilities

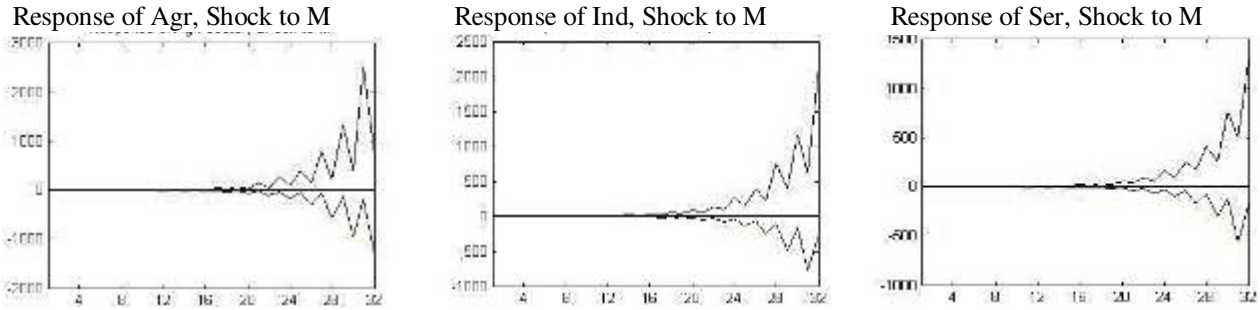
خاکستری مشخص شده‌اند) و احتمال شمولیت آنها بیشتر از ۵۰ درصد می‌باشد. این نکته شایان ذکر است که می‌توان از تابع پیشین SSVS به عنوان روشی برای انتخاب تعداد وقفه‌های بهینه مدل و یا انتخاب متغیرهای مدل مقید استفاده نمود (کوپ و کوروبلیس ۲۰۱۰). به عنوان مثال در جدول بالا به خوبی مشخص است که در وقفه‌های پنجم و ششم تنها دو ضریب از اهمیت بالایی برخوردار هستند. اما در این مقاله از روش BMA استفاده شده است.

۵-۳ توابع عکس العمل

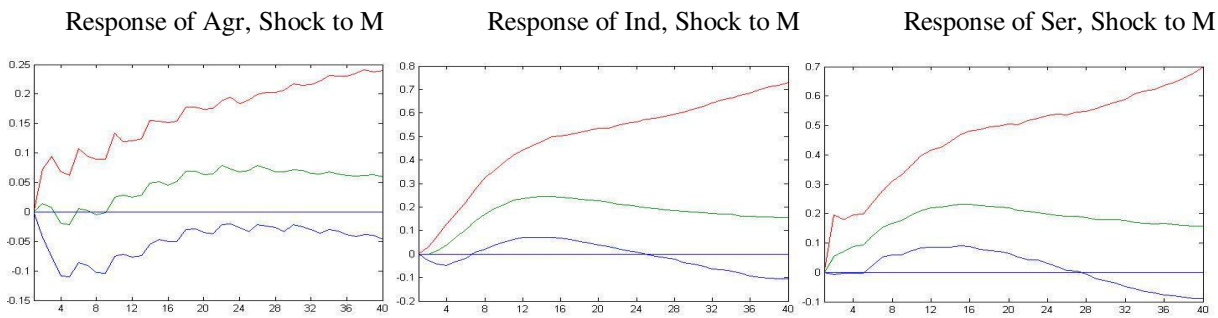
همان‌طور که در نمودار شماره (۱) مشاهده می‌شود توابع عکس‌العمل آنی به دست آمده از روش OLS (یا همان روش VAR معمولی و نامقید) به دلیل وجود مشکل پارامتر بیش از حد، فوق‌العاده کم دقت و همراه با واریانس بالا است چرا که وجود پارامترهای زیاد در مدل VAR درجه آزادی مدل را به شدت کاهش داده و باعث پایین آمدن دقت ضرایب برآورد شده و در نهایت توابع عکس‌العمل آنی می‌شود. اما روش‌های بیزین با منقبض نمودن مدل این مشکل را به خوبی برطرف نموده و دقت برآورد را بالا می‌برند. این مسئله به خوبی در نمودار شماره (۲) که با روش بیزین و با استفاده از تابع پیشین SSVS محاسبه شده، قابل مشاهده است.

بنابراین طبق نمودار (۲) عکس‌العمل بخش کشاورزی به شوک سیاست پولی در کل بازه مورد بررسی بی‌معنا می‌باشد. در حالی که عکس‌العمل بخش صنعت به سیاست پولی بین دوره‌های ۷ الی ۲۵ معنادار و مثبت بوده است. واکنش بخش خدمات نیز از دوره ۱ الی ۲۸ معنادار و مثبت بوده است و بعد از آن بی‌معنا شده است. که این مسئله بیانگر حساسیت سریع و بدون وقفه بخش خدمات به سیاست پولی بوده و وجود یک نوع اینرسی در بخش صنعت را نیز نشان می‌دهد.

لازم به ذکر است بر اساس محاسبات انجام شده اگر نوار اطمینان مذکور، تنها ٤ درصد محدودتر در نظر گرفته شود (و صدک‌های ۰/۱۲ و ۰/۸۸ نمایش داده شود)، واکنش دو بخش صنعت و خدمات در کل دوره مورد بررسی مثبت و معنادار خواهد بود، که در اینجا به منظور خلاصه‌گویی از نمایش مجدد نمودار مربوطه صرف نظر شده است.



نمودار (۱): توابع عکس‌العمل آنی بخش‌های اقتصاد ایران به یک واحد شوک سیاست پولی (با استفاده از روش VAR)



نمودار (۲): توابع عکس‌العمل آنی بخش‌های اقتصاد ایران به شوک سیاست پولی(با استفاده از روش بیزین و تابع پیشین SSVS)

بنابراین طبق مباحث مطرح شده در بالا، بر اساس مجموعه نمودارهای ۲، واکنش بخش‌های خدمات، صنعت و کشاورزی به یک شوک سیاست‌پولی متفاوت است که البته با وجود تفاوت‌های هر بخش، قابل انتظار می‌باشد. واکنش بخش کشاورزی بی‌معنا و در مقایسه با واکنش دو بخش دیگر قابل چشم‌پوشی است. بر این اساس می‌توان گفت در اقتصاد ایران کانال‌های انتقال سیاست پولی در بخش کشاورزی بسیار ضعیف است و بنابراین شوک‌های پولی تأثیر قابل‌توجهی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی ندارند. در مقابل بخش‌های خدمات و صنعت، براساس یافته‌های تحقیق واکنش‌های تقریباً مشابهی به یک شوک سیاست‌پولی خواهند داشت. توابع عکس‌العمل آنی این دو بخش اصطلاحاً زنگوله‌ای شکل[1] هستند، یعنی در دوره‌های ابتدایی افزایشی است و پس از رسیدن به حداکثر مقدار خود، میرا می‌شود. این نوع واکنش‌ها با نتایج تحقیقات تجربی که در آمریکا و سایر کشورهای OECD در خصوص تأثیر شوک‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد انجام شده است، سازگار است. دلالت این نحوه از واکنش آن است که شوک پولی در کوتاه‌مدت آثار حقیقی دارد و در بلندمدت خنثی خواهد بود (والش[2]، ۲۰۱۰: ۱۹۵-۱۹۶). بر این اساس می‌توان گفت که شوک‌های پولی بر تولید حقیقی بخش صنعت و خدمات در کوتاه‌مدت مؤثر است و نشان از این دارد که در این دو بخش برخی از کانال‌های انتقال سیاست پولی تأثیرگذار هستند. البته برای اینکه بتوان دقیقاً این کانال‌ها و میزان تأثیر آنها را مشخص کرد، می‌بایست مطالعات کمی دیگری انجام شود.

برای مقایسه عکس‌العمل بخش‌ها، مناسب است که از اطلاعاتی که در جدول ۷ نشان داده شده است، استفاده کنیم. در دوره اول یعنی دوره اعمال شوک، هیچ یک از بخش‌ها واکنشی نشان نمی‌دهند. بیشترین میزان واکنش مربوط به بخش خدمات است که ۱۵ دوره پس از اعمال شوک صورت گرفته است. میانگین واکنش‌های بخش خدمات در ۱۲ دوره اول، نیز از دو بخش دیگر بیشتر است. بر این اساس می‌توان گفت که در میان بخش‌های اصلی اقتصاد ایران، بخش خدمات، بیشترین تأثیر را از یک شوک سیاست پولی می‌پذیرد. بخش صنعت اگر چه از حیث بیشترین میزان واکنش تفاوت بسیار اندکی با بخش خدمات دارد، اما میانگین واکنش‌های آن در ۱۲ دوره اول تفاوت قابل توجهی با بخش خدمات دارد.

جدول(۷): واکنش بخش‌های تولیدی به یک شوک سیاست پولی انبساطی (برحسب انحراف معیار)

	میزان واکنش دوره اول	بیشترین میزان واکنش	دوره‌ی بیشترین میزان واکنش	میانگین واکنش‌ها در ۱۲ دوره اول
بخش کشاورزی	۰	۰.۰۶۸۷	۲۲	۰.۰۰۳۹
بخش صنعت	۰	۰.۲۴۰۹	۱۴	۰.۱۱۹۱
بخش خدمات	۰	۰.۲۵۰۰	۱۵	۰.۱۴۵۴

منبع: محاسبات تحقیق

۵-۴ تحلیل تجزیه واریانس

در جدول (۸) تحلیل تجزیه واریانس متغیرهای مدل بعد از ۳۰ دوره ارائه شده است. هر یک از ردیف‌های این جدول بیانگر میزان تأثیرپذیری متغیر مربوط به آن ردیف نسبت به سایر متغیرهای مدل است. به عنوان مثال عدد ۳۳/۶ (ردیف سوم و ستون دوم) نشان می‌دهد که در دوره ۳۰ ام، ۳۳/۶ درصد از تغییرات متغیر SER توسط متغیر IND توضیح داده می‌شود. با این توضیحات به روشنی می‌توان میزان اهمیت متغیر M (پایه پولی) بر متغیرهای بخشی را مشاهده نمود. همان‌طور که در ستون آخر جدول زیر مشاهده می‌نمایید متغیر M که در این مقاله شاخصی از سیاست پولی در نظر گرفته شده است تنها ۱/۸ درصد از تغییرات متغیر AGR را توضیح می‌دهد. در حالی که به ترتیب ۱۶/۱ و ۲۱/۵ درصد از تغییرات متغیرهای IND و SER در دوره ۳۰ ام توسط متغیر M توضیح داده می‌شود. بنابراین بار دیگر این نتیجه حاصل شد که سیاست پولی در ایران در بخش‌های خدمات و صنعت تأثیر بیشتری داشته اما در بخش کشاورزی تأثیر چندانی نداشته است، که می‌تواند نشان دهنده عدم اختصاص تسهیلات بانکی مناسب به این بخش باشد.

1. Hump shaped
2. Walsh (2010)

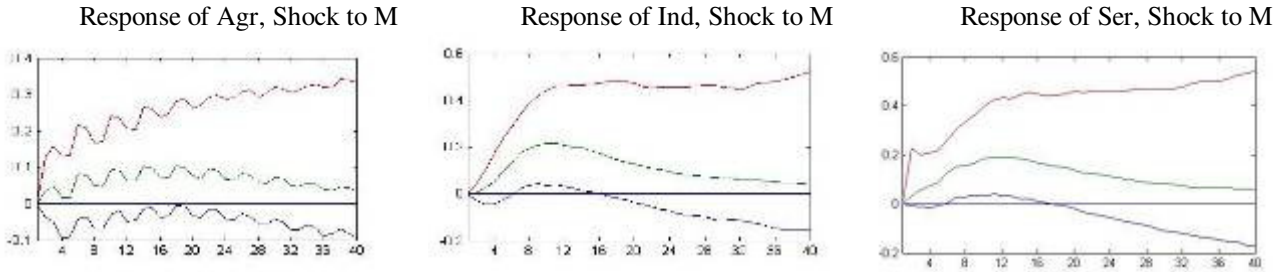
جدول (۸): تحلیل تجزیه واریانس متغیرهای مدل در دوره ۳۰ ام

	AGR	IND	SER	P	e	M
AGR	۸۹.۷	۵.۷	۱.۰	۱.۳	۰.۵	۱.۸
IND	۰.۰	٦۲.٤	۲.۸	۸.۲	۱۰.٦	۱٦.۱
SER	۰.۱	۳۳.٦	۲۵.۵	۹.۵	۹.۹	۲۱.۵
P	۰.۱	۱۰.۵	۱.٤	۸۵.۲	۱.۷	۱.۱
e	۰.۰	۲۲.۹	۰.۲	٤.۰	٦۷.۳	۵.۵
M	۰.۱	۱۵.۵	۱.۳	۳۹.۹	۳.۸	۳۹.٤

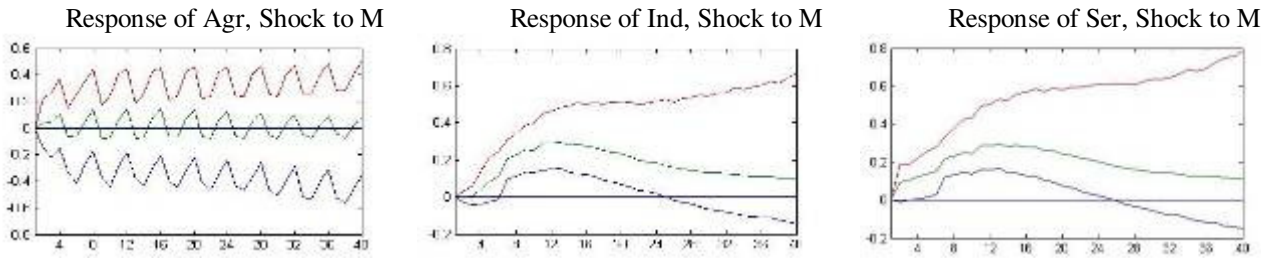
منبع: محاسبات تحقیق

آزمون دقت نتایج[1]

به طور کلی یکی از ضعف‌های مدل‌های VAR حساسیت نتایج آن به حجم نمونه است. به همین دلیل برای آزمون ثبات نتایج در اینجا حجم نمونه را به دو صورت تغییر داده و نتایج با نتایج مدل اصلی مقایسه شده است. در حالت اول، ابتدا و انتهای مشاهدات به میزان ۵ مشاهده و در حالت دوم از وسط مشاهدات (مشاهده ٤۰ تا ۵۰) ۱۰ مشاهده حذف شده است. همان‌طور که در نمودارهای ۳ و ٤ مشاهده می‌شود نتایج مدل تأثیر معنی‌داری پیدا نکرده و ترتیب اثربخشی سیاست پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد تغییر نیافته است. البته تأثیر سیاست پولی بر بخش کشاورزی همچنان نوسانی و بی‌معنا است.



نمودار (۳): توابع عکس‌العمل آنی در حالت حذف داده‌های ابتدایی و انتهایی (با استفاده از روش SSVS-Full)



نمودار(٤): توابع عکس‌العمل آنی در حالت حذف داده‌های میانی (با استفاده از روش SSVS-FULL)

٦- نتیجه گیری

هدف از اعمال سیاست پولی، مدیریت طرف تقاضای اقتصاد با تمرکز بر کنترل سطح قیمت‌ها و رهایی از رکود است که در[1] شرایط تورمی سیاست انقباضی و در شرایط رکودی سیاست انبساطی پولی اجرا می‌شود. اما سیاست پولی قطعاً آثار فرعی نیز خواهد داشت. با توجه به ویژگی‌های خردی بخش‌های اقتصاد و مکانیسم‌های انتقال سیاست پولی، این بخش‌ها واکنش‌های نابرابری به شوک سیاست پولی خواهند داشت که با وجود توزیع جغرافیایی نامتوازن بخش‌ها، سطح برخورداری مناطق نیز تحت تأثیر قرار خواهد گرفت.

در این مقاله، آثار بخشی شوک‌های پولی با کمک داده‌های فصلی سال‌های ۱۳٦۷ الی ۱۳۸۹ ایران و با استفاده از مدل BVAR و براساس رویکرد راداز و ریگوبون (۲۰۰۳) بررسی شد. بر اساس معیار بیشترین میزان واکنش و نیز معیار میانگین واکنش‌های ۱۲ دوره اول به یک شوک پولی، بخش‌های خدمات و صنعت نسبت به بخش کشاورزی در مرتبه بالاتری قرار می‌گیرند. این نتیجه نشان می‌دهد کانال‌های انتقال سیاست

1. Robustness test

پولی در این بخش‌ها نسبت به بخش دیگر قوی‌تر است. بنابراین می‌توان گفت حساسیت بخش‌های خدمات و صنعت نسبت به سیاست پولی از بخش کشاورزی بیشتر است. از سوی دیگر، بر اساس یافته‌های این تحقیق می‌توان گفت کانال‌های انتقال سیاست پولی در بخش کشاورزی بسیار ضعیف است و عملاً ارزش افزوده بخش کشاورزی هیچ واکنشی به شوک پولی ندارد.

این نتایج در شرایطی به دست آمده است که در سال ۱۳۸۹ سهم بخش کشاورزی از تولید (۱۳/۱ درصد) از سهم این بخش از صادرات (۱ درصد) و از واردات (۲/۹درصد) بسیار بیشتر است. در حالی که سهم صنعت و معدن از تولید (۲۷/۷ درصد) از سهم این بخش از صادرات (۱۷/٦) بیشتر ولی از سهم آن از واردات (٦۹/۹ درصد) بسیار کمتر است. سهم بخش خدمات از تولید (۵۲/۱ درصد) از سهم این بخش از صادرات (۷/۳ درصد) و از واردات (۲۰ درصد) بیشتر است (در سال ۱۳۸۹ سهم بخش نفت از تولید ملی ۸/۹ درصد و سهم نفت و گاز و فرآورده‌های نفتی از صادرات ۷٤/۱ درصد و از واردات ۷/۲ درصد بوده است).

این شواهد نشان می‌دهد بخش صنعت وابستگی بالا، بخش خدمات وابستگی متوسط و بخش کشاورزی وابستگی اندکی به تجارت خارجی دارد. بنابراین طبق مبانی نظری، کانال نرخ ارز در اثرگذاری سیاست پولی بر تولید می‌تواند نقش پررنگ‌تری داشته باشد. این در حالی است که درباره سایر کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی از جمله کانال اعتباری که بر مبنای اندازه بنگاه‌ها در بخش‌های مختلف قابل تحلیل است، نمی‌توان نتایج مشابهی گرفت.

البته باید در نظر داشت که سیاست پولی در ایران توسط بانک مرکزی اجرا می‌شود که در کنترل دولت است و از استقلال لازم برخوردار نیست. بنابراین مقدار حجم پول (پایه پولی) تحت تأثیر مقدار دارایی‌های خارجی بانک مرکزی (ارز حاصل از فروش نفت) و استقراض بخش دولتی از بانک مرکزی تعیین می‌شود. از طرفی نرخ بهره در ایران به طور آزاد توسط کارکرد بازار اوراق قرضه و بازار بانکی تعیین نمی‌شود. بنابراین، در چنین شرایطی، کانال نرخ بهره نمی‌تواند از نقش بارزی برای اثرگذاری سیاست پولی برخوردار باشد.

به طور کلی چنین می‌توان نتیجه‌گیری کرد که هر یک از بخش‌های اقتصادی ایران از تغییر پایه پولی به طور متفاوتی بهره‌مند شده‌اند. حساسیت بیشتر بخش‌های خدمات و صنعت به یک شوک پولی نسبت به بخش کشاورزی نشان می‌دهد با شوک انبساطی پولی، ارزش افزوده این دو بخش افزایش بیشتری یافته و توزیع درآمد به نفع فعالان این دو بخش می‌تواند تغییر یابد. در مقابل، شوک انقباضی پولی، ارزش افزوده این دو بخش را به میزان بیشتری می‌تواند کاهش دهد. بنابراین ضروری است که هنگام اعمال سیاست‌های پولی اعم از انبساطی و انقباضی، برای کاهش آثار منفی جانبی این سیاست‌ها، اقدامات مکملی صورت گیرد.

منابع:

Christiano, L., Eichenbaum, M. and Evans, C. (1996), "The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds", Review of Economics and Statistics, 78(1), pp.16-34.

Cooley, T. and LeRoy, S. (1985), "A Theoretical Macroeconomics: A Critique", Journal of Monetary Economics, 16(2), pp. 283-308.

Crawford, C. (2007), "The Sectoral Impact of Monetary Policy in Australia: Structural VAR Approach", Thesis submitted in partial fulfilment for Honours in the B. Commerce

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

Bernanke, B. and Blinder, A. (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", American Economic Review, 82(4), pp.901-921.

Buckle, R., Kim, K., Kirkman, H., McLellan, N. and Sharma, J. (2002), "A Structural VAR Model of the New Zealand Business Cycle", Working Paper 02/26, New Zealand Treasury.

(Liberal Studies), University of Sydney.

Dedola, L. and Lippi, F. (2005), "The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the Industries of Five OECD Countries", European Economic Review, 49(6), pp. 1543-1569.

Delangizan, S., Falahati, A. and Rajabi, M. (2011), "Asymmetry of the Impact of Monetary Shocks on Economic Growth in Iran at the New Keynesians ", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(3), pp. 135-164.

Doan, T., Litterman, R. and Sims, C. (1984), "Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions", Econometric Reviews, 3(1), pp. 1-100.

Enders, W. (2007), "Applied Time Series Econometrics", Translated by Sadeqi, M. and Shavalpour, S, Imam Sadiq University, Tehran Press.

Farzinvash, A., Ehsani, M., Jafari Samimi, A. and Gholami, Z. (2012), "An Investigation of Asymmetric Effects of Monetary Policies on Production in Iran Economy", Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 20(61), pp. 5-28.

Ganley, J. and Salmon, C. (1997), "The Industrial Impact of Monetary Policy Shocks: Some Stylised Facts", Bank of England Working Paper, No. 68.

Gharavi Nakhjavani, A. (2002), "The Effects of Money Supply on Investment in Economic Sectors of Iran", Journal of Economic Research, 7, pp. 67-93.

Gruen, D. and Shetrim, G. (1994), "Internationalisation and the Macroeconomy" in Philip Lowe and Jacqueline Dwyer (eds) International Integration of the Australian Economy, Reserve Bank of Australia.

Hamilton, J. (1994), "Times Series Analysis", Princeton University Press, Princeton.

Hayo, B. and Uhlenbrock, B. (1999), "Industry Effects of Monetary Policy in Germany", Centre for European Integration Studies Working Paper, No. 14.

Hoseini Dolatabadi, M. (2010), "The Sectoral Effects of Monetary Policy in Iran: SVAR Approach", Imam Sadiq University, M.A. Thesis.

Ibrahim, M. (2005), "Sectoral Effects of Monetary Policy: Evidence from Malaysia", Asian Economic Journal, 19(1), pp. 15-30

Ivanov, V. and Kilian, L. (2005), "A Practitioner's Guide to Lag Order Selection for VAR Impulse Response Analysis", Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, 9(1), pp.18-23.

Keshavarz hadad, G. and Mahdavi, O. (2005), "Is the Stock Market a Chanel of Transmiting Monetary Policy in Iran?", Journal of Economic Research, 71, pp 147-170.

Kim, S. and Roubini, N. (2000), "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach", Journal of Monetary Economics, 45, pp.561-586.

Koop, G. and Korobilis, D. (2010), "Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics" manuscript available at http://personal.strath.ac.uk/gary.koop/.

Lange, H.R. (2010), "Regime-Switching Monetary Policy in Canada". Journal of Macroeconomics, 14, pp. 782-796.

Mishkin, F. (1995), "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism", The Journal of Economic Perspectives, 9(4), pp. 3-10.

Nazari, M. and Goharian, F. (2002), "The Effect of Monetary Policy Variables on Employment of Major Economic Sectors of Iran", journal of Economic Research, 60, pp. 187-207.

Noferesti, M. (2005), "The Effects of Monetary and Exchange Policy on Iran Economy with a Dynamic Macro Econometric Model", journal of Economic Research, 70, pp. 1-29.

Raddatz, C. and Rigobon, R. (2003), "Monetary Policy and Sectoral Shocks: Did the Fed React Properly to the High-Tech Crisis?" NBER Working Paper Series, No.9835.

Romer, C. and Romer, D. (1989), "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz", NBER Macroeconomics Annual, 4, pp.121-170.

Selover, D. and Round, D. (1996), "Business Cycle Transmission and Interdependence between Japan and Australia", Journal of Asian Economics, 7(4), pp. 569-602.

Serju, P. (2003), "Monetary Policy and the Jamaican Economy: A Sectoral Analysis", Bank of Jamaica Working Paper, No. WP02/09.

Sims, C. (1980), "Macroeconomics and Reality", Econometrica, 48(1), pp.1-48.

Sims, C. (1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis", Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 10(1), pp.2-15.

Sims, C., Stock, J. and Watson, M. (1990), "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots", Econometrica, 58(1), pp.113-144.

Walsh, C. (2010), Montary Theory and Policy, 3rd Edition, MIT Press.

سرمایه اجتماعی، سرمایه سلامت و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه

Social Capital, Health Capital and Economic Growth in the Middle East Countries

دکتر حسن حیدری [*]،
دکتر حمیدرضا فعالجو [**]،
علمناز نظریان [***]، یوسف محمدزاده [****]

Hasan Heidari (Ph.D.)[*],
Hamidreza Faaljou (Ph.D.)[**],
Elmnaz Nazariyan [***],
Yousef Mohammadzadeh[****]

دریافت: ۱۳۹۱/۱۲/۲۰ پذیرش: ۱۳۹۲/۰٤/۱۲

Received: 10/March/2013 Accepted: 3/July/2013

چکیده:

مطالعات متعددی وجود دارد که نشان می‌دهد، سرمایه اجتماعی و سرمایه سلامت بر روی رشد اقتصادی کشورها مؤثر است. از سوی دیگر، پژوهش‌های زیادی در حوزه سلامت و اجتماع، ارتباط تنگاتنگ بین متغیرهای سرمایه اجتماعی و سرمایه سلامت را اثبات می‌کند. از این‌رو در این مطالعه اثرات سرمایه اجتماعی و سرمایه سلامت و همچنین اثرات متقابل آنها بر روی رشد اقتصادی مورد بررسی و سنجش قرار گرفته است. این مطالعه برای گروه کشورهای خاورمیانه و با استفاده از داده‌های Panel و روش‌های LS(EGLS) و 2SLS(EGLS) در بین سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ انجام پذیرفته است. داده‌های مورد بررسی، از گزارش‌های آماری WDI، UNDP، PWT و WGI استخراج شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نه تنها 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.

کلمات کلیدی: سرمایه اجتماعی، سرمایه سلامت، اثرات متقابل، رشد اقتصادی.

طبقه‌بندی JEL: O44, I15, A13.

* دانشیار اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
Email: h.heidari@urmia.ac.ir
** استادیار اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه
Email: h.faaljou@urmia.ac.ir
*** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول)
Email: e.nazariyan@yahoo.com
**** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
Email: Yousef.mohammadzadeh@modares.ac.ir

Abstract:

There are several studies that show social capital and health capital have impressive effect on economic growth. On the other hand, many researches in the health and community field, prove close relationship between social capital and health capital. So, this study examines and evaluates the health and social capital effects and also their interaction effects on economic growth in the Middle East countries for 1990-2010 period using panel data and LS (EGLS) and 2SLS(EGLS). Data of study, extracted from WDI, UNDP, PWT and WGI statistical reports. Results show, not only health and social capital have impressive effect on economic growth, but also their interactions -given that social capital improves physical and mental health indicators- have significant effect on economic growth. As well as, public health improves the social indicators, and therefore has a double effect on the growth and economic development.

Keywords: Social Capital, Health Capital, Mutual Effects, Economic Growth.

JEL: A13, I15, O44.

* Associate Professor in Economics, Faculty Member of Urmia University, Urmia, Iran.
Email: h.heidari@urmia.ac.ir
** Assistant Professor in Economics, Faculty Member of Urmia University, Urmia, Iran.
Email: h.faaljou@urmia.ac.ir
*** M.A. Student in Economics, Urmia University, Urmia, Iran. Email: e.nazariyan@yahoo.com
**** Ph.D. Student in Economics, Tarbiat Modarres University, Tehran, Iran.
Email: Yousef.mohammadzadeh@modares.ac.ir

۱- مقدمه

رشد و توسعه اقتصادی از دغدغه‌های اصلی اقتصاددانان و سیاست‌گزاران در هر جامعه‌ای می‌باشد؛ به منظور هدف‌گذاری و برنامه‌ریزی در جهت بهبود رشد اقتصادی، شناسایی دقیق عوامل تأثیرگذار بر آن، اجتناب‌ناپذیر است. نیروی کار، سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی از مهمترین این عوامل بوده‌اند که در بسیاری از مطالعات انجام شده، مورد توجه قرار گرفته‌اند؛ ولی در دهه‌های اخیر، برخی مطالعات با معرفی مفهوم سرمایه سلامت و سرمایه اجتماعی، اثرات سلامتی و هنجارهای اجتماعی را نیز وارد توابع رشد کرده‌اند.

مفهوم سرمایه انسانی، شامل آموزش، سلامت، کسب مهارت، مهاجرت و سایر سرمایه‌گذاری‌های مؤثر بر سطح بهره‌وری نیروی کار، به طور گسترده در ادبیات اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است (احمدی شادمهری و همکاران، ۱۳۸۹: ص ۳۳). در بخش بزرگی از مطالعات تجربی رشد، برای بررسی توسعه انسانی، به آموزش به عنوان شاخص اصلی اندازه‌گیری آن پرداخته شده است. اما در دهه‌های اخیر، موجی از مطالعات تجربی روی اثر سلامت بر رشد اقتصادی، به عنوان شاخصی از توسعه انسانی، به راه افتاده است (گیما برمپونگ و ویلسون،۲۰۰٤: صص ۲۹۸-۳۰۲).

سلامت و بهداشت نقش کلیدی در بهره‌وری نیروی کار و تداوم کار وی دارد (بانک جهانی[1]، ۱۹۹۷) و از طریق مکانیزم‌ها و کانال‌های مختلفی رشد و تولید یک کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهد. کارایی بهتر نیروی کار سالم در مقایسه با نیروی کار غیر سالم، یکی از کانال‌های مهم و مورد تاکید بیشتر مطالعات است (اثر مستقیم). همچنین بهبود سلامت نیروی انسانی، انگیزه و توان ادامه تحصیل و کسب مهارت‌های بیشتر و بهتر را به دنبال خواهد داشت (اثر غیرمستقیم). بهبود شرایط سلامتی، از یک‌سو جذابیت سرمایه-گذاری در آموزش و فرصت‌های آموزشی را افزایش داده و از سوی دیگر، با افزایش توانایی یادگیری، افراد را برای ادامه تحصیل و کسب مهارت‌های بیشتر، مستعدتر می‌نماید. همچنین بهبود شاخص‌های سلامت در جامعه با کاهش مرگ-ومیر و افزایش امید به زندگی، موجب افزایش میزان پس‌انداز در جامعه شده و به دنبال آن، سرمایه فیزیکی افزایش یافته و این به نوبه خود به طور غیرمستقیم بهره‌وری نیروی کار و رشد اقتصادی را متأثر خواهد کرد (قنبری و باسخا، ۱۳۸۷: صص ۱۸۸-۱۸۹). البته کانال‌های دیگری نیز برای تأثیرگذاری سرمایه سلامت بر رشد وجود دارد؛ برای مثال شواهد حاکی از آن است که وقتی سطح بهداشت و سلامت جامعه ارتقا پیدا می‌کند در دوره‌های بعد، منابع کمتری (نسبت به زمانی که این سطح سلامت وجود نداشته باشد) برای مخارج درمانی مورد نیاز است؛ و این به نسبت باعث می‌شود که بخشی از این منابع، از این مخارج آزاد شده و با استفاده‌ی آن در سایر بخش‌های اقتصاد، به رشد اقتصادی بالاتری منجر شود (بانک جهانی، ۱۹۹۷).

مفهوم سرمایه اجتماعی نیز، یک مفهوم فرارشته‌ای است که طی بیست‌سال اخیر مورد توجه بسیاری از شاخه‌های علوم انسانی، از جمله اقتصاد قرار گرفته است. با ظهور مکتب "نهادگرایان جدید"، به نقش نهادها و به خصوص سرمایه‌ی اجتماعی در رشد و توسعه‌ی اقتصادی توجه بیشتری شد؛ به طوری‌که بانک جهانی از این نوع سرمایه، به عنوان" ثروت نامرئی" یاد می‌کند. اگر روابط متقابل اجتماعی (که فرهنگ، آداب و رسوم، هنجارها، نهادها، شبکه‌های اجتماعی و غیره در چگونگی تشکیل آن نقش دارند) در جهت مثبت، رشد و تکامل یافته باشد، می‌تواند در تعاملات و مبادلات اقتصادی باعث کاهش هزینه‌های مبادلاتی و تأثیر بر سایر انواع سرمایه شود و در نهایت بر رشد اقتصادی تأثیرگذار باشد (صفدری و همکاران، ۱۳۸۷: صص ٤۰-٤۱).

تأثیر سرمایه اجتماعی بر کارایی و بهره‌وری عوامل، از مهم‌ترین اثرات این سرمایه می‌باشد. در دنیای کنونی، قرارداد کاملی که بتواند تمام جوانب و هزینه‌های یک پیمان را در بر داشته باشد، غیرممکن یا بسیار مشکل و پرهزینه است. در این حالت است که اعتماد و سرمایه اجتماعی به کمک افراد و گروه‌ها آمده و با کاهش فرصت‌طلبی، ضعف‌های موجود در قراردادهای ناقص را جبران کرده و از یک‌سو ضمن ایجاد رونق اقتصادی، بازدهی قراردادها را افزایش داده و باعث

1 . World Bank

افزایش کارایی و بهره‌وری عوامل تولید می شود (سولو[1]،۱۹۹۹: صص ٦-٨) و از سوی دیگر، با افزایش تعهد نیروی کار، هزینه‌های کنترل و نظارت را کاهش می دهد (ناک و دیفر[2]، ۱۹۹۷: ص ۱۲۵۲).

جهت دیگری که سرمایه اجتماعی می‌تواند مؤثر باشد، تأثیرگذاری بر سرمایه‌گذاری می‌باشد. در واقع سرمایه‌گذاری، مکانیسم انتقال سرمایه اجتماعی به رشد اقتصادی است (پالومینو و اوسینا[3]، ۲۰۱۲: صص ۲۵-۲٦). سرمایه اجتماعی به وسیله افزایش اعتماد و کاهش رفتارهای فرصت‌طلبانه، باعث پشتیبانی از سرمایه‌گذاری‌های انجام شده می‌شود که می‌تواند باعث تخصیص مناسب و کارآمدتر دارایی‌ها و سرمایه‌گذاری‌ها گردد؛ همچنین پروسه تولید را تسهیل کرده و باعث افزایش تولیدات و در نتیجه رشد اقتصادی نیز گردد.

همچنین سرمایه اجتماعی از مسیرهایی مانند جلوگیری از رفتار خودخواهانه، تغییر انتظارت و کاهش هزینه‌های مبادله موجب تسهیل ابداعات، خلاقیت و نوآوری می‌باشد (آکچوماک و ویل[4]، ۲۰۰۸). تلاش برای توضیح رابطه سرمایه اجتماعی و نوآوری از کار سولو (۱۹۵٦) و سوان[5] (۱۹۵٦) آغاز و در مطالعات گروسمن و هلپمن[6] (۱۹۹۱)، بارو و سالای مارتین[7] (۱۹۹۵) و آگیون و هویت[8] (۱۹۹۸) گسترش یافته است.

بدیهی است که با افزایش تکنولوژی و ابداعات، بهره‌وری عوامل تولید نیز بالاتر رفته و سبب افزایش تولیدات و رشد اقتصادی می‌گردد (رحمانی و همکاران، ۱۳۸٦: صص ۱۵-۱٦). مسئله مهم دیگر این است که سرمایه اجتماعی می‌تواند یکی از عوامل تعیین کننده در شاخص سلامت افراد جامعه باشد. سرمایه اجتماعی علی‌الخصوص عامل تعیین کننده در سلامت روانی و روحی افراد بوده و سلامت روانی افراد نیز در تعیین سلامت جسمی آنها نقش مهمی ایفا می‌کند.

از طرف دیگر، سلامت افراد جامعه در بهبود شاخص‌های اجتماعی بسیار مؤثر خواهد بود و این مهم از مطالعات حوزه سلامت و جامعه شناسی اثبات شده است (کمپل و همکاران[9]، ۱۹۹۹: صص ۳-٦).

سرمایه‌گذاری در طرح‌های اجتماعی یکی از نیازهای پراهمیت کشورهای درحال توسعه می‌باشد. در این کشورها منابع طبیعی وجود دارد، ولی روش‌های تولید مناسب و مهارت‌های ضروری برای استفاده ی مؤثر و عقلایی از این منابع برای ارتقای شرایط اقتصادی و اجتماعی محدود است. افزایش سطح دانش و مهارت‌های افراد، شرط لازم برای از بین بردن عقب ماندگی اقتصادی و ظرفیت‌های استفاده نشده ی اقتصادی و ایجاد انگیزه‌های لازم برای پیشرفت است (تقوی و محمدی، ۱۳۸۲: صص ۲-٤).

۲- ادبیات نظری تحقیق

مبانی نظری این مطالعه به سه بخش عمده بررسی ادبیات نظری تأثیر سرمایه سلامت بر رشد اقتصادی، مبانی نظری اثر سرمایه اجتماعی بر رشد اقتصادی و بررسی ادبیات تأثیرات متقابل سرمایه سلامت و سرمایه اجتماعی بر روی هم، قابل طبقه‌بندی است.

۲-۱- مبانی نظری سرمایه سلامت و رشد اقتصادی

پایه اثرگذاری بهداشت و سلامت در اقتصاد، به توابع مطلوبیت و اهمیت سلامتی به عنوان یک کالا برای افراد بازمی‌گردد. مایکل گروسمن[10] (۱۹۷۲) برای اولین بار سرمایه سلامت را وارد توابع مطلوبیت کرد؛ در واقع وی سلامت را به عنوان کالای سرمایه‌ای (که زندگی سالم[11] برای فرد تولید می‌کند) در نظر گرفت و تأکید کرد که سلامت فرد، نقش مهمی در تعیین مدت زمانی دارد که فرد قادر است آن را صرف کسب درآمد و تولید کند. وی ابتدا مفهوم ذخیره سلامت را بکار برد و سپس تقاضای مشتق شده برای مراقبت‌های سلامتی (که از تقاضا برای سلامتی مشتق می‌شود) را بدست آورد.

1 . Solow (1999)
2 . Knack and Keefer (1997)
3 . Palomino and Ausina (2012)
4 . Akcomak and Weel (2006)
5 . Swan (1956)
6 . Grossman and Helpman (1991)
7 . Barro & Salai Martin (1995)
8 . Aghion and Howitt (1998)
9 . Campbell et al. (1999)
10. Grossman (1972)
11. Healthy Time

اما ورود سلامت به مدل‌های رشد اقتصادی به دهه‌های اخیر مربوط می‌شود. مدل‌های رشد کلاسیکی که با کارهای سولو (۱۹۵۶)، سوان (۱۹۵۶)، رمزی[1] (۱۹۲۸)، کاس[2] (۱۹۶۵) و کوپمن[3] (۱۹۶۵) گسترش یافت، در توضیح رشد اقتصادی بلند مدت با محدودیت‌های جدی روبرو بود. این محدودیت‌ها، باعث ظهور مدل‌های رشد درونزا، که تکنولوژی را به عنوان متغیر درونزا در نظر می‌گرفتند، گردید. یکی از کارهای اولیه در این زمینه توسط رومر[4] (۱۹۸۶) منتشر شد. در اوایل دهه ۱۹۹۰ مطالعات زیادی برای بررسی تعیین‌کننده‌های رشد اقتصادی انجام پذیرفت که تعداد کمی از متغیرها مورد مقبولیت قرار گرفت. آموزش و سلامت افراد جامعه، از جمله این متغیرها بود؛ اما این دو بخش در مطالعه منکیو، رومر و ویل[5] (۱۹۹۲)، در یک مفهوم کلی‌تر تحت عنوان "سرمایه انسانی" در نظر گرفته می‌شد. اما در مطالعات بعدی مانند فوگل[6] (۱۹۹۴)، بارو و سالای مارتین (۱۹۹۵) و بارو (۱۹۹۶) سلامت بصورت مجزا در مدل‌های رشد بررسی و ارتباط ثروت و سلامت در کانون توجه قرار گرفت.

اهمیت چنین مطالعاتی از دو جنبه قابل تأمل است؛ از یک‌سو گسترش و جداسازی هرچه بیشتر عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی می‌تواند از تحلیل‌های نادرست در مورد جایگاه و نقش هریک از عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی جلوگیری کرده و پیش‌بینی میزان رشد اقتصادی را دقیق‌تر سازد و از سویی دیگر، روشن شدن رابطه بین مخارج بهداشتی و رشد اقتصادی می‌تواند به نوعی در ترسیم سیاست‌های کلان اقتصادی در بخش بهداشت جامعه برای رسیدن به رشد اقتصادی بالاتر، مفید واقع شود.

مهم‌ترین کانال اثرگذاری سلامت بر رشد اقتصادی اثر آن بر روی بهره‌وری نیروی کار است. این مطالعات از بررسی‌هایی سرچشمه می‌گیرد که نشان می‌دهند، بهداشت می‌تواند اثرات مستقیم و غیر مستقیم و در هر حال مثبت بر سطح بهره‌وری نیروی کار داشته باشد. بهره‌وری تابعی از ویژگی‌های روحی و جسمی فرد (سلامت، انگیزه، توانایی، قابلیت‌های ادراکی، زمان و شرایط کار و ...)، عوامل تولید (زمین، سرمایه، تجهیزات، نهادهای واسطه‌ای و ...) و تکنولوژی است. بنابراین سرمایه سلامت را در تابع تولید می‌توان وارد کرد.

به پیروی از بلوم و همکاران[7] (۲۰۰۴)، تابع تولید با رویکرد تحلیل اثر سلامت بر رشد را می‌توان بصورت رابطه زیر بیان نمود:

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta}\, e^{\emptyset_1 LEM+\emptyset_2 LEF+\emptyset_3 MPRI+\emptyset_4 MSEC+\emptyset_5 FPRI+\emptyset_6 FSEC}$$

که در آن، Y تولید ناخالص داخلی، A تکنولوژی، K سرمایه فیزیکی و L بیانگر نیروی کار و سرمایه انسانی است که شامل دو بخش آموزش و سلامت می‌باشد. همچنین LEM امید به زندگی مردان، LEF امید به زندگی زنان، $MPRI$ تحصیلات ابتدائی متوسط مردان، $MSEC$ تحصیلات متوسطه مردان، $FPRI$ تحصیلات ابتدائی زنان و $FSEC$ تحصیلات متوسطه زنان می‌باشد.

با لگاریتم‌گیری از رابطه فوق، نحوه اثرگذاری متغیرهای مربوطه به سلامت بر روی $\log Y$ بدست می‌آید:

$$y = \propto + \alpha k + \beta l + \emptyset_1 LEM + \emptyset_2 LEF + \emptyset_3 MPRI + \emptyset_4 MSEC + \emptyset_5 FPRI + \emptyset_6 FSEC$$

در این رابطه y لگاریتم تولید ناخالص داخلی، k لگاریتم سرمایه فیزیکی و l لگاریتم متغیر نیروی کار می‌باشد.

با دیفرانسیل‌گیری از رابطه فوق، به مدل رشد اقتصادی مورد نظر دست می‌یابیم:

$$\Delta y = \Delta \propto + \Delta k + \beta \Delta l + \emptyset_1 \Delta LEM + \emptyset_2 \Delta LEF + \emptyset_3 \Delta MPRI + \emptyset_4 \Delta MSEC + \emptyset_5 \Delta FPRI + \emptyset_6 \Delta FSEC + \Delta v$$

مدل رشد اقتصادی مورد توافق اکثریت محققین این حوزه قرار گرفته است که بخوبی حضور سرمایه سلامت زنان و مردان را در رشد اقتصادی جامعه نشان می‌دهد.

۲-۲ مبانی نظری سرمایه اجتماعی و رشد اقتصادی

بررسی نقش سرمایه اجتماعی در رشد اقتصادی ادبیات گسترده‌ای دارد. ایشی و سوادا (۲۰۰۸)[8] با گسترش دادن مدل رشد تعمیم یافته سولو که توسط منکیو، رومر و ویل (MRW)

1 . Ramsy (1928)
2 . Cass (1965)
3 . Koopmans (1965)
4 . Romer (1986)
5 . Mankiw, Romer and Weil (1992)
6 . Fogel (1994)
7 . Bloom et al. (2004)
8 . Ishise and Sawada (2008)

ارائه شد، به چگونگی تأثیر سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند.

مدل تعمیم یافته‌ی MRW از سه نوع سرمایه‌ی فیزیکی (k_k)، سرمایه انسانی (k_h) وسرمایه اجتماعی (k_s) تشکیل شده است. اگر از تابع تولید CES[1] انعطاف‌پذیر با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس استفاده شود، تابع تولید کاب-داگلاس[2] با متغیرهای سرمایه‌ی فیزیکی، انسانی و سرمایه‌ی اجتماعی و پارامترهای α، β و γ به صورت رابطه زیر به دست می‌آید:

$$Y(t) = K_k(t)^{\alpha} K_h(t)^{\beta} K_S(t)^{\gamma} (A(t)L(t))^{1-\alpha-\beta-\gamma}$$

که در این رابطه، L(t) نیروی کار و A(t) سطح تکنولوژی بوده و همچنین فرض می‌شود که $\alpha,\beta,\gamma \in [0,1]$ و $\alpha+\gamma+\beta \in [0,1]$و نرخ استهلاک برای انواع سرمایه با δ_i و نرخ پس‌انداز برای انواع سرمایه با s_i نشان داده می‌شود که $i = k,h,s$ است (ایشی و سوادا، ۲۰۰۸: ص ۳۷۹).

فرض می‌شود که L و A به صورت درونزا با نرخ‌های n و g رشد می‌کنند و لذا داریم:

$$L(t) = L(0)e^{nt}, \quad A(t) = A(0)e^{gt}$$

از این رو، نیروی کار مؤثر A(t)L(t) با نرخ $n+g$ رشد می‌یابد (منکیو، رومر و ویل، ۱۹۹۲). حال می‌توان معادله‌ی پایه‌ای سولو را برای هر واحد نیروی کار مؤثر استخراج کرد:

$$\dot{\tilde{K}} = s_i \tilde{y} - (n+g+\delta_i)\tilde{K}_i$$

که در آن $\tilde{K}_i = \frac{K_i}{AL}$ و $\tilde{y} = \frac{Y}{AL}$ به ترتیب سرمایه‌ی سرانه‌ی مؤثر و تولید سرانه‌ی مؤثر می‌باشد.

از آن‌جایی‌که در تعادل بلندمدت $\dot{\tilde{k}} = 0$ می‌باشد، درآمد سرانه‌ی مؤثر در تعادل بلندمدت به صورت زیر خواهد بود:

$$\tilde{y} = \left(\left(\frac{s_k}{n+g+\delta_k}\right)^{\alpha} \left(\frac{s_h}{n+g+\delta_h}\right)^{\beta} \left(\frac{s_s}{n+g+\delta_s}\right)^{\gamma} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta-\gamma}}$$

در اینجا چند فرض را در نظر می‌گیریم: اولاً نرخ استهلاک برای همه‌ی انواع سرمایه یکسان است. بنابراین، به ازای هر i، $\delta_i = \delta$ خواهد بود، ثانیاً $\ln A(t) = \ln A(0) + g_t$ و $\ln A(0) = \alpha + \varepsilon$، که در نتیجه $\varepsilon \approx N(0,\sigma^2{}_{\varepsilon})$ خواهد بود. با این فروض، لگاریتم درآمد سرانه به صورت رابطه‌ی زیر نشان داده می‌شود:

$$\ln\left(\frac{Y_t}{L_t}\right)^{*} = a + g_t + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta-\gamma}\ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta-\gamma}\ln(s_h) + \frac{\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma}\ln(s_s) - \frac{\alpha+\beta+\gamma}{1-\alpha-\beta-\gamma}\ln(n+g+\delta) + \varepsilon$$

که در واقع معادله‌ی فوق، حالت گسترش یافته‌ی معادله‌ی رگرسیونی MRW است. این معادله بیان می‌کند که اگر کشوری در سال t در تعادل بلندمدت[3] باشد، لگاریتم درآمد سرانه به صورت تابعی خطی از نرخ‌های پس‌انداز برای هر نوع سرمایه، نرخ رشد نیروی کار مؤثر بعلاوه استهلاک $(n+g+\delta)$، عرض از مبدا $(a+gt)$ و جزء ثابت تصادفی گسترش خواهد یافت (ایشی و سوادا، ۲۰۰۸: صص ۳۸۰-۳۸۱).

مطالعات متعدد مانند براون و آشمان[4] (۱۹۹۶)، هلر[5] (۱۹۹۶)، ناک و کیفر[6] (۱۹۹۷)، اوستروم[7] (۲۰۰۰)، آفولو[8] (۲۰۰۰)، کریشنا و آفولو[9] (۱۹۹۹)، و رز[10] (۲۰۰۰) نشان می‌دهد که کشورهایی با ذخایر نسبتا بالاتر از سرمایه اجتماعی، در شرایط اعتماد عمومی و مشارکت مدنی گسترده، به نظر می‌رسد سطوح بالاتری از رشد اقتصادی را در مقایسه با جوامع با اعتماد عمومی و مشارکت مدنی ضعیف‌تر تجربه می‌کنند.

۲-۳- مبانی نظری ارتباط متقابل سرمایه اجتماعی و سرمایه سلامت

مطالعات نظری اثرات متقابل بین سرمایه اجتماعی و سرمایه سلامت با توجه به یافته‌های آماری و تکنیک‌های متخصصین حوزه جامعه‌شناسی، روانشناسی و پزشکی شکل گرفته است. مخاطره سرمایه اجتماعی آثار متعدد سلامتی را درپی خواهد

1 . Constant elasticity substitution
2 . Cobb Douglas

3 . Steady State
4 . Brown and Ashman (1996)
5 . Heller (1996)
6 . Knack and Keefer (1997)
7 . Ostrom (2000)
8 . Uphoff (2000)
9 . Krishna and Uphoff (1999)
10 . Rose (2000)

داشت، از جمله بیماری‌های قلبی (شیفلر و همکاران [1]، ۲۰۰۸)، ۲۰۰۸)، چاقی و دیابت (هولتگریو و کراسبی [2]، ۲۰۰۶)، نرخ خودکشی و مرگ و میر (لوچنر و همکاران [3]، ۲۰۰۳) و همچنین بیماری‌های روحی و روانی (ولش و بری [4]، ۲۰۰۹).

از سال ۱۹۰۱ که دورکیم رابطه بین خودکشی و یکپارچگی اجتماعی را تشخیص داد، تحقیقات بعدی نشان دادند که سرمایه اجتماعی بالاتر با انسجام اجتماعی بیشتر، به بهبود شرایط بهداشت جامعه کمک می‌کند. بنابر اعلام سازمان جهانی بهداشت، روابط اجتماعی مناسب می تواند عواقب استرس را کاهش دهد. احتمال تجربه افسردگی و بیماری روانی، خطرات بارداری و ناتوانی مزمن در مردم برخوردار از حمایت اجتماعی کمتر، بیشتر است (کاواچی و کندی [5]، ۱۹۹۷: صص ۱۰۳۸-۱۰۳۹).

امروزه مشخص شده است که بسیاری از اشکال مختلف بیماری (اعم از روانی و جسمانی) در کشورهای درحال توسعه با عوامل اجتماعی رابطه قوی دارد. مشکلاتی چون فقر، شکست در تحصیلات، زندگی در محیط فیزیکی نامناسب، سطح بالای عدم امنیت در جامعه (مثل خشونت و تصادفات) و مسائلی همچون حوادث منفی زندگی از جمله جدایی از والدین، از دست دادن کار یا مهاجرت اجباری از عوامل اجتماعی هستند که تأثیرات زیادی بر سلامت روانی افراد دارند (کامران و ارشادی، ۱۳۸۸: صص ۳۰-۳۱).

هرچه پیوستگی‌های اجتماعی در جامعه بیشتر باشد، آن جامعه سالمتر خواهد بود. از سوی دیگر کاهش بار بیماری‌های روانی و ارتقای سلامت روان، ویژگی‌های لازم برای قبول نقش‌های اجتماعی از طرف افراد را افزایش خواهد داد (شجاع و همکاران، ۱۳۹۰: ص ۸۳).

سلامت اساسی‌ترین جزء رفاه اجتماعی به شمار می‌رود و بیش از مداخلات پزشکی، به عوامل اجتماعی و اقتصادی وابسته بوده و یکی از مفاهیم محوری توسعه پایدار است. میزان سرمایه اجتماعی و ابعاد مختلف آن، یکی از متغیرهای مهم تأثیرگذار بر موفقیت برنامه‌های توسعه، رفاه و بهزیستی جامعه است. این پدیده که به وسیله تراکم شبکه اجتماعی یا اعتماد عمومی در افراد سنجیده شده، در بسیاری از مطالعات با سلامت روان مرتبط است (کاواچی و همکاران [6]، ۲۰۰۷: ص۲۶).

۳- مطالعات تجربی

۳-۱- مطالعات تجربی سرمایه سلامت و رشد اقتصادی

در اغلب مطالعاتی که به نقش توسعه انسانی در رشد اقتصادی پرداخته‌اند، بر جنبه آموزش و تحصیلات نیروی انسانی، تأکید بیشتری گردیده و اثرات آنها بر رشد اقتصادی به عنوان مؤثرترین جنبه توسعه انسانی معرفی گردیده است؛ اما برخی از مطالعات اخیر از جمله ریورا و کورابیس [7] (۲۰۰۴) و سالای مارتین و همکاران [8] (۲۰۰۴)، نشان داده‌اند که نقش سلامت و بهداشت در رشد اقتصادی کمتر از آموزش نیست.

می‌توان مطالعات انجام گرفته در این مورد را به دو گروه عمده طبقه‌بندی نمود؛ برخی از مطالعات اثر بخش اقتصادی و متغیرهای موجود در آن (مانند رشد، بحران‌های اقتصادی و ...) را بر روی بخش سلامت و بهداشت بررسی کرده‌اند و برخی دیگر از محققین اثر بخش سلامت و شاخص‌های آن (مانند امید به زندگی، مخارج بهداشتی، تغذیه، شیوع بیماری‌های مزمن و غیره) را بر روی بخش اقتصاد مورد مطالعه قرار داده‌اند.

در مورد گروه اول می‌توان به مطالعه فوکس و شِوری [9] (۱۹۸۸) اشاره کرد که طی مطالعه‌ای نشان داده‌اند بیکاری، ارتباط قوی با وضعیت سلامت و بهداشت افراد دارد. بارو و سالای مارتین (۱۹۹۵) نیز با بررسی شاخص سلامت امید به زندگی بر روی رشد اقتصادی در کشورهای درحال توسعه به این نتیجه رسیدند که افزایش به میزان ۳ سال در امید به زندگی، نرخ رشد اقتصادی را ۱/۴ درصد افزایش می‌دهد. سازمان بهداشت قاره آمریکا [10] در مطالعه‌ای مشابه برای

1 . Scheffler et al. (2008)
2 . Holtgrave and Crosby (2006)
3 . Lochner et al. (2003)
4 . Welsh and Berry (2009)
5 . Kawachi and Kennedy (1997)
6 . Kawachi et al. (2007)
7. Rivera and Currais (2004)
8. Sala-i-Martin et al. (2004)
9. Fox and Shewry (1988)
10. Pan American Health Organization

کشورهای امریکای لاتین و حوزه دریای کارائیب نشان داده است که یک سال افزایش در امید به زندگی موجب ۱ درصد افزایش در GDP می‌شود. اما بیشتر مطالعات در گروه دوم جای می‌گیرند؛ یعنی مطالعاتی که به تأثیر شاخص‌های سلامتی بر روی متغیرهای اقتصادی می‌پردازد. فوگل (۱۹۹٤) در مطالعه خود که اثر تغذیه و بهداشت تغذیه را روی رشد اقتصادی بررسی کرده است، به این نتیجه رسیده است که بخش مهمی از رشد اقتصادی انگلستان در ۲ قرن اخیر توسط بهبود در تغذیه و رعایت اصول بهداشتی در تغذیه توضیح داده می‌شود. بارگاوا[1] (۱۹۹۷) با بررسی اثر تغذیه بر روی بهره‌وری نیروی کار نشان داده که تغذیه مناسب در دوران کودکی سطح سلامتی اجتماع را افزایش داده و بهره‌وری نیروی کار در آینده افزایش پیدا می‌کند.

نولز و اوون[2] (۱۹۹۵) با بررسی ٦۲ کشور در حال توسعه و و ۲۲ کشور با درآمد بالا تأثیر امید به زندگی بر تولید ناخالص سرانه[3] را مورد سنجش قرار داده و بیان کرده اند که بین رشد اقتصادی و امید به زندگی (به عنوان سرمایه سلامت) ارتباط مثبت و معنی‌داری وجود دارد. بارگاوا و دیگران (۲۰۰۰) نیز در مطالعه‌ای دیگر، برای اثرگذاری شاخص سلامت امید به زندگی بر روی تولید ناخالص ملی با بررسی ۹۲ کشور جهان نتیجه گرفته‌اند که ۱درصد افزایش در شاخص سلامت افراد جامعه، رشد اقتصادی را ۰/۰۵ درصد افزایش می‌دهد.

بلوم و مالانی[4] (۱۹۹۸) شاخص‌های امید به زندگی و نرخ مرگ‌ومیر را بر روی GDP و درآمد سرانه در کشور روسیه مورد بررسی قرار داده اند. مطالعه ایشان نشان داده است که بحران مرگ‌ومیر در نیمه اول دهه ۹۰ در روسیه سبب کاهش امید به زندگی از ۷۰ سال به ٦۵ سال شده و در نتیجه تولید ناخالص داخلی روسیه ۱/۸ تا ۲/۷ درصد نسبت به سال ۹۰ کاهش یافته و همچنین رشد درآمد سرانه به ۱/۳ کاهش پیدا کرده است.

هوویت[5] (۲۰۰۵) در مطالعه جالبی تأثیر سلامت کودکان و مادران بر روی رشد بلندمدت اقتصادی را مورد سنجش و محاسبه قرار داده و مدعی شده است که سلامتی کودک و نیز سلامتی مادران نقش مهمی در سرمایه انسانی افراد دارد و در نتیجه رشد بلندمدت از این طریق متأثر می‌گردد.

در برخی مطالعات دیگر، آثار یکی از بیماری‌های مهم، به عنوان شاخصی از سنجش سلامت اجتماع، بر روی شاخص‌های اقتصادی مورد توجه قرار گرفته است. مثلاً آرنت[6] (۲۰۰٦) در مقاله خود به بررسی پیامدهای مرگ و میر ناشی از ایدز در چشم‌انداز رشد اقتصادی برای موزامبیک پرداخته است. مطابق با شواهد کشورهای تانزانیا و جاهای دیگر، HIV / AIDS سرعت میزان انباشت سرمایه انسانی را کاهش می‌دهد. نتایج به دست آمده از این مطالعات، به بخش آموزش و پرورش به عنوان یک کانال حساس بزرگ و سیاستی تاکید کرده است.

اجنور[7] (۲۰۰۸)، به مطالعه تخصیص بهینه هزینه‌های دولت بین زیرساخت‌ها و بخش بهداشت (که بر بهره‌وری نیروی کار مؤثر است) در چارچوب رشد درون‌زا پرداخته است. از ویژگی‌های کلیدی این مدل این است که زیرساخت‌ها نه تنها بر تولید کالا، بلکه بر عرضه خدمات بهداشتی و درمانی نیز تأثیر می‌گذارد.

لی و لیانگ[8] (۲۰۰۹) ضمن تجزیه و تحلیل تجربی مدل‌های منکیو، رومر و ویل، سلامت و آموزش در سرمایه انسانی را در چارچوب اقتصاد چین بررسی کردند. آنها از داده‌های پانل برای استان‌ها استفاده کردند، و در مطالعه خود به این نتیجه رسیدند که هر دو عامل سلامت و آموزش دارای اثرات مثبت و قابل توجهی در رشد اقتصادی است.

هارتویک[9] (۲۰۱۰)، در مطالعه خود به آثار متفاوتی از اثرگذاری سرمایه سلامت بر رشد اقتصادی در کشورهای ثروتمند رسیده است. این مطالعه با روش پانل علیت-گرنجر انجام گرفته است. این نتایج، اثرگذار بودن سرمایه سلامت بر رشد بلندمدت اقتصادی در منطقه OECD را مورد حمایت

1. Bhargava (1997)
2. Knowles and Owen (1995)
3. GDP per capita
4. Bloom and Malaney (1998)
5 . Howitt (2005)

6 . Channing Arndt
7 . Agenor (2008)
8 . Li and Liang (2009)
9 . Hartwig (2010)

قرار نمی‌دهد.

گونگ و همکاران[1] (۲۰۱۲) در مطالعه خود اثر سرمایه‌گذاری سلامت و سرمایه فیزیکی بر رشد بلندمدت اقتصادی را در یک مدل گسترش یافته رمزی با استفاده از تابع تولید آرو-رومر و تابع مطلوبیت گروسمن (۱۹۷۲) تجزیه و تحلیل کرده‌اند. رشد اقتصادی مربوط به هر دو نرخ رشد و سطح سلامت است. سرمایه بهداشت همواره تسهیل کننده رشد اقتصادی بوده و عمق اثر سطح سلامت در نرخ رشد اقتصادی بستگی به چگونگی تأثیر آن بر انباشت سرمایه فیزیکی دارد.

لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۰)، تأثیر شاخص‌های سلامت بر روی رشد اقتصادی را در طی سال‌های ۱۳٦۱ تا ۱۳۸٦ برای کشور ایران مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که امید به زندگی و هزینه‌های سلامت نرخ رشد درآمد سرانه را به ترتیب ۰/۱٦ و ۰/۲۲ درصد افزایش می‌دهد.

مهرآرا و فضائلی (۱۳۸۹)، رابطه بین هزینه‌های سلامت و درآمد ناخالص داخلی را برای کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (در نمونه ۱۳تایی) بین سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۵ بررسی کرده و به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه تعادلی بلندمدت بین هزینه‌های سلامت و تولید ناخالص داخلی وجود دارد.

بسیاری مطالعات دیگر نیز آثار هزینه‌های بخش سلامت را بر روی رشد و توسعه اقتصادی کشورها مورد مطالعه قرار داده و اکثریت قریب به اتفاق آنها این نوع هزینه‌ها در بخش بهداشت و سلامت جوامع را در مسیر توسعه و رشد اقتصادی کشورها مؤثر و معنی‌دار نتیجه گرفته‌اند.

۳-۲- مطالعات تجربی سرمایه اجتماعی و رشد اقتصادی

در مورد ارتباط سرمایه اجتماعی و رشد اقتصادی نیز مطالعات زیاد درون‌کشوری و بین‌المللی وجود دارد. پوتنام[2] (۱۹۹۳) در بررسی خود به نام بکار انداختن دموکراسی، به بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی بر توسعه سیاسی و توسعه اقتصادی در کشور ایتالیا پرداخته است. بنا به گفته وی، مناطق شمالی ایتالیا، که به طور تاریخی از سطح بالاتری از سرمایه اجتماعی (اعتماد و نیز مشارکت در نهادهای مدنی) برخوردار بوده، نوعاً دارای حکومت‌های دموکراتیک‌تر و اقتصادهای محلی شکوفاتری هستند. در مقابل بخش‌های جنوبی این کشور، به خصوص منطقه سیسیل (که سطح پایین‌تری از سرمایه اجتماعی داشته و به عنوان کانون فعالیت‌های باندها و محافل مافیا شناخته شده است)، به طور سنتی سطح فعالیت اقتصادی پایین‌تر و نیز تحت سیطره نظام‌های سیاسی تمامیت‌خواه بوده است.

فوکومایا[3] (۱۹۹۹) این نظریه را مطرح می‌کند که تفاوت کشورها به لحاظ ساختار صنعتی‌شان بیش از آن‌که به سطح توسعه آنها ربط داشته باشد، به سرمایه اجتماعی‌شان – یعنی میزان اعتمادورزی افراد جامعه به یکدیگر و همچنین مشارکت آنها در تشکیل گروه‌ها و انجمن‌های شهروندی- بستگی دارد. براین اساس، وی تقسیم‌بندی جدیدی را از ملل جهان پیشنهاد می‌کند، که در آن کشورهایی چون تایوان، هنگ کنگ، ایتالیا و فرانسه در گروه کشورهای «کم اعتماد»، و جوامعی نظیر ژاپن، آمریکا و آلمان در گروه کشورهای «پراعتماد» جای می‌گیرند. به تعبیر فوکویاما، سطح بالاتر اعتماد در یک جامعه، موجب پیدایش اقتصادی کاراتر می‌شود.

ناک و کیفر (۱۹۹۷) به این موضوع پی‌بردند که بین رشد اقتصادی و اعتماد، رابطه مستقیمی وجود دارد. آنها سرمایه اجتماعی را با کیفیت نهادهای سیاسی، حقوقی و اقتصادی یک جامعه معادل گرفته‌اند. این مطالعات با بهره‌گیری از «داده‌های پیمایش ارزش‌های جهانی» و با استفاده از شاخص‌های مختلف اندازه‌گیری کیفیت نهادی که توسط نهادهای سرمایه‌گذاری و نهادهای حقوق بشر تدوین شده‌اند، نشان دادند که مواردی چون "اعتماد همگانی"، "حاکمیت قانونی"، "آزادی‌های مدنی" و "کیفیت دیوان‌سالاری" با رشد اقتصادی جامعه همبستگی دارند. همچنین نتایج این مطالعه نشان داد که یک انحراف معیار افزایش در میزان اعتماد در سطح کشوری، سبب افزایش رشد اقتصادی به میزان بیش از نیم انحراف معیار می‌شود.

زاک و ناک[4] (۲۰۰۱) با افزایش ۱۲ کشور به نمونه‌ی ناک و

1. Gong et al. (2012)
2. Putnam (1993)
3. Fukuyama (1995)
4. Zak and Knack (2001)

و کیفر (۱۹۹۷)، نمونه‌ی مورد نظر را به ٤١ کشور افزایش دادند. بر اساس نتایج این تحقیق، اعتماد، اثری مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصادی داشته است.

روستین[1] (۲۰۰۳) در مقاله خود به دنبال بیان رابطه بین سرمایه اجتماعی، رشد اقتصادی و کیفیت حکومت می‌باشد. او در این راه به گسترش بیان هر یک از مفاهیم اشاره شده در عنوان پژوهش می‌پردازد. او همچنین به بیان ارتباط بین "اعتماد" و "اعتماد تعمیم‌یافته"[2] و رفتار دموکراتیک حکومت-ها می‌پردازد.

بگلسدیک و شیک[3] (۲۰۰۵)با مطالعه‌ی مقطعی ٥٤ ایالت در اروپا، رابطه‌ی بین سرمایه‌ی اجتماعی و رشد اقتصادی را برای دوره‌ی زمانی ۱۹۵۰ تا۱۹۹۰ بررسی کرده‌اند. بر اساس نتایج رابطه‌ی معناداری بین رشد اقتصادی محله‌ها و اعضای فعال گروه‌ها وجود داشته است.

سوری (۱۳۸٤) در مقاله‌ی خود با عنوان "سرمایه‌ی اجتماعی و عملکرد اقتصادی"، به یک بحث تجربی در مورد اقتصاد ایران پرداخته است. ابتدا سرمایه‌ی اجتماعی را بر اساس کارکرد آن، افزایش جرایم و تخلفات در اثر کمبود سرمایه‌ی اجتماعی، اندازه‌گیری کرده و سپس آثار آن را بر دو متغیر مهم رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری خصوصی بررسی کرده است. در این تحقیق با در نظر گرفتن تعداد پرونده‌های چک‌های بلامحل به عنوان شاخص سرمایه‌ی اجتماعی، اثر معنی‌دار کاهش سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی را نتیجه گرفته است.

رحمانی و امیری (۱۳۸٦) برای بررسی نحوه‌ی تأثیرگذاری سرمایه‌ی اجتماعی بر رشد اقتصادی، آن را به دو گروه سرمایه‌ی اجتماعی درون‌گروهی و برون‌گروهی طبقه‌بندی کردند. بر اساس نتایج این مطالعه، با افزایش یک واحد عضویت افراد در انجمن‌ها و گروه‌ها، رشد اقتصادی ۰/۱۲ واحد افزایش داشته است. متغیر سرمایه‌ی اجتماعی درون‌گروهی نیز اثر منفی و معنی‌داری در سطح خطای ٥ درصد بر رشد داشته است.

آذری (۱۳۸٥) تأثیر سرمایه‌ی اجتماعی را بر عملکرد اقتصادی بررسی کرده است. بر اساس نتایج این تحقیق، سطح اعتماد اثر مثبتی بر عملکرد اقتصادی داشته و توضیح دهنده‌ی بخشی از کارایی کل عوامل تولید بوده است.

چینی پرداز و همکاران (۱۳۸٥) توسعه‌ی انسانی کشورها را با استفاده از روش تحلیل ممیزی آمیخته بررسی کردند. بر اساس برخی از نتایج این تحقیق، تحلیل ممیزی آمیخته دارای رده‌بندی مؤثرتری نسبت به تحلیل ممیزی خطی و درجه دوم بوده است.

رحمانی و همکاران (۱۳۸٦) 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.

صفدری و همکاران (۱۳۸۷)، به بررسی تأثیر سرمایه اجتماعی بر روی رشد اقتصادی ایران بر اساس شاخص فوکویاما طی دوره ۱۳٤۹-۱۳۸٥ پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنها حاکی از آن است که بین کاهش سرمایه اجتماعی (تعداد پرونده‌های مختومه بلاعوض و اختلاس و ارتشای سرانه) و رشد اقتصادی رابطه معکوس وجود دارد.

۳-۳- مطالعات تجربی سرمایه سلامت و سرمایه اجتماعی

همان‌طور که در مبانی نظری مربوط به ارتباط سرمایه سلامت و سرمایه اجتماعی ذکر شد، مطالعات این حوزه از طرف متخصصین حوزه‌های جامعه‌شناسی، روانشناسی و پزشکی شکل گرفته است که می‌توان به چند نمونه از این مطالعات اشاره کرد.

بر اساس مطالعه محسنی و لیندستروم[4] (۲۰۰۷) سرمایه‌ی اجتماعی در بهبود دسترسی به مراقبت‌های اجتماعی مؤثر

1. Rothstein (2003)
2. Generalized Trust
3. Beugelsdijk and Schaik (2005)
4 . Mohseni and lindstrom (2007)

است. در طی زمان سرمایه‌ی اجتماعی اندک، با بروز بیماری و کاهش سلامتی مرتبط است (گیوردانو و لیندستروم[1]، ۲۰۱۰: ص ۷۰۲). عواملی چون بی‌عدالتی‌های اجتماعی، سلامت افراد را به خطر می‌اندازد (ویلکینسون[2]، ۱۹۹٦: ص ۷۲). همچنین پیوستگی زیادی بین سلامتی و انسجام اجتماعی وجود دارد (کاواچی و همکاران[3]، ۲۰۰۷: صص ۲٦-۲۷). شواهد نشان می دهند نرخ مرگ و میر در میان افراد با شبکه‌های اجتماعی قوی، نصف یا یک سوم کمتر از افراد با پیوندهای اجتماعی ضعیف است (فیلد[4]، ۲۰۰۸: صص ٦۳-٦٦).

رز (۲۰۰۰) نیز نشان داد سرمایه اجتماعی در فراهم آوردن حمایت‌های عاطفی و روانی در ارتقاء سلامت روانی افراد مؤثرند. تامپسون و همکاران[5] (۲۰۱۱: صص ۳۳۰-۳٤۲)، در بررسی خود به این نتیجه رسیدند که حمایت اجتماعی، پیوندهای مشترک مثل هویت فرهنگی، زبان و علایق مشترک در سازگاری و سلامت روانی آنها نقش مهمی دارند. سیلورا و آلبچ[6] (۲۰۰۱) در پژوهش خود بیان کردند که عواملی چون حمایت خانوادگی پایین، دسترسی محدود و نامناسب به خدمات جمعی، ناتوانی در برگشت به خانه و تحقیر اجتماعی، در مختل شدن سلامت روانی مهاجران مؤثرند. هارفام و همکاران[7] (۲۰۰٤) نشان داد که سرمایه اجتماعی در ابعاد ساختاری و شناختی بر سلامتی افراد تأثیرگذارند. همچنین هیپا و ماکی[8] (۲۰۰۱)، ثابت کردند، نرخ‌های پایین‌تر مرگ و میر و طول عمر بیشتر اقلیت سوئدی زبان در مقایسه با سایر افراد، به تفاوت سرمایهٔ اجتماعی‌شان مربوط است (سیدان و عبدالصمدی، ۱۳۹۰: ص ۲۳۰).

دسیلوا و همکاران[9] (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای تحت عنوان "سرمایه اجتماعی و سلامت روانی: تحلیل مقایسه‌ای ٤ کشور با درآمد پایین" نشان داده‌اند که سرمایه اجتماعی فردی با احتمال وقوع اختلالات روانی عمومی[10] همراه است.

کلرس و همکاران[11] نیز در مطالعه‌ای از نمونه ۱۰۹۱٦ از بچه‌های مدرسه، به این نتیجه نایل شدند که عوامل فردی (مثل اثرات خانواده و سرمایه اجتماعی فردی[12]) با سلامتی و تندرستی افراد مرتبط است و سرمایه اجتماعی در سطح جامعه[13]، سطح بالاتری از سلامتی را نسبت به سرمایه اجتماعی انفرادی برای افراد به ارمغان می‌آورد. نیگوسیت و همکاران[14] (۲۰۰۸)، نیز در مطالعه‌ای دیگر برای کشور فنلاند همبستگی بین سرمایه اجتماعی و سلامتی افراد را اثبات کرده اند.

٤- مدل و داده‌ها

با توجه به مباحث بخش ادبیات نظری که پیشتر مورد بررسی قرار گرفت، الگوی گسترش یافته سولو نشان می‌دهد که رشد درآمد، تابعی تناسبی از فاصله بین محصول جاری تا محصول وضعیت رشد تعادلی بوده، که آن نیز تابعی از سرمایه فیزیکی، سرمایه سلامت، سرمایه اجتماعی، آموزش و نیروی انسانی می‌باشد.

به پیروی از مطالعات پیشین و برای ارائه مدل سنجی، از الگوی کلی زیر برای تخمین و استنتاج نتایج استفاده می‌کنیم:

$$Growth_{it} = \beta_1 + \beta_2 GDP_{(-1)} + \mu x' + \varepsilon_{it}$$

که در آن $Growth_{it}$ نشانگر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه؛ $GDP_{(-1)}$ نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه در دوره قبل و x' نشانگر بردار متغیرهای اثرگذار بر روی رشد اقتصادی که در مطالعات قبلی برخی شاخص-هایی مانند درجه باز بودن اقتصاد (یا جهانی شدن)، سهم‌های سرمایه‌گذاری از تولید ناخالص داخلی، صادرات کالاها و خدمات، نرخ تورم، رابطه مبادله و میزان تمرکز، سرمایه انسانی، سرمایه اجتماعی و غیره در نظر گرفته شده است؛ اما با توجه به تمرکز اصلی این تحقیق بر روی متغیرهای سرمایه سلامت، سرمایه اجتماعی و اثرات متقاطع آنها، می‌توان مدل مذکور را بصورت زیر بازنویسی نمود:

1 . Giordano and lindstrom (2010)
2 . Wilkinson (1999)
3 . Kawachi et al. (2007)
4 . Field (2008)
5 . Thompson et al. (2011)
6 . Silvera and Allbech (2001)
7 . Harpham et al. (2004)
8 . Hyypa and Maki (2001)
9 . Desilva et al. (2007)
10 . Common Mental Disorders
11 . Clercq et al. (2012)
12 . Individual Social Capital
13 . Community level of social capital
14 . Nyqvist et al. (2008)

$$Growth_{it} = \beta_1 + \beta_2 GDP_{(-1)} + \beta_3 HC + \beta_4 SC + \beta_5 HS*SC + \beta_6 Z' + \varepsilon_{it}$$

که در این مدل:

$Growth_{it}$: رشد تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه (منبع داده-ها: WDI[1])

Z': نشانگر بردار متغیرهای اثرگذار بر رشد اقتصادی که در مطالعات قبلی شاخص‌های زیر معرفی شده است:

Investment: سهم سرمایه‌گذاری از GDP(منبع:WDI)

ED: شاخص آموزش بوده که در این تحقیق متوسط سال‌های مشغول به تحصیل در نظر گرفته شده است که از داده‌های جمع‌آوری شده UNDP[2] اخذ گردیده است.

GDP(-1): تولید ناخالص سرانه دوره قبل (منبع:WDI)

EXR: رابطه مبادله (منبع: PWT[3])

HC: سرمایه سلامت (منبع:UNDP)

SC: سرمایه اجتماعی مربوط به شاخص جامعه شناختی شامل: فعالان مدنی[4]، انسجام بین گروهی[5]، باشگاه‌ها و انجمن‌ها[6]، ایمنی ایمنی و اعتماد در روابط بین فردی[7]، برابری جنسیتی[8]، ارج اقلیت‌ها[9] و یا شاخص‌های حکمرانی و کیفیت نهاده‌ها شامل: ثبات سیاسی[10]، میزان مشارکت مردم در امور کشور- دخالت سیاسی در کشورداری جهت ارتقای دموکراسی[11]، میزان اثر بخشی دولت[12]، کیفیت مقررات و قوانین[13]، حاکمیت قانون[14] و کنترل فساد[15] می‌تواند باشد (WGI[16]).

HC*SC: این متغیر اثرات متقاطع و متقابل سرمایه سلامت و سرمایه اجتماعی و اثرگذاری تقابل آنها بر روی رشد اقتصادی را نشان می‌دهد، که بر اساس روش‌های اقتصادسنجی، بصورت مضرب هم به عنوان متغیر مستقل وارد می‌شود.

1 . World Development Indicators
2 . United Nations Development Programme
3 . Penn World Table
4 . Civic Activism
5 . Intergroup Cohesion
6 . Clubs and Associations
7 . Interpersonal Safety and Trust
8 . Gender Equality
9 . Inclusion of Minorities
10 . Political Stability & Absence of Violence/Terrorism
11 . Voice and Accountability
12 . Government Effectiveness
13 . Regulatory Quality
14 . Rule of Law
15 . Control of Corruption
16 . Worldwide Governance Indicators

جامعه آماری مورد مطالعه این تحقیق، گروه کشورهای خاورمیانه[17] بوده و برای دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ مورد بررسی قرار خواهد گرفت. مدل معرفی شده بدلیل ماهیت بین کشوری و سری زمانی داده‌ها از روش تخمین مدل‌های پانل و با استفاده از نرم افزار Eviews[18] برآورد شده و نتایج حاصله مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت.

۵- تخمین مدل و استنتاج نتایج

برای تخمین درست و دستیابی به نتایج واقعی و قابل‌اعتماد، برای نمونه مورد مطالعه چند مدل مختلف (به پیروی از تحقیقاتی همچون کاسا و پارتز[19] (۲۰۰۸) و غیره) با روش Panel Data تخمین و نتایج مورد توجه قرار می‌گیرد.

با استفاده از داده‌های آماری و الگوی معرفی شده، و برای رفع خودهمبستگی مدل از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS[20]) استفاده می‌کنیم. نتایج برآورد مدل از این روش در جدول (۱) آورده شده است.

مقدار ضریب تعیین مدل (R^2) بالا بوده و نشان می‌دهد که قدرت توضیح‌دهندگی مدل مناسب است؛ همچنین با توجه به اینکه مقدار آماره دوربین واتسون (D.W) تقریباً ۲ می‌باشد، در این مدل خودهمبستگی وجود ندارد. همان‌طور که از نتایج مدل مشخص است، متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه دوره پیش اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد تولید ناخالص داخلی داشته و این نتیجه با مطالعات نظری و تجربی سازگار است. همچنین رابطه مبادله نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر روی رشد تولید ناخالص داخلی گذاشته که این هم با انتظارات ما سازگار می‌باشد. سایر متغیرها مثل سهم سرمایه‌گذاری از تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت جاری، تجارت (درصدی از GDP) و همچنین متغیر آموزش (متوسط سال‌های مورد انتظار تحصیل افراد) نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر روی متغیر وابسته داشته که با انتظارات

۱۷. کشورهای خاورمیانه با توجه به موقعیت جغرافیایی و پذیرش اکثریت صاحب‌نظران (با توجه به اختلاف نظر در مورد اعضای این گروه) انتخاب و شامل: بحرین، قبرس، مصر، ایران، عراق، فلسطین اشغالی، اردن، کویت، لبنان، عمان، قطر، عربستان، سوریه، ترکیه، امارات متحده و یمن می‌باشد.

18 . Economic Views
19. Kaasa and Parts (2008)
20 . Generalized least squares

نظری و تجربی سازگار می‌باشد.

اما متغیرهای مورد توجه این پژوهش، سرمایه سلامت، سرمایه اجتماعی و همچنین اثرات متقاطع آنها بر روی رشد تولید ناخالص داخلی می‌باشد. همان‌طور که از نتایج جدول مشاهده می‌شود، اثرات سرمایه سلامت و سرمایه اجتماعی در مدل‌های مختلف بر روی رشد تولید ناخالص سرانه مثبت و معنی‌دار می‌باشد. ضریب شاخص سلامت در مدل‌های ۱ تا ٦ به ترتیب ٤/١١، ٤/١٧، ٤/١٧، ٤/١٥، ٤/٠٢ و ٣/٤ بوده و در تمامی مدل‌ها در سطح اطمینان ۹۹ درصد، معنی‌دار و مثبت می‌باشد. بنابراین می‌توان گفت در کشورهای مورد بررسی در دوره مورد نظر، سرمایه سلامت نقش مهمی در رشد اقتصادی این جوامع داشته است. در مدل دوم ضریب شاخص سرمایه اجتماعی ۰/۰۹ و در سطح اطمینان ۹۵ درصد، اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد اقتصای را دارد.

با توجه به نتایج بدست آمده از برآورد مدل، اثر متقاطع سرمایه سلامت و سرمایه اجتماعی بر روی رشد تولید ناخالص سرانه در مدل‌های مختلف، مثبت و معنی‌دار می‌باشد، که این نتیجه از اهمیت زیادی برخوردار است. این ضریب از مدل ۳ تا ٦ وارد تخمین‌ها شده و ضریب آنها به ترتیب ۰/۱۱، ۰/۱۳، ۰/۱ و ۰/۱ بوده و در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد معنی‌دار بودند. با توجه به نتیجه این برآوردها، می‌توان گفت اثرات متقاطع سرمایه سلامت و سرمایه اجتماعی اثر مضاعفی بر روی رشد GDP سرانه تحمیل می‌کند.

برای اینکه اثرات متقابل سرمایه سلامت و سرمایه انسانی را بر رشد اقتصادی بهتر تبیین نماییم، از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای 2SLS برای برآورد مدل بهره می‌بریم. این روش مبتنی بر معادلات همزمان می باشد که درواقع از دو مرحله و دو معادله تشکیل شده است. در مرحله اول اثر متغیرها با محوریت سرمایه اجتماعی بر روی سرمایه انسانی برآورد می‌گردد و در مرحله دوم، اثر متغیرها، با محوریت سرمایه سلامت بر روی رشد اقتصادی برازش می‌شود. این رویکرد، رابطه دوطرفه بین سرمایه اجتماعی و سرمایه سلامت ایجاد کرده و اثرگذاری سرمایه اجتماعی بر روی رشد اقتصادی از کانال سرمایه سلامت بررسی و تبیین می‌گردد. نتایج حاصل از تخمین مدل‌ها با روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای 2SLS در جدول (۲) آمده است.

جدول (۱) : برآورد مدل – نمونه کشورهای خاورمیانه دوره ۱۹۹۰–۲۰۱۰ با روش EGLS

Ln GDP per capita	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (٤)	مدل (٥)	مدل (٦)
Gpc(-1)	1.71	1.32	1.33	1.32	1.22	1.29
	8.96*	5.25*	5.38*	5.07*	6.57*	6.16*
Exr				7.83	1.99	
				1.08	3.3*	
(investment) Ci	0.007	0.007	0.007	0.008	0.007	0.006
	5.31*	4.92*	5.02*	5.13*	3.77*	5.21*
Education (eys)						0.06
						3.07*
Trade(tg)					0.002	
					2.61**	
HC	4.11	4.17	4.17	4.15	4.02	3.4
	43.22*	35.9*	36.97*	35.52*	35.65*	12.22*
SC*hC			0.11	0.13	0.1	0.1
			2.11**	2.29**	2.15**	2.26**
SC		0.09				
		2.31**				
R^2	0.83	0.76	0.76	0.77	0.82	0.76
تعداد مشاهدات	110	96	96	96	86	96
تعداد کشورها	16	16	16	16	16	16

۱– مقایر پائینی سطرهای هر متغیر، نشان‌دهنده آماره آزمون t می‌باشد.

۲– *، ** و *** به ترتیب نشانگر معنی‌داری در سطح ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۲) : برآورد 2SLS مدل به روش EGLS برای دوره ۱۹۹۰-۲۰۱۰

Ln GDP per capita	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (٤)	مدل (٥)	مدل (٦)
Gpc(-1)	1.58	1.36	1.35	5.2	1.16	1.13
	7.04*	4.31*	6.27*	1.29	6.68*	2.48**
Exr		1.15			2.9	
		1.13			2.4**	
(investment) Ci	0.007	0.02		0.03	-0.002	0.01
	5.31*	7.04*		1.84***	-0.74	4.62*
Trade(tg)				-0.002	0.008	
				-0.67	1.94	
HC	4.13	3.86	4.44	3.73	3.66	4.08
	39.18*	28.8*	52.67*	15.88*	9.38*	43.48*
SC*hC		0.15	0.09	0.39		
		2.66*	2.41**	2.82*		
SC						0.18
						2.46**
R^2	0.78	0.74	0.58	0.69	0.65	0.82
تعداد مشاهدات	93	93	96	86	86	71
تعداد کشورها	16	16	16	16	16	16

۱- مقایر پائینی سطرهای هر متغیر، نشان‌دهنده آماره آزمون t می‌باشد.

۲- *، ** و *** به ترتیب نشانگر معنی‌داری در سطح ۹۹، ۹۵ و ۹۰ درصد است.

مأخذ: محاسبات تحقیق.

با توجه به نتایج جدول (۲)، در روش 2SLS نیز با توجه به مدل‌های مختلف و استفاده از متغیرهای ابزاری، نتایج مشابه با جدول (۱) حاصل گردید و این نشانه استحکام نتایج برآورد روش اول است.

سرمایه اجتماعی در مدل ٦، با ضریب ۰/۱۸ در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار و البته اثر مثبت داشته است. ضریب SC*hC در مدل ۲ و ٤ در سطح اطمینان ۹۹ درصدی معنی‌دار بوده و در مدل ۳ در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده است.

سرمایه سلامت مشابه روش اول، در تمامی مدل‌ها در سطح اطمینان ۹۹ درصدی معنی‌دار بوده و اثر مثبت بر رشد اقتصادی نمونه مورد بررسی داشته است.

با توجه به نتایج روش‌های برآورد شده تحت مدل‌های مختلف، می‌توان گفت، سرمایه سلامت و سرمایه اجتماعی اثر معنی‌داری بر روی رشد اقتصادی کشورهای خاورمیانه دارد. از سوی دیگر ارتباط تنگاتنگی بین سرمایه اجتماعی و سرمایه سلامت با توجه به آنچه در ادبیات تجربی و نظری آورده شده است، وجود دارد و این رابطه خود اثرات این دو متغیر را بر رشد اقتصادی مضاعف می‌کند.

نتایج برآورد مدل‌های مختلف برای کشورهای خاورمیانه این توصیه سیاستی را در پی دارد که در این کشورها می‌بایست سرمایه‌گذاری و برنامه‌ریزی جدی را در ارتقای سطح سلامت افراد جامعه انجام داده و تمهیدات ویژه برای ارتقای شاخص‌های توسعه اجتماعی علی‌الخصوص شاخص‌های حکمرانی خوب و بالا بردن نقش و مشارکت مردم در سرنوشت و تصمیمات کشور را در نظر بگیرند.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

کانون توجه این تحقیق، شاخص‌های سرمایه سلامت و سرمایه اجتماعی و همچنین اثرات متقابل آنها در رشد اقتصادی جوامع می‌باشد. سلامتی افراد جامعه، یکی از مهم‌ترین بخش‌های شاخص توسعه انسانی است، که اهمیت آن در مطالعات متعدد اثبات شده است. سرمایه اجتماعی نیز، به آن دسته از ویژگی های زندگی اجتماعی، شبکه ها، هنجارها و قواعد

مشارکت اطلاق می‌شود که افراد یک جامعه را قادر می‌سازد تا به شیوه‌ای مؤثرتر اهداف مشترک خود را تعقیب کنند.

نتایج بدست آمده از این مطالعه، برای کشورهای خاورمیانه در طول دوره مورد بررسی، نشان می‌دهد که ارتقای سلامت و بهداشت آحاد مردم، رشد اقتصادی را تقویت می‌کند. با توجه به مطالعات مکمل در حوزه سلامت و اقتصاد، سلامت از مسیرهای مختلف در اقتصاد نقش کلیدی ایفا می‌کند. ارتقای سطح سلامت عمومی، موجب بهبود سطح بهره‌وری نیروی کار، تقویت انگیزش و تداوم اشتغال وی شده و همچنین با کاهش عوامل ناشی از مرگ و میر، بیماری و عدم توان کارکردن، باعث کاهش مخارج بهداشتی و سلامت و افزایش پس‌انداز در دوره‌های بعد می‌شود. علاوه بر این، بهبود سلامت، پتانسیل‌های آموزشی و یادگیری نیروی کار را نیز تقویت می‌کند. مجموعه این عوامل، نه‌تنها موجب افزایش رشد تولید و اشتغال در جامعه می‌گردد، بلکه توسعه اقتصادی و شاخص‌های آن را نیز تضمین می‌کند. بنابراین برنامه‌ریزان کلان جوامع، باید اولویت ویژه‌ای برای سرمایه‌گذاری در جهت ارتقای سطح سلامت عمومی مردم قائل باشند.

شاخص محوری دیگر، سرمایه اجتماعی است. برای اندازه‌گیری سرمایه اجتماعی، شاخص‌های متعددی معرفی گردیده است. در این تحقیق، با استفاده از شش شاخص مهم و کلیدی (که از آمارهای منتشر شده موسسات مختلف معتبر در سراسر جهان حاصل شده است) شامل ثبات سیاسی، میزان مشارکت مردم در امور کشور، دخالت سیاسی آحاد مردم در کشورداری جهت ارتقای دموکراسی، میزان اثر بخشی دولت، کیفیت مقررات و قوانین، حاکمیت قانون و کنترل فساد، یک شاخص ترکیبی ایجاد و در مدل تحت عنوان شاخص سرمایه اجتماعی وارد شد. نتایج برآورد مدل‌های مختلف، نشان داد که تأثیر این شاخص بر روی رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار است.

هر یک از این شاخص‌ها، آثار عمیق و پایدار در مناسبات اقتصادی و اجتماعی جوامع دارد. ثبات سیاسی در دولت‌ها، سطح اعتماد درون‌مرزی و برون‌مرزی را تقویت کرده و تأثیر واقعی بر بهبود متغیرهای اقتصادی، مخصوصا سرمایه‌گذاری، می‌گذارد. ارتقای مشارکت و دخالت سیاسی آحاد مردم در بخش‌های سیاسی و اجتماعی کشور و بهبود دموکراسی، موجب آزاد شدن بخش بزرگی از پتانسل‌های انسانی و ارتقای سطح انگیزش آنها در مسیر رشد و توسعه اقتصادی جامعه خواهد شد؛ در نتیجه دولت‌ها، همواره باید دنبال جذب حداکثری مشارکت نیروهای مختلف در جامعه باشند.

میزان اثر بخشی دولت، در اقتصاد ملی نقش کلیدی دارد. این مسئله در جوامعی که، دولت سهم بزرگی از اقتصاد ملی را بخود اختصاص داده است (مانند کشور ایران)، بسیار پراهمیت‌تر است. چراکه ناکارایی دولت، به معنی ناکارایی بخش بزرگی از اقتصاد است که خود مانعی بزرگ در مسیر رشد و توسعه اقتصادی ایجاد می‌کند.

قوانین و مقررات و نظارت بر اجرای درست آن، تعیین‌کننده روابط و مناسبات نیروهای مختلف در جامعه است. در نتیجه کیفیت مشارکت و کارایی این نیروها به کیفیت قوانین و مقررات موجود وابسته است. همچنین، حاکمیت قانون و تمکین آن از طرف هم دولت و هم آحاد مردم، موجب ارتقای اجماع تصمیم‌گیری، کاهش اختلافات، افزایش ثبات و اعتماد عمومی گردیده و هزینه‌های زیادی را از دوش جامعه برمی‌دارد. یکی دیگر از موانع جدی در مسیر رشد و توسعه جوامع، گسترش فساد در بخش‌های مختلف مخصوصاً بخش دولتی است. گسترش فساد، سطح اعتماد عمومی را تخریب کرده و نیروهای شایسته و توانمند را در مشارکت اجتماعی دلسرد و منزوی می‌کند. فساد، باعث انحراف اقتصاد از نفع جمعی به نفع شخصی و گروهی شده و هزینه‌های جبران ناپذیری را بر جامعه تحمیل می‌کند.

نکته مهم دیگر اثرات متقابل سرمایه سلامت و سرمایه اجتماعی است. زمانی که سطوح اعتماد ارتقا می‌یابد و آحاد مردم در تشکل‌های مختلف رسمی و غیررسمی، فعالانه مشارکت می‌کنند و همچنین فساد کنترل می‌شود، افراد جامعه از سلامت روحی و جسمی بالاتری برخوردار گشته و نقش بهتری در اقتصاد ملی ایفا می‌کنند. البته این ارتباط دو طرفه بوده و سلامت عمومی افراد، باعث بهبود مشارکت‌ها و عملکرد اجتماعی آنها خواهد شد. اثرات متقابل این دوشاخص

بصورت مضرب هم در مدل وارد شده و اثر مثبت و معنی‌دار آن در مدل‌های مختلف اثبات گردید که به معنی اهمیت مضاعف آنها در بهبود رشد اقتصادی است.

بنابراین، برای نیل به سطوح بالاتری از رشد اقتصادی، ارتقای سطح سرمایه اجتماعی و سرمایه سلامت باید در اولویت ویژه قرار گیرند. استقرار پزشک خانواده، اصلاح نظام ارجاع و همچنین پرونده الکترونیکی سلامت افراد برای کنترل دقیق سلامتی آنها، می‌تواند کمک بزرگی به ارتقای سطح بهداشت و سلامت عمومی جامعه نماید. همچنین ضروریست، با اعتمادسازی عمومی مسیر مشارکت آحاد مردم در مدیریت کشور تقویت شده و راهکارهای عملیاتی برای تکریم قوانین در کشور انجام شود؛ در این مسیر کنترل فساد و مبارزه با مفسدان اقتصادی و همچنین افزایش کارایی و اثربخشی دولت در اقتصاد، از اهمیت ویژه برخوردار است.

منابع:

Agenor, P.R. (2008), "Health and Infrastructure in a Model of Endogenous Growth", Journal of Macroeconomics, 30(4), pp. 1407-1422.

Aghion, P. and Howitt, P. (1998), "Endogenous Growth Theory", MIT Press, Cambridge, Massachusetts and London.

Ahmadi Shadmehri, M.T., Naji, A.A., and Jandaghi Meibodi, F. (2011), "Bounds Test Approach to Cointegration :Interaction between Human Capital and Total Factor Productivity of Production in Iran", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(1), pp. 31-59.

Akcomak I.S. and Weel, B. (2008), "Social Capital, Innovation and Growth: Evidence from Europe", IZA Discussion Papers 3341, Institute for the Study of Labor (IZA).

Arndt, C. (2006), "HIV/AIDS, Human Capital, and Economic Growth Prospects for Mozambique", Journal of Policy Modeling, 28(5), pp. 477-489.

Azari, M. (2006), "The Effect of Social Capital on Economic Performance", M.A. Thesis, Sharif University of Technology.

Barro, J.R. and Sala-i-Martin X. (1995), "Economic Growth", New York: Mc Graw-Hill.

Barro, R. (1996), "Health and Economic Growth".

Beugelsdijk, S. and Van Schaik, T. (2005), "Social Capital and Growth in European Regions: an Empirical Test", European Journal of Political Economy, 21, pp. 15-25.

Bhargava, A. Jamison, D.T. Lau, L.J. and Murray, C.J. (2001), "Modeling the effects of health on economic growth", J Health Econ. 20(3), pp. 423-40.

Bloom, D. and Malaney, P. (1998), "Macroeconomic Consequences of the Russian Mortality Crisis", World Development, 26, pp. 2073–2085.

Bloom, D., Canning, D. and Moore, M. (2004), "The Effect of Improvements in Health and Longevity on Optimal Retirement and Saving", NBER Working Paper, No. 10919.

Brown, D.L. and Ashman, D. (1996), "Participation, Social Capital, and Intersectoral Problem Solving: African and Asian Cases", World Development, 24(9), pp. 45-52.

Campbell, C. Wood, R. and Kelly, M (1999), "Social Capital and Health, Health Education Authority", Trevelyan House, London.

Cass, D. (1965), "Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation", Review of Economic Studies, 3, pp. 233-240.

Chinipardaz, R. Rekabdar, GH. And Yousefi, R. (2006), "Evaluation of Human Development Countries Using Combined Discriminant Analysis", Economic Review. 3, pp. 1-20.

Clercq, B.D. Vyncke, V. Hublet A., Elgar F.J., Ravens-Sieberer U., Currie, C., Hooghe, M, and Ieven A.M. (2012), "Social Capital and Social Inequality in Adolescents' Health in 601 Flemish Communities: A multilevel analysis", Social Science & Medicine, 74, pp.45-60.

DeSilva, M.J. Huttly, S.R. Harpham, T. and Kenward, M.G. (2007), "Social Capital and Mental Health: A Comparative Analysis of Four Low Income Countries", Social Science & Medicine, 64, pp. 45-92.

Field, J. (2008), "Social Capital", Routledge, London, 2nd ed.

Fogel, R.W. (1994), "Economic Growth, Population Theory and Physiology: The Bearing of Long-Term Processes on the Making of Economic Policy", The American Economic Review, 84(3), pp. 369–395.

Fox, A.J. and Shewry, M. (1988), "New Longitudinal Insights into Relationships Between Unemployment and Mortality", Stress Medicine, 4(12), pp. 45-60.

Fukuyama, F. (1999), "Social Capital and Civil Society; IMF Conferences on Second Generation Reforms", www.IMF.com\base\ Prepared for delivery at IMF\ social capital and civil society.

Ghanbari, A. and Basakha, M. (2008), "The Effects of Health Care Costs on Economic Growth (1959-2004)", Economic Research Journal, 83, pp. 187-224.

Giordano, G. and Lindstrom, M. (2010), "The Impact of Changes in Different Aspects of Social Capital and Material Conditions on Self-Rated Health Over Time: A Longitudinal Cohort Study", Social Science & Medicine, 70, pp. 700-710.

Gong, L. Li, H. and Wang, D. (2012), "Health Investment, Physical Capital Accumulation, and Economic Growth, "China Economic Review, 23(4), pp.1104-1119.

Grossman, G.M. and Helpman, E. (1991), "Innovation and Growth in the Global Economy", MIT Press, Cambridge, Massachusetts and London.

Grossman, M. (1972), "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", The Journal of Political Economy, 80(2), pp. 223-255.

Gyimah-Brempong, K. and Wilson, M. (2004), "Health Human Capital and Economic Growth in sub-Saharan Africa and OECD Countries", The Quarterly Review of Economics and Finance, 44, pp.296-320

Harpham, T. Grant, E. and Rodriguez, C. (2004), "Mental Health and Social Capital in Cali", Colombia, Soc Sci Med, 58(11), pp. 2267-2277.

Hartwig, J. (2010), "Is Health Capital Formation Good for Long-Term Economic Growth? - Panel Granger-Causality Evidence for OECD Countries", Journal of Macroeconomics, 32(1), pp. 314-325.

Heller, P. (1996), "Social Capital as a Product of Class Mobilization and State Intervention: Industrial Workers in Kerala, India", World Development, 24(6), pp.45-58.

Holtgrave, D.R. and Crosby, R. (2006), "Is Social Capital a Protective Factor Against Obesity and Diabetes? Findings from an Exploratory Study", Annals of Epidemiology, 16(5), pp. 406-408.

Howitt, P. (2005), "Health, Human Capital and Economic Growth: A Schumpeterian Prospective", Senior Policy Seminar on Health, Pan American Health Organization.

Hyyppa, M.T. and Maki, J. (2001), "Individual-Level Relationships between Social Capital and Self-Rated Health in a Bilingual Community", Preventive Medicine, 32(2), pp. 148-155.

Ishise, H. and Sawada, Y. (2008), "Aggregate Returns to Social Capital: Estimates Based on the Augmented Augmented - Solow Model", Journal of Macroeconomics, 31(3), pp. 376-393.

Kaasa, A. and Parts, E. (2008), "Human Capital and Social Capital as Interacting Factors of Economic Development: Evidence from Europe", Working Paper IAREG WP2/04.

Kamran, F. and Ershadi, K. (2009), "Examining the Relationship Between Network Social Capital and Mental Health", Journal of Social Studies, 3, pp. 29-54.

Kawachi, I. and Kennedy, B.P. (1997), "Health and Social Cohesion: Why Care about Income Inequality?" British Medical Journal, 314, pp. 1037-1040.

Kawachi, I. Subramanian, S.V. and Kim, D. (2007), "Social Capital and Health: A Decade of Progress and Beyond. in I. Kawachi, S.V. Subramanian, & D. Kim (Eds.)", Social capital and health, New York, USA: Springer.

Knack, S. and Keefer, P. (1997), "Does Social Capital Have an Economic Pay-off : A Cross Country Investment", Quarterly Journal of Economics, 112(4), pp. 1251-1288.

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

Krishna, A. and Uphoff, N. (1999),

"Mapping and Measuring Social Capital: A Conceptual and Empirical Study of Collective Action for Conserving and Developing Watersheds in Rajasthan, India", Social Capital Initiative Working Paper, 13, The World Bank.

Li, H. and Liang, H. (2009), "Health, Education, and Economic Growth in China: Empirical Findings and Implications", China Economic Review, 20(3), pp. 374-387, September.

Lochner, K.A., Kawachi, I., Brennan, R.T. and Buka, S.L. (2003), "Social Capital and Neighborhood Mortality Rates in Chicago", Social Science & Medicine, 56(8), 1797-1805.

Lotfalipour, M., Fallahi, M.A. and Borji, M. (2011), "The Effects of Health Indices on Economic Growth in Iran", Journal of Health Administration, 14(46), pp. 12-23.

Mankiw, N.G., Romer, D. and Weil, D.N. (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", Quarterly Journal of Economics, 107(2), pp. 407-437.

Mehrara, M. and Fazaeli, A. (2010), "A Study on Health Expenditures in Relation with Economic Growth in Middle East and North Africa (MENA) Countries", Journal of Health Administration, 12(35), pp. 25-30.

Mohseni, M. and Lindstrom, M. (2007), "Social Capital, Trust in the Health-Care System and Self-Rated Health: The Role of Access to Health Care in a Population-Based Study", Social Science & Medicine, 64(7), pp. 1373-1383.

Nyqvist, F., Finnas, F., Jakobsson, G. and Koskinen, S. (2008), "The Effect of Social Capital on Health: The Case of Two Language Groups in Finland", Health & Place, 14, pp. 28-42.

Ostrom, E. (2000), "Social Capital: A Fad or a Fundamental Concept", in Social Capital: A Multifaceted Perspective, P. Dasgupta and I. Serageldin (ed.), The World Bank.

Palomino, P.J. and Ausina, T.E. (2012), "Social Capital, Investment and Economic Growth: Evidence for Spanish Provinces", *Fundacion BBVA*, No: 14.

Putnam, R. (1993), "Making Democracy Work: Civic Tradition in Modern Italy", Princeton University Press. Princeton.

Rahmani, T. and Amiri, M. (2007), "The Effect of Trust on Economic Growth in the Iran Provinces with Using Spatial Econometric Approach", Journal of Economic Studies, 78, pp. 58-23.

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. 30-1.

Ramsey, F. (1928), "A Mathematical Theory of Saving", Economic Journal, 38, pp. 534-559.

Rivera, B. and Currais, L. (2004), "Public Health Capital and Productivity in the Spanish Regions", World Development, 32(5), pp. 871–885.

Romer, P. (1986), "Increasing Returns and Long-Run Growth", Journal of Political Economy, 94 (5), pp, 1002-1037.

Rose, R. (2000), "Getting Things Done in Antimodern Society: Social Capital Networks in Russia, in Social Capital: A Multifaceted Perspective, (ed.) P. Dasgupta and I. Serageldin", The World Bank.

Rothstein, B. (2003), "Social Capital, Economic Growth and Quality of Government: The Causal Mechanism", New Political Economy, 8(1), pp. 36-75.

Safdari, M., Karim, M.H. and KHosravi, M.R. (2008), "The Effect of Social Capital on Economic Growth in Iran", Journal of quantitative Economics, 2, pp. 39-61.

Sala-i-Martin, X., Miller, R. and Doppelhofer, G. (2004), "Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach", American Economic Review, 94(4), pp. 813–835.

Scheffler, R.M., Brown, T.T., Syme, L., Kawachi, I., Tolstykh, I. and Iribarren, C. (2008), "Community-Level Social Capital and Recurrence of Acute Coronary Syndrome", Social Science & Medicine, 66(7), pp. 1603-1613.

Shoja, M., Nabavi, H., Kasani, A. and Bagheri, A. (2011), "Analysis of Social Capital Factor and its Relation to Elderlies Mental Health in 9th District of Tehran", Medical Sciences Journal of North Khorasan University, 3, pp. 81-90.

Silvera, E. and Allebech, P. (2001),

"Migration, Aging and Mental Health: An Ethnographic Study on Perceptions of Life Satisfaction, Anxiety and Depression in Older Somali Men in East London", International Journal of Social Welfare, 10, pp. 14-26.

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

Solow, R. (1999), "Notes on Social Capital and Economic Performance, in Dasgupta, P., Serageldin, I. (eds), Social Capital. A Multifaceted Perspective", Washington: The World Bank.

Souri, A. (2005), "Social Capital and Economic Performance", Journal of Economic Research, 69, pp. 87-108.

Swan, T.W. (1956), "Economic Growth and Capital Accumulation", Economic Record, 32, pp.334–361.

Sydan, F. and Abdosamadi, M. (2011), "The Relationship between Social Capital and Mental Health of Men and Women", Journal of Social Welfare, 42, pp. 229-254.

Thompson, R.D., Delaney, P., Flores, I. and Szigethy, E. (2011), "Cognitive-Behavioral Therapy for Children with Comorbid Physical Illness", Child and Adolescent Psychiatric Clinics of North America, 20(2), pp. 329–348.

Uphoff, N. (2000), "Understanding Social Capital: Learning from the Analysis and Experience of Participation, in Social Capital: A Multifaceted Perspective, (ed.) P. Dasgupta and I. Serageldin", The World Bank.

Welsh, A.J. and Berry, L.H. (2009), "Social Capital and Mental Health and Well-Being", Paper presented at the Biennial HILDA Survey Research Conference.

Wilkinson, R. (1996), "Unhealthy Societies: The Afflictions of Inequality", London, England: Routledge.

World Bank (1997), "World Development Report 1997", The State in a Changing World. Selected World Development Indicators.

World Health Organization, World Health Statistics 2012.

Worldwide Governance Indicators (WGI) Project Data (2011).

فضای کسب و کار، راهبرد رشد؛

مقایسه کشورهای اسلامی منطقه منا و سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی

Doing Business for Growth; a Comparative Study between the Islamic Countries in MENA and the Countries of OECD

دکتر سید نظام‌الدین مکیان [*]، مهدی امامی میبدی [**]، سمانه عشرتی [***]، زهره احمدی [****]

دریافت: ۱۳۹۱/۹/۸ پذیرش: ۱۳۹۲/۵/۱٤

چکیده:

عوامل متعددی بر عملکرد بنگاه‌های اقتصادی تأثیرگذار می‌باشند. دسته‌ای از این عوامل خارج از تسلط و کنترل فعالان اقتصادی بوده که در ادبیات این حوزه با عنوان فضای کسب و کار شناخته می‌شود. اگرچه مفهوم فضای کسب و کار از دیرباز در نظریات و اندیشه‌های اقتصادی با تعاریف و عناوین دیگر مورد بررسی قرار گرفته‌اند، اما از دهه ۱۹۹۰ تاکنون این مفهوم مورد توجه کشورها و نهادهای بین‌المللی قرار گرفته به طوری‌که بخشی از اهداف و سیاست‌گزاری‌های کلان کشورها به بهبود فضای کسب و کار اختصاص می‌یابد. با درک اهمیت جایگاه این شاخص در اقتصاد ملی، این مطالعه سعی نموده است اولویت‌های بهبود سهولت کسب و کار جهت رشد اقتصادی را در دو منطقه اقتصادی جهان یعنی کشورهای اسلامی منطقه منا و منطقه سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی مورد ارزیابی و مقایسه قرار دهد. این پژوهش تأثیر مهم‌ترین عوامل مؤثر بر فضای کسب و کار؛ یعنی شاخص‌های سهولت شروع کسب و کار، اخذ اعتبار، حمایت از سرمایه‌گذار، پرداخت مالیات، تجارت فرامرزی واجرای قراردادها را در دو منطقه مذکور طی دوره ۱۳۸٦ تا ۱۳۹۱با استفاده از روش رگرسیونی داده‌های تابلویی ارزیابی می‌نماید. با توجه به نتایج به دست آمده و همچنین وضعیت نسبتاً مطلوب فضای کسب و کار در منطقه سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی، لازم است کشورهای اسلامی منطقه منا برای بهبود در فضای کسب و کار شاخص‌های تجارت فرامرزی و اخذ اعتبار را در سیاست‌گزاری‌های اقتصادی خود مورد توجه ویژه قرار دهند.

کلمات کلیدی: فضای کسب و کار، کشورهای اسلامی منطقه منا، سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی.

طبقه‌بندی JEL: C23, P48, R11.

* دانشیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد (نویسنده مسئول)
Email: nmakiyan@yazduni.ac.ir

** دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه شیراز
Email: mehdi28j@gmail.com

*** دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه یزد
Email: sh_eshraty@yahoo.com

**** دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه یزد
Email: z_ahmadi8965@yahoo.com

Seyed Nezamuddin Makiyan (Ph.D.)[*], Mehdi Emami Meybodi[**], Samaneh Eshraty[***], Zohreh Ahmadi[****]

Received: 28/Nov/2012 Accepted: 5/Aug/2013

Abstract:

Many factors affect on the performance of economic activities. Some of these factors are out of the control which are known in economic literature as Doing Business. Although this concept was used in economic history thought, but from the 1990s the literature of doing business has been concerned by governments and international economic institutions. This study aims to investigate and compare the most important factors, i.e.: starting a business, getting credit, protecting investors, paying taxes, trading across borders and enforcing contracts which improve the environment of doing business for growth. We examine such a factors between MENA Islamic countries and the countries of OECD in the period of 2007-2012. The method which is used, is panel data regression analyses. Results indicate that the Islamic countries must have more attention to the factors of trading across borders and getting credit for improvement of ease of doing business.

Keywords: Doing Business, MENA Islamic Countries, Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD).

JEL: R11, P48, C23.

* Associate Professor, Yazd University, Yazd, Iran.
Email: nmakiyan@yazduni.ac.ir

** Ph.D. Student in Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran.
Email: mehdi28j@gmail.com

*** M.A. Student in Economics, Yazd University, Yazd, Iran.
Email: sh_eshraty@yahoo.com

**** M.A. Student in Economics, Yazd University, Yazd, Iran.
Email: z_ahmadi8965@yahoo.com

مقدمه

عملکرد و فعالیت‌های بنگاه‌های اقتصادی متأثر از عوامل متعددی است که می‌توان آنها را در دو دسته کلی طبقه‌بندی نمود. دسته اول، عواملی است که در تسلط و قدرت بنگاه‌ها بوده به طوری‌که عملکرد و کارآیی بنگاه به طور مستقیم توسط آنها سنجیده می‌شود. دسته دیگری از عوامل خارج از اراده و اختیار بنگاه‌ها بوده که در این حالت مدیران و مالکان بنگاه‌ها نمی‌توانند این عوامل را تغییر داده یا بهبود بخشند. در ادبیات اقتصادی، بخشی از این عوامل که بهبود آنها موجب سهولت تولید و ایجاد اشتغال می‌شوند، تحت عنوان "فضای کسب و کار" شناخته شده‌اند. فضای کسب و کار از دو دهه اخیر تاکنون مورد توجه قرار گرفته و در ادبیات این حوزه به عنوان عامل ارتباط‌دهنده فضای خرد و کلان اقتصادی مطرح گردیده است.

یکی از راه‌های تجزیه و تحلیل سهولت تولید و قوانین و مقررات مربوط به آن در هر کشور بررسی فضای کسب و کار در آن منطقه می‌باشد. در فضای نامناسب کسب و کار، بخش خصوصی به سمت اقتصاد زیرزمینی غیر مولد و غیر رسمی سوق پیدا کرده، رشوه و فساد افزایش می‌یابد و نهایتاً تبانی در قراردادها، مزایده‌ها، مناقصه‌ها و خریدهای دولتی زیاد می‌شود. از این‌رو کشورهایی که به اهمیت این مسئله پی برده‌اند، تلاش‌های زیادی را برای بهبود و گسترش فضای کسب و کار و شاخص‌های مرتبط با آن در اقتصاد ملی به کار برده‌اند.

فضای کسب وکار در برنامه‌های توسعه کشور نیز مورد تأکید قرار گرفته است. به طور مثال این موضوع به طور واضح در دو ماده (۳۷) و (٤١) برنامه چهارم مورد توجه قرار گرفته است. در سیاست‌های کلی برنامه پنجم نیز موضوع بهبود فضای کسب و کار به عنوان یکی از راه‌های تحقق رشد پرشتاب و مستمر در نظر گرفته شده است.

برای بررسی بیشتر و درک ماهیت جایگاه و عوامل مؤثر بر محیط کسب و کار می‌توان آن را با ادبیات مطرح شده در حوزه اقتصاد کلان تطبیق داد. با این رویکرد فضای کسب و کار به عنوان یک محیط کلان اقتصادی قلمداد گردیده که هر یک از کارگزاران فعالیت‌های اقتصادی شامل خانوارها، بنگاه‌ها، دولت وخارجیان نقشی را در آن ایفا می‌نمایند. دولت به عنوان یکی از ارکان حائز اهمیت در حوزه کسب و کار از جهات، ابعاد و مسیرهای مختلف بر قانون‌گذاری، اجرا، نظارت و نهایتاً بر بهبود محیط کسب و کار تأثیرگذار است. در صورتی که دولت بتواند از جایگاه تصدی‌گری به جایگاه سیاست‌گزاری و نظارت منتقل گردد، علاوه بر رفع محدودیت برای فعالان اقتصادی، شرایط ایجاد و گسترش بنگاه‌های اقتصادی را فراهم نموده و در چنین شرایطی، سیاست‌های کلان اقتصادی و سیاسی دولت می‌تواند منجر به شکل‌گیری یک نظام اقتصادی سالم، شکوفا، شفاف و توانمند گردد. همچنین دولت می‌تواند با تحمیل هزینه‌های غیر ضروری، ایجاد بی‌ثباتی و انواع ریسک تأثیر منفی بر فضای کسب و کار داشته باشد. با در نظر گرفتن این امر که یکی از عوامل مؤثر بر فضای کسب و کار نقش سیاست‌ها و برنامه‌ریزی‌های دولت است، می‌توان حکمرانی خوب که اعمال قدرت اقتصادی، سیاسی و اداری بر اساس پاسخگویی و اثر بخشی می‌باشد را از ضرورت‌های بهبود فضای کسب و کار جهت توسعه اقتصادی قلمداد نمود.

با توجه به اهمیت فضای کسب و کار و تأثیر آن بر متغیرهای کلیدی اشتغال و تولید، این پژوهش سعی نموده است، اولویت‌بندی متغیرهای مربوط به بهبود فضای کسب و کار در دو منطقه مهم اقتصادی جهان که دارای اهمیت استراتژیک در ثبات کلان اقتصادی و سیاسی جامعه بین‌الملل می‌باشند، با استفاده از روش رگرسیونی داده‌های تابلویی را مورد بررسی قرار دهد. این دو منطقه عبارت‌اند از: کشورهای اسلامی منطقه منا (MENA)[1] شامل ۱۵ کشور منتخب[2] و منطقه سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی (OECD)[3] که از ۳۰ کشور توسعه یافته[4] تشکیل گردیده است.

1. Middle East and North Africa

۲. شامل کشورهای الجزایر، جیبوتی، مصر، ایران، عراق، اردن، کویت، لبنان، مراکش، عمان، عربستان، سوریه، تونس، امارات متحده عربی، و یمن می‌باشد. دلیل اینکه این کشورهای اسلامی منطقه منا برای این مطالعه در نظر گرفته شده است، همگنی نسبی فرهنگی و اقتصادی موجود بین آن‌ها نسبت به سایر کشورهای اسلامی می‌باشد.

3 . Organisation for Economic Co-operation and Development

٤. این منطقه شامل کشورهای ایرلند، دانمارک، کانادا، فرانسه، بلژیک، سوئد، لوکزامبورگ، آلمان، اتریش، ایسلند، پرتغال، اسپانیا، هلند، نروژ، یونان، استرالیا، آمریکا، انگلیس، ایتالیا، ترکیه، جمهوری اسلواکی، جمهوری چک، ژاپن، سوئیس، فنلاند، کره جنوبی، لهستان، مجارستان، مکزیک و نیوزیلند می‌باشد.

مقایسه این دو منطقه از حیث اولویت‌های بهبود فضای کسب و کار می‌تواند زمینه‌ای برای سیاست‌گزاری فضای کسب و کار در جهت بهبود آن در فضای اقتصاد ملی و کشورهای اسلامی منتخب ارائه نماید. این مقاله پس از مقدمه به تعریف شاخص فضای کسب و کار و روش‌های ارزیابی آن پرداخته است. بیان مبانی نظری و مروری بر مطالعات انجام شده موضوعات بعدی را به خود اختصاص داده است. ارائه روش تحقیق، نتایج حاصل از تخمین مدل و نهایتاً جمع‌بندی و نتیجه‌گیری موضوعات بخش‌های پایانی را تشکیل می‌دهند.

فضای کسب و کار: مبانی نظری، تعاریف، شاخص‌ها و روش‌ها

نقطه آغاز مباحث اقتصاد آزاد و بخش خصوصی را می‌توان با انتشار کتاب ثروت ملل آدام اسمیت در دهه ۱۷۷۰ همراه دانست. با این وجود و با ظهور نظریاتی که در آن ضرورت دخالت دولت در بازارها را امری اجتناب‌ناپذیر می‌دانستند، تصدی‌گری‌های دولت‌ها به مرور زمان افزایش یافت که مهم‌ترین پیامد آن بروز نشانه‌هایی از ناکارآمدی دولت در فعالیت‌های اقتصادی بود (صادقی و همکاران، ۱۳۹۱: ص ۲۱۲). این موضوع خود زمینه ایجاد نظریات و تئوری‌های اقتصادی که مبنای ترکیب بهینه دولت و بازار بودند را فراهم نمود. بر این اساس، کشورهای جهان از دهه ۸۰ برای دستیابی به اقتصاد غیردولتی به خصوصی‌سازی روی آوردند. با این وجود از اوایل دهه ۹۰، نظریه‌پردازان و سیاست‌گزاران اقتصادی بر بهبود فضای کسب و کار تأکید نموده که این تغییر در پارادایم سیاست‌گزاری را می‌توان محصول تحولات اقتصادی جوامع و طرح نظریات جدید اقتصادی دانست (میدری و قودجانی، ۱۳۸۷: ص ١٤)[1]. در این میان، نظریات هرناندو دسوتو اقتصاددان پرویی را می‌توان یکی از مهم‌ترین نظریات جدید که انقلاب بزرگی را در کشورهای توسعه نیافته به پا کرد، قلمداد نمود.

دسوتو نظریات خود را در سال‌های ١٩٨٦ و ٢٠٠٠ در دو کتاب "راه دیگر" و "راز سرمایه" ارائه نمود. وی معتقد است که بهبود فضای کسب و کار یکی از مهم‌ترین و اصلی‌ترین راه‌های ایجاد توسعه حتی با تکیه بر سرمایه‌های کوچک می‌باشد. کتاب راز سرمایه وی با تشریح وضعیت فقرا و راه‌های برون رفت از آن، بر این باور است که مقررات ساده‌تر و کمتر از جانب دولت و اتکای بیشتر بر حکومت قانون می‌تواند شرایط اشتغال فقرا را آسان‌تر نماید. درصورتی که فقرا امکان دسترسی به نظام کارآمد مالکیت را داشته باشند می‌توانند ظرفیت بالقوه سرمایه راکد خود را در جهت تقویت استعداد کارآفرینی به کار گیرند. وی همچنین بیان می‌نماید وجود فضای نامساعد کسب و کار در کشورهای در حال توسعه، بخش خصوصی را به اقتصاد زیرزمینی، اقتصاد غیر رسمی و غیر مولد سوق خواهد داد و در این حالت، سرمایه‌ها در باتلاق نظام اداری غرق شده و یا به کشورهای توسعه‌یافته حرکت می‌نمایند (میدری و قودجانی، ۱۳۸۷: ص ۱۵).

"اگر مردم کشورهایی که در حال گذار به توسعه می‌باشند، گدایان قابل ترحم نباشند، در راه‌های بی‌فایده گرفتار نشده باشند و زندانی بی‌تقصیر فرهنگ‌های ناکارآمد نباشند، پس چه عاملی می‌تواند باعث گردد تا سرمایه‌داری همان ثروتی را که تحویل غرب داده است، به این کشورها تحویل ندهد؟" (دسوتو، ١٣٨٤: ص ١٥)[2]. دسوتو با بی‌اعتنایی به مسائل کارآفرینی، توجه و تأکید خود را بر مشکلات محیطی فضای کسب و کار معطوف نموده و معتقد است، مالکیت و قوانین مربوط به محیط کسب و کار می‌تواند مانع اصلی در تولید و انباشت سرمایه باشد.

در این راستا و برای بررسی روند شکل‌گیری نظریات بهبود فضای کسب و کار لازم است دو روند مهم مورد بررسی و کنکاش قرار گیرد. مکاتبی که موضوع رشد تولید و انباشت سرمایه را مورد بررسی قرار داده و به عوامل محیطی بنگاه توجه نموده‌اند. به عنوان مثال، مکتب سنتی آلمان – اتریش[3] (۵۵-۱۹۳۳) که توسط دو اقتصاددان با نام‌های تانن و شومپیتر (Tanen and Schumpeter) شکل گرفت، در مبحث وجود بازارهای کامل با نئوکلاسیک‌ها اختلاف نظر داشته و با بیان عدم وجود چنین بازارهایی وارد مسائل محیطی بنگاه‌ها

1. Midari & Ghoudjani (2008)

2. Desoto (2005)
3. Nature of Technology (1933)

گردیدند. آنان نقش کارآفرینان و عوامل محیطی کسب و کار را در توسعه اقتصادی با تأکید ویژه مورد توجه قرار داده‌اند. مکاتبی که به ساماندهی موانع محیطی رونق فعالیت‌های اقتصادی بنگاه‌ها تأکید و راه‌کارهای بهبود فضای کسب و کار را مطرح نموده‌اند. در این زمینه نهادگرایان (۷۵-۱۹۳۷) از اولین مکتبی است که از نگاه سازمانی و نهادی به بررسی محیط فعالیت اقتصادی یک بنگاه پرداختند. آنان معتقدند اقتصاد باید به عنوان یک سازمان و مجموعه واحد، تمامی اجزای آن با یکدیگر در ارتباط و تعامل بوده و نقش سازمان‌ها و نهادها در زندگی اقتصادی مورد توجه قرار گیرد (تفضلی، ۱۳۸۵: ص ۳۹)[1].

با تأمل در مباحث فوق و مسائل پیرامون آن می‌توان از دیرباز بر توجه به محیط کسب و کار و عوامل مؤثر بر آن از نگاه اندیشمندان و محققان اقتصادی صحه گذاشت[2]، با این وجود فضای کسب و کار، موضوعی است که در سال‌های اخیر با دقت و ظرافت بیشتری مورد تأکید قرار گرفته است. به عبارت دیگر می‌توان چنین استنباط نمود که شاخص‌هایی که هم اکنون توسط بانک جهانی در بررسی و مقایسه سهولت فضای کسب و کار مورد بررسی قرار می‌گیرد، در گذشته و در میان مکاتب، نظریات و تئوری‌های اقتصادی با عناوین و تعاریف دیگر مورد توجه و تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند.

تعریف فضای کسب و کار

با همه اهمیت و تأکید بر فضای کسب و کار، نمی‌توان تعریف واحدی از این واژه در ادبیات اقتصادی ارائه نمود. به عنوان مثال در یک تعریف، فضای کسب و کار را عوامل مؤثر بر عملکرد واحدهای اقتصادی مانند کیفیت دستگاه‌های حاکمیت، ثبات قوانین و مقررات، کیفیت زیرساخت‌ها و ... دانسته‌اند که تغییر این عوامل فراتر از اختیارات و قدرت مدیران بنگاه‌های اقتصادی است (میدری و قودجانی، ۱۳۸۷: ص۱۱)[3]. در جای دیگر فضای کسب و کار را می‌توان به شرایط محیطی مورد نیاز برای افزایش تولید و گسترش کسب و کار تعبیر نمود. به عبارت دیگر، فضای کسب و کار متغیرهای مؤثر بر عملکرد بنگاه‌های اقتصادی است که با وجود تأثیر بسیار بر نتایج تلاش آنان، خارج از تسلط و قدرت بنگاه‌ها است (بررسی چالش‌های فضای کسب و کار، ۱۳۸۸: ص۲). در تعریفی دیگر، فضای کسب وکار و سرمایه‌گذاری را به مثابه محیط سیاستی، نهادی و رفتاری‌ای می‌دانند که بازدهی و مخاطرات مرتبط با فعالیت‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. تعریف دیگر مطرح شده توسط یکی از کمیته‌های OECD، فضای کسب وکار را به عنوان مجموعه‌ای از سیاست‌ها، شرایط حقوقی، نهادی و مقرراتی حاکم بر فعالیت‌های کسب و کار می‌داند (OECD, 2008: p.21).

شاخص‌های فضای کسب و کار

در زمینه سنجش و پایش فضای کسب و کار در سطح کشورهای جهان، بانک جهانی را می‌توان به عنوان یکی از متولیان اصلی این امر تلقی نمود. در این راستا بررسی، تشخیص و مقایسه مداوم شاخص‌های ارائه شده توسط کارشناسان بانک جهانی و تعیین عوامل مؤثر بر محیط و فضای اقتصادی کشورهای جهان باعث گردیده است تا این نهاد بین المللی شاخص‌های ده‌گانه، سهولت شروع کسب و کار (فرایند ثبت شرکت)، اخذ مجوزها (از اخذ مجوز تا تأسیس یک بنگاه)، استخدام و اخراج نیروی کار، ثبت مالکیت (ثبت دارایی در اسناد رسمی)، اخذ اعتبار، حمایت از سرمایه‌گذاران، پرداخت مالیات، تجارت فرامرزی، اجرای قراردادها و انحلال یک فعالیت را به عنوان مهم‌ترین شاخص‌های ارزیابی فضای کسب و کار معرفی نماید. این بانک با استفاده از شاخص‌های ده گانه مذکور رتبه سهولت کسب و کار را در هر یک از کشورها محاسبه و در گزارش خود به صورت مقایسه‌ای ارائه می‌نماید.

روش‌های ارزیابی فضای کسب و کار

«فضای کسب و کار»[4] عنوان گزارشی است که در راستای سنجش فضای کسب و کار توسط IFC[5] از سال ۲۰۰۴ با

1. Tafazzoli (2006)

۲. برای مطالعه به کتاب "تاریخ عقاید اقتصادی: از افلاطون تا دوره معاصر" نوشته فریدون تفضلی مراجعه شود.

3. Midari & Ghoudjani (2008)

4. Doing Business

5. International Finance Corporation

استفاده از دو روش اصلی ذیل به صورت سالیانه منتشر می‌گردد.

- نظرسنجی و پرسش از صاحبان کسب و کار
- اندازه‌گیری هزینه‌های اداری و زمان‌سنجی مراحل انجام کار

در روش نخست، متولیان و صاحبان بخش خصوصی، موانع کسب و کار در حوزه فعالیت خود را بیان نموده و رتبه‌بندی می‌نمایند. در این روش برای تشخیص مناسب بودن فضای کسب و کار در کشور، معیارها و ساز و کارهای حاکم بر اقتصاد از جمله درجه باز بودن و شفافیت، کارآیی سیاست‌ها و ساختار دولتی، بازارهای پولی و مالی، زیرساخت‌ها و فناوری، انعطاف‌ناپذیری نیروی کار و نهادهای سیاسی و اقتصادی مورد توجه قرار می‌گیرند. در روش دوم شاخص‌های ده‌گانه کسب و کار و سهولت اجرای آنان در میان کشورهای جهان مبنای مقایسه قرار می‌گیرند. به عبارتی، هر میزان سرعت انجام دادن یک فعالیت بیشتر و تعداد مراحل اداری و هزینه‌های آن کمتر باشد، محیط کسب و کار آن کشور مناسب‌تر و رتبه آن در مقایسه با سایر کشورها بهتر خواهد بود.

پیشینه تحقیق

فضای کسب و کار و عوامل مؤثر بر آن موضوعی است که در سال‌های اخیر مطالعات متعددی در کشورهای مختلف در مورد آن صورت گرفته است.

همان‌گونه که پیشتر نیز اشاره گردید، گزارش‌های بانک جهانی تحت عنوان "فضای کسب و کار" را می‌توان از مهم‌ترین گزارش‌ها در زمینه فضای کسب و کار تلقی نمود. این گزارش‌ها که از سال ۲۰۰٤ به صورت سالیانه منتشر می‌شود، به بررسی شاخص‌های تشکیل‌دهنده فضای کسب و کار و رتبه‌بندی کشورهای جهان در سهولت کسب و کار می پردازد. گزارش‌های مزبور مبنای بررسی فضای کسب و کار در کشورهای مختلف و بهبود شاخص‌های آن در مطالعات متعدد این حوزه گردیده است.

استل و همکاران (۲۰۰٦)[1] در مطالعه "اثر قوانین و مقررات کسب و کار بر روی کارآفرینان نوپا و جوان" رابطه بین مقررات و کارآفرینی را با روش تخمین مدل اقتصاد سنجی در ۳۹ کشور مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها دریافتند که کمبود سرمایه مورد نیاز جهت شروع یک کسب و کار، کاهش نرخ کارآفرینی در کشورها را به دنبال دارد. با این حال، مراحل اداری کسب و کار مانند هزینه و زمان با نرخ تشکیل کسب و کار جوان و نوپا ارتباطی ندارد.

"شاخص‌های فضای کسب و کار: مسائل مربوط به اندازه‌گیری و مفاهیم سیاسی" عنوان مطالعه‌ای است که توسط برگ و کازس (۲۰۰۷)[2] صورت گرفته است. مقاله مذکور با روشی توصیفی به بررسی انتقادی از شاخص استخدام نیروی کار و سیاست‌های این شاخص پرداخته است. از یک طرف مفاهیم و همچنین کاربردهای سیاستی استخدام نیروی کار را با به کارگیری اجزاء شاخص جهانی فضای کسب و کار نشان داده و از سوی دیگر، انعطاف‌پذیری در قوانین بین‌المللی کار، حداقل دستمزد، اخراج نیروی کار، جداسازی پرداخت‌ها، ساعت کار، مرخصی سالانه و نهایتاً هزینه‌های نیروی کار بدون دستمزد را ارزیابی نموده است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که کشورها با دخالت کمتر در این امور رتبه بهتری را در شاخص استخدام نیروی کار به خود اختصاص داده اند.

لی و همکاران (۲۰۰۸)[3] در مطالعه‌ای دیگر تحت عنوان "شاخص جهانی استخدام نیروی کار: یافته‌ها و نقدها – بررسی مدارک و شواهد اخیر" با در نظر گرفتن شاخص استخدام نیروی کار و زیر شاخص‌های آن، فضای کسب و کار را مورد بررسی قرار داده‌اند. محققان این مطالعه یافته‌های مطالعات دیگر را که از این شاخص استفاده کرده‌اند یا از آن متأثر شده‌اند را از لحاظ مفهومی و تجربی بازبینی نمودند. آنان دریافتند که تنها با استفاده از شاخص استخدام نیروی کار نمی‌توان بازار کار را مورد بررسی قرار داد و استفاده از این شاخص برای بررسی این موضوع نتایج گمراه‌کننده‌ای را ارائه خواهد داد، بلکه می‌بایستی فضای کسب و کار را در رابطه با وضعیت اشتغال مورد توجه قرار داد.

1. Stel et al. (2006)

2. Berg & Cazes (2007)
3. Lee et al. (2008)

دریمر و پرچت (۲۰۱۰)[1] در تحقیقی تحت عنوان "چگونگی ایجاد کسب و کار و شاخص‌های فضای کسب و کار: فضای سرمایه گذاری در هنگام وجود فضای کنترل در بنگاه‌ها" سه شاخص گرفتن زمان اجازه عملیات، زمان ایجاد و ساخت عملیات و زمان واردات کالا را ارزیابی نموده و به مقایسه جو سرمایه‌گذاری در بیش از ۱۰۰ کشور جهان پرداخته‌اند. آنان نشان دادند که در فضای کسب و کار زمان عامل مهم و تأثیرگذار می‌باشد که این موضوع تحت تأثیر اصلاحات سیاستی صورت گرفته در هر کشور است.

نیسترام (۲۰۱۰)[2] در مطالعه‌ای با عنوان "قوانین و مقررات کسب و کار و نوار قرمز در اقتصاد کارآفرینان"به بحث متقابل بین قوانین و مقررات کسب و کار و فعالیت های کارآفرینی پرداخته است. وی در بخش تجربی با استفاده از روش داده‌های تابلویی در دوره زمانی۲۰۰۲-۱۹۷۲ با استفاده از داده‌های ۲۳ کشور OECD به شرح و بسط در روابط بین کارآفرینی و کارآیی قوانین و مقررات کسب و کار پرداخته است. نتایج این تحقیق نشان دهنده وجود رابطه مثبت بین کارآفرینی و کارآیی قوانین و مقررات کسب و کار می‌باشد.

مرادحاصل و همکاران (۱۳۸۷)[3] در پژوهشی با عنوان "اثر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر فضای کسب و کار و تسهیل تجاری" با استفاده از مبانی نظری موجود، دو مدل پایه مربوط به عوامل مؤثر بر فضای کسب و کار و تسهیل تجاری را استخراج نموده و با استفاده از روش داده‌های تابلویی برای دو گروه از کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته به بررسی تأثیر فناوری اطلاعات و ارتباطات بر فضای کسب و کار و تسهیل تجاری پرداخته‌اند. نتایج حاکی از تأثیر معنادار فناوری اطلاعات و ارتباطات بر فضای کسب و کار و تسهیل تجاری در کشورهای توسعه یافته و نامشخص بودن این اثر در کشورهای در حال توسعه است.

در تحقیقی دیگر، صالح آبادی (۱۳۸۸)[4] در مطالعه‌ای با عنوان "نقش بازار سرمایه در بهبود فضای کسب و کار ایران" با توجه به این واقعیت که بازار سرمایه ایران قادر است به تکوین سایر بازارها کمک نموده و در نتیجه به شکل غیرمستقیم به بهبود فضای کسب و کار در این بازارها که یکی از الزامات آن تأمین مالی کسب و کارها و نقدینگی لازم برای تأسیس و رشد آنها می‌باشد کمک نماید. محقق به بررسی آثار بازار سرمایه بر فضای کسب و کار و شاخص‌های آن و نیازهای کسب و کار در بازار سرمایه کشور پرداخته است. این مطالعه این ادعا را مطرح نموده است که بازار سرمایه، یکی از پشتیبانان قوی برای اشتغال آفرینی، نوآوری و رشد اقتصادی به دلیل به جریان انداختن "سرمایه آگاهانه" خواهد بود.

جعفری و همکاران (۱۳۸۹)[5] در مطالعه‌ای با عنوان "ارزیابی فضای کسب و کار صنعتی ایران در حمایت از بخش خصوصی با رویکرد کارت امتیازی متوازن" با استفاده از یک رویکرد تلفیقی از تحلیل سلسله مراتبی فازی و کارت امتیازی متوازن به ارزیابی فضای کسب و کار صنعتی در ایران پرداخته است. محقق پس از بررسی وضعیت موجود و مطلوب فضای کسب و کار در ایران، شاخص‌های استخراجی با تحلیل فرایند سلسله مراتبی فازی وزن‌دار گردیده و با استفاده از خبرگان این بخش ۱۶ راهبرد کلان برای توانمندسازی بخش خصوصی ارائه نموده است.

نصیری اقدم (۱۳۸۹)[6] در مطالعه "بررسی راهبردها و تجربیات گروه کسب و کار بانک جهانی در ایجاد اشتغال" بر اساس ایده‌های کوز و دسوتو با استفاده از گزارش‌های بانک جهانی سه موضوع: چرا کسب و کارهای جدید در برخی کشورها به سختی شکل می‌گیرند و در بعضی به راحتی؛ چرا دامنه‌ی کسب و کارهای غیر رسمی در بعضی اقتصادها بیش از سایر اقتصادها است و چرا امکان ورود بخش غیر رسمی به بخش رسمی مشکل و در نتیجه امکان گسترش و بزرگتر شدن فعالیتهای اقتصادی در برخی کشورها کمتر از سایر کشورها است را بررسی نموده است. نتایج تحقیق وی پس از ارزیابی این سه موضوع بیانگر آن است که بهترین راه برای ایجاد اشتغال، تسهیل فعالیت‌های اقتصادی و بهبود محیط کسب و کار از طریق وضع مقررات کمتر و کارآتر است.

1. Driemeier & Pritchett (2010)
2. Nyström (2010)
3. Moradhasel et al. (2008)
4. Salehabadi (2009)
5. Jafari et al. (2010)
6. Nasiri Aghdam (2010)

روش تحقیق و آزمون‌های تشخیص

همان‌گونه که در بخش مقدمه نیز به آن اشاره گردید، این مطالعه سعی نموده است اولویت‌های بهبود فضای کسب و کار در میان کشورهای منتخب اسلامی منطقه منا و منطقه سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی که دارای اهمیت استراتژیک در ثبات کلان اقتصادی و سیاسی جامعه بین‌الملل می‌باشند را با استفاده از روش رگرسیونی داده‌های تابلویی در دوره زمانی۲۰۰۷ تا ۲۰۱۲ مورد بررسی و مقایسه قرار دهد. بنابراین رویکرد این مطالعه یک روش تحلیلی– استنباطی است. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه از گزارش‌های بانک جهانی با عنوان "فضای کسب و کار، Doing Business " استخراج گردیده است. شاخص‌های مورد بررسی در این مطالعه عبارتند از: متغیرهای شروع کسب و کار، اجرای قراردادها، پرداخت مالیات، حمایت از سرمایه‌گذاران، تجارت فرامرزی و اخذ اعتبار. طبق اطلاعات مستخرج از گزارش‌های بانک جهانی شش شاخص مذکور در میان شاخص‌های ده‌گانه تشکیل‌دهنده فضای کسب و کار از اهمیت بیشتری برخوردار بوده و می‌توانند در بهبود این فضا تأثیر بسزایی داشته باشند. در این تحقیق این شش شاخص انتخاب و در مدل مورد بررسی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته‌اند.

مدل کلی رگرسیون مورد استفاده در این مطالعه به صورت رابطه شماره ۱ می‌باشد. در این رابطه، Y_{it} متغیر وابسته، X_{it} برداری از k متغیر توضیحی و U_{it} نیز جزء اخلال است.

$$Y_{it} = \alpha + \beta_{it}X_{it} + U_{it} \qquad (۱)$$

در این حالت می‌توان $U_{it} = \mu_i + \gamma_i + \epsilon_{it}$ تعریف نمود که در آن، ϵ_{it} جزء اخلال دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ^2 است. μ_i بیانگر تفاوت‌های موجود بین مقاطع مورد بررسی بوده و ثابت یا تصادفی بودن توزیع آن منجر به تعیین شکل الگو به ترتیب در قالب اثر ثابت یا تصادفی می‌گردد (گرین، ۲۰۰۱: صص ۳۳۰-۲۸۳)[1]. γ_i نشان‌دهنده وجود اثرات زمانی در الگو می‌باشد. در الگوی فوق، i نمایانگر تعداد مشاهدات مقطعی و t نشان‌دهنده دوره زمانی مشاهدات می‌باشد. ضریب α نیز جزء ثابت کلی مدل نام دارد.

در این مطالعه شاخص اصلی سهولت فضای کسب و کار به عنوان متغیر وابسته (Y_{it}) و زیرشاخص‌های مورد بررسی به عنوان متغیرهای توضیحی مدل (X_{it}) در نظر گرفته شده‌اند. از این‌رو مدل مورد استفاده در این مطالعه به صورت رابطه شماره ۲ خواهد بود:

$$db_{it} = \beta_0 + \beta_1 start_{it} + \beta_2 credit_{it} + \beta_3 investor_{it} + \beta_4 tax_{it} + \beta_5 trade_{it} + \beta_6 contract_{it} + U_{it} \qquad (۲)$$

در رابطه شماره ۲، db: شاخص سهولت فضای کسب و کار، start: شاخص سهولت شروع کسب و کار، credit: شاخص اخذ اعتبار، investor: شاخص حمایت از سرمایه‌گذاران، tax: شاخص پرداخت مالیات، trade: شاخص تجارت فرامرزی، contract: شاخص اجرای قراردادها و اندیس‌های i و t نماد کشور و سال می‌باشند.

در روش داده‌های تلفیقی برای انتخاب میان روش‌های داده‌های تابلوئی و اثرات مشترک (داده های تلفیقی) از آزمون F لیمر استفاده می‌شود. در صورتی‌که روش داده‌های تابلوئی انتخاب گردد در این صورت لازم است از آزمون هاسمن برای انتخاب روش اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی استفاده گردد.

برای تخمین مدل مورد بررسی در دو منطقه مورد مطالعه ابتدا آزمون F لیمر برای تعیین روش استفاده از داده‌های تابلوئی یا اثرات مشترک (داده های تلفیقی) استفاده شده، سپس در صورت تأیید روش داده‌های تابلوئی، آزمون هاسمن برای تعیین اثرات ثابت یا اثرات تصادفی آن به‌کار گرفته می‌شود. تخمین مدل نهایی با اثر تعیین شده، ضرایب شاخص‌های مربوط به فضای کسب و کار در دو منطقه مورد بررسی را مشخص می‌کند.

جدول شماره (۱)، نتایج آزمون داده‌های تابلوئی یا اثرات مشترک بودن هر دو مدل مورد بررسی را ارائه می‌دهد. همان‌گونه که مشاهده می‌شود در هر دو منطقه مورد بررسی با توجه به اینکه مقدار احتمال به دست آمده F لیمر(۰/۰۰) کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، از این‌رو می‌توان فرضیه صفر مبنی بر روش اثرات مشترک مدل را رد نموده و روش داده‌های تابلوئی را پذیرفت.

1. Greene (2001)

جدول (۱) : آزمون لیمر

آزمون F لیمر / مناطق	F_{Leamer}	Prob>F
کشورهای اسلامی منطقه منا	۲۷/۳۳	۰/۰۰۰
کشورهای سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی	۳۳/۱۲	۰/۰۰۰

ماخذ: محاسبات تحقیق

جدول شماره ۲ نتایج آزمون هاسمن اثرات ثابت یا تصادفی بودن را نشان می‌دهد. در کشورهای اسلامی منطقه منا، از آن‌جایی که مقدار احتمال به دست آمده (۰/۹۴۷) بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد، اثرات تصادفی بودن مدل تأیید می‌گردد. اما مقدار احتمال به دست آمده (۰/۰۰) در منطقه سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی کمتر از ۰/۰۵ بوده که بنابراین تخمین نهایی مدل برای این منطقه با اثرات ثابت تأیید می‌گردد[1].

جدول (۲): آزمون هاسمن

آزمون هاسمن / مناطق	$X^2(6)$	Prob> Chi^2
کشورهای اسلامی منطقه منا	۱/۶۸	۰/۹۴۷
کشورهای سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی	۵۳/۲۲	۰/۰۰۰

ماخذ: محاسبات تحقیق

به دلیل اینکه وجود نامانایی در متغیرهای مؤثر بر فضای کسب و کار می‌تواند منجر به بروز رگرسیون کاذب گردد، از این‌رو لازم است مانایی تمامی متغیرهای مورد بررسی آزمون شوند. در مورد داده‌های تابلویی لازم است از آزمون‌های هادری (Hadri)، لوین، لی و چو (Levin, Lee and Chu) و همچنین ایم، پسران و شین (Im, Pesaran and Shin) به منظور بررسی مانایی جمعی متغیرها استفاده نمود. با این وجود به دلیل محدودیت دوره زمانی (۲۰۱۲-۲۰۰۷) یعنی شش سال آزمون ریشه واحد لزومی نداشته و لذا در این مطالعه آزمون هم‌انباشتگی نیز ضرورتی ندارد (بالتاجی، ۲۰۰۵: صص ۲۴۸-۲۳۸)[2].

آزمون واریانس ناهمسانی: با توجه به تأثیر مهم ناهمسانی واریانس‌ها بر برآورد انحراف معیار ضرایب و مسئله استنباط آماری، لازم است قبل از تخمین مدل نهایی، آزمون برابری واریانس‌ها در مورد داده‌های هر دو مدل مورد مطالعه صورت پذیرد. بدین منظور از آزمون نسبت درستنمایی (Likelihood Ratio) استفاده گردیده که نتایج بررسی آماره χ^2 برای هر دو منطقه در جدول شماره (۳) نشان داده شده است.

جدول (۳): آزمون نسبت درستنمایی

کشورهای اسلامی منطقه منا		سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی	
LR Chi^2 (14)	Prob>Chi^2	LR Chi^2 (31)	Prob>Chi^2
۷۲/۰۶	۰/۰۰۰	۲۱۰/۰۱	۰/۰۰۰

ماخذ: محاسبات تحقیق

جدول شماره ۳ نشان‌دهنده آن است که میزان احتمال بدست آمده برای کشورهای اسلامی منطقه منا و سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی کمتر از ۰/۰۵ بوده که نشان‌دهنده وجود واریانس ناهمسانی در مدل‌های مورد تخمین می‌باشد. از آن‌جایی که یکی از روش‌های رفع مشکل ناهمسانی واریانس برآورد مدل به روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) است (گجراتی، ۲۰۰۶: صص ۶۵۱-۶۳۶)[3]، ازاین‌رو در این مطالعه برای تخمین مدل نهایی از این روش استفاده گردیده که در این حالت مشکل خودهمبستگی مدل نیز در صورت وجود رفع می‌گردد.

تخمین نهایی مدل‌ها

جدول شماره (٤) نتایج بدست آمده از تخمین مدل برای هر دو منطقه را نشان می‌دهد. از آن‌جا که مقدار احتمال آماره χ^2 (۰/۰۰۰) از ۰/۰۵ کوچک‌تر می‌باشد، بنابراین معنی‌دار بودن کل هر دو مدل مورد بررسی تأیید می‌شود. مقادیر آزمون z و

۱ شایان ذکر است که به دلیل استفاده از داده‌های تلفیقی در این پژوهش از دو روش اثرات ثابت و تصادفی در تخمین مدل‌ها استفاده شده است. در روش اثرات تصادفی، عرض از مبدأ جزء اخلال شبیه به μit است که با متغیرهای توضیحی ناهمبسته است. یعنی ($Cov(x_{it}, \mu_{it}) = 0$) و $V_{it} = \mu_{it} + \varepsilon_{it}$. در روش اثرات ثابت ویژگی‌های ثابت کشوری، مانند جمعیت و موقعیت جغرافیایی با متغیرهای توضیحی می‌تواند همبسته باشد. به عبارتی، جزء اخلال در مدل اثرات ثابت شامل اثرات غیرقابل مشاهده خاص هر کشور (η_i) و خطای مشاهدات (ε_{it}) است که احتمال رابطه بین جمله اثرات ثابت (η_i) و متغیر توضیحی وجود دارد $u_{it} = \eta_i + \varepsilon_{it}$.

2. Baltagi (2005)
3. Gujarati (2006)

همچنین احتمال‌های حاصله برای متغیرهای توضیحی مدل‌ها، بیان‌گر آن است که تمامی شش متغیر توضیحی مورد استفاده در هر دو منطقه از نظر آماری معنادار و دارای علامت مثبت می‌باشد. این موضوع نشان‌دهنده تأثیر مثبت آنها بر بهبود فضای کسب و کار بوده که با مبانی نظری نیز سازگار می‌باشد. هر چه ضریب متغیر توضیحی بیشتر باشد نشان‌دهنده اهمیت بیشتر آن و برعکس هر چه ضریب متغیر توضیحی کمتر باشد نشان‌دهنده توجه بیشتر به آن متغیر در سیاست‌گزاری اقتصادی می‌باشد که در زیر بدان پرداخته می‌شود.

جدول (٤): نتایج تخمین مدل درکشورهای اسلامی منطقه منا و OECD

مناطق	کشورهای اسلامی منطقه منا				سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی			
متغیر	Coef	Std.Err	Z	p>|z|	Coef	Std.Err	z	p>|z|
Start	۰/۱۸۷	۰/۰٤۷	۳/۹۷	۰/۰۰	۰/۱۲۷	۰/۰۲٤	۵/۳٦	۰/۰۰
Credit	۰/۱۷۷	۰/۰۵۷	۳/۰۸	۰/۰۰۲	۰/۲۰۷	۰/۰۲۷	۷/۸٦	۰/۰۰
Investor	۰/۳٤۱	۰/۰٤٤	۷/۷۰	۰/۰۰	۰/۰۹۹	۰/۰۱۹	۵/۱۸	۰/۰۰
Tax	۰/۳٦۵	۰/۰۳۷	۹/۹۸	۰/۰۰	۰/۱۲۹	۰/۰۲۲	۵/۸٦	۰/۰۰
Trade	۰/۲۲۹	۰/۰٤۳	۵/۳۰	۰/۰۰	۰/۲٦۰	۰/۰۳۲	۸/۰٦	۰/۰۰
Contract	۰/۲۸۲	۰/۰۵۰	۵/۵۸	۰/۰۰	۰/۱۹٦	۰/۰۲٤	۸/۰٤	۰/۰۰
عرض از مبدأ	-۵۲/۷	۷/۹۵	-٦/٦۳	۰/۰۰	-۱۲/۹	۱/۵۱٦	-۸/۵۲	۰/۰۰
	Prob>chi^2= ۰/۰۰۰ X^2(٦)= ۵۳۲/۸۱				Prob>chi^2= ۰/۰۰۰ X^2(٦)= ۱۲٦۰/٦۸			

ماخذ: محاسبات تحقیق

استنباط و نتیجه‌گیری

این مطالعه مهم‌ترین اولویت‌های بهبود فضای کسب و کار را با استفاده از روش داده‌های تابلویی در کشورهای اسلامی منطقه منا و منطقه سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی تبیین نموده است. نتایج حاصل از تخمین نهایی مدل‌های مورد بررسی که در جدول شماره ٤ ارائه گردیده است، برای استنباط و تعیین اولویت‌های سیاست‌گزاری در جدول شماره ۵ نشان داده شده است. برای تعیین اولویت به منظور بهبود فضای کسب و کار از ضرایب به دست آمده از تخمین مدل‌ها استفاده گردیده به طوری‌که هرچه میزان ضریب یک متغیر بالاتر باشد، نشان‌دهنده تأثیر بیشتر آن متغیر بوده و در نتیجه اولویت بالاتری را در سیاست‌گزاری به خود اختصاص خواهد داد.

همان‌گونه که در جدول (۵) مشاهده می‌شود شاخص پرداخت مالیات برای کشورهای اسلامی منطقه منا و تجارت فرامرزی برای منطقه OECD رتبه اول را در سیاست‌گزاری به خود اختصاص داده‌اند. این بدین مفهوم است که پرداخت مالیات برای منطقه منا و تجارت فرامرزی برای منطقه OECD مهم‌ترین عامل در بهبود فضای کسب و کار موجود تشخیص داده شده است. حمایت از سرمایه‌گذار در کشورهای اسلامی منتخب و اخذ اعتبار برای کشورهای OECD دومین عاملی است که باید به آن توجه شود. شاخص شروع سهولت کسب و کار و اجرای قراردادها برای هر دو منطقه رتبه یکسانی را بدست آورده‌اند. در مقایسه با کشورهای سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی که از فضای کسب و کار بهتری برخوردارند، شاخص‌های اخذ اعتبار و تجارت فرامرزی در جایگاه پایین اولویت در کشورهای اسلامی منطقه منا قرار گرفته‌اند؛ این در حالی است که در منطقه OECD دو شاخص مذکور به ترتیب اولویت‌های اول و دوم را به خود اختصاص داده‌اند. از این‌رو جهت دستیابی کشورهای اسلامی منطقه منا به فضای کسب و کار بهتر ورشد بیشتر، لزوم توجه ویژه و حمایت از تجارت فرامرزی یعنی داشتن سهم بیشتر در تجارت جهانی و آسان نمودن اخذ اعتبار به منظور ایجاد بنگاه‌های اقتصادی جدید جهت نیل به رشد بیشتر و توسعه اقتصادی امری ضروری تلقی می‌گردد.

جدول (۵): رتبه بندی شاخص‌ها برای بهبود فضای کسب و کار

مناطق	کشورهای اسلامی منطقه منا		منطقه سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی	
اولویت	متغیر	ضرایب	متغیر	ضرایب
۱	پرداخت مالیات (tax)	۰/۳٦۵	تجارت فرامرزی (trade)	۰/۲٦۰
۲	حمایت از سرمایه‌گذار (investor)	۰/۳٤۱	اخذ اعتبار (credit)	۰/۲۰۷
۳	اجرای قراردادها (contract)	۰/۲۸۲	اجرای قراردادها (contract)	۰/۱۹٦
٤	تجارت فرامرزی (trade)	۰/۲۲۹	پرداخت مالیات (tax)	۰/۱۲۹
۵	سهولت شروع کسب و کار (start)	۰/۱۸۷	سهولت شروع کسب و کار (start)	۰/۱۲۷
٦	اخذ اعتبار (credit)	۰/۱۷۷	حمایت از سرمایه‌گذار (investor)	۰/۰۹۹

ماخذ: محاسبات تحقیق

منابع:

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

Berg, J. and Cazes, S. (2007), "The Doing Business Indicators: Measurement Issues and Political Implications, Employment Analysis and Research Unit", Economic and Labor Market Analysis Department, Geneva: ILO.

Daglas, C.N. (1998), "Institutions, Institutional Change and Economic Performance", Translate by Moeini, Tehran: Organization of Plan and Budget.

Desoto, H. (1989), "The Other Path", Harper Publisher.

Desoto, H. (2005), "Why is the Importance of Informal Economy", Translate by Kheirkhahan, Quarterly Journal of Social Welfare, 7(20), pp. 45-72.

Driemeier, M.H. and Pritchett, L. (2010), "How Business Is Done and the Doing Business Indicators: The Investment Climate when Firms Have Climate Control", The World Bank, Research Working.

Greene, W. (2001), "Econometric Analysis", Pearson Education, Inc.

Gujarati, D. (2006), "Econometric Foundation", Translate by Abrishami, Tehran: Tehran University Press.

Jaafari, M., Ahmadi A., Khleghi GH. And Heidari M. (2010), "Evaluation of the Iranian Industrial Business Environment in Support of Private Sector with the Balanced Scorecard Approach", Journal of Industrial Engineering and Production Management, 21(2), PP. 37-52.

Jalilan, H., Kirkpatrick, C. and Parker, D. (2006), "The Impact of Regulation of Economic Growth in Developing Countries: A Cross Country Analysis", World Development, 35(1), pp. 21-32.

Lee, S. (2008), "The World Bank's Employing Workers Index: Findings and Critiques – A Review of Recent Evidence", International Labor Review, 147(4), pp. 416–432.

Mehregan, N. and Daliri, H. (2010), "Application of STATA in Statistics and Econometrics", Tehran: Noore-elm Press.

Midari, A. and Ghoudjani, A. (2008), "Evaluation and Improvement of Business Environment", Industry Leaders Associations.

Mobarak, A. and Azarpeyvand, Z. (2009), "Look at the Good Governance Indicators of Islam View and its Effect on Economic Growth", Quarterly Journal of Islamic Economics, 9(36), PP. 179-208.

Moradhasel, N., Mozayyeni, A. and Paryab, S. H. (2008), "Effect of Information Technology and Communications on Business Environment and Trade Facilitation", Journal of Economic and New Business, 4(14), PP. 39-63.

Nasiri Aghdam, A. (2010), "Investigating of Strategies and Experiences of World Bank's Business Group in Creating Employment", Quarterly Journal of Economics and Society, 6(21-22), PP. 35-82.

Nyström, K. (2010), "Business Regulation and Red Tape in the Entrepreneurial Economy", CESIS and the Division of Economics, KTH and the Ratio Institute, Stockholm.

OECD (2008), "Supporting Business Environment Reform", Practical Guidance for Development Agencies.

Sadeghi, H., Sameti, M. and Sameti, M. (2012), "Effect of Economic Globalization on Government Size (Surveying the Selected Asian Countries)", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 2(6), pp. 209-249.

Salehabadi, A. (2009), "Role of Capital Market in Improvement of Iran's Business Environment", Money and Economy, 1, PP. 101-123.

Stel, A., Story D.J., and. Thurik A.R., (2006), "The Effect of Business Regulations on Young Business Entrepreneurship", Small Business Economics, 28(2-3), PP. 171-186.

Tafazzoli, F. (2006), "History of Economic Thought from Plato to Contemporary", Tehran: Ney Press.

تخمین کشش سرمایه انسانی در الگوی رشد اوزاوا- لوکاس برای اقتصاد ایران

An Assessment of the Elasticity of Human Capital in Uzawa–Lucas's Growth Model for the Economy of Iran

حسین حاجی خدازاده [*]، دکتر رسول بخشی‌دستجردی [**]، حمیدرضا نصیری‌زاده [***]

Hossein Haji Khodazadeh[*], Rasul Bakhshi Dastjerdi (Ph.D.)[**], Hamid Reza Nasirizadeh [***]

دریافت: ۱۳۹۱/۱۱/۳ پذیرش: ۱۳۹۲/۵/۳۱

Received: 22/Jun/2013 Accepted: 22/Aug/2013

چکیده:

جایگاه سرمایه انسانی در ادبیات رشد اقتصادی همواره جایگاه مهمی بوده است. در این راستا مطالعات متعددی کوشیده‌اند تا نقش متغیر مذکور را در قالب انواع مدل‌های رشد تبیین نمایند. مطالعه حاضر نیز در راستای مطالعات انجام شده می‌کوشد تا سهم سرمایه انسانی در تولید اقتصاد ایران را طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۰ در قالب مدل رشد درون‌زای اوزاوا (۱۹۶۵) و لوکاس (۱۹۸۸)، برآورد کند. در این مطالعه برای تخمین و بررسی نقش سرمایه‌ی انسانی در تولید از روش الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده شده است. همچنین در مطالعه‌ی حاضر، از متوسط سال‌های تحصیل به عنوان شاخص سرمایه‌ی انسانی استفاده شده است. نتایج بیان‌کننده آن است که با وجود رابطه مثبت و معنی‌دار سرمایه انسانی در تولید ناخالص داخلی، نقش سرمایه فیزیکی پررنگتر از سرمایه انسانی است. درحالی‌که سهم سرمایه انسانی ۰/۵۹ بوده سهم سرمایه فیزیکی ۰/۷۵ است؛ بنابراین برای بالا بردن سهم سرمایه انسانی در تولید به عنوان یک توصیه سیاستی باید در خصوص مولدمحور شدن رشته‌های دانشگاهی تلاش نمود.

کلمات کلیدی: سرمایه انسانی، رشد اقتصادی، مدل رشد درون‌زای اوزاوا- لوکاس.

طبقه‌بندی JEL: C29، C35، O15.

* دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه یزد (نویسنده مسئول)

Email: hajikhodazadeh@gmail.com

** عضو هیئت علمی گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد

Email: rbakhshi@yazduni.ac.ir

*** عضو هیئت علمی گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد

Email: hamidnasiri2000@yahoo.com

Abstract:

Human capital has always been of high importance in economic growth literature. In this regard, several studies have tried to explain the role of this variable via the use of different models. The present study, in line with the previous ones, going to estimate the share of human capital in Iranian economy production from 1974 to 2011 within the framework of Ozawa (1965) and Lucas's (1988) endogenous growth model. In this study, the Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach (ARDL) is employed to estimate the role of human capital in production. Moreover, the average of schooling years is used as an index of human capital. The results indicated that in spite of a positive and significant relationship between human capital and GDP, physical capital plays a more important role. While the share of human capital is 0.59, physical capital has a share of 0.75. based upon literature review, share of human capital must be more important and influential, so regarding distraction of main reasons of this phenomena the study recommends that we need to make university fields more productive-based.

Keywords: Human Capital, Economic Growth, Uzawa-Lucas Endogenous Growth Model.

JEL: C29 ،C35 ،O15.

* M.A. Student in Economics, Yazd University, Yazd, Iran. Email: hajikhodazadeh@gmail.com

** Assistant Professor in Economics, Yazd University, Yazd, Iran. Email: rbakhshi@yazduni.ac.ir

*** Faculty Member in Economics, Yazd University, Yazd, Iran. Email: hamidnasiri2000@yahoo.com

۱- مقدمه

مرکز ثقل و محور مباحث توسعه تا دهه ۱۹۷۰، رشد اقتصادی بوده و با توجه به اهمیت رشد اقتصادی در پیشرفت جوامع، بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی از اهمیت خاصی برخوردار است. ادبیات مربوط به رشد اقتصادی حاکی از آن است که سرمایه، نیروی کار و سرمایه انسانی در کنار پیشرفت تکنولوژیکی از مهم‌ترین عوامل رشد اقتصادی می‌باشند؛ بنابراین در مطالعه رشد اقتصادی یک کشور بررسی اثرات سرمایه انسانی در کنار سرمایه فیزیکی زوایای خاصی از ارتباط بین این دو متغیر تأثیرگذار بر رشد اقتصادی را روشن می‌سازد (بهبودی و منتظری، ۱۳۹۰: ص ۵۰). این مطالعه می‌کوشد تا منابع رشد اقتصادی ایران را با استفاده از الگوی رشد بهینه اوزاوا-لوکاس[1] مورد بررسی و تحلیل قرار دهد.

از آن‌جایی که نتایج این تحقیق کشش سرمایه انسانی در کنار کشش سرمایه فیزیکی را برای اقتصاد ایران به‌دست می‌دهد از حیث سیاست‌گزاری اقتصادی در بعد کلان خصوصاً رشد مستمر اقتصادی مورد تأکید در برنامه‌های توسعه‌ای کشور و افق ۱۴۰۴، این موضوع می‌تواند زمان رسیدن به اهداف مذکور را تسریع بخشد.

به منظور بررسی و تحلیل منابع رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوی رشد بهینه اوزاوا-لوکاس مطالعه حاضر در پنج بخش تقسیم‌بندی گردیده است. پس از بخش اول که شامل مقدمه مطالعه بوده، بخش دوم به بررسی رشد اقتصادی و عوامل مؤثر بر آن از نظر دیدگاه مبانی نظری و مطالعات انجام‌شده در این زمینه اختصاص یافته است. بخش سوم مطالعه به روش تحقیق اشاره دارد. بخش چهارم به تخمین کشش سرمایه انسانی و کشش سرمایه فیزیکی با توجه به داده‌های در دسترس برای اقتصاد ایران می‌پردازد. در نهایت جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و همچنین ارائه پیشنهادات بخش پایانی مطالعه را شامل می‌شود.

۲- مبانی نظری و مطالعات انجام شده

۲-۱- مبانی نظری

بسیاری از صاحب‌نظران اقتصاد رشد، اولین نظریات مربوط به رشد اقتصادی را به اقتصاددانان کلاسیک نسبت داده‌اند. به طوری‌که این نظریات از زمان شکل‌گیری علم اقتصاد توسط آدام اسمیت تا اوایل دهه ۵۰ سهم عمده‌ای را در مسائل مربوط به رشد اقتصادی دارا بوده‌اند. مهم‌ترین عوامل رشد اقتصادی از دیدگاه اقتصاددانان کلاسیک زمین، نیروی کار و سرمایه بود؛ اما با گذشت زمان و اشکالاتی که به نظریات رشد کلاسیک‌ها وارد شد باعث به وجود آمدن مکتب جدیدی در ادبیات این حوزه با عنوان مکتب نئوکلاسیک‌ها گردید. اقتصاددانان نئوکلاسیک توانستند در حدود دو دهه بر مسائل و مشکلات مربوط به زمان خود در زمینه رشد اقتصادی فائق آیند. نظریه‌پردازان رشد نئوکلاسیک با برون‌زا فرض کردن تکنولوژی به دیدگاه‌های جدید در قرن بیستم اشاره داشتند. تئوری‌های مربوط به الگوهای رشد درون‌زا با بزرگ کردن نقطه ضعف نظریه‌های رشد نئوکلاسیک مبنی بر برون‌زا فرض کردن تکنولوژی، به درون‌زا کردن آن در الگوهای خود پرداختند. این نظریات عواملی چون تحقیق و توسعه، سرمایه‌گذاری فیزیکی، سرمایه‌گذاری انسانی، تجارت خارجی، آموزش و... را عوامل بالقوه رشد بلندمدت اقتصادی می‌دانند. در ادامه دو نمونه از نظریات مدل‌های رشد درون‌زا را به طور مبسوط مورد بررسی و تحلیل قرار می‌دهیم.

۲-۱-۱- مدل AK یا مدل رشد درون‌زای محدب (ریبلو ۱۹۹۰)

ساده‌ترین مدل رشد درون‌زا که در سال ۱۹۹۰ توسط ریبلو[2] ارائه شده بود مدل AK نام داشت. در این مدل فرض می‌شود که تابع تولید نسبت به تنها نهاده یعنی سرمایه خطی است؛ لذا تابع تولید هم نسبت به مقیاس و هم نسبت به سرمایه دارای بازدهی ثابت است.

$$Y = F(K, L) = AK$$

به طوری‌که در تابع تولید فوق A مقدار ثابت مثبت و بیان‌کننده سطح تکنولوژی و K حجم سرمایه کل (اعم از سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی، موجودی علم و دانش و انواع دیگر سرمایه مانند

1. Uzawa–Lucas

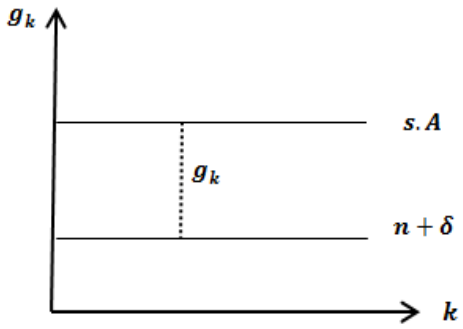
2. Rebelo Growth Model (1990)

سرمایه مالی) را شامل می‌شود. بر این اساس تولید نهایی و تولید متوسط سرمایه، ثابت و برابر A خواهد بود؛ بنابراین نرخ رشد سرمایه به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$g_k = \frac{\dot{k}}{k} = s\frac{f(k)}{k} - (n+\delta)$$

$$\xrightarrow{\frac{f(k)}{k}=A} g_k = \frac{\dot{k}}{k} = sA - (n+\delta)$$

با توجه به این که تولید سرانه تابعی از سرمایه سرانه می‌باشد، تولید و سرمایه سرانه هر دو به صورت درون‌زا و با نرخ یکسان ($g_k = g_y = g$) رشد خواهند کرد. نمودار زیر این وضعیت را به تصویر می‌کشد.



شکل (۱): مدل AK

مطابق شکل، به دلیل عدم بازدهی نزولی سرمایه، نرخ رشد سرمایه‌ی سرانه و تولید سرانه در بلندمدت ثابت و ارتباطی به سطح سرمایه سرانه ندارد (فاصله‌ی دو خط موازی نرخ رشدی است که در سرمایه‌ی سرانه مقداری ثابت است). هر عاملی که سطح فناوری را ارتقا دهد نرخ رشد بلندمدت بالاتری را در اقتصاد موجب خواهد شد (بارو و سالای مارتین[1]، ۲۰۰۴: ص ٦٤).

۲-۱-۲- مدل رشد درون‌زای رومر

رومر برای طراحی مدل رشد خود، اقتصادی را در نظر می‌گیرد که آن اقتصاد در مقیاس کل، بازدهی نسبت به مقیاس فزاینده و در سطح بنگاه‌ها بازده نسبت به مقیاس ثابت دارد. تابع مطلوبیت و همچنین قیدی که در مدل رومر فرض می‌شود خانوارها با آن روبه رو بوده و در پی حداکثر کردن آن هستند به شکل زیر قابل بیان است (رومر[2]، ۲۰۰٦: ص ۱۲۳).

$$Max: u = \int_0^{\infty} \frac{C(t)^{1-\theta}}{1-\theta} e^{-\rho t} dt$$

$$s.t: \dot{k} = y - c = k^{\alpha}K^{\beta} - c$$

قید بالا گویای این است که آن مقدار از محصول سرانه تولیدشده که مصرف نمی‌شود به انباشت بیشتر سرمایه سرانه منجر می‌شود؛ لذا تابع هامیلتونی[3] این مسئله عبارت است از:

$$H = \frac{C(t)^{1-\theta}}{1-\theta} e^{-\rho t} + \mu(k^{\alpha}K^{\beta} - c - \dot{k})$$

شرایط مرتبه اول این تابع که از قاعده اویلر[4] به‌دست می‌آیند عبارت‌اند از:

$$\begin{cases} \frac{\partial H}{\partial c} - \frac{d\left(\frac{\partial H}{\partial \dot{c}}\right)}{dt} = 0 \\ \frac{\partial H}{\partial k} - \frac{d\left(\frac{\partial H}{\partial \dot{k}}\right)}{dt} = 0 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} e^{-\rho t}c^{-\theta} - \mu = 0 \\ \mu\alpha k^{\alpha-1}K^{\beta} + \dot{\mu} = 0 \end{cases}$$

$$\Rightarrow \begin{cases} \mu = e^{-\rho t}c^{-\theta} \\ \dot{\mu} = \mu\alpha k^{\alpha-1}K^{\beta} \end{cases}$$

در نتیجه داریم:

$$\dot{\mu} = e^{-\rho t}c^{-\theta}\alpha k^{\alpha-1}K^{\beta}$$

$$\mu = e^{-\rho t}c^{-\theta} \xrightarrow{ln} ln\mu = -\rho t - \theta lnc$$

$$\xrightarrow{\text{مشتق نسبت به زمان}} -\rho - \theta\dot{c} = \dot{\mu}$$

$$\Rightarrow \dot{c} = -\frac{1}{\theta}(\dot{\mu} + \rho) \xrightarrow{\dot{\mu}=\mu\alpha k^{\alpha-1}K^{\beta}, K=Lk}$$

$$\dot{c} = \frac{1}{\theta}\left(\alpha k^{-(1-\alpha-\beta)}L^{\beta} - \rho\right) = \gamma$$

معادله فوق بیانگر این است که نرخ رشد مصرف سرانه در وضعیت پایا مساوی با نرخ رشد محصول سرانه و نرخ رشد سرمایه سرانه است، به طوری‌که با تولید نهایی سرمایه سرانه خصوصی ($k^{-(1-\alpha-\beta)}L^{\beta}$) رابطه مستقیم و مثبت و با نرخ تنزیل ذهنی[5] خانوارها (ρ) رابطه مستقیم و منفی و با معکوس کشش جانشینی مصرف (θ) رابطه عکس دارد. در صورتی که αL^{β} را مساوی A^* فرض کرده و $\alpha + \beta = 1$ در نظر بگیریم آنگاه معادله $\dot{c}$ به شکل زیر در خواهد آمد:

$$\dot{c} = \frac{1}{\theta}\left(\alpha k^{-(1-\alpha-\beta)}L^{\beta} - \rho\right) \Rightarrow \dot{c}^* = \frac{A^* - \rho}{\theta}$$

1. Barro and Sala-i Martin (2004)
2. Romer (2006)
3. Hamiltonian Function
4. Euler Rule
5. Discount Factor

همان‌گونه که مشخص است معادله فوق شبیه مدل ریبلو است، بنابراین مدل رومر وقتی $\alpha + \beta = 1$ باشد، رشد درون‌زا را ارائه می‌دهد، اما اگر $\alpha + \beta < 1$ باشد این مدل با مدل های رشد برون‌زا یکسان می‌شود.

۲-۲- مطالعات انجام شده

شروع دوره جدید نظریه‌ی رشد اقتصادی در اواخر دهه ۱۹۸۰ و انتشار داده‌های قابل‌مقایسه بین‌المللی در گستره‌ی وسیع، مطالعات رشد بین کشوری را در شاخه‌های مختلف رشد از جمله سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و منابع طبیعی در دهه‌ی ۱۹۹۰ ممکن ساخت.

۲-۲-۱- مطالعات خارجی

جیمز ریمو (۱۹۹۵)[1] در مطالعه خود نقش سرمایه انسانی در رشد تولید ناخالص داخلی را طی سال‌های ۱۹۷۰-۱۹۹۱ برای اقتصاد ژاپن مورد سنجش قرار می‌دهد. وی تابع تولید را در مدل خود به صورت زیر در نظر گرفته است.

$$Y = f(K, L, HK)$$

به طوری‌که Y تولید ناخالص داخلی، L نیروی کار، K سرمایه‌ی فیزیکی و HK سرمایه انسانی است. در این مطالعه وی حاصل‌ضرب متوسط سال‌های تحصیل در سطوح عالی در تعداد شاغلان و همچنین مخارج صرف شده روی آموزش را به عنوان دو جایگزین برای سرمایه انسانی در مدل خود به‌کاربرده است.

ریمو در این مطالعه تابع تولید کاپ داگلاس با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس که به صورت زیر تعریف شده است را در نظر می‌گیرد.

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta}(HK)^{\gamma}e^{\epsilon}$$

$$\overset{ln}{\Rightarrow} lnY = lnA + \alpha lnK + \beta lnL + \gamma lnHK + \epsilon$$

وی پس از برآورد مدل به این نتیجه می‌رسد که مخارج صرف شده در آموزش و متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار به عنوان دو شاخص سرمایه انسانی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر اقتصاد ژاپن داشته است.

مارتین و هرانز (۲۰۰٤)[2] در مطالعه خود با عنوان «سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در کشور اسپانیا» با استفاده از مدل رشد منکیو، رومر و ویل، اثر بازدهی سرمایه انسانی و سرمایه فیزیکی بخش دولتی و خصوصی را بر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه کشور اسپانیا محاسبه کرده‌اند. این متغیرها بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته‌اند به طوری‌که بر اساس نتایج به دست آمده ضرایب سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی دولتی و خصوصی در این مطالعه به ترتیب ۰/۰٤۹، ۰/۰۵۵ و ۰/۰٦۱ بوده است.

مطالعه‌ای با عنوان «عوامل مؤثر بر تشکیل سرمایه‌ی انسانی و رشد اقتصادی کشورهای آفریقایی» توسط آکچ (۲۰۰٦)[3] با هدف بررسی نقش سرمایه‌ی انسانی در بهبود بهره‌وری اقتصادی کشورهای آفریقایی انجام شده است. این مطالعه به بررسی دو ارتباط یعنی رابطه توسعه سرمایه‌ی انسانی و رشد اقتصادی و همچنین رابطه سرمایه‌گذاری فیزیکی و رشد اقتصادی می‌پردازد. روش مورد استفاده در این مطالعه روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) است. نتایج حاصله حاکی از آن است که برای رشد و توسعه کشورهای آفریقایی هم سرمایه‌ی انسانی و هم سرمایه‌گذاری فیزیکی لازم است.

کنگ (۲۰۰٦)[4] در مطالعه خود با عنوان «برآورد مدل رشد کره جنوبی با استفاده از سرمایه‌های انسانی» به بررسی و آزمون عامل سرمایه‌ی انسانی به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل رشد در کشور کره جنوبی طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۳ پرداخته است. در این مطالعه از شاخص هزینه‌های آموزش و پرورش به عنوان سرمایه انسانی استفاده شد. بر اساس نتایج این تحقیق، فرضیه بازده غیر نزولی نسبت به سرمایه انسانی و فیزیکی در کره جنوبی قابل تأیید نبوده است.

«سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه انسانی: اثر غیرخطی بر رشد اقتصادی» موضوع مطالعه‌ای است که توسط کوتاریدی و استنگوس (۲۰۱۰)[5] انجام شده است. آنان با استفاده از روش‌های ناپارامتریک و لحاظ اثرات غیرخطی سطح درآمد اولیه و سرمایه انسانی، اثر سرمایه انسانی بر رشد

1. James Raymo (1995)

2. Martin & Herranz (2004)
3. Moses Oketch (2006)
4. Kang (2006)
5. Kottaridi and Stengos (2010)

اقتصادی را مطالعه نموده‌اند. در این مطالعه از متغیر تعداد افراد شاغل دارای تحصیلات دانشگاهی به عنوان جایگزین سرمایه انسانی استفاده شده است. نتایج این مطالعه رابطه مثبت و غیرخطی بین سرمایه انسانی و رشد اقتصادی را نشان می‌دهد.

۲-۲-۲- مطالعات داخلی

مطالعه درگاهی و قدیری (۱۳۸۲)[1] با عنوان «تجزیه و تحلیل عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی ایران (با مروری بر الگوهای رشد درون زا)» یکی از مهم‌ترین مطالعاتی است که در این زمینه انجام شده است. این مطالعه با هدف بررسی ساختار رشد اقتصادی ایران در چارچوب دو الگوی رشد برون‌زا و درون‌زا به تجزیه و تحلیل تعیین‌کننده‌های رشد اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳٤۸ تا ۱۳۷۵ پرداخته است. نتایج حاصله نشان می‌دهد که مخارج دولت و درآمدهای ارزی نفت، به عنوان تنها عوامل مؤثر و توضیح‌دهنده رشد اقتصادی ایران بوده و متغیرهای مؤثر بر سرمایه انسانی مورد بحث در الگوهای رشد درون زا چون آموزش، تحقیق و توسعه و بهره‌وری تأثیر چندانی بر رشد اقتصادی ایران ندارند. بنابراین تعیین‌کننده‌های رشد در اقتصاد ایران به علت ماهیت برون زا بودن و به جهت ایجاد نوسانات کوتاه مدت در تولید، موجب عدم رشد بالای بلندمدت می‌شوند.

کمیجانی و معمار نژاد (۱۳۸٤)[2] مطالعه‌ای با عنوان «اهمیت کیفیت نیروی انسانی و تحقیق و توسعه در رشد اقتصادی ایران» برای سال‌های ۱۳۳۷-۱۳۷۸ انجام داده‌اند. در این تحقیق، ضمن بیان یکی از مدل‌های رشد اقتصادی درون‌زا یعنی مدل رشد با تغییر درون‌زایی تکنولوژی (مدل رومر ۱۹۹۰)، مدلی برای رشد اقتصادی ایران طراحی و برآورد شده است. در این مطالعه آنان با استفاده از الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی به تأثیر مثبت نیروی کار، سرمایه‌ی انسانی، سرمایه‌ی فیزیکی، بر رشد اقتصادی پی برده‌اند. شایان ذکر است که در این مطالعه تعداد فارغ‌التحصیلان دانشگاهی جایگزینی از سرمایه انسانی در نظر گرفته شده است.

مطالعه‌ای با عنوان «تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی در ایران» توسط تقوی و محمدی (۱۳۸۵)[3] انجام شده است. آنان با استفاده از مدل اقتصادسنجی روش حداقل مربعات معمولی به بررسی تأثیر سرمایه‌ی انسانی بر رشد اقتصادی ایران پرداخته‌اند. تقوی و محمدی در این مطالعه دوره ٤٤ ساله‌ی، سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۱ را در نظر گرفتند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار که به عنوان شاخص سرمایه‌ی انسانی در نظر گرفته‌شده، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد تولید ناخالص داخلی دارد.

«تأثیر سرمایه انسانی بر تولید ناخالص داخلی ایران در چهارچوب مدل جیمز ریمو» موضوع مطالعه‌ای است که توسط متفکر آزاد و همکاران (۱۳۸۸)[4] انجام شده است. در این مطالعه از سه متغیر موجودی سرمایه انسانی، نیروی کار و آموزش در قالب تابع تولید کاپ داگلاس استفاده شده است. در این مطالعه مدل جیمز ریمو (۱۹۹۵) با روش هم انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس (۱۹۸۸)[5] برآورد شده است. نتایج نشان نشان می‌دهد که سرمایه انسانی در بلندمدت اثر مثبت و معنی‌دار بر رشد تولید ناخالص داخلی و در کوتاه مدت این عامل اثر منفی و ناچیز بر رشد تولید ناخالص داخلی دارد.

ربیعی (۱۳۸۸)[6] در مطالعه‌ای با عنوان «اثر نوآوری و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی در ایران» با استفاده از مدل رشد درون‌زای رومر، به بررسی اثر نوآوری و سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۳٤۷-۱۳۸۳ در کشور ایران پرداخته است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که به ترتیب کالاهای واسطه‌ای، نیروی کار، سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و واردات ماشین‌آلات باعث افزایش تولید در اقتصاد ایران می‌شوند.

در مجموع و با توجه به مطالب ارائه‌شده نظریه‌پردازان الگوهای رشد درون‌زا معتقدند که عوامل سرمایه و فناوری در کنار سازوکارهای درونی یک اقتصاد (همانند آموزش، سطح مناسبی از علم و مهارت، مطالعه و ...) در رشد اقتصادی نقش

1. Dargahi and Ghadiri (2003)
2. Komijani and Memarnejad (2004)
3. Taghavi and Mohammadi (2006)
4. Motafaker Azad et al. (2009)
5. Johansen-Juselius cointegration (1988)
6. Rabiei (2009)

دارند. بر اساس این نظریه، رشد اقتصادی در نتیجه مجموعه‌ای از سازوکارها اتفاق می‌افتد که در این مجموعه غیر از عوامل اولیه تابع تولید، متغیرهای دیگری نیز دخیل هستند. یکی از مهم‌ترین این عوامل سرمایه انسانی است. به طور کلی می‌توان گفت که نیروی انسانی کارآمد، امکان افزایش تولید و ارزش افزوده را فراهم می‌آورد و عدم توجه به این عامل می‌تواند از دلایل توسعه‌نیافتگی در برخی از کشورهای در حال توسعه باشد.

در نهایت با بررسی مطالعات مختلف مشخص می‌شود که تقریباً در اکثر مطالعات صورت گرفته، اثر مثبت سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی اثبات شده است؛ اما میزان تأثیر آن به ساختار اقتصادی کشور مورد مطالعه، ترکیب متغیرهای انتخابی و روش برآورد، بستگی دارد.

۳- روش تحقیق و تبیین مدل

از مهم‌ترین مدل‌های رشد درون‌زا که تاکید زیادی بر سرمایه انسانی دارد، مدل رشد درون‌زای اوزاوا (۱۹۶۵)- لوکاس (۱۹۸۸) است. مطالعه‌ی اوزاوا-لوکاس در مورد مدل‌های رشد اقتصادی به ارائه مدلی توسط آنها منجر شد که در آن با فرض اینکه همه نهاده‌های تولید قابل انباشت هستند بازدهی نسبت به مقیاس نسبت به نهاده‌های قابل انباشت، ثابت است. اوزاوا-لوکاس بجای اینکه مثل مدل رومر بر روی عوامل جانبی تکیه کنند، در تابع تولید به جای نیروی کار فیزیکی، سرمایه انسانی را معرفی می‌کنند. از دیدگاه آنها عوامل اقتصادی از طریق مطالعه و تحصیل، سرمایه انسانی انباشت می‌کنند. این مدل اساساً با فرض بازدهی نسبت به مقیاس ثابت همان مدل ریبلو است، جز اینکه در آن مقیاس کل سرمایه شامل سرمایه فیزیکی و انسانی می‌شود. در واقع در تابع تولید اوزاوا-لوکاس بازده سرمایه انسانی نسبت به مقیاس ثابت است. از این رو تولید نهایی سرمایه انسانی که انگیزه افراد برای تحصیل، آموزش و مطالعه را تعیین می‌کند، ثابت است.

در این مطالعه سعی شده است تا با تأکید بر مهم‌ترین ایراد واردشده به مدل اوزاوا-لوکاس، این مدل را تعدیل کرده و بر اساس آن فرایند تخمین انجام گیرد. ادعا بر آن است که در مدل‌های با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس مانند مدل اوزاوا-لوکاس فقط تأثیر عامل سرمایه فیزیکی را می‌توان روی تولید یا رشد اقتصادی بررسی کرد حال آنکه در همان تابع ، دو عامل تولید سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی مورد توجه است.

$$Y = AK^{\alpha}(uH)^{1-\alpha}$$

$$\xrightarrow{\ln} lnY = lnA + \alpha lnK + (1-\alpha)\ln(uH)$$

در تابع بالا α کشش سرمایه فیزیکی و $1-\alpha$ کشش سرمایه انسانی است. همان‌گونه که مشخص است با به‌دست آوردن کشش سرمایه فیزیکی، کشش سرمایه انسانی نیز به‌دست می‌آید و بنابراین در این صورت تأثیر سرمایه انسانی نادیده گرفته می‌شود، زیرا یک مقدار از پیش تعیین‌شده و مشخصی خواهد بود؛ بنابراین در این مطالعه سعی شده است تا بدون در نظر گرفتن بازدهی ثابت نسبت به مقیاس، تابع تولید مبتنی بر سرمایه انسانی اوزاوا-لوکاس را تعدیل کرده و به صورت $Y = AK^{\alpha}(uH)^{\beta}$ به کاربرده شود و بعد از تخمین، نتایج مشخص‌کننده تأثیرگذاری هر یک از عوامل بر تولید و نیز مشخص‌کننده نوع بازدهی نسبت به مقیاس برای کشور ایران باشد؛ بنابراین در این مطالعه فرض بر آن است که تولید در بخش فیزیکی با توجه به تابع زیر صورت می‌گیرد:

$$Y = AK^{\alpha}(uH)^{\beta}$$

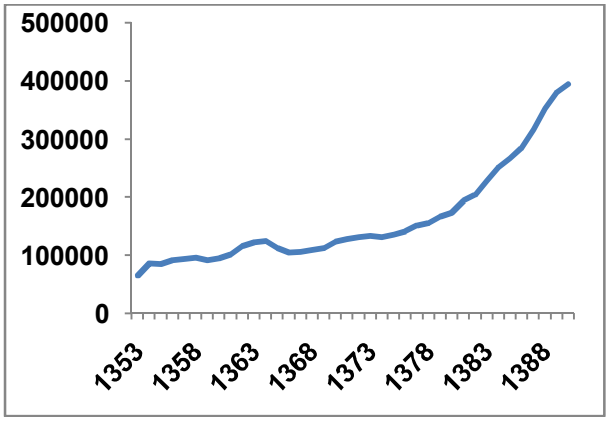
در تابع تولید فوق Y تولید ناخالص داخلی، A پارامتر تکنولوژی، K سرمایه فیزیکی، H سرمایه انسانی، u بخشی از سرمایه‌ی انسانی تخصیص داده شده به تولید کالا و خدمات، α سهم سرمایه فیزیکی (کشش سرمایه فیزیکی) در تابع تولید و β سهم سرمایه انسانی (کشش سرمایه انسانی) در تابع تولید است.

۳-۱- متغیرها و داده‌های آماری آنها

۳-۱-۱- هزینه‌های مصرفی:

هر چند متغیرهای اقتصادی فراوانی در رشد تولید ناخالص داخلی تأثیرگذارند اما بی‌شک رشد هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی که شامل هزینه‌های مصرفی خانوارها و مؤسسات غیرانتفاعی است را می‌توان عامل مهمی در این ارتباط به حساب آورد. برابر آمار بانک مرکزی از حساب‌های ملی کشور در بخش هزینه مصرفی بخش خصوصی، این دسته از هزینه‌ها روند فزاینده‌ای را طی کرده‌اند. به طوری‌که به قیمت ثابت سال

۷۶، شاخص مذکور از حدود ٦٥ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۵۳ به حدود ٤۰۰ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳۹۰ افزایش‌یافته و بدین ترتیب متوسط رشد ٦ درصدی را طی این سال‌ها رقم زده است.

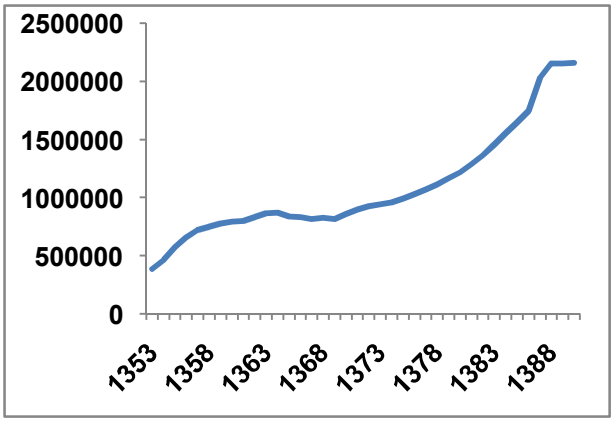


نمودار (۱): روند تغییرات هزینه مصرفی خصوصی طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۰ (میلیارد ریال)

منبع: داده‌های سری زمانی بانک مرکزی

۳-۱-۲- موجودی سرمایه فیزیکی:

در ادبیات اقتصادی و به ویژه تئوری‌های رشد اقتصادی، حجم سرمایه فیزیکی که در قالب ماشین‌آلات، تجهیزات، تأسیسات و ساختمان متبلور می‌شود به عنوان یکی از عوامل مؤثر در تجزیه و تحلیل رشد اقتصادی مطرح است. بنا به تعریف نظام حساب‌های ملی موجودی سرمایه، خالص ارقام تجمعی تشکیل سرمایه با توجه به طول عمر مفید آنها می‌باشد؛ بنابراین موجودی سرمایه فیزیکی را می‌توان مجموع ارزش ساختمان و تأسیسات و ماشین‌آلات و تجهیزاتی دانست که در فرایند تولید مورد استفاده قرارگرفته یا قابل‌استفاده هستند. در پژوهش حاضر از روش موجودی‌گیری دائم برای برآورد موجودی سرمایه فیزیکی استفاده شده است. در این روش موجودی سرمایه فیزیکی از حاصل‌جمع ارزش جاری دارایی‌های خریداری‌شده و با در نظر گرفتن عمر مفید آنها برآورد می‌گردد. نمودار شماره ۲ روند تغییرات موجودی سرمایه‌ی فیزیکی را طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۰ بر حسب قیمت‌های ثابت ۱۳۷٦ نشان می‌دهد. طبق این نمودار موجودی سرمایه‌ی فیزیکی از ابتدای دوره مورد مطالعه تا سال ۱۳٦۸ روند صعودی داشته اما این روند کاهشی بوده است. این در حالی است که شاخص مذکور بعد از پایان جنگ تحمیلی تا سال ۱۳۸۸ همواره روند صعودی داشته به طوری‌که این روند فزاینده بوده است.



نمودار (۲): بررسی تغییرات موجودی سرمایه‌ی فیزیکی (میلیارد ریال)

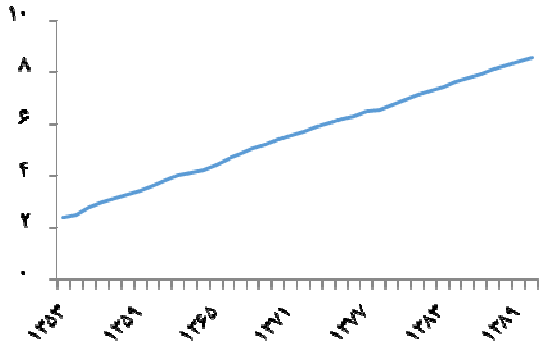
منبع: سالنامه‌های آماری کشور

۳-۱-۳- موجودی سرمایه انسانی:

به طور کلی، شاخص‌هایی که برای اندازه‌گیری سرمایه انسانی در مطالعات مختلف در نظر گرفته‌شده شامل مخارج صرف شده روی آموزش، مخارجی که صرف تحقیق و توسعه می‌شود، نرخ باسوادی بزرگ‌سالان و نرخ ثبت‌نام در مدرسه است. یکی دیگر از شاخص‌های اندازه‌گیری سرمایه انسانی، متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار است که به نظر می‌رسد معیار مناسبی برای این امر باشد چرا که این شاخص یک متغیر موجودی است، بنابراین به خوبی می‌تواند شاخص موجودی سرمایه انسانی را اندازه‌گیری کند. از این رو در پژوهش حاضر از این شاخص به عنوان پراکسی سرمایه انسانی استفاده شده است. داده‌های متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار از نتایج تخمین‌های نیلی و نفیسی (۱۳۸۱)[1] برای سال‌های ۷۹-۱۳۵۳ به دست آمده و داده‌های مربوط به سال‌های ۹۰-۱۳۸۰ توسط محقق این پژوهش و طبق فرمول ارائه‌شده در مطالعه نفیسی انجام شده است. لازم به ذکر است داده‌های مورد نیاز برای محاسبه این شاخص از آمارهای مرکز آمار ایران و سرشماری عمومی نفوس و مسکن استفاده شده است. نمودار شماره ۳ روند تغییرات متوسط سال‌های تحصیل در کشور طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۰ را نشان می‌دهد. بر اساس نمودار، این شاخص همواره روندی صعودی داشته به طوری‌که از ۲/۳ واحد در ابتدای دوره مورد

1. Nili and Nafisi (2003)

بررسی به ۸/۵ واحد در پایان این دوره رسیده که حاکی از متوسط رشد سالیانه حدود ۳/۳ درصدی است.

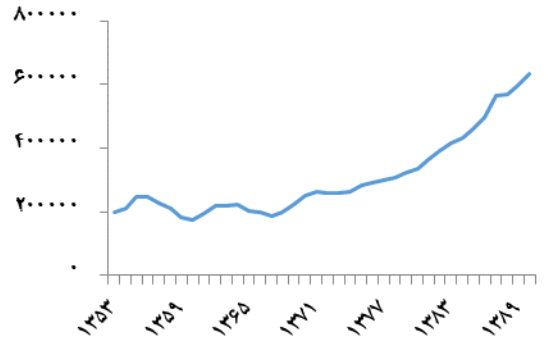


نمودار (۳): روند تغییرات موجودی سرمایه‌ی انسانی

منبع: مطالعه نیلی و نفیسی (۱۳۸۱) و یافته‌های پژوهش طی سالهای ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰

۳-۱-٤- تولید ناخالص داخلی:

بر اساس سالنامه‌های آماری سال‌های مختلف کشور، تولید ناخالص داخلی در سال ۱۳۵۳ بر حسب قیمت‌های ثابت ۱۳۷٦ حدود ۲۰۰ هزار میلیارد ریال بوده که در سال ۱۳۹۰ این رقم به حدود ٦۵۰ هزار میلیارد ریال بالغ شده است. تولید ناخالص داخلی از ابتدای دوره مورد مطالعه تا سال ۱۳٦۸ نوسانی بوده و میانگین رشد چندانی نداشته است. می‌توان ادعا کرد که دلیل این نوسانات و عدم رشد، تحولات مربوط به انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی بوده است. این در حالی است که شاخص مذکور بعد از پایان جنگ همواره صعودی بوده به طوری‌که از حدود ۱۱۰ هزار میلیارد ریال در سال ۱۳٦۸ به حدود ٦۵۰ هزار میلیارد ریال در پایان دوره مطالعه رسیده که حاکی از رشد متوسط سالیانه ٤/۵ درصدی است.



نمودار (٤): روند تغییرات تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)

منبع: داده‌های سری زمانی بانک مرکزی

٤- تخمین پارامترهای سهم سرمایه انسانی و فیزیکی

مدل‌سازی اقتصادسنجی با استفاده از سری‌های زمانی مبتنی بر فرض ایستایی متغیرهای سری زمانی است. بر این اساس، عموماً فرض می‌شود که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان ثابت بوده و کوواریانس بین دو مقدار از متغیر سری‌های زمانی تنها بستگی به فاصله زمانی بین آنها دارد. متغیرهای کلان اقتصادی اغلب حاوی یک روند تصادفی (ریشه واحد) هستند که با تفاضل‌گیری روند مذکور حذف می‌شود. از آن‌جایی‌که حضور چنین روندی تخمین و استنباط‌های آماری را غیر معتبر می‌سازد لذا اولین گام برای تحلیل‌های اقتصادسنجی ساکن نمودن متغیرها است. روند تصادفی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد مشخص می‌شود. در این پژوهش از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته استفاده شده است.

٤-۱- آزمون ریشه واحد

در تمامی آزمون‌های مربوط به ریشه واحد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد و یا نامانایی متغیرها بوده و فرضیه مقابل عدم وجود ریشه واحد و مانایی متغیرها است. برای تصمیم‌گیری درباره رد یا قبول فرضیه صفر، اگر قدر مطلق آماره محاسبه‌شده در آزمون بیشتر از مقادیر بحرانی باشد فرضیه صفر رد شده و در نتیجه فرضیه مقابل مبنی بر مانایی متغیر پذیرفته می‌شود. به طور خلاصه:

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \begin{cases} H_0: \rho = 1 \\ H_1: \rho \neq 1 \end{cases}$$

نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی متغیرها در سطح و تفاضل مرتبه اول با توجه به آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته در جدول شماره ۱ نشان داده شده است. همان‌گونه که از جدول مذکور مشخص است فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای متغیرها در سطح رد نمی‌شود و در نتیجه متغیرها در سطح دارای ریشه واحد هستند. این در حالی است که متغیرهای مورد نظر در تفاضل مرتبه اول مانا می‌باشند.

جدول (۱): آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته برای مانایی متغیرها

Null Hypothesis: valiables has a unit root				
متغیر	سطح		تفاضل مرتبه اول	
	آماره محاسبه‌شده	نتیجه آزمون	آماره محاسبه‌شده	نتیجه آزمون
lnY	2.045	فرض صفر رد نمی‌شود	3.958	فرض صفر رد می‌شود
lnK	-0.364	فرض صفر رد نمی‌شود	-3.103	فرض صفر رد می‌شود
lnH	-1.221	فرض صفر رد نمی‌شود	-6.126	فرض صفر رد می‌شود

منبع: یافته‌های پژوهش

در مجموع و با توجه به نتایج جدول شماره (۱) که حاکی از ناایستایی متغیرها در سطح و ایستایی متغیرها در تفاضل مرتبه اول است، نمی‌توان از تخمین‌های متعارف اقتصادسنجی مانند حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده کرد. لذا این پژوهش برای تخمین مدل از بین سایر روش‌های موجود اقتصادسنجی (VAR، یوهانسن-جسیلیوس، FMOLS و...) از روش اقتصادسنجی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی استفاده کرده است.

٤-۲- تصریح مدل با الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی

پسران و شین (۱۹۹۸)[1] ثابت کرده‌اند که اگر بردارهای همگرایی از به‌کارگیری روش حداقل مربعات معمولی، بر اساس یک رابطه‌ی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده باشند، به دست آید علاوه بر اینکه برآوردگر دارای توزیع نرمال بوده، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیشتر برخوردار خواهد بود. از مزایای استفاده از روش مذکور به‌دست آوردن برآوردهای سازگار از ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرها با توجه به مانا بودن آنها در سطح می‌باشد (نوفرستی[2]، ۱۳۷۸:ص ۹۵).

٤-۲-۱- برآورد مدل با استفاده از الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی

برای برآورد پارامتر سهم سرمایه فیزیکی، سهم سرمایه انسانی و پارامتر تکنولوژی در توابع نمایی بایستی ابتدا از تابع تولید لگاریتم طبیعی گرفته تا به حالت خطی درآید و سپس به تخمین پارامترهای مذکور پرداخته شود.

$$Y = AK^{\alpha}(uH)^{\beta} \rightarrow lnY = lnA + \alpha lnK + \beta \ln(uH)$$

با توجه به روش برآورد، فرم $ARDL$ برای تحقیق حاضر به صورت زیر قابل‌بیان است:

$$lnY = \alpha_{\cdot} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i lnY_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \beta_{1j} lnK_{t-j} + \sum_{j=1}^{n} \beta_{2j} ln(uH)_{t-j} + u_t$$

نتیجه تخمین معادله فوق به روش $ARDL$ در جدول شماره ۲ ارائه شده است. همان‌گونه که از جدول مذکور قابل استنباط است همه متغیرهای موجود در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و با تئوری‌های موجود سازگاری دارند. به عنوان مثال ضریب وقفه اول متغیر تولید ناخالص داخلی مثبت بوده که بیانگر آن است به ازای یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی در دوره t، تولید ناخالص داخلی در دوره $t+1$ به اندازه ۰/۹۷ درصد افزایش می‌یابد.

R^2 جدول نشان‌دهنده آن است که ۹۸ درصد تغییرات مربوط به متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی موجود در مدل توضیح داده‌شده‌اند. همچنین مقدار دوربین واتسون مدل حاکی از عدم خود همبستگی بین جملات پسماند است؛ و در نهایت با توجه به معنی‌دار بودن F می‌توان نتیجه گرفت کل آزمون اشاره‌شده قابل توجیه می‌باشد.

جدول (۲): نتایج حاصل از تخمین *ARDL* کوتاه‌مدت

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
LNY(-۱)	0.97882	6.2478	0
LNY(-۲)	-0.33973	-2.3487	0.026
LNK	1.0254	3.3232	0.002
LNK(-۱)	-0.75624	-2.8708	0.008
LNH	2.3324	2.5269	0.017
LNH(-۱)	-2.1169	-2.3882	0.024
C	0.3458	0.51845	0.608
R^2=0.9866		DW=2.0163	
F(6,26)= 356.635			

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Pesaran and Shin (1998)
2. Noferesti (1999)

٤-۲-۲- آزمون هم‌جمعی

همان‌طور که قبلاً اشاره شد پس از تخمین معادله $ARDL$ باید از وجود هم جمعی بین متغیرها اطمینان حاصل کرد. چنانچه مجموع ضرایب متغیرها با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد داشت.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\alpha}_i}} \rightarrow t = \frac{0/63 - 1}{0/3} = -1/23$$

از آن‌جایی که مقدار محاسباتی t از کمیت بحرانی ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۵ درصد بیشتر است بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت رد شده و وجود این رابطه به اثبات می‌رسد (نوفرستی، ۱۳۷۸، صفحه ۹۸).

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها به تخمین این رابطه و تفسیر آن می‌پردازیم. جدول شماره ۳ نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت را به تصویر می‌کشد. نتایج نشان‌دهنده آن است که لگاریتم موجودی سرمایه فیزیکی با ضریب ۰/۷٤ تأثیر مثبت و معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵ درصدی داشته است. لگاریتم شاخص سرمایه انسانی با ضریب ۰/۵۹ تأثیر مثبت و معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵ درصدی داشته است.

جدول (۳): نتایج حاصل از تخمین *ARDL* بلندمدت

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
LNK	۰/۷٤۵	٤.٦۳۵۱	۰
LNH	۰/۵۹٦۹	۲.۲۹٦۲	۰.۰۲۹
C	-۰/٤۳۵۸	-۱/٦۸۳۹	۰.۰٦۱

منبع: یافته‌های پژوهش

در این مطالعه از آزمون والد برای صحت ضرایب مدل برآورد شده و از آزمون رمزی برای شناسایی فرم تبعی صحیح یا غلط مدل استفاده شده است. این مطالعه همسو با مطالعات انجام شده، برای آزمون بازدهی ثابت نسبت به مقیاس از آزمون ضرایب والد بهره جسته است. به طوری‌که در این آزمون فرضیه صفر نشان دهنده وجود بازدهی ثابت نسبت به مقیاس است. با توجه به آماره آزمون ضرایب والد، فرضیه صفر مبنی بر بازدهی ثابت نسبت به مقیاس رد می‌شود.

$$\begin{cases} H_0 : c(1) + c(2) = 1 \\ H_1 : c(1) + c(2) \neq 1 \end{cases}$$

آزمون رمزی (۱۹٦۹ و ۱۹۷۰) برای شناسایی فرم تبعی صحیح یا غلط معادله ارائه شده است. فرضیه صفر در این آزمون به معنی تصریح صحیح است (تشکینی[1]، ۱۳۸٤، صفحه ۵۱). نتایج آزمون رمزی نشان‌دهنده آن است که نمی توان فرضیه صفر را مبنی بر تصریح صحیح معادله رد کرد.

$$\begin{cases} H_0 : & \text{تصریح صحیح شکل تبعی معادله} \\ H_1 : & \text{تصریح نادرست شکل تبعی معادله} \end{cases}$$

٤-۲-۳- تحلیل معادله تصحیح خطای (*ECM*) رشد اقتصادی ایران

مدل تصحیح خطای مربوط به مدل رشد اقتصادی ایران بر اساس مدل اوزاوا-لوکاس به صورت زیر می‌باشد:

$$ly = \alpha_0 + \beta_1 dlk + \beta_2 dlh + \beta_3 ECM(-1)$$

ضرایب مربوط به برآورد تصحیح خطا که بیانگر ارتباط میان متغیر تولید ناخالص داخلی و سایر متغیرهای توضیحی است، در جدول شماره ٤ آورده شده است.

آن‌گونه که در جدول شماره ٤ مشاهده می‌شود تمامی ضرایب متغیرها معنی‌دار هستند. از آن‌جایی که ضرایب مذکور لگاریتمی هستند، کشش جزئی تولید نسبت به عوامل یادشده را نشان می‌دهند. طبق نتایج جدول، یک درصد افزایش در سرمایه فیزیکی و انسانی منجر به ۱/۰۲۵ و ۲/۳۳ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی می‌شود. لازم به ذکر است که کشش تولید نسبت به سرمایه انسانی بیشتر از سرمایه فیزیکی است.

از آن‌جایی که در مدل‌های تصحیح خطا ضریب ECM باید منفی و معنی‌دار شود تا نشان‌دهنده تعدیل متغیرها در بلندمدت باشد، لذا در جدول مذکور این ضریب منفی و

1. Tashkini (2005)

معنی‌دار بوده که هم‌سویی این تخمین و نتایج آن را با مبانی اقتصادسنجی نشان می‌دهد. ضریب ۰/۳٦- تصحیح خطا نشان می‌دهد که در هر دوره ۳٦ درصد عدم تعادل در تولید ناخالص داخلی تعدیل‌شده و به سمت روند بلندمدت آن نزدیک می‌شود. با توجه به آماره R^2، ٦۱ درصد تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای توضیحی، توضیح داده شده‌اند. همچنین آماره دوربین- واتسون نشان‌دهنده عدم وجود خود همبستگی در مدل می‌باشد؛ و در نهایت مقدار F که از مقدار ناحیه بحرانی بیشتر بوده مشخص‌کننده معنی‌داری کل آزمون است.

جدول (٤): نتایج تخمین معادله‌ی تصحیح خطای رشد اقتصادی ایران

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
dLNY۱	0.33973	2.3487	0.025
dLNK	1.0254	3.3232	0.002
dLNH	2.3324	2.5269	0.017
dC	0.3458	0.51845	0.608
ECM(-۱)	-0.3609	-3.8050	0.001
R^2=0.6105		DW=2.0163	
F(6,31)= 11.36			

منبع: یافته‌های پژوهش

۵- جمع بندی و نتیجه‌گیری

در این پژوهش کوشیده شده است تا عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی ایران در قالب مدل رشد درون‌زای اوزاوا-لوکاس شناسایی و سپس نحوه تأثیرگذاری این عوامل مورد بررسی قرار گیرد. در این راستا پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های سری زمانی و تکنیک هم‌جمعی در اقتصادسنجی، به خصوص مدل خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی و سازوکار تصحیح خطا، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرهای رشد اقتصادی را در قالب الگوی رشد اوزاوا-لوکاس برای اقتصاد ایران برآورد کرده است.

نتایج به دست آمده از این مطالعه حاکی از همسو بودن آن با سایر مطالعات انجام شده در این حوزه از جمله مطالعات درگاهی و قدیری (۱۳۸۲)، کمیجانی و معمار نژاد (۱۳۸٤)، متفکر آزاد و همکاران (۱۳۸۸) و ربیعی (۱۳۸۸) می‌باشد. نتایج بدست آمده نشان دهنده سهم کمتر کشش سرمایه انسانی نسبت به کشش سرمایه فیزیکی در رشد تولید ملی است. این در حالی است که در کشورهای توسعه‌یافته، سرمایه انسانی سهم قابل‌توجهی از رشد تولید ملی را تشکیل می‌دهد.

بنابراین می‌توان نتیجه گرفت عوامل درون‌زای رشد که همان عوامل مؤثر در تشکیل سرمایه انسانی جامعه هستند در تحولات رشد اقتصادی ایران نسبت به سرمایه فیزیکی نقش کمتری دارد. البته این نتیجه دور از انتظار نبوده زیرا شواهد حاکی از آن است که در اقتصاد ایران هرچند در توسعه سرمایه انسانی و گسترش رشته‌های دانشگاهی و مقاطع تحصیلی بالاتر و تأسیس دانشگاه‌های مختلف گام‌های بلندی برداشته شده و سطح دانش در جامعه ارتقا یافته و البته این ارتقاء نیز سهمی را در ایجاد محصول ملی داشته اما نسبت به سرمایه فیزیکی که متکی بر ادوات و سخت‌افزار و منابع طبیعی و پولی است در موضع ضعف قرار دارد. این موضوع نشان می‌دهد که تمام رشد اتفاق افتاده در آموزش و توسعه سرمایه انسانی در کشور نتوانسته است در رشد تولید و درآمد ملی نقش‌آفرینی کند و لذا سهم سرمایه انسانی در تولید نسبت به سرمایه فیزیکی هنوز ضعف دارد. بنابراین به عنوان یک توصیه سیاستی باید در خصوص مولدمحور شدن رشته‌های دانشگاهی تلاش نمود.

در مجموع و با توجه به مطالب اشاره شده در این راستا و با توجه به نتایج به دست آمده لازم است در جهت تقویت و کیفیت سرمایه انسانی (متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار) در کشور، تلاش‌های اساسی انجام گیرد. اگرچه در سال‌های اخیر شاهد توجه مسئولین به این مهم بودیم ولی برای رسیدن به چشم‌انداز توسعه و متوسط نرخ رشد ۸ درصدی پیش‌بینی‌شده در برنامه پنجم، نیاز به توجه هر چه بیشتر مسئولین به سرمایه انسانی به چشم می‌خورد.

منابع:

Aluaro, M.P. and Miguel, S. (2004), "Comparing Macroeconomic Returns on Human and Public Capital: An Empirical Analysis of the Portuguese Case". Journal of Policy Modeling, 1, pp. 314-335.

Barro, R.J. and Sala-i-Martin, X. (2004), "Economic Growth (2th ed.)", Boston: MIT Press.

Behboudi, D. and Montazeri Shoorekchali, J. (2011), "The Investigation of TFP in Iranian Economy (1966-2007)", Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(3), pp. 49-72.

Branson, W.H. (1989), "Macroeconomic Theory and Policy (3th ed.)", New York: Harper and Row.

Central Bank of the Islamic Republic of Iran, (2000-2011), "Economic Indicators", Tehran: Iranian Central Bank.

Dargahi, H. and Ghadiri, A. (2003), "The Determinants of Economic Growth in The Iranian Economy: (With Emphasis on Endogenous Growth Models), "Iranian Journal of Trade Studies, 26, pp. 1-33.

Gharebaghian, M. (2004), "Economic Growth and Development", Tehran: Ney Press.

Gujarati, D.N. (1995), "Basic Econometrics (3th ed.) ", New York: McGraw-Hill.

Hojo, M. (2003), "An Indirect Effect of Education on Growth", Economic Letters, 80, pp. 31-34.

Kang, J. (2006), "An Estimation of Growth Model for South Korea Using Human Capital", Journal of Asian Economics, 17, pp. 852-866

Komijani, A. and Memarnejad, A. (2004), "Signification of Human Resource Quality and R&D on Iranian Economic Growth", Iranian Journal of Trade Studies, 31, pp. 1-31.

Kottaridi, C. and Stengos, T. (2010), "Foreign Direct Investment, Human Capital and Non-Linearities in Economic Growth", Journal of Macroeconomics, 32, pp. 858-871

Macmahon, W. (1987), "The Relation of Education and R&D to Productivity Growth in the Developing Countery of Africa", Economics of Eduction Review, 6, pp. 60-76.

Martin, M. and Herranz, A. (2004), "Human Capital and Economic Growth in Spanish Regions", International Advances in Economic Research, 10, pp. 249-256.

Mo, K.J. (2006), "An Estimation of Growth Model for South Korea Using Human Capital", Journal of Asian Economics, 17, pp. 852-866.

Nili, M. and Nafisi, S.h. (2003), "Estimation of the Human Capital of Iran Based on the Average Years of Education of the Labor Force", Iranian Journal of Economic Research, 25, pp. 1-22

Noferesti, M. (1999), "Unit Root and Cointegration in Econometrics", Tehran: Rasa.

Oketch, M. (2006), "Determinants of Human Capital Formation and Economic Growth of African Countries", Economics of Education Review, 5, pp. 554-564

Raymo, J. (1995), "Are Investment in High Education Productive: Evidence from Japanese Time Series Data", Osaka City University Economic Review, 39, pp. 1-30.

Romer, D. (2006), "Advanced Macroeconomics (3th ed.) ", McGraw-Hill.

Statistical Center of Iran (2006 and 2011), "General Population and Housing Census Result", Tehran: Statistical Center of Iran.

Stevens, P. (2003), "Resource Impact: Curse of Blessing a Literature Survey", Journal of Energy Literature, 9, pp. 3-42.

Taghavi, M. and Mohammadi, H. (2006), "The Effect of Human Capital on Economic Growth: Case of Iran", Iranian Jurnal of Economic Research Review, 22, pp. 15-43

Tashkini, A. (2005), "Applied Econometrics With Microfit", Tehran: Dibagaran.

Yavari, K. and Salmanizadeh, B. (2005), "Economic Growth in Countries with Natural Resources: Petroleum Exporting Countries", Iranian Journal of Trade Studies, 37, pp. 1-24.

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 کنند.

نام: .....

نام خانوادگی: .....

نشانی: .....

کد پستی: .....

شماره همراه: .....

شماره ثابت: .....

آدرس الکترونیکی: .....

Advisory Editorial Board:

Abdoli, G. (Ph.D.)	Falahati, A. (Ph.D.)	Mehnat Far, Y.(Ph.D.)	Razmi, M. J. (Ph.D.)
Abdolmaleki, H. (Ph.D.)	Fallahi, M. A. (Ph.D.)	Mehrara, M. (Ph.D.)	Sadeghi, H. (Ph.D.)
Abu Nuri, E. (Ph.D.)	Feyzpour, M. A. (Ph.D.)	Mehregan, N.(Ph.D.)	Sadeghi, Z. (Ph.D.)
Afshari, Z. (Ph.D.)	Fotros, M.H. (Ph.D.)	Mila Elmi, Z. (Ph.D.)	Sahabi, B. (Ph.D.)
Agheli, L. (Ph.D.)	Hazeri, H. (Ph.D.)	Mir Bagheri Hir, M.N. (Ph.D.)	Salimi far, M. (Ph.D.)
Ahmadi Shadmehri, M.T. (Ph.D.)	Homayuni Far, M. (Ph.D.)	Mohammad Zadeh, P. (Ph.D.)	Seyf, A. (Ph.D.)
Akbari Fard, H. (Ph.D.)	Hoseini Nasab, S.E. (Ph.D.)	Momeni, F. (Ph.D.)	Shabani, A. (Ph.D.)
Akbarian, R. (Ph.D.)	Jalaei, S.A. (Ph.D.)	Monsef, A. (Ph.D.)	Shahabadi, A. (Ph.D.)
Arman. S.A. (Ph.D.)	Jafari Samimi, A. (Ph.D.)	Naderi, M. (Ph.D.)	Shahiki Tash, M. N. (Ph.D.)
Asgari, A. (Ph.D.)	Karimzadeh, M. (Ph.D.)	Najafi Zadeh, S. A. (Ph.D.)	Shahnoushi, N. (Ph.D.)
Atrkare Roshan, S. (Ph.D.)	Karimi Takanloo, Z. (Ph.D.)	Najar Zadeh, R. (Ph.D.)	Shakibaei, A. (Ph.D.)
Bafande Imandust, S. (Ph.D.)	Karshenasan, A. (Ph.D.)	Nasrollahi, K. (Ph.D.)	Sharifi Ranani, H. (Ph.D.)
Biabani J.(Ph.D.)	Khalili Eraghi, M. (Ph.D.)	Nasrollahi, Z. (Ph.D.)	Soheyli, S. (Ph.D.)
Dadgar, Y. (Ph.D.)	Khoda Bakhshi, A. (Ph.D.)	Pedram, M. (Ph.D.)	Suri, A. (Ph.D.)
Delangizan, S. (Ph.D.)	Khoda panah, M. (Ph.D.)	Pour Faraj, A. (Ph.D.)	Tari, F. (Ph.D.)
Ebrahimi, M. (Ph.D.)	Komijani, A.(Ph.D.)	Rahmani, T. (Ph.D.)	Vaez, M. (Ph.D.)
Emadzadeh, M. (Ph.D.)	Lashkari, M. (Ph.D.)	Rajabi, M. (Ph.D.)	Yavari, K. (Ph.D.)
Erfani, A.(Ph.D.)	Makkeyan, S. N. (Ph.D.)	Ranjpour, R. (Ph.D.)	Zaraanezhad, M. (Ph.D.)
Ezzati, M.(Ph.D.)	Manzoor, D. (Ph.D.)	Rasekhi, S. (Ph.D.)	

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 (Ph.D.)
Chief Editor: Mohammad Reza Lotfali pur (Ph.D.)
Editorial Staff Secretary: Ali Younessi

Editorial Board:

1	S.P. Singh (Ph.D.)	Professor	IIT Roorkee, India
2	Abolghasem Esna Ashari (Ph.D.)	Associate Professor	Payame Noor University
3	Farhad Khodadad Kashi (Ph.D.)	Associate Professor	Payame Noor University
4	Mohammad Reza Seied Nurani (Ph.D.)	Associate Professor	Allame Tabatabaee University
5	Mahdi Sadeghi Shahdani (Ph.D.)	Associate Professor	Economic Sciences University
6	Mohammad Hassan Fotros (Ph.D.)	Associate Professor	Bu Ali Sina University
7	Mohammad Reza Lotfali pur (Ph.D.)	Associate Professor	Ferdowsi University
8	Mahmud Yahyazadeh Far (Ph.D.)	Associate Professor	Mazandaran University
9	Gholamreza Mesbahi Moghadam (Ph.D.)	Associate Professor	Imam Sadegh University
10	Mohammad Ali Molaei (Ph.D.)	Assistant Professor	Shahrud Universit of Technology

Persian Editor: Mohsen Zolfaghari (Ph.D.)
English Editor: Mojgan Eivazi (Ph.D.)
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. 3 , No. 11 , August 2013