بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی – پژوهشی

پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور استان مرکزی

مدیر مسئول: دکتر هادی غفاری

سر دبیر: دکتر محمد رضا لطفعلی پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

ردیف	عضو هیئت تحریریه	موسسات آموزشی و پژوهشی	درجه علمی	رشته
1	دکتر ابوالقاسم اثنی عشری	دانشگاه پیام نور مازندران	دانشیار	اقتصاد
2	دکتر فرهاد خداداد کاشی	دانشگاه پیام نور سازمان مرکزی	دانشیار	اقتصاد
3	دکتر سید محمد رضا سید نورانی	دانشگاه علامه طباطبایی	دانشیار	اقتصاد
4	دکتر اس پی سینگ	آی آی تی رورکی هندوستان	استاد	اقتصاد
5	دکتر مهدی صادقی شاهدان	دانشکده علوم اقتصادی	دانشیار	اقتصاد
6	دکتر محمد حسن فطرس	دانشگاه بوعلی سینا همدان	دانشیار	اقتصاد
7	دکتر محمد رضا لطفعلی پور	دانشگاه فردوسی مشهد	دانشیار	اقتصاد
8	دکتر غلامرضا مصباحی مقدم	دانشگاه امام صادق (ع)	دانشیار	اقتصاد
9	دکتر محمد علی مولایی	دانشگاه صنعتی شاهرود	استادیار	اقتصاد
10	دکتر محمود یحیی زاده فر	دانشگاه مازندران	دانشیار	مدیریت

ویراستار فارسی: دکتر محسن ذوالفقاری

ویراستار انگلیسی: دکتر مژگان عیوضی

تایپ و صفحه آرایی: ایمان پاکنژاد- مرضیهٔ مروجی

همکاران علمی فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

دکتر اسماعیل ابونوری	دکتر سید عبدالمجید جلائی	دکتر محمد رضا شاهرودی	دکتر محمد لشکری
دکتر محمد علی احسانی	دکتر علی حاجی نژاد	دکتر بیتا شایگانی	دکتر یوسف محنت فر
دکتر علی محمد احمدی	دکتر رحمان خوش اخلاق	دکتر احمد شعبانی	دکتر عبد العلی منصف
دکتر کریم اسلاملوئیان	دکتر سید ابراهیم حسینی نسب	دکتر علیرضا شکیبایی	دکتر داوود منظور
دکتر حسین اصغرپور	دکتر باب اله حیاتی	دکتر حسن صادقی	دکتر محمد حسین مهدوی عادلی
دکتر حسین اکبری فرد	دکتر مهدی خداپرست	دکتر حسین صادقی	دکتر محسن مهرآرا
دکتر رضا اکبریان	دکتر منصور خلیلی عراقی	دکتر زین العابدین صادقی	دکتر زهرا میلا علمی
دکتر صادق بافنده ایمان دوست	دکتر محمد خوش چهره	دکتر سید کمیل طیبی	دکتر سید عباس نجفی زاده
دکتر صادق بختیاری	دکتر حمید دیهیم	دکتر حجت اله عبدالملکی	دکتر خدیجه نصرالهی
دکتر محمد باقر بهشتی	دکتر محمد رضا رنجبر فلاح	دکتر قهرمان عبدلی	دکتر محمد نعمتی
دکتر حسین پناهی	دکتر مرتضی سامتی	دکتر علیرضا عرفانی	دکتر محمد نوفرستی
دکتر محمد حسین پور کاظمی	دکتر حسن سبحانی	دکتر مرتضی عزتی	دکتر مسعود همایونی فر
دکتر عادل پیغامی	دکتر بهرام سحابی	دکتر علی عسگری	دکتر محمود هوشمند
دکتر وحید تقی نژاد	دکتر علی سوری	دکتر شکوفه فرهمند	دکتر کاظم یاوری
دکتر احمد جعفری صمیمی	دکتر کیومرث سهیلی	دکتر اسرافیل کسرایی	

این فصلنامه به موجب نامه شماره 89/3/11/36934 مورخ 89/8/8 کمیسیون نشریات علمی کشور دارای درجه علمی – پژوهشی است و در قالب تفاهم نامه، با همکاری (به ترتیب حروف الفبا) دانشکده علوم اقتصادی، دانشگاه امام صادق (ع)، دانشگاه بوعلی سینا، دانشگاه پیام نور استان مازندران، دانشگاه صنعتی شاهرود و دانشگاه مازندران منتشر می‌شود.

شرایط تدوین و پذیرش مقاله و چگونگی ارسال آن

محورهای پذیرش مقاله

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

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

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

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

5- سیاستها و راهبردهای رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران و کشورهای در حال توسعه

6- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

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

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

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

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

11- جهانی شدن، تجارت بین الملل و رشد و توسعه اقتصادی

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

شرایط پذیرش مقاله

الف – محتوی

1- در جهت اهداف و محورهای فصلنامه باشد.

2- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.

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

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

ب – شکل ظاهری

1- مقاله شامل عنوان، معرفی نویسنده یا نویسندگان (آدرس محل کار، تلفن، نمابر و پست الکترونیکی)، چکیده فارسی و انگلیسی (حداکثر در 200 کلمه)، واژه‌های کلیدی (حداکثر 5 واژه)، طبقه بندی JEL، مقدمه، پیشینه، روش، چارچوب نظری، یافته‌ها، نتیجه گیری، پیوست‌ها و فهرست منابع باشد.

2- از 20 صفحه تایپ شده در قطع A_4 و تعداد 300 کلمه در هر صفحه تجاوز نکند. مقاله با استفاده از نرم افزار WORD 2003 نوشته شود. برای متن فارسی از قلم Bnzanin با اندازه 13 و برای لغات انگلیسی به کار برده شده در متن فارسی از قلم Times New Roman با اندازه 11 استفاده شود. برای متن مقالات انگلیسی از قلم Times New Roman با اندازه 13 و برای چکیده انگلیسی از همان قلم با اندازه 11 استفاده شود.

3- روش ارجاع داخل متون (APA) باشد، یعنی منابع مورد استفاده در متن به این صورت درج شود: نام خانوادگی نویسنده، تاریخ انتشار، شماره جلد و شماره صفحه (مظفر، 1375، ج 1، ص 11). در صورت تکرار بلافاصله همان منبع کلمه همان با شماره جلد و صفحه آورده شود.

4- 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، سال 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.

5- 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

سه نسخه از مقاله به انضمام لوح فشرده حاوی فایل مقاله همراه با تعهدنامه ی نویسنده ی مسئول (قابل دسترسی در سایت فصلنامه به آدرس www.pepnu.ir به آدرس پستی دفتر فصلنامه ارسال گردد. ارسال همزمان فایل مقاله ترجیحاً از طریق همان سایت یا ایمیل فصلنامه (egdr@pepnu.ir) نیز الزامی است.

آدرس پستی: اراک، کمربندی شمالی، دانشگاه پیام نور استان مرکزی، صندوق پستی 1136-38135 دفتر فصلنامه علمی پژوهشی پژوهشهای رشد و توسعه اقتصادی.

تلفن: 3675576 – 0861 نمابر: 3675597 -0861 همراه: 09185288130

پست الکترونیکی: egdr@pepnu.ir آدرس الکترونیکی:www.pepnu.ir

سایر نکات

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

فهرست مطالب

ارزیابی تاثیر درجه تمرکز و هزینه‌های تبلیغات بر سودآوری در بخش صنعت ایران (رهیافت داده‌های تابلویی پویا)..... 9

دکتر فیروز فلاحی، علی دهقانی

روش همگرایی آزمون باند، تعامل بین سرمایه انسانی و بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران 31

دکتر محمد طاهر احمدی شادمهری، دکتر علی اکبر ناجی میدانی، فرشته جندقی میبدی

مطالعه رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادر کننده نفت..... 59

دکتر محمد حسن فطرس، دکتر هادی غفاری، آزاده شهبازی

تأثیر متغیرهای پولی بر رشد اقتصادی در ایران با رویکرد پول‌گرایان..... 79

دکتر محمد لشکری

تخمین تابع تقاضای خارجی کل گردشگری ایران (رهیافتTVP)..... 107

دکتر پرویز محمدزاده، دکتر داود بهبودی، مجید فشاری، سیاب‌ممی‌پور

بررسی تاثیر تحولات شاخص‌های منتخب فرهنگی بر رشد اقتصادی در ایران (الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شده ARDL)..... 133

مهدی فدائی خوراسگانی، سمیه نیری

بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد، مخارج آموزشی و رشد اقتصادی..... 161

دکتر رضا اکبریان، مهسا فام‌کار

ارزیابی تاثیر درجه تمرکز و هزینه‌های تبلیغات بر سودآوری در بخش صنعت ایران (رهیافت داده‌های تابلویی پویا)

دکتر فیروز فلاحی*، علی دهقانی**

دریافت: 1389/5/2 پذیرش: 1389/8/9

چکیده

در حالی‌که سابقه مطالعات و وضع قوانین ضد انحصار و تسهیل رقابت در دنیا به بیش از 120 سال[1] می‌رسد، اما این مساله در ایران سابقه طولانی ندارد و از تصویب قانون تشویق رقابت و شکل‌گیری شورای رقابت در ایران زمان زیادی نمی‌گذرد. با این حال اختصاص یک فصل از قانون برنامه چهارم توسعه ج.ا.ا به رقابت‌پذیری فعالیت‌های اقتصادی، حاکی از اهمیت این موضوع در اقتصاد ایران است.

این مطالعه به ارزیابی تاثیر درجه تمرکز و هزینه‌های تبلیغات بر سودآوری در بخش صنعت ایران می پردازد. برای این منظور از داده‌های مربوط به کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بالاتر طی سال‌های 1381-1374 استفاده شده و مدل اقتصاد سنجی با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی پویا[2] (DPD) برآورد گردیده است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که نرخ سودآوری در صنایع متمرکز و انحصاری ایران بالاتر بوده و تبلیغات نیز اثر مستقیمی بر سودآوری صنایع ایران داشته است.

کلمات کلیدی: رقابت، انحصار، درجه تمرکز، سودآوری، هزینه‌های تبلیغات، تکنیک داده‌های تابلویی پویا(DPD)

طبقه‌بندی JEL: C22, L10

---

* دانشگاه تبریز، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی.

ffallahi@tabrizu.ac.ir

** دانشگاه تبریز، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشجوی دکتری اقتصاد صنعتی دانشگاه تبریز

dehghani30@gmail.com

1- به عنوان مثال قانون شرمن از سال 1890 میلادی در آمریکا اجرا می‌گردد.

2 -Dynamic Panel Data(DPD)

1- مقدمه

مفاهیم ساختار، رفتار و عملکرد[1] بازار تحت عنوان عناصر سه گانه بازار، در ادبیات اقتصاد صنعتی مطرح هستند که نحوه ارتباط این عناصر و چگونگی اثرگذاری متقابل آنها، مورد اختلاف نظر اقتصاد دانان و مکاتب مختلف اقتصادی است. بحث‌ها و مطالعات اولیه پیرامون رابطه بین عناصر سه‌گانه بازار در ابتدا توسط توسط میسن[2] و شاگردانش مطرح شد که از بنیان‌گذاران مکتب «ساختارگرایی»[3] بودند. میسن و بن[4] با معرفی مفهوم موانع ورود و تأثیر آن بر رفتار و عملکرد اقتصادی بنگاه‌ها بر اهمیت ساختار بازار تأکید نمود. ساختارگرایان معتقدند جهت علیت، از ساختار به رفتار و سپس به عملکرد ختم می‌شود. در نقطه مقابل مکتب ساختارگرایان در حوزه اقتصاد صنعتی، طرفداران مکتب شیکاگو ـ UCLA[5] قرار دارند که از دهه 50 میلادی با حضور استیگلر[6] در دانشگاه شیکاگو و از دهه دهه 70 میلادی به بعد به کوشش اقتصاددانان بنامی همچون استیگلر، برازن[7]، مک‌گی[8]، دمستز[9] پازنر[10] و سایر نویسندگانی که عقایدی مخالف نظر ساختارگرایان دارند به اوج رسید. برخلاف مکتب ساختارگرایان، طرفداران این مکتب جهت علیت را از عملکرد به رفتار و ساختار می‌دانند. عملکرد بازار در قیمت، کارایی، پیشرفت فنی، نرخ سودآوری، میزان تولید، فروش، صادرات و اشتغال منعکس می‌شود. قیمت و نرخ سودآوری و سایر جنبه‌های عملکرد بازار تحت تأثیر رفتار رقابتی یا همکاری بنگاه‌ها و ساختار بازار مشخص

1- Structure Conduct Performance
2- Mason
3 -Structuralism School
4- Bain
5- دانشگاه برکلی در لوس آنجلس
6- Stigler
7 - Brozen
8-.Mcgee
9 - Demsetz
10- Posner

می‌شود. از جمله متغیرهای ساختاری بازار می‌توان به درجه تمرکز بازار[1] اشاره نمود. همچنین تبلیغات یکی از متغیرهای مهم رفتاری بازار می‌باشد که می‌تواند بر ساختار و عملکرد بازار تاثیر داشته باشد. در عین حال تبلیغات می‌تواند بر کارکرد بازار و سود اقتصادی بنگاه تبلیغ‌کننده نیز اثر گذار باشد. تبلیغات می‌تواند با افزایش درجه تمرکز به انحصارات دامن زده یا با کاهش درجه تمرکز رقابت‌آفرین باشد. نحوه ارتباط سودآوری به عنوان متغیرهای عملکردی بازار، درجه تمرکز به عنوان یک متغیر ساختاری بازار و هزینه‌های تبلیغات به عنوان متغیرهای رفتاری بازار و چگونگی اثرگذاری متقابل آنها، مورد اختلاف نظر اقتصاد دانان و مکاتب مختلف اقتصادی است. از سوی دیگر، مطالعات تجربی متعددی نیز در حمایت از این دیدگاه‌ها وجود دارد. بنابراین لازم است که این موضوع در بخش صنعت ایران مورد مطالعه قرار گیرد. برای این منظور این مطالعه به بررسی اثر درجه تمرکز و هزینه‌های تبلیغات بر سودآوری بخش صنعت ایران می‌پردازد. مهمترین فرضیه مورد آزمون در این مطالعه این است که ارتباط بین سودآوری با درجه تمرکز و هزینه‌های تبلیغات در بخش صنعت ایران یک ارتباط مستقیم می‌باشد. برای این منظور از داده‌های مربوط به کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن و بالاتر طی سال‌های 1381-1374 استفاده می‌شود و مدل اقتصاد سنجی با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی پویا[2](DPD) مورد آزمون قرار می‌گیرد.

در ادامه، مطالب به صورت زیر سازماندهی می‌شود: ابتدا به بررسی ادبیات نظری موضوع پرداخته شده است. سپس مروری بر مطالعات تجربی پیشین شده و روش تخمین، تخمین مدل، تفسیر نتایج و ارائه توصیه‌های سیاستی نیز در ادامه این مطالعه بیان خواهند شد.

---

1 - Market Concentration
2 -Dynamic Panel Data(DPD)

2- ادبیات نظری تبلیغات،تمرکز و سودآوری

بررسی رابطه بین هزینه‌های تبلیغات به عنوان یک متغیر رفتاری با عملکرد بازار یکی از موضوعات مهم و اساسی در ادبیات اقتصاد صنعتی می‌باشد. از اولین و مهمترین مطالعه در این زمینه مربوط می‌توان به مطالعه کومونار و ویلسون[1] (1967) اشاره نمود. کومانور و ویلسون مطالعاتشان را برروی تبلیغات و اثر آن بر نرخ سود متمرکز نموده و این فرضیه را آزمون نموده‌اند که آیا نرخ سود بنگاه‌ها از نظر آماری به‌وسیله شدت تبلیغات قابل توضیح است یا خیر؟

ارتباط بین تبلیغات، تمرکز و رقابت در مطالعات ساتن[2] (1974) بررسی شده‌است. وی در مجموعه صنایع کالاهای مصرفی، فرض می‌کند که ارتباط بین شدت تبلیغات، (نسبت تبلیغات به فروش) و تمرکز به شکل u معکوس می‌باشد. بنابراین شدت تبلیغات در صنایع تقریباً متمرکز، بیشترین و در صنایع با تمرکز بالا، کمترین می‌باشد. نتایج مطالعات ساتن می‌تواند برای سیاست‌های ارتقاء رقابت مفید واقع شود.

ساتن بیان می‌کند که تبلیغات بر توزیع سهم بازار بین بنگاه‌ها اثر می‌گذارد. البته این اثرگذاری به ساختار اولیه بازار بستگی دارد که به‌عنوان یک متغیر توضیحی مهم وارد معادله تبلیغات می‌شود. یک بنگاه به دلایل مختلفی ممکن است تبلیغ کند. یکی از این دلایل می‌تواند انحراف مشتریان بنگاه رقیب به سمت بنگاه تبلیغ کننده باشد. چنانچه منافع تبلیغات در طول زمان زیاد باشد، شدت تبلیغات افزایش خواهدیافت و منافع تبلیغات در بلندمدت بستگی به توان بنگاه در حفظ یک نسبت تبلیغات به فروش نسبتاً بالا و بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس عامل تبلیغات دارد. دلیل دیگر استفاده از تبلیغات، افزایش سهم بازار در کوتاه مدت و سپس تلاش برای حفظ سهم بازار در بلند مدت می‌باشد. یکی دیگر از اهداف تبلیغات، افزایش موانع ورود به صنعت، در طول زمان می‌باشد.

1- Comonar and Wilson
2 - Sutton.

ساتن معتقد است که، در صنایع تقریباً متمرکز، فرصت کسب درآمد برای هر بنگاه توسط تقلید از رفتار سایر بنگاه‌ها وجود دارد. این شناخت وابستگی به یکدیگر، می‌تواند عامل ارادی انجام تبلیغات باشد. در صنایع به شدت متمرکز، که فقط یک بنگاه سهم بزرگی از بازار را دارا می‌باشد، هزینه تبلیغات به منظور جذب سهم فروش سایرین، خیلی کم می‌باشد.

اما در صنایع به شدت متمرکز، دو حالت متصور است. یکی وقتی که تعدادی از بنگاه‌ها سهم بزرگی از بازار را در اختیار دارند و دوم، زمانی که یک بنگاه مسلط وجود دارد. در اینجا پیش‌بینی یک تئوری دقیق مشکل است. چون در حالت اول بین بنگاه‌های مسلط، تبلیغات وجود دارد و در حالت دوم میزان تبلیغات نسبت به حالت اول کمتر می‌باشد. یعنی در صنایع به شدت متمرکز، می‌توان انتظار تبلیغات شدید یا ملایم را داشت.

استریکلند[1] و ویس[2] (1976) اثر شدت تبلیغات (نسبت تبلیغات به فروش) را بر نرخ‌های تمرکز و حاشیه‌های سود بررسی نموده‌اند. کاولین[3] و واترسن[4] (1976) اولین اقتصاددانانی بودند که پایه‌های نظری مناسبی به منظور مطالعه ارتباط بین عملکرد و ساختار بازار فراهم نمودند. آنها نشان دادند که بین عملکرد، ساختار و رفتار بازار رابطه زیر وجود دارد:

$$\frac{\pi}{R} = \frac{H}{\eta}(1+?) \qquad (1)$$

سمت چپ این رابطه نسبت سود به فروش را به عنوان شاخصی از عملکرد بازار نشان می‌دهد. همچنین H شاخص تمرکز هیرشمن[5] می‌باشد[6] که ساختار بازار را نشان می‌دهد و

---

1 - Strickland.
2 - Weiss.
3 -Cowling
4 -Waterson
5 - Hirschman Index
6-شاخص هیرشمن که به شاخص هرفیندال - هیرشمن نیز معروف است عبارت است از مجموع مجذورات سهم نسبی بازار بنگاه‌های فعال در یک صنعت که از معروفترین و معتبرترین شاخص‌های ساختار بازار می‌باشد. (خداداد کاشی، فرهاد، 1377، صص 112-108)

مجموعه متغیرهای رفتاری بنگاه‌ها در مقابل یکدیگر نیز با μ نشان داده شده است. ضمنا η نشانگر کشش قیمتی تقاضا می‌باشد. واترسن(1982) و دیویس[1] و کلارک[2](1982) نیز ارتباط بین ساختار و عملکرد بازار را از بعد نظری مورد بررسی قرار می‌دهند و از متغیر تمایز کالایی[3] به عنوان متغیر ساختاری بازار استفاده می‌نمایند.

توبین[4] در بررسی رابطه بین شدت تبلیغات و نرخ سودآوری صنایع، مدل زیر را درنظر می‌گیرد: (لو و سوگیانیس[5] (1996))

(2) (دارایی‌های غیرفیزیکی، دارایی‌های فیزیکی) F = سودآوری

سپس دارایی‌های غیرفیزیکی بنگاه‌ها را ناشی از دو عامل هزینه‌های تحقیق و توسعه (R&D)، هزینه‌های تبلیغات (AD) می‌داند. بنابراین:

(3) (هزینه‌های تبلیغات، هزینه‌های تحقیق و توسعه، دارایی‌های فیزیکی) F = سودآوری

یکی از مهمترین مطالعات صورت گرفته جهت بررسی رابطه بین تبلیغات و سودآوری توسط گراهام[6] و فرانکن برگر[7] (2000) انجام شده است. گراهام و فرانکن برگر بیان می‌کنند که یک حلقه ارتباطی بین مخارج تبلیغات و سودآوری آتی وجود دارد. رابطه بین تبلیغات و سودآوری به کمک ارتباط بین انواع دارایی‌ها و سودآوری‌هایی که هر یک ایجاد می‌کنند قابل تبیین است. بنابراین دارایی‌ها را به دو دسته دارایی‌های فیزیکی و غیرفیزیکی (ملموس و غیر ملموس) تقسیم می‌نمایند.

3- مروری بر مطالعات قبلی

در این بخش از مقاله مروری اجمالی بر برخی از مهمترین مطالعات قبلی در خصوص

---

1 -Davies
2 -Clark
3 -Product Different ions
4 -Tobin
5- Lev, and Sougiannis
6 - Graham
7 - Franken Berger

اثرات متقابل بین تبلیغات، تمرکز و سودآوری، انجام شده توسط محققین و اقتصاددانان خارج از کشور، خواهد شد. برای این منظور، در جدول (1)، نام نویسنده، سال انتشار مقاله یا کتاب، مدل اقتصادسنجی مورد استفاده و خلاصه نتایج گردآوری شده است.

جدول (1): مروری بر مطالعات قبلی در خصوص رابطه متقابل بین تبلیغات، تمرکز و سودآوری

نام نویسنده	سال	مدل تخمین زده شده	خلاصه نتایج مطالعه
جو. اس. بن [1]	1956	$\pi = f(c, barrier)$	تمرکز اثر مثبتی بر سود دارد و تمرکز بالاتر دارای اثرات مانع ورودی بالایی نیز می‌باشد.
لستر تسلر	1964	$AD = f(C4)$	اثر معناداری بین هزینه‌های تبلیغات و تمرکز 4 بنگاه برتر وجود ندارد.
مان	1966	$\pi = f(c, barrier)$	تمرکز اثر مثبتی بر سود دارد و دارای اثرات مانع ورودی بالایی نیز می‌باشد.
مان، هنینگ و میهان	1967	$AD = f(C4)$	رابطه مثبت و قوی بین تمرکز 4 بنگاه برتر و هزینه‌های تبلیغات وجود دارد.
کوماور و ویلسون	1967	$\pi = f(c, adv)$	تبلیغات و تمرکز اثر مستقیم و معناداری بر سودآوری دارند.
لستر تسلر	1969	$AD = f(C4)$	اثر معناداری بین هزینه‌های تبلیغات و تمرکز 4 بنگاه برتر وجود ندارد.

1- معادل انگلیسی نام محققین جدول (1) به شرح ذیل می‌باشد:

Ash, P.(1979), Bain, J.S., (1956), Brush, B.C.,(1978), Clarke, R. and Davies, s. (1982), Comanor, W. S. and Wilson, T.A. (1978), Comanor, W.S. and Wilson, T.A. (1967), Cortes, B.S. (1998), Cowling, k.and waterson, M., (1976), Ekelund, R.B. Jr. and Gramm, W.P. (1970), Gisser, M. (1991), Gisser, M. (1999), Graham Jr. Roger C. & Frankenberger, Kristina D., (2000),Greuner, M.R., Kamerschen, D.R. and Klein, P. (2000), Greer, D.F. (1971), Gupta, N. (2008), Petr Hanel & Alain St-Pierre,(2002), Kundu, A. (2007), Lev, B. and Sougiannis, T., (1996), Lunn,J. (1989), Neokosmidi, Z.V. (2005), Madden, G. and Savage, S.J. (2000), Mann, H.M. (1966), Mann, H.M., Henning,J.A., and Meehan,J.W. (1967), Martin,S.,(1979), Milyo, J. And Waldfogel, J. (1999), Mueller, W.F. and Rogers, R.T.(1980), Ornstein S.I.(1976), Ornstein S.I.(1978), Schmalensee, R (1972), Smitt, D.S., Danford, G.W., and Stanhouse B.E.,(1978), Strickland, A. D.and Weiss, L. W. (1976), Sutton, C.J. (1974), Tesler, L.G. (1964), Tesler, L.G. (1969), Reekie, W.S. (1974), Rees,R.D. (1975), Waterson, M., (1982), Weiss, L.W. (1969), Willis, M.S. And Rogers, R.T. (1998).

ویس	$\pi = f(c, barrier)$	1969	تمرکز اثر مثبتی بر سود دارد و دارای اثرات مانع ورودی بالایی نیز می‌باشد.
اکلاند و گرام	$\Delta C = f(\Delta ad)$ و $c = f(ad)$	1970	اثر معناداری بین هزینه‌های تبلیغات و تمرکز 4 بنگاه برتر وجود ندارد.
گریر	$ADV = f(C, C^2)$	1971	تأیید یک رابطه درجه دوم بین تبلیغات و تمرکز
اشمالنسی	$AD = f(C)$	1972	وجود رابطه خطی مستقیم بین هزینه‌های تبلیغات و تمرکز
ساتن	$ADV = f(C, C^2)$ و $AD = f(C)$	1974	نتایج مدل درجه دوم نسبت به مدل خطی بهتر است و فرضیه وجود رابطه U معکوس بین تبلیغات و تمرکز تأیید می‌شود.
ریکای	$AD = f(C)$	1974	اثر معناداری بین هزینه‌های تبلیغات و تمرکز 4 بنگاه برتر وجود ندارد.
ریس	$ADV = f(C, C^2)$ و $AD = f(C)$	1975	رابطه بین هزینه‌های تبلیغات و تمرکز اکیدا خطی است و وجود رابطه U معکوس بین تبلیغات و تمرکز تأیید نمی‌شود.
کومانور و ویلسون	$\pi = f(Adv, Kreq, other\ var.)$	1976	هزینه‌های تبلیغات و تجهیزات سرمایه ای اثر مستقیم و معنی‌داری بر سود داشته و موانع ورود به بازار را افزایش می‌دهند.
استریکلند و ویس	سیستم معادلات همزمان برای Adv و C	1976	تأیید وجود رابطه معنی‌دار بین این متغیرها
ارنستین	$Adv = f(c, s)$ $\frac{Adv}{s} = f(c)$ $Adv = f(c, c^2, s)$ $\frac{Adv}{s} = f(c, c^2)$	1976	رابطه درجه دوم معنادار نیست و فرضیه وجود رابطه U معکوس بین تبلیغات و تمرکز تأیید نمی‌شود و رابطه بین تمرکز و تبلیغات خطی است.
ارنستین	$\frac{Adv}{s} = f\left(\frac{\pi}{s}, c\right)$ $\frac{Adv}{\pi} = f(c, \frac{s}{\pi})$	1978	نتایج معنادار نبوده و رابطه بین این متغیرها تأیید نمی‌شود.

اسمیت، دنفورد و استانهاوس	1978	$\frac{Adv}{s} = f\left(\frac{n}{s}, c\right)$ $\frac{Adv}{n} = f\left(c, \frac{s}{n}\right)$	اگر درجه تمرکز پایین باشد، هزینه‌های تبلیغات با فروش متناسب است و در بازارهای با درجه تمرکز بالا، بنگاه‌های کوچک تبلیغات نسبتا بالاتری در مقایسه با بنگاه‌های بزرگ دارند و در بازارهای با درجه تمرکز بالا، تمامی بنگاه‌ها تبلیغات شدیدتری نسبت به بنگاه‌های فعال در بازارهای با درجه تمرکز پایین دارند.
براش	1978	$ADV = f(C, C^2)$ و $AD - f(C)$	رابطه درجه 2 از معناداری پایینی برخوردار است و رابطه خطی بین تبلیغات و تمرکز وجود دارد.
مارتین	1979	سیستم معادلات برای سودآوری، تبلیغات و تمرکز	میزان سودآوری و تمرکز طرف عرضه، بر میزان تبلیغات موثرند.
آش	1979	$\Delta C = f(\text{initial } C, \text{growth}, \frac{AD}{S})$	فقط ضریب مربوط به تمرکز اولیه معنادار است و ضرائب سایر متغیرها بی‌معنی می‌باشد.
مولر و روگرز	1980	$\Delta C = f(C, ADV, G, Size)$	عوامل 4 گانه (اندازه بنگاه، هزینه‌های تبلیغات، پراکندگی جغرافیایی و تمرکز موجود) بر تغییرات درجه تمرکز تاثیر دارند.
لان	1989	سیستم معادلات برای هزینه‌های تحقیق و توسعه، هزینه‌های تبلیغات و درجه تمرکز	درجه تمرکز، هزینه‌های تبلیغات و تجهیزات سرمایه‌ای از عوامل تشکیل دهنده سود می‌باشند.
گیسر	1991	$\pi = f(c, adv)$	تبلیغات و تمرکز تاثیر مستقیمی بر سودآوری داشته و اثر تبلیغات بر سودآوری در صنایع متمرکز، بیشتر از اثر مشابه در صنایع با درجه تمرکز پایین است.
گیسر	1999	سیستم معادلات برای سودآوری، تبلیغات و تمرکز	فقط تبلیغات بر سودآوری موثر بوده و فرضیه وجود رابطه U معکوس بین تبلیغات و تمرکز رد می‌شود.
ویلیز و روگرز	1998	$ADV = f(C, C^2, Others)$	فرضیه وجود رابطه U معکوس بین تبلیغات و تمرکز پذیرفته می‌شود.
کورتز	1998	تحلیل آماری روی روند درجه تمرکز صنعتی در ژاپن	اندازه بازار و صرفه‌های به مقیاس از عوامل موثر بر تمرکز و سودآوری هستند.
گیسر	1999	آزمون علیت گرنجر برای متغیرهای تمرکز، سودآوری، هزینه‌های تبلیغات، قیمت و تکنولوژی	سرمایه گذاری در تکنولوژی (هزینه‌های تحقیق و توسعه) عامل ارتقاء تمرکز و افزایش سودآوری است.
میلیو، والد فوگل	1999	تحلیل اثر تبلیغات بر سودآوری و تمرکز صنایع ایسلند	تبلیغات عامل مهمی در ارتقاء رقابت و کاهش قیمت‌ها در صنایع می‌باشد.

مدن و ساویج	2000	تحلیل در صنایع ارتباطی در چارچوب یک مدل نظری	درجه تمرکز بازار و رقابت، از عوامل تشکیل دهنده قیمت‌ها می‌باشند.
گراهام و فرانکن برگر	2000	$\pi = f(R\&D, ADV, INV)$	اثر تبلیغات بر سودآوری در بخش کالاهای مصرفی بیش از کالاهای سرمایه ای است.
گرونر و همکاران	2000	تأثیر متغیرهای فروش، سهم بازار، قیمت بنزین و هزینه‌های تبلیغات بر سودآوری صنایع جنرال موتور، فورد و کرایسلر	یافته‌های اصلی این مطالعه نشان می‌دهد که صنایع اشاره شده نمی‌توانند از طریق هزینه‌های تبلیغات سود خود را بیشتر از سطح نرمال افزایش دهند. بنابراین نتایج این مطالعه با این دیدگاه که هزینه‌های تبلیغات نمی‌تواند موانع ورود برای سایر بنگاه‌ها ایجاد کند، سازگار می‌باشد.
نئوکوسمیدی و همکاران	2005	تأثیر متغیرهای هزینه‌های تبلیغات، سهم بازار بر سودآوری	سهم بازار تأثیر مثبت و معنی‌دار بر سودآوری این بنگاه‌ها داشته و تأثیر این متغیر نسبت به متغیر شدت تبلیغات (نسبت هزینه‌های تبلیغات به فروش) بیشتر می‌باشد.
کوندو	2007	تأثیر هزینه‌های تبلیغات بر سودآوری و ارزش بنگاه‌ها	که هزینه‌های تبلیغات، تأثیر مثبت و معنی‌دار بر سودآوری و ارزش بنگاه‌های مورد بررسی داشته است.
گوپتا	2008	تأثیر هزینه‌های تبلیغات بر عملکرد صنایع	شدت تبلیغات بر فروش سه صنعت اتومبیل، نساجی و صنایع غذایی هند طی سال‌های 1997-2006 تأثیر مثبت و معنی‌دار داشته در حالی که تأثیر تبلیغات بر سودآوری صنایع غذایی و نساجی منفی و معنی‌دار بوده است.

منبع:گردآوری توسط محققین

ملاحظه می‌شود که در خصوص نحوه ارتباط بین سودآوری، تمرکز و تبلیغات، بین اقتصاددانان و محققین اختلاف نظر وجود دارد و گروهی از اقتصاددانان رابطه بین این متغیرها را مثبت می‌دانند و عده ای دیگر این رابطه را رد می‌نمایند. در برخی از مطالعات وجود یک رابطه خطی بین تمرکز و تبلیغات تاکید می‌شود و در مطالعات دیگر این رابطه به شکل U معکوس می‌باشد.

در ادامه به مطالعات داخلی انجام شده در خصوص رابطه بین سودآوری، تمرکز و تبلیغات پرداخته می‌شود. در مورد مطالعات داخلی انجام شده می‌توان بیان کرد که تنها در

مطالعات محدودی و به صورت جداگانه به بررسی تأثیر هزینه‌های تحقیق و توسعه و تبلیغات بر سودآوری صنایع پرداخته شده است که در ادامه به برخی از آنها پرداخته می‌شود:

خداداد کاشی و دهقانی(1384) به ارزیابی تاثیر تبلیغات بر ماهیت رقابت و انحصار در بازار در بخش صنعت ایران می‌پردازند و رابطه بین تمرکز و تبلیغات در صنایع با کد 4 رقمی ایران را خطی نتیجه می‌گیرند و فرضیه وجود رابطه U معکوس بین تبلیغات و تمرکز در صنایع ایران، پذیرفته نمی‌شود. دهقانی و همکاران (1384) در مطالعه دیگری، اثر هزینه‌های تبلیغات را بر سودآوری صنایع غذایی ایران طی سال‌های 1375-1379 و برای 22 کد چهاررقمی صنایع غذایی ایران مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس نتایج حاصل از تخمین مدل، ارتباط مثبت و معنی دار بین شدت تبلیغات و سودآوری صنایع غذایی ایران در سال‌های مذکور تأیید شده است. علاوه بر این یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد حد بهینه‌ای از شدت تبلیغات وجود دارد که در آن، سودآوری صنایع غذایی ایران حداکثر می‌شود. دهقانی و همکاران (1386) در مطالعه‌ای، به بررسی اثر هزینه‌های تحقیق و توسعه به سودآوری صنایع ایران و تعاونی‌های تولیدی استان خراسان رضوی می‌پردازند. آنها در این مطالعه نتیجه می‌گیرند که هزینه‌های تحقیق و توسعه اثر مثبت و معنی‌داری بر سودآوری صنایع با کد 4 رقمی ایران در سال‌های 81-1374 داشته است.

در جمع‌بندی مطالعات صورت گرفته می‌توان بیان کرد که در مطالعات داخلی، تأثیر متغیرهای ساختاری و رفتاری به صورت همزمان بر متغیر عملکرد بازار (سودآوری) مورد بررسی قرار نگرفته است. لذا انجام این پژوهش از حیث بررسی متغیرهای ساختاری و رفتاری بر عملکرد بازار (سودآوری صنایع) و استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی پویا برای اولین بار در صنایع ایران، حائز اهمیت می‌باشد.

4- معرفی رویکرد داده‌های تابلویی پویا و تخمین مدل اقتصادسنجی

در این مطالعه به منظور تبیین تاثیر درجه تمرکز و هزینه‌های تبلیغات بر سودآوری صنایع با کد 4 رقمی ایران، از داده‌های مربوط به کارگاه‌های صنعتی ده نفر کارکن به بالا برای

سال‌های 1381-1374 استفاده شده است. مدل مورد استفاده در این مطالعه بر اساس مبانی نظری و مطالعه تجربی گیسر (1991)، کومانور و ویلسون (1967) و دیگر محققین اشاره شده در جدول (1) به صورت زیر تصریح شده است:

$$prof/s = f(c4,, adv/s) \qquad (4)$$

که در آن، prof /s نرخ سودآوری صنایع می‌باشد که به صورت نسبت سود پس از کسر عوارض و مالیات به فروش محاسبه می‌شود[1]. c4 شاخص درجه تمرکز بازار است که به صورت نسبت فروش 4 بنگاه برتر به کل فروش صنعت برای هر کد 4 رقمی محاسبه شده است[2]. Adv/s نیز بیانگر نسبت هزینه‌های تبلیغات به فروش می‌باشد که در ادبیات اقتصاد صنعتی به شاخص شدت تبلیغات[3] معروف است[4].

در این مطالعه به منظور ارزیابی تاثیر هزینه‌های تبلیغات و درجه تمرکز بازار بر سودآوری بخش صنعت ایران، مدل اقتصادسنجی ذیل به منظور تخمین، مورد استفاده قرار گرفته است:

$$\pi_{it} = \alpha_i + \beta_1 c4_{it} + \beta_2 adi_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (5)$$

که در آن π همان prof /s نرخ سودآوری صنعت و adi نیز شدت تبلیغات می‌باشد.

1- قابل ذکر است که یکی از روشهای متداول در مطالعات تجربی برای محاسبه نرخ سودآوری استفاده از شاخص نسبت ارزش افزوده به فروش می‌باشد. علاوه بر آن شاخص‌های دیگری نظیر نسبت سود به فروش، سود پس از کسر مالیات و عوارض به فروش و ... نیز استفاده می‌شود. همچنین ارزش افزوده به صورت تفاوت بین ارزش ریالی ستانده‌ها و داده‌های فعالیت‌های صنعتی محاسبه شده است.

2- ذکر این نکته مهم است که نسبت تمرکز 4 بنگاه برتر که با c4 نشان داده شده است، یکی از متداول ترین شاخص‌های محاسبه تمرکز است که در بسیاری از مطالعات تجربی مورد استفاده قرار گرفته است. علاوه بر این شاخص، شاخص‌های دیگری نظیر شاخص نسبت معکوس تعداد بنگاه‌ها، شاخص هرفندال -هیرشمن، شاخص هانا و کی، شاخص آنتروپی، شاخص راتچاید، شاخص سودآوری، شاخص کشش، شاخص هال و تایدمن، شاخص روزن بلوث و .. نیز در این زمینه مطرح هستند که برای مطالعه بیشتر و بحث پیرامون مزایا و معایب آنها می‌توان به منبع زیر مراجعه نمود:

دهقانی، علی، ارزیابی تاثیر تبلیغات بر درجه رقابت و انحصار در بخش صنعت ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مفید، 1382.

3 -Advertising Intensity

4- شدت تبلیغات یکی از شاخص‌های اندازه‌گیری تبلیغات است. برای مطالعه سایر شاخص‌های اندازه‌گیری تبلیغات می‌توان به منبع قبلی مراجعه نمود.

C4 نیز نسبت تمرکز 4 بنگاه برتر بر حسب متغیر فروش است. برای تخمین مدل مذکور از تکنیک پانل دیتای دینامیک[1] استفاده شده است که در این قسمت به صورت اجمالی به معرفی این روش پرداخته می‌شود.

یکی از محدودیت‌های اساسی پیش روی محققین موضوعات مختلف بخش صنعت در ایران، محدودیت آماری می‌باشد که دلیل آن فقدان اطلاعات مربوط به کارگاه‌های صنعتی کشور، منطبق با کدهای ISIC، در سال‌های ما قبل 1374 است. این امر باعث می‌شود برای استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی ایستا[2] با محدودیت زمانی اطلاعات مواجه باشیم. برای رفع این نقیصه، متخصصان آمار و اقتصاد سنجی، رویکرد داده‌های تابلویی پویا را پیشنهاد می‌نمایند.

یکی از روش‌های تخمین مدل داده‌های تابلویی پویا استفاده از روش آرلانو و باند[3] (1991) است. این روش برای استفاده از داده‌های با دوره زمانی اندک[4] مناسب می‌باشد. در استفاده از این روش، متغیر وابسته با وقفه‌های مشخص به منظور در نظر گرفتن اثرات پویا وارد مدل می‌شود. علاوه بر این ممکن است متغیرهای توضیحی با جملات اختلال دارای همبستگی باشند که برای این منظور آرلانو و باند دو روش را پیشنهاد می‌کنند. یکی از این روش‌ها، استفاده از تفاضل مرتبه اول متغیرها بوده و روش دیگر استفاده از رویکرد انحرافات متعامد[5] می‌باشد. از آنجا که نرم افزار مورد استفاده در این مطالعه، نرم افزار Stata. 8 بوده است، لذا روش تفاضل مرتبه اول برای از بین بردن اثرات ثابت مورد استفاده قرار گرفته و از مقادیر وقفه دار متغیر وابسته به عنوان متغیرهای ابزاری استفاده می‌شود. در این حالت و با گرفتن لگاریتم و تفاضل مرتبه اول از طرفین معادله (5) خواهیم داشت:

1- Dynamic Panel Data
2- Static Panel Data
3- Arellano, M., Bond, S
4- Short Span Data
5- Orthogonal Deviation

(6)

$$Lp_{i,t} - Lp_{i,t-1} = b_1(LC4_{i,t} - LC4_{i,t-1}) + b_2(LAdi_{i,t} - LAdi_{i,t-1}) + \\ + (e_{i,t} - e_{i,t-1})$$

با انتقال مقدار وقفه دار متغیر وابسته (نرخ سودآوری) به سمت راست خواهیم داشت:

(7)

$$L\pi_{i,t} = \beta_1(LC4_{i,t} - LC4_{i,t-1}) + \beta_2(LAdi_{i,t} - LAdi_{i,t-1}) + \\ + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) + L\pi_{i,t-1}$$

در معادلـه فـوق فـرض مـی‌شـود $E(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t-1}) = 0$ برقـرار بـوده و $E(X, \varepsilon_{i,t}) = 0$ می‌باشد. که در آن بردار X، بردار متغیرهای توضیحی مدل مذکور است. به این معنـی کـه کواریـانس بـین جمـلات اخـتلال در دو دوره متـوالی، صـفر بـوده و کواریـانس متغیرهـای توضیحی با جملات اختلال نیز صـفر اسـت. در روش آرلانـو و بانـد از مـاتریس متغیرهـای ابزاری برای ایجاد تخمین زننده‌های سازگار اسـتفاده شـده و آمـاره آزمـون سـارجان بـرای تعیین مشخص بودن معادله مورد استفاده قـرار مـی‌گیـرد. در ایـن آزمـون اگـر فـرض صـفر پذیرفته شود، بیانگر این است که معادله بـیش از حـد مشـخص بـوده و مـدل بـه متغیرهـای ابزاری نیازمند است. بنابراین باید از مقادیر وقفه دار متغیر وابسته به عنوان متغیرهای ابـزاری برای رفع همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال استفاده نمود. علاوه بر این با توجه به این‌کـه در اسـتفاده از روش تفاضـل‌گیـری مرتبـه اول، جمـلات اخـتلال از فراینـد خودرگرسیونی مرتبه اول پیروی می‌کنند، لذا بـرای ایـن‌کـه روش آرلانـو و بانـد منجـر بـه تخمین زننده‌های سازگار مدل شود لازم است مرتبه خودرگرسیونی جملات اختلال مـورد آزمون قـرار گیـرد.(آرلانـو و بانـد، 1991، صـص 286-287). لازم بـه ذکـر اسـت کـه روش آرلانو و باند در صورتی به تخمین زننده‌های سازگار می‌انجامد که مرتبه خودرگرسـیونی جملـه اختلال از مرتبه 2 نباشد. زیرا بر اساس روش تفاضل مرتبه اول، جملات اخـتلال از فراینـد مرتبـه اول تبعیت می‌کنند.

در ادامه، به تخمین مدل فوق بر اساس تکنیک داده‌های تابلویی پویا پرداخته مـی‌شـود.

قبل از تخمین مدل، باید مشخص بودن معادله مورد آزمون قرار گیرد. برای این امر از آماره آزمون سارجان[1] که مبتنی بر آزمون J می‌باشد، استفاده می‌شود. نتایج آزمون سارگان در جدول (2) ارائه شده است:

جدول (2). نتایج آزمون سارجان

مقدار آماره χ^2	درجه آزادی	ارزش احتمال (pv)
17/066	9	0/217

مأخذ: محاسبات محققین

با توجه به نتایج جدول (2)، ملاحظه می‌شود فرضیه صفر مبنی بر مشخص بودن معادله رد نمی‌شود. بنابراین استفاده از متغیرهای ابزاری برای کنترل همبستگی بین متغیرهای توضیحی و جملات اختلال در مدل ضروری می‌باشد. یعنی ابزارهای استفاده شده در مدل دارای اعتبار بوده و مدل ایرادی ندارد. برای تعریف متغیرهای ابزاری در این مطالعه از مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته و با در نظر گرفتن یک وقفه استفاده خواهد شد[2].

در ادامه به تخمین مدل با در نظر گرفتن متغیرهای ابزاری پرداخته می‌شود. نتایج به صورت جدول زیر می‌باشد:

جدول (3). نتایج تخمین مدل (متغیر وابسته $L\pi_t$)

نام متغیر	ضریب	ارزش احتمال
$L\pi_{t-1}$	0/1362	0/002
$\Delta LAdi$	0/213	0/007
$\Delta LC4$	0/250	0/007

مأخذ: محاسبات محققین

1- Sargan Test

2- دلیل استفاده از مقادیر وقفه دار اول متغیر وابسته به عنوان متغیرهای ابزاری حفظ درجه آزادی مدل با توجه به محدودیت دوره زمانی مورد بررسی است.

با توجه به نتایج فوق می‌توان بیان کرد که در صنایع ایران، با کد 4 رقمی، طی دوره 1374-1381 متغیرهای درجه تمرکز بازاری و هزینه‌های تبلیغات اثر مثبت و معنی‌داری بر سودآوری این صنایع داشته‌اند، که این نتایج با انتظارات نظری کاملا سازگار می‌باشد. همچنین با ملاحظه کشش‌های به‌دست آمده در جدول (3)، نتایج زیر قابل استنتاج می‌باشند.

1- ضریب کشش به‌دست آمده برای متغیر درجه تمرکز بازاری معادل 0/250 می‌باشد که نشان می‌دهد در صنایع با کد 4 رقمی ایران، به ازاء یک درصد افزایش در درجه تمرکز بازاری، مقدار سودآوری آنها بیش از 0/25 درصد افزایش خواهد داد.

2- با توجه به نتایج به دست آمده از تخمین مدل، کشش سودآوری نسبت به هزینه‌های تبلیغات معادل 0/213 می‌باشد که نشان می‌دهد در صنایع با کد 4 رقمی ایران، به ازاء یک درصد افزایش در هزینه‌های تبلیغاتی بنگاه ها، مقدار سودآوری آنها حدود 0/213 درصد افزایش خواهد داد.

در ادامه، وجود خودرگرسیونی جملات اختلال در مدل فوق مورد آزمون قرار می‌گیرد که جدول (4) نتایج حاصل از این آزمون را نشان می‌دهد. بر اساس این نتایج، مرتبه خودرگرسیونی بین جملات اختلال از مرتبه یک می‌باشد لذا برآوردهای حاصل از این مدل سازگار می‌باشند.

جدول (4). نتایج بررسی مرتبه خودرگرسیونی جملات اختلال

وقفه	مقدار آماره Z	ارزش احتمال (pv)
اول	0/934	0/291
دوم	0/805	0/104

مأخذ: محاسبات محققین

لازم به توضیح است که مقدار آماره آزمون z برای وقفه خودرگرسیونی مرتبه دوم

برابر با 0/8 بوده که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودرگرسیونی مرتبه دوم بین جملات اختلال رد نمی‌شود.

5- جمع‌بندی نتایج و ارائه توصیه‌های سیاستی

این مقاله به بررسی تاثیر درجه تمرکز و هزینه‌های تبلیغات بر سودآوری بخش صنعت ایران طی سال‌های 1381-1374 می‌پردازد. برای این منظور از داده‌های خام مربوط به آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی با 10 نفر کارکن و بالاتر ایران استفاده شده است و یک مدل رگرسیونی با استفاده از تکنیک داده‌های تابلویی پویا تخمین زده شده است.

با ملاحظه نتایج حاصل از تخمین موارد ذیل قابل توجه می‌باشد:

1- در دوره مورد بررسی متغیر درجه تمرکز بازار نسبت به هزینه‌های تبلیغات تاثیر بیشتری بر سودآوری صنایع ایران داشته است. به طوری که بر اساس نتایج این مطالعه، یک درصد افزایش در درجه تمرکز بازاری، افزایشی حدود 0/25 درصد در سودآوری صنایع ایران را باعث خواهد شد. این امر می‌تواند بر این مساله تاکید داشته باشد که با افزایش درجه تمرکز در بازارهای صنعتی ایران، سودآوری بنگاه‌های فعال در این بازارها افزایش خواهد یافت. به عبارتی، سودآوری صنایع انحصاری از سودآوری صنایع رقابتی در ایران بالاتر می‌باشد.

2- متغیر هزینه‌های تبلیغات، به عنوان متغیر رفتاری، از تاثیر قابل توجهی بر سودآوری بخش صنعت ایران در سال‌های 1381-1374 برخوردار است. بر اساس نتایج این مطالعه، یک درصد افزایش هزینه‌های تبلیغات در صنایع ایران، منجر به افزایش حدود 0/213 درصدی سودآوری این صنایع شده است. اگر سودآوری را به عنوان یک متغیر عملکردی بازار (مثل فروش و صادرات) و هزینه‌های تبلیغات را به عنوان یک متغیر رفتاری بازار در نظر داشته باشیم، ارتباط مستقیم این دو متغیر در بخش صنعت ایران،

که حاکی از اثرپذیری عملکرد بازار از رفتار آن می‌باشد، تأییدی بر دیدگاه مکتب رفتارگرایان[1] در بخش صنعت ایران می‌باشد. هر چند تأیید یا عدم تأیید دیدگاه مکاتب رقیب (مکتب شیکاگو UCLA و مکتب ساختارگرایی[2]) با نتایج این مطالعه ممکن نمی‌باشد. همچنین از این امر می‌توان این نتیجه مهم را گرفت که هر گونه تلاش برای ارتقاء درجه تمرکز بازار و در نتیجه افزایش انحصار و کاهش رقابت و تغییر در ساختار بازار، منجر به ارتقاء عملکرد بازار و سودآوری بخش صنعت ایران می‌شود. بنابراین به نظر می‌رسد، مدیران صنعتی ایران به منظور دستیابی به سودآوری بالاتر از هیچ تلاشی به منظور ارتقاء سهم بازار و فروش و ارتقاء درجه تمرکز بازار و در نتیجه افزایش انحصار و کاهش رقابت فروگذاری ننمایند و مجموعه این تلاش‌ها منجر به کاهش رفاه مصرف کنندگان، به دلیل انحصاری شدن بازارهای محصولات صنعتی خواهد شد و این امر بایستی از طریق نهادهای قانونی نظیر شورای رقابت مد نظر قرار گیرد.

در مجموع و بر اساس نتایج این مطالعه می‌توان بیان نمود که علی رغم این‌که نرخ سودآوری صنایع انحصاری ایران بالاتر از صنایع رقابتی می‌باشد، اما با این حال لازم است با اجرای سیاستهای مناسب، دولت تلاش نماید تا شرایط لازم به منظور تسهیل رقابت و کاهش انحصارات در بخش صنعت ایران فراهم گردد و مدیران صنعتی نیز می‌توانند از طریق ابزارهای تبلیغاتی نظیر بازاریابی داخلی و بین المللی، منافع سودآورانه خود را تعقیب نمایند. از جمله تلاش‌های دولت به منظور جلوگیری از افزایش درجه تمرکز می‌تواند تنظیم مقررات ضد تراست، جلوگیری از ادغام بنگاه‌ها (بخصوص ادغام افقی) و... باشد.

1- Behaviouralism
2- Structuralism School

منابع

منابع فارسی

1- دهقانی، علی، 1382، ارزیابی تاثیر تبلیغات بر درجه رقابت و انحصار در بخش صنعت ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مفید.

2- خداداد کاشی، فرهاد، دهقانی، علی، 1384، ارزیابی تاثیر تبلیغات بر ماهیت رقابت و انحصار در بازار، مورد بخش صنعت ایران، فصلنامه مطالعات اقتصاد و مدیریت، بهار.

3- دهقانی، علی، حسین زاده، سمانه و موسوی، فخرالسادات، 1384، برآورد کمی تأثیر تبلیغات بر سودآوری صنایع غذایی ایران، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، دوره دوم، شماره اول، صص27-48.

4- دهقانی، علی، خردمند، کامران و عبدی، محمد، 1386، اثر بخشی هزینه‌های تحقیق و توسعه (بررسی موردی تعاونی‌های تولیدی استان خراسان رضوی و صنایع ایران)، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی (اقتصاد مقداری)، شماره چهارم، پیاپی 2، صص99-114.

5- مرکز آمار ایران، طرح‌های آمارگیری از کارگاه‌های صنعتی 10 نفر کارکن به بالا، سال‌های 1374-81.

منابع انگلیسی

6- Ash, P.(1979), The Role Of Advertising In Changing Concentration, 1963-71, Southern Economic Journal, 46, 288-97.

7- Bain, J.S., (1956), "Barriers to New competition" cambridge, Mass: Harvard university press, quoted in clarke, 1990.

8- Brush, B.C.,(1978), Errors In The Measurement Of Concentration and The Advertising-Concentration Controversy, Southern Economic Journal, 44, 978-966.

9- Clarke, R. and Davies, s. (1982),"Market structure and price-cost margins", Economica, 49, 277-87.

10- Comanor, W. S. and Wilson, T.A. (1978), "The Effect Of Advertising on Competition: A Survey" Journal of Literature, Vol. 17, 453-76

11- Comanor, W.S. and Wilson, T.A. (1967), Advertising, Market Structure and Performance, Review of Economic and Statistics, vol.57, pp.133-140.
12- Cortes, B.S. (1998), Trends In Industrial Concentration In Japan, 1983-92, International Review Of Applied Economics, 12, 271-281.
13- Cowling, k.and waterson, M., (1976), "price-cost margins and Market structure" Economica, 43, 267-74.
14- Ekelund, R.B. Jr. and Gramm, W.P. (1970), Advertising and Concentration: Some New Evidence, Antitrust Bulletin, 41,241-249.
15- Gisser, M. (1991), “Advertising, Concentration and Profitability in Manufacturing”, Economic Inquiry, Vol.29, 148-65.
16- Gisser, M. (1999), “Dynamic Gains And Static Losses In Oligopoly: Evidence Of The Beer Industry, Economic Inquiry, 37,554-575.
17- Graham Jr. Roger C. & Frankenberger, Kristina D., (2000),"The Contribution of Changes in Advertising Expenditures to Earnings and Market Values," Journal of Business Research, vol. 50, Issue2, pp. 149-155.
18- Greuner, M.R., Kamerschen, D.R. and Klein, P. (2000), The Competitive Effects of Advertising in the US Automobile Industry, 1970-94, International Journal of Economics of Business, vol7, Issue 3, pp.245-261.
19- Greer, D.F. (1971), Advertising and Markrt Concentration, Southern Economic Journal, 38, 19-32.
20- Gupta, N. (2008), Advertising and Firms’ Performance: An Empirical Analysis, Ph.D Dissertation, Gokhale Institute of Politics and Economics, pp.1-59.
21- Petr Hanel & Alain St-Pierre,(2002). "Effects of R & D Spillovers on the Profitability of Firms," Review of Industrial Organization, Springer, vol. 20(4), pages 305-322, June.
22- Kundu, A. (2007), Advertising and Firm Value: Mapping the relationship between Advertising, Profitability and Business Strategy in India.

23- Lev, B. and Sougiannis, T., (1996). The Capitalization, Amortization, and Value-Relevance of R&D. Journal of Accounting and Economics, vol. 21 February, pp. 107–138.
24- Lunn,J. (1989), R&D, Concentration And Advertising, A Simultaneous Equations Model, Managerial and Decision economics, 10, 101-105.
25- Neokosmidi, Z.V. (2005), Advertising, Market Share, And Profitability In The Greek Consumer Industry, Journal Of Business & Economics Research, vol3, No.9, pp.69-76.
26- Madden, G. and Savage, S.J. (2000), Market Structure, Concentration And Pricing In The United States International Telephone Market Services, The Review Of Economics And Statistics, 82, 292-296.
27- Mann, H.M. (1966), Seller Concentration, Barriers To Entry And Rates Of Return In Thirty Industries, 1950-1960, Review Of Statistics And Eco.
28- Mann, H.M., Henning,J.A., and Meehan,J.W. (1967), Advertising and Concentration: An Empirical Investigation, Journal of Industrial Eco.
29- Martin,S.,(1979), Advertising, Concentration And Profitability: The Simultaneity Problem, Bell Journal Of Economics, 10, 639-637.
30- Milyo, J. And Waldfogel, J. (1999), The Effect Of Price Advertising On Price: Evidence In The Wake Of 44 Liqourmart, The American Economic Review, 89, 1081-1096.
31- Mueller, W.F. and Rogers, R.T.(1980), The Role Of Advertising In Changing Concentration Of Manufacturing Industries, Review Of Economics And Statistics ,62, 82-96.
32- Ornstein S.I.(1976), The Advertising-Concentration Controversy, Southern Economic Journal, 43, 892-902.
33- Ornstein S.I.(1978), The Advertising-Concentration Controversy Reply, Southern Economic Journal, 44, 654-660.
34- Schmalensee, R (1972).” The Economics Of Advertising” Amsterdam: North - Holland.
35- Smitt, D.S., Danford, G.W., and Stanhouse B.E.,(1978), The Advertising-Concentration Controversy A Comment, Southern

Economic Journal, 44, 653-657.
36- Strickland, A. D.and Weiss, L. W. (1976)" Advertising, Concentration and Price-Cost Margin", Journal of Political Economy, 84, 1109-21
37- Sutton, C.J. (1974), "Advertising, Concentration and Competition", Economic Journal, 85, 156-76
38- Tesler, L.G. (1964), "Advertising and Competition" Journal of Political Economy, Vol.72, 537-62
39- Tesler, L.G. (1969), "Another Look At Advertising and Competition" Journal of Industrial Eco., Vol.18, 85-94.
40- Reekie, W.S. (1974), Advertising and market structure: Another approach, The Economic Journal, 156-164.
41- Rees,R.D. (1975), Advertising, concentration and competition: A comment and further results, Economic Journal, 85, 165-172.
42- Waterson, M., (1982), "Price –Cost margins and successive market Power", Quarterly Journal of Economics, 94, 135-50.
43- Weiss, L.W. (1969), Quantitative Studies in Industrial Organization, Amsterdam: North-Holland Publishing Co,. 1971.
44- Willis, M.S. And Rogers, R.T. (1998), Market Share Dispersion Among Leading Firms As A Determinant Of Advertising Intensity, Review Of Industrial Organization, 13, 495-508.

روش همگرایی آزمون باند، تعامل بین سرمایه انسانی و بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران

دکتر محمد طاهر احمدی شادمهری، * دکتر علی اکبر ناجی میدانی،
فرشته جندقی میبدی

دریافت: 1389/7/15 پذیرش: 1389/11/5

چکیده[1]

بهره‌وری کل عوامل تولید به عنوان منبع پویا و دائمی رشد اقتصادی تحت تاثیر عوامل مختلفی قرار دارد؛ که بر اساس نظریه‌های موجود، سرمایه انسانی به عنوان یکی از مهمترین عوامل اثرگذار شناخته می‌شود. بنابراین در مطالعه حاضر نقش سرمایه انسانی در ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران برای دوره زمانی 1357 تا 1384 مورد ارزیابی قرار گرفت. در این راستا برای سرمایه انسانی دو بعد سلامت و آموزش در نظر گرفته شد و اثر آنها در کنار سایر عوامل موثر برسطح بهره‌وری بررسی گردید. نتایج حاصل از برآورد مدل با استفاده از روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)[2] نشان می‌دهد که، متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار و نسبت مخارج بهداشتی به تولید ناخالص داخلی (به عنوان جانشین‌های سرمایه انسانی از نوع آموزش و سلامت) اثر مثبت و معنی‌دار بر سطح بهره‌وری دارند. نتایج آزمون علیت نیز، وجود رابطه علی یک طرفه را ازسوی سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید تأیید می‌نماید.

کلمات کلیدی: بهره‌وری کل عوامل تولید، سرمایه انسانی، آزمون باندARDL [3] آزمون علیت، ایران.
طبقه‌بندی JEL: C32, J24, O40

---

* به ترتیب، استادیاران و کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد. mmm1326@yahoo.com

1- این مقاله از پایان نامه کارشناسی ارشد با عنوان «نقش سرمایه انسانی در ارتقای بهره وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران» استخراج شده است.

2- Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)
3- ARDL Bounds Test

1- مقدمه

به دلیل ارتباط نزدیک رشد اقتصادی و رفاه جوامع، بسیاری از اقتصاددانان به دنبال شناخت منابع رشد اقتصادی می‌باشند.بر اساس نظریه‌های موجود می‌توان گفت که رشد اقتصادی از دو طریق ایجاد می‌شود؛ یکی از طریق انباشت عوامل تولید (نیروی کار، سرمایه و...) و دیگری از طریق رشد بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP).[1] از سویی دیگر رشد بهره‌وری کل، با استفاده بهینه از منابع تولید حاصل می‌شود؛ بنابراین رشد بهره‌وری کل عوامل تولید علاوه بر این‌که یکی از مهمترین منابع تامین کننده رشد اقتصادی است، به استفاده بهینه از منابع تولید منجر شده و رشد و توسعه اقتصادی را تضمین می‌کند. همبستگی مثبت بین رشد شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد GDP در اقتصاد ایران، در نمودار (1) به تصویر کشیده شده است. همانگونه که مشخص است درسال‌هایی که شاخص بهره‌وری افزایش یافته، GDP روند صعودی داشته است و بالعکس.

امروزه بسیاری از اقتصاددانان بر این باورند که سرمایه انسانی یکی از مهمترین عوامل تعیین کننده بهره‌وری است (لوکاس[2] (1988)؛ رومر[3] (1990)). مطالعات بسیاری نیز به بررسی نقش این عامل بر بهره‌وری و رشد اقتصادی پرداخته و اثر مثبت آن را مورد تأیید قرار داده‌اند(بارو[4] (1991)؛ انگلبرچت[5] (1997)؛ آستریا[6] (1998)؛ بلوم و دیگران[7] (2004)).

1- Total Factor Productivity (TFP)
2- Lucas
3- Romer
4- Barro
5- Engelberchet
6- Austria
7- Bloom et al

نمودار (1): روند رشد شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید و تولید ناخالص داخلی طی دوره 57- 1384

از آنجا که سرمایه انسانی دارای ابعاد مختلفی است، مطالعه حاضر با در نظر گرفتن دو بعد آموزش و سلامت برای سرمایه انسانی، به بررسی نقش این عامل در ارتقای بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران برای دوره زمانی 1357-1384 می‌پردازد و اثر آنها، در کنار متغیرهای موجودی سرمایه سرانه نیروی کار و تورم بر سطح بهره‌وری مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. بر این اساس تاثیر مثبت هر دو بعد سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در ایران فرضیه‌های این مطالعه را تشکیل می‌دهند. به منظور آزمون فرضیه ها و برآورد مدل از روش آزمون باند ARDL استفاده می‌شود و با به کارگیری آزمون علیت در چاچوب مدل‌های تصحیح خطا، وجود روابط علی کوتاه مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد.

بخش‌های باقی مانده این مقاله به صورت ذیل خواهند بود:

در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه تحقیق ارائه می‌شود. بخش سوم به بررسی متدولوژی تحقیق، اعم از داده‌ها، روش اقتصادسنجی و تصریح مدل پرداخته و نهایتاً دو بخش پایانی، نتایج برآورد مدل و نتیجه گیری را ارائه می‌نمایند.

2- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

شاید بتوان آدام اسمیت را اولین فردی دانست که به رابطه اشتغال و بهره وری با آموزش توجه کرده است. بنظر وی اگرفردی با صرف وقت زیاد آموزش ببیند و وارد شغل متناسب و سازگار با مهارت و تخصص خود شود، با ارزش تر از یک ماشین گران قیمت است

(بومن، 1986، ص 74). به مرور زمان بحث در مورد مفهوم سرمایه انسانی با مطالعات فیشر[1] (1909)، مارشال[2] (1920) و سایرین دقیق تر شد؛ با این حال تا سال 1935 هیچگونه کار تجربی در این زمینه صورت نگرفت؛ تا این‌که والش[3] (1935) در چهارچوب یک مطالعه تجربی، مفهوم «سرمایه بکار رفته در انسان» را تجزیه و تحلیل کرد و به این نتیجه رسید که تمام هزینه هایی که صرف آموزش و پرورش و بهداشت انسان می شود یک نوع سرمایه گذاری است. در سال 1959، شولتز[4] در مقاله ای سرمایه انسانی را جواب معمای رشد سریع اقتصادی در سال‌های 1929 تا 1959 دانست. تا سال 1962، شولتز بحث‌های گذشته خود را تکمیل کرد. در همین سال، دنیسون[5] (1962) در مقاله خود نشان داد که آموزش از طریق اصلاح و توسعه مهارت و ظرفیت های تولیدی نیروی انسانی به رشد اقتصادی کمک می کند. وی در تلاش برای توصیف رشد اقتصادی ایالات متحده طی سال‌های 1910 تا 1960 به این نتیجه رسید که تعدادی «عوامل باقی مانده» وجود دارد که نمی‌توان آنها را از طریق الگوهای استاندارد رشد توضیح داد. از آن به بعد توجه محققان به عامل باقی مانده جلب شد وتلاش خود را برای تجزیه عامل باقی مانده و تعیین نقش آموزش در آن متمرکز کردند (انتظاری و زاده موسی،1380، ص33)

امروزه با مطالعات صورت گرفته، نقش سرمایه انسانی به عنوان یک منبع مهم رشد اقتصادی تأیید شده است (استکی،[6] (1991)؛ لوکاس، (1988)). محققان بسیاری دریافته‌اند که سرمایه گذاری در سرمایه انسانی، از طریق ایجاد تغییرات تکنولوژیکی و انتشار آن، به طورمعنی‌داری بهره‌وری را تحت تاثیر قرار می‌دهد. تئوری‌های سرمایه انسانی و رشد اقتصادی بر این فرض استوارند که دانش و مهارت‌های نهادینه شده در سرمایه انسانی به طور مستقیم

1- Fisher
2- Marshall
3- Walsh
4- Schultz
5- Denison
6- Stokey

بهـره‌وری را افـزایش داده (بکـر، (1962)؛ شـولتز ،(1961)) و ازایـن طریـق باعـث افـزایش ظرفیت‌های اقتصادی برای جذب تکنولوژی‌های جدید می‌شود (نلسون و فلپس، 1966، ص7).

در مدل‌های جدید رشد، نوآوری یک تعیین کننده مهم رشد اقتصادی محسـوب مـی‌شـود. اخیراً، این مساله کاملا تأیید شده کـه تکنولـوژی‌هـای جدیـد یـک عامـل هـدایت کننـده رشـد بهره‌وری بلندمدت محسوب می‌شـوند (کـو و دیگـران، 1995، ص139). بـه هـر حـال نـوآوری خود، تحت تاثیر سرمایه انسانی می‌باشد. سرمایه انسانی می‌تواند بـه عنـوان یـک نهـاده وارد تـابع تولید شود که در این صورت تولید کل را به موجودی نهـاده‌هـای تولیـدی مـرتبط مـی‌سـازد؛ و می‌تواند به عنوان شاخصی از بهره‌وری کل باشد که به واسطه تعاملش با موجـودی دانـش فنـی، تعیین کننده نرخ پیشرفت فنی باشد (تیکسیرا و فورتونا، 2004، ص208).

آموزش و پرورش، ظرفیت و بینش علمی، فنی و فناوری مردم را برای انجام تحقیقـات کاربردی، اختراع و اکتشاف افزایش داده و موجب می‌گردد نیروی کار خود را با تغییـرات مداومی که در فناوری کالاهای صنعتی ایجاد می‌شود تطبیق دهد و بتوانـد از ماشـین‌آلات، تجهیزات و فناوری‌های پیشرفته، بهتر استفاده نماید. در واقع هر چه میزان تحصیلات بـالاتر باشد، فرایند یادگیری مسائل پیچیده فنی و حرفه‌ای با سهولت و دقت بیشتری میسر می‌شـود که این موضوع سبب افزایش بهره‌وری عامل کار و تحولات فناورانه می‌گردد.

اما باید به این نکته نیز توجه نمود که وقتی صحبت از سرمایه انسانی به میـان مـی‌آیـد منظـور فقط بعد آموزشی سرمایه انسانی نیست؛ در واقع سرمایه انسانی دارای ابعاد دیگری مثـل سـلامت نیز می‌باشد که در نظر نگرفتن آن به عنـوان یـک جنبـه مهـم از سـرمایه انسـانی منجـر بـه نادیـده گرفتن یک عنصر مهم رشد اقتصادی و بهره‌وری می‌شود (بلوم و دیگران، 2004).

اگرمخارج بهداشتی به عنوان یک سرمایه گذاری برای انباشت سرمایه‌های انسانی تلقی گردد (موشکین[1] (1962)؛ ون زن و مویسکن[2] (2001))، در آن صـورت بـا در نظـر گـرفتن

1- Mushkin
2- Van Zon & Muysken

سرمایه انسانی به عنوان موتور رشد اقتصادی(لوکاس، 1988)، هر افزایشی در مخارج بهداشتی از طریق بهبود در موجودی سرمایه انسانی، افزایش درآمد را در پی خواهد داشت. افزایش در مخارج بهداشتی در صورتی که منجر به افزایش امید به زندگی افراد جامعه شود، باعث افزایش عرضه نیروی کار و در نتیجه تولید خواهد شد. همچنین با توجه به این‌که نیروی کار سالم تر دارای انگیزه و بهره‌وری بالاتر است، بنابراین مخارج بهداشتی در صورتی که سلامت افراد جامعه را ارتقاء بخشد، می‌تواند از طریق بهبود بهره‌وری منجر به افزایش تولید شود (مویسکن و دیگران،2003،ص135).

عامل مهم دیگر تورم است که به اعتقاد اکثر اقتصاددانان تاثیرمعکوس بر بیشتر متغیرهای اقتصادی از جمله رشد بهره‌وری و تولید دارد. تورم باعث کاهش درمخارج سرمایه گذاری و بنابراین، کاهش انباشت سرمایه می‌شود. یک سیاست ضد تورمی منجر به بهبود در تخصیص منابع می‌شود و بنابراین، سطح تولید را بهبود خواهد بخشید. اما بهبود در فرایند نوآوری باعث خواهد شد که سیاست ضد تورمی اثر مثبت بر رشد بهره‌وری داشته باشد(صمدی و دیگران، 1385،ص 66). تورم منجر به درک اشتباه از سطوح قیمت‌های نسبی و منحرف کردن علائم و نشانه‌های قیمتی شده و بنابراین، برنامه‌های سرمایه گذاری را غیرکارا می‌نماید. این عمل باعث خواهد شد که کارگزاران اقتصادی نتوانند به صورت کارا عمل کنند. پس تورم تاثیرمعکوس بر بهره‌وری خواهد داشت(برنسون،1979،ص 382-385).

به طور کلی درباره عوامل تعیین کننده بهره‌وری کل عوامل تولید، مطالعات بسیاری صورت گرفته که می‌توان آنها را به دو دسته مطالعات داخلی و خارجی تقسیم کرد. در مورد مطالعات خارجی، بارو (1991) بر اساس اطلاعات 98 کشور جهان طی دوره 1960-1985، به بررسی عوامل موثر بر رشد می‌پردازد و فرض می‌کند کشورهایی که موجودی سرمایه انسانی بیشتری دارند، رشد بهره‌وری بیشتری داشته و سریعتر رشد می‌کنند. نتیجه کار وی نقش مهم و کلیدی سرمایه انسانی در رشد اقتصادی را از مجرای رشد بهره‌وری

کل عوامل تولید تأیید می‌کند. آستریا (1998)، عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید کشور فیلیپین را مورد بررسی قرار داده است و بیان می‌دارد که بهره‌وری کل عوامل تولید بستگی به جریان سرمایه گذاری مستقیم خارجی، تجارت بین الملل، انباشت سرمایه R&D داخلی و خارجی، شدت سرمایه و سرمایه انسانی دارد. بریو کاسترو و دیگران[1] (2002) با استفاده از داده‌های پنل 21 کشور OECD به بررسی رابطه بین R&D بین الملل، سرمایه انسانی و بهره‌وری برای دوره زمانی 1966-1995 پرداخته‌اند. نتایج کار آنها نشان می‌دهد که سرمایه انسانی و R&D اثر مثبت بر بهره ور ی دارد.

کستیگلیونسی و اورنقی[2] (2003)، تعیین کننده‌های اصلی رشد بهره‌وری کل عوامل را دربنگاه‌های اسپانیا بررسی کرده‌اند و نتیجه می‌گیرند که رقابت و سرمایه انسانی بر رشد بهره‌وری کل عوامل اثرمثبت دارند. آسکاری و کاسمو[3] (2004)، تعیین کننده‌های بهره‌وری کل عوامل تولید اسپانیا را درخلال دوره 1985-2000 مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج کار آنها نشان می‌دهد که فعالیت‌های تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی اثر مثبت بر بهره‌وری دارد. تیکسیرا و فورتونا[4] (2004) با استفاده از روش همگرایی یوهانسن (1988)، به بررسی اثر متقابل سرمایه انسانی و واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه ای بر بهره‌وری کل عوامل تولید کشور پرتغال پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اثر متقابل بین واردات فناوری و پیشرفتهای آموزشی بر بهره‌وری اثر مثبت داشته است.

کلی و نئومایر[5] (2005)، اثر کمبود سلامت را بر بهره‌وری کل عوامل با استفاده از داده‌های 1966-1994 برای 54 کشور مورد ارزیابی قرار دادند و نتیجه می‌گیرند که سلامت کم، بهره‌وری را کاهش می‌دهد. مسترومارکو و قش[6] (2009)، با استفاده از

1- Barrio-Castro et al
2- Castiglonesy & Oranag
3- Ascari & Casmo
4- Teixeira & Fortuna
5- Cole & Neumayer
6- Mastromarco & Ghosh

داده‌های پنل 57 کشور در حال توسعه برای دوره 1960-2000 به بررسی کانال‌های مهم اثرگذار بر بهره‌وری پرداخته‌اند. نتایج حاصله بیانگر این است که FDI، واردات کالاهای سرمایه‌ای، R&D و سرمایه انسانی همه کانال‌های مهمی برای بهبود بهره‌وری هستند، اما اثر سه عامل اول بستگی قطعی به سطح انباشت سرمایه انسانی دارد. برونزینی و پیسلی[1] (2009) با استفاده از تکنیک هم انباشتگی پنل، به بررسی ارتباط بلندمدت بین بهره‌وری کل عوامل، R&D، سرمایه انسانی و زیرساختارهای عمومی بین بخش‌های ایتالیا می‌پردازند و نتیجه می‌گیرند که سرمایه انسانی اثر قوی تری بر بهره‌وری دارد؛ ضمن این‌که نتایج آزمون علیت، تنها وجود رابطه علی یک طرفه را از سوی سرمایه انسانی بر بهره‌وری تأیید می‌کند.

در مورد مطالعات داخلی، فرهادی و باستانی(84) با استفاده از داده‌های پنل 9 زیر بخش صنعتی به بررسی اثر تجارت خارجی بر سطح و رشد بهره‌وری عوامل تولید در ایران پرداخته‌اند و در کنار شاخص درجه باز بودن اقتصاد از متغیرهای دیگری مثل متوسط تولید عامل سرمایه و سرمایه انسانی استفاده کرده‌اند و نتیجه می‌گیرند که سرمایه انسانی اثر مثبت بر بهره‌وری دارد، اما اثر آن در مقایسه با دو عامل دیگر کمتر است. مرادی و صفوی (84)، به بررسی مولفه‌های مهم و موثر بر رشد بهره‌وری عوامل تولید بخش بازرگانی ایران پرداخته‌اند و نتیجه می‌گیرند که سرمایه انسانی بیشترین اثر مثبت و تورم بیشترین اثر منفی را بر رشد بهره‌وری دارد. کمیجانی و صلاحی(1386)، نحوه اثرگذاری سرمایه انسانی، تحقیق و توسعه، فناوری اطلاعات و ارتباطات و صادرات را بر رشد اقتصادی و بهره‌وری بخش صنعت ایران برای دوره زمانی 73-1384 بررسی کرده‌اند. نتایج حاصله بیانگر این است که سرمایه فیزیکی بیشترین اثر را بر بهره‌وری دارد و صادرات و سرمایه انسانی اثر معنی‌داری ندارند. عمادزاده و دیگران (1386)، با استفاده از مدل سدریم و تیل (2003) به

1- Bronzini & Piselli

بررسی تأثیر تجارت خارجی و سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی پرداخته‌اند و نتیجه می‌گیرند که سرمایه انسانی تاثیر مثبت بر بهره‌وری و رشد اقتصادی دارد. امینی و حجازی آزاد(1387)، عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید را طی دوره زمانی 47-1383 بررسی کرده‌اند و نتیجه می‌گیرند که در بلندمدت سرمایه تحقیق و توسعه دولتی، سرمایه انسانی و نرخ بهره برداری از ظرفیت ها اثرات مثبت و معنی‌دار بر بهره‌وری داشته‌اند.

کلیه مطالعات صورت گرفته در این زمینه به خوبی موید تاثیرمثبت سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید می‌باشد. با اتکا به مبانی نظری و مطالعات انجام شده، بهره‌وری را تابعی از سرمایه انسانی، موجودی سرمایه سرانه نیروی کار و تورم در نظر می‌گیریم.

3- متدولوژی تحقیق

بهره‌وری کل عوامل تولید، به افزایش تولید ناشی از افزایش در کارایی - افزایش سطح مهارت ها، تحصیلات نیروی کار، تکنولوژی و غیره – دلالت دارد که خود باعث افزایش در ارزش افزوده و رشد اقتصادی خواهد شد. سرمایه انسانی نیز عبارت است ازتغییر و تحولات مثبتی که با انجام سرمایه گذاری در انسان به وجود می‌آید و باعث ارتقاء و بهبود ظرفیت تولیدی افراد جامعه می‌شود و دارای سه بعد اصلی آموزش، سلامت و تجربه می‌باشد که دراین مطالعه تنها به بررسی دو بعد آموزش و سلامت پرداخته ایم و از بررسی بعد دیگر (تجربه) به دلیل در دسترس نبودن داده‌ها و اطلاعات اجتناب کرده‌ایم. اما نکته حائز اهمیت این است که برای ابعاد سرمایه انسانی، شاخص‌های مختلفی ارائه شده است که استفاده از هر یک از آنها، نتیجه متفاوتی را به دنبال خواهد داشت؛ لذا ما سعی کردیم از میان شاخص‌های موجود، مناسب‌ترین شاخص را انتخاب نماییم تا نتایج حاصل از برآورد الگو از اطمینان بیشتری برخوردار باشد.

جنبه آموزشی سرمایه انسانی را اصطلاحاً برخورداری آموزشی[1] می نامند که متداول ترین شاخص‌هایی که برای ارزیابی آن ارائه شده‌اند عبارتند از: نرخ ثبت نام،[2] هزینه‌های آموزشی، نرخ باسوادی، تعداد متخصصان و مهندسان و تکنسینها، متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار،[3] نسبت شاغلان دارای تحصیلات عالی به کل شاغلان و غیره؛ که در این بین دو شاخص اول، شاخص‌هایی از نوع نهاده بوده و بقیه شاخص‌های از سنخ ستاده می‌باشند.

توجه به این نکته ضروری می‌باشد که وقتی به دنبال شاخصی برای برخورداری آموزشی می‌گردیم، شاخص مزبور شاخصی از سنخ ستاده باشد نه نهاده؛ زیرا درغیر این صورت سایر جنبه‌های آموزش و همچنین چهارچوب فنی تولید محصول در فرآیند آموزش، یعنی برخورداری آموزشی نادیده گرفته می‌شود (دیندارلو و نوفرستی، 1384،ص 198). لذا ما از میان شاخص‌هایی که از سنخ ستاده هستند، شاخص متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار را انتخاب کرده‌ایم که نسبت به سایر شاخص ها ارجحیت دارد؛ زیرا اولاً، مانند شاخص نرخ باسوادی تنها اولین مرحله از تحصیل را مد نظر قرار نمی دهد و ثانیا مانند شاخص تعداد متخصصان و مهندسان و تکنسین‌ها نیست که تنها به برخورداری آموزشی قسمت کوچکی از جمعیت توجه کند و برخورداری آموزشی سایر اقشار جامعه را بی‌اهمیت فرض نماید و ثالثا، یک شاخص موجودیا سطح است؛ در واقع این موجودی جریان[4] آموزشی است که ایجاد کننده سطوح برخورداری آموزشی در آینده است. به‌علاوه این شاخص به تکرر در مطالعات مختلف مورد استفاده قرار گرفته است (برونزینی و پیسلی (2009)؛ کریسپلتی و مارکنی[5] (2005)؛ آسکاری و کاسمو (2004)؛ انگلبرچت (2002)).

1- Educational Attainmen
2- Enrollment Ratio
3- Average Years of Schooling
4- Stocki
5- Crispolti& Marconi

از جمله شاخص‌هایی که برای بعد دیگر سرمایه انسانی (سلامت) ارائه شده‌اند عبارتند از: شاخص امید به زندگی، مخارج بهداشتی، تغذیه و غیره. شاخص امید به زندگی، نشان دهنده کیفیت زندگی و متاثر از برنامه‌های اجتماعی، مراقبت بهداشتی، آرامش روانی و تغذیه سالم است. در واقع اگر هزینه‌های بهداشت و درمان به میزان کافی باشند و کارایی استفاده از این منابع در سطح بالایی باشد، می‌توان انتظار داشت شاخص‌های مربوط به سطح بهداشت و سلامتی ارتقاء یابند (امینی و حجازی،1386، ص 138). مخارج بهداشتی نیز شامل مجموع هزینه‌های بهداشتی به استثناء هزینه‌های فراهم آوردن خدمات زیر بنایی بهداشتی نظیر شبکه‌های آب و فاضلاب می‌باشد. در بیشتر مطالعات صورت گرفته، بر روی امید به زندگی به عنوان شاخصی برای اندازه گیری سلامت تاکید می‌شود (بلوم و دیگران (2004)؛ بلوم و کنینگ (2005)؛ استرلی و لوین[1] (1997)؛ سنهادجی[2] (2000)) و این در حالی است که امید به زندگی تنها بیانگر نرخ مرگ و میر است (کلی و نئومایر،2005، ص4) و از سویی دیگر خود تابعی از وضعیت بهداشت و سلامت جامعه است؛ لذا در این مطالعه از شاخص مخارج بهداشتی استفاده کرده‌ایم.

موجودی سرمایه فیزیکی به روش موجودی گیری دائمی[3] (PIM)، توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی مورد محاسبه قرار گرفته و استفاده می‌شود. تورم را نیز به عنوان شاخص بی‌ثباتی اقتصادی برگزیدیم که به اعتقاد اکثر اقتصاددانان، تاثیر معکوس بر بیشتر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد بهره‌وری و تولید دارد.

تحلیل حاضر دوره زمانی 57-84 را در بر می‌گیرد و کلیه داده‌ها به صورت سری زمانی و به قیمت ثابت سال 76 می‌باشند. در جدول (1) ما مقادیر بهره‌وری را به همراه سایر متغیرها برای برخی از سال‌ها ارائه کرده‌ایم. ارقام ارائه شده به خوبی بیانگر این هستند که

1- Easterly & Levin
2- Senhadji
3- Perpetual Inventory Method

علی رغم تاکیدات در برنامه‌های سوم و چهارم توسعه مبنی بر دستیابی به متوسط رشد سالانه 2/5 درصدی بهره‌وری، شاخص بهره‌وری در انتهای دوره مورد بررسی نسبت به ابتدای آن از افزایش قابل توجهی برخوردار نبوده و لذا تا دستیابی به اهداف تعیین شده فاصله زیادی باقی است. از سوی دیگر علی رغم بهبود شاخص‌های متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار و سرمایه سرانه نیروی کار (که اثر مثبت آنها بر بهره‌وری در بسیاری از مطالعات مورد تأیید قرار گرفته)، شاخص بهره‌وری کل عوامل تولید روند صعودی مشخصی نداشته و در نوسان است (این نوسانات در نمودار (2) نشان داده شده است).

جدول (1): روند برخی از متغیرها به قیمت ثابت سال 1376

سال	بهره‌وری کل عوامل تولید (درصد)*	متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار (سال)*	مخارج بهداشتی (میلیارد ریال)**	سرمایه سرانه نیروی کار (میلیارد ریال به نفر)**
1357	119/362	3/14	2073/669	0/0783
1360	85/079	3/66	2536/31	0/0805
1365	92/255	4/54	2296/77	0/0759
1370	100/683	5/39	2774/622	0/0657
1375	100/227	6/29	2258/592	0/0679
1380	97/835	7/33	1986/782	0/0718
1384	102/39	7/94	1788/28	0/0788

*** و ** به ترتیب بیانگر ماخذ داده‌ها از سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی کشور و بانک مرکزی می‌باشند.**

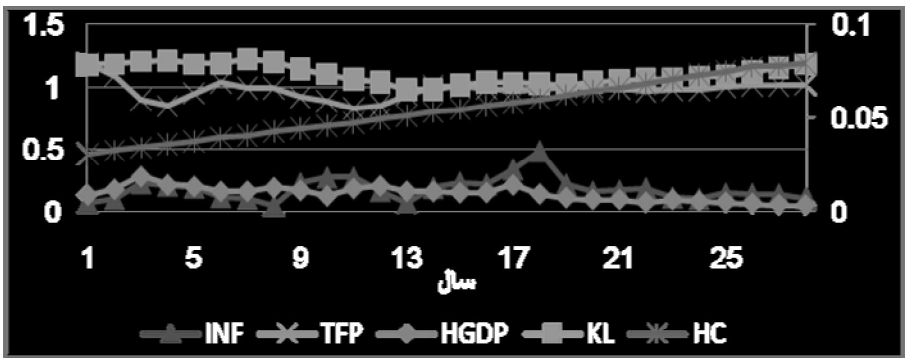
بنابراین در این مطالعه به دنبال این هستیم که نحوه و میزان اثرگذاری عوامل ذکر شده را بر بهره‌وری کل عوامل تولید ایران، مورد ارزیابی قرار دهیم؛ لذا با توجه به مطالب ارائه شده، مدل خود را به صورت زیر تصریح می‌کنیم:

$$LTFP_t = \alpha_0 + \alpha_1 LHC_t + \alpha_2 LHGDP_t + \alpha_3 LKL_t + \alpha_4 LINF_t + \varepsilon_t \qquad (1)$$

که در آن، (LTFP) لگاریتم بهره‌وری کل عوامل، (LHC) لگاریتم متوسط سال‌های تحصیل نیروی کاربه عنوان جانشین سرمایه انسانی از نوع آموزش، (LHGDP) لگاریتم نسبت مخارج بهداشتی به تولیدناخالص داخلی به عنوان جانشین سرمایه انسانی از نوع سلامت، (LKL) لگاریتم موجودی سرمایه سرانه نیروی کار،(LINF) لگاریتم تورم و ε_t جزء اخلال می‌باشد.

آمارهای سری زمانی بهره‌وری کل عوامل تولید، متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار و جمعیت شاغل از دفتر برنامه ریزی و مدیریت اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور و آمارهای مربوط به تولید ناخالص داخلی، مخارج بهداشتی، تورم و موجودی سرمایه فیزیکی از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع آوری گردیده‌اند. به منظور برآورد مدل نیز از نرم افزار Microfit استفاده شده است.

نمودار (2): روند سری‌های زمانی بهره‌وری کل عوامل تولید، متوسط سال‌های تحصیل، مخارج بهداشتی، موجودی سرمایه سرانه و تورم برای دوره زمانی 1357- 1384



ماخذ: یافته‌های تحقیق

در این مطالعه برای این‌که وجود ارتباط سطحی بین متغیرها را آزمون کنیم از روش

آزمون باند ARDL پسران و دیگران[1] (2001)، استفاده می‌کنیم. این روش نسبت به سایر روش‌های آزمون همگرایی مثل انگل گرنجر[2] و یوهانسن – جوسیلیوس[3] مزیت‌هایی دارد. اول این‌که می‌توان این آزمون را، صرف نظر از این‌که متغیرهای مدل کاملا I(0)، (۱) I یا ترکیبی از هر دو باشند، به کار برد. دوم این‌که برخلاف روش انگل گرنجر، این روش پویایی‌های کوتاه مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی کند (بنرجی و دیگران، 1993 و1998). سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کار برد، برخلاف روش‌های همگرایی انگل گرنجر و یوهانسن ــ جوسیلیوس که برای نمونه‌های کوچک قابل استفاده نیستند (نارایان و نارایان، 2004، ص102). و در نهایت این‌که، استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون زا هستند، ممکن می‌باشد (آلام و کوازی، 2003،ص93).

در روش آزمون باند ARDL، چنانچه Y_t متغیر وابسته و X_t متغیر توضیحی باشند، آنگاه به منظور تحلیل همگرایی نیازمند تخمین مدل تصحیح خطای نامقید (UECM)[4] زیرهستیم:

(2)

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \pi_{yy} Y_{t-1} + \pi_{xy} X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \vartheta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \varphi_i \Delta X_{t-i} + \theta W_t + \mu_t$$

که در آن π_{yy} و π_{xy} ضرایب بلندمدت، β عرض از مبدا و W_t بردار اجزاء برون زا مثل متغیرهای مجازی و غیره می‌باشد. مقادیر با وقفه ΔY و مقادیر باوقفه و جاری ΔX، پویایی‌های کوتاه مدت را نشان می‌دهند. فرآیند آزمون باند برای عدم وجود ارتباط سطحی بین Y و X از طریق صفر قرار دادن ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مذکور در معادله فوق به‌دست می‌آید. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی و فرض مقابل

1- Pesaran et al
2- Engel & Granger
3- Johansen & Juselus
4- Unrestricted Error Correction Model (UECM)

آن به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$\pi_{yy} = 0$ ، $\pi_{xy} = 0$

در این روش، دو حد بحرانی ارائه شده است؛ حد بالایی برای سری‌های زمانی I(1) و حد پایینی برای سری های I(0). چنانچه مقدار آماره F محاسبه شده از مقدار حد بالایی بیشتر باشد، فرض صفرعدم همگرایی رد می‌شود؛ و چنانچه مقدار F کمتر از حد پایینی باشد، فرض صفر رد نمی شود و در صورتیکه آماره F درون محدوده ها قرار گیرد، نمی توان نتیجه‌ای گرفت مگر این‌که، درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم (پسران و دیگران، 2001، ص290). وقتی که وجود رابطه تعادلی بلندمدت اثبات گردید در مرحله دوم، ضرایب بلندمدت و ECM متناظر با آن به کمک روش ARDL برآورد می‌شود (نارایان و نارایان، 2004، ص103).

4- نتایج تجربی

قبل از انجام آزمون همگرایی باید مطمئن شویم که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه انباشتگی بیشتر از یک I(1) نیستند. در حالتی که متغیرها انباشته از درجه دو I(2) یا بیشتر باشند، مقدار آماره F محاسبه شده توسط پسران و دیگران (2001)، قابل اعتماد نیست (انگ،2007، ص 4775). به منظور تعیین درجه انباشتگی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)[1] و آزمون فیلیپس پرون (PP)[2] استفاده می‌کنیم.

جدول (2) نتایج هر دو آزمون را ارائه می‌کند. نتایج بیانگر این است که سری‌های زمانی LTFP، LHC، در سطح پایا هستند (سری‌های I(0))؛ در حالی‌که سری‌های LHGDP، LKL و LINF در سطح پایا نبوده ولی تفاضل مرتبه اول آنها پایاست (سری‌های I(1)). بنابراین مشکلی به لحاظ وجود متغیرهای I(2) وجود ندارد و می‌توانیم به نتایج حاصله اطمینان داشته باشیم.

1- Augmented Dickey-Fuller (ADF)
2- Phillips-Perron (PP)

جدول(2): نتایج آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر و فیلیپس- پرون

متغیرها	آماره ADF (با عرض ازمبدا)	آماره ADF (با روند)	آماره PP (با عرض ازمبدأ)	آماره PP (با روند)	نتیجه
$\ln TFP_t$	-2/68*	38/-4	-3/78	-3/54	پایا
$\ln HC_t$	-0/51	-4/74	-1/81	-7/38	پایا
$\ln HGDP_t$	-0/52	-2/64	-3/41	-0/14	ناپایا
$\Delta\ln HGDP_t$	31/-5	-5/09	-12/17	-6/75	پایا
$\ln KL_t$	-0/15	-2/08	-0/11	-1/18	ناپایا
$\Delta\ln KL_t$	-2/43	-4/78	-2/65*	-2/97	پایا
$\ln INF_t$	-2/12	-2/47	-3/29*	-3/44	ناپایا
$\Delta\ln INF_t$	-4/17	-4/04	-7/24	-6/78	پایا

ماخذ: یافته‌های تحقیق

توجه: مقادیر بحرانی برای آماره‌های ADF و PP با عرض از مبدا (و روند) در سطح معنی‌داری 5٪، 3/02- (3/67-) و 2/97- (3/58-) می‌باشند. همچنین مقادیر بحرانی این آماره ها برای تفاضل مرتبه اول متغیرها با در نظر گرفته عرض از مبدا (و روند) به ترتیب 3/04- (3/69-) و 2/98- (3/59-) می‌باشد.

***، بر سطح معنی‌داری 10٪ دلالت دارد.**

گام دوم انجام آزمون همگرایی است که برای آن باید مدل های تصحیح خطای نامقید زیر را تخمین بزنیم:

(3)

$$\Delta\ln TFP_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{p}\beta_{1i}\ln TFP_{t-i} + \sum_{i=0}^{p}\varphi_{1i}\Delta\ln HC_{t-i} + \sum_{i=0}^{p}\sigma_{1i}\Delta\ln HGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{p}\gamma_{1i}\ln KL_{t-i} +$$

$$\sum_{i=0}^{p}\vartheta_{1i}\Delta\ln INF_{t-i} + \delta_{1TFP}\ln TFP_{t-1} + \delta_{2TFP}\ln HC_{t-1} + \delta_{3TFP}\ln HGDP_{t-1} + \delta_{4TFP}\ln KL_{t-1} + \delta_{5TFP}\ln INF_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

(4)

$$\Delta \ln HC_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{p} \varphi_{2i} \Delta \ln HC_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \beta_{2i} \Delta \ln TFP_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \sigma_{2i} \Delta \ln HGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{2i} \Delta \ln Kl_{t-i} +$$

$$\sum_{i=0}^{p} \vartheta_{2i} \Delta \ln INF_{t-i} + \delta_{1HC} \ln TFP_{t-1} + \delta_{2HC} \ln HC_{t-1} + \delta_{3HC} \ln HGDP_{t-1} + \delta_{4HC} \ln KL_{t-1} + \delta_{5HC} \ln INF_{t-1} + \varepsilon_{2i}$$

(5)

$$\Delta \ln HGDP_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^{p} \sigma_{3i} \Delta \ln HGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \beta_{3i} \Delta \ln TFP_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \varphi_{3i} \Delta \ln HC_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{3i} \Delta \ln KL_{t-i} +$$

$$\sum_{i=0}^{p} \vartheta_{3i} \Delta \ln INF_{t-i} + \delta_{1HGDP} \ln TFP_{t-1} + \delta_{2HGDP} \ln HC_{t-1} + \delta_{3HGDP} \ln HGDP_{t-1} + \delta_{4HGDP} \ln KL_{t-1} + \delta_{5HGDP} \ln INF_{t-1} + \varepsilon_{3t}$$

در معادله (3)، زمانی که بهره‌وری کل عوامل تولید متغیر وابسته است، فرض صفر عدم وجود همگرایی و فرض مقابل آن به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$H_0: \delta_{1TFP} = \delta_{2TFP} = \delta_{3TFP} = \delta_{4TFP} = \delta_{5TFP} = 0$

$H_1: \delta_{1TFP} \neq \delta_{2TFP} \neq \delta_{3TFP} \neq \delta_{4TFP} \neq \delta_{5TFP} \neq 0$

و این معادله را به اختصار به صورت:

$F_{TFP}(LTFP|LHC,LHGDP,LKL,LINF)$ نشان میدهیم. برای سایر معادلات هم به همین صورت عمل می‌کنیم. جدول (3) نتایج آزمون همگرایی را نشان می‌دهد. مقدار آماره F محاسبه شده زمانی که بهره‌وری کل عوامل تولید متغیر وابسته است، برابر با 18/81 می‌باشد که بیشتر از مقدار بحرانی حد بالایی است؛ بنابراین یک رابطه تعادلی بلندمدت بین بهره‌وری و تعیین کننده‌های آن وجود دارد. لذا نتایج ما قویاً فرضیه وجود رابطه همگرایی بین متغیرها را تأیید می‌کند.

حال که وجود رابطه تعادلی بلندمدت اثبات گردید، نوبت به تخمین ضرایب بلندمدت و ECM متناظر با آن می‌رسد؛ بدین منظور v معادله (1) را با استفاده از روش ARDL برآورد می‌کنیم. نتایج این برآورد در جدول (4) ارائه شده است. کلیه ضرایب به لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای علامت مورد انتظار می‌باشند. به لحاظ مقداری، بیشتری ضریب متعلق به سرمایه سرانه نیروی کار می‌باشد، در حالی که تورم کمترین ضریب را

داراست. بر طبق نتایج به‌دست آمده، یک درصد افزایش در متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار و مخارج بهداشتی، بهره‌وری را به ترتیب حدود 0/47 و 0/27 افزایش می‌دهند. از سویی دیگر، افزایش درصدی مشابه در موجودی سرمایه سرانه نیروی کار و تورم به ترتیب باعث افزایشی به میزان 0/58 درصد و کاهشی به میزان 0/05 درصد در بهره‌وری می‌شوند.

جدول (3): نتایج آزمون همگرایی

مقادیر حدود بحرانی آماره F						
سطح معنی داری←	٪ 10		٪5		٪1	
حد بالا و پایین←						
٪ 10	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
تعداد متغیرها ↓						
5 K =	3/41	4/68	2/62	3/79	2/26	3/35
آماره های F محاسبه شده :						
F_{TFP} (LTFP|LHC, LHGDP, LKL, LINF) =۱۸/۸۱ [۰/۰۰۳]						
F_{HC} (LHC|LTFP, LHGDP, LKL, LINF) = ۱/۷۳ [۰/۲۸۳]						
F_{HGDP} (LHGDP|LTFP, LHC, LKL, LINF)= ۰/ ۸٤[۰/۵۷۱]						

ماخذ: مقادیر بحرانی آماره F، از جدول F (پسران و دیگران، 300:2001) اخذ شده است. کلیه نتایج بر اساس یافته‌های تحقیق می‌باشد.

حال می‌توان مدل را مجددا به شکل تصحیح خطا در آورده و پویایی‌های کوتاه مدت و سرعت تعدیل تعادل را تحلیل کنیم. ضمن این‌که مدل تصحیح خطا به ما این امکان را می‌دهد که آزمون علیت گرنجری را بین متغیرها انجام داده تا جهت علیت را بین بهره‌وری و تعیین کننده‌های آن در بلندمدت و کوتاه مدت تعیین کنیم (گرنجر،1988).

جدول (4)، نتیجه برآورد ضرایب کوتاه مدت را به همراه بخش تصحیح خطای مربوطه ارائه می‌دهد. ضریب بخش تصحیح خطای با وقفه ((ecm(-1))، منفی و معنی‌دار و حدود 0/73 می‌باشد و نشان می‌دهد در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، درهر دوره

0/73 درصد از عدم تعادل کوتاه مدت بهره‌وری برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. در این جدول علاوه بر ارائه ضریب تعیین (R^2)، نتایج آزمون‌های تشخیص و چندین آزمون دیگر گزارش شده است. آماره چی دو برای آزمون نرمال بودن پسماندها و همبستگی سریالی آنها به ترتیب برابر با 0/34 و 0/054 می‌باشد که بیانگر این است که پسماندها نرمال توزیع شده‌اند و وجود همبستگی سریالی در سطح معنی‌داری 1٪ و 5٪ بین پسماندها تأیید نمی‌شود. همچنین آماره چی دو برای واریانس ناهمسانی برابر 0/82 می‌باشد؛ بنابراین واریانس ناهمسانی تأیید نمی شود. لذا نتایج ارائه شده در این بخش اعتبار علمی مدل را تأیید می‌کنند.

جدول(4): نتیجه تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت با استفاده از (2,0,2,1,0) ARDL برمبنای معیار SBC. (متغیر وابسته: $\ln TFP$)

تخمین ضرایب بلندمدت				تخمین ضرایب کوتاه مدت			
متغیرها	ضریب	آماره T	[احتمال]	متغیرها	ضریب	آماره T	[احتمال]
LHC	0/475	3/103	[0/007]	ΔLHC	0/350	3/434	[0/003]
LHGDP	0/267	2/870	[0/011]	ΔLHGDP	0/020	0/510	[0/616]
LKL	0/581	2/377	[0/030]	ΔLHGDP1	0/108	-3/119	[0/006]
LINF	-0/053	-2/124	[0/050]	ΔLKL	0/950	2/944	[0/009]
C	6/549	8/530	[0/000]	ΔLINF	-0/039	-2/61	[0/020]
				ΔC	4/826	5/607	[0/000]
				ecm(-1)	-0/736	-5/874	[0/000]

R^2=0/87 $\overline{R}^2$ = 0/80 D.W= 2/45 F = 12/69[**0/000**] σ = **0/026**

آزمون‌های تشخیص:

χ^2_{SC} = 3/70 [0/054] χ^2_{Norm} = 2/10 [0/349]

χ^2_{FF} = 18/07 [0/000] χ^2_{H} = 0/048[0/825]

ماخذ: یافته‌های تحقیق

توجه : σ انحراف معیار رگرسیون است؛ χ^2_{SC} آزمون LM برای خود همبستگی، χ^2_{Norm} آزمون نرمالیتی جکوا- برا، χ^2_{FF} آزمون رمزی برای فرم تبعی و χ^2_{H} آزمون وایت برای واریانس ناهمسانی می‌باشند.

گام بعدی انجام آزمون علیت است. شرایط همگرایی بین متغیرهای مورد استفاده در مدل، به عنوان یک عامل مهم در تعیین روش صحیح برای آزمون علیت شناخته می‌شود. برای مثال در صورت عدم وجود همگرایی بین متغیرها، آزمون علیت بر مبنای یک مدل خود رگرسیون برداری (VAR)[1] و در صورت وجود همگرایی، آزمون بر اساس مدل تصحیح خطای برداری(VECM)[2] خواهد بود (نارایان،2005، ص 1207). از آنجایی که در مطالعه حاضر نتایج آزمون همگرایی، وجود همگرایی بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند؛ برای انجام آزمون علیت از مدل‌های تصحیح خطا استفاده می‌کنیم:

(6)

$$\begin{bmatrix}\Delta\ln TFP_t\\ \Delta\ln HC_t\\ \Delta\ln HGDP_t\\ \Delta\ln KL_t\\ \Delta\ln INF_t\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\alpha_0\\ \alpha_1\\ \alpha_2\\ \alpha_3\\ \alpha_4\end{bmatrix}+(\mathrm{L})\begin{bmatrix}\beta_{11}^{m}\beta_{12}^{n}\beta_{13}^{p}\beta_{14}^{q}\beta_{15}^{r}\\ \beta_{21}^{m}\beta_{22}^{n}\beta_{23}^{p}\beta_{24}^{q}\beta_{25}^{r}\\ \beta_{31}^{m}\beta_{32}^{n}\beta_{33}^{p}\beta_{34}^{q}\beta_{35}^{r}\\ \beta_{41}^{m}\beta_{42}^{n}\beta_{43}^{p}\beta_{44}^{q}\beta_{45}^{r}\\ \beta_{51}^{m}\beta_{52}^{n}\beta_{53}^{p}\beta_{54}^{q}\beta_{55}^{r}\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Delta\ln TFP_t\\ \Delta\ln HC_t\\ \Delta\ln HGDP_t\\ \Delta\ln KL_t\\ \Delta\ln INF_t\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}\vartheta\\ \lambda\\ \nu\\ \varsigma\\ \eta\end{bmatrix}[ECT_{t-1}]+\begin{bmatrix}\varepsilon_{1t}\\ \varepsilon_{2t}\\ \varepsilon_{3t}\\ \varepsilon_{4t}\\ \varepsilon_{5t}\end{bmatrix}$$

در اینجا (L) و (Δ) به ترتیب عملگر وقفه و دیفرانسیل می‌باشند و ECT_{t-1} بخش تصحیح خطای وقفه ای است که از ارتباط همگرایی بلندمدت به‌دست آمده است (این بخش اگر متغیرها همگرا نباشند، وجود ندارد). آماره F روی دیفرانسیل متغیرهای توضیحی، دلالت بر اثرات علی کوتاه مدت دارد در حالی‌که اثرات علی بلندمدت از طریق معنی‌داری ضریب بخش تصحیح خطای باوقفه، توسط آماره t تعیین می‌شود (نارایان و اسمیت،2004، ص31). مثلا اگر β_{12}^{n} برابر صفر باشد، آنگاه متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار علت گرنجری کوتاه مدت بهره‌وری نیست. یا اگر ϑ برابر صفر باشد، آنگاه متغیرهای توضیحی موجود در مدل، علت گرنجری بلندمدت بهره‌وری نیستند. نتایج آزمون علیت در جدول (5) بیانگر این است که، متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار، موجودی سرمایه سرانه و تورم علت کوتاه مدت بهره‌وری هستند و در معادله‌ای که

1- Vector Auto Regressive
2- Vector Error Correction Model

بهره‌وری به عنوان متغیر وابسته است، آماره t روی ضریب بخش تصحیح خطای با وقفه، دلالت بر وجود رابطه علی بلندمدت از طرف این متغیرها بر بهره‌وری دارد. همچنین وجود رابطه علی بلندمدت برای شرایطی که تورم و موجودی سرمایه سرانه به عنوان متغیرهای وابسته هستند، صادق است.

جدول (5): نتایج آزمون علیت بر مبنای الگوی تصحیح خطا

متغیرهای وابسته↓	آماره F [احتمال]					ECT_{t-1} [آماره t]
	ΔLTFP	ΔLHC	ΔLHGDP	ΔLKL	ΔLINF	
ΔLTFP	-----	11/79* [0/001]	0/26 [0/610]	8/67* [0/003]	6/56* [0/010]	-0/73* [-5/87]
ΔLHC	0/008 [0 /927]	-----	0/27 [0/589]	2/84*** [0/092]	1/33 [0/240]	-----
ΔLHGDP	0/59 [0/441]	117/51* [0/000]	-----	3/09*** [0/079]	0/20 [0/649]	-----
ΔLKL	9/84* [0/002]	15/86* [0/000]	3/74** [0/053]	-----	4/55** [0/033]	-0/32* [-3/28]
ΔLINF	5/60** [0/018]	12/46 [0/113]	2/34 [0/126]	1/02 [0/311]	-----	-0/92* [-4/22]

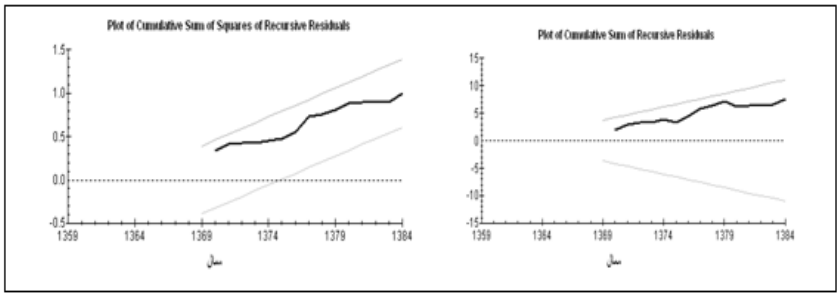
ماخذ: یافته‌های تحقیق

توجه: *، ** و *** دلالت بر معنی‌داری در سطح 1٪، 5٪ و 10٪ دارند.

نتایج ارائه شده در این بخش نشان می‌دهد، رابطه علی بلندمدت تنها از طرف سرمایه انسانی بر بهره‌وری وجود دارد؛ ضمن این‌که سرمایه انسانی از نوع آموزش علت کوتاه مدت بهره‌وری نیز می‌باشد. اما نکته حائز اهمیت این است که پارامترهای تخمین زده شده یک سری زمانی ممکن است در طی زمان تغییر کنند و پارامترهای بی‌ثبات نیز ممکن است

به عدم تشخیص صحیح منجر شوند(هنسن،1992)، لذا انجام آزمون ثبات ساختاری[1] ضروری به نظر می‌رسد؛ بنابراین از آزمونهای مجموع پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUM)[2] و مجذور مجموع پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUMQ)[3] استفاده می‌کنیم. هر دو نمودار در شکل (1) نشان داده شده‌اند و از آنجا که در درون فاصله اطمینان 95٪ قرار گرفته‌اند، فرض صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری رد نمی شود؛ بنابراین ثبات ساختاری مدل تأیید می‌شود.

شکل (۱): نمودارهای CUSUM و CUSUMQ



ماخذ:یافته‌های تحقیق

5- نتیجه‌گیری

مطالعات تجربی بسیاری بر روی مدلهای رشد درون زا صورت گرفته است. دراین مطالعه، با تحلیل اثر سه عامل سرمایه انسانی (با در نظر گرفتن دو بعد آموزش و سلامت)، موجودی سرمایه سرانه و تورم بر سطح بهره‌وری کل عوامل تولید ایران برای دوره زمانی 57-84، گامی فراتر نهادیم؛ که به ما اجازه می‌دهد تا نقش متفاوت هر عامل را روی بهره‌وری بررسی و مقایسه کرده و ابزارهای سیاستی مرتبط را به منظور ارتقای آن اتخاذ نماییم. در مطالعه حاضر ابتدا ارتباط بلندمدت بین متغیرها با استفاده از روش آزمون باند ARDL تخمین زده

1- Structural Stability
2- Cumulative Sum of Recursive Residual
3- Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

شد و سپس با استفاده از روش ARDL ضرایب بلندمدت برآورد گردید و درنهایت آزمون علیت گرنجر به منظور تعیین جهت علیت بین متغیرها و بهره‌وری صورت پذیرفت.

به طور خلاصه نتایج حاصله وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها را تأیید می‌کنند، ضمن این‌که کلیه ضرایب به لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای علامت‌های مورد انتظار می‌باشند، به طوری که یک درصد افزایش در متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار و مخارج بهداشتی، بهره‌وری را به ترتیب حدود 0/48 و 0/27 درصد افزایش می‌دهند. از سویی دیگر همین میزان افزایش در موجودی سرمایه سرانه و تورم باعث افزایشی به میزان 0/58 و کاهشی به میزان 0/05 درصد در بهره‌وری می‌شوند که در این بین سهم سرمایه سرانه نیروی کار در ارتقای بهره‌وری بیشتر از سایر متغیرها بوده و سرمایه انسانی در اولویت بعدی قرار دارد. نهایتا با استفاده از آزمون علیت دریافتیم که متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار و مخارج بهداشتی در بلندمدت برون زا هستند و در مفهوم گرنجری به این معناست که تنها یک رابطه علی یک طرفه از سوی سرمایه انسانی به سمت بهره‌وری وجود دارد و عکس آن صادق نیست. به‌علاوه این یافته ها چندین کاربرد سیاستی دارند؛ در واقع نتایج حاصله موجودی سرمایه فیزیکی سرانه را به عنوان مناسبترین و اثرگذارترین ابزار برای طرح ریزی اهداف سیاستی به منظور ارتقای بهره‌وری معرفی می‌کنند؛ بنابراین لازم است سیاست هایی به منظور افزایش موجودی سرمایه فیزیکی از طریق فراهم آوردن بسترهای مناسب برای سرمایه گذاری بیشتر و جذب سرمایه‌های خارجی اتخاذ گردد. همچنین متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار (سرمایه انسانی) می‌تواند به عنوان یک ابزار سیاستی مهم مرتبط، مورد بررسی قرار گیرد. در واقع برای بازدهی بیشتر نیروی کار تحصیل کرده (به ویژه شاغلان دارای تحصیلات عالی)، لازم است تدابیری به منظور ارتقای کیفی سطح آموزش‌ها و منطبق کردن آن ها با نیازهای بازار کار اندیشیده شود.

منابع

منابع فارسی

1- امینی، علیرضا و حجازی آزاد، زهره، 1386، «تحلیل و ارزیابی نقش سلامت و بهداشت در ارتقاء بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی* ایران، سال نهم، شماره 30، صفحه 137-163.

2- امینی، علیرضا و حجازی آزاد، زهره،1387، «تحلیل نقش سرمایه انسانی و تحقیق و توسعه در ارتقای بهره‌وری کل عوامل در اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال دهم، شماره 35، صفحه 1-30 .

3- انتظاری، یعقوب و زاده موسی، مریم، 1380، «تحلیل تأثیر تغییر تکنولوژی بر تقاضا برای دانش آموختگان آموزش عالی»، *موسسه پژوهش و برنامه‌ریزی آموزش عالی*، صفحه1- 60.

4- ربیعی، مهناز، 1387، «نقش تحقیق و توسعه در توسعه اقتصادی کشورها»، *فصلنامه رشد فناوری*، شماره 15، صفحه 35- 40.

5- شاه آبادی، ابوالفضل، 1382، «بررسی عوامل تعیین کننده بهره‌وری کل عوامل اقتصادی در ایران»، *نامه مفید*، شماره 38، صفحه 27-57.

6- شاه آبادی، ابوالفضل، 1386، «اثر سرمایه گذاری مستقیم خارجی، تجارت بین الملل و سرمایه انسانی بر بهره‌وری کل عوامل تولید در اقتصاد ایران»، *فصلنامه علمی، پژوهشی جستارهای اقتصادی*، سال چهارم، شماره 7، صفحه 99-134 .

7- عمادزاده، مصطفی و طیبی، سید کمیل و شیخ بهایی، آزیتا، 1386، «اثر متقابل سرمایه انسانی و تجارت خارجی بربهره‌وری کل عوامل و رشد اقتصادی درکشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی)، *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، سال دوم، شماره 8،صفحه 1-32

8- فرهادی، عزیزالله و باستانی، علیرضا، «الگوسازی بهره‌وری کل عوامل تولید با تاکید بر درجه باز بودن اقتصاد»، پنجمین *کنفرانس بین المللی مراکز تحقیق و توسعه*

9- صمدی، علی حسین و حقیقت، علی و امین‌زاده، کاظم، 1385، « تورم، بهره‌وری و شکست ساختاری؛ شواهد تجربی از اقتصاد ایران 1338-1380»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هشتم، شماره 27، صفحه 65-87.

10- کمیجانی، اکبر و صلاحی، جواد، 1386، «بررسی عوامل موثر بر بهره‌وری کل عوامل تولید در صنایع معدنی ایران»، *نامه مفید*، شماره 63، صفحه 25-44 .

11- مرادی، محمد علی و صفوی، بیژن، 1384، «رشد بهره‌وری کل عوامل بخش بازرگانی ایران»، *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، شماره 2، صفحه 30-48.

12- میر جلیلی، فاطمه و حیدر پور، افشین، 1385، «اندازه گیری و تحلیل روند بهره‌وری عوامل تولید در بخش‌های اقتصادی ایران»، *دفتر مطالعات اقتصادی*.

13- یوسفی دینارلو، مجتبی و نوفرستی، محمد، 1384، «اندازه گیری برخورداری آموزش سرمایه انسانی درایران »، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هفتم، شماره 23، صفحه 193-219 .

منابع انگلیسی

14- Alam, M.I., and Quazi, R.M (2003).Determinant of Capital Flight: An Econometric Case Study of Bangladesh. *International Review of Applied Economics*, Vol.17, PP 85-103.

15- Ang,J.B.,(2007). Co_2 Emisions, Energy Consumption, and Output in France. *Energy Policy*, Vol. 35, Iss.10, PP 4772-4778.

16- Ascari,G. and Cosmo,V.D., (2004). Determinants of Total Factor Productivity in the Italian Regions. *University of Pavia*,PP 1-25.

17-Austria,m.s., (1998). Productivity Growth in the Philippines After the Industrial Reforms. *Philippine Institute for Development Studies*, No. 98-26,PP 1-26.

18-Barrio-Castro, T.D., Lopez-Bazo, E. and Serrano-Domingo, G.,(2002). New evidence on international R&D spillovers, human capital and productivity in the OECD. *Economics Letters*,Vol. 77 ,PP 41–45.

19-Barro, R.J.,(1991). Economic Growth in a Cross-Section of Countries. *Quarterly journal of Economics*,Vol. 106, PP 407-443.

20-Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J.W. and Hendry, D.F.,(1993). Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. *Oxford University Press: Oxford*.

21-Becker, G., (1962). Investment in Human Capital: a Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy,*Vol. 70,PP 9–44.

22-Bloom, D.E. and Canning, D., (2005). Schooling, Health and Economic Growth: Reconciling the Micro and Macro Evidence.*Working Papers*, PP 1-27.

23-Bloom,D.E., Canning,D. and Sevilla,J.,(2004). The Effect of Health on Economic Growth:A Production Function Approach.*World Development*, Vol. 32, No. 1, pp 1–13, 2004.

24-Bowman-M.J.,(1986).The Human investment Revolution in Economic Thought. *Sociology of Education*, Vol. 19,PP 111-38.

25-Branson,W.H.,(1979). Macro Economic Theory and Policy. *2ed edition, Princeton university.*

26-Bronzini, R. and Piselli,P.,(2009). Determinants of Long run regional Productivity with geographical Spillover: The role of R&D, Human capital and public infrastructure. *Regional science and urban Economics,* Vol. 39, PP 187-199.

27-Castiglionesi , F. and Oranghi ,D.,(2003). An Empirical Assessment of the Determinants of TFP. *University of carlos.*

28-Ciccone, A., Cingano, F., Cipollone, P., (2004). The Private and Social Return to Schooling in Italy. *Journal degli Economisti e Annali di Economia* 63, 413–444.

29- Coe, D.T., Helpman, E. and Hoffmaister,A.W.,(1995). North-South R&D spillovers. *Economic Journal*,Vol. 107,PP 134–149.

30-Cole,M.A. and Neumayer,E.,(2005). The Impact of Poor Health on Total Factor Productivity. *Working Papers*,PP 1-43.

31-Crispolti, V., Marconi, D., (2005). Technology Transfer and Economic Growth in Developing Countries: An Econometric Analysis. *Bank of Italy*. Working Paper No. 564.

32-Denison, E.F.,(1962).Sources of Economic Growth in The United States and the Alternatives Before US. *New York: Committee for Economic Development*

33-Engle, R.F. and Granger, C.W.J., (1987). Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, PP 251–276.

34-Engelbrecht ,H., (1997). International R&D Spillovers, Human Capital and Productivity in OECD Economics:An Empirical Investigation. *European Economic Review,* Vol. 41,Issue. 8, PP 1479-1488.

35-Fisher ,I.(1909). The Nature of Capital and Income in Ahmad and Bulg (eds.), *Economics of Education*

36-Hansen, B., (1992). Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) processes. *Journal of Business and Economic Statistics*,Vol.10,PP 321– 335.

37-Khan,S.A.,(2006). Macro Determinants of Total Factor Productivity in Pakistan. *SBP Research Bulletin,* Vol. 2, No. 2, PP 383-404.

38-Johansen, S.,(1991). Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*,Vol. 59, PP 1551–1580.

39-Lucas, R.E.,(1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of monetary Economic* , Vol. 22, PP 3-42.

40-Marshall, A., (1920). General and Technical Education. *Reading in the economics of education teateschoisis*, Unesco , PP 609-612.

41-Mastromarco, C. and Ghosh, S., (2009). Foreign Capital, Human Capital, and Efficiency: A Stochastic Frontier Analysis for Developing Countries.*World Development*, Vol. 37, PP 482-502.

42-Muysken, J., Yetkiner, I.H. and Ziesemer, T., (2003). Health, Labor Productivity and Growth, in Growth Theory and Growth Policy. *London: Routledge.*

43-Narayan, S. and Narayan, P.K., (2004). Determinant of Demand for Fiji's Exports: an Empirical Investigation. *The Developing Economies*, XLII-1, PP 95−112.

44-Narayan, P.K. and Narayan, S., (2005). Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in a Cointegration Framework. *Economic Modelling*,Vol. 22, PP 423– 438.

45-Nelson, R. and Phelps, E., (1966). Investment in Humans, Technological Diffusion and Economic Growth. *The American Economic Review,* 56(2),PP 69–75.

46-Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R., (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics,*Vol. 16, PP 289–326.

47-Senhadji , A., (2000). Sources of Economic Growth: *An Extensive Growth Acconting Exercise*. Imf staff , vol. 41, No 1.

48-Schultz, T.,(1961). Investment in Human Capital.*The American Economic Review* 51(1) PP 1–17.

49-Stokey, N., (1991). Human Capital, Product Quality and Growth. *Quarterly Journal of Economics 106*, 587–616.

50-Teixeira,A.c. and Fortuna,N., (2004). Human capital, innovation capability and economic growth in Portugal, 1960–2001. *Portuguese Economic journal*,Vol. 3, PP 205–225.

51-Van Zon, A. H. and Muysken, J., (2001). Health and Endogenous Growth. *Journal of Health Economics*, Vol, 20, PP 169-85.

52-Walsh, J.R.,(1935).Capital Concep Applied to Man.*Quarterly Journal of Economic*,Vol.XLIX, P 255-280.

مطالعه رابطه آلودگی هوا و رشد اقتصادی کشورهای صادر کننده نفت

دکتر محمد حسن فطرس*، دکتر هادی غفاری**، آزاده شهبازی***

دریافت: 1389/4/22 پذیرش: 1389/9/1

چکیده

پژوهش حاضر با تکیه بر نظریه‌های اقتصادی و با استفاده از روش داده‌های تلفیقی، شواهد تجربی آلودگی محیط زیست و رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک را بررسی می‌کند. برای این منظور، با استفاده از داده‌های (دوره زمانی 1960 تا 2005) دی‌اکسید کربن سرانه به‌عنوان شاخص آلودگی و تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان شاخص رشد اقتصادی، فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس آزمون می‌شود. نتایج نشان می‌دهند که در مراحل اولیه‌ی رشد اقتصادی این کشورها آلودگی هوا افزایش یافته‌است. افزایش درآمدهای کشورهای اپک عمدتاً ناشی از صادرات نفت و گاز بوده‌است. بنابراین، در بدو امر، افزایش درآمد با تخریب زیست‌محیطی همراه بوده است. اما، با تداوم رشد و واردات تکنولوژی‌های کمتر آلاینده کیفیت زیست‌محیطی این کشورها بهبود یافته‌است. بنابراین فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در این کشورها صادق می‌باشد.

کلمات کلیدی: آلودگی هوا؛ تخریب محیط زیست؛ رشد اقتصادی؛ منحنی زیست‌محیطی کوزنتس

طبقه‌بندی JEL: Q53, Q43, O53

---

* دانشیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا fotros@basu.ac.ir

** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور اراک

*** کارشناس ارشد علوم اقتصادی

مقدمه

آلودگی‌های زیست‌محیطی از چالش‌های اصلی جهان است. به گونه‌ای که کشورها علاوه بر سیاست‌ها و اقدامات درون‌مرزی خود، ساماندهی مسایل زیست‌محیطی را در حوزه‌ی بین المللی نیز دنبال می‌کنند. آلودگی هوا از جمله مصادیق آلودگی است. صنعتی شدن جوامع، به بهره‌برداری بیشتر و فشرده‌تر از سوخت‌های فسیلی مانند زغال سنگ، نفت و گاز به‌منظور استفاده در تولید و حمل و نقل منجر شده‌است. احتراق این سوخت‌ها موجب آزاد شدن دی‌اکسید کربن در اتمسفر می‌شود. از این‌روی، کشورهای تولید کننده‌ی این مواد در این زمینه نقش به‌سزایی دارند. در طی ده‌های اخیر مسائل زیست‌محیطی از جنبه‌های مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است. آغاز موج توجه عمومی به مسائل زیست محیطی طی دهه 1960 به‌وقوع پیوست و تمرکز عمده این توجهات بر آلودگی‌های صنعتی به‌واسطه رشد روز افزون اقتصادهای صنعتی بود. در نظام تولید اقتصادی، فقط بخشی از انرژی مورد استفاده، به کالا و خدمات تبدیل می‌شود و بقیه آن به صورت پسماند یعنی «آلودگی»، به محیط باز می‌گردد. پیش از این تصور می‌شد که رشد اقتصادی افزایشی را در درآمدها ایجاد می‌کند که منجر به بهبود کیفیت زندگی نیز خواهد شد. اما رشد اقتصاد جهانی کیفیت محیط زیست را در کانون توجه جهانی قرارداد. طبیعت، فقط تا حدودی قادر است بین ورودی، خروجی و پسماند تعادل ایجاد کند. به عبارت دیگر، توان بازیافت طبیعت محدود است. این توان با افزایش دخالت سازمند انسان در طبیعت به میزان زیادی کاهش می‌یابد.

با گسترش دانش بشری دست ساخته‌های بشر به‌صورت تولید ضایعات، پسماندها، گازهای آلوده و سایر عوامل به‌طور مستقیم و غیر مستقیم اثرات مخربی بر زندگی انسان باقی می‌گذارد. به‌طور کلی آلودگی شامل آلودگی هوا، آلودگی آب، آلودگی صوتی و آلودگی ناشی از زباله می‌باشد. در این میان آلودگی هوا یکی از پدیده‌های قرن اخیر است. مهم‌ترین آلوده کننده‌های هوا شامل منواکسیدکربن، دی‌اکسیدکربن، اکسیدهای گوگرد،

ذرات معلق در هوا و ازن می‌باشند. گاز دی اکسید کربن یکی از مهمترین گازهایی است که منجر به تغییرات آب و هوایی و گرمایش زمین شده است و به همین جهت به عنوان آلودگی فرامرزی معروف است. 60 درصد از آثار گازهای گلخانه‌ای ناشی از انتشار دی اکسیدکربن می‌باشد. این گاز در میان انواع دیگر گازها سهم بالایی درایجاد آلودگی هوا دارد. سال1991 اقتصاددانان رابطه‌ی متقارنی بین تغییرات درآمد و کیفیت محیط زیست یافتند. این رابطه بعدها به نام منحنی زیست محیطی کوزنتس معروف شد و تبدیل به مفهوم استاندارد دربحث‌های تخصصی در باره سیاست‌های زیست محیطی گردید. مفهوم رابطه‌ی تجربی بین درآمد و کیفیت زیست محیطی طی مطالعات اخیر در ارزیابی منحنی زیست محیطی کوزنتس (EKC)[1] بروز یافته است. این منحنی رابطه‌ی کوهانی شکلی را بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست نشان می‌دهد. بنابر این فرضیه، در مراحل اولیه‌ی رشد اقتصادی تخریب محیط‌زیست زیاد است. مقدار این تخریب در نقطه‌ای به حداکثر خود می‌رسد و سپس در مراحل بالای رشد اقتصادی کیفیت محیط‌زیست بهبود می‌یابد.

منحنی زیست محیطی کوزنتس تعمیم جالبی در مورد نحوه‌ی انتقال یک کشور از فقر به‌سمت رفاه نسبی و تاثیر آن بر روی تغییرات کیفیت محیط زیست است. این منحنی پیش‌بینی می‌کند که درمسیر توسعه‌ی یک کشور، با افزایش درآمد ابتدا آلودگی‌های محیط زیست افزایش می‌یابند. اما، با افزایش درآمد سرانه، آلودگی‌ها شروع به کاهش می‌کنند. تا اواسط دهه‌ی 1990عمده‌ی مطالعات انجام شده در این رابطه با تاکید بر متغیر درآمد و میزان تخریب زیست محیطی انجام می‌شده است. در این خصوص برای متغیر درآمد، تولید ناخالص ملی سرانه و برای میزان تخریب زیست محیطی نیز یکی از انواع آلودگی لحاظ می‌شود. از نیمه‌ی دوم دهه‌ی 1990 محققان تلاش کرده‌اند عوامل برونزای موثر بر ارتباط میان رشد اقتصادی و میزان مخاطرات زیست محیطی را شناسایی کنند. در

1- Environmental Kuznets Curve

چنین وضعیتی با توجه به اهمیت بالای محیط زیست، نهادها و سازمان‌های مرتبط با محیط زیست با وضع قوانین و مقررات زیست محیطی مناسب و از سوی دیگر، با توجه به استطاعت مالی بنگاهای اقتصادی برای تامین هزینه‌های مرتبط با تغییر تکنولوژی، به سمت فن‌آوری دوستدار محیط زیست حرکت می‌کنند. پرداخت عوارض و مالیات لازم به منظور بهبود محیط زیست شاخص آلودگی را نیز کاهش می‌دهد. سازمان کشورهای صادر کننده نفت با نام اختصاری اوپک، بزرگ‌ترین کارتل نفتی است. با توجه به‌نفت‌خیز بودن کشورهای عضو این مجموعه، وفور منابع انرژی و اغلب قیمت پایین آن را شاهد هستیم. به‌همین علت ممکن است در این گروه کیفیت زیست‌محیطی به‌دلیل تولید و استخراج منابع انرژی از سطح پایینی برخوردار باشد. بنابراین، این امکان وجود دارد که با تدوین راهکارهایی صحیح و برنامه‌ریزی مدون، بدون آن‌که از رشد اقتصادی یا کیفیت تولیدات بخش‌های مختلف اقتصادی کاسته شود از افزایش حجم گاز دی‌اکسید کربن جلوگیری شود. در نتیجه، با افزایش این آلاینده در جو مقابله کرده و کاهش آلودگی یا کنترل آن را در برنامه‌ی خود بگنجانند. از این‌روی، برای تحت کنترل در آوردن آلودگی و تحقق توسعه پایدار نیاز به اقدام و مداخله عمومی است. بنابراین، مطالعه‌ی رابطه‌ی رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست در این کشورها حایز اهمیت می‌باشد. پژوهش حاضر تلاش می‌کند تا با تکیه بر تئوری‌های اقتصادی و با توجه به شواهد تجربی موجود، رابطه‌ی آلودگی و رشد اقتصادی را بر پایه فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در کشورهای عضو اوپک بررسی کند. بدین منظور، مقاله دارای سازماندهی زیر است: (الف) مروری بر پیشینه پژوهش (ب) معرفی الگوی نظری (پ) روش برآورد الگو و معرفی داده‌ها (ت) نتیجه‌گیری.

مروری بر پیشینه پژوهش

در خصوص ارتباط بین آلودگی و رشد اقتصادی مطالعات مختلفی صورت گرفته است. در ادامه به‌معرفی برخی از این مطالعات می‌پردازیم. گروسمن و کروئگر (1991و1993)

رابطه‌ی بین آلودگی هوا و رشد اقتصادی را به شکل تجربی مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌دهند یک رابطه‌ی کوهانی شکل بین میزان انتشار سرانه دی اکسید گوگرد و تولید ناخالص داخلی سرانه وجود دارد. شفیق و بندیوپادیاد (1992) و چند سال بعد گروسمن و کروگر با استفاده از شاخص‌های گوناگون زیست محیطی از جمله آلودگی هوای شهری، آلودگی آب، آلودگی ته نشین شده در حوزه رودخانه و آلودگی در اطراف رودخانه توسط فلزات سنگین، مطالعات دیگری انجام دادند که تأییدی بر فرضیه زیست محیطی کوزنتس بود. مقالات هولتز ـ ایکن و سلدن (1995) برای 108 کشور در دوره 1951تا 1986 و سنگوپتا (1996) برای 16 کشور توسعه یافته و تعدادی از کشورهای درحال توسعه فرضیه زیست محیطی کوزنتس را تأیید کردند. کول و همکاران (1997) تکنولوژی، جمعیت و تجارت را وارد الگوی زیست محیطی کوزنتس کردند و برای 7 ناحیه از جهان در طی دوره 1960تا1992 به منحنی کوهانی شکل دست یافتند. آگراس و چپمن (1999) با اطلاعات درآمد، نشر دی اکسید کربن، قیمت و حجم تجارت برای دوره 1971تا 1989 در 34 کشور به منحنی مذکور دست نیافتند. فرضیه منحنی زیست محیطی کوزنتس در کار پانایوتو (2000) با داده‌های درآمد، نشر دی اکسیدکربن، حجم تجارت، ذخیره سرمایه و جمعیت در طول 1870تا 1994 برای 17 کشور توسعه یافته تأیید شد. هیرینک و همکاران (2001) با استفاده از داده‌های 153 کشور و به‌کارگیری متغیر نابرابری به منحنی کوهانی شکلی رسیدند. گیلز و ماسک (2003) برای دوره 1996ـ1895 رابطه‌ی درآمد و انتشار گاز متان را در کشور نیوزلند آزمون کردند. نتایج نشان می‌دهند که در بلند مدت ارتباط بین درآمد و انتشار گاز متان به‌صورت کوهانی شکل می‌باشد.. شین (2006) ارتباط تولید ناخالص داخلی و انتشار گازهای کادیوم، آرسنیک، دی‌اکسید کربن، دی اکسید گوگرد و ذرات گرد و غبار را در برخی از کشورها بررسی کرد. نتایج وی نشان می‌دهند در مورد کادیوم، آرسنیک و دی‌اکسید کربن فرضیه‌ی زیست‌محیطی کوزنتس صادق است. لیو، هیلینگ، چن و هینو (2007) داده‌های زیست‌محیطی استان چین را با تمرکز بر روی آلودگی هوا، آلودگی رودخانه‌ها و آب‌های ساحلی دریا طی سال‌های 1989 تا 2003

مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که آلودگی‌های منتج از تولید، فرضیه‌ی زیست‌محیطی کوزنتس را تأیید می‌کند. سونگ، ژنگ و تونگ (2008) با استفاده از داده‌های استانی چین رابطه بین درآمد سرانه و انتشار دی‌اکسید کربن را در سال‌های 1985 تا 2005 مورد مطالعه قرار دادند. نتایج، نشان دادند که فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس صادق است. ژانگ و چنگ (2009) به‌بررسی رابطه بین مصرف انرژی، نشر دی‌اکسید کربن و رشد اقتصادی در چین پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که مصرف انرژی و انتشار دی‌اکسید کربن با رشد اقتصادی آن کشور ارتباط معناداری نداشته‌اند. از مجموع مطالعات انجام شده در ایران که قرابت بیشتری با موضوع پژوهش دارند می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: صادقی و سعادت (1383) با استفاده از روش آزمون علیت هیسائو به بررسی روابط علی بین رشد جمعیت، آلودگی زیست محیطی و رشد اقتصادی در ایران پرداختند. نتایج به ذست آمده نشان می‌دهد که یک رابطه دو طرفه بین تخریب محیط زیست و رشد اقتصادی در ایران وجود دارد. پژویان و مراد حاصل (1386)، اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا را در قالب فرضیه‌ی منحنی زیست محیطی کوزنتس برای 67 کشور با گروه‌های درآمدی متفاوت (شامل ایران) آزمون کرده‌اند. بدین منظور، اثر رشد اقتصادی، جمعیت شهری، قوانین زیست محیطی، تعداد خودرو و درجه باز بودن اقتصاد را بر میزان آلودگی هوا در بررسی خود لحاظ کرده‌اند. نتایج ایشان، فرضیه‌ی منحنی زیست محیطی کوزنتس را تأیید کرده‌است. اسگویی (1387)، به بررسی رابطه بین درآمد سرانه و شاخص‌های آزادسازی تجاری با میزان انتشار دی‌اکسید کربن، درچهار گروه از کشورهای با درآمد سرانه پایین، با درآمد سرانه متوسط پایین، با درآمد سرانه متوسط بالا و با درآمد سرانه بالا پرداخته است. نتایج وی حاکی است که هم در کشورهای با درآمد سرانه بالا و هم در کشورهای با درآمد سرانه متوسط به بالا، رابطه‌ی بین نشر دی‌اکسید کربن و درآمد سرانه منفی است. اما، در سایر کشورها این رابطه مثبت است. پورکاظمی و ابراهیمی (1387)، در مطالعه‌ای فرضیه زیست محیطی کوزنتس، برای خاورمیانه شامل سیزده کشور از جمله ایران را با به‌کارگیری دو الگو آزمون کردند. الگوی ساده‌ی آن‌ها، فرضیه زیست

محیطی کوزنتس برای نمونه تحت بررسی را تأیید کرد.

معرفی الگوی نظری

برخی شواهد تجربی رابطه‌ی کوهانی شکلی را بین تخریب زیست‌محیطی و رشد اقتصادی نشان می‌دهند. به‌بیان دیگر، ابتدا تخریب زیست‌محیطی با افزایش رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. این افزایش تا رسیدن به نقطه برگشت منحنی ادامه دارد. پس از نقطه‌ی برگشت منحنی، با افزایش رشد اقتصادی تخریب زیست‌محیطی کاهش می‌یابد. این منحنی کوهانی شکل به‌دلیل شباهتش با منحنی کوزنتس – که رابطه‌ی بین نابرابری درآمد و سطح درآمد را نشان می‌دهد - منحنی زیست محیطی کوزنتس نامیده شده‌است. از اولین مطالعه‌ی فرضیه‌ی زیست‌محیطی کوزنتس که در 1991 توسط گروسمن و کروئگر صورت گرفت، تحقیق در این حوزه به سرعت رشد کرد. اما شواهد تجربی، فرضیه‌ی زیست‌محیطی کوزنتس را در تمامی مطالعات حمایت نمی‌کنند. علت این موضوع، به نوع انتخاب شاخص‌های آلاینده، فرم تابعی، روش اقتصادسنجی و متغیرهای توضیحی (مستقل) داخل رگرسیون، دوره زمانی لحاظ شده و تئوری‌های در نظر گرفته شده، باز می‌گردد. با این‌حال، فعالیت‌های اقتصادی متضمن استفاده از منابع می‌باشد. طبق قانون ترمودینامیک استفاده از منابع به تولید زباله و پسماند منجر می‌شود. فرضیه‌ی زیست‌محیطی کوزنتس بیان می‌دارد که در سطوح پایین توسعه‌یافتگی کشورها به‌موازات رشد، تخریب زیست‌محیطی به‌صورت افزایش می‌یابد. به‌طور عکس، در کشورهای توسعه‌یافته، با افزایش رشد اقتصادی آسیب زیست‌محیطی کاهش می‌یابد.

برای بررسی فرضیه زیست‌محیطی کوزنتس در کشورهای عضو اوپک مدل اقتصادسنجی به صورت زیر تصریح شده است که از الگوی ارائه شده توسط گروسمن و کروگر (1995) با لحاظ تعدیلاتی استخراج شده است.

$$Sit=\alpha i+\theta t+\beta 1PGDP+\beta 2PGDP2+\beta 3PGDP3+\epsilon it \qquad (1)$$

در رابطه فوق، S نشان دهنده‌ی سرانه گاز دی‌اکسید کربن و PGDP تولید ناخالص

سرانه بر حسب دلار آمریکا و به قیمت ثابت سال 2000، i نشان دهنده مقطع‌ها (کشورها)، t نشان دهنده دوره زمانی، α_i و θ_t به ترتیب ضرایب مربوط به اثرات دوره و مقطع هستند. e_{it} نشان دهنده خطای برآورد داده‌های پانلی است که تمام شرایط مربوط به جملات خطا تحت فرضیات گوس- مارکوف[1] را داراست. با توجه به شواهد تجربی رابطه (1)، می‌تواند به شکل درجه دو و درجه سه نشان داده شود. انجام آزمون والد روی ضرایب نشان داد که بهترین مدل برای برآورد، شکل مربع آن است. به عبارت دیگر ضریب β_3 معنی‌دار نیست. لذا برای برآورد ارتباط بین رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست از شکل مربع به صورت رابطه (2) استفاده شده است.

$$S_{it}=\alpha_i+\theta_t+\beta_1 PGDP+\beta_2 PGDP^2+\epsilon_{it} \qquad (2)$$

در رابطه با شکل مدل فوق می‌توان بر اساس روابط زیر پیش‌داوری کرد:

الف: $\beta_1 < 0$ و $\beta_2 > 0$ در این صورت معادله به‌صورت یک رابطه U شکل بیان می‌شود.

ب: $\beta_1 > 0$ و $\beta_2 < 0$ در این صورت معادله به‌صورت یک رابطه‌ی کوهانی شکل(U معکوس) بیان می‌شود، که ماکزیمم تابع نقطه‌ی بازگشت منحنی را نشان می‌دهد. این منحنی همان منحنی زیست محیطی کوزنتس است. اگر α_i و θ_t با هر کدام از متغیرهای توضیحی دیگر وابسته باشد، برآورد و تحلیل از طریق این معادله دارای تورش مربوط به متغیرهای برآورد نشده خواهد بود. حتی اگر اثر متغیرهای مشاهده نشده به هیچ کدام از متغیرهای توضیحی وابسته نباشد وجود این متغیرها منجر به برآوردهای ناکارا و ناسازگار خطای تخمین خواهد شد. اما با استفاده از روش‌هایی در تخمین‌های داده‌های پانلی مانند مدل اثر ثابت یا مدل اثر تصادفی این مشکل رفع خواهد شد. اگر چنانچه کل داده‌ها با یکدیگر ترکیب شده و با روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده شود مدل داده‌های

1- Gauss-Markov

یکپارچه شده به‌دست می‌آید. به‌همین علت می‌توان برای برآورد از روش داده‌های پانلی استفاده کرد.

روش برآورد الگو و معرفی داده‌ها

در استفاده از الگوی داده‌های پانلی انجام دو آزمون همگنی و هاسمن بسیار مهم است. در برآورد الگو به روش داده‌های پانلی، پرسش مطرح این است که آیا باید اثرات گروهی را درنظر گرفت یا خیر؟ در صورتی که پاسخ مثبت باشد، الگو را با توجه به آماره آزمون هاسمن - به یکی از دو روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی تخمین می‌زنند. بنابراین، در این روش، نخست از آزمون همگنی استفاده می‌شود.

آزمون همگنی

اگر ناهمگنی پارامترها را در بین افراد و مقاطع یا در طول سری زمانی نادیده بگیریم می‌تواند به برآوردهای ناسازگار یا بی‌معنی از پارامترها منجر شود (تورش ناهمگنی). در این حالت‌ها آشکار است که رگرسیون داده‌های پانلی که عرض از مبداهای ناهمگن را نادیده می‌گیرد نباید استفاده شود. در ادبیات اقتصاد سنجی مربوط به مدل‌های پانل معمولاً مقایسه روش عرض از مبدأ مشترک (مدل اثرات مشترک) و روش عرض از مبدأهای متغیر (اما ثابت در طول زمان) برای هر معادله را با استفاده از آمارهٔ F انجام می‌دهند و مدل برتر را بر مبنای انجام آزمون فرضیه Ho انتخاب می‌کنند(بالتاجی، 1995، 12).

$$F(n-1,nT-n-k)=\frac{(R^2_{LSDV}-R^2_{POOLED})/n-1}{1-R^2_{LSDV}/nT-n-k} \qquad (3)$$

در رابطه فوق R^2_{LSDV} وR^2_{POOLEL} به‌ترتیب ضریب تعیین الگوهای متغیر دامی و رگرسیون ادغامی می‌باشند. n تعداد مقطع‌ها، T تعداد مشاهدات در هر مقطع و k تعداد رگرسورها را نشان می‌دهند.

آزمون هاسمن

برای تخمین معادلات با توجه به ویژگی‌های الگو، ابتدا باید مشخص گردد که کدام یک

از روش‌های اثرات ثابت[1] یا اثرات تصادفی[2] مناسب می‌باشد. برای این منظور ازآزمون هاسمن[3] استفاده می‌کنیم. آماره هاسمن که دارای توزیع چی-دو می‌باشد، براساس رابطه ذیل محاسبه می‌شود:

$$\hbar = (beta_f - beta_r)' (\mathrm{var}_f - \mathrm{var}_r)^{-1} (beta_f - beta_r) \qquad (4)$$

که در آن $\mathrm{beta_f}$ و $\mathrm{beta_r}$ به ترتیب بردار ضرائب معادلات اثرات ثابت و اثرات تصادفی می‌باشند. $\mathrm{var_f}$ و $\mathrm{var_r}$ نیز ماتریس واریانس - کواریانس معادله‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی را نشان می‌دهند. فرضیه صفر در آزمون هاسمن مطرح می‌کند که در تخمین معادلات باید اثرات تصادفی را در نظر گرفت و فرضیه مقابل بر اثرات ثابت در تخمین الگو تاکید دارد.

برای بررسی واریانس ناهمسانی در الگوی داده‌های تلفیقی از آزمون ضریب لاگرانژ استفاده می‌کنیم. بروش و پاگان این آزمون را در سال 1979 برای بررسی واریانس ناهمسانی و همچنین تعیین روش تخمین بر اساس اثرات ثابت یا تصادفی ارائه کردند(بروش و پاگان1970). فرضیه صفر در آزمون ضریب لاگرانژ بیان می‌دارد که الگو دارای واریانس همسانی می‌باشد. اگر n تعداد مقطع‌ها و T تعداد مشاهدات هر مقطع را نشان دهد، آماره این آزمون به‌صورت زیر توزیع می‌شود:

(5)

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^{n} [\sum_{i=1}^{T} e_{it}]^2}{\sum_{i=1}^{n} \sum_{T=1}^{T} e_{it}^2} - 1 \right]^2$$

در صورتی‌که آماره χ^2 آزمون ضریب لاگرانژ از کای-دو جدول در سطح 95% کوچک‌تر باشد الگو دارای واریانس ناهمسانی نمی‌باشد.

1- Fixed effects
2- Random effects
3- Hausman's Test

داده‌ها و آزمون ریشه واحد در داده‌های پانلی

جهت تحلیل تجربی از اطلاعات سری زمانی مربوط به کشورهای عضو اپک طی دوره 1990-2005 استفاده شده است. سازمان کشورهای صادر کننده نفت با نام اختصاری اوپک، یک کارتل نفتی است که متشکل از کشورهای الجزایر، ایران، عراق، کویت، لیبی، نیجریه، قطر، عربستان سعودی، امارات متحده عربی، اکوادور، آنگولا و ونزوئلا است. هدف اصلی این سازمان، هماهنگی و یکپارچه‌سازی سیاست‌های نفت کشورهای عضو و تعیین بهترین راه برای تامین منافع جمعی یا فردی آنها، طراحی شیوه‌هایی برای تضمین ثبات قیمت نفت در بازار نفت بین المللی به منظور از بین بردن نوسانات مضر و غیر ضروری، عنایت و توجه ویژه به کشورهای تولید کننده نفت و توجه خاص به ضرورت فراهم کردن درآمد ثابت برای کشورهای تولید کننده نفت؛ تامین نفت کشورهای مصرف کننده به صورت کارآمد، مقرون به صرفه و همیشگی و بازده مناسب و منصفانه برای آنهایی که در صنعت نفت سرمایه گذاری می‌کنند، می‌باشد. در این مطالعه از آمار تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان شاخص اقتصادی و انتشار دی‌اکسید کربن به‌عنوان شاخص زیست‌محیطی کشورهای عضو اوپک استفاده شده‌است. اطلاعات مربوط به این شاخص‌ها از آمار و داده‌های بانک جهانی (WDI) جمع‌آوری شده‌است. انتشار سرانه گاز دی‌اکسید کربن بر حسب واحد metric ton و تولید ناخالص داخلی سرانه برحسب دلار قیمت ثابت سال 2000 می‌باشد.

چنانچه متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد پارامترهای مدل نامانا باشند، احتمال این‌که رگرسیون به‌دست آمده کاذب باشد بسیار بالاست که در این صورت استفاده از آماره‌های t و F گمراه‌کننده خواهد بود. بنابراین برای جلوگیری از رگرسیون کاذب ابتدا داده‌ها از نظر مانایی آزمون می‌شوند. در آزمون مانایی آنچه که اهمیت دارد قدرت آزمون‌های ریشه واحد است. اکثر محققان اتفاق نظر دارند که با افزایش اندازه نمونه‌های مورد مطالعه، قدرت آزمون‌ها افزایش می‌یابد و می‌توان به نتایج آن‌ها اعتماد

کرد. ولی مشکل اساسی در زمینه جمع‌آوری داده‌های سری زمانی طولانی مدت این است که اغلب این کار برای محقق (بالاخص در کشورهای کمتر توسعه یافته) مقدور نمی‌شود. از طرف دیگر در کشورهایی هم که این کار میسر باشد به دلیل وجود تغییرات و شکست‌های ساختاری احتمالی نتایج آزمون‌ها تورش‌دار خواهد بود. بنابراین بهتر است جهت بررسی قدرت آزمون‌ها به جای تاکید صرف روی سری‌های زمانی از الگوهای پانلی که از ترکیب داده‌های سری زمانی در گروهای مختلف به دست می‌آید استفاده شود. این امر ضمن این‌که مشکل کمبود مشاهدات را رفع می‌کند؛ از احتمال گرفتار شدن در دام تغییرات و شکست‌های ساختاری نیز جلوگیری می‌کند. داده‌های پانلی مزایای بسیاری نسبت به داده‌های مقطعی یا سری زمانی دارند. افزایش اعتماد به برآوردها، تبیین مدل‌های پیشرفته‌تر و کاهش مساله همخطی بین متغیرها از مهمترین مزیت‌های این روش محسوب می‌شود.

آزمون ریشه واحد در الگوهای تلفیقی

در این پژوهش از دو آزمون مرسوم در این زمینه، یعنی آزمون لوین، لین و چوو آزمون ایم، پسران و شین استفاده می‌کنیم. فرضیه صفر در هر دوی این آزمون‌ها بیان می‌کند که ریشه واحد وجود دارد. بنابراین رد فرضیه صفر به‌معنای عدم وجود ریشه واحد و مانابودن متغیرها است. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در جدول(1) خلاصه شده است.

جدول (1) نتایج آزمون‌های ریشه واحد متغیرهای مدل

متغیر	آماره LLC	آماره IPS
دی‌اکسید کربن	-1/86	-0/99
تولید ناخالص داخلی سرانه	-./20	0/57
مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه	-0/10	0/16
تفاضل مرتبه اول دی‌اکسید کربن	-12/48	-10/07
تفاضل مرتبه اول تولید ناخالص داخلی سرانه	-7/12	-4/84
تفاضل مرتبه اول مجذور تولید ناخالص داخلی سرانه	14/23	12/83

ماخذ: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهند که متغیرهای مدل در سطح مانا نبوده ولی با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. از این‌روی، برای استفاده از متغیرها نیازمندیم تا در ابتدا هم-انباشتگی بین متغیرهای مدل را بررسی کنیم. برای این منظور از آزمون هم‌انباشتگی در داده‌های پانلی استفاده می‌کنیم. این آزمون، به‌بررسی وجود همگرایی بین متغیرهای اقتصادی پرداخته و امکان روابط بلند مدت بین متغیرهای درون‌زا را مهیا می‌سازد. جهت بررسی هم‌انباشتگی، از آزمون هم‌انباشتگی پدرونی استفاده می‌کنیم. نتایج حاصل از آزمون در جدول زیر مشاهده می‌شوند. نتایج آزمون وجود یک رابطه تعادلی بلند مدت بین تولید ناخالص داخلی سرانه و انتشار دی‌اکسید کربن سرانه را تایید می‌کند.

جدول (2) نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

آماره آزمون	مقدار آماره	سطح احتمال
Panel v-statistic	-3/44 **	0/0304
Panel rho-statistic	-3/40 *	0/0003
Panel PP-statistic	-4/48 *	0/0000
Panel ADF-statistic	-5/17 *	0/0002
Group rho-statistic	-3/82 *	0/0474
Group PP-statistic	-5/77 *	0/0004
Group ADF-statistic	-5/18 *	0/0014

ماخذ: محاسبات تحقیق

* و ** به ترتیب بیانگر رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی در سطح معنی‌دار 5% و 10% است.

نتایج حاصل از آزمون همگنی در جدول (3) نشان داده شده است.

جدول (3) نتایج آزمون همگنی

F	جدول F
3/23	1/8

ماخذ: یافته‌های تحقیق

سمت راست جدول فوق مقدار آماره F با درجه آزادی (191و11) را نشان می‌دهد و سمت چپ نیز مقدار محاسبه شده رابطه (3) را نشان می‌دهد. با توجه به بزرگ‌تر بودن آماره محاسبه شده از F جدول نتیجه گرفته می‌شود که فرضیه برابری عرض از مبداها پذیرفته نمی‌شود. در نتیجه در برآورد الگو باید اثرات گروهی را درنظر گرفت.

جدول (4) نتیجه آزمون هاسمن برای تعیین نوع اثرات

χ_1^2	h
12/29	0.0005

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به بزرگ‌تربودن کای- دو محاسبه شده از کای-دو جدول در سطح 95 درصد، وسطح احتمال آماره هاسمن، فرضیه صفر مبنی بر به‌کارگیری روش اثرات تصادفی رد می‌شود. بنابراین برای تخمین ضرائب از روش اثرات ثابت استفاده می‌شود. در ادامه، پس از برآورد الگوی نهایی، واریانس ناهمسانی الگو را بررسی کردیم. آزمون ضریب لاگرانژ نیز نشان می‌دهد که الگو فاقد واریانس ناهمسانی است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول(5) آورده شده‌است.

جدول (5) آزمون اثرات تصادفی برحسب ضریب لاگرانژ

χ^2	جدول χ^2
1.134	3.84

ماخذ: یافته‌های تحقیق

از سوی دیگر، کوچک‌تر بودن آماره کای - دو محاسبه شده از کای - دو جدول نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر به‌کارگیری اثرات تصادفی رد می‌شود. بنابراین، آزمون ضریب لاگرانژ نیز تأییدی برنتیجه آزمون هاسمن می‌باشد.

برای تخمین رابطه‌ی بلندمدت آلودگی و درآمد از روش حداقل مربعات پویا استفاده شده‌است. با توجه به معنی‌دار بودن ضرائب، نتایج به‌دست آمده تحلیل می‌شوند.

جدول (6) برآورد رابطه آلودگی و سطح درآمد اوپک به‌روش حداقل مربعات پویا

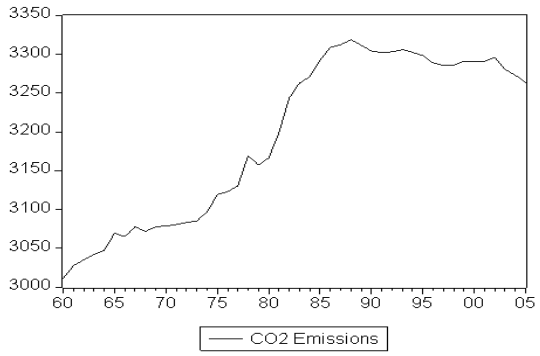
متغیرها	ضرایب	آماره t-student
عرض از مبدا	-57/67	-5/23
تولید ناخالص داخلی	0/0167	-5/97
مجذور تولید ناخالص داخلی	-3/88 E -07	-5/43
D.W=1/98	Adj.R2 = 0/968	R2= 0/970

ماخذ: محاسبات تحقیق

همانطور که ملاحظه می‌شود ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه مثبت است. این امر نشان می‌دهد که سطح آلودگی منتشر شده با بالا رفتن درآمد سرانه افزایش می‌یابد. افزایش تخریب زیست‌محیطی از دو علت نشات می‌گیرد. نخست، در مراحل اولیه رشد اقتصادی، با توجه به الویت بالای تولید ملی و سطح اشتغال، به‌طور فراوان از منابع طبیعی و انرژی برای رسیدن به رشد بالای اقتصادی استفاده می‌شود. دوم، با توجه به درآمد سرانه پایین، بنگاه‌های اقتصادی قادر به تامین هزینه‌های کاهش آلودگی نیستند.

از سوی دیگر، ضریب به‌دست آمده برای مجذور متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه منفی است. به‌بیان دیگر، با تداوم رشد اقتصادی در کشورهای اوپک تخریب زیست‌محیطی کاهش خواهد یافت. به عنوان مثال، اگر متوسط درآمد کشورهای اوپک ده هزار (10000) دلار افزایش یابد انتشار دی‌اکسید کربن – آلودگی هوا - به میزان یکصد و بیست و هشت (128) واحد افزایش می‌یابد. اما، افزایشی معادل پنجاه هزار (50000) دلار

در متوسط درآمد ملی این کشورها اثر خالصی معادل منفی یکصدو سی و پنج (135-) واحد بر نشر دی‌اکسید کربن دارد. شکل(1) روند تغییرات مقدار دی‌اکسیدکربن را در دوره مورد مطالعه در این کشورها نشان می‌دهد.



شکل(1): روند تغییرات دی‌اکسید کربن در مجموعه کشورهای صادر کننده نفت طی دوره 2005-1960

به بیان دیگر، با افزایش درآمد، کشورهای عضو اوپک اقدام به واردات تکنولوژی‌های به روزتری کرده‌اند که از نظر زیست‌محیطی، آلودگی کمتری ایجاد می‌کنند. شکل (1) نتایج حاصل از برآورد معادله کوزنتس را در این گروه تایید می‌کند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود شیب منحنی کوزنتس برای این کشورها در قسمت‌های صعودی آن بسیار تندتر از قسمت‌های نزولی آن است.

نتیجه‌گیری

تغییرات آب و هوایی از دغدغه‌های سده بیست و یکم میلادی است. رشد اقتصاد جهانی و کیفیت محیط زیست از سده گذشته هم در کانون توجه و بررسی کارشناسان محیط‌زیست قرارداشت. شواهد تجربی نشان می‌دهند که بین رشد اقتصادی و تخریب زیست‌محیطی رابطه‌ی معنی‌داری وجود دارد. سطح توسعه‌ی اقتصادی کشورها و رعایت موازین زیست‌محیطی از عوامل تاثیرگذار بر چگونگی این رابطه هستند. بر این اساس، در تحقیق حاضر با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا رابطه‌ی بین انتشار گاز گلخانه‌ای

دی‌اکسیدکربن و میزان تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای عضو اوپک طی سال‌های1960 تا 2005 بررسی شد. نتایج نشان می‌دهند که رابطه‌ی معنی‌داری بین نشر دی‌اکسید کربن و تولید ناخالص داخلی سرانه وجود دارد. در مراحل اولیه‌ی رشد اقتصادی آلودگی هوا افزایش می‌یابد. ولی با تداوم رشد کیفیت زیست‌محیطی این کشورها بهبود می‌یابد. افزایش درآمدها در کشورهای در حال توسعه اوپک عمدتاً نتیجه پیشرفت تکنولوژیک در این کشورها نبوده و بیشتر به‌دلیل بالا رفتن درآمدهای ناشی از صادرات نفت و گاز به وقوع پیوسته‌است. اما، با افزایش درآمد این کشورها اقدام به واردات تکنولوژی‌های به روزتری کرده‌اند که از نظر زیست‌محیطی، آلودگی کمتری ایجاد می‌کنند. بررسی‌ها حاکی‌اند که میزان دی‌اکسید کربن منتشره با افزایش سطح درآمد سرانه روند صعودی دارد. تجربه رشد اقتصادی اوپک حکایت از آن دارد که رشد اقتصادی (افزایش درآمد سرانه) با ایجاد و تشدید آلودگی هوا همراه بوده است. مقایسه‌ی قدر مطلق ضرایب به‌دست آمده برای تولید ناخالص داخلی سرانه و مجذور آن حکایت از آن دارد که شیب منحنی کوزنتس برای این کشورها در قسمت‌های صعودی آن بسیار تندتر از قسمت‌های نزولی آن است. دلیل عمده آن این است که اغلب کشورهای مورد بررسی از سطح درآمد نسبتاً پایینی برخوردارند و در صورت تداوم توسعه و افزایش درآمد سرانه کشورهای مورد بحث این عدم تقارن ملایم‌تر خواهد شد.

منابع

منابع فارسی

1- برقی اسکویی، محمد، 1387،آزاد سازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای در منحنی زیست محیطی کوزنتس، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره 5، صص 219تا 240

2- پژویان، جمشید، 1386، بررسی رشد اقتصادی بر آلودگی هوا، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره 4، صص 19تا 40

3- صادقی، حسین، سعادتی رحمان، 1383، رشد اقتصادی و اثرات زیست محیطی در ایران، مجلهٔ تحقیقات اقتصادی، شمارهٔ63، صص 180-163.

4- اصغر پور، حسین، موسوی، سها، 1387، آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس، فصلنامه علوم اقتصاد، پیش شماره 3، صص 1ـ20

5- پور کاظمی، محمد حسین و ابراهیمی، ایلناز، 1387، بررسی منحنی کوزنتس زیست محیطی در خاورمیانه، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایرانرشماره 34، صص 57 ـ71.

منابع انگلیسی

6- Agras, J., Chapman, D., (1999). A Dynamic Approach to the Environmental Kuznets Curve Hypothesis. Ecological Economics, 28 (2), 267-277.

7- Cole, M. A., Rayner, A. J., Bates, J. M., (1997). The Environmental Kuznets Curve: An Empirical Analysis. Environment and Development Economics, 2 (4), 401-416.

8- Grossman, G. M. and Krueger, A. B., 1991. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. National Bureau of Economic Research Working Paper 3914, NBER, Cambridge MA.

9- Grossman, G. and Krueger, A. 1995. Economic growth and the environment. Quarterly Journal of Economics 110, 353–77.

10- Heerink, N., Mulatu, A., Bullet, 2001. Income Inequality and the Environment: Aggregation Bias in Environmental Kuznets Curves. Ecological Economics 38 (3), 359-367.

11- Holtz-Eakin, D., Selden, T.M., 1995. Stoking the Fires? CO2

Emissions and Economic Growth. Journal of Public Economics, 57 (1), 85-101.
12- Panayotou, T., (2000). Economic growth and the environment. Center for international development at Harvard University. Working paper, 56.
13- Sengupta, R., (1996). CO2 Emission-Income Relationship: Policy Approach for Climate Control. Pacific and Asian Journal of Energy, 7 (2), 207-229.
14- Shafik, N., Bandyopadhyay, S., (1992). Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-Country Evidence. The World Bank, Working Paper Series WP-904.
15- Zhang, X-P. & Cheng, X-M., (2009). Energy consumption, carbon emissions, and economic growth in china. Ecological Economics, 68, 2706-2712.

تأثیر متغیرهای پولی بر رشد اقتصادی در ایران با رویکرد پول‌گرایان[1]

دکتر محمد لشکری*

دریافت: 1389/3/19 پذیرش: 1389/8/25

چکیده

بین اقتصاددانان در مورد تأثیر متغیرهای پولی بر متغیرهای واقعی اختلاف نظر وجود دارد. برخی از اقتصاددانان معتقدند تغییر حجم پول فقط تولید اسمی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و بر متغیرهای واقعی اقتصاد نظیر اشتغال واقعی، تولید واقعی و رشد اقتصادی واقعی تأثیری ندارد. برخی دیگر معتقدند به علت وجود توهم پولی در عوامل اقتصادی متغیرهای پولی می‌توانند در کوتاه‌مدت و حتی در بلندمدت نیز متغیرهای واقعی را تحت تأثیر قرار داده و رشد اقتصادی را افزایش دهند. در مقاله حاضر نظریه‌های مختلف اقتصادی در این خصوص مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد و با استفاده از آمار و اطلاعات موجود این نظریه‌ها در خصوص اقتصاد ایران مورد آزمون قرار می‌گیرد. این مقاله از نوع تحلیلی و تجربی است زیرا با استفاده از مشاهدات تجربی و مدل‌های آماری به تحلیل وقایع می‌پردازد. روش تحقیق این پژوهش توصیفی است.

این پژوهش با رویکرد پول‌گرایان به بررسی خنثی بودن و یا خنثی نبودن پول طی دوره 1338 تا 1387در اقتصاد ایران می‌پردازد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که در مجموع بین متغیرهای واقعی اقتصاد (تولید و اشتغال) و حجم پول رابطه معناداری وجود ندارد و سیاست‌های پولی در ایران خنثی است. در اقتصاد ایران، تولید ناخالص داخلی واقعی به جز سال‌های اخیر دارای نوسانات شدید نیست و دارای یک مسیر طبیعی است. نرخ بیکاری دارای نوسانات بسیار زیادی است و دارای نرخ طبیعی نیست.

کلمات کلیدی: سیاست پولی، خنثی بودن پول، متغیرهای واقعی، متغیرهای پولی، پول‌گرایان.

طبقه‌بندی JEL: E52

1- این مقاله از طرح پژوهشی با عنوان تأثیر متغیرهای پولی بر رشد اقتصادی در ایران با رویکرد پول‌گرایان که در دانشگاه آزاد اسلامی واحد نیشابور در سال 1388 اجرا شده استخراج گردیده است.

* عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی - واحد نیشابور Lashkarym@yahoo.com

مقدمه

متغیرهای پولی عبارتند از متغیرهایی که بر حسب قیمت‌های جاری اندازه‌گیری می‌شوند مثل تولید اسمی، نرخ بهره اسمی، سرمایه‌گذاری اسمی، مصرف اسمی، عرضه پول اسمی، مخارج دولت بر حسب قیمت‌های جاری و درآمدهای نفتی بر حسب قیمت‌های جاری. تأثیر سیاست‌های پولی بر متغیرهای واقعی اقتصاد نظیر رشد اقتصادی یکی از زمینه‌های منازعه بین کلاسیک‌ها و کینزین‌ها بوده است. جالب توجه آن‌که نظریه‌پردازان این مکاتب هرکدام برای تأیید نظریه خود از شواهد واقعی و نیز برخی مدل‌های اقتصادی استفاده می‌کنند لذا به نظر می‌رسد این پدیده می‌تواند در اقتصاد ایران نیز بررسی‌شود. از سوی دیگر طی دو دهه اخیر شاهد بروز نوسانات و تحولاتی در سیاست‌های پولی و اجرا شده در کشور می‌باشیم که آگاهی از میزان تأثیر این سیاست‌ها بر رشد اقتصادی کشور طی سال‌های مذکور با هدف بهینه نمودن سیاست‌های پولی آینده بسیار حائز اهمیت می‌باشد. این مقاله فقط به دنبال اندازه‌گیری تأثیر متغیرهای پولی (عرضه اسمی پول، مخارج دولت بر حسب قیمت‌های جاری و درآمدهای نفتی بر حسب قیمت‌های جاری) بر رشد اقتصادی است.

مقاله حاضر به دنبال آن است تا پاسخ سؤالات زیر را بیابد:

1- آیا طی سال‌های گذشته سیاست‌های پولی اجرا شده در اقتصاد ایران در زمینه اثرگذاری بر تقاضای کل اقتصاد اثر معنی داری داشته است؟

2- آیا در اقتصاد ایران طی سال‌های گذشته متغیرهای واقعی اقتصاد (نظیر GDP و بیکاری) از یک نرخ طبیعی (Path Dependent) تبعیت می‌کند؟

به طور کلی، بحث خنثی و یا خنثی نبودن پول و چگونگی ورود آن به شریان‌های اقتصادی از جمله مباحث بسیار مهم و جدال انگیز در حوزه مباحث اقتصاد پولی است و دیدگاه‌های متفاوت اقتصادی در این زمینه وجود دارد. اهمیت بررسی مسأله خنثایی پول از آن جهت است که یکی از ابزارهای مهم در اختیار مقامات پولی برای از بین بردن

شکاف‌های رکودی (کمبود تقاضا) و تورمی (اضافه تقاضا) استفاده از سیاست‌های پولی است. بنابراین، قبل از اجرای سیاست‌های مورد نظر باید نسبت به اثرگذاری سیاست‌های پولی اطمینان حاصل کرد و سپس, نسبت به اعمال آن اقدام نمود. زیرا اگر پول خنثی باشد، سیاست‌های پولی بلااثر بوده و متناظر با هزینه‌هایی همچون رشد قیمت نیز خواهد بود. لذا اگر در اقتصادی پول خنثی است باید از اجرای سیاست‌های پولی احتراز نمود و اگر غیرخنثی است می‌توان از آن برای تهییج متغیرهای حقیقی (نظیر تولید و اشتغال) استفاده کرد. همچنین، در مورد نحوه ورود پول به شریان‌های اقتصادی دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد؛ به این صورت که عده‌ای پول را متغیری فعال دانسته و بنابراین، قبض و بسط آن و کنترلش را امری شدنی و آسان پنداشته، گروهی دیگر پول را منفعل دانسته و معتقدند که شرایط خاص اقتصادی، پول را به صورت منفعل به دنبال خویش می‌کشاند. لذا، برای تنظیم و کنترل‌های پولی باید بر زمینه‌ها، شرایط و یا ساز و کارهای اقتصادی که موجب گستردگی و یا محدودیت‌های پولی می‌شوند تأثیرگذاشت. گروهی که پول را فعال می‌دانند، راه‌کارهای درمانی مشکلات مربوط به متغیرهای پولی را در کنترل تنظیم فعالانه و مستقیم پول بررسی می‌کنند. گروه دیگر به دلیل اعتقاد به منفعل بودن پول، بر تغییرات انفعالی پول تأکید می‌کنند.

مقاله حاضر به صورت زیر سازمان‌دهی شده است. در بخش نخست مبانی نظری مربوط به خنثایی پول مطرح شده، و در بخش دوم پس از مرور اجمالی پژوهش‌های انجام شده در خارج، پژوهش‌های تجربی انجام شده در ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم نتایج حاصل از تخمین مدل ارائه می‌شود. آزمون فرضیه‌ها در بخش چهارم، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری در بخش پنجم ارائه می‌شود. توصیه‌های سیاستی بخش نهایی مقاله را تشکیل می‌دهد.

1- مبانی نظری

پول همانند هر کالای دیگری دارای عرضه و تقاضا است. قوانین عرضه و تقاضا نیز در

مورد پول صدق می‌کند. بنابراین اگر قیمت پول را نرخ بهره یا نرخ سود بانکی در نظر بگیریم می‌توانیم سرمایه‌گذاری را تقاضای وجوه قلمداد کنیم. در این صورت تقاضای پول با نرخ بهره یا سود بانکی رابطه معکوس دارد. پس‌انداز را می‌توانیم عرضه وجوه و سرمایه گذاری را تقاضای وجوه قلمداد کنیم که با نرخ بهره رابطه مستقیم دارد.

سیدراسکی پول را داخل تابع مطلوبیت می‌کند. به نظر وی دنبال کردن جریان پول در اقتصاد و مشخص سازی ماهیت محدودیت کلاور برای هر نوع مبادلات می‌تواند به سرعت پیچیده شده و نیز از نظر تحلیلی غیرقابل بررسی گردد. این امر منجر به استفاده از قرار دادن پول به طور مستقیم در تابع تولید یا تابع مطلوبیت شده است. در مدل سیدراسکی پول در بلندمدت نمی‌تواند متغیرهای واقعی اقتصاد را متأثر سازد. نگهداری پول به خودی خود دارای مطلوبیت است. ترکیب دارایی از سرمایه و پول تشکیل می‌شود. از یک طرف نگهداری پول مطلوبیت دارد و از یک طرف هزینه دارد چون نگهداری پول توانایی فرد را برای انباشت سرمایه در دوره بعد کاهش می‌دهد. افراد به دنبال حداکثرکردن مطلوبیت با قید بودجه خود هستند و بنگاه‌ها به دنبال حداکثر کردن سود هستند.

رمزی هم مصرف و هم مانده‌های حقیقی پولی برای ورود به تابع مطلوبیت را گسترش داده است. به نظر رمزی همان طور که سرمایه و کار در تولید مؤثر است پول هم در تابع تولید مؤثر است. یعنی پول یکی از عوامل تولید محسوب می‌شود در این صورت پول باید متناسب با سایر عوامل تولید تغییر نماید در غیر این صورت بر متغیرهای واقعی نظیر تولید و اشتغال بی‌تأثیر است (بلانچارد و فیشر، 1378: 335).

به نظر کینز، پول در اقتصاد ملی یک متغیر اساسی است که اگر تغییر کند، در شرایط معینی می‌تواند از طریق نرخ بهره تأثیرات قابل ملاحظه‌ای بر سطح تولید و اشتغال بگذارد (تفضلی، 1386: 466).

به نظر کینز تغییرات پولی بر نرخ بهره اثر می‌گذارد، تغییر در نرخ بهره میزان سرمایه‌گذاری را به طور معکوس تغییر می‌دهد و این به نوبه خود و در همان جهت بر تقاضای مؤثر و از آن طریق بر حجم تولید و سطح اشتغال تأثیر می‌گذارد.

فریدمن اهمیت زیادی برای سیاست‌های پولی قائل است و معتقد است که حجم پول باید با توجه به تغییرات تولیدات واقعی تغییر کند. فریدمن تحلیل کینز مبنی بر عدم کارایی سیاست‌های پولی و تأثیر غیرمستقیم و تردید آمیز تغییرات حجم پول بر تقاضای مؤثر را نمی‌پذیرد. از دیدگاه او، تأثیر پول مستقیم و بدون واسطه است. افزایش حجم پول، به فزونی عرضه بر تقاضای «موجودی‌های واقعی» منجر می‌شود که نهایتاً موجب افزایش درآمد پولی خواهد شد (Friedman، 1982). حال سؤال مهم این است که آیا افزایش حجم پول صرفاً قیمت‌ها را بالا می‌برد یا تولید را افزایش می‌دهد؟ جواب به این سؤال بستگی به سطح اشتغال و وجود ظرفیت تولیدی عاطل دارد.

پول‌گرایان سه ویژگی برای پول قائل هستند:

1- پول‌گرایان بر ویژگی‌های خود متعادل کننده اقتصاد در بلندمدت تأکید دارند.

2- پول‌گرایان عقیده دارند که حجم پول عامل مهمی در تعیین مقدار تولید ناخالص ملی پولی (اسمی) است.

3- پول‌گرایان برداشتی غیرمداخله‌گرایانه از سیاست کلان اقتصادی دارند. نظرات آنان ریشه در اقتصاد کلاسیک (مکتب ریکاردو و آدام اسمیت) دارد (تقوی، 1383: 244).

به نظر پول‌گرایان پول تعیین‌کننده تولید ناخالص ملی پولی است. پول‌گرایان عقیده دارند که حجم پول، مهم‌ترین عامل در تعیین سطح فعالیت‌های اقتصادی اندازه‌گیری شده به قیمت جاری است. پول تولید ناخالص ملی پولی را مشخص می‌کند.

پول‌گرایان عقیده دارند که بانک‌های مرکزی باید رشد باثباتی در عرضه پول ایجاد کنند. به خاطر ارتباط نزدیک بین عرضه پول و درآمد پولی، پول‌گرایان معتقدند که رشد باثبات در عرضه پول باعث رشد با ثبات در فعالیت‌های اقتصادی خواهد شد.

مصلحی نظر مکاتب مختلف در مورد پول را در جدول زیر خلاصه کرده است:

جدول 1- نظر مکاتب مختلف در خصوص اثرگذاری پول

مکتب	دیدگاه
کلاسیک	پول خنثی است و صرفاً تأثیرات خود را در بخش اسمی اقتصاد تخلیه می‌کند.
کینزی	پول خنثی نیست، ولی موانع زیادی همچون دام نقدینگی و...بر سر راه اثرگذاری آن وجود دارد.
پول‌گرایان	پول در کوتاه مدت خنثی نیست ولی در بلند مدت خنثی است.
کلاسیک‌های جدید	سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده تنها در کوتاه مدت بر سطح تولید و سایر متغیرهای حقیقی اثر می‌گذارد.
چرخه‌های‌تجاری-حقیقی	پول خنثی است و صرفاً تأثیرات خود را در بخش اسمی اقتصاد تخلیه می‌کند.
کینزین‌های جدید	پول خنثی نیست و سیاست‌های پولی اثر گذارند.

مأخذ: فریبا مصلحی(1385) تأثیرگذاری سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران (1383-1338)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره 27، ص137.

در اقتصاد کلان تمایز کلاسیکی[1] به عقاید کلاسیک‌ها و اقتصاد ماقبل کینزین که متغیرهای اسمی و حقیقی را به طور جداگانه تحلیل می‌کردند، مربوط می‌شود. تمایز کلاسیکی به این معنی است که اگر متغیرها مانند محصول حقیقی و نرخ بهره حقیقی حقیقی باشند، می‌توانند به طور کامل تحلیل شوند بدون ملاحظه آن چه برای متغیرهای اسمی نظیر ارزش پولی محصول و نرخ بهره رخ می‌دهد. به طور خاص این بدان معنی است که GDP حقیقی و سایر متغیرهای حقیقی می‌تواند بدون دانستن سطح اسمی پول یا نرخ تورم تعیین شود. یک اقتصاد تمایز کلاسیکی را نشان می‌دهد اگر پول خنثی باشد و فقط بر سطح قیمت اثر بگذارد و بر متغیرهای حقیقی بی‌اثر باشد.

1- Classical Dichotomy

مکتب پست کینزین[1] توسط مایکل کالکی[2]، جون رابینسون[3]، نیکلاس کالدور[4]، و پال دیویدسون[5] با اتکا بر نظریه عمومی کینز شکل گرفت. اسکیدلسکی[6] نویسنده بیوگرافی کینز معتقد است پست کینزن‌ها باقی مانده کار کینز در مورد رد خنثی بودن پول را تکمیل کردند. پست کینزن‌ها نیز معتقدند پول خنثی نیست. بنابراین به نظر آنها پول یک عامل مهم و اساسی در اقتصاد است.

2- پژوهش‌های تجربی انجام شده

پژوهش‌های تجربی انجام شده را در دو بخش جداگانه خارج و داخل مورد بررسی قرار می‌دهیم:

2. 1- پژوهش‌های انجام شده در خارج

مک گی و استاسیاک (1985)، در مطالعه‌ای برای اقتصاد امریکا به بررسی خنثایی پول به روش سیستمی از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) پرداختند و به این نتیجه رسیدند که سیاست‌های پولی غیرخنثی و دارای اثرات حقیقی هستند (Mc Gee and Stasiak 1985: 138).

موسا (1997)، نیز در مطالعه‌ای که برای اقتصاد هند با استفاده از داده‌های فصلی 29 سال به کار گرفته شده بود، با استفاده از آزمون هم انباشتگی فصلی و تکنیک هگی (HEGY)، نشان داد که پول در اقتصاد هند، ابرخنثی است (Mossa, 1997: 91).

یاماک و یاکوپ (1998)، در مطالعه مشترکی به آزمون فرضیه خنثایی پول کلاسیک‌های جدید برای اقتصاد ترکیه پرداختند. در مطالعه آن‌ها با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی1: 1995- 1: 1980، از یک مدل خود رگرسیو پنج متغیره شامل تولید

1-Post-Keynesian economics
2 -.Michaeł Kalecki
3- Joan Robinson
4- Nicholas Kaldor
5- Paul Davidson
6- Lord Skidelsky

واقعی، حجم پول، مخارج دولت، نرخ ارز و سطح عمومی قیمت‌ها برای تجزیه و تحلیل استفاده شده است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که جزء پیش‌بینی نشده پول، سطح تولید واقعی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد، ولیکن، جزء پیش‌بینی شده پول تأثیر معناداری بر تولید واقعی دارد. همچنین، نتایج حاکی از آن است که هر دو جزء پیش‌بینی شده و پیش‌بینی نشده سیاست مالی (مخارج دولت) دارای اثرات معناداری بر فعالیت‌های واقعی اقتصاد است (Yamak, and Kucukale 1998: 35).

2. 2- پژوهش‌های انجام شده در ایران

مصلحی در مطالعه خود با هدف بررسی تأثیرگذاری سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای حقیقی و اسمی در اقتصاد ایران تحلیل‌های خود را بر مبنای دوره زمانی 1338-1383 و استفاده از روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط قرار داده است. نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که اعمال سیاست پولی و همچنین مالی در اقتصاد ایران، قادر نیست متغیرهای حقیقی را متأثر سازد، در نتیجه، قسمت عمده تأثیرات آن‌ها در بخش اسمی اقتصاد و به عبارتی سطح قیمت‌ها تخلیه می‌شود. بدین ترتیب با توجه به این مسأله که سیاست‌های پولی و مالی هیچ یک قادر نیستند، تأثیر قابل توجهی بر تغییرات تولید داشته باشند، بهتر آن است که در ارتباط با اهداف ضد تورمی از این سیاست‌ها بهره گرفته شود (مصلحی، 1385: 133-151).

جلالی نائینی و شیوا، در مطالعه‌ای مشترک نظریه بارو را در اقتصاد ایران آزمودند و صریحاً با خنثایی پول پیش‌بینی شده و نشده در این اقتصاد به آزمون نظریه بارو در اقتصاد ایران پرداختند و به این نتیجه رسیدند که افزایش حجم پول و نقدینگی هیچ کمکی به رشد تولید نمی‌کند و باعث فشارهای تورمی نیز می‌شود (جلالی نائینی و شیوا، 1372: 26).

مهرآرا، با بررسی تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران از طریق یک الگوی بردار متغیرهای خودرگرسیو در اقتصاد ایران به این نتیجه رسید که تولید در اقتصاد ایران متغیری برون زا بوده و حجم پول تقریباً هیچ نقشی در نوسانات تولید ندارد (مهرآرا، 1377: 81).

جعفری صمیمی و عرفانی، در مطالعه مشترکی با استفاده از روش فیشر و سیتر برای

دوره زمانی 1338-1381 به بررسی خنثایی پول در اقتصاد ایران پرداختند. یافته‌ها حاکی از آن است که پول در اقتصاد ایران خنثی است، ولی ابرخنثایی پول برای اقتصاد ایران در دوره مورد بررسی را نمی‌توان پذیرفت (جعفری صمیمی و عرفانی،1383: 13).

عباسی نژاد و شفیعی، نیز با تفکیک پول به دو جزء درونی و بیرونی با استفاده از روش هم‌گرایی فصلی و آزمون هگی به بررسی خنثایی پول پرداختند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که پول درونی و بیرونی، درصد ناچیزی از تغییرات تولید در بلندمدت را توضیح می‌دهند و تأثیرات ناشی از این دو متغیر بر تولید تقریباً برابر و معکوس یکدیگر است. نتیجه دیگر به دست آمده آن است که برابری و تقارن اثرگذاری دو جزء پول درونی و بیرونی است که منجر به خنثایی پول در بلندمدت می‌شود (عباسی‌نژاد و شفیعی، 1384: 36).

جلالی نائینی و نظیفی به این پرسش، پاسخ می‌دهند که آیا تکانه‌های پولی مثبت و منفی دارای تأثیرات متقارن بر تولید هستند؟ به نظر آن‌ها در الگوهای نئوکلاسیک فرض بر وجود تقارن است در حالی که الگوهای نئوکینزی عدم تقارن تأثیرات تکانه‌های پولی بر تولید را پیش‌بینی می‌کنند. یافته‌های آن‌ها، این فرضیه که تکانه‌های منفی و مثبت پولی دارای تأثیرات برابر ولی با علامت متضاد بر نرخ رشد اقتصادی هستند را رد می‌کند (جلالی نائینی و نظیفی، 1380: 1-39).

مروری بر مطالعات انجام شده برای اقتصاد ایران نشان می‌دهد که با کاهش درآمدهای ارزی ناشی از صدور نفت، دولت در بیشتر موارد با کسری بودجه رو به رو شده و عمده این کسری بودجه از محل استقراض از بانک مرکزی تأمین شده است. تکانه‌های مثبت پولی شدید در سال‌های اخیر هنگامی رخ داده است که به دلیل افزایش درآمدهای نفتی، اقتصاد ایران از وضعیت مناسب درآمدی برخوردار بوده با این وجود با رکود و کسادی هم رو به رو بوده است و این مهم می‌تواند به عنوان یکی از دلایل عدم تأثیرگذاری تکانه‌های مثبت پولی بر رشد اقتصادی مطرح باشد. بنابراین، هماهنگی بیشتر در به کارگیری سیاست‌های مالی و پولی در این زمینه مثمر ثمر خواهد بود.

ابریشمی و مهرآرا اثرات متقابل میان متغیرهای اسمی و حقیقی از طرف تقاضا و عرضه

مبتنی بر رویکرد VAR هم انباشته‌کننده ساختاری (SCVAR) و برآورد الگوی VECM ساختاری متناظر با آن را مورد مطالعه قرار می‌دهند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد که تکانه‌های طرف عرضه بیش‌ترین اهمیت را در نوسان‌های اقتصادی ایران داشته است (ابریشمی و مهرآرا، 1380: 1-39).

حسینی و بخشی با بهره‌گیری از تحلیل هم انباشتگی و کاربرد «الگوی خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی» و استفاده از آمارهای سری زمانی یک دوره 42 ساله، نقش عوامل مؤثر بر تقاضای پول در اقتصاد ایران را مورد ارزیابی قرار دادند. یافته‌ها آن‌ها، بیانگر وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین تقاضای واقعی پول و متغیرهای کلان اقتصادی نظیر تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ سود اسمی و نرخ تورم می‌باشد، به طوری که ثبات تابع تقاضای پول را در اقتصاد ایران تأیید می‌کند (حسینی و بخشی، 1385: 1-13).

در اغلب مطالعات انجام شده در ایران هیچ رابطه معنی داری بین حجم پول در گردش و تولید ناخالص داخلی واقعی مشاهده نشده است. پژوهش فوق رابطه معنی دار بین تقاضای پول و تولید ناخالص داخلی واقعی را تأیید می‌کند نه رابطه بین عرضه (حجم پول) و تولید ناخالص داخلی واقعی را؛ بنابراین بازهم خنثی بودن پول تأیید می‌شود.

صادق زاده یزدی، جعفری صمیمی و علمی، اتخاذ سیاست‌های پولی و مالی مناسب در اقتصاد هر کشور، را منوط به اطلاع از شکل تابع تقاضای پول آن کشور می‌دانند. از این رو، معتقدند شناخت صحیح این تابع و متغیرهای مهم تأثیرگذار بر تقاضای پول در دوره 1338-1383 در اقتصاد ایران لازم است. آن‌ها برای دستیابی به این هدف، از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی استفاده می‌کنند.

نتایج حاصل از برآورد الگوی مورد مطالعه آن‌ها، حاکی از آن است که متغیرهای تراز واقعی پول، تولیدناخالص داخلی، نرخ تورم، نرخ ارز و کسری بودجه دولت هم‌گرا هستند (صادق زاده یزدی، جعفری صمیمی و علمی، 1385: 1-15).

به نظر داودی و زارع پور، ثبات در تقاضای پول مهم‌ترین مسأله و در واقع پیش شرط

هر سیاست پولی است. استفاده از جمع ساده برای تعریف پول، ناسازگار با تئوری‌های اقتصاد خرد است. زیرا به طور ضمنی فرض می‌شود که مصرف‌کننده، اجزای تقاضای پول را مکمل یکدیگر می‌پندارد. در چارچوب تئوری اعداد شاخص، گروهی از شاخص‌های عددی وجود دارند که برای تجمیع اقلامی مفیدند که درجاتی متفاوت دارند. یکی از بهترین این شاخص‌ها شاخص دیویژیا است. در پژوهش آن‌ها تقاضای بهینه پول با استفاده از شاخص دیویژیا برای داده‌های فصلی 1: 1367- 1: 1383 ساخته شده است و سپس بر مبنای آن تابع تقاضای پول برآورده شده است (داودی و زارع پور، 1385: 47-74).

مهدوی معتقد است که استفاده از منبع پایان‌پذیر نفت در اقتصاد ایران، در توسعه بلندمدت اقتصادی نمی‌تواند قابل اعتماد باشد. نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد که اگر ایران درصدد توسعه تجارت در اقتصاد بین المللی نباشد، درآمدهای نفتی را باید به جای مصرف، به سرمایه‌گذاری اختصاص دهد. در چنین حالتی نشان داده شد که اگر درآمدهای نفتی صرف سرمایه‌گذاری خصوصی گردد، بهره‌وری بسیار بالاتر از زمانی است که توسط دولت هزینه شود. بدان معنی که دولت بایستی بخش خصوصی را تشویق کند و در حمایت از سرمایه‌گذاران داخلی تلاش نماید (مهدوی، 1379: 27).

یافته‌های پورمقیم نشان می‌دهد که عامل قیمت نسبت به متغیر سطح فعالیت (تولید ناخالص داخلی منهای صادرات) در تابع تقاضای واردات نقش کمرنگ‌تری دارد. این نتیجه در حالت کوتاه‌مدت و بلندمدت تفاوتی ندارد. به طور کلی، عامل درآمدی مؤثر در تابع تقاضای واردات، از طریق متغیر سطح فعالیت، در تابع تقاضای واردات ایران در دوره بررسی 1375-1338 مهم می‌باشد. نتایج وی بیانگر این واقعیت است که تعدیل تراز پرداخت‌ها را با استفاده از روش حساسیت‌ها مورد شک و تردید قرار می‌دهد (پورمقیم، 1379: 113).

ابریشمی و محسنی معتقدند که تخصص‌گرایی بین‌المللی در کالا برای یک کشور منجر به وابستگی شدید اقتصاد آن کشور به درآمدهای صادراتی آن کالا می‌شود. و به

دلیل غیرقابل پیش‌بینی بودن قیمت کالاهای صادراتی، نوسانات شدید آن منجر به نوسان و بی‌ثباتی درآمدهای صادراتی گردیده و این امر، اثر منفی (و گاهی اوقات اثر مثبت) بر کل اقتصاد خواهد گذاشت. تغییرپذیری و نوسانات قیمت به طور عمده در بی‌ثباتی درآمد ملی و رشد اقتصادی متبلور می‌شود (ابریشمی و محسنی، 1381: 1-32).

3- نتایج حاصل از تخمین مدل

در این بخش برای اندازه‌گیری تأثیر حجم پول بر متغیرهای واقعی اقتصاد از دو روش استفاده می‌کنیم. یک‌بار متغیرهای واقعی نظیر اشتغال و رشد واقعی اقتصادی را بر روی متغیرهای دیگر نظیر حجم پول واقعی، نرخ رشد واقعی مخارج دولت و نرخ رشد درآمدهای نفتی رگرس می‌کنیم و یک بار حجم واقعی پول را بر روی نرخ رشد اقتصادی واقعی، نرخ رشد واقعی مخارج دولت و نرخ رشد درآمدهای نفتی رگرس می‌کنیم. چنان‌چه سیاست‌های پولی بر متغیرهای واقعی مؤثر باشند باید ضرایب این متغیرها معنی‌دار باشد و چنان‌چه علامت آن‌ها همسو باشد سیاست پولی تأثیر مثبت بر متغیرهای واقعی اقتصاد دارد.

این قسمت از مدلی که برگرفته از مدل مک گی و استاسیاک (1985) و یاماک و یاکوپ (1998) است به بررسی تجربی خنثایی و یا ناخنثایی سیاست‌های پولی با استفاده از اطلاعات سالیانه 1338-1387 می‌پردازد. تمامی تجزیه و تحلیل‌های اقتصادسنجی با استفاده از نرم افزار Eviews 5 انجام شده است.

فرم عمومی این مدل به صورت یک سیستم خودرگرسیو و شامل سه متغیر درون زا و سه متغیر برون‌زا به صورت زیر است:

نرخ رشد اقتصادی واقعی (rgdp) و نرخ اشتغال (E) متغیرهای درون زای مدل و رشد حجم پول (rm_1)، نرخ رشد درآمدهای دولت (rio)، نرخ ارز در بازار موازی (PEX) و نرخ رشد مخارج واقعی دولت (rg) متغیرهای برون‌زای مدل هستند.

سیستم خودرگرسیو مورد نظر با استفاده از روش SUR برآورد شده است و مدل بهینه

بر اساس معیارهای اطلاعات انتخاب می‌شود. همان طور که از سیستم خودرگرسیو مشخص است، بر اساس این معادلات می‌توان در خصوص خنثی یا غیرخنثی بودن سیاست‌های پولی اظهار نظر کرد. به عبارت دیگر، سیاست‌های پولی خنثی خواهند بود، اگر ضرایب متغیرهای حجم پول معنادار نباشد و یا تأثیر منفی بر متغیرهای واقعی بگذارد.

از مزیت‌های این مدل بنابر آن‌چه مگ گی و استاسیاک (1985) به صراحت در مقاله خود اشاره کرده‌اند می‌توان به سیستمی بودن معادلات (لحاظ روابط متقابل و دوسویه بین متغیرهای مدل) و در نتیجه لحاظ فرضیه انتظارات عقلایی اشاره نمود. زیرا استفاده از یک سیستم معادله (همانند مدل به کار گرفته شده در این بررسی) فرضیه انتظارات عقلایی را در خود دارد و بنابراین با برآورد این سیستم معادله، علاوه بر آزمون خنثایی پول می‌توان فرضیه انتظارات عقلایی را نیز آزمون کرد.

3- 1- روش اندازه‌گیری تأثیر حجم پول بر متغیرهای واقعی اقتصاد

در طول دوره 1338-1387 حجم پول از 40/3 میلیارد ریال به 625759 میلیارد ریال رسیده، که حاکی از 1552652 درصد رشد است (حجم پول در دوره مورد نظر 15528 برابر شده است). ارقام حکایت از آن دارد که حجم پول به طور متوسط 24 درصد در سال رشد داشته است. در طول دوره 1338-1387 اقتصاد ایران به جز برای سال‌های 1339، 1340 و 1363 همواره نرخ‌های رشد دو رقمی را تجربه کرده است. رشد این متغیر در سال 1353 در اوج (حدود 57 درصد)، و در سال 1342 در حضیض (حدود 5/9- درصد) بوده است.

در این مقاله برای اندازه‌گیری تأثیر حجم پول بر متغیرهای واقعی از روش اقتصاد سنجی و تخمین رگرسیون‌های اشتغال واقعی، رشد واقعی اقتصادی و حجم واقعی پول استفاده می‌کنیم.

ابتدا نرخ اشتغال (E)، را بر روی متغیر با وقفه رشد نرخ اشتغال (E)، متغیر با وقفه حجم پول ($rm_1(-1)$)، متغیر با وقفه نرخ رشد اقتصادی واقعی (rgdp)، متغیر با وقفه نرخ رشد

مخارج واقعی دولت (rg)، متغیر با وقفه نرخ رشد درآمدهای دولت (rio)، نرخ ارز در بازار موازی (pex) بر آورد می‌کنیم:

E=11.004+0.9E(-1)-0.02rm1(-1)+006rgdp(-1)+0.018rg(-1)+0.002rio
(-1)-0.0001pex t (1.959) (14.5) (-1.41) (0.128) (1.055) (0.126) (-02035)

$\overline{R}^2$=0.92 n=48 D.W=1.478 F=9.037 (1340-1387) (1)

در رگرسیون (1) بین نرخ واقعی اشتغال و رشد پول از لحاظ آماری، رابطه معنی‌داری وجود ندارد.

حال نرخ رشد اقتصادی واقعی (rgdp)، را بر روی متغیر با وقفه حجم پول (rm_1(-1)) متغیر با وقفه متغیر با وقفه نرخ رشد درآمدهای دولت (rio)، متغیر با وقفه نرخ رشد مخارج واقعی دولت (rg)، متغیر با وقفه نرخ اشتغال (E) بر آورد می‌کنیم:

rgdp=-22.78-0.108rm_1(-1)+0.081rio(-1)+0.161rg(-1)+ 0.312E(-1)
t (-0.99) (-1.81) (2.32) (2.194) (1.239)

$\overline{R}^2$=0.34 n=48 D.W=2.038 F=6.9 (1340-1387) (2)

در (2) نیز بین رشد اقتصادی واقعی و رشد پول لحاظ آماری، رابطه معنی‌داری وجود ندارد.

گرنجر (Granger, 1986: 213-228) و انگل گرنجر (Engle and Granger, 1987: 251-276) نشان داده‌اند که اگر دو سری زمانی هر کدام جمعی از مرتبه‌ای باشند ولی ترکیب خطی آن‌ها جمعی از مرتبه‌ای کم‌تر باشد بین دو سری فوق رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. به همین منظور در تحقیق حاضر برای آزمون پایایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شد نتایج آزمون نشان می‌دهد کلیه متغیرها ناپایا و دارای ریشه واحد هستند با توجه به این‌که پسماند مدل‌ها جمعی از مرتبه صفر می‌باشند بنابراین کل متغیرهای مدل‌ها هم‌جمع می‌باشند، و بین آن‌ها رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. برای آزمون ریشه واحد ابتدا جمعی بودن متغیرها از مرتبه 3 در برابر 2 و سپس جمعی از مرتبه 2 در برابر 1 و سپس

جمعی از مرتبه 1 در برابر 0 آزمون شد. با توجه به این‌که برآورد مدل با استفاده از متغیرهای سری زمانی صورت گرفته‌است و جمله پسماند I(0) است نگرانی وجود ندارد. همان‌طورکه ملاحظه می‌شود آماره F نیز در سطح بالایی قرار دارد. علائم ضرایب از نظر تئوریک تأیید می‌شود. ولی در تمامی مدل‌ها رابطه معنی‌داری بین رشد اقتصادی و رشد پول و بین اشتغال و رشد پول وجود ندارد.

آماره دوربین واتسون در تمام مدل‌ها نشان دهنده عدم وجود خود همبستگی شدید بین متغیرهای توضیحی است. چون متغیر نرخ رشد حجم پول با یک وقفه زمانی به عنوان متغیر مستقل وارد مدل 4 شده‌است مدل اتورگرسیو است و آماره دوربین واتسون معمولی اعتبار ندارد و باید از آماره h دوربین واتسون استفاده شود. آماره h دوربین واتسون نیز نشان می دهد که مشکل خود همبستگی بین متغیرهای توضیحی وجود ندارد.

4- آزمون فرضیه‌ها

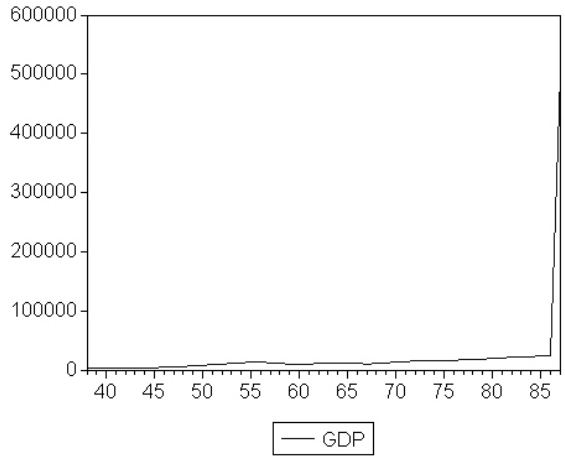
در این مقاله آزمون فرضیه‌های زیر مدنظر بوده است:

1- سیاست‌های پولی اجرا شده در اقتصاد ایران در زمینه اثرگذاری بر تقاضای کل اقتصاد اثر معنی داری نداشته است.

2- در اقتصادایران، متغیرهای واقعی (همچون GDP و بیکاری) دارای یک نرخ طبیعی می‌باشد (Hysterises in Employment).

برای پاسخ‌گویی به سؤالات و آزمون فرضیه‌های مقاله از مدل‌های اقتصاد سنجی و از نرم افزار Eviews 5 استفاده می‌کنیم. همان گونه که در بخش3 مشاهده کردیم. رشد پول بر متغیرهای واقعی اقتصاد نظیر رشد واقعی اقتصادی و اشتغال واقعی بی‌تأثیر است. بنابر این سیاست‌های پولی اجرا شده در اقتصاد ایران در زمینه اثرگذاری بر تقاضای کل اقتصاد اثر معنی‌داری نداشته و فرضیه اول مقاله تأیید می‌شود. برای آزمون فرضیه دوم نمودار مسیر زمانی تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری را به طور جداگانه رسم می‌کنیم.

نمودار 1- مسیر زمانی تولید ناخالص داخلی



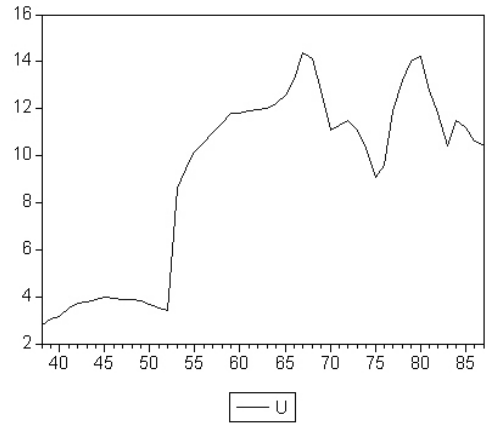
همان طور که در نمودار 1 مشاهده می‌شود تولید ناخالص داخلی واقعی به جز سال‌های اخیر دارای نوسانات شدید نیست و دارای یک مسیر طبیعی است.

پایداری بیکاری بالا در کوتاه‌مدت می‌تواند نتیجه این واقعیت باشد که بیکاری موجود خود در قراردادهای دستمزد نقش مؤثری دارد و لذا سیاست‌های اقتصادی که بیکاری حقیقی را در یک زمان تغییر دهد نرخ بیکاری تعادلی را نیز تغییر خواهد داد و در نتیجه در کوتاه‌مدت سطح بیکاری از سطح بلندمدت آن متفاوت خواهد بود. این مطلب به مقاله Hysteris که بیکاری را وابسته به مسیر معرفی می‌کند مربوط می‌شود. این مدل دو نظریه عضویت و Duration را مورد بررسی قرار می‌دهد. در نظریه عضویت کارگران را به دو دسته insiders و outsiders تفکیک می‌کند insidersها درون اتحادیه هستند اگر کسی از آن‌ها اخراج شود نسبت به outsidersها شانس و قدرت چانه زنی بیشتری برای استخدام دارد لذا در مجموع بیکاری پایدار است. زیرا ممکن است شوکی به اقتصاد وارد شود چون این مدل اشتغال را قدم تصادفی می‌داند. اگر اشتغال تغییر کند دائمی است و اگر بیکاری تغییر کند نیز دائمی است.

هیچ انگیزه‌ای وجود ندارد که اگر بیکاری از میزان تعادلی دور شد دوباره به تعادل

برگردد. این مدل مبانی خرد کینز را تقویت می‌کند و می‌گوید اگر بیکاری حقیقی را تغییر دهید بیکاری تعادلی برای چند دوره تغییر می‌کند یعنی تعادل بیکاری تغییر می‌کند.

نمودار 2- مسیر زمانی نرخ بیکاری



همان‌طور که در نمودار 2 مشاهده می‌شود نرخ بیکاری دارای نوسانات بسیار زیادی است و دارای نرخ طبیعی نیست.

بنابراین فرضیه دوم مقاله نه رد می‌شود و نه تأیید بلکه به صورت زیر اصلاح می‌شود.

در اقتصادایران، تولید ناخالص واقعی داخلی (GDP) دارای یک نرخ طبیعی می‌باشد. ولی نرخ بیکاری دارای یک نرخ طبیعی نمی‌باشد و نوسانات زیادی دارد.

5- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف این مقاله اندازه‌گیری رابطه متغیرهای واقعی اقتصاد یعنی اشتغال و رشد اقتصادی با حجم پول است. کلاسیک‌ها، معتقدند پول خنثی است و صرفاً بر متغیرهای اسمی اقتصاد نظیر قیمت‌ها و نرخ بهره و تولید اسمی مؤثر است.

کینزین‌ها، پول را خنثی نمی‌دانند ولی معتقدند موانع زیادی نظیر دام نقدینگی بر سر راه تأثیرگذاری پول قرار دارد.

کلاسیک‌های جدید، معتقدند سیاست‌های پیش‌بینی نشده تنها در کوتاه‌مدت بر سطح

تولید و سایر متغیرهای واقعی اقتصاد اثر می‌گذارد ولی در بلندمدت توسط عوامل اقتصادی کشف و خنثی می‌شود.

نظریه‌پردازان ادوار تجاری، پول را خنثی می‌دانند و معتقدند پول تنها بر متغیرهای اسمی اقتصاد مؤثر است. کینزین‌های جدید معتقدند پول خنثی نیست و سیاست‌های پولی می‌تواند متغیرهای واقعی اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهد.

این مقاله با رویکرد پول‌گرایان تأثیر پول را بر متغیرهای واقعی اقتصاد را مورد بررسی قرار داد. پول‌گرایان معتقدند پول در کوتاه مدت خنثی نیست ولی در بلندمدت آن را خنثی می‌دانند.

در این مقاله برای اندازه‌گیری تأثیر حجم پول بر متغیرهای واقعی اقتصاد؛ متغیرهای واقعی نظیر اشتغال و رشد واقعی اقتصادی را بر روی متغیرهای دیگر نظیر حجم پول واقعی، نرخ رشد واقعی مخارج دولت و نرخ رشد درآمدهای نفتی و نرخ ارز در بازار موازی رگرس کردیم.

برای پاسخ‌گویی به سؤالات و آزمون فرضیه‌های مقاله از مدل‌های اقتصاد سنجی و از نرم افزار Eviews 5 استفاده کردیم.

نتایج پژوهش نشان می‌دهد که رشد پول بر متغیرهای واقعی اقتصاد نظیر رشد واقعی اقتصادی و رشد اشتغال بی‌تأثیر است. بنابر این سیاست‌های پولی اجرا شده در اقتصاد ایران در زمینه اثرگذاری بر تقاضای کل اقتصاد اثر معنی داری نداشته و فرضیه اول مقاله تأیید می‌شود.

تولید ناخالص داخلی واقعی به جز سال‌های اخیر دارای نوسانات شدید نیست و دارای یک مسیر طبیعی است.

نرخ بیکاری دارای نوسانات بسیار زیادی است و دارای نرخ طبیعی نیست.

بنابراین فرضیه دوم مقاله نه رد می‌شود و نه تأیید بلکه به صورت زیر اصلاح می‌شود:

در اقتصادایران، تولید ناخالص واقعی داخلی (GDP) دارای یک نرخ طبیعی می‌باشد. ولی نرخ بیکاری دارای یک نرخ طبیعی نمی‌باشد و نوسانات زیادی دارد.

ارزیابی سیاست‌های پولی پیشین و نیز آگاهی از تأثیر سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران با هدف سیاستگزاری بهینه در آینده با کمک مؤثرترین ابزارهای پولی دلیل انجام تحقیق بود. هدف اصلی این طرح اندازه گیری تأثیر حجم پول بر رشد اقتصادی بود. علاوه بر آن هدف‌های فرعی زیر نیز دنبال شد:

1- اندازه‌گیری تأثیر سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی

2- آزمون خنثی بودن سیاست‌های پولی بر اقتصاد ایران

نتایج تجربی حکایت از خنثی بودن سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران دارد. بدین ترتیب سیاستگزاران در امر سیاستگزاری باید به این نکته توجه داشته باشند که نمی‌توان برای تهییج تولید در اقتصاد ایران، به سیاست‌های پولی متوسل شد. باید توجه داشت که نتایج به دست آمده مؤید نتایج سایر مطالعات انجام شده در ایران است.

از آن‌جا که بیش‌تر تأثیرات ناشی از سیاست‌های پولی در بخش اسمی اقتصاد (سطح قیمت‌ها) خود را نشان می‌دهد، لذا می‌توان از سیاست‌های پولی در جهت اهداف ضد تورمی بهره گرفت.

6. توصیه‌های سیاستی

با توجه به نتایج پژوهش حاضر توصیه‌های سیاستی زیر ارایه می‌شود:

1- با توجه به خنثی بودن پول در ایران سیاست‌گذران از سیاست پولی انبساطی به منظور افزایش تولید و اشتغال نباید استفاده کنند.

2- سیاستگزاران برای کنترل تورم می‌توانند از سیاست پولی انقباضی استفاده کنند.

3- برای تغییر تولید و اشتغال، سیاست مالی توصیه می‌شود.

4- سیاست درآمدی و کنترل دستمزد نیز در ایران به تثبیت قیمت‌ها و تولید و اشتغال منتهی می‌شود بنابراین اجرای چنین سیاست‌هایی هم توصیه می‌شود.

منابع

منابع فارسی

1- ابریشمی، حمید و محسن مهرآرا، 1380، اثرات متقابل متغیرهای اسمی و حقیقی در یک الگوی تصحیح خطای ساختاری (مطالعه موردی ایران)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره 9، صص 43-88.

2- ابریشمی، حمید و رضا محسنی، 1381، نوسانات صادرات نفتی و رشد اقتصادی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره 13، صص1-32.

3- بلانچارد، اولیویر جین و استنلی فیشر، 1376، درس‌هایی در اقتصاد کلان، ترجمه محمود ختایی و تیمور رحمانی، جلد اول، سازمان برنامه و بودجه.

4- بلانچارد، اولیویر جین و استنلی فیشر، 1377، درس‌هایی در اقتصاد کلان، ترجمه محمود ختایی و تیمور رحمانی، جلد دوم، سازمان برنامه و بودجه.

5- پورمقیم، سیدجواد، 1379، برآورد سری زمانی تابع تقاضای واردات ایران: یک تحلیل مجدد، مجله تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، شماره 56، صص113-129.

6- تفضلی، فریدون، 1386، تاریخ عقاید اقتصادی از افلاطون تا دوره معاصر، چاپ هفتم، نشرنی.

7- تقوی، مهدی، 1383، اصول علم اقتصاد2 (اقتصادکلان)، چاپ اول تجدید نظر شده، دانشگاه پیام نور.

8- جعفری صمیمی، احمد و عرفانی، علیرضا، 1383، آزمون خنثی بودن و ابرخنثی بودن بلندمدت پول در اقتصاد ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره 67.

9- جلالی نائینی، سید احمدرضا و فاطمه نظیفی، 1380، تأثیرات نامتقارن تکانه‌های اسمی (پولی) بر تولید، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره 9، صص1-39.

10- جلالی نایینی، محمدرضا و رضا شیوا، 1372، سیاست پولی، انتظارات عقلایی تولید و تورم، سومین سمینار سیاست‌های پولی و ارزی.

11- حسینی، سیدصفدر و محمدرضا بخشی، 1385، تجزیه و تحلیل تقاضای پول در ایران کاربرد الگوی خود رگرسیو با وقفه‌های توزیعی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره 28، صص1-13.
12- ختایی، محمود و معصومه دانه کار، 1373، آثار رشد پولی قابل انتظار و غیرقابل انتظار بر محصول کل (مطالعه مورد: اقتصاد ایران طی سال‌های1350-1369)، چهارمین کنفرانس سیاست‌های پولی و ارزی، پژوهشکده پولی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
13- داودی، پرویز و زهرا زارع پور، 1385، نقش تعریف پول در ثبات تقاضای پول با تأکید بر شاخص دیویژیا، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره 29، صص47-74.
14- سوده، توماس، 1383، فرهنگ اصطلاحات اجتماعی و اقتصادی، ترجمه م آزاد، دانشگاه تهران.
15- شفیعی، افسانه، 1384، آیا واقعاً پول خنثی است؟ (مورد ایران)، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
16- صادق زاده یزدی، علی، احمد جعفری صمیمی و زهرا میلا علمی، 1385، برآورد تابع بلندمدت و کوتاه‌مدت تقاضای پول در ایران استفاده از الگوی خودبازگشت با وقفه-های توزیعی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره 29، صص1-15.
17- مرکز آمار ایران، 1355، بیان آماری تحولات اقتصادی و اجتماعی ایران، سازمان برنامه و بودجه.
18- مرکز آمار ایران، 1362، سالنامه آماری کشور .1361
19- مرکز آمار ایران، 1371، سالنامه آماری کشور.1370
20- مصلحی، فریبا، 1385، تأثیرگذاری سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران (1338-1383)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره 27، صص133-151.
21- مهدوی، ابوالقاسم، 1379، پیشنهاد یک مدل کلان رشد برای اقتصاد ایران، مجله تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، شماره 56، صص1-38.

22- مهرآرا، محسن، 1377، تعامل میان بخش پولی و حقیقی در اقتصاد ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره 53.

منابع انگلیسی

23- Engle R. F and C. W. J. Granger (1987); “Co-integration and Erros Correction: Representation, Estimation, and Testing”; Econometrica; Vol. 55; pp. 251-276.
24- Friedman. M (1982) Monetary Policy: Theory and Practice, Journal of Money, Credit and Banking, February.
25- Granger C. W. J (1986); Developments in the study of Cointegrated Economic Variables; Oxford Bulletin of Economics and statistics; Vol. 48; pp. 213-228.
26- Mc Gee R. and Stasiak R. (1985). Does Anticipated Monetary Policy Matter? Another Look. Journal of Money, Credit and Banking, No. 17. pp. 131-149.
27- Morgan, Donald P.(1993). Asymmetrice Effects of Monetary Policy. Economic Review, Vol. 78 (Second Quarter), pp. 21 -33.
28- Mossa, Imad A. (1997). Testing the Long Run Neutrality of Money in a Developing Economy; the Case of India. Journal of Development Economics, Vol. 53. pp. 83-104.
29- Yamak, Rahmi and Kucukale, Yakup.(1998). Anticipated Versus Unanticipated Money in Turkey. Yapi Kredi Economic Review, Vol. 9. No. 1. pp. 27-41.

ضمیمه‌ها

ضمیمه 1- معرفی و متغیرها و منبع اطلاعات یا نحوه محاسبه

نماد	متغیر	منبع اطلاعات یا نحوه محاسبه
E	نرخ اشتغال	نرخ بیکاری-1
I(x)	درجه انباشتگی	محاسبات مقاله
IO	درآمد نفتی	جمع‌آوری شده از گزارش‌های مختلف بانک مرکزی ج.ا.ا
M_1	حجم پول درگردش(برحسب میلیارد ریال)	جمع‌آوری شده از گزارش‌های مختلف بانک مرکزی ج.ا.ا
M_2	حجم نقدینگی(برحسب میلیارد ریال)	جمع‌آوری شده از گزارش‌های مختلف بانک مرکزی ج.ا.ا
N	تعداد نمونه	
Pex	نرخ ارز در بازار موازی	جمع‌آوری شده از گزارش‌های مختلف بانک مرکزی ج.ا.ا
rg	نرخ رشد مخارج دولت	(g-g (-1))×100/g
rgdp	نرخ رشد اقتصادی	(gdp-gdp (-1))×100/gdp
Rio	نرخ رشد درآمد نفتی(درصد)	(io-io(-1))×100/o
Rm1	نرخ رشد حجم واقعی پول (درصد)	(m1- m1(-1))×100/m1
Rm2	نرخ رشد حجم واقعی نقدینگی (درصد)	(m2- m2 (-1))×100/m2
U	نرخ بیکاری	جمع‌آوری شده از گزارش‌های مختلف بانک مرکزی ج.ا.ا

ضمیمه 2 - داده‌های آماری

obs	E	g	Gdp	IO	M1
1338	97.2	3917	2321.6	14905	40.3
1339	96.96	4126	2534.8	16522	41.6
1340	96.85	4009	2682.5	19155	39.9
1341	96.46	4140	2851.6	21372	43.8
1342	96.29	4488	3032.7	22917	49
1343	96.2	5458	3281.9	25246	53.9
1344	96.11	7156	3738.3	29125	60.4
1345	96.02	8062	4089.6	33023	66.9
1346	96.06	9138	4798.9	36971	77
1347	96.103	10789	5104.2	42848	87.8
1348	96.14	12691	5747.9	51093	90.5
1349	96.18	14753	6333.6	57138	97.4
1350	96.32	19067	7327.5	65807	117
1351	96.5	23928	8597.8	74576	158.7
1352	96.59	25499	9666.5	82173	202.7
1353	91.39	41248	10746.3	81804	327.2
1354	90.56	50160	11252.8	71885	446.5
1355	89.82	55644	13131.4	81441	611.2
1356	89.41	54181	12851.3	74867	790.5
1357	89	55115	11440.9	53169	1236.5
1358	88.6	51132	10841.3	41297	1665.8
1359	88.19	46227	9228.4	13497	2203.3
1360	88.17	45745	9031.7	14432	2707.5
1361	88.11	44857	10335.4	32927	3483.9
1362	88.02	45327	11517.6	33588	3869.6
1363	88	42525	11522.1	26687	4557.6
1364	87.77	44576	11723.6	27164	4923.6
1365	87.4	35406	10692.5	23431	5811.1
1366	86.77	32944	10736.2	26815	6776.7
1367	85.61	32787	10360.6	26166	7758.1
1368	85.9	31368	10799.9	31248	8987.2
1369	87.2	32599	12045.2	37367	11195.2
1370	88.9	34782	13264.1	42610	13640.8
1371	88.7	34474	14049.5	42622	16368.6
1372	88.5	41122	14742.2	44758	22412.7
1373	88.9	41509	14984.6	42116	30431.8
1374	89.7	40296	15454.6	42729	40967.3
1375	90.9	39672	16141.1	43045	56271.9
1376	90.4	38207	16698.2	40763	63303.7
1377	88.1	39740	17046.8	41736	74784.4
1378	86.8	37150	17350.22	39515	86751
1379	86	41616	18251.36	42795	114420.5
1380	85.8	42688	19112.24	38053	142956.7
1381	87.2	43631	20146.25	39405	144250.5
1382	88.2	43897	21735.02	44694	144596.6
1383	89.6	44468	21821.39	45871	147920.2
1384	88.5	49644	22012.24	46144	149951.3
1385	88.8	53337	23371.99	47546	144250.3
1386	89.4	51027	24984.66	47947	186411
1387	89.6	55665.32	501100	49440.79	217746.98

Obs	M2	PEX	rg	Rgdp
1338	51.6	75.75	-	-
1339	53.9	75.75	5.3	8.41091999369
1340	56.1	75.75	-2.8	5.50605778192
1341	68.6	75.75	3.3	5.93000420816
1342	81.5	75.75	8.4	5.971576483
1343	92.3	75.75	21.6	7.59316249733
1344	105.6	80.62	31.1	12.2087579916
1345	120.8	77.991	12.7	8.59008215962
1346	144.2	76.158	13.3	14.7804705245
1347	175.2	76.72	18	5.98134869323
1348	205.8	78.47	17.7	11.1988726317
1349	235.7	79.183	16.2	9.2475053682
1350	296.3	78.695	29.2	13.5639713408
1351	399.4	76.47	25.5	14.7747098095
1352	515.8	69.883	6.6	11.055707857
1353	810.1	67.9	61.8	10.0481095819
1354	1145.5	86.664	21.6	4.50110194796
1355	1593.5	73.379	10.9	14.3061668977
1356	2097	73.716	-2.6	-2.17954603814
1357	2578.6	84.595	1.7	-12.327701492
1358	3550	127	-7.2	-5.53070203758
1359	4508.1	138	-9.6	-17.4775692428
1360	5236.1	150	-1	-2.17788456215
1361	6430.7	250	-1.9	12.6139288271
1362	7514.4	320	1	10.2642911718
1363	7966.9	350	-6.2	0.0390553805296
1364	9002.1	613.833	4.8	1.71875533113
1365	10722.6	741.833	-20.6	-9.64320785597
1366	12668.1	990.883	-7	0.40703414616
1367	15687.6	1018.75	-0.5	-3.62527266761
1368	18753.3	1211.583	-4.3	4.06763025584
1369	22969.5	1410	3.9	10.3385580978
1370	28628.4	1419	6.7	9.18946630378
1371	35866	1498	-0.9	5.59023452792
1372	48135.1	1810	19.3	4.6987559523
1373	61843.9	2808	0.9	1.61766079842
1374	85072.2	4133.35	-2.9	3.04116573706
1375	116552.6	4215.17	-1.5	4.25311781725
1376	134312.5	4785	-3.7	3.33628774359
1377	160401.5	6468.36	4	2.0449585846
1378	192689.2	8657.68	-6.5	1.74879626887
1379	249110.7	8188.3	12	4.93738548799
1380	320957.2	8008.45	2.6	4.50433858093
1381	321256.3	8150	2.2	5.13251845877
1382	325123.1	8716.12	0.6	7.30972412264
1383	329236.7	8748	1.3	4.8781725354
1384	332947.4	9042	11.6	5.793738548159
1385	464236	9226	7.4	6.2241226369
1386	592963.57	9357	-4.3	6.94879626259
1387	695172.95	9758	9.09	4.6731191379

obs	rio	Rm1	Rm2	U
1338	-	-	-	-
1339	10.8487084871	3.22580645161	4.45736434109	3.04
1340	15.9363273211	-4.08653846154	4.08163265306	3.15
1341	11.5740015662	9.77443609023	22.2816399287	3.54
1342	7.22908478383	11.8721461187	18.804664723	3.71
1343	10.1627612689	10	13.2515337423	3.8
1344	15.364810267	12.0593692022	14.4095341278	3.89
1345	13.3836909871	10.761589404	14.3939393939	3.98
1346	11.9553038791	15.0971599402	19.3708609272	3.94
1347	15.8962430013	14.025974026	21.4979195562	3.897
1348	19.2424383869	3.07517084282	17.4657534247	3.86
1349	11.831366332	7.62430939227	14.5286686103	3.82
1350	15.1720396234	20.1232032854	25.7106491303	3.68
1351	13.3253301321	35.641025641	34.7958150523	3.5
1352	10.186923407	27.7252678009	29.1437155734	3.41
1353	-0.449052608521	61.4208189443	57.0569988368	8.61
1354	-12.125323945	36.4608801956	41.4022960128	9.44
1355	13.2934548237	36.8868980963	39.1095591445	10.18
1356	-8.07210127577	29.3357329843	31.5971132727	10.59
1357	-28.9820615224	56.4199873498	22.9661421078	11
1358	-22.3288006169	34.7189648201	37.6716047468	11.4
1359	-67.3172385403	32.2667787249	26.9887323944	11.81
1360	6.92746536267	22.8838560341	16.1487100996	11.83
1361	128.152716186	28.675900277	22.814690323	11.89
1362	2.00747107237	11.0709262608	16.8519756792	11.98
1363	-20.5460283435	17.7796154641	6.02177153199	12
1364	1.78738711732	8.03054239073	12.993761689	12.23
1365	-13.7424532469	18.0254285482	19.1122071517	12.6
1366	14.4424053604	16.6164753661	18.1439203178	13.23
1367	-2.42028715271	14.4819750026	23.8354607242	14.39
1368	19.4221508828	15.842796561	19.5421861853	14.1
1369	19.5820532514	24.5682748798	22.48244309	12.8
1370	14.0310969572	21.8450764613	24.6365832952	11.1
1371	0.0281624031917	19.9973608586	25.2811893085	11.3
1372	5.0114964103	36.9249660936	34.2081637205	11.5
1373	-5.90285535547	35.7792680043	28.4798411139	11.1
1374	1.45550384652	34.6200356206	37.5595652926	10.3
1375	0.739544571602	37.3580880361	37.0043327903	9.1
1376	-5.30142873737	12.4961126246	15.2376695157	9.6
1377	2.38696857444	18.1359067479	19.4241042345	11.9
1378	-5.3215449492	16.0014655463	20.1293005365	13.2
1379	8.30064532456	31.8953095642	29.2810910004	14
1380	-11.0807337306	24.9397616686	28.8411938949	14.2
1381	3.55293932147	0.905029285091	0.0931899954262	12.8
1382	13.4221545489	0.239929844264	1.20364954711	11.8
1383	2.63346310467	2.29853260727	1.26524384149	10.4
1384	0.595147260797	1.37310522836	1.12706147279	11.5
1385	3.0383148405	-3.8019010172	39.4322346413	11.2
1386	0.843393766037	29.2274608788	27.7289072799	10.6
1387	3.11550253405	16.810156053	17.2370420665	10.4

ضمیمه 3- آزمون ریشه واحد متغیرها

برای آزمون ریشه واحد متغیرها را ابتدا با I(3) در مقابل I(2) و سپس با I(2) در مقابل I(1) و بالاخره با I(1) در مقابل I(0) آزمون می‌کنیم. نتیجه آزمون ریشه واحد در جدول 4 نشان می‌دهد که متغیرهای E،IO، M_1، M_2، pex و U جمعی از مرتبه 2 هستند و متغیرهای Rm2، Rm1، Rio، rg و rgdp جمعی از مرتبه صفر هستند. در عین حال پسماند رگرسیون‌ها جمعی از مرتبه صفر هستند بنابراین کاذب نمی‌باشند و نتایج آنها قابل اتکا است.

نماد	متغیر I(2)	نتایج آزمون		
		I (3) در برابر I(2)	I(2) در برابر I(1)	I(1) در برابر I(0)
E	نرخ اشتغال	رد I (3)	I (2)	
IO	درآمد نفتی	رد I (3)	I (2)	
M1	حجم پول درگردش (برحسب میلیارد ریال)	رد I (3)	I (2)	
M2	حجم نقدینگی (برحسب میلیارد ریال)	رد I (3)	I (2)	
Pex	نرخ ارز در بازار موازی	رد I (3)	I (2)	
rg	نرخ رشد مخارج دولت	رد I (3)	رد I (2)	I(1)
Rgdp	نرخ رشد اقتصادی	رد I (3)	رد I (2)	I(1)
Rio	نرخ رشد درآمد نفتی(درصد)	رد I (3)	رد I (2)	I(1)
Rm1	نرخ رشد حجم واقعی پول (درصد)	رد I (3)	رد I (2)	I(1)
Rm2	نرخ رشد حجم واقعی نقدینگی (درصد)	رد I (3)	رد I (2)	I(1)
U	نرخ بیکاری	رد I (3)	رد I (2)	

تخمین تابع تقاضای خارجی کل گردشگری ایران (رهیافتTVP)

دکتر پرویز محمدزاده* ، دکتر داود بهبودی**، مجید فشاری، سیاب‌ممی‌پور***

دریافت: 1389/5/3 پذیرش: 1389/8/12

چکیده

هدف اصلی این مطالعه، تخمین تابع تقاضای خارجیان برای گردشگری در ایران طی سال‌های 1385-1350 می‌باشد. برای این منظور مدل تحقیق با استفاده از رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان (TVP) و روش کالمن - فیلتر برآورد شده است.

نتایج تخمین مدل دلالت بر این دارد که کشش‌های درآمدی، قیمتی و عادات رفتاری و انتظاری دارای تغییرات منظم و ثابت طی زمان بوده و به تدریج تغییرات آنها طی زمان کاهش می‌یابد. همچنین کشش درآمدی تقاضای خارجی گردشگری در ایران در مقایسه با کشش‌های قیمتی و عادات رفتاری بیشتر می‌باشد. کشش درآمدی تخمین زده شده نشان می‌دهد که تقاضای گردشگری خارجیان در ایران یک کالای نرمال بوده و از طرف دیگر کشش قیمتی نیز حاکی از آن است که این کالا، کالای کم‌کشش می‌باشد. علاوه بر این، تقاضای گردشگری ایران با متغیر مجازی جنگ رابطه معکوس داشته که نشان می‌دهد با وقوع بحران جنگ، تقاضای خارجیان برای گردشگری در ایران کاهش یافته است.

کلمات کلیدی: تقاضای گردشگری، رهیافت TVP، کالمن - فیلتر، ایران

طبقه‌بندی JEL: C22, D12, O52

---

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز pmohamadzadeh@yahoo.com

** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز dbehbudi@gmail.com

*** دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تبریز mamipours@gmail.com

1- مقدمه

یکی از ویژگی‌های اساسی و مهم تقاضا برای صنعت گردشگری، رشد سریع آن از دهه 1950 به بعد بوده است. بر اساس آمارهای سازمان جهانی گردشگری[1] تعداد کل گردشگران بین‌المللی در جهان از 25 میلیون نفر در سال 1950 به 160 میلیون نفر در سال 1970، 429 میلیون نفر در سال 1990، 689 میلیون نفر در سال 2001 و 806 میلیون نفر در سال 2005 رسیده است (UNWTO; 2008). بنابراین این آمارها حاکی از افزایش روز افزون تعداد گردشگران در جهان و اهمیت صنعت گردشگری در بسیاری از کشورها و به ویژه کشورهای در حال توسعه می‌باشد (Nordstrom,2005). همچنین بر اساس این گزارش، متوسط نرخ رشد تعداد گردشگران در منطقه خاورمیانه طی سال‌های 1950-2005 در حدود 10 درصد بوده که بعد از کشورهای منطقه آسیا و اقیانوس آرام (13 درصد) این منطقه از لحاظ متوسط نرخ رشد تعداد گردشگر در جایگاه دوم قرار دارد. با این حال کشور ایران که در منطقه خاورمیانه قرار دارد با داشتن تنوع آب و هوایی و همچنین وجود مکان‌های تاریخی و فرهنگی منحصر به فرد، سهم بسیار اندکی از صنعت گردشگری جهان را به خود اختصاص داده و تا کنون نتوانسته است از توانمندیها و ظرفیت‌های بالقوه خود استفاده مناسبی نماید. بررسی وضعیت صنعت گردشگری ایران و همچنین تعداد گردشگران ورودی به کشور و ملاحظه درآمد ارزی حاصل از آن بیانگر این است که به رغم قرار گرفتن ایران در ردیف 10 کشور اول جهان از لحاظ آثار تاریخی و جاذبه‌های فراوان گردشگری، سهم درآمد ارزی حاصل از گردشگری در تولید ناخالص داخلی کشور در حدود 3/3 درصد می‌باشد و در درآمد ارزی گردشگری جهان بسیار ناچیز بوده است (موسایی، 1383). با نگاه به آمارهای فوق مشاهده می‌شود که سهم درآمد گردشگری و تعداد گردشگران وارد شده به کشور نسبت به جهان ناچیز بوده و بنابراین

1- World Tourism Organization

توجه بیش از پیش به این صنعت از سوی سیاستگزاران اقتصادی می‌تواند به عنوان یکی از راهکارهای مناسب جهت رهایی از وابستگی به درآمدهای نفتی و خروج از اقتصاد تک محصولی و همچنین غلبه بر مشکلات جاری نظیر کمبود درآمدهای ارزی، پایین بودن صادرات غیر نفتی و افزایش سطح درآمد جامعه تلقی شود. از این رو هدف اصلی این مطالعه، تخمین تابع تقاضای خارجیان برای گردشگری در ایران و اندازه‌گیری میزان تاثیرگذاری عوامل مهم اقتصادی بر تقاضای گردشگری می‌باشد. این تابع تقاضا بر اساس ادبیات نظری و تجربی اقتصادی تصریح شده و به کمک رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان[1] و با استفاده داده‌های سری زمانی سال‌های 1385-1350 مورد بررسی قرار گرفته است.

براساس سازماندهی مباحث مقاله، بعد از مقدمه، به بررسی بنیان‌های نظری موضوع پرداخته شده، سپس مطالعات تجربی صورت گرفته در دو حوزه مطالعات خارجی و داخلی مرور می‌شود. قسمت بعدی، به روش شناسی تحقیق اختصاص دارد که در دو بخش تنظیم شده است. ابتدا به معرفی رهیافت TVP پرداخته می‌شود سپس مدل تحقیق، داده‌ها مورد نیاز و اطلاعات آماری ارائه می‌شود. در قسمت پنجم به تخمین مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق اشاره شده و قسمت پایانی مقاله نیز به نتیجه گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی می‌پردازد.

2- مبانی نظری موضوع

بر اساس مبانی نظری اقتصاد خرد، تابع تقاضای گردشگری از حداکثر نمودن تابع مطلوبیت با توجه به محدودیت بودجه حاصل می‌شود. اگر برای سهولت بحث فرض کنیم که مصرف‌کننده در یک فضای دو کالایی، کالای گردشگری $q^{tourism}$و یک کالای دیگر q^{o} را به عنوان نماینده سایر کالاها و خدمات مصرف نماید، در آن صورت تابع تقاضای

1 - Time Varying Parameter

گردشگری از حداکثر کردن تابع مطلوبیت فرد مصرف‌کننده نسبت به قید بودجه به صورت زیر به دست می‌آید:

(1)

$$Max: \quad u = u(q_t^{tourism}, q_t^o)$$
$$s.t: \quad Y_t^0 - (P_t^{tourism} q_t^{tourism} + P_t^o q_t^o)$$

پس از تشکیل تابع لاگرانژ و مشتق‌گیری مرتبه اول از تابع لاگرانژ نسبت به q^o و $q^{tourism}$، تابع تقاضای گردشگری و تابع تقاضای سایر کالاها استخراج می‌شود.

تابع تقاضای به دست آمده از حداکثر نمودن مطلوبیت مصرف‌کننده، تابع تقاضای معمولی گردشگری بوده که تابعی از قیمت کالا و خدمات گردشگری، قیمت سایر کالاها و سطح درآمد می‌باشد. به عبارت دیگر $q^{tourism} = f(P^{tourism}, P^o, Y, ...)$ است. بر این اساس تقاضای گردشگری که معمولاً بر حسب تعداد گردشگران ورودی و یا درآمد ارزی حاصل از گردشگری در کشور مقصد اندازه‌گیری می‌شود، تابعی از سطح قیمت گردشگری در مقصد، قیمت سایر کالاها و سطح درآمد کشور میزبان می‌باشد (Mervar & Payne,2007).

منظور از قیمت گردشگری در مقصد، شاخص قیمت گردشگری می‌باشد که معمولاً از دو متغیر به عنوان تقریب[1] آن استفاده می‌شود. یکی هزینه مسافرت از کشور مبدأ به مقصد بوده و دیگری هزینه زندگی برای گردشگران در مقصد می‌باشد. در مطالعات تجربی صورت گرفته توسط مارتین و وایت[2] (1987) و همچنین حبیبی و همکاران[3] (2008) از متغیر نسبت شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی بر حسب نرخ ارز اسمی و یا شاخص قیمت مصرفی تعدیل شده نسبت به نرخ ارزاستفاده شده و از متغیرهای شاخص قیمتی مصرف کننده و یا نرخ ارز اسمی به تنهایی جهت نمایش هزینه‌های زندگی در کشور

---

1 - Proxy
2 - Martin & Witt
3 - Habibi et al

مقصد استفاده نشده است.

یکی دیگر از متغیرهای مهم تأثیرگذار بر تقاضای گردشگری، قیمت سایر کالاها می‌باشد که به صورت قیمت‌ها کالاها و خدمات مرتبط (کالای مکمل یا جانشین) در تابع تقاضا تعریف می‌شود. در برخی از مطالعات، شاخص هزینه زندگی در مقصدهای جایگزین به عنوان قیمت کالاهای جانشین در نظر گرفته شده است. برای وارد کردن قیمت کالاهای جانشین در تابع تقاضای گردشگری، معمولاً یک شاخص میانگین وزنی از هزینه زندگی در مجموعه‌ای از کشورهای مقصد ایجاد نموده و سپس هزینه زندگی هر یک از مقاصد مختلف را به شاخص میانگین وزنی تقسیم نموده و متغیرهای به دست آمده را به عنوان شاخص قیمت کالاها و خدمات جانشین در تابع تقاضا لحاظ می‌کنند (Moutinho et al, 2008).

علاوه بر متغیرهای قیمتی، متغیر درآمد کشور مبدأ یکی از اساسی‌ترین متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضای گردشگری کشور مقصد می‌باشد. به عبارت دیگر از آنجا که گردشگری معمولاً به عنوان کالای نرمال و یا لوکس محسوب می‌شود، این متغیر نسبت به سطح درآمد حساسیت بیشتری نشان داده و به عنوان یکی از متغیرهای کلیدی در تابع تقاضا وارد می‌شود. در اغلب مطالعات تجربی صورت گرفته[1] نیز درآمد سرانه به عنوان متغیر درآمدی استفاده شده است.

یکی دیگر از متغیرهای اساسی و مؤثر بر تقاضای گردشگری، انتظارات و عادات رفتاری[2] است که معمولاً به صورت مقدار وقفه‌دار متغیر وابسته (تقاضای گردشگری) وارد مدل تقاضا می‌شود. دلیل وارد نمودن متغیر انتظارات و عادت در تابع تقاضای گردشگری این است که با سفر و عزیمت گردشگران به کشور مقصد و اظهار لذت و مطلوبیت از سفر

---

1 - همانند مطالعات Mervar (2007)، Song & Witt (2003)، Halicioglu (2004) و Habibi et al (2008)

2 - Expectation & Habits

به کشور مقصد مورد نظر، تمایل پیدا می‌کنند که دوباره برای گردش و سفر به آن کشور مسافرت کنند. زیرا سفر دوباره به کشوری که قبلاً به آنجا سفر شده است، در مقایسه با کشور خارجی دیگری که به آنجا سفر نشده است، ریسک کمتری داشته و جذاب‌تر است. علاوه بر این، استدلال نظری دیگری که وارد نمودن مقدار وقفه‌دار متغیر وابسته (عادات رفتاری) را در مدل تقاضای گردشگری توجیه می‌کند محدودیت طرف عرضه گردشگری می‌باشد که این قید یا محدودیت به دلیل وجود محدودیت در امکانات هتل‌ها و ظرفیت انتقال مسافر می‌باشد. در اغلب مطالعات تجربی صورت گرفته در زمینه تخمین تابع تقاضای گردشگری نظیر مطالعات نوردسترم[1] (2005)، لیم[2] (2003) و سانگ و وایت[3] (2003) از مقدار وقفه‌دار متغیر وابسته به عنوان انتظارات و عادات رفتاری استفاده شده است. سلیقه مصرف‌کنندگان از دیگر متغیرهای مهم تأثیرگذار بر تقاضای گردشگری است که به وسیله عوامل اقتصادی و اجتماعی نظیر سن، جنس، تحصیلات و... تحت تأثیر قرار گرفته و تبلیغات، اختراعات و ابداعات می‌تواند آن را تغییر دهد. همچنین سلیقه افراد با افزایش استاندارد زندگی و تغییر اولویت‌ها تغییر می‌کند. در اغلب مطالعات تجربی نظیر فرچلینگ[4] (2003) فرض می‌شود که تغییر سلیقه مصرف‌کنندگان دارای روند ثابت و یکنواخت بوده و از متغیر روند زمانی برای توضیح آن استفاده می‌شود.

علاوه بر متغیرهای مذکور، متغیرهایی مانند هزینه‌های حمل و نقل بین کشور مبدأ و مقصد، مخارج تبلیغاتی و متغیرهای کیفی بر تقاضای گردشگری مؤثرند. اثرات کیفی[5] برای نمایش اثرات حوادث تکی مانند بحران‌های سیاسی و اجتماعی، حوادث غیر مترقبه و

---

1 - Nordstrom
2 - Lim
3 - Song & Witt
4 - Fretchling
5- Qualitative Effects

ناامنی‌های اجتماعی و جنگ در تابع تقاضا وارد می‌شود. برای مثال مارتین و وایت[1] (1987) و سانگ و وایت (2003) برای نشان دادن اثرات حوادث تکی مانند بحران نفت در سال 1974و ناامنی‌های اجتماعی از متغیرهای مجازی استفاده نموده‌اند.

در مورد علامت‌های انتظاری متغیرهای توضیحی می‌توان بیان کرد که بر طبق مبانی تئوریک و نظری تابع تقاضا، انتظار بر این است که متغیرهای درآمد سرانه و مخارج تبلیغاتی تأثیر مثبت و متغیرهای هزینه‌های حمل و نقل و متغیر شاخص هزینه زندگی در کشور مقصد به عنوان متغیر جایگزین قیمت گردشگری تأثیر منفی بر تقاضای گردشگری (تعداد گردشگران ورودی و درآمد ارزی حاصل از گردشگری) داشته باشند. همچنین سلیقه و عادات رفتاری گردشگران بسته به کشورهای مقصد می‌تواند اثرگذاری متفاوتی بر تقاضای گردشگری داشته باشد.

3- مروری بر پیشینه پژوهش

در این قسمت از مطالعه به مروری بر مطالعات انجام یافته خارجی و داخلی پیرامون تخمین و پیش‌بینی تقاضای گردشگری خارجی و داخلی پرداخته می‌شود.

3-1- مطالعات خارجی

سیریوپولوس و سینکلیر[2] (1993) در مطالعه خود با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل[3] به تخمین تقاضای گردشگری کشورهای آمریکا و اروپای غربی به کشورهای حوزه مدیترانه طی سال‌های 1975-1992 پرداخته‌اند. یافته‌های اصلی این مطالعه حاکی از آنست که مدل تخمین زده شده به لحاظ اقتصاد سنجی مناسب بوده و کشش‌های هزینه تخمین زده شده اختلاف قابل توجه و قابل ملاحظه‌ای را در ترجیحات تقاضای گردشگری بین کشورهای مبدأ و مقصد را نشان می‌دهند. همچنین کشش‌های قیمتی خودی و متقاطع

---

1 - Martin & Witt
2- Syriopoulos & Sinclair; 1993
3- Almost Ideal Demand System

تقاضا بیانگر اهمیت قیمت‌های مؤثر کشورها در تعیین تخصیص هزینه گردشگری کشورهای مبدأ به کشورهای مقصد می‌باشد.

دی‌ملو و همکاران[1] (1999) با بهره‌گیری از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل به تخمین تابع تقاضای گردشگری خارجی انگلستان به کشورهای همسایه جنوبی آن (فرانسه، اسپانیا و پرتغال) طی سال‌های 1970-1993 پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سهم مخارج گردشگری انگلستان به کشور اسپانیا نسبت به دو کشور دیگر طی دوره مورد بررسی افزایش یافته است.

لیسیوتو[2] (2000) در مطالعه خود با استفاده از مدل فضا- حالت و داده‌های سری زمانی فصلی به تحلیل پویای تقاضای گردشگری انگلستان به کشورهای خارج طی سال‌های 1979-1991 پرداخته است. در این پژوهش چگونگی تأثیر ترجیحات بر هزینه گردشگری بررسی شده است. نتایج اصلی این مطالعه نشان می‌دهد که ترجیحات تأثیر مهمی بر هزینه گردشگری دارد.

هلستروم[3] (2002) با استفاده از مدل‌های خودرگرسیونی و میانگین متحرک اعداد صحیح[4] و مدلسازی داده‌های شمارشی به تخمین تقاضای گردشگری خارجی سوئد به کشور نروژ پرداخته است. نتایج تخمین مدل نشان می‌دهد که مدل INAR(1) به دلیل انعطاف پذیری بیشتر و کاربردهای اقتصادی تجربی مناسبترین مدل جهت تخمین تقاضای گردشگری کشور سوئد می‌باشد.

سانگ و وایت[5] (2003) با استفاده از رهیافت عام به خاص و مدل‌های خودرگرسونی با وقفه‌های توزیعی (ADLM) به پیش‌بینی تقاضای گردشگری کره جنوبی به کشورهای

1- De Mello et al; 1999
2- Lyssiotou; 2000
3- Helstrom; 2002
4- Integer Valued Auto Regressive Moving Average
5- Song & Witt; 2003

همسایه ژاپن، آلمان، انگلستان و آمریکا طی سال‌های 1962-1994 پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه بیانگر این است که مدل مناسب و سازگار با تئوری‌های اقتصادی برای 4 کشور مبدأ وجود ندارد.

سانگ و وانگ[1] (2003) در مطالعه خود با بهره‌گیری از رهیافت (TVP)[2] و مدل فضا- حالت به مدل‌سازی تقاضای گردشگری کشور هنگ کنگ به 6 کشور همسایه استرالیا، کانادا، فرانسه، آلمان، انگلستان و آمریکا طی سال‌های 1973-1997 پرداخته‌اند. یافته‌های اصلی این پژوهش نشان می‌دهد که کشش تقاضای گردشگری نسبت به متغیرهای درآمد و قیمت‌های نسبی در 6 کشور مبدأ با یکدیگر متفاوت می‌باشد.

هالیسی اوغلو[3] (2004) در مطالعه خود با بهره‌گیری از آزمون باند[4] به تخمین تقاضای خارجی گردشگری به کشور ترکیه طی سال‌های 1960-2002 پرداخته است. نتایج اصلی این مطالعه نشان می‌دهد که متغیر درآمد یکی از متغیرهای مهم و تعیین‌کننده در توضیح تعداد گردشگران ورودی به کشور ترکیه محسوب می‌شود.

دی‌ملو و فورتانا[5] (2005) با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل پویا[6] به مدل‌سازی تقاضای گردشگری انگلستان به کشورهای همسایه فرانسه، اسپانیا و پرتغال طی سال‌های 1969-1997 پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه بیانگر این است که سیستم (DAIDS) از لحاظ تئوریکی مدل مناسبی برای مدل‌سازی تقاضای گردشگری می‌باشد.

آتاناسوپولوس و هیدمن[7] (2006) طی مطالعه‌ای با استفاده از مدل‌های فضا- حالت به مدلسازی و پیش‌بینی تقاضای داخلی استرالیا طی سال‌های 1998-2005 پرداخته‌اند. نتایج

1- Song & Wong
2- Time Varying Parameter
3- Halicioglu
4- Bound Test
5- De Mello & Fortuna
6- Dynamic Almost Ideal Demand System
7- Athanasopoulos and Hyndman

حاصل از تخمین و پیش‌بینی تقاضای گردشگری با استفاده از مدل‌های فضا- حالت بیانگر این است که این مدل‌ها رویکردهای مناسبی برای پیش‌بینی کوتاه مدت بوده و در بلندمدت نیز پیش‌بینی‌های معقول و منطقی ارائه می‌کنند. علاوه بر این، پیش‌بینی‌هایی که با استفاده از این مدل‌ها صورت می‌گیرد نسبت به پیش‌بینی مقامات دولتی خوش بینانه‌تر و معقول‌تر بوده است.

آلگیری[1] (2006) با بهره‌گیری از روش هم‌انباشتگی جوهانسن یک رابطه تعادلی بلندمدت را بین متغیرهای درآمد ارزی گردشگری، نرخ واقعی ارز، درآمد کل جهان و هزینه حمل و نقل برای کشور روسیه طی سال‌های 1993-2002 نتیجه‌گیری می‌کند.

هانلی و وید[2] (2007) در مطالعه خود به مدلسازی تقاضای گردشگری کشورهای آمریکای شمالی به کشور ایرلند طی سال‌های 1985-2004 پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آنان نشان می‌دهد که متغیر نرخ واقعی ارز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تقاضای گردشگری این کشورها به ایرلند دارد.

ژو و همکاران[3] (2007) طی مطالعه‌ای با استفاده از رویکرد هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطای برداری (VECM) به تخمین تابع عرضه و تقاضای گردشگری خارجی کشور هاوایی طی سال‌های 1980:1-2001:2 پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه بیانگر این است که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل برقرار بوده و متغیرهای قیمت‌های نسبی و درآمد از عوامل مهم در تعیین تقاضای گردشگری می‌باشند.

مرور و پاینی[4] (2007) در تخمین تقاضای خارجی گردشگری کشورهای عضو منطقه اتحادیه اروپا به کشور کرواسی طی سال‌های 1994:1-2004:4 به این نتیجه رسیده‌اند که

1- Algieri
2- Hanly & Wade
3- Zhou et al.6
4- Mervar & Payne

تقاضای گردشگری به کشور کرواسی با متغیر درآمد رابطه مستقیم و با متغیر ناآرامی‌های سیاسی رابطه معکوس دارد. علاوه بر این متغیرهای هزینه‌های حمل و نقل و نرخ واقعی ارز دارای تأثیر معنی‌دار بر تقاضای گردشگری نمی‌باشند.

کولندران و دیوسکرا[1] (2007) اثرات مخارج بازاریابی بر تقاضای گردشگری استرالیا را با استفاده از روش هم‌انباشتگی ARDL بررسی نموده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که مخارج بازاریابی و عادات رفتاری و انتظارات از متغیرهای مهم و مؤثر در تعداد گردشگران ورودی به استرالیا محسوب می‌شوند.

مونتینهو و همکاران[2] (2008) با استفاده از مدل‌های شبکه عصبی به مدلسازی و پیش‌بینی تقاضای گردشگری کشور چین به کشور تایوان طی سال‌های 1999-2005 پرداخته‌اند. در این پژوهش به بررسی متغیرهای مؤثر بر تقاضای بین‌المللی گردشگری پرداخته شده است. یافته‌های اصلی این مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ ارز و درآمد سرانه کشور چین به عنوان متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضای گردشگری محسوب می‌شوند.

حبیبی و همکاران[3] (2008) در مطالعه‌ای با استفاده از رویکرد هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس به تخمین تقاضای خارجی گردشگری کشورهای انگلستان و آمریکا به کشور مالزی طی سال‌های 1972-2006 پرداخته‌اند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل برقرار بوده و تقاضای گردشگری کشورهای انگلستان و آمریکا نسبت به متغیر قیمت حساسیت بیشتری را نشان می‌دهد.

کویرفلی[4] (2008) با استفاده از روش هم‌انباشتگی جوهانسن - جوسیلیوس و مدل تصحیح خطا به تخمین تقاضای خارجی گردشگری کشورهای آلمان، فرانسه، انگلستان و ایتالیا به کشور تونس طی سال‌های 1998:1-2004:4 پرداخته است. وی در این مطالعه به

1- Kulendran, and Divisekera
2- Mountinho et al
3- Habibi et al
4- Querfelli

این نتیجه رسیده است که تقاضای گردشگری کشورهای مذکور نسبت به قیمت‌های نسبی و درآمد حساسیت بیشتری را نشان می‌دهد.

چایبونسری و همکاران[1] (2008) با بهره‌گیری از رویکرد هم‌انباشتگی و ریشه واحد در داده‌های پانل به مدلسازی تقاضای خارجی کشور هند طی سال‌های 2002-2006 پرداخته‌اند. یافته‌های این مطالعه بیانگر این است که رشد درآمد تأثیر مثبت و هزینه‌های حمل و نقل تأثیر منفی و معنی‌دار بر تقاضای گردشگری کشور هند داشته است.

2-3- مطالعات داخلی

در داخل کشور نیز مطالعات متعددی در زمینه تخمین و پیش‌بینی تقاضای خارجیان برای گردشگری در ایران صورت گرفته است که در زیر به مهمترین آنها پرداخته می‌شود.

مراسلی (1374) با استفاده از داده‌های سری زمانی 1371-1345 توابع عرضه و تقاضای گردشگری خارجی ایران را برآورد کرده است. وی در این مطالعه نتیجه‌گرفته است که متغیرهای درآمد سرانه، قیمت‌های نسبی و متغیر مجازی جنگ و انقلاب بیشترین تأثیر را بر میزان تقاضای گردشگری خارجی ایران داشته است.

نوری (1375) طی مطالعه‌ای با بهره‌گیری از روش حداقل مربعات معمولی به برآورد تابع تقاضای جهانگردی بین‌المللی ایران طی سال‌های 1348-1372 در ایران می‌پردازد. نتایج این مطالعه دلالت بر این دارد که تقاضای جهانگردی ایران نسبت به درآمد سرانه باکشش و نسبت به قیمت کالاها و خدمات داخلی بی‌کشش می‌باشد. علاوه بر این رابطه معکوسی نیز بین نرخ ارز اسمی و تقاضای جهانگردی برقرار است.

کاوه‌ئیان (1381) در مطالعه خود با بهره‌گیری از روش حداقل مربعات معمولی به برآورد تابع تقاضای جهانگردی بین‌المللی ایران طی سال‌های 1350- 1375 پرداخته است. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که متغیرهای نرخ ارز، نسبت قیمت داخل به خارج و

4- Chaiboonsri et al

متغیر موهومی جنگ از عوامل مؤثر بر تقاضای گردشگری خارجی ایران محسوب می‌شوند.

عبدی (1382) با استفاده از تکنیک رگرسیون فازی و روش شبکه‌های عصبی مصنوعی به پیش‌بینی تقاضای گردشگری خارجی ایران و مقایسه آن با مدل‌های سری زمانی خودرگرسیونی طی سال‌های 1338-1380 پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که مدل‌های شبکه عصبی مصنوعی نسبت به مدل‌های رگرسیون فازی و مدل‌های سری زمانی برای پیش‌بینی تقاضای گردشگری خارجی ایران عملکرد بهتری را داشته‌اند.

موسایی (1383) به تخمین تابع تقاضای گردشگری در ایران پرداخته است. در این مطالعه، عوامل مؤثر بر تقاضای سفر به ایران و سهم هر یک از آنها بر تقاضای گردشگری ایران در دوره 1344-1379 مورد بررسی قرار گرفته که نتایج تخمین مدل به روش حداقل مربعات معمولی بیانگر این است که یک درصد افزایش در نسبت شاخص بهای کالاهای خدمات مصرفی در ایران به شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی جهانی، 0/25 درصد تقاضای گردشگری در ایران را کاهش می‌دهد و یک درصد افزایش تولید ناخالص جهانی باعث می‌شود که 0/45 درصد تقاضای گردشگری به ایران افزایش یابد و بالاخره میزان تقاضای سفر و به تبع آن درآمد ارزی حاصل از آن در دوره مورد بررسی شدیداً تحت تأثیر مسائل امنیتی و تحولات داخلی است.

عباسی نژاد و حبیبی (1384) به تصریح و تخمین تابع تقاضای گردشگری ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی و مقطعی پرداخته‌اند. در مطالعه آنان بیشتر بر روی عوامل اقتصادی و تأثیر آن بر تقاضای گردشگری تأکید شده و با بررسی مدل‌های برآورد شده تقاضای گردشگری در ایران مشخص شده که بیشترین تأثیر بر تقاضای گردشگری را متغیرهای درآمد سرانه و قیمت‌های نسبی در طی دوره مورد بررسی داشته‌اند.

خسروآبادی (1385) با استفاده از روش رگرسیون حداقل مربعات معمولی به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای گردشگری خارجی ایران طی سال‌های 1344-1383 پرداخته است. نتایج حاصل از تخمین مدل بیانگر این است که متغیرهای تبلیغات، انقلاب و جنگ به

عنوان متغیرهای مهم و مؤثر بر تقاضای گردشگری کشور محسوب می‌شوند.

در مورد مطالعات تجربی صورت گرفته در داخل کشور می‌توان بیان کرد که در اغلب مطالعات از روش حداقل مربعات معمولی و یا روش‌های هم‌انباشتگی به تخمین تابع تقاضای گردشگری خارجی پرداخته شده و از رهیافت تخمین پارامترهای متغیر در طول زمان[1] (یا پارمترها با ضرایب متغیر) استفاده نشده است. لذا مطالعه حاضر سعی دارد تا با استفاده از رهیافت TVP و مدلسازی جدید به تخمین تابع تقاضای خارجی گردشگری در ایران بپردازد. این رهیافت از این جهت اهمیت دارد که ضرایب و پارامترهای تخمین زده شده در طول زمان ثابت نبوده و می‌تواند تغییر کنند. با توجه به اینکه رفتار انسان‌ها نیز در طول زمان تغییر می‌کند لذا انجام این مطالعه در اقتصاد ایران ضروری به نظر می‌رسد. همچنین این مطالعه را می‌توان به عنوان مکملی برای مطالعات قبلی صورت گرفته در نظر گرفت.

4- روش شناسی تحقیق

در این مطالعه از رویکرد تخمین پارامترها با ضرایب متغیر (TVP) جهت برآورد تابع تقاضای گردشگری خارجی ایران طی سال‌های 1385-1350 استفاده شده است.

رهیافت پارامترها با ضرایب تصادفی یکی از جدیدترین تکنیکها و روشهای مورد استفاده در ادبیات اقتصادسنجی بوده که امکان تخمین متغیرهای غیرقابل‌مشاهده[2] یا متغیرهای حالت[3] را در سیستم معادلات فراهم می‌نماید. رهیافت TVP می‌تواند شوکهای مختلف بیرونی وارد شده به سیستم معادلات را نشان دهد. این شوکهای بیرونی شامل تغییر رژیم، اصلاحات اقتصادی، نااطمینانی‌های سیاسی و غیره می‌باشد. در حالت خاص، رهیافت فضا- حالت تأثیر شوکهای بیرونی نظیر تغییر سلیقه مصرف کنندگان طی زمان و سایر تغییرات روانشناختی و اجتماعی را که ماهیت انتشار در سیستم را دارند بررسی می‌کند (Song & Wong, 2003). ازاین‌رو این

1- Time Varying Parameter

1- Unobserved Variables

3 - State

هیافت، ناپایداری ساختاری در ضرایب مدل را بررسی نموده و امکان تغییر پارامترهای مدل طی زمان را میسر می‌سازد. علاوه بر این یکی از مزایای مهم این روش نسبت به سایر روش‌های سنتی و متعارف سری زمانی نظیر حداقل مربعات معمولی (OLS) این است که در این رهیافت نیازی به بررسی آزمون‌های ریشه واحد در مورد متغیرهای سری زمانی نمی‌باشد و هیچ ضرورتی در مورد پایایی متغیر در سطح نیست. از این‌رو در این رهیافت نباید نگران ناپایی متغیر و تفاضل‌گیری متغیرهای سری زمانی باشیم (Frechtling,2003).

علاوه بر این، مدل‌های فضا- حالت می‌تواند با استفاده از الگوریتم کواریانس کاملاً برگشت‌پذیر که به فیلتر کالمن[1] معروف است تخمین زده شود. فیلتر کالمن می‌تواند برای ارزیابی تابع حداکثر راستنمایی و همچنین پیش‌بینی و هموارسازی متغیرهای حالت[2] مورد استفاده قرار گیرد[3].

4-1- معرفی مدل تحقیق و داده‌ها

بر طبق بنیان‌های نظری موضوع و مطالعات تجربی صورت گرفته نظیر مطالعات سانگ و وانگ (2003)، حبیبی و همکاران (2008) و مرور و پاینی[4] (2007) مدل زیر برای تخمین تقاضای خارجی کل گردشگری ایران مورد استفاده قرار گرفته است[5]:

$$LnQ_t = \beta_{0t} + \beta_{1t} LnY_t + \beta_{2t} LnP_t + \beta_{3t} LnQ_{t-1} + \beta_4 DU_{59} + U_t \quad (2)$$

$$\beta_{jt_t} = \varphi_j \beta_{jt-1} + e_{jt} \quad (3)$$

1- Kalman Filter

2 - State Variables

3- برای مطالعه بیشتر به Song & Witt (2003) و Harvey (1987) مراجعه کنید.

4 - Mervar & Payne

5 - با توجه به محدودیت آمار و اطلاعات در مورد متغیر درآمد ارزی حاصل از گردشگری، از این متغیر به عنوان تقریب مقدار تقاضای گردشگری استفاده نشده است. ضمن این‌که در بسیاری از مطالعات تجربی نظیر مطالعات Song & Witt (2003)، Habibi et al(2008) و Song(2008) متغیر تعداد کل گردشگران وارد شده به کشور به عنوان نمود مناسبی از متغیر تقاضای گردشگری استفاده شده است.

در مدل فوق، Q_t بیانگر تعداد کل گردشگران وارد شده به ایران به عنوان متغیر مقدار تقاضای گردشگری، Y_t درآمد سرانه کل جهان و برابر با تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت سال پایه 2000، P_t شاخص هزینه زندگی در ایران و برابر با نسبت شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به نرخ ارز اسمی (شاخص قیمت مصرفی تعدیل شده نسبت به نرخ ارز)، Q_{t-1} مقدار وقفه‌دار متغیر وابسته و نشان دهنده انتظارات و عادات رفتاری گردشگران و DU_{59} متغیر مجازی برای در نظر گرفتن دوران جنگ می‌باشد.

در معادله (3) نیز که به معادله حالت[1] معروف است، β_{j_t} بیانگر پارامترهای معادله سیستم یا معادله مشاهده شده[2] بوده که نحوه تصریح مناسب آن بر اساس معیارهای خوبی برازش و ملاکهای تعیین وقفه تعیین می‌شود.

دلیل استفاده از شکل تبعی لگاریتمی مدل، کاهش نوسانات متغیرها و همچنین تحلیل متغیرها به صورت کشش می‌باشد. لازم به ذکر است که آمار و اطلاعات مربوط به متغیر تعداد کل گردشگران ورودی به ایران از سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران (گزارش سال‌های 1350-1385)، آمار مربوط به شاخص CPI و نرخ ارز اسمی از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی و داده‌های درآمد سرانه کل جهان از لوح فشرده شاخص‌های توسعه بانک جهانی(2008)[3] استخراج شده است. علاوه بر این قلمرو زمانی تحقیق نیز سال‌های 1350-1384 می‌باشد.

5- تخمین مدل و تحلیل یافته‌های تحقیق

بر اساس روش‌شناسی تحقیق، معادله سیستم یا معادله (1) و معادله حالت (2) با استفاده از رهیافت TVP و روش کالمن - فیلتر تخمین زده شده که نتایج تخمین در جدول (1) ارائه شده است:

1- State Equation
2- Signal Equation
3- World Bank Development Indicators

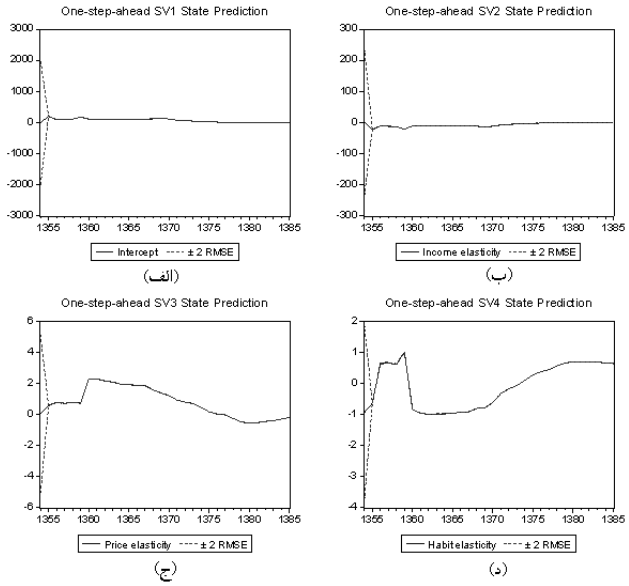
جدول (1): نتایج تخمین مدل بر اساس رهیافت TVP و روش کالمن- فیلتر

متغیر	وضعیت پایانی	جذر میانگین مجذور خطا (RMSE)	مقدار آماره Z	ارزش احتمال (PV)
C	-3/19	0/02	-157/47	0/000
Ln Y_t	0/86	0/003	306/72	0/000
LnP_t	-0/17	0/002	-102/33	0/000
Ln Q_{t-1}	0/65	0/0006	1063/03	0/000
آماره‌های تعیین وقفه	Log Likelihood=-973191.9 AIC= 9771.872 SC= 9771.961			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در این مطالعه مدل‌های مختلف و با مراتب خودرگرسیونی و میانگین متحرک متفاوت با استفاده از فیلتر کالمن تخمین زده شده که در نهایت مدلی با حداقل معیارهای تعیین وقفه شوارتز و آکائیک و همچنین متناسب با مبانی تئوریک و نظری انتخاب شده است. علاوه بر این تصریح مناسب مدل برای معادله انتقال بر اساس معیارهای خوبی برازش و معنی‌دار بودن ضرایب تعیین شده که معادله انتقال دارای فرایند گام تصادفی بوده و از مرتبه خودرگرسیون مرتبه اول AR(1) تبعیت می‌کند. لازم به ذکر است که در تخمین پارامترها به روش فیلتر کالمن، متغیر مجازی جنگ به دلیل عدم تغییر آن طی زمان وارد نشده و در تخمین مدل لحاظ نشده است. زیرا در تخمین ضرایب بر اساس فیلتر کالمن تنها پارامترهایی که طی زمان تغییر پیدا می‌کنند برآورد می‌شوند. لازم به ذکر است که ضریب متغیر مجازی جنگ در معادله سیستم برابر با 1/09- بوده که طی زمان نیز اثر آن ثابت می‌باشد. منفی و معنی‌دار بودن ضریب این متغیر نشان می‌دهد که دوران جنگ اثر معنی‌داری بر میزان کاهش تعداد گردشگران ورودی به ایران داشته است. تغییرات پارامترهای تخمین زده شده در طول زمان در نمودار (1) ترسیم شده‌اند.

نمودار (1): تخمین ضرایب مدل بر اساس روش کالمن - فیلتر



نمودار قسمت (الف) نشان می‌دهد که عرض از مبدأ طی زمان اثرات ثابت و پایداری را طی نموده به طوری که مقدار آن طی زمان با مقدار اولیه آن برابر بوده است. نمودار قسمت (ب) نشان می‌دهد که کشش درآمدی تقاضای گردشگری در طی زمان با شیب بسیار ملایم افزایش می‌یابد و در نهایت در مقدار 0/86 متوقف می‌شود. کشش هزینه زندگی نیز بر اساس نمودار قسمت (ج) ابتدا افزایشی بوده و از سال 1374 به بعد اثر منفی بر تقاضای گردشگری را نشان می‌دهد. تحلیل اثرگذاری کشش عادات رفتاری و انتظارات بر تقاضای گردشگری در نمودار قسمت (د) نشان داده شده است که بیانگر افزایش آن در دوره 1355-1360 و کاهش آن طی سال‌های وقوع جنگ 1367-1359 و افزایش آن طی سال‌های 1385-1370 می‌باشد.

6- نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی

در این مطالعه برخلاف روش‌های سنتی و متعارف تخمین تابع تقاضای گردشگری خارجی ایران، از رهیافت جدید TVP و روش کالمن - فیلتر برای تخمین تابع تقاضای گردشگری

ایران طی سال‌های 1385-1350 استفاده شد. نتایج حاصل از این مطالعه بیانگر این است که رهیافت TVP روش مناسبی برای نشان دادن تغییرات ساختاری و رفتاری در مدلهای تقاضا و به ویژه تقاضای گردشگری بوده و می‌تواند عوامل غیرقابل مشاهده نظیر سلیقه مصرف‌کنندگان، عادات رفتاری و تغییرات رژیمی را شبیه‌سازی نماید. از این رو نتایج تخمین مدل بیانگر این است که کشش درآمدی تقاضای گردشگری همواره در یک دامنه بین صفر و یک قرار داشته و روند نسبتاً ثابتی را طی می‌کند، در حالی‌که شاخص‌های هزینه زندگی (قیمت گردشگری) و عادات رفتاری نوسانی بوده و در دهه اخیر به ترتیب اثرگذاری منفی و مثبت را منعکس می‌کنند. علاوه بر این ضریب متغیر درآمد سرانه جهان در تابع تقاضای گردشگری مثبت و معنی‌دار بوده که نشان می‌دهد با افزایش درآمد سرانه جهان، تقاضای گردشگری (تعداد کل گردشگران ورودی به کشور) افزایش می‌یابد. لازم به ذکر است که کشش درآمدی تقاضای گردشگری ایران در مدل اصلی تحقیق کمتر از یک بوده که نشان می‌دهد کالای گردشگری ایران از دیدگاه گردشگران خارجی یک کالای نرمال بوده و کالای لوکس یا تجملاتی نمی‌باشد. از طرف دیگر کشش تقاضای گردشگری نسبت به متغیر عادات رفتاری در هر حالت کمتر از یک می‌باشد. به بیان دیگر بر طبق مبانی نظری موضوع و پیشینه تجربی تحقیق، با سفر و عزیمت گردشگران به کشور ایران و اظهار لذت و مطلوبیت از سفر به کشور، گردشگران خارجی تمایل پیدا می‌کنند که دوباره برای گردش و سفر به ایران مسافرت کنند. کشش متغیر تقاضای گردشگری نسبت به متغیر عادات رفتاری در مدل اصلی تحقیق برابر با 0/65 درصد بوده که نشان می‌دهد با افزایش یک درصد در تعداد گردشگران ورودی به کشور در هر سال، سال آینده 0/65 درصد تعداد گردشگران خارجی به کشور افزایش خواهد یافت. در مورد تأثیر متغیر شاخص هزینه زندگی در ایران بر تقاضای گردشگری خارجی نیز می‌توان بیان کرد که با افزایش هزینه زندگی در ایران، تقاضای گردشگری خارجی برای ایران کاهش یافته و تقاضای گردشگری برای مقاصد جانشین ایران از دیدگاه گردشگران خارجی افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر طبق قانون تقاضا بین قیمت گردشگری و مقدار تقاضای

گردشگری رابطه معکوس برقرار بوده و افزایش هزینه زندگی در ایران، تقاضا را برای کشورهای جانشین ایران افزایش می‌دهد. در نهایت متغیر مجازی دوران جنگ نیز دارای اثر ثابت و منفی بر تقاضای خارجی گردشگری بوده و تعداد گردشگران در دوره جنگ اثر منفی و معنی‌داری بر تعداد گردشگران وارد شده به کشور داشته است.

با توجه به نتایج حاصل از این مطالعه، موارد ذیل به عنوان توصیه‌های سیاستی برای توسعه صنعت گردشگری به سیاستگزاران اقتصادی ارائه می‌شود:

باتوجه به تأثیر منفی شاخص هزینه زندگی بر تقاضای گردشگری در ایران پیشنهاد می‌شود سیاستگزاران و برنامه‌ریزان اقتصادی با اتخاذ سیاست‌های مناسب پولی و مالی به کنترل شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی و به تبع آن کنترل بیش از پیش نرخ تورم در کشور اهتمام نمایند.

یکی از عوامل مهم اقتصادی تاثیرگذار بر تقاضای گردشگری خارجی، درآمد سرانه جهان می‌باشد. بحران مالی اخیر سبب شده است که درآمد سرانه جهان به طور متوسط کاهش یابد و پیش‌بینی می‌شود در آینده نیز این بحران ادامه داشته باشد. یافته‌های این تحقیق حاکی از آن است که یکی از کانال‌های تاثیرگذار بحران مالی جهان بر اقتصاد ایران، کاهش تقاضای خارجیان برای گردشگری در ایران به خاطر کاهش درآمد سرانه جهان می‌باشد. لذا ضمن توجه داشتن به این کانال تاثیرگذاری بحران مالی بر اقتصاد ایران و کاهش درآمدهای ارزی ناشی از آن در تحلیل‌ها، بایستی برای جبران آن از طریق کاهش قیمت کالاها و خدمات گردشگری برای خارجیان تمهیداتی جستجو کرد.

همانطور که یافته‌های تحقیق نشان داد متغیر مجازی جنگ در این مطالعه، تأثیر منفی و معنی‌دار بر تعداد گردشگران ورودی به کشور داشته است، از آنجا که هر گونه ناامنی و عدم اطمینان آثار منفی مشابهی بر جذب گردشگر خواهد داشت که آثار آن تا سال‌های مدید تداوم دارد لذا توصیه می‌شود برنامه‌ریزان و سیاستگزاران کشور نسبت به فراهم نمودن امنیت فراگیر و پایدار عنایت و توجه خاص داشته باشند.

از آنجا که تاثیر پدیده نا امنی واقعی و احساس ناامنی دقیقاً مشابه و یکسان است لـذا بـا عنایت به اهمیت فضاسازی‌های رسانه‌ای و تبلیغاتی منفی که در دنیا بـر علیـه کشـور ایجـاد می‌شود لازم است با اتخاذ سیاستهای فرهنگی و تبلیغی مناسب در راستای خنثی سازی آنها و فـراهم سـازی بسـتر مناسـب بـرای احسـاس امنیـت اقـدام شـده و زمینـه را بـرای جـذب گردشگران بیشتر مهیا شود.

منابع

منابع فارسی

1- خسرو آبادی، محمد، 1385، تخمین تابع تقاضای گردشگری خارجی ایران طی دوره 1383-1344 و ارائه استراتژی‌های گسترش صنعت گردشگری ایران (با استفاده از استراتژیهای توسعه گردشگری در مالزی، سنگاپور و مصر)، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی اصفهان، دانشکده مهندسی صنایع و سیستمها، اصفهان.

2- عباسی نژاد، حسین و حبیبی، فاتح، 1384، تصریح و برآورد تابع تقاضای گردشگری ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی- مقطعی، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره 70، صص 115-91.

3- عبدی، ابراهیم، 1382، پیش‌بینی تقاضای گردشگری خارجی با استفاده از شبکه عصبی و رگرسیون فازی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی اصفهان، دانشکده مهندسی صنایع و سیستمها، اصفهان.

4- کاوه‌ئیان، نسترن، 1381، برآورد تابع تقاضای جهانگردی بین‌المللی ایران طی سال‌های 1375-1350، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، تهران.

5- مراسلی، عزیز، 1374، تخمین توابع عرضه و تقاضای خارجی گردشگری در ایران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس، دانشکده علوم انسانی، تهران.

6- موسایی، میثم، 1383، تخمین تابع تقاضای گردشگری به ایران، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره 32، صص244-225.

7- نوری، مهناز، 1375، برآورد تابع تقاضای گردشگری در ایران 1372-1348، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه تهران، تهران.

8- مرکز آمار ایران، آمار و اطلاعات خارجیان وارد شده بر حسب گردشگر و غیرگردشگر، دفتر آمار و اطلاعات، سال‌های 1350-1385.

منابع انگلیسی

9- Algieri, B. (2006), An Econometric Estimation of the Demand for Tourism: The Case of Russia, Journal of Tourism Economics, Vol.12, No. 1, pp.5-20.
10- Athanasopoulos, G. & Hyndman,R.J. (2006), Modeling and Forecasting Australian Domestic Tourism, Monash Econometrics and Business Statistics Working Paper,pp. 1-29.
11- Chaiboonsri, C. and P. Chaitip and N. Rangaswamy (2008), A Panel Unit Root and Panel Cointegration Test of the Modeling International Tourism Demand in India, Journal of Annals the University of Petrosani-Economics, Vol.8, Issue.1, pp.95-124.
12- De Mello, M. , A.Pack and M.T. Sinclair (1999), UK Demand for Tourism in Its Southern Neighbors, Tourism and Travel Research Institute, pp.1-33.
13- De Mello. M. and N.Fortuna (2005), Testing Alternative Dynamic Systems for Modeling Tourism Demand, Research Center on Industrial, Labor and Managerial Economics, pp.1-17.
14- Frechtling, D.C. (2003), Tourism Demand Modeling and Forecasting: Modern Econometric Approaches, Journal of Travel Research, No.41, pp.332-335.
15- Greenslade, J. V., and S. G. Hall (1996). "Modelling Economies Subject to Structural Change: The Case of Germany." Economic Modelling, 13: pp.545-59.
16- Habibi, Fateh, Abdul Rahim, Khalid and Chin, Lee (2008), United Kingdom and United States Tourism Demand for Malaysia: A Co-integration Analysis, MPRA Paper, No.20, pp. 1-17.
17- Halicioglu, Ferda (2004), An ARDL Model of Aggregate Tourism Demand for Turkey, Global Business and Economics Review, pp.614-624.
18- Hanly, P., and Wade, (2007). Modeling Tourism Demand an Econometric Analysis of North American Tourist Expenditure in Ireland, 1985-2004, Journal of Tourism Economics, Vol.13, No. 2, pp 319-327.
19- Harvey, A.C. (1987), Application of Kalman Filter in Econometric in Advances in Econometrics: Fifth World Congress, Vol.1, Cambridge University Press, pp.258-313.

20- Helstrom, J. (2002), Count Data modeling and Tourism Demand, Ume? Economic Studies, No. 584, pp.1-24.
21- Kim, C.J. (1993), Sources of Monetary Growth, Uncertainty and Economic Activity: The Time Varying Parameter Model with Heteroskedastic Disturbance, Journal of Review of Economics and Statistics, Vol.74, pp.483-497.
22- Kulendran, N., and S. Divisekera (2007), Measuring the Economic Impact of Australian Tourism Marketing Expenditure, Journal of Tourism Economics, Vol.13, No. 2, pp.261-274.
23- Lim, C. (2003), Review of international tourism demand models, Annals of Tourism Research, Vol.24, pp.835-489.
24- Lyssiotou, P. (2000), Dynamic Analysis of British Demand for Tourism Abroad, Journal of Empirical Economics, Vol.15, pp.421-436.
25- Mervar, A. and J.E.Payne (2007), An Analysis of Foreign Tourism Demand for Croatian Destinations: Long-Run Elasticity Estimates, Working Paper, pp.1-21.
26- Mountinho, L. and K.H. Huarng and H.K.(2008), Tiffany, Modeling and Forecasting Tourism Demand: The Case Study of Flows from Mainland China to Taiwan, Journal of Serv Bus, Vol.2, pp.219-232.
27- Nordstom, J. (2005), Dynamic and Stochastic Structures in Tourism Demand Modeling, Journal of Empirical Economics, No.30, pp.379-392.
28- Querfelli, C. (2008), Co-integration Analysis of Quarterly European Tourism Demand in Tunisia, Journal of Tourism Management, Vol.29, No.1, pp.127-137.
29- Song, H. and S.F. Witt (2000), Tourism Demand Modeling and Forecasting, Modern Econometrics Approaches, Oxford, UK,Pergamon.
30- Song, H. and S.F. Witt (2003), Tourism Forecasting: The General to Specific Approach, Journal of Travel Research, No.42, pp.65-74.
31- Song H. and K.F.Wong (2003), Tourism Demand Modeling: A Time Varying Parameter Approach, Journal of Travel Research, No.42, pp.57-64.
32- Syriopoulos, T.C. and M.T. Sinclair (1993), An Econometric

Study of Tourism Demand: The AIDS Model of U.S. and European Tourism in Mediterranean Countries, Journal of Applied Economics, Vol.12, No. 25, pp.1541-1552.
33- United Nation World Tourism Organization (2008), World Tourism Organization Report.
34- Zhou, T., C. Bohnman. And B. Gangnes (2007), Modeling the Supply and Demand for Tourism: A Fully Identified VECM Approach, Working Paper, No.17, pp.1-34.
35- Witt, S.F. and C.A. Martin (1987), International Tourism Demand Models: Inclusion of the Marketing Variables, Journal of Tourism Management, Vol.8, pp.33-40.

بررسی تاثیر تحولات شاخص‌های منتخب فرهنگی بر رشد اقتصادی در ایران

(الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شده ARDL)

مهدی فدائی خوراسگانی*، سمیه نیری **

دریافت: 1389/3/11 پذیرش: 1389/6/15

چکیده

در حوزه مسائل رشد و توسعه اقتصادی، تحلیلی تحولات فرهنگی جامعه از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. شاخص‌های فرهنگی می‌تواند هم به عنوان عاملی درون زا و هم عاملی برون زا از طریق تاثیر بر عوامل تولید (خصوصاً عامل انسانی) در رشد اقتصادی نقش داشته باشد. بررسی تحولات اقتصادی بدون توجه به مقوله توسعه فرهنگی امکان پذیر نیست. در ادبیات اقتصادی، امروزه سرمایه محدود به سرمایه‌های فیزیکی نیست؛ بلکه شامل سرمایه‌های انسانی، فرهنگی، اجتماعی و طبیعی نیز می‌شود. مقاله حاضر، ابتدا به تحلیل وضع موجود برخی شاخص‌های فرهنگی و روند تحولات آن در ایران پرداخته، سپس به چگونگی تاثیرگذاری این شاخص‌ها بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته است. هدف این مقاله تبیین و بررسی میزان تاثیرگذاری برخی شاخص‌های فرهنگی بر رشد و توسعه اقتصادی در ایران طی سال‌های 1387-1354 به روش الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) می‌باشد. در این راستا از شاخص هائی همچون سطح دانش و سواد، نرخ خالص ازدواج، میزان استفاده از ظرفیت سینما، مطبوعات و هنجارهای اجتماعی، که شاخص‌های منتخب تاثیر گذار فرهنگی بر عامل انسانی تولید و در نتیجه رشد اقتصادی بوده در مدل استفاده شده است. آزمون مدل طی سه مرحله انجام گردید: تحلیل پویا، تحلیل بلند مدت و آزمون تصحیح – خطا یا ECM. آزمون ثبات مدل نیز با استفاده از روش‌های CUSUM و CUSUMQ انجام

---

* عضو هیات علمی گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور (اصفهان) fadaeemahdi@gmail.com

** کارشناس ارشد برنامه‌ریزی امور فرهنگی و مدرس دانشگاه پیام نور (اصفهان)
nayeri.somayeh@yahoo.com

گردید. نتایج به‌دست آمده بیانگر رابطه مثبت و کاملاً معناداری بین شاخص‌های منتخب و رشد اقتصادی است و میزان این تاثیر در بلند مدت بیشتر از کوتاه مدت است.

کلمات کلیدی: تحولات فرهنگی، رشد اقتصادی، الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شده (ARDL)، ایران

طبقه‌بندی JEL: C15, O15, Z11, Z13

1- مقدمه

مروری بر ادبیات توسعه و فرهنگ و تعامل بین این دو پدیده حاکی از وجود دیدگاها و اندیشه‌هایی است که ادبیات مسلط بر این موضوع، بیشتر بحث از رابطه بین فرهنگ و توسعه اقتصادی است. در ایران از ابتدا با باز شدن دروازه‌های ایران بر تحولات صنعتی و تکنولوژی نوین جهانی خصوصاً نوگرایی غربی، تحولاتی در فرهنگ و ارزش‌های فرهنگی خصوصاً ارزش‌های اقتصادی پدیدار شد و این ارزش‌ها، خود منشاء تحولاتی در الگوها، رفتارها و عملکرد اقتصادی بوده است. با تمایز بین مفاهیم غرب گرایی و نوگرایی یا مدرنیزاسیون می‌توان به شناخت شاخص‌های فرهنگی و تحولات آن در طول فرایند توسعه اقتصادی پرداخت. اقتصاد ایران نیز همچون سایر کشورهای در حال توسعه، در طی مراحل توسعه دستخوش تحولات بسیاری شده است. از جمله این تحولات، تحولات فرهنگی است که خود عاملی درون زا در ایجاد زمینه‌های توسعه بوده است؛ به عبارت دیگر اقتصاددانان نهادگرا و ساختارگرا ارزش‌های فرهنگی و نهادینه کردن آنها را زمینه ساز توسعه اقتصادی می‌دانند.

به طور کلی می‌توان توسعه را فرایندی زمان بر از تجربه و نوآوری دانست که همه ابعاد و زندگی انسانی را در بر می‌گیرد و باعث ایجاد تحول در بینش، دانش، مهارت ها، اخلاق و روابط انسانی و سطح زندگی می‌شود. توسعه ابعادی دارد که شاخص‌ترین بعد آن، در توسعه اقتصادی تجلی می‌یابد. از شاخص توسعه به شاخص «کیفیت زندگی» نام برده می‌شود (موسوی جهرمی، 1385 ص8). اهمیت ضرورت بررسی شاخص‌های کیفی

زندگی، منجر به بررسی عوامل و پارامترهای موثر بر این شاخص می‌گردد. تحولات فرهنگی که نوعی تحولات کیفی در زندگی فردی و اجتماعی است، همواره به عنوان عاملی موثر بر تغییرات شاخص‌های توسعه تاثیر داشته است. شناخت عوامل و میزان تاثیرگذاری هریک از عوامل فرهنگی بر رشد اقتصادی و سیاستگزاری مناسب در آن حوزه می‌تواند آهنگ رشد و توسعه را در یک کشور را افزایش دهد. وقوع عوامل سیاسی و اجتماعی همچون انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی و ظرفیت بالقوه بالای ایجاد تحولات فرهنگی زمینه ساز تاثیرگذاری بر رفتار اقتصادی عوامل تولید در ایران بوده است. مقاله حاضر با معرفی برخی ارزش‌های فرهنگی و شاخص‌های آن به بررسی تاثیر این شاخص‌ها بر رشد اقتصادی در ایران پرداخته است.

هدف از انجام این مطالعه شناخت برخی شاخص‌های فرهنگی و شاخص رشد اقتصادی و چگونگی مبادله بین شاخص‌های فرهنگی و شاخص رشد اقتصادی در اقتصاد ایران است. اهداف ویژه این تحقیق عبارتند از:

- شناسایی برخی شاخص‌های فرهنگی در ایران
- چگونگی تاثیرگذاری شاخص‌های فرهنگی مورد بررسی بر رشد اقتصادی

روش انجام تحقیق روش تحلیل محتوا به شیوه کتابخانه‌ای است. بیان شاخص کیفی به صورت کمی همواره تحلیل را دچار محدودیتهایی می‌کند که در این تحقیق نیز قابل لحاظ است. فرضیه‌های تحقیق عبارتند از:

1- تحولات فرهنگی تاثیر همسو با رشد اقتصادی در ایران دارد.

2- در بلند مدت تحولات فرهنگی تاثیر بیشتری بر رشد اقتصادی دارند.

2- ادبیات تحقیق

توسعه را باید جریانی چند بعدی دانست که مستلزم تغییرات اساسی در ساخت اجتماعی، طرز تلقی عامه مردم و نهادهای ملی و نیز تسریع رشد اقتصادی، کاهش نابرابری و ریشه کن کردن فقر مطلق است. توسعه در اصل باید نشان دهد که مجموعه نظام اجتماعی،

هماهنگ با نیازهای متنوع اساسی و خواسته‌های افراد و گروه‌های اجتماعی در داخل نظام، از حالت نامطلوب زندگی گذشته خارج شده و به سوی وضع یا حالتی از زندگی که از نظر مادی معنوی بهتر است، سوق می‌یابد(تودارو، 1378 ص23). توسعه علاوه بر بهبود میزان تولید و درآمد، شامل دگرگونی اساسی در ساخت‌های نهادی، اجتماعی اداری و همچنین ایستارها و وجه نظرهای مردم است (ازکیا، 1384 ص186). توسعه در معنای جامع آن، مشتمل بر فرایند پیچیده‌ای است که رشد کمی و کیفی تولیدات و خدمات و تحول کیفیت زندگی و بافت اجتماعی جامعه و تعدیل درآمد و زدودن فقر و محرومیت و بیکاری و تامین رفاه همگانی و رشد علمی و تکنولوژی درون زا در یک جامعه معین را دربر می‌گیرد؛ و الگوی توسعه درون زا بر خلاف الگوی توسعه برون زا الگویی است که منشاء و جهت گیری داخلی دارد. در این الگو منابع داخلی و شرایط تاریخی، اجتماعی، اقتصادی، سیاسی و فرهنگی جامعه خودی مورد توجه قرار می‌گیرد و بر این واقعیت تاکید دارد که چگونه شرایط اقتصادی، اجتماعی و سیاسی جامعه را تغییر دهد که عوامل بازار بتوانند با فعالیت خود نیازهای داخلی جامعه را تامین کنند.

توسعه اقتصادی از مفاهیمی است که اغلب با مفهوم رشد اقتصادی یکی شمرده می‌شود، در حالی که بین این دو مفهوم تفاوت‌های قابل ملاحظه‌ای وجود دارد. رشد اقتصادی دربرگیرنده شاخص‌های کمی اقتصادی است. لکن توسعه اقتصادی متضمن فرآیندهای پیچیده‌تری است، به گونه‌ای که این مفهوم به مفاهیمی چون تغییر و تحولات اقتصادی نزدیک‌تر است تا مفهوم رشد اقصادی. توسعه اقتصادی فرآیندی است که طی آن شالوده‌های اقتصادی و اجتماعی جامعه دگرگون می‌شود به طوری که حاصل چنین دگرگونی و تحولی در درجه اول کاهش نابرابری‌های اقتصادی و تغییراتی در زمینه‌های تولیدی، توزیع و الگوهای مصرف جامعه خواهد بود.

مفهوم توسعه فرهنگی از اوایل دهه 1980 از طرف یونسکو، در مباحث توسعه مطرح شده و منظور از توسعه فرهنگی دگرگونی است که از طریق تراکم برگشت‌ناپذیر عناصر

فرهنگی (تمدن) در یک جامعه معین صورت می‌گیرد و بر اثر آن، جامعه کنترل موثری را بر محیط طبیعی و اجتماعی اعمال می‌کند. در این تراکم برگشت‌ناپذیر، معارف، فنون، دانش و تکنیک به عناصری که از پیش وجود داشته و از آن مشتق شده، افزوده م شود. امروزه به جز سرمایه‌های فیزیکی، سرمایه‌های فرهنگی و اجتماعی نیز از طریق تغییر در کیفیت نیروی انسانی بر رشد و توسعه اقتصادی تاثیر دارند (یاوری و سعادت، 1381ص32). با توجه به گستره مفهوم فرهنگ و شاخص‌های کمی و کیفی این مقوله، بیان گزیده‌ای از شاخص‌ها بیانگر کل مفهوم فرهنگ و توسعه فرهنگی نیست. بر این اساس در این مقاله برخی از شاخص‌های توسعه فرهنگی که بر اساس ادبیات موجود تأثیرگذاری بیشتری بر رشد اقتصادی داشته است، انتخاب و با استفاده از مدل کاربردی میزان تأثیرگذاری هر یک از آنها را بر رشد اقتصادی بررسی می‌کنیم.

موسایی(1373) مهمترین عوامل فرهنگی مؤثر بر توسعه اقتصادی را بدین شرح ذکر کرده است:1- نگرش مطلوب و معقول نسبت به دنیا 2- نگرش و برخورد علمی با مسائل و اهمیت به نقش عقل 3- اعتقاد به آزادی اندیشه 4- برابری انسان‌ها 5- نظم پذیری جمعی 6- عدم تعارض فرهنگی 7- اعتقاد به توسعه. محقق عناصر فرهنگی تأثیرگذار بر توسعه از دیدگاه اسلام را نیز شامل مواردی همچون فرهنگ کار، حرمت اسراف، پیوستگی مادیت و معنویت، دعوت به زیبایی و آراستگی، مذمت فقر، دعوت به تعقل و دیگر عوامل فرهنگی بیان گرده است. بگلریان (1375) به مقوله تمدن و عناصر و ویژگی‌های آن از جمله فرهنگ و اقتصاد پرداخته؛ و با مروری بر ادبیات اقتصادی و تاریخی درباره علل رشد و توسعه و عقب‌ماندگی در ایران در دوره مورد بررسی شرایط سیاسی، اجتماعی و اقتصادی جغرافیایی ایران را در دوران اسلامی مورد تحلیل قرار داده است. اوضاع اجتماعی اقتصادی و سیاسی ایران در دوران بعد از اسلام تا قرن نهم هجری تأثیر گذار بر فرهنگ و تمدن ایرانیان بوده است. قمری (1379) با رویکرد فرهنگی به تحلیل واژه‌های غرب گرایی و نوگرایی پرداخته و به بررسی عوامل غیر اقتصادی به ویژه ارزش‌ها و

فرهنگ که تأثیر گذار در توسعه اقتصادی بوده‌اند پرداخته و سوابق تاریخی نیز در این رابطه استناد نموده است. نتایج مطالعات وی نشان داده است که بر اساس دیدگاه‌های اقتصاد دانان نهادگرا و ساختارگرا، ارزش‌های فرهنگی و نهادینه کردن ارزش‌های متعالی فرهنگی زمینه ساز توسعه اقتصادی بوده است. ایزانلو و مهنازی (1381) درمقاله خود به بررسی تأثیر متغیرهای فرهنگی بر روی اصلاحات اقتصادی پرداخته است و نقش عوامل فرهنگی که می‌توانسته درتوسعه یافتگی یا عدم توسعه یافتگی موثر باشد را مورد شناسایی قرار داده است. از دیدگاه محقق، درحوزه فرهنگ مهمترین اجزاء عقل گرائی ومذهب با رویکرد جامعه شناختی و تاریخی، توانسته است بر توسعه تأثیر گذار باشد. نتایج این تحقیق نشان داده که پویایی فرهنگی مثل نهضت کالونیسم در اروپا در توسعه یافتگی جوامع توانسته نقشی بسیار مهم ایفا کند.

«تحولات اقتصادی و بودیسم در آسیا» تحقیقی است که دنیلز[1] در سال 1998 در کشورهای آسیایی انجام داده است. وی با بیان دیدگاه‌های موافق و مخالف تأثیرگذاری بودیسم بر توسعه اقتصادی، و تفکیک عقاید مذهبی بودیسم، تائو و هندو به بررسی ساختار وضعیت اقتصادی و شاخص‌هایی همچون توسعه انسانی (HDI) تولید ناخالص داخلی سرانه، هزینه‌های دولت، توزیع درآمد، نسبت پس انداز و سرمایه گذاری، تراز پرداخت‌ها و سطح آموزشی و سود پرداخته و با یک مقایسه تطبیقی به میزان تأثیرگذاری بودیسم تحولات اقتصادی پرداخته است. گریفین[2] (1999) در تحقیقی توصیفی به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و فرهنگ در کشورهای مسلمان پرداخت. وی به رابطه بین رشد و توسعه پرداخته و سپس نابرابری‌های ناشی از رشد و توسعه و چگونگی تأثیر پذیری آن از فرهنگ جامعه را درکشورهای مسلمان تحلیل کرده است. تامسون[3] (2001) در مقاله‌ای تحت عنوان

1- Peter L.Daniels (1998)

2- Keith Griffin (1999)

3- Herb Thomson (2001)

«فرهنگ و توسعه اقتصادی» رابطه بین نوگرایی و جهانی شدن را تحلیل و ارزیابی کرده است. به عقیده وی رابطه بین فرهنگ و توسعه اقتصادی بسیار پیچیده بوده و مدرنیته که زیر بنای آن تحولات فرهنگی در ارزش‌ها و سنت‌های جوامع مختلف است، در اروپا در راستای جهانی شدن اتفاق افتاده است. عواملی همچون مهاجرت‌های انبوه، مبادلات بین فرهنگی و رفاه همگی از نظر اقتصادی، فرهنگی و سیاسی از عوامل اصلی تحولات در 50 ساله گذشته بوده‌اند. نتایج مطالعات وی نشان داده است که در اروپا جهانی شدن و مدرنیزاسیون یا نو گرایی به طور کاملاً پیچیده‌ای به یکدیگر ارتباط داشته‌اند و درمطالعات تاریخی توسعه اقتصادی این کشورها این مقوله نیز باید در نظر گرفته شود. فردرکینگ[1] (2001) در مطالعه‌ای با عنوان «آیا بین فرهنگ و توسعه اقتصادی رابطه درون زا وجود دارد؟» به تحلیل میزان تأثیر پذیری توسعه اقتصادی از فرهنگ آن جامعه پرداخته است و در این راستا دو دیدگاه را مورد بررسی قرار داده است: درون زایی و برون زایی. در حالت اول انتظارات جامعه در شکل‌گیری فرهنگ جامعه و درنتیجه استراتژی برابری‌های اجتماعی و اقتصادی تأثیرگذار بوده است و در حالت دوم هنجارهای اجتماعی و نمادها[2] به طور مستقل از فعالیت‌های اقتصادی در جامعه شکل گرفته است. شانگ[3] (2005) در رساله دکترای خود با عنوان «فرهنگ اجتماعی در نظام مالی در چین» به مطالعه رابطه بین این دو مقوله از نگاه جامعه شناسی اقتصادی در کشور چین پرداخته است. وی در نتایج تحقیق خود اشاره می‌کند که جهت ایجاد یک حکومت توسعه یافته باید یک هارمونی اجتماعی ایجاد کرد که ریشه در فرهنگ اجتماعی مردم دارد. شرما [4](2007) در تحلیلی به بررسی

---

1 - Lauretta Conklin Frederking (2001)

2 - Social Norms and Symbols

3- Tsang-Jung Chung (2005)

4 - Kish Sharma (2007)

کتاب فیلیپس[1] تحت عنوان «فرهنگ اجتماعی و توسعه اقتصادی مبتنی بر تکنولوژی »که در سال 2006 توسط انتشارات مک میلان درنیویورک به چاپ رسیده است پرداخته و به نکات مهم و کلیدی تاثیر گذار بر رشد اقتصادی ازجمله فرهنگ اجتماعی از دیدگاه فیلیپس اشاره نموده است. براساس دیدگاه محقق، نویسنده کتاب به تحلیل عوامل تکنولوژ یک موثر بر توسعه اقتصادی پرداخته است و عوامل فرهنگی در اجتماع را تأثیر گذار بر پذیرش و چگونگی استفاده از تکنولوژی دانسته است.

مقاله حاضر به بررسی و تبیین برخی شاخص هائی پرداخته که مبتنی بر ادبیات علمی بیانگر تحولات فرهنگی بوده و تاثیر این تحولات را بر رشد اقتصادی طی دوره سال‌های 1354-1387 بر اساس روش الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شده (ARDL)، که درهیچ یک از مطالعات دیگر انجام نشده، مورد بررسی قرار داده است.

3- مدل کاربردی تحقیق

در این مطالعه از تابع تولید کاب داگلاس[2] استفاده شده است که برای تحلیل نیروی کار، سرمایه فیزیکی و سرمایه فرهنگی استفاده می‌شود. این مدل به صورت زیر بیان می‌شود (تین شون لین[3]،2004ص357).

$$Y_t = AK_t^a L_t^b F_t^d \qquad (1)$$

که Y_t درآمد واقعی، K سرمایه فیزیکی، L نیروی کار خام، F عامل کیفی سرمایه فرهنگی، A عامل برون زای تکنولوژی یا دانش فنی و δ,β,α به ترتیب سهم سرمایه فیزیکی، سهم نیروی کار و سهم سرمایه فرهنگی در مسیر تولید طی دوره t هستند. با گرفتن لگاریتم از طرفین رابطه فوق می‌توان این تابع تولید را به صورت خطی نوشت:

---

1 - Fred Phillips (2006)

2 - Cobb-Douglas Model

3 - Tin-Chun Lin (2004)

$$Lny_t = LnA + a\,LnK_t + bLnL_t + dLnF_t \qquad (2)$$

مبتنی بر تحلیل مبانی تئوری ارائه شده و شبیه سازی این مدل در مورد ایران، سرمایه فرهنگی را به چند عامل دیگر تفکیک کرده و عوامل مؤثر دیگر در رشد و توسعه اقتصادی همچون عامل مجازی دوران هشت سال دفاع مقدس D_t را نیز، مدل اضافه می‌کنیم. عمده عواملی که در تشکیل سرمایه فرهنگی تأثیر دارند عبارتند از:

1- سطح تحصیلات (که در این تحقیق سطح تحصیلات دانشگاهی به عنوان عاملی تأثیر گذار کیفی لحاظ شده است) و آن را با (H) نشان می‌دهیم.

2- سینما ابزاری فرهنگ ساز است و میزان استفاده از ظرفیت سینما به عنوان عامل تأثیر گذار بر سطح فرهنگ جامعه است. میزان استفاده از ظرفیت سینماها تحت عنوان شاخص سینما مد نظر قرار می‌گیرد(CI).

3- تعداد نشریات و مطبوعات منتشر شده به ازای هر یک میلیون نفر (M) از دیگر شاخص‌های فرهنگی مؤثر، تأثیر گذار بر سطح رشد و توسعه اقتصادی است.

4- هنجارهای اجتماعی (N) که بیانگر روابط سالم، کنش و واکنش درست اجتماعی بین افراد، گروه ها، سازمان‌ها و دولت است. جهت محاسبه و لحاظ این شاخص ابتدا تعداد پرونده قضائی به ازای هر هزار نفر استخراج کرده و عدد حاصل را معکوس کرده تا نسبت رشد هنجارهای اجتماعی به دست آید.

5- نسبت ازدواج به طلاق (G): این شاخص بیانگر میزان تمایل و ثبات افراد تشکیل خانواده است. هر چه نسبت مذکور بالاتر باشد این عامل سرمایه فرهنگی به عامل سرمایه اجتماعی تبدیل شده و باعث ایجاد انگیزه‌ای و رشد و توسعه اقتصادی بیشتری می‌گردد.

با توجه به آنچه تاکنون بیان شد و نیز رابطه معرفی شده مدل مذکور می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$y_t = f(K_t, L_t, H_t, B_t, CI_t, M_t, G_t, N_t, D_t) \qquad (3)$$

مدل مزبور براساس شکل لگاریتمی برخی از متغیرها به شرح ذیل خواهد بود:

(4)

$$Lny_t = LnA + a\,LnK_t + bLnL_t + dLnH_t + f\,LnCI_t + gLnM_t + VLnG_t + wLnN_t + hP_t + qDI_t + DD2_t + e_t$$

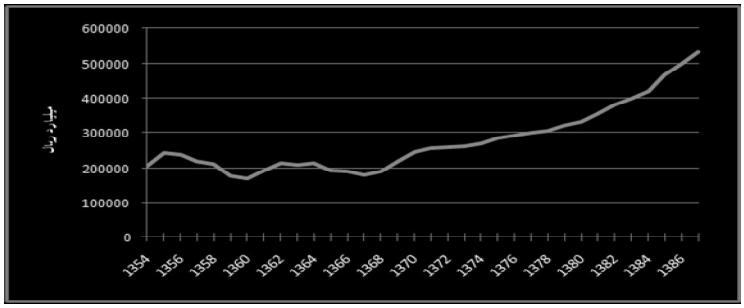
4- داده‌های مدل

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق مربوط به شاخص‌های اشاره شده طی سال‌های 1354-1384 می‌باشد که عمدتاً از اسناد و مدارک منتشره مرکز آمار ایران، وزارت علوم و تحقیقات و فناوری و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است. علت انتخاب دوره مذکور آغاز روند تحولات فرهنگی در سال‌های آغازین انقلاب و همچنین محدودیت آمارهای فرهنگی منتشر شده در دوره مذکور بوده است. روند تحول متغیرهای مورد بررسی به شرح ذیل است:

4-1- تولید ناخالص داخلی(Y)

تولید ناخالص داخلی (GDP)عبارت است از مجموع ارزش ریالی کالاها و خدمات نهائی تولید شده در یک کشور طی یکسال. این شاخص بر مبنای سال پایه 1376 و با مقیاس میلیارد ریال بیان شده است. روند رو به رشد این شاخص طی دو دهه اخیر حاکی از وجود رشد و توسعه اقتصادی در کشور بوده است.

نمودار شماره 1- تولید ناخالص داخلی ایران به قیمت پایه طی سال‌های 1387-1354

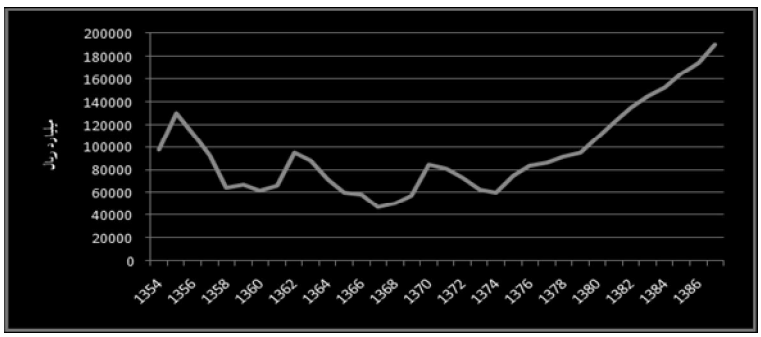


منبع: سالنامه آماری ایران سال‌های مختلف

4-2- تشکیل سرمایه ثابت (K)

از عوامل موثر در تولید سرمایه فیزیکی است. سرمایه فیزیکی با استفاده از شاخص موجودی سرمایه (K) که از طریق فرمول $K_t = K_0 + \sum_{i=1}^{t} (I_G - D_E)^i$ محاسبه می‌شود؛ به نحوی که k_t ارزش خالص موجودی سرمایه در سال t، K_0 ارزش موجودی سرمایه اولیه در ابتدای دوره، I_G ارزش سرمایه‌گذاری ناخالص در دورهٔ t، D_E نیز ارزش میزان استهلاک در دورهٔ t می‌باشد. علی‌رغم این‌که در نظر بود سرمایه را در دو بخش دولتی و خصوصی وارد مدل نماییم ولی به دلیل عدم وجود اطلاعات و آمار تفکیک شده چنین تقسیم‌بندی امکان‌پذیر نگردید. این نمودار روند تغییرات تشکیل سرمایه ثابت را بر مبنای سال پایه 1376 نشان می‌دهد. طی برنامه‌های پنج ساله دوم و سوم پس از انقلاب، شاخص مذکور رشد چشمگیری داشته است.

نمودار شماره 2- تشکیل سرمایه ثابت (سال پایه 1376) طی سال‌های 1387-1354



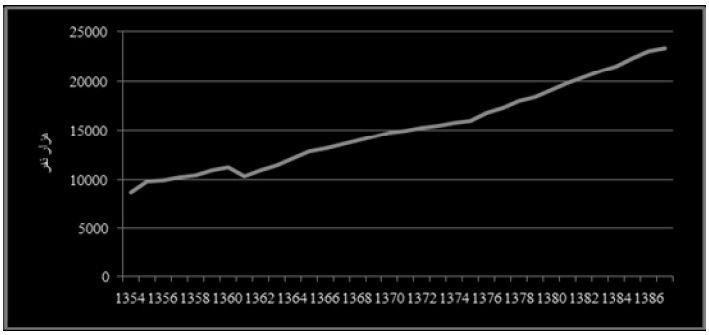
منبع: سالنامه آماری ایران سال‌های مختلف

4-3- نیروی کار شاغل(L)

با توجه به رشد جمعیت در ایران، و گسترش سرمایه‌های ثابت، شرایط رشد نیروی کار شاغل بهبود یافته و نیروی کار شاغل در بخش‌های مختلف افزایش یافته است. نمودار ذیل روند تغییرات را طی سال‌های مورد بررسی نشان می‌دهد. نیروی کار با استفاده از شاخص

نیروی کار فعال شاغل یعنی بخشی از جمعیت که اعضای آن در سن کار قرار داشته (10 تا 65 سالگی) و مشغول به کار هستند نشان داده شده است.

نمودار شماره 3- روند رشد نیروی کار شاغل در ایران طی سال‌های 1387-1354

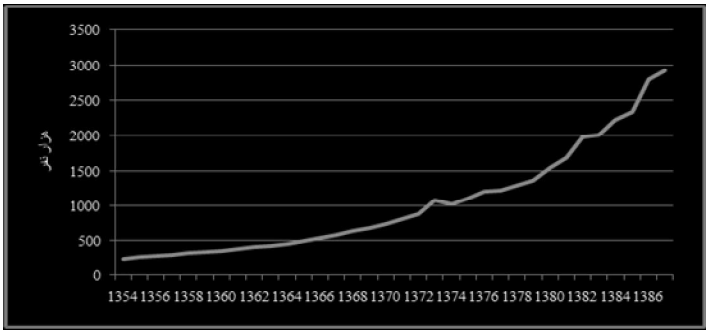


منبع: سالنامه آماری ایران سال‌های مختلف

4-4-سرمایه انسانی(H)

برای سرمایه انسانی از شاخص فارغ‌التحصیلان دانشگاهی شاغل (H) استفاده می‌شود؛ چرا که اعتقاد داریم افراد دارای تحصیلات دانشگاهی برای تعریف سرمایه انسانی می‌تواند یک متغیر حقیقی باشد و از سوی دیگر در نظر گرفتن قید اشتغال برای آنها، اثرات واقعی‌تری از این متغیر بر تولید به‌دست می‌دهد. با توجه به آمار این شاخص دو نکته قابل توجه است. اول این‌که سالیانه حدود 250 هزار نفر بر فارغ‌التحصیلان دانشگاهی افزوده شده و لذا به نظر می‌رسد که نسبت فارغ‌التحصیلان دانشگاهی به جمعیت فعال افزایش یابد. دوم این‌که از سال 1373 به بعد به مرور فاصلهٔ بین فارغ‌التحصیلان دانشگاهی و فارغ‌التحصیلان دانشگاهی شاغل افزایش یافته که این نشان از افزایش بیکاری قشر تحصیل کرده است. بهبود وضعیت تکنولوژی، گسترش آموزش عالی و ایجاد بستر و زمینه ادامه در مقطع عالی، زمینه رشد فارغ التحصیلان را فراهم کرده و باعث رشد شاغلین با تحصیلات عالی گردیده است. نمودار زیر روند رشد متغیر مذکور را طی دوره مورد بررسی نشان می‌دهد.

نمودار شماره 4- روند نیروی کار شاغل با تحصیلات اموزش عالی در ایران طی سال‌های 1387-1354

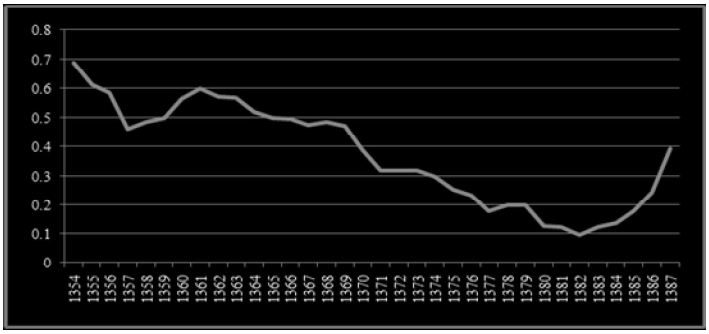


منبع: سالنامه آماری ایران سال‌های مختلف

4-5- شاخص سینما (CI)

صنعت سینما از ابزارهای اصلی فرهنگ ساز در یک جامعه است و فضای سینما با ایجاد شرایطی ویژه برای مخاطب و تلقین ایده‌ای خاص نقش اساسی در تغییر نگرش جامعه و افکار عمومی دارد. میزان استفاده از ظرفیت سینما به عنوان یکی از شاخص‌های توسعه فرهنگی در جامعه است؛ که در اینجا تحت عنوان شاخص سینما عنوان شده است. براساس آمار متاسفانه طی سه دهه گذشته درصد استفاده از ظرفیت سینماها به شدت روبه کاهش بوده واین صنعت فرهنگی نتوانسته است آنگونه که شایسته است در راستای تحقق اهداف فرهنگی گام بردارد. کاهش استفاده ظرفیت سینماها از 50 درصد سال 1365 به 12درصد در سال 1383نشانگر عدم جذابیت سینما برای مخاطبین خود بوده است. البته وجود ماهواره‌ها، تلویزیون و اینترنت به عنوان کالاها و خدمات جانشین نقش بسیار زیادی در این روند داشته و از اثر بخشی این صنعت و ابزار فرهنگی کاسته است.

نمودار شماره 5- میزان استفاده از ظرفیت سینماها در ایران طی سال‌های 1387-1354

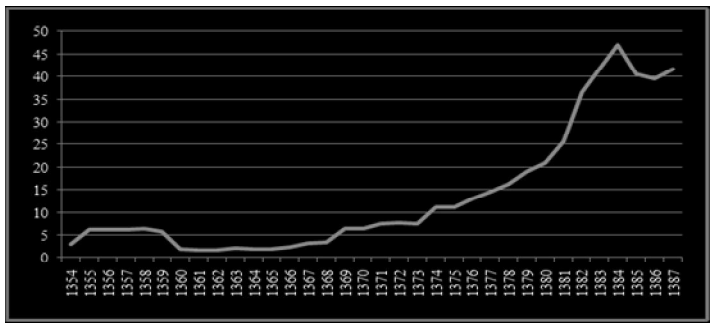


منبع: تحولات اقتصادی اجتماعی کشور از نگاه آمار و محاسبات محقق

4-6-شاخص مطبوعات (M)

در این شاخص نسبت تعداد مطبوعات منتشر شده به ازای هر یک میلیون نفر محاسبه گردیده است. آمار نشان می‌دهد در طی سال های61-68 یعنی دوران دفاع مقدس این نسبت به کمترین سطح خود رسیده است. روند صعودی و رو به رشد این شاخص حاکی از تحولی در این مقومه فرهنگی است که طی سال‌های اخیر در مقایسه با دو دهه گذشته وضعیت مطلوبتری یافته است. مطبوعات می‌توانند به عنوان ابزاری در جهت تقویت یا تضعیف افکار عمومی عمل نمایند که خود باعث تغییر و تحول در سرمایه اجتماعی در هر سه سطح خرد میانی و کلان خواهد بود. موضوعاتی همچون برنامه های توسعه میان مدت، مشارکت اجتماعی و سیاسی مردم در انتخابات، انرژی صلح آمیز هسته‌ای از جمله مهمترین اهدافی بوده که مطبوعات در تحقق آن نقش قابل توجهی داشته‌اند.

نمودار شماره 6- تعداد مطبوعات منتشر شده به ازای هر یک میلیون نفر در ایران طی سال‌های 1354-1387

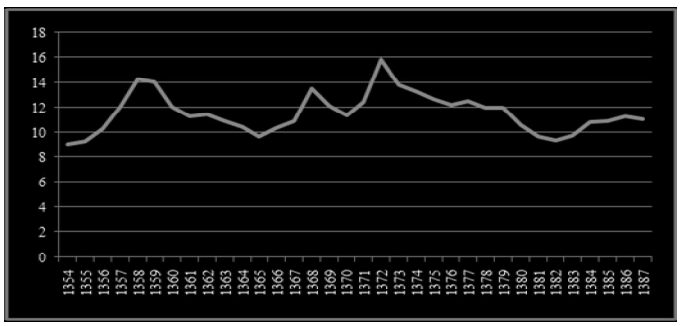


منبع: تحولات اقتصادی اجتماعی کشور از نگاه آمار و محاسبات محقق

4-7-شاخص خالص ازدواج(G)

ازدواج عاملی مهم در تشکیل سرمایه فرهنگی جامعه است. تشکیل خانواده و ایجاد انسجام سالم در روابط انسانی بین زن و مرد باعث ایجاد زمینه سریع و وسیع در فعالیت هدفمند اقتصادی شده و به دنبال آن تأثیر بر رشد و توسعه اقتصادی دارد. در مقابل طلاق به عنوان منفورترین حلال‌ها نزد اسلام باعث ایجاد جدایی و ایجاد وقفه و سلب انگیزه‌های مورد اشاره در مسیر مزبور می‌گردد. نسبت آمار ازدواج به طلاق به عنوان شاخصی جهت میزان تشکیل سرمایه فرهنگی است. نمودار ذیل روند تحول و تشکیل این سرمایه را طی دوره مورد بررسی نشان می‌دهد.

نمودار شماره 7- نسبت آمار ازدواج به طلاق در ایران طی سال‌های 1354-1387

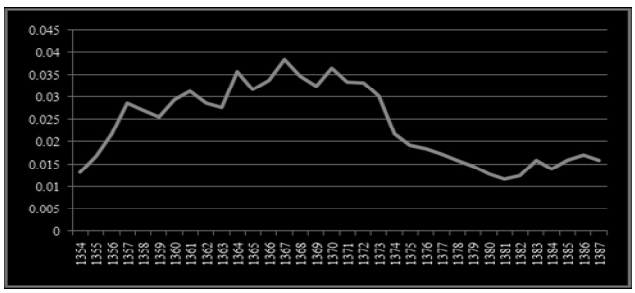


منبع: تحولات اقتصادی اجتماعی کشور از نگاه آمار و محاسبات محقق

4-8- شاخص هنجارهای اجتماعی (N)

آنچه به عنوان هنجار اجتماعی تعبیر و تفسیرمی شود بیانگر روابط سالم کنش و واکنش درست اجتماعی بین افراد، گروه ها، سازمان‌ها و دولت است. یکی از روش‌های بررسی ناهنجاری‌های اجتماعی بررسی روند آمار پرونده‌های قضایی مربوط به ناهنجاری‌ها است. نمودار ذیل معکوس روند پرونده‌های بررسی شده (مختومه) در دادگاه‌های عمومی طی سال‌های 87-54 را نشان می‌دهد، معکوس ناهنجاری‌های موجود شاخصی جهت اندازه گیری هنجارها به عنوان سرمایه فرهنگی است. سرفصل‌های این ناهنجاری‌ها عبارتند از 1-قتل عمد 2- قتل غیر عمد 3- ایراد ضرب و جرح 4- تخریب 5- اعمال منافی عفت 6- اختلاس ارتشا و جعل 7- سرقت 8- تصرف عدوانی و مزاحمت 9- صدور چک بلامحل 10- شرب خمر 11- رانندگی بدون گواهی نامه 12- تخلفات راهنمایی و رانندگی 13- جرائم اطفال 14- ازدواج 15- طلاق 16- و سایر. در سال 1383بیشترین سهم در ناهنجاری‌های اجتماعی به (استثناء سایر) از نظر تعداد پرونده به ترتیب مربوط به ایراد ضرب و جرح، صدور چک بلا محل اختلاس ارتشاء و جعل بوده است. باورهای دینی و مذهبی و فرهنگ کار و تولید، نقش به سزایی در کاهش ناهنجاری‌های اجتماعی دارد. به طوری که در دوران 8 سال دفاع مقدس و اوائل دوران انقلاب اسلامی، بیشترین نسبت هنجارهای اجتماعی (در مقابل ناهنجاری ها) مشاهده می گردد.

نمودار شماره 8- وضعیت هنجارهای اجتماعی در ایران طی سال‌های 1387-1354



منبع: تحولات اقتصادی اجتماعی کشور از نگاه آمار و محاسبات محقق

5- نتایج شبیه‌سازی مدل

با توجه به متغیرهای معرفی شده در قسمت قبل و استفاده از کمیت لگاریتمی آنها به جز (DUM) تصریح مدل به صورت زیر خواهد بود:

(5)

$$Lny_t = LnA + a\,LnK_t + bLnL_t + dLnH_t + f\,LnCI_t + gLnM_t + VLnG_t + wLnN_t + qD_t + e_t$$

به دلیل تعداد زیاد متغیرهای توضیحی و کم بودن جمع مشاهدات نسبت به تعداد متغیرها (دوره 1387-1354) استفاده از روش جوهانس و مدل خود توضیح برداری (VAR) نتایج مطلوبی ارائه نمی‌کنند و برای رفع اشکال مزبور آزمون تجربی مورد استفاده از مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده یا (ARDL) استفاده گردید:

(6)

$$\Delta LnY_t = LnA + \sum_{i=1}^{n_1} b_i \Delta LnK_{t-1} + \sum_{i=0}^{n_2} c_i \Delta L_{t-1} + \sum_{i=0}^{n_3} d_i \Delta H_{t-1} + \sum_{i=0}^{n_4} e_i \Delta CI_{t-1} + \sum_{i=0}^{n_4} f_i \Delta M_{t-1} + \sum_{i=0}^{n_4} g_i \Delta G_{t-1} + \sum_{i=0}^{n_4} h_i \Delta N_{t-1}$$

$$+\delta_1 LnK_{t-1} + \delta_2 LnL_{t-1} + \delta_3 LnCI_{t-1} + \delta_4 LnM_{t-1} + \delta_4 LnG_{t-1} + \delta_4 LnN_{t-1} + \varepsilon_t$$

روش تصریح و دستیابی به مدل مطلوب روش مرحله‌ای خواهد بود، بدین معنی که مدل اولیه شامل و دربرگیرنده همه متغیرهای توضیحی خواهد بود که براساس مبانی نظری به دست آمده است. در مراحل بعدی به صورت مرحله به مرحله هر یک از متغیرهایی را که از نظر علامت و یا از نظر معنا داری یا مبانی نظری مغایرت داشته‌اند را از مدل حذف و نهایتاً بهترین مدل به دست خواهد آمد.

تجزیه و تحلیل از روش ARDL، مبتنی بر تفسیر سه معادله پویا[1]، بلندمدت[2] و تصحیح خطا[3] می‌باشد. نتایج حاصل از تخمین معادلهٔ پویا- معادله‌ای که در آن متغیر وابسته به

---

1 - Dynamic
2 - Long-run
3 - Error-Correction

شکل با وقفه سمت راست معادله ظاهر می‌شود- در جدول شماره 1 خلاصه شده است. برای انتخاب وقفه بهینه می‌توان از معیارهای آکائیک، شوارز بیزین، حنان کوئین و ضریب تعیین تعدیل شده استفاده کرد که در این مطالعه برای جلوگیری از کاهش درجه آزادی از معیار شوارز بیزین استفاده شده است.

جدول1: نتایج معادله پویای ARDL(1,0,0,1,1,0,0,0) (متغیر وابسته = رشد اقتصادی LnY)

Regressor	Coefficient	Ratio-T
LnY(-1)	0.44004	3.8
LnK	0.29066	5.3
LnL	0.60237	-2.09
H	0.34027	1.19
H(-1)	0.4505E-4	0.312
M	0.4569E-3	2.95
M(-1)	-0.3634E-3	-0.069
G	-0.0011960	-2.69
G(-1)	0.0085007	-0.159
CI	0.05677	1.161
N	1.2423	1.47
D	-0.0912	-1.39
C	5.8366	-4.28
R-Squared .98910	Serial Correlation 2.3284	
Schwarz Bayesian Criterion 43.2395	Ramsey's RESET 5.7404	

منبع: محاسبات محقق

پس از تخمین معادله پویا باید با انجام آزمونی از وجود رابطه بلندمدت اطمینان حاصل کرد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرائب با وقفهٔ متغیر وابسته کم شده و بر مجموع انحراف معیار ضرائب مذکور تقسیم شود:

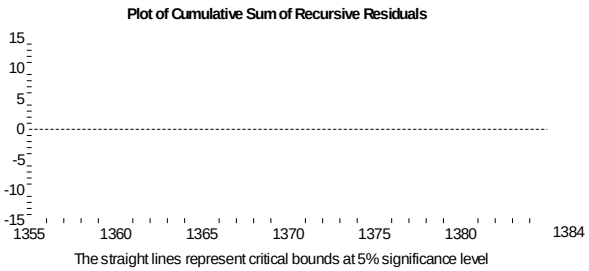
(7)

$$(t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} SE\alpha_i})$$

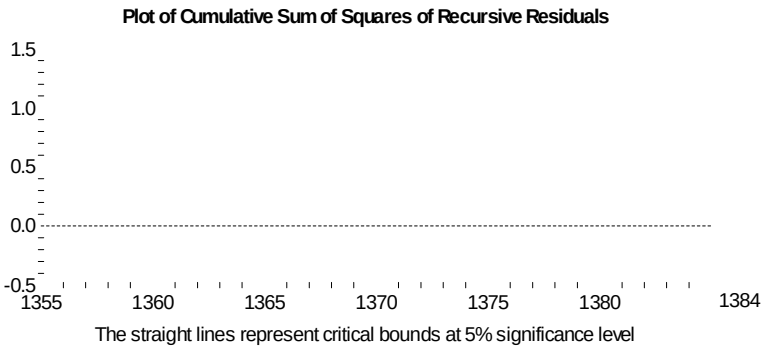
اگر قدر مطلق t به‌دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی(Banerjee)، دولادو(Dolado) و مستر(Mestre) (1992)بزرگتر باشد، فرضیه صفر را رد کرده و وجود یک رابطه بلندمدت را می‌پذیریم. با انجام این آزمون t محاسباتی برابر با مقدار 836/4 به‌دست می‌آید، که چون از نظر قدر مطلق از t متناظر با جدول بنرجی، دولادو و مستر یعنی 3/44- بیشتر است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد و وجود آن پذیرفته می‌شود. آزمون ضریب لاگرانژLM نیز در سطح معنا داری 90% معنادار بوده (2/55) و نشان دهنده عدم وجود همبستگی سریالی بین پسماندها است. معناداری آزمون رمزی نیز در همان سطح معناداری تصریح خوب مدل را تبیین می‌کند.

قبل از ادامه بحث در خصوص روابط بلند مدت می‌توان میزان ثبات مدل را با استفاده از معیارهای براون، دوربین و ایوانز(1975) بررسی نمود. نمودارهای ذیل بیانگر آزمون‌های مجموع انباشت پسماندهای عطفی CUSUM و مجموع مربعات انباشت پسماندهای عطفی CUSUMQ است. نتایج نشان می‌دهد نه تنها درمدل رشد مورد بررسی، متغیرهای تصریح شده در مدل هم انباشته است بلکه روابط تخمین، باثبات نیز هستند. البته دوران پس از جنگ و آغاز باز سازی امور زیربنایی کشور و نیز نرخ تورم شدید طی سال‌های 1375-1372 ثبات مدل را تحت تاثیر قرار داده است که اعمال متغیر مجازی در دوران مذکور این نظر قابل تبیین است.

نمودار 9- مجموع انباشت پسماندهای عطفی CUSUM در مورد ثبات مدل



نمودار 10- مجموع مربعات انباشت پسماندهای عطفی CUSUMQ در مورد ثبات مدل



پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت می‌توان، روابط بلندمدت را تفسیر نمود. نتایج حاصل از این رابطه بلندمدت در جدول شماره 2 ارائه شده است. نتایج رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که از بین شاخص‌های فرهنگی شاخص‌های آموزش عالی، نسبت ازدواج به طلاق و شاخص هنجارهای اجتماعی به ترتیب بیشترین تأثیر در تحقق رشد و توسعه را پس از سرمایه‌گذاری فیزیکی و نیروی کار داشته است.

جدول 2- نتایج تخمین بلند مدت ضرایب معادله با روش ARDL(1,0,1,1,1,1,0,0)
(متغیر وابسته = رشد اقتصادی LnY)

Regressor	Coefficient	Ratio-T
LnK	0.51	4.83
LnL	-0.47	-1.05
H	0.89	2.6
M	-0.024	-2.74
G	0.013	1.18
CI	0.101	1.32
N	2.21	0.66
P	-0.25	-1.21
D	-0.16	-3.22
C	10.42	2.41

منبع: محاسبات محقق

در ادامه برای بررسی این‌که تعدیل عدم تعادلهای کوتاه مدت در تولید به سمت تعادل بلندمدت به چه صورت انجام می‌پذیرد، از مدل تصحیح – خطا (ECM) استفاده شده است. ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه مدت تولید جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد و به عبارتی چند دوره طول می‌کشد تا تولید به روند بلندمدت خویش باز گردد. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح - خطا در جدول 3 ارائه شده است. ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل، 0/559 به‌دست آمده است. یعنی در هر دوره 56 درصد از عدم تعادل در تولید تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

جدول 3- نتایج تخمین معادله تصحیح – خطا (متغیر وابسته ΔLnY)

Regressor	Coefficient	Ratio-T
ΔLnK	0.29	5.37
ΔLnL	-0.602	-2.09
ΔH	0.45	0.31
ΔM	-0.36	-0.69
ΔG	-0.001	-0.159
ΔCI	0.056	1.47
ΔN	1.24	0.70
ΔP	-0.12	-1.37
ΔD	5.83	2.35
ECM(-1)	.-559	-4.83
ECM =LNY.- 44628*LNK . +40135*LNL .-8293E-3*H .+020825*M .-0087838*G .-065229*CI- 1.0614*N .+091945*P. + 11880*D- 10.6407*C		

منبع: محاسبات محقق

6- جمع بندی و نتیجه گیری

تحقیق حاضر به بررسی روابط بین شاخص‌های توسعه فرهنگی و اقتصادی می‌پردازد. در حوزه مسائل فرهنگی توجه ویژه به شاخص‌های آن می‌تواند دیدگاه روشن‌تری را ارائه کرده و در دستیابی به اهداف کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت مؤثر باشد. در این راستا شاخص‌هایی چون سطح دانش و سواد، سینما، نرخ خالص ازدواج و هنجارهای اجتماعی را به عنوان شاخص‌های توسعه فرهنگی مورد ارزیابی قرار گرفته داده و روند تغییرات بعضی از این شاخص‌ها در ایران طی دهه‌های گذشته مورد بررسی قرار گرفته است. بررسی روند رشد اقتصادی یکی از ابزارهای تحلیل توسعه اقتصادی است. در محاسبه رشد از شاخص GDP یا ناخالص داخلی می‌توان استفاده نمود. سرمایه یکی از مهمترین عوامل تولید است. امروزه سرمایه فقط به شکل فیزیکی نیست بلکه به صورت طبیعی، انسانی، اجتماعی و فرهنگی نیز هست.

در تحلیل‌های جدید سریهای زمانی از روش‌های گوناگونی استفاده می‌گردد؛ از جمله آنها روش همجمعی در اقتصاد سنجی است که بیانگر روابط کوتاه مدت و بلند مدت بین متغیرهای مدل است. با توجه به محدودیت در داده‌های تحقیق روش VAR روش کارایی نبوده و ضرایب به‌دست آمده معنادار نبودند بدین جهت از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده یا ARDL استفاده نموده و به تبیین روابط متغیرهای فرهنگی و رشد اقتصادی در چارچوب این مدل پرداخته شد. سپس به بررسی ثبات مدل با استفاده مدل‌های CUSUM و CUSUMQ پرداخته و با نشان دادن ثبات مدل، در ادامه با به کارگیری مدل تصحیح خطا یا ECM به تحلیل چگونگی تعدیل شوک‌های کوتاه مدت ایجاد شده در مدل پرداختیم. بر اساس نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح- خطا ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل، 559/0 به‌دست آمده است. یعنی در هر دوره 56 درصد از عدم تعادل در تولید تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. خلاصه نتایج حاصله به شرح ذیل می‌باشد:

ضریب متغیر LnY (-1) یعنی لگاریتم تولید ناخالص داخلی با وقفه در مدل اصلی ARDL (کوتاه‌مدت) معادل 0/368 بوده که کوچکتر از یک بودن این ضریب مؤید این مطلب است که مدل کوتاه‌مدت به سوی مدل بلندمدت همگرا خواهد بود و لذا می‌توان ادعا داشت که برآورد ضرایب در مدل ARDL بدون تورش می‌باشد. ضریب لگاریتم نیروی کار فعال یعنی LnL (-1) در مدل اصلی ARDL مقدار 0/34 بوده که نشانگر بالاترین تأثیر در مدل می‌باشد یعنی درکوتاه مدت LnY بیشترین تأثیر را از سوی نیروی کار دریافت می‌کند. ضمناً آماره t برای این ضریب در کوتاه‌مدت معادل 2/098 بوده که نشانگر قوت معنی‌دار بودن آن است. (به عبارت بهتر درکوتاه‌مدت به ازای یک درصد افزایش در نیروی کار فعال، تولید ناخالص داخلی به میزان 0/34 درصد افزایش خواهد یافت). در بلندمدت نیز ضریب متغیر LnL معادل 0/64 است. نتیجه حاصل از تأثیر معنی‌دار نیروی کار بر رشد اقتصادی و تولید در اقتصاد ایران را می‌توان به حساب تکنولوژی‌های

کاربر مورد استفاده در بخش تولید اعم از صنعتی، کشاورزی، خدمات، ساختمان و... گذاشت که لزوم استفاده از نیروی کار را تشدید می‌نمایند. ضریب لگاریتم سرمایه فیزیکی LnK در مدل اصلی ARDL معادل 0/368 بوده که با آماره t معادل 99/4 اثر معنی‌دار و مثبت آن بر LnY(1376) تأیید گردیده است. ضریب لگاریتم سرمایه فیزیکی یعنی LnK در مدل تخمین بلندمدت ضرایب به روش ARDL معادل 0/395 با آماره t برابر با 67/9 است که حاکی از اثر مثبت و معنی دار LnK بر LnY(1376) می‌باشد. ضریب متغیر سرمایه انسانی یعنی LnE در کوتاه‌مدت بر اساس مدل ARDL مقدار 0/198 بوده که با توجه به آماره t معادل 2/65 اثر معنی دار و مثبت سرمایه انسانی بر تولید تأیید می گردد. با توجه به ضریب *LnE* در بلندمدت براساس تخمین بلندمدت ضرایب به روش ARDL یعنی 0/314 و آماره t معادل 3/07، می‌توان اثر مثبت و معنی‌دار قوی را از سرمایه انسانی بر روی تولید ناخالص داخلی تأیید کرد. یعنی هر یک درصد افزایش درحجم سرمایه انسانی در کوتاه‌مدت و بلندمدت، میزان تولید را معادل 0/198 درصد و 0/314 درصد افزایش خواهد داد. نتایج فوق دقیقاً در راستای تأیید نقش مثبت و معنی‌دار سرمایه انسانی در مدل‌های رشد اقتصادی درون‌زا است که برای اقتصاد ایران نیز تأیید می گردد. به عبارت بهتر در اقتصاد ایران، سرمایه انسانی نقش مثبت و معنی‌داری را بر تولید ناخالص دارد که این اثر در بلندمدت به مراتب قوی‌تر از اثرات کوتاه‌مدت متغیر است. ضریب متغیر نسبت نشریات و مطبوعات منتشر شده به جمعیت با وقفه M(-1) در کوتاه مدت براساس نتایج مدل ARDL مقدار 0/363 در سطح معناداری 83 درصد با آماره t برابر 2/7 بیانگر رابطه معنادار در کوتاه مدت و در بلند مدت در سطح معناداری 84 درصد و آماره t برابر 2/74 مقدار 0/025 را نشان می‌دهد. ارقام مذکور بدین معناست که مطبوعات منتشر شده به نسبت جمعیت با یک وقفه کوتاه مدت تأثیر بیشتری نسبت به بلندمدت در تشکیل سرمایه فرهنگی و در نتیجه تأثیر بر رشد و تولید داشته است. ضریب متغیر نسبت ازدواج به طلاق با وقفهG(-1) در کوتاه مدت براساس نتایج مدل ARDL مقدار 0/0085 و در بلند مدت G

مقدار 0/013 را نشان می‌دهد. ارقام مذکور بیان می‌کند که تأثیر بلندمدت بهبود این شاخص فرهنگی بیش از تأثیر کوتاه مدت آن در رشد اقتصادی است. ضریب تأثیر استفاده از ظرفیت سینماها (CI) علیرغم این‌که روند مطلوبی در طول زمان نداشته است اما در بلندمدت 1/0 بوده است ولی با توجه به پایین بودن سطح معناداری در بلندمدت می‌توان چنین تفسیر کرد که استفاده از ظرفیت سینماها فقط در کوتاه مدت در تشکیل سرمایه فرهنگی تأثیر گذار بوده است. ضریب هنجارهای اجتماعی (N) در کوتاه مدت براساس نتایج 24/1 و در بلندمدت 22/2بوده ولی سطح معناداری هر یک از این ضرایب پایین بوده و براساس آماره t به دست آمده رابطه معناداری را در تشکیل سرمایه فرهنگی در طی دوره مورد بررسی نشان نمی‌دهد. متغیر Dکه نیز یک متغیر مجازی برای سال‌های جنگ است، با توجه به ضریب آن در مدل ARDL کوتاه‌مدت یعنی 0/091- و مقدار ضریب آن در مدل ARDL بلندمدت یعنی 0/162- دارای اثر منفی و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی است، لیکن آماره t کوتاه‌مدت برابر با 29/4- و بلندمدت برابر با 3/22- قوت معنی داری اثر این متغیر را نشان می‌دهد. بنابراین متغیر Dکه برای سال‌های جنگ برابر با یک و برای بقیه سال‌ها صفر است، مدل قادر به نشان‌دادن رابطه معنادار کوتاه مدت و بلند مدت آنها است.

منابع

منابع فارسی

1- تحولات اقتصادی، اجتماعی کشور از نگاه آمار»، 1384، مرکز آمار ایران، تهران،
2- سالنامه آماری ایران»، (سال‌های مختلف)، مرکز آمار ایران. تهران.
3- ازکیا، مصطفی، غفاری، غلامرضا، 1384، « جامعه شناسی توسعه»؛ چاپ پنجم انتشارات کیهان. تهران.
4- ایزانلو، قاسم؛ مهنازی، روح الله، 1381، تأثیر عوامل فرهنگی بر توسعه اقتصادی»، دومین همایش دوسالانه اقتصاد ایران، دانشگاه تربیت مدرس، تهران.
5- بگلریان، روبرت، 1375، «تحلیل تاریخی نقد علل توسعه و انحطاط اقتصادی– فرهنگی ایران (از بعد از اسلام تا قرن نهم هجری)»، پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه علوم اداری اقتصاد دانشگاه اصفهان.
6- تودارو، مایکل، 1378، «توسعه اقتصادی در جهان سوم»، ترجمه غلامعلی فرجادی، موسسه پژوهش در برنامه ریزی و توسعه، چاپ نهم، تهران.
7- قمری، احسان، 1379، تاثیر تحولات فرهنگی بر توسعه اقتصادی: مورد ایران پایان نامه (کارشناسی ارشد) دانشکده معارف اسلامی و اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع)، تهران.
8- موسایی، میثم، 1373، « اسلام و عوامل فرهنگی مؤثر بر توسعه اقتصادی»؛ پایان نامه کارشناسی ارشد دانشکده علوم انسانی دانشگاه تربیت مدرس تهران.
9- موسوی جهرمی، یگانه، 1385، توسعه اقتصادی، انتشارات دانشگاه پیام نور.
10- یاوری، کاظم، سعادت، رحمان، 1381، « سرمایه انسانی و رشد اقتصادی در ایران (تحلیل علی)»، فصل نامه علمی پژوهشی اقتصادی؛ سال اول شماره 5، 6 - صفحه 31 الی 41.

منابع انگلیسی

11- Bahmani Oskooee ,Mohsen ; 2001 “How stable is M2 money demand function in Japan?“ Japan and world economy; Elsevier, vol .13, pages 455-461 P: 456 .

12- Chung Tsang-jung; (2005); *“Socio – culture and financial system in china*”; Doctoral Dissertation, Department of Main land china studies .

13- Daniels, Peter L .,(1998); " *Economic change, the environment and Buddhism in Asia* "; International of social Economic, Vol.25, No: 61718, pp: 968-1004

14- F .Fukuyama (2001);"*Culture and Economic development : cultural concerns*"; culture and development :31 30-3134.

15- Frederking, Lauretta Conklin; (2001); "*Is there an endogenous relationship between culture and economic development?* "; Journal of Economic Behavior & Organization; Vol: 48, pp: 105-126.

16- Griffin, Keith;(1999); "*Culture and Economic growth :A general Argument with illustrations from Islamic world*“; Journal of Islamic studies, Vol :109 :Issue :2, pp :126-141.

17- Lin, Tin-Chun, (2004) “The Role of Higher Education in Economic Development :An Empirical Study of Taiwan Case.” Journal of Asian Economics (indexed by EconLit), 15(2), pp.355-371.

18- Sharma kish; (2007); "*Book review: social culture High -tech Economic Development*;" Technological Forecasting and social change; Vol :74, Issue 3, page: 405-408.

19- Thomson, Herb (2001); "Culture and Economic Development Modernization to Globalization"; Theory and Science, vol :2.

بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد، مخارج آموزشی و رشد اقتصادی

دکتر رضا اکبریان [*]، مهسا فام‌کار [**]

دریافت: 1389/3/27 پذیرش: 1389/11/5

چکیده

در این پایان‌نامه چگونگی ارتباط بین رشد و نابرابری درآمد در کشور ایران با در نظر گرفتن مخارج آموزشی دولت به عنوان یک عامل واسطه مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور از یک الگوی سیستم معادلات همزمان استفاده شده است و روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای به عنوان روش مناسب برای برآورد آن انتخاب شده است. داده‌های مورد استفاده در این برآورد از نوع سری زمانی و مربوط به سال‌های 1353 تا 1384 می‌باشد.

در سیستم معادلات مخارج آموزشی دولت و نرخ رشد اقتصادی متغیرهای وابسته و متغیرهای تراکم جمعیت، سرمایه انسانی، مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت و نابرابری درآمد متغیرهای توضیحی می‌باشند. نتایج حاصل از برآورد نشان می‌دهد که متغیر نابرابری درآمد با واسطه و بدون واسطه مخارج آموزشی دولت ارتباط منفی با نرخ رشد اقتصادی در ایران دارد. همچنین مخارج آموزشی دولت نیز با نرخ رشد اقتصادی رابطه منفی دارد. اما مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت با واسطه مخارج آموزشی دولت، ارتباط مثبتی را با نرخ رشد نشان می‌دهد. البته این نتیجه با توجه به این که اثر مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت بدون واسطه مخارج آموزشی دولت در رابطه با نرخ رشد معنی‌دار نشده است، باید با احتیاط بیان گردد.

کلمات کلیدی: نابرابری درآمد، رشد اقتصادی، مخارج آموزشی دولت، سیستم معادلات همزمان

طبقه‌بندی JEL : H52، C32، D63، E24، O41

---

* استادیار دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی دانشگاه شیراز

rakbarian@rose.shirazu.ac.ir

** کارشناس ارشد بخش اقتصاد دانشگاه شیراز

mfamkar@gmail.com

مقدمه

بسیاری از اقتصاددانان مدتها بر این عقیده بودند که نابرابری درآمد در مراحل اولیه رشد افزایش می‌یابد. در میان فرضیه‌های مطرح در زمینه رشد، فرضیه «رشد و نابرابری در توزیع درآمد» سیمون کوزنتس[1] (1955) به عنوان یک پایه تئوریک مطرح می‌شود. کوزنتس بیان می‌کند که در سطوح پایینی از رشد اقتصادی، نابرابری درآمد با افزایش درآمد سرانه افزایش می‌یابد و بعد از گذشت مراحلی از توسعه، نابرابری درآمد کاهش می‌یابد. در نتیجه از نظر کوزنتس یک رابطه U– معکوس[2] بین نابرابری درآمد و رشد اقتصادی برقرار است. (دینینگر و اسکوایر[3]، 1997: 38. دینینگر و اسکوایر، 1998: 275)

اما از زمان مشاهده کوزنتس تا کنون ارتباط بین رشد و نابرابری درآمد بارها در مطالعات و مقالات مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. در واقع حدود پنجاه سال است که رابطه بین رشد و نابرابری درآمد توجه بسیاری از محققان را به خود جلب کرده است.(ترناوسکی[4]، 2005: 1)

به طور کلی مقوله‌هایی که رابطه رشد و نابرابری درآمد را در بر می‌گیرند، همگی در قالب دو الگوی کلاسیک یا مدرن و یا تلفیقی از این دو الگو می‌گنجند. در الگوی کلاسیک رشد و نابرابری درآمد از طریق عامل پس‌انداز یا سرمایه فیزیکی با یکدیگر ارتباط پیدا می‌کنند. به این صورت که هر چه نابرابری درآمد افزایش یابد ثروت بیشتری در اختیار قشر مرفه جامعه که میل نهایی به پس‌انداز بالاتری دارند قرار می‌گیرد. این موضوع سبب افزایش پس‌انداز کل و انباشت سرمایه بیشتر می‌گردد و در نهایت رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. (گالور[5]، 2000: 707)

1- Simon Kuznets
2- U-inverted
3- Deininger and Squire
4- Turnovsky
5- Galor

برخلاف الگوی کلاسیک، در الگوی مدرن ارتباط بین رشد و نابرابری درآمد منفی ارزیابی می‌شود و سرمایه انسانی عامل این ارتباط منفی است. به این صورت که برابری بیشتر در جامعه امکان سرمایه‌گذاری در آموزش را برای افراد بیشتری از جامعه فراهم می‌کند. در نتیجه هر چه نابرابری درآمد کمتری وجود داشته باشد، سرمایه انسانی بیشتری حاصل می‌گردد و رشد اقتصادی بهبود می‌یابد. (گالور، 2000: 707)

لازم به ذکر است که نظریه‌های کلاسیک برای سال‌های طولانی در عرصه اقتصاد مسلط بوده‌اند و به عنوان یک واقعیت مسلم در برنامه‌های توسعه اقتصادی کشورهای در حال توسعه تلقی می‌گردیدند. اما مشاهدات آماری سال‌های اخیر، نمونه زیادی از کشورهای در حال توسعه را نشان می‌دهد که رشد اقتصادی همراه با بهبود توزیع درآمد را تجربه کرده‌اند. این امر عمدتا به واسطه دلایلی همچون سرمایه‌گذاری در نیروی انسانی از طریق آموزش به وجود آمده است. (ابریشمی و همکاران، 1384: 14)

آنچه امروزه در سطح گسترده‌ای مورد توجه قرار دارد، نیاز به رشد اقتصادی مداوم است، اما توجه به وضعیت «نابرابری درآمد» در خلال رشد اقتصادی، مخصوصاً در کشورهای در حال توسعه به اندازه مقوله رشد در اولویت قرار ندارد.

با توجه به این که کشور ما در حدود سه دهه نابرابری درآمد را در ازای دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر متحمل شده است، بررسی این موضوع که آمار و شواهد موجود در ایران چه نوع رابطه‌ای را بین رشد و نابرابری درآمد نشان می‌دهد، می‌تواند در جهت‌دهی سیاستهای اثرگذار بر رشد اقتصادی موثر باشد.

موردهایی مثل کشور چین، کاستاریکا، هنگ‌کنگ، سریلانکا، کره جنوبی، تایوان و ... وجود دارند که نشان می‌دهد سطح بالاتر رشد اقتصادی می‌تواند با کاهش نابرابری و نه با افزایش آن همراه باشد، که این موضوع کاملاً بستگی به چگونگی فرآیند توسعه دارد. (آلتمن[1]، 2003: 89)

1- Altman

در مورد کشوری مانند ایران نیز طبعاً چگونگی فرآیند توسعه می‌تواند در نوع ارتباط بین رشد و توزیع درآمد موثر باشد. به همین دلیل در این تحقیق ارتباط بین رشد و نابرابری درآمد از طریق مخارج آموزشی مورد بررسی قرار گرفته است. چون توجه بیشتر به آموزش ممکن است بتواند مشکلات مربوط به رشد و نابرابری درآمد را همزمان و نه به قیمت کنار گذاشتن یکی به نفع دیگری حل کند.

1. مروری بر پیشینه تحقیقات اخیر

هسینگ[1] (2005) در مقاله ای تحت عنوان «رشد اقتصادی و نابرابری درآمد»، از چنین الگوی رشدی برای آزمایش اثر نابرابری درآمد بر روی رشد اقتصادی آمریکا، استفاده می‌کند:

$$GY = \beta_1 CLY + \beta_2 IY + \beta_3 GT + \beta_4 HC + \beta_5 IN \qquad (1)$$

در این الگو GY نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، CLY نسبت تغییر در اشتغال نیروی کار به تولید ناخالص داخلی واقعی، IY نسبت مخارج سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی واقعی و GT نرخ رشد پیشرفت تکنولوژی است. همچنین $\beta 1$ تولید نهایی نیروی کار، $\beta 2$ تولید نهایی سرمایه فیزیکی و $\beta 3$ کشش تولید نسبت به پیشرفت تکنولوژی می‌باشد. به منظور برآورد تابع مورد نظر از روش GARCH [2] استفاده شده است و نتایج حاصل از برآورد پارامترها در دورهٔ زمانی 2001-1968 نشان می‌دهد که نابرابری درآمد اندازه‌گیری شده توسط چهار شاخص مختلف، بر رشد اقتصادی اثر منفی داشته است. همچنین متغیرهای سرمایه انسانی و نرخ پیشرفت تکنولوژی، صرف نظر از نوع شاخص به کار گرفته شده برای نابرابری درآمد اثرات مثبت و معنی‌داری بر نرخ رشد اقتصادی داشته‌اند.

بامول[3] (2007) در مقاله‌ای تحت عنوان «درباره توزیع درآمد و رشد»، به بیان این

1- Hsing
2- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity(GARCH)
3- Baumol

موضوع می‌پردازد که به رغم مطالعات بسیاری که در ارتباط با رشد و نابرابری درآمد صورت گرفته است، همچنان ارتباط بین این دو متغیر، مسئله‌ای سوال برانگیز و دارای ابهام است. نویسنده این مقاله دو اثر متناقض نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی را به این صورت مورد بررسی قرار می‌دهد: 1- چنانچه نیروی کار به علت نابرابری درآمد بالا در جامعه، منابع مالی کافی را برای تامین سلامتی، آموزش و تغذیه در اختیار نداشته باشد، کارایی لازم را نیز نخواهد داشت و این مسئله اثر منفی بر نرخ رشد اقتصادی می گذارد. 2- توزیع تقریبا برابر در یک جامعه، انگیزه را برای مخترعان و کارآفرینان -که در مقایسه با انواع دیگر نیروی کار در جامعه، نقش موثرتری در پیشرفت تکنولوژی و رشد اقتصادی دارند- کاهش می‌دهد. بنابراین درصورتی که پاداش‌های مالی بزرگ به این افراد تعلق نگیرد، سرعت رشد اقتصادی کاهش می‌یابد، و در صورت ارائه چنین پاداش‌هایی نیز نابرابری درآمد در جامعه افزایش می‌یابد. اما این مقاله در نهایت با بیان این موضوع که فقر، بدترین مصیبت موجود در جوامع بشری است، «رشد کندتر با وجود برابری بیشتر» را مناسب‌تر از «رشد سریع‌تر با وجود نابرابری بالاتر» تشخیص می‌دهد. در واقع این مقاله برابری بیشتر را با رشد سریع‌تر مبادله[1] می کند و منفعت حاصل از این مبادله را افزایش رفاه فقرا در جامعه معرفی می کند.

گرادستین[2] و همکاران(2007) در مقاله ای تحت عنوان «اقتصاد سیاسی آموزش»، الگوی ساده موجود در کتاب روبرت بیفولکو[3] را که در مورد ارتباط بین رشد و نابرابری درآمد است ارائه می‌دهند. کلیدی‌ترین فرض این الگو وجود محدودیت‌های اعتباری است که مانع از تأمین مخارج آموزشی فرزندان خانواده‌ها از طریق قرض گرفتن می‌شود. با استفاده از این الگو در نهایت این موضوع اثبات می‌شود که تأمین مالی آموزش عمومی از جانب دولت -در مقایسه با آموزش خصوصی- نابرابری درآمد را کاهش می‌دهد. علاوه بر

1- Trade-off
2- Gradstein et al
3- Robert Bifulco

این آموزش عمومی در صورتی باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود که بازده نهایی - تحصیل[1] برای خانوارهای فقیر با سطح تحصیل کم، بیشتر از بازده نهایی تحصیل برای خانوارهای ثروتمند با سطح تحصیل بالا باشد.

ترناوسکی[2] (2008) در مقاله ای تحت عنوان «شیوه جانشینی عوامل در نظریه رشد اقتصادی و توزیع درآمد»، به بررسی این موضوع می‌پردازد که اگر چه تابع تولید کاب-داگلاس[3] یک پایه منطقی برای تجزیه و تحلیل‌های کلی است، اما استفاده از تکنولوژی کاب-داگلاس در نظریه‌های رشد معاصر، ممکن است به نتایج انحرافی منجر شود. در این مقاله یک الگوی رشد نئوکلاسیک، برای بررسی اثر بهره‌وری بر توزیع درآمد مورد بررسی قرار می‌گیرد و نتایج حاصل از حل الگو نشان می‌دهد که یک واحد افزایش در بهره‌وری- بسته به این که کشش جانشینی، کوچکتر، مساوی یا بزرگتر از واحد باشد- سبب کاهش بیشتر، برابر یا کمتر از یک واحد در نابرابری درآمد می‌شود و حتی اگر کشش جانشینی به اندازه کافی بزرگ باشد، افزایش بهره‌وری نابرابری درآمد را افزایش می‌دهد. علاوه بر این نویسنده مقاله الگوی مورد نظر را با در نظر گرفتن فروض مختلف و عدد دادن به پارامترها و سه کشش جانشینی 1/2، 1 و 0/8 مورد بررسی قرار می‌دهد و نتایج حاصل از آن نشان می‌دهد که سرعت همگرایی به سمت تعادل پایدار، بستگی به کشش جانشینی عوامل دارد. در نهایت با توجه به مطالب گفته شده این موضوع مورد تایید قرار می‌گیرد که نتایج حاصل از به کارگیری تکنولوژی کاب- داگلاس در الگوی رشد، به انحرافات کوچک کشش جانشینی از واحد بسیار حساس است و جهت بهبود تفسیر نتایج تجربی، بهتر است از تابع تولید «کشش جانشینی ثابت»[4] (CES) استفاده شود.

ابریشمی و همکاران(1384) در مقاله ای تحت عنوان «بررسی رابطه رشد و توزیع درآمد در ایران»، رابطه بین متغیرهای نابرابری و رشد اقتصادی را بر اساس آزمون علیت

1- Marginal Return to Schooling
2- Turnovsky
3- Cobb-Douglas
4- Constant Elasticity of Substitution(CES)

گرنجر و آزمون همگرایی یوهانسن-یوسیلیوس در دوره زمانی 81-1350 مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج حاصل از آزمون نشان می‌دهد که یک رابطه علی یکطرفه از سمت نابرابری درآمد به رشد اقتصادی وجود دارد. به عبارت دیگر تغییرات نابرابری، علت تغییرات در رشد اقتصادی است، اما بر اساس نتایج همین آزمون، رابطه علیت از سمت رشد اقتصادی به نابرابری را نمی‌توان پذیرفت. به علاوه این تحقیق با استفاده از اطلاعات سری زمانی و به کمک الگوی خود رگرسیون برداری و آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن- یوسیلیوس، رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای نابرابری و رشد را بر اساس الگوهای بازار کامل و ناقص سرمایه به دست آورده است. نتایج به دست آمده از آزمون نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمد در بلندمدت سبب کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

جمشید نژاد(1384) در پایان‌نامه کارشناسی ارشد تحت عنوان «تاثیر آموزش بر رشد اقتصادی»، به وسیله دو الگوی جداگانه اثر آموزش بر رشد اقتصادی و اثر هزینه‌های آموزشی دولت بر رشد را در کشور ایران مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج حاصل از برآورد این دو الگو در دوره زمانی 82-1350، نشان می‌دهد که آموزش، اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی ایران داشته است. همچنین اثر مخارج جاری آموزشی دولت بر روی رشد اقتصادی منفی و اثر مخارج عمرانی آموزشی دولت بر رشد اقتصادی مثبت بوده است.

2- مبانی نظری

فرضیه و الگوهایی در مورد ارتباط رشد و نابرابری درآمد وجود دارد که شامل فرضیه کوزنتس، الگوی کلاسیک و الگوی مدرن می‌شود که به همگی آنها در مقدمه اشاره شده است. علاوه بر این با توجه به این که مخارج آموزشی و سرمایه انسانی حاصل از این مخارج، مسئله اصلی و مهم در این تحقیق است، به روند شکل‌گیری سرمایه انسانی به عنوان یک عامل موثر در الگوهای رشد نیز اشاره می‌شود و مباحث جدیدی که در مورد رابطه سرمایه انسانی و رشد اقتصادی مطرح است مورد بررسی قرار می‌گیرد.

2-1- الگوهای رشد شامل سرمایه انسانی

در الگوهای رشد، سرمایه فیزیکی همواره به عنوان یک عامل اساسی مطرح بوده است. پیشگامان چنین الگوهایی افرادی چون سولو[1]، هیکس[2] و هارود[3] هستند که همه آنها تولید را تابعی از سه عامل نیروی کار، سرمایه فیزیکی و شاخص تکنولوژی در نظر گرفته‌اند. (بارو و سالا-ای-مارتین[4]، 2004: 59-23) تا این که لوکاس[5] یک الگوی رشد شامل سرمایه انسانی را به این صورت ارائه داد:

$$Y = AK^{\alpha}(uhL)^{1-\alpha} \qquad 0 < \alpha < 1 \qquad (2)$$

در این الگو Y کالای تولیدی، A سطح تکنولوژی، K سرمایه فیزیکی، L نیروی کار، h سطح سرمایه انسانی مربوط به هر فرد (نیروی کار) و u کسری از نیروی کار است که در تولید کالا به کار گرفته می‌شود. (کارول، 2008: 1. مورو[6]، 2002: 104)

لوکاس با لگاریتم و دیفرانسیل گرفتن از طرفین تابع تولید کالا و به دست آوردن مقادیر بهینه متغیرها در مسیر تعادلی بلند مدت، در نهایت به این نتیجه می‌رسد که در وضعیت تعادل پایدار نرخ رشد محصول تولیدی تقریبا برابر با نرخ رشد سرمایه انسانی است. (کروگر و لیندال[7]، 2001: 1109. لی‌یوون، 2007: 156)

پس از لوکاس چارچوب الگوی رشد دیگری شامل سرمایه انسانی توسط مانکیو، رومر و ویل[8] پایه‌ریزی شد:

$$Y = K^{\alpha}H^{\beta}(AL)^{1-\alpha-\beta} \quad \alpha > 0, \beta > 0 \qquad (3)$$

1- Solow (1969)
2- Hicks (1932)
3- Harrod (1942)
4- Barro and Sala-i-Martin
5- Lucas (1988)

6- Moro
7 - Krueger and Lindahl
8- Mankiw, Romer and Weil (1992)

همانند الگوی لوکاس Y محصول تولیدی، K سرمایه فیزیکی، H سرمایه انسانی، A سطح تکنولوژی و L عرضه نیروی کار است.

مانکیو و دیگران نیز با استفاده از داده‌های مربوط به 98 کشور بدون نفت[1] در دوره زمانی 85-1960 این نتیجه را به دست آوردند که نرخ تحصیل[2] افراد 17-12 سال اثر مثبت و معنی داری بر روی محصول سرانه دارد. (لانجِوین و لِیب[3]، 2005: 8. لَتزکو[4]، 2002: 500)

2-2- نقش سرمایه انسانی در الگوهای رشد استفاده شده در مطالعات اخیر

از زمان مطرح شدن الگوهای رشد شامل سرمایه انسانی تا کنون محققان بسیاری این الگوها را جهت تجزیه و تحلیل‌های کلی مورد استفاده قرار داده‌اند. در واقع حدود دو دهه است که در مطالعات صورت گرفته سرمایه انسانی به عنوان یک عامل اثرگذار بر رشد اقتصادی، نقش مهمی را ایفا می‌کند.

علاوه بر این اقتصاددانان مختلف برای نشان دادن اثر آموزش بر رشد اقتصادی اغلب از الگوهای رشد شامل سرمایه انسانی استفاده کرده‌اند. به عنوان مثال بلانکنو و سیمپسون[5] برای بررسی اثر مخارج آموزشی بر روی رشد اقتصادی، تابع تولید لوکاس را مبنای کار خود قرار داده‌اند. مبنا قرار دادن تابع لوکاس در مطالعه وو[6] و همکارانش جهت بررسی مشکلات آموزش روستایی و اثر این مشکلات بر رشد اقتصادی نیز مشاهده می‌شود.

پتراکیس و استاماتاکیس[7] نیز برای بررسی اثر سطوح آموزشی بر رشد اقتصادی از چنین چنین الگوی رشدی استفاده می‌کنند:

1- Non-oil Nations
2- Schooling Rate
3- L'Angevin and Laib
4- Latzko
5- Blankenau and Simpson(2004)
6- Wu(2006)
7- Petrakis and Stamatakis(2002)

$$Q_t = f(K_t, N_t, \lambda_t H_t) A H_t^{\alpha} \qquad (4)$$

که در آن Qt محصول تولیدی، Kt سرمایه فیزیکی، Nt تعداد کارگرها یا تعداد افراد موجود در جامعه، Ht متوسط سطح سرمایه انسانی به کار گرفته شده در جامعه، λt کسری از زمان که هر کارگر به تولید در بنگاه اختصاص می‌دهد، λtHt سرمایه انسانی به کار گرفته شده در داخل بنگاه، A شاخص تکنولوژی و Htα متوسط بهره‌وری حاصل از سرمایه انسانی به کار گرفته شده در داخل بنگاه است. همانگونه که مشخص است، تابع تولید(4) از لحاظ ساختاری بسیار مشابه تابع تولید لوکاس است.

بنابراین با توجه به استفاده از الگوهای رشد شامل سرمایه انسانی در مطالعات گوناگون، در این تحقیق نیز برای بررسی ارتباط مخارج آموزشی با رشد اقتصادی از یک تابع شامل سرمایه انسانی استفاده شده است. به این معنی که علاوه بر مخارج آموزشی، سرمایه انسانی نیز به عنوان عاملی مرتبط با نرخ رشد اقتصادی در نظر گرفته شده است.

2-3- نابرابری درآمد، متغیری اثرگذار بر نرخ رشد اقتصادی

محققان بسیاری به مسئله ارتباط رشد و نابرابری درآمد پرداخته‌اند. نوع شیوه هر یک از این محققان نیز برای پیدا کردن رابطه بین رشد و نابرابری، متفاوت از یکدیگر است. اما آنچه در مباحث اکثر این افراد به چشم می‌خورد، مورد بحث قرار گرفتن نابرابری درآمد به عنوان متغیر مستقل و اثرگذاری آن بر نرخ رشد اقتصادی به عنوان متغیر وابسته است. به همین علت در این تحقیق نیز بر اساس چارچوب کلی مطالعات انجام شده پیشین، نابرابری درآمد به عنوان متغیر مستقل و نرخ رشد اقتصادی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. به منظور بیان دقیق‌تر این موضوع، اشاره‌ای گذرا به برخی از مباحثی که نابرابری درآمد را به عنوان متغیر مستقل و اثرگذار بر نرخ رشد اقتصادی در نظر گرفته‌اند، می‌شود.

کرویکس و داپک[1] برای بررسی ارتباط رشد و نابرابری درآمد، اثر نابرابری درآمد بر

1- Croix and Doepke(2003)

نرخ رشد اقتصادی را با استفاده از تابع زیر برآورد می‌کنند:

$$GR = \alpha_0 + \alpha_1 GINI + \alpha_2 (I/GDP) + \alpha_3 (G/GDP) + \alpha_4 DTFR + \alpha_5 TFR \quad (5)$$

که در آن، GR نرخ رشد درآمد سرانه و GINI نابرابری درآمد است. متغیرهای دیگر نیز در این رابطه نسبت مخارج سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی (I/GDP)، نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی (G/GDP)، اختلاف نرخ زاد و ولد در میان زنان با بالاترین و پایین‌ترین سطح تحصیل (DTFR) و نرخ زاد و ولد (TFR) می‌باشند.

سوکیاسیان[1] نیز اثر نابرابری درآمد بر نرخ رشد را با استفاده از چنین رابطه‌ای برآورد می‌کند:

$$G_{it} = \alpha y_{it} + x_{it}\beta + kg_{it} \quad (6)$$

که در آن، Git نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی مربوط به کشور i و git نابرابری درآمد مربوط به کشور i است. yit نیز لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی و xit مجموعه‌ای از متغیرهای کنترل مثل نرخ نام‌نویسی در سطح آموزش متوسطه، نرخ نام‌نویسی در سطح آموزش عالی و مخارج دولت است.

2-4- مخارج آموزشی، واسطه‌ای در ارتباط بین رشد و نابرابری درآمد

اقتصاددانان بسیاری از آموزش تحت عنوان‌های سطوح آموزشی[2]، کیفیت آموزشی و مخارج آموزشی نام برده‌اند و این عوامل را متغیرهایی اثرگذار بر نرخ رشد اقتصادی معرفی کرده‌اند.(بلانکنو[3]، 2005: 503. جی‌میسون[4] و همکاران، 2007: 784. بلانکنو و سیمپسون، 2004: 601) زیرا هر یک از این عوامل به عنوان بعدی از ابعاد مختلف آموزش می‌تواند رشد اقتصادی را تحت تاثیر قرار دهد. اما با توجه به این که تمرکز این تحقیق بر

1- Sukiassyan(2007)

2- منظور از سطوح آموزشی، تقسیم‌بندی آموزش به سه سطح ابتدایی، متوسطه و عالی است.

3- Blankenau

4- Jamison

روی ارتباط نابرابری درآمد با «آموزش» و ارتباط «آموزش» با رشد اقتصادی است، معمولاً قسمتی از مبحث آموزش که با نابرابری درآمد در ارتباط قرار می‌گیرد «مخارج آموزشی» است. به عبارت دیگر نابرابری درآمد معمولاً با مخارج آموزشی رابطه دارد. بنابراین این تحقیق مخارج آموزشی را به عنوان واسطه بین رشد و نابرابری درآمد در نظر گرفته است و درصدد بررسی رابطه نابرابری درآمد با مخارج آموزشی و رابطه مخارج آموزشی با رشد اقتصادی است.

3. ساختار الگو

همانگونه که در قسمت قبل بیان شد، بر اساس چارچوب مطالعات انجام شده پیشین در این تحقیق نیز نرخ رشد به عنوان متغیر وابسته و نابرابری درآمد به عنوان متغیر مستقل منظور شده است. همچنین مخارج آموزشی به عنوان واسطه ای برای برقراری ارتباط بین رشد و نابرابری درآمد در نظر گرفته شده است. بنابراین ارتباط نابرابری درآمد با مخارج آموزشی و ارتباط مخارج آموزشی با نرخ رشد اقتصادی در دو تابع جداگانه (همانگونه که در زیر آمده است) منظور شده است، و از آنجا که متغیرهای این دو تابع به یکدیگر مربوط هستند، سیستم معادلات همزمان به عنوان الگوی مناسب در این مطالعه انتخاب شده است.

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 pop_t + \alpha_2 hc_t + \alpha_3 e_{t-i} + \alpha_4 ineq_t + u_t \qquad (7)$$

$$gr_t = \beta_0 + \beta_1 hc_t + \beta_2 e_t + \beta_3 e_{t-i} + \beta_4 ineq_t + v_t \qquad (8)$$

در این معادلات متغیرها به این صورت تعریف می‌شوند:

et: مخارج آموزشی دولت

popt: تراکم جمعیت

hct: شاخص سرمایه انسانی

et-i: مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت

ineqt: شاخص نابرابری درآمد

grt: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی اسمی

ut و vt نیز جمله‌های پسماند هستند و t دوره زمانی 84-1353 برای همه متغیرها به جز متغیر مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت است. ارتباط مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت با متغیرهای درونزا در دوره زمانی 52-1347 مورد بررسی قرار می‌گیرد.

3-1- توضیحاتی در مورد سیستم معادلات همزمان

از آنجا که سیستم معادلات همزمان به لحاظ ساختاری متفاوت با رگرسیون‌های چند متغیره است، ممکن است تامین‌کننده فروض کلاسیک حاکم بر رگرسیون‌های چند متغیره نباشد. به عنوان مثال یکی از مشخصه‌های سیستم معادلات همزمان این است که متغیر وابسته در یک معادله به عنوان متغیری توضیحی در معادله‌ای دیگر از سیستم ظاهر می‌شود. چنین متغیر توضیحی ممکن است با جمله پسماند معادله‌ای که در آن به عنوان متغیر توضیحی وارد شده است همبسته باشد و همبسته بودن متغیر توضیحی با جمله پسماند در یک معادله، فرض کلاسیک cov(ui,xi)=0 را نقض می‌کند.(گجراتی[1]، 1995: 829-828) در چنین شرایطی استفاده از برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی منجر به نتایجی می‌شود که نه تنها اریب[2]است، بلکه ناسازگار نیز می‌باشد. یعنی حتی اگر حجم نمونه به سمت بی‌نهایت میل کند، باز هم برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی با مقادیر حقیقی جامعه برابر نمی‌شوند.(گجراتی، 1995: 815) به همین علت و به منظور جلوگیری از ایجاد نتایج اریب و غیر واقعی انجام چهار آزمون پایایی، اریب همزمانی، قطری بودن و مسئله تشخیص پیش از برآورد الگو ضروری است. نتایج حاصل از این آزمونها نوع برآوردگر مناسب جهت برآورد الگوی مورد نظر را مشخص می‌کند.

3-2. آزمون پایایی

جدول(1) نتایج حاصل از آزمون پایایی را نشان می‌دهد. همانگونه که مشخص است

1- Gujarati
2- Bias

تمامی متغیرها در دوره زمانی در نظر گرفته شده پایا هستند.

جدول(1): نتایج حاصل از آزمون پایایی

نام متغیر	تعداد وقفه بهینه	درجه پایایی
مخارج آموزشی دولت	0	I(1)
تراکم جمعیت	0	I(0)
سرمایه انسانی	0	I(0)
مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت	0	I(0)
نرخ رشد اقتصادی	0	I(0)
نابرابری درآمد	0	I(0)

3-3- آزمون اریب همزمانی

جدول(2): نتیجه حاصل از آزمون اریب همزمانی معادله اول

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	سطح معنی‌داری
جمله پسماند	1/000000	14E-4/77	%1

جدول(3): نتیجه حاصل از آزمون اریب همزمانی معادله دوم

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	سطح معنی‌داری
جمله پسماند	1/000000	14E-1/95	%1

با توجه به این که ضریب جمله پسماند در هر دو معادله موجود در سیستم معنی‌دار شده است، هر دو معادله دارای اریب همزمانی هستند. وجود اریب همزمانی فرض کلاسیک $cov(u_i,x_i)=0$ را نقض می‌کند. بنابراین جهت برآورد این معادلات نمی‌توان از روش حداقل مربعات معمولی استفاده نمود.

3-4- آزمون قطری بودن

بر اساس نتایج حاصل از آزمون قطری بودن، میان جملات پسماند موجود در معادلات همبستگی وجود دارد. از آنجا که این نتیجه یکی دیگر از فروض کلاسیک را نقض می‌کند، آزمون قطری بودن نیز همانند آزمون اریب همزمانی، روش حداقل مربعات معمولی را روشی مناسب جهت برآورد معادلات نمی‌داند.

3-5- مسئله تشخیص

جهت انجام آزمون تشخیص باید دو شرط درجه (شرط لازم) و شرط ترتیب (شرط کافی) مورد بررسی قرار گیرند. برای بررسی شرط درجه یکی از ساده‌ترین روش‌ها محاسبه $g-1$ و $K-k$ است که در آنها g و k به ترتیب نمایانگر تعداد متغیرهای درون‌زا و تعداد متغیرهای از پیش معین موجود در معادله تحت بررسی است و K نمایانگر تعداد متغیرهای از پیش معین موجود در الگو است. به این صورت که اگر $K-k<g-1$ باشد، معادله کمتر از حد مشخص است، اما اگر $K-k=g-1$ باشد، معادله دقیقا مشخص و اگر $K-k>g-1$ باشد، معادله بیش از حد مشخص است. برقراری شرط ترتیب نیز بر این اساس است که در یک الگوی دارای G معادله و G متغیر درون‌زا اگر و فقط اگر بتوان حداقل یک دترمینان غیر صفر از وجه $(G-1)(G-1)$ مربوط به ضرایب متغیرهای درون‌زا و از پیش‌معین خارج از معادله تحت بررسی -اما لحاظ شده در سایر معادلات - را به دست آورد، معادله مورد نظر مشخص خواهد بود.

بنابراین با توجه به توضیحات داده شده بر اساس دو شرط درجه و ترتیب هر دو معادله موجود در سیستم دقیقاً مشخص هستند. درنتیجه معادلات الگو با هرکدام از روش‌های معمول قابل برآورد می‌باشند.

4- برآورد الگو

با توجه به نتایج به دست آمده از چهار آزمون ذکر شده، معادلات موجود در سیستم با روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای و نرم‌افزار ایویوز5[1] مورد برآورد قرار گرفته‌اند. نتایج حاصل از برآورد این معادلات در جداول(4) و (5) آورده شده است.

جدول(4): نتایج حاصل از برآورد معادله اول

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 pop_t + \alpha_2 hc_t + \alpha_3 e_{t-i} + \alpha_4 ineq_t + u_t$$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	سطح معنی‌داری
عرض از مبداء	0/361405	0/071018	%1
تراکم جمعیت	-0/002170	0/000575	%1
سرمایه انسانی	-0/017130	0/035869	بی‌معنی
مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت	-0/669876	0/259978	%5
نابرابری درآمد	0/600775	0/118057	%1
R2 = 0/643721			

جدول(5): نتایج حاصل از برآورد معادله دوم

$$gr_t = \beta_0 + \beta_1 hc_t + \beta_2 e_t + \beta_3 e_{t-i} + \beta_4 ineq_t + v_t$$

متغیر	ضریب	انحراف معیار	سطح معنی‌داری
عرض از مبداء	0/361405	0/071018	%5
سرمایه انسانی	-0/002170	0/000575	%5
مخارج آموزشی دولت	-0/017130	0/035869	%5
مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت	-0/669876	0/259978	بی‌معنی
نابرابری درآمد	0/600775	0/118057	%1
R2 = 0/623263			

1- Eviews5

5- نتایج

نتایج حاصل از برآورد معادلات موجود در سیستم نشان می‌دهد که اکثر متغیرها رابطه معنی‌داری با متغیرهای درون‌زا دارند. به این ترتیب که از چهار متغیر موجود در معادله اول متغیرهای تراکم جمعیت و مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت با مخارج آموزشی دولت ارتباط منفی دارند و متغیر نابرابری درآمد رابطه مثبت با مخارج آموزشی دولت دارد. متغیر سرمایه انسانی موجود در معادله اول نیز ارتباط معنی‌داری را با مخارج آموزشی دولت نشان نمی‌دهد.

در معادله دوم نیز با وجود چهار متغیر توضیحی، سرمایه انسانی رابطه مثبت با نرخ رشد اقتصادی دارد و متغیرهای مخارج آموزشی دولت و نابرابری درآمد ارتباط منفی با نرخ رشد دارند. رابطه متغیر مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت موجود در معادله دوم نیز با نرخ رشد بی‌معنی می‌باشد.

در واقع روابط مثبت و منفی بین متغیرها سبب ایجاد نتایجی شده است که به ترتیب به آنها اشاره می‌شود:

1- تراکم جمعیت بالاتر در کشور ایران ارتباط منفی با مخارج آموزشی دولت دارد. چون با افزایش تراکم جمعیت احتمالاً هزینه‌های ثابت اختصاص داده شده به آموزش کاهش می‌یابد که این موضوع کاهش مخارج آموزشی دولت را به دنبال دارد.

2- نابرابری درآمد بالاتر در کشور، مخارج یا هزینه‌های آموزشی بیشتری را به دولت تحمیل می‌کند. چون هر چه نابرابری درآمد بیشتر شود، احتمالاً افراد کمتری امکان تامین مخارج آموزش خصوصی را پیدا می‌کنند. بنابراین نابرابری درآمد بالاتر در یک جامعه برای دولت مخارج آموزشی بیشتری را جهت تامین آموزش عمومی به بار می‌آورد.

3- سرمایه انسانی با نرخ رشد اقتصادی رابطه مثبت دارد. چون سرمایه انسانی در واقع نیروی کار تحصیل کرده و آموزش دیده است. بنابراین به نظر می‌رسد که به علت

داشتن کارایی بالاتر در مقایسه با نیروی کار غیر متخصص رشد اقتصادی بالاتری را ایجاد می‌کند.

4- متغیر نابرابری درآمد در ساختار الگوی مورد نظر در هر دو معادله ظاهر شده است. علت وارد کردن این متغیر در معادله اول بررسی ارتباط آن با نرخ رشد به صورت غیر مستقیم (با واسطه مخارج آموزشی دولت) است و علت وارد کردن آن در معادله دوم بررسی ارتباط آن با نرخ رشد به صورت مستقیم (بدون واسطه مخارج آموزشی دولت) است. بنابراین دو نتیجه از ارتباط نابرابری درآمد با نرخ رشد(با واسطه مخارج آموزشی دولت و بدون آن) به دست می‌آید که در 4-1 و 4-2 به آن اشاره می‌شود:

4-1- افزایش نابرابری درآمد با واسطه مخارج آموزشی دولت رابطه منفی با نرخ رشد اقتصادی دارد. چون بر اساس نتایج حاصل از جدول(4) نابرابری درآمد رابطه مثبت با مخارج آموزشی دولت دارد و بر اساس نتایج موجود در جدول(5) مخارج آموزشی دولت به صورت منفی با نرخ رشد در ارتباط است. بنابراین با توجه به نتایج به دست آمده از هر دو معادله مشخص می‌گردد که افزایش در نابرابری درآمد(با واسطه مخارج آموزشی دولت) با کاهش نرخ رشد اقتصادی همراه است. چون زمانی که نابرابری درآمد افزایش یابد، مخارج آموزشی دولت افزایش می‌یابد و زمانی که مخارج آموزشی دولت افزایش یابد، نرخ رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. ارتباط منفی نابرابری درآمد با نرخ رشد که با واسطه مخارج آموزشی دولت برقرار است در رابطه زیر نشان داده شده است.

$$ineq \uparrow \rightarrow e \uparrow \rightarrow gr \downarrow \qquad (9)$$

بنابراین متغیر نابرابری درآمد نه تنها با در نظر گرفتن یک سطح ثابت از مخارج آموزشی دولت در معادله دوم با نرخ رشد رابطه منفی دارد[1]، بلکه با واسطه تغییر مخارج

1- برای برآورد ضریب هر متغیر توضیحی موجود در یک تابع این فرض در نظر گرفته می‌شود که سایر متغیرهای توضیحی مقادیر ثابتی دارند. بنابراین زمانی که ضریب نابرابری درآمد در معادله دوم برآورد می‌گردد، این فرض در نظر گرفته می‌شود که سایر متغیرهای توضیحی موجود در معادله دوم (از جمله مخارج آموزشی) مقادیر ثابتی دارند.

آموزشی دولت در معادله اول نیز با نرخ رشد ارتباط منفی دارد. علت این ارتباط این است که افزایش در نابرابری درآمد احتمالاً باعث می‌شود که افراد کمتری امکان تامین مخارج آموزش خصوصی را پیدا کنند و این مسئله مخارج آموزشی بیشتری را به دولت تحمیل می‌کند. تحمیل این مخارج به دولت نیز نرخ رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.

4-2- افزایش نابرابری درآمد بدون واسطه مخارج آموزشی دولت نیز با نرخ رشد رابطه منفی دارد. ارتباط منفی نابرابری درآمد با نرخ رشد مطابق با جزئیات مطرح شده در الگوی مدرن است. در الگوی مدرن بیان می‌شود که بازتوزیع درآمد(برابری بیشتر) امکان بهره‌مندی از آموزش را برای افراد بیشتری از جامعه فراهم می‌کند. بنابراین زمانی که نابرابری درآمد کمتری وجود داشته باشد، سرمایه انسانی بیشتری حاصل می‌گردد. سرمایه انسانی بیشتر نیز رشد بالاتری را ایجاد می‌کند.

5- مخارج آموزشی دولت با نرخ رشد رابطه منفی دارد. چون افزایش در این مخارج ممکن است به علت ورود جریان عظیمی از افراد جامعه به سیستم آموزش عمومی باشد و از آنجا که همواره افرادی وجود دارند که آموزش را جایگزین کار می‌کنند، چنین وضعیتی اثر منفی بر نرخ رشد اقتصادی می‌گذارد. البته چنین نتیجه ای(ارتباط منفی مخارج آموزشی دولت با نرخ رشد) دور از انتظار نیست. چون منافع حاصل از مخارج اختصاص داده شده به آموزش فوراً ظاهر نمی‌شود. در هر صورت به نظر می‌رسد که به علت این که دولت هر ساله مقداری از بودجه را در آموزش سرمایه‌گذاری می‌کند و منفعت حاصل از این سرمایه‌گذاری تا پایان همان سال ظاهر نمی‌شود، مخارج آموزشی دولت به صورت منفی با نرخ رشد ارتباط پیدا می‌کند. بنابراین حتی اگر مخارج آموزشی دولت ارتباط مثبتی با نرخ رشد اقتصادی داشته باشد، ظاهر شدن این ارتباط مثبت احتیاج به گذشت زمان دارد.

6-متغیر مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت نیز همانند متغیر نابرابری درآمد در هر دو معادله موجود در سیستم وارد شده است تا ارتباط آن با نرخ رشد، با واسطه و بدون

واسطه مخارج آموزشی دولت مورد بررسی قرار گیرد. بنابراین اثر مستقیم و غیر مستقیم این متغیر در ارتباط با نرخ رشد منجر به ایجاد نتایجی شده است که در 6-1 و 6-2 به آن پرداخته می‌شود:

6-1-اثر مستقیم مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت در ارتباط با نرخ رشد بی‌معنی است. این اثر بر اساس نتایج حاصل از جدول(5) که مربوط به برآورد معادله دوم می‌باشد به دست آمده است.

6-2- اثر غیر مستقیم مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت در رابطه با نرخ رشد مثبت است. چون بر اساس نتایج حاصل از جدول(4) متغیر مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت با مخارج آموزشی دولت رابطه منفی دارد. همچنین بر اساس نتایج موجود در جدول(5) متغیر مخارج آموزشی دولت نیز با نرخ رشد به صورت منفی در ارتباط است. بنابراین می‌توان اظهار نمود که متغیر مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت با واسطه مخارج آموزشی دولت رابطه مثبت با نرخ رشد دارد. چون زمانی که مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت افزایش می‌یابد، مخارج آموزشی دولت کاهش می‌یابد و زمانی که مخارج آموزشی دولت کاهش یابد نرخ رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر متغیر مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت و نرخ رشد از طریق رابطه (9) با یکدیگر ارتباط پیدا می‌کنند و این ارتباط مثبت است. چون دانش‌آموزان دوره قبل در حال حاضر نیروی کار محسوب می‌شوند و به نظر می‌رسد که در خلال سرمایه انسانی تقویت شده‌شان از طریق آموزش، می‌توانند رشد بالاتری را ایجاد کنند.

$$e_{t-i} \uparrow \rightarrow e \downarrow \rightarrow gr \uparrow \qquad (10)$$

از آنجا که مبداء زمانی برای متغیر مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت شش سال قبل از مبداء زمانی در نظر گرفته شده برای سایر متغیرهاست، ارتباط مثبت مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت با نرخ رشد این موضوع را روشن می‌کند که در صورت

افزایش در مخارج آموزشی دولت پس از گذشت شش سال نرخ رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. بنابراین سرمایه‌گذاری دولت در آموزش نهایتاً افزایش رشد اقتصادی به دنبال خواهد داشت. البته این تحلیل با توجه به معنی‌دار نشدن اثر مستقیم مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت در ارتباط با نرخ رشد، باید با احتیاط صورت گیرد. به عبارت دیگر از آنجا که مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت در معادله دوم ارتباط معنی‌داری با نرخ رشد نداشته است، نمی‌توان رابطه مثبت این متغیر با نرخ رشد را که به صورت غیر مستقیم(با واسطه مخارج آموزشی دولت) به دست آمده است، با قاطعیت پذیرفت.

6. ارائه پیشنهادات

1- بر طبق نتایج به دست آمده از برآورد، نابرابری درآمد با نرخ رشد اقتصادی رابطه منفی دارد. در واقع نابرابری درآمد هم با واسطه مخارج آموزشی دولت و هم بدون واسطه آن ارتباط منفی با نرخ رشد دارد.

بنابراین در صورتی که دولت با بهبود توزیع درآمد برابری بیشتری را در جامعه ایجاد کند، ممکن است نرخ رشد اقتصادی بهبود یابد. البته توصیه سیاستی ایجاد برابری بیشتر از جانب دولت باید با مد نظر قرار دادن برخی از عوامل صورت گیرد. چون بهبود توزیع درآمد که غالباً از طریق مالیات بر درآمد صورت می‌گیرد، ممکن است به عنوان ضد انگیزه برای نیروی کار موجود در جامعه عمل کند و اثر منفی بر نرخ رشد اقتصادی گذارد. بنابراین آنچه در مورد کشور ایران توصیه می‌شود ایجاد برابری بیشتر در جامعه است، اما این بهبود توزیع درآمد باید با احتیاط از جانب دولت صورت گیرد تا بهبود رشد اقتصادی را به دنبال داشته باشد.

2- بر اساس نتیجه به دست آمده از برآورد، مخارج آموزشی دولت با نرخ رشد اقتصادی رابطه منفی دارد. بنابراین اختصاص مخارج هر چه بیشتر از جانب دولت در امر آموزش راهکار مناسبی برای کشور ایران به نظر نمی‌رسد. در عوض اگر امکان بهبود توزیع درآمد در جامعه از جانب دولت فراهم گردد، افراد بیشتری توانایی مالی تامین مخارج

آموزشی را پیدا می‌کنند و تامین مخارج آموزشی از جانب مردم ممکن است بهبود رشد اقتصادی را به دنبال داشته باشد.

3- همانگونه که پیش از این اشاره شد، مخارج آموزشی در نظر گرفته شده در این تحقیق در واقع مخارجی است که دولت به آموزش اختصاص داده است. بنابراین آنچه که مورد برآورد قرار گرفته است نیز ارتباط مخارج آموزشی دولت و مخارج آموزشی سال‌های گذشته دولت با نرخ رشد است. در صورتی که بررسی ارتباط مخارج آموزشی بخش خصوصی با نرخ رشد ممکن است نتایج متفاوتی را به همراه داشته باشد و حتی افزایش در مخارج آموزشی بخش خصوصی -بر خلاف مخارج آموزشی دولت- افزایش نرخ رشد اقتصادی را به دنبال داشته باشد.

در هر صورت به علت عدم دستیابی به آمارهای قابل استناد از مخارج آموزشی بخش خصوصی، امکان بررسی ارتباط مخارج آموزشی بخش خصوصی با نرخ رشد در این مطالعه میسر نشده است. اما بررسی این ارتباط در مطالعات آتی و حتی مقایسه نتیجه حاصل از آن با ارتباط بین مخارج آموزشی دولت و نرخ رشد، ممکن است بتواند راهکارهای بهتری را در جهت بهبود وضعیت موجود پیشنهاد کند.

منابع

منابع فارسی

1- ابریشمی، ح و م، مهرآرا و پ، خطابخش، 1384، «بررسی رابطه رشد و توزیع درآمد در ایران». پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی.، سال 5، شماره 17.

2- جمشیدنژاد، ح، 1384، «تاثیر آموزش بر رشد اقتصادی در ایران». پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.

3- نیلی، م و ش، نفیسی، 1384، «تخمین سرمایه انسانی بر مبنای متوسط سال‌های تحصیل نیروی کار برای ایران(1345-1379)». فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران.، سال 7، شماره 25.

منابع انگلیسی

4- Altman, M. (2003). "Economic growth and income equality: Implications of a behavioural model of economic growth for public policy." *Canadian Public Policy*., Vol 60, pp. 87–118.

5- Barro, R. J and X, Sala-i-Martin. (2004). *Economic Growth*. Cambridge: The MIT Press.

6- Baumol, W. J. (2007). "On income distribution and growth." *Journal of Policy Modeling*., Vol. 29, pp. 545-548.

7- Blankenau, W. F. (2005). "Public schooling, college subsidies and growth. "*Journal of Economic Dynamics & Control*., Vol. 29, pp. 487–507.

8- Blankenau, W. F. and N. B, Simpson. (2004). "Public education expenditures and growth." *Journal of Development Economics*., Vol.

9- Carroll, C. (2008). "The Lucas growth model." *Johns Hopkins University, Department of Economics.*

10- Croix, D. and M, Doepke. (2003). "Inequality and growth: Why differential fertility matters." *The American Economic Review.*, Vol. 93, No. 4, pp. 1091-1113.

11- Deininger, K. and L, Squire. (1998). "New ways of looking at old issues: inequality and growth." *Journal of Development Economics.*, Vol. 57, pp. 259–287.

12- Deininger, K. and L, Squire. (1997). "Economic growth and income inequality: Reexamining the links." *Finance and Development*., Vol. 37, pp. 38-41.

13- Galor, O. (2000). "Income distribution and the process of development." *European Economic Review.*, Vol. 44, pp. 706 -712.

14- Gradstein, M. and M, Justman and V, Meier. (2007). "The political economy of education: Implications for growth and inequality." *Economics of Education Review.*, Vol. 26, pp. 263–264.

15- Gujarati, D. (1995). *Basic Econometrics*. Mcgraw-Hill, Inc.

16- Hsing, Y. (2005). "Economic growth and income inequality: the case of the US." *International Journal of Social Economics*., Vol. 32, No. 7, pp. 639–647.

17- Jamison, E. A. and D. T, Jamison and E. A, Hanushek. (2007). "The effects of education quality on income growth and mortality decline." *Economics of Education Review.*, Vol. 26, pp. 772–789.

18- Krueger, A. B. and M, Lindahl. (2001). "Education for growth: Why and for whom?" *Journal of Economic Literature*., Vol. 34, pp. 1101-1136.

19- L'Angevin, C. and N, Laib. (2005). "Education and growth in a panel of 21 OECD countries." *International Conference on Policy Modeling, Istanbul*.

20- Latzko, D. (2002). "Convergence of income across Pennsylvania counties." *Eastern Economic Journal*., Vol. 28, No. 4, pp. 499-508.

21- Leeuwen, B. V. (2007). *Human capital and economic growth in India, Indonesia, and Japan: A quantitative analysis, 1890-2000*. Netherlands.

22- Moro, A. (2002). "The centralised solution of the Uzawa-Lucas model with externalities." *Rivista di Politica Economica*., Vol. 92, pp. 103-136.

23- Petrakis, P. E. and D, Stamatakis. (2002). "Growth and educational levels: a comparative analysis." *Economics of Education Review.*, Vol. 21, pp. 513–521.

24- Sukiassyan, G. (2007). "Inequality and growth: What does the transition economy data say?" *Journal of Comparative Economics.*, Vol. 35, pp. 35–56.

25- Turnovsky, S. J. (2008). " The role of factor substitution in the theory of economic growth and income distribution: Two examples." *Journal of Macroeconomics.*, Vol. 30, pp. 604–629.

26- Turnovsky, S. J. (2005). "Growth and income inequality: A canonical model." *University of Washington*.

27- Wu, F. and D, Zhang and J, Zhang. (2006). "Unequal education, poverty and low growth: A theoretical framework for rural education of China." *Economics of Education Review.*, Available online at www.sciencedirect.com.