تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۴، شمارهٔ ۲، تابستان ۹۸/ ص ۳۹۳-۳۶۹

بررسی همگرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده بین استان‌های ایران با استفاده از روش تحلیل خوشه‌ای

احمد محمدی*[۱]، سروه عبدالکریمی آذر[۲]، علی فقه مجیدی[۳]

۱. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، ایران، mohammadiahm@gmail.com

۲. دانش آموخته ارشد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، ایران، a_serveh@yahoo.com

۳. استادیار ، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، ایران، a.f.majidi@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۸/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۸/۱۵

چکیده

در این پژوهش فرضیه همگرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده استان‌های کشور با استفاده از روش تحلیل خوشه‌ای طی دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵ مورد بررسی قرار گرفته است. باوجود شباهت‌های بسیاری که میان استان‌های کشور از نظر عوامل مؤثر بر سطح قیمت‌های عمومی وجود دارد، اما نتایج به‌دست آمده براساس روش خوشه‌ای، وجود همگرایی سطح قیمت‌ها میان استان‌های ایران را به طور کلی تأیید نمی‌کند. با این وجود، سه خوشه همگرا در میان استان‌های کشور مشاهده می‌شود. ۱۹ استان در خوشه اول، ۳ استان در خوشه دوم، ۴ استان در خوشه سوم قرار داشته و استان تهران نیز، یک خوشه غیرهمگرا را تشکیل می‌دهد. ارتباط خاصی میان استان‌های واقع در هر خوشه بر اساس سطح توسعه‌یافتگی، جغرافیا و جمعیت وجود ندارد. رد فرضیه همگرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده و خوشه‌ای شدن آن دلالت بر چندپارچگی بازارها در ایران، متفاوت بودن سطح هزینه‌های زندگی و پایداری آن در طول زمان و متفاوت بودن تأثیرات سیاست‌های پولی بر سطح قیمت‌ها در استان‌ها دارد.

طبقه بندی JEL: C32, E31, F15

واژهای کلیدی: همگرایی، شاخص قیمت مصرف‌کننده، تحلیل خوشه‌ای، ایران، هزینه‌های زندگی

*. نویسنده مسئول، شماره تماس: ۰۹۱۲۵۷۲۳۲۲۸

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

آیا سطح عمومی قیمت‌ها میان استان‌های ایران همگرا می‌باشد؟ در این پژوهش تلاش گردیده است به سؤال مذکور پاسخ داده شود. طرح این سوال که به طور ضمنی امکان واگرایی قیمت‌ها را پیش می‌کشد، درحالی است که یکی از دلالت‌های اساسی نظریه برابری قدرت خرید، پیش‌بینی همگرایی قیمت‌ها در سطح مناطق و استان‌های مختلف کشور است (روگوف[1]، ۱۹۹۶؛ کریستو[2] و همکاران، ۲۰۱۸). به عبارتی، اولین مطلبی که بعد از طرح این سوال ممکن است به ذهن مخاطب خطور کند این است که آیا تشکیک در امر همگرایی قیمت‌ها در شرایطی که همه استان‌ها از یک واحد پولی مشترک استفاده نموده و سیاست پولی واحدی در سطح ملی اعمال می‌گردد، صحیح است؟

به طور کلی پاسخ به سوال فوق مثبت است، بدین معنی که واگرایی قیمت میان استان‌های کشور امری محتمل است. همان‌طور که شهبازی و همکاران (۱۳۹۱) اشاره می‌کنند، سطح قیمت‌ها علاوه بر موارد مشترک فوق از عوامل خاص دیگری نیز تأثیر می‌پذیرند که از استانی به استان دیگر متفاوت است. به طور کلی فرضیه همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها میان مناطق مختلف یک کشور ممکن است به دلایل متعددی رد گردد؛ مانند هزینه‌های حمل‌ونقل، اعمال قیمت‌های مختلف توسط بنگاه‌های دارای قدرت رقابتی و قیمت‌گذاری، وجود کالاهای غیر قابل‌مبادله در شاخص‌های قیمت نظیر مسکن (سچتی و همکاران، ۲۰۰۲)؛ هزینه‌های توزیع کالاها در سطح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی (بابا[3]، ۲۰۰۸)؛ تفاوت سطح درآمد مناطق و فاصله جغرافیایی میان مناطق (ناگایاسو و ایناکورا[4]، ۲۰۰۹)، تفاوت نرخ رشد جمعیت مناطق (ایکنو[5]، ۲۰۱۴)، و یا چندبخشی بودن بازارها (کازرونی و همکاران ۱۳۹۳).

پرداختن به مسأله همگرایی قیمت‌ها از سه منظر قابل بحث است. نخست، آگاهی از واگرایی احتمالی سطح قیمت‌ها میان استان‌های کشور می‌تواند پرده از برخی از مشکلات ساختاری در بازارهای کشور و یا تفاوت‌های قابل‌توجه میان سطح توسعه‌یافتگی استان‌ها؛ که در بالا به پاره‌ای از آن‌ها اشاره گردید، بردارد.

1. Rogoff
2. Christo et al
3. Baba
4. Nagayasu & Inakura
5. Ikeno

Archive of SID

www.SID.ir

دوم، همگرایی (یا واگرایی) سطح عمومی قیمت‌ها در استان‌های کشور می‌تواند اطلاعاتی هر چند ناقص و ناکامل در خصوص همگرایی (یا واگرایی) هزینه‌های زندگی[1] میان استان‌های کشور ارائه نماید (فیلیپس و سول[2]، ۲۰۰۷). شاخص قیمت مصرف‌کننده به‌عنوان معیاری از سطح عمومی قیمت‌ها، در واقع هزینه خرید یک سبد از کالا و خدمات بازاری مورداستفاده عموم مصرف‌کنندگان را در طول زمان اندازه‌گیری و مقایسه می‌کند. به همین دلیل شاخص فوق به نوعی معیاری هر چند ناکامل از هزینه‌های زندگی نیز می‌باشد. آگاهی از همگرایی یا واگرایی هزینه‌های زندگی می‌تواند نقش مهمی در طراحی مناسب سیاست‌های رفاهی دولت و برقراری عدالت داشته باشد. به طور مشخص، وجود تفاوت‌های قابل‌ملاحظه میان سطح عمومی قیمت‌ها در استان‌های کشور و تداوم آن در طول زمان (واگرایی قیمت‌ها)، می‌تواند تأثیرات زیادی بر نرخ‌های واقعی دستمزد در سطح استان‌ها و استاندارد زندگی در این مناطق داشته باشد.

سوم، همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها میان استان‌های کشور یکی از ابعاد مهم بحث اقتصاد منطقه‌ای می‌باشد (دلر و همکاران[3]، ۱۹۹۶). این در حالی است که توازن منطقه‌ای و کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای همواره یکی از اهداف اصلی اغلب برنامه‌های توسعه اقتصادی در ایران بوده است (سلامی، مجیدی و محمدی، ۱۳۹۵). متفاوت بودن هزینه‌های زندگی و یا عدم همگرایی قیمت‌ها، یکی از مصادیق و نشانه‌های عدم توازن منطقه‌ای می‌باشد. از سوی دیگر، برخی شواهد نشان می‌دهد که همگرایی سطح قیمت‌ها و نرخ رشد اقتصادی استان‌ها همبسته هستند (پورعبادالهان کویج و همکاران، ۱۳۹۶). از این‌رو بررسی رفتار شاخص‌های قیمت استان‌های کشور نسبت به همدیگر، به روشن شدن یکی از ابعاد اقتصاد منطقه‌ای در کشور کمک خواهد نمود.

تاکنون چهار مطالعه در خصوص همگرایی قیمت در استان‌های ایران انجام شده است؛ که مشخصات و نقدهای وارده بر آنها در بخش پیشینه مطالعات داخلی به طور کامل بیان گردیده است. به طور کلی، مرور مطالعاتی که تاکنون در این زمینه در داخل کشور انجام شده است نشان می‌دهد که این پژوهش‌ها از ضعف‌های روش‌شناسی خاصی برخوردارند. در عین حال، دلالت‌های سیاستی این مطالعات از لحاظ شهودی مبهم

1. Convergence Cost of Living
2. Philips & Sul
3. Deller et al

Archive of SID

www.SID.ir

به‌نظر می‌رسد. بنابراین، ضرورت بررسی مجدد و دقیق‌تر این موضوع به خوبی احساس می‌گردد.

در این پژوهش از رهیافت خوشه‌ای فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، جهت بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها میان استان‌های کشور استفاده شده است. این رهیافت، نه تنها کاستی‌های سایر روش‌های موجود در زمینه همگرایی را ندارد؛ بلکه امکان جستجو جهت یافتن خوشه‌ها یا زیرمجموعه‌هایی از استان‌های همگرا را فراهم می‌نماید. به طور کلی، نتایج به‌دست آمده از رد فرضیه همگرایی میان استان‌های کشور و وجود چند خوشه همگرا از استان‌ها حکایت دارد. در عین حال، نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که ارتباط خاصی میان استان‌های عضو هر خوشه از نظر سطح توسعه‌یافتگی و همچنین وضعیت جغرافیایی و جمعیتی وجود ندارد.

ادامه مقاله به‌صورت زیر می‌باشد. در بخش اول مبانی نظری همگرایی ارائه می‌گردد. در بخش دوم خلاصه‌ای از مطالعات صورت گرفته در بحث همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها تشریح می‌گردد. در بخش سوم، مبانی نظری و تئوریک روش تحلیل خوشه‌ای تشریح می‌گردد. در بخش چهارم داده‌ها و نتایج و در بخش پایانی نیز به نتیجه‌گیری پرداخته می‌شود.

۲- مبانی نظری

در این بخش، به‌صورت خلاصه تاریخچه‌ای از بحث همگرایی و روش‌های بررسی این مسأله و همچنین نظریه برابری قدرت خرید به‌عنوان پشتوانه نظری همگرایی شاخص قیمت‌ها ارائه می‌گردد.

۲-۱- مبانی نظری همگرایی و روش‌های تجربی مربوطه

مفهوم همگرایی ابتدا در مدل‌های رشد و برای توصیف وضعیت درآمد سرانه کشورها نسبت به همدیگر در بلندمدت، طرح گردید. اما این مفهوم در سایر مباحث اقتصادی نیز، به‌کار گرفته می‌شود: مثلاً وضعیت شاخص‌های قیمت استان‌ها نسبت به همدیگر. از آنجا که این مفهوم به‌طور کلی در مدل‌های رشد طرح گردیده است، برای توضیح آن از ادبیات موضوعی این حوزه استفاده می‌کنیم.

Archive of SID

www.SID.ir

همگرایی، یکی از دلالت‌های اساسی مدل رشد نئوکلاسیک سولو[1] (۱۹۵۶) است. در ادبیات رشد اقتصادی، همگرایی به دو صورت تعریف می‌گردد: همگرایی بتا[2] و همگرایی سیگما[3]. همگرایی بتا زمانی رخ می‌دهد که کشورهای فقیر با سرعت بیشتری نسبت به کشورهای ثروتمند، رشد نمایند. همگرایی سیگما نیز زمانی رخ می‌دهد که پراکندگی درآمد سرانه میان کشورهای فقیر و ثروتمند در طول زمان، کاهش یابد (سالای مارتین[4]، ۱۹۹۶).

در کارهای تجربی، عمدتاً بر همگرایی بتا تأکید شده است. به طور کلی، سه روش برای آزمون این مفهوم وجود دارد: روش مقطعی، روش سری زمانی و روش پانل دیتا. در روش مقطعی، همگرایی بتا زمانی رخ می‌دهد که یک همبستگی منفی میان متوسط نرخ رشد کشورها در طول دوره با سطح درآمد سرانه اولیه آن‌ها در ابتدای دوره وجود داشته باشد. اما همان‌طور که برنارد و دارلوف[5] (۱۹۹۵)، پسران[6] (۲۰۰۷) و فیلیپس و سول (۲۰۰۷ و ۲۰۰۹) نشان داده‌اند، منفی شدن همبستگی میان متوسط نرخ رشد دوره با سطح درآمد سرانه اولیه الزاماً به مفهوم همگرایی میان کشورها نمی‌باشد. به همین دلیل برنارد و دارلوف (۱۹۹۵) و دیگر محققان به جای روش‌های مقطعی، استفاده از روش‌های سری زمانی ریشه واحد و همجمعی را برای مطالعه همگرایی بتا پیشنهاد کرده‌اند. همجمع نبودن سری‌های زمانی به مفهوم واگرایی آن‌ها خواهد بود. اما، همان‌طور که پسران (۲۰۰۷) اشاره کرده است، استفاده از آزمون‌های همجمعی در حالتی که تعداد مقاطع زیاد است دشوار می‌باشد. به همین دلیل، محققان به آزمون ریشه واحد برای شکاف میان مقاطع در طول زمان روی آورده‌اند. در این حالت، ابتدا لگاریتم شاخص قیمت هر استان از لگاریتم یک استان پایه (و یا لگاریتم متوسط استان‌ها) کسر شده و سپس وجود ریشه واحد در این سری جدید آزمون می‌گردد. وجود ریشه واحد در این سری جدید، به مفهوم واگرایی خواهد بود. در مطالعات اولیه، برای بررسی ریشه واحد و همگرایی از آزمون‌های تک متغیره نظیر آزمون دیکی-فولر استفاده می‌گردید. اما همان‌طور که سچتی و همکاران (۲۰۰۲) اشاره کرده‌اند، این

1. Solow
2. Beta convergence
3. Sigma convergence
4. Sala-i-Martin
5. Bernard and Durlouf
6. Pesaran

Archive of SID

www.SID.ir

آزمون‌ها در پاره‌ای از موارد از توان پایینی جهت رد فرضیه صفر نادرست ریشه واحد برخوردارند. به همین دلیل محققان از آزمون‌های ریشه واحد پانلی برای بررسی همگرایی استفاده می‌نمایند که از توانایی بالاتری برای رد فرضیه صفر ریشه واحد برخوردار است.

اما نتایج روش‌های ریشه واحد پانلی نیز نسبت به استان پایه یا مقطع پایه حساس می‌باشد. پسران (۲۰۰۷)، ضمن اشاره به برخی دیگر از مشکلات تکنیکی و مفهومی این روش‌ها، رویکرد دوبه‌دو[1] را پیشنهاد کرده است. در این روش، به جای انتخاب یک مقطع به‌عنوان پایه، همگرایی هر جفت از استان‌ها به‌صورت جداگانه با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد تک متغیره مورد بررسی قرار می‌گیرد. اما در این روش نیز احتمال دارد دو استان به‌صورت جداگانه با استان سومی همگرا باشند، درحالی که خود واگرا هستنند.

فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، نقد جدی‌تری به رویکرد ریشه واحد همگرایی وارد کرده‌اند. از نظر این نویسندگان وجود ریشه واحد میان تفاضل لگاریتمی سری‌های درآمد یا سری‌های قیمت استان‌ها الزاماً به مفهوم واگرایی آن‌ها نمی‌باشد. آن‌ها ضمن بررسی دقیق این مسأله، رویکرد جدیدی برای تجزیه و تحلیل مسأله همگرایی معرفی کرده‌اند که در آن به جای بررسی کردن ویژگی داده‌ها از نظر ریشه واحد، پراکندگی میان مقاطع در طول زمان و امکان کاهش آن مورد مطالعه قرار می‌گیرد. از این نظر رهیافت آن‌ها برای بررسی مسأله همگرایی یک نوع آزمون همگرایی سیگما می‌باشد، درحالی که مطالعات پیشین، همگرایی را از منظر همگرایی بتا مورد مطالعه قرار داده‌اند. در عین حال، رویکرد آن‌ها بسیار انعطاف‌پذیر است. برای مثال، یکی از مهم‌ترین مزیت‌های این روش آن است که در آن امکان بررسی همگرایی خوشه‌ای میان زیرمجموعه‌هایی از مقاطع وجود دارد.

۲-۲- *نظریه برابری قدرت خرید*

همگرایی شاخص قیمت استان‌های کشور، یکی از دلالت‌های نظریه برابری قدرت خرید[2] PPP است. نظریه برابری قدرت خرید برگرفته از قانون قیمت واحد[3] است.

1. Pairwise Approach
2. Purchasing Power parity
3. Low of One Price

Archive of SID

www.SID.ir

براساس این نظریه، در غیاب هزینه‌های حمل‌ونقل و موانع تجاری، بازارهای رقابتی طوری عمل می‌کنند که قیمت کالاهای مشابه در کشورهای مختلف و یا مناطق مختلف، یکسان و برابر خواهد بود (روگوف[1]، ۱۹۹۶). در سطح بین‌المللی، نظریه برابری قدرت خرید پیش‌بینی می‌کند که نرخ‌های ارز کشورها، با توجه به تفاوت تورم میان آن‌ها تعدیل شود. درحالی که در داخل یک کشور، تفاوت‌های منطقه‌ای قیمت‌ها، کوتاه‌مدت بوده و در بلندمدت حذف خواهد شد (کریستو[2] و همکاران، ۲۰۱۸). اما پیش‌بینی‌های نظریه برابری قدرت خرید، به خصوص در سطح بین‌المللی، به دلایلی نظیر موانع تجاری (تعرفه‌ها و عوارض گمرکی) و عدم واکنش نرخ ارز اسمی به شوک‌های قیمتی مورد تأیید قرار نگرفته است. از این‌رو بسیاری از محققان، دلالت‌های تئوری مذکور را با استفاده از سطح قیمت‌های داخلی استان‌ها و یا مناطق مختلف یک کشور مورد آزمون قرار داده‌اند. در این حالت، مشکلات مذکور مصداق نداشته و محقق می‌تواند با آسودگی خیال بیشتری به آزمون این نظریه و دلایل احتمالی رد آن، بپردازد (سچتی، مارک و سونورا[3]، ۲۰۰۲).

۳- پیشینه پژوهش

۳-۱- مطالعات خارجی

برخی از مطالعات خارجی انجام شده در این زمینه به شرح ذیل می‌باشد.

کریستو و همکاران (۲۰۱۸)، با استفاده از تکنیک خوشه‌ای همگرایی شاخص‌های قیمت ۵۰ ایالت آمریکا را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که باوجود رد فرضیه همگرایی میان ایالات مذکور، یازده خوشه همگرا میان آنها وجود دارد.

مون[4] (۲۰۱۷)، در پژوهشی به بررسی همگرایی قیمت‌های نسبی در ۱۵ منطقه کره جنوبی طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۶، با استفاده از روش ریشه واحد پانلی پرداخته است. نتایج این پژوهش از همگرایی قیمت‌های نسبی در این مناطق همگرا حکایت دارد.

1. Rogoff
2. Christo et al
3. Cecchetti, Mark & Sonora
4. Moon

Archive of SID

www.SID.ir

کاراناسوس و همکاران[1] (۲۰۱۶)، به بررسی همگرایی نرخ تورم میان کشورهای اتحادیه اروپا طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۳، با استفاده از رویکرد تحلیل خوشه‌ای پرداختند. نتایج از وجود سه باشگاه همگرایی بین کشورهای اروپایی طی دوره مذکور حکایت دارد.

ایکنو[2] (۲۰۱۴)، با استفاده از رویکرد دوبه‌دوی قیمتی، به بررسی بلندمدت همگرایی شاخص قیمت‌های محلی در ژاپن پرداخته و به این نتیجه رسید که بخش قابل‌توجهی از قیمت‌های محلی در ژاپن همگرا بوده است.

هوانگ و همکاران[3] (۲۰۱۲)، در پژوهشی تحت عنوان همگرایی سطح قیمت‌ها در شهرهای ایالات متحده آمریکا، به بررسی همگرایی سطح قیمت‌ها میان ۱۷ شهر عمده آمریکا برای دوره ۱۹۱۸ تا ۲۰۰۸ پرداخته‌اند. نتایج به‌دست آمده در پژوهش حاکی از وجود همگرایی قوی در سطح قیمت‌ها بین شهرهای آمریکا برای دوره مذکور است.

فرش و کوزین[4] (۲۰۱۱)، با استفاده از رویکرد تحلیل خوشه‌ای فیلیپس و سول، به بررسی همگرایی در سطح قیمت‌ها، هزینه هر واحد نیروی کار، درآمد و بهره‌وری در سطح اروپا طی دوره ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۶ پرداختند. نتایج این تحقیق از وجود خوشه‌های همگرا در متغیرهای مذکور در اروپا حکایت دارد.

بارتوسکا و ریدل[5] (۲۰۰۹)، به بررسی همگرایی درآمد در مناطق مختلف اروپا طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۵، پرداخته‌اند. نتایج به‌صورت زیر است: نتایج روش خوشه‌ای از وجود ۵ خوشه همگرا در بین کشورهای اروپایی حکایت دارد و نتایج یک مدل پروبیت نشان می‌دهد که شرایط اولیه مانند سرمایه انسانی و درآمد سرانه، نقش چشمگیری در شکل‌گیری باشگاه‌های همگرایی در مناطق اروپایی داشته است.

با مرور کلی مطالعاتی که در خارج از کشور با استفاده از روش فیلیپس و سول به بررسی مسأله همگرایی پرداخته‌اند، می‌توان به سه نتیجه کلی در این خصوص دست یافت. نخست، روش همگرایی خوشه‌ای به رویکرد استانداردی در ادبیات همگرایی تبدیل شده است. دوم، استفاده از این روش زمانی که ناهمگونی میان مقاطع مورد بررسی زیاد است، اطلاعات بهتری از وضعیت همگرایی ارائه می‌دهد. سوم، کاربرد این روش به خصوص در مطالعات مربوط به کشورهای عضو یک اتحادیه شایع‌تر است.

1. Karanasos et al.
2. Ikeno
3. Huang et al.
4. Fritsche & Kuzin
5. Bartkowska & Riedl

Archive of SID

www.SID.ir

۲-۲- مطالعات داخلی

تاکنون چهار مطالعه در خصوص بحث همگرایی شاخص‌های قیمت در ایران انجام شده است. در اولین مطالعه شهبازی و همکاران (۱۳۹۱)، همگرایی شاخص‌های قیمت در استان‌های ایران را طی دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی، مورد بررسی قرار داده‌اند. مهم‌ترین نتیجه این مطالعه؛ که اتفاقاً مهم‌ترین نقد وارده بر آن نیز می‌باشد، آن است که همگرایی شاخص قیمت در استان‌های کشور به انتخاب استان پایه بستگی دارد. تغییر وضعیت همگرایی میان استان‌ها، با تغییر استان پایه بیش از هر چیز دیگری بیانگر ناهمگونی حاد میان استان‌ها است. پس، برای بررسی مسأله همگرایی لازم است از روشی بهره گرفته شود که این مسأله را مدنظر قرار دهد. به طور کلی، مسأله همگرایی میان استان‌های ایران در این پژوهش بدون پاسخ مانده است.

کازرونی و همکاران (۱۳۹۳ الف و ب)، در دو پژوهش جداگانه به بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها و مقایسه درجه‌ی همگرایی سطح قیمت کالاها با خدمات بین استان‌های ایران برای دوره ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ پرداخته‌اند. آن‌ها از رهیافت دوبه‌دوی قیمتی تعمیم‌یافته پسران برای پژوهش خود بهره گرفته‌اند. نتایج مطالعات، از همگرایی هر چند ضعیف شاخص‌های قیمت حکایت دارد. اما برخی از نتایج به‌دست آمده در این مطالعات جای تأمل دارد. برای مثال، در مطالعه کازرونی و همکاران (۱۳۹۳الف)، مشاهده می‌شود که دو استان تهران و مازندران با استان لرستان همگرا می‌باشند، اما در کمال تعجب خودِ این دو استان با همدیگر همگرا نیستند. دلالت‌های این مسأله از نظر سیاست‌گذاری مبهم به نظر می‌رسد: این موضوع که دو استان تهران و مازندران با همدیگر همگرا نمی‌باشند اما هر دوی آنها به‌صورت جداگانه با استان لرستان همگرا می‌باشند، چه دلالتی از نظر سیاست‌گذاری دارد؟ به نظر می‌رسد که استفاده از روش خوشه‌ای، تا حد زیادی تناقض هر چند ظاهری موجود در این زمینه را رفع خواهد نمود.

در مطالعه چهارم پورعبادالهان کویج و همکاران (۱۳۹۵)، به بررسی عوامل مؤثر بر همگرایی سطح قیمت‌ها بین استان‌های ایران در دوره ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۲، پرداخته‌اند. در این پژوهش، برای بررسی همگرایی از رهیافت دوبه‌دوی تعمیم‌یافته پسران و برای بررسی عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها از مدل پروبیت استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که همگرایی قیمت‌ها فقط تحت تأثیر متوسط نرخ رشد درآمد سرانه بین استان‌ها، قرار می‌گیرد؛ به نحوی که با نرخ رشد درآمد سرانه متفاوت بین استان‌ها، همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران غیرمحتمل است.

Archive of SID

www.SID.ir

به طور کلی، با مرور مطالعات داخلی سه نتیجه کلی حاصل می‌گردد. نخست، نتایج به‌دست آمده قطعی نمی‌باشد. دوم، نقدهای جدی به روش‌های به‌کار گرفته شده و نتایج به‌دست آمده وارد است. سوم، با توجه به دو نقد پیشین به نظر می‌رسد که اصل مسأله همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها به طور کلی، بدون پاسخ مانده است.

در این پژوهش، برای بررسی بهتر مسأله همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها از روش خوشه‌ای استفاده شده است. در بخش بعدی جزئیات این روش تشریح گردیده است.

۳- روش شناسی

۳-۱- ماهیت روش خوشه‌ای فیلیپس و سول (۲۰۰)

در رهیافت فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، که به آزمون همگرایی رگرسیون $log\ t$ معروف است، همگرایی به‌صورت کاهش فاصله و پراکندگی میان مقاطع در طول زمان رخ می‌دهد. بنابراین همگرایی در روش‌شناسی فیلیپس و سول، شبیه همگرایی سیگما است. شکل این رگرسیون به‌صورت زیر است:

$$\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2\log\log t = a + b\log t \qquad (1)$$

قبل از توضیح اجزای این رگرسیون و تشریح چگونگی به‌دست آوردن آن، به طور خلاصه همگرایی (فرضیه صفر) زمانی رخ می‌دهد که ضریب برآوردشده رگرسیون بالا $\hat{b} \geq 0$ باشد. فرضیه صفر همگرایی $\hat{b} \geq 0$ به راحتی با استفاده از آماره t قابل آزمون کردن است. برای مثال، چنانچه آماره t به‌دست آمده برای ضریب برآورد شده $t_{\hat{b}}$ کمتر از ۱/۶۵- باشد، آن‌گاه فرضیه صفر همگرایی در سطح اطمینان ۵ درصد رد خواهد شد. در ساخت آماره آزمون یک طرفه‌ی فوق $t_{\hat{b}}$، از انحراف معیارهای مقاوم نسبت به خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی[1] استفاده می‌گردد. رگرسیون بالا، بعد از حذف r درصد از مشاهدات اولیه برآورد می‌گردد. با این کار بر رفتار شاخص قیمت در بلندمدت تمرکز می‌گردد. فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، مقدار ۰/۳ (یا ۳۰ درصد) را برای پارامتر r پیشنهاد داده‌اند. در آزمون رگرسیون بالا هیچ اشاره‌ای به وضعیت مانایی یا نامانایی متغیر مورد بررسی نگردیده است و در اصل لزومی به بررسی این موضوع وجود ندارد. این در حالی است که در دیگر روش‌های سری زمانی و پانلی همگرایی، از آزمون‌های ریشه واحد جهت بررسی مانایی متغیرها و ریشه واحد استفاده می‌گردد.

1. HAC standard error

Archive of SID

www.SID.ir

در رگرسیون بالا H_t واریانس (پراکندگی) متغیری به نام h_{it} است:

$$H_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(h_{it} - 1\right) \qquad (۲)$$

متغیر h_{it} نیز شکل نرمال شده روند بلندمدت متغیر اصلی مورد بررسی یعنی CPI_{it} است. از آنجا که همگرایی یک مفهوم بلندمدت است به جای خود متغیر که حاوی اجزای سیکلی نیز می‌باشد، بر روند بلندمدت آن که با استفاده از روش فیلتر هدریک- پرسکات به‌دست می‌آید، متمرکز می‌گردیم:

$$h_{it} = \frac{CPI_{it}}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} CPI_{it}} \qquad (۳)$$

فیلیپس و سول، CPI_{it} را به‌صورت حاصل‌ضرب دو مؤلفه تعریف می‌کنند: یک عنصر به نام μ_t که میان تمام استان‌ها مشترک است و یک عنصر دیگر به نام δ_{it} که خاص هر استان بوده و در طول زمان تغییر می‌کند. به‌طور مثال، در اینجا μ_t می‌تواند نمایانگر تأثیرات افزایش نقدینگی بر سطح عمومی قیمت‌ها در تمامی استان‌های کشور و به همین ترتیب δ_{it} نیز می‌تواند بیانگر تأثیر شوک‌های محلی و یا هر چیز دیگری بر سطح عمومی قیمت‌های استان مربوطه باشد. پس داریم:

$$X_{it} = \delta_{it}\mu_t \qquad (۴)$$

درصورت همگرا شدن جزء δ_{it} میان استان‌های مختلف، به طور مثال همگرا شدن آن به سمت مقدار ثابت δ، متغییر X_{it} نیز به سمت مقدار مشترک μ_t همگرا خواهد شد. به عبارتی، X_{it} زمانی همگرا خواهد شد که δ_{it} همگرا شود. بنابراین لازم است که مسأله همگرایی بر رفتار جزء δ_{it} متمرکز گردد. پس، شکل نرمال شده آن را می‌توان مجدداً به‌صورت زیر نوشت:

$$h_{it} = \frac{CPI_{it}}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} CPI_{it}} = \frac{\delta_{it}}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \delta_{it}} \qquad (۵)$$

طبق معادله (۵) درصورت همگرا شدن جزء δ_{it} به سمت یک مقدار ثابت نظیر δ، آنگاه مقدار متغیر h_{it} به سمت عدد یک میل خواهد نمود. بنابراین همگرا شدن h_{it} به سمت عدد یک، به مفهوم کاهش واریانس آن در طول زمان خواهد بود (همان مفهوم همگرایی سیگما). پس درصورت همگرا شدن h_{it} قاعدتاً واریانس آن در ابتدای دوره یعنی H_1 از واریانس آن در دوره‌های بعد H_t بزرگ‌تر خواهد بود. به همین دلیل، نسبت واریانس دوره اول به واریانس دوره‌های بعد (یعنی $\frac{H_1}{H_t}$)، در طول زمان رشد خواهد کرد.

Archive of SID

www.SID.ir

از این‌رو اگر شاخص قیمت مصرف‌کننده در استان‌های کشور در طول زمان همگرا باشند، نسبت $\frac{H_1}{H_t}$ تابع مثبتی از زمان خواهد بود. به‌عبارتی بهتر، همگرایی مستلزم آن است که در صورت رگرس کردن $\log(\frac{H_1}{H_t})$ بر روی لگاریتم زمان، ضریب رگرسیون به‌دست آمده از لحاظ آماری مثبت و معنادار باشد:

$$\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) = a + b\log t + u_t \qquad (۶)$$

فیلیپس و سول برای تضمین خصوصیات مجانبی رگرسیون بالا به جای عبارت $\log(\frac{H_1}{H_t})$، عبارت $\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2\log\log t$ را بر لگاریتم زمان رگرس کرده‌اند:

$$\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2\log\log t = a + b\log t + u_t \qquad (۷)$$

معادله بالا همان معادله شماره (۱) است؛ که به خوبی نشان می‌دهد چرا همگرایی مستلزم آن است که $\hat{b} \geq 0$ باشد. بنابراین مسأله همگرایی در روش فیلیپس و سول، بسیار ساده است. کافی است که رگرسیون سری زمانی (۱) برآورد گردیده، سپس فرضیه صفر $\hat{b} \geq 0$ با استفاده از آماره آزمون t که آن‌را $t_{\hat{b}}$ می‌نامیم آزمون می‌گردد.

در آزمون بالا، فرضیه رقیب، شامل دو گزینه‌ی الف (واگرایی کلی) و ب (همگرایی خوشه‌ای) است. به عبارت دیگر، رد شدن فرضیه صفر الزاماً به مفهوم واگرایی کلی میان استان‌ها نیست؛ زیرا امکان دارد که همگرایی جزئی میان زیرمجموعه‌هایی از استان‌ها که به آن همگرایی خوشه‌ای گفته می‌شود وجود داشته باشد. مهم‌ترین مزیت روش فیلیپس و سول، امکان شناسایی این خوشه‌های همگرا است. اما سوال اینجاست که درصورت رد شدن فرضیه صفر همگرایی مقاطع، نحوه شناسایی خوشه‌های همگرای احتمالی چگونه خواهد بود؟ فیلیپس و سول مکانیسم زیر را برای شناسایی خوشه‌های همگرا پیشنهاد داده‌اند.

۳-۲- *الگوریتم شناسایی خوشه‌های همگرا*

فیلیپس و سول (۲۰۰۷، ۲۰۰۹) یک الگوریتم چهار مرحله‌ای را برای شناسایی خوشه‌های همگرا به شرح ذیل پیشنهاد کرده‌اند:

گام اول: اگر قرار باشد که خوشه‌های همگرایی میان مقاطع و یا استان‌ها وجود داشته باشد، این پدیده حتماً در آخرین دوره مشاهدات رؤیت خواهد گردید. یعنی

Archive of SID

www.SID.ir

مقادیر این استان‌ها در آخرین دوره تقریباً مشابه همدیگر بوده و در یک محدوده قرار خواهند داشت. بنابراین در گام اول، مقاطع یا استان‌ها را براساس مقادیر آخرین دوره زمانی، از بزرگ‌ترین به کوچک‌ترین مقدار مرتب می‌نماییم و سپس کار شناسایی خوشه‌های همگرا را شروع می‌کنیم. در این روش شناسی، استان اول استان پایه نامیده می‌شود.

گام دوم: تشکیل گروه هسته: ابتدا فرضیه همگرایی را میان دو استان اول بررسی می‌کنیم زیرا اگر درصورت وجود یک گروه همگرا، این گروه حداقل دو عضو خواهد داشت. به این منظور، رگرسیون $\log t$ را با استفاده از داده‌های دو استان اول برآورد می‌کنیم. اگر مقدار آماره از مقدار بحرانی آن در سطح اطمینان ۹۵ درصد یعنی ۱/۶۵- بزرگ‌تر باشد، این دو استان همگرا خواهند بود و اولین گروه همگرا با دو عضو تشکیل خواهد شد. در مرحله بعد استان سوم را به دو استان اول اضافه می‌کنیم و مجدداً رگسیون $\log t$ را برآورد می‌کنیم. اگر مقدار آماره $t_{\hat{\delta}}$، بزرگ‌تر از ۱/۶۵- باشد تعداد استان‌های همگرا به سه استان افزایش می‌یابد و گروه با سه استان تشکیل خواهد شد. در مرحله بعد استان چهارم نیز به سه استان اول اضافه و مجدداً رگسیون $\log t$ برآورد می‌گردد. این مراحل تا جائی ادامه پیدا می‌کند که مقدار آماره $t_{\hat{\delta}}$ آخرین استان اضافه شده کمتر از ۱/۶۵- گردد. هر زمان که مقدار آماره $t_{\hat{\delta}}$ از عدد ۱/۶۵- کمتر گردید، کار اضافه کردن استان‌ها را متوقف می‌کنیم. بعد از رسیدن به این نقطه، به عقب برگشته و آن گروهی که مقدار آماره $t_{\hat{\delta}}$ آن از دیگر گروه‌ها بیشتر است را به‌عنوان گروه هسته انتخاب می‌کنیم. دقت شود در اینجا انتخاب گروه هسته طوری صورت می‌گیرد که مقدار آماره $t_{\hat{\delta}}$ آن بزرگ‌تر باشد. درواقع با این کار احتمال اینکه یک استان به اشتباه در گروه هسته گنجانده شود، به حداقل ممکن کاهش خواهد یافت (کاهش خطای نوع دوم). لازم به ذکر است اگر مقدار آماره $t_{\hat{\delta}}$ برای دو استان اول کمتر از ۱/۶۵- باشد، استان اول حذف و کار شناسایی گروه هسته با استان دوم و سوم پیگیری شده و مراحل بالا تکرار خواهد گردید. اگر مقدار آماره $t_{\hat{\delta}}$ برای هیچکدام از دو استان اول بزرگ‌تر از ۱/۶۵- نباشد، می‌توان نتیجه گرفت که هیچ خوشه همگرایی میان استان‌ها یا مقاطع وجود ندارد و استان‌ها به طور کلی واگرا خواهند بود.

گام سوم: غربال کردن داده‌ها برای شناسایی اعضای جدید خوشه هسته (اعضای باشگاه): پس از تشکیل گروه هسته، فرایند شناسایی سایر اعضای گروه انجام می‌گیرد. در این مرحله هر بار یکی از واحدها یا استان‌های باقی‌مانده به طور جداگانه به گروه

Archive of SID

www.SID.ir

اصلی اضافه شده و رگرسیون log t اجرا می‌شود. در پایان هر کدام از استان‌های خارج از گروه هسته که مقدار آماره $t_{\hat{b}}$ مربوط به آن بزرگ‌تر از مقدار بحرانی C باشد، به‌عنوان یکی از اعضای جدید خوشه یا باشگاه شناسایی می‌گردد. مقدار بحرانی، C معمولاً مقدار صفر یا ۱/۶۵- در نظر گرفته می‌شود. اگر صفر به‌عنوان مقدار بحرانی در نظر گرفته شود، ریسک گنجاندن اشتباه یک مقطع یا استان در خوشه همگرا کاهش می‌یابد (فیلیپس و سول، ۲۰۰۹). در این مطالعه، مقدار صفر به‌عنوان مقدار بحرانی در نظر گرفته شده است. پس از شناسایی اعضای جدید باشگاه، در نهایت یک آزمون log t برای کل اعضای خوشه یا باشگاه انجام و در صورتی‌که مقدار آماره بزرگ‌تر از ۱/۶۵- باشد، این خوشه یا باشگاه به‌عنوان اولین باشگاه همگرا شناسایی خواهد شد.

گام چهارم: قانون توقف و بازگشتی: پس از تشکیل اولین خوشه همگرا، آزمون همگرایی میان تمام واحدهای باقی‌مانده انجام خواهد شد. درصورت عدم رد فرض صفر ($t_{\hat{b}} > -1/65$)، یک خوشه یا باشگاه همگرایی جدید شناسایی خواهد شد. در صورت رد شدن فرض صفر، مراحل ۱، ۲ و ۳ برای واحدهای باقی‌مانده تکرار می‌شود. درصورت عدم شناسایی خوشه جدید، می‌توان نتیجه گرفت که واحدهای باقی‌مانده واگرا هستند و فقط یک خوشه یا باشگاه همگرا وجود دارد.

۴- داده‌ها و نتایج

۴-۱- توصیف داده‌ها

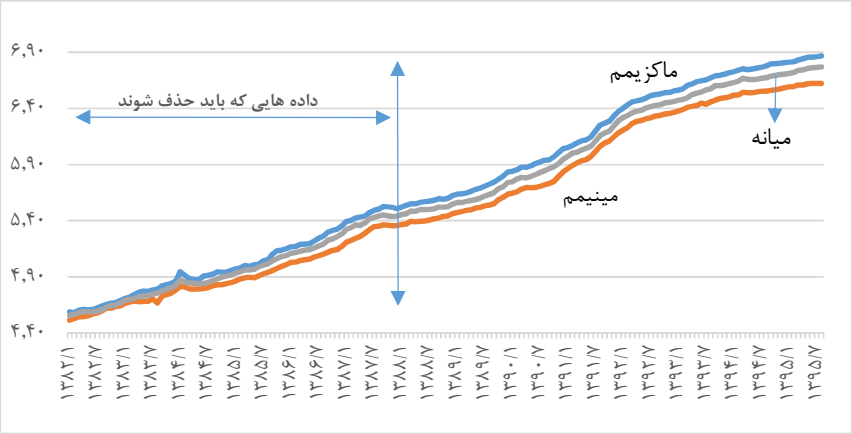
داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی استان‌های کشور طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۲ است که توسط بانک مرکزی تهیه و منتشر می‌گردد. شاخص قیمت مصرف کننده میانگین وزنی از نسبت‌های قیمت یک سبد ثابت از کالا و خدمات است (نسبت قیمت هر کالا و خدمات در هر سال نسبت به سال پایه) که در آن وزن مربوط به هر نسبت قیمتی با استفاده از روش لاسپیرز محاسبه می‌گردد. مطابق با اطلاعات بانک مرکزی در هر استان از وزن‌های خاص آن استان برای محاسبه شاخص قیمت مربوطه استفاده می‌گردد. این وزن‌ها بر اساس مطالعات بودجه خانوار استان استخراج می‌گردد. بنابراین نسبت هزینه‌های زندگی یا همان وزن‌های به‌کار رفته در محاسبه شاخص برای استان‌ها متفاوت بوده و در نتیجه شاخص‌های به‌دست آمده تغییرات قیمت‌ها و هزینه‌های زندگی خاص هر استان را در طول زمان محاسبه و اندازه‌گیری می‌نماید. از طرف دیگر جهت جلوگیری از بروز تورش در محاسبه سطح

Archive of SID

www.SID.ir

عمومی قیمت‌ها، سال پایه معمولاً هر چند سال یکبار عوض می‌گردد. بررسی آمارهای بانک مرکزی نشان می‌دهد که طی دوره مورد بررسی سال پایه دو بار تغییر کرده است (سال پایه ۱۳۸۶ و سال پایه ۱۳۹۰). به عبارتی بهتر شاخص‌های قیمت استان‌ها در برخی از سال‌ها بر اساس سال پایه ۱۳۸۶ و در دیگر سال‌ها بر اساس سال پایه ۱۳۹۰ محاسبه گردیده است. بنابراین در گام اول داده‌ها براساس سال پایه ۱۳۹۰ تعدیل و از این طریق ناهمگونی داده‌ها رفع گردید.

اما انتخاب سال ۹۰ به‌عنوان سال پایه یک الگوی همگرایی و سپس واگرایی کاذب میان شاخص‌های قیمت ایجاد می‌کند زیرا مقدار شاخص‌ها در سال پایه برابر ۱۰۰ خواهد بود. به همین ترتیب انتخاب آخرین دوره زمانی مشاهده شده به‌عنوان سال پایه، موجب بروز همگرایی و انتخاب سال اول به‌عنوان سال پایه موجب بروز واگرایی کاذب شده و این مسأله ممکن است که نتایج به‌دست آمده را تحت تأثیر قرار دهد. برای جلوگیری از چنین مشکلاتی، بعد از تنظیم داده‌ها بر اساس سال پایه ۹۰، مجددا داده‌ها براساس سال اول دوره مورد بررسی یعنی سال ۱۳۸۲ تنظیم گردیده (سال پایه) و سپس برای حذف اثر سال پایه بخشی از داده‌های ابتدای نمونه حذف می‌گردد.



نمودار ۱. مینیمم، میانه و ماکزیمم لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده

منبع: یافته های پژوهش

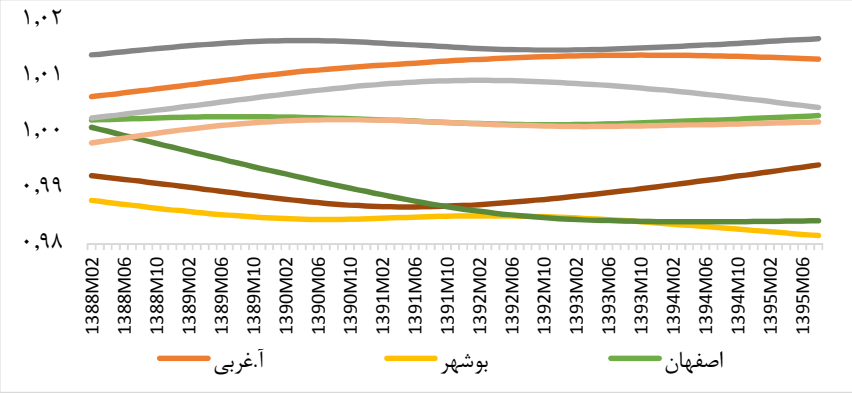
نمودار ۱، اختلاف حداکثر، حداقل، و میانه مقاطع شاخص لگاریتم قیمت مصرف‌کننده را طی دوره مورد بررسی در ۲۷ استان کشور نشان می‌دهد. همان‌طورکه

www.SID.ir

مشاهده می‌گردد آماره‌های مذکور در سال ۱۳۸۲ یکسان هستند که به‌دلیل تعدیل سال پایه می‌باشد. علاوه بر این، با توجه به نمودار، تأثیر سال پایه بعد از ۷۳ دوره (ماهیانه) از بین رفته است. بنابراین، برای جلوگیری از اثر سال پایه در محاسبات، ۷۳ مشاهده ماهانه اول دور ریخته می‌شود. بدین ترتیب دوره مورد نظر از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ خواهد بود.

۴-۲- مسیر انتقال نسبی استان‌ها

نمودار ۲، پارامترهای انتقال نسبی استان‌ها طی دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵، با استفاده از روند بلندمدت شاخص قیمت مصرف‌کننده را نشان می‌دهد[۱]. با توجه به نمودار ۲، مشاهده می‌شود که شاخص قیمت یا هزینه‌های بازاری زندگی برای استان‌هایی مانند آذربایجان غربی نسبت به میانگین استان‌های کشور افزایش یافته است؛ در حالی‌که این روند برای استان‌هایی مانند بوشهر و تهران کاهشی بوده است. برخی استان‌ها نیز، مانند اصفهان، روند تقریباً ثابتی را در این نسبت به میانگین کشوری طی کرده‌اند. در این نمودار همگرایی کلی میان شاخص‌های قیمت در استان‌ها مشاهده نمی‌گردد، زیرا پراکندگی میان مسیر حرکت استان‌ها افزایش یافته است. در این حالت احتمال رد فرضیه صفر همگرایی و وجود خوشه‌های همگرا بالا خواهد بود.



نمودار ۲. مسیر انتقال نسبی استان‌های کشور طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۸

منبع: یافته های پژوهش

۱. روند بلندمدت شاخص‌های قیمت با استفاده از فیلتر هدریک-پرسکات به‌دست آمده است.

www.SID.ir

۴-۳- نتایج

پس از محاسبه پارامتر انتقال نسبی برای استان‌ها، در مرحله اول با استفاده از معادله (۳) واریانس یا پراکندگی این پارامترها در هر دوره در طول زمان محاسبه می‌گردد. سپس، معادله (۵) یا همان رگرسیون log t برای بررسی همگرایی کلی برازش می‌شود. نتایج حاصل از تخمین این معادله به‌صورت زیر است:

$$\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2\log\log t = \underset{(-13/55)}{-0/5302} - \underset{(-74/55)}{0/5784}\log t$$

اعداد داخل پرانتز مقادیر آماره t ضرایب مربوطه می‌باشد. مشاهده می‌گردد که ضریب b، کوچک‌تر از صفر است، که نشان‌دهنده عدم وجود همگرایی کلی میان شاخص قیمت مصرف‌کننده استان‌های کشور است. همچنین t_b <-۱/۶۵ می‌باشد؛ که به معنی رد فرضیه صفر همگرایی برای شاخص قیمت مصرف‌کننده در سطح ۵٪، است. در ادامه امکان همگرایی خوشه‌ای میان شاخص‌های قیمت استان‌های کشور بررسی خواهد گردید.

فرایند خوشه‌بندی استان‌ها، از تعیین استان پایه و تشکیل گروه هسته شروع شده و با استفاده از رگرسیون log t سایر اعضای گروه هسته شناسایی می‌شود. نتایج در جدول ۱ گزارش شده است. با توجه فرایند گام‌به‌گامی که در بخش قبل توضیح داده شد، در نهایت نتایج خوشه‌بندی استان‌ها به این صورت بود که ۴ خوشه همگرا در بین استان‌های کشور شناسایی شد. استان‌های قم، آذربایجان غربی، لرستان، سمنان، فارس و گیلان در خوشه اول قرار گرفتند. خوشه دوم شامل استان‌های چهارمحال و بختیاری، اردبیل، کرمانشاه، کردستان، همدان، قزوین، مازندران، ایلام، اصفهان، یزد، خوزستان، مرکزی و کهگیلویه و بویراحمد شناسایی گردید. در خوشه سوم نیز استان‌های هرمزگان و آذربایجان شرقی گروه هسته را تشکیل می‌دهند و نتایج تخمین‌ها نشان می‌دهد که استان کرمان نیز در این زیرگروه قرار می‌گیرند. خوشه چهارم نیز از استان‌های گلستان، زنجان، سیستان و بلوچستان و بوشهر تشکیل شده است و استان تهران در هیچ خوشه‌ای قرار نمی‌گیرد و به تنهایی یک گروه غیرهمگرا را تشکیل می‌دهد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱. نتایج تحلیل خوشه‌ای شاخص قیمت مصرف‌کننده

ردیف	استان	خوشه ۱		خوشه ۲		خوشه ۳		خوشه ۴		خوشه
		گام ۲	گام ۱	گام ۲	گام ۱	گام ۲	گام ۱	گام ۲	گام ۱	
۱	قم	Base	Core							۱
۲	آذربایجان غربی	۰/۹۰	Core							۱
۳	همدان	-۳/۳۷	-۳/۳۷	Base	۳/۶۷					۲
۴	لرستان		۲/۰۶							۱
۵	چهارمحال‌وبختیاری		-۳/۲۲	-۳/۶۱	Core					۲
۶	سمنان		۱/۵۹							۱
۷	اردبیل		-۵/۳۳	۲/۵۹	Core					۲
۸	کرمانشاه		-۶/۲۷	۵/۰۲	Core					۲
۹	کردستان		-۴/۷۰	۳/۹۴	Core					۲
۱۰	قزوین		-۳/۳۹	۵/۲۰	Core					۲
۱۱	مازندران		-۴۸/۳۱	۴/۹۸	۴/۹۸					۲
۱۲	اصفهان		-۵۱/۲۶	۴/۴۲	۴/۳۸					۲
۱۳	ایلام		-۱۸/۱۱	۳/۴۲	۴/۱۳					۲
۱۴	یزد		-۵۳/۵۸	۲/۵۴	۳/۳۳					۲
۱۵	مرکزی		-۶/۲۰	۱/۱۹	۲/۶۲					۲
۱۶	فارس		۱۰/۴۹							۱
۱۷	هرمزگان		-۸۰/۵۲	-۱/۹۷	-۱/۵۰	Base	Core			۳
۱۸	آذربایجان شرقی		-۲۴/۷۱		-۱/۸۷	۴/۲۵	Core			۳
۱۹	کهگیلویه‌وبویراحمد		-۱۳/۷۲		۴/۲۸					۲
۲۰	گلستان		-۳۷/۰۹		-۱۶/۵۸	-۱۳/۵	-۱۳/۵	Base	Core	۴
۲۱	گیلان		۳/۲۸							۱
۲۲	خوزستان		-۱۰/۴۳		۳/۴۹					۲
۲۳	زنجان		-۱۲/۰۰		-۲۹/۵۲		-۶/۰۸	۵/۶۲	Core	۴
۲۴	کرمان		-۲۴/۱۱		-۳/۱۳		۹/۸۶			۳
۲۵	سیستان‌وبلوچستان		-۸/۹۰		-۷۴/۵۹		۳/۳۷	۷/۵۴	Core	۴
۲۶	تهران		-۸۸/۶۹		-۷/۹۸		-۲۴/۹۴	-۱/۴۳	-۱/۴۳	-
۲۷	بوشهر		-۸/۰۰		-۱۷۰/۶۴		-۴/۳۴	-۳/۴۷	۱/۱۰	۴

منبع: محاسبات پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

ادغام خوشه‌ها

همان‌طور که در بخش ۳-۲ عنوان گردید در گام سوم الگوریتم خوشه‌ای برای شناسایی خوشه‌ها، مقدار بحرانی برار صفر قرار داده شد. این کار به‌منظور کاهش خطر قرار گرفتن اشتباهی یک عضو کاذب در یک گروه همگرا انجام گرفت. اما این استراتژی امکان افزایش خوشه‌ها به‌طور مصنوعی افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل فیلیپس و سول (۲۰۰۹)، پیشنهاد تست همگرایی بین خوشه‌های همگرای به‌دست آمده را ارائه کردند. روش کار بدین صورت است که ابتدا یک آزمون همگرایی بین خوشه یک و دو انجام می‌گیرد و در صورتی‌که مقدار آماره $t_{\hat{b}}$ بزرگ‌تر از ۱/۶۵- باشد این دو خوشه در همدیگر ادغام خواهند گردید و در مرحله بعد آزمون همگرایی بین خوشه یک، دو و سه انجام خواهد گرفت و به همین ترتیب تا آخر این فرایند ادامه خواهد یافت.

نتایج تخمین‌های مربوط به آزمون همگرایی بین باشگاه‌های شناسایی شده در بین استان‌های کشور، در جدول ۲، نشان داده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون همگرایی بین خوشه‌ها

خوشه‌بندی اولیه $\hat{b}$ $(SE\ of\ \hat{b})$		آزمون همگرایی خوشه‌ها $\hat{b}$ $(SE\ of\ \hat{b})$			خوشه‌بندی نهایی $\hat{b}$ $(SE\ of\ \hat{b})$	
Club1 [6]	۰/۱۳۶۶ (۰/۰۵۵)	Club1+2 ۰/۰۵۹۳ (۰/۰۰۹۴)			Club 1 [19]	۰/۰۵۹۳ (۰/۰۰۹۴)
Club2 [13]	۰/۱۰۸۹ (۰/۰۷۷)		Club2+3 -۰/۱۸۷۱ (۰/۰۶۲).			
Club3 [3]	۰/۲۰۲۵ (۰/۰۲)			Club3+4 -۰/۲۲۶۵ (۰/۰۵۲)	Club 2 [3]	۰/۲۰۲۵ (۰/۰۲)
Club4 [4]	۰/۰۳۸۱ (۰/۰۳۴)				Club 3 [4]	۰/۰۳۸۱ (۰/۰۳۴)

منبع: محاسبات پژوهش

در ستون اول خوشه‌های شناسایی شده نشان داده شده است. با توجه به مقادیر موجود در جدول، مشاهده می‌شود که ضریب رگرسیون در هر ۴ مورد مثبت است که از خوشه‌بندی انجام گرفته حمایت می‌کند. از طرفی، مقادیر ضریب رگرسیون‌ها در همه

Archive of SID

www.SID.ir

موارد کمتر از عدد ۲ است، که حاکی از وجود همگرایی نسبی در هر یک از خوشه‌ها می‌باشد، یعنی سرعت همگرایی میان خوشه‌های به‌دست آمده ضعیف می‌باشد. ستون وسط، نتایج آزمون همگرایی بین خوشه‌ها را نشان می‌دهد. مشاهده می‌شود که در خوشه‌های اول و دوم، شواهدی مبنی بر امکان ادغام باشگاه‌ها وجود دارد. پس، خوشه‌های اول و دوم در هم ادغام شده و یک خوشه بزرگ‌تر (خوشه ۱) را تشکیل می‌دهند و خوشه‌های سوم (اکنون، خوشه ۲) و چهارم (اکنون، خوشه ۳)، به همان صورت باقی می‌مانند.

۴-۴- تحلیل نتایج

نتایج به‌دست آمده در این بخش، چند واقعیت را در خصوص شاخص قیمت‌ها در استان‌های ایران نمایان می‌سازد. نخست، رد شدن فرضیه همگرایی کلی میان استان‌های کشور نشان می‌دهد که فرایند ادغام بازارها در ایران ضعیف بوده و در نتیجه به‌دلیل پایین بودن فشارهای رقابتی در برخی از استان‌ها و مناطق، با پدیده‌ای با عنوان چندپارچگی بازارها مواجه هستیم. در این حالت قیمت کالاهای مشابه در مناطق مختلف، متفاوت خواهد بود. اما نتایج روش خوشه‌ای درک ما از این مسأله را بسیار بهبود می‌بخشد. با توجه به اینکه اکثر استان‌های کشور در خوشه اول قرار گرفته‌اند و خوشه‌های دوم و سوم به ترتیب شامل ۳ و ۴ استان می‌باشند، به نظر می‌رسد که شدت چند پارچگی بازارها بسیار حاد نمی‌باشد.

از طرف دیگر، اگر شاخص قیمت مصرف‌کننده را به‌عنوان شاخصی از هزینه‌های زندگی در نظر بگیریم، دومین دلالت نتایج به‌دست آمده آن است که حداقل بعد بازاری هزینه‌های زندگی در استان‌های کشور به طور کلی میل به همگرایی ندارد. البته هزینه‌های زندگی میان استان‌های کشور در عمل متفاوت است، اما پیام اصلی نتایجی که در اینجا به‌دست آمده است نشان‌دهنده پایداری این تفاوت‌ها در بلندمدت است. عدم میل به همگرایی هزینه‌های زندگی، تفاوت‌های قابل‌ملاحظه‌ای در بلندمدت میان استان‌ها ایجاد نموده و به عدم توازن منطقه‌ای دامن خواهد زد. برای مثال، سطح عمومی قیمت‌ها در خوشه اول که اکثر استان‌های کشور در آن قرار دارد نسبت به میانگین کشوری در حال افزایش است. با توجه به این مسأله پرداخت یارانه‌های برابر در کل استان‌های کشور محل اشکال دارد. علی‌رغم آن‌که اکثر استان‌های کشور همگرایی

Archive of SID

www.SID.ir

در هزینه‌های بازاری زندگی را در بلندمدت تجربه خواهند کرد، اما در این میان ۸ استان مسیر متفاوتی در پیش گرفته‌اند. مطابق آمارهای جمعیتی کشور این ۸ استان حدود ۴۱ درصد از جمعیت استان‌های تحت بررسی در سال ۹۵ را به خود اختصاص داده‌اند که رقم بسیار قابل‌توجهی است. در عین حال، نتیجه جالب این پژوهش آن است که استان تهران یک مسیر خاص و جداگانه برای خود دارد. به نظر می‌رسد که استان تهران به‌عنوان قطب اقتصادی و سیاسی کشور، الگوی خاصی از هزینه‌های بازاری زندگی را برای خود شکل داده است که شباهتی به دیگر استان‌های کشور نداشته و تمایلی هم به همسویی با آن‌ها در آینده ندارد. بنابراین، شواهد به‌دست آمده نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی و مالی دولت تأثیر متفاوتی بر قیمت‌ها حداقل در برخی از استان‌های کشور در مقایسه با سایر استان‌ها داشته است.

سومین دستاورد این پژوهش به محدودیت‌های استفاده از یک شاخص قیمت کلی و ملی برای تعدیل متغیرهای اسمی استان‌ها جهت انجام مقایسه میان آن‌ها اشاره دارد. شاخص‌های قیمت استان‌ها همگرا نمی‌باشد، در نتیجه نمی‌توان از یک شاخص ملی برای واقعی کردن متغیرهای اسمی استان‌ها برای مقایسه آن‌ها استفاده نمود. برای این مسأله لازم است که از شاخص‌های خاص هر استان استفاده نمود. این موضوع آنجا اهمیت ویژه پیدا می‌کند که دستمزدها هر ساله بر اساس ضریبی از تورم ملی افزایش پیدا می‌کند که این رویکرد در تقابل با نتایج این پژوهش است.

۴-۵- بررسی وضعیت استان‌های هر خوشه از نظر جغرافیا، جمعیت و درآمد

آیا ارتباط و یا ویژگی مشترک قابل مشاهده‌ای میان استان‌های واقع در هر گروه وجود دارد؟ به‌طور مثال آیا استان‌های موجود در هر گروه در یک منطقه جغرافیایی و یا در یک طبقه درآمدی مشابه قرار دارند؟

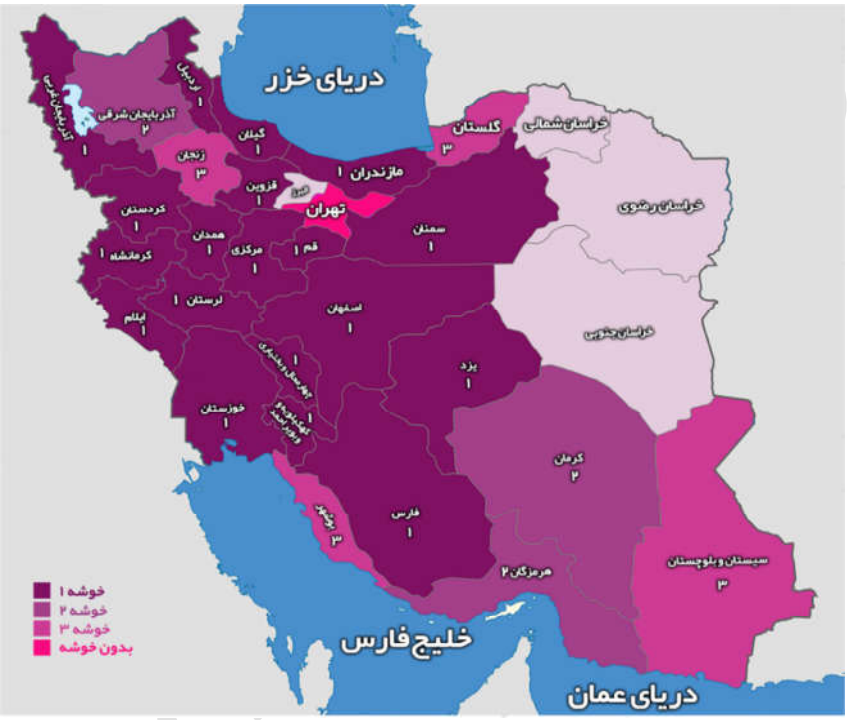
شکل ۴، نقشه ایران را از نظر وضعیت قرار گرفتن استان‌های مختلف در خوشه‌های شناسایی شده، نشان می‌دهد. در این نمودار استان‌های واقع در هر خوشه با رنگ مشابه نشان داده شده است. استان‌های با رنگ سفید استان‌هایی هستند که به علت ناقص بودن داده‌ها از تخمین‌های آماری حذف شدند.

با توجه به اینکه اکثر استان‌های کشور در خوشه اول جای گرفته‌اند، یک نوع مجاورت جغرافیایی میان آن‌ها وجود دارد. اما در اینجا با موضوع مشاهدات ناهمگون

Archive of SID

www.SID.ir

مواجه هستیم، زیرا فاصله جغرافیایی قابل‌ملاحظه‌ای میان سایر استان‌های واقع در خوشه‌های دیگر وجود دارد و این استان‌ها کمترین مجاورت جغرافیایی را دارند. بنابراین نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که رهیافت فیلیپس و سول توانسته است ویژگی ناهمگونی شاخص‌های قیمت را آشکار نماید.



شکل ۴. وضعیت خوشه‌های شناسایی شده در نقشه ایران

اما برای بررسی ارتباط درآمدی استان‌های عضو هر خوشه، از نتایج مربوط به پژوهش انجام شده توسط سلامی و همکاران (۱۳۹۵)، استفاده شده است. در پژوهش مذکور استان‌های کشور با استفاده از روش تاکسونومی عددی، در سه طبقه درآمدی بالا، پایین و متوسط طبقه‌بندی گردیده‌اند. تطبیق اعضای خوشه‌های شناسایی شده در این پژوهش با مطالعه سلامی و همکاران نشان می‌دهد که ارتباط خاصی بین استان‌های

www.SID.ir

موجود در هر خوشه از نظر سطح درآمدی وجود نـدارد و در همـه خوشـه‌هـا مـی‌تـوان استان‌هایی با درآمد بالا، پایین و متوسط را مشاهده کرد. همچنین، بررسـی‌هـای انجـام شده نشان می‌دهد که ارتباط خاصی میان استان‌های واقع در هر خوشـه از نظـر سـطح جمعیت وجود ندارد. در هر خوشه استان‌هایی با میزان جمعیت متفاوت وجـود داشـته و استان تهران نیز به‌عنوان پرجمعیت‌ترین استان کشور در هیچ خوشه‌ای قرار نمی‌گیرد.

۶- نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر فرضـیه همگرایـی یـا کـاهش پراکنـدگی میـان سـطح عمـومی قیمت‌ها در استان‌های ایران بـا اسـتفاده از روش تحلیـل خوشـه‌ای مـورد بررسـی قـرار گرفت. بر اساس نتایج به‌دست آمده، فرضیه همگرایـی سـطح عمـومی قیمـت‌هـا میـان استان‌های ایران رد می‌گـردد و شـواهد نشـان مـی‌دهـد کـه کـاهش پراکنـدگی میـان استان‌های کشور نه در سطح ملی (میـان کـل اسـتان‌هـا) بلکـه در داخـل گـروه‌هـا یـا خوشه‌هایی از استان‌ها رخ داده است. به‌طوری‌که سه خوشه همگرا میان استان‌هـا قابـل شناسایی است. ارتباط جغرافیایی، جمعیتی و یا درآمدی خاصی میان استان‌هـای عضـو هر خوشه وجود ندارد. عدم همگرایی سطح عمومی قیمـت‌هـا و خوشـه‌ای شـدن بحـث همگرایی نشان می‌دهد که در کشور با پدیده چندپارگی بازارها حـداقل در بعـد ضـعیف آن مواجه هستیم. از طرفی با توجه به اینکـه شـاخص CPI بیـانگر هزینـه‌هـای بـازاری زندگی می‌باشد، عدم همگرایـی کلـی و مشـاهده خوشـه‌هـای همگـرا بـه مفهـوم عـدم همگرایی شاخص هزینه بازاری زندگی و خوشه‌ای شدن همگرایی می‌باشد. با توجـه بـه این مسأله، بهتر است دولت در طراحی سیاست‌های رفاهی در استان‌های کشور بازنگری کند و برحسب نیاز، تغییراتی در سیاست‌های رفاهی متناسب با سطح هزینه‌های زندگی در استان‌های مختلف ایجاد شود.

در عین حال، عدم همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها در سطح ملی و در استان‌هـای کشور، نشان‌دهنده آن است که سیاست‌های کلی دولت برای کنترل سـطح قیمـت‌هـا و مهار تورم در کشور، در استان‌ها و مناطق مختلـف کشـور تـأثیرات متفـاوتی بـر سـطح قیمت‌ها گذاشته است و دولت باید برای این موضوع راهکار مناسبی در پیش بگیرد.

به طور مشخص، پژوهش‌های بیشتری در این زمینه لازم است که در آینـده انجـام شود. برای مثال، بهتر است که فرضیه همگرایی به‌صورت جداگانه برای کالاها و خدمات

Archive of SID

www.SID.ir

انجام شود. در عین حال یکی از عواملی که می‌تواند به عدم همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها منجر گردیده باشد، مسکن و هزینه‌ای مربوطه به آن است. از این‌رو یکی از کارهایی که در آینده می‌توان انجام داد بررسی همگرایی شاخص قیمت مسکن و هزینه‌های مربوط به آن است.

منابع

۱. پورعبادالهان کویج، محسن، فلاحی، فیروز و آذری، زهرا (۱۳۹۶). بررسی عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۸۲، ۱۵۳-۱۷۵.

۲. سلامی، فریبا، فقه مجیدی، علی و محمدی، احمد (۱۳۹۵). بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی. ۲۴(۸۰)، ۱۶۷-۱۹۴.

۳. شهبازی، کیومرث، فلاحی، فیروز و غلامی، امیر (۱۳۹۱). همگرایی شاخص قیمت در استان‌های ایران، فصنامه مدل‌سازی اقتصادی، ۶(۴)، ۱۱۱-۱۲۸.

۴. کازرونی، سید علیرضا، اصغرپور، حسین و رضایی، خدیجه (۱۳۹۳). بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۷۰، ۲۳-۴۵.

۵. کازرونی، سید علیرضا، اصغرپور، حسین و رضایی، خدیجه (۱۳۹۳). مقایسه همگرایی سطح قیمت‌ها با خدمات بین استان‌های ایران، مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۹(۳)، ۵۹۹-۶۲۰.

6. Baba, C. (2008). Understanding the law of one price deviations: Local distribution services and price discrimination. *Journal of the Japanese and International Economies*, *21*(2), 237-259.
7. Bartkowska, M., & Riedl, A. (2012). Regional convergence clubs in Europe: Identification andconditioning factors. *Economic Modelling*, 29(1), 22-31.
8. Bernard, A. B., & Durlauf, S. (1996); "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", Journal of Econometrics, no. 71, 161–173.
9. Bernard, A. B., & Durlauf, S. N. (1995). Convergence in international output. *Journal of applied econometrics*, 10(2), 97-108.
10. Cecchetti, S.G., Mark, N.C. & Sonora, R.J. (2002). Price index convergence among United Statescities. *International Economic Review*, 43(4), 1081-1099.

Archive of SID

www.SID.ir

11. Christou C., Cunado J., & Gupta R. (2018). Price Convergence Patterns across U.S. States. *Panoeconomicus,* Advance online publication. Doi: 10.2298/PAN160625008C.
12. Deller, S. C., Shields, M., & Tomberlin, D. (1996). Price differentials and trends in state income levels: a research note. *The Review of Regional Studies*, 26(1), 99-113.
13. Fritsche, U., & Kuzin, V. (2011). Analysing convergence in Europe using the non-linear single factor model. *Empirical Economics*, 41(2), 343-369.
14. Haung, H. C., Liu, W. H., & Yeh, C. C. (2012). Convergence in price levels across US cities. *Economics Letters*, 114(3), 245-248.
15. Ikeno, H. (2014). Long-run analysis on convergence of Japanese local price levels: A pairwise approach. *Economic Modelling*, 42, 390-397.
16. Karanasos, M., Koutroumpis, P., Karavias, Y., Kartsaklas, A., & Arakelian, V. (2016). Inflation convergence in the EMU. *Journal of Empirical Finance*.
17. Moon, S. (2017). Inter-Region Relative Price Convergence in Korea. *East Asian Economic Review*, *21*(2), 123-146.
18. Nagayasu, J., & Inakura, N. (2009). PPP: Further evidence from Japanese regional data. *International Review of Economics & Finance*, *18*(3), 419-427.
19. Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, *22*(2), 265-312.
20. Phillips, P.C., & Sul, D. (2007). Transition modeling and econometric convergence tests. *Econometrica*, 75(6), 1771-1855.
21. Phillips, P.C., & Sul, D. (2009). Economic transition and growth. *Journal of AppliedEconometrics*, 24(7), 1153-1185.
22. Rogoff, K. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic literature*, *34*(2), 647-668.
23. Sala-i-Martin, X. X. (1996). The classical approach to convergence analysis. *The economic journal*, 1019-1036.
24. Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 70(1), 65-94.

Archive of SID

www.SID.ir