فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۸۲، بهار ۱۳۹۶، ۱۷۵-۱۵۳

بررسی عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران

محسن پورعبادالهان کویچ*

فیروز فلاحی** زهرا آذری***

دریافت: ۹۵/۶/۲ پذیرش: ۹۵/۹/۱۴

همگرایی / سطح عمومی قیمت‌ها / رهیافت دو به دو / عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها / مدل پروبیت / استان‌های ایران

چکیده

کمتر بودن موانع تجاری و غیرتجاری در داخل یک کشور در مقایسه با سطح بین‌الملل، امکان برقراری قانون قیمت واحد و افزایش احتمال همگرایی قیمت بین مناطق مختلف کشور را مطرح می‌کند. با این وجود، ممکن است تحت‌تأثیر شرایط آب‌وهوایی، جغرافیایی، اقتصادی و... قیمت‌ها در مناطق مختلف یک کشور همبستگی نداشته و همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین این مناطق ایجاد نشود. مطالعه حاضر به دنبال بررسی عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۹۲/۱۲-۱۳۸۶/۱ بوده و از جمله این عوامل می‌توان به اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه دو استان، اختلاف متوسط نرخ رشد جمعیت دو استان و فاصله جغرافیایی میان دو استان اشاره کرد. همچنین، برای دستیابی به هدف مطالعه، ابتدا همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران با

۱. دانشیار اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز Mohsen_p51@hotmail.com

۲ دانشیار اقتصاد دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز Firfal@yahoo.com

۳ دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشکده اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز azariza2015@gmail.com

■ محسن پورعبادالهان کویچ، مسئول مکاتبات.

Archive of SID

www.SID.ir

استفاده از رهیافت دو به دو پسران (۲۰۰۷) بررسی می‌شود (نتایج بیانگر آن است که فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران رد می‌شود). سپس، به‌منظور بررسی عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها از مدل پروبیت استفاده شده و چنین نتیجه گرفته می‌شود که احتمال همگرایی صرفاً تحت‌تأثیر اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه بین استان‌ها قرار می‌گیرد، به‌نحوی‌که با نرخ رشد درآمد سرانه متفاوت بین استان‌ها، همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران غیرمحتمل است.

طبقه‌بندی JEL: C32, E31, F15

Archive of SID

www.SID.ir

مقدمه

از دهه ۱۹۸۰ یکی از مسائل برجسته اقتصاد کلان، مسأله همگرایی[1] اقتصادی کشورها برحسب درآمد (یا تولید) سرانه بوده است[2]. هرچند بحث همگرایی برای اولین‌بار در زمینه رشد اقتصادی و درآمد سرانه کشورها مطرح شد، اما بعدها به حوزه‌های دیگری همچون بهره‌وری انرژی، بهره‌وری نیروی کار، نرخ بهره، نرخ ارز، سطح عمومی قیمت‌ها و... نیز تعمیم یافت[3].

نظریه همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها نشأت گرفته از قانون قیمت واحد[4] و یکپارچگی بازارها[5] است. قانون قیمت واحد بیانگر آن است که در صورت وجود واحد پولی مشترک، کالاهای یکسان در جوامع مختلف، قیمت یکسانی خواهند داشت. این قانون با عملیات آربیتراژ محقق می‌شود، به این ترتیب که آربیتراژکنندگان کالا را از بازار ارزان‌تر خریده و در بازار گران‌تر می‌فروشند. این کار موجب افزایش عرضه در بازار مقصد شده و در نتیجه، قیمت بازار مزبور کاهش می‌یابد. هم‌زمان در بازار مبدأ، افزایش تقاضا موجب بالارفتن قیمت کالای مورد بررسی می‌شود. این به مفهوم آن است که در طول زمان، قیمت کالای مزبور در هر دو بازار یکسان می‌شود. در نتیجه، سود حاصل از آربیتراژ صفر شده و عملیات آربیتراژ متوقف می‌شود.

با این وجود، مطالعات انجام‌شده در این زمینه نشان می‌دهد اختلاف قیمت‌ها بین کشورهای مختلف، در طول زمان تمایل به تداوم داشته و از بین نمی‌رود. از جمله دلایل این امر می‌توان به موانع تجاری مانند تعرفه‌ها و سهمیه‌ها و موانع غیرتجاری همچون مشکلات اداری، وجود بنگاه‌های انحصاری، چسبندگی قیمت‌ها، هزینه‌های حمل‌ونقل، تفکیک بازار نیروی کار، تفاوت بهره‌وری، اطلاعات نامتقارن و حضور کالاهای غیرتجاری اشاره کرد[6].

از آنجاکه موانع تجاری و غیرتجاری در داخل یک کشور، نسبت به حالت بین کشوری، به مراتب کمتر است، در نتیجه احتمال صادق بودن قانون قیمت واحد و همگرایی سطح

---

1. Convergence

۲. بهبودی و همکاران (۱۳۹۱)؛ ص ۵۹.

3. Drastichova and Ostrava (2012); pp.108-109.

4. The law of one price.

5. Market Integration.

6. Cecchetti et al (2002); p.1082.

Archive of SID

www.SID.ir

عمومی قیمت‌ها در داخل یک کشور بیش‌تر است. افزون بر این، تلقی عمومی آن است که در یک کشور، به‌دلیل وجود واحد پولی مشترک و اتخاذ سیاست‌های کلی توسط دولت، قیمت‌ها در مناطق مختلف کشور با یکدیگر همبستگی داشته و در طول زمان همگرا شوند. با این وجود، احتمال دارد بنا به دلایل مختلف همچون شرایط آب‌وهوایی، جغرافیایی، اقتصادی و... قیمت‌های هر منطقه تحت‌تأثیر شوک‌های محلی قرار گیرد، به‌طوری‌که در طول زمان، قیمت‌ها در مناطق مختلف یک کشور همبستگی نداشته و همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین این مناطق به‌وجود نیاید[1]. بنابراین، می‌توان گفت همگرایی (یا واگرایی[2]) سطح عمومی قیمت‌ها بین مناطق مختلف یک کشور تحت‌تأثیر عوامل متعددی قرار می‌گیرد. در همین راستا، هدف مطالعه حاضر بررسی عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲/۱۲-۱۳۸۶/۱ است.

سازماندهی مقاله به این ترتیب است که پس از مقدمه، مروری بر ادبیات تحقیق که شامل مبانی نظری همگرایی و عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها (به همراه پیشینه تجربی تحقیق) آورده می‌شود. سپس، به معرفی روش‌شناسی تحقیق پرداخته و آنگاه، ضمن برآورد مدل، یافته‌ها تجزیه و تحلیل می‌شوند. در نهایت، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

۱. مروری بر ادبیات تحقیق

۱ـ۱. مبانی نظری همگرایی

مدل رشد نئوکلاسیک مطرح‌شده توسط سولو (۱۹۵۶) ادبیات گسترده‌ای درباره همگرایی رشد اقتصادی ایجاد کرد که در آن، محققان فرضیه همگرایی را در حالت‌های مختلف تعریف کرده‌اند. سالایی ـ مارتین[3] همگرایی بتا و سیگما را این‌گونه تعریف کرده است: «اگر کشورهای فقیر رشد سریع‌تری نسبت به کشورهای ثروتمند داشته باشند، در آن صورت همگرایی مطلق (غیرشرطی) بتا وجود خواهد داشت و اگر پراکندگی سطح درآمد سرانه واقعی کشورها در طول زمان کاهش یابد، آنگاه همگرایی سیگما بین این کشورها وجود

۱. شهبازی و همکاران (۱۳۹۱) ؛ ص ۱۱۳.

2. Divergence.

3. Salai - Martin (1996).

Archive of SID

www.SID.ir

دارد[۱]. تفاوت بین کشورها که ممکن است ناشی از تفاوت تکنولوژی، نرخ‌های پس‌انداز یا نرخ‌های رشد جمعیت کشورها باشد، به نقض فرض در نظر گرفته‌شده برای همگرایی مطلق بتا (مبنی بر یکسان بودن سطح پایدار بلندمدت) منجر شد و به این ترتیب، همگرایی شرطی بتا معرفی شد که در آن، سطح پایدار بلندمدت هریک از کشورها از بقیه متفاوت است[۲]. برنارد و دورلاف[۳] با طرح اشکالاتی همچون ناسازگاری تخمین‌زننده‌های رگرسیون مقطعی (بین‌کشوری) رشد، تعریف جدیدی از همگرایی بر پایه مفهوم ریشه واحد و همجمعی در ساختار سری زمانی به این صورت ارائه کردند: «همگرایی چند کشور زمانی اتفاق می‌افتد که پیش‌بینی بلندمدت درآمد سرانه واقعی آن‌ها با هم برابر باشد». براساس این نظریه، همگرایی دو کشور زمانی محقق می‌شود که شکاف درآمد سرانه واقعی بین‌شان در طول زمان فرآیند ایستایی را طی کند، اما بررسی همگرایی در صورت وجود بیش از دو کشور به‌دلیل وجود دشواری‌های اقتصادسنجی کمی دشوار به‌نظر می‌رسد. ایشان برای حل این مشکل دو روش پیشنهاد کردند: در روش اول برای بررسی همگرایی بین کشورها از آزمون‌های همجمعی استفاده می‌شود، به این ترتیب که با تعیین درجه همجمعی، وجود N-1 بردار همجمعی بین N کشور بررسی می‌شود. در روش دوم، همگرایی نسبت به یک کشور مبنا بررسی می‌شود؛ به این ترتیب که وجود (یا عدم وجود) ریشه واحد بین N-1 شکاف درآمد سرانه واقعی کشورها نسبت به کشور مبنا، تعیین کننده واگرایی (یا همگرایی) بین N کشور خواهد بود. در این روش، نتایج همگرایی نسبت به انتخاب کشور مبنا بسیار حساس است[۴]. برای حل این مشکل، رهیافت دو به دو[۵] توسط پسران[۶] مطرح شد. اگرچه این رهیافت برای اولین‌بار درخصوص آزمون همگرایی درآمد سرانه واقعی کشورها به‌کار رفت، اما برای سایر متغیرها از جمله سطح عمومی قیمت‌ها نیز قابل استفاده است[۷].

---

۱. مفاهیم همگرایی بتا و سیگما در ارتباط نزدیک با هم هستند. برای مطالعه بیش‌تر در این زمینه به منبع (Bruno et al, 2012) مراجعه شود.

۲. همگرایی شرطی بتا می‌تواند در حالت خاص به همگرایی باشگاهی تبدیل شود. برای مطالعه بیش‌تر در این زمینه به منبع Barro and Martin (1991) مراجعه شود.

3. Bernard and Durlauf (1995-96).

4. Bernard and Durlauf (1996); p. 165.

5. Pairwise Approach.

6. Pesaran (2007).

7. Yazgan and Yilmazkuday (2011); p. 77.

Archive of SID

www.SID.ir

۲ـ۱. عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها

همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین مناطق مختلف می‌تواند متأثر از عوامل مختلفی باشد که از جمله آن‌ها می‌توان به اختلاف نرخ رشد درآمد سرانه، اختلاف نرخ رشد جمعیت و فاصله جغرافیایی بین مناطق و... اشاره کرد. همچنین، براساس اثر بالاسا ـ ساموئلسن[1]، سطح بالای درآمد سرانه در یک منطقه، سطح بالای قیمت‌ها را در آن منطقه به دنبال خواهد داشت، بنابراین، اختلاف نرخ رشد درآمد سرانه در مناطق مختلف موجب واگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین این مناطق در طول زمان می‌شود[2]. از سوی دیگر، با افزایش نرخ رشد جمعیت در یک منطقه، تقاضای کالاها و خدمات افزایش یافته و این امر قیمت کالاها و خدمات را افزایش می‌دهد. هرچند ممکن است افزایش قیمت کالاها توسط آربیتراژ از بین برود، اما با توجه به غیرقابل مبادله بودن خدمات، اختلاف قیمت خدمات بین مناطق باقی می‌ماند[3]. همچنین، فاصله مناطق مختلف می‌تواند موجب واگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین این مناطق شود، زیرا با افزایش فاصله بین مناطق، هزینه‌های حمل‌ونقل افزایش می‌یابد و این امر ممکن است به‌صرفه‌بودن آربیتراژ را زیر سؤال برده و درنتیجه، اختلاف سطح عمومی قیمت‌ها بین مناطق مزبور از بین نرود[4]. چنانچه هزینه‌های حمل‌ونقل به اندازه کافی از اختلاف قیمت بین مناطق بزرگ‌تر باشد، واگرایی سطح عمومی قیمت بین مناطق به‌وجود می‌آید و اگر c_{ij} هزینه حمل‌ونقل بین مناطق i و j، $P_{i,t}$ و $P_{j,t}$ به ترتیب نشان‌دهنده سطح عمومی قیمت‌ها در مناطق i و j و $P_{ij,t}$ اختلاف سطح عمومی قیمت‌ها بین همان مناطق باشد، همگرایی در شرایط زیر رخ نمی‌دهد:

$$| p_{i,t} - p_{j,t} | \leq c_{ij} \quad \rightarrow \quad -c_{ij} \leq P_{ij,t} \leq c_{ij} \qquad (۱$$

اما اگر نوسانات قیمت به‌گونه‌ای باشد که اختلاف قیمت بین مناطق مختلف از بازه مذکور خارج شود، آنگاه همگرایی بین مناطق مختلف میسر می‌شود[5].

1. Balassa-Samuelson Effect.

۲. برای مطالعه بیش‌تر در این زمینه به منبع Vaona (2011) مراجعه شود.

3. Ikeno (2014a); p. 391

4. Cecchetti et al (2002); p.1089.

5. Ikeno (2014b); p. 244.

Archive of SID

www.SID.ir

۳ـ۱. پیشینه تجربی تحقیق

در زمینه همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها مطالعات متعددی انجام شده، اما درباره عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها مطالعات اندکی وجود دارد. در زیر به برخی از این مطالعات اشاره می‌شود:

۱ـ۳ـ۱. مطالعات خارجی

پارسلی و وی[1] برای تخمین سرعت همگرایی از داده‌های فصلی قیمت ۵۱ کالا در ۴۸ شهر ایالات متحده امریکا در دوره زمانی ۱۹۹۲/۴–۱۹۷۵/۱ استفاده کرده و نشان دادند سرعت همگرایی قیمت‌های نسبی محاسبه‌شده برای شهرهای نزدیک به هم، بیش‌تر از شهرهای دور بوده، اما فاصله بین موقعیت مکانی، فقط جزء کوچکی از سرعت همگرایی متفاوت را توضیح می‌دهد. براساس نتایج این مطالعه، سرعت همگرایی قیمت‌های نسبی برای کالاهای تجاری تقریباً چهار فصل و برای کالاهای غیرقابل مبادله ۱۵ فصل است.

چاکتی و همکاران (۲۰۰۲) همگرایی قیمت در شهرهای ایالات متحده امریکا را با استفاده از روش اقتصادسنجی پنلی مطالعه کرده‌اند. ایشان از قیمت سالانه ۱۹ شهر عمده امریکا در دوره زمانی ۱۹۹۵ – ۱۹۱۸ استفاده کرده و به این نتیجه رسیدند که سرعت همگرایی در حدود ۹ سال است.

ایساکا[2] در مطالعه خود برابری قدرت خرید در هفت شهر ژاپن را با استفاده از آزمون ریشه واحد پنل[3] بررسی کرده است. وی در این مطالعه از داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده ۱۳ گروه کالایی در دوره زمانی ۱۹۹۸ – ۱۹۶۰ استفاده کرده و نشان می‌دهد در هر هشت گروه کالاهای تجاری و دو گروه از پنج گروه کالاهای غیرتجاری مورد بررسی، فرضیه‌های صفر مبنی بر عدم‌وجود همگرایی قیمت نسبی کالاهای بین شهرها، در سطح ۵ درصد رد می‌شود. همچنین، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد برابری قدرت خرید برای کالاهای تجاری بیش‌تر از کالاهای غیرتجاری برقرار است.

فن و وی[4] همگرایی قیمت در چین را با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پنل و مدل

1. Parsly and Wei (1996).
2. Esaka (2003).
3. Im, Pesaran and Shin.
4. Fan and Wei (2006).

www.SID.ir

میانگین بازگشت غیرخطی بررسی کرده‌اند. برای این منظور از شاخص قیمت ماهانه در دوره زمانی هفت سال (۸۱ ماه) برای ۳۶ شهر چین استفاده شده و براساس نتایج این مطالعه، سرعت همگرایی قیمت در چین سه تا چهار ماه بوده که پایین‌تر از نتایج به‌دست‌آمده در مطالعات مشابه است.

پسران و همکاران[1] برابری قدرت خرید ۱۲ کشور را ارزیابی کرده و برای این منظور از داده‌های ماهانه مربوط به شاخص قیمت کل مصرف‌کننده و ۱۹ گروه کالایی در دوره ۱۹۹۵/۱۲ – ۱۹۸۸/۱ استفاده کرده‌اند. ایشان ضمن بازسازی داده‌ها با روش Sieve Boot-strap تعمیم‌یافته، رهیافت دو به دو را برای بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها به‌کار برده و نشان دادند میانگین فراوانی قیمت‌های نسبی در مورد گروه‌های کالایی، وقتی ریشه واحد روی عوامل تحمیل شود ۰/۳۶ تا ۰/۴۹ بوده و وقتی ریشه واحد روی عوامل تحمیل نشود، ۰/۲۶ تا ۰/۳۲ است.

محسن و گیلبرت[2] با استفاده از روش GLS فضایی، همگرایی قیمت نسبی شهری را در ۳۵ شهر پاکستان در دوره زمانی جولای ۲۰۰۱ تا ژوئن ۲۰۰۸ بررسی کرده و چنین نتیجه گرفتند که سرعت همگرایی بین شهرها از ۱/۳ تا ۶۸ ماه بوده و به‌طور متوسط قیمت‌های نسبی در این شهرها با سرعتی معادل پنج ماه به‌سمت یکدیگر همگرا شده‌اند. همچنین، نتایج مطالعه نشان می‌دهد همبستگی فضایی فاکتور مهمی برای تخمین سرعت همگرایی است.

یازگان و یلمازکودای (۲۰۱۱) با استفاده از رهیافت دو به دو، همگرایی قیمت‌ها در ۵۲ شهر ایالت متحده امریکا را به‌صورت فصلی و در دوره زمانی ۲۰۰۷/۴–۱۹۹۰/۱ بررسی کرده و به این نتیجه رسیدند که سرعت همگرایی برای همه کالاها ۱/۶۴ فصل بوده که به‌طور معناداری کوچک‌تر از نتایج مطالعات مشابه است. همچنین، سرعت همگرایی کالاهای تجاری ۱/۳۷ فصل، کالاهای غیرتجاری ۲/۷۵ فصل و کالاهای غیرفاسدشدنی تقریباً ۱/۴۵ فصل برآورد شده است.

هیونگ و همکاران[3] نیز با استفاده از روش OLS، به بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها در ۱۷ شهر بزرگ ایالات متحده امریکا در دوره زمانی ۲۰۰۸ – ۱۹۱۸پرداختند.

1. Pesaran et al. (2009).
2. Mohsin and Gilbert (2010).
3. Hung et al. (2012).

Archive of SID

www.SID.ir

ایشان به این نتیجه رسیدند که سطح قیمت‌ها در طول دوره مورد مطالعه همگرا است.

ایکنو (a۲۰۱۴) با استفاده از رهیافت دو به دو، به بررسی همگرایی سطح قیمت‌های محلی در ۴۶ شهر ژاپن با استفاده از داده‌های دوره زمانی بلندمدت ۲۰۱۱ - ۱۹۵۲ پرداخت و نتایج بیانگر آن بود که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی رد شده اما بخش قابل‌توجهی از سطح قیمت‌های محلی در ژاپن همگرا نیستند. همچنین، براساس نتایج، همگرایی مزبور تحت‌تأثیر اختلاف نرخ رشد جمعیت و فاصله بین شهرهای مختلف است.

ایکنو (b۲۰۱۴) با استفاده از رهیافت دو به دو، به بررسی همگرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده کل و شاخص قیمت مصرف‌کننده مربوط به کالاها و خدمات مختلف در ۴۷ شهر ژاپن و با استفاده از داده‌های سالانه و ماهانه مربوط به دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۵ پرداخت. نتایج این بررسی بیانگر آن بود که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی رد می‌شود اما بخش قابل‌توجهی از سطح قیمت‌های محلی در ژاپن همگرا نیستند. همچنین، نوسانات قیمتی و فاصله بین دو شهر نیز تأثیر معناداری بر احتمال همگرایی ندارند.

۲ـ۳ـ۱. مطالعات داخلی

شهبازی و همکاران (۱۳۹۱) با به‌کارگیری آزمون‌های ریشه واحد پنلی و استفاده از داده‌های ماهانه دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۸۱ به بررسی همگرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده در استان‌های ایران پرداختند. نتایج تحقیق ایشان نشان می‌دهد همگرایی شاخص‌های قیمت در استان‌های کشور به انتخاب استان پایه بستگی داشته و با پیدایش انحراف از قانون قیمت واحد در اثر یک شوک محلی، نیمه عمر همگرایی در حدود ۱/۵ سال خواهد بود.

کازرونی و همکاران (a۱۳۹۳) در مطالعه‌ای با استفاده از رهیافت دو به دو و با به کارگیری آزمون‌های ریشه واحد KPSS، DF-GLS، ADF به بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۹۱/۱- ۱۳۸۶/۱ پرداخته و نشان دادند همگرایی قیمت‌ها بین استان‌های ایران با توجه به آزمون‌های ریشه واحد ADF و DF-GLS در سطح پایین و براساس آزمون KPSS در سطح متوسطی قرار دارد. در این مطالعه، متوسط سرعت همگرایی در دو به دوی استان‌هایی که همگرایی قیمت داشتند، حدود ۱/۸ ماه برآورد شده بود.

کازرونی و همکاران (b۱۳۹۳) با استفاده از رهیافت دو به دو، به مقایسه درجه همگرایی سطح قیمت کالاها و خدمات بین استان‌های ایران در دوره زمانی ۱۳۹۱/۱-۱۳۸۶/۱ پرداختند.

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج تجربی این فرضیه را تأیید می‌کرد که همگرایی قیمت کالاهای قابل مبادله به مراتب بیش‌تر از قیمت خدمات بین استان‌های کشور است. همچنین، یافته‌ها حاکی از آن بود که متوسط سرعت همگرایی قیمت کالاها در جفت استان‌هایی که همگرایی دارند، بیش‌تر از متوسط سرعت همگرایی قیمت خدمات است.

وجه تمایز پژوهش حاضر با سایر تحقیقات داخلی انجام‌شده این است که تاکنون مطالعه‌ای در زمینه بررسی عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران انجام نشده است.

۲. روش‌شناسی تحقیق

همان گونه که قبلا نیز مورد اشاره قرار گرفت، هدف مطالعه حاضر بررسی عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲:۱۲-۱۳۸۶:۱ است. برای این منظور، ابتدا وجود همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های مختلف کشور مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲ـ۱. بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها

در این مطالعه برای بررسی وجود همگرایی شاخص سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران از رهیافت دو به دو تعمیم‌یافته پسران (۲۰۰۷) استفاده می‌شود. این رهیافت به‌جای استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پنلی، به ارزیابی نسبت سطوح قیمتی همگرا می‌پردازد. همچنین، رهیافت مذکور با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد، همگرایی تمام ترکیبات دو به دو سطوح قیمتی را بررسی می‌کند. درباره علت استفاده این مطالعه از رهیافت دو به دو برای ارزیابی همگرایی، علیرغم استفاده اکثر مطالعات انجام‌شده در این زمینه از آزمون‌های ریشه واحد پنلی، باید گفت هرچند آزمون‌های ریشه واحد پنلی نسبت به آزمون‌های ریشه واحد سری زمانی، قدرت بیش‌تری در رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد دارند، اما استفاده از این آزمون‌ها مشکلاتی به شرح ذیل را در بر دارد: نخست این‌که رد فرضیه صفر در آزمون‌های ریشه واحد پنلی لزوماً به‌معنای همگرایی اکثریت سطوح قیمتی نیست. دوم این‌که آزمون‌های ریشه واحد پنلی برای بررسی همگرایی میان مقاطع مختلف، از مقطع خاصی به‌عنوان مقطع پایه استفاده می‌کنند و نتایج حاصل از آزمون نسبت به انتخاب مقطع

Archive of SID
www.SID.ir

پایه حساس است. سوم این‌که آزمون‌های ریشه واحد پنلی، همگرایی مقاطع انتخاب‌نشده به‌عنوان مقطع پایه را بررسی نمی‌کنند[1]. با توجه به مشکلات مذکور برای آزمون‌های ریشه واحد پنلی، در این مطالعه از رهیافت دو به دو که از آزمون‌های ریشه واحد سری زمانی بهره می‌گیرد، استفاده می‌شود. آزمون‌های بر پایه رهیافت دو به دو به ارزیابی نسبتی از سطوح قیمتی نسبی بین استان‌های مختلف همگراشونده از کل سطوح قیمتی نسبی مورد بررسی می‌پردازد. فرض کنید $CPI_{j,t}$ نشانگر شاخص قیمت مصرف‌کننده در استان i در دوره t باشد. در آن صورت، سطح قیمتی نسبی در استان‌های i و j در دوره t به صورت لگاریتمی از طریق رابطه زیر به دست می‌آید:

$$P_{ij,t}=Ln(CPI_{i,t})-Ln(CPI_{j,t})=p_{i,t}-p_{j,t} \quad (۲$$

$$i=1,\ldots N-1, \qquad j=i+1,\ldots N, \qquad t=1,2,\ldots,T$$

براساس تعریف، همگرایی بین سطح عمومی قیمت‌های دو استان زمانی محقق می‌شود که P_{ij} (شکاف سطح عمومی قیمت‌های دو استان) ساکن باشد. برای بررسی این مسأله، آزمون‌های مختلفی همچون KPSS، ADF، GLS DF-، و... وجود دارند. با عنایت به بالاتر بودن توان آزمون DF-GLS نسبت به آزمون‌های دیگر، در مطالعه حاضر از این آزمون برای بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های کشور استفاده می‌شود. آزمون ریشه واحد DF-GLS که توسط الیوت و همکاران[2] معرفی شد، از جمله آزمون‌هایی است که مشکل حساسیت آزمون نسبت به اندازه نمونه و نیز توان پایین آزمون‌های ADF و KPSS را حل می‌کند. معادله رگرسیونی این آزمون به‌صورت زیر است:

$$\Delta P^{d}_{ij,t} = \beta_{ij} P^{d}_{ij,t-1} + \sum_{s=1}^{k} \delta_{ij,s}\ \Delta P^{d}_{ij,t-s} + V_{ij,t} \quad (۳$$

که در آن $P^{d}_{ij,t}$ سری روندزدا شده $P_{ij,t}$ است.

اگر N تعداد استان‌های مورد بررسی باشد، در آن صورت تعداد جفت استان‌ها برابر $\frac{N(N-1)}{2}$ خواهد بود که همگرایی هریک از جفت استان‌ها باید با استفاده از آزمون ریشه

1. Ikeno (2014a); p. 390-391.
2. Elliott et al. (1996).

www.SID.ir

واحد DF-GLS آزموده شود. درمورد نسبتی از $\frac{N(N-1)}{2}$ جفت استان‌ها، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد (عدم وجود همگرایی) در یک سطح معناداری معین همچون α درصد رد می‌شود. این نسبت را می‌توان با رابطه زیر نشان داد:

$$Z_{NT} = \frac{2}{N(N-1)} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} Z_{ij,T} \quad (۴$$

اگر فرضیه صفر وجود ریشه واحد، برای P_{ij} در سطح معناداری α درصد رد شود، $Z_{ij,T}=1$ بوده و در غیرآن صورت $Z_{ij,T}=0$ خواهد بود. آنگاه، تحت این فرضیه صفر که تمامی P_{ij}ها غیرساکن (واگرا) هستند، همراه با میل N و T به‌سمت بی‌نهایت، نسبت Z_{NT} به سمت α همگرا خواهد شد. بعد از محاسبه نسبت مذکور (Z_{NT})، مقدار آن با سطح معناداری α مقایسه می‌شود. اگر $Z_{NT}>\alpha$ باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی رد شده و سطح عمومی قیمت‌های استان‌ها همگرا است[1].

۲ـ۲. بررسی عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها

در این مطالعه برای بررسی عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها مطابق روش به‌کار گرفته‌شده در مطالعه ایکنو (a۲۰۱۴) و ایکنو (b۲۰۱۴) از مدل پروبیت استفاده می‌شود که ساختار اصلی این مدل را می‌توان به صورت زیر نمایش داد:

$$Convergence_{ij}=pr(\varphi.X_{ij}) \quad (۵$$

$Convergence_{ij}$ نشانگر همگرایی سطح عمومی قیمت‌های بین استان‌های i و j (منتج از آزمون ریشه واحد DF-GLS) است که برای آن از متغیر مجازی در بر گیرنده مقادیر صفر و یک استفاده می‌شود. این متغیر مجازی زمانی مقدار یک می‌گیرد که فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در آزمون DF-GLS در سطح ۱۰ درصد رد شود؛ در غیراین‌صورت، مقدار صفر را به خود اختصاص خواهد داد. به‌عبارت دیگر اگر دو استان همگرا باشند به این متغیر عدد یک و در غیراین‌صورت عدد صفر نسبت داده می‌شود. X_{ij} بردار عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بوده و φ بردار ضرایب این عوامل است. همچنین،

1. Pesaran (2007); p. 322.

Archive of SID

www.SID.ir

مطابق مبانی نظری، متغیرهای اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه، اختلاف متوسط نرخ رشد جمعیت و فاصله بین استان‌ها ($distance_{ij}$, pop_{ij}, $Income_{ij}$) به‌عنوان عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌ها در نظر گرفته می‌شود.

$Income_{ij}$ بیانگر قدر مطلق اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه دو استان i و j است، یعنی:

$$Income_{ij}= |Income_i- Income_j|$$

که در آن $Income_i$ به‌عنوان متوسط نرخ رشد درآمد سرانه استان i از طریق رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$Income_i = \frac{(\log Income_{iT} - \log Income_{i1})}{T}$$

که در آن T نشانگر طول دوره مورد مطالعه است.

به‌همین ترتیب، pop_{ij} بیانگر قدر مطلق اختلاف متوسط نرخ رشد جمعیت دو استان i و j است، یعنی:

$$pop_{ij}= |pop_i - pop_j|$$

که در آن pop_i به‌عنوان متوسط نرخ رشد جمعیت استان i از طریق رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$pop_i = \frac{(\log pop_{iT} - \log pop_{i1})}{T}$$

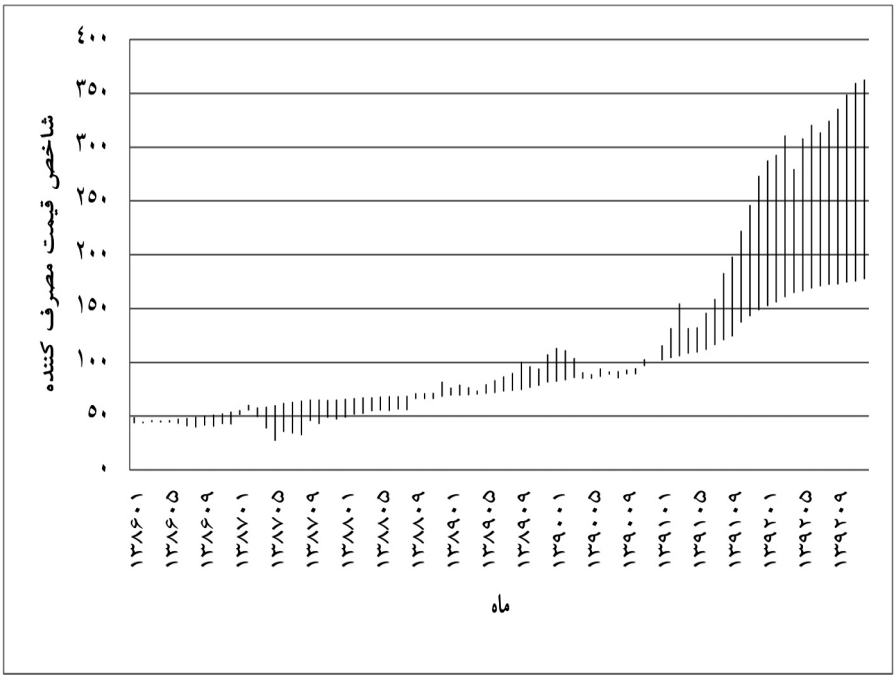
و در نهایت $distance_{ij}$ نشان‌دهنده فاصله جغرافیایی بین استان i و j است که از طریق لگاریتم فاصله جغرافیایی بین مراکز دو استان به‌دست می‌آید.

در این مطالعه از داده‌های ماهانه استان‌ها در دوره زمانی ۱۳۹۲/۱۲-۱۳۸۶/۱ استفاده می‌شود. علت انتخاب دوره فوق تفکیک داده‌های مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده استان خراسان به داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده سه استان خراسان رضوی، خراسان شمالی و خراسان جنوبی در فروردین ماه سال ۱۳۸۶ و عدم وجود اطلاعات استان‌های کشور (تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت استان‌های کشور) بعد از سال ۱۳۹۲ است. همچنین، با عنایت به تفکیک داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده استان البرز از داده‌های شاخص

Archive of SID
www.SID.ir

قیمت مصرف‌کننده استان تهران در سال ۱۳۹۱ و نبود اطلاعات لازم برای این استان در سال‌های قبل از تفکیک، اطلاعات استان البرز با اطلاعات استان تهران تلفیق شد. بنابراین، در محاسبات به جای ۳۱ استان فعلی کشور، ۳۰ استان مد نظر قرار گرفته است. اطلاعات مربوط به داده‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده ۳۰ استان مورد بررسی، از بخش آمارهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به روش اسنادی و کتابخانه‌ای جمع‌آوری شده و بر پایه سال ۱۳۹۰ تعدیل شدند. همچنین، داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی سرانه استان‌ها و نیز جمعیت استان‌ها از حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران اخذ شد. تولید ناخالص داخلی سرانه اسمی استان‌ها بر پایه سال ۱۳۹۰ تعدیل شده است[1].

در ادامه پراکندگی شاخص قیمت مصرف‌کننده در نمودار (۱) نشان داده شده است.



منبع: یافته‌های تحقیق.

نمودار ۱ـ نمودار پراکندگی شاخص قیمت مصرف‌کننده استان‌های ایران

۱. برای تبدیل ارقام سالانه تولید ناخالص داخلی سرانه حقیقی استان‌ها به داده‌های ماهانه از گزینه - SUM Quadratic match در نرم‌افزار EViews استفاده شده است. داده‌های سالانه جمعیت استان‌های کشور نیز با استفاده از نرخ رشد میانگین هندسی به داده‌های ماهانه تبدیل شده‌اند.

www.SID.ir

در این نمودار، حد پایین هریک از خطوط، نشان‌دهنده استانی است که کم‌ترین شاخص قیمت مصرف‌کننده در هر ماه را داشته و حد بالای هریک از خطوط به‌منزله استانی است که بیش‌ترین شاخص قیمت مصرف‌کننده در هر ماه را به خود اختصاص داده است. به‌عبارت دیگر، طول هریک از خطوط نشانگر دامنه تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده در هر ماه است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در دوره ۱۳۹۲/۱۲-۱۳۸۶/۱حداقل شاخص قیمت مصرف‌کننده ابتدا افزایش، سپس کاهش و دوباره افزایش می‌یابد و حداکثر شاخص قیمت مصرف‌کننده در طول دوره مورد نظر روند افزایشی در پیش گرفته است. به‌عبارت بهتر، پراکندگی شاخص قیمت مصرف‌کننده از روند یکنواخت پیروی نکرده است. همچنین، دامنه تغییرات در انتهای دوره نسبت به ابتدای دوره افزایش قابل ملاحظه‌ای داشته است.

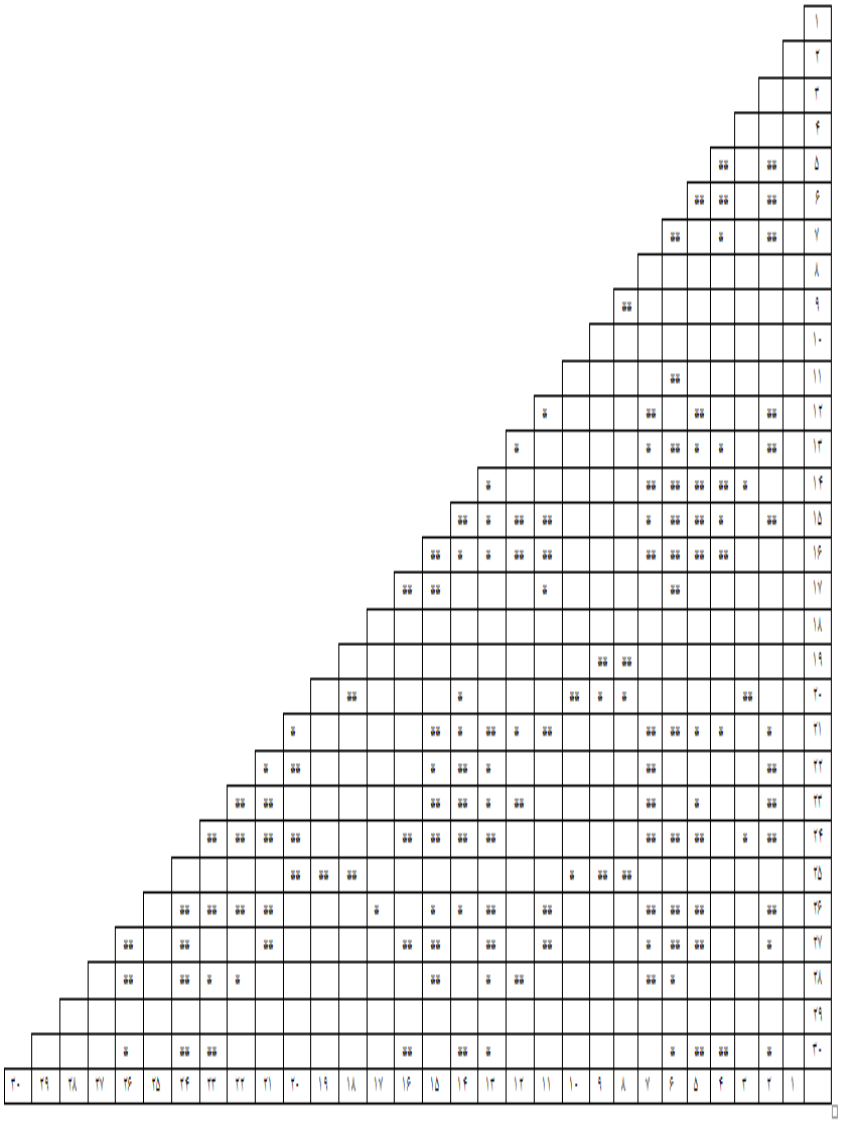
۳. تجزیه و تحلیل یافته‌ها

با عنایت به وجود ۳۰ استان، به تعداد $\frac{N(N-1)}{2} = \frac{30*(30-1)}{2} = 435$ آزمون ریشه واحد DF-GLS برای‌ها انجام شده[۱] و نتایج این آزمون‌ها در جدول (۱) آمده است که در آن علامت‌های ** و * به‌ترتیب نشانگر رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطوح معناداری ۵ و ۱۰ درصد است. همچنین، خانه‌های خالی این جدول بیانگر عدم رد فرضیه صفر در هر دو سطح معناداری مزبور است. مطابق نتایج این جدول، از ۴۳۵ جفت استان ممکن، همگرایی درخصوص ۱۴۵ جفت استان در سطح ۱۰ درصد اتفاق افتاده که از میان آن‌ها، ۱۰۲ جفت استان در سطح ۵ درصد نیز همگرا شده‌اند (کدهای اختصاص یافته به هر استان مطابق جدول پیوست است.)

۱. برای تعیین تعداد وقفه بهینه در آزمون ریشه واحد مزبور ازمعیار اطلاعاتی آکائیک (AIC) استفاده شده است.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول ۱ـ نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد DF-GLS



منبع: یافته‌های تحقیق.

همان گونه که قبلاً نیز اشاره شد، در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای هر P_{ij} در سطح معناداری α درصد، $Z_{ij,T}=1$ بوده و در غیرآن صورت $Z_{ij,T}=0$ خواهد بود که از روی آن‌ها، Z_{NT} (نسبتی از جفت استان‌ها که آزمون ریشه واحدشان رد شده است)

www.SID.ir

محاسبه می‌شود. نتایج حاصل از محاسبه Z_{NT} در دو سطح معناداری ۵ و ۱۰ درصد در جدول (۲) گزارش شده است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، نسبت‌های Z_{NT} محاسبه شده به اندازه کافی بیش‌تر از ۰/۰۵ و ۰/۱۰ بوده و این امر بیانگر رد فرضیه صفر (مبنی بر این امر که هیچ‌یک از سطوح قیمت‌های نسبی همگرا نیستند) است، هرچند به دلیل کمتر از ۵۰ درصد بودن نسبت‌های مذکور می‌توان گفت بسیاری از سطوح قیمتی نسبی همگرا نیستند.

جدول ۲ـ نسبت فراوانی جفت استان‌های همگرا

سطح معناداری	Z_{NT}
۵ درصد	۰/۲۳۴
۱۰ درصد	۰/۳۳۳

منبع: یافته‌های تحقیق.

همان‌طور که قبلاً نیز گفته شد، برای بررسی عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها از مدل پروبیت استفاده می‌شود. بنابراین، از نتایج جدول (۱) استفاده شده و برای متغیر وابسته، مقادیر عددی صفر و یک به ترتیب در حالت‌های واگرایی و همگرایی در نظر گرفته می‌شود. نتایج حاصل از تخمین مدل در جدول (۳) آمده است[1].

جدول ۳ـ نتایج حاصل از برازش مدل پروبیت

	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵
β_0	−۰/۲۷** (۰/۰۹)	−۰/۳۶** (۰/۱۰)	−۰/۷۵ (۰/۶۶)	−۰/۷۱ (۰/۶۶)	−۰/۸۵ (۰/۶۶)
Income	−۱/۲۳* (۰/۶۴)			−۱/۲۷** (۰/۶۴)	
pop		−۲/۶۴ (۳/۴۶)			−۳/۳۷ (۳/۶۰)
distance			۰/۱۱(۰/۲۲)	۰/۱۵(۰/۲۲)	۰/۱۷(۰/۲۳)
Mc Fadden R^2	۰/۰۰۶	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۷	۰/۰۰۲

** و * به‌ترتیب نشان‌دهنده معناداری در سطح ۵ و ۱۰ درصد بوده و اعداد داخل پرانتز انحراف استاندارد ضرایب است.
منبع: یافته‌های تحقیق.

۱. عدم برآورد مدلی که شامل متغیرهای درآمد سرانه و جمعیت باشد، به‌دلیل وجود همبستگی میان این متغیرها است.

Archive of SID
www.SID.ir

همان‌طورکه در بخش مربوط به مبانی نظری نیز اشاره شد، اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه، اختلاف متوسط نرخ رشد جمعیت و فاصله بین مناطق مختلف موجب واگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین این مناطق در طول زمان می‌شود. به‌عبارت دیگر، بین اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه، اختلاف متوسط نرخ رشد جمعیت، فاصله بین مناطق و احتمال همگرایی رابطه معکوس وجود دارد. همچنین، برای بررسی تأثیر عواملی که ذکرشد، پنج مدل به شرح جدول (۳) تخمین زده شده است.

در مدل (۱) متغیر اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه به‌عنوان متغیر مستقل به همراه عرض از مبدا وارد مدل شده و نتیجه حاصل از تخمین مدل (۱) نشان می‌دهد این متغیر در سطح ۱۰ درصد تأثیر معناداری بر احتمال همگرایی داشته و علامت ضریب آن مطابق انتظار است و مبانی نظری موجود در این‌باره (که سطح بالای درآمد سرانه در یک استان سطح بالای قیمت‌ها را به دنبال خواهد داشت) تأیید می‌شود. منفی بودن ضریب متغیر اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه نشان می‌دهد با افزایش (کاهش) اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه احتمال همگرایی (عدم همگرایی) کاهش می‌یابد.

با در نظر گرفتن متغیر اختلاف متوسط نرخ رشد جمعیت به‌عنوان متغیر مستقل مدل (۲) تخمین زده شد و با توجه به نتایج حاصل از تخمین این مدل، می‌توان گفت این متغیر تأثیر معناداری بر احتمال همگرایی نداشته و فقط عرض از مبدأ موجود در این مدل از نظر آماری معنادار است. نگاهی به علامت ضریب متغیر مذکور نشان می‌دهد علامت این ضریب منفی و مطابق انتظار است و به دلیل معنادار نبودن تأثیر این متغیر بر احتمال همگرایی مبانی موجود در این زمینه تأیید نمی‌شود.

جهت سنجش تأثیر متغیر مسافت جغرافیایی بین دو استان بر احتمال همگرایی، مدل (۳) برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که متغیر مذکور تأثیر معناداری بر احتمال همگرایی دو استان نداشته و مثبت بودن علامت ضریب آن خلاف انتظار بودن علامت ضریب را نشان می‌دهد.

همچنین، برای بررسی تأثیر توامان، متغیرهای مختلف مدل (۴) و مدل (۵) برآورد شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل (۴) که در آن متغیرهای اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه بین دو استان و فاصله جغرافیایی بین دو استان به‌عنوان متغیر مستقل در نظر گرفته شده‌اند، نشان می‌دهد که متغیر اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه بین دو استان

Archive of SID
www.SID.ir

در حضور متغیر مسافت جغرافیایی بین دو استان تأثیر معناداری بر احتمال همگرایی داشته و علامت ضریب آن مطابق انتظار بوده و مبانی نظری موجود در این زمینه تأیید می‌شود. در این مدل، متغیر مسافت جغرافیایی بین دو استان تأثیر معناداری بر احتمال همگرایی دو استان نداشته است. تأثیر هم زمان اختلاف متوسط نرخ رشد جمعیت دو استان و مسافت جغرافیایی بین دو استان در مدل (۵) برآورد شده و این دو متغیر در حضور هم نیز تأثیر معناداری بر احتمال همگرایی نداشته، علامت ضریب متغیر اختلاف متوسط نرخ رشد جمعیت دو استان مطابق انتظار بوده و علامت ضریب مسافت جغرافیایی بین دو استان خلاف انتظار است.

در حالت کلی می‌توان گفت از میان تمام متغیرهای مورد بررسی، اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه تأثیر معناداری بر احتمال همگرایی داشته است. مقایسه نتایج حاصل از این مطالعه با نتایج مطالعات مشابه نشان‌دهنده آن است که همچون اکثر مطالعات، عدم همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران رد می‌شود. اما درباره عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها نتایج حاصله برخلاف نتایج مطالعه ایکنو (a۲۰۱۴) است، به‌نحوی‌که فاصله جغرافیایی بین شهرها و اختلاف متوسط نرخ رشد جمعیت بین شهرها تأثیر معناداری بر احتمال همگرایی داشته، اما در این مطالعه فقط اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه بین استان‌ها تأثیر معناداری بر احتمال همگرایی دارد؛ هرچند در مطالعه ایکنو (b۲۰۱۴) نتایج مشابهی در زمینه عدم تأثیرگذاری فاصله جغرافیایی بین استان‌ها بر احتمال همگرایی وجود دارد.

جمع‌بندی و ملاحظات

با توجه به وجود واحد پولی مشترک و کمبود موانع تجاری و غیرتجاری در داخل یک کشور نسبت به مقیاس بین‌الملل، احتمال صادق بودن قانون قیمت واحد و همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها در داخل یک کشور افزایش می‌یابد؛ اما عوامل مختلفی همچون عواملی که در این مطالعه نیز مورد توجه قرار گرفت، می‌تواند باعث عدم تحقق قانون قیمت واحد و همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها شود. هدف از این مطالعه بررسی عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران در دوره ۱۳۹۲/۱۲-۱۳۸۶/۱ بود. در همین راستا، ابتدا همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران بررسی شد؛ برای بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران از رهیافت دو به دو پسران (۲۰۰۷) استفاده شده

Archive of SID
www.SID.ir

است. این رهیافت با حفظ پویایی‌های هر شکاف طی دوره تحقیق، تمام شکاف‌های ممکن (P_{ij}) را بررسی می‌کند. نتایج حاصل از این رهیافت نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همگرایی بین استان‌های کشور رد شده اما نسبت قابل‌توجهی از سطوح قیمتی نسبی همگرا نیستند.

افزون بر آن، در راستای بررسی عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها، تأثیر سه متغیر اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه بین دو استان، اختلاف متوسط نرخ رشد جمعیت بین دو استان و مسافت جغرافیایی بین دو استان بر احتمال همگرایی سنجیده شده و از نتایج به‌دست‌آمده می‌توان چنین نتیجه گرفت که متغیر اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه تأثیر معناداری بر احتمال همگرایی داشته و مبانی نظری موجود در این زمینه تأیید می‌شود. نتایج حاصل از برازش مدل (۱) و مدل (۴) تأییدی بر این ادعا در استان‌های ایران است؛ به‌طوری‌که با متوسط نرخ رشد درآمد سرانه متفاوت بین استان‌های مختلف، احتمال همگرایی بعید به نظر می‌رسد. با توجه به نتایج حاصل، کاهش اختلاف متوسط نرخ رشد درآمد سرانه بین جفت استان‌های کشور از طریق شناسایی عوامل مؤثر بر درآمد سرانه می‌تواند موجبات افزایش همگرایی بین استان‌های مختلف را فراهم کند. به این ترتیب، لازم است سیاستگذاران اقداماتی در جهت شناخت علل نابرابری منطقه‌ای و ارائه سیاست‌های ویژه برای کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای انجام دهند که این امر با تخصیص منابع و فعالیت‌ها به هر منطقه، بر مبنای استعدادها و ویژگی‌های خاص هر منطقه محقق می‌شود. در همین راستا، شناخت نیازها و استعدادهای هر استان و انجام سرمایه‌گذاری لازم مطابق با شرایط هراستان به‌طوری‌که هر استان فراخور نیازها و استعداد خود، سرمایه و امکانات لازم را در دسترس داشته باشد، احتمال همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌ها را افزایش می‌دهد.

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، آمارهای اقتصادی، شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی استان‌های ایران، ۱۳۹۲/۱۲-۱۳۸۶/۱.

بهبودی، داوود؛ فلاحی، فیروز و امینه شیبائی (۱۳۹۱)؛ «بررسی همگرایی بهره‌وری انرژی در منتخبی از کشورهای OECD با رویکرد اقتصاد سنجی فضایی»، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، سال ۱، ش. ۳، صص ۸۰-۵۷.

شهبازی، کیومرث؛ فلاحی، فیروز و امیر غلامی (۱۳۹۱)؛ «همگرایی شاخص قیمت در استان‌های ایران»، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، سال ۶، ش. ۴، صص ۱۲۸-۱۱۱.

شهبازی، کیومرث و داوود حمیدی رزی (۱۳۹۳)؛ «همگرایی شدت انرژی بین کشورهای عضو اوپک (یک رویکرد دوجانبه)»، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال ۲۲، ش. ۷۱، صص ۱۹۸-۱۷۳.

کازرونی، سیدعلیرضا، اصغرپور، حسین و خدیجه رضایی (a۱۳۹۳)؛ «بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران»، فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی، سال ۲۲، ش. ۷۰، صص ۴۵-۲۳.

کازرونی، سید علیرضا؛ اصغرپور حسین و خدیجه رضایی (b۱۳۹۳)؛ «مقایسه درجه همگرایی سطح قیمت کالاها و خدمات بین استان‌های ایران»، فصلنامه تحقیقات اقتصادی، سال ۴۹، ش. ۳، صص. ۶۲۰-۵۹۹.

مرکز آمار ایران، حساب‌های منطقه‌ای، ۱۳۹۲- ۱۳۸۶.

Bernard, A. B. and S. N. Durlauf (1995); "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 10, no.2, pp. 97-108.

Bernard, A. B. and S. N. Durlauf (1996); "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", *Journal of Econometrics*, vol. 71, pp. 161-173.

Bruno, G., De Bonis, R. and A. Silvestrini (2012); "Do Financial System Converge?", *Journal of Comparative Economics*, vol.40, no. 1, pp. 134-144.

Cecchetti, S. G., Mark, N. C. and R. J. Sonora (2002); "Price Level Convergence Among United States Cities", *International Economic Review*, vol. 43, no. 4, pp. 1081-1099.

Drastichova, M., & V. T. Ostrava (2012); "The Relations of Real and Nominal Convergence in the EU With Impacts on the Euro Area Participation", *Central European Review of Economic Issues*, vol. 15, no. 1, pp. 107-122.

Elliot, G.; Rothenberg, T.J. and J.H. Stock (1996); "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, vol. 64, no. 4, pp. 813– 836.

Esaka, T. (2003); "Panel Unit Root Tests of Purchasing Power Parity between Japanese Cities, 1960-1998: Disaggregated Price Data", *Japan and the World Economy*, vol. 15, no. 2, pp. 233-244.

Fallahi, F., and M. C. Voia (2015); "Convergence and Persistence in Per Capita Energy Use among OECD Countries: Revisited Using Confidence Intervals", *Energy Economics*, vol. 52, pp. 246-253.

Fan, C.S. and X. Wei (2006); "Price Index Convergence in China", *The Review of Economic and Statistics*, vol. 88, no. 4, pp. 682-697.

Archive of SID

www.SID.ir

Huang, H. CH.; Liu, W. H. and CH. CH. Yeh (2012); "Convergence in Price Levels across U.S. Cities", *Economics Letters*, vol. 114, no. 3, pp. 245-248.

Ikeno, H. (2014a); "Long-run Analysis on Convergence Japanese Local Price Levels: A Pair Wise Approach", *Economic Modelling*, vol. 42, pp. 390-397.

Ikeno, H. (2014b); "Pairwise Tests of Convergence of Japanese Local Price Levels", *International Review of Economics and Finance*, vol. 31, pp. 232-248.

Iregui, A. M. and J. Otero (2013); "Testing the Law of One Price in Retail Banking: An Anaiysis for Colombia Using A Pair-Wise Approach", *Economics Letters*, vol. 118, pp. 29-32.

Islam, N. (2003); "What Have We Learnt from the Convergence Debate", *Journal of Economic Surveys*, vol. 17, no. 3, pp. 309-362.

Mohsin, H. M. and S. Gilbert (2010); "The Relative City Price Convergence in Pakistan: Empirical Evidence from Spatial GLS", *The Pakistan Development Review*, vol. 49, no. 4, p. 439-448.

Nahar, S. and B. Inder (2002); "Testing Convergence in Economic Growth for OECD Countries", *Applied Economics*, vol. 34, no. 16, pp. 2011-2022.

Parsley, D. C. and S. Wei (1996); "Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, no. 4, pp.1211-1236.

Pesaran, M. H. (2007); "A Pair-wise Approach to Testing for Output and Growth Convergence", *Journal of Econometrics*, vol. 138, pp. 312-355.

Pesaran, M. H., Smith, R. P., Yamagata, T. and L. Hvozdyk (2009); "Pair Wise Tests of Purchasing Power Parity", *Economic Review*, vol. 28, pp. 495-521.

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

Vaona, A. (2011); "Intra-national Purchasing Power Parity and Balassa-Samuelson Effect in Italy", *Spatial Economic Analysis*. vol. 6, no. 3, pp. 291-309.

Yazgan, E. and H. Yilmazkuday (2011); "Price level convergence: New evidence from U.S. cities", *Economic Letters*, vol. 110, no. 2, pp. 76-78.

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست

جدول ۱ـ کدهای اختصاص یافته به هر استان

کد	استان	کد	استان
۱	تهران	۱۶	کردستان
۲	مرکزی	۱۷	همدان
۳	گیلان	۱۸	لرستان
۴	مازندران	۱۹	بوشهر
۵	آذربایجان شرقی	۲۰	هرمزگان
۶	آذربایجان غربی	۲۱	یزد
۷	کرمانشاه	۲۲	زنجان
۸	خوزستان	۲۳	چهارمحال و بختیاری
۹	فارس	۲۴	سمنان
۱۰	کرمان	۲۵	کهکیلویه و بویراحمد
۱۱	خراسان رضوی	۲۶	ایلام
۱۲	خراسان شمالی	۲۷	اردبیل
۱۳	خراسان جنوبی	۲۸	قزوین
۱۴	اصفهان	۲۹	قم
۱۵	سیستان و بلوچستان	۳۰	گلستان

Archive of SID

www.SID.ir