Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی
سال یازدهم، شماره ۳۶، تابستان ۱۳۹۷
صفحات ۲۳۷ ـ ۲۷۰

بررسی همگرایی شاخص قیمت‌ها در استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای

احمد محمدی [*]
سروه عبدالکریمی آذر [†]
علی فقه مجیدی [‡]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۹/۰۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۹/۰۶

چکیده

در این پژوهش فرضیه همگرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده استان‌های کشور با استفاده از دو روش تحلیل خوشه‌ای و ریشه واحد پانلی طی دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵ مورد بررسی قرارگرفته است. بررسی این مسئله از چند منظر اهمیت دارد. نخست، تحلیل امکان همگرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده استان‌های مختلف به‌نوعی تحلیل امکان همگرایی شاخص هزینه زندگی استان‌های کشور است. دوم، رد شدن فرضیه همگرایی، می‌تواند دلالت بر وجود برخی مشکلات ساختاری در بازارهای کشور و یا تفاوت‌های قابل‌توجه سطح توسعه‌یافتگی استان‌ها داشته باشد. سوم، بحث همگرایی شاخص قیمت استان‌ها می‌تواند به‌عنوان یکی از مؤلفه‌های طرح جامع توازن منطقه‌ای و کاهش نابرابری‌های منطقه‌ای مورد مطالعه قرارگیرد. نتایج روش خوشه‌ای، فرضیه همگرایی شاخص‌های قیمت میان استان‌ها را به‌طورکلی رد می‌نماید. بااین‌وجود، سه خوشه همگرا میان استان‌ها وجود دارد. 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. نتایج روش آزمون ریشه واحد پانلی نیز، یافته‌های روش خوشه‌ای دال بر عدم همگرایی شاخص‌های قیمت استان‌های کشور را تأیید می‌نماید. براساس نتایج به‌دست‌آمده در این روش، واگرایی قیمت‌ها در اکثر موارد به مؤلفه مشترک قیمت‌ها مربوط می‌باشد. لذا سیاست‌های دولت نقش پررنگ‌تری در مقایسه با شوک‌های محلی در واگرایی قیمت‌ها ایفا می‌نماید. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که نیمه عمر همگرایی تقریباً ۱۷ ماه می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: شاخص قیمت، همگرایی، تحلیل خوشه‌ای، استان‌های ایران، آزمون ریشه واحد پانلی
طبقه‌بندی JEL: C32, E31, F15

[*] استادیار گروه اقتصاد دانشگاه کردستان(نویسنده مسئول)؛ mohammadiahm@gmail.com
[†] دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه کردستان: a_serveh@yahoo.com
[‡] استادیار گروه اقتصاد دانشگاه کردستان: a.f.majidi@gmail.com

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

۱ مقدمه

در پژوهش حاضر، فرضیه همگرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)[1] استان‌های ایران بررسی می‌شود. به نظر می‌رسد به دلیل یکسان بودن برخی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر سطح قیمت‌ها در استان‌های کشور، نوعی همگرایی قیمت‌ها در سطح استان‌ها وجود داشته باشد. به‌طور مثال، همه استان‌های کشور از یک واحد پولی مشترک استفاده می‌کنند، سیاست‌های کلان کشوری، که قیمت‌ها را عموماً تحت تأثیر قرار می‌دهد، توسط یک دولت واحد اتخاذ می‌گردد و درعین‌حال تحرک آزاد عوامل تولید در کشور وجود دارد (شهبازی، فلاحی و غلامی، ۱۳۹۱). اما در عمل، امکان واگرایی قیمت‌ها همواره وجود دارد؛ زیرا همان‌طور که شهبازی و همکاران(۱۳۹۱) اشاره می‌نمایند، قیمت‌ها در مناطق مختلف کشور، علاوه بر موارد فوق، از عوامل دیگری نیز همچون شرایط آب‌وهوایی، عوامل جغرافیایی، سطح توسعه اقتصادی مناطق و شوک‌های محلی، تأثیر می‌پذیرند و درنتیجه امکان واگرایی قیمت‌ها وجود دارد. حتی احتمال دارد که سیاست‌های پولی کشور تأثیر متفاوتی بر استان‌ها داشته باشد.

همگرایی شاخص‌های قیمت استان‌های کشور یکی از دلالت‌های نظریه برابری قدرت خرید[2] PPP است. نظریه برابری قدرت خرید برگرفته از قانون قیمت واحد[3] است. 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[4]، ۱۹۹۶). در سطح بین‌المللی، نظریه برابری قدرت خرید پیش‌بینی می‌کند که نرخ‌های ارز کشورها با توجه به تفاوت تورم میان آنها تعدیل خواهد گردید. درحالی‌که در داخل یک کشور، یعنی در سطح منطقه‌ای، دلالت نظریه برابری قدرت خرید بر آن است که تفاوت‌های منطقه‌ای قیمت‌ها کوتاه‌مدت بوده و در بلندمدت حذف خواهد شد (کریستو[5] و همکاران، ۲۰۱۸). اما پیش‌بینی‌های نظریه برابری قدرت خرید، به‌خصوص در سطح بین‌المللی، به دلایلی نظیر موانع تجاری (همچون تعرفه‌ها و عوارض گمرکی) و عدم واکنش

---

[1] Consumer Price Index
[2] Purchasing Power parity
[3] Low of One Price
[4] Rogoff
[5] Christo et al

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

نرخ ارز اسمی به شوک‌های قیمتی مورد تأیید قرار نگرفته است. ازاین‌رو، 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 (نرخ اسمی ارز و تعرفه‌های گمرکی برای استان‌ها موضوعیت ندارد) و محقق می‌تواند با آسودگی خیال بیشتری به آزمون این نظریه و یافتن دلایل احتمالی رد آن، بپردازد (سچتی، مارک و سونورا[1]، ۲۰۰۲).

بررسی مسئله همگرایی شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده میان استان‌های مختلف کشور، از چند منظر حائز اهمیت می‌باشد. نخست، با توجه به اینکه در این مطالعه از شاخص قیمت مصرف‌کننده برای بحث همگرایی استفاده شده است و ازآنجاکه شاخص مذکور تغییرات هزینه زندگی را در طول زمان نشان می‌دهد، ازاین‌رو همگرایی (واگرایی) قیمت‌ها به‌منزله همگرایی (واگرایی) شاخص هزینه‌های زندگی میان استان‌های[2] مختلف کشور خواهد بود[3] (فیلیپس و سول[4]، ۲۰۰۷). مسلماً آگاهی از تغییرات هزینه‌های زندگی نقش مهمی در طراحی مناسب سیاست‌های رفاهی دولت و برقراری عدالت خواهد داشت. به‌طور مشخص وجود تفاوت‌های قابل‌ملاحظه میان سطح عمومی قیمت‌ها در استان‌های کشور و تداوم آن در طول زمان (واگرایی سطح عمومی قیمت‌ها)، می‌تواند تأثیرات قابل‌ملاحظه‌ای میان نرخ‌های دستمزد در سطح استان‌ها و استاندارد زندگی در این مناطق داشته باشد.

دوم، 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 بردارد. برای مثال، نتایج برخی مطالعات نشان می‌دهد که فرضیه همگرایی شاخص قیمت‌ها میان مناطق مختلف یک کشور به دلایل متعددی در عمل رد

---

[1] Cecchetti, Mark & Sonora

[2] Convergence Cost of Living

[3] شاخص هزینه‌های زندگی، تغییر در رفاه خانوارها در طول زمان را نشان می‌دهد. شاخص قیمت مصرف‌کننده فقط تغییر در سطح قیمت کالاها و خدمات بازاری مورد استفاده مصرف‌کنندگان را اندازه‌گیری می‌کند، حال آن‌که سطح رفاه خانوارها علاوه بر موارد فوق از عوامل بسیار مهم دیگری نیز تأثیر می‌پذیرد که از آن جمله می‌توان به کالاهای عمومی نظیر آموزش، تحصیل، بهداشت، امنیت، میزان جرم و جنایت، محیط‌زیست، زیرساخت‌های اقتصادی، کیفیت آب و غیره اشاره کرد. مهم‌ترین مشکل در محاسبه شاخص هزینه‌های زندگی کمی کردن تأثیر عوامل فوق است. به همین دلیل شاخص قیمت مصرف‌کننده را گاهی اوقات یک شاخص مشروط هزینه زندگی می‌نامند.

[4] Philips & Sul

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

گردیده است؛ که از آن جمله می‌توان به هزینه‌های حمل‌ونقل، اعمال قیمت‌های مختلف توسط بنگاه‌های دارای قدرت رقابتی و قیمت‌گذاری (سچتی و همکاران، ۲۰۰۲)، وجود کالاهای غیرقابل‌مبادله در شاخص‌های قیمت نظیر مسکن (سچتی و همکاران، ۲۰۰۲)، هزینه‌های توزیع کالاها در سطح خرده‌فروشی و عمده‌فروشی (بابا[1]، ۲۰۰۸)، تفاوت سطح درآمد مناطق و فاصله جغرافیایی میان مناطق (ناگایاسو و ایناکورا[2]، ۲۰۰۹) و یا تفاوت نرخ رشد جمعیت مناطق (ایکنو[3]، ۲۰۱۴)، اشاره نمود. به‌خصوص در رابطه با کشورهای درحال‌توسعه کازرونی و همکاران (۱۳۹۳)، به این موضوع اشاره می‌کنند که به علت رقابتی نبودن بازارها و همچنین عدم شفافیت و کامل نبودن اطلاعات، این کشورها با پدیده چندبخشی بودن بازارها و درنتیجه متفاوت بودن قیمت‌ها در نواحی مختلف مواجه هستند. در چنین بازارهایی که اطلاعات نامتقارن است، قیمت‌ها کارایی خود را به‌عنوان شاخص کیفیت کالاها از دست می‌دهند، که این امر به ایجاد انحصار در بازار منجر شده و تفاوت قیمت ایجاد می‌کند (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۳). لازم به ذکر است که نتایج برخی از مطالعات نظیر مطالعه سلامی و همکاران (۱۳۹۵)، از واگرایی سطح درآمد میان استان‌های مختلف کشور که در بالا به‌عنوان یکی از دلایل احتمالی واگرایی سطح قیمت‌ها نام برده شد، حکایت دارد. بنابراین، دست‌یابی به شواهدی در زمینه واگرایی سطح قیمت‌ها میان استان‌ها می‌تواند زمینه‌ساز انجام پژوهش‌های بنیادین در خصوص دلایل احتمالی این مسئله باشد.

سوم، همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها میان استان‌های کشور یکی از ابعاد مهم بحث اقتصاد منطقه‌ای می‌باشد (دلر و همکاران[4]، ۱۹۹۶) و 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). در این زمینه نتیجه مطالعه پورعبادالهان کویج و همکاران (۱۳۹۶) به‌طور مشخص نشان می‌دهد که در صورت متفاوت بودن نرخ رشد درآمد سرانه استان‌های کشور، همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌ها غیرمحتمل خواهد. ازاین‌رو همگرایی درآمد سرانه استان‌های کشور احتمال همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها را افزایش می‌دهد. اما نتیجه مطالعه سلامی و همکاران (۱۳۹۵)، بیانگر آن است که درآمد سرانه استان‌های کشور به‌طورکلی همگرا نمی‌باشد. بنابراین با توجه به نتایج این دو مطالعه می‌توان نتیجه گرفت که احتمال همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها میان

---

[1] Baba

[2] Nagayasu & Inakura

[3] Ikeno

[4] Deller et al

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

استان‌های کشور پایین است. همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها علاوه بر این‌که از کانال درآمد سرانه با بحث اقتصاد منطقه‌ای گره خورده است، از منظر همگرایی سطح هزینه‌های زندگی نیز با بحث‌های اقتصاد منطقه‌ای مرتبط است. متفاوت بودن هزینه‌های زندگی و یا عدم همگرایی قیمت‌ها، یکی از مصادیق و نشانه‌های عدم توازن منطقه‌ای می‌باشد؛ که به تشدید این مسئله کمک خواهد نمود. ازاین‌رو 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. مطالعه شهبازی و همکاران (۱۳۹۱)، کازرونی و همکاران (۱۳۹۳ الف و ب) و پورعبادالهان کویج و همکاران (۱۳۹۶). مطالعه اول از روش ریشه واحد پانلی و سه مطالعه دیگر نیز، از روش همگرایی دوبه‌دوی پسران استفاده نموده‌اند. نتایج روش ریشه واحد پانلی، نسبت به انتخاب استان پایه و یا معیار که از آن جهت ساختن قیمت‌های نسبی استان‌های کشور استفاده می‌شود، حساس می‌باشد؛ به‌طوری‌که با تغییر استان پایه ممکن است نتیجه نیز تغییر نماید. بنابراین نتایج مطالعه اول نمی‌تواند چندان قابل‌اعتماد باشد.

روش همگرایی دوبه‌دوی پسران نیز علی‌رغم اینکه ایرادات روش ریشه واحد پانلی را ندارد، اما از ضعف‌های خاص خود رنج می‌برد. برای مثال، در مطالعه کازرونی و همکاران (۱۳۹۳ الف)، مشاهده می‌شود که دو استان تهران و مازندران با استان لرستان همگرا می‌باشند (دو جفت همگرا) اما در کمال تعجب خودِ این دو استان با همدیگر همگرا نیستند؛ موضوعی که درک آن از لحاظ شهودی مشکل به نظر می‌رسد. به عبارتی بهتر، خواننده انتظار دارد که استان تهران و مازندران نیز در نهایت با همدیگر همگرا بوده و با استان لرستان یک خوشه همگرا را تشکیل دهند در حالی که چنین چیزی مشاهده نمی‌گردد. علاوه بر این، دلالت‌های این مسئله از نظر سیاست‌گذاری مبهم به نظر می‌رسد: این موضوع که دو استان تهران و مازندران با همدیگر همگرا نمی‌باشند اما هردوی آنها به صورت جداگانه با استان لرستان همگرا می‌باشند دقیقا چه دلالتی از نظر سیاست‌گذاری دارد؟ با توجه به توضیحاتی که در خصوص روش خوشه‌ای ارائه گردید و با در نظرگرفتن نقدهایی که به مطالعات این نویسندگان وارد است، به نظر می‌رسد که استفاده از این روش تا حد زیادی تناقض هر چند ظاهری موجود در این زمینه را رفع خواهد نمود.

بنابراین، اکنون این سوال مطرح می‌گردد که آیا روش دیگری برای بررسی بهتر این مسئله از لحاظ شهودی وجود دارد که درعین‌حال دلالت‌های سیاست‌گذاری مشخص‌تری داشته باشد؟ فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، رویکرد بدیلی در این زمینه ارائه کرده‌اند. این نویسندگان استدلال می‌نمایند که رد شدن فرضیه همگرایی میان واحدهای اقتصادی (مثلا کشورها،

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

مناطق یا استان‌ها)، الزاماً به مفهوم آن نیست که این واحدها با همدیگر همگرا نمی‌باشند؛ بلکه احتمال دارد که زیرمجموعه‌ها و یا خوشه‌هایی از این واحدها با همدیگر همگرا باشند. به‌طور مثال، در بحث همگرایی شاخص‌های قیمت استان‌های کشور احتمال می‌رود که علی‌رغم رد شدن فرضیه همگرایی میان استان‌ها، زیرمجموعه‌هایی از استان‌ها با همدیگر همگرا باشند. اما سوال بعدی آن است که چگونه می‌توان این خوشه‌ها را شناسایی نمود. یکی از راهکارهایی که به ذهن می‌رسد آن است که در گام اول واحدهای اقتصادی را براساس یک معیار مشخص نظیر درآمد سرانه، سطح توسعه‌یافتگی، جنس، سن، نژاد و یا هر عامل دیگری طبقه‌بندی نمود و سپس فرضیه همگرایی را میان طبقات همگن به‌دست‌آمده آزمون نمود. فیلیپس و سول، از یک روش آماری برای شناسایی خوشه‌های همگرا استفاده کرده‌اند. به‌عبارت‌دیگر، آنها به جای آنکه واحدهای اقتصادی را براساس یک معیار خاص طبقه‌بندی نمایند، از تکنیک‌های آماری جهت شناسایی این طبقات و یا خوشه‌ها استفاده کرده‌اند. بعد از شناسایی خوشه‌های همگرا، این وظیفه محقق است که شباهت واحدهای اقتصادی موجود در هر خوشه را شناسایی نماید. برای مثال، امکان دارد که استان‌های موجود در هر خوشه از نظر سطح درآمد سرانه، سطح توسعه‌یافتگی و یا مجاورت جغرافیایی از شباهت‌هایی برخوردار باشند. رویکرد پیشنهادی فیلیپس و سول هم‌اکنون به یک روش استاندارد جهت بررسی همگرایی تبدیل شده است (ماتوسک، راگو، سارانتیس و اسف[1]، ۲۰۱۵).

در پژوهش حاضر، از روش مذکور به‌منظور بررسی همگرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده میان استان‌های کشور استفاده شده است. با توجه به توضیحاتی که داده شد، به‌کارگیری این روش موجب غنای بحث همگرایی شاخص قیمت استان‌های مختلف شده و زوایای جدیدی از این مسئله را روشن می‌سازد. درعین‌حال برای بررسی موضوع، نتایج این روش با نتایج به‌دست‌آمده توسط روش ریشه واحد پانلی نیز، مقایسه گردیده است. به‌کارگیری هم‌زمان این دو روش مجزا اما مکمل، حقایق بیشتری در خصوص وضعیت همگرایی قیمت‌ها در سطح استان‌های کشور را نمایان می‌سازد.

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

---

[1] Matousek, Rughoo, Sarantis & Assaf

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

۲ مبانی نظری

در این بخش مبانی نظریه برابری قدرت خرید به‌عنوان پشتوانه نظری همگرایی شاخص قیمت‌ها ارائه می‌گردد. همان‌طور که در بخش مقدمه بیان گردید نظریه همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها یکی از دلالت‌های نظریه برابری قدرت خرید است.

به طور خلاصه فرضیه برابری قدرت خرید در پژوهش‌های اقتصادی به سه شکل مورد استفاده قرار گرفته است:

الف) قانون قیمت واحد[1]: ساده ترین شکل فرضیه برابری قدرت خرید می‌باشد. طبق این تئوری در غیاب هزینه‌های حمل‌ونقل و موانع تجاری، قیمت یک کالای مشخص باید در تمام کشورها به دلیل عملیات آربیتراژ برابر باشد. عملیات آربیتراژ در محدوده یک کشور به یک فرآیند سودآور بدون ریسکی اطلاق می‌شود که از اختلاف قیمت‌های خریدوفروش هم‌زمان یک کالا در یک بازار چندبخشی ناشی‌شده باشد. عملیات آربیتراژ مبتنی بر مکانیزم عرضه و تقاضا بوده و سرانجام به یک قیمت واحد برای کالای مذکور منتهی می‌شود.

ب) نظریه برابری قدرت خرید مطلق: این نظریه قانون قیمت واحد را به سطح عمومی قیمت‌ها تعمیم می‌دهد. این نظریه بیان می‌کند که ارزش مجموعه‌ای مشابه از کالا و خدمات براساس یک پول واحد، باید در همه کشورها مشابه باشد. این نظریه درک تعادلی خاصی را برای نرخ ارز اسمی ایجاد می‌کند. تفاوت بین نرخ ارز بازار و نرخ ارز محاسبه‌شده در نظریه برابری قدرت خرید مطلق، پدیده کوتاه مدتی به‌حساب می‌آید که از طریق آربیتراژ کالا از بین می‌رود.

ج) نظریه قدرت خرید نسبی: براساس این نظریه تغییرات نرخ ارز را در بلند مدت، تغییرات سطح قیمت‌های نسبی کشورها تعیین می‌کند. درواقع، این نظریه بیان می‌کند که ارزش مبادله یک پول خاص با نرخی برابر با تفاوت نرخ تورم بین دو کشور افزایش یا کاهش می‌یابد (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۱).

۳ پیشینه پژوهش

۱.۳ مطالعات خارجی

مطالعات زیادی در خصوص همگرایی قیمت در خارج از کشور انجام شده است که در اینجا به برخی از آنها اشاره می‌گردد.

---

[1] Low of One Price

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

کریستو[1] و همکاران (۲۰۱۸)، با استفاده از تکنیک خوشه‌ای همگرایی شاخص‌های قیمت ۵۰ ایالت آمریکا را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که علی‌رغم رد فرضیه همگرایی میان ایالات مذکور، یازده خوشه همگرا میان آنها وجود دارد.

مون[2] (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.

کاراناسوس و همکاران[3] (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[4] (۲۰۱۴)، با استفاده از رویکرد دوبه‌دوی قیمتی، به بررسی بلندمدت همگرایی شاخص قیمت‌های محلی در ژاپن پرداخته و به این نتیجه رسید که بخش قابل توجهی از قیمت‌های محلی در ژاپن همگرا بوده است.

هوانگ و همکاران[5] (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، با استفاده از یک رویکرد جدید OLS که توسط بائو و دانگ[6] معرفی شده است، پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده در پژوهش حاکی از وجود همگرایی قوی در سطح قیمت‌ها بین شهرهای آمریکا برای دوره مذکور بود.

فرش و کوزین[7] (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 خوشه‌ای همگرا در متغیرهای مذکور در اروپا حکایت دارد.

---

[1] Christo
[2] Moon
[3] Karanasos et al.
[4] Ikeno
[5] Huang et al.
[6] Bao and Dhongde (2009)
[7] Fritsche & Kuzin

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

چملاروا و ناث[1] (۲۰۱۰)، همگرایی قیمت نسبی را برای ۱۷ شهر آمریکا طی دوره ۱۹۸۱ تا ۲۰۰۷ و با انتخاب شهر پایه مورد بررسی قرار دادند. آنها برای درک ماهیت رفتار قیمت‌های نسبی از مدل عامل مشترک قیمت نسبی استفاده کرده‌اند. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از آن است که انتخاب شهر پایه در رفتار قیمت‌های نسبی، دارای نقش کلیدی بوده و قیمت‌های نسبی طی دوره مذکور در این شهرها همگرا بوده است.

بارتوسکا و ریدل[2] (۲۰۰۹)، به بررسی همگرایی درآمد در مناطق مختلف اروپا طی دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۵، پرداخته‌اند. نتایج به صورت 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.

همان‌طور که ملاحظه می‌گردد مرور کلی پژوهش‌هایی که اخیراً انجام شده نشان می‌دهد که روش همگرایی خوشه‌ای به رویکرد استانداردی در ادبیات همگرایی تبدیل شده است. استفاده از این رویکرد به‌خصوص در مطالعاتی که مشاهده همگرایی میان مناطق و یا کشورها به دلایلی نظیر وجود اتحادیه‌ها (اتحادیه اروپا و یا منطقه پولی یورو) از اهمیت خاصی برخوردار است، شایع‌تر است.

۲.۳ مطالعات داخلی

در بخش مقدمه به چهار مطالعه‌ای که در خصوص همگرایی شاخص قیمت‌ها در داخل کشور و نقدهای وارد بر آنها اشاره گردید. شهبازی و همکاران (۱۳۹۱)، در پژوهشی همگرایی شاخص قیمت در استان‌های ایران را طی دوره ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۹ و با به‌کارگیری آزمون‌های ریشه واحد پانلی، مورد بررسی قرار دادند و به این نتایج دست یافتند: همگرایی شاخص 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 ۱/۵ سال خواهد بود. همان‌طور که ملاحظه می‌شود نتیجه این مطالعه به انتخاب استان پایه وابسته است.

کازرونی و همکاران (۱۳۹۳ الف و ب)، در دو پژوهش جداگانه به بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها و همچنین مقایسه درجه‌ی همگرایی سطح قیمت‌ها کالاها با خدمات بین استان‌های ایران برای دوره ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ پرداخته‌اند. نویسندگان از رهیافت دوبه‌دوی قیمتی

---

[1] Chmelarova & Nath

[2] Bartkowska & Riedl

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

تعمیم‌یافته توسط پسران[1] برای پژوهش خود بهره گرفته‌اند. نتایج مطالعات آنها نشان می‌دهد که همگرایی قیمت‌ها بین استان‌های ایران با توجه به آزمون‌های ریشه واحد[2](ADF) و [3](DF-GLS)، در سطح پایین و براساس آزمون[4] (KPSS)، در سطح متوسط قرار دارد. درعین‌حال سرعت همگرایی کالاها بیش از خدمات بوده است. در این مطالعه نیز بعضاً مشاهده می‌گردد که دو استانی که با استان سوم به صورت منفرد همگرا هستند، خود با همدیگر همگرا نمی‌باشند.

پورعبادالهان کویج و همکاران (۱۳۹۶)، به بررسی عوامل مؤثر بر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران برای 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 به‌دست‌آمده حاکی از آن است که احتمال همگرایی صرفاً تحت تأثیر اختلاف 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. نقدی که بر مطالعه بالا وارد گردید، بر مطالعه حاضر نیز وارد است.

۴ روش‌شناسی پژوهش

۱.۴ روش‌شناسی تحلیل خوشه‌ای

در این قسمت مبانی نظری و عملی روش خوشه‌ای تشریح می‌گردد. با توجه به اینکه برای بررسی بهتر نتایج این روش با روش ریشه واحد پانلی مقایسه می‌گردد، ازاین‌رو به‌اختصار رویکرد ریشه واحد پانلی نیز توضیح داده می‌شود.

در رهیافت فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، که به آزمون همگرایی *log t* معروف گردیده است، همگرایی به صورت کاهش فاصله و پراکندگی میان مقاطع در طول زمان رخ می‌دهد. به‌طور مثال، در مسئله همگرایی شاخص‌های قیمت میان استان‌های مختلف، این پدیده زمانی رخ می‌دهد که فاصله و پراکندگی میان شاخص‌های قیمت استان‌های مختلف در طول زمان به

---

[1] Pesaran

[2] Standard Dickey-Fuller Unit Root Test

[3] Elliott and et al. Test (1996)

[4] Kwiatkowski and et al. (1992)

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

تدریج کاهش یابد. بنابراین همگرایی در روش‌شناسی فیلیپس و سول شبیه همگرایی سیگما است.

ازآنجاکه در مسئله همگرایی با رفتار یک متغیر (مثلا شاخص قیمت) میان مقاطع مختلف (استان‌ها، در اینجا) در طول زمان سروکار داریم، ساختار داده‌ها به صورت پانل یا داده‌های تلفیقی خواهد بود: X_{it}. فیلیپس و سول X_{it} را به صورت حاصل‌ضرب دو مؤلفه تعریف می‌کنند: یک عنصر به نام μ_t که میان تمام مقاطع مشترک است و یک عنصر دیگر به نام δ_{it} که خاص هر مقطع 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. عنصر اخیر در واقع فاصله شاخص‌های قیمت از حد مشترک شاخص‌ها در هر لحظه از زمان را اندازه‌گیری می‌کند. پس داریم:

$$X_{it} = \delta_{it}\mu_t \qquad (۱)$$

با توجه به توضیحاتی که داده شد واضح است که در صورت همگرا شدن جزء δ_{it} میان استان‌های مختلف، به‌طور مثال همگرا شدن آن به سمت مقدار ثابت δ، متغیر 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 مسئله همگرایی بر رفتار جزء δ_{it} متمرکز گردد.

فیلیپس و سول برای این کار به جای متغیر X_{it} از مقدار نرمال شده آن (h_{it}) استفاده می‌نمایند که در واقع از نسبت شاخص قیمت هر استان در هر دوره بر متوسط شاخص قیمت استان‌ها در آن دوره به دست می‌آید. این نویسندگان متغیر جدید h_{it} را پارامترگذار نامیده‌اند که در واقع روند حرکت (گذار) مقاطع در طول زمان را نشان می‌دهد. بنابراین داریم:

$$h_{it} = \frac{X_{it}}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} X_{it}} = \frac{\delta_{it}}{\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \delta_{it}} \qquad (۲)$$

همان‌طور که در معادله (۲) مشاهده می‌گردد در متغیر h_{it} اثری از جز مشترک μ_t دیده نمی‌شود و در صورت استفاده از آن در واقع مسئله همگرایی بر رفتارδ_{it} متمرکز خواهدگردید. طبق معادله (۲)، در صورت 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 مفهوم همگرایی δ_{it} و آن نیز به مفهوم همگرایی خود متغیر X_{it} خواهد بود. بنابراین بهتر است بر رفتارh_{it} تمرکز گردد.

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

از طرفی با توجه به تعریفی که در خصوص مسئله همگرایی در ابتدای این بخش عنوان گردید، همگرایی h_{it} زمانی رخ می‌دهد که پراکندگی یا واریانس آن در طول زمان کاهش یابد. واریانس h_{it} یا واریانس مقدار برآورد شده آن یعنی $\hat{h}_{\mathrm{it}}$ در هر دوره به صورت زیر قابل محاسبه است (طبق تعریف میانگین h_{it} برابر یک خواهد بود):

$$H_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\hat{h}_{it} - 1\right) \qquad (3)$$

اگر h_{it} (یا مقدار برآورد شده آن) به سمت عدد یک میل نماید، آن‌گاه واریانس آن طبق معادله (۳) به سمت صفر میل خواهد کرد. اگر قرار باشد که همگرایی به صورت کاهش واریانس h_{it} (همان H_{t}) در طول زمان نمایان گردد قاعدتاً واریانس آن در ابتدای دوره یعنی H_1 از واریانس آن در دوره‌های بعد بزرگ‌تر خواهد بود و به همین دلیل نسبت واریانس دوره اول به واریانس دوره‌های بعد (یعنی $\frac{H_1}{H_t}$) در طول زمان رشد خواهد کرد. به همین دلیل اگر مقاطع مختلف در طول زمان همگرا باشند، نسبت $\frac{H_1}{H_t}$ (یا لگاریتم آن $\log(\frac{H_1}{H_t})$) تابع مثبتی از زمان (یا لگاریتم زمان $log\ t$) خواهد بود. به عبارتی 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:

$$log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) = a + blogt + u_t \qquad (4)$$

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:

$$log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2\,log\,logt = a + blogt + u_t \qquad (5)$$

با توجه به توضیحاتی که داده شد همگرایی زمانی رخ می‌دهد که ضریب برآورد شده رگرسیون بالا $\hat{b} \geq 0$ باشد. رگرسیون بالا به رگرسیون $log\ t$ مشهور گردیده است.

بنابراین مسئله همگرایی در روش فیلیپس و سول، بسیار ساده است. کافی است که رگرسیون سری زمانی (۵) برآورد گردیده و مقدار ضریب $\hat{b}$ و انحراف معیار آن که نسبت به خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی مقاوم است[1] محاسبه گردد. سپس فرضیه صفر $\hat{b} \geq 0$

[1] HAC standard error

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

با استفاده از آماره آزمون t که آن را $t_{\hat{\beta}}$ می‌نامیم آزمون می‌گردد. دقت شود که در اینجا آزمونی که انجام می‌شود، یک آزمون یک طرفه است. برای مثال، در سطح اطمینان ۵ درصد، چنانچه که ۱/۶۵- > $t_{\hat{\beta}}$ باشد، فرضیه صفر همگرایی رد خواهد گردید. درعین‌حال لازم است دقت شود که برای ساخت آماره آزمون یک طرفه $t_{\hat{\beta}}$ از انحراف معیارهای مقاوم نسبت به خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی استفاده شده است.

در آزمون بالا، فرضیه رقیب، شامل دو گزینه‌ی الف (واگرایی کلی) و ب (همگرایی خوشه‌ای) است. به‌عبارت‌دیگر، 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. به عبارتی بهتر، احتمال دارد که برخی از استان‌ها با تشکیل یک خوشه، با همدیگر همگرا باشند و درنتیجه احتمال دارد که با چندین خوشه همگرا که هر کدام شامل چند استان است، مواجه باشیم. مهم‌ترین مزیت روش فیلیپس و سول امکان شناسایی این خوشه‌های همگرا است.

در اینجا لازم است که به یکی دیگر از مزیت‌های آزمون فیلیپس و سول اشاره شود. در آزمون رگرسیون بالا هیچ اشاره‌ای به وضعیت مانایی یا نامانایی متغیر مورد بررسی نگردید 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.

در نهایت لازم است توجه گردد که معادله رگرسیونی (۵)، بعد از حذف درصدی (r) از مشاهدات اولیه برآورد می‌گردد. این موضوع جهت تضمین خصوصیات مجانبی برآوردها صورت می‌گیرد. به‌عبارت‌دیگر، اگر تعداد کل مشاهدات برابر T باشد معادله رگرسیونی (۵) در واقع بعد از حذف rT واحد از مشاهدات اول برآورد می‌گردد. قاعدتاً اگر rT یک عدد اعشاری باشد، مقدار صحیح آن در اینجا مدنظر است. فیلیپس و سول مقدار ۰/۳ را برای r پیشنهاد داده‌اند. بدین ترتیب ابتدا ۳۰ درصد از مشاهدات اول کنارگذاشته شده و سپس رگرسیون بالا با استفاده از باقی‌مانده مشاهدات انجام می‌گیرد. درعین حال ازآنجاکه همگرایی یک مفهوم بلندمدت است، فیلیپس و سول پیشنهاد داده‌اند که به جای خود متغیر از روند بلندمدت آن که استفاده از روش‌هایی نظیر فیلتر هدریک ـ پرسکات به‌دست می‌آید، استفاده شود.

اما سوال اینجاست که در صورت 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.

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

۲.۴ 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 حتما در آخرین دوره مشاهدات رؤیت خواهد گردید. یعنی مقادیر این استان‌ها در آخرین دوره تقریباً مشابه همدیگر بوده و در یک محدوده قرار خواهند داشت. به‌طور مثال، امکان دارد آن دسته از استان‌هایی که از بالاترین مقدار ممکن در آخرین دوره از مشاهدات برخوردارند یک خوشه همگرا تشکیل دهند و به همین ترتیب احتمال می‌رود که استان‌هایی که در آخرین دوره از مشاهدات از پایین‌ترین مقادیر برخوردارند نیز خوشه همگرای دیگری را تشکیل دهند. بنابراین در گام اول مقاطع یا استان‌ها را بر اساس مقادیر آخرین دوره زمانی، از بزرگ‌ترین به کوچک‌ترین مقدار مرتب می‌نماییم و سپس کار شناسایی خوشه‌های همگرا را شروع می‌کنیم[۱]. در این روش استان اول، استان پایه[۲] نامیده می‌شود.

گام دوم- تشکیل گروه هسته: اگر قرار باشد که خوشه همگرایی وجود داشته باشد این خوشه حداقل باید شامل دو عضو (استان) باشد. بنابراین فرضیه همگرایی را میان دو استان اول (بر اساس رتبه‌بندی گام اول) بررسی می‌کنیم. برای این منظور رگرسیون $log\ t$ را با استفاده از داده‌های دو استان اول برآورد کرده و آماره $t_{\hat{b}}$ آن را یادداشت می‌کنیم. اگر مقدار این آماره از مقدار بحرانی آن در سطح اطمینان ۹۵ درصد یعنی ۱/۶۵ـ 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 و مقدار آماره $t_{\hat{b}}$ مربوطه را یادداشت می‌کنیم. اگر مقدار آماره $t_{\hat{b}}$ بزرگ‌تر از ۱/۶۵ـ باشد تعداد استان‌های همگرا به سه استان افزایش می‌یابد و دومین گروه با سه استان تشکیل خواهد شد. در مرحله بعد استان چهارم نیز به سه استان اول اضافه و مجددا رگسیون $log\ t$ برآورد می‌گردد. این مراحل تا جایی ادامه پیدا می‌کند که مقدار آماره $t_{\hat{b}}$ آخرین استان اضافه‌شده کمتر از ۱/۶۵ـ گردد. هر زمان که مقدار آماره $t_{\hat{b}}$ از عدد ۱/۶۵ـ کمتر گردید، کار اضافه کردن استان‌ها را متوقف می‌کنیم. بعد از رسیدن به این نقطه، به عقب برگشته و آن گروهی که مقدار آماره $t_{\hat{b}}$ آن از دیگر گروه‌ها بیشتر است را به‌عنوان گروه هسته انتخاب می‌کنیم. در اینجا انتخاب گروه

---

[۱] همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌گردد در این پژوهش رتبه‌بندی استان‌ها بر اساس آخرین دوره مشاهدات (اسفند سال ۱۳۹۵)، قم، آذربایجان غربی، همدان، لرستان و ... بوده است.

[2] Base

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

هسته طوری صورت می‌گیرد که مقدار آماره $t_{\hat{b}}$ آن از دیگر گروه‌های همگرا بزرگ‌تر باشد. این موضوع احتمال ارتکاب خطای نوع دوم را به حداقل کاهش می‌دهد و درنتیجه با اطمینان بیشتری می‌توان در خصوص همگرا بودن آنها صحبت کرد. درواقع با این کار احتمال اینکه یک استان به اشتباه در گروه هسته گنجانده شود به حداقل مقدار ممکن کاهش خواهد یافت. لازم به ذکر است اگر مقدار آماره $t_{\hat{b}}$ برای دو استان اول کمتر از ۱/۶۵ـ 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 $t_{\hat{b}}$ برای هیچ‌کدام از دو استان اول بزرگ‌تر از ۱/۶۵ـ نباشد، آن‌گاه 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 اعضا گروه انجام می‌گیرد. در این مرحله هر بار یکی از واحدها یا استان‌های باقی‌مانده به طور جداگانه به گروه اصلی اضافه شده و رگرسیون $log\ t$ اجرا می‌شود. این کار برای تمام واحدهای خارج از گروه هسته به صورت جداگانه انجام می‌شود. برای مثال، اگر گروه هسته شامل استان اول و دوم و سوم باشد و کلاً شش استان داشته باشیم، ابتدا استان چهارم به سه استان اول اضافه و مقدار آماره $t_{\hat{b}}$ آن یادداشت می‌گردد. سپس استان پنجم به سه استان اول اضافه و مقدار آماره $t_{\hat{b}}$ آن یادداشت می‌گردد. این کار برای استان ششم نیز انجام می‌گردد. 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 ۱/۶۵ـ در نظر گرفته می‌شود. اگر صفر به‌عنوان مقدار بحرانی در نظر گرفته شود، آنگاه ریسک گنجاندن اشتباه یک مقطع یا استان در خوشه همگرا کاهش می‌یابد و اصطلاحاً عنوان می‌شود که رویکرد محافظه‌کارانه درپیش گرفته شده است (فیلیپس و سول، ۲۰۰۹). در این مطالعه مقدار صفر به‌عنوان مقدار بحرانی در نظر گرفته شده است. پس از شناسایی اعضای جدید باشگاه یا گروه هسته، در نهایت یک آزمون $log\ t$ برای کل اعضای خوشه یا باشگاه انجام و درصورتی‌که مقدار آماره بزرگ‌تر از ۱/۶۵ـ باشد، این خوشه یا باشگاه به‌عنوان اولین باشگاه همگرا شناسایی خواهد شد.

از سوی دیگر، سایر واحدهای باقی‌مانده، گروه جدیدی را تشکیل می‌دهند و روند فوق برای آنها نیز تکرار شده و براساس آن در مورد همگرایی آنها نتیجه‌گیری می‌شود.

گام چهارم - قانون توقف و بازگشتی: پس از تشکیل اولین خوشه همگرا، آزمون همگرایی میان تمام واحدهای باقی‌مانده (واحدهایی که عضو باشگاه یا خوشه اول نیستند) انجام

خواهد شد. در صورت عدم رد فرض صفر ($t_{\hat{\beta}}$>-۱/۶۵)، یک خوشه یا باشگاه همگرایی جدید شناسایی خواهد شد. در صورت رد شدن فرض صفر ($t_{\hat{\beta}} < -۱/۶۵$)، مراحل ۱، ۲ و ۳ برای واحدهای باقی‌مانده تکرار می‌شود. در صورت عدم شناسایی هیچ خوشه جدیدی، می‌توان نتیجه گرفت که واحدهای باقی‌مانده واگرا هستند و فقط یک خوشه یا باشگاه همگرا وجود دارد.

۳.۴ روش‌شناسی ریشه واحد پانلی

ازآنجاکه در این پژوهش تأکید بر روش همگرایی خوشه‌ای است، ازاین‌رو در اینجا به طور خلاصه شیوه انجام آزمون ریشه واحد پانلی که توسط شهبازی و همکاران (۱۳۹۱)، به نقل از چملاروا و ناث (۲۰۱۰) بیان شده است، ارائه می‌شود. به‌طور خلاصه وجود ریشه واحد میان شاخص‌های قیمت نشان دهنده واگرایی آنها است. اما سوال این است که این واگرایی میان شاخص‌های قیمت به خاطر آن است که سیاست‌های پولی کشور آثار متفاوتی بر شاخص‌های قیمت در استان‌های کشور می‌گذارد و یا اینکه واگرایی مربوطه به دلیل ویژگی‌های خاص هر استان است. به این منظور از یک مدل عامل مشترک جهت نمایش ساختار داده‌ها استفاده می‌گردد.

برای انجام آزمون ریشه واحد پانلی، در مرحله اول لگاریتم قیمت نسبی استان i نسبت به استان j به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$r_{it}^{j} = p_{it} - p_{jt} \qquad (۶)$$

که در آن p_{it} لگاریتم CPI در استان i و p_{jt} لگاریتم CPI در استان j، در سال t می‌باشد. استان j به‌عنوان استان پایه درنظرگرفته می‌شود.

در ادامه همان‌طور که عنوان گردید فرض می‌شود که r_{it}^{j} می‌تواند توسط یک مدل عامل مشترک به صورت زیر نشان داده شود:

$$r_{it}^{j} = \lambda_t^j F_t^j + e_{it}^j \qquad (۷)$$

که F_t^j نشان‌دهنده عامل مشترک و e_{it}^j نشان‌دهنده عامل غیرمشترک می‌باشد که مستقل از F_t^j است. استفاده از مدل عامل مشترک (۷) این فرصت را در اختیار محقق قرار می‌دهد که علت اصلی آن چنین فرض می‌شود که هر دو جزء از یک فرایند AR(p) پیروی می‌کنند. بنابراین داریم:

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

$$F_t^j = \sum_{k=1}^{p} \phi_k^j F_{t-k}^j + u_t^i \quad (۸)$$

$$e_{it}^j = Y_i^j + \sum_{k=1}^{p} \rho_{ik}^j e_{it-k}^j + \epsilon_{it}^j \quad (۹)$$

به‌طوری‌که: $u_t \sim iid(0.\sigma_u^2)$ و $\epsilon_{it}^j \sim iid(0.\sigma_\epsilon^2)$.

اگر عامل مشترک (F_t^j)، ریشه واحد داشته و I(۱) باشد، قیمت نسبی نیز I(۱) خواهد بود. حتی اگر عامل غیرمشترک (e_{it}^j)، ایستا I(۰) بوده باشد.

برای شناسایی عامل مشترک F_t^j در هر دوره می‌توان از میانگین r_{it}^j برای مقاطع (استان‌های) مختلف در آن دوره استفاده نمود. در این حالت با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته تک متغیره وجود ریشه واحد در F_t^j، به راحتی بررسی می‌شود.

مرحله بعد انجام آزمون ریشه واحد در اجزای غیرمشترک e_{it}^j است. استفاده از میانگین مقاطع در هر دوره به‌عنوان مقیاسی از عامل مشترک امکان استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی نسل دوم پیشنهادی توسط پسران (۲۰۰۷)، برای آزمون ریشه واحد اجزای غیرمشترک را فراهم می‌کند. فرآیند این آزمون به صورت زیر است:

$$\Delta r_{it} = \alpha_i + \theta_i r_{i.t-1} + \gamma_i \bar{r}_{t-1} + \sum_{k=1}^{p} \mu_{ik} \Delta \bar{r}_{t-k} + \sum_{k=1}^{p} \emptyset_{ik} \Delta r_{t-k} + v_{it} \quad (۱۰)$$

که در آن، $\bar{r}_{t-j} = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} r_{i.t-j}$ و $\bar{r}_{t-1} = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} r_{i.t-1}$ می‌باشد.

آزمون ریشه واحد پانلی، در واقع میانگین ساده آماره دیکی فولر تعمیم‌یافته مقاطع است، که در اینجا همان آماره‌های t ضرایب مربوط به $r_{i.t-1}$ در معادله بالا است. با درنظرگرفتن مقادیر وقفه‌دار و جاری میانگین قیمت‌های نسبی برش‌های مقطعی در طرف راست رابطه (۱۰)، این فرایند اثرات عامل مشترک را بر پویایی رفتار قیمت‌های نسبی کنترل می‌کند. بنابراین، این آزمون ضرورتاً یک آزمون ریشه واحد برای عامل غیرمشترک، e_{it}^j، در رابطه (۷) می‌باشد.

۴.۴ محاسبه نیمه عمر

نیمه عمر روشی است که با استفاده از سرعت همگرایی به بررسی رفتار قیمت‌های نسبی با توجه به انتخاب استان پایه می‌پردازد. نیمه عمر، عبارت است از مدت زمانی که طول می‌کشد که هر انحرافی از برابری قدرت خرید به نصف کاهش یابد. برای محاسبه نیمه عمر، معمولاً از تخمین رگرسیون زیر استفاده می‌شود:

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

$$\Delta r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{i.t-1} + \sum_{k=1}^{h} \gamma_{ik} \Delta r_{t-k} + \varepsilon_{it} \quad (۱۴)$$

که در آن i استان، r_{it} لگاریتم شاخص قیمت استان i نسبت به استان پایه، ε_{it} جزء خطای دارای توزیع مستقل یکسان (i.i.d.) و h حداکثر تعداد وقفه‌ها می‌باشد. به‌منظور لحاظ کردن تفاوت سطح درآمد و سایر تفاوت‌های موجود بین استان‌ها، در نظرگرفتن اثرات ثابت ضروری است. درصورتی‌که متغیر مورد بررسی از یک فرآیند خودرگرسیون درجه یک AR(۱) پیروی کند، نیمه عمر انحرافات با استفاده از قانون قیمت واحد (PPP)، از رابطه (۱۵) قابل محاسبه است (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۱):

$$h(\beta) = \frac{-\ln(0.5)}{\ln(1+\beta)} \quad (۱۵)$$

در فرمول فوق $h(\beta)$، نشان‌دهنده نیمه عمر می‌باشد.

در این روش آزمون همگرایی برمبنای مقدار برآورد شده β که همان مقدار ضریب AR(۱) است، می‌باشد. اگر مقدار β بزرگ‌تر یا مساوی صفر باشد، قیمت‌های نسبی غیر ایستا هستند؛ به این معنی که قیمت‌ها به صورت مداوم واگرا خواهند بود. اما درصورتی‌که مقدار آن کوچک‌تر از صفر باشد، بیانگر همگرایی قیمت‌ها بوده و اندازه آن تعیین‌کننده سرعت همگرایی است

۵ نتایج

۱.۵ توصیف داده‌ها

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی در استان‌های کشور طی دوره ۱۳۹۵ـ۱۳۸۲ است. با توجه به اینکه سال پایه داده‌های جمع‌آوری‌شده از سایت بانک مرکزی طی دوره مذکور در سال‌های ۱۳۸۶ و ۱۳۹۰ تغییر کرده است، بنابراین در گام اول داده‌ها براساس سال پایه ۱۳۹۰ تعدیل و از این طریق ناهمگونی داده‌ها رفع گردید. این داده‌ها برای تخمین‌های روش ریشه واحد پانلی مورد استفاده قرار گرفت. اما مهم‌ترین مشکلی که برای استفاده از شاخص قیمت مصرف‌کننده در مدل خوشه‌ای وجود دارد، مشکل سال پایه می‌باشد. برای مثال، انتخاب آخرین دوره زمانی مشاهده‌شده به‌عنوان سال پایه، موجب بروز همگرایی کاذب و انتخاب سال اول به‌عنوان سال پایه موجب بروز واگرایی کاذب شده و این مسئله ممکن است که نتایج به دست آمده را تحت تأثیر قرار دهد. برای جلوگیری از چنین مشکلاتی، در گام اول، داده‌ها بر اساس سال اول دوره مورد بررسی یعنی سال ۱۳۸۲

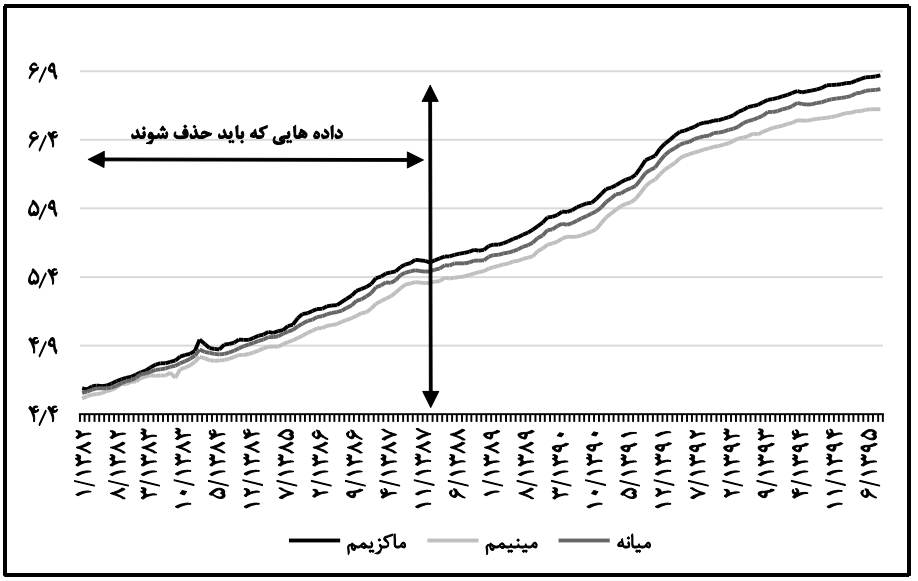
Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

تنظیم گردیده (سال پایه) و سپس برای حذف اثر سال پایه بخشی از داده‌های ابتدای نمونه حذف می‌گردد (شکل ۱).

شکل ۱، اختلاف حداکثر، حداقل، و میانه مقاطع شاخص لگاریتم قیمت مصرف‌کننده را برای دوره‌های مختلف در سراسر ۲۷ استان کشور نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌گردد آماره‌های مذکور در سال ۱۳۸۲ یکسان هستند که به دلیل 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 موردنظر از سال ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ خواهد بود. در پایان سال ۱۳۸۸ استان قم از بالاترین شاخص هزینه برخوردار بوده است. رقم شاخص قیمت برای این استان در پایان این سال ۲۷۷/۰ (با لگاریتم طبیعی ۵/۶۲۴) بوده است. در این سال بوشهر با رقم شاخص ۲۳۵/۸ (با لگاریتم طبیعی ۵/۴۶۳) پایین‌ترین شاخص هزینه را داشته است. شکاف کمترین و بیشترین مقدار شاخص ۲۳/۱ واحد (۰/۱۶۱ در مقیاس لگاریتم) است. در آبان ۱۳۹۵ نیز استان قم با رقم شاخص ۹۶۳/۱ واحدی (۶/۸۷۰ در مقیاس لگاریتم) و استان بوشهر با رقم شاخص ۷۵۱/۴ (۶/۶۲۱ در مقیاس لگاریتم) به ترتیب از بالاترین و پایین ترین هزینه زندگی برخوردار بوده‌اند. همان‌طور که مشخص است شکاف میان کمترین و بیشترین مقدار شاخص در انتهای دوره به ۲۱۱/۱ واحد (۰/۲۴۸ در مقیاس لگاریتم) افزایش یافته است.

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019



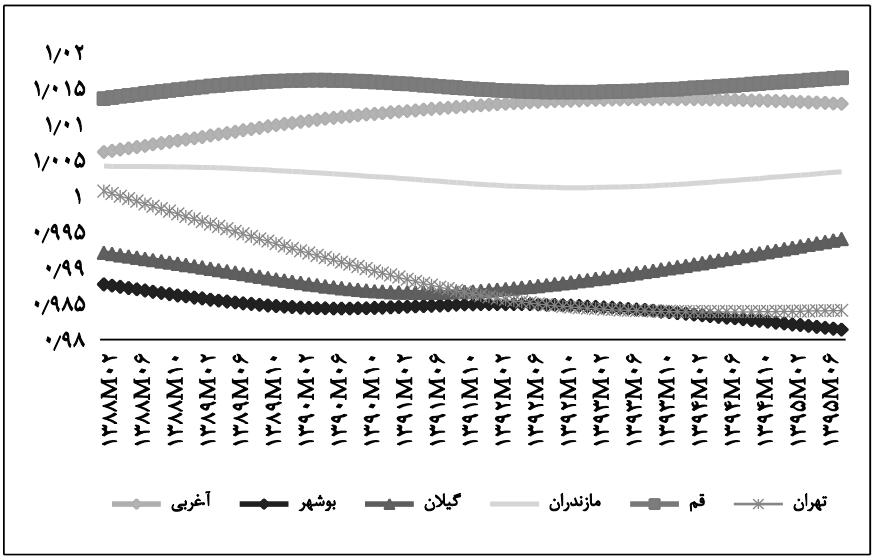
شکل ۱. مینیمم، میانه و ماکزیمم لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده

۲.۵ نتایج روش خوشه‌ای

۱.۲.۵ مسیر انتقال نسبی استان‌ها

همان‌طور که در بخش قبل توضیح داده شد ازآنجاکه همگرایی یک مفهوم بلندمدت است، لازم است که در گام اول نوسانات کوتاه‌مدت سری‌های زمانی شاخص قیمت استان‌ها با استفاده روشی نظیر هدریک ـ پرسکات حذف و بر روند بلندمدت آنها تمرکز گردد. در صورت عدم رعایت این نکته، قدرت آزمون همگرایی خوشه‌ای پیشنهادی فیلیپس و سول کاهش می‌یابد (فیلیپس و سول، ۲۰۰۷). بنابراین در اینجا قبل از هرکاری روند بلندمدت داده‌ها با استفاده از روش هدریک ـ پرسکات استخراج گردیده است.

در شکل ۲، پارامترهای انتقال نسبی استان‌ها یعنی h_{it} ها (رابطه ۲) طی دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ با استفاده از روند بلندمدت شاخص‌های قیمت استان‌ها ترسیم گردیده است. با توجه به شکل ۲، مشاهده می‌شود استان‌های قم و آذربایجان غربی در پایان دوره از بالاترین هزینه‌های زندگی برخوردار بوده‌اند. به همین ترتیب هزینه‌های زندگی در استان بوشهر نیز پایین‌ترین مقدار ممکن بوده است.



شکل ۲. مسیر انتقال نسبی استان‌های کشور طی دوره ۱۳۹۵ـ۱۳۸۸

درعین‌حال شاخص هزینه‌های زندگی برای استان‌هایی مانند آذربایجان غربی نسبت به میانگین استان‌های کشور افزایش یافته است؛ درحالی‌که این روند برای استان‌هایی مانند بوشهر و تهران کاهشی بوده است. برخی استان‌ها نیز، مانند مازندران، روند تقریباً ثابتی را در این دوره طی کرده‌اند. همان‌طور که مشاهده می‌گردد در این نمودار همگرایی کلی میان شاخص‌های قیمت در استان‌ها مشاهده نمی‌گردد. براساس روش فیلیپس و سول، در صورت همگرایی شاخص قیمت استان‌های کشور، ضریب گذار نسبی استان‌ها به سمت عدد یک همگرا خواهند شد. اما در اینجا مشاهده می‌شود که این ضریب به‌طورکلی همگرا نمی‌باشد.

۲.۲.۵ تخمین‌های روش خوشه‌ای

پس از محاسبه پارامتر انتقال نسبی برای استان‌ها، در مرحله اول در هر دوره واریانس و یا پراکندگی این پارامترها با استفاده از رابطه (۳) برآورد می‌گردد. در مرحله بعد معادله رگرسیون $\log t$ به منظور بررسی همگرایی کلی میان استان‌ها برازش می‌شود، که نتایج آن در جدول زیر آورده شده است:

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

جدول ۱

نتیجه تخمین همگرایی کلی استان‌های ایران

انحراف معیار	آماره $t_{\hat{b}}$	ضریب $\hat{b}$	
۰/۰۰۷۸	ـ۷۴/۵۵	ـ۰/۵۷۸۴	Log t

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج موجود در جدول ۱، نشان می‌دهد که ضریب $\hat{b}$، کوچک‌تر از صفر است، که نشان‌دهنده عدم وجود همگرایی کلی میان شاخص قیمت مصرف‌کننده استان‌های کشور است. درعین‌حال $t_{\hat{b}} < -۱/۶۵$ می‌باشد؛ که بیانگر آن است که فرضیه صفر همگرایی برای هزینه‌های نسبی زندگی (شاخص قیمت مصرف‌کننده) در سطح ٪۵، رد می‌شود.

اما همان‌طور که در بالا اشاره گردید، آزمون رگرسیون $log\ t$ از توانایی بالایی برای تشخیص خوشه‌های همگرا برخوردار است و در صورت وجود شواهدی دال بر همگرایی خوشه‌ای، فرضیه صفر همگرایی به راحتی رد می‌گردد. بنابراین 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 ۲ گزارش گردیده است. با توجه فرایند گام‌به‌گامی که در بخش قبل توضیح داده شد، در مرحله اول استان‌ها با توجه به مقدار شاخص قیمت آنها در آخرین دوره نمونه مورد مطالعه، به ترتیب از بزرگ‌ترین به کوچک‌ترین رتبه‌بندی شده‌اند. با توجه به این رتبه‌بندی، قم به‌عنوان استان پایه انتخاب گردیده و سپس با اضافه کردن استان آذربایجان غربی به آن رگرسیون log t برآورد شده و مقدار آماره t آن یادداشت گردید؛ که برابر ۰/۹ می‌باشد (ستون سوم). با توجه به اینکه مقدار این آماره بزرگ‌تر از ۱/۶۵ـ می‌باشد، در گام بعدی استان همدان نیز به دو استان اول اضافه و مجدداً رگرسیون log t برآورد گردید. مقدار آماره t رگرسیون اخیر ۳/۳۷ـ است که کمتر از ۱/۶۵ـ می‌باشد. بنابراین در این مرحله فرایند اضافه کردن استان‌ها متوقف گردید. با توجه به اینکه تا این مرحله فقط یکی از رگرسیون‌های $log\ t$ از آماره t بزرگ‌تر از ۱/۶۵ـ برخوردار بوده است، استان‌های رگرسیون مربوطه الزاماً به‌عنوان استان‌های اولین گروه هسته انتخاب می‌شوند (ستون چهارم). در گام بعد، هر بار یکی از استان‌های باقی‌مانده به گروه هسته اضافه شده و مقدار آماره t آن یادداشت می‌گردد. هر استانی که مقدار آماره t مربوط به آن بزرگ‌تر از مقدار بحرانی صفر باشد، به‌عنوان یکی از اعضای جدید اولین خوشه شناسایی خواهد گردید. به‌طور مثال، در اینجا استان‌های لرستان، سمنان، فارس و گیلان جزء خوشه اول قلمداد می‌گردند؛ زیرا مقدار آماره t آنها بزرگ‌تر از

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

صفر است. بدین ترتیب اولین خوشه شامل شش استان شناسایی گردید. در صورت برآورد رگرسیون $log\ t$ با استفاده از این شش استان، مقدار اماره t حدود ۲/۴۶ خواهد بود که با توجه به اینکه بزرگ‌تر از ۱/۶۵ـ است، فرضیه صفر همگرایی میان آنها پذیرفته می‌شود (ستون نهم را مشاهده نمایید).

در مرحله بعد فرضیه همگرایی میان استان‌های باقی‌مانده (۲۱ استان) بررسی گردید. نتایج رگرسیون نشان می‌دهد که فرضیه صفر همگرایی میان آنها رد می‌گردد. بنابراین فرایند شناسایی دیگر خوشه‌ها بار دیگر انجام می‌شود. از میان استان‌های باقی‌مانده استان همدان به دلیل قرارگرفتن در بالاترین رتبه، به‌عنوان استان پایه انتخاب می‌گردد. در مرحله بعد، استان چهارمحال و بختیاری که بعد از استان همدان از رتبه دوم در میان استان‌های باقی‌مانده برخوردار است، به این استان اضافه گردیده و مقدار آماره t حاصل از رگرسیون میان این دو استان ثبت گردید. ازآنجاکه مقدار آماره t برابر ۳/۶۱ـ و درنتیجه کمتر از ۱/۶۵ـ می‌باشد، استان همدان حذف و استان چهارمحال و بختیاری به‌عنوان استان پایه انتخاب گردید. در ادامه استان اردبیل و به همین ترتیب سایر استان‌ها به استان چهارمحال و بختیاری اضافه و مجددا رگرسیون $log\ t$ برای هر کدام اجرا گردید. این کار تا اضافه استان هرمزگان که مقدار آماره t آن کمتر از ۱/۶۵ـ گردید ادامه یافت. با توجه به اینکه مقدار آماره t برای پنج استان چهارمحال و بختیاری، اردبیل، کرمانشاه، کردستان و قزوین بالاترین مقدار از میان t های به‌دست آمده است، استان‌های مذکور به‌عنوان استان‌های گروه هسته دوم شناسایی گردیده‌اند. با تکرار مراحل بالا در نهایت 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 به‌تنهایی یک گروه غیرهمگرا را تشکیل می‌دهد.

جدول ۲

نتایج تحلیل خوشه‌ای شاخص قیمت مصرف‌کننده

ردیف	استان	خوشه ۱		خوشه ۲			خوشه ۳		خوشه ۴		خوشه
		گام ۱	گام ۲	گام ۱	گام ۲	گام ۳	گام ۱	گام ۲	گام ۱	گام ۲	
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	Base	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		-۴۸/۳		۴/۹۸	۴/۹۸					۲
۱۲	اصفهان		-۵۱/۳		۴/۴۲	۴/۳۸					۲
۱۳	ایلام		-۱۸/۱		۳/۴۲	۴/۱۳					۲
۱۴	یزد		-۵۳/۶		۲/۵۴	۳/۳۳					۲
۱۵	مرکزی		-۶/۲۰		۱/۱۹	۲/۶۲					۲
۱۶	فارس		۱۰/۵								۱
۱۷	هرمزگان		-۸۰/۵		-۱/۹۷	-۱/۵۰	Base	Core			۳
۱۸	آذربایجان شرقی		-۲۴/۷			-۱/۸۷	۴/۲۵	Core			۳
۱۹	کهگیلویه‌وبویراحمد		-۱۳/۷			۴/۲۸					۲
۲۰	گلستان		-۳۷/۱			-۱۶/۵۸	-۱۳/۵	-۱۳/۵	Base	Core	۴
۲۱	گیلان		۳/۲۸								۱
۲۲	خوزستان		-۱۰/۴			۳/۴۹					۲
۲۳	زنجان		-۱۲/۰			-۲۹/۵۲		-۶/۰۸	۵/۶۲	Core	۴
۲۴	کرمان		-۲۴/۱			-۳/۱۳		۹/۸۶			۳
۲۵	سیستان‌وبلوچستان		-۸/۹			-۷۴/۵۹		۳/۳۷	۷/۵۴	Core	۴
۲۶	تهران		-۸۸/۷			-۷/۹۸		-۲۴/۹۴	-۱/۴۳	-۱/۴۳	-
۲۷	بوشهر		-۰/۸۰			۳/۴۹		-۴/۳۴	-۳/۴۷	۱/۱۰	۴

توضیح: اعداد داخل جدول آماره t مربوط به رگرسیون log t است که بر اساس توضیحات داخل مقاله محاسبه گردیده است.منبع: محاسبات پژوهش

۳.۲.۵ ادغام خوشه‌ها

همانطور که در بخش ۲.۴ عنوان گردید در گام سوم الگوریتم خوشه‌ای برای شناسایی خوشه‌ها، مقدار بحرانی برابر صفر قرار داده شد. این کار به منظور کاهش خطر قرارگرفتن اشتباهی یک عضو کاذب در یک گروه همگرا انجام گرفت. اما این استراتژی یک نقطه ضعف

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

نیز دارد و آن اینکه احتمالاً تعداد خوشه‌های همگرا به‌طور مصنوعی افزایش خواهد یافت. برای رفع این مشکل فیلیپس و سول (۲۰۰۹)، پیشنهاد تست همگرایی بین خوشه‌های همگرای به دست آمده را ارائه کردند. روش کار بدین صورت است که ابتدا یک آزمون همگرایی بین خوشه یک و دو انجام می‌گیرد و درصورتی‌که مقدار آماره $t_{\hat{b}}$ بزرگ‌تر از ۱/۶۵ـ باشد این دو خوشه در همدیگر ادغام خواهند گردید و در مرحله بعد آزمون همگرایی بین خوشه یک، دو و سه انجام خواهد گرفت. در غیر این صورت یک آزمون همگرایی بین خوشه دو و سه انجام خواهد شد. مجدداً درصورتی‌که آماره $t_{\hat{b}}$ بزرگ‌تر از ۱/۶۵ـ باشد این دو خوشه در همدیگر ادغام خواهد شد و سپس یک آزمون همگرایی دیگر بین خوشه دو، سه و چهار انجام خواهد گرفت. در غیر این صورت آزمون همگرایی بین خوشه سه و چهار خواهد بود و به همین ترتیب تا آخر این فرایند ادامه خواهد یافت.

نتایج تخمین‌های مربوط به آزمون همگرایی بین باشگاه‌های شناسایی‌شده در بین استان‌های کشور، در جدول ۳، نشان داده شده است. الگوریتم خوشه‌ای، استان‌ها را به ۴ زیرگروه تقسیم‌بندی کرده که در ستون اول جدول 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 موارد کمتر از عدد ۲ است که طبق استدلال فیلیپس و سول (۲۰۰۹) حاکی از وجود همگرایی نسبی در هر یک از خوشه‌ها می‌باشد. به عبارتی بهتر، سرعت همگرایی میان خوشه‌های به دست 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 ادغام‌شده 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. این نتایج، در ستون سوم جدول نشان داده شده است.

جدول ۳

نتایج آزمون همگرایی بین خوشه‌ها

خوشه‌بندی نهایی		آزمون همگرایی خوشه‌ها			خوشه‌بندی اولیه	
Club_1 [19]	۰/۰۵۹ (۰/۰۰۹)			Club_1 & Club_2 ۰/۰۵۹ (۰/۰۰۹)	۰/۱۳۶ (۰/۰۵۰)	Club_1 [6]
			Club_2 & Club_3 −۰/۱۸۷ (۰/۰۶۰)		۰/۱۰۸ (۰/۰۷۰)	Club_2 [13]
Club_2 [3]	۰/۲۰۲ (۰/۰۲۰)	Club_3 & Club_4 −۰/۲۲۶ (۰/۰۵۲)			۰/۲۰۲ (۰/۰۲۰)	Club_3 [3]
Club_3 [4]	۰/۰۳۸ (۰/۰۳۴)				۰/۰۳۸ (۰/۰۳۴)	Club_4 [4]

اعداد نشان‌دهنده ضریب $\hat{b}$ هستند. همچنین انحراف معیار ضرایب در داخل پرانتز هستند. اعداد داخل کروشه نیز معرف تعداد استان‌ها در هر باشگاه است.

منبع: محاسبات پژوهش

۴.۲.۵ تحلیل نتایج

نتایج به دست 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 در نگاه اول نشان می‌دهد که فرایند ادغام بازارها در ایران ضعیف بوده و درنتیجه به دلیل پایین بودن فشارهای رقابتی در برخی از استان‌ها و مناطق، با پدیده‌ای تحت عنوان چندپارچگی بازارها مواجه هستیم. در این حالت قیمت کالاهای مشابه در مناطق مختلف، متفاوت خواهد بود و درنتیجه برخلاف پیش‌بینی نظریه برابری قدرت خرید، با واگرایی قیمت‌ها مواجه خواهیم بود. اما نتایج روش خوشه‌ای درک ما از این مسئله را بسیار بهبود می‌بخشد. با توجه به اینکه اکثر استان‌های کشور در خوشه اول قرار گرفته‌اند و خوشه‌های دوم و سوم به ترتیب شامل سه و چهار استان می‌باشند، علی‌رغم وجود شواهدی در زمینه چندپارچگی بازارها در کشور، به نظر می‌رسد که شدت این مسئله بسیار حاد نمی‌باشد.

از طرف دیگر، اگر شاخص قیمت مصرف‌کننده را به‌عنوان شاخصی از هزینه‌های زندگی در نظر بگیریم (در اینجا یکبار دیگر تأکید می‌گردد که شاخص قیمت مصرف‌کننده شاخص ناکاملی از شاخص هزینه زندگی است و نتایج مشروط به این قید تحلیل گردیده است)، دومین دلالت نتایج به دست 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 به دست آمده است نشان‌دهنده پایداری این تفاوت‌ها در بلندمدت است. عدم میل به همگرایی هزینه‌های زندگی، تفاوت‌های قابل

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

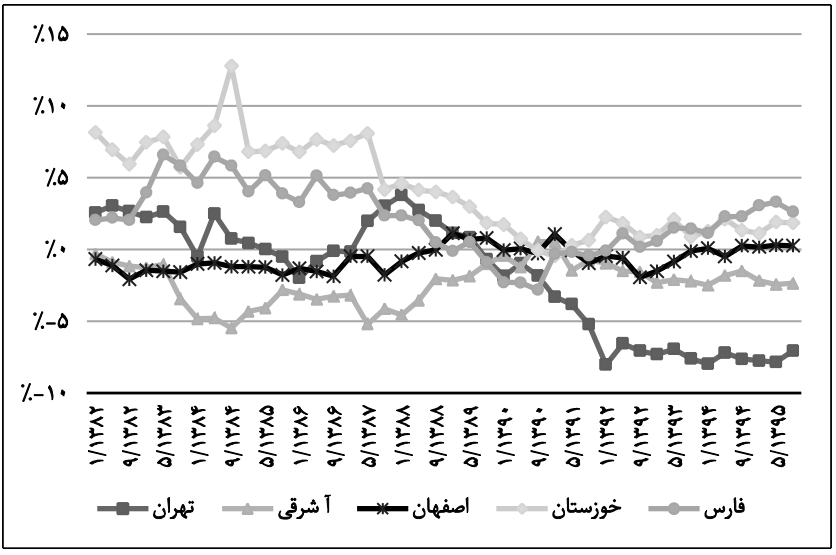
ملاحظه‌ای در بلندمدت میان استان‌ها ایجاد نموده و به عدم توازن منطقه‌ای دامن خواهد زد. برای مثال، سطح عمومی قیمت‌ها در خوشه اول که اکثر استان‌های کشور در آن قرار دارد نسبت به میانگین کشوری در حال افزایش است. با توجه به این مسئله پرداخت یارانه‌های برابر در کل استان‌های کشور محل اشکال دارد. علی‌رغم آن‌که اکثر استان‌های کشور همگرایی در هزینه‌های بازاری زندگی را در بلندمدت تجربه خواهند کرد، اما در این میان هشت استان مسیر متفاوتی در پیش گرفته‌اند. مطابق آمارهای جمعیتی کشور این هشت استان حدود ۴۱ درصد از جمعیت استان‌های تحت بررسی در سال ۹۵ را به خود اختصاص داده‌اند که رقم بسیار قابل توجهی است. درعین‌حال، نتیجه جالب این پژوهش آن است که استان تهران یک مسیر خاص و جداگانه برای خود دارد و نشانه‌ای از همگرا شدن هزینه‌های بازاری زندگی در این استان با دیگر استان‌ها مشاهده نمی‌گردد. 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 به دست 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. با توجه به اینکه مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر قیمت‌ها سیاست‌های پولی دولت و در واقع بانک مرکزی می‌باشد، شواهد به دست آمده در این پژوهش از تأثیرات متفاوت این مسئله بر قیمت‌ها حکایت دارد.

سومین دستاورد این پژوهش بر محدودیت‌های استفاده از یک شاخص قیمت کلی و ملی برای تعدیل متغیرهای اسمی استان‌ها جهت انجام مقایسه میان آنها اشاره دارد. شاخص‌های قیمت استان‌ها به طور کلی همگرا نمی‌باشد، درنتیجه نمی‌توان از یک شاخص ملی برای واقعی کردن متغیرهای اسمی استان‌ها به‌منظور مقایسه استان‌ها استفاده نمود. برای این مسئله لازم است که از شاخص‌های خاص هر استان استفاده نمود. این موضوع آنجا اهمیت ویژه پیدا می‌کند که دستمزد کارگران و کارمندان هر ساله بر اساس ضریبی از تورم ملی افزایش پیدا می‌کند و این در حالی است که نتایج این پژوهش در خصوص عدم همگرایی شاخص‌های قیمت در تقابل با این رویکرد قرار دارد. مثال دیگری که در این زمینه می‌توان ارائه کرد استفاده از شاخص‌های قیمت هر استان جهت محاسبه نرخ بهره واقعی مجزا برای هر استان است.

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

۳.۵ روش ریشه واحد پانلی

با توجه به توضیحاتی که در بخش روش‌شناسی ارائه گردید، برای بررسی همگرایی شاخص‌های قیمت با استفاده از روش ریشه واحد پانلی استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اصفهان، تهران، خوزستان، فارس و مازندران به‌عنوان استان‌های پایه انتخاب شدند. مبنای انتخاب استان‌های پایه جمعیت بالای استان‌های یادشده بوده است. با ترسیم نمودار لگاریتم قیمت استان‌ها نسبت به قیمت متوسط کشوری یا یک استان پایه، وجود همگرایی در قیمت‌های نسبی می‌تواند استنباط گردد. شکل ۳، میزان انحراف لگاریتم قیمت ۵ استان پرجمعیت کشور را نسبت به میانگین قیمت کشور طی دوره ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵، نشان می‌دهد. با توجه به نمودار مشاهده می‌شود که حدود ۱۰ درصد انحراف از میانگین در طول دوره مورد بررسی وجود دارد، ولی این انحراف پایدار نیست. در اوایل دوره قیمت‌ها در استان آذربایجان شرقی تمایل به برگشت به میانگین نداشته است. استان اصفهان در طول دوره حول میانگین در حرکت بوده است؛ اما استان تهران از سال ۱۳۹۰ به بعد از میانگین دور شده و تمایل به برگشت به میانگین نداشته است.



شکل ۳. انحراف لگاریتم قیمت ۵ استان بزرگ کشور از میانگین قیمت کشور طی دوره ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

۱.۳.۵ آزمون ریشه واحد

نتایج مربوط به آزمون‌های همگرایی ریشه واحد پانلی برای عامل مشترک و عامل غیرمشترک در جدول ۴ نشان داده شده است. نتایج مربوط به آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای میانگین برش‌های مقطعی (عامل مشترک)، در ستون اول نشان داده شده است که در این آزمون، آماره‌های آزمون با انتخاب طول وقفه مناسب از طریق معیار SIC، برآورد شده‌اند. با توجه به نتایج مشاهده می‌شود که مقدار آماره آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای استان اصفهان در سطح یک درصد معنی‌دار است، اما برای سایر استان‌ها حتی در سطح ۱۰ درصد نیز معنی‌دار نبوده است. به عبارت دیگر، تنها در صورت انتخاب استان اصفهان به‌عنوان استان پایه قیمت‌های نسبی همگرا خواهند شد و در سایر شرایط قیمت‌های نسبی واگرا خواهند بود.

نتایج آزمون ریشه واحد پانلی اصلاح‌شده ایم، پسران و شین در ستون دوم جدول نشان داده شده است. لازم به ذکر است که برای مقادیر بحرانی این آزمون از مقادیر محاسبه‌شده در جدول (3b) پژوهش پسران (۲۰۰۷)، استفاده شده است. براساس نتایج به دست آمده فرضیه وجود ریشه واحد در حالت‌های انتخاب استان‌های تهران، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، فارس و مازندران رد می‌شود و در صورت انتخاب دو استان اصفهان و خوزستان نمی‌توان فرضیه وجود ریشه واحد را رد کرد. نتایج موجود نشان می‌دهد که در هیچ‌کدام از موارد فوق فرضیه وجود ریشه واحد در هر دو عامل مشترک و غیرمشترک رد نشده است. به عبارتی، در هیچ کدام از موارد هر دو عامل مشترک و غیرمشترک I(۰) نبوده‌اند؛ که این امر نشان‌دهنده عدم وجود همگرایی در بین استان‌های کشور است. اما عدم وجود همگرایی در استان‌های کشور گاهی ناشی از غیرایستا بودن عامل مشترک و گاهی ناشی از غیرایستا بودن عامل غیرمشترک بوده است.

جدول ۴

نتایج آزمون‌های ADF (دیکی فولر تعمیم‌یافته) و CIPS (ایم، پسران و شین اصلاح‌شده)

استان پایه	آماره t (ADF)	آماره t (CIPS)
تهران	۰/۹۱-	-۲/۲۶**
آذربایجان شرقی	۱/۸۸-	۲/۷-*
آذربایجان غربی	۱/۴۶-	۲/۳۲-*
اصفهان	۶/۶۲-*	۱/۹۵-
خوزستان	۱/۸۹-	۱/۸۲-
فارس	۱/۴۷-	۲/۲۱-**
مازندران	۱/۵۸-	۲/۲۸-**

منبع: محاسبات پژوهش، * معنی‌دار در سطح ۱٪ و ** معنی‌دار در سطح ۵٪

با توجه به این‌که عامل مشترک نشان‌دهنده سیاست‌های کلان و عامل غیرمشترک نشان‌دهنده شوک‌های محلی است، اگر شوک‌های غیرمشترک موجب واگرایی قیمت‌ها باشد مسئولیت کنترل تورم برعهده مسئولین محلی بوده و عرضه محلی باید مدیریت شود. اما غالب بودن شوک‌های مشترک منعکس‌کننده این امر است که کنترل تورم باید توسط دولت انجام گیرد. با توجه به این‌که طبق نتایج، عدم همگرایی در قیمت‌های نسبی بیشتر متأثر از عامل مشترک بوده است، لذا دلایل عدم همگرایی یا همگرایی کند در قیمت‌ها را باید بیشتر در سیاست‌های کلان اقتصادی به خصوص سیاست‌های پولی جستجو کرد.

۲.۳.۵ تخمین‌های نیمه عمر

نتایج مربوط به تخمین‌های نیمه عمر با استان‌های پایه در جدول ۵، نشان داده شده است. حداکثر نیمه عمر تخمینی حدود ۳۶ ماه و مربوط به زمانی است که استان تهران به‌عنوان استان پایه انتخاب شود و حداقل آن نیز مربوط به استان اصفهان با حدود ۸ می‌باشد. متوسط نیمه عمرهای تخمینی با استان‌های پایه مختلف نیز، تقریباً ۱۷ ماه می‌باشد. این مسئله به این معنی است که حدود ۱۷ ماه طول می‌کشد تا قیمت‌ها همگرا شوند. این نتایج، گویای این مطلب است که تخمین‌های نیمه عمر به انتخاب استان پایه وابسته بوده و مقدار متوسط آن نیز به مطالعه مشابه دیگری که در این زمینه برای ایران توسط شهبازی و همکاران (۱۳۹۱) انجام شده است، نزدیک می‌باشد. در مطالعه مذکور نیمه عمر همگرایی ۱۹ ماه تخمین زده شده است.

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

جدول ۵

تخمین ضرایب AR و نیمه عمر قیمت‌های نسبی

استان پایه	ضریب AR	نیمه عمر
تهران	-۰/۰۱۹	۳۶/۱۳
آذربایجان شرقی	-۰/۰۶۸	۹/۸۴
آذربایجان غربی	-۰/۰۳۹	۱۷/۴۲
اصفهان	-۰/۰۷۹	۸/۴۲
خوزستان	-۰/۰۴۲	۱۶/۱۵
فارس	-۰/۰۳۸	۱۷/۸۹
مازندران	-۰/۰۴۹	۱۳/۸۰
ماکزیمم		۳۶/۱۳
مینیمم		۸/۴۲
میانگین		۱۷/۱۰

منبع: محاسبات پژوهش

۶ نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها در استان‌های ایران با استفاده از دو روش تحلیل خوشه‌ای و روش ریشه واحد پانلی مورد بررسی قرار گرفت. به‌طورکلی، براساس نتایج به دست آمده فرضیه همگرایی سطح قیمت‌ها میان استان‌های ایران رد می‌گردد. اما نتایج روش خوشه‌ای نشان می‌دهد که در میان استان‌ها چهار خوشه همگرا وجود دارد. ۱۹ استان در یک خوشه، ۳ استان در خوشه دوم، ۴ استان در خوشه سوم و استان تهران نیز، یک خوشه غیرهمگرا را تشکیل می‌دهند. یکی از دلالت‌های مهم روش خوشه‌ای آن است نشان می‌دهد که در کشور با پدیده چندبخشی شدن بازارها حداقل در بعد ضعیف آن مواجه هستیم.

از طرفی دیگر با توجه به اینکه شاخص CPI بیانگر هزینه‌های بازاری زندگی می‌باشد، عدم همگرایی کلی و در عوض مشاهده خوشه‌های همگرا به مفهوم عدم همگرایی شاخص هزینه بازاری زندگی و خوشه‌ای شدن همگرایی در این زمینه می‌باشد. با توجه به این مسئله، 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. برای مثال، در این حالت پرداخت یارانه‌های برابر به استان‌ها محل اشکال است. رفتار شاخص قیمت مصرف‌کننده در استان تهران ظاهراً در بلندمدت شباهتی جهت همگرایی با دیگر استان‌های کشور از خود نشان نمی‌دهد.

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

نتایج روش آزمون ریشه واحد پانلی نیز یافته‌های روش خوشه‌ای را تأیید می‌نماید. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که شاخص‌های قیمت در استان‌های کشور همگرا نمی‌باشد. علاوه براین، نتایج این روش نشان می‌دهد که بر خلاف اجزاء غیرمشترک قیمت‌ها که در اکثر موارد مانا می‌باشند، مؤلفه مشترک قیمت‌ها در اکثر موارد دارای ریشه واحد می‌باشد. بنابراین نتایج به دست آمده توسط این روش، نشان می‌دهد که واگرایی قیمت‌ها در اکثر موارد به مؤلفه مشترک قیمت‌ها وابسته می‌باشد. همچنین، نتایج تخمین نیمه عمر نشان داد که در صورت بروز یک شوک محلی متوسط نیمه عمرهای تخمینی با استان‌های پایه مختلف، تقریباً ۱۷ ماه می‌باشد.

همان‌طور که گفته شد، در صورتی که شوک‌های محلی تأثیر بیشتری در همگرایی یا واگرایی شاخص قیمت‌ها داشته باشند، مسئولیت کنترل تورم برعهده مسئولین محلی بوده و اغلب شامل کنترل و مدیریت عرضه محلی می‌باشد. اما در صورت غالب بودن شوک‌های مشترک کنترل تورم باید نگرانی اصلی دولت باشد. پس طبق نتایج به دست آمده در این پژوهش، دلایل همگرایی یا عدم همگرایی را باید در سیاست‌های کلان کشور جستجو کرد.

نتایج به دست آمده در پژوهش مبنی بر واگرا بودن سطح قیمت‌ها در استان‌های کشور و اثر بیشتر سیاست‌های کلی بر سطح قیمت‌ها، نشان‌دهنده این امر است که سیاست‌های کلی دولت برای کنترل سطح قیمت‌ها و مهار تورم در کشور، در استان‌ها و مناطق مختلف کشور تأثیرات متفاوتی بر سطح قیمت‌ها گذاشته است و دولت باید برای این موضوع راهکار مناسبی در پیش بگیرد.

در این پژوهش فقط به ارائه شواهد و حقایقی در خصوص همگرایی قیمت‌ها در سطح استان‌های کشور بسنده گردید. در پژوهش‌های آتی لازم است که بر دلایل بنیادی واگرایی قیمت‌ها تمرکز شود. به‌طور مثال، همان‌طور که در بخش مقدمه اشاره گردید برخی اوقات گنجاندن کالاهای غیرقابل‌مبادله نظیر مسکن در شاخص‌های قیمت به واگرایی این شاخص‌ها در میان استان‌ها منجر می‌گردد. یکی از اولویت‌های مطالعات آتی می‌تواند به بررسی نقش این موضوع بپردازد. از طرف دیگر، با توجه به اینکه نحوه شناسایی خوشه‌ها در روش فیلیپس و سول بر اساس یک الگوریتم آماری انجام می‌گیرد، درنتیجه لازم است که ویژگی مشترک استان‌هایی که در یک خوشه قرار می‌گیرند به‌طور دقیق بررسی شود. برای مثال، احتمال دارد که این استان‌ها از نظر سطح درآمد و سطح توسعه‌یافتگی از شباهت‌هایی برخوردار باشند و یا اینکه در مجاورت جغرافیایی همدیگر قرار گرفته باشند.

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019

فهرست منابع

پورعبادالهان کویچ، م.، فلاحی، ف.، و آذری، ز. (۱۳۹۶). بررسی عوامل مؤثر بر همگرایی سطح قیمت‌ها بین استان‌های ایران، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*. سال سوم، شماره ۸۲، ۱۵۳ـ۱۷.

سلامی، ف.، فقه مجیدی، ع.، و محمدی، ا. (۱۳۹۵). بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. سال بیست‌وچهارم، شماره ۸۰، ۱۶۷ـ۱۹۴.

شهبازی، ک.، فلاحی، ف.، و غلامی، ا. (۱۳۹۱). همگرایی شاخص قیمت در استان‌های ایران، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*. سال ششم، شماره ۴ (پیاپی ۲۰)، ۱۱۱ـ۱۲۸.

کازرونی، ع.، اصغرپور، ح.، و رضایی، خ. (۱۳۹۳). بررسی همگرایی سطح عمومی قیمت‌ها بین استان‌های ایران، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*. شماره ۷۰، ۲۳ـ۴۵.

کازرونی، ع.، اصغرپور، ح.، و رضایی، خ. (۱۳۹۳). مقایسه درجه‌ی همگرایی سطح قیمت‌ها کالاها با خدمات بین استان‌های ایران، *مجله تحقیقات اقتصادی*. دوره ۴۹، شماره ۳، ۵۹۹ـ ۶۲۰.

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.

Bartkowska, M. & Riedl, A. (2012). Regional Convergence Clubs in Europe: Identification Andconditioning Factors. *Economic Modelling*. 29(1), 22-31.

Cecchetti, S. G., Mark, N. C. & Sonora, R. J. (2002). Price index convergence among United Statescities. *International Economic Review*. 43(4), 1081-1099.

Chmelarova, V. & Nath, H.K. (2010). Relative price convergence among US cities: Does the choice of numeraire city matter? *Journal of Macroeconomics*. 32(1), 405-414.

Christo, C., Cunado, J., & Gupta, R. (2018). Price Convergence Patterns across U.S. States. *Panoeconomicus.* Advance online publication. Doi: 10.2298/PAN160625008C.

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.

Fritsche, U., & Kuzin, V. (2011). Analysing convergence in Europe using the non-linear single factor model. *Empirical Economics*. 41(2), 343-369.

Huang, H. C., Liu, W. H., & Yeh, C. C. (2012). Convergence in Price Levels across US Cities. *Economics Letters*. 114(3), 245-248.

Ikeno, H. (2014). Long-Run Analysis on Convergence of Japanese Local Price Levels: A Pairwise Approach. *Economic Modelling*. 42, 390-397.

Karanasos, M., Koutroumpis, P., Karavias, Y., Kartsaklas, A., & Arakelian, V. (2016). Inflation Convergence in the EMU. *Journal of Empirical Finance*, 39, 241-253.

Matousek, R., Rughoo, A., Sarantis, N., & Assaf, A. G. (2015). Bank Performance and Convergence during the Financial Crisis: Evidence from the Old European Union and Eurozone. *Journal of Banking & Finance*, 52, 208-216.

Moon, S. (2017). Inter-Region Relative Price Convergence in Korea. *East Asian Economic Review*. 21(2), 123-146.

Nagayasu, J., & Inakura, N. (2009). PPP: Further Evidence from Japanese Regional Data. *International Review of Economics & Finance*. 18(3), 419-427.

Pesaran, M. H. (2007). A Pair-Wise Approach to Testing For Output and Growth Convergence. *Journal of Econometrics*. 138(1), 312-355.

Phillips, P. C. & Sul, D. (2007). Transition Modeling and Econometric Convergence Tests. *Econometrica*. 75(6), 1771-1855.

Phillips, P. C. & Sul, D. (2009). Economic Transition and Growth. *Journal of Applied Econometrics*. 24(7), 1153-1185.

Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic literature*. 34(2), 647-668.

Downloaded from jmbr.mbri.ac.ir at 11:47 +0330 on Monday February 25th 2019