

Investigating the Dispersion of Food Prices among the Provinces of Iran an Analysis in the Framework of the Club Convergence

Emran Taheri Reykandeh*, Hamed Rafiee**, Seyed Safdar Hosseini***, Amirhossein Chizari ****

Original Article	Receive Date: 02 Feb 2024	Accept Date: 04 Mar 2024	Page: 1-20
------------------	---------------------------	--------------------------	------------

Abstract

Awareness of how prices behave and how to adjust them over time due to the formation of price differences among different regions is one of the most important issues related to the efficiency of markets. This issue can optimize the policies of the public sector in order to increase social welfare. Considering the importance of food items in the consumption basket of households, in the upcoming research, the hypothesis of price convergence has been investigated. For this purpose, the information of the consumer price index of Iran's provinces in the food and beverage product group in the period from Farvardin 1383 to esfand 1399 and the approach of Phillips and Sul (2007) have been used. The research results show that the movement of the food price index among the 30 provinces of the country is not towards a single equilibrium. However, evidence of club convergence was found among the country's provinces, based on which the country's provinces can be classified into three convergence clubs. Due to that, the relative transfer path of the provinces has been different among each of the clubs over time. Based on this, it can be confirmed that the effects of the same stimuli such as macroeconomic policies on price trends will be different. The lack of desire to eliminate price differences in the food sector leads to the formation of a growing gap in the long term. Therefore, it is suggested that the governance system prioritizes the region in adopting policies.

Keywords: Market Efficiency, Food Inflation, Club Convergence, Log t Test

JEL Classification: B23, C01, C22, E31, Q13.

*PhD student of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran, Karaj, Iran

**Assistant Professor of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran, Karaj, Iran (corresponding author)

***Professor of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran, Karaj, Iran

****Assistant Professor of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran, Karaj, Iran

بررسی پراکندگی قیمت غذا بین استان‌های ایران

تحلیلی بر چهارچوب همگرایی باشگاهی

عمران طاهری ریکنده^{*}، حامد رفیعی^{**}، سید صفدر حسینی^{***}، امیرحسین چیدری^{****}

نوع مقاله: پژوهشی	تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۱۳	تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۱۴	شماره صفحه: ۲۰-۱
-------------------	--------------------------	-------------------------	------------------

چکیده

آگاهی از نحوه رفتار قیمت‌ها و چگونگی تعدیل آن‌ها در طول زمان به سبب شکل‌گیری تفاوت‌های قیمتی در میان مناطق مختلف، یکی از مهم‌ترین موضوعات مرتبط با کارایی بازارها می‌باشد. این موضوع می‌تواند سیاست‌گذاری‌های بخش عمومی را در راستای افزایش رفاه اجتماعی بهینه کند. با توجه به اهمیت مواد غذایی در سبد مصرفی خانوارها، در پژوهش پیش‌رو، فرضیه همگرایی قیمت‌ها بررسی شده است. برای این منظور، از اطلاعات شاخص قیمت مصرف‌کننده استان‌های ایران در گروه محصول خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها در بازه زمانی فروردین ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۹۹ و رویکرد فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، استفاده شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که حرکت شاخص قیمت مواد غذایی در میان ۳۰ استان کشور، به سمت یک تعادل واحد نمی‌باشد. با این وجود شواهدی از همگرایی باشگاهی در میان استان‌های کشور یافت شد که مبتنی بر آن می‌توان استان‌های کشور را در سه باشگاه همگرایی طبقه‌بندی کرد. با توجه به آن، مسیر انتقال نسبی استان‌ها در طول زمان در میان هریک از باشگاه‌ها متفاوت بوده است. بر این اساس، می‌توان تصدیق کرد که تأثیرات محرک‌های یکسان از قبیل سیاست‌گذاری کلان اقتصادی بر روندهای قیمتی، متفاوت خواهد بود. نبود میل به حذف تمایزات قیمتی در حوزه مواد غذایی، منجر به شکل‌گیری شکاف فزاینده‌ای در بلندمدت می‌شود. از این رو، پیشنهاد می‌شود تا نظام حکمرانی در اتخاذ سیاست‌گذاری‌ها، منطقه‌محوری را در اولویت قرار دهد.

واژه‌های کلیدی: کارایی بازار، تورم مواد غذایی، همگرایی باشگاهی، آزمون Log t

طبقه‌بندی JEL: B23، C01، C22، E31، Q13.

* دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده‌گان کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، کرج، ایران

** استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده‌گان کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، کرج، ایران (نویسنده مسئول)

*** استاد اقتصاد کشاورزی، دانشکده‌گان کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، کرج، ایران

**** استادیار اقتصاد کشاورزی، دانشکده‌گان کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران، کرج، ایران

فصلنامه مجلس و اقتصاد، سال اول، شماره اول، پاییز ۱۴۰۲

DOI: 10.22034/MEC.2023.10033

۱- مقدمه

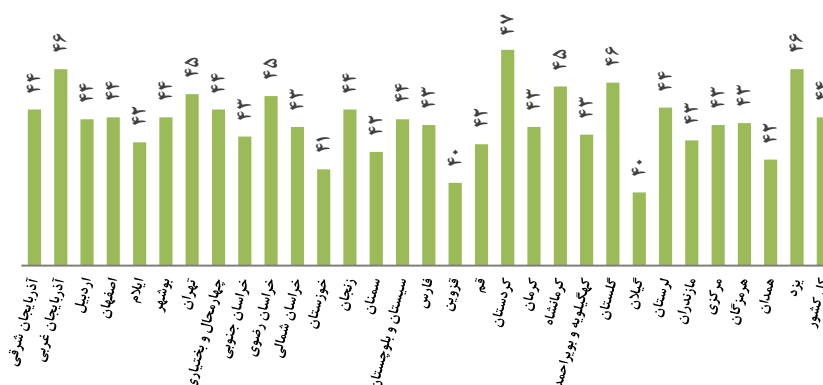
بر اساس نظریه‌های اقتصادی، در بازارهای کاملاً رقابتی^۱ که کالاهای همگن^۲ توسط معامله‌گران متعدد^۳، کوچک^۴ و با اطلاعات کامل^۵، بدون وجود مخارج حمل‌ونقل، هزینه‌های مبادله و موانع تجاری و غیرتجاری، به طور آنی^۶ معامله می‌شوند، تعدیل قیمت‌ها به صورت بهینه انجام می‌گیرد (Woo et al., 2020: 2365؛ Minot, 2010: 4). در چنین شرایطی، به دلیل انجام فعالیت‌های آربیتراژگرانه، تفاوت‌های قیمتی در دوره‌های زمانی بلندمدت از بین می‌رود (Lee & Habibullah, 2008: 140). به عبارت دیگر، با آشکار شدن اختلاف قیمت میان مناطق در بازار یک کالای مشابه، جریان کالا به گونه‌ای رقم می‌خورد تا با افزایش عرضه در مناطق دارای کمبود و کاهش آن در مناطق دارای مازاد، قیمت‌ها متعادل گردند. برای مثال، اگر قیمت در بازار «الف» از قیمت در بازار «ب» بیشتر باشد، به شرط وجود بازارهای کارآمد^۷، ارسال محصول از بازار «ب» به بازار «الف» موجب می‌شود تا قیمت دو بازار تعدیل گردد. این فرایند تا زمانی که اختلاف قیمت معنی‌داری وجود دارد، سودآور است و ادامه خواهد یافت (Szczepaniak, 2018: 108). تمایل به حذف تفاوت میان قیمت کالاهای مشابه در بازارهای مختلف، که یکی از معیارهای ارزیابی کارایی بازار^۸ محسوب می‌شود در قالب مفهوم همگرایی قیمت^۹ بررسی می‌شود. این تعدیل در انحراف از قیمت‌های تعادلی که توسط سازوکار بازار^{۱۰} انجام می‌گیرد، پیامد یا حتی هدف ایجاد یکپارچگی بازار^{۱۱} است. چنین شرایطی، برای مناطقی که در آن همگرایی منجر به کاهش سطح قیمت می‌شود به نفع مصرف‌کنندگان و برای مناطقی که همگرایی سبب افزایش سطح قیمت می‌شود به نفع تولیدکنندگان خواهد بود (Ibid, 109). برقراری بازارهایی با ویژگی‌های شرح داده شده، تخصیص منابع را بهینه، رفاه اجتماعی را حداکثر و بهبود استانداردهای زندگی را در میان مناطق، متوازن تر می‌کند (Jangam et al., 2021: 2139; Goshu, 2015: 39).

با این حال، در دنیای واقعی، تشکیل بازارهای کاملاً یکپارچه، به سبب نبود اطلاعات کامل، ناهمگنی در کالاهای، وجود انواع موانع تجاری و غیرتجاری، ترجیحات متفاوت مصرف‌کنندگان، وجود هزینه‌های حمل‌ونقل و مبادله، چسبندگی قیمت‌ها^{۱۲}، وجود انحصارها^{۱۳} در بازار و انواع راهبردهای تبعیض قیمت^{۱۴} بسیار دشوار می‌باشد (Hałka & Leszczyńska-Paczesna, 2019: 233). علاوه بر این موارد که برقراری آن‌ها در کلیه بازارها موضوعیت دارد، احتمال

1. Perfectly Competitive
2. Homogeneous
3. Numerous
4. Small
5. Perfect Information
6. Instantly
7. Efficient
8. Market Efficiency
9. Price Convergence
10. Market Mechanism
11. Market Integration
12. Price Stickiness
13. Monopolies
14. Price Discrimination

تعدیل بهینه قیمت‌ها در بازار کالاهای کشاورزی، تحت تأثیر ماهیت غیرقابل انعطاف تقاضا برای غذا و محدودیت‌های مالی و مادی مربوط به ظرفیت‌های تولید از قبیل در دسترس نبودن و درجه تحرک پذیری پایین نهاده‌ها و ماهیت فصلی و وابستگی به عوامل طبیعی هم قرار می‌گیرد (Kryszak, 2020: 144). بنابراین، علی‌رغم اجرای سیاست‌های مشترک در حوزه کشاورزی و غذا در سطح ملی و استفاده از واحد پولی مشابه در درون یک کشور، ممکن است سازوکار بازار قادر نباشد تا تمایز قیمت‌ها را میان مناطق از بین ببرد و فرایند همگرایی قیمت‌ها محدود شود.

با نگاهی به نمودار (۱) که اندازه شاخص قیمت مصرف‌کننده خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها (۱۳۹۵=۱۰۰) را در پایان اسفندماه ۱۳۹۰ نشان می‌دهد، می‌توان دریافت که پراکندگی آشکاری میان سطوح قیمت مواد غذایی در استان‌های ایران وجود دارد. در اسفندماه ۱۳۹۰، استان کردستان با شاخص قیمتی معادل ۴۷/۲ و استان گیلان با ۳۹/۸ به ترتیب گران‌ترین و ارزان‌ترین استان‌های کشور در حوزه مواد غذایی بوده‌اند. به عبارت دیگر، یک سبد قابل مقایسه از خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها در استان کردستان ۱۸/۶ درصد گران‌تر از استان گیلان بوده است. به طور کلی، انتظار می‌رود که با همگرایی قیمت‌ها این تفاوت‌ها در طول زمان کاهش یابد و از مجموع هزینه‌های آربیتراژ کمتر شود.



نمودار ۱. شاخص قیمت مصرف‌کننده خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها (۱۳۹۵=۱۰۰) در اسفندماه ۱۳۹۰

منبع: بانک مرکزی ایران

با توجه به پراکندگی گسترده قیمت مواد غذایی در میان استان‌های ایران، بررسی همگرایی قیمت‌ها میان آن‌ها بسیار ضروری می‌باشد. چنین تجزیه و تحلیلی با توجه به انجام آن درون یک کشور، دلالت‌های سیاست‌گذاری متعددی را ایجاد می‌کند. برای مثال می‌تواند در پیش‌بینی تأثیرات سیاست‌های پولی بر تورم منطقه‌ای، تدوین راهبردهای توسعه اقتصادی استان‌ها و شناخت برخی ویژگی‌های ساختاری از قبیل درجه یکپارچگی بازارها، ساختار بازار عوامل تولید و تفاوت در سطوح بهره‌وری میان مناطق مختلف مفید باشد (Aginta, 2020: 2849). در حوزه اقتصاد غذا نیز می‌تواند در مدیریت کمبودهای غذایی ناشی از تلاطمات آب و هوایی ایفای نقش کند و از ناامنی غذایی منطقه‌ای جلوگیری کند (Goshu, 2015: 38).

مبتنی بر مشاهده پراکندگی شاخص‌های قیمتی از یکدیگر در میان مناطق مختلف کشور، پژوهش پیش‌رو به دنبال بررسی این پرسش خواهد بود که آیا قیمت مواد غذایی در میان استان‌های ایران همگرا هستند یا خیر؟ پاسخگویی به این پرسش می‌تواند نشان دهد که آیا بازار مواد غذایی یکپارچه هستند و هرگونه انحراف در قیمت‌ها به سرعت تعدیل می‌شود یا خیر؟ بنابراین، هدف از انجام این مطالعه، بررسی همگرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها در میان استان‌های ایران می‌باشد تا به این طریق، امکان حذف تفاوت‌های قیمتی در بلندمدت ارزیابی شود و همگنی پویایی‌های سطح عمومی قیمت مواد غذایی در میان مناطق تجزیه و تحلیل گردد.

پژوهش پیش‌رو در پنج بخش سازماندهی شده است. بعد از مقدمه مطرح شده، در بخش دوم ادبیات موضوع که شامل مبانی نظری و مطالعات تجربی صورت گرفته در این زمینه می‌باشد، ارائه می‌شود. سپس در بخش سوم، روش تحقیق و سازوکار شناسایی چگونگی همگرایی تشریح خواهد شد. علاوه بر آن، داده‌ها و شواهد اولیه مطرح و مورد واکاوی قرار می‌گیرد. در ادامه، در بخش چهارم و پنجم، نتایج بررسی‌ها مطرح و مهم‌ترین دلالت‌های سیاستی مبتنی بر آن ارائه می‌گردد.

۲- ادبیات تحقیق

۲-۱- مبانی نظری تحقیق

مبنای نظری همگرایی قیمت‌ها، قانون قیمت واحد^۱ می‌باشد که بر اساس آن، در بازارهای کاملاً یکپارچه با چشم‌پوشی از هزینه‌های حمل و نقل، در غیاب محدودیت‌های تجاری و غیرتجاری و بیان قیمت‌ها با واحد پولی مشابه؛ کالاهای همگن در مناطق مختلف به قیمت‌های یکسانی فروخته می‌شوند (Lindenblatt & Feuerstein, 2015: 836). با وجود صراحت قانون قیمت واحد، شواهد تجربی همگرایی قیمت‌ها را در بررسی‌های بین‌کشوری تأیید نمی‌کند (Sarno & Taylor, 2002: 76؛ Wimanda, 2009: 428). اما در درون یک کشور، انتظار می‌رود که قیمت‌ها در میان مناطق مختلف آن همگرا باشند زیرا خرید و فروش و جابه‌جایی نهاده‌ها و فراورده‌ها آزادانه‌تر انجام می‌گیرند، معاملات با محدودیت‌های کمتری مواجه می‌باشند، از ارز واحدی در معاملات استفاده می‌شود، سلیقه‌ها و آداب و رسوم مردم درجه مشابهت بیشتری دارند و سیاست‌های مختلف دولت به صورت کلان اجرا می‌شوند (Aginta, 2021: 2548؛ Wimanda, 2009: 429).

مطالعه همگرایی قیمت‌ها در ادبیات به طور سنتی، بیشتر بر بررسی اعتبار سه فرضیه متمرکز بوده است: اول، فرضیه همگرایی بتا^۲ می‌باشد که در دو شکل مطلق^۳ و مشروط^۴ مطرح شده است. این فرضیه در شکل مطلق بیان می‌دارد که سطوح قیمت‌ها در کل مناطق، مستقل از شرایط اولیه خود، در بلندمدت به یکدیگر همگرا می‌شوند. در حالی که شکل

1. Law of One Price

2. Beta Convergence Hypothesis

3. Absolute

4. Conditional

مشروط آن تأکید دارد سطوح قیمت‌ها در این مناطق در صورتی مستقل از شرایط اولیه خود در بلندمدت به یکدیگر همگرا می‌شوند که ویژگی‌های ساختاری آن‌ها از قبیل ترجیحات مصرف‌کنندگان، فناوری‌ها، نرخ رشد جمعیت، سیاست‌های دولت و ... با یکدیگر مشابه باشند. دوم، فرضیه همگرایی سیگما^۱ است که اگر پراکندگی قیمت‌ها در میان کل مناطق در طول زمان کاهش یابد، برقراری آن تأیید شده است (Galor, 1996: 1058; Hendajany et al., 2017: 20). سوم نیز فرضیه همگرایی تصادفی^۲ می‌باشد که بر ناپایداری شوک‌های قیمتی در یک منطقه نسبت به میانگین نمونه تحت مطالعه یا نسبت به منطقه‌ای دیگر دلالت دارد. بنابراین، تأیید وجود روندهای ایستا^۳ در شکاف میان قیمت یک منطقه با قیمت مبنا به معنی پذیرش فرضیه همگرایی تصادفی می‌باشد (Churchill et al., 2020).

علاوه بر سه فرضیه سنتی پیش‌گفته، برخی محققان، نوع دیگری از فرضیه همگرایی را ارائه کردند که مبتنی بر آن، همگرایی نه الزاماً در میان کل مناطق، بلکه می‌تواند در میان برخی از زیرگروه‌ها در بلندمدت وجود داشته باشد. هرچند که معمولاً این مناطق همگرا از نظر ویژگی‌های ساختاری و شرایط اولیه مشابه هستند اما این مهم شرط لازم نمی‌باشد. این نوع از همگرایی در ادبیات با عنوان فرضیه همگرایی باشگاهی^۴ مطرح می‌باشد (Galor, 1996: 1058; Aginta, 2020: 2848).

۲-۲- پیشینه تحقیق

۲-۲-۱- مطالعات خارجی

فرضیه همگرایی باشگاهی پس از ارائه، در مباحث مرتبط با همگرایی قیمت‌ها نیز مطرح و در پژوهش‌های خارجی متعددی مورد آزمون قرار گرفته است. مطالعه کای و همکاران^۵ (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای با استفاده از روش آزمون رگرسیون Log t و یک الگوریتم خوشه‌بندی، فرضیه همگرایی باشگاهی را در قیمت مسکن مناطق مختلف چین در دوره زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۷ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد که قیمت‌های منطقه‌ای مسکن با پویایی‌های ناهمگونی مواجه است که شواهدی از تقسیم‌بندی بازار مسکن ارائه می‌کند. علاوه بر این، چهار باشگاه همگرایی از مناطق مختلف چین با سطوح همگرایی متفاوت، شناسایی شدند. جانگام و همکاران (۲۰۲۱) نیز با استفاده از آزمون فیلیپس و سول، فرضیه همگرایی شاخص کل قیمت مصرف‌کننده و ۶ زیرگروه آن را در ۲۸ ایالت هند در بازه زمانی ۲۰۱۱-۲۰۱۲ تا ۲۰۱۷-۲۰۱۸ ارزیابی کرده‌اند. نتایج حاکی از واگرایی قیمت‌ها در میان کل ایالت‌های موردبررسی می‌باشد اما شواهدی از همگرایی باشگاهی در سراسر ایالت‌های هند در سطح شاخص کل و شاخص زیرگروه‌ها مشاهده شده است. آجینتا (۲۰۲۱)، با هدف شناسایی باشگاه‌های همگرایی در قیمت‌های منطقه‌ای در ۳۴ استان اندونزی، مطالعه‌ای را به انجام رساند. محقق در این پژوهش، از آزمون فیلیپس و سول و داده‌های شاخص قیمت ماهیانه مصرف‌کننده از ژانویه ۲۰۱۲ تا دسامبر ۲۰۱۹ بهره برده است. نتایج نشان می‌دهد که شاخص قیمت مصرف‌کننده در میان کل مناطق همگرا نمی‌باشند. اما چهار باشگاه همگرایی شناسایی شده است. همچنین، آجینتا (۲۰۲۰) در پژوهش دیگری، فرضیه همگرایی باشگاهی شاخص کل قیمت مصرف‌کننده و زیرگروه‌های آن را با استفاده از آزمون فیلیپس

1. Sigma Convergence Hypothesis
2. Stochastic Convergence Hypothesis
3. Stationary Trends
4. Club Convergence Hypothesis
5. Cai et al.

و سول در ۸۲ شهر اندونزی تجزیه و تحلیل کرده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که همگرایی کلی در داده‌های شاخص کل قیمت مصرف‌کننده وجود ندارد اما در عوض، شواهدی از همگرایی باشگاهی، قابل رؤیت است. علاوه بر این، محقق ویژگی‌هایی از قبیل تنوع در تعداد اعضا و تفاوت در ترکیب باشگاه‌ها در بین زیرگروه‌های شاخص قیمت مصرف‌کننده را برجسته می‌کند. کریستو و همکاران^۱ (۲۰۱۸) نیز در پژوهشی، فرضیه همگرایی باشگاهی قیمت‌ها را با استفاده از رویکرد فیلپس و سول در میان ۵۰ ایالت آمریکا در دوره زمانی ۱۹۶۰-۲۰۰۷ بررسی کرده‌اند. یافته‌های تحقیق، حاکی از رد همگرایی قیمت‌ها در میان کل ۵۰ ایالت مورد بررسی و وجود ۱۱ باشگاه همگرایی است. مبتنی بر این مطالعه، محققان درجه پایین یکپارچگی بازار در سراسر ایالت‌های آمریکا، محدودیت‌های استفاده از یک شاخص ضمنی برای محاسبه متغیرهای واقعی و تأثیرات متفاوتی که تصمیمات سیاست پولی ملی بر قیمت‌های ایالتی خواهد داشت را برجسته می‌کنند.

۲-۲-۲- مطالعات داخلی

در داخل کشور پژوهش‌های بسیار محدودی بر روی آزمون فرضیه همگرایی باشگاهی متمرکز بوده‌اند. در این میان، بالونژادنوری و رفعت میلانی (۱۴۰۲) در مطالعه‌ای، پویایی‌های همگرایی باشگاهی قیمت مسکن در مناطق مختلف شهر تهران را تجزیه و تحلیل کرده‌اند. برای این منظور، از روش آزمون رگرسیون $\text{Log } t$ و داده‌های قیمت در دو بازه زمانی نبود جهش قیمت (۱۳۹۶-۱۳۹۱) و بروز جهش قیمت مسکن (۱۴۰۰-۱۳۹۷) استفاده کردند. مبتنی بر نتایج، در این دو بازه زمانی، فرضیه صفر وجود همگرایی در کل نمونه رد نخواهد شد. علاوه بر این، وجود همگرایی باشگاهی در هریک از بازه‌های زمانی مورد تأیید است. بر این اساس، در دوره ۱۳۹۱ - ۱۳۹۶، مناطق شهر تهران در سه باشگاه طبقه‌بندی شده‌اند اما در دوره ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۰، رفتار قیمت در مناطق شهر تهران تغییر کرده است و تمام مناطق شهر تهران در قالب یک باشگاه قرار گرفته و به یک وضعیت تعادل همگرا شده‌اند. محمدی و همکاران (۱۴۰۰) با استفاده از آزمون فیلپس و سول، فرضیه همگرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده استان‌های ایران را در بازه زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵ بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که با وجود مشابهت‌های فراوان میان مناطق، فرضیه همگرایی سطح قیمت‌ها در کل استان‌ها مورد تأیید نیست. با این حال، می‌توان استان‌های کشور را در میان سه خوشه قرار داد، به طوری که درون هر خوشه فرضیه همگرایی برقرار باشد. ۱۹ استان در خوشه اول، ۳ استان در خوشه دوم و ۴ استان در خوشه سوم وجود دارند و استان تهران نیز یک گروه غیرهمگرا را تشکیل می‌دهد. سلامی و همکاران (۱۳۹۸) فرضیه همگرایی باشگاهی را بین استان‌های ایران بررسی کرده‌اند. متغیر مد نظر در این مطالعه، درآمد سرانه بوده و از رویکردهای مختلفی از قبیل آزمون ریشه واحد، همگرایی باشگاهی و آماره تجزیه و تحلیل خوشه‌ای استفاده شده است. در بخشی از نتایج، محققان مطرح کردند که همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران وجود ندارد. از این رو، واگرایی قوی از نظر درآمد سرانه، در میان استان‌های ایران مورد تأیید است. نصراللهی و همکاران (۱۳۹۷) در پژوهشی ارزیابی همگرایی باشگاهی بین کشور ایران و شرکای تجاری آن را طی دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۲ هدف قرار داده‌اند. در این پژوهش نیز از رویکرد آزمون رگرسیون $\text{Log } t$ استفاده

1. Christou et al.

شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که برقراری همگرایی باشگاهی درآمدی میان ایران و برخی از شرکای تجاری آن از قبیل بلیز، الجزایر، مصر، فیجی، گواتمالا، هندوراس، هند، کرباتی، مراکش، نیکاراگوئه، سوازیلند، تایلند، تونگا، تونس و ویتنام مورد تأیید می‌باشد.

با نگاهی به مطالعات گذشته در خارج از کشور می‌توان دریافت که در بسیاری از آن‌ها فرضیه همگرایی باشگاهی با استفاده از انواع شاخص‌های قیمتی از قبیل شاخص قیمت مصرف‌کننده کل و شاخص قیمت زیرگروه‌ها (غذا، سوخت، مسکن، دخانیات، پوشاک و ...) آزمایش شده است. در این مطالعات، همگرایی باشگاهی با استفاده از آزمون فیلیپس و سول^۱ تجزیه و تحلیل شده است. نتایج نشان می‌دهد که با وجود رد فرضیه همگرایی شاخص‌های قیمت در میان کل مناطق (شهرها و استان‌ها)، وجود باشگاه‌های همگرا مورد تأیید است. با این حال، تعداد و ترکیب باشگاه‌ها متغیر می‌باشد اما با بررسی پژوهش‌های داخلی به نظر می‌رسد که الزام انجام مطالعات بیشتر در این حوزه وجود دارد. انجام نشدن مطالعه در مورد زیرگروه‌های قیمت، یکی از این دلایل خواهد بود. با توجه به سهم ۴۵ درصدی مواد غذایی از کل هزینه‌های زندگی در مناطق روستایی که بیش از ۳۷ درصد از مردم ایران را در خود جای داده‌اند و البته سهم ۳۰ درصدی این شاخص در مناطق شهری که تقریباً ۶۳ درصد جمعیت کل کشور را شامل می‌شود (طبق آمارهای ارائه شده مرکز آمار ایران) که اهمیت بالایی مواد غذایی در سبد هزینه‌ای مردم ایران را متذکر می‌شود و وجود خلأ مطالعاتی در زمینه بررسی همگرایی باشگاهی قیمت مواد غذایی در میان مناطق کشور، پژوهش پیش‌رو در تلاش است تا به این مهم بپردازد.

۳- روش‌شناسی تحقیق

۳-۱- روش تحقیق

به منظور تجزیه و تحلیل همگرایی شاخص قیمت مواد غذایی در میان استان‌های ایران، در پژوهش پیش‌رو از رویکرد اقتصادسنجی فیلیپس و سول^۲ (۲۰۰۷) استفاده می‌شود. این رویکرد بر روی آزمون فرضیه همگرایی و شناسایی باشگاه‌های همگرایی، متمرکز می‌باشد. برای تشریح این رویکرد، مشاهدات مرتبط با شاخص قیمت مواد غذایی که ساختار آن از نوع داده‌های تلفیقی^۳ می‌باشد و با y_{it} نمایش داده می‌شود را در نظر بگیرید. در این بیان، i بیانگر استان‌های ایران و t نیز نشان دهنده زمان می‌باشد. نقطه آغاز رویکرد فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، تجزیه متغیر y_{it} به اجزای قاعده‌مند^۴ و گذرا^۵ می‌باشد که به ترتیب با g_{it} و d_{it} نشان داده می‌شود. برای این منظور، به طور معمول از رویکردهای تجزیه‌سازی^۶ از قبیل فیلتر هودریک-پرسکات^۷ (۱۹۹۷) استفاده خواهد شد بنابراین، می‌توان متغیر y_{it} را به صورت رابطه (۱) تعریف کرد:

$$y_{it} = g_{it} + d_{it} \quad (1)$$

-
1. Phillips and Sul
 2. Phillips & Sul
 3. Panel Data
 4. Systematic
 5. Transitory
 6. Decomposition
 7. Hodrick-prrescott Filter

در ادامه، رابطه (۱) با ضرب در $\frac{\mu_t}{\mu_t}$ به گونه‌ای بازنویسی می‌گردد که دو مؤلفه مشترک^۱ و منحصر به فرد^۲ مناطق از یکدیگر تفکیک شوند.

$$y_{it} = \left(\frac{g_{it} + d_{it}}{\mu_t} \right) \mu_t = \delta_{it} \mu_t \quad (2)$$

در رابطه (۲)، دو مؤلفه μ_t و δ_{it} وجود دارند که وجه تشابه آن‌ها قابلیت متغیر در زمان^۳ می‌باشد اما مؤلفه μ_t بیانگر یک تابع روند وضعیت - پایدار مشترک^۴ می‌باشد که به یک تعادل مشابه برای تمام استان‌ها اشاره دارد. به عبارت دیگر، نماینده ویژگی‌هایی است که در میان تمام استان‌ها یکسان است بنابراین باید بر مؤلفه δ_{it} متمرکز شد که مسیر گذار^۵ هریک از استان‌ها را به سمت نقطه تعادل منحصر به فردشان نشان می‌دهد. در واقع، ویژگی‌هایی را نمایندگی می‌کند که خاص هریک از استان‌ها هستند. فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، پویایی‌های مؤلفه δ_{it} را با تصریح نیمه پارامتریک^۶ رابطه (۳) نشان دادند:

$$\delta_{it} = \delta_i + \frac{\sigma_i \xi_{it}}{\log(t) t^\alpha} \quad (3)$$

در رابطه (۳)، δ_i ناهمگنی مستقل از زمان استان‌ها، σ_i انحراف استاندارد مقطعی^۷ متغیر تحت بررسی و ξ_{it} یک فرایند وابسته به زمان با میانگین صفر و واریانس یک در میان استان‌ها می‌باشد. α نیز نرخ همگرایی بوده که اندازه آن ماهیت همگرایی را نشان می‌دهد. از این رو، به ازای تمام مقادیر $\alpha \geq 0$ همگرایی δ_{it} به سمت مقدار δ_i تضمین شده است. بر این اساس، می‌توان فرضیه صفر و جایگزین را به صورت زیر ایجاد کرد:

$$\begin{cases} H_0: \delta_i = \delta \text{ and } \alpha \geq 0 \\ H_1: \delta_i \neq \delta \text{ for } \forall i \text{ or } \alpha < 0 \end{cases} \quad (4)$$

به منظور آزمون فرضیه بالا، فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، به جای تمرکز بر متغیر y_{it} ، مقدار استاندارد شده آن را که گذار نسبی، h_{it} ، می‌نامند، توصیه کرده‌اند. این متغیر که از تقسیم متغیر y_{it} بر میانگین استان‌ها در آن دوره زمانی حاصل می‌شود، حاکی از رفتارهای متمایز یک استان خاص نسبت به میانگین استان‌های مورد بررسی می‌باشد و به صورت رابطه (۵) تعریف می‌شود:

$$h_{it} = \frac{y_{it}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_{it}} = \frac{\delta_{it}}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \delta_{it}} \quad (5)$$

-
1. Common
 2. Idiosyncratic
 3. Time-Varying
 4. Common Steady-State Trend Function
 5. Transition Path
 6. Semi-Parametric
 7. Cross-Sectional Standard Deviation

همان‌طور که در رابطه (۵) قابل مشاهده است در متغیر گذار نسبی، h_{it} ، مؤلفه مشترک، μ_t ، از صورت و مخرج حذف شده است. بنابراین، همگرایی متغیر y_{it} زمانی اتفاق می‌افتد که متغیر گذار نسبی، h_{it} ، به سمت یک میل کند. در این صورت، واریانس h_{it} که در رابطه (۶) ارائه شده است، به سمت صفر میل می‌کند.

$$H_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2 \quad (6)$$

حال اگر همگرایی شاخص قیمت مواد غذایی در میان استان‌های ایران به صورت کاهش واریانس h_{it} در طول زمان تفسیر شود، در نتیجه واریانس ابتدای دوره نسبت به دوره‌های بعد، بزرگ‌تر خواهد بود. به همین دلیل، نسبت واریانس دوره اول به واریانس دوره‌های بعد، $\frac{H_1}{H_t}$ ، که از آن تحت عنوان نسبت واریانس مقطعی^۱ یاد می‌شود، در طول زمان افزایش می‌یابد. بنابراین، در صورتی استان‌های مختلف در طول زمان همگرا خواهند بود که در برازش نسبت $\frac{H_1}{H_t}$ یا لگاریتم آن بر روی زمان یا لگاریتم زمان، ضریب برآوردی مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار باشد:

$$\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) = a + b \log t + \varepsilon_t \quad (7)$$

فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، در راستای برقراری قطعی خصوصیات مجانبی در الگوی (۷)، عبارت $\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right)$ را با عبارت $\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2 \log \log t$ جایگزین کردند.

$$\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2 \log \log t = a + b \log t + \varepsilon_t \quad (8)$$

الگوی (۸) که به رگرسیون $\log t$ معروف است، نسبت به ایجاد خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس مقاوم می‌باشد. در بین ضرایب برآورد شده در این الگو، رابطه $b = 2\hat{\alpha}$ برقرار است. $\hat{\alpha}$ نیز برآورد حداقل مربعات α در معادله (۳) می‌باشد. رگرسیون $\log t$ بعد از حذف بخشی از مشاهدات نمونه تحت بررسی، برآورد می‌شود. به توصیه فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، برآوردها بر اساس نمونه‌ای انجام می‌گیرد که دوره اول آن معادل جزء صحیح عبارت r^*T می‌باشد. در نتیجه نمونه مورد استفاده در برآوردها شامل مشاهدات $t = [rT], [rT] + 1, [rT] + 2, \dots, T$ خواهد بود. پارامتر r نسبتی ثابت است و معمولاً برابر با $\frac{1}{3}$ فرض می‌شود و T نیز بیانگر کل حجم نمونه مورد مطالعه می‌باشد.

حال اگر آماره آزمون t یک طرفه^۲ ضریب b که با t_b نشان داده می‌شود از مقدار بحرانی آن در سطح معنی‌داری پنج درصد (۱/۶۵-) کوچک‌تر باشد، فرضیه صفر همگرایی شاخص قیمت مواد غذایی در میان کل استان‌های ایران رد می‌شود. با این حال، هنگامی که همگرایی در کل استان‌ها وجود ندارد ممکن است نوعی از همگرایی به شکل همگرایی جزئی در میان زیرمجموعه‌ای از استان‌ها وجود داشته باشد که با عنوان همگرایی باشگاهی شناخته می‌شود. در این حالت، فیلیپس و سول (۲۰۰۷) سازوکار مبتکرانه‌ای را برای بررسی امکان همگرایی باشگاهی ارائه کرده‌اند که در بخش بعد تشریح می‌گردد.

1. Cross Sectional Variance Ratio
2. One-Sided

در نهایت، همان‌طور که فیلیپس و سول (۲۰۰۷) نشان دادند، علامت و بزرگی ضریب $\hat{b}$ در معادله (۸) بر الگوهای همگرایی متفاوتی که با اندازه α در ارتباط هستند، دلالت دارد. در صورتی که $\hat{b} < 0$ باشد (یعنی $\alpha < 0$) الگو واگرا خواهد بود. هنگامی که $0 \leq \hat{b} \leq 2$ باشد (یعنی $0 < \alpha < 1$) الگو بر همگرایی در نرخ رشد شاخص قیمت (به معنی همگرایی نسبی) تأکید دارد و هنگامی که $\hat{b} \geq 2$ باشد (یعنی $\alpha \geq 1$) الگو بر همگرایی در سطوح (به معنی همگرایی مطلق) تأکید دارد. در پژوهش حاضر، مطابق با پژوهش فیلیپس و سول (۲۰۰۷) و جانسون (۲۰۲۰)، با توجه به مقدار $\hat{b}$ ، فرایند همگرایی می‌تواند در سطح شاخص قیمت مواد غذایی یا در نرخ تورم آن در طول زمان اتفاق بیفتد.

۲-۳- سازوکار شناسایی باشگاه‌های همگرایی

در صورت رد فرضیه همگرایی شاخص قیمت مواد غذایی در میان کل استان‌های ایران، بر اساس برآورد مکرر رگرسیون $\log t$ مطابق با فرایند ارائه‌شده فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، اقدام به شناسایی باشگاه‌های همگرایی می‌شود. این رویکرد در مطالعات متعددی از قبیل کای و همکاران (۲۰۲۲)، مینو و همکاران (۲۰۲۱)، آجینتا (۲۰۲۰) و تومال (۲۰۱۹) مورد استفاده قرار گرفته است. برای این منظور، اجرای شش گام ضرورت دارد.

گام اول: حذف نوسانات کوتاه‌مدت داده‌ها؛ با توجه به اینکه همگرایی مفهومی بلندمدت است، بنابراین، ضرورت دارد تا نوسانات کوتاه‌مدت از مؤلفه بلندمدت سری زمانی موردبررسی تفکیک شود و بر روی مؤلفه بلندمدت تمرکز گردد. بی‌توجهی به این نکته، توان آزمون همگرایی باشگاهی ارائه‌شده فیلیپس و سول (۲۰۰۷) را تقلیل می‌دهد. همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد برای این منظور، از فیلتر هودریک-پرسکات استفاده خواهد شد.

گام دوم: مرتب‌سازی مقاطع مبتنی بر مشاهده نهایی: استان‌های ایران بر اساس مقدار آخرین مشاهده از شاخص قیمت مصرف‌کننده زیربخش خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها (اسفند ۱۳۹۹) به‌طور نزولی مرتب می‌شوند.

گام سوم: ایجاد گروه هسته^۳ در میان مقاطع: بر اساس رتبه‌بندی صورت گرفته، تعداد k استان اول ($2 \leq k < N$) که بالاترین مقدار شاخص قیمت مصرف‌کننده زیربخش خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها را دارند، انتخاب می‌شوند و رگرسیون $\log t$ با بکارگیری مشاهدات آن‌ها برازش خواهد شد. با مقایسه $t_{\hat{b}}$ در هریک از این رگرسیون‌ها ($t_{\hat{b}}(k)$) و مقدار بحرانی $-1/65$ - فرضیه همگرایی میان k استان اول بررسی می‌گردد. از میان گروه‌های تشکیل‌شده (C_k)، گروهی که بالاترین مقدار $t_{\hat{b}}$ را داشته است (با شرط $t_{\hat{b}}$ بزرگ‌تر از $-1/65$)، با تعداد k^* عضو به‌عنوان گروه هسته مد نظر قرار می‌گیرد که با نماد C_{k^*} نشان داده می‌شود. به عبارت دیگر، فرایند افزودن مقاطع به گروه تا جایی که $t_{\hat{b}}(k^*) > t_{\hat{b}}(k^* - 1)$ می‌باشد، ادامه پیدا می‌کند.

گام چهارم: شناسایی اعضای جدید گروه هسته در میان مقاطع: پس از تشکیل گروه هسته، از میان $N - k^*$ استان باقیمانده، مراحل شناسایی سایر اعضای باشگاه همگرایی اول انجام می‌گیرد. به این صورت که هر بار یکی از استان‌های خارج از گروه هسته به آن افزوده می‌شود و برازش رگرسیون $\log t$ انجام می‌گیرد. سپس، هرکدام از این

1. Maynou et al.

2. Tomal

3. Core Group

استان‌ها که مقدار t_B آن‌ها از مقدار بحرانی بیشتر بود، عضو جدید گروه هسته خواهد بود. به عقیده فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، مقدار بحرانی در این گام می‌تواند معادل صفر (برای دوره‌های زمانی کم) یا $-1/65$ (برای دوره‌های زمانی زیاد) لحاظ گردد که به منظور کاهش احتمال گنجاندن غلط یک استان در باشگاه موردنظر، مقدار، صفر در نظر گرفته می‌شود. در پایان این گام، نخستین باشگاه همگرایی C_1^* تشکیل خواهد شد که بزرگ‌تر یا مساوی k^* عضو خواهد داشت.

گام پنجم: قاعده توقف و بازگشت: پس از تشکیل باشگاه همگرایی اول، گام‌های اول تا چهارم برای استان‌های باقی‌مانده تکرار خواهد شد تا در صورت وجود باشگاه‌های همگرایی دیگر، شناسایی گردند. در صورت شناسایی نشدن باشگاه همگرایی جدید، می‌توان نتیجه گرفت که استان‌های باقی‌مانده، واگرا هستند.

گام ششم: بررسی امکان ادغام باشگاه‌های همگرایی و تشکیل باشگاه بزرگ‌تر: از آن جایی که معیار غربال‌گری مد نظر در گام سوم ($t_B \geq 0$) بسیار محافظه‌کارانه است، ممکن است رویکرد خوشه‌بندی شرح داده‌شده، تعداد باشگاه‌های همگرایی را بیش از واقعیت بیان کند. برای جلوگیری از چنین برآورد بیش‌ازحدی، رگرسیون‌های $\log t$ در میان زیرگروه‌ها نیز اجرا می‌شود تا از طریق مقایسه مقدار t_B و مقدار بحرانی $-1/65$ ، شواهدی از ممکن نبودن ادغام باشگاه‌ها در باشگاه‌های بزرگ‌تر ایجاد گردد. این مهم بر اساس الگوریتم ادغام باشگاهی^۱ ارائه‌شده فیلیپس و سول (۲۰۰۹) اجرا می‌شود.

اطلاعات آماری مورد استفاده در این مطالعه شامل شاخص قیمت مصرف‌کننده خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها به تفکیک استان‌های ایران می‌باشد که با تواتر ماهانه در بازه زمانی فروردین ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۹۹ گردآوری شده است. مرکز تهیه و انتشار این اطلاعات، بانک مرکزی ایران و سال پایه آن ۱۳۹۵ می‌باشد.

۴- نتایج و تحلیل یافته‌های تحقیق

۴-۱- آماره‌های توصیفی

پیش از انجام آزمون همگرایی باشگاهی، از طریق تحلیل اکتشافی داده‌ها^۲ سعی خواهد شد تا بینش اولیه مناسبی از ویژگی‌های آن‌ها ایجاد گردد. به نظر می‌رسد ذکر این نکته ضروری باشد که فروردین ۱۳۸۳ به عنوان دوره پایه مد نظر قرار گرفته است و مقدار شاخص در این دوره برابر با ۱۰۰ می‌باشد. نگاهی به آمار توصیفی داده‌ها که در جدول ۱ آمده است، نشان می‌دهد که استان‌های خراسان شمالی، بوشهر و همدان به طور میانگین در طول دوره مورد بررسی، بالاترین میزان شاخص قیمت مصرف‌کننده مواد غذایی را در میان استان‌های کشور داشته‌اند. این مهم می‌تواند این حقیقت را آشکار سازد که مردم این استان‌ها به طور نسبی، فشار تورمی بیشتری را در حوزه مواد غذایی متحمل شده‌اند. از سوی دیگر، سه استان تهران، لرستان و هرمزگان کمترین میانگین شاخص قیمت مصرف‌کننده مواد غذایی را ثبت کرده‌اند. نکته بسیار مهم در این رابطه، حضور استان تهران به عنوان پایتخت کشور در جایگاه آخر لیست مذکور می‌باشد.

1. Club Merging Algorithm
2. Exploratory data analysis

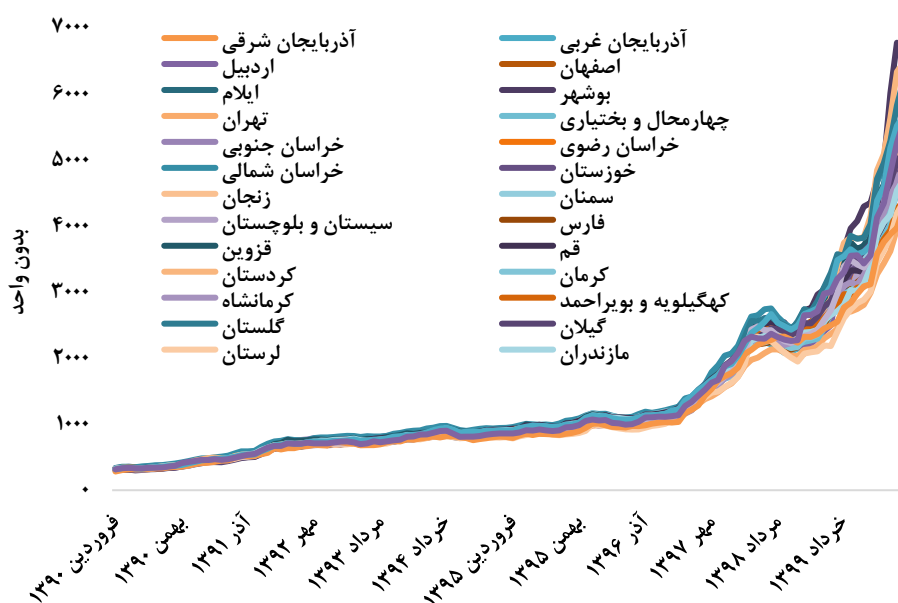
جدول ۱. آماره‌های توصیفی شاخص قیمت مصرف‌کننده مواد غذایی طی دوره زمانی فروردین ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۹۹ (فروردین ۱۳۸۳=۱۰۰) - بدون واحد

استان	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	تعداد مشاهدات
آذربایجان شرقی	۸۲۷	۹۲۶	۴۷۷۵	۲۰۴
آذربایجان غربی	۸۰۹	۹۲۰	۴۸۹۰	۲۰۴
اردبیل	۸۱۴	۹۰۳	۴۶۱۱	۲۰۴
اصفهان	۸۴۷	۹۷۵	۵۲۳۷	۲۰۴
ایلام	۸۱۸	۹۱۷	۴۵۵۵	۲۰۴
بوشهر	۹۰۰	۱۱۷۲	۶۷۷۳	۲۰۴
تهران	۷۴۷	۷۹۹	۴۰۹۶	۲۰۴
چهارمحال و بختیاری	۸۰۶	۸۹۵	۴۶۱۸	۲۰۴
خراسان جنوبی	۸۶۳	۹۸۱	۴۹۴۱	۲۰۴
خراسان رضوی	۸۴۴	۹۶۳	۵۰۰۸	۲۰۴
خراسان شمالی	۹۱۷	۱۰۸۴	۵۶۷۷	۲۰۴
خوزستان	۸۳۹	۹۸۵	۵۰۱۲	۲۰۴
زنجان	۸۲۰	۹۷۹	۵۱۵۹	۲۰۴
سمنان	۸۷۱	۱۰۳۵	۵۴۷۷	۲۰۴
سیستان و بلوچستان	۸۰۴	۹۲۴	۴۸۷۷	۲۰۴
فارس	۸۰۳	۹۱۱	۴۶۹۴	۲۰۴
قزوین	۸۸۳	۱۰۵۶	۵۵۷۶	۲۰۴
قم	۸۵۷	۹۶۸	۴۷۲۸	۲۰۴
کردستان	۸۶۶	۱۱۱۵	۶۴۷۳	۲۰۴
کرمان	۷۹۸	۹۱۱	۴۸۲۹	۲۰۴
کرمانشاه	۸۰۳	۹۳۷	۴۸۴۷	۲۰۴
کهگیلویه و بویراحمد	۸۲۰	۸۹۸	۴۳۹۰	۲۰۴
گلستان	۸۷۷	۱۱۱۹	۶۲۱۴	۲۰۴
گیلان	۸۳۴	۹۹۹	۵۱۲۰	۲۰۴
لرستان	۷۵۳	۸۲۵	۴۳۷۲	۲۰۴
مازندران	۸۲۷	۹۱۰	۴۷۱۰	۲۰۴
مرکزی	۸۳۰	۹۹۷	۵۴۳۱	۲۰۴
هرمزگان	۷۶۹	۸۵۶	۴۲۷۸	۲۰۴
همدان	۸۸۵	۱۰۶۳	۵۶۷۱	۲۰۴
یزد	۸۵۱	۱۰۱۲	۵۵۷۳	۲۰۴

منبع: یافته‌های تحقیق

از لحاظ انحراف معیار نیز که بیانگر نوسانات تورمی بیشتر در قیمت خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها می‌باشد، سه استان بوشهر، گلستان و کردستان در صدر و سه استان تهران، لرستان و هرمزگان در قعر فهرست بوده‌اند. به عبارت دیگر، در

سه استان بوشهر، گلستان و کردستان، ریسک قیمتی تأمین غذا و آشامیدنی‌ها بالاتر از سایر استان‌ها بوده است. با نگاهی به مقادیر حداکثر شاخص قیمت مصرف‌کننده مواد غذایی می‌توان اذعان داشت که سه استان بوشهر، کردستان و گلستان، سه استان بالای لیست بوده‌اند. علاوه بر بررسی آماره‌های توصیفی شاخص قیمت مصرف‌کننده مواد غذایی، تحلیل روند این متغیر در نمودار (۲) می‌تواند برخی از حقایق نهفته در داده‌ها را آشکار سازد.



نمودار ۲. روند شاخص قیمت مصرف‌کننده خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها (فروردین ۱۳۸۳=۱۰۰)

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در (نمودار ۲) قابل مشاهده است، شاخص قیمت مصرف‌کننده خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها در کل استان‌های ایران، تغییرات قابل توجهی داشته و روندی صعودی را تجربه کرده است. علاوه بر این نکته، با وجود سطح یکسان شاخص در میان استان‌های کشور به سبب انتخاب دوره پایه (فروردین ۱۳۸۳)، اندازه آن در طول دوره موردبررسی با شدت متفاوتی تغییر داشته است. این مهم سبب شده است تا حرکت قیمت‌ها در طول دوره‌های بعدی، تغییرپذیری کم‌وبیش متفاوتی را نشان دهد که می‌تواند یک دلالت اولیه در مورد الگوی انتقال ناهمگن در پویایی‌های قیمت منطقه‌ای ارائه دهد.

۴-۲- شناسایی باشگاه‌های همگرایی

در ابتدا، مبتنی بر آزمون $\log t$ (معادله (۸))، فرضیه همگرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده گروه محصول خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها در میان کل استان‌های ایران، ارزیابی شده که نتایج این بررسی در سطر اول (جدول ۲) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، آماره محاسباتی آزمون t یک طرفه، معادل با $۵/۹۷$ - می‌باشد که با توجه به مقدار بحرانی $۱/۶۵$ - برای آن، می‌توان فرضیه صفر همگرایی را در سطح اطمینان پنج درصد رد کرد. این نتیجه، بیانگر حرکت نکردن

شاخص قیمت مصرف کننده گروه محصول خوراکی ها و آشامیدنی ها در میان ۳۰ استان کشور، به سمت یک تعادل واحد می باشد. اما با وجود فقدان وضعیتی پایدار از همگرایی در میان کل استان ها، امکان همگرایی زیرمجموعه هایی از آن ها که در ادبیات با عنوان باشگاه های همگرا شناخته می شوند، همچنان باقی است. بررسی فرضیه اخیر، با توجه به آنچه در بخش های پیشین تشریح شد، در چهارچوب سازوکار فیلیپس و سول (۲۰۰۷) بررسی شده است که نتایج اجرای آن، تشکیل چهار باشگاه اولیه بوده است. معنی دار نبودن ضرایب برآوردی برای این باشگاه ها در سطح اطمینان پنج درصد مبتنی بر آزمون t یک طرفه، نشان می دهد که این ضرایب از لحاظ آماری به طور معنی داری با صفر فاصله ندارند. چهار باشگاه اولیه به ترتیب ۲، ۴، ۱۸ و ۴۱ عضو دارند. شایان ذکر است که دو استان کشور در گروه واگرا قرار دارند.

در ادامه، با استفاده از الگوریتم ادغام باشگاهی شرح داده شده در بخش قبل، امکان ایجاد باشگاه های همگرایی بزرگ تر بررسی خواهد شد. مبتنی بر نتایج، باشگاه های اولیه یک و دو می توانند برای تشکیل باشگاه همگرایی جدید با یکدیگر ادغام شوند زیرا در این مورد آماره محاسباتی، معادل با $1/3$ می باشد که با توجه به مقدار بحرانی $1/65$ - برای آن، امکان رد فرضیه صفر همگرایی در سطح اطمینان پنج درصد وجود ندارد. بنابراین، شواهد روشنی از امکان ادغام باشگاه های اولیه یک و دو وجود دارد.

در نهایت سه باشگاه همگرایی نهایی با ۴، ۱۸ و ۱ عضو و یک گروه واگرا با ۲ عضو تشکیل شده اند. در نتیجه، می توان عنوان کرد که در طول دوره مورد بررسی، تغییرات قیمت خوراکی ها و آشامیدنی ها در میان ۳۰ استان ایران را می توان در سه روند رایج گروه بندی کرد. دو استان نیز روندی متفاوت داشته و هیچگونه شواهدی از همگرایی آن ها با سایر استان ها مشاهده نشده است. مبتنی بر طبقه بندی نهایی قابل مشاهده در بخش دوم جدول ۲، اظهار نظر در رابطه با نوع همگرایی (همگرایی نسبی یا مطلق) در شاخص قیمت مواد غذایی امکان پذیر خواهد بود. اندازه ضریب b در باشگاه اول و سوم به ترتیب برابر با $0/28$ و $0/06$ - می باشد اما از لحاظ آماری با صفر متفاوت نخواهد بود بنابراین می توان اشاره کرد که همگرایی در این دو باشگاه، از نوع همگرایی نسبی بوده است. علاوه بر این، با توجه به اندازه ضریب b باشگاه دوم ($0/75$) و قرارگیری آن در بازه صفر تا دو، همگرایی شاخص قیمت مواد غذایی در این باشگاه نیز از نوع همگرایی نسبی می باشد. بر این اساس، استان های موجود در این باشگاه هم، در نرخ رشد (تورم) همگرا خواهند شد و همگرایی آن ها در سطح شاخص قیمت مواد غذایی (همگرایی مطلق) رد می گردد.

جدول ۲. نتایج آزمون همگرایی باشگاهی

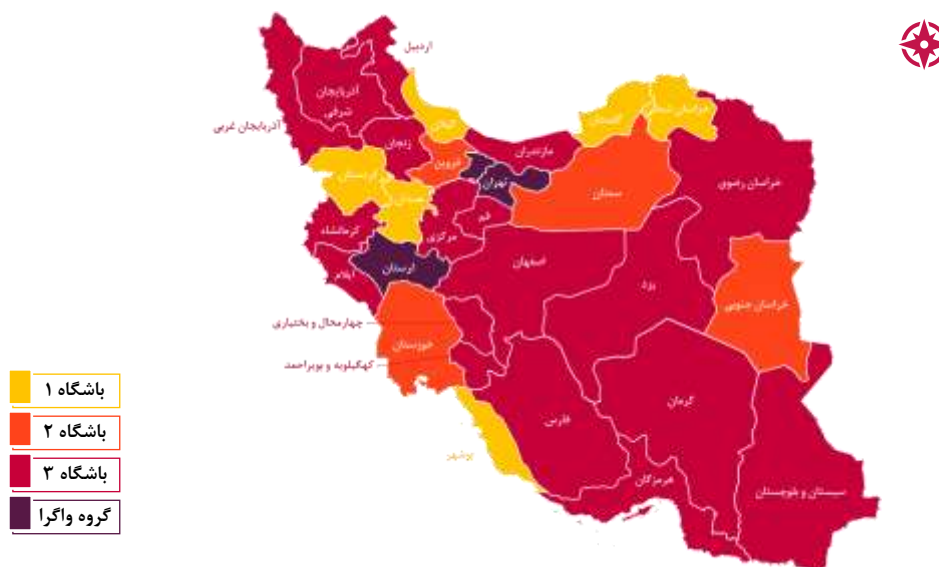
طبقه بندی اولیه استان ها			آزمون ادغام باشگاه ها		
باشگاه	تعداد اعضا	ضریب	انحراف معیار	آماره t	ضریب
کل استان ها	۳۰	$-1/38$	$0/23$	$-5/97^*$	
۱	۲	$-0/69$	$0/54$	$-1/29$	$-0/28$
۲	۴	$0/24$	$0/16$	$1/49$	$0/22$
۳	۴	$0/75$	$0/13$	$5/76$	
۴۴	۱۸	$-0/06$	$0/05$	$-1/10$	
گروه واگرا	۲	$-2/95$	$1/43$	$-2/06^*$	

طبقه‌بندی نهایی			آزمون ادغام باشگاه‌ها		
نهایی	اولیه	تعداد اعضا	ضریب	انحراف معیار	آماره t
۱	۲ و ۱	۶	-۰/۲۸	۰/۲۲	-۱/۳۰
			-۰/۵۴	۰/۰۷	-۶/۶*
۲	۳	۴	۰/۷۵	۰/۱۳	۵/۶۷
			-۰/۵۹	۰/۰۴	-۱۳/۱۸*
۳	۴	۱۸	-۰/۰۶	۰/۵۰	-۱/۱۰
گروه واگرا	۲	۲	-۲/۹۵	۱/۴۳	*-۲/۰۶

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۴- اعضای باشگاه‌ها، توزیع مکانی باشگاه‌های همگرایی و وضعیت نرخ تورم مواد غذایی در آن‌ها

در این بخش، اعضای باشگاه‌ها، توزیع مکانی باشگاه‌های همگرایی و وضعیت نرخ تورم مواد غذایی در آن‌ها ارائه شده است. همان‌طور که در شکل (۱) مشاهده می‌شود، استان‌های بوشهر، کردستان، گلستان، گیلان، خراسان شمالی و همدان در باشگاه اول، خراسان جنوبی، خوزستان، سمنان و قزوین در باشگاه دوم و استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، خراسان رضوی، چهارمحال و بختیاری، کهگیلویه و بویراحمد، زنجان، مازندران، قم، مرکزی، کرمان، کرمانشاه، ایلام، فارس، سیستان و بلوچستان، هرمزگان و یزد در باشگاه سوم همگرایی قرار دارند. دو استان تهران و لرستان نیز روندهای قیمتی متفاوتی را در حوزه مواد غذایی تجربه می‌کنند.



نمودار ۳. توزیع مکانی باشگاه‌های همگرا در شاخص قیمت مواد غذایی

منبع: یافته‌های تحقیق

مبتنی بر (نمودار ۳) به نظر می‌رسد که الگوی تشکیل باشگاه‌های همگرایی استانی در نرخ رشد قیمت مواد غذایی، از نظم خاصی پیروی نمی‌کند. نکته حائز اهمیت همگرایی بودن استان تهران با سایر استان‌ها می‌باشد. مرجعیت سیاسی- اقتصادی این استان در کنار دلایلی از قبیل تمرکز بیشتر اجرای برنامه‌های توزیع مواد غذایی توسط دولت، نظارت همه‌جانبه‌تر بر کنترل قیمت‌ها و زیرساخت‌های مناسب‌تر بازاریابی مواد غذایی موجب شده است تا در پایتخت کشور، روند متفاوتی در شاخص قیمت مواد غذایی مشاهده گردد.

جدول ۳. نرخ تورم ماهانه مواد غذایی (درصد)

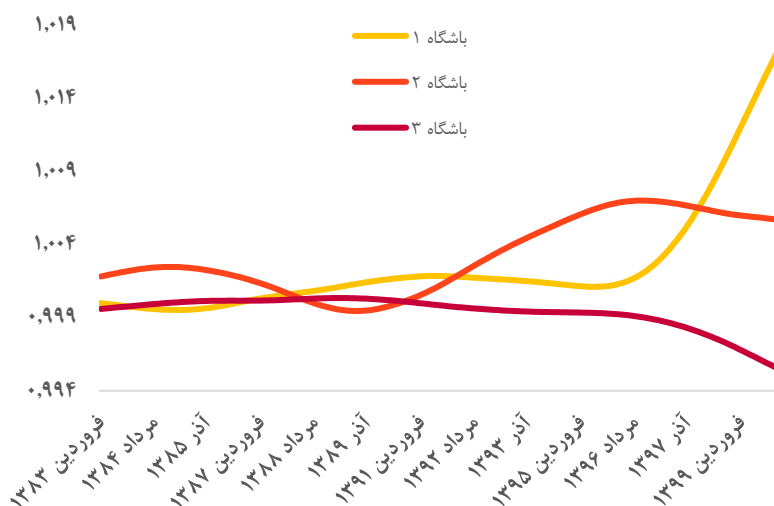
باشگاه‌ها	نرخ تورم ماهانه مواد غذایی (درصد)
۱	۲/۰۹
۲	۲/۰۲
۳	۱/۹۸
تهران	۱/۸۸
لرستان	۱/۹۴

با نگاهی به جدول (۳) که وضعیت نرخ تورم ماهانه مواد غذایی را نشان می‌دهد، می‌توان دریافت که باشگاه‌ها از این منظر نیز با یکدیگر متفاوت بوده‌اند. قیمت مواد غذایی در هر ماه به‌طور متوسط در طول دوره مورد مطالعه در باشگاه اول تا سوم همگرایی به ترتیب ۲/۰۹، ۲/۰۲ و ۱/۹۸ درصد افزایش داشته است. در حالی که نماگر تورم ماهانه در دو استان واگرا، مقدار پایین‌تری را نشان می‌دهد.

۴-۴- مسیر انتقال نسبی^۱ در باشگاه‌های همگرا

(نمودار ۴)، مسیر انتقال نسبی را در هریک از باشگاه‌های همگرا نشان می‌دهد. مبتنی بر این نمودار، شاخص قیمت خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها یا هزینه‌های بازاری سبد مواد غذایی برای باشگاه‌های همگرایی نسبت به میانگین استان‌های کشور با تغییرات قابل توجهی روبه‌رو بوده است. علاوه بر ناهمگنی مقطعی در میان باشگاه‌های همگرایی، هرکدام از آن‌ها در طول زمان نیز رفتارها و مسیرهای انتقال نسبی غیرثابتی را از شرایط اولیه خود در فروردین ۱۳۸۳ تجربه کرده‌اند. باشگاه اول همگرایی، دو دوره صعودی را تجربه کرده است. دوره اول، به تحولات قیمتی اواخر دهه ۹۰ برمی‌گردد و دوره دوم نیز وقایع آغاز سال ۱۳۹۶ و پس از آن، شروع التهابات ارزی را در ذهن متبادر می‌سازد. در این دو دوره، باشگاه اول همگرایی مسیری صعودی را به سمت تعادل جدید طی کرده است. در حالی که باشگاه دوم همگرایی، تغییر رفتار خود نسبت به میانگین کشور را از آغاز اجرای طرح هدف‌مندی یارانه‌ها داشته و تا سال ۱۳۹۶ ادامه پیدا کرده است. اما در

باشگاه سوم، روند مسیر انتقال نسبی تا ابتدای طرح تخصیص ارز ترجیحی به واردات کالاهای اساسی کم‌وبیش با ثبات بوده و پس از آن روندی کاهشی به خود گرفته است.



نمودار ۴. میانگین مسیرهای انتقال نسبی در باشگاه‌های همگرا

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه مسیر انتقال نسبی باشگاه‌ها در طول زمان، متفاوت است، می‌توان نتیجه گرفت که پویایی همه متغیرهایی که بر حرکت قیمت‌ها در هرکدام از آن‌ها تأثیر می‌گذارند، ناهمگن می‌باشد. به عبارت دیگر، مسیر انتقال نسبی متمایز، منعکس‌کننده ناهمگونی منطقه‌ای در پویایی قیمت مواد غذایی در ایران است.

۵- نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد‌های سیاستی

نظر به اهمیت سازوکار بازار در نظام‌های اقتصادی غیرکمونستی به منظور نیل اقتصاد به سوی کارآمدی بیشتر، آگاهی از نحوه رفتار قیمت‌ها و چگونگی تعدیل آن‌ها در طول زمان، ضروری می‌نماید زیرا درک بهتر آن می‌تواند سیاست‌گذاری‌های بخش عمومی را در راستای افزایش رفاه اجتماعی بهینه ساخته و جوامع را منتفع سازد. شکل‌گیری تفاوت‌های قیمتی در میان مناطق مختلف، پدیده‌ای است که به دلایل گوناگونی در اقتصادها مبتلا به خواهد بود. آنچه مهم می‌باشد، حذف این اختلافات در طول زمان است که در ادبیات با عنوان همگرایی قیمت‌ها شناخته می‌شود. بررسی این مهم به‌طور ویژه در حوزه مواد غذایی به دلیل نپرداختن محققان داخلی به آن، به‌عنوان هدف پژوهش پیش‌رو مطرح و پیگیری شده است. برای این منظور، با استفاده از اطلاعات شاخص قیمت مصرف‌کننده استان‌های ایران در گروه محصول خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها در بازه زمانی فروردین ۱۳۸۳ تا اسفند ۱۳۹۹ و به‌کارگیری رویکرد فیلپس و سول (۲۰۰۷)، همگرایی روندهای قیمتی بررسی شد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که حرکت شاخص قیمت مواد غذایی

در میان ۳۰ استان کشور، به سمت یک تعادل واحد نمی‌باشد. با این وجود شواهدی از همگرایی باشگاهی در میان استان‌های کشور یافت شد که مبتنی بر آن سه باشگاه همگرایی در نرخ تورم مواد غذایی با ۶ (بوشهر، کردستان، گلستان، گیلان، خراسان شمالی و همدان)، ۴ (خراسان جنوبی، خوزستان، سمنان و قزوین) و ۱۸ (آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، خراسان رضوی، چهارمحال و بختیاری، کهگیلویه و بویراحمد، زنجان، مازندران، قم، مرکزی، کرمان، کرمانشاه، ایلام، فارس، سیستان و بلوچستان، هرمزگان و یزد) عضو و یک گروه واگرا با ۲ عضو (تهران و لرستان) مشاهده شده است. علاوه بر این، مسیر انتقال نسبی استان‌ها در طول زمان در میان هریک از باشگاه‌ها متفاوت بوده است. بر این اساس، می‌توان تصدیق کرد که تأثیرات محرک‌های یکسان از قبیل سیاست‌گذاری کلان پولی و مالی، بر روندهای قیمتی متفاوت خواهد بود. نبود میل به حذف تمایزات قیمتی در حوزه مواد غذایی، منجر به شکل‌گیری شکاف فزاینده‌ای در بلندمدت می‌شود. بر این اساس، مسئله پرداخت یارانه‌های برابر در حوزه غذا میان استان‌های کشور در قالب سیاست‌هایی از قبیل تخصیص ارز ترجیحی به واردات کالاهای اساسی، پرداخت یارانه نقدی برابر به افراد در تمام مناطق کشور، قیمت‌گذاری بر روی کالاهای اساسی، توزیع سبدهای کالایی که به تفاوت میان استان‌ها توجهی ندارند، مورد سؤال است. از این رو، پیشنهاد می‌شود نظام حکمرانی کشور، سیاست‌گذاری‌های منطقه‌محور را در اولویت قرار دهد. برای مثال می‌توان به تنظیم منطقه‌ای بسته‌های حمایتی از معیشت خانوارها، وضع قیمت‌های ناهمگن که میزان اختلاف میان مناطق از هزینه‌های سوداگری کمتر باشد، تشویق تولید محلی و رفع ضعف‌ها و تسهیل فرایندهای بازاریابی در میان مناطق گران‌تر اشاره کرد.

منابع

منابع داخلی

- بالونژادنوری، روزبه؛ رفعت میلانی، مژگان (۲۰۲۱). بررسی پویایی‌های همگرایی باشگاهی قیمت در بازار مسکن (مورد مطالعه: شهر تهران). مجله اقتصاد شهری، ۱۱(۱)، ۱۳-۲۶.
- محمدی، احمد؛ عبدالکریمی آذر، سروه؛ فقه مجیدی، علی (۲۰۱۹). بررسی همگرایی شاخص قیمت مصرف‌کننده بین استان‌های ایران با استفاده از روش تحلیل خوشه‌ای. مجله تحقیقات اقتصادی، ۵۴(۲)، ۳۶۹-۳۹۳.
- نصراللهی، خدیجه؛ آذربایجانی، کریم؛ زین‌العابدینی، محمدرضا (۲۰۱۶). انتخاب شرکای تجاری در چارچوب نظریه همگرایی باشگاهی. فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، ۶(۲۴)، ۳۹-۵۴.
- سلامی، فریبا؛ فقه مجیدی، علی؛ محمدی، احمد (۲۰۱۶). بررسی همگرایی درآمدی بین استان‌های ایران با تأکید بر روش تحلیل خوشه‌ای. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۸۰(۴)، ۱۶۷-۱۹۴.

منابع خارجی

- Aginta, H. (2020). Does the law of one price hold in 82 Indonesian cities? Evidence from club convergence approach. *Economics Bulletin*, 40(4), 2844-2858.
- Aginta, H. (2021). Spatial dynamics of consumer price in Indonesia: convergence clubs and conditioning factors. *Asia-Pacific Journal of Regional Science*, 5(2), 427-451.

- Cai, Y., Zhu, Y., & Helbich, M. (2022). Club convergence of regional housing prices in China: evidence from 70 major Cities. *The Annals of Regional Science*, 1–23.
- Christou, C., Cunado, J., & Gupta, R. (2018). Price convergence patterns across US States. *Panoeconomicus*, 66(2), 187–201.
- Churchill, S. A., Inekwe, J., & Ivanovski, K. (2020). Stochastic convergence in per capita CO2 emissions: Evidence from emerging economies, 1921–2014. *Energy Economics*, 86, 104659.
- Galor, O. (1996). Convergence? Inferences from theoretical models. *The Economic Journal*, 106(437), 1056–1069.
- Goshu, D. (2015). The dynamics of food price convergence in Ethiopia. *Ethiopian Journal of Economics*, 24(1), 31–57.
- Hałka, A., & Leszczyńska-Pachesa, A. (2019). Price convergence in the European Union—What has changed?. *Economic Modelling*, 79, 226–241.
- Hendajany, N., Saepudin, D., & Suaesih, A. (2017). Beta convergence and sigma convergence: Evidence from Indonesian district-level data. *Jurnal Ekonomi Kuantitatif Terapan*, 10(1), 19–25.
- Hodrick, R. J., & Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1–16.
- Jangam, B. P., Akram, V., & Sahoo, P. K. (2021). Price dispersion across Indian states: A club convergence analysis. *Journal of Public Affairs*, 21(1), e2134.
- Johnson, P. A. (2020). Parameter variation in the 'log t' convergence test. *Applied Economics Letters*, 27(9), 736–739.
- Kryszak, Ł. (2020). Income convergence in the agricultural sector in the context of the European Union's Common Agricultural Policy. *Roczniki (Annals)*, 2020(1230-2020-1929), 139–152.
- Lee, C., & Habibullah, M. S. (2008). Price convergence and market integration: evidence from Malaysia. *International Journal of Economics and Management*, 2(2), 137–146.
- Lindenblatt, A., & Feuerstein, S. (2015). Price convergence after the Eastern enlargement of the EU: evidence from retail food prices. *European Review of Agricultural Economics*, 42(5), 829–849.
- Maynou, L., Monfort, M., Morley, B., & Ordóñez, J. (2021). Club convergence in European housing prices: The role of macroeconomic and housing market fundamentals. *Economic Modelling*, 103, 105595.
- Minot, N. (2010). Transmission of world food price changes to markets in Sub-Saharan Africa. Citeseer. *International Food Policy Research Institute*. 01059.
- Phillips, P. C. B., & Sul, D. (2007). Transition modeling and econometric convergence tests. *Econometrica*, 75(6), 1771–1855.
- Phillips, P. C. B., & Sul, D. (2009). Economic transition and growth. *Journal of Applied Econometrics*, 24(7), 1153–1185.
- salami, fariba, Feghehmajidi, A., & Mohammadi, A. (2017). An Investigation of Income Convergence in Iran, Emphasizing on Cluster Analysis. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 24(80). <http://qjerp.ir/article-1-1427-fa.html>
- Sarno, L., & Taylor, M. P. (2002). Purchasing power parity and the real exchange rate. *IMF Staff Papers*, 49(1), 65–105.
- Szczepaniak, I. (2018). Differentiation of Food Prices in The European Union. *Convergence (Approximation, Levelling)*, 102, 115.
- Tomal, M. (2019). House price convergence on the primary and secondary markets: Evidence from polish provincial capitals. *Real Estate Management and Valuation*, 27(4), 62–73.
- Wimanda, R. E. (2009). Price variability and price convergence: Evidence from Indonesia. *Journal of Asian Economics*, 20(4), 427–442.
- Woo, K. Y., Lee, S. K., & Chan, A. (2020). Food price convergence in Canada: A nonparametric nonlinear cointegration analysis. *Economics Bulletin*, 40(3), 2361–2371.