

Investigating the Convergence of Housing Prices in Provincial centers of Iran: Relative Convergence Approach

Roozbeh Balounejad Nouri^{*}, Amir Ali Farhang^{}**

Abstract

The past and present connections of the housing sector cause the recession (boom) of this sector to be effective in the recession (boom) of the whole economy and housing to act as the engine of the economy. The purpose of this study is to investigate the convergence of housing prices in the provincial of the country. In the present study, the semi-annual data of prices in period 2012:1-2020-2 have been used and for the test, a model based on time-dependent nonlinear log (t) regression has been used. The estimation results based on the approach of Phillips and Sul (2007) show that none of the four cities of Tehran, Isfahan, Ilam and Yasuj show convergence behavior in housing prices. However, for the rest, the result of log (t) test was positive and significant, which indicates the existence of price convergence among the members of each club. Finally, results showed that the average transition path of clubs from one period towards has diverged from the equilibrium. This indicates that as this divergence intensifies, it will become more difficult in practice to make policies to manage market fluctuations. Because it is necessary to adopt a policy specific to each club according to the conditions.

* Assistant Professor, Department of Economics, Economic Affairs Research Institute, Tehran, Iran,
(Corresponding Author), Roozbeh_noury@yahoo.com

** Assistant Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran,
s_farhang@pnu.ac.ir

Date received: 2021/12/18, Date of acceptance: 2022/5/23



Copyright © 2018, This is an Open Access article. This work is licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/> or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.

۲۶ بررسی مسائل اقتصاد ایران، سال ۹، شماره ۱، بهار و تابستان ۱۴۰۱

Keywords: House Price, Club Convergence , Iran economy, Time Series Data, Nonlinear Regression

JEL Classification: P22 .O18 .R11 ، C20 .C22

بررسی هم‌گرایی قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران: رویکرد هم‌گرایی نسبی

روزبه بالونزاد نوری*

امیرعلی فرهنگ**

چکیده

ارتباط‌های پسین و پیشین بخش مسکن باعث می‌شود که رونق (رکود) این بخش در رونق (رکود) کل اقتصاد موثر باشد و مسکن همانند موتور محرک اقتصاد عمل کند. هدف پژوهش حاضر بررسی هم‌گرایی قیمت مسکن در مراکز استان‌های کشور می‌باشد. برای این منظور از داده‌های شش‌ماهه قیمت در بازه ۱۳۷۹:۱-۱۳۹۹:۲ و برای آزمون، از مدل رگرسیون $\log(t)$ غیر خطی وابسته به زمان استفاده شده است. نتایج تخمین بر اساس رویکرد هم‌گرایی نسبی معرفی شده توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) نشان می‌دهد که هیچ یک از چهار شهر تهران، اصفهان، ایلام و یاسوج رفتار هم‌گرایی در قیمت مسکن را از خود نشان نمی‌دهند. با این حال برای باقی شهرهای مورد بررسی، نتیجه آزمون $\log(t)$ مثبت و معنادار بوده است که نشان‌دهنده وجود هم‌گرایی قیمت در میان اعضای هر یک از باشگاه‌ها می‌باشد. در نهایت نتایج پژوهش نشان داد که میانگین مسیر انتقال بجز در باشگاه چهارم که از ابتدا واگرا بود، در سایر باشگاه‌ها از یک دوره‌ای به بعد نسبت به تعادل بلندمدت واگرا شده است. این امر بیان‌گر آن است که با شدت یافتن این واگرایی، در عمل

* استادیار گروه اقتصاد، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، ایران، (نویسنده مسئول)،

Roozbeh_noury@yahoo.com

** استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، s_farhang@pnu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۹/۲۷، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۳/۲



Copyright © 2018, This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International, which permits others to download this work, share it with others and Adapt the material for any purpose.

سیاست‌گذاری به منظور مدیریت نوسانات بازار دشوارتر و ضروری است با توجه به شرایط هر باشگاه، سیاست مختص آن باشگاه اتخاذ گردد.

کلیدواژه‌ها: قیمت مسکن، همگرایی باشگاهی، مراکز استان‌های ایران، داده‌های سری‌زمانی، رگرسیون غیرخطی

طبقه‌بندی JEL: P22, O18, R11, C20, C22

۱. مقدمه

نوسانات قیمت مسکن بر هزینه زندگی خانوارها، هزینه تولید بنگاه‌ها، کمیّت سرمایه انسانی و ساختار صنعتی شهرها موثر است (یانگ و پن Yang and Pan, ۲۰۲۰: ۶-۸). همچنین ارتباط‌های پسین و پیشین بخش مسکن با دیگر بخش‌های اقتصادی باعث می‌شود که رکود (رونق) این بخش بر رکود (رونق) کل اقتصاد موثر باشد. از این رو مسکن در بسیاری از کشورها به عنوان موتور محرک اقتصاد محسوب می‌گردد (اوات Uwat, ۲۰۱۹: ۱۳); این امر اگرچه مزیت مهمی می‌باشد، اما در عین حال سیاست‌گذاری این بخش را با پیچیدگی‌های بیشتری مواجه می‌سازد.

در چارچوب مبانی نظری، مسکن به عنوان مهم‌ترین دارایی در سبد سرمایه‌گذاری خانوارها، دارای جنبه‌های قابل بررسی مختلفی می‌باشد که یکی از آنها بحث همگرایی (Convergence) قیمت مسکن است. در اقتصاد این مفهوم برای نخستین بار در مدل‌های رشد نئوکلاسیک از جمله مدل‌های سولو Solow (۱۹۵۶: ۶۶) و سوان Swan (۱۹۵۶: ۳۵۶) و به منظور توضیح همگرایی نرخ رشد اقتصادی و درآمد سرانه میان کشورها مطرح گردید. با این حال در طول زمان، این مفهوم در سایر مباحث اقتصادی از جمله بازار مسکن نیز بکار گرفته شده است.

در ادامه تکامل نظریه‌های مربوط به همگرایی، توسط برخی پژوهشگران از جمله بارو و سالای مارتین Barro & salai martin (۱۹۹۰: ۵۴-۵۶) و دورلاف و جانسون Durlauf and Jahnson (۱۹۹۲: ۳-۴) حالت‌های دیگری از همگرایی مطرح شد که در آن امکان وجود بیش از یک تعادل یکنواخت (Steady State) میان کشورها وجود دارد که با عنوان همگرایی باشگاهی (Club Convergence) شناخته می‌شود.

بطور معمول در چارچوب مطالعات تجربی به منظور آزمون فرضیه وجود همگرایی بتا (β -Convergence) و همگرایی سیگما از روش‌های اقتصادسنجی مبتنی بر داده‌های مقطعی (حداقل مربعات معمولی و رگرسیون چندکی) و داده‌های تابلویی (ثابت و پویا) استفاده می‌شود (هولمس Holmes و همکاران، ۲۰۱۹: ۶-۹). با این حال در سال ۲۰۰۷ فیلیپس و سول Phillips and Sul با تحلیل خوشه‌ای (Cluster Analysis) رویکرد همگرایی نسبی (Relative convergence) را معرفی کردند که نسبت به روش‌های قبلی دارای مزیت‌های مختلفی است که از آن جمله می‌توان به عدم تحمیل فروض خاص برای تخمین، عدم نگرانی از وجود ریشه واحد و لحاظ همگنی بین مقاطع اشاره کرد.

با توجه به موارد فوق، در پژوهش حاضر فرضیه همگرایی قیمت مسکن در مراکز استان‌های کشور با استفاده از رویکرد همگرایی باشگاهی نسبی و با استفاده از داده‌های شش‌ماهه برای بازه زمانی ۱۳۷۹:۱-۱۳۹۹:۲ مورد آزمون قرار خواهد گرفت.

در خصوص نوآوری این پژوهش نیز باید اشاره کرد که در روش‌های مرسوم مورد استفاده در مطالعات تجربی در حوزه قیمت مسکن، بیشتر همگرایی از نوع بتا یا سیگما مورد آزمون قرار گرفته است. در این روش‌ها، بطور معمول تحلیل برای کل دوره و در مجموع وجود یا عدم وجود همگرایی برای همه مقاطع مورد بررسی قرار می‌گیرد. با این حال در مطالعه پیش رو با استفاده از رویکرد فیلیپس و سول (۲۰۰۷)، نحوه همگرایی یا واگرایی میان شهرهای مختلف و مسیر حرکت به سمت تعادل اعضا هر باشگاه، مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

بر این منظور در قسمت دوم مقاله به مروری بر ادبیات تحقیق پرداخته شده است. قسمت سوم به بررسی روش پژوهش می‌پردازد. در قسمت چهارم، داده‌های آماری شرح داده شده و مدل تحقیق تصریح و برآورد می‌شود. در نهایت، قسمت پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲. مروری بر ادبیات موضوع

۱.۲ مبانی نظری

از منظر تغییر در مقیاس تغییرات فضایی در فرآیندهای اقتصادی-اجتماعی، دو فرآیند متضاد همگرایی و واگرایی وجود دارد. همگرایی فرآیند همسوسازی متغیرهای اقتصادی بین کشورها یا مناطق مختلف به واسطه توسعه سریع تر مناطق فقیرتر است. در واقع این فرآیندی است که در آن اقتصادها، مناطق یا بازارهای منتخب، از جهت شاخص‌های کلیدی به یکدیگر مشابه می‌شوند (کیلینچ Kilinc و همکاران، ۲۰۱۷: ۴۸-۵۱). در مقابل، واگرایی به فرآیند معکوس تغییرات فوق اشاره دارد که در آن افزایش تفاوت‌ها و نابرابری‌ها میان مناطق (کشورها، بازارها و...) بروز می‌کند (سکورسکا Skorska، ۲۰۱۳).

در چارچوب مبانی نظری، مفهوم همگرایی از جهات گوناگون قابل دسته‌بندی است. در یک دسته بندی، همگرایی شامل همگرایی حقیقی و اسمی است. در اینجا همگرایی حقیقی به سطح تشابه ساختار اقتصادهای مورد مطالعه (شامل ساختار بخشی، ساختار مالکیت و ساختار مصرف) و همچنین شباهت از نظر نوسانات در چرخه‌های تجاری اشاره و همگرایی اسمی نیز به بررسی همگرایی میان شاخص‌های اسمی اقتصاد کلان (سطح قیمت‌ها، نرخ ارز، تورم یا کسری بودجه) می‌پردازد (گانانگ و شوگ Ganong & Shoag، ۲۰۱۷: ۸۱-۸۵).

در نوع دیگر تقسیم بندی و با در نظر گرفتن مسائل روش شناختی، همگرایی به سه گروه همگرایی بتا (مطلق و مشروط)، همگرایی گاما، و همگرایی سیگما تقسیم می‌شود. همگرایی بتا که پیش‌تر در مدل‌های رشد نئوکلاسیک از جمله مدل رشد سولو-سوان مطرح شده است، به فرآیندی مربوط می‌شود که در آن اقتصادهای کمتر توسعه یافته (مناطق، بازارها) نرخ رشد سریع تری نسبت به اقتصادهای توسعه یافته خواهند داشت. از این رو، همگرایی بتا به تأثیر نواحی فقیرتر در رسیدن به مناطق ثروتمندتر اشاره دارد (مونفوررت Monfort، ۲۰۰۸: ۳). در این رویکرد، همگرایی در سرمایه سرانه کشورها، به همگرایی در درآمد سرانه آنها منجر می‌شود؛ به طوری که در بلندمدت تمامی اقتصادها به سمت مسیر رشد متوازن مشترک همگرا و نابرابری در درآمد کاهش خواهد یافت. این برداشت از فرضیه همگرایی به همگرایی مطلق معروف است (مانکیو، رومرو و ویل Mankiw, Romer & Weil، ۱۹۹۲: ۴۲۳-۴۲۵). باید اشاره کرد که در فرضیه همگرایی مطلق،

امکان وجود مدل‌های تعادلی چندگانه‌ای است که در کشورها با شرایط اولیه و ساختارهای اقتصادی مشابه، به سطح یکنواخت مشترکی همگرا خواهند شد.

در چارچوب موضوع همگرایی، بارو و سالای مارتین (Barro & salai martin، ۱۹۹۰: ۶۸) حالت دیگری را مطرح کرده‌اند که در آن به علت اختلاف در تعیین کننده‌های سطح تعادل یکنواخت، هر اقتصادی به سمت سطح تعادل پایدار خود همگرا می‌شود. در این حالت چندین سطح پایدار خواهیم داشت و وقتی کشورها در سطح پایدار خود قرار گیرند، باز هم بین درآمد سرانه آنها تفاوت دائمی وجود خواهد داشت؛ در ادبیات اقتصادی این وضعیت به همگرایی باشگاهی معروف است.

در چارچوب توجیه رفتار قیمت در بازار مسکن از جمله وجود همگرایی، می‌توان دو شاخه ادبیات تحقیق مرتبط را شناسایی کرد. در این راستا یک دسته از مطالعات با هدف اصلی درک پیوند میان مبانی اقتصادی و ارزش گذاری دارایی (هم در سطح ملی و هم در سطح منطقه‌ای) شکل گرفته است (فانگ و چنگ Fung & Cheng، ۲۰۲۱: ۱۶-۱۹). در این رویکرد، تلاش در جهت شناسایی عوامل کلان اقتصادی است که می‌تواند به سیاست‌گذاران در تشخیص انحراف احتمالی قیمت از مقادیر بنیادی و تشکیل حباب قیمت کمک کند (مولباوئر و مورفی Muellbauer and Murphy، ۲۰۰۸: ۶-۸). به این مفهوم که قیمت مسکن ممکن است به دلیل برخی تکانه‌های مثبت از جمله درآمد خانوارها افزایش یابد؛ در نتیجه انتظارات در جهت افزایش قیمت منجر به ارزش گذاری بیشتر می‌شود (ماینو Maynou و همکاران، ۲۰۲۱: ۳-۵ و مک میلان و اسپایت McMillan and Speigh، ۲۰۱۰: ۴۳۸). در این رویکرد می‌توان انحراف‌های قیمت مسکن از مقادیر بنیادی را بر اساس مدل ارزش فعلی قیمت دارایی تحلیل کرد (آنتوناکاکیس Antonakakis و همکاران، ۲۰۲۱: ۳۰۰). بر این اساس انتظار می‌رود که قیمت مسکن در یک اقتصاد (کشور، منطقه و ...) منعکس کننده بنیان‌های واقعی آن از جمله تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت باشد. در نتیجه اگر عوامل بنیادی بین مناطق مختلف به یکدیگر همگرا شوند، قیمت مسکن نیز ممکن است همگرا شود (پان و ماتسوکی Pan & Matsuki، ۲۰۲۱: ۲-۳).

شاخه دوم ادبیات مربوطه به ارزیابی قیمت مسکن به بررسی پویایی قیمت‌های دارایی منطقه‌ای و وجود احتمال اثر موجی (ripple effect) می‌پردازد. در این رویکرد، اگر مناطق از نظر جغرافیایی نزدیک به یکدیگر باشند، آنگاه بر اساس نظریه‌های مرسوم علم اقتصاد،

سطح قیمت مسکن در یک منطقه خاص توسط تقاضا و عرضه محلی (Local) تعیین می‌شود. از این رو قیمت مسکن در مناطق مختلف در سطوح غیر همسان باقی مانده و به طور مستقل حرکت می‌کند؛ اگرچه هنوز هم عوامل اقتصادی مشابه (مانند عوامل جمعیتی و شرایط اقتصادی) بر تعیین سطوح قیمت تاثیرگذار هستند. این ایده برای اولین بار توسط مین Meen (۱۹۹۹: ۷۴۰) به چالش کشیده شد و امکان اثر امواج را در بازار مسکن معرفی گردید که در آن، تغییرات در بازار مسکن ابتدا در یک منطقه (بطور معمول منطقه مرکزی) مشاهده و سپس به مناطق مجاور و حاشیه‌ای انتشار می‌یابد. مین (۱۹۹۲) برای توضیح این اثر چهار عامل مهاجرت، انتقال دارایی، آربیتراژ فضایی (spatial arbitrage) و الگوهای فضایی (spatial patterns) را معرفی کرد. با این حال باید اشاره کرد که بروز اثر موجی، نیازمند وجود درجه‌ای از روابط تعادلی بلند مدت میان قیمت‌های منطقه‌ای مسکن است (کانارالا Canarella و همکاران، ۲۰۲۱: ۵۹).

مروری بر مطالعات تجربی و انواع روش‌های بررسی همگرایی در بازار مسکن نشان می‌دهد که این حوزه از بحث در حال تکامل بوده و موضوع به کمک روش‌های مختلف مورد سنجش قرار گرفته است. بر این اساس می‌توان روش‌های مذکور را به دو دسته کلی تقسیم کرد که در ادامه به بررسی آنها پرداخته می‌شود.

الف) آزمون‌های همگرایی سستی (مرسوم)

در چارچوب مبانی نظری، آزمون‌های همگرایی سستی را می‌توان به سه دسته تقسیم کرد. نخستین دسته از آزمون‌ها، به بررسی همگرایی بتا می‌پردازد. در زمینه قیمت مسکن در شهرها، این نوع همگرایی بررسی می‌کند که آیا شهرهایی با قیمت اولیه مسکن پایین، نرخ رشد قیمت بالاتری خواهند داشت یا خیر. وجود همگرایی - β را می‌توان با معادله رگرسیونی به صورت زیر بررسی کرد:

$$\frac{\ln\left(\frac{p_{iT}}{p_{i0}}\right)}{T} = \gamma + \beta \ln p_{i0} + \epsilon_i \quad (1)$$

در رابطه فوق p_{iT} قیمت مسکن شهر (منطقه) i در زمان T ، p_{i0} قیمت اولیه مسکن شهر (منطقه) i و سمت چپ رابطه فوق نشان‌دهنده میانگین نرخ رشد قیمت مسکن است. در مدل همگرایی - β ، منفی و معنادار بودن ضریب شیب در رگرسیون نشان‌دهنده یک همگرایی نهایی (Final convergence) است. همچنین در مدل همگرایی - β در صورتی که

متغیرهای کنترلی در معادله (۱) لحاظ شود، امکان بررسی هم‌گرایی شرطی فراهم خواهد شد. یکی از نقاط ضعف رویکرد فوق این است که معادله ۱ تنها یک رگرسیون مقطعی است و از این رو نوسان قیمت مسکن را در طول زمان در نظر نمی‌گیرد.

دومین رویکرد کلاسیک مطالعه هم‌گرایی، مبتنی بر «هم‌گرایی- σ » است. این نوع هم‌گرایی برای اندازه‌گیری انحراف استاندارد مقطعی قیمت مسکن استفاده می‌شود. در این چارچوب اگر مقدار انحراف معیار در طول زمان کاهش یابد، قیمت مسکن تمایل به هم‌گرایی دارد. ایراد اصلی این رویکرد این است که حاوی اطلاعات کمی از وضعیت حوزه مورد بررسی است (تومال، ۲۰۲۰: ۸). برخلاف مفهوم هم‌گرایی- σ ، وجود شوک‌های تصادفی، محققین را به فرموله کردن یک مفهوم سری زمانی از هم‌گرایی که بطور معمول به هم‌گرایی تصادفی شناخته می‌شود سوق داده است (کیم و روس، ۲۰۱۲: ۵). در رویکرد هم‌گرایی تصادفی، قیمت مسکن در دو شهر به طور تصادفی هم‌گرا می‌شود، اگر:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} (Lnp_{i,t+k} - Lnp_{j,t+k} | I_t) = 0 \quad (2)$$

که در رابطه فوق I مجموعه اطلاعات در زمان t را نشان می‌دهد. معادله ۲ زمانی برآورده می‌شود که یک بردار هم‌جمعی $[1, 1]$ برای سری‌های $\ln p_{jt}$ و $\ln p_{it}$ وجود داشته باشد. بنابراین، آزمون این نوع هم‌گرایی مستلزم محاسبه سری زیر است:

$$d \ln p_{ijt} = \ln p_{it} - \ln p_{jt} \quad (3)$$

اگر سری $d \ln p_{ijt}$ ایستا باشد، هم‌گرایی وجود خواهد داشت. برای $N > 2$ شهرهای سری زمانی فوق به صورت زیر تعریف شده است:

$$d \ln p_{it} = \ln p_{it} - \overline{\ln p_t} \quad (4)$$

که در آن میانگین مقطعی قیمت مسکن در زمان t است. رویکرد تصادفی فرض می‌کند که شهرها (مناطق) باید همگن باشند که برای آزمایش هم‌گرایی در بین شهرها قابل قبول نیست (تومال، ۲۰۲۰: ۷).

ب) آزمون هم‌گرایی Log t

کاستی‌های آزمون‌های هم‌گرایی مرسوم، محققان را به دنبال روش‌های جدیدی برای بررسی هم‌گرایی در بازار مسکن ترغیب کرده است. در این راستا یک رویکرد نوآورانه

توسط فیلیپس و سل (۲۰۰۷: ۴) پیشنهاد شد که به آزمون رگرسیون $\log t$ شناخته می‌شود که در مقایسه با آزمون‌های سنتی دارای مزایای مختلفی از جمله عدم تحمیل فروض خاص، عدم نگرانی از وجود ریشه واحد و لحاظ همگنی بین مقاطع که به همین دلیل در این مطالعه نیز از آن استفاده شده و در بخش سوم از پژوهش بطور کامل تشریح خواهد شد.

۲.۲ پیشینه پژوهش

۱.۲.۲ مطالعات انجام شده داخلی

نقشی که بازار مسکن بر بازارهای مالی جهانی ایفا می‌کند، منجر به افزایش علاقه اقتصاددانان به درک بازار مسکن شده است (روس Rose و همکاران، ۲۰۱۲: ۳۰۱۰-۳۱۳؛ مونتانس و اولموس Montañés & Olmos، ۲۰۱۳: ۶)؛ از این رو در ادامه به بخشی از مطالعات داخلی و خارجی که مرتبط با موضوع پژوهش هستند اشاره می‌گردد:

دژپسند و محتوی (۱۳۹۳) همگرایی بلندمدت قیمت مسکن در مناطق شهر تهران را بررسی نموده‌اند. نتایج مطالعه آنان نشان می‌دهد که روند قیمت‌های مسکن مناطق تهران در بلندمدت رفتار تعادلی مشابهی نداشته و لذا همگرا نیستند. لیکن با توجه به شناسایی بردارهای همجمعی میان قیمت مسکن در درون هر بلوک، همگرایی به صورت رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد.

اربابیان، قاسمی و عزیزی (۱۳۹۸) به تحلیل تکانه‌های موثر بر قیمت مسکن در ایران و بررسی همگرایی آن با بازار مسکن کشورهای امارات متحده عربی، ترکیه، یونان و قبرس پرداخته‌اند. نتایج پژوهش آنان نشان می‌دهد که قیمت مسکن در کشورهای مورد بررسی همگرا نمی‌باشد.

قلی زاده و نوروزی نژاد (۱۳۹۸) رابطه بین قیمت مسکن و سیکل‌های تجاری در ایران را بررسی نموده‌اند. شواهد آماری آنها نشان دهنده هم حرکتی بین قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری‌های تجاری تحت تاثیر پویایی‌های قیمت مسکن در اقتصاد کلان است. همچنین لحاظ کردن قیمت مسکن به عنوان یک دارائی وثیقه‌ای می‌تواند به عنوان عاملی برای افزایش ارزش دارائی بنگاه‌ها و به تبع آن استقراض و سرمایه‌گذاری‌های آتی شود.

۲.۲.۲ مطالعات انجام شده خارجی

چیرچیل، اینکو و اوانوسکی Churchill, Inekwe & Ivanovski (۲۰۱۸) با توجه به افزایش شدید قیمت مسکن در اقتصاد استرالیا، ماهیت همگرایی را در بین شهرهای پایتخت استرالیا طی دوره ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۷ بررسی نمودند. پژوهشگران در مطالعه خود یک گروه غیر همگرا شامل سیدنی و ملبورن را شناسایی کردند که هر دو شهر رونق قابل توجهی در قیمت مسکن تجربه کردند. نتایج آنان نشان می‌دهد که قیمت مسکن در بین ایالت‌ها همگرا نیست.

تومال (۲۰۱۹) مطالعه‌ای با هدف شناسایی روند مشترک قیمت مسکن در مراکز استان‌ها در لهستان انجام داد. نتایج این مطالعه نشان داد که قیمت مسکن در آن مناطق در بلندمدت روند مشترکی ندارد. همچنین در برخی از شهرها نیز قیمت مسکن هم در بازارهای اولیه و هم در بازارهای ثانویه تمایل به همگرایی دارند. در نهایت اینکه در هر باشگاه، قیمت مسکن به حالت ثابت خود همگرا می‌باشد.

نیگون Nigon (۲۰۲۰) به بررسی پویایی قیمت مسکن در سوئد در طول دوره ۱۹۹۸ - ۲۰۲۰ بر اساس داده‌های قیمت مسکن منطقه‌ای پرداخته است. این مقاله به بررسی احتمالات بین همگرایی یا واگرایی بین مناطق استکهلم، گوتنبرگ و مالمو با استفاده از آزمون $\log-t$ می‌پردازد. علاوه بر این، محرک‌های منطقه‌ای ممکن از جمله؛ فعالیت ساخت‌وساز، جمعیت و درآمد قابل تصرف برای سطوح قیمت مسکن در نظر گرفته شده‌اند. این مقاله شواهدی برای همگرایی قیمت بین استکهلم و گوتنبرگ را نشان می‌دهد. آلوارز رومن و قارسیا پاسد Alvarez-Roman & Garcia-Posada (۲۰۲۱) در پژوهشی ارتباط قیمت‌های واقعی مسکن در اسپانیا با پایه‌های بلندمدت آن‌ها مانند درآمد واقعی سرانه، نرخ بیکاری و تراکم جمعیت بررسی و ارزیابی کرده‌اند. یافته‌ها نشان داد که در بیشتر استان‌های اسپانیا در سال ۲۰۰۷ در اوج گسترش بخش مسکن، قیمت مسکن بیش از حد ارزش‌گذاری شده است. در مقابل، در پایان سال ۲۰۱۸، قیمت‌های واقعی مسکن در اکثر استان‌ها نسبت به قیمت‌های بنیادی خود تا حدودی کمتر ارزش‌گذاری شده‌اند.

ماینو Maynou و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای به تعیین همگرایی در قیمت مسکن در نمونه‌ای از اقتصادهای اروپایی منطقه یورو با استفاده از داده‌های دوازده کشور پرداخته‌اند.

یافته‌های آنان حاکی از آن است که در طول دوره بحران اقتصادی (۲۰۰۷-۲۰۰۸) واگرایی در قیمت مسکن در کشورهای اتحادیه اروپا رخ داده است.

تومال Tomal (۲۰۲۲) در مطالعه خود به ارزیابی سرریزهای مهم در میان باشگاه‌های همگرایی قیمت مسکن در بازار مسکن لهستان با استفاده از داده‌های دوره ۲۰۰۶-۲۰۱۸ و مدل سازی VAR پرداخته است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که سرریزها در بازار مسکن لهستان قوی هستند و روابط هم در داخل بازارهای اولیه و ثانویه و هم بین آنها مشاهده می‌شود.

در یک جمع بندی می‌توان گفت که تاکنون مطالعات داخلی صورت گرفته در حوزه قیمت مسکن، بیشتر همگرایی از نوع بتا یا سیگما را مورد آزمون قرار داده است و بطور معمول تحلیل‌ها برای کل دوره و در مجموع وجود یا عدم وجود همگرایی برای همه مقاطع، مورد بررسی قرار گرفته است. روند مطالعات جدید خارجی نشان می‌دهد که به علت مزایایی که روش‌های نوین همگرایی دارند، رویکرد همگرایی نسبی مورد توجه و تأکید قرار گرفته است.

۳. روش انجام پژوهش

۱.۳. بازه زمانی و مکانی تحقیق

در پژوهش حاضر از داده‌های شش ماهه قیمت مسکن مرکز آمار ایران برای مراکز استان-های کشور در بازه زمانی ۱۳۷۹:۱-۲:۱۳۹۹ و بر اساس حداکثر اطلاعات موجود استفاده شده است (به جز دو مرکز استان خراسان شمالی و خراسان جنوبی که داده‌های کافی برای لحاظ در محاسبات را نداشتند).

۲.۳. روش تخمین الگوی پژوهش

تاکنون در چارچوب مطالعات تجربی از روش‌های مختلفی در تجزیه و تحلیل همگرایی استفاده شده که از مهمترین آنها می‌توان به رویکرد مؤلفه‌های اصلی (به عنوان نمونه هولمز و گریمز Holmes and Grimes، ۲۰۰۸: ۱۵۳۶) آزمون‌های ریشه واحد پانل (به طور نمونه لوین Levin و همکاران، ۲۰۰۲: ۲۰)، آزمون‌های هم انباشتگی (بطور نمونه یونس

بررسی هم‌گرایی قیمت مسکن ... (روزبه بالونزاد نوری و امیرعلی فرهنگ) ۳۷

Yunus, ۲۰۱۵: ۱۰۶-۱۰۹) و روش داده‌های پانل پویا (به عنوان نمونه کازلی Caselli و همکاران، ۱۹۹۶: ۳۷۲-۳۷۴) اشاره کرد. با این حال یکی از مشکلات مشترک روش‌های مذکور، امکان وجود مشکل ناهمگنی (Heterogeneity) در داده‌های مورد استفاده است. در این میان، استفاده از الگوهای عاملی می‌تواند موجب ادغام رفتار کارگزاران ناهمگن در مدل‌سازی اقتصاد سنجی گردد؛ هرچند این روش مزیتی بیش از روش آزمون ریشه واحد مرسوم ندارد.

به منظور رفع چالش‌های فوق، فیلیپس و سول (۲۰۰۷: ۴) اقدام به معرفی روشی با عنوان همگرایی نسبی (Relative Convergence) کردند که امکان وجود ناهمگنی فردی بازارها یا مناطق مختلف را در داده‌های پانل فراهم می‌کند. در این روش، امکان بررسی مسیرهای زمانی مختلف و همچنین ناهمگنی فردی را ممکن و امکان تمایز بین احتمالات مختلف همگرایی مانند همگرایی مطلق، واگرایی مطلق و همگرایی باشگاهی نیز فراهم می‌شود. در حقیقت همگرایی باشگاهی به مدل‌های تعادل عمومی با چندین نقاط تعادلی پایدار مربوط می‌شود. علاوه بر این، در این روش نیازی به برقراری فرضیه ایستایی داده‌ها نیست (گلاو و واگنر Glawe & Wagner, ۲۰۲۱: ۲). همچنین این روش بر مشکل اریب همگرایی پارامترها و ناسازگاری غلبه و هیچ فرض خاصی را در مورد ثبات روند یا عدم ایستایی تصادفی اعمال نمی‌کند. از این رو حتی اگر که همه مقاطع روند مشترکی نداشته باشند، امکان تحلیل حضور باشگاه‌های دارای همگرایی را فراهم خواهد بود.

اغلب محققان بازارهای مسکن را در سطح منطقه‌ای تجزیه و تحلیل می‌کنند. از این رو اگر قرار به گروه‌بندی شود، تعریف بازارهای مسکن با عضویت در باشگاه همگرایی ممکن است به نتایج کارآمدتری منجر شود؛ زیرا شهرها یا مناطق یک باشگاه، از پویایی مشابهی در این بازار برخوردار هستند. در مجموع، به لحاظ نظری این پرسش که آیا روند قیمت مسکن در یک منطقه می‌تواند روندهای قیمت در سایر نواحی را تحت تاثیر خود قرار دهد، با توجه به خصوصیات مسکن و بازار آن مساله‌ای قابل بررسی است. زیرا این امر به معنای وجود یک رابطه تقدم - تأخر بین قیمت‌ها در نواحی مختلف است که طی آن نوسانات قیمت در یک یا چند منطقه خاص، بویژه مناطق بزرگ شهری به صورت با وقفه منجر به حرکات مشابه قیمت در سایر نواحی می‌شود. این موضوع اهمیت بحث همگرایی (باشگاهی) در قیمت مسکن را بیش از پیش آشکار می‌سازد (مایلز Miles, ۲۰۱۹: ۵۵۸).

بر این اساس در پژوهش حاضر به منظور آزمون فرضیه همگرایی قیمت‌های مسکن در شهرهای کشور (مراکز استان‌ها) از رویکرد فیلیپس و سول (۲۰۰۷) استفاده می‌شود. این روش این امکان را فراهم می‌کند تا بخش بندی بازار مسکن در شهرهای مختلف در قالب یک باشگاه همگرایی فراهم گردد. به بیان دیگر در این چارچوب می‌توان حتی اگر در برخی از بازارها یا مناطق در ابتدای دوره گذار (transition) و یا حتی نزدیک وضعیت تعادل یکنواخت (steady state) باشیم، پویایی‌های انتقالی قیمت‌ها را مورد آزمون همگرایی قرار داد.

مدل معرفی شده توسط فیلیپس و سول بر مبنای یک آزمون رگرسیون $\log(t)$ که در آن فرضیه همگرایی بر اساس یک مدل غیر خطی وابسته به زمان آزمون می‌گردد. در این چارچوب داده‌های پانلی X_{it} به دو بخش زمان $(t=1, \dots, T)$ و منطقه $(i=1, \dots, N)$ تجزیه می‌شود؛ به اینصورت که:

$$X_{it} = g_{it} + a_{it} \quad (5)$$

در معادله فوق g_{it} نشان‌دهنده مولفه دائمی (Permanent) و a_{it} مولفه گذرا (Transitory) می‌باشد. از آنجا که هر دو مولفه ممکن است حاوی یک عامل مشترک در مناطق مختلف باشند، از این رو رابطه فوق را به می‌تواند به صورت زیر تبدیل کرد که براساس آن اجزای مشترک (Common) و خاص (غیرسیستماتیک) (Idiosyncratic) مدل از هم جدا شده و به صورت غیر خطی تبدیل می‌گردد.

$$X_{it} = \left(\frac{g_{it} + a_{it}}{\mu_t} \right) \mu_t = \delta_{it} \mu_t \quad (6)$$

در رابطه فوق μ_t مولفه مشترک و δ_{it} جزء خاص متغیر طی زمان بوده که فاصله نسبی یا انحراف رشد منطقه i ام از مسیر رشد مشترک (μ_t) را نشان می‌دهد. به طور مشخص در پژوهش حاضر μ_t نشان دهنده روند مشترک قیمت میان شهرهای مختلف بوده و δ_{it} نشان‌دهنده سهم نسبی قیمت یک شهر مشخص در اشتراک با روند قیمت کل مراکز استان است. از این رو مهمترین بخش از آزمون همگرایی معرفی توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) تخمین δ_{it} است؛ به نحوی که بتوان از آن برای تعیین همگرایی باشگاهی استفاده کرد. برای این منظور لازم است μ_t ها از طریق میانگین داده‌های پانل به صورت زیر تغییر مقیاس داده شوند.

بررسی هم‌گرایی قیمت مسکن ... (روزبه بالونزاد نوری و امیرعلی فرهنگ) ۳۹

$$h_{it} = \frac{X_{it}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^N X_{it}} = \frac{\delta_{it} \mu_t}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^N \delta_{it} \mu_t} = \frac{\delta_{it}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^N \delta_{it}} \quad (7)$$

در این معادله h_{it} یک مقدار معلوم بوده که مقدار δ_{it} مرتبط با میانگین پانل را در زمان t اندازه‌گیری می‌کند. به بیان دیگر این متغیر نشان می‌دهد که مسیر گذار برای بازار (شهر) مورد نظر نام نسبت به میانگین پانل چقدر است.

یکی از مراحل اصلی در آزمون همگرایی باشگاهی، محاسبه نسبت واریانس میان مقاطع (شهرها) مختلف $(\frac{H_1}{H_t})$ به صورت زیر می‌باشد:

$$H_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\hat{h}_{it} - 1)^2 \quad (8)$$

فیلیپس و سول (۲۰۰۷) اثبات کردند که فاصله گذار H_t دارای یک فرم محدود به صورت زیر است:

$$H_t \sim \frac{A}{L(t)^{2t^{2\alpha}}}, t \rightarrow \infty \quad (9)$$

در این رابطه A یک کمیّت ثابت مثبت، $L(t)$ تابعی از t و α سرعت همگرایی است. در این چارچوب به منظور آزمون فرضیه همگرایی می‌توان از تخمین مدل رگرسیونی $\log t$ به صورت زیر استفاده کرد:

$$\text{Log} \left(\frac{H_1}{H_t} \right) - 2 \log L(t) = \hat{a} + \hat{b} \log t + \hat{c} (\log t)^2 + \hat{u}_t \quad (10)$$

در رگرسیون فوق فرضیه صفر به صورت زیر است.

$$H_0: \delta_i = \delta, \alpha \geq 0 \quad (11)$$

در معادله ۱۱ مقدار $L(t) = \log(t+1)$ ، تخمین ضریب $\text{Log } t$ برابر $\hat{b} = 2\hat{a}$ بوده و \hat{a} نیز تخمین α در فرضیه صفر می‌باشد. همچنین به منظور بهبود توضیح دهندگی تخمین‌ها و لحاظ ویژگی‌های غیر خطی، توان دوم $\text{Log } t$ به مدل اضافه شده است. به منظور لحاظ شرایط اولیه (Initial Condition) در آزمون، فیلیپس و سول (۲۰۰۷) با شبیه‌سازی نشان دادند که اگر $t_0 < -1.645$ باشد، آنگاه فرضیه صفر که نشان‌دهنده وجود همگرایی است رد خواهد شد.

باید توجه داشت در یک وضعیت کلی رد فرضیه صفر مبنی بر همگرایی در داده‌های پانل بطور لزوم به معنی عدم وجود همگرایی در زیر گروه‌های دیگر پانل نیست؛ زیرا امکان وجود تعادل‌های چندگانه وجود دارد که می‌توان از الگوریتم زیر به منظور شناسایی خوشه‌های مختلف استفاده کرد. این الگوریتم خوشه‌بندی بر اساس تخمین‌های پی در پی $\log t$ بوده و از پنج گام به صورت زیر تشکیل شده است (تومال Tomal، ۲۰۲۰: ۳۴۷-۳۴۹)

مرحله ۱- مرتب سازی: مقاطع (شهرها) موجود با توجه به مقدار آخرین مشاهده به ترتیب کاهشی مرتب می‌شوند.

مرحله ۲- تشکیل گروه‌های هسته: برای این منظور رگرسیون $\log t$ برای k تعداد اول (بالا تر) واحدها $K(2 < K < N)$ اجرا و اگر $t_{\bar{t}} > -1.65$ برای T بزرگ یا $t_{\bar{t}} > 0$ برای T کوچک به ازاء $k=2$ برقرار نشود، واحد اول کنار گذاشته شده و فرآیند فوق مجدداً تکرار می‌شود. در میان اگر شرط مذکور برای هیچ یک از واحدها برقرار نباشد، تمام پانل واگرا می‌شود. نتایج شبیه سازی فیلیپس و سول (۲۰۰۷) نشان داد که تعداد داده‌های کمتر از ۵۰ نمونه کوچک محسوب می‌گردد.

مرحله ۳- غربال کردن داده‌ها برای عضویت در باشگاه: پس از شناسایی k^* به عنوان هسته گروه، به رگرسیون هر بار یک واحد اضافه و رگرسیون $\log t$ اجرا می‌شود. اگر $t_{\bar{t}} > -1.65$ برای T بزرگ یا $t_{\bar{t}} > 0$ برای T کوچک باشد، منطقه جدید به گروه اصلی اضافه می‌شود.

مرحله ۴- قاعده بازگشت و توقف: برای بقیه مناطقی که در مرحله ۳ حذف شدند، رگرسیون $\log t$ اجرا و اگر تایید شود که $t_{\bar{t}} > -1.65$ برای T بزرگ یا $t_{\bar{t}} > 0$ برای T کوچک برقرار است، آنگاه باشگاه دوم به دست می‌آید؛ در غیر اینصورت، مراحل ۱ تا ۳ تکرار خواهد شد تا بررسی شود که آیا بقیه مناطق را می‌توان به باشگاه‌های همگرایی کوچکتر تقسیم کرد یا خیر.

مرحله ۵- ادغام باشگاه‌های اولیه: اگر رگرسیون $\log t$ مشترک باشگاه‌های اولیه برای باشگاه ۱ و ۲ اجرا و فرضیه همگرایی برآورده شود، آنگاه باشگاه‌ها ادغام می‌گردند. سپس رگرسیون $\log t$ مشترک برای باشگاه جدید و باشگاه اولیه و باشگاه ۳ اجرا خواهد شد. اگر باشگاه‌های اولیه ۱ و ۲ نتوانند ادغام شوند، رگرسیون $\log t$ مشترک با باشگاه‌های اولیه ۲ و ۳ انجام می‌گیرد. این روند تا زمانی ادامه می‌یابد که هیچ باشگاهی ادغام نشود.

۴. نتایج تخمین الگو

پیش از ارائه نتایج تخمین، توصیف آماری داده‌ها در جدول ۱ آورده شده است. همانطور که داده‌های این جدول نشان می‌دهد، در بازه زمانی مورد بررسی بیشترین میانگین قیمت مسکن مربوط به شهر تهران با حدود ۴ میلیون تومان (در طول دوره مورد بررسی) در هر مترمربع و کمترین میانگین قیمت نیز در میان شهرها مربوط به یاسوج با ۳۳۰ هزار تومان می‌باشد. در این میان، بیشترین و کمترین انحراف معیار نیز به این دو شهر اختصاص دارد. علاوه بر این، در شهر تهران بیشترین میانگین قیمت حدود ۳۰.۴ میلیون تومان به ازاء هر مترمربع و در شهر یاسوج این میزان ۱.۵ میلیون تومان بوده است. به بیان دیگر نسب میان حداکثر قیمت‌ها در این دو شهر حدود ۲۰ برابر می‌باشد. در نهایت اینکه بیشترین مقدار چولگی قیمت به ترتیب مربوط به شهرهای زاهدان و سپس مشهد و در خصوص کشیدگی نیز بیشترین مقدار مربوطه به شهرهای زاهدان و بوشهر می‌باشد.

جدول ۱. توصیف آماری داده‌ها

کشیدگی	چولگی	حداقل	حداکثر	انحراف معیار	میانگین	
۹۸	۲.۹۶	۹۱۵	۳۰۴,۳۴۳	۵۹,۴۳۴	۴۰,۲۳۵	تهران
۱۱.۸	۳.۲۳	۱۱۰۹	۱۱۸,۲۹۱	۲۲,۰۲۲	۱۶,۰۴۹	اصفهان
۱۱.۶	۳.۲۷	۱۰۳۶	۱۰۱,۶۸۹	۱۹,۱۷۰	۱۳,۸۳۰	کرج
۱۲.۱	۳.۳۳	۹۸۵	۹۹,۵۷۱	۱۸,۶۸۸	۱۳,۱۰۶	شیراز
۱۳.۲	۳.۳۷	۹۱۵	۹۵,۲۰۳	۱۷,۱۵۴	۱۲,۵۵۵	تبریز
۱۰.۴	۳.۰۴	۸۲۲	۹۴,۴۹۹	۱۸,۰۲۳	۱۳,۶۶۵	اراک
۱۴.۶	۳.۵۴	۸۱۷	۸۴,۰۵۸	۱۴,۷۱۶	۱۱,۱۹۰	مشهد
۱۴.۰	۳.۳۹	۷۰۷	۸۳,۶۰۰	۱۴,۶۶۱	۱۱,۳۵۳	قم
۱۳.۶	۳.۴۹	۸۴۵	۷۶,۸۱۰	۱۳,۸۵۹	۱۰,۱۹۶	بندرعباس
۱۱.۱	۳.۰۷	۱۱۳۳	۷۴,۹۰۰	۱۳,۶۴۵	۱۱,۸۲۱	قزوین
۱۱.۵	۳.۱۴	۶۴۳	۷۲,۵۲۲	۱۳,۲۸۲	۱۰,۷۶۱	همدان
۱۳.۱	۳.۳۲	۷۳۹	۶۹,۸۸۱	۱۲,۳۸۶	۱۰,۱۶۰	زنجان
۱۰.۸	۳.۱۳	۱۰۶۴	۶۷,۹۹۶	۱۲,۸۵۵	۱۰,۳۰۹	رشت
۱۴.۸	۳.۵۹	۸۶۶	۶۶,۱۹۷	۱۱,۶۳۵	۸,۶۵۸	گرگان
۱۴.۳	۳.۵۰	۶۱۴	۶۵,۲۶۹	۱۱,۴۷۲	۸,۸۰۰	کرمانشاه

کشیدگی	چولگی	حداقل	حداکثر	انحراف معیار	میانگین	
۹۸	۲.۹۶	۹۱۵	۳۰۴,۳۴۳	۵۹,۴۳۴	۴۰,۲۳۵	تهران
۱۱.۸	۳.۲۳	۱۱۰۹	۱۱۸,۲۹۱	۲۲,۰۲۲	۱۶,۰۴۹	اصفهان
۱۱.۶	۳.۲۷	۱۰۳۶	۱۰۱,۶۸۹	۱۹,۱۷۰	۱۳,۸۳۰	کرج
۱۲.۱	۳.۳۳	۹۸۵	۹۹,۵۷۱	۱۸,۶۸۱	۱۳,۱۰۶	شیراز
۱۳.۲	۳.۳۷	۹۱۵	۹۵,۲۰۳	۱۷,۱۵۴	۱۲,۵۵۵	تبریز
۱۰.۴	۳.۰۴	۸۲۲	۹۴,۴۹۹	۱۸,۰۲۳	۱۳,۶۶۵	اراک
۱۴.۶	۳.۵۴	۸۱۷	۸۴,۰۵۸	۱۴,۷۱۶	۱۱,۱۹۰	مشهد
۱۴.۰	۳.۳۹	۷۰۷	۸۳,۶۰۰	۱۴,۶۶۱	۱۱,۳۵۳	قم
۱۳.۶	۳.۴۹	۸۴۵	۷۶,۸۱۰	۱۳,۸۵۹	۱۰,۱۹۶	بندرعباس
۱۱.۱	۳.۰۷	۱۱۳۳	۷۴,۹۰۰	۱۳,۶۴۵	۱۱,۸۲۱	قزوین
۱۱.۵	۳.۱۴	۶۴۳	۷۲,۵۲۲	۱۳,۲۸۲	۱۰,۷۶۱	همدان
۱۳.۱	۳.۳۲	۷۳۹	۶۹,۸۸۱	۱۲,۳۸۶	۱۰,۱۶۰	زنجان
۱۵.۲	۳.۶۱	۸۱۴	۶۲,۸۸۶	۱۰,۸۱۶	۸,۸۳۷	بوشهر
۱۲.۹	۳.۳۴	۸۳۰	۵۹,۱۱۵	۱۰,۵۲۶	۸,۹۹۴	اهواز
۱۱.۷	۳.۲۶	۹۳۵	۵۳,۳۲۱	۹,۸۳۲	۸,۰۹۳	ساری
۱۲.۵	۳.۲۴	۶۱۰	۵۲,۸۹۹	۹,۴۵۶	۷,۸۴۱	اردبیل
۱۲.۲	۳.۲۱	۵۲۱	۵۱,۴۲۰	۹,۳۰۵	۷,۴۰۶	ارومیه
۱۲.۲	۳.۲۰	۷۰۳	۴۹,۲۲۷	۸,۷۶۵	۷,۷۱۴	شهرکرد
۱۲.۰	۳.۰۶	۶۶۳	۴۶,۸۹۴	۸,۱۴۶	۸,۱۲۷	سمنان
۸.۳	۲.۵۴	۶۹۷	۴۴,۹۴۶	۸,۳۶۹	۸,۳۷۱	سندج
۱۷.۵	۳.۹۵	۷۸۲	۶۶,۹۴۰	۱۱,۵۵۳	۷,۴۱۵	زاهدان
۱۲.۲	۳.۲۴	۶۴۴	۳۸,۴۹۲	۶,۸۶۳	۶,۰۸۹	کرمان
۱۳.۰	۳.۲۸	۶۵۷	۳۴,۳۳۶	۵,۹۹۸	۵,۴۰۵	یزد
۱۳.۹	۳.۴۱	۵۸۵	۳۳,۳۲۶	۵,۷۱۱	۵,۳۷۸	ایلام
۱۰.۱	۲.۸۶	۶۴۲	۲۸,۶۴۷	۵,۱۱۹	۵,۶۳۳	خرم‌آباد
۱۱.۹	۳.۰۶	۶۷۴	۱۵,۷۵۶	۲,۶۲۴	۳,۳۶۸	یاسوج

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج تخمین آزمون $\text{Log } t$ به منظور بررسی همگرایی باشگاهی میان قیمت مسکن در شهرهای مختلف کشور برای کل نمونه در جدول ۲ آورده شده است. این نتایج نشان می‌دهد -

بررسی هم‌گرایی قیمت مسکن ... (روزبه بالونزاد نوری و امیرعلی فرهنگ) ۴۳

دهد که با توجه به اینکه مقدار آماره $t(-۸۷.۰۴)$ از صفر کوچکتر است، فرضیه صفر مبنی بر وجود هم‌گرایی در کل نمونه رد می‌شود که در واقع این همان نتیجه آزمون هم‌گرایی بتا می‌باشد. با این حال در ادامه با هدف بررسی امکان تشکیل زیر گروه‌هایی از شهرها با امکان هم‌گرایی در قیمت مسکن آنها، رویکرد خوشه‌ای معرفی شده توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) به کار گرفته شد. در این رویکرد، امکان هم‌گرایی قیمت مسکن به مقادیر تعادل یکنواخت خود در زیر گروه‌هایی از شهرها مورد بررسی قرار خواهد گرفت.

جدول ۲. نتایج تخمین آزمون $\text{Log } t$ دوره زمانی ۱۳۹۱:۱-۱۴۰۰:۷

ضریب بتا	انحراف معیار	آماره t	سطح معناداری
-۱.۶۳	۰.۰۱۹	-۸۷.۰۴	۰.۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج تخمین $\text{Log } t$ با فرآیند پیش گفته شده در جدول ۳ آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد که در دسته بندی اولیه، چهار شهر تهران، اصفهان، ایلام و یاسوج دارای هم‌گرایی در قیمت مسکن نیستند. با این حال برای باقی شهرها نتیجه آزمون $\text{Log } t$ مثبت و معنادار بوده که نشان‌دهنده وجود هم‌گرایی باشگاهی در میان اعضای هر یک از باشگاه‌ها است.

جدول ۳. بررسی وجود هم‌گرایی باشگاهی در میان اعضای باشگاه‌ها

باشگاه	تعداد واحد	ضریب	آماره t	اعضاء باشگاه
باشگاه ۱	۴	۰.۷۲۳	۸.۱	کرج، شیراز، اراک، تبریز
باشگاه ۲	۱۰	۰.۰۲۱	۱۱.۰۱	مشهد، قزوین، قم، بندرعباس، همدان، رشت، زنجان، کرمانشاه، گرگان، ارومیه
باشگاه ۳	۸	۰.۲۹	۱.۷	بوشهر، ساری، اردبیل، اهواز، سنندج، شهرکرد، سمنان، زاهدان
باشگاه ۴	۱.۱۲	۰.۳۹۹	۲.۸۲	کرمان، یزد، خرم‌آباد
واگرایی				تهران، اصفهان، ایلام، یاسوج

منبع: محاسبات تحقیق

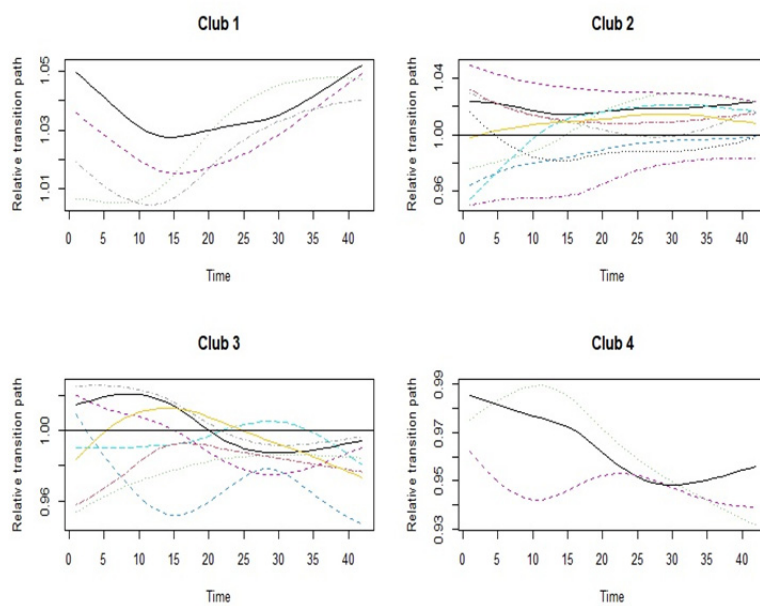
الگوریتم معرفی شده توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) برای تعیین همگرایی باشگاهی بسیار محافظه کارانه بوده و این امکان وجود دارد در فرآیند یافتن باشگاه‌ها، تعدادی بیش از مقادیر صحیح را شناسایی کند. از این رو لازم است فرآیند بررسی امکان ادغام باشگاه‌های اولیه و یافتن باشگاهی بزرگتر که رفتار همگرایی قیمت را داشته باشد انجام شود (فیلیپس و سول، ۲۰۰۹). در این راستا نتایج محاسبات بر اساس الگوریتم وون لینکر و تونسن von Lyncker and Thoennessen (۲۰۱۷: ۵۲۶-۵۲۹) که بهبود یافته الگوریتم معرفی شده توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) می‌باشد، نشان داد که هیچ یک از باشگاه‌ها با یکدیگر قابلیت ادغام نداشته و تعداد باشگاه‌ها چهار است.

نتایج رگرسیون Log t برای باشگاه ۱ در خصوص همگرایی قیمت نشان می‌دهد که آماره t برابر ۸.۱ بوده و با توجه به بزرگتر از صفر بودن این آماره، فرضیه صفر مبنی بر وجود همگرایی در میان چهار عضو این باشگاه (کرج، شیراز، اراک، تبریز) رد نمی‌شود. در این چارچوب باشگاه ۲ دارای ۱۰ عضو (آماره t = ۱۱.۰۱)، باشگاه ۳ دارای ۸ عضو (آماره t = ۱.۷) و باشگاه ۴ نیز دارای ۳ عضو (آماره t = ۲.۸۲) بوده که همگی معنادار هستند. یکی دیگر از نکات قابل توجه در نتایج بدست آمده، مشاهده فرم ضعیف همسایگی جغرافیایی (Geographical Neighborhood) میان اعضای باشگاه‌ها می‌باشد که در مطالعات مختلف از جمله پولافسکی و رای Pollakowski and Ray (۱۹۹۷: ۱۱۱) به آن اشاره شده است. در واقع این نتایج نشان می‌دهد که رابطه فضایی (Spatial relationship) قیمت مسکن در شهرهای همجوار، بطور لزوم قوی‌تر از شهرهای غیر همجوار نیست. به بیان دیگر، دسته-بندی باشگاه‌های همگرایی قیمت مسکن با تعاریف مرسوم از مناطق اقتصادی (Economic zones) سازگار نیست. این نشان می‌دهد که در این دست از مطالعات اگر برای نشان دادن تفاوت‌های منطقه‌ای از روش‌هایی مثل اضافه کردن متغیر موهومی (Dummy) استفاده شود، ضرایب ممکن است اثر کامل متغیرهای مهم حذف شده مبتنی بر تفاوت‌های جغرافیایی را نشان ندهند (کیم و روس Kim and Rous، ۲۰۱۲: ۱۸۱).

در شکل ۱ فرآیند حرکت به سمت تعادل یکنواخت در هر یک از باشگاه‌ها آورده شده که از رابطه ۱۲ قابل محاسبه است (در رابطه زیر N_s نشان دهنده تعداد شهرها در باشگاه s می‌باشد):

$$N_{s,it} = \frac{\ln p_{s,it}}{N_s^{-1} \sum_{i=1}^{N_s} \ln p_{s,it}} \quad (12)$$

شکل ۱ نشان می‌دهد که با وجود رد فرضیه همگرایی در کل نمونه، قیمت مسکن در هر باشگاه به تعادل یکنواخت خود همگرا می‌باشد که البته این حرکت در هر باشگاه در طی زمان متفاوت می‌باشد. بطور نمونه در باشگاه ۱، طی دوره مورد بررسی (۱۳۷۹ تا ۱۳۹۹)، این همگرایی بیشتر شده است و یا در باشگاه ۲ این حرکت و همگرایی به سمت مسیر گذار نسبی وجود داشته و طی زمان تقویت نیز شده است.

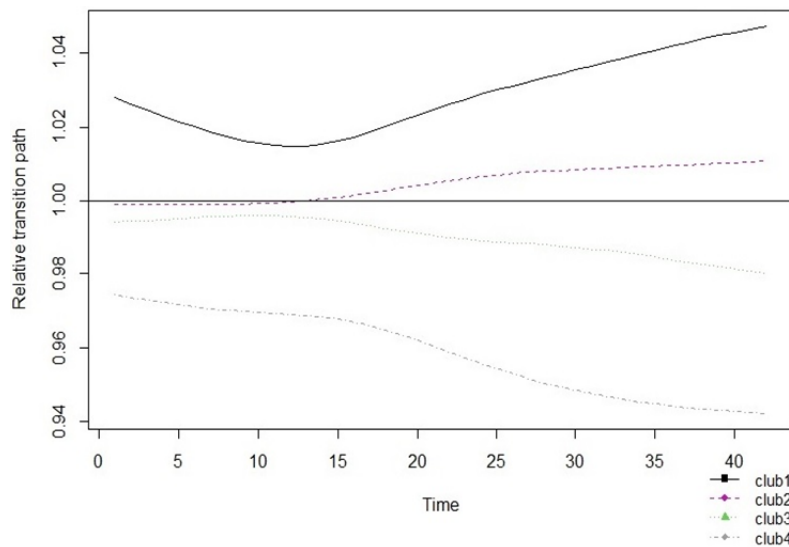


شکل ۱. فرآیند حرکت به سمت تعادل یکنواخت در هر یک از باشگاه‌ها

منبع: محاسبات تحقیق

یکی دیگر از نتایج قابل توجه در تحولات قیمت مسکن در هر باشگاه، پویایی‌های ناهمگن مسیر گذار قیمت هر یک از اعضای باشگاه‌ها است که بیانگر ناهمگنی مقطعی و زمانی در اعضای هر باشگاه می‌باشد. به این صورت که در شکل ۲ هر یک از منحنی‌ها نشان می‌دهد که این ناهمگنی در میان اعضای باشگاه‌ها طی دوره مورد بررسی در باشگاه ۲ و ۳ تمایل به همگرایی به سمت عدد یک و در باشگاه ۱ و ۴ تمایل به همگرایی به سمت میانگین گذار آن باشگاه دارد (خط مشکی)؛ البته این حرکت و همگرایی در میان اعضای هر باشگاه به صورت‌های مختلف بروز کرده است.

در شکل ۲ میانگین مسیر انتقال نسبی هر یک از باشگاه آورده شده است. این نتایج نشان می‌دهد که میانگین مسیر انتقال باشگاه‌های ۱ تا ۳ تا سال ۱۳۸۶ به سمت تعادل بلندمدت همگرا و پس آن واگرا شده است که البته برای باشگاه ۴ این مسیر از ابتدای بازه مورد بررسی واگرا بوده است.



شکل ۲. میانگین مسیر انتقال نسبی هر یک از باشگاه
منبع: محاسبات تحقیق

۵. نتیجه گیری و پیشنهادهای سیاستی

در سال‌های اخیر یکی از حوزه‌های مورد توجه اقتصاد مسکن، بحث همگرایی قیمت است. به این مفهوم که قیمت‌های مسکن در نقاط مختلف در طول زمان در ارتباط با یکدیگر چگونه رفتار و نوسانات قیمت در یک یا چند منطقه به صورت به چه نحو منجر به حرکات مشابه قیمت در سایر نواحی می‌شود. با توجه به اهمیت این موضوع، در پژوهش حاضر با هدف بررسی همگرایی قیمت در بازار مسکن، قیمت مسکن مراکز استان کشور با استفاده از داده‌های شش ماهه در بازه زمانی ۱۳۷۹:۱-۱۳۹۹:۲ مورد بررسی قرار گرفت.

بر اساس نتایج آزمون $\text{Log } t$ در بازه زمانی مورد بررسی، فرضیه صفر مبنی بر وجود هم‌گرایی در کل نمونه رد نمی‌شود. همچنین در بخش دیگر پژوهش، رویکرد خوشه‌ای با هدف بررسی امکان تشکیل زیر گروه‌هایی از مناطق با امکان هم‌گرایی در قیمت مسکن در آنها، به کار گرفته شد. نتایج تخمین آزمون $\text{Log } t$ نشان داد که شهرهای تهران، اصفهان، ایلام و یاسوج رفتار واگرایی داشته و وجود هم‌گرایی باشگاهی در میان اعضای هر یک از چهار باشگاه دیگر نیز تایید گردید.

یکی دیگر از نکات قابل توجه، مشاهده فرم به نسبت ضعیف همسایگی جغرافیایی میان برخی اعضای باشگاه‌ها بوده که نشان می‌دهد رابطه فضایی قیمت مسکن در شهرهای همجوار بطور لزوم قوی‌تر از شهرهای غیرهمجوار نیست. به بیان دیگر، دسته‌بندی باشگاه در هم‌گرایی قیمت مسکن، با تعاریف مرسوم از مناطق اقتصادی سازگار نمی‌باشد. پویایی‌های ناهمگن مسیر گذار قیمت هر یک از اعضای باشگاه‌ها، از دیگر نتایج قابل توجه در تحولات قیمت مسکن در هر باشگاه است که بیان‌گر ناهمگنی مقطعی و زمانی در اعضای هر باشگاه می‌باشد.

نتایج پژوهش نشان داد که طی بازه زمانی مورد بررسی، شدت هم‌گرایی در باشگاه ۲ از سایر باشگاه‌ها شدیدتر بوده است. به این مفهوم که تغییرات قیمت در این شهرها با شدت بیشتری به مقدار تعادلی همگرا خواهد بود که این هم‌گرایی با افزایش قیمت مسکن در سال‌های اخیر بیشتر نیز شده است. با این حال در برخی دیگر از باشگاه‌ها از جمله باشگاه ۳، این هم‌گرایی در میان همه اعضا به یک صورت بروز نکرده و حتی در سال‌های اخیر در برخی از شهرها رفتار واگرایی دیده می‌شود. به بیان دیگر در برخی شهرها یک دسته از عوامل موجب شده که قیمت در بلندمدت به یک تعادل همگرا و در برخی دیگر از شهرها نیز واگرایی رخ دهد. مطالعات مختلف نشان داده که عوامل مختلفی می‌تواند موجب این تفاوت در رفتار شهرهای مختلف باشد که از آن جمله می‌توان به رشد جمعیت، سیاست‌های بازار مسکن، سطح آموزش، میزان امکانات شهری و اثرات تغییرات اقلیم اشاره کرد (کیم و روس Kim and Rous, ۲۰۱۲: ۱۷۶).

در نهایت باید اشاره که نتایج پژوهش نشان داد که میانگین مسیر انتقال باشگاه‌ها از یک دوره‌ای به بعد نسبت به تعادل بلندمدت واگرا شده است (برای باشگاه ۴ از ابتدای بازه مورد بررسی واگرا بوده است). این امر بیان‌گر آن است که با شدت یافتن این واگرایی، در عمل

سیاست‌گذاری به منظور مدیریت نوسانات بازار دشوارتر خواهد شد. زیرا لازم است با توجه به شرایط هر باشگاه، سیاست مختص آن باشگاه اتخاذ گردد. به طور نمونه اگر هدف سیاست‌گذار اتخاذ یک سیاست مالیاتی برای مدیریت بازار مسکن باشد، آنگاه وجود این واگرایی موجب خواهد شد لحاظ هر یک از استان‌ها و یا شهرها به عنوان مبنای تصمیم‌گیری موجب بدتر شدن شرایط و یا حداقل بی‌اثر بودن آن سیاست در شهرهای عضو سایر باشگاه شود. یا به نحو مشابه، با توجه به اینکه در ایران هزینه‌ها مسکن بخش عمده‌ای از هزینه‌های بودجه خانوار را به خود اختصاص می‌دهد، با تشدید این واگرایی و اثرات منفی قیمت مسکن بر رفاه خانوار، آنگاه اندازه و ابعاد سیاست‌های حمایتی به منظور جبران رفاه نیز به تبع میان استان‌ها باید متفاوت باشد که این امر بر پیچیدگی فرآیند سیاست‌گذاری خواهد افزود.

کتاب‌نامه

- اربابیان، شیرین؛ قاسمی، محمدرضا و عزیزی، زهرا. (۱۳۹۸). تحلیل تکانه‌های موثر بر قیمت مسکن در ایران و بررسی همگرایی آن با بازار مسکن کشورهای منتخب، فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی، ۷(۲۷)، ۱۰۵-۱۳۲.
- دژپسند، فرهاد و محتوی، لادن. (۱۳۹۳). بررسی همگرایی بلند مدت قیمت مسکن در مناطق شهر تهران، فصلنامه علوم اقتصادی، ۸(۲۶)، ۹۴-۷۷.
- قلی‌زاده، علی اکبر و مریم نوروزی نژاد، مریم. (۱۳۹۸). پویایی‌های قیمت مسکن و نوسانات اقتصادی در ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۱۰(۳۶)، ۳۷-۷۴.

- Álvarez-Román, L., & García-Posada, M. (2021). Are house prices overvalued in Spain? A regional approach. *Economic Modelling*, 99, 105499.
- Antonakakis, N., Chatziantoniou, I., & Gabauer, D. (2021). A regional decomposition of US housing prices and volume: market dynamics and Portfolio diversification. *The Annals of Regional Science*, 66(2), 279-307.
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1990). Economic growth and convergence across the United States. *Journal of Political Economy*, 86(4), 549- 580.
- Canarella, G., Gil-Alana, L., Gupta, R., & Miller, S. M. (2021). Persistence and cyclical dynamics of US and UK house prices: Evidence from over 150 years of data. *Urban Studies*, 58(1), 53-72.

- Caselli, F., Esquivel, G., & Lefort, F. (1996). Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics. *Journal of economic growth*, 1(3), 363-389.
- Churchill, S. a., Inekwe, J. and Ivanovski, K. (2018). House price convergence: Evidence from Australian cities, *Economics Letters*, 170, 78–90.
- Durlauf, S. N. and P. A. Johnson (1992). Local Versus Global Convergence across National Economies; NBER Working Paper, No. 3996.
- Fung, M. K., & Cheng, A. C. (2021). *Housing-price Convergence among Cities in China: Absolute or Conditional?*. In Modeling Economic Growth in Contemporary Hong Kong. Emerald Publishing Limited.
- Ganong, P., & Shoag, D. (2017). Why has regional income convergence in the US Declined?. *Journal of Urban Economics*, 102, 76–90.
- Glawe, L., & Wagner, H. (2021). Convergence, divergence, or multiple steady states? New evidence on the institutional development within the European Union. *Journal of Comparative Economics*. 49(3), 860-884.
- Holmes, M. J., & Grimes, A. (2008). Is there long-run convergence among regional house prices in the UK?. *Urban studies*, 45(8), 1531-1544.
- Holmes, M.J., Otero, J., Panagiotidis, T., (2019), Property heterogeneity and convergence club formation among local house prices, *Journal of Housing Economics*, 43, 1-13.
- Kılınc, D., Seven, Ü., & Yetkiner, H. (2017). Financial development convergence: New evidence for the EU. *Central Bank Review*, 17(2), 47-54.
- Kim, Y. S., & Rous, J. J. (2012). House price convergence: Evidence from US state and metropolitan area panels. *Journal of Housing Economics*, 21(2), 169-186.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.
- Li, X., Zhang, D., Zhang, T., Ji, Q., & Lucey, B. (2021). Awareness, energy consumption and pro-environmental choices of Chinese households. *Journal of Cleaner Production*, 279, 123734.
- Mankiw, N., Romer, D., Weil, D. (1992). A Contribution of the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 2 (107), 407–437.
- Matsuki, T., & Pan, L. (2021). Per capita carbon emissions convergence in developing Asia: A century of evidence from covariate unit root test with endogenous structural breaks. *Energy Economics*, 99, 105326.
- Maynou, L., Monfort, M., Bruce Morley, B. & Ordonez, J. (2021). Club convergence in European housing prices: The role of macroeconomic and housing market fundamentals, *Economic Modelling*, 103, 1-22.
- McMillan, D. G., & Speight, A. (2010). Bubbles in UK house prices: Evidence from ESTR models. *International Review of Applied Economics*, 24(4), 437-452.
- Meen, G. (1999). Regional house prices and the ripple effect: a new interpretation. *Housing studies*, 14(6), 733-753.

- Miles, W. (2019). Regional convergence and structural change in US housing markets. *Regional Studies, Regional Science*, 6(1), 520-538.
- Monfort, P. (2008). Convergence of EU regions. Measures and evolution. European Union Regional, Policy Working Papers No. 01/2008.
- Montañés, A., Olmos, L., (2013). Convergence in us house prices. *Economic Letter*, 121 (2), 152-155.
- Muellbauer, J., & Murphy, A. (2008). Housing markets and the economy: the assessment. *Oxford review of economic policy*, 24(1), 1-33.
- Nigon, T. (2020). Convergence on the Swedish housing market a study of Stockholm, Gothenburg, and Malmo (Doctoral dissertation).
- ollakowski, H., Ray, T.,(1997). Housing price diffusion patterns at different aggregation levels: an examination of housing market efficiency. *Journal of Housing Research*, 8(1), 107-124
- Pan, L., & Matsuki, T. (2021). House price convergence in the very long run: new evidence from Fourier quantile unit root test.
- Phillips, P. C. B., & Sul, D. (2007). Transition modeling and econometric convergence tests. *Econometrica*, 75(6), 1771-1855.
- Pollakowski, H. O., & Ray, T. S. (1997). Housing price diffusion patterns at different aggregation levels: an examination of housing market efficiency. *Journal of Housing Research*, 107-124.
- Rose, S., Clark, M., Samouel, P., & Hair, N. (2012). Online customer experience in e-retailing: an empirical model of antecedents and outcomes. *Journal of retailing*, 88(2), 308-322.
- Skórska, A. (2013). Konwergencja czy dywergencja struktur zatrudnienia w Polsce i UE-15? *Studia Ekonomiczne*, 160, 64-72.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 70(1), 65-94.
- Swan, T. W. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic record*, 32(2), 334-361.
- Tomal, M. (2020). Modelling housing rents using spatial autoregressive geographically weighted regression: A case study in Cracow, Poland. *ISPRS International Journal of Geo-Information*, 9(6), 346-356.
- Tomal, M. (2021). Testing for Overall and Cluster Convergence of Housing Rents: Evidence from Polish Provincial Capitals. *Empirical Economics*, 62, 2023-2055.
- Uwatt, U. B. (2019). Housing Sector, Economic Growth and Development: Conceptual Issues and Theoretical Underpinnings. *CBN Economic and Financial Review*. 57(4), 1-16.
- Von Lyncker, K., & Thoennessen, R. (2017). Regional club convergence in the EU: evidence from a panel data analysis. *Empirical Economics*, 52(2), 525-553.

بررسی هم‌گرایی قیمت مسکن ... (روزبه بالونزاد نوری و امیرعلی فرهنگ) ۵۱

Yang, Z., & Pan, Y. (2020). Human capital, housing prices, and regional economic development: Will “vying for talent” through policy succeed?. *Cities*, 98, 102577.

Yunus, N. (2015). Trends and convergence in global housing markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 36, 100-112.