Urban Economics
Vol. 6, No. 1, (2020)
http://ue.ui.ac.ir
Doi: 10.22108/ue.2022.133675.1211

اقتصاد شهری
دوره ٦، شماره ١، توالی ٩، سال ١٤٠٠
صص: ٢٦- ١٣
مقاله پژوهشی

Investigating Club Convergence Dynamics in Housing Prices (Case Study: Tehran City)

Roozbeh Balounejad nouri[1*], Mozhgan Rafat Milani[2]

[1] Faculty member of the Department of Economics, Economic Affairs Research Institute, Tehran, Iran
[2] PhD in Economics, University of Research Sciences, Tehran, Iran

Abstract: The purpose of this paper is to analyze the dynamics of club convergence of housing prices in different areas of Tehran. For this purpose, the log t regression test method and price data in two time periods of no price jump (2012-2018) and the occurrence of housing price jump (2019-2021) were used. Based on the results of the log t-test, in these two time periods, the null hypothesis that there is convergence in the whole sample is not rejected. Also, the existence of club convergence in each of the periods was confirmed. Accordingly, in the period 2012-2018, the regions of Tehran form three clubs, but in the period 2019-2021, price behavior in the regions of Tehran changed and all regions of Tehran became one club and converged into a state of equilibrium. According to the results of the research, it can be said that in case of intensification of convergence, housing market policies will become more difficult than before to manage this market.

Key Words: Housing economics, Housing prices, club convergence.

بررسی پویایی‌های همگرایی باشگاهی قیمت در بازار مسکن (مورد مطالعه: شهر تهران)

روزبه بالونژادنوری*[1]، مژگان رفعت میلانی[2]

۱- استادیار گروه اقتصاد، پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، ایران

۲- دکتری اقتصاد، دانشگاه علوم تحقیقات، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۲/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۵/۱۱

چکیده

هدف مقاله حاضر، تجزیه و تحلیل پویایی‌های همگرایی باشگاهی قیمت مسکن در مناطق مختلف شهر تهران است. برای این منظور از روش آزمون رگرسیون Log t و داده‌های قیمت در دو بازه زمانی عدم جهش قیمت (۱۳۹۶-۱۳۹۱) و بروز جهش قیمت مسکن (۱۴۰۰-۱۳۹۷) استفاده شد. براساس نتایج آزمون Log t، در این دو بازه زمانی، فرضیه صفر مبنی بر وجود همگرایی در کل نمونه رد نمی‌شود. همچنین، وجود همگرایی باشگاهی در هریک از بازه‌های زمانی تأیید شد. براساس این، در دوره ۱۳۹۶-۱۳۹۱، مناطق شهر تهران تشکیل سه باشگاه را می‌دهند؛ اما در دوره (۱۳۹۷:۱-۱۴۰۰:۹)، 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. با توجه به نتایج حاصل از پژوهش، در صورت تشدید همگرایی اتفاق‌افتاده، سیاست‌گذاری‌های بازار مسکن در راستای مدیریت این بازار دشوارتر از قبل خواهد شد.

واژه‌های کلیدی: اقتصاد مسکن، قیمت مسکن، همگرایی باشگاهی.

*** Corresponding Author**: Roozbeh Balounejad nouri
E-mail address: roozbeh_noury@yahoo.com, mo_milani@yahoo.com

2588-4867/ © 2022 University of Isfahan
This is an open access article under the CC BY-NC-ND/4.0/ License (https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

مقدمه

مسکن از دیدگاه اقتصادی، یک کالای اقتصادی است و ویژگی‌هایی دارد که آن را از سایر کالاها متمایز و تحلیل عرضه و تقاضا در بازار آن را پیچیده می‌کند (Kim & Rous, 2012: 171). یکی از حوزه‌های مورد توجه پژوهشگران در سال‌های اخیر در حوزه اقتصاد مسکن، تمرکز بر رابطه متقابل بین قیمت‌های مسکن میان مناطق مختلف است؛ زیرا حرکت مشترک و تعاملات پویای قیمت مسکن در مناطق مختلف می‌تواند پیامدهایی برای خریداران و فروشندگان مسکن، سرمایه‌گذاران، تنظیم‌کننده‌ها و سیاست‌گذاران داشته باشد (Ganioglu & Seven, 2019: 15).

در حوزه بازار مسکن و فرایند تغییر قیمت‌ها در آن، یکی از موضوعات مهم بحث همگرایی[1] قیمت مسکن است. به این مفهوم که قیمت‌های مسکن در نقاط مختلف درطول زمان در ارتباط با یکدیگر چگونه رفتار می‌کنند و نوسانات قیمت در یک یا چند منطقه به‌صورت با وقفه منجر به حرکات مشابه قیمت در سایر نواحی می‌شود؛ این موضوع می‌تواند هم بر سمت عرضه و هم بر سمت تقاضای اقتصاد اثرگذار باشد. باید اشاره کرد موضوع همگرایی در ابتدا بر مبنای مدل سولو[2] (۱۹۵۶) در خصوص مسئله دستیابی به انسجام اقتصادی بین مناطق مختلف در میزان رشد درآمد و کاهش نابرابری مطرح شد؛ با این حال در دهه‌های اخیر در حوزه‌های دیگری ازجمله همگرایی بازار کار، بازار سهام و اوراق قرضه، بازار کالا و بازار مسکن نیز استفاده شده است (Ganioglu & Seven, 2019: 16).

در روش‌های مرسوم استفاده‌شده در مطالعات تجربی، همگرایی[3] از نوع بتا یا سیگما و مواردی مانند اینها استفاده می‌شود. در این روش‌ها به‌صورت کلی تحلیل برای کل دوره و وجود داشتن یا نداشتن همگرایی برای همه مقاطع بررسی می‌شود؛ با این حال در سال ۲۰۰۷ فیلیپس و سول[4] با تحلیل خوشه‌ای[5] نشان دادند ممکن است نحوه حرکت به سمت تعادل میان مقاطع یا واحدهای مختلف متفاوت باشد که این تحلیل با عنوان تحلیل باشگاهی شناخته می‌شود. در این روش این امکان فراهم است که مسیر حرکت به سمت تعادل اعضای هر باشگاه[6] تحلیل شود. همچنین در بُعد فنی نیز برخی از فروض از پیش تحمیل شده به مدل کنار گذاشته شده‌اند.

با توجه به موارد مذکور، هدف مقاله حاضر تجزیه و تحلیل پویایی‌های همگرایی باشگاهی قیمت‌های مسکن مناطق مختلف شهر تهران است که برای این منظور از روش فیلیپس و سول (۲۰۰۷) و داده‌های ماهانه قیمت مسکن مناطق مختلف شهر تهران برای بازه زمانی ۱۳۹۱:۱-۱۴۰۰:۹ استفاده شده است. باید اشاره کرد بازار مسکن شهر تهران از لحاظ تعداد و حجم معاملات به‌طور تقریبی نیمی از معاملات مسکن در کشور را شامل می‌شود؛ ازاین‌رو بررسی آن می‌تواند وضعیت کلی در این بخش از بازار مسکن را به خوبی ترسیم کند.[7] براساس این، در قسمت دوم مقاله، ادبیات پژوهش مرور شده و قسمت سوم روش پژوهش بررسی شده است. در قسمت چهارم با شرحی بر داده‌های آماری، مدل ارائه‌شده در قسمت سوم، تصریح و برآورد می‌شود؛ درنهایت، در قسمت پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادها آورده شده‌اند.

پیشینه پژوهش

مرور ادبیات از دیدگاه نظری

امروزه مسکن و مسائل مربوط به آن یک مسئله جهانی است و برنامه‌ریزان و سیاستگذاران در کشورهای مختلف به دنبال راه‌حل‌هایی برای حل مسائل مربوط به آن هستند (Buckley & Kalarikal, 2005: 240). در اقتصاد، بخش مسکن یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی است که از لحاظ سهم در سبد هزینه خانوار و سهم در تولید ناخالص داخلی و نقش آن در تغییرات شاخص‌های کلان اقتصادی اهمیت زیادی دارد (اربابیان و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۱۰). همچنین مسکن اصلی‌ترین دارایی در سبد دارایی خانوارها است؛ ازاین‌رو، اصلاحات شدید در قیمت مسکن که به‌طور نمونه پس از بحران مالی جهانی[8] (GFC) ۲۰۰۸-۲۰۰۷ رخ داد، علاوه بر بخش تولید، تأثیرات جدی بر ثروت و مصرف خانوارها در بسیاری از کشورها خواهد داشت. بنابراین، پویایی قیمت مسکن از منظر اقتصاد خرد و کلان می‌تواند اثرات وسیع به همراه داشته باشد (Seven, 2019: 22)؛ ازاین‌رو در سال‌های اخیر، بررسی رفتار

[1] Convergence
[2] Solow
[3] Convergence
[4] Philips and Soul
[5] Cluster Analysis
[6] Club
[7] بانک اطلاعات مرکز آمار ایران، بخش داده‌های بخش ساختمان
[8] Global Financial Crisis

منطقه‌ای قیمت مسکن و به‌طور مشخص همگرایی آن یکی از حوزه‌های درخور توجه پژوهشگران بوده است.

فرضیه همگرایی نخستین‌بار در مدل رشد سولو[۱] (۱۹۵۶) بیان شد که تمرکز آن نیز بر همگرایی درآمد[۲] است و به‌عنوان همگرایی مطلق[۳] شناخته می‌شود. این فرضیه بعدها توسط نظریه رشد درون‌زا دچار چالش شد؛ اما با توجه به نتایج تجربی غیرقطعی در آن، دربارهٔ اعتبار آن اختلاف‌نظر است. به‌طور معمول در مطالعات تجربی برای آزمون فرضیه همگرایی، پژوهشگران مفاهیم مختلف همگرایی ازجمله همگرایی مطلق، همگرایی مشروط[۴] و جبرانی[۵] را بررسی کرده‌اند. باید اشاره کرد مفهوم همگرایی ابتدا در مدل‌های رشد و برای توصیف وضعیت بلندمدت درآمد سرانه کشورها نسبت به یکدیگر طرح شد؛ با این حال در طول زمان، این مفهوم در سایر مباحث اقتصادی نیز به کار گرفته شده است.

بارو و سالائی مارتین[۶] (۱۹۹۲ و ۱۹۹۱) ازجمله کسانی بودند که به‌طور گسترده‌تری مفهوم همگرایی را معرفی و بیان کردند این امکان وجود دارد که کشورها دو سطح متفاوت از پایداری را داشته باشند. بعدها دورلاف و جانسون[۷] (۱۹۹۵) فرضیه جایگزین دیگری را به‌صورت مدل تعادل چندگانه در رفتار رشد اقتصادی مطرح کردند. براساس این فرضیه، همگرایی اقتصادها به‌صورت محلی[۸] خواهد بود؛ ازاین‌رو، به تدریج در ادبیات رشد اقتصادی، دامنه تعریف مفاهیم همگرایی وسعت یافت و به سه دسته اصلی همگرایی بتا[۹] (مطلق و شرطی)، همگرایی سیگما[۱۰] و همگرایی باشگاهی[۱۱] تقسیم شد (Drastikova & Ostrava, 2012: 109). فرضیه همگرایی باشگاهی به کشورهایی اشاره دارد که دارای سطوح اولیه مشابهی از توسعه اقتصادی ازنظر شباهت در ترجیحات، فناوری‌ها، سیاست‌های دولت و روند همگرایی محلی‌اند (Hadizadeh, 2019: 440).

در خصوص بازار مسکن، محققان، بیشتر بازارهای مسکن را در سطح منطقه‌ای تجزیه و تحلیل می‌کنند؛ ازاین‌رو اگر 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، از لحاظ نظری این پرسش که آیا روند قیمت مسکن در یک منطقه می‌تواند بر روندهای قیمت در سایر نواحی تأثیر بگذارد، با توجه به خصوصیات مسکن و بازار آن مسئله‌ای 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، به‌ویژه مناطق بزرگ شهری به‌صورت با وقفه منجر به حرکات مشابه قیمت در سایر نواحی می‌شود (دژپسند و محتوی، ۱۳۹۲). این موضوع اهمیت بحث همگرایی (باشگاهی) در قیمت مسکن را بیش‌ازپیش آشکار می‌کند (Miles, 2019: 525).

همچنین این پرسش از دید اقتصادسنجی فضایی می‌تواند بررسی شود. فرایند تحلیل داده‌های قیمت مسکن و رشد آن که به نوعی داده‌های فضایی‌اند، از وابستگی فضایی تأثیر می‌گیرد. این بدان معنا است که قیمت مسکن و تغییرات آن در یک ناحیه سبب تغییرات قیمت مسکن در نواحی هم‌جوار می‌شود. نکته دیگر در ارتباط با قیمت مسکن در نواحی مختلف شهری، ناهمسانی در وابستگی فضایی است. این موضوع نشان می‌دهد انحراف در مشاهدات وابستگی فضایی در تغییرات قیمت مسکن بین نواحی مختلف در طول زمان وجود دارد؛ به‌طوری‌که اثر وابستگی فضایی بین مناطق شهری در زمان افزایش قیمت، با زمان کاهش قیمت مسکن متفاوت است. (حکمت و همکاران، ۱۴۰۰: ۴۸۰).

مروری بر مبانی نظری و روش‌های بررسی همگرایی در بازار مسکن نشان می‌دهد این حوزه از بحث درحال تکامل بوده و موضوع از روش‌های مختلف سنجش شده است. براساس

---

[1] Solow

[۲] فرضیه همگرایی مطلق پیش‌بینی می‌کند با فرض احتمال جایگزینی و کاهش بازده عوامل تولید و همچنین پارامترهای رفتاری مشابه، کشورها به سمت یک مسیر رشد متوازن مشترک حرکت می‌کنند.

[3] Absolute convergence

[۴] فرضیه همگرایی مشروط (*Conditional convergence*) حاکی از آن است که اقتصادها به حالت ثابت خود همگرا می‌شوند.

[5] Catching-up hypothesis

[6] Barro and Sala-I-Martin

[7] Durlauf and Johnson

[8] Local

[۹] همگرایی بتا Beta convergence زمانی رخ می‌دهد که کشورهای فقیر با سرعت بیشتری نسبت به کشورهای ثروتمند رشد کنند.

[۱۰] همگرایی سیگما Sigma convergence زمانی رخ می‌دهد که پراکندگی درآمد سرانه میان کشورهای فقیر و ثروتمند در طول زمان کاهش یابد.

[۱۱] در همگرایی باشگاهی Convergence clubs کشورهایی با شرایط اولیه مشابه در بلندمدت به سمت کشورها با وضعیت پایدار مشترک حرکت می‌کنند.

این، می‌توان روش‌های مذکور را به دو دسته کلی تقسیم کرد که در ادامه بررسی خواهند شد.

الف) آزمون‌های همگرایی سنتی (مرسوم)

در چارچوب مبانی نظری، آزمون‌های همگرایی سنتی را می‌توان به سه دسته تقسیم کرد. نخستین دسته از آزمون‌ها، به اصطلاح «همگرایی- β[1]» نامیده می‌شود. در زمینهٔ قیمت مسکن در شهرها، این نوع همگرایی بررسی می‌کند آیا شهرهایی با قیمت اولیه مسکن پایین، نرخ رشد قیمت بالاتری خواهند داشت یا خیر. وجود همگرایی- β را می‌توان با معادله رگرسیونی به‌صورت زیر بررسی کرد:

$$\frac{Ln\left(\frac{p_{iT}}{p_{i0}}\right)}{T} = \gamma + \beta\, Ln\, p_{i0} + \epsilon_i \qquad (۱)$$

در رابطه بالا PiT قیمت مسکن شهر (منطقه) i در زمان T، $Pi0$ قیمت اولیه مسکن شهر (منطقه) i و سمت چپ رابطه بالا نشان‌دهندهٔ میانگین نرخ رشد قیمت مسکن است. در مدل همگرایی- β، وجود ضریب شیب منفی و معنی‌دار در رگرسیون نشان‌دهندهٔ یک همگرایی نهایی[2] است. همچنین در مدل همگرایی- β در صورتی که متغیرهای کنترلی در معادله ۱ لحاظ شوند، امکان بررسی همگرایی شرطی فراهم خواهد شد. یکی از نقاط ضعف رویکرد بالا این است که معادله ۱ تنها یک رگرسیون مقطعی است و ازاین‌رو نوسان قیمت مسکن[3] را در طول زمان در نظر نمی‌گیرد.

دومین رویکرد کلاسیک مطالعه همگرایی مبتنی بر «همگرایی- σ[4]» است. این نوع همگرایی برای اندازه‌گیری انحراف استاندارد مقطعی[5] 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 همگرایی- σ حاوی اطلاعات کمی از وضعیت حوزه مورد بررسی است (Tomal, 2020: 15). برخلاف مفهوم همگرایی- σ، وجود شوک‌های تصادفی، محققان را به فرموله‌کردن یک مفهوم سری زمانی از همگرایی سوق داده است که به‌طور معمول به همگرایی تصادفی[6] شناخته می‌شود (Kim & Rous, 2012: 172). در رویکرد همگرایی تصادفی، قیمت مسکن در دو شهر به‌طور تصادفی همگرا می‌شود، اگر:

$$\lim_{K\to\infty}\left(Lnp_{i,t+k} - Lnp_{j,t+k} \,|I_t\right) = 0 \qquad (۲)$$

در رابطه فوق، I مجموعه اطلاعات در زمان t را نشان می‌دهد. معادله ۲ زمانی برآورده می‌شود که یک بردار همجمعی [۱، ۱] برای سری‌های $\ln pi,t$ و $\ln pj,t$ وجود داشته باشد؛ بنابراین، آزمون این نوع همگرایی مستلزم محاسبه سری زیر است:

$$\mathrm{d}\ln p_{ij_t} = \ln p_{it} - \ln \mathrm{p}_{jt} \qquad (۳)$$

اگر سری $\mathrm{dln}P_{ij_t}$ ایستا باشد، همگرایی وجود خواهد داشت. برای $N>۲$ شهرهای سری زمانی فوق به‌صورت زیر تعریف شده است:

$$d\, Ln\, p_{it} = Ln\, p_{it} - \overline{Ln\, p_t} \qquad (٤)$$

که در آن، $\overline{Ln\, p_t}$ میانگین مقطعی قیمت مسکن در زمان t است. رویکرد تصادفی فرض می‌کند شهرها (مناطق) باید همگن باشند که برای آزمایش همگرایی بین شهرها پذیرفتنی نیست (Tomal, 2020: 20).

ب) آزمون همگرایی *Log t*

کاستی‌های آزمون‌های همگرایی مرسوم، محققان را به دنبال روش‌های جدیدی برای آزمایش همگرایی در بازار مسکن ترغیب کرده است. در این راستا فیلیپس و سول (۲۰۰۷) یک رویکرد نوآورانه را پیشنهاد کردند که به آزمون رگرسیون Log t شناخته می‌شود و در مقایسه با آزمون‌های سنتی، مزایای مختلفی دارد؛ ازجمله عدم تحمیل فروض خاص، عدم وجود ریشه واحد و لحاظ همگنی بین مقاطع که به همین دلیل در این مطالعه نیز از آن استفاده شده است و در بخش سوم از پژوهش به‌طور کامل تشریح خواهد شد.

مروری بر پیشینه پژوهش

مطالعات انجام‌شده در داخل

حکمت و همکارن (۱٤۰۰) ناهمسانی در وابستگی فضایی تغییرات قیمت مسکن در بازار مسکن نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران را بررسی کردند. بدین‌منظور، در این پژوهش با استفاده

[1] β-convergence
[2] Final convergence
[3] Housing prices fluctuate
[4] σ-convergence
[5] Cross-sectional standard deviation
[6] stochastic convergence

از تخمین مدل فضایی پانل اثر ثابت پویا، اثر متغیرهایی مؤثر بر نرخ رشد قیمت مسکن نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران برآورد شده است. نتایج آزمون‌ها بیان‌کنندهٔ وجود روابط غیرخطی در مدل است. با کمک مدل رگرسیون فضایی انتقال ملایم پانلی، با یک تابع انتقال و تعیین سرریز نرخ رشد قیمت مسکن نواحی هم‌جوار به‌عنوان متغیر انتقال، مشخص شد وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران در شرایط رونق بیشتر از شرایط رکود است و نوعی ناهمسانی در وابستگی فضایی نرخ رشد قیمت مسکن بین نواحی شهر تهران در طول زمان وجود دارد.

اربابیان و همکاران (۱۳۹۸) عوامل مؤثر بر قیمت مسکن ازجمله شاخص سهام، نقدینگی، قیمت طلا و تکانه‌های ناشی از بازار مسکن کشورهای امارات متحده عربی، ترکیه، یونان و قبرس و همچنین همگرایی قیمت مسکن بین کشور ایران و کشورهای مذکور را بررسی کرده‌اند. در این پژوهش به‌منظور تحلیل تأثیر تکانه‌ها از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری و برای بررسی همگرایی شاخص قیمت مسکن ایران و کشورهای منتخب، از مدل جوهانسون[1] با داده‌های فصلی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۵ استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند تکانه‌های قیمت مسکن کشورهای منتخب، تأثیری بر قیمت مسکن ایران ندارند. از دیگر نتایج پژوهش، تأیید وجود رابطه همگرایی بین شاخص قیمت مسکن ایران و کشورهای منتخب در بلندمدت است.

سلمانی و همکاران (۱۳۹٤) همگرایی سطح قیمت‌ها در صنعت مسکن بین استان‌های ایران را با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد *ADF*، *DF-GLS* و *KPSS* برای دوره زمانی فروردین ۱۳۸٦ تا فروردین ۱۳۹۱ بررسی کردند. نتایج نشان می‌دهند همگرایی قیمت‌های مسکن بین استان‌های ایران با توجه به آزمون‌های ریشه واحد *ADF* و *DF-GLS* در سطح خیلی پایین و براساس آزمون *KPSS* در سطح متوسطی قرار دارد.

اسدی (۱۳۹٤) در پایان‌نامه خود، همگرایی قیمت مواد خوراکی (کالای قابل مبادله) و مسکن (کالای غیر قابل مبادله) را با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرفی این دو گروه کالایی، در دوره ۱۳۹۳-۱۳۸٦ و با بهره‌گیری از رویکرد جفت قیمتی پسران (۲۰۰۵) بین استان‌های ایران بررسی کرد. نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF، DF-GLS و KPSS نشان دادند نسبت فراوانی همگرایی قیمت مسکن در کشور، کمتر از همگرایی قیمت مواد خوراکی است که به‌علت غیرقابل مبادله بودن و عدم آربیتراژ مسکن امری طبیعی است.

دژپسند و محتوی (۱۳۹۲) ارتباط بلندمدت قیمت‌های مسکن مناطق تهران را آزمودند و همگرایی قیمت‌های مسکن در مناطق شهر تهران را با استفاده از روش جوهانسون بررسی کرده‌اند. نتایج حاصل از آزمون‌های همگرایی داده‌های فصلی قیمت مسکن برای سال‌های ۸۸-۱۳۷۲ نشان می‌دهند همه مناطق شهر تهران در بلندمدت رفتار تعادلی مشابهی نداشته‌اند و قیمت‌های مسکن در تمام مناطق این شهر همگرا نیست.

مطالعات انجام‌شده در خارج

آلوارز رومن و قارسیا پاسدا[2] (۲۰۲۱) در پژوهش خود ارتباط قیمت‌های واقعی مسکن در اسپانیا را با پایه‌های بلندمدت آنها مانند درآمد واقعی سرانه، نرخ بیکاری و تراکم جمعیت بررسی کرده‌اند. یافته‌ها نشان دادند در سال ۲۰۰۷ و اوج رشد بخش مسکن، در بیشتر استان‌های اسپانیا قیمت مسکن بیش از حد ارزش‌گذاری شده است. همچنین دیگر نتایج نشان می‌دهند ناهمگنی منطقه‌ای درخور توجهی در بخش‌های بررسی‌شده وجود داشته است.

ماینو و همکاران (۲۰۲۱) در مطالعه‌ای همگرایی در قیمت مسکن در نمونه‌ای از دوازده کشور اروپایی منطقه یورو را تعیین کرده‌اند. یافته‌های آنان نشان می‌دهند در طول دوره بحران (۲۰۰۸-۲۰۰۷) واگرایی در قیمت مسکن در کشورهای اتحادیه اروپا بروز کرده است.

تومال[3] (۲۰۲۰) در مطالعه خود، این موضوع را بررسی کرد که آیا سرریزهای قابل توجهی در میان باشگاه‌های همگرایی قیمت مسکن در بازار مسکن لهستان وجود دارد یا خیر. در این پژوهش، از مدل *VAR* استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند ضمن وجود همگرایی باشگاهی، اثر سرریز قیمت در بازار مسکن لهستان قوی است.

گانی اوغلو و سون (۲۰۱۹) با استفاده از یک مدل فاکتور غیرخطی متغیر[4] در زمان و داده‌های فصلی قیمت مسکن برای دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۸، همگرایی بلندمدت قیمت مسکن منطقه‌ای در ترکیه را بررسی کردند. نتایج نشان دادند قیمت مسکن در

[1] Johansson

[2] Alvarez-Roman and Garcia-Posada

[3] Tomal

[4] Variable nonlinear factor

۲۶ منطقه نسبت به یکدیگر همگرا نمی‌شود. همچنین مناطق در هفت باشگاه همگرا و یک باشگاه واگرا گروه‌بندی شدند که ناهمگونی و پیچیدگی بازار مسکن ترکیه را تأیید می‌کند.

دمیر و یل دمیر[1] (۲۰۱۷) همگرایی قیمت مسکن در کشورهای *OECD* را بررسی کردند. این فرضیه همگرایی با استفاده از روش سیستم *GMM*[2] برای داده‌های پنل از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ ارزیابی شد. نتایج نشان می‌دهند همگرایی چشمگیری در این گروه از کشورها وجود دارد.

یاناس[3] (۲۰۱۵) درجه همگرایی بین بازار مسکن ده اقتصاد بزرگ دنیا از شمال آمریکا و اروپا و آسیا برای بازه زمانی ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۲ را با استفاده از روش جوهانسون و روش تجزیه واریانس بررسی کرد. بررسی‌ها برای دوره کوتاه‌مدت نشان می‌دهد بازار مسکن جهانی بیشتر در معرض تکانه ناشی از بحران آمریکا قرار می‌گیرد و بازار مسکن آمریکا بر قیمت‌های جهانی تأثیر می‌گذارد؛ اما از آنها تأثیر نمی‌پذیرد. در بلندمدت نیز بازار مسکن این ده کشور همگرا است و در طول زمان همگراتر خواهد شد.

مونتاگنولی و ناگایاسو[4] (۲۰۱۵) با استفاده از منتخبی از روش‌های آماری، همگرایی و سرریز قیمت مسکن در مناطق بریتانیا را تجزیه و تحلیل کردند. نتایج بیان‌کنندهٔ وجود سرریزهای چشمگیری در سراسر باشگاه‌های همگرایی شناسایی‌شده وجود دارد. به‌طور خاص، تأثیر قیمت مسکن در لندن بر قیمت مسکن در سایر مناطق بسیار قوی است.

کیم و روس (۲۰۱۲) در تجزیه و تحلیل خود با استفاده از آزمون همگرایی *Log t* معرفی‌شده توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) نتیجه گرفتند در مناطق بررسی‌شده شواهد کمی از همگرایی کلی وجود دارد؛ در مقابل، شواهد قوی از وجود باشگاه‌های همگرایی چندگانه در مناطق بررسی‌شده به دست آمد.

هولمز و گریمز[5] (۲۰۰۵) همگرایی بلندمدت قیمت‌های منطقه‌ای مسکن انگلستان را بر پایه تجزیه و تحلیل عناصر اصلی و آزمون ریشه واحد بررسی کردند و نشان دادند قیمت‌های منطقه‌ای مسکن بریتانیا در بلندمدت همگرا هستند.

روش انجام پژوهش

بازه زمانی و مکانی پژوهش

در پژوهش حاضر به‌منظور پاسخ به سؤال اصلی پژوهش از داده‌های ماهانه قیمت مسکن مناطق مختلف شهر تهران در بازه زمانی ۱۳۹۱:۱-۱۴۰۰:۹ و براساس حداکثر اطلاعات در دسترس[6] استفاده شده است[7]. علت انتخاب شهر تهران برای بررسی، همگرایی همگنی نسبی قیمت در شهرهای اصلی کشورها به‌ویژه در کشورهای درحال توسعه است. به بیان دیگر، اتخاذ سیاست هایی ازجمله سیاست‌های مالیاتی، برخورداری نسبی از خدمات شهری و همچنین توجه کمتر به مسکن به‌عنوان کالای سرمایه‌ای موجب شده است در یک شهر مشخص، کمتر ناهمگنی در رفتار قیمت مسکن بروز کند؛ ازاین‌رو در مطالعات اشاره‌شده، بررسی رفتار قیمت و وجود اثرات فضایی میان شهرها انجام می‌شود. با این حال با توجه به مطالعات انجام‌شدهٔ داخلی ازجمله خلیل عراقی و همکاران (۱۳۹۲)، به‌دلیل وجود ناهمگنی شدید و وجود اثرات فضایی در قیمت مناطق مختلف در ایران، بهتر است به جای مقایسه شهر تهران با سایر مناطق، موضوع به‌طور نمونه در داخل شهر تهران انجام شود تا استفاده از نتایج موجب تورش در سیاست‌گذاری نشود.

روش تخمین الگوی پژوهش

در مطالعات تجربی پژوهشگران از رویکردهای مختلفی به‌منظور تجزیه و تحلیل انواع همگرایی استفاده کرده‌اند که از آن جمله می‌توان به خانواده روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (Holmes & Grimes, 2005: 7)، روش آزمون ریشه واحد پانل (Levin et al, 2002: 12)، آزمون همگرایی (Yunus, 2015: 110) و روش پانل پویا (Kilinc et al, 2017: 12) اشاره کرد. با این حال یکی از مشکلات مشترک روش‌های مذکور، وجود ناهمگنی در داده‌های استفاده‌شده است. در این میان، استفاده از الگوهای عاملی می‌تواند موجب ادغام رفتار کارگزاران ناهمگن در مدل‌سازی اقتصادسنجی شود؛ هرچند این روش مزیتی بیش از روش آزمون ریشه واحد مرسوم ندارد. به‌منظور رفع چالش‌های فوق، فیلیپس و سول (۲۰۰۷) اقدام به

[1] Demir and Ylldirim
[2] Generalized Method of Moment
[3] Yunus
[4] Montagnoli and Nagayasu
[5] Holmes and Grimes

[6] در محاسبات از داده‌های خام سامانه املاک پس از اصلاح موارد نادرست و براساس میانگین وزنی قیمت استفاده شده است.
[7] داده‌های مناطق ۱۹ و ۲۰ به‌دلیل ناقص‌بودن سری زمانی لحاظ نشده‌اند.

معرفی روشی با عنوان همگرایی نسبی[1] کردند که امکان وجود ناهمگنی فردی بازارها یا مناطق مختلف را در داده‌های پانل فراهم می‌کند. علاوه بر این، در این روش نیازی به برقراری فرضیه ایستایی داده‌ها نیست (Gozgor et al, 2019: 1335). همچنین این روش بر مشکل اریب همگرایی پارامترها و ناسازگاری غلبه کرده است و هیچ فرض خاصی را دربارهٔ ثبات روند یا عدم ایستایی تصادفی اعمال نمی‌کند؛ ازاین‌رو حتی اگر همه مقاطع روند مشترکی نداشته باشند، امکان تحلیل حضور باشگاه‌های دارای همگرایی را فراهم می‌کند.

براساس این، در پژوهش حاضر به‌منظور آزمون فرضیه همگرایی قیمت‌های مسکن در مناطق مختلف شهر تهران و بررسی پویایی‌های آن طی زمان از روش فیلیپس و سول (۲۰۰۷) استفاده می‌شود. این روش این امکان را فراهم می‌کند تا بخش‌بندی بازار مسکن در مناطق مختلف در قالب یک باشگاه همگرایی فراهم شود. به بیان دیگر، در این چارچوب حتی اگر در برخی از بازارها (مناطق) در ابتدای دوره گذار[2] یا حتی نزدیک وضعیت تعادل یکنواخت[3] باشیم، پویایی‌های انتقالی قیمت‌ها را می‌توان مورد آزمون همگرایی قرار داد.

مدل معرفی‌شده توسط فیلیپس و سول بر مبنای یک آزمون رگرسیون $Log\ t$ است که در آن فرضیه همگرایی براساس یک مدل غیرخطی عاملی وابسته به زمان آزمون می‌شود. در این چارچوب داده‌های پانلی Xit به دو بخش زمان ($t=1,...,T$) و منطقه ($i=1,...,N$) تجزیه می‌شوند؛ به این صورت که:

$$X_{it} = g_{it} + a_{it} \qquad (۵)$$

در معادله ۵، متغیر g_{it} نشان‌دهندهٔ مؤلفه پایدار[4] (دائمی) و ait مؤلفه غیرپایدار[5] (گذرا) است. از آنجا که هر دو مؤلفه ممکن است حاوی یک عامل مشترک در مناطق مختلف باشند، رابطه فوق را می‌توان به‌صورت زیر تبدیل کرد که براساس آن اجزای مشترک[6] و غیرسیستماتیک[7] مدل، از هم جدا و به‌صورت غیرخطی تبدیل می‌شوند.

$$X_{it} = \left(\frac{g_{it} + a_{it}}{\mu_t}\right)\mu_t = \delta_{it}\mu_t \qquad (۶)$$

در رابطه ٦، متغیر μ_t مؤلفه مشترک و δ_{it} جزء غیرسیستماتیک متغیر طی زمان بوده است که فاصله نسبی یا انحراف رشد منطقه iام از مسیر رشد مشترک (μ_t) را نشان می‌دهد. به‌طور مشخص در پژوهش حاضر μ_t نشان‌دهندهٔ روند مشترک قیمت میان مناطق مختلف بوده و δ_t نشان‌دهندهٔ سهم نسبی قیمت یک منطقه مشخص در اشتراک با روند قیمت کل مناطق است؛ ازاین‌رو مهم‌ترین بخش از آزمون همگرایی معرفی توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) تخمین δ_{it} است؛ به‌طوری‌که بتوان از آن برای تعیین همگرایی باشگاهی استفاده کرد. برای این منظور لازم است μ_t ها ازطریق میانگین داده‌های پانل به‌صورت زیر تغییر مقیاس داده شوند.

$$h_{it} = \frac{X_{it}}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{N} X_{it}} = \frac{\delta_{it}\mu_t}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{N} \delta_{it}\mu_t} = \frac{\delta_{it}}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{N} \delta_{it}} \qquad (۷)$$

در معادله فوق h_{it} یک مقدار معلوم بوده است که مقدار δ_{it} مرتبط با میانگین پانل را در زمان t اندازه‌گیری می‌کند. به بیان دیگر نشان می‌دهد مسیر گذار برای منطقه iام نسبت به میانگین پانل چقدر است.

یکی از مراحل اصلی در آزمون همگرایی باشگاهی، محاسبه نسبت واریانس میان مقاطع (مناطق) مختلف ($\frac{H_1}{H_t}$) به‌صورت زیر است:

$$H_t = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left(\hat{h}_{it} - 1\right)^2 \qquad (۸)$$

فیلیپس و سول (۲۰۰۷) اثبات کردند فاصله گذار Ht دارای یک فرم محدود به‌صورت زیر است:

$$H_t \sim \frac{A}{L(t)^2 t^{2\alpha}}, t \to \infty \qquad (۹)$$

در این رابطه، A مقدار ثابت مثبت، $L(t)$ تابعی از t و α سرعت همگرایی است. در این چارچوب به‌منظور آزمون فرضیه همگرایی می‌توان از تخمین یک مدل رگرسیونی $Log\ t$ به‌صورت زیر استفاده کرد:

$$\log\left(\frac{H_1}{H_t}\right) - 2\log\ L(t) = \hat{a} + \hat{b}\log t + \hat{c}(\log t)^2 + \hat{u}_t \qquad (۱۰)$$

در رگرسیون فوق فرضیه صفر به‌صورت زیر است.

$$H_0: \delta_i = \delta, \alpha \geq 0 \qquad (۱۱)$$

در رابطه ۱۰، مقدار $L(t)=log(t+1)$ و تخمین ضریب

[1] Relative Convergence
[2] transition
[3] Steady State
[4] Permanent
[5] Transitory
[6] Common
[7] Idiosyncratic

$Log\ t$ برابر $\hat{b} = 2\hat{a}$ بوده و $\hat{a}$ نیز تخمین α در فرضیه صفر است. همچنین به‌منظور بهبود توضیح‌دهندگی تخمین‌ها و لحاظ ویژگی‌های غیرخطی، توان دوم $Log\ t$ به مدل اضافه شده است. به‌منظور لحاظ شرایط اولیه [1] در آزمون، فیلیپس و سول (۲۰۰۷) با شبیه‌سازی نشان دادند اگر $t_{\hat{b}} < 1/645$ باشد، آنگاه فرضیه صفر که نشان‌دهندهٔ وجود همگرایی است، رد خواهد شد.

باید توجه داشت رد فرضیه صفر همگرایی در پانل در یک وضعیت کلی به‌طور لزوم به معنی عدم وجود همگرایی در زیرگروه‌های دیگر پانل نیست؛ زیرا امکان وجود تعادل‌های چندگانه وجود دارد (Churchil et al, 2018: 395) که براساس این می‌توان از الگوریتم زیر به‌منظور شناسایی خوشه‌های مختلف استفاده کرد. این الگوریتم خوشه‌بندی براساس تخمین‌های پی‌درپی $Log\ t$ بوده است و از پنج گام به‌صورت زیر تشکیل می‌شود (Tomal, 2020: 16):

مرحله ۱- مرتب‌سازی: مقاطع (مناطق) موجود با توجه به مقدار آخرین مشاهده به‌ترتیب کاهشی مرتب می‌شوند.

مرحله ۲- تشکیل گروه‌های هسته: برای این منظور رگرسیون $Log\ t$ برای k تعداد اول (بالاتر) واحدها $K(2<K<N)$ اجرا می‌شود و اگر $t_{\hat{b}}$ >-۱/۶۵ برای T بزرگ یا $t_{\hat{b}} > 0$ برای T کوچک [2] به‌ازای $k=2$ برقرار نشود، واحد اول کنار گذاشته و فرایند فوق مجدد تکرار می‌شود. در این میان اگر شرط مذکور برای هیچ‌یک از واحدها برقرار نباشد، تمام پانل واگرا می‌شود.

مرحله ۳- غربال‌کردن داده‌ها برای عضویت در باشگاه: پس از شناسایی k^* به‌عنوان هسته گروه، به رگرسیون هر بار یک واحد، اضافه و رگرسیون $Log\ t$ اجرا می‌شود. اگر $t_{\hat{b}}$ >-۱/۶۵ برای T بزرگ یا $t_{\hat{b}} > 0$ برای T کوچک باشد، منطقه جدید به گروه اصلی اضافه می‌شود.

مرحله ٤ - قاعده بازگشت و توقف: برای بقیه مناطقی که در مرحله ۳ حذف شدند، رگرسیون $Log\ t$ اجرا می‌شود و اگر تأیید شود $t_{\hat{b}}$ >-۱/۶۵ برای T بزرگ یا $t_{\hat{b}}$ >-0 برای T کوچک برقرار است، آنگاه باشگاه دوم به دست می‌آید؛ در غیر این صورت، مراحل ۱ تا ۳ تکرار خواهند شد تا بررسی شود 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، باشگاه‌ها ادغام می‌شوند. 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 باشگاه های اولیه ۲ و ۳ انجام می‌گیرد. این روند تا زمانی ادامه یابد که هیچ باشگاهی ادغام نشود.

برآورد مدل و آزمون فرضیه‌ها

در پژوهش حاضر با هدف بررسی پویایی‌های همگرایی قیمت در بازار مسکن، داده‌های قیمت در بازه‌ای که جهش قیمت وجود نداشت (۱۳۹۶-۱۳۹۱) و دوره‌ای که در آن جهش قیمت مسکن بروز کرد (۱٤۰۰-۱۳۹۷)، به‌طور جداگانه بررسی خواهد شد.

الف) دوره زمانی ۱۳۹۱:۱-۱۳۹۶:۱۲

نتایج تخمین آزمون $Log\ t$ به‌منظور بررسی همگرایی باشگاهی میان قیمت مسکن در مناطق مختلف شهر تهران برای بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۹۱ در جدول ۱ آورده شده‌اند. این نتایج نشان می‌دهند با توجه به اینکه مقدار آماره t (۸,۷) از ۱/٦۵- بزرگ‌تر است، فرضیه صفر مبنی بر وجود همگرایی در کل نمونه رد نمی‌شود که درواقع این همان نتیجه آزمون همگرایی بتا است؛ ازاین‌رو در ادامه با هدف بررسی امکان تشکیل زیرگروه‌هایی از مناطق با امکان وجود همگرایی قیمت مسکن در میان آنها، رویکرد خوشه‌ای معرفی‌شده توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) به کار گرفته شد. به بیان دیگر، در این رویکرد امکان همگرایی قیمت مسکن به مقادیر تعادل یکنواخت خود در هر زیرگروه از مناطق بررسی‌شده وجود خواهد داشت.

جدول ۱- نتایج تخمین آزمون Log t دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۹۱

ضریب بتا	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
۱/٤۲	۰/۱٦۳	۸/۷	۱/۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج تخمین $Log\ t$ با فرایند گفته‌شده در جدول ۲ آورده شده‌اند. نتایج نشان می‌دهند در دسته‌بندی اولیه، هیچ‌یک از

[1] Initial Condition

[2] فیلیپس و سول (۲۰۰۷) پیشنهاد کردند تعداد سری زمانی کمتر از ۵۰ کوچک در نظر گرفته شود.

مناطق شهر تهران رفتار واگرایی از خود نشان نمی‌دهند؛ ازاین‌رو با توجه به نتیجه آزمون $Log\ t$، وجود همگرایی باشگاهی در میان اعضای هریک از باشگاه‌ها تأیید می‌شود که نتایج در جدول زیر آورده شده‌اند. در این چارچوب نتایج اولیه نشان دادند رفتار همگرایی مسکن مناطق مختلف شهر تهران در قالب سه باشگاه خوشه‌بندی می‌شود.

جدول ۲- بررسی وجود همگرایی باشگاهی در میان اعضای باشگاه‌ها

	تعداد واحد	ضریب	آماره t	اعضاء باشگاه
باشگاه ۱	۱۰	-۰/۰۳۶	-۰/۹۶	۱-۳-۲-۵-۶-۴-۸-۷-۱۳-۱۴
باشگاه ۲	۷	۰/۲۴۱	۹/۲۴	۲۲-۲۱-۱۱-۹-۱۰-۱۲-۱۵
باشگاه ۳	۳	۰/۳۶۲	۳/۵۴	۱۶-۱۷-۱۸

منبع: محاسبات پژوهش

الگوریتم معرفی‌شده توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) برای تعیین همگرایی باشگاهی بسیار محافظه‌کارانه بوده است و این امکان وجود دارد که در فرایند یافتن باشگاه‌ها، تعدادی بیش از مقادیر صحیح را شناسایی کند؛ ازاین‌رو لازم است در ادامه، فرایند ادغام باشگاه‌ها نیز انجام شود (Philips and Soul, 2009: 1780). در این فرایند آزمون ادغام باشگاه‌ها با هدف بررسی ادغام باشگاه‌های اولیه تعیین شده است و یافتن باشگاهی بزرگ‌تر انجام می‌شود که رفتار همگرایی قیمت را داشته باشد. در پژوهش حاضر نتایج محاسبات براساس الگوریتم وون لینکر و تونسن[1] (۲۰۱۷) که بهبودیافتهٔ الگوریتم معرفی‌شده توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) است، نشان دادند هیچ‌یک از باشگاه‌ها با یکدیگر قابلیت ادغام نداشته‌اند و تعداد باشگاه‌های شناسایی‌شده سه است.

نتایج رگرسیون $Log\ t$ برای باشگاه ۱ در خصوص همگرایی قیمت نشان می‌دهند آماره t برابر ۰/۹۶۶- بوده است و با توجه به بزرگ‌تر از ۱/۶۵- بودن این آماره، فرضیه صفر مبنی بر وجود همگرایی در میان ۱۰ عضو این باشگاه رد نمی‌شود. در این چارچوب باشگاه ۲ دارای ۷ عضو (آماره t = ۹/۲۴) و باشگاه ۳ دارای ۳ عضو (آماره t = ۳/۵۴) بوده است که همگی معنی‌دار هستند. یکی دیگر از نکات قابل توجه در نتایج به‌دست‌آمده، مشاهده فرم به نسبت ضعیف همسایگی جغرافیایی[2] میان برخی اعضای باشگاه‌ها است که در مطالعات مختلف ازجمله پولافسکی و رای[3] (۱۹۹۷) به آن اشاره شده بود. این نتایج نشان می‌دهند رابطه فضایی[4] قیمت مسکن در مناطق همجوار به‌طور لزوم قوی‌تر از مناطق غیرهمجوار نیست که نشان می‌دهد دسته‌بندی باشگاه‌های همگرایی قیمت مسکن، با تعاریف مرسوم از مناطق اقتصادی[5] سازگار نیست. این نشان می‌دهد در این دسته از مطالعات، اگر برای نشان‌دادن تفاوت‌های منطقه‌ای از روش‌هایی مانند اضافه‌کردن متغیر موهومی[6] به مدل رگرسیونی استفاده شود، ضرایب ممکن است اثر کامل متغیرهای حذف‌شدهٔ مهم که نشان‌دهندهٔ تفاوت‌های جغرافیایی‌اند را به خوبی نشان ندهند (Kim & Rous, 2012: 180).

در شکل ۱، فرایند حرکت به سمت تعادل یکنواخت در هریک از باشگاه‌ها آورده شده است که از رابطه زیر محاسبه می‌شود (در رابطه زیر Ns نشان‌دهندهٔ تعداد شهرها در کلاب s است):

$$h_{s,it} = \frac{\ln p_{s,it}}{N_s^{-1}\sum_{i=1}^{N_s} \ln p_{s.it}} \qquad (۱۲)$$

شکل ۱ نشان می‌دهد مطابق با عدم رد فرضیه همگرایی در کل نمونه، قیمت مسکن در هر باشگاه به تعادل یکنواخت خود همگرا است که البته این حرکت در هر باشگاه طی زمان نیز متفاوت و در مجموع طی دوره بررسی‌شده (۱۳۹۶-۱۳۹۱)، این همگرایی بیشتر شده است.

یکی دیگر از نتایج درخور توجه تحولات قیمت مسکن در هر باشگاه، پویایی‌های ناهمگن در مسیر گذار[7] قیمت هریک از اعضای باشگاه‌ها است که نشان‌دهندهٔ وجود ناهمگنی مقطعی و زمانی در اعضای هر باشگاه است. به بیان دیگر، هریک از منحنی‌ها نشان می‌دهند این ناهمگنی میان اعضا طی دورهٔ بررسی‌شده در باشگاه ۱ و ۲ تمایل به همگرایی به سمت یک و در باشگاه ۳ تمایل به همگرایی به سمت میانگین گذار آن باشگاه دارد؛ هرچند این حرکت و همگرایی در میان اعضای هر باشگاه به صورت‌های مختلف بروز کرده است.

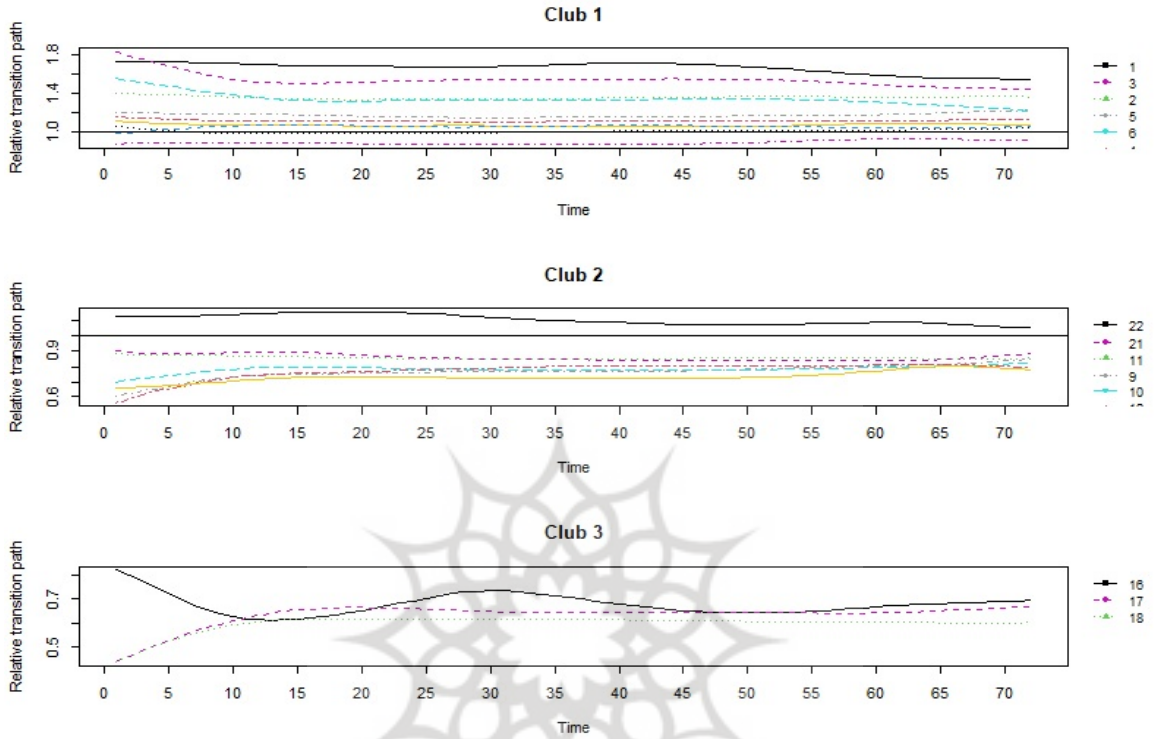
در شکل ۲ میانگین مسیر انتقال نسبی هریک از باشگاه‌ها آورده

1 von Lyncker and Thoennessen

2 Geographical Neighborhood
3 Pollakowski and Ray
4 Spatial relationship
5 Economic zones
6 Dummy
7 Transition path

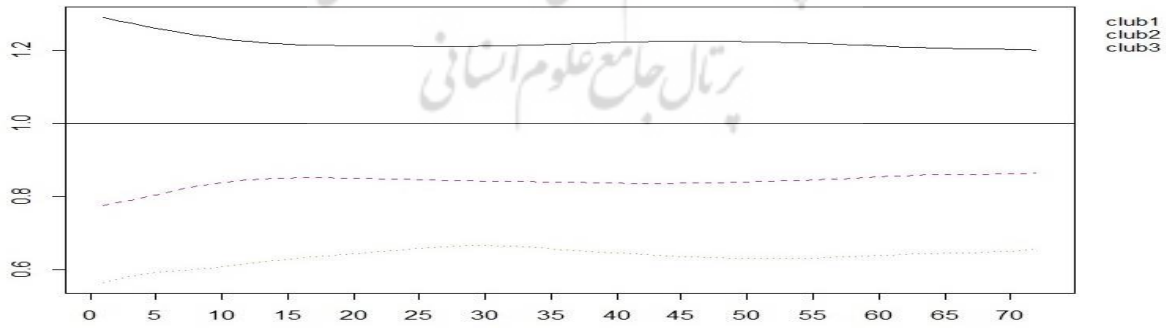
شده است. این نتایج نشـان مـی‌دهنـد طـی دوره بررسـی‌شـده، میانگین مسیر انتقال هر باشگاه در ابتـدا تمایـل بـه یـک داشـته است؛ اما در باشگاه ۱ و ۲ پس از حدود ۱۰ ماه و در باشـگاه ۳ پس از حدود ۳۰ ماه، روند به نسـبت ثـابتی را در پـیش گرفتـه است. به بیان دیگر، مسیر انتقال و حرکت بـه سـمت تعـادل از یک دوره‌ای به بعد، به نسبت با ثبات بوده است.

شکل ۱- فرایند حرکت به سمت تعادل یکنواخت در هریک از باشگاه‌ها



منبع: محاسبات پژوهش

شکل ۲- میانگین مسیر انتقال نسبی هریک از باشگاه‌ها



منبع: محاسبات پژوهش

ب) دوره زمانی ۱۳۹۷:۱-۱۴۰۰:۹

در گام دوم از محاسبات پژوهش، موضوع همگرایی قیمـت در مناطق مختلـف شـهر تهـران در بـازه زمـانی ۱۳۹۷:۱-۱۴۰۰:۹ بررسی شد. این دوره زمانی به نوعی شروع یکی از بزرگ‌تـرین جهش‌های قیمت در بازار مسکن ایران است. در این راستا نتایج تخمین آزمون $Log\ t$ برای بازه زمانی اشـاره‌شـده در جـدول ۳ آورده شده‌اند. این نتایج نشان می‌دهند با توجه به اینکـه مقـدار آماره t (۹/۲) از ۱/۶۵- بزرگ‌تر است، فرضـیه صـفر مبنـی بـر

وجود همگرایی در کل نمونه رد نمی‌شود؛ ازاین‌رو مانند بخش قبل، تشکیل زیرگروه‌هایی از مناطق با امکان همگرایی در قیمت مسکن وجود دارد که بررسی خواهد شد.

جدول ۳- نتایج تخمین آزمون Log t برای دوره زمانی ۱۳۹۷:۱-۹:۱۴۰۰

ضریب بتا	انحراف معیار	آماره t	سطح معنی‌داری
۱/۶۵	۰/۲۱۱	۹/۲	۱/۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج تخمین $Log\ t$ با فرایند گفته‌شده در جدول ٤ آورده شده‌اند. نتایج نشان می‌دهند در بازه زمانی بررسی‌شده در شهر تهران، هیچ‌یک از مناطق واگرایی نداشته‌اند و با توجه به نتیجه آزمون انجام‌شده، وجود همگرایی باشگاهی تأیید می‌شود.

جدول٤- نتایج رگرسیون Log t برای باشگاه ۱

	تعداد واحد	ضریب	آماره t	اعضای باشگاه
باشگاه ۱	۱۰	-۰/۰۳٦	-۰/۹٦	۱-۳-۲-٥-٦-٤-۸-۷-۱۳-۱٤-۲-۲۱-۱۱-۹-۱۰-۱۲-۱٥-۱٦-۱۷-۱۸۲۲-۲۱-۱۱-۹-۱۰-۱۲-۱٥-۱٦-۱۷-۱۸

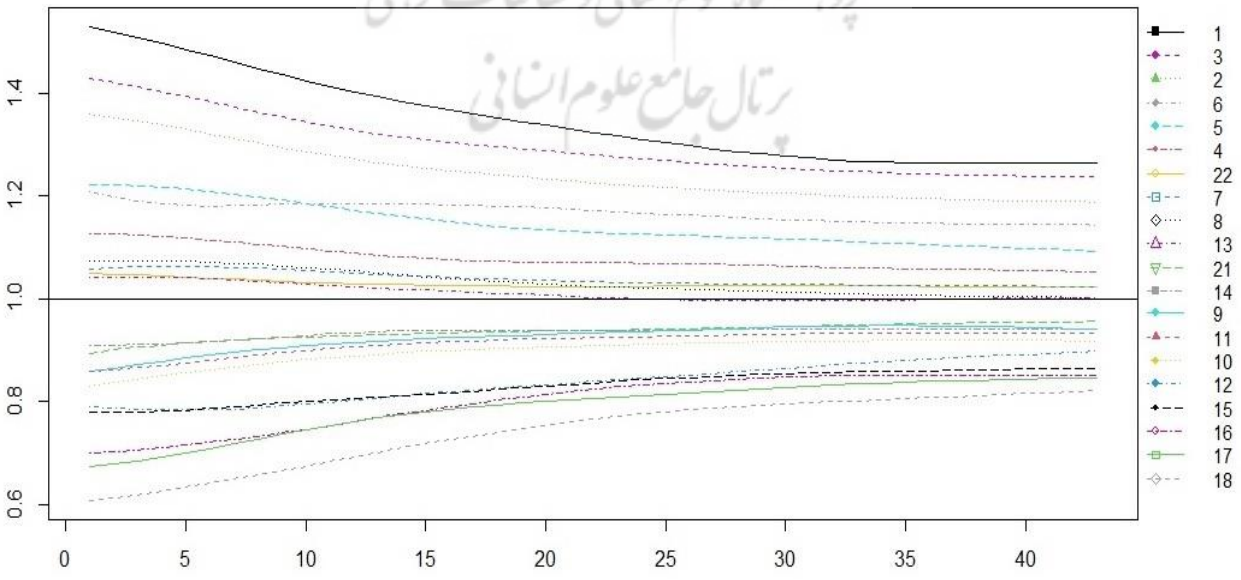
منبع: محاسبات پژوهش

نتایج رگرسیون $Log\ t$ برای باشگاه ۱ در خصوص همگرایی قیمت نشان می‌دهند آماره t برابر ۰/۹٦- بوده است و با توجه به بزرگ‌تر از ۱/٦٥- بودن این آماره، فرضیه صفر مبنی بر وجود همگرایی در میان ۲۰ عضو این باشگاه رد نمی‌شود. نکته درخور تأمل در بازه زمانی ۱۳۹۷:۱-۹:۱٤۰۰ این است که تمام مناطق شهر تهران در یک باشگاه قرار می‌گیرند که در مقایسه با بازه زمانی ۱۳۹۱:۱-۱۲:۱۳۹٦ تغییر محسوسی را نشان می‌دهد. به بیان دیگر، پس از رشد قیمت اتفاق‌افتاده، رفتار همگرایی قیمت‌ها در میان مناطق تغییر کرده است.

در شکل ۳، فرایند حرکت به سمت تعادل یکنواخت در اعضای باشگاه آورده شده است. این شکل نشان می‌دهد با توجه به عدم رد فرضیه همگرایی در کل نمونه، قیمت مسکن در این باشگاه به تعادل یکنواخت خود همگرا بوده و در دوره بررسی‌شده این همگرایی شدت یافته است؛ البته این حرکت و همگرایی در میان اعضا به صورت‌های مختلف بروز کرده است. همچنین نتایج نشان می‌دهند در مناطق میانی و پایینی شهر (مناطقی مانند ۹، ۱۱، ۱۰ و ۱۲) که میانگین قیمت به نسبت پایین‌تری داشته‌اند، شدت حرکت به تعادل شدیدتر بوده است.

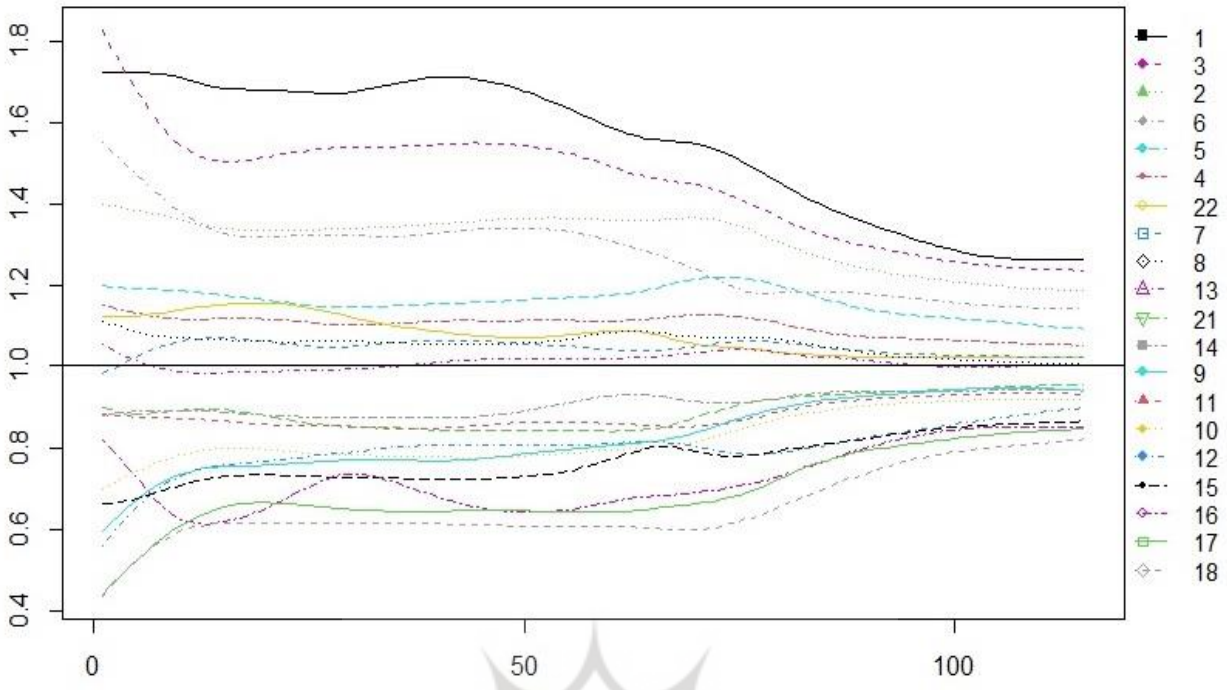
در انتها به‌منظور داشتن تصویری کامل از کل دوره بررسی‌شده، در شکل ٤، میانگین مسیر انتقال نسبی باشگاه برای بازه زمانی ۱۳۹۱:۱-۹:۱٤۰۰ آورده شده است. این شکل نشان می‌دهد طی حدود یک دهه اخیر، میانگین مسیر انتقال اعضای باشگاه در ابتدا با سرعت کمتری تمایل به یک داشته است؛ اما پس از مدتی این سرعت همگرایی شدت بیشتری یافته و حرکت به سمت تعادل با شدت بیشتری ادامه یافته است.

شکل ۳- فرایند حرکت به سمت تعادل یکنواخت در اعضای باشگاه



منبع: محاسبات پژوهش

شکل ٤- میانگین مسیر انتقال نسبی باشگاه برای بازه زمانی ۱۳۹۱:۱-۱٤۰۰:۷



منبع: محاسبات پژوهش

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

یکی از حوزه‌های شایان توجه اقتصاد مسکن در سال‌های اخیر، بحث همگرایی قیمت است. به این مفهوم که قیمت‌های مسکن در نقاط مختلف درطول زمان در ارتباط با یکدیگر چگونه رفتار می‌کنند و نوسانات قیمت در یک یا چند منطقه به‌صورت با وقفه منجر به حرکات مشابه قیمت در سایر نواحی می‌شود. با توجه به اهمیت این موضوع، در پژوهش حاضر با هدف بررسی پویایی‌های همگرایی قیمت در بازار مسکن، داده‌های قیمت مناطق مختلف شهر تهران در بازه‌ای که جهش قیمت وجود نداشت (۱۳۹٦-۱۳۹۱) و دوره‌ای که جهش قیمت مسکن بروز کرد (۱۳۹۷-۱٤۰۰) به‌طور جداگانه بررسی شدند.

براساس نتایج آزمون $Log\ t$ در بازه زمانی ۱۳۹٦-۱۳۹۱ فرضیه صفر مبنی بر وجود همگرایی در کل نمونه رد نمی‌شود. همچنین رویکرد خوشه‌ای با هدف بررسی امکان تشکیل زیرگروه‌هایی از مناطق با امکان همگرایی در قیمت مسکن در آنها به کار گرفته شد. نتایج تخمین آزمون $Log\ t$ نشان دادند در خوشه‌بندی اولیه، هیچ‌یک از مناطق شهر تهران رفتار واگرایی از خود نشان نمی‌دهند و وجود همگرایی باشگاهی در میان اعضای هریک از سه باشگاه‌ها تأیید می‌شود.

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

در گام دوم، نتایج تخمین آزمون $Log\ t$ در بازه زمانی ۱۳۹۷:۱-۹:۱٤۰۰ نشان دادند فرضیه صفر مبنی بر وجود همگرایی در کل نمونه رد نمی‌شود؛ بنابراین، تشکیل زیرگروه‌هایی از مناطق با امکان همگرایی در قیمت مسکن در آنها بررسی شد. نتایج تخمین $Log\ t$ نشان دادند در بازه زمانی بررسی‌شده، در شهر تهران هیچ‌یک از مناطق واگرایی نداشته‌اند و وجود همگرایی باشگاهی تأیید می‌شود. با این حال نتایج نشان دادند برخلاف دوره قبل، پس از بروز جهش‌های قیمتی، رفتار مناطق مختلف شهر تهران تغییر کرده است. به این صورت که همه آنها در قالب یک باشگاه درآمده و قیمت‌های آنها به یک وضعیت تعادلی همگرا شده‌اند و با گذشت زمان این همگرایی درحال تشدید است.

وجود داشتن یا نداشتن همگرایی از لحاظ مختلف می‌تواند

شایان توجه باشد؛ برای نمونه، با تشدید همگرایی قیمت در مناطق مختلف شهر، در عمل تفاوت قیمت در بسیاری از نقاط از بین خواهد رفت که این به معنی کوچ اجباری برخی از افراد به شهرهای اقماری خواهد بود. همچنین در این وضعیت جدید، در صورت بروز جهش قیمت در برخی از مناطق خاص ازجمله مناطق شمالی شهر، به‌دلیل برخورداری از ویژگی‌های آن مناطق، این تنش‌ها به سایر مناطق با شدتی بیش از قبل سرایت خواهند کرد. با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش، به نظر می‌رسد سیاست‌های مناسب و مکمل برای تثبیت قیمت مسکن ضروری خواهد بود؛ زیرا با شدت یافتن این همگرایی و حتی سرایت آن به سایر کلان‌شهرها، در عمل سیاست‌گذاری به‌منظور مدیریت نوسانات بازار دشوارتر خواهد شد.

منابع

اربابیان، شیرین و همکاران (۱۳۹۸). «تحلیل تکانه‌های مؤثر بر قیمت مسکن در ایران و بررسی همگرایی آن با بازار مسکن کشورهای منتخب»، فصلنامه سیاست‌های مالی و ***اقتصادی***، سال ۷، شماره ۲۷، ص ۱۳۲–۱۰۵.

اسدی، رقیه (۱۳۹٤). «همگرایی قیمت مواد خوراکی و مسکن بین استان‌های ایران»، ***پایان‌نامه وزارت علوم، تحقیقات و فناوری***، دانشگاه تبریز، دانشکده اقتصاد.

حکمت، بهرام و همکاران (۱٤۰۰). «مطالعهٔ ناهمسانی در وابستگی فضایی تغییرات قیمت مسکن در نواحی ۲۲گانهٔ شهر تهران»، ***مجله تحقیقات اقتصادی***، دوره ٥٦، شماره ۳، ص ٤٧١–٥۰٥.

خلیل عراقی، سید منصور و همکاران (۱۳۹۲). «اثر انتشار فضایی تغییرات قیمت مسکن در ایران با استفاده از مدل وقفه فضایی و داده‌های ترکیبی»، ***فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی***، دوره ۲۱، شماره ٦۷، ص ۲٥–٤۸.

دژپسند، فرهاد و لادن محتوی (۱۳۹۲). «بررسی همگرایی بلندمدت قیمت مسکن در مناطق شهر تهران»، ***فصلنامه علوم اقتصادی***، سال ۸ ، شماره ۲٦، ص ۹٤–۷۷.

سلمانی، بهزاد و همکاران (۱۳۹٤). «بررسی همگرایی سطح قیمت‌ها در صنعت مسکن بین استان‌های ایران»، ***اولین همایش ملی اقتصاد صنعتی ایران***، تبریز.

Alvarez, R. & Garcia, P. (2021). The housing market in Spain: 2014-2019. Directorate General Economics. ***Statistics and Research***. 11(4): 1-50.

Bucley, R. & Kalarickal, J. (2005). Housing policy in developing countries: conjectures and refutations .***World Bank Res Obs***. 20(2): 233-257.

Churchill, SA. Inekwe, J. Ivanovski, K. & Smyth, R. (2018). The environmental Kuznets curve in the OECD: 1870–2014. ***Energy Econ***. 75: 389–399.

Demir, C. & Ylldirim, M. O. (2017). Convergence in house prices across OECD countries: A panel data analysis. ***Ekonomicka Revue - Central European Review of Economic Issues***. 20: 5-15.

Drastichova, M. and V. Ostrava. (2012). The Relations of Real and Nominal Convergence in the EU with Impacts on the Euro Area Participation, ***Central European Review of Economic Issue***. 15: 107-122.

Levin, A. Lin, C.F. & Chu ,C. (2022). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties .***Journal of Econometrics*** .108(1): 1-24

Holmes, M. J. & Grimes, A. (2005). Is there long-run convergence of regional house prices in the UK?, ***Motu Working Paper Motu Economic and Public Policy Research*** .5–11

Hadizadeh, A. (2019). Testing the Convergence Clubs Hypothesis among MENA Countries .Iran. ***Econ***. 23(2):437-449

Montagnoli, A. & Nagayasu, J. (2015). UK House Price Convergence Clubs and Spillovers. ***Journal of Housing Economics***. 30 :50-58.

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

Miles, W .(2019) .Regional convergence and structural change in US housing markets . Regional Studies, ***Regional Science***. 6(1): 520-538.

Gozgor, G. Lau, CKM. & Lu, Z. (2019). Convergence clustering in the Chinese provinces: New evidence from several macroeconomic indicators. ***Rev Dev Econ***, 23: 1331–1346.

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

Tomal, M. (2020). Spillovers Across House Price Convergence Clube: Evidence From The Polish Housing Market. ***Real Estate Management and Valuation***. 28(2): 13-20.

Ganioğlua, A. & Seven, Ü. (2019). Convergence in House Prices: Cross-Regional Evidence for Turkey. ***Working Paper Central Bank of the Republic of Turkey***. 19(14): 14-29.

Kim, Y. & Rous, J. (2012). House price convergence: Evidence from US state and metropolitanarea panels. ***Journal of Housing Economics***. 21: 169–186.

Seven, u. (2019). Convergence in House Prices: Cross-Regional Evidence for Turkey. The Working Paper Series.

Yunus, N. (2015). Trends and convergence in global housing markets. ***Journal of international financial markets***. 36: 100-112.

Maynou, L & et al. (2021). Club convergence in European housing prices: The role of macroeconomic and housing market fundamentals. ***Economic Modelling***. 103: 1-16.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی