Journal of Iranian Economic Issues, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)
Biannual Journal, Vol. 9, No. 1, Spring and Summer 2022, 23-47
Doi: 10.30465/ce.2022.39479.1734

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-anuual 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.

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

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

* 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: 2022/05/23

بررسی مسائل اقتصاد ایران، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
دوفصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ پژوهشی)، سال ۹، شمارهٔ ۱، بهار و تابستان ۱۴۰۱

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

روزبه بالونژاد نوری*
امیرعلی فرهنگ**

چکیده

ارتباط‌های پسین و پیشین بخش مسکن باعث می‌شود که رونق/ رکود این بخش در رونق/ رکود کل اقتصاد مؤثر باشد و مسکن همانند موتور محرک اقتصاد عمل کند. هدف پژوهش حاضر بررسی هم‌گرایی قیمت مسکن در مراکز استان‌های کشور است. برای این منظور از داده‌های شش‌ماههٔ قیمت در بازهٔ ۱۳۷۹/۰۱ – ۱۳۹۹/۰۲ و برای آزمون از مدل رگرسیون log(t) غیرخطی وابسته به زمان استفاده شده است. نتایج تخمین براساس رویکرد هم‌گرایی نسبی معرفی‌شده از سوی فیلیپس و سول (Phillips and Sul 2007) نشان می‌دهد که هیچ‌یک از چهار شهر تهران، اصفهان، ایلام، و یاسوج رفتار هم‌گرایی در قیمت مسکن از خود نشان نمی‌دهند. بااین‌حال، برای باقی شهرهای موردبررسی نتیجهٔ آزمون log(t) مثبت و معنادار بوده که نشان‌دهندهٔ هم‌گرایی قیمت درمیان اعضای هریک از باشگاه‌هاست. درنهایت، نتایج پژوهش نشان داد که میانگین مسیر انتقال به‌جز در باشگاه چهارم، که از ابتدا واگرا بود، در سایر باشگاه‌ها از یک دوره به بعد نسبت به تعادل بلندمدت واگرا شده است. این امر بیان‌گر آن است که با شدت‌یافتن این واگرایی درعمل سیاست‌گذاری به‌منظور مدیریت نوسانات بازار دشوارتر و ضروری است و باتوجه‌به موقعیت هر باشگاه سیاست مختص آن باشگاه باید اتخاذ شود.

* استادیار گروه اقتصاد، پژوهشکدهٔ امور اقتصادی، تهران، ایران (نویسندهٔ مسئول)،
Roozbeh_noury@yahoo.com
** استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران، s_farhang@pnu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۹/۲۷، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۳/۰۲

کلیدواژه‌ها: قیمت مسکن، هم‌گرایی باشگاهی، مراکز استان‌های ایران، داده‌های سری زمانی، رگرسیون غیرخطی.

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

۱. مقدمه

نوسانات قیمت مسکن در هزینهٔ زندگی خانوارها، هزینهٔ تولید بنگاه‌ها، کمیت سرمایهٔ انسانی، و ساختار صنعتی شهرها مؤثر است (Yang and Pan 2020: 6-8). هم‌چنین، ارتباط‌های پسین و پیشین بخش مسکن با دیگر بخش‌های اقتصادی باعث می‌شود که رکود/ رونق این بخش در رکود/ رونق کل اقتصاد مؤثر باشد. ازاین‌رو، مسکن در بسیاری از کشورها موتور محرک اقتصاد محسوب می‌شود (Uwatt 2019: 13). این امر مزیت مهمی است، اما سیاست‌گذاری این بخش را با پیچیدگی‌های بیش‌تری مواجه می‌کند.

در چهارچوب مبانی نظری، مسکن در جایگاه مهم‌ترین دارایی در سبد سرمایه‌گذاری خانوارها، جنبه‌های قابل‌بررسی مختلفی دارد که یکی از آن‌ها بحث هم‌گرایی (convergence) قیمت مسکن است. در اقتصاد این مفهوم برای نخستین‌بار در مدل‌های رشد نئوکلاسیک ازجمله مدل‌های سولو (Solow 1956: 66) و سوان (Swan 1956: 356) و به‌منظور توضیح هم‌گرایی نرخ رشد اقتصادی و درآمد سرانه میان کشورها مطرح شد. بااین‌حال، طی زمان این مفهوم در سایر مباحث اقتصادی ازجمله بازار مسکن نیز به‌کار گرفته شده است.

در ادامهٔ تکامل نظریه‌های مربوط به هم‌گرایی از سوی برخی پژوهش‌گران ازجمله بارو و سالای مارتین (Barro and Salai Martin 1990: 54-56) و دورلاف و جانسون (Durlauf and Jahnson 1992: 3-4) حالت‌های دیگری از هم‌گرایی مطرح شد که در آن امکان وجود بیش از یک تعادل یک‌نواخت (steady state) میان کشورها برقرار است که با عنوان هم‌گرایی باشگاهی (club convergence) شناخته می‌شود.

به‌طور معمول، در چهارچوب مطالعات تجربی به‌منظور آزمون فرضیهٔ وجود هم‌گرایی بتا (β-convergence) و هم‌گرایی سیگما از روش‌های اقتصادسنجی مبتنی‌بر داده‌های مقطعی (حداقل مربعات معمولی و رگرسیون چندکی) و داده‌های تابلویی (ثابت و پویا) استفاده می‌شود (Holmes et al. 2019: 6-9). بااین‌حال، فیلیپس و سول (Phillips and Sul 2007) با

تحلیل خوشه‌ای (cluster analysis) رویکرد هم‌گرایی نسبی (relative convergence) را معرفی کردند که در مقایسه با روش‌های قبلی مزیت‌های مختلفی دارد که از آن جمله می‌توان به عدم تحمیل فروض خاص برای تخمین، عدم نگرانی از وجود ریشهٔ واحد، و لحاظ همگنی بین مقاطع اشاره کرد.

باتوجه‌به موارد فوق، در پژوهش حاضر فرضیهٔ هم‌گرایی قیمت مسکن در مراکز استان‌های کشور با استفاده از رویکرد هم‌گرایی باشگاهی نسبی و با استفاده از داده‌های شش‌ماهه برای بازهٔ زمانی ۱۳۷۹/۰۱ – ۱۳۹۹/۰۲ آزمون می‌شود.

دربارهٔ نوآوری این پژوهش نیز باید اشاره کرد که در روش‌های مرسوم مورداستفاده در مطالعات تجربی در حوزهٔ قیمت مسکن، بیش‌تر هم‌گرایی از نوع بتا یا سیگما آزمون شده است. در این روش‌ها به‌طور معمول تحلیل برای کل دوره و درمجموع وجود یا عدم وجود هم‌گرایی برای همهٔ مقاطع بررسی می‌شود. بااین‌حال، در مطالعهٔ پیش‌رو با استفاده از رویکرد فیلیپس و سول (Phillips and Sul 2007) نحوهٔ هم‌گرایی یا واگرایی میان شهرهای گوناگون و مسیر حرکت به‌سمت تعادل اعضای هر باشگاه تحلیل می‌شود.

به این منظور، در قسمت دوم مقاله ادبیات تحقیق مرور شده است. قسمت سوم بررسی روش پژوهش است. در قسمت چهارم داده‌های آماری شرح داده شده است و مدل تحقیق تصریح و برآورد می‌شود. درنهایت، 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 فرایندهای اقتصادی ـ اجتماعی دو فرایند متضاد هم‌گرایی و واگرایی وجود دارد. هم‌گرایی فرایند هم‌سوسازی متغیرهای اقتصادی بین کشورها یا مناطق گوناگون به‌واسطهٔ توسعهٔ سریع‌تر مناطق فقیرتر است. درواقع، این فرایندی است که در آن اقتصادها، مناطق، یا بازارهای منتخب، از لحاظ شاخص‌های کلیدی با یک‌دیگر مشابه می‌شوند (Kılınç 2017: 48-51). درمقابل، واگرایی به فرایند معکوس تغییرات فوق اشاره دارد که در آن افزایش تفاوت‌ها و نابرابری‌ها میان مناطق (کشورها، بازارها، و ...) بروز می‌کند (Skorska 2013).

در چهارچوب مبانی نظری، مفهوم هم‌گرایی از جهات گوناگون قابل دسته‌بندی است. در یک دسته‌بندی هم‌گرایی شامل هم‌گرایی حقیقی و اسمی است. در این‌جا هم‌گرایی حقیقی به سطح تشابه ساختار اقتصادهای موردمطالعه (ساختار بخشی، ساختار مالکیت، و ساختار مصرف) و هم‌چنین شباهت از نظر نوسانات در چرخه‌های تجاری اشاره دارد. هم‌گرایی اسمی نیز هم‌گرایی میان شاخص‌های اسمی اقتصاد کلان (سطح قیمت‌ها، نرخ ارز، تورم، یا کسری بودجه) را بررسی می‌کند (Ganong and Shoag 2017: 81-85).

در نوع دیگر تقسیم‌بندی و با درنظرگرفتن مسائل روش‌شناختی، هم‌گرایی به سه گروه هم‌گرایی بتا (مطلق و مشروط)، هم‌گرایی گاما، و هم‌گرایی سیگما تقسیم می‌شود. هم‌گرایی بتا، که پیش‌تر در مدل‌های رشد نئوکلاسیک ازجمله مدل رشد سولو ــ سوان مطرح شده است، به فرایندی مربوط می‌شود که در آن اقتصادهای کم‌تر توسعه‌یافته (مناطق و بازارها) نرخ رشد سریع‌تری در مقایسه با اقتصادهای توسعه‌یافته خواهند داشت. ازاین‌رو، هم‌گرایی بتا به تأثیر نواحی فقیرتر در رسیدن به مناطق ثروت‌مندتر اشاره دارد (Monfort 2008: 3). در این رویکرد هم‌گرایی در سرمایهٔ سرانهٔ کشورها به هم‌گرایی در درآمد سرانهٔ آن‌ها می‌انجامد، به‌طوری‌که در بلندمدت تمامی اقتصادها به‌سمت مسیر رشد متوازن مشترک هم‌گرا و نابرابری در درآمد کاهش خواهد یافت. این برداشت از فرضیهٔ هم‌گرایی به هم‌گرایی مطلق معروف است (Mankiw et al. 1992: 423-425). باید اشاره کرد که در فرضیهٔ هم‌گرایی مطلق امکان وجود مدل‌های تعادلی چندگانه‌ای است که در کشورها با وضعیت اولیه و ساختارهای اقتصادی مشابه به سطح یک‌نواخت مشترکی هم‌گرا خواهند شد.

در چهارچوب موضوع هم‌گرایی، بارو و سالای مارتین (Barro and Salai Martin 1990: 68) حالت دیگری را مطرح کرده‌اند که در آن به‌علت اختلاف در تعیین‌کننده‌های سطح تعادل یک‌نواخت، هر اقتصادی به‌سمت 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 سرانهٔ آن‌ها تفاوت دائمی وجود خواهد داشت. در ادبیات اقتصادی این وضعیت به «هم‌گرایی باشگاهی» معروف است.

در چهارچوب توجیه رفتار قیمت در بازار مسکن ازجمله وجود هم‌گرایی می‌توان دو شاخه ادبیات تحقیق مرتبط را شناسایی کرد. در این زمینه یک دسته از مطالعات با هدف اصلی درک پیوند میان مبانی اقتصادی و ارزش‌گذاری دارایی (هم در سطح ملی و هم در سطح منطقه‌ای) شکل گرفته است (Fung and Cheng 2021: 16-19). در این رویکرد،

تلاش درجهت شناسایی عوامل کلان اقتصادی است که می‌تواند به سیاست‌گذاران در تشخیص انحراف احتمالی قیمت از مقادیر بنیادی و تشکیل حباب قیمت کمک کند (Muellbauer and Murphy 2008: 6-8). به این مفهوم که قیمت مسکن ممکن است به‌دلیل برخی تکانه‌های مثبت ازجمله درآمد خانوارها افزایش یابد، درنتیجه انتظارات درجهت افزایش قیمت به ارزش‌گذاری بیش‌تر منجر می‌شود (Maynou et al. 2021: 3-5; McMillan and Speigh 2010: 438). در این رویکرد می‌توان انحراف‌های قیمت مسکن از مقادیر بنیادی را براساس مدل ارزش فعلی قیمت دارایی تحلیل کرد (Antonakakis et al. 2021: 300). بر این اساس، انتظار می‌رود قیمت مسکن در یک اقتصاد (کشور، منطقه، و ...) منعکس‌کنندهٔ بنیان‌های واقعی آن ازجمله تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت باشد. درنتیجه، اگر عوامل بنیادی بین مناطق مختلف به یک‌دیگر هم‌گرا شوند، قیمت مسکن نیز ممکن است هم‌گرا شود (Pan and Matsuki 2021: 2-3).

شاخهٔ دوم ادبیات مربوط به ارزیابی قیمت مسکن پویایی قیمت‌های دارایی منطقه‌ای و وجود احتمال اثر موجی (ripple effect) را بررسی می‌کند. در این رویکرد اگر مناطق از نظر جغرافیایی به یک‌دیگر نزدیک باشند، آن‌گاه براساس نظریه‌های مرسوم علم اقتصاد سطح قیمت مسکن در یک منطقهٔ خاص از سوی تقاضا و عرضهٔ محلی (local) تعیین می‌شود. ازاین‌رو، قیمت مسکن در مناطق مختلف در سطوح غیرهم‌سان باقی می‌ماند و مستقل حرکت می‌کند، اگرچه هنوز عوامل اقتصادی مشابه (جمعیتی و وضعیت اقتصادی) در تعیین سطوح قیمت تأثیرگذارند. این ایده را نخستین‌بار مین (Meen 1999: 740) به‌چالش کشید و امکان اثر امواج در بازار مسکن معرفی شد که در آن تغییرات در بازار مسکن ابتدا در یک منطقه (مرکزی) مشاهده می‌شود، سپس به مناطق مجاور و حاشیه‌ای انتشار می‌یابد. مین (Meen 1992) برای توضیح این اثر چهار عامل مهاجرت، انتقال دارایی، آربیتراژ فضایی (spatial arbitrage)، و الگوهای فضایی (spatial patterns) را معرفی کرد. بااین‌حال، باید اشاره کرد که بروز اثر موجی نیازمند وجود درجه‌ای از روابط تعادلی بلندمدت میان قیمت‌های منطقه‌ای مسکن است (Canarella et al. 2021: 59).

مروری بر مطالعات تجربی و انواع روش‌های بررسی هم‌گرایی در بازار مسکن نشان می‌دهد که این حوزه از بحث درحال تکامل است و موضوع به‌کمک روش‌های گوناگون سنجش شده است. بر این اساس، می‌توان روش‌های مذکور را به دو دستهٔ کلی تقسیم کرد که درادامه بررسی می‌شوند.

۱.۱.۲ آزمون‌های هم‌گرایی سنتی (مرسوم)

در چهارچوب مبانی نظری آزمون‌های هم‌گرایی سنتی را می‌توان به سه دسته تقسیم کرد. نخستین دسته از آزمون‌ها هم‌گرایی بتا را بررسی می‌کند. در زمینهٔ قیمت مسکن در شهرها این نوع هم‌گرایی بررسی می‌کند که آیا شهرهایی با قیمت اولیهٔ مسکن پایین نرخ رشد قیمت بالاتری خواهند داشت یا خیر؟ وجود هم گرایی- β را می توان با معادلهٔ 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 رابطهٔ فوق P_{iT} قیمت مسکن شهر (منطقه) i در زمان T، P_{i0} قیمت اولیهٔ مسکن شهر (منطقه) i و سمت چپ رابطهٔ ۲ نشان‌دهندهٔ میانگین نرخ رشد قیمت مسکن است. در مدل هم‌گرایی- β، منفی و معنادار‌بودن ضریب شیب در رگرسیون نشان‌دهندهٔ هم‌گرایی نهایی (final convergence) است. هم‌چنین در مدل هم‌گرایی- β درصورتی‌که متغیرهای کنترلی در معادلهٔ ۱ لحاظ شود، امکان بررسی هم‌گرایی شرطی فراهم خواهد شد. از نقاط ضعف رویکرد فوق این‌که معادلهٔ ۱ رگرسیونی مقطعی است و ازاین‌رو نوسان قیمت مسکن را طی زمان در نظر نمی‌گیرد.

دومین رویکرد کلاسیک مطالعهٔ هم‌گرایی مبتنی‌بر «هم‌گرایی- σ» است. این نوع هم‌گرایی برای اندازه‌گیری انحراف استاندارد مقطعی قیمت مسکن استفاده می‌شود. در این چهارچوب، اگر مقدار انحراف معیار طی زمان کاهش یابد، قیمت مسکن به هم‌گرایی تمایل دارد. ایراد اصلی این رویکرد این است که اطلاعات کمی از وضعیت حوزهٔ موردبررسی دارد (Tomal 2020: 8). برخلاف مفهوم هم‌گرایی- σ، وجود شوک‌های تصادفی محققان را به فرموله‌کردن یک مفهوم سری زمانی از هم گرایی، که به‌طور معمول به هم‌گرایی تصادفی شناخته می‌شود، سوق داده است (Kim and Rous 2012: 5). در رویکرد هم‌گرایی تصادفی قیمت مسکن در دو شهر تصادفی هم‌گرا می‌شود، اگر:

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

در رابطهٔ فوق I مجموعه اطلاعات در زمان t را نشان می‌دهد. معادلهٔ ۲ زمانی برآورده می‌شود که یک بردار هم‌جمعی [۱، ۱] برای سری‌های $\ln p_{i,t}$ و $\ln p_{j,t}$ وجود داشته باشد. بنابراین، آزمون این نوع هم‌گرایی مستلزم محاسبهٔ سری زیر است:

$$d\ln p_{ij_t} = \ln p_{it} - \ln p_{jt} \quad (۳)$$

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

$$d\ Ln\ p_{it} = Ln\ p_{it} - \overline{Ln\ p_t} \quad (۴)$$

که در آن $\overline{Ln\ p_t}$ میانگین مقطعی قیمت مسکن در زمان t است. رویکرد تصادفی فرض می‌کند که شهرها (مناطق) باید همگن باشند که برای آزمایش هم‌گرایی دربین شهرها قابل‌قبول نیست (Tomal 2020: 7).

۲.۱.۲ آزمون هم‌گرایی Log t

کاستی‌های آزمون‌های هم‌گرایی مرسوم محققان را به‌دنبال روش‌های جدیدی برای بررسی هم‌گرایی در بازار مسکن ترغیب کرده است. در این زمینه فیلیپس و سل (Phillips and Sul 2007: 4) رویکرد نوآورانه‌ای به‌نام آزمون رگرسیون log t را پیش‌نهاد دادند که در مقایسه با آزمون‌های سنتی مزایایی ازجمله عدم تحمیل فروض خاص، عدم نگرانی از وجود ریشهٔ واحد، و لحاظ همگنی بین مقاطع را دارد و به همین دلیل در این مطالعه نیز از آن استفاده شده است که در بخش سوم پژوهش کامل تشریح خواهد شد.

۲.۲ پیشینهٔ پژوهش

۱.۲.۲ مطالعات داخلی

تأثیر بازار مسکن در بازارهای مالی جهانی باعث افزایش علاقهٔ اقتصاددانان به درک بازار مسکن شده است (Rose 2012: 310-313; Montañés and Olmos 2013: 6). ازاین‌رو، درادامه به بخشی از مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با موضوع پژوهش اشاره می‌شود:

دژپسند و محتوی (۱۳۹۳) هم‌گرایی بلندمدت قیمت مسکن در مناطق شهر تهران را بررسی کرده‌اند. نتایج مطالعهٔ آنان نشان می‌دهد که روند قیمت‌های مسکن مناطق تهران در بلندمدت رفتار تعادلی مشابهی ندارد و هم‌گرا نیستند، لیکن باتوجه‌به شناسایی بردارهای هم‌جمعی میان قیمت مسکن در درون هر بلوک هم‌گرایی به‌صورت رابطهٔ تعادلی بلندمدت برقرار است.

اربابیان و دیگران (۱۳۹۸) تکانه‌های مؤثر در قیمت مسکن در ایران را تحلیل و هم‌گرایی آن با بازار مسکن کشورهای امارات متحدهٔ عربی، ترکیه، یونان، و قبرس را بررسی کرده‌اند. نتایج پژوهش آنان نشان می‌دهد که قیمت مسکن در کشورهای موردبررسی هم‌گرا نیست.

قلی‌زاده و نوروزی‌نژاد (۱۳۹۸) رابطهٔ بین قیمت مسکن و سیکل‌های تجاری در ایران را بررسی کرده‌اند. شواهد آماری آن‌ها نشان‌دهندهٔ هم‌حرکتی بین قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری‌های تجاری تحت‌تأثیر پویایی‌های قیمت مسکن در اقتصاد کلان است. هم‌چنین، لحاظ‌کردن قیمت مسکن به‌منزلهٔ دارایی وثیقه‌ای می‌تواند عاملی برای افزایش ارزش دارایی بنگاه‌ها و به‌تبع آن استقراض و سرمایه‌گذاری‌های آتی شود.

۲.۲.۲ مطالعات خارجی

چیرچیل و دیگران (Churchill et al. 2018) باتوجه‌به افزایش شدید قیمت مسکن در اقتصاد استرالیا، ماهیت هم‌گرایی را بین شهرهای پایتخت استرالیا طی دورهٔ ۲۰۰۳– ۲۰۱۷ بررسی کردند. پژوهش‌گران در مطالعهٔ خود یک گروه غیرهم‌گرا شامل سیدنی و ملبورن را شناسایی کردند که هردو شهر رونق درخورتوجهی در قیمت مسکن را تجربه کردند. نتایج آنان نشان می‌دهد قیمت مسکن بین ایالت‌ها هم‌گرا نیست.

تومال (Tomal 2020) 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 قیمت مسکن هم در بازارهای اولیه و هم در بازارهای ثانویه به هم‌گرایی تمایل دارد. درنهایت این‌که در هر باشگاه قیمت مسکن به حالت ثابت خود هم‌گراست.

نیگون (Nigon 2020) پویایی قیمت مسکن در سوئد را طی دورهٔ ۱۹۹۸– ۲۰۲۰ براساس داده‌های قیمت مسکن منطقه‌ای بررسی کرده است. این مقاله احتمالات بین هم‌گرایی یا واگرایی بین مناطق استکهلم، گوتنبرگ، و مالمو را با استفاده از آزمون log(t) بررسی کرده است. علاوه‌براین، محرک‌های منطقه‌ای ممکن ازجمله 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 and Garcia-Posada 2021) در پژوهشی ارتباط قیمت‌های واقعی مسکن در اسپانیا با پایه‌های بلندمدت آن‌ها مانند درآمد واقعی سرانه، نرخ بی‌کاری، و تراکم جمعیت را بررسی و ارزیابی کرده‌اند. یافته‌ها نشان داد، در بیش‌تر استان‌های اسپانیا در سال ۲۰۰۷ در اوج گسترش بخش مسکن، قیمت مسکن بیش از حد ارزش‌گذاری شده است. درمقابل، در پایان سال ۲۰۱۸ قیمت‌های واقعی مسکن در اکثر استان‌ها در مقایسه با قیمت‌های بنیادی خود تاحدودی کم‌تر ارزش‌گذاری شده‌اند.

ماینو و دیگران (Maynou et al. 2021) در مطالعه‌ای هم‌گرایی در قیمت مسکن در نمونه‌ای از اقتصادهای اروپایی منطقهٔ یورو را با استفاده از داده‌های دوازده کشور تعیین کرده‌اند. یافته‌های آنان حاکی است، طی دورهٔ بحران اقتصادی (۲۰۰۷–۲۰۰۸) واگرایی در قیمت مسکن در کشورهای اتحادیهٔ اروپا رخ داده است.

تومال (Tomal 2022) در مطالعهٔ خود سرریزهای مهم درمیان باشگاه‌های هم‌گرایی قیمت مسکن در بازار مسکن لهستان را با استفاده از داده‌های دورهٔ ۲۰۰۶–۲۰۱۸ و مدل‌سازی VAR ارزیابی کرده است. نتایج نشان می‌دهد سرریزها در بازار مسکن لهستان قوی‌اند و روابط هم در داخل بازارهای اولیه و ثانویه و هم بین آن‌ها مشاهده می‌شود.

در جمع‌بندی می‌توان گفت، مطالعات داخلی در حوزهٔ قیمت مسکن بیش‌تر هم‌گرایی از نوع بتا یا سیگما را آزمون کرده‌اند و به‌طور معمول تحلیل‌ها برای کل دوره و درمجموع وجود یا عدم وجود هم‌گرایی برای همهٔ مقاطع بررسی شده است. روند مطالعات جدید خارجی نشان می‌دهد، به‌علت مزایای روش‌های نوین هم‌گرایی، رویکرد هم‌گرایی نسبی موردتوجه و تأکید قرار گرفته است.

۳. روش انجام پژوهش

۱.۳ بازهٔ زمانی و مکانی تحقیق

در پژوهش حاضر از داده‌های شش‌ماههٔ قیمت مسکن مرکز آمار ایران برای مراکز استان‌های کشور در بازهٔ زمانی ۱۳۷۹/۰۱ – ۱۳۹۹/۰۲ و براساس حداکثر اطلاعات استفاده شده است (به‌جز دو مرکز استان خراسان شمالی و خراسان جنوبی که برای لحاظ در محاسبات داده‌های کافی نداشتند).

۲.۳ روش تخمین الگوی پژوهش

تاکنون در چهارچوب مطالعات تجربی از روش‌های مختلفی در تجزیه‌وتحلیل هم‌گرایی استفاده شده است که از مهم‌ترین آن‌ها می‌توان به رویکرد مؤلفه‌های اصلی (Holmes and Grimes 2008: 1536) آزمون‌های ریشهٔ واحد پانل (Levin et al. 2002: 20)، آزمون‌های هم‌انباشتگی (Yunus 2015: 106-109)، و روش داده‌های پانل پویا (Caselli et al. 372-374) اشاره کرد. بااین حال، از مشکلات مشترک روش‌های مذکور امکان وجود مشکل ناهمگنی (heterogeneity) در داده‌های مورداستفاده 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 ریشهٔ واحد مرسوم ندارد.

فیلیپس و سول (Phillips and Sul 2007: 4) به‌منظور رفع چالش‌های فوق روش هم‌گرایی نسبی (Relative Convergence) را معرفی کردند که امکان وجود ناهمگنی فردی بازارها یا مناطق مختلف در داده‌های پانل را فراهم می‌کند. این روش امکان بررسی مسیرهای زمانی مختلف، ناهمگنی فردی، و تمایز بین احتمالات مختلف هم‌گرایی مانند هم‌گرایی مطلق، واگرایی مطلق، و هم‌گرایی باشگاهی را فراهم می‌کند. درحقیقت، هم‌گرایی باشگاهی به مدل‌های تعادل عمومی با چندین نقطهٔ تعادلی پایدار مربوط می‌شود. علاوه‌براین، در این روش به برقراری فرضیهٔ ایستایی داده‌ها نیازی نیست (Glawe and Wagner 2021: 2). هم‌چنین، این روش بر مشکل اریب هم‌گرایی پارامترها و ناسازگاری غلبه و هیچ فرض خاصی را درمورد ثبات روند یا عدم ایستایی تصادفی اعمال نمی‌کند. ازاین‌رو، حتی اگر همهٔ مقاطع روند مشترکی نداشته باشند، امکان تحلیل حضور باشگاه‌های دارای هم‌گرایی فراهم خواهد بود.

اغلب محققان بازارهای مسکن را در سطح منطقه‌ای تجزیه‌وتحلیل می‌کنند. ازاین‌رو، اگر قرار به گروه‌بندی شود، تعریف بازارهای مسکن با عضویت در باشگاه هم‌گرایی می‌تواند به نتایج کارآمدتری بینجامد؛ زیرا شهرها یا مناطق یک باشگاه پویایی مشابهی در این بازار دارند. درمجموع، به‌لحاظ نظری این پرسش که آیا روند قیمت مسکن در یک منطقه می‌تواند روند قیمت در سایر نواحی را تحت‌تأثیر خود قرار دهد، باتوجه‌به خصوصیات مسکن و بازار آن مسئله‌ای درخور بررسی است؛ زیرا این امر به‌معنای رابطهٔ تقدم ـ تأخر بین قیمت‌ها در نواحی مختلف است که طی آن نوسانات قیمت در یک یا چند منطقهٔ خاص، به‌ویژه مناطق بزرگ شهری، به‌صورت باوقفه به حرکات مشابه قیمت در

سایر نواحی منجر می‌شود. این موضوع اهمیت بحث هم‌گرایی (باشگاهی) در قیمت مسکن را بیش از پیش آشکار می‌کند (Miles 2019: 558).

بر این اساس، در پژوهش حاضر به‌منظور آزمون فرضیهٔ هم‌گرایی قیمت‌های مسکن در شهرهای کشور (مراکز استان‌ها) از رویکرد فیلیپس و سول (Phillips and Sul 2007) استفاده می‌شود. این روش این امکان را فراهم می‌کند تا بخش‌بندی بازار مسکن در شهرهای گوناگون در قالب باشگاه هم‌گرایی فراهم شود. به‌بیان‌دیگر، در این چهارچوب می‌توان حتی اگر در برخی از بازارها یا مناطق در ابتدای دورهٔ گذار (transition) یا حتی نزدیک وضعیت تعادل یک‌نواخت (steady state) باشیم، پویایی‌های انتقالی قیمت‌ها را موردآزمون هم‌گرایی قرار داد.

مدل معرفی‌شدهٔ فیلیپس و سول برمبنای یک آزمون رگرسیون log(t) است که در آن فرضیهٔ هم‌گرایی براساس مدل غیرخطی وابسته به زمان آزمون می‌شود. در این چهارچوب داده‌های پانلی X_{it} به دو بخش زمان ($t=1,\ldots,T$) و منطقه ($i=1,\ldots,N$) تجزیه می‌شود. به این صورت که:

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

در معادلهٔ فوق g_{it} نشان‌دهندهٔ مؤلفهٔ دائمی (permanent) و a_{it} مؤلفهٔ گذرا (transitory) است. ازآن‌جاکه ممکن است هردو مؤلفه حاوی یک عامل مشترک در مناطق گوناگون باشند، رابطهٔ فوق را می‌توان به‌صورت زیر تبدیل کرد که براساس آن اجزای مشترک (common) و خاص (غیرسیستماتیک) (idiosyncratic) مدل از هم جدا و به‌صورت غیرخطی تبدیل می‌شود.

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

در رابطهٔ فوق μ_t مؤلفهٔ مشترک و δ_{it} جزء خاص متغیر طی زمان است که فاصلهٔ نسبی یا انحراف رشد منطقهٔ i ام از مسیر رشد مشترک (μ_t) را نشان می‌دهد. به‌طور مشخص، در پژوهش حاضر μ_t نشان‌دهندهٔ روند مشترک قیمت میان شهرهای گوناگون بوده و δ_t نشان‌دهندهٔ سهم نسبی قیمت یک شهر مشخص در اشتراک با روند قیمت کل مراکز استان است. ازاین‌رو، مهم‌ترین بخش از آزمون هم‌گرایی فیلیپس و سول (ibid.) تخمین δ_{it} است، به‌نحوی‌که بتوان از آن برای تعیین هم‌گرایی باشگاهی استفاده کرد. به این منظور، لازم است μ_tها از طریق 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 این معادله h_{it} مقداری معلوم است که مقدار δ_{it} مرتبط با میانگین پانل را در زمان t اندازه‌گیری می‌کند. به‌بیان‌دیگر، این متغیر نشان می‌دهد که مسیر گذار برای بازار (شهر) موردنظر i ام نسبت به میانگین پانل چه‌قدر است.

از مراحل اصلی در آزمون هم‌گرایی باشگاهی محاسبهٔ نسبت واریانس میان مقاطع (شهرها) 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 (ibid.) اثبات کردند که فاصلهٔ گذار H_t فرمی محدود به‌صورت زیر دارد:

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

در این رابطه، A کمیت ثابت مثبت، L(t) تابعی از t، و α سرعت هم‌گرایی است. در این چهارچوب به‌منظور آزمون فرضیهٔ هم‌گرایی می‌توان از تخمین مدل رگرسیونی log t به‌صورت زیر استفاده کرد:

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

در رگرسیون فوق فرضیهٔ صفر به‌صورت زیر است:

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

در معادلهٔ ۱۱، مقدار L(t)=log(t+1) تخمین ضریب Log t برابر $\hat{b} = 2\hat{\alpha}$ بوده و $\hat{a}$ نیز تخمین α در فرضیهٔ صفر است. هم‌چنین، به‌منظور بهبود توضیح‌دهندگی تخمین‌ها و لحاظ ویژگی‌های غیرخطی توان دوم Log t به مدل اضافه شده است. به‌منظور لحاظ شرایط اولیه (initial condition) در آزمون، فیلیپس و سول (ibid.) با شبیه‌سازی نشان دادند که اگر $t_{\hat{b}} < -1.645$ باشد، آن‌گاه فرضیهٔ صفر، که نشان‌دهندهٔ هم‌گرایی است، رد می‌شود.

باید توجه داشت، در وضعیت کلی رد فرضیهٔ صفر مبنی‌بر هم‌گرایی در داده‌های پانل به‌طور لزوم به‌معنی نبود هم‌گرایی در زیرگروه‌های دیگر پانل نیست؛ زیرا امکان وجود تعادل‌های چندگانه وجود دارد که می‌توان از الگوریتم زیر به‌منظور شناسایی خوشه‌های

مختلف استفاده کرد. این الگوریتم خوشه‌بندی براساس تخمین‌های پی‌درپی Log t است و از پنج گام به‌صورت زیر تشکیل شده است (Tomal 2020: 347-349):

مرحلهٔ ۱، مرتب‌سازی: مقاطع (شهرها) موجود باتوجه‌به مقدار آخرین مشاهده به‌ترتیب کاهشی مرتب می‌شوند؛

مرحلهٔ ۲، تشکیل گروه‌های هسته: برای این منظور رگرسیون log t برای k تعداد اول (بالاتر) واحدها (K(2<K<N)) اجرا و اگر $t_{\hat{b}}$ >-۱.۶۵ برای T بزرگ یا $t_{\hat{b}}$ > 0 برای T کوچک به‌ازای k=2 برقرار نشود، واحد اول کنار گذاشته شده است و فرایند فوق مجدد تکرار می‌شود. در این میان، اگر شرط مذکور برای هیچ‌یک از واحدها برقرار نباشد، تمام پانل واگرا می‌شود. نتایج شبیه‌سازی فیلیپس و سول (ibid.) نشان داد که تعداد داده‌های کم‌تر از پنجاه نمونه کوچک محسوب می‌شود.

مرحلهٔ ۳، غربال‌کردن داده‌ها برای عضویت در باشگاه: پس از شناسایی k*، به‌منزلهٔ هستهٔ گروه، هربار یک واحد به رگرسیون 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، منطقهٔ جدید به گروه اصلی اضافه می‌شود.

مرحلهٔ ۴، قاعدهٔ بازگشت و توقف: برای بقیهٔ مناطقی که در مرحلهٔ ۳ حذف شدند، رگرسیون log t اجرا و اگر تأیید شود که $t_{\hat{b}}$ >-۱.۶۵ برای T بزرگ یا $t_{\hat{b}}$ > 0 برای T کوچک برقرار است، آن‌گاه باشگاه دوم به‌دست می‌آید. درغیراین‌صورت، مراحل ۱ تا ۳ تکرار خواهند شد تا بررسی شود که آیا بقیهٔ مناطق را می‌توان به باشگاه‌های هم‌گرایی کوچک‌تر تقسیم کرد یا خیر.

مرحلهٔ ۵، ادغام باشگاه‌های اولیه: اگر رگرسیون log t مشترک باشگاه‌های اولیه برای باشگاه ۱ و ۲ اجرا و فرضیهٔ هم‌گرایی برآورده شود، آن‌گاه باشگاه‌ها ادغام می‌شوند. سپس، رگرسیون log t مشترک برای باشگاه جدید، باشگاه اولیه، و باشگاه ۳ اجرا خواهد شد. اگر باشگاه‌های اولیهٔ ۱ و ۲ نتوانند ادغام شوند، رگرسیون log t مشترک با باشگاه‌های اولیهٔ ۲ و ۳ انجام می‌شود. این روند تا زمانی ادامه می‌یابد که هیچ باشگاهی ادغام نشود.

۴. نتایج تخمین الگو

پیش از ارائهٔ نتایج تخمین، توصیف آماری داده‌ها در جدول ۱ آورده شده است. همان‌طورکه داده‌های این جدول نشان می‌دهد، در بازهٔ زمانی موردبررسی بیش‌ترین

میانگین قیمت مسکن به شهر تهران با حدود چهار میلیون تومان (طی دورهٔ موردبررسی) در هر مترمربع و کم‌ترین میانگین قیمت درمیان شهرها به یاسوج با ۳۳۰ هزار تومان مربوط است. در این میان، بیش‌ترین و کم‌ترین انحراف معیار نیز به این دو شهر اختصاص دارد. علاوه‌براین، در تهران بیش‌ترین میانگین قیمت حدود ۳۰/۴ میلیون تومان به‌ازای هر مترمربع و در یاسوج این میزان ۱/۵ میلیون تومان بوده است. به‌بیان‌دیگر، نسب میان حداکثر قیمت‌ها در این دو شهر حدود بیست برابر است. درنهایت این‌که، بیش‌ترین مقدار چولگی قیمت به‌ترتیب به شهرهای زاهدان و سپس مشهد و درخصوص کشیدگی نیز بیش‌ترین مقدار به شهرهای زاهدان و بوشهر مربوط است.

جدول ۱. توصیف آماری داده‌ها

	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل	چولگی	کشیدگی
تهران	۴۰/۲۳۵	۵۹,۴۳۴	۳۰۴,۳۴۳	۹۱۵	۲.۹۶	۹.۸
اصفهان	۱۶/۰۴۹	۲۲,۰۲۲	۱۱۸,۲۹۱	۱۱۰۹	۳.۲۳	۱۱.۸
کرج	۱۳/۸۳۰	۱۹,۱۷۰	۱۰۱,۶۸۹	۱۰۳۶	۳.۲۷	۱۱.۶
شیراز	۱۳/۱۰۶	۱۸,۶۸۸	۹۹,۵۷۱	۹۸۵	۳.۳۳	۱۲.۱
تبریز	۱۲/۵۵۵	۱۷,۱۵۴	۹۵,۲۰۳	۹۱۵	۳.۳۷	۱۳.۲
اراک	۱۳/۶۶۵	۱۸,۰۲۳	۹۴,۴۹۹	۸۲۲	۳.۰۴	۱۰.۴
مشهد	۱۱/۱۹۰	۱۴,۷۱۶	۸۴,۰۵۸	۸۸۷	۳.۵۴	۱۴.۶
قم	۱۱/۳۵۳	۱۴,۶۶۱	۸۳,۶۰۰	۷۰۷	۳.۳۹	۱۴.۰
بندرعباس	۱۰/۱۹۶	۱۳,۸۵۹	۷۶,۸۱۰	۸۴۵	۳.۴۹	۱۳.۶
قزوین	۱۱/۸۲۱	۱۳,۶۴۵	۷۴,۹۰۰	۱۱۳۳	۳.۰۷	۱۱.۱
همدان	۱۰/۷۶۱	۱۳,۲۸۲	۷۲,۵۲۲	۶۴۳	۳.۱۴	۱۱.۵
زنجان	۱۰/۱۶۰	۱۲,۳۸۶	۶۹,۸۸۱	۷۳۹	۳.۳۲	۱۳.۱
رشت	۱۰/۳۰۹	۱۲,۸۵۵	۶۷,۹۹۶	۱۰۶۴	۳.۱۳	۱۰.۸
گرگان	۸/۶۵۸	۱۱,۶۳۵	۶۶,۱۹۷	۸۶۶	۳.۵۹	۱۴.۸
کرمانشاه	۸/۸۰۰	۱۱,۴۷۲	۶۵,۲۶۹	۶۱۴	۳.۵۰	۱۴.۳
بوشهر	۸/۸۳۷	۱۰,۸۱۶	۶۲,۸۸۶	۸۱۴	۳.۶۱	۱۵.۲
اهواز	۸/۹۹۴	۱۰,۵۲۶	۵۹,۱۱۵	۸۳۰	۳.۳۴	۱۲.۹
ساری	۸/۰۹۳	۹,۸۳۲	۵۳,۳۲۱	۹۳۵	۳.۲۶	۱۱.۷

	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل	چولگی	کشیدگی
تهران	۴۰/۲۳۵	۵۹,۴۳۴	۳۰۴,۳۴۳	۹۱۵	۲.۹۶	۹.۸
اصفهان	۱۶/۰۴۹	۲۲,۰۲۲	۱۱۸,۲۹۱	۱۱۰۹	۳.۲۳	۱۱.۸
کرج	۱۳/۸۳۰	۱۹,۱۷۰	۱۰۱,۶۸۹	۱۰۳۶	۳.۲۷	۱۱.۶
شیراز	۱۳/۱۰۶	۱۸,۶۸۸	۹۹,۵۷۱	۹۸۵	۳.۳۳	۱۲.۱
تبریز	۱۲/۵۵۵	۱۷,۱۵۴	۹۵,۲۰۳	۹۱۵	۳.۳۷	۱۳.۲
اراک	۱۳/۶۶۵	۱۸,۰۲۳	۹۴,۴۹۹	۸۲۲	۳.۰۴	۱۰.۴
مشهد	۱۱/۱۹۰	۱۴,۷۱۶	۸۴,۰۵۸	۸۸۷	۳.۵۴	۱۴.۶
قم	۱۱/۳۵۳	۱۴,۶۶۱	۸۳,۶۰۰	۷۰۷	۳.۳۹	۱۴.۰
بندرعباس	۱۰/۱۹۶	۱۳,۸۵۹	۷۶,۸۱۰	۸۴۵	۳.۴۹	۱۳.۶
قزوین	۱۱/۸۲۱	۱۳,۶۴۵	۷۴,۹۰۰	۱۱۳۳	۳.۰۷	۱۱.۱
همدان	۱۰/۷۶۱	۱۳,۲۸۲	۷۲,۵۲۲	۶۴۳	۳.۱۴	۱۱.۵
زنجان	۱۰/۱۶۰	۱۲,۳۸۶	۶۹,۸۸۱	۷۳۹	۳.۳۲	۱۳.۱
اردبیل	۷/۸۴۱	۹,۴۵۶	۵۲,۸۹۹	۶۱۰	۳.۲۴	۱۲.۵
ارومیه	۷/۴۰۶	۹,۳۰۵	۵۱,۴۲۰	۵۲۱	۳.۲۱	۱۲.۲
شهرکرد	۷/۷۱۴	۸,۷۶۵	۴۹,۲۲۷	۷۰۳	۳.۲۰	۱۲.۲
سمنان	۸/۱۲۷	۸,۱۴۶	۴۶,۸۹۴	۶۶۳	۳.۰۶	۱۲.۰
سنندج	۸/۳۷۱	۸,۳۶۹	۴۴,۹۴۶	۶۹۷	۲.۵۴	۸.۳
زاهدان	۷/۴۱۵	۱۱,۵۵۳	۶۶,۹۴۰	۷۸۲	۳.۹۵	۱۷.۵
کرمان	۶/۰۸۹	۶,۸۶۳	۳۸,۴۹۲	۶۴۴	۳.۲۴	۱۲.۲
یزد	۵/۴۰۵	۵,۹۹۸	۳۴,۳۳۶	۶۵۷	۳.۲۸	۱۳.۰
ایلام	۵/۳۷۸	۵,۷۱۱	۳۳,۳۲۶	۵۸۵	۳.۴۱	۱۳.۹
خرم‌آباد	۵/۶۳۳	۵,۱۱۹	۲۸,۶۴۷	۶۴۲	۲.۸۶	۱۰.۱
یاسوج	۳/۳۶۸	۲,۶۲۴	۱۵,۷۵۶	۶۷۴	۳.۰۶	۱۱.۹

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج تخمین آزمون Log t به‌منظور بررسی هم‌گرایی باشگاهی میان قیمت مسکن در شهرهای مختلف کشور برای کل نمونه در جدول ۲ آورده شده است. این نتایج نشان می‌دهد، باتوجه‌به این‌که مقدار آمارهٔ t (۸۷/۰۴-) از صفر کوچک‌تر است، فرضیهٔ صفر

مبنی‌بر وجود هم‌گرایی در کل نمونه رد می‌شود که درواقع این همان نتیجهٔ آزمون هم‌گرایی بتاست. بااین‌حال، درادامه با هدف بررسی امکان تشکیل زیرگروه‌هایی از شهرها با امکان هم‌گرایی در قیمت مسکن آن‌ها رویکرد خوشه‌ای معرفی‌شده از سوی فیلیپس و سول (Phillips and Sul 2007) به‌کار گرفته شد. در این رویکرد، امکان هم‌گرایی قیمت مسکن به مقادیر تعادل یک‌نواخت خود در زیرگروه‌هایی از شهرها بررسی می‌شود.

جدول ۲. نتایج تخمین آزمون Log t در دورهٔ زمانی ۱۳۹۱:۱–۱۴۰۰:۷

ضریب بتا	انحراف معیار	آمارهٔ t	سطح معناداری
−۱/۶۳	۰/۰۱۹	−۸۷/۰۴	۰/۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

نتایج تخمین Log t با فرایند پیش‌گفته‌شده در جدول ۳ آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد، در دسته‌بندی اولیه چهار شهر تهران، اصفهان، ایلام، و یاسوج در قیمت مسکن هم‌گرایی ندارند. بااین‌حال، برای باقی شهرها نتیجهٔ آزمون Log t مثبت و معنادار بوده که نشان‌دهندهٔ وجود هم‌گرایی باشگاهی درمیان اعضای هریک از باشگاه‌هاست.

جدول ۳. بررسی وجود هم‌گرایی باشگاهی درمیان اعضای باشگاه‌ها

	تعداد واحد	ضریب	آمارهٔ t	اعضای 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 فیلیپس و سول (.ibid) برای تعیین هم‌گرایی باشگاهی بسیار محافظه‌کارانه است و این امکان وجود دارد که در فرایند یافتن باشگاه‌ها تعدادی بیش از مقادیر صحیح را شناسایی کند. ازاین‌رو، لازم است فرایند بررسی امکان ادغام باشگاه‌های اولیه

و یافتن باشگاهی بزرگ‌تر انجام شود که رفتار هم‌گرایی قیمت را داشته باشد (Phillips and Sul 2009). در این زمینه، نتایج محاسبات براساس الگوریتم وون لینکر و تونسن (Von Lyncker and Thoennessen 2017) که بهبودیافتهٔ الگوریتم معرفی‌شدهٔ فیلیپس و سول (Phillips and Sul 2007) است، نشان داد که هیچ‌یک از باشگاه‌ها قابلیت ادغام با یک‌دیگر ندارند و تعداد باشگاه‌ها چهار است.

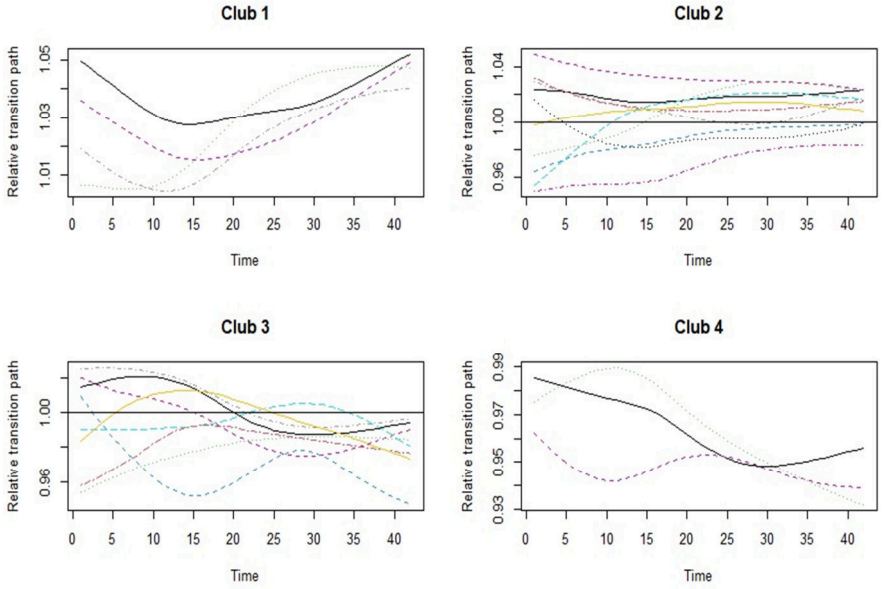
نتایج رگرسیون Log t برای باشگاه ۱ درخصوص هم‌گرایی قیمت نشان می‌دهد که آمارهٔ t برابر با ۸/۱ بوده است و باتوجه‌به بزرگ‌تر از صفر بودن این آماره، فرضیهٔ صفر مبنی‌بر وجود هم‌گرایی درمیان چهار عضو این باشگاه (کرج، شیراز، اراک، تبریز) رد نمی‌شود. در این چهارچوب، باشگاه ۲ دارای ده عضو (آمارهٔ t=۱۱/۰۱)، باشگاه ۳ دارای هشت عضو (آمارهٔ t=۱/۷) و باشگاه ۴ نیز دارای سه عضو (آمارهٔ t=۲/۸۲) بوده است که همگی معنادارند. یکی دیگر از نکات مهم در نتایج به‌دست‌آمده مشاهدهٔ فرم ضعیف همسایگی جغرافیایی (geographical neighborhood) میان اعضای باشگاه‌هاست که در مطالعات مختلف، ازجمله پولافسکی و رای (Pollakowski and Ray 1997: 111)، به آن اشاره شده است. درواقع، این نتایج نشان می‌دهد که رابطهٔ فضایی (spatial relationship) قیمت مسکن در شهرهای هم‌جوار به‌طور لزوم قوی‌تر از شهرهای غیرهم‌جوار نیست. به‌بیان‌دیگر، دسته‌بندی 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 نشان‌دادن تفاوت‌های منطقه‌ای از روش‌هایی مثل اضافه‌کردن متغیر موهومی (dummy) استفاده شود، ضرایب ممکن است تأثیر کامل متغیرهای مهم حذف‌شده مبتنی‌بر تفاوت‌های جغرافیایی را نشان ندهند (Kim and Rous 2012: 181).

در شکل ۱ فرایند حرکت به‌سمت تعادل یک‌نواخت در هریک از باشگاه‌ها آورده شده که از رابطهٔ ۱۲ محاسبه می‌شود (در رابطهٔ ۱۲، N_s نشان‌دهندهٔ تعداد شهرها در باشگاه s است):

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

نمودار ۱ نشان می‌دهد که باوجود رد فرضیهٔ هم‌گرایی در کل نمونه، قیمت مسکن در هر باشگاه به تعادل یک‌نواخت خود هم‌گراست که البته این حرکت در هر باشگاه طی زمان متفاوت است. برای نمونه، در باشگاه ۱ طی دورهٔ موردبررسی (۱۳۷۹–۱۳۹۹) این هم‌گرایی

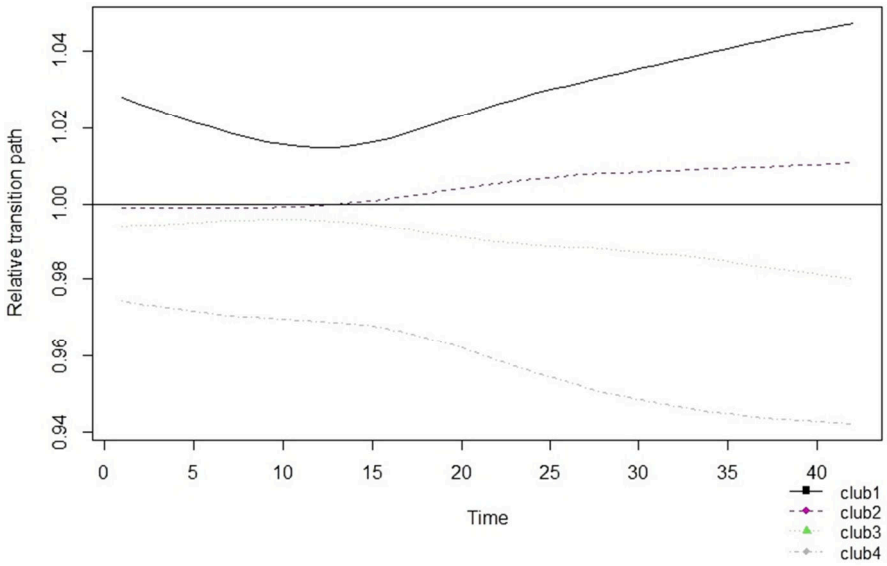
بیش‌تر شده یا در باشگاه ۲ این حرکت و هم‌گرایی به‌سمت مسیر گذار نسبی وجـود داشـته و طی زمان تقویت شده است.



نمودار ۱. فرایند حرکت به‌سمت تعادل یک‌نواخت در هریک از باشگاه‌ها
منبع: محاسبات تحقیق

از نتایج درخورتوجه در تحولات قیمت مسکن در هر باشگاه پویایی‌های ناهمگن مسـیر گذار قیمت هریک از اعضای باشگاه‌هاست که بیان‌گـر نـاهمگنی مقطعـی و زمـانی اعضـای هر باشگاه است. به این صورت که در نمودار ۲ هریک از منحنی‌ها نشان می‌دهنـد کـه ایـن ناهمگنی درمیان اعضای باشگاه‌ها طـی دورهٔ موردبررسـی در باشـگاه ۲ و ۳ بـه هـم‌گرایـی به‌سمت عدد یک و در باشـگاه ۱ و ۴ بـه هـم‌گرایـی بـه‌سـمت میـانگین گـذار آن باشـگاه تمایل دارد (خط مشکی). البته این حرکـت و هـم‌گرایـی درمیـان اعضـای هـر باشـگاه بـه صورت‌های مختلف بروز کرده است.

در نمودار ۲ میانگین مسیر انتقال نسبی هریک از باشگاه‌ها آورده شده اسـت. ایـن نتـایج نشان می‌دهد که میانگین مسیر انتقال باشـگاه‌هـای ۱ تـا ۳ تـا سـال ۱۳۸۶ بـه‌سـمت تعـادل بلندمدت هم‌گرا و پس آن واگرا شده است که البته برای باشگاه ۴ این مسـیر از ابتـدای بـازهٔ موردبررسی واگرا بوده است.



نمودار ۲. میانگین مسیر انتقال نسبی هریک از باشگاه‌ها
منبع: محاسبات تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و پیش‌نهادهای سیاستی

در سال‌های اخیر از حوزه‌های موردتوجه اقتصاد مسکن بحث هم‌گرایی قیمت است. به این مفهوم که قیمت‌های مسکن در نقاط مختلف طی زمان در ارتباط با یک‌دیگر چگونه رفتار و نوسانات قیمت در یک یا چند منطقه به چه نحو به حرکات مشابه قیمت در سایر نواحی منجر می‌شود. باتوجه‌به اهمیت این موضوع، در پژوهش حاضر با هدف بررسی هم‌گرایی قیمت در بازار مسکن، قیمت مسکن مراکز استان کشور با استفاده از داده‌های شش‌ماهه در بازۀ زمانی ۱۳۷۹/۰۱ – ۱۳۹۹/۰۲ بررسی می‌شود.

براساس نتایج آزمون Log t در بازۀ زمانی موردبررسی، فرضیۀ صفر مبنی‌بر وجود هم‌گرایی در کل نمونه رد نمی‌شود. هم‌چنین، در بخش دیگر پژوهش رویکرد خوشه‌ای با هدف بررسی امکان تشکیل زیرگروه‌هایی از مناطق با امکان هم‌گرایی در قیمت مسکن در آن‌ها به‌کار گرفته شد. نتایج تخمین آزمون Log t نشان داد که شهرهای تهران، اصفهان، ایلام، و یاسوج رفتار واگرایی داشته‌اند و وجود هم‌گرایی باشگاهی درمیان اعضای هریک از چهار باشگاه دیگر نیز تأیید شد.

از نکات درخورتوجه مشاهدهٔ فرم به‌نسبت ضعیف همسایگی جغرافیایی میان برخی اعضای باشگاه‌هاست که نشان می‌دهد رابطهٔ فضایی قیمت مسکن در شهرهای هم‌جوار به‌طور لزوم قوی‌تر از شهرهای غیرهم‌جوار نیست. به‌بیان‌دیگر، 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 درخور توجه در تحولات قیمت مسکن در هر باشگاه است که بیان‌گر ناهمگنی مقطعی و زمانی در اعضای هر باشگاه است.

نتایج پژوهش نشان داد که طی بازهٔ زمانی موردبررسی 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 شده است. بااین‌حال، در برخی دیگر از باشگاه‌ها ازجمله باشگاه ۳ این هم‌گرایی درمیان همهٔ اعضا به یک صورت بروز نکرده است و حتی در سال‌های اخیر در برخی از شهرها رفتار واگرایی دیده می‌شود. به‌بیان‌دیگر، در بعضی شهرها برخی عوامل موجب شده است که قیمت در بلندمدت به تعادلی هم‌گرا و در برخی دیگر از شهرها به واگرایی متمایل شود. مطالعات نشان داده است که عوامل مختلفی می‌توانند موجب این تفاوت در رفتار شهرهای گوناگون باشند که از آن جمله می‌توان به رشد جمعیت، سیاست‌های بازار مسکن، سطح آموزش، میزان امکانات شهری، و تأثیرات تغییرات اقلیم اشاره کرد (Kim and Rous 2012: 176).

درنهایت، نتایج پژوهش نشان داد که میانگین مسیر انتقال باشگاه‌ها از یک دوره به بعد نسبت به تعادل بلندت واگرا شده است (برای باشگاه ۴ از ابتدای بازهٔ موردبررسی واگرا بوده است). این امر بیان‌گر آن است که با شدت‌یافتن این واگرایی درعمل سیاست‌گذاری به‌منظور مدیریت نوسانات بازار دشوارتر خواهد شد؛ زیرا لازم است باتوجه‌به موقعیت هر باشگاه سیاست مختص آن باشگاه اتخاذ شود. برای نمونه، اگر هدف سیاست‌گذار اتخاذ سیاستی مالیاتی برای مدیریت بازار مسکن باشد، این واگرایی موجب خواهد شد لحاظ هریک از استان‌ها یا شهرها به‌منزلهٔ مبنای تصمیم‌گیری موجب بدترشدن وضعیت یا حداقل بی‌اثربودن آن سیاست در شهرهای عضو سایر باشگاه شود یا به‌نحو مشابه باتوجه‌به این‌که در ایران هزینه‌های مسکن بخش عمده‌ای از هزینه‌های بودجهٔ خانوار را به خود اختصاص می‌دهد، با تشدید این واگرایی و تأثیرات منفی قیمت مسکن در رفاه خانوار،

اندازه و ابعاد سیاست‌های حمایتی به‌منظور جبران رفاه میان استان‌ها متفاوت باشد که این امر بر پیچیدگی فرایند سیاست‌گذاری خواهد افزود.

کتاب‌نامه

اربابیان، شیرین و دیگران (۱۳۹۸)، «تحلیل تکانه‌های مؤثر بر قیمت مسکن در ایران و بررسی هم‌گرایی آن با بازار مسکن کشورهای منتخب»، فصل‌نامهٔ *سیاست‌های مالی و اقتصادی*، س ۷، پیاپی ۲۷.

دژپسند، فرهاد و لادن محتوی (۱۳۹۳)، «بررسی هم‌گرایی بلندمدت قیمت مسکن در مناطق شهر تهران»، فصل‌نامهٔ *علوم اقتصادی*، س ۸، پیاپی ۲۶.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و مریم نوروزی‌نژاد (۱۳۹۸)، «پویایی‌های قیمت مسکن و نوسانات اقتصادی در ایران با رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)»، فصل‌نامهٔ *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، س ۱۰، پیاپی ۳۶.

Álvarez-Román, L. and M. García-Posada (2021), "Are House Prices Overvalued in Spain? A Regional Approach", *Economic Modelling*, vol. 99, no. 105499.

Antonakakis, N. et al. (2021), "A Regional Decomposition of US Housing Prices and Volume: Market Dynamics and Portfolio Diversification", *The Annals of Regional Science*, vol. 66, no. 2.

Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin, (1990), "Economic Growth and Convergence across the United States", *Journal of Political Economy*, vol. 86, no. 4.

Canarella, G. et al. (2021), "Persistence and Cyclical Dynamics of US and UK House Prices: Evidence from over 150 Years of Data", *Urban Studies*, vol. 58, no. 1.

Caselli, F. et al. (1996), "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics", *Journal of Economic Growth*, vol. 1, no. 3.

Churchill, S. A. et al. (2018), "House Price Convergence: Evidence from Australian Cities", *Economics Letters*, vol. 170.

Durlauf, S. N. and P. A. Johnson (1992), "Local Versus Global Convergence across National Economies", NBER Working Paper, no. 3996.

Fung, M. K. and A. C. Cheng (2021), "Housing-Price Convergence among Cities in China: Absolute or Conditional?", in: *Modeling Economic Growth in Contemporary Hong Kong*, Emerald Publishing Limited.

Ganong, P. and D. Shoag (2017), "Why Has Regional Income Convergence in the US Declined?", *Journal of Urban Economics*, vol. 102.

Glawe, L. and H. Wagner (2021), "Convergence, Divergence, or Multiple Steady States? New Evidence on the Institutional Development within the European Union", *Journal of Comparative Economics*, vol. 49, no. 3.

Holmes, M. J. and A. Grimes (2008), "Is There Long-Run Convergence among Regional House Prices in the UK?", *Urban studies*, vol. 45, no. 8.

Holmes, M. J. et al. (2019), "Property Heterogeneity and Convergence Club Formation among Local House Prices", *Journal of Housing Economics*, vol. 43.

Kılınç, D. et al. (2017), "Financial Development Convergence: New Evidence for the EU", *Central Bank Review*, vol. 17, no. 2.

Kim, Y. S. and J. J. Rous (2012), "House Price Convergence: Evidence from US State and Metropolitan Area Panels", *Journal of Housing Economics*, vol. 21, no. 2.

Levin, A. et al. (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties", *Journal of Econometrics*, vol. 108, no. 1.

Li, X. et al. (2021), "Awareness, Energy Consumption and Pro-Environmental Choices of Chinese Households", *Journal of Cleaner Production*, vol. 279, no. 123734.

Mankiw, N. et al. (1992), "A Contribution of the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, no. 2.

Matsuki, T. and L. Pan (2021), "Per Capita Carbon Emissions Convergence in Developing Asia: A Century of Evidence from Covariate Unit Root Test with Endogenous Structural Breaks, *Energy Economics*, vol. 99, no. 05326.

Maynou, L. et al. (2021), "Club Convergence in European Housing Prices: The Role of Macroeconomic and Housing Market Fundamentals", *Economic Modelling*, vol. 103.

McMillan, D. G. and A. Speight (2010), "Bubbles in UK House Prices: Evidence from ESTR Models", *International Review of Applied Economics*, vol. 24, no. 4.

Meen, G. (1999), "Regional House Prices and the Ripple Effect: A New Interpretation", *Housing studies*, vol. 14, no. 6.

Miles, W. (2019), "Regional Convergence and Structural Change in US Housing Markets", *Regional Studies, Regional Science*, vol. 6, no. 1.

Monfort, P. (2008), "Convergence of EU Regions, Measures and Evolution, European Union Regional", Policy Working Papers, no. 01/2008.

Montañés, A. and L.Olmos (2013), "Convergence in us House Prices", *Economic Letter*, vol. 121, no. 2.

Muellbauer, J. and A. Murphy (2008), "Housing markets and the Economy: The Assessment", *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 24, no. 1.

Nigon, T. (2020), *Convergence on the Swedish Housing Market a Study of Stockholm*, Gothenburg, and Malmo, Doctoral Dissertation.

Ollakowski, H. and T. Ray (1997), "Housing Price Diffusion Patterns at Different Aggregation Levels: an Examination of Housing Market Efficiency", *Journal of Housing Research,* vol. 8, no. 1.

Pan, L. and T. Matsuki (2021), "House Price Convergence in the Very Long Run: New Evidence from Fourier Quantile Unit Root Test", MPRA Paper, no. 110816

Phillips, P. C. B. and D. Sul (2007), "Transition Modeling and Econometric Convergence Tests", *Econometrica*, vol. 75, no. 6.

Pollakowski, H. O. and T. S. Ray (1997), "Housing Price Diffusion Patterns at Different Aggregation Levels: An Examination of Housing Market Efficiency", *Journal of Housing Research*, vol. 8, no. 1.

Rose, S. et al. (2012), "Online Customer Experience in E-Retailing: An Empirical Model of Antecedents and Outcomes", *Journal of Retailing*, vol. 88, no. 2.

Skórska, A. (2013), "Konwergencja Czy Dywergencja Struktur Zatrudnienia W Polsce I UE-15?", *Studia Ekonomiczne*, vol. 160.

Solow, R. M. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, no. 1.

Swan, T. W. (1956), "Economic Growth and Capital Accumulation", *Economic Record*, vol. 32, no. 2.

Tomal, M. (2020), "Modelling Housing Rents Using Spatial Autoregressive Geographically Weighted Regression: A Case Study in Cracow, Poland", *ISPRS International Journal of Geo-Information*, vol. 9, no. 6.

Tomal, M. (2021), "Testing for Overall and Cluster Convergence of Housing Rents: Evidence from Polish Provincial Capitals", *Empirical Economics*, vol. 62.

Uwatt, U. B. (2019), "Housing Sector, Economic Growth and Development: Conceptual Issues and Theoretical Underpinnings", *CBN Economic and Financial Review*, vol. 57, no. 4.

Von Lyncker, K. and R. Thoennessen (2017), "Regional Club Convergence in the EU: Evidence from a Panel Data Analysis", *Empirical Economics*, vol. 52, no. 2.

Yang, Z. and Y. Pan (2020), "Human Capital, Housing Prices, and Regional Economic Development: Will 'Vying for Talent' Through Policy Succeed?", *Cities*, vol. 98.

Yunus, N. (2015), "Trends and Convergence in Global Housing Markets", *Journal of International Financial Markets*, *Institutions and Money*, vol. 36.