New Economy and Trade, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)
Quarterly Journal, Vol. 19, No. 2, Summer 2024, 133-159
https://www.doi.org/10.30465/jnet.2024.48245.2123

Investigating the convergence of housing prices in the provinces of Iran (Markov-Switching unit root test approach)

Ali Rezazadeh*, Ali Moridian Pirdosti**
Vahid Nikpey Pesyan***

Abstract

The purpose of this research is to investigate the convergence of housing prices in the provinces of Iran using the Markov switching nonlinear unit root test along with the generalized Dickey-Fuller unit root test between 1993 and 2021. The results of the Dickey-Fuller test show that housing prices do not converge, while the Markov switching nonlinear unit root test confirms the validity of this theory in some periods of Iran's economy. According to the results obtained in the boom regime (housing price increase conditions), there is convergence in housing prices, but there is no convergence in the recession regime (housing price decrease conditions). The result obtained from the nonlinear test seems to be expected. This case could be considered as temporary due to inflationary conditions and high inflation expectations, the decrease in housing prices, and there is an expectation of a housing price increase in a short time, and therefore prices do not decrease rapidly. According to the results of the research, the use of policy tools specific to each region and province can provide better management in controlling the fluctuations of the country's housing market. The adoption of complementary policies to stabilize housing prices may also be appropriate

Keywords: Housing Price, Convergence, Markov-switching, Iranian Provinces.

JEL classification: C41, O18, R32.

* Associate Professor of Economics, Department of Economics, Faculty of Economics and Mangement, Urmia University, Urmia, Iran (Corresponding Author), a.rezazadeh@urmia.ac.ir

** Ph.D. Candidate of Econometrics, Department of Economics, Faculty of Economics and Mangement, Urmia University, Urmia, Iran, alimoridian@ymail.com

*** Ph.D. Candidate of Economic Development, Department of Economics, Faculty of Economics and Mangement, Urmia University, Urmia, Iran, v.nikpey@urmia.ac.ir

Date received: 07/02/2024, Date of acceptance: 15/06/2024

اقتصاد و تجارت نوین، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
فصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ پژوهشی)، سال ۱۹، شمارهٔ ۲، تابستان ۱۴۰۳

بررسی همگرایی قیمت مسکن در استان‌های ایران (رویکرد آزمون ریشه واحد مارکوف- سوئیچینگ)

علی رضازاده*

علی مریدیان پیردوستی**، **وحید نیک‌پی پسیان*****

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی همگرایی قیمت مسکن در استان‌های ایران با استفاده از آزمون ریشه واحد غیرخطی مارکوف سوئیچینگ در کنار آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته طی سال‌های ۱۳۷۲ الی ۱۴۰۰ است. نتایج آزمون دیکی- فولر نشان از عدم همگرایی قیمت مسکن دارد، این در حالی است که آزمون آزمون ریشه واحد غیرخطی مارکوف سوئیچینگ اعتبار این تئوری را در برخی دوره‌ها در اقتصاد ایران مورد تأیید قرار می‌دهد. طبق نتایج به دست آمده در رژیم رونق (شرایط افزایش قیمت مسکن) همگرایی در قیمت مسکن وجود دارد، ولی در رژیم رکود (شرایط کاهش قیمت مسکن) همگرایی وجود ندارد. نتیجه به‌دست آمده از آزمون غیرخطی، قابل انتظار به نظر می‌رسد. چراکه به‌دلیل وجود شرایط تورمی و انتظارات تورمی بالا، کاهش قیمت مسکن موقتی تلقی می‌شود و انتظار افزایش قیمت مسکن در زمان کوتاهی وجود دارد و بنابراین، قیمت‌ها به‌سرعت کاهش نمی‌یابد. با توجه به نتایج تحقیق، استفاده از ابزارهای سیاستی مختص هر منطقه و استان، می تواند مدیریت بهتری در کنترل نوسانات بازار مسکن کشور انجام دهد. همچنین، اتخاذ سیاست های مکمل برای تثبیت قیمت مسکن نیز می تواند مناسب باشد.

* دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران (نویسندهٔ مسئول)، a.rezazadeh@urmia.ac.ir

** دانشجوی دکتری اقتصادسنجی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، alimoridian@ymail.com

*** دانشجوی دکتری توسعه اقتصادی، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، v.nikpey@urmia.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۱۸، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۳/۲۶

کلیدواژه‌ها: قیمت مسکن، همگرایی، مارکوف-سوئیچینگ، استان‌های ایران.

طبقه‌بندی JEL: C41, O18, R32.

۱. مقدمه

مسکن نوعی دارایی است که نقشی دوگانه به‌عنوان کالای مصرفی و سرمایه‌گذاری ایفا می‌کند. از آنجایی‌که مسکن به‌طور کلی بزرگترین جزء دارایی‌های مالی خانوارها را تشکیل می‌دهد، نوسانات قیمت مسکن بر هزینه زندگی خانوارها، هزینه تولید بنگاه‌ها، کمیت سرمایه انسانی و ساختار صنعتی شهرها موثر است (Quigley, 1999; Ghent & Owyang,2009; Yang & Pan, 2020). علاوه بر این، بخش مسکن بخش قابل توجهی از تولید ناخالص داخلی در بسیاری از کشورها را تشکیل می‌دهد. از این‌رو، اصلاحات بزرگ در قیمت مسکن پس از بحران مالی جهانی ۲۰۰۷-۲۰۰۸ تأثیرات جدی بر ثروت و مصرف خانوارها در بسیاری از کشورها و همچنین سرمایه‌گذاری مسکونی داشت (OECD, 2011). بر این اساس، پویایی قیمت مسکن هم از نظر ثروت خانوار و هم از نظر چرخه تجاری مهم است (Catte et al, 2004 ; Fry et al, 2010).

علاوه بر این، از آنجایی‌که مسکن جزء اصلی تورم خرده فروشی را تشکیل می‌دهد، تغییرات قیمت مسکن بر تورم در اقتصاد تاثیر دارد(Anari & Kolari, 2002). از این‌رو، سیاست‌گذاران اهمیت زیادی برای نظارت بر حرکت قیمت مسکن قائل هستند. به‌علاوه، نگرانی‌های ثبات مالی و تورم، حفظ مقرون به‌صرفه بودن خانه برای خریداران خانه اول نیز اخیراً توجه سیاست‌گذاران را برای نظارت بر تغییرات قیمت مسکن جلب کرده است (Karmali & Weng, 2022 ; Elena et al, 2022).

طی دهه‌های اخیر افزایش جمعیت در ایران و نیز مسئله مهاجرت به شهرهای بزرگ بالاخص تهران، مشکلات متعددی در زمینه تهیه مسکن مناسب در کشور به وجود آورده است. طی دهه اخیر، وقوع رکود و رونق تورمی و افزایش قابل ملاحظه قیمت مسکن و زمین و نیز افزایش اجاره بهای مسکن خود شاهدی بر وقوع مشکلات اساسی در این بخش است. افزایش سودآوری سرمایه‌گذاری در این حوزه باعث شده است که مسکن از یک کالای مصرفی به کالای سرمایه‌ای پربازده در کشور تبدیل شود.

این موضوع از منظر سیاستی حائز اهمیت است زیرا همگام‌سازی قوی قیمت مسکن در بین شهرهای یک کشور زمینه را برای این احتمال فراهم می‌کند که شوک‌های محلی به قیمت

مسکن بر کل بازار داخلی املاک و مستغلات و در نتیجه بر اقتصاد واقعی کشور تأثیر بگذارد (Oikarinen et al, 2018 و احمدی و همکاران، ۱۳۹۹: ۱۶۱). این به نوبه خود می‌تواند خطر دوره‌های فعالیت اقتصادی پایین را افزایش دهد، به‌خصوص اگر همراه با بازارهای اعتباری پررونق باشد.

وقوع نوسانات زیاد در بازار مسکن، توجه برخی پژوهشگران به مطالعه وضعیت اقتصادی این بخش را برانگیخته است، فلذا اغلب مطالعات صورت گرفته معطوف به عرضه و تقاضای مسکن بوده و ارزیابی همگرایی قیمت مسکن در استان‌های کشور کمتر مورد توجه قرار گرفته است (بالونژاد نوری و فرهنگ، ۱۴۰۱، علی مرادی افشار و غلامی حیدریانی، ۱۴۰۰، بالونژاد نوری و رفعت میلانی، ۱۴۰۰ و شهبازی و همکاران، ۱۳۹۸). محور اصلی ادبیات موجود در این حوزه معطوف به این موضوع است که ایا تفاوت‌های منطقه‌ای (استانی) آشکار در قیمت مسکن تمایل به همگرایی یا واگرایی دارد و یا به‌طور ساده منعکس‌کننده رفتار سیکلی است؟ تجربه نشان‌داده است که در ایران تغییرات قیمتی مسکن ابتدا در تهران رخ داده و سپس به سایر مناطق کشور گسترش می‌یابد، لذا می‌توان با بررسی مشاهدات مرتبط با قیمت‌های استانی در خصوص همگرایی قیمت مسکن در کشور به نتایج مهم و قابل استفاده دست یافت (دژپسند و محتوی، ۱۳۹۳ و هوشمند و همکاران، ۱۳۹۶).

مرور مطالعات تجربی نشان می‌دهد که روش‌های جدیدی برای بررسی موضوع همگرایی قیمت مسکن در تحقیقات خارجی در حال ظهور است، در حالی‌که در داخل کشور موضوع تجزیه و تحلیل همگرایی قیمت مسکن در بین مناطق کشورکمتر مورد توجه قرار گرفته است و اغلب مطالعات انجام شده در حوزه مطالعه بین کشوری یا مناطق شهری را مورد بررسی قرار داده اند و به صورت محدود تمامی استان‌های کشور را مورد نظر قرار دادند. از این رو، این مطالعه با هدف بررسی و آزمون وجود یا عدم وجود همگرایی قیمت مسکن در استان‌های ایران با استفاده از الگوی مارکوف–سوئیچینگ، سعی می‌کند تا خلا موجود در این حوزه پژوهشی را پر کند. از این‌رو، با توجه اهمیت موضوع سوالی که تحقیق حاضر به دنبال بررسی آن است این است که آیا قیمت مسکن در استان‌های ایران میل به همگرایی دارد؟

به‌منظور پاسخ به سوال بیان شده سازماندهی مقاله به این صورت است که در ادامه و پس از ارائه مقدمه، مبانی نظری مرتبط با موضوع توضیح داده شده است. در بخش سوم پیشینه تجربی تحقیق آورده شده است. بخش چهارم و پنجم به ترتیب به معرفی مدل و روش تحقیق و نیز تفسیر نتایج تجربی اختصاص یافته است و سرانجام در بخش ششم و پایانی مقاله

نتیجه‌گیری کلی تحقیق بیان شده و توصیه‌های سیاستی مرتبط با نتایج به دست آمده ارائه شـده است.

۲. مبانی نظری

قبل از تحلیل آماری همگرایی قیمت مسکن، لازم است نظریات اقتصادی موجود در خصوص قیمت مسکن مورد بحث قرار گیرد. از نظر مفهومی، همگرایی به کاهش پراکنـدگی در منـاطق اشاره دارد، گرچه همگرایی بیشتر به مسئله دست‌یابی به انسجام اقتصادی بین کشورها در نرخ رشد نابرابر درآمد می‌پردازد (Azomahou et al, 2011)، اما در طیـف وسـیعی از حـوزه‌هـا ماننـد همگرایی متغیرهای کلان اقتصادی، تکامل درآمد نیروی کار، بازار سهام و اوراق قرضـه، بـازار کالاها، قیمت مسکن و غیره کاربرد دارد. چندین استدلال مطرح شده است تا توضیح دهد چرا قیمت مسکن ممکن است در مناطق مختلف همگرا شود.

امروزه کشورها به‌دنبال آن هستند که فاصله درآمدی خود را از سطح درآمد تعادل باثبات کشور خود و نیز درآمد کشورهای مشابه خود کاهش دهند. به‌عبـارت دیگـر تمـام کشـورها بـه‌دنبـال همگرایی به سمت سطح درآمدی مطلوب می‌باشند. در واقع آنچه موجب شکل‌گیری تحقیقـات پیرامون همگرایی و عوامل موثر بر آن گردیده، اهمیت کاهش فاصله و شکاف درآمدی بوده است (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۲). همگرایی، مشخصه کلیدی مدل رشد نئوکلاسیک‌ها است. در این مدل، اگر مناطق تنها در سطح اولیه درآمد سرانه و سرمایه از یکدیگر تفاوت داشـته باشـند، در نهایت به یک سطح تعادل خواهند رسید، یعنی به علت بازده نزولی سرمایه، در مناطق ثروتمند به دلیل وفور سرمایه بازدهی سرمایه کاهش یافته و در نتیجه نرخ رشد آن مناطق سیر نزولی خواهـد داشت. در مقابل مناطق فقیر، به دلیل کمبود سرمایه و بازدهی بیشتر آن، نرخ رشد آن منـاطق سـیر صعودی به خود می‌گیرد و در نهایت به یک سمت همگرا می‌شوند. ولی اگـر نـرخ رشـد منـاطق ثروتمند سریعتر از نرخ رشد مناطق فقیر باشد، شکاف درآمدی این مناطق در طی زمـان افـزایش می‌یابد، در این حالت گفته می‌شود ایـن منـاطق نسـبت بـه یکـدیگر واگـرا هسـتند (فلاحـی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۷۴).

در چارچوب توجیه رفتار قیمت در بازار مسکن از جمله وجود همگرایی، می توان دو شـاخه ادبیات تحقیق مرتبط را شناسایی کرد. در این راستا یک دسته از مطالعات بـا هـدف اصـلی درک پیوند میان مبانی اقتصادی و ارزش گذاری دارایی (هم در سطح ملی و هم در سـطح منطقـه ای) شکل گرفته است (Fung & Cheng, 2021). در این رویکرد، تلاش در جهـت شناسـایی عوامـل

کلان اقتصادی است که می تواند به سیاست گذاران در تشخیص انحراف احتمالی قیمت از مقادیر بنیادی و تشکیل حباب قیمت کمک کند (Muellbauer and Murphy, 2008). به این مفهوم که قیمت مسکن ممکن است به دلیل برخی تکانه های مثبت از جمله درآمد خانوارها افزایش یابد؛ در نتیجه انتظارات در جهت افزایش قیمت منجر به ارزش گذاری بیشتر می شود (Maynou et al, 2021; McMillan and Speigh, 2010). در این رویکرد می توان انحراف های قیمت مسکن از مقادیر بنیادی را بر اساس مدل ارزش فعلی قیمت دارایی تحلیل کرد (Antonakakis et al, 2021). بر این اساس انتظار می رود که قیمت مسکن در یک اقتصاد (کشور، شهر یا منطقه) منعکس کننده بنیان های 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 (Pan & Matsuki, 2021 و بالونژاد و فرهنگ، ۱۴۰۱: ۳۰).

شاخه دوم ادبیات مربوطه به ارزیابی قیمت مسکن به بررسی پویایی قیمت های دارایی منطقه‌ای و وجود احتمال اثر موجی(Ripple Effect) است. در این رویکرد، اگر مناطق از نظر جغرافیایی نزدیک به یکدیگر باشند، آنگاه بر اساس نظریه های مرسوم علم اقتصاد، سطح قیمت مسکن در یک منطقه خاص توسط تقاضا و عرضه محلی (Local) تعیین می شود. از این رو قیمت مسکن در مناطق مختلف در سطوح غیر همسان باقی مانده و به طور مستقل حرکت می کند. 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) 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 (معمولا از مناطق مرکزی) مشاهده و سپس به مناطق مجاور و حاشیه‌ای انتشار می یابد. مین(Meen) (۱۹۹۰) برای توضیح این اثر چهار عامل مهاجرت، انتقال دارایی، آربیتراژ فضایی[1] و الگوهای فضایی[2] را معرفی کرد. با این حال باید اشاره کرد که بروز اثر موجی، نیازمند وجود درجه‌ای از روابط تعادلی بلند مدت میان قیمتهای منطقه ای مسکن است (Canarella et al, 2021 و بالونژاد و فرهنگ، ۱۴۰۱: ۳۲).

طبق یک اصل محوری در اقتصاد شهری، اعتقاد بر این است که قیمت‌های مسکن از یک فرآیند تعادل فضایی(Spatial equilibrium) استخراج می‌شوند. بر اساس مدل آلونسو- میلز- موت (Alonso, 1964; Mills, 1967; Muth, 1969) تقاضای مسکن و قیمت‌های مسکن در بین مناطق شهری باید طوری تنظیم شوند که هیچ خانواری تمایل به نقل مکان نداشته باشد. بر اساس الگویی که توسط روزن (Rosen) (۱۹۷۹) و روباک (Roback) (۱۹۸۲) ارائه شد، قیمت

خانه، جمعیت و دستمزد در سطح شهرها باید به گونه‌ای تنظیم شود کـه سـاکنان نهـایی همـه مکان‌ها از مطلوبیت یکسانی برخوردار شوند. پس از لحاظ تئوریکی این مطلوبیت است که باید به‌جای قیمت مسکن همگرا باشد. بنابراین، پایه نظری برای اینکه قیمت مسکن نیز باید همگـرا باشد، وجود ندارد (Kim and Rous, 2012). با این حال، استدلال‌هایی وجود دارد که چرا قیمـت مسکن ممکن است یک جز مشترک بـین شـهرها (منـاطق) باشـد. اول اینکـه، عوامـل بنیـادی تقاضای مسکن، از قبیل درآمد و نرخ بهره ممکن است در مناطق مختلف همگرا شده و منجـر به همگرایی قیمت مسکن شود (Hiebert and Roma, 2010). در کنار ایـن، عوامـل دیگـری مثـل تحرک سرمایه وجود دارد که در همگرایـی منطقـه‌ای قیمـت مسـکن مـوثر اسـت (Clark and Coggin, 2009 و بالونژاد و فرهنگ، ۱۴۰۱).

قیمت مسکن در سطح ملی با ناهمگونی معین مشخص می‌شود. در شرایط تحرک فـاکتور عالی در طول زمان، با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، انتظار می‌رود قیمت مسکن منطقه‌ای بـه یک حالت ثابت بلندمدت همگرا شود. اما وجود پافشاری عوامل متعـدد ممکـن اسـت امکـان دست‌یابی به چنین حالت ثابتی را محدود کند. با وجود ایـن، قیمـت مسـکن‌هـای شـهری در سراسر مناطق ممکن است به نوعی روند مشابهی را در طول زمان نشان دهد و به یـک حالـت ثابت خاص همگرا شود. این امر می‌تواند از جمله به‌دلیل شرایط اولیه، مهاجرت، فشار جمعیت و غیره باشد. برای یک کشور، درک تفاوت‌های منطقه‌ای در قیمت مسکن و پویایی‌های مرتبط با آن ممکن است بینش‌های سیاستی قابل توجهی ارائه دهد. تفاوت در رفتار قیمت مسـکن در بین شهرها نیز ممکن است منعکس کننده اختلاف درآمد منطقه باشد (Apergis et al, 2015).

تعدادی از مطالعات مسائل مربوط به همگرایی قیمـت مسـکن را در اقتصـادهای مختلـف بررسی کرده اند. همگرایی باشگاهی(Convergence clubs) (کشورهایی با شرایط اولیه مشـابه در بلندمدت به سمت کشورها با وضعیت پایدار مشترک حرکت می‌کنند) قیمت مسـکن بـه‌طـور گسترده در رابطه با تعدادی از بنگاه‌های پیشرفته مورد مطالعه قرار گرفته است

(Apergis and Payne, 2012 ; Kim and Rous, 2012; Apergis and Payne, 2020 ; Holmes and Grime, 2005; Montagnoli et al, 2005 ; Churchill et al, 2018 ; Bashar, 2021 ; Blanco et al, 2016 ; Matysiak & Olszewski,2019 ; Maynou et al, 2020 ; Miles, 2020; Trojanek, 2021; Tsai; 2018; Meng et al, 2015; Ganioglu and Seven, 2019,2021; Gunduz and Yilmaz, 2021).

به‌ویژه در مورد کشورهای منطقه یورو، انگلستان، ایالات متحده آمریکـا، آفریقـای جنـوبی، لهستان، اسپانیا، چین، ترکیه، استرالیا و غیره (بالونژاد و فرهنگ، ۱۴۰۱).

موضوع مهاجرت و امکان آربیتراژ در نتیجه وجود تفاوت‌های قیمتی در مناطق مختلف می‌تواند توجیهی دیگر برای وجود رابطه فوق باشد. می‌توان استدلال کرد که با افزایش قیمت مسکن در یک منطقه و در نتیجه تغییر قیمت‌های نسبی، مهاجرت از مناطق گران قیمت به مناطق نسبتا ارزان‌قیمت رخ دهد. معمولا مسکن در مناطق مجاور یک جانشین نزدیک برای مسکن در مناطق مرکزی است. لذا، گران‌شدن مسکن در مناطق مرکزی نسبت به مناطق پیرامونی، متقاضیان مسکن شامل مالکان و مهاجران را به خرید مسکن در نواحی پیرامونی ترغیب می‌کند و در نتیجه این فعل و انفعالات قیمت مسکن در این مناطق نیز نسبت به مرکز با وقفه زمانی افزایش می‌یابد (Meen, 1999).

از طرف دیگر، بر اساس قانون قیمت واحد(Law of One Price)، اعتقاد بر این است که دو خانه در دو مکان مختلف در یک بازار مشابه فروخته می‌شوند، اگر قیمت خانه در یک مکان، محدودیت رقابتی بر قیمت خانه در مکان دیگر تحمیل کند. در بلندمدت، با توجه به این محدودیت رقابتی، غیرمنطقی است که انتظار داشته باشیم قیمت مسکن در کلانشهرهای مختلف به‌طور نامحدود از یکدیگر دور شود (Motta, 2004; Carlton and Perloff, 2005). با این حال، اگر قیمت‌ها تمایل به دور شدن از یکدیگر داشته باشند، می‌توان نتیجه گرفت که بازارهای مختلف مسکونی جغرافیایی به عنوان بازارهای محلی متقابل مستقل عمل می‌کنند و قیمت‌های آنها باید متفاوت باشد.

۳. پیشینهٔ تجربی

هولمز و گریمز(Holmes and Grimes) (۲۰۰۵) همگرایی بلندمدت قیمت مسکن در مناطق مختلف انگلستان را مورد بررسی قرار دادند. آنها با استفاده از آزمون ریشه واحد و هم‌انباشتگی و نیز داده‌های فصلی سال‌های ۱۹۷۳ تا ۲۰۰۵، به این نتیجه رسیدند که شواهدی بسیار ضعیف از همگرایی بلندمدت بین قیمت‌های مسکن در انگلستان وجود دارد.

داس و همکاران(Das et al) (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت مسکن طی دوره زمانی ۱۹۶۷–۲۰۰۹ و آزمون ریشه واحد DF-GLS همگرایی قیمت مسکن در کلان شهرهای آفریقای جنوبی را آزمون کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در ۱۲ استان از ۱۵ استان شواهدی از همگرایی قیمت مسکن مشاهده می‌شود.

هولمز و همکاران(Holmes et al) (۲۰۱۱) همگرایی بلندمدت بین قیمت‌های مسکن در ایالات آمریکا را با استفاده از رویکردهای اقتصادسنجی پسران(Pesaran) (۲۰۰۷) و پسران و

همکاران (۲۰۰۹) بررسی کرده‌اند. در این مطالعه از داده‌های قیمت مسکن ایالت‌ها طی دوره زمانی ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۸ استفاده شده است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد وجود همگرایی بین قیمت‌ها را نشان داده‌اند. همچنین نتایج حاکی از آن است که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت با متغیر فاصله رابطه معکوس دارد.

کیم و راس(Kim and Rous) (۲۰۱۲) همگرایی قیمت مسکن در ایالت‌های آمریکا و کلان‌شهرهای آن را مورد مطالعه قرار داده‌اند. در این مطالعه از همگرایی لگاریتم t و روش فیلیپس و سول (۲۰۰۷) استفاده شده است. نتایج مطالعه بیانگر شواهد بسیار کوچک از وجود همگرایی در سراسر ایالت‌ها است. خوشه‌بندی ایالت‌ها و بررسی همگرایی قیمت مسکن در ایالت‌های هر باشگاه بیانگر وجود همگرایی قوی در داخل آنها بوده است.

نیسان و پاینه(Nissan and Payne) (۲۰۱۳) همگرایی سیگمای قیمت مسکن بین مناطق ایالات متحده را آزمون کرده‌اند. آزمون همگرایی تتا با استفاده از مشاهدات فصلی قیمت مسکن طی دوره زمانی ۱۹۷۵–۲۰۱۲ نشان داد که قیمت مسکن در ۹ ایالت به سمت متوسط قیمت کل ایالات آمریکا همگرا بوده و در ۴۱ ایالت این نوع همگرایی قابل مشاهده نیست.

هولمز و همکاران(Holmes at al) (۲۰۱۸) ناهمگنی و تشکیل باشگاه‌های همگرا بین قیمت‌های مسکن محلی در انگلستان را مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنها با استفاده از داده‌های روزانه ژانویه ۱۹۹۵ تا فوریه ۲۰۱۷ و آزمون‌های ریشه واحد پانلی و تکنیک هم‌انباشتگی، به این نتیجه رسیدند که تعداد متعددی از باشگاه‌های همگرا و واگرا را می‌توان در بین مناطق محلی انگلستان مشاهده کرد. همچنین متغیرهای تعیین محل، فاصله، درآمد، تراکم جمعیت، ازدحام و آموزش از مهم‌ترین عوامل توضیح‌دهنده تشکیل باشگاه‌های همگرای قیمت مسکن در این کشور است.

چرچیل و همکاران(Churchill et al) (۲۰۱۸) همگرایی قیمت مسکن در شهرهای استرالیا را آزمون کرده‌اند. در این مطالعه از داده‌های فصلی طی سال‌های ۲۰۰۳–۲۰۱۷ هشت ایالت استرالیا و آزمون ریشه واحد لگاریتم t برای بررسی همگرایی استفاده شده است. نتایج برآورد آزمون ریشه واحد نشان داده است که قیمت مسکن در ۸ ایالت بررسی شده این کشور همگرا نیست. همچنین یک گروه غیرهمگرا و دو گروه زیر–همگرایی قابل تفکیک است.

تسای(Tsai) (۲۰۱۸) همگرایی قیمت مسکن را در دو گروه از کشورهای منطقه یورو و غیریورو بررسی کرده است. وی از مشاهدات فصلی قیمت مسکن برای ۱۱ کشور منطقه یورو و ۴ کشور اروپایی غیریورو طی دوره زمانی ۱۹۸۴–۲۰۱۵ استفاده کرده و با کاربرد آزمون ریشه

واحد پانلی به این نتیجه رسیده است که استفاده از یک واحد پولی به همگرایی قیمت مسکن در منطقه یورو کمک کرده است و قیمت‌های مسکن در منطقه یورو همبستگی بیشتری نسبت به کشورهای غیریورو دارند. به‌عبارت دیگر، پس از اعمال یورو به عنوان پول رسمی در منطقه یورو، قیمت مسکن به سمت یک مقدار ثابت همگرا شده است.

تومال(Tomal) (۲۰۱۹) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۸ همگرایی قیمت مسکن در استان‌های لهستان را بررسی کرده است. وی با استفاده از روش‌های همگرایی بتا و سیگما، نشان‌داده است که در بلندمدت قیمت شهرها به یک قیمت همگرا نیست ولی باشگاه‌های همگرا در بازارهای اولیه و ثانویه مسکن قابل مشاهده است. در هر باشگاه قیمت مسکن تمایل به همگرا شدن به قیمت تعادلی را دارد. همچنین عواملی که بر قیمت مسکن تاثیر می‌گذارند، در هر باشگاه متفاوت است.

گابریلی و همکاران(Gabrieli et al) (۲۰۱۹) همگرایی دوتایی بین قیمت‌های مسکن ۱۸ منطقه پکن را مورد آزمون قرار داده‌اند. در این مطالعه از مشاهدات ماهانه قیمت مسکن طی دوره زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۴ استفاده شده است. این تحقیق در دو مرحله انجام یافته است. ابتدا با استفاده از آزمون ریشه واحد همگرایی (ایستایی) اختلاف قیمت در سراسر پکن استفاده شده است که نشان می‌دهد بیش از نیمی از تفاوت‌های قیمتی ایستا هستند. در مرحله دوم محرک‌های همگرایی قیمت مسکن بررسی شده است که نشان می‌دهد تفاوت‌های جمعیتی و عوامل عرضه تاثیر منفی بر همگرایی قیمت مسکن داشته‌اند.

میلز(Miles) (۲۰۲۰) همگرایی قیمت مسکن در منطقه یورو را با استفاده از رویکر دو دویی (دوتایی)(A pairwise approach) مورد مطالعه قرار داده است. وی با بهره‌گیری از داده‌های فصلی تعدیل شده سال‌های ۱۹۷۵–۲۰۱۸ برای ۸ کشور منطقه یورو، شواهد حاشیه‌ای از وجود همگرایی قیمت مسکن در این کشورها پیدا کرده است. همچنین به نظر می‌رسد که ایجاد یورو نقشی در این همگرایی نداشته است.

گانی اوغلو و سون(Ganioglu and Seven) (۲۰۲۱) همگرایی قیمت منطقه‌ای مسکن در ترکیه را با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۲۰۱۰–۲۰۱۸ بررسی کرده‌اند. نتایج تخمین مدل عاملی غیرخطی متغیر طی زمان حاکی از آن است که همگرایی قیمت مسکن بین ۲۶ منطقه ترکیه وجود ندارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که مناطق مورد مطالعه در ۷ باشگاه همگرا و یک باشگاه واگرا قابل گروه‌بندی است.

گیرلی و همکاران(Ghirelli et al, 2023) (۲۰۲۳) در مطالعه‌ای با عنوان "قیمت مسکن در اسپانیا: همگرایی یا واگرایی" برای ۵۰ شهر کشور اسپانیا طی بازه زمانی ۱۹۸۹–۲۰۱۸ با استفاده از چارچوب تغییر رژیم پرداختند. برآوردها نشان می‌دهد که قیمت مسکن اسپانیا از الگوی همگرایی پیروی کرده است که در سال ۲۰۰۹ به اوج خود رسید و پس از آن اندکی کاهش یافت. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که تفاوت‌ها در رشد جمعیت و ساختار اقتصادی عوامل کلیدی در توضیح تکامل همگام‌سازی قیمت مسکن در میان شهرهای اسپانیا هستند.

راجش و راث (۲۰۲۳) در تحقیقی به بررسی همگرایی قیمت مسکن برای ۵۰ شهر کشور هند با استفاده از الگوی رگرسیون غیرخطی log(t) طی بازه زمانی ۲۰۱۳–۲۰۲۱ پرداخته‌اند. با استفاده از داده‌های قیمت خانه‌های مسکونی برای پنجاه شهر، این مطالعه نشان داد که قیمت خانه‌ها به یک حالت ثابت در هند همگرا نمی‌شوند. بلکه این قیمت‌ها سه خوشه را تشکیل می‌دهند که در آنها به مسیرهای حالت پایدار مربوطه همگرا می‌شوند و همگرایی مشروط را نشان می‌دهند. بالاتر بودن قیمت اولیه خانه، وام مسکن، اجاره بها، تراکم جمعیت و سواد با افزایش احتمال افزایش قیمت مسکن همراه بود. برعکس، تورم شهر، شانس ارتباط با باشگاه‌های ارزان‌تر را افزایش داد. پویایی مشابه خوشه‌های مسکن می‌تواند سیاست‌گذاران را قادر سازد تا عوامل محرک مشترک را بررسی کنند و بر این اساس اقدامات سیاستی خاص خوشه را طراحی کنند.

دژپسند و محتوی (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای همگرایی قیمت مسکن در مناطق مختلف شهر تهران مورد بررسی قرار داد. آنها داده‌های قیمت مسکن مناطق ۲۰ گانه شهر تهران را به‌صورت فصلی و طی دوره زمانی ۱۳۷۰–۱۳۸۸ به‌کار بردند و با استفاده از روش خوشه‌بندی و تقسیم مناطق به دو بلوک بر اساس ضرایب همبستگی جزئی، آزمون مانایی و هم‌انباشتگی را برای تشخیص وجود همگرایی قیمت مسکن استفاده کردند. نتایج مطالعه نشان داد که همه مناطق شهر تهران در بلندمدت رفتار تعادلی مشابهی نداشته و قیمت‌های مسکن در تمام مناطق شهر همگرا نیست.

اربابیان و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی به بررسی تحلیل تکانه‌های موثر بر قیمت مسکن در ایران و بررسی همگرایی آن با بازار مسکن کشورهای منتخب طی بازه زمانی ۲۰۰۷–۲۰۱۵ با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری و مدل جانسون پرداختند. نتایج نشان داد که تکانه‌های قیمت مسکن کشورهای منتخب تاثیری بر قیمت مسکن ایران ندارد؛ از بین متغیرهای جهایگزین دارایی در سبد سهام تکانه حجم نقدینگی بر قیمت مسکن موثر است و تکانه شاخص

سهام و قیمت طلا بر شاخص قیمت مسکن ایران تاثیری ندارند. سهم قیمت مسکن کشورهای منتخب در توضیح نوسانات خطای پیش بینی قیمت مسکن ایران در کوتاه‌مدت قابل توجه است ولی در بلندمدت کاهش می‌یابد. پس سیاست موثر در کوتاه‌مدت بهرای تثبیت قیمت مسکن کنترل حجم نقدینگی و جهت دهی به سمت تولید است. از دیگر نتایج تأیید وجود رابطه همگرایی بین شاخص قیمت مسکن ایران و کشورهای منتخب در بلندمدت است. این گویای انتقال مسری بحران در بازار مسکن کشورها است. لذا مقاوم سازی بازار مسکن در برابر بحران‌ها ضروری به نظر می‌رسد.

بالونژادنوری و رفعت میلانی (۱۴۰۰) در پژوهشی به بررسی پویایی‌های همگرایی باشگاهی قیمت در بازار مسکن برای شهر تهران به تفکیک بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۹۶ (عدم جهش قیمت مسکن) و ۱۳۹۷-۱۴۰۰ (بروز جهش قیمت مسکن) با استفاده از روش log(t) پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که در 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. بر اساس نتایج تحقیق طی بازه زمانی دوره اول تغییر قیمت تنها در سه منطقه از تهران اتفاق افتاده است در حالی‌که، در دوره دوم تغییر قیمت در تمامی مناطق تهران مشاهده شده است.

بالونژادنوری و فرهنگ (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای به بررسی همگرایی قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران: رویکرد همگرایی نسبی طی بازه زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۹ با استفاده از الگوی رگرسیون غیرخطی log(t) پرداخته‌اند. نتایج تخمین بر اساس رویکرد همگرایی نسبی معرفی شده توسط فیلیپس و سول (۲۰۰۷) نشان داد که شهرهای تهران، اصفهان، یاسوج و ایلام هیچ‌گونه رفتار همگرایی در خصوص قیمت مسکن از خود نشان نمی‌دهند در حالی‌که برای بقیه شهرهای مورد نظر نتیجه آزمون log(t) مثبت و معنادار است که مبین وجود همگرایی قیمت در میان اعضای باشگاه‌ها است. 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 است.

افشار و حیدریانی (۱۴۰۱) در تحقیقی به بررسی همگرایی قیمت مسکن در شهرهای ایران با استفاده از رویکرد پانل پویای فضایی طی بازه زمانی ۱۳۷۹-۱۳۹۷ پرداختند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد همگرایی قیمت مسکن بین شهرهای ایران وجود دارد و همچنین آثار فضایی در همگرایی قیمت مسکن شهرها تأثیرگذار است و نتیجه فرضیه اثر موجی را در همگرایی قیمت

مسکن مناطق تأیید می‌کند. در چنین حالتی سیاست‌های برنامه‌ریزی منطقه‌ای آثار بلندمدت یکسانی برای همه مناطق خواهد داشت.

مرور مطالعات تجربی نشان می‌دهد که بررسی همگرایی قیمت مسکن در ایران و مطالعات خارجی اغلب با استفاده از داده‌های قیمت مسکن در سطح شهرها صورت گرفته و میانگین قیمت در سطح استان‌ها یا سایر مناطق نادیده گرفته شده است. همچنین برای بررسی همگرایی اغلب از روش‌های مرسوم و خطی بهره گرفته شده است. فلذا، این مطالعه به‌دنبال آن است تا با استفاده از قیمت مسکن در سطح استان‌های ایران و روش غیرخطی آزمون ریشه واحد مارکوف–سوئیچینگ همگرایی قیمت مسکن در استان‌های کشور را در رژیم‌های متفاوت مورد بررسی قرار دهد و در صدد بررسی این نکته است که آیا قیمت مسکن در رژیم‌های مختلف در استان‌های ایران همگرا است یا نه؟ از این‌رو، مطالعه حاضر در بین مطالعات داخلی و خارجی انجام شده در خصوص همگرایی قیمت مسکن با بهره مندی از الگوی غیرخطی آزمون ریشه واحد مارکوف سوئیچینگ در استان‌های ایران جزو پژوهش بررسی نشده محسوب می‌گردد.

۴. معرفی مدل و روش تحقیق

۱.۴ آزمون ریشه واحد مارکوف–سوئیچینگ (Markov Switching)

مرور مطالعات تجربی انجام یافته در خصوص همگرایی قیمت مسکن بالاخص مطالعات داخلی نشان می‌دهد که تاکنون روش‌های خطی متعددی جهت آزمون همگرایی در این حوزه مورد استفاده قرار گرفته است. در مطالعات انجام گرفته در ایران دژپسند و محتوی (۱۳۹۳) از ضرایب همبستگی جزئی، آزمون ریشه واحد و هم‌انباشتگی برای تشخیص وجود همگرایی قیمت مسکن استفاده کردند. بالونژادنوری و رفعت میلانی (۱۴۰۰) همگرایی باشگاهی قیمت در بازار مسکن را با استفاده از روش log(t) انجام دادند. افشار و حیدریانی (۱۴۰۱) برای بررسی همگرایی قیمت مسکن از رویکرد پانل پویای فضایی استفاده نمودند. با توجه به مطالعات صورت گرفته در ارتباط با مبحث همگرایی بخش مسکن، مطالعه ای با رویکرد تغییرات رژیم صورت نگرفته است و مطالعه حاضر اولین مطالعه در ایران است که با روش غیرخطی مارکوف سوئیچینگ به بررسی همگرایی قیمت مسکن می‌پردازد. این روش قادر است تا وجود یا عدم وجود همگرایی در قیمت مسکن را در رژیم‌های مختلف مورد شناسایی قرار دهد. لذا، در ادامه روش مورد استفاده به صورت مختصر توضیح داده شده است.

رابطه کلی آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته را می‌توان به شکل زیر نوشت. رابطه ذکر شده در زیر، حالتی است که هم شامل عرض از مبدأ و هم شامل روند است:

$$\Delta y_t = c + \partial t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \theta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

هال و همکاران(Hall et al) (۱۹۹۹) بر اساس آزمون فوق، آزمون ریشه واحد مارکوف سویچینگ را ارائه نموده‌اند که امکان تغییر هر یک از اجزای معادله (۱) در وضعیت‌های مختلف وجود دارد. به‌عبارت دیگر، هال و همکاران (۱۹۹۹) با تکیه بر این واقعیت که اغلب متغیرهای اقتصادی از خود رفتار غیرخطی نشان می‌دهند، معتقد هستند که این متغیرها ممکن است در وضعیت خاصی رفتار ایستا از خود نشان دهند و در وضعیت دیگری، ناایستا باشند. بر این اساس، آزمون ریشه واحد را در چند رژیم مختلف مورد آزمون قرار می‌دهند.

$$\Delta y_t = c(s_t) + \partial(s_t)t + \delta(s_t) y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \theta_i(s_t) \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در آن s_t نشان‌دهنده متغیر پنهان وضعیت است و بر اساس فرآیند مارکوف مرتبه اول، تغییر می‌کند. بر اساس معادله ۲ می‌توان معادله آزمون ریشه واحد را در رژیم‌های مختلف تخمین زد و در هر رژیم به‌صورت جداگانه آزمون ریشه واحد را انجام داد. آزمون ریشه واحد در این آزمون، کاملاً مشابه آزمون دیکی–فولر تعمیم‌یافته خطی است و فرضیه $\delta(s_t)=0$ را در مقابل فرضیه $\delta(s_t)<0$ آزمون می‌کند. متأسفانه توزیع آماره آزمون دیکی–فولر در فرضیه صفر آزمون، از توزیع t استاندارد پیروی نمی‌کند و توزیع پیچیده‌ای دارد. برای اینکه بتوان توزیع این آزمون را استخراج نمود، از روش بوت استرپ(Bootstrap) استفاده شده است. برای استخراج توزیع آماره آزمون دیکی فولر(Dickey–Fuller) برای یک مدل دو رژیمی به این شکل عمل می‌شود.

۱. ابتدا معادله ۲ با استفاده از یکی از روش‌های تخمین مدل مارکوف–سویچینگ برآورد می‌شود و پارامترهای مدل محاسبه می‌شوند و مقدار آماره t برای آزمون‌های $\delta(1)=0$ و $\delta(2)=0$ ذخیره می‌شوند.

۲. ضریب متغیر y_{t-1} در هر دو رژیم برابر صفر در نظر گرفته می‌شود $\delta(1)=0$ و $\delta(2)=0$ و این قید به مدل اعمال می‌شود و پارامترهای مدل مجدداً محاسبه می‌شوند. ضرایب بدست آمده و همچنین تابع احتمالات انتقال ذخیره می‌شوند.

۳. بر اساس ضرایب بدست آمده و ایجاد سری‌های تصادفی برای جزء اخلال، نمونه‌های جدیدی برای متغیر y_t ساخته می‌شود.

۴. بر اساس نمونه جدید بدست آمده، مجدداً معادله ۲ بدون هیچ محـدودیتی تخمـین زده شده و آماره t مربوط به $\delta(1)$ و $\delta(2)$ محاسبه و ذخیره می‌شود.

۵. مراحل ۳ و ۴ در این تحقیق ۱۰۰۰ بار تکرار می‌شوند.

۶. حال برای هر دو پارامتر $\delta(1)$ و $\delta(2)$، ۱۰۰۰ مقدار آماره t در اختیار داریم. بر اساس ایـن مقادیر می‌توانیم توزیع تجربی آزمون را استخراج کنیم و با محاسـبه کوانتایـل ۵ درصـد برای این ۱۰۰۰ مقدار آماره t، مقادیر بحرانی را برای آزمون استخراج نماییم. بـا مقایسـه مقادیر آماره t که در مرحله اول بدست آوردیم با مقادیر بحرانـی بدسـت آمـده در ایـن مرحله می‌توان در مورد ایستایی متغیرها اظهار نظر کنیم.

اگرچه استفاده از آزمون‌های ریشه واحد خطی برای بررسی اینکه آیا متغیر مورد نظر دارای ریشه واحد است در ادبیات تجربی کاملاً پذیرفته شـده اسـت، اعتبـار ایـن نتـایج در حضـور مدل‌های غیرخطی همانند مارکوف–سوئیچینگ مورد سؤال قرار گرفته است. نلسـون، پیگـر و زیووت(Nelson, Piger & Zivot) (۲۰۰۱) نشان می‌دهند که آزمون‌های ریشه واحد استاندارد کار ضعیفی را در تمایز روند ثابت از سری زمانی انباشته انجام می‌دهند. برای غلبه بر ایـن مسـئله، هال و همکاران(Hall et al) (۱۹۹۹) رویکرد آزمون ADF را تعمیم دادند تا پویایی تغییر مارکوف را در ساختار سری زمانی فراهم کند. برای انجام ایـن آزمـون از نـرم افـزار Oxmetric اسـتفاده می‌شود.

۲.۴ داده‌ها

این مطالعه با استفاده از داده‌های قیمت مسکن نیم سال اول و دوم اسـتان‌هـای ایـران، y_t، طـی دوره زمانی ۱۳۷۲: Q1 تا ۱۴۰۰: Q2 انجام می‌شود. داده‌ها از آمارهای منتشر شده توسـط مرکـز آمار ایران به‌دست آمده است.

۵. یافته‌های تجربی

۱.۵ آمار توصیفی متغیرها

در این مطالعه همگرایی قیمت مسکن در ایـران بـا اسـتفاده از آزمـون ریشـه واحـد مـارکف سویچینگ طی دوره زمانی ۱۳۷۲ الی ۱۴۰۰ مورد بررسی قرار گرفته اسـت. قبـل از اینکـه بـه

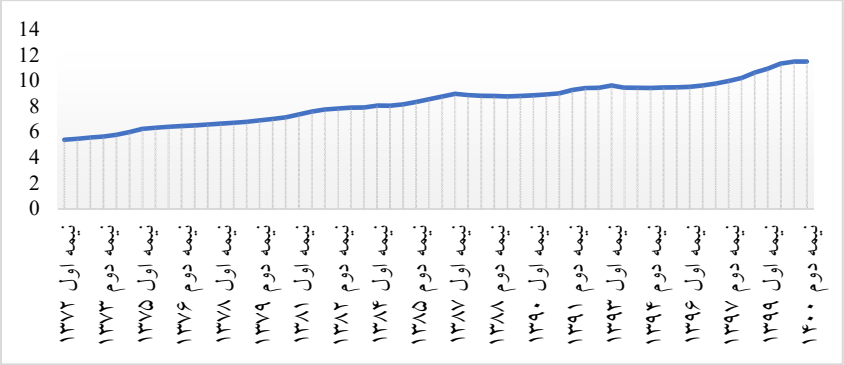
برآورد مدل پراخته شود، آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده به شـرح جـدول (۱) و نمـودار (۱) گزارش شده است.

جدول ۱. آمار توصیفی قیمت مسکن

میانگین	۸.۲۶۲۰۴۶
حداکثر	۱۱.۴۷۷۴۶
حداقل	۵.۳۸۳۸۰۷
انحراف معیار	۱.۶۱۰۱۷۸
آماره جارک برا	۱.۵۱۶۸۰۵
احتمال	۰.۴۶۸۴۱۴

ماخذ: یافته های پژوهش

با توجه به جدول (۱) قیمت مسکن دارای توزیع نرمال اسـت. کـه دارای میـانگین ۸/۲۶ و انحراف معیار ۱/۶ می باشد. با توجه به آمـاره جـارک بـرا (۱/۵۱) و همچنـین میـزان احتمـال گزارش شده نشان از نرمال بودن این متغیر طی دوره مورد بررسی دارد.



نمودار ۱. روند متغیر قیمت مسکن

ماخذ: مرکز آمار ایران

نمودار (۱) نشان‌دهنده روند زمانی متغیر قیمت مسکن می‌باشد. بیشترین و کمتـرین میـزان قیمت مسکن به ترتیب در سال‌های ۱۴۰۰ و ۱۳۷۲ مشاهده می‌شود که روند صـعودی را طـی

نموده است. این متغیر در برخی سال‌ها از جمله سال‌های ۱۳۸۹ و ۱۳۹۳ روندی نزولی داشته است.

۲.۵ نتایج آزمون ریشه واحد غیرخطی مارکف-سوئیچینگ

ابتدا نتایج آزمون مانایی دیکی فولر تعمیم‌یافته ارائه می‌شود تا امکان مقایسه این روش با نتایج آزمون غیرخطی مارکوف سوئیچینگ وجود داشته باشد. جدول نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم یافته را نشان می‌دهد. جدول ۲ نتایج آزمون ریشه واحد ADF را در سطح ۵٪ نشان می‌دهد. نتایج به وضوح نشان می‌دهد که آزمون ADF نسبت‌های نامانا از قیمت مسکن را برای همه استان‌ها می‌پذیرد.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولرتعمیم یافته قیمت مسکن

متغیر	آماره (احتمال)
قیمت مسکن	۰/۲۷۰- (۰/۹۲۲)

ماخذ: یافته های پژوهش

از آنجا که روند ثابت و تفاوت فرآیندهای تغییر شکل مارکوف ثابت دارای رفتار چرخه‌ای متفاوت و پاسخ‌های پویا است، استفاده از آزمونی که بتواند بین آنها تمایز قائل باشد، مفید خواهد بود. قبل از مدل‌سازی قیمت مسکن به عنوان یک فرآیند اتورگرسیو تغییر دهنده مارکوف، آزمون ریشه واحد ADF اغلب برای تأیید اعتبار استفاده می‌شود که متغیرمورد نظر دارای یک ریشه واحد است. مقدار آماره ۰/۲۷۰- است و مقدار احتمال مرتبط با آن ۰/۹۲ است.

قبل از اینکه بتوان از غیرخطی بودن الگوی داده‌ها اطمینان حاصل نمود، از آزمون نسبت درستنمایی استفاده شده است. مشکلی که در آزمون LR برای بررسی غیرخطی بودن الگوی داده‌ها وجود دارد، این است که به‌علت وجود پارامترهای مزاحم در فرضیه صفر آزمون، توزیع مجانبی آماره آن (آماره آزمون نسبت راستنمایی) که در حالت استاندارد، یک توزیع کای ـ دو با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌ها است، در اینجا از یک توزیع غیراستاندارد پیروی می‌کند. منظور از پارامترهای مزاحم، پارامترهای مربوط به احتمالات انتقال است که در مدل خطی قابل تعریف نیست (چون فقط یک رژیم وجود دارد و انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

مفهوم ندارد). آنگ و بکائرت(Ang and Bekaert) (۲۰۰۲) نشان دادند که می‌توان مشکل بیان شده را با افزودن تعداد پارامترهای مزاحم به تعداد محدودیت‌ها مرتفع کرد. در واقع، در آزمون غیرخطی بودن که با استفاده از آزمون LR انجام می‌شود، توزیع آماره آزمون به سمت یک توزیع کای-دو میل می‌کند که درجه آزادی آن برابر تعداد محدودیت‌ها به‌علاوه تعداد پارامترهای مزاحم است. مقدار آماره این آزمون از مقدار حداکثر درستنمایی دو مدل رقیب، یک مدل با یک رژیم و مدل دیگر با دو رژیم محاسبه شده و دارای توزیع کای دو است. با توجه به مقادیر محاسبه شده آماره آزمون نسبت درستنمایی برای متغیر قیمت مسکن (۴۱/۶) و معنی‌داری آن در سطح یک درصد می‌توان نتیجه گرفت که به جای مدل‌های خطی بهتر است از مدل‌های غیرخطی برای بررسی ریشه واحد استفاده نمود.

جدول ۳. نتایج آزمون LR (قیمت مسکن)

مقدار آماره	احتمال
۴۱/۶	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته های پژوهش

برای بررسی مانایی متغیر قیمت مسکن از آزمون ریشه واحد غیر خطی مارکف-سوئیچینگ استفاده شده است. براساس این آزمون می‌توان در هر رژیم به صورت جداگانه آزمون ریشه واحد انجام داد. ما اکنون بر شواهد تجربی حاصل از برآورد حداکثر احتمال پارامترهای رگرسیون MSADF که در معادله زیر نشان داده شده است، تمرکز می‌شود.

$$\Delta y_t=\mu(s_t)+\lambda(s_t)y_{t-1}+\sum_{j=1}^{p}\beta(s_t)\,\Delta y_{t-j}+\varepsilon_t\,,\qquad \varepsilon_t\sim N(0\,,\,\sigma^t(s_t)) \qquad (۳)$$

جدول ۴. تخمین پارامترهای رگرسیون MSADF

متغیر	رژیم یک	رژیم دو
قیمت مسکن	-۰/۸۹۶ (-۴/۵۰۴)	-۱۴/۳ (-۸/۲۸۹)
ماتریس احتمال انتقالات	رژیم یک	رژیم دو
رژیم یک	۰/۹۲۴	۰/۱۷۲

رژیم دو	۰/۰۷۵	۰/۸۲۷

مقادیر گزارش شده نشان دهنده آماره t می‌باشند و
اعداد داخل پرانتز مقادیر بحرانی آماره‌های t در سطح ۵٪ می‌باشند.
ماخذ: یافته های پژوهش

مقدار برآورد شده احتمالات انتقال p11 و p22 به ترتیب ۰/۹۲ و ۰/۸۲ است که حاکی از وجود تداوم قوی هر دو رژیم است. با این حال، رژیم ۱ پایدارتر از رژیم ۲ است.

بازار مسکن ایران مانند بسیاری از کشورهای در حال توسعه، در دهه‌های اخیر شاهد دوره‌های رونق و رکود قیمت مسکن بوده است. بررسی چرخه های قیمت مسکن و درک چرایی و چگونگی وقوع آن همواره یکی از موضوعات مطرح شده در ادبیات اقتصاد مسکن به ویژه پس از بحران مالی سال ۲۰۰۷ بوده است. لیمر(Leamer) (۲۰۰۷) در مقاله خود با عنوان "مسکن همان چرخه های تجاری است" به نقش و اهمیت بخش مسکن در ایجاد یا تشدید چرخه های تجاری کلی در اقتصاد می پردازد.. بر اساس یافته های لیمر(Leamer) (۲۰۰۷)، سرمایه گذاری مسکن محرک چرخه های تجاری است و کاهش این نوع سرمایه گذاری نشانه مطمئنی از رکود است. چرخه های مسکن عمدتاً با جهش قیمت مسکن مشخص می شود که با کاهش و کاهش قیمت مسکن همراه است (Nneji et al, 2013).

قسمت بالای جدول ۴ آماره و مقادیر احتمال مربوطه را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول قابل مشاهده است متغیر قیمت مسکن در رژیم یک ناپایا و در رژیم دو پایا است. درواقع، بر این اساس که رژیم یک رکود (کاهش) قیمت مسکن است و رژیم دو رونق (افزایش قیمت مسکن است)، در رژیم یک با کاهش قیمت مسکن، در تمام مناطق قیمت به میانگین بر نمی‌گردد و در واقع همگرایی در قیمت مسکن در زمان کاهش وجود ندارد. اما، در زمان افزایش قیمت مسکن همگرایی وجود دارد و قیمت مسکن در همه مناطق به سمت میانگین همگرا می‌شود و افزایش می‌یابد. این نتیجه نشان می‌دهد که متغیر قیمت مسکن فقط در رژیم ۲ دارای خواص برگرداندن است. درواقع، با افزایش میانگین قیمت مسکن، قیمت مسکن در تمام مناطق افزایش یافته و به‌سمت میانگین همگرا می‌شود. درحالی‌که در شرایط کاهش قیمت، قیمت مسکن در تمام مناطق به‌سمت میانگین همگرا نمی‌شود و به‌سرعت کاهش نمی‌یابد و مقاومت در کاهش قیمت وجود دارد. این مورد می‌تواند به‌دلیل وجود شرایط تورمی و انتظارات تورمی بالا، کاهش قیمت مسکن موقتی تلقی می‌شود و انتظار افزایش قیمت

مسکن در زمان کوتاهی وجود دارد و بنابراین، قیمت‌ها به‌سرعت کاهش نمی‌یابد. درحالی‌که در زمان افزایش قیمت با توجه به شرایط اقتصاد ایران، قیمت‌ها متناسب با افزایش میانگین به‌سرعت تعدیل می‌شود. نتیجه به‌دست آمده با مطالعه بالونژاد نوری و فرهنگ (۱۴۰۱)، مطابقت دارد که یافتند همگرایی قیمت مسکن برای استان‌های ایران در کل رد نمی‌شود. اما، برای با بررسی زیرنمونه برای شهرهای تهران، اصفهان، ایلام و یاسوج همگرایی قیمت رد می‌شود. این عدم تطابق نتیجه به‌صورت زیرنمونه می‌تواند به‌دلیل درنظر نگرفتن روابط غیرخطی در مطالعه اشاره‌شده باشد. همچنین، پن و متسوکی(Pan & Matsuki) (۲۰۲۱)، در مطالعه خود برای کشورهای OECD با استفاده از آزمون ریشه واحد کوانتایل یافتند که همگرایی قیمت برای بعضی از کشورها وجود دارد.

۶. نتیجه‌گیری

در نظر گرفتن معمول خانه‌ها به‌عنوان مهم‌ترین دارایی در پرتفوی صاحبان خانه، موضوع همگرایی قیمت مسکن را به موضوعی عمیق در میان اقتصاددانان تبدیل می‌کند. قیمت خانه تا حد زیادی منعکس‌کننده توزیع ثروت کشور است. علاوه بر این، قیمت‌های نسبی خانه به تحرک نیروی کار از طریق مقرون‌به‌صرفه بودن مسکن و هزینه‌های نقل مکان مرتبط است. بر اساس تئوری چرخه عمر مصرف که توسط مودیلیانی و برومبرگ(Modigliani and Brumberg) (۱۹۵۴) توسعه‌یافته است، مصرف یک فرد توسط کل درآمد مورد انتظار در طول عمر و ارزش دارایی‌های مشهود و مالی تعیین می‌شود (Deaton, 1992). اگر چنین باشد، رکود بازار مسکن می‌تواند منجر به کاهش مصرف خانوار و در نتیجه رکود اقتصادی شود. مسکن به‌عنوان یک کالای مصرفی، سهم عمده‌ای از جزء غیرقابل معامله و سهم ناچیزی از جزء معامله‌شده دارد. مولفه غیر قابل معامله احتمالاً بر همگرایی قیمت مسکن در مناطق مختلف تأثیر می‌گذارد.

در این مطالعه به بررسی همگرایی قیمت مسکن در ایران طی سال‌های ۱۳۷۲ الی ۱۴۰۰ با رویکرد آزمون مانایی مارکف–سویچینگ پرداخته شد. نتایج به‌دست آمده از آزمون غیرخطی مارکف سویچینگ نشان می‌دهد که متغیر قیمت مسکن در رژیم یک ناپایا و در رژیم دو پایا است. در واقع، بر این اساس که رژیم یک رکود (کاهش) قیمت مسکن است و رژیم دو رونق (افزایش قیمت مسکن است)، در رژیم یک با کاهش قیمت مسکن، در تمام مناطق قیمت به میانگین بر نمی‌گردد و در واقع همگرایی در قیمت مسکن در زمان کاهش وجود ندارد. اما، در زمان افزایش قیمت مسکن همگرایی وجود دارد و قیمت مسکن در همه مناطق به سمت

میانگین همگرا می‌شود و افزایش می‌یابد. این نتیجه نشان می‌دهد که متغیر قیمت مسکن فقط در رژیم ۲ دارای خواص برگرداندن است. در واقع، با افزایش میانگین قیمت مسکن، قیمت مسکن در تمام مناطق افزایش یافته و به‌سمت میانگین همگرا می‌شود. درحالی‌که در شرایط کاهش قیمت، قیمت مسکن در تمام مناطق به‌سمت میانگین همگرا نمی‌شود و به‌سرعت کاهش نمی‌یابد و مقاومت در کاهش قیمت وجود دارد. بنابراین انتظار می‌رود قیمت مسکن در سطح کشور منعکس‌کننده اصول اساسی یک کشور مانند تولید ناخالص داخلی سرانه و جمعیت باشد. اگر عوامل بنیادی بین کشورها همگرا شوند، قیمت مسکن نیز ممکن است همگرا شود. نتیجه به‌دست آمده از آزمون غیرخطی، قابل انتظار است. این موضوع می‌تواند به این علت باشد که به‌دلیل وجود شرایط تورمی و انتظارات تورمی بالا، کاهش قیمت مسکن موقتی تلقی شود و انتظار افزایش قیمت مسکن در زمان کوتاهی وجود داشته باشد و بنابراین، قیمت‌ها به‌سرعت کاهش نیابد.

بر اساس نتایج به دست آمده، زمانیکه بازار مسکن از یک روند صعودی برخوردار است، قیمت مسکن تمایل به همگرایی داشته ولی در بازار نزولی این همگرایی مشاهده نمی‌شود. بنابراین استدلال می‌شود که در وضعیت رونق بازار مسکن، برنامه‌ریزان می‌توانند از یک سیاست واحد برای کنترل یا مدیریت این بازار بهرمند شوند ولی با توجه به همگرا نبودن قیمت مسکن در رژیم رکود و به نوعی واگرایی آن می‌توان استدلال نمود که برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران بخش مسکن به منظور مدیریت نوسانات بازار مسکن ضروری است سیاست‌هایی مختص هر استان در نظر بگیرند. با توجه به اینکه در برخی مناطق تقاضای مصرفی مسکن اهمیت بالاتری دارد و در برخی مناطق دیگر تقاضای سرمایه‌ای پررنگ‌تر است، لذا می‌توان با استفاده از ابزارهای سیاستی مختص هر منطقه و استان مدیریت بهتری در کنترل نوسانات بازار مسکن کشور انجام داد.

پی‌نوشت‌ها

۱. اگر بازارهای مسکن کاملاً کارآ بودند، آربیتراژ بر روی فضا انجام می‌شد تا هرگونه تفاوت در بازدهی از بین برود. جریان‌های مالی به‌جای جریان‌های فیزیکی خانوار نتیجه را ایجاد می‌کند. در حالت شدید، قیمت مسکن در یک منطقه نمی‌تواند برای پیش‌بینی قیمت‌ها در منطقه دیگر مورد استفاده قرار گیرد، بنابراین تفاوت‌ها کاملاً تصادفی خواهند بود. با این حال، وجود هزینه‌های جستجو ممکن است به این معنی باشد که یک فرآیند انتشار در طول زمان انجام می‌شود تا الگویی از قیمت‌ها شبیه به اثر امواج مشاهده‌شده ارائه شود. در ادبیات ایالات متحده، به عنوان مثال. پولاکوفسکی و ری (۱۹۹۷)، شواهدی

مبنی بر یک فرآیند انتشار یا "اثر بازخورد مثبت" یافت شده است که به موجب آن قدرت اخیر در یک بازار فرعی محلی به تدریج به بازارهای فرعی دیگر وارد می‌شود. به عنوان مثال، اگر اطلاعات جدیدی در یک منطقه در دسترس قرار گیرد، این اطلاعات ابتدا به مناطق پیوسته منتقل می‌شود، همان‌طور که مین (۱۹۹۹) از اثر موج دار انتظار داشت.

۲. الگوی مشاهده شده قیمت مسکن می‌تواند حتی اگر هیچ پیوند فضایی بین بازارهای مسکن وجود نداشته باشد، رخ دهد. اگر رگرس‌ها از الگوهای مشابه پیروی کنند. این توضیحی است که توسط هولمنز (۱۹۹۰، ۱۹۹۵) مورد علاقه است. تمایل به افزایش اختلاف قیمت مسکن در دهه ۱۹۸۰ منعکس کننده دستاوردهای اقتصادی نسبی جنوب شرق، همراه با عرضه بی کشش مسکن بود. علاوه بر این، از آنجایی‌که رکود دهه ۱۹۹۰ به ویژه در جنوب شرق متمرکز بود، انتظار می‌رود که تغییر دیفرانسیل نیز رخ دهد. از آنجایی‌که رشد اقتصاد اغلب در جنوب آغاز شده است و سایر مناطق دیرتر به عقب خواهند رسید، پس این الگو ثابت به نظر می‌رسد. واضح است که الگوهای رشد منطقه‌ای متفاوت باید بخش مهمی از داستان باشد، اگرچه جوسانی و هاجی متئو (۱۹۹۱) پیشنهاد می‌کنند که درآمدهای منطقه‌ای در طول زمان الگوهای مشابه قیمت مسکن را نشان نمی‌دهند. البته این توضیح این سوال را مطرح می‌کند که چرا رشد باید در جنوب آغاز شود، اگرچه مولباور و مورفی (۱۹۹۴) پیشنهاد می‌کنند که روابط متقابل بین بازارهای مسکن و اقتصاد محلی می‌تواند الگوهای خودتقویت‌کننده توسعه ایجاد کند.

کتاب‌نامه

احمدی، سیدوحید و عباسی، ابراهیم و محسنی، رضا (۱۳۹۹). اثر شوک درآمدهای نفتی بر توان پذیری قیمت مسکن شهری در ایران. *سیاست گذاری اقتصادی*، ۱۲(۲۳)، ۱۳۳-۱۶۶.

اربابیان، شیرین و 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.

بالونژادنوری، روزبه و رفعت میلانی، مژگان (۱۴۰۰). بررسی پویایی‌های همگرایی باشگاهی قیمت در بازار مسکن (مورد مطالعه: شهر تهران. *اقتصاد شهری*، ۶(۱)، ۱۳-۲۶.

بالونژادنوری، روزبه و فرهنگ، امیرعلی (۱۴۰۱). بررسی همگرایی قیمت مسکن در مراکز استان‌های ایران: رویکرد همگرایی نسبی. *بررسی مسائل اقتصاد ایران*، ۹(۱)، ۲۷-۵۱.

دژپسند، فرهاد و محتوی، لادن (۱۳۹۳). بررسی همگرایی بلندمدت قیمت مسکن در مناطق شهر تهران. *فصلنامه علوم اقتصادی*، ۸(۲۶): ۷۷-۹۳.

شهبازی، کیومرث و سلیمی، سروه (۱۳۹۸). همگرایی شاخص قیمت مسکن در استانهای کشور. دانشکده اقتصاد و مدیریت، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه ارومیه، دی ۱۳۹۸.

علی مرادی افشار، پروین و غلامی حیدریانی، لیلا (۱۴۰۱). بررسی همگرایی قیمت مسکن در شهرهای ایران (رویکرد پانل پویای فضایی. فصلنامه مسکن و محیط روستا، ۴۱(۱۸۰)، ۴۳-۵۶.

فلاحی، فیروز، سلمانی، بهزاد و کیانی، سیمین (۱۳۹۰). بررسی همگرایی نوع بتا بین ایران و کشورهای منتخب اسلامی. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال دوازدهم، شماره چهارم، ص ۱۷۱-۱۹۴.

هوشمند، زهره و خداداد کاشی، فرهاد و خوشنویس، مریم (۱۳۹۶). بررسی رفتار مصرفی خانوارهای شهری استان تهران. *سیاست گذاری اقتصادی*، ۹(۱۸)، ۱۸۳-۲۰۳.

Alonso, W. (1964). Location and Land Use. Harvard University Press, Cambridge.

Anari, A., & Kolari, J. (2002). House prices and inflation. *Real Estate Economics*, *30*(1), 67-84.

Ang, A., Bekaert, G. (2002). Regime Switches in Interest Rates. Journal of Business & Economic Statistics 20(2), 163-182.

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*, 279-307.

Apergis, N., & Payne, J. E. (2012). Convergence in US house prices by state: evidence from the club convergence and clustering procedure. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, *5*, 103-111.

Apergis, N., & Payne, J. E. (2019). Florida metropolitan housing markets: examining club convergence and geographical market segmentation. *Journal of Housing Research*, *28*(2), 145-163.

Apergis, N., Simo-Kengne, B. D., & Gupta, R. (2015). Convergence in Provincial-Level South African House Prices: Evidence from the Club Convergence and Clustering Procedure. *Review of Urban & Regional development studies*, *27*(1), 2-17.

Azomahou, T. T., El Ouardighi, J., Nguyen-Van, P. & Pham T. K. C. (2011). Testing convergence of European regions: A semiparametric approach. Economic Modelling, 28(3): 1202-1210.

Bashar, O. H. (2021). An intra-city analysis of house price convergence and spatial dependence. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, *63*(4), 525-546.

Blanco, F., Martín, V., & Vazquez, G. (2016). Regional house price convergence in Spain during the housing boom. *Urban Studies*, *53*(4), 775-798.

Carlton, D. W. & Perloff, J. M. (2005). Modern Industrial Organization. 4th edn. New York: Pearson Addison Wesley.

Catte, P., Girouard, N., Price, R., & André, C. (2004). Housing markets, wealth and the business cycle.

Churchill, S. A., Inekwe, J. & Ivanovski, K. (2018). House price convergence: Evidence from Australian cities. Economics Letters, 170: 88-90.

Clark, S.P. & Coggin, T.D. (2009). Trends, cycles and convergence in U.S. regional house prices. J. Real Estate Finance Econ, 39 (3): 264-283.

Das, S., Gupta, R. & Kaya, P. A. (2010). Convergence of metropolitan house price in South Africa: A re-examination using efficient unit root tests. Applied Econometrics and International Development, 10(1): 173-188.

Deaton, A. (1992). *Understanding Consumption*. New York, NY: Oxford University Press.

Elena, S., Andreas, N., & Anastasia, B. (2022). CONVERGENCE IN GERMAN REGIONAL HOUSING MARKETS. *Экономический журнал Высшей школы экономики*, *26*(1), 120-144.

Fry, R. A., Martin, V. L., & Voukelatos, N. (2010). Overvaluation in Australian housing and equity markets: wealth effects or monetary policy? *Economic Record*, *86*(275), 465-485.

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* (pp. 11-21). Emerald Publishing Limited.

Gabrieli, T., Panagiotidis, T. & Xu, Y. (2019). Pair-wise convergence of intra-city house prices in Beijing. The Journal of Economic Asymmetries, 20: e00131.

Ganioglu, A. & Seven, U. (2021). Do regional house prices convere? Evidence from a major developing economy. Central Bank Review, 21: 17-24.

Ganioğlu, A., & Seven, Ü. (2019). *Convergence in House prices: Cross-regional evidence for Turkey*. Central Bank of the Republic of Turkey, Head Office, Structural Economic Research Department.

Ghent, A. C., & Owyang, M. T. (2010). Is housing the business cycle? Evidence from US cities. *Journal of Urban Economics*, *67*(3), 336-351.

Ghirelli, C., Leiva-León, D., & Urtasun, A. (2023). Housing prices in Spain: convergence or decoupling? *SERIEs*, *14*(2), 165-187.

Grimes, A., & Holmes, M. (2005). Is there long-run convergence of regional house prices in the UK?

Gunduz, L., & Yilmaz, M. K. (2021). Club convergence and drivers of house prices across Turkish cities. *International Journal of Emerging Markets*, (ahead-of-print).

Hall S. G., Psaradakis Z., & Sola M. (1999). Detecting periodically collapsing bubbles: A Markov-switching unit root test. J Appl Econ 14:143–154.

Hiebert, P. & Roma, M. (2010). Relative house price dynamics across Euro area and US cities: convergence or divergence? ECB Working Paper No. 1206.

Holmes, M. J. & Grimes, A. (2005). Is there long-run convergence of regional house prices in the UK? Motu Working Paper 05–11 Motu Economic and Public Policy Research.

Holmes, M., Otero, J. & Panagiotidis, T. (2011). Investigating regional house price convergence in the United States: Evidence from a pair-wise approach. Economic Modelling, 28: 2369–2376.

Holmes, M., Otero, J. & Panagiotidis, T. (2018). Property heterogeneity and convergence club formation among local house prices. Journal of Housing Economics, DOI: 10.1016/j.jhe. 2018.09.002.

Karmali, N. M., & Weng, X. (2022). Housing Demand and Affordability in India.

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.

Kim, Y. S. (2011). Housing price convergence in Korea: Do purchase price and jeonse price have in common? *Korea and the world Economy*, *12*(1), 211-238.

Leamer, E. (2007). Housing is the Business Cycle. Paper Presented at the Economic Policy Symposium, Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City.

Matysiak, G., & Olszewski, K. (2019). Panel analysis of Polish regional cities: Residential price convergence in the primary market. *Available at SSRN 3408797*.

Maynou, L., Monfort, M., Morley, B., & Ordonez, J. (2021). Club convergence in European housing prices: The role of macroeconomic and housing market fundamentals. *Economic Modelling*, *103*, 105595.

Maynou, Laia; Mercedes Monfort; Bruce Morley; and Javier Ordonez (2020). House price convergence across Europe, Universitat Jaume I Working Papers No. 2020/7, Castellon (Spain).

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 Stud, 14 (6): 733-753.

Meen, G. P. (1990). The removal of mortgage market constraints and the implications for econometric modelling of UK house prices. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *52*(1), 1-23.

Meng, H., Xie, W. J., & Zhou, W. X. (2015). Club convergence of house prices: Evidence from China's ten key cities. *International Journal of Modern Physics B*, *29*(24), 1550181.

Miles, W. (2020). House price convergence in the euro zone: A pairwise approach. Economic Systems, DOI:10.1016/j.ecosys.2020.100782.

Mills, E.S. (1967). An aggregative model of resource allocation in a metropolitan area. American Economic Review Papers and Proceedings, 57 (2): 197-210.

Modiglinai, F. and Brumberg, R.H. (1954). Utility analysis and the consumption function:An interpretation of cross-section data, in Kenneth K. Kurihara, ed., *Post-Keynesian Economics*, New Brunswick, NJ. Rutgers University Press, 388-436.

Montagnoli, A., & Nagayasu, J. (2015). UK house price convergence clubs and spillovers. *Journal of Housing Economics*, *30*, 50-58.

Motta, M. (2004). Competition Policy Theory and Practice. New York: Cambridge University Press.

Muellbauer, J., & Murphy, A. (2008). Housing markets and the economy: the assessment. Oxford review of economic policy, 24(1), 1-33.

Muth, R. (1969). Cities and Housing. University of Chicago Press.

Nelson, C. R., Piger, J., & Zivot, E. (2001). Markov regime switching and unit-root tests. Journal of Business & Economic Statistics, 19(4), 404-415.

Nissan, E. & Payne, J. E. (2013). A simple test of σ-convergence in U.S. housing prices across BEA regions. The Journal of Regional Analysis & Policy, 43(2): 178-185.

Nneji, O.; Brooks, C. & Ward, C.W.R. (2013). House Price Dynamics and their Reaction Tomacroeconomic Changes. Economic Modelling, 32, pp.172-178.

OECD, 2011. Economic Policy Reforms 2011: Going for Growth, Chapter 4: Housing and the Economy: Policies for Renovation.

Pan, L., & Matsuki, T. (2021). House price convergence in the very long run: new evidence from Fourier quantile unit root test.

Quigley, J.M. (1999). Real Estate Prices and Economic Cycles. International Real Estate Review, 2(1), 1-20.

Rajesh, R., & Rath, D. P. (2023). House price convergence: evidence from India. *Asia-Pacific Journal of Regional Science*, 1-27.

Roback, J. (1982). Wages, rents, and the quality of life. Journal of Political

Rosen, S. (1979). Wages-based indexes of urban quality of life. In: Mieszkowski, P., Straszheim, M. (Eds.), Current Issues in Urban Economics. Johns Hopkins University Press, Baltimore, pp. 74-104.

Tomal, M. (2019). House price convergence on the primary and secondary markets: evidence from Polish provincial capitals. 27(4): 62-73.

Trojanek, R. (2021). Housing price cycles in Poland–the case of 18 provincial capital cities in 2000–2020. *International Journal of Strategic Property Management*, *25*(4), 332-345.

Tsai, I. C. (2018). House price convergence in euro zone and non-euro zone countries. Economic Systems, 42(2): 1-13.

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