بررسی هم‌گرایی قیمت مسکن در شهرهای ایران (رویکرد پانل پویای فضایی)

پروین علی مرادی افشار*، لیلا غلامی حیدریانی**

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۰/۰۶/۲۹
تاریخ پذیرش مقاله: ۱۴۰۱/۱۰/۱۱

چکیده
مسکن ازنظر اقتصادی یک کالا با ویژگی‌های خاصی است که آن را از سایر کالاها متمایز و تحلیل بازار آن (عرضه و تقاضا) را پیچیده می‌کند. نوسانات قیمت مسکن تأثیر بسیار مهمی بر اقتصاد ملی و منطقه‌ای دارد. نوسانات به‌طور بالقوه ممکن است بر مهاجرت و تحرک سرمایه میان مناطق اثرگذار باشند. بررسی ارتباط تعادلی بلندمدت بین قیمت‌های مسکن در همه مناطق کشور می‌تواند به این پرسش پاسخ دهد که آیا قیمت‌های مسکن همه مناطق هم‌گرا خواهند بود؟ این پژوهش به بررسی هم‌گرایی قیمت مسکن از روش‌های اقتصادسنجی فضایی و داده‌های پانل پویا در بین شهرهای ایران می‌پردازد. برای این منظور قیمت مسکن ۳۱ شهر ایران از سال ۱۳۷۹–۱۳۹۷ موردبررسی قرار می‌گیرد. این مطالعه مبتنی بر این نظریه است که به‌واسطه مهاجرت، تبدیل دارایی و آربیتراژ فضایی، شوک‌های قیمت مسکن در یک منطقه می‌تواند اثر موجی بر دیگر مناطق داشته باشد. اگر این فرضیه قابل‌قبول باشد، باید نسبت‌های قیمت نسبی مناطق باثبات باشد. اگرچه در کوتاه‌مدت ممکن است اختلافی وجود داشته باشد ولی در بلندمدت باید هم‌گرا باشد. بنابراین، وقتی یک شوک قیمت مسکن به یکی از شهرهای ایران وارد می‌شود باتوجه‌به اثر موجی این شوک در قیمت مسکن دیگر شهرها اثر می‌گذارد و نهایتاً قیمت مسکن تمام شهرها در بلندمدت هم‌گرا می‌شوند. در چنین حالتی باتوجه‌به اینکه سیاست‌های برنامه‌ریزی منطقه‌ای آثار بلندمدت یکسانی برای همه مناطق دارد، سیاست‌گذاران اقتصاد کلان نمی‌توانند به‌طور مستقل قیمت‌های مسکن یک منطقه را کنترل نمایند. بااین‌حال سیاست‌های برنامه‌ریزی هنوز بر مسیر کوتاه‌مدت قیمت‌ها مؤثر است. نتایج 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 برایهمه مناطق خواهد داشت. طبقه‌بندی JEL: C33, C40, O18, R12, R23, R30

کلمات کلیدی: فرضیه اثر موجی، هم‌گرایی، قیمت مسکن منطقه‌ای، پانل پویای فضایی.

* استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه کردستان، کردستان، ایران. pam.afshar@uok.ac.ir
** دکتری اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران.

[Downloaded from jhre.ir on 2026-11-13]

[DOI: DOI: 10.22034/41.180.43]

مقدمه

مسکن مانند خوراک و پوشاک یکی از نیازهای اساسی و اولیه انسان است که در صد سال اخیر که شهرنشینی با سرعت زیادی افزایش یافته، به یکی از مسائل مهم اقتصادی و اجتماعی تبدیل شده است (سوری و همکاران، ۱۳۹۱).

مسکن ازنظر اقتصادی یک کالا با ویژگی‌های خاصی است که آن را از سایر کالاها متمایز و تحلیل بازار آن (عرضه و تقاضا) را پیچیده می‌کند. نوسانات قیمت مسکن تأثیر بسیار مهمی بر اقتصاد ملی و منطقه‌ای دارد. نوسانات به‌طور بالقوه ممکن است بر مهاجرت و تحرک سرمایه میان مناطق اثرگذار باشند. از یک جهت، مسکن یک کالای مصرفی است که یکی از مهم‌ترین نیاز اساسی انسان است. مسکن یک کالای ضروری بوده و گران‌ترین و پرهزینه‌ترین کالای خانوار تلقی می‌شود و همچنین، به‌عنوان کالای بادوام، بزرگ‌ترین سرمایه‌گذاری و دارایی خانوار است و علاوه بر این، برای بنگاه‌های اقتصادی نیز دارای اهمیت ویژه‌ای است. به‌ویژه در شرایط تورمی بازده سرمایه‌گذاری در بخش‌های اقتصادی دیگر پایین است، مسکن، سرمایه‌گذاری مطمئنی به حساب می‌آید که در بلندمدت پربازده‌تر از سایر سرمایه‌گذاری‌ها است. همچنین، باتوجه به عدم اطمینان و نبود سیستم تأمین اجتماعی مناسب، مسکن به منبع درآمد خانوار در دوران بازنشستگی تبدیل می‌شود (ناجی و همکاران، ۱۳۸۹).

مطالعه بازار مسکن به‌عنوان یک نوع دارایی و همچنین، ازلحاظ بعد خدماتی که یک کالای مصرفی است، دارای اهمیت ویژه‌ای است. از جنبه دارایی بودن مسکن به‌عنوان یکی از تصمیمات اصلی عوامل اقتصادی (به‌ویژه خانوارها) در انتخاب ترکیب مناسبی از دارایی‌ها یا به عبارتی پورتفوی بهینه به‌منظور حداکثرسازی مطلوبیت در بلندمدت است. مسکن اصلی‌ترین دارایی در سبد پورتفوی خانوارها است. تغییراتی که در قیمت مسکن ایجاد می‌شود، باعث تغییر ثروت فرد در طول زمان و همچنین تغییر مطلوبیت ناشی از مصرف فرد می‌شود. همچنین، باتوجه‌به متفاوت بودن ترکیب دارایی برای افراد مختلف، تغییر در قیمت مسکن باعث تغییر ثروت افراد مختلف در مقایسه با یکدیگر می شود. از سوی دیگر، چنانچه از جنبه سرپناه به مسکن نگاه کنیم، اهمیت نوسان‌های قیمت آن حتی برای دولت می‌تواند دارای اهمیت ویژه‌ای باشد، زیرا نوسان‌های قیمت مسکن و به‌ویژه افزایش‌های سریع آن ازجمله تهدیدهایی است که هدف تضمین دسترسی آحاد مردم به مسکن را با چالش مواجه می‌کند (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۱).

یکی از ویژگی‌های ادبیات اخیر در بازار مسکن تمرکز آن بر قیمت مسکن منطقه‌ای است. ازنظر مین[1] (۱۹۹۹) فهم روابط متقابل بین قیمت‌های مسکن مناطق به ما کمک می‌کند تا به فهم بهتری از مسائلی مثل توزیع ثروت و تحرک بازار کار برسیم. علاوه بر این در سطح منطقه‌ای نوسانات در قیمت‌های مسکن نسبی اثر بالقوه‌ای بر فعالیت‌های اقتصاد منطقه‌ای دارد. بسیاری از تحلیل‌ها بحران مالی جهانی را به سقوط در قیمت‌های مسکن محلی در ایالات‌متحده نسبت می‌دهند. همان‌طوری که مین (۱۹۹۹) بیان می‌کند، اول افزایش سریع در قیمت مسکن و سپس سقوط قیمت‌های مسکن در ایالات‌متحده باعث ایجاد بحران مالی جهانی شد. بحران مالی جهانی توجه همه را بیشتر از قبل به سمت ویژگی‌های سری زمانی قیمت‌های مسکن جلب کرد.

تمرکز اصلی در مطالعات منطقه‌ای قیمت‌های مسکن بررسی اثر موجی[2] است. مین (۱۹۹۹) بیان می‌کند که

[Downloaded from jhre.ir on 2026-11-13]
[DOI: DOI: 10.22034/41.180.43]

قیمت‌های مسکن منطقه‌ای یک اثر موجی را نمایش می‌دهند که بیانگر انتقال بین منطقه‌ای شوک‌ها در قیمت‌های مسکن است. بر طبق نظر مین (۱۹۹۹) اثر موجی به علت مهاجرت، تبدیل دارایی، آربیتراژ فضایی و الگوهای فضایی در تعیین قیمت‌های مسکن اتفاق می‌افتد.

یک شوکی که بر قیمت مسکن یک منطقه شهری وارد می‌شود، امکان ندارد به‌طور سریع بر قیمت‌های مسکن در مناطق شهری همسایه یا مناطق شهری دورافتاده تأثیر بگذارد. اگرچه ممکن است این مناطق درنهایت در زمان‌های مختلف تأثیر شوک را احساس نمایند. اگر شوک‌ها در بلندمدت بر قیمت‌های مسکن منطقه‌ای با درجات کاملاً متفاوتی اثر بگذارد، آنگاه اختلافات دارایی می‌تواند گسترش یابد (ازآنجایی‌که صاحبان مسکن در مناطق با قیمت مسکن بالا، دارایی‌شان به‌طور نسبی نسبت به دیگر مناطق افزایش می‌یابد). تحت شرایط خاص آثار بلندمدت شوک‌های قیمت مسکن ممکن است در سراسر مناطق شهری کشور مشابه باشد. در این وضعیت بازار مسکن می‌تواند عاملی برای اختلافات موقتی در دارایی همه مناطق باشد (البته نه به‌عنوان اختلافات بلندمدت). برای درک ارتباطات داخلی میان بازار مسکن با تفاوت‌های منطقه‌ای، اهمیت دارد تا بررسی کنیم که آیا شوک‌های قیمت مسکن به‌طور موجی حرکت می‌کند یا آیا آثار بلندمدت قابل‌شناسایی هستند (Holmes & Grimes, 2005).

اثر موجی باعث می‌شود وقتی شوک‌هایی به قیمت مسکن منطقه‌ای وارد شود بر همه مناطق اثر بگذارد و باعث می‌شود قیمت‌های مسکن در بلندمدت با هم حرکت کنند. اثر موجی باعث انتقال شوک‌ها به تمام مناطق در بازار مسکن می‌شود که باعث هم‌گرایی[3] قیمت مسکن در بلندمدت می‌شود. اگر این فرضیه قابل‌قبول باشد باید نسبت‌های قیمت نسبی مناطق باثبات باشد. اگرچه در کوتاه‌مدت ممکن است اختلاف قیمت وجود داشته باشد ولی در بلندمدت ایستا است. لذا سؤال اصلی که در اینجا مطرح می‌شود این است که آیا قیمت‌های مسکن منطقه‌ای در شهرهای ایران هم‌گرا هستند؟

در قسمت‌های بعدی مقاله ابتدا به توضیح ادبیات موضوع، روش تحقیق و روش‌های انجام آزمون‌های فرضیه هم‌گرایی توضیح داده می‌شود و در بخش بعدی یافته‌های تحقیق موردبررسی قرار گرفته و در بخش پایانی به جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و توصیه سیاستی از نتایج تحقیق پرداخته می‌شود.

ادبیات موضوع

پیشینه تحقیق

مطالعات تجربی متعددی به بررسی فرضیه هم‌گرایی قیمت مسکن در کشورها و مناطق مختلف پرداخته‌اند که تفاوت این مطالعات در روش بررسی آزمون فرضیه هم‌گرایی است که به تعدادی از آن‌ها اشاره می‌شود.

هولمز[4] (۲۰۰۵) در پژوهشی هم‌گرایی قیمت مسکن در کشورهای UK طی سال‌های ۱۹۷۳-۲۰۰۵ را موردبررسی قرار داده‌اند. در این پژوهش برای بررسی هم‌گرایی قیمت مسکن از روش ریشه واحد پانلی استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که در اکثریت مناطق UK هم‌گرایی قیمت مسکن وجود دارد. بااین‌حال یک اختلافی در اینکه قیمت‌های مسکن منطقه‌ای تمایلی به سمت ارتباط تعادلی بلندمدت نسبت به قیمت کل مناطق UK دارد، وجود دارد. همچنین شواهدی از ناهمگنی بسیاری در سرعت تعدیل مناطق به‌سوی تعادل بلندمدت وجود دارد.

کیم[5] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای به بررسی هم‌گرایی قیمت مسکن در کشور کره پرداخته است. در این مطالعه هم‌گرایی با استفاده از داده‌های پانل پویا و آزمون

[Downloaded from jhre.ir on 2026-11-13]

[DOI: DOI: 10.22034/41.180.43]

هم‌گرایی لگاریتم t موردبررسی قرار گرفته است. نتایج آزمون هم‌گرایی نشان از هم‌گرایی ضعیفی در قیمت مسکن شهرها در کره است. بنابراین آزمون هم‌گرایی باشگاهی موردبررسی قرار گرفت که نتایج هم‌گرایی باشگاهی نشان‌دهنده وجود هم‌گرایی باشگاهی بین قیمت مسکن شهرها است.

همچنین چین[۶] (۲۰۱۰) در پژوهشی شکست‌های ساختاری و هم‌گرایی قیمت‌های مسکن منطقه‌ای در کشور تایوان را موردبررسی قرار دادند. در این مقاله بررسی می‌شود که آیا تغییرات رژیمی باعث کاهش آثار موجی قیمت مسکن می‌شود. روش موردبررسی آزمون ریشه واحد شکست ساختاری برون‌زای LM است. نتایج آزمون ریشه واحد شکست ساختاری وجود آثار موجی هر شهر در تایوان به‌جز تایپه را تأیید می‌کند. شوک‌های قیمت مسکن منطقه‌ای نمی‌تواند اثر موجی بر سرتاسر کشور داشته باشد، زیرا تایپه یک شهر جهانی منطقه‌ای است که در آن قیمت مسکن بالاتر اثری بر قیمت منطقه‌ای مناطق داخلی ندارد.

پاین[۷] (۲۰۱۲) به بررسی ارتباط بلندمدت میان قیمت‌های مسکن منطقه‌ای در ایالات‌متحده پرداخته است. در این تحقیق آثار موجی و هم‌گرایی بلندمدت مربوط به پویایی‌های قیمت مسکن منطقه‌ای ایالات‌متحده با استفاده از آزمون باند ARDL به‌صورت ماهانه از ۱۹۹۱:۱ تا ۲۰۱۰:۱۲ برای نه ایالت موردبررسی قرار گرفته است. نتایج، وجود اثرهای موجی بازار مسکن منطقه‌ای و هم‌گرایی بلندمدت قیمت مسکن منطقه‌ای را تأیید می‌کند. بااین‌حال، نتایج درجه‌ای از بی‌ثباتی را آشکار می‌کند که تغییرات در قیمت مسکن منطقه‌ای بر سراسر مناطق مختلف در کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت است.

ژانگ[۸] (۲۰۱۰) هم‌گرایی قیمت مسکن در مناطق UK را مطالعه کرده است. این مطالعه مبتنی بر این نظریه‌ای است که به‌واسطه مهاجرت و آربیتراژ فضایی، شوک‌های قیمت مسکن در یک منطقه می‌تواند اثر موجی بر دیگر مناطق داشته باشد. اگر این فرضیه قابل‌قبول باشد، باید نسبت‌های قیمت نسبی مناطق باثبات باشد. اگرچه در کوتاه‌مدت ممکن است اختلافی وجود داشته باشد ولی در بلندمدت باید ایستا باشد. این تحقیق از روش هم انباشتگی جزئی برای آزمون هم‌گرایی استفاده کرده است. نتایج نشان می‌دهد که انتقال شوک‌های قیمت به کل مناطق در طول زمان منتقل می‌شود و اختلاف معناداری بین پویایی‌های قیمت مسکن مناطق وجود دارد.

در ایران تاکنون مطالعه‌ای در مورد هم‌گرایی قیمت مسکن صورت نگرفته است، اما مطالعاتی در مورد بررسی هم‌گرایی با روش اقتصادسنجی فضایی صورت گرفته است که به‌صورت زیر هستند.

اکبری و مویدفر (۱۳۸۳) به بررسی هم‌گرایی در درآمد سرانه استان‌های کشور در سال‌های ۱۳۷۰–۱۳۸۰ پرداخته‌اند. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد بین استان‌های کشور هم‌گرایی درآمدی وجود دارد و استان‌های کشور به سمت نقطه تعادل پایدار در رشد اقتصادی هم‌گرا می‌شوند.

همچنین بهبودی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی هم‌گرایی بهره‌وری انرژی در ۲۲ کشور عضو OECD طی دوره ۱۹۹۳–۲۰۰۸ با استفاده از روش اقتصادسنجی فضایی پرداخته‌اند. نتایج به‌دست‌آمده وجود هم‌گرایی بهره‌وری انرژی در این کشورها را تأیید می‌کند. سالانه ۰/۰۷۵ درصد از شکاف میان وضعیت جاری و سطح پایدار بلندمدت تعدیل می‌شود. همچنین نتایج نشان می‌دهد فرضیه وجود وابستگی فضایی در مدل و مجاورت اثر مثبت بر رشد بهره‌وری انرژی این کشورها دارد.

[Downloaded from jhre.ir on 2026-11-13]
[DOI: DOI: 10.22034/41.180.43]

مبانی نظری

تئوری‌های اقتصادی بیان می‌کنند که قیمت‌های مسکن در میان مناطق مختلف نباید با یکدیگر حرکت نمایند، زیرا قیمت‌های مسکن اصولاً وابسته به عرضه و تقاضا در بازارهای مسکن محلی هستند که در میان مناطق به‌واسطه اختلاف در محیط‌های اقتصادی و مکانی متفاوت است (Canarella et al., 2012).

قانون قیمت واحد[9] در اقتصاد به این صورت بیان می‌شود که کالاهای همگن در دو بازار مختلف باید با قیمت یکسانی فروخته شوند، در چنین حالتی هزینه‌های حمل‌ونقل و معامله در نظر گرفته نمی‌شود. به‌طور اساسی، عملکرد قانون قیمت واحد نیازمند این است که کالاها بین بازارها قابل حمل‌ونقل باشد. کالای مسکن دو ویژگی مهم قانون قیمت واحد را رد می‌کند، اول اینکه مسکن یک کالای همگن نیست و دیگری اینکه کالای مسکن در بین بازارها قابل حمل‌ونقل نیست. اقتصاد مسکن به ویژگی ناهمگن بودن کالای مسکن به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ویژگی مسکن توجه دارد. در مدل‌های هدانیک، قیمت مسکن بر اساس مشخصات و ویژگی‌های فیزیکی، محیطی، دسترسی و فضایی تعیین می‌شود. عموماً دسترسی مکانی بازار مسکن باعث ایجاد تغییرات سریعی در منطقه شهری می‌شود. یعنی مناطق مسکونی بین منطقه شهری یکسان با یکدیگر رقابت می‌کند (Gupta et al., 2009).

آیا این واقعیت که ما نمی‌توانیم مسکن را از یک بازار شهری به بازار دیگر انتقال دهیم، لزوماً به این معنی است که ارتباطی بین بازارهای مسکن شهری وجود ندارد؟ با اقتباس از تئوری تجارت، ما می‌دانیم که نیروی کار و سرمایه بیشتر اوقات بین کشورها جابه‌جا نمی‌شوند. بااین‌حال، ساموئلسون[10] (۱۹۴۸) بیان می‌کند که اگر که کالاها و خدمات بین کشورها جریان یابد، قیمت‌های عوامل (نیروی کار و سرمایه) بین کشورها تعدیل می‌شوند. یعنی کالاها و خدمات جریان‌یافته بین کشورها به‌عنوان جانشینی برای عوامل تولید عمل می‌کنند و باعث می‌شود تا قیمت‌های سرمایه و نیروی کار تعدیل شوند، حتی اگر سرمایه و نیروی کار نتواند بین کشورها جابه‌جا شود. ازآنجایی‌که کالای مسکن نمی‌تواند بین بازارها جابه‌جا شود، مهاجرت فروشندگان مسکن برای خرید خانه‌های مسکونی بین مناطق شهری مختلف می‌تواند بازارهای مسکن را به یکدیگر مرتبط سازد. علاوه بر این سازندگان خانه‌های مسکونی می‌توانند فعالیت‌های ساخت‌وساز مسکن را در بین مناطق شهری در واکنش به بازدهی‌های مختلف انتقال دهند (Gupta et al., 2009).

روسن[11] (۱۹۷۹) و روباک[12] (۱۹۸۲) بیان می‌کنند با وجود اینکه مطلوبیت شهرها متفاوت است، اصولی مثل جمعیت، دستمزدها و قیمت‌های مسکن در بلندمدت تعدیل خواهند شد. به‌طوری‌که ساکنان نهایی همه شهرها مطلوبیت یکسانی را دریافت می‌کنند. مهاجرت به شهرها به شرط تأمین مطلوبیت بیشتر باعث تعدیل بازار مسکن می‌شود و این تعدیل تا زمانی ادامه می‌یابد که مهاجرت بین شهرها هیچ بازدهی نداشته باشد (Kim, 2011).

مین (۱۹۹۹) چهار تعریف متفاوت از اثر موجی در بازارهای مسکن را بیان می‌کند. همان‌طوری که قبلاً اشاره شد، یک گرایش در شوک‌های قیمت مسکن از یک منطقه شهری به منطقه دیگر وجود دارد. مدل تئوریکی اساسی باید بیان کند که تصمیم در مصرف مسکن[13] مبتنی بر مدل چرخه زندگی[14] رفتار خانوار است (مین، ۱۹۹۹). مدل چرخه زندگی کارایی بازار را فرض می‌کند که به‌طور واضح این ویژگی عیناً در بازار

[Downloaded from jhre.ir on 2026-11-13]
[DOI: DOI: 10.22034/41.180.43]

مسکن برقرار نیست. بنابراین مدل تئوریکی وضعیت تعادل بلندمدت را منعکس می‌کند و کاربرد عملی تئوری نیاز به مقدار معناداری از آثار تعدیل وقفه‌ای (شوک) دارد. توضیحات اثر موجی شامل موارد زیر هستند: مهاجرت، تبدیل دارایی، آربیتراژ فضایی و شوک‌های برون‌زا با زمان‌های متفاوت آثار فضایی.

– مهاجرت: الگوهای مهاجرت خانوارها از یک منطقه به منطقه دیگر به دلیل تفاوت قیمت مناطق، درآمدی را برای بازارهای مسکن منطقه‌ای ایجاد می‌کند و باعث می‌شود تا خانوارها از مزیت اختلاف قیمت مسکن مناطق بهره گیرند.

– تبدیل دارایی: ساکنان یک منطقه شهری ممکن است ثروتشان را در دارایی مسکنشان ذخیره نمایند. به‌منظور نقد کردن ثروتشان، ساکنان مسکن خانه‌هایشان را می‌فروشند و با نقل‌مکان به منطقه‌ای با قیمت مسکن پایین‌تر، می‌توانند خانه‌ای با کیفیت مشابه و با قیمت پایین‌تر بخرند تا بتوانند باقیمانده دارایی را در دست داشته باشند. البته نقل‌مکان مالکان خانه به علت تبدیل دارایی قیمت‌ها را در مناطق مسکونی جدید بالا می‌برد.

– آربیتراژ فضایی: علاوه بر رفتار خانوارها در واکنش به تفاوت قیمت مسکن منطقه‌ای، سرمایه‌گذاران نیز می‌توانند از آربیتراژ فضایی استفاده کنند تا مزیت‌هایی را در مناطق با قیمت پایین‌تر به دست آورند که در این مناطق بازدهی انتظاری بالاتری در سرمایه‌گذاری مسکن وجود دارد. در چنین موردی سرمایه مالی از بازارهای مسکن منطقه‌ای گران‌تر به مناطق ارزان‌تر، به دلیل پیش‌بینی قیمت آینده بالاتر در مناطق ارزان‌تر، حرکت نماید تا قیمت‌های مسکن با یکدیگر مرتبط باشند.

– الگوهای فضایی تعیین قیمت مسکن: این استدلال بیان می‌کند که بازارهای مسکن منطقه‌ای وابسته هستند. آثار فضایی در بازار مسکن از وابستگی مستقیم قیمت مسکن در یک مکان معین با قیمت مسکن در مکان‌های نزدیک آن مکان ناشی می‌شود. وابستگی مستقیم اثر خالصی است که به جابه‌جایی توابع عرضه و عرضه و تقاضا اشاره دارد. جابه‌جایی تقاضا زمانی اتفاق می‌افتد که، با ثبات سایر شرایط، قیمت‌های بالاتر مناطق همسایه باعث افزایش قیمت در خود منطقه می‌شود. ارتباط منفی بین قیمت‌ها و تقاضا باعث می‌شود خریداران رفتار خود را نسبت به افزایش قیمت همسایه تغییر دهند. جابه‌جایی عرضه زمانی اتفاق می‌افتد که قیمت‌های بالاتر مناطق همسایه باعث شود که عرضه مسکن در خود منطقه کاهش یابد و عرضه‌کنندگان مسکن برای افزایش بازدهی خود عرضه مسکن را در مناطق همسایه افزایش دهند. معادلات عرضه و تقاضا باعث می‌شود که قیمت‌های مسکن بستگی به قیمت‌های مسکن همسایه داشته باشند. این اثرها، آثار سرریز شناخته می‌شوند.

همان‌طوری که در بالا اشاره شد حتی اگر مسکن نتواند بین مناطق جابه‌جا شود، دیگر عوامل مثل مهاجرت خانوارها و جریان سرمایه می‌تواند بین مناطق جریان یابد تا قیمت‌های مسکن مناطق با همدیگر مرتبط یابند. همچنین احتمال دیگر به عوامل تولید مربوط می‌شود. یعنی اگر تقاضا برای مسکن در یک منطقه‌ای افزایش یابد، باعث می‌شود که منابع مانند کارگران ساختمان از دیگر مناطق به این منطقه انتقال یابد. در این حالت هزینه‌های ساختمان در دو منطقه افزایش خواهد یافت. اول در بازاری که در آن تقاضا برای مسکن افزایش یافته و کارگران ساختمانی بیشتری را جذب کرده است و دوم در منطقه‌ای که عرضه کارگران ساختمانی کاهش یافته است. یکسان‌سازی هزینه‌های ساختمان باعث حرکت به سمت قیمت‌های مسکن تعادلی در تمام مناطق می‌شود

[Downloaded from jhre.ir on 2026-11-13]
[DOI: DOI: 10.22034/41.180.43]

(Gupta et al., 2009).

این اعتقاد از هم‌گرایی لزوماً بیان نمی‌کند که قیمت‌های مسکن در تمام مناطق با یکدیگر برابر هستند؛ بلکه این واقعیت را بیان می‌کند که قیمت‌های مسکن در مناطق مختلف ممکن است ازلحاظ ارزش متفاوت باشند، اما وقتی یک شوک برون‌زا به این مناطق وارد می‌شود، همه قیمت‌های مناطق به این شوک واکنش نشان می‌دهند. به‌طور فنی اگر اثر موجی بین قیمت مسکن مناطق وجود داشته باشد، باید نسبت قیمت‌های مسکن بین مناطق ثابت بماند (ژانگ، ۲۰۱۰).

در چنین حالتی مطابق با تئوری، تابع تقاضا به‌صورت زیر نشان داده می‌شود (بالتاجی و همکاران، ۲۰۱۳)

$$Q_{i,t} = a_0 + a_1 Y_{i,t} + a_2 P_{i,t} + a_3 P_{i,t}^{W_1} \quad (۱)$$

که در معادله (۱)، متغیر Q نشان‌دهنده تقاضا برای مسکن، Y نشان‌دهنده درآمد سرانه، P قیمت مسکن و $P_{i,t}^{W_1}$ آثار فضایی قیمت مسکن بر تابع تقاضا است. همچنین تابع عرضه به‌صورت زیر است:

$$Q_{i,t} = b_0 + b_1 P_{i,t} + b_2 C_{i,t} + b_3 P_{i,t}^{W_2} \quad (۲)$$

در معادله (۲)، Q برابر با تابع عرضه مسکن، P قیمت مسکن، C برابر با تعداد مجوزهای صادرشده برای مسکن و $P_{i,t}^{W_2}$ آثار فضایی قیمت مسکن بر تابع عرضه است. چنانچه تابع عرضه و تقاضا را باهم برابر قرار دهیم و با فرض یکسان بودن آثار فضایی توابع عرضه و تقاضا، قیمت مسکن تابعی از عوامل زیر است:

$$P_{i,t} = d_0 + d_1 Y_{i,t} + d_2 C_{i,t} + d_3 P_{i,t}^{W} \quad (۳)$$

روش تحقیق

اقتصادسنجی فضایی

امروزه مباحث فضایی در ادبیات اقتصاد منطقه‌ای طی سه دهه اخیر به‌طور چشمگیری رشد کرده است. داده‌های فضایی مشاهداتی هستند که نقاط یا مناطق آن‌ها به هم وابسته هستند.

تفاوت اقتصادسنجی فضایی با اقتصادسنجی کلاسیک این است که در اقتصادسنجی فضایی بین مشاهدات و داده‌های نمونه، در نقاط مختلف وابستگی فضایی وجود دارد. همچنین، در اقتصادسنجی فضایی ناهمسانی واریانس که ناشی از روابط یا پارامترهای مدل است، با حرکت بر روی صفحه مختصات همراه با داده نمونه‌ای تغییر می‌کند (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۱).

وابستگی فضایی در داده‌های نمونه‌ای دارای عنصر مکانی روی می‌دهد، به‌طوری‌که وقتی مشاهده‌ای مربوط به یک محل i وجود داشته باشد این مشاهده به مشاهده‌های دیگر در مکان‌های j وابسته است. ناهمسانی فضایی نیز به انحراف در روابط بین مشاهده‌ها در سطح مکان‌های جغرافیایی فضا اشاره دارد. به‌عبارت‌دیگر با حرکت در بین مشاهده‌ها توزیع داده‌های نمونه‌ای میانگین و واریانس ثابتی نخواهند داشت (اکبری و توسلی، ۱۳۸۷).

اقتصادسنجی مرسوم این دو موضوع را نادیده می‌گیرد، چون در صورت توجه به آن‌ها فرض‌های مورداستفاده در اقتصادسنجی مرسوم، یعنی فرض‌های گاس- مارکف که خصوصیات مطلوب تخمین زننده‌های حداقل مربعات معمولی است، نقض خواهد شد. در قضیه گاس مارکف فرض این است که متغیرهای توضیحی در نمونه‌گیری‌های تکراری ثابت‌اند، ولی وجود وابستگی فضایی در میان نمونه‌ها این فرض را نقض می‌کند. همچنین ناهمسانی فضایی، فرض گاس- مارکف را مبنی بر اینکه یک رابطه خطی مشخص بین مشاهدات نمونه‌ای وجود دارد، نقض می‌کند. چون با فرض وجود وابستگی فضایی میان داده‌ها با حرکت بین داده‌های نمونه فضایی رابطه تغییر خواهد کرد و ضرایب، تابع خطی بر حسب متغیر وابسته نخواهد بود و درنتیجه شیوه‌های اقتصادسنجی

[Downloaded from jhre.ir on 2026-11-13]
[DOI: DOI: 10.22034/41.180.43]

مرسوم، کاربرد نخواهد داشت و روش مناسب، اقتصادسنجی فضایی و روش‌های مختلف آن است (عسگری واکبری، ۱۳۸۰).

در مطالعات اقتصادسنجی فضایی با داده‌هایی روبه‌رو هستیم که جنبه‌های مکانی دارند. برای تعیین کمیت و مقدار عددی جنبه‌های مکانی، دو منبع اطلاعاتی در اختیار است. یکی موقعیت در صفحه مختصات که ازطریق طول و عرض جغرافیایی نشان داده می‌شود و بر این اساس می‌توان فاصله هر نقطه در فضا یا فاصله هر مشاهدهقرارگرفته در هر نقطه را نسبت به نقاط یا مشاهدات ثابت یا مرکزی محاسبه نمود. بنابراین مشاهداتی که به هم نزدیک‌تر هستند نسبت به آن‌هایی که از هم دورترند، باید منعکس‌کننده وابستگی فضایی بالاتر باشند. وابستگی فضایی و تأثیرات آن بین مشاهدات باید با افزایش فاصله بین مشاهدات، کاهش یابد. دومین منبع اطلاعات مکانی، مجاورت و همسایگی است که منعکس‌کننده موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه‌ای مشاهده، نسبت به واحدهای دیگری از آن قبیل است. معیار نزدیکی و مجاورت بر اطلاعات به‌دست‌آمده بر اساس نقشه جامعه موردمطالعه مبتنی خواهد بود و بر اساس این اطلاعات تعیین می‌شود که کدام مناطق با هم، همسایه یا مجاور هستند، یعنی دارای مرزهایی مشترک هستند. بنابراین وابستگی فضایی واحدهایی که دارای رابطه همسایگی یا مجاورت هستند نسبت به محل‌ها یا واحدهایی که دورتر هستند، درجه وابستگی فضایی بالاتری دارند (عسگری و اکبری، ۱۳۸۰).

در این پژوهش برای تعیین مکان از روش مجاورت فضایی استفاده شده است. برای تعیین مجاورت روش‌های متفاوتی وجود دارد که مجاورت رخ مانند به‌این‌علت که تمامی مناطقی که دارای مرز مشترک باشند را دربر می‌گیرد، بیشتر کاربرد دارد (Holmes et al., 2011).

ازنظر پالاکوسکی و ری[15] (۱۹۹۷) و ری و ری (۲۰۰۹) ارتباط قیمت مسکن بین مناطق مجاور قوی‌تر از ارتباط بین مناطق غیرمجاور است. این نشان می‌دهد که مسافت بین مناطق عامل مهمی برای سرعت تعدیل تعادل بلندمدت قیمت مسکن است.

مدل پانل پویای فضایی

بیشتر تحقیقات برای بررسی هم‌گرایی قیمت مسکن از مدل‌های رگرسیون سری زمانی استفاده می‌کنند. در آن مدل‌ها به‌طور عمده از روش ریشه واحد و مدل خودرگرسیون برداری و مدل‌های تصحیح خطای برداری استفاده شده است. در این حالت مدل‌های رگرسیون سری زمانی ناهمگنی قیمت‌های مسکن را رد می‌کنند که این ویژگی مهم باعث بی‌تحرکی مسکن می‌شود. نادیده گرفتن ناهمگنی ممکن است که تخمین‌های رگرسیون را غیرقابل‌اعتماد نماید. به‌علاوه خودهمبستگی هم‌زمان میان مناطق نمی‌تواند به‌وسیله مدل تخمین حداقل مربعات معمولی (OLS) به کار گرفته‌شده در تحقیقات قبلی استفاده شود. برای حل این مشکل از رویکرد پانل پویا برای مطالعه هم‌گرایی قیمت مسکن استفاده می‌شود. این روش قادر است تا مسائل مربوط به وجود وابستگی مقطعی میان قیمت‌های مسکن را حل نماید. فرم عمومی مدل داده‌های پانل پویا به‌صورت زیر است.

$$\ln y_{i,t} = \beta \ln y_{i,t-1} + \theta X + \mu_i + \varepsilon_i \qquad (۴)$$

در معادله (۴) μ_i ویژگی خاص هر استان و متغیر X متغیرهای کنترل است. در این معادله چنانچه $0 < \beta < 1$ باشد، هم‌گرایی شرطی برقرار است. در این تحقیق برای بررسی فرضیه هم‌گرایی از داده‌های پانل پویا از روش‌های تخمین‌زن تفاضل مرتبه اول(-diff

[Downloaded from jhre.ir on 2026-11-13]
[DOI: DOI: 10.22034/41.180.43]

GMM) و تخمین‌زن سیستمی گشتاورهای تعمیم‌یافته (system-GMM) استفاده می‌شود که توسط آرلانو و باند[16] (۱۹۹۱) و بلاندل و باند[17] (۱۹۹۸) مطرح شده است. در این آزمون‌ها برای رفع همبستگی متغیر با وقفه و سایر متغیرهای توضیحی از متغیرهای ابزاری استفاده می‌کنیم. آرلانو و باند (۱۹۹۱) از وقفه متغیرهای وابسته در سطح به‌عنوان ابزار استفاده کرده‌اند. اما بلاندل و باند (۱۹۹۸) روش تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی را پیشنهاد دادند که در یک سیستم، رگرسیون در سطح را با رگرسیون در تفاضل‌ها ترکیب می‌کند. اعتبار نتایج روش‌های گشتاورهای داده‌های پانلی با استفاده از دو آزمون سنجش می‌شود. آماره آزمون اول برای عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات خطا و آماره سارگان برای اعتبار ابزارهای به‌کاربرده‌شده در مدل استفاده می‌شوند.

حتی اگر رویکرد داده‌های پانل پویا فرایند پویا را مدنظر قرار دهد، ممکن است آثار سرریز از یک منطقه به منطقه دیگر وجود داشته باشد.

پیشرفت‌های اخیر در اقتصادسنجی فضایی منجر به ایجاد مدل‌هایی شده است که خودهمبستگی فضایی را در هر دو داده‌های مقطعی و پانلی کنترل کند. خودهمبستگی فضایی می‌تواند عامل مهمی در تعیین هم‌گرایی باشد. اقتصاددانان اغلب فرض می‌کنند که قیمت‌های مسکن در مناطق به‌وسیله آثار سرریز به یکدیگر وابسته هستند.

بنابراین رویکرد داده‌های پانل پویای فضایی برای بررسی هم‌گرایی مناسب به نظر می‌رسد، زیرا این روش هر دو مشکل ناهمگنی تغییرناپذیری زمانی و خودهمبستگی فضایی بین مناطق را کنترل می‌کند. به دلیل وجود تشابهاتی میان مناطق همسایه، داده‌های منطقه‌ای را نمی‌توان به‌صورت مستقل از آثار فضایی در نظر گرفت و تخمین مدل‌های بدون آثار فضایی منجر به تورش تخمین نرخ هم‌گرایی می‌شود (انسلین[18]،۱۹۹۸). ما مطابق روش یو و لی[19] (۲۰۱۲) از رویکرد داده‌های پانل پویای فضایی برای تحلیل هم‌گرایی استفاده می‌کنیم. روش پانل پویای فضایی هر دو آثار انفرادی و فضایی را در نظر می‌گیرد. با در نظر گرفتن آثار انفرادی به‌طور بالقوه از ایجاد تورش متغیر حذف‌شده در رگرسیون مقطعی جلوگیری می‌شود و همچنین با در نظر گرفتن آثار فضایی به‌طور بالقوه از ایجاد تورش متغیر حذف‌شده در مدل‌های غیرفضایی اجتناب می‌شود.

در این تحقیق ما مطابق روش یو و لی (۲۰۱۲) از رویکرد داده‌های پانل پویای فضایی SDPD برای بررسی هم‌گرایی استفاده می‌کنیم که فرم عمومی آن به‌صورت زیر است:

$$\ln(y_{i,t+\tau}) = \alpha + \rho\sum_{j=1}^{N} W_{ij}\ln(y_{i,t+\tau}) + \beta\ln(y_{i,t}) + \varepsilon_{i,t+\tau} \quad (۵)$$

در معادله (۵)، y متغیر مستقل است W ماتریس وزنی فضایی است که معمولاً ماتریس مجاورت مرتبه اول است. پارامتر ρ ضریب همبستگی فضایی یا ضریب متغیر وابسته Wy است که وجود همبستگی فضایی میان کشورهای مجاور را نشان می‌دهد. در این معادله چنانچه $0 < \beta < 1$ باشد، هم‌گرایی شرطی برقرار است.

در این مدل متغیر وابسته ρW به‌منظور نشان دادن وجود یا عدم وجود خودهمبستگی فضایی میان مشاهدات متغیر وابسته استفاده شده است. معناداری این ضریب به معنی وابستگی فضایی در نمونه موردمطالعه است. به‌عبارت‌دیگر بخشی از تغییرات قیمت در هر منطقه ازطریق وابستگی آن به مناطق مجاور قابل برآورد است. بنابراین باید در کنار سایر متغیرهای توضیحی مدل موردبررسی اثر این متغیر در مدل در نظر گرفته

[Downloaded from jhre.ir on 2026-11-13]

[DOI: DOI: 10.22034/41.180.43]

شود. در این مدل نیز برای بررسی هم‌گرایی با استفاده از مدل پانل پویای فضایی از آزمون‌های ارائه‌شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) و بلاندل باند (۱۹۹۸) استفاده می‌کنیم.

تصریح مدل

این تحقیق به بررسی هم‌گرایی قیمت مسکن شهرهای ایران می‌پردازد. برای این منظور قیمت مسکن ۳۱ شهر ایران از سال ۱۳۷۹-۱۳۹۷ موردمطالعه قرار می‌گیرد. در این تحقیق داده‌های تعداد مجوزهای صادرشده برای ساخت مسکن جدید هر استان و تولید ناخالص داخلی استان‌ها به‌عنوان متغیرهای توضیحی (کنترل) در مدل وارد شده است. داده‌های مورداستفاده در این تحقیق از مرکز آمار ایران استخراج شده است. در این تحقیق از متوسط قیمت یک مترمربع زیربنای واحد مسکونی هر شهر بر حسب هزار ریال به‌عنوان متغیر قیمت مسکن و از محصول ناخالص داخلی استان‌ها بر حسب میلیون ریال به‌عنوان متغیر درآمد استفاده شده است.

در این تحقیق ابتدا مدل پانل پویا (یو و لی،۲۰۱۲) بدون در نظر گرفتن آثار فضایی را برای بررسی هم‌گرایی قیمت مسکن شهرهای ایران بررسی می‌کنیم.

$$P_{i,t} = \alpha + \gamma P_{i,t-1} + \beta_1 C_{i,t} + \beta_2 Y_{i,t} + \eta_t + \mu_i + \upsilon_{i,t} \quad (۶)$$

در معادله (۶)، P متغیر قیمت مسکن، C متغیر تعداد مجوزهای ساخت مسکن و Y متغیر درآمد است. در این مدل چنانچه $0 < \gamma < 1$ باشد، هم‌گرایی شرطی برقرار است. در این برای بررسی اعتبار متغیرهای ابزاری مدل از آزمون سارگان و برای بررسی وجود خودهمبستگی فضایی از آزمون موران استفاده می‌کنیم. در آزمون موران فرضیه صفر برابر با عدم وجود خودهمبستگی فضایی و فرضیه مقابل برابر با وجود خودهمبستگی فضایی است. بعد از تأیید وجود همبستگی فضایی، آثار فضایی را به دو صورت در مدل وارد می‌کنیم. آثار فضایی متغیر وابسته یا مدل SAR مطابق یو و لی (۲۰۱۲) برای هم‌گرایی قیمت مسکن به‌صورت زیر خواهد بود.

$$P_{i,t} = \alpha + \gamma P_{i,t-1} + \rho \sum_{j=1}^{N} W_{i,j} P_{i,t} + \beta_1 C_{i,t} + \beta_2 Y_{i,t} + \eta_t + \mu_i + \upsilon_{i,t} \quad (۷)$$

در معادله (۷) چنانچه $0 < \gamma < 1$ باشد، هم‌گرایی شرطی برقرار است.

در حالت دوم، آثار فضایی مربوط به متغیرهای توضیحی یا مدل دوربین فضایی SDM به‌صورت زیر است.

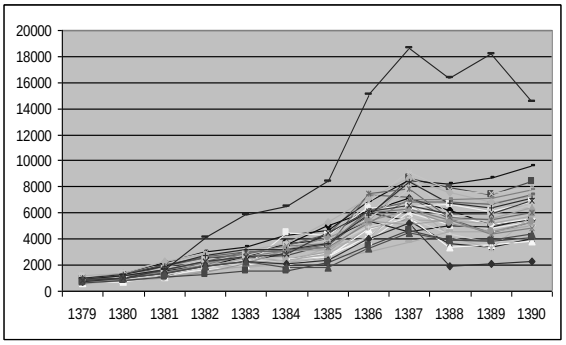
$$P_{i,t} = \alpha + \gamma P_{i,t-1} + \rho \sum_{j=1}^{N} W^1_{i,j} C_{i,t} + \rho \sum_{j=1}^{N} W^2_{i,j} Y_{i,t} + \beta_1 C_{i,t} + \beta_2 Y_{i,t} + \eta_t + \mu_i + \upsilon_{i,t} \quad (۸)$$

در این مدل نیز برای بررسی هم‌گرایی با استفاده از مدل پانل پویای فضایی نیز از آزمون‌های ارائه‌شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱) و بلاندل باند (۱۹۹۸) استفاده می‌کنیم. در این آزمون‌ها برای رفع همبستگی متغیر با وقفه و سایر متغیرهای توضیحی از متغیرهای ابزاری استفاده می‌کنیم.

روند قیمت مسکن شهرها

مطابق آمارها در دوره ۱۳۷۹-۱۳۹۷ میانگین قیمت مسکن شهرهای ایران (قیمت مسکن کشور) از ۸۳۱ هزار ریال در سال ۱۳۷۹ به ۶۱۸۸ هزار ریال در سال ۱۳۹۷ افزایش یافته است که نشان‌دهنده ۷/۴۴ برابر شدن قیمت مسکن کشور طی این دوره است. تصویر شماره ۱، روند قیمت مسکن ۳۱ شهر کشور را از سال ۱۳۷۹-۱۳۹۷ نشان می‌دهد. در این نمودار روند تغییرات قیمت مسکن در همه شهرها تقریباً دارای نوسانات یکسانی است. به‌جز قیمت مسکن شهر تهران که دارای قیمت مسکن بالاتر و نوسانات قیمتی متفاوتی نسبت به دیگر شهرها است. همچنین نوسانات قیمت مسکن شهر یاسوج نیز متفاوت‌تر (پایین‌تر) از شهرهای دیگر است (تصویر شماره ۱).

[Downloaded from jhre.ir on 2026-11-13]
[DOI: DOI: 10.22034/41.180.43]



ت۱. روند قیمت مسکن شهرهای ایران در طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۹

یافته‌ها

در این تحقیق برای بررسی هم‌گرایی شرطی برای داده‌های پانل پویا و پانل پویای فضایی از آزمون‌های آرلانو و باند (۱۹۹۱) و بلاندل و باند (۱۹۹۸) استفاده شده است.

چنانچه معادله (۶) با لحاظ متغیرهای توضیحی (کنترل) برآورد شود و ضریب $0 < \gamma < 1$ باشد، در این حالت فرضیه هم‌گرایی شرطی است. نتایج آزمون هم‌گرایی شرطی برای داده‌های پانل پویا از روش‌های Diff-GMM و system-GMM در جدول شماره ۱ نشان داده شده است که در هر دو روش مدل مناسب ازنظر آزمون‌های همبستگی و سارگن برآورد شده است. ضریب وقفه اول متغیر وابسته در هر دو روش بین صفر و یک است. بنابراین می‌توان گفت که هم‌گرایی شرطی قیمت مسکن بین شهرهای ایران برقرار است.

در جدول شماره ۱، ضریب متغیر تعداد مجوزهای ساخت‌وساز مثبت و معنادار است و این بدان مفهوم است که وقتی تعداد مجوزهای ساخت‌وساز افزایش پیدا می‌کند یعنی تقاضا برای مسکن افزایش یافته است و باعث افزایش قیمت واحدهای مسکونی می‌شود. همچنین ضریب درآمد نیز مثبت و معنادار است که با تئوری‌های اقتصادی سازگار است و بدین مفهوم است که افزایش درآمد باعث افزایش تقاضا برای مسکن و درنتیجه افزایش قیمت مسکن می‌شود. همچنین جدول شماره ۲، نتایج آزمون موران برای بررسی وجود خودهمبستگی فضایی را نشان می‌دهد. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که فرضیه صفر (عدم وجود همبستگی فضایی) رد می‌شود و وجود خودهمبستگی فضایی را نمی‌توان رد کرد.

ج۱. تخمین مدل پانل پویا بدون آثار فضایی با دو روش Diff-GMM و sys-GMM

پارامترها	Diff-GMM	prob	sys-GMM	prob
وقفه اول متغیر وابسته	۰/۲۵	۰/۰۰	۰/۲۹	۰/۰۰
متغیر تعداد مجوز ساخت مسکن	۰/۴۷	۰/۰۰	۰/۴۹	۰/۰۰
متغیر درآمد	۰/۲۸	۰/۰۰	۰/۲۳	۰/۰۰
عرض از مبدأ	-۲/۴	۰/۰۶	-۲/۱۵	۰/۱۰
سرعت هم‌گرایی	%۳۸		%۲۳	
آزمون سارگن	۲۷/۶	۰/۰۹	۲۷/۶	۰/۰۹
آزمون خودهمبستگی مرتبه اول	-۲/۱۵	۰/۰۳	-۲/۱۵	۰/۰۳
آزمون خودهمبستگی مرتبه دوم	-۱/۷۹	۰/۰۷	-۱/۷۹	۰/۰۷

ج۱. تخمین مدل پانل پویا بدون آثار فضایی با دو روش Diff-GMM و sys-GMM

	مقدار آماره	prob
آزمون موران	۰/۰۷۶	۰/۰۱

همچنین نتایج آزمون هم‌گرایی قیمت مسکن با استفاده از رویکرد داده‌های پانل پویای فضایی مدل SAR در جدول شماره ۳ نشان داده شده است. ضریب وقفه اول متغیر وابسته در هر دو روش بین صفر و یک است. بنابراین می‌توان گفت که هم‌گرایی شرطی قیمت مسکن بین شهرهای ایران برقرار است. در این مدل ضریب متغیر WPh در هر دو روش معنادار است. این بدان معنا است که آثار فضایی در این مدل وجود دارد و ضریب همبستگی در این تخمین‌ها برای هر دو روش به ترتیب برابر ۰/۴۸ و ۰/۵ است که مثبت است و نشان می‌دهد که وقتی قیمت مسکن در یک منطقه افزایش می‌یابد باعث افزایش قیمت مسکن در مناطق همسایه آن می‌شود.

[Downloaded from jhre.ir on 2026-11-13]
[DOI: DOI: 10.22034/41.180.43]

ج۳. نتایج تخمین مدل SAR پانل پویا با استفاده از دو روش Diff-GMM و sys-GMM

پارامترها	Diff-GMM	prob	System-GMM	prob
وقف اول متغیر وابسته	۰/۲۲	۰/۰۱	۰/۲۴	۰/۰۰
متغیر تعداد مجوزهای ساخت مسکن	۰/۲۱	۰/۰۰	۰/۲۲	۰/۰۰
متغیر درآمد	۰/۰۷	۰/۰۷	۰/۰۲	۰/۰۲
اثر فضایی متغیر وابسته	۰/۴۷	۰/۰۰	۰/۵	۰/۰۰
سرعت هم‌گرایی	%۵۱		%۴۲	
آزمون سارگن	۱۷۷	۰/۲۸	۲۳۰	۰/۰۵۲

همچنین نتایج آزمون هم‌گرایی قیمت مسکن با استفاده از رویکرد داده‌های پانل پویای فضایی مدل SDM در جدول شماره ۴ نشان داده شده است. ضریب وقفه اول متغیر وابسته در هر دو روش بین صفر و یک است. بنابراین می‌توان گفت که هم‌گرایی شرطی قیمت مسکن بین شهرهای ایران برقرار است. در این مدل ضریب متغیر آثار فضایی متغیر درآمد و متغیر تعداد مجوزهای ساخت مسکن در هر دو روش معنادار است. این بدان معنا است که آثار دوربین فضایی در این مدل وجود دارد. ضریب همبستگی در این تخمین‌ها برای هر دو روش به ترتیب برابر ۰/۴۸ و ۰/۵ است که مثبت است. این نشان می‌دهد که وقتی قیمت مسکن در یک منطقه افزایش می‌یابد باعث افزایش قیمت مسکن در مناطق همسایه آن می‌شود.

ج۴. نتایج تخمین مدل SDM پانل پویا با استفاده از دو روش Diff-GMM و sys-GMM

پارامترها	Diff-GMM	prob	System GMM-	prob
وقف اول متغیر وابسته	۰/۲۶	۰/۰۰	۰/۴۲	۰/۰۰
متغیر تعداد مجوزهای ساخت مسکن	۰/۱۷	۰/۰۰	۰/۱۵	۰/۰۰
متغیر درآمد	۰/۰۴	۰/۶۱	۰/۰۹	۰/۰۰
اثر فضایی متغیر C	۰/۳۷	۰/۰۰	۰/۳۸	۰/۰۰
اثر فضایی متغیر درآمد	۰/۱۷	۰/۰۷	−۰/۰۵	۰/۰۵
سرعت هم‌گرایی	%۳۴		%۱۳	
آزمون سارگن	۱۷۱/۱	۰/۴	۲۲۴/۴	۰/۰۹

برای بررسی اینکه کدام‌یک از مدل‌های تخمین فضایی مناسب است، از معیار تابع لگاریتم راست‌نمایی استفاده می‌شود. به این صورت که مدلی که دارای حداکثر راست‌نمایی باشد به‌عنوان مدل مناسب انتخاب می‌شود. جدول شماره ۵، مقدار تابع راست‌نمایی را برای روش‌های مختلف تخمین فضایی نشان می‌دهد. نتایج جدول نشان می‌دهد که مقدار تابع راست‌نمایی مدل SDM با استفاده از روش Diff-GMM دارای حداکثر مقدار است و درنتیجه مدل مناسبی است.

ج۵. مقادیر تابع راست‌نمایی برای هر یک از مدل‌های تخمین فضایی

مدل SDM	مدل SAR	مقادیر تابع لگاریتم راست‌نمایی
۹۲/۳۲	۹۱/۴	روش تخمین Diff-GMM
۸۱	۹۰/۱۰	روش تخمین sys-GMM

نتایج حاصل از آزمون‌های هم‌گرایی نشان می‌دهد که هم‌گرایی قیمت مسکن بین شهرهای کشور وجود دارد. این بدان مفهوم است که قیمت مسکن هر شهر به نقطه تعادلی با ثبات خود هم‌گرا می‌شود. این نتیجه تئوری اثر موجی را در هم‌گرایی قیمت مسکن مناطق تأیید می‌کند. این بدان مفهوم است که وقتی یک شوک قیمت مسکن به یکی از شهرهای ایران وارد می‌شود باتوجه‌به اثر موجی این شوک در قیمت مسکن دیگر شهرها اثر می‌گذارد و نهایتاً قیمت مسکن تمام شهرها در بلندمدت هم‌گرا می‌شوند.

نتیجه

هدف از این تحقیق بررسی هم‌گرایی قیمت مسکن در بین شهرهای ایران طی دوره ۱۳۷۹–۱۳۹۷ بوده است. در این مقاله بررسی فرضیه هم‌گرایی با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی فضایی و داده‌های پانل پویا صورت گرفت. درواقع از آزمون پانل پویا و پانل پویای فضایی برای بررسی هم‌گرایی استفاده گردید.

در ابتدا آزمون هم‌گرایی با استفاده از روش‌های پانل

[Downloaded from jhre.ir on 2026-11-13]
[DOI: DOI: 10.22034/41.180.43]

پویا بدون در نظر گرفتن آثار فضایی مورد آزمون قرار گرفت که نتایج این روش نشان‌دهنده وجود هم‌گرایی قیمت مسکن است. سپس با استفاده از آزمون موران وجود خودهمبستگی فضایی موردبررسی قرار گرفت که نتایج آزمون موران وجود خودهمبستگی فضایی را نمی‌توانست رد نمایید. درنهایت برای بررسی هم‌گرایی دو مدل فضایی SAR و SDM تخمین زده شد که در بین این دو مدل فضایی مدل SDM به دلیل وجود حداکثر تابع لگاریتم راست‌نمایی به‌عنوان مدل مناسب انتخاب شد. نتایج آزمون فرضیه هم‌گرایی با استفاده از این روش نشان می‌دهد که قیمت مسکن شهرها در بلندمدت به سمت یک مقدار تعادلی هم‌گرا هستند.

این نتیجه تئوری اثر موجی را در هم‌گرایی قیمت مسکن مناطق تأیید می‌کند. این بدان مفهوم است که وقتی یک شوک قیمت مسکن به یکی از شهرهای ایران وارد می‌شود باتوجه‌به اثر موجی، این شوک در قیمت مسکن دیگر شهرها اثر می‌گذارد و نهایتاً قیمت مسکن تمام شهرها در بلندمدت هم‌گرا می‌شوند. در چنین حالتی باتوجه‌به اینکه سیاست‌های برنامه‌ریزی منطقه‌ای آثار بلندمدت یکسانی برای همه مناطق دارد، سیاست‌گذاران اقتصاد کلان نمی‌توانند به‌طور مستقل قیمت‌های مسکن یک منطقه را کنترل نمایند. بااین‌حال، سیاست‌های برنامه‌ریزی هنوز بر مسیر کوتاه‌مدت قیمت‌ها مؤثر است.

پی‌نوشت

1. Meen (1999)
2. ripple effect
3. convergence
4. Holmes (2005)
5. Kim
6. Chien (2010)
7. Payne (2012)
8. Low of One Price (LOOP)
9. Samuelson (1948)
10. Rosen (1979)
11. Roback (1982)
12. Housing-consumption
13. Life-cycle model
14. Pollakowski and Ray
15. Arellano, Manuel and Stephen Bond (1991)
16. Blundell, R., Bond, S. (1998)
17. Anselin, L., (1998)
18. Yu, J.H. and Lee, L.F., (2012)

فهرست منابع

– اکبری، نعمت‌الله؛ مویدفر، رزیتا. (۱۳۸۳)، بررسی هم‌گرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۱۳، ۱۳-۱.

– اکبری، نعمت‌الله؛ توسلی، ناهید. (۱۳۸۷)، تحلیل تأثیر عوارض شهرداری‌ها بر قیمت مسکن: مطالعه موردی شهر اصفهان (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)، فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، دوره ۵، شماره ۱، ۶۴-۴۷.

– بهبودی، داود؛ فلاحی، فیروز؛ شیبائی، امینه. (۱۳۹۱)، بررسی هم‌گرایی بهره‌وری انرژی در منتخبی از کشورهای عضو OECD با رویکرد اقتصادسنجی فضایی، فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران، سال اول، شماره ۳، ۸۰-۵۷.

– خلیلی عراقی، سیدمنصور؛ مهرآرا، محسن؛ عظیمی، سیدرضا. (۱۳۹۱)، بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال ۲۰، شماره ۶۳، ۵۰-۳۳.

– سوری، امیررضا؛ حیدری، حسن؛ افضلی، حسین. (۱۳۹۱)، بررسی رابطه متغیرهای طرف تقاضا و عرضه بر بخش مسکن در ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال دوازدهم، شماره اول، ۱۴۰-۱۱۳.

– عسگری، علی؛ اکبری، نعمت‌الله. (۱۳۸۰)، روش‌شناسی اقتصادسنجی فضایی؛ تئوری و کاربرد، مجله پژوهشی علوم انسانی دانشگاه اصفهان، شماره ۱۲، ۱۲۲-۹۳.

– محمدزاده، پرویز؛ منصوری، مسعود؛ کوهی لیلان، بابک. (۱۳۹۱)، تخمین قیمت هدانیک ساختمان‌های مسکونی در شهر تبریز: با رویکرد اقتصادسنجی فضایی، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، سال ششم، شماره ۲، ۳۸-۲۱.

– ناجی میدانی، علی‌اکبر؛ فلاحی، محمدعلی؛ ذبیحی، مریم. (۱۳۸۹)، بررسی تأثیر پویای عوامل کلان اقتصادی بر نوسانات قیمت مسکن در ایران (۱۳۶۹ تا ۱۳۸۶)، مجله دانش و توسعه، سال ۱۸، شماره ۳۱، ۱۸۶-۱۶۰.

- Anselin, L. (1998). Spatial Econometrics: Methods

[Downloaded from jhre.ir on 2026-11-13]
[DOI: DOI: 10.22034/41.180.43]

and Models. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
Conley, T.G., Ligon, E., 2002. Economic distance and cross-country spillovers. J Econ Growth 7, 157-187.
- Arellano, M., and Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. The Review of Economic Studies, 58(2): 277-297.
- Blundell, R., Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data models. Journal of Econometrics, 87: 115-143.
- Canarella, G., Miller, S., & Pollard, S. (2012). Unit Roots and Structural Change: An Application to US House Price Indices. Urban Studies, 49(4), 757–776. https://doi.org/10.1177/0042098011404935.
- Chien. Mei-Se. (2010), Structural Breaks and the Convergence of Regional House Prices, J Real Estate - Finance Econ, no. 40, pp. 77-88.
- Gupta, R., Kabundi, A., and Miller, S, M. (2009), Forecasting the US Real House Price Index: Structural and Non-Structural Models with and without Fundamentals (December 28, 2009). Economic Modelling, July 2011, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=1529020.
- Holmes. M. J, Otero. J and Panagiotis's. T. (2011), Investigating Regional House Price Convergence in The United States: Evidence from a Pair-Wise Approach, Working paper 11-29. www.rcfea.org.
- Holmes. Mark J, (2005), How Convergent are Regional House Prices in the United Kingdom? Some New Evidence from Panel Data Unit Root Testing, Journal of Economic and Social Research, no.9, vol.1, pp.1-17.
- Holmes. M. J., and Grimes. (2005) A, Is there long-run convergence of regional house prices in the UK?, Motu Working Paper 05–11. Motu Economic and Public Policy Research. ISSN 1176-2667.
- Kim, Y S. (2011), Housing Price Convergence in Korea: Do Purchase Price and Jeonse Price Have in Common?, Korea and the World Economy, vol. 12, no. 1, pp. 211-238.
- Meen, G. (1999). Regional house prices and the ripple effect: a new interpretation, Housing Studies, 14, pp.733–753.
- Payne, James E. (2012), The Long-Run Relationship among Regional Housing Prices: An Empirical Analysis of the U.S, JRAP(The Journal of Regional Analysis & Policy), no. 42, vol.1, pp. 28-35.
Pollakowski, H., and Ray, T. (1997), ―Housing Price Diffusion Patterns at Different Aggregation Levels: An Examination of Housing Market Efficiency,‖ Journal of Housing Research, 8(1), pp. 107-124.
- Ray, A. and Ray, I. (2009), ―Stability of Housing Prices in Major US Cities: A Time Series Analysis of S&P/Case-Shiller Housing Price Indices, Journal of Money, Investment and Banking, 7, pp. 43-49.
- Roback, J. (1982), Wages, Rents and the Quality of Life, journal of Political Economy, no.90, pp. 1257-1278.
- Rosen, S. (1979), Wages-Based Indexes of Urban Quality of Life, in current issues, ed. By P. Mieszkowski and M. Straszheim, Baltimore: Johns
Hopkins University Press, pp. 74-104.
- Samuelson, Paul A. (1948), International Trade and Equalisation of Factor Prices. Economic Journal, 58(230), 163–184.
- Yu, J.H. and Lee, L.F. (2012). Convergence: A spatial dynamic panel data approach. Global Journal of Economics. No.1,pp. 36.
- Zhang, D. (2010), Testing Convergence on UK Regional House Prices: a Fractional Integration Approach, International Conference On Applied Economics – ICOAE 2010.

DOI: 10.22034/41.180.43

[Downloaded from jhre.ir on 2026-11-13]
[DOI: DOI: 10.22034/41.180.43]