فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ـ سال دهم ـ شماره اول ـ بهار ۱۳۸۹ ـ صفحات ۱۳۱-۱۱۳

تحلیل تسرّی نوسانات قیمت مسکن بین مناطق مختلف شهر تهران با استفاده از الگوی خود رگرسیون فضایی تلفیقی (SAR Panel) و الگوی تصحیح خطای برداری(VECM)

محمود متوسلی[۱]
شاپور محمدی[۲]
حسین درودیان[۳]

تاریخ دریافت: ۸۷/۱۰/۳۰ **تاریخ پذیرش: ۸۸/۱۲/۲۷**

چکیده

مطالعات بین المللی محدودی در خصوص بررسی ارتباطات درونی قیمتها در بازار های مسکن و انتقال نوسانات قیمت از یک (چند) ناحیه پیشرو به سایر مناطق (اثر موجی) انجام گرفته که غالب آنها مؤید وجود ارتباط قوی بین قیمتهای مسکن در مناطق مختلف متعلق به یک محدوده جغرافیایی می باشد.

دلایل توجیه کننده چنین رابطه‌ای، شامل تفاوتهای ساختاری بین مناطق مختلف بویژه در کیفیت و زمان بندی واکنش به شوکهای اقتصادی، وابستگی‌های اقتصادی موجود بین مناطق، امکان انتقال و جایگزینی تقاضای مسکن بین مناطق و عوامل اطلاعاتی می باشد.

مطالعه حاضر با بهره گیری از داده های فصلی قیمت مسکن در مناطق مختلف شهر تهران طی سالهای ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۵ در پی تحلیل این روابط در تهران و کشف الگوی احتمالی تسرّی قیمتها بین مناطق و جزئیات مربوط به آن است.

فرضیه مدل به وجود رابطه قوی قیمتی بین مناطق مجاور نسبت به مناطق دور دست و همچنین احتمال پیشگامی و پیشرانی قیمت در مناطق شمالی شهر و تأثیر با وقفه آن بر قیمت سایر مناطق اشاره دارد.

نتایج تخمین مدل خود رگرسیون فضایی مؤید وجود ارتباطات فضایی (منطقه ای) بین قیمتهای مسکن و تأثیر پذیری مناطق از یکدیگر به هنگام بروز نوسانات قیمت می باشد. نقش دو متغیر اقتصادی، شامل حجم حقیقی نقدینگی و شاخص حقیقی بورس نیز بر قیمتهای مسکن قابل توجه و معنی دار دیده می شود. نتایج حاصل از مدل تصحیح خطای برداری نیز با تأیید وجود رابطه قوی قیمتی بین مناطق همسایه بویژه در شمال شهر، بر نقش متمایز دو منطقه یک و بویژه دو در تأثیر بر قیمتهای دیگر مناطق (به ترتیب مناطق شمالی و مرکزی) تأکید نمود.

واژگان کلیدی: بازارهای منطقه‌ای مسکن، اثر موجی، مدل خود رگرسیون فضایی تابلویی، مدل تصحیح خطای برداری
طبقه بندی JEL : R31 , R12

---

۱. استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
motavaselim@yahoo/com
۲. استادیار دانشکده مدیریت دانشگاه تهران shmohamadi@gmail/com
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه تهران doroodian_h@yahoo/com

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

۱. مقدمه

با وجود تفاوت سطوح قیمت مسکن در مناطق مختلف موجود در یک محدوده جغرافیایی ، روند قیمتها و جهت نوسانات بین مناطق مشابهت زیادی دارد. در هر منطقه نیز بواسطه وقفه های موجود در عملکرد بازار مسکن و همبستگی سریالی بالای مشاهده شده در قیمتها، اثرگذاری مقادیر گذشته بر قیمتهای آتی، قوی و چشمگیر است. اما مسأله قابل توجه در اینجا، این است که آیا علاوه بر مقادیر گذشته قیمت در یک ناحیه و عوامل اقتصادی ، مقادیر با وقفه قیمت در سایر مناطق نیز می تواند بر شکل گیری قیمتها در یک منطقه مؤثر باشد؟ به عبارت دیگر، آیا نوسان قیمتهای مسکن در یک(چند) منطقه، می تواند موجد و تحریک کننده حرکات قیمت در دیگر مناطق باشد؟ این مقوله در ادبیات اقتصاد مسکن به اثر موجی یا اثر جنوب شرقی موسوم است[۱].

بر اساس مبانی نظری، تصور غالب در خصوص این پدیده، این است که جهت اثر موجی از مناطق پر رونق با سطح بالای فعالیت ساخت و ساز و خرید و فروش مسکن، به دیگر مناطق است. دلایل توجیه کننده نقش پیشران قیمتی این مناطق شامل تفاوت در ترکیب و تراکم عاملان فعال در بازار، وابستگی های متقابل اقتصادی بین مناطق و عوامل اطلاعاتی می باشد که در ادامه تشریح خواهد شد.

در ایران، با توجه به کارکرد ویژه بازار مسکن در شهر تهران از حیث سهم آن در تولید ملی مسکن(قریب به یک چهارم)[۲] و تقاضای فزاینده بواسطه تمرکز خانوارهای پر درآمد در این شهر، در کنار حجم بالای معاملات نسبت به سایر مناطق و سابقه نوسانات شدید قیمتی، توجه عمومی به کیفیت پویایی های قیمت در این کلان شهر معطوف می باشد.

در بین مناطق مختلف شهر تهران نیز نقش متمایز و پررنگ چند منطقه پررونق و پردرآمد شمالی با حجم بالای ساخت وساز و خرید وفروش، احتمال نقش پیشرو و پیشران قیمتی[۳] این مناطق را تقویت و به عنوان اولین فرضیه مطالعه حاضر مطرح می کند. همچنین با توجه به

---

1. Ripple Effect – SouthEast Effect

علت نامگذاری فوق، الگوی ویژه انتقال نوسانات قیمتها در انگلستان بوده که درآن نوسانات قیمتها ابتدا در شهرهای بزرگ ومناطق صنعتی واقع در جنوب شرقی این کشور آغاز شده و سپس به مناطق مرکزی و شمالی سرایت می کند/ ر/ ک به:

Meen,Geoffrey (1999) Regional House Price and Ripple Effect:A New Interpretation; Journal of Housing Studies, vol.14,No.6.

۲. گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی، سال ۱۳۸۴، جدول شماره۴۶.

۳. منظور از پیشروی قیمت یک منطقه تقدم صرف آن به هنگام بروز نوسانات و منظور از پیشرانی تأثیر علّی قیمت در منطقه پیشرو بر نوسانات قیمت دیگر مناطق است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

مکانیزم انتقال اطلاعات در درون یک محدوده شهری که عمدتاً تماس شخص به شخص[1] است[2]، فرضیه تسرّی قیمت بین مناطق مجاور و نزدیک به هم نیز به عنوان فرضیه دوم مطالعه حاضر قابل بررسی است. هدف مطالعه آزمون صحّت روابط فوق الذکر می باشد.

در ادامه، مبانی نظری در بخش دوم ارائه شده است که به طور خلاصه، ویژگی های بازار مسکن و اشارات آن در خصوص رابطه با وقفه قیمتی بین مناطق را مورد مطالعه قرار می دهد. بخش سوم به مرور ادبیات موضوع اختصاص یافته که شامل مطالعات خارجی صورت گرفته در این زمینه است. ارائه مدل و تخمین آن با استفاده از داده های شهر تهران در بخش چهارم مقاله مورد بحث قرار گرفته و بخش پایانی نیز به نتیجه گیری می پردازد.

۲.مبانی نظری

به طور کلی در یک بازار دارایی بدون اصطکاک و کارا ، قیمت انواع دارایی در مقابل شوکهای وارده به سرعت و به طور همزمان تعدیل می گردد. اما ناکارآیی بازار مسکن ناشی از ناهمگنی املاک، هزینه های مبادله بالا، رقیق(کم معامله)[3] بودن بازار(نسبت به دارایی‌های مالی)، عدم دسترسی سهل و سریع به اطلاعات، عدم تقارن وسیع اطلاعاتی، گران قیمت بودن مسکن به واسطه تقسیم ناپذیری آن و وجود موانع بوروکراتیک در فرایند نقل و انتقال، وقفه های متعددی را در روند انجام یک معامله سبب شده و امکان وجود رابطه با وقفه بین قیمتها را فراهم می آورد.

به طور خلاصه، دلایل نظری توضیح دهنده مسأله تسرّی قیمت بین مناطق را می توان بدین ترتیب بیان کرد:

۱-۲. *تفاوت مناطق در اثرپذیری از ادوار تجاری* : سیکل های تجاری معمولاً ابتدا مراکز با حجم بالای فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار می دهد. با توجه به وسعت بازار مسکن و پیوندهای وسیع و متقابل آن با غالب فعالیتها که رونق و رکود بازار مسکن و دیگر فعالیت‌ها در یک ناحیه را به طور چشمگیری همبسته می سازد، یک شوک اقتصادی کلان یا منطقه‌ای، ابتدا و با سرعتی بیشتر بازار مسکن در مناطق پررونق را متأثر ساخته و سپس آثار شوک با وقفه زمانی در سایر مناطق بروز می کند[4].

1.Person- to-Person

2. Pallakowski,Henry D/ and Ray,Tracis (1997) Housing Price Diffussion Patterns at Different Aggregation Levels:An Examination of Housing Market Efficiency; Journal of Housing Research , vol/8,No/1, pp/107/

3. Thin

4.Oikarinen, Elias(2006) The Diffusion of Housing Price Movements from Centre to Surrounding Areas; Journal of Housing Research, vol.15, Issue 1.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

۲-۲. *کیفیت ترکیب عاملان بازار:* بر اساس یک رویکرد، عاملان حاضر در هر بازار را به لحاظ اطلاعاتی می توان به دو گروه "مطلع" و"غیرمطلع"[1] تفکیک کرد.[2] اصطلاح غیر مطلع به عاملانی اشاره دارد که اطلاعات در دسترس عمومی را در اختیار نداشته و یا نمی دانند که آن اطلاعات چگونه سطح قیمت مسکن را متأثر می سازد. حال چنانچه بازار با شوکی مواجه گردد که منطقاً انتظار رود موجب افزایش قیمتها گردد، عاملان مطلع در این شرایط، تمایل به خرید مسکن حتی در قیمتهایی بالاتر از قیمت موجود داشته و یا قیمت درخواستی خود را برای املاک در معرض فروش افزایش می دهند. این خود به معنای تعدیل سریع قیمتهای بازار در مقابل مجموعه اطلاعاتی جدید است.

هر اندازه نسبت عاملان مطلع در بازار بیشتر باشد، واکنش قیمتها در برابر شوکهای وارده سریعتر خواهد بود. از این حیث، تمرکز فعالیت عمده سرمایه گذاران حرفه ای و مجرب بازارمسکن(عاملان مطلع) در مناطق پررونق و گران‌قیمت کلان شهرها، زمینه واکنش سریعتر قیمتها در این مناطق در مقابل واکنش کندتر قیمت در دیگر مناطق را فراهم می آورد.[3] بدین طریق، تفاوت اطلاعاتی ترکیب عاملان بازار موجب عدم تقارن در واکنش به شوکهای وارده می‌گردد.

۳-۲. *تلقی شاخص مرجع از شاخص قیمت مناطق پیشرو:* در مقایسه با بازار سهام، در بازار مسکن به واسطه ناهمگنی، کم بودن معاملات و عدم شفافیت اطلاعات قیمتی و دسترسی نامتقارن به این اطلاعات، عاملان فعال در بازار مسکن با مشکل حادتری در برآورد صحیح قیمت بنیادی[4] به هنگام خرید و فروش مواجه هستند. هر قدر بازار مسکن کوچکتر و به تبع تعداد معاملات کمتر باشد، شدت این مشکل بیشتر خواهد بود. در این شرایط، ممکن است عاملان جهت برآورد صحیح قیمت، روند قیمت مناطق پررونق و کانون توجه عمومی را در ذهن خود به عنوان روند صحیح ارزش بنیادین و به نوعی شاخص مرجع[5] تلقی کرده و عملاً به هنگام قیمت گذاری، روند قیمت آن مناطق را مبنای تعیین قیمت قرار دهند[6]. این مکانیزم از این جهت قابل توجه است که بر اساس آن ممکن است قیمتهای مسکن در برهه ای از زمان و در یک ناحیه، حتی بدون وجود شکاف بین عرضه و تقاضا افزایش یابد.

---

1. Informed and uninformed agents
2. Stiglitz,J. E and Grossman,S. J. (1976) Information and Competitive Price Systems; American Economic Review, vol.66, Issue 2, PP.248.
3. Oikarinen (2007).
4. Fundamental Value
5. Refrence Index
6. Ibid, PP.49

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

۴-۲. *مهاجرت و انتقال سرمایه:* این مورد به امکان مهاجرت خانوارها از مناطق اخیراً افزایش قیمت یافته به دیگر مناطق(پیرامون) با قیمتهای نسبی پایین تر و در نتیجه افزایش تقاضا و قیمت در این مناطق اشاره دارد. البته این آربیتراژ می تواند بدون انتقال فیزیکی و از طریق جریان تقاضای سوداگرانه سرمایه گذاران برای خرید ملک در مناطق پیرامون با توجه به کاهش قیمت نسبی و امید به افزایش آتی قیمت در این مناطق صورت گیرد[1].

درمقام مقایسه، دو استدلال اول، صرفاً ناظر به علل واکنش قیمتی سریعتر مناطق پیشرو بوده و حاکی از رابطه ای لزوماً علّی نیست؛ حال آنکه دو توجیه اخیر، اشاره به امکان افزایش قیمت در برخی مناطق به سبب افزایش در منطقه(مناطق) پیشران - و لذا رابطه ای علّی – دارد.

۳. مروری بر مطالعات انجام شده

تحقیقات صورت گرفته در این خصوص نسبتاً محدود بوده و صرفاً شامل مطالعات خارجی می‌باشد.

پالاکوفسکی و ری صرفاً با استفاده از قیمتهای مسکن در ۱۲۳ منطقه شهری بزرگ آمریکا، اقدام به تخمین خود رگرسیون برداری(VAR) به منظور کشف ارتباط قیمت در مناطق مختلف و بررسی کیفیت این روابط نمودند. فرضیه آنان در این مطالعه این بود که شوکهای قیمت مسکن در برخی مناطق به معنای گرنجری علت شوکهای بعدی قیمت در همان منطقه و دیگر مناطق بویژه نواحی همسایه هستند. نتایج مطالعه آنان نشان داد بیشترین تأثیر متقابل قیمتی، بین مناطق همسایه وجود دارد؛ به‌گونه ای که این اثرگذاری با دور شدن مناطق از یکدیگر، کاهش یافته و غیرمعنی دار می گردد (Pallakowski & Ray, 1997).

مین در مطالعه خود اقدام به آزمون پیشرانی قیمت مسکن در جنوب بریتانیا و تسری قیمت از این منطقه به سایر مناطق نمود. بنا بر فرضیه او، تغییرات قیمت مسکن در هر منطقه تحت تأثیر سه دسته عوامل قرار می گیرد: نخست، عوامل کلان اقتصادی که بین همه مناطق یکسان است؛ دوم، عوامل خاص اقتصادی موجود در هر منطقه و سوم، ارتباطات موجود بین قیمتها در بازارهای منطقه ای مسکن (اثر موجی). بر این اساس، وی با تعریف یک رابطه برای قیمت مسکن در سطح ملی و دو رابطه محلی برای جنوب و شمال بریتانیا، به اثرپذیری قیمت مسکن در شمال این کشور از مراکز بزرگ اقتصادی جنوب این کشور پرداخت. وی برای این آزمون از تخمین رگرسیون های به ظاهر نامرتبط(SUR) بهره برد که سه متغیر درآمد و نرخ بیکاری هر منطقه در کنار متغیر کلان نرخ بهره به عنوان متغیر توضیحی در رابطه هر منطقه گنجانده شدند. نتایج مدل، حاکی از تأثیر با وقفه

1. Meen (1999) PP.735.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

قیمتهای جنوب (مشخصاً لندن) بر قیمت مناطق شمالی بود. بر این اساس، قیمت مسکن در جنوب در برابر شوکهای وارده ناشی از سه متغیر تصریح شده، سریعتر واکنش نشان می دهد. همچنین حرکت متناسب قیمتها در جنوب و شمال در بلند مدت با وجود وقفه کوتاه مدت در واکنش به شوکها از سوی محقق، شاهدی دیگر بر وجود اثر موجی تفسیر شده است (Meen, 1999).

مطالعه ای مشابه توسط برگ در اقتصاد سوئد انجام شد که هدف آن نیز آزمون تاثیرگذاری تغییرات قیمت در استکهلم بر دو کلان شهر دیگر(مالمو و گوتنبرگ) و چهار ناحیه پیرامونی بود. برگ نیز رابطه تقدم-تأخر[1] تغییرات قیمت مسکن بین استکهلم و سه منطقه بزرگ شهری دیگر و همچنین سه ناحیه پیرامونی در سوئد را مورد مطالعه قرار داد. وی از نتایج تابع عکس العمل(IRF) در قالب یک الگوی VAR جهت حصول به نتیجه، بهره برد. نظیر مین، وی نیز تصریح درست مدل را نیازمند ورود فاکتورهای اقتصادی علاوه بر مقادیر قیمت مناطق دانسته و لذا متغیرهای مصرف و نرخ بیکاری را به عنوان متغیرهای درونزا و نرخ بهره حقیقی و تغییرات قیمت سهام را به عنوان فاکتورهای برونزا وارد مدل تصریحی نمود. در نهایت، نتایج تخمین بیان داشت که تغییرات قیمت مسکن در استکهلم با یک وقفه، علت گرنجری تغییرات قیمت در مالمو، گوتنبرگ و چهار ناحیه محلی دیگر است ولی رابطه عکس از دیگر مناطق به استکهلم وجود ندارد (Berg, 2002).

اویکارینن نیز جهت آزمون رابطه تقدم-تأخر بین قیمتهای مسکن در مناطق مختلف فنلاند (شامل سه ناحیه هلسینکی، نواحی پیرامون آن، دیگر مراکز ایالات و نواحی پیرامون دیگر مراکز ایالات) با محوریت نقش پیشرو هلسینکی، اقدام به آزمون علیت گرنجر بر اساس الگویVECM کرد. وی نیز نظیر پالاکوفسکی و ری و بر خلاف مین و برگ، هیچ متغیر اقتصادی را در برآورد مدل مورد استفاده قرار نداده است. اما نتایج تخمین بر خلاف فرضیه حاکی از تأثیر مناطق پیرامونی هلسینکی بر مرکز این شهر و نه به عکس بوده است. وی این نتیجه را به ماهیت بسیار کشش ناپذیر عرضه مسکن در هلسینکی حتی در بلندمدت منتسب کرده است. البته بر اساس نتایج، تغییرات قیمت هلسینکی، علت گرنجری تغییرات قیمت در دیگر مراکز بزرگ شهری فنلاند تشخیص داده شده است. نتیجه جالب توجه دیگر مطالعه، وجود رابطه هم انباشته کننده بین قیمتهای مسکن درهر مرکز ایالت با قیمتهای مناطق حومه ای آن است که رابطه مذکور با دور شدن شهرها از یکدیگر به تدریج تضعیف می شود (Oikarinen, 2006).

مطالعه اویکارینن و همچنین پالاکوفسکی و ری را می توان به واسطه عدم لحاظ متغیرهای توضیحی اقتصادی در تحلیل و تخمین روابط مورد انتقاد قرار داد؛ زیرا به هر حال قیمت مسکن به عنوان یک متغیر اقتصادی در رابطه با شاخص های بخشی و کلان اقتصادی قرار داشته و حتی با

1.Lead-Lag Relationship

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

وجود شناسایی نقش پیشران قیمتی در مناطقی خاص و تأثیر آنها بر روند حرکتی دیگر مناطق، حرکات قیمت مناطق پیشرو نیز تحت تأثیر فاکتورهای بنیادین مؤثر بر بازار مسکن قرار دارد. لذا مدل قیمت منطقه ای مسکن که صرفاً با استفاده از مقادیر قیمت در سایر مناطق تصریح و مورد تخمین قرار گرفته باشد، قاعدتاً دچار تورش تصریح می باشد.

۴. داده های آماری و تخمین مدل

با توجه به اینکه هدف مطالعه، تحلیل روابط قیمتی بین مناطق مختلف شهر تهران می‌باشد، رهیافت اقتصاد سنجی فضایی، کارا ترین شیوه های موجود جهت تخمین مدل مورد نظر و حصول نتایج را ارائه می کند. مدل مورد استفاده در این چارچوب، «خودرگرسیون فضایی تابلویی» (SAR Panel) با اثرات ثابت منطقه ای[1] می باشد. عبارت خودرگرسیون فضایی در اینجا، اشاره به تأثیر پذیری قیمت در هر منطقه از وقفه های مکانی (قیمت در سایر مناطق) دارد. همچنین تخمین مدل روی داده های تابلویی و با لحاظ اثرات ثابت منطقه ای انجام می گیرد که بیانگر فرض مدل مبنی بر وجود ویژگی های خاص هر منطقه در روند شکل گیری قیمتهای آن است.

همچنین با توجه به استفاده وسیع مطالعات مشابه خارجی از الگوهای خودرگرسیون برداری (VAR) و تصحیح خطای برداری(VECM) در تحلیل ارتباطات منطقه ای قیمت مسکن و فراهم شدن امکان بهره گیری از دو ابزار سودمند تجزیه واریانس و تابع کنش- واکنش جهت تحلیل جزئیات روابط در چارچوب الگوهای مذکور، علاوه بر تخمین مدل خودرگرسیون فضایی، برآورد مدل با استفاده از الگوهای مذکور نیز انجام گرفته و نتایج حاصل از آن نیز ارائه می گردد.

برآورد مدلهای مذکور در این بخش با استفاده از داده های فصلی قیمت مسکن در مناطق ۲۰ گانه شهر تهران طی سالهای ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۵ انجام می گیرد.[2] در بین متغیرهای توضیحی وارد شده در مدل، از مقادیر نقدینگی و شاخص قیمت مصالح ساختمانی به صورت مقادیر آنها در پایان هر فصل و از داده های نرخ ارز و شاخص بورس به صورت میانگین سه ماهه (هرفصل) استفاده شده است/ کلیه داده ها با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در استان تهران، تورم زدایی شده و لذا تحلیل صرفاً بر اساس متغیرهای حقیقی انجام می گیرد[3].

---

1. Spatial AutoRegressive Model on Panel data with Fixed Effect

۲. به علت سابقه کوتاه تشکیل مناطق ۲۱ و ۲۲ و نبود داده های سری زمانی مربوط به آنها تخمین مدل روی مناطق ۲۰ گانه انجام می گیرد.

۳. منبع داده های مورد استفاده مربوط به قیمت مسکن، وزارت مسکن و شهرسازی (دفتر برنامه ریزی و اقتصادمسکن) بوده و سایر داده ها از گزارش های بانک مرکزی اخذ شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

البته لازم است پیش از برآورد مدل به برخی محدودیت های مربوط به داده ها و تحلیل نتایج اشاره شود. با وجود استفاده از داده های فصلی برای قیمت مسکن، ممکن است این داده ها بطور کاملاً دقیقی کیفیت تسرّی قیمت بین مناطق مختلف را نمایان نکند؛ زیرا انتقال نوسانات قیمتها بین مناطق، می تواند در مدتی کمتر از سه ماه و در درون یک فصل رخ داده باشد که در این شرایط، داده های فصلی، توانایی توضیح الگوی قیمتی مذکور را نخواهد داشت. علاوه بر این، با وجود تصریح مقادیر قیمت در مناطق مختلف، باید توجه داشت که املاک موجود در درون هر یک از مناطق ۲۰گانه نیز قاعدتاً دارای ناهمگنی قیمتی بوده و ممکن است روند قیمت در هر یک از زیر منطقه‌های موجود در یک منطقه، متفاوت از سایر زیرمناطق باشد؛ حال آنکه مقادیر موجود و مورد استفاده مربوط به قیمت مناطق، در حقیقت میانگین قیمت در این زیر منطقه های ناهمگن است. بنابراین، نتایج تخمین مربوط به یک منطقه، ممکن است صرفاً ناشی از رفتار قیمت در محدوده ای خاص از آن منطقه بوده باشد.

نکته قابل ذکر دیگر در مقایسه مطالعات ذکر شده با مطالعه حاضر، آن است که مطالعات انجام شده قبلی صرفاً در محدوده های جغرافیایی بزرگ (ملی و استانی) انجام شده اند که ممکن است استفاده از همین رویکرد برای محدوده جغرافیایی محدود و پیوسته ای نظیر شهر تهران جای تأمل باشد/ با وجود این، برخی محققان احتمال بروز رابطه متقابل قیمت مسکن در مناطق جغرافیایی محدود و نزدیک به هم را محتمل تر می دانند؛ زیرا ملکهای موجود در این مناطق، جانشین های نزدیکی برای یکدیگر محسوب می شوند.[1]

۱-۴. برآورد مدل

الف) مدل خودرگرسیون فضایی

مدل خودرگرسیون فضایی به صورت تئوریک به شکل زیر تصریح می شود:

$$y = \rho W_y + X\beta + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

که در آن $y: n \times 1$ بردار متغیرهای وابسته، $X: n \times k$ ماتریس داده های متغیرهای توضیحی و $W: n \times n$ ماتریس وزنی فضایی[2] شامل فواصل استاندارد شده هر منطقه از سایر مناطق است. ρ در اینجا ضریب فضایی[3] نام دارد که رد یا عدم رد فرضیه وابستگی قیمتی بین بازار مسکن

1. Oikarinen, (2007) PP/42/
2. Spatial Weight Matrix
3. Spatial Coefficient

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

در مناطق مختلف و شدت و کیفیت آن منوط به برآورد و استنباط آماری حاصل از این ضریب است.

متغیرهای توضیحی تصریح شده در ماتریس X برای کلیه مناطق یکسان بوده، بردار ضرایب آن (β) نیز توسط مدل برآورد می گردد. دقت شود که معادله فوق بدون جزء فضایی(ρW_y) یک مدل تابلویی خودرگرسیون برداری می باشد.

با وجود اینکه هدف مطالعه، تحلیل فضایی ارتباط قیمتی بازارهای منطقه ای مسکن می باشد در اینجا از متغیرهای اقتصادی نیز به عنوان متغیر توضیحی در برآورد مدل استفاده می شود. البته در تخمین های فضایی، ورود متغیرهای کلی(متغیرهای دارای مقادیر یکسان برای همه مکان ها) چندان متداول نیست اما به هر حال با توجه به اینکه در تحلیل کنونی علاوه بر اثرات فضایی، اثرات زمانی (وقفه های زمانی) قیمت مناطق بر یکدیگر نیز طی دوره ذکر شده مورد توجه و تحلیل قرار می گیرد، برآورد رابطه قیمت بدون تصریح کلیه متغیرهای تعیین کننده قیمت در یک روند زمانی و تخمین مدل صرفاً با استفاده از مقادیر قیمت مناطق چنانکه ذکر شد، می تواند منجر به خطای تصریح مدل گردد.

بر این اساس، متغیرهای توضیحی تراز حقیقی نقدینگی، شاخص قیمت حقیقی مصالح در استان تهران، نرخ ارز حقیقی، شاخص حقیقی بورس اوراق بهادار تهران (به عنوان بازارهای رقیب مسکن در جذب نقدینگی) و مقادیر گذشته قیمت هر منطقه (خودرگرسیون زمانی) در مدل تصریح می شود.

انتظار می رود متغیر وابسته (قیمت حقیقی یک متر مربع واحد مسکونی در مناطق ۲۰ گانه شهر تهران) با حجم نقدینگی، قیمت مصالح و مقادیر گذشته قیمت مناطق، به طور مثبت و با نرخ ارز و شاخص بورس بطور منفی مرتبط باشد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

نتایج

تخمین مدل چنانکه ذکر شد با استفاده از اثرات ثابت فضایی انجام گرفته که بدین ترتیب، اثرات ناشی از داده های تابلویی در کنار آثار مکانی (فضایی) و زمانی (مقادیر گذشته قیمت) داده ها در مدل لحاظ شده است.

جدول۱. نتایج تخمین خودرگرسیون فضایی تابلویی(SAR-Panel)

متغیر توضیحی	ضرایب	t-stats	p-value
(MM)نقدینگی	۰/۰۰۰۸	۳/۸۱	۰/۰۰۰۱۴
(SPI) شاخص قیمت سهام	۰/۰۳۳	۴/۵۹	۰/۰۰۰۰
P(t-1)	۰/۸۶۱	۵۰/۶۰	۰/۰۰۰۰
spatial coefficient	۰/۱۵۶	۵/۶۵	۰/۰۰۰۰
^{۲}R	۰/۹۵۷		
-Adj^{۲}R	۰/۹۵۶		
F-stat	۳۸۱/۷		
log-likelihood	-۳۴۵۱/۰۲		

نتیجه تخمین، بیانگر مثبت و معنی دار بودن ضریب فضایی (ρ) می باشد که بر اساس آن، وجود روابط متقابل مثبت و انتقال نوسانات قیمتها بین مناطق مختلف تهران تأیید می گردد. مطابق فرض مدل و بر اساس نتایج حاصله، رابطه منطقه ای قیمت به گونه ای است که با دور شدن مناطق از یکدیگر از شدت وابستگی قیمتی کاسته می شود (جدول یک پیوست).

در بین متغیرهای توضیحی نیز تأثیر سه متغیر قیمت حقیقی مسکن در دوره قبل، تراز حقیقی نقدینگی (به طور مثبت) و شاخص حقیقی بورس (به طور منفی) بر قیمتهای مسکن معنی دار شناخته شد. خود همبستگی (زمانی) بالا در قیمتهای مسکن مورد اشاره، غالب مطالعات انجام شده در این حوزه بوده است.[1] معنی دار بودن عامل نقدینگی نیز حاکی از تأثیر سیاست‌های پولی و کارکرد نقدینگی سوداگر در بروز نوسانات قیمت مسکن می باشد. رابطه منفی شاخص قیمت بورس و قیمتهای مسکن را نیز می توان ناشی از تعامل اجزاء سبد دارایی سرمایه گذاران و رقابت دو بازار سرمایه و مسکن در جذب

1. Mankiw&Weil(1984) Case&Shiller(1989); Capozza et al. (2002); Chen &Pate l(1998); Johnstone &Watuwa(2007)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

نقدینگی دانست[1]. در این بین، متغیرهای شاخص قیمت حقیقی مصالح و نرخ ارز با وجود صحت علامت ضرایب، به علت غیر معنی دار بودن در مدل اولیه از تخمین نهایی کنار گذاشته شدند.

ب)مدل تصحیح خطای برداری (VECM)

همان طور که ذکر شد، به کارگیری مدل VECM بیشتر با انگیزه بهره‌گیری از ابزار تجزیه واریانس و تابع کنش- واکنش صورت می گیرد.

در ابتدا با توجه به محدودیت دوره زمانی داده ها و کثرت پارامترهای برآوردی، اقدام به بلوک بندی (خوشه بندی)[2] مناطق می نماییم. برای این منظور، از ضرایب همبستگی جزئی متقاطع[3] بین قیمت مناطق استفاده می شود که بر طبق آن، مناطق بر حسب مشابهت نسبی رفتار قیمت مسکن در آنها در یک طبقه قرار داده می شوند. به عبارت دیگر، بین مناطق قرار گرفته در هر بلوک در مقایسه با دیگر مناطق، بالاترین درجه همبستگی جزئی وجود دارد[4].

بر این اساس، مناطق در چهار بلوک زیر طبقه بندی شده و تخمین مدل به صورت جداگانه برای هر یک صورت می گیرد.

جدول۲. بلوک بندی مناطق

بلوک ها	مناطق
بلوک اول	۱،۲،۳،۴،۵،۶،۷،۸
بلوک دوم	۹،۱۷،۱۸
بلوک سوم	۱۰،۱۱،۱۲،۱۳،۱۴
بلوک چهارم	۱۵،۱۶،۱۹،۲۰

اما با توجه به استفاده از داده های تابلویی، به منظور آزمون مانایی داده های قیمت مسکن، از آزمون مانایی گروهی(تابلویی) استفاده می شود. فرضیه صفر در هر سه آزمون انتخاب شده، مانایی گروه متغیرها می باشد که نتایج در هر چهار بلوک، نشان دهنده وجود ریشه واحد در سطح و مانا شدن متغیرها در تفاضل مرتبه اول است. در جدول ۳ مقادیر آماره آزمون و ارزش P ارائه شده است.

1. chen&Patel(1998); Abelson et al.(2005)
2. Clustering
3. Cross-Partial Correlation
۴. نگاه کنید به جدول ضرایب همبستگی جزئی در پیوست ۲.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

جدول۳ . نتایج آزمون مانایی گروهی

		سطح		تفاضل	
	روش	stat	P-value	stat	P-value
بلوک اول	Levin, Lin & Chu t*	۱/۹	۰/۹۷	-۱۵/۶۵	۰
	ADF - Fisher Chi-square	۱۰/۷	۰/۸۲	۳۵۷/۹	۰
	PP - Fisher Chi-square	۹/۹۹	۰/۸۶	۴۴۱/۳	۰
بلوک دوم	Levin, Lin & Chu t*	۱/۱۸	۰/۸۸	-۱۳/۴۲	۰
	ADF - Fisher Chi-square	۷/۵	۰/۸۱	۲۱۰	۰
	PP - Fisher Chi-square	۹/۳	۰/۶۷	۲۹۴/۴	۰
بلوک سوم	Levin, Lin & Chu t*	-۰/۷۱	۰/۲۳	-۱۲/۲۵	۰
	ADF - Fisher Chi-square	۶/۶۴	۰/۱۵	۲۸۱/۷	۰
	PP - Fisher Chi-square	۵/۸۲	۰/۲۱	۳۲۶/۲۱	۰
بلوک چهارم	Levin, Lin & Chu t*	-۰/۱۵	۰/۴۴	-۵۹/۴	۰
	ADF - Fisher Chi-square	۳/۱	۰/۵۳	۱۲۸/۴	۰
	PP - Fisher Chi-square	۳/۲۴	۰/۵۹	۱۲۷/۸۵	۰

با توجه به نتایج آزمون مانایی که مؤید وجود ریشه واحد در مقادیر قیمت مسکن می‌باشد، ادامه تحلیل، نیازمند انجام آزمون هم انباشتگی با هدف بررسی وجود رابطه(روابط) هم انباشته کننده و تعیین تعداد آنهاست. اهمیت آزمون هم انباشتگی به هنگام تخمین مدل خودرگرسیون برداری (VAR) از آن جهت است که چنانچه متغیرهای نامانای موجود در مدل VAR هم انباشته تشخیص داده شوند، آنگاه شیوه صحیح تخمین ، استفاده از مدل تصحیح خطای برداری(VECM) خواهد بود. در واقع، مدل VECM عبارت است از تخمین VAR روی مقادیر تفاضل گیری شده متغیرها به علاوه افزودن یک جزء تصحیح خطا به متغیرهای توضیحی که شامل باقیمانده های رابطه هم انباشته کننده می باشد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

در اینجا از تکنیک جوهانسون به منظور آزمون وجود روابط هم انباشته کننده بلندمدت و تعداد آنها در هر بلوک استفاده می شود.

جدول۴:آزمون هم انباشتگی جوهانسون-بالاترین مقدار ویژه

بلوک	فرضیه صفر	فرضیه آلترناتیو	آماره	مقداربحرانی(۵٪)
۱	۰r=	۱r=	۳۱۸/۶۳	۱۸۷/۴
	۱r<=	۲r=	۲۳۲/۶۷	۱۵۰/۵۵
	۲r<=	۳r=	۱۷۰/۳۱	۱۱۷/۷
	۳r<=	۴r=	۱۱۷/۳۱	۸۸/۸
	۴r<=	۵r=	۷۶/۱۸*	۶۳/۸۷
	۵r<=	۶r=	۴۱/۹۷	۴۲/۹۱
۲	۰r=	۱r=	۱۵۵/۲۹	۱۱۷/۷
	۱r<=	۲r=	۹۷/۴۲*	۸۸/۸
	۲r<=	۳r=	۶۱/۳۳	۶۳/۷۸
۳	۰r=	۱r=	۳۱/۵۳*	۲۵/۷۸
	۱r<=	۲r=	۹/۲۸	۱۲/۵۱
۴	۰r=	۱r=	۹۴/۷۸	۶۳/۸۷
	۱r<=	۲r=	۵۶/۷۳	۴۲/۹۱
	۲r<=	۳r=	۲۶/۰۴	۲۵/۸۷
	۳r<=	۴r=	۴/۲۴	۱۲/۵۱

بر اساس نتایج در بلوک اول ۵، در بلوک دوم ۲، در بلوک سوم ۱ و در بلوک چهارم ۳ رابطه هم‌انباشته کننده شناخته شده است. متفاوت بودن تعداد روابط در هر بلوک، ناشی از تفاوت در تعداد مناطق موجود در آن است.

با توجه به نتایج حاصل شده از آزمون مانایی و هم انباشتگی که حاکی از هم انباشتگی متغیرها با وجود دارا بودن ریشه واحد می‌باشد، روش صحیح تخمین چنانکه ذکر شد استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

تعیین تعداد وقفه های بهینه با توجه به تمایل تحقیق به رعایت اصل اختصار، به منظور حفظ درجات آزادی بر اساس معیار شوارتز انجام می گیرد.

جدول۵. مقادیر آماره شوارتز جهت تعیین وقفه بهینه

طول وقفه	بلوک ۱	بلوک ۲	بلوک ۳	بلوک۴
۱	۴۸/۸۵	۲۳/۹۳*	۱۸/۸۴*	۱۸/۴۲*
۲	۴۷/۶۴*	۲۴/۷۸	۱۵/۰۰	۱۹/۰۸
۳	۴۹/۸۴	۲۵/۹۸	۱۵/۲۶	۱۹/۸۸
۴	۵۰/۷۶	۲۷/۳۹	۱۵/۷۲	۲۰/۵۸
۵	۴۷/۶۹	۲۷/۹۲	۱۶/۲۹	۲۰/۹۴

بر اساس نتایج، به غیر از بلوک اول که دو وقفه بهینه برای آن شناخته شده، تعداد وقفه بهینه در سه بلوک دیگر یک وقفه در نظر گرفته می شود.

تخمین

همان طور که ذکر شد، چهار مدل VECM در اینجا مورد تخمین قرار می گیرد. علاوه بر مقادیر قیمت حقیقی مسکن در مناطق که در تخمین هر بلوک به عنوان متغیر درونزا لحاظ شده ، سه متغیر اقتصادی تراز حقیقی نقدینگی ، شاخص حقیقی قیمت مصالح ساختمانی در استان تهران و شاخص حقیقی قیمت بورس اوراق بهادار تهران نیز به عنوان متغیرهای برونزا در مدل وارد می‌گردند.

اما بلوک‌بندی مناطق تخمین را با این مسأله رو به رو می‌سازد که در این چارچوب، آزمون فرضیه تحقیق در خصوص نقش پیشرو قیمتی مناطق شمالی و تأثیرگذاری آن بر قیمت در سایر مناطق، امکان پذیر نمی باشد. برای رفع این مسأله متغیر قیمت در مناطق ۱،۲و۳ (مناطق احتمالی پیشرو) به عنوان متغیر برونزا در تخمین بلوک های ۲ تا ۴ نیز وارد می گردد.

نتایج تخمین مدل تصحیح خطای برداری در جداول زیر ارائه شده است که در هر ردیف، ضرایب حاصل از برآورد هر یک از متغیرهای وابسته (متغیرهای حاضر در ستون سمت چپ) ارائه شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

از آنجا که در مدلهای VAR به واسطه هم خطی بالای بین متغیرها و درجه آزادی نسبتاً پایین ناشی از کثرت پارامترها، آماره t معیاری مناسب برای تحلیل نتایج نمی باشد، از دو ابزار تجزیه واریانس و تابع عکس العمل جهت تبیین تأثیر متغیرها استفاده می گردد.

تجزیه واریانس، بیان می‌کند چند درصد از نوسانات متغیر وابسته به وسیله نوسانات هر یک از متغیرهای توضیحی (درونزا) قابل تبیین است. در جداول ۶ تا ۹ کل نوسانات قیمت حقیقی در هر منطقه، به تأثیر هر یک از مناطق دیگر و همچنین مقادیر گذشته قیمت همان منطقه تجزیه شده است.

جداول۹-۶. نتایج تجزیه واریانس در چهار بلوک (درصد)

مناطق	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸
۱	۵۶/۵	۱۶	۸/۴	۲/۸	۳/۷	۵/۶	۳/۸	۳/۵
۲	۱۶/۲	۴۹	۲/۷	۱۱/۶	۲/۶	۰/۶۷	۵/۱	۱۲/۱
۳	۹/۱	۸/۶	۴۷/۷	۱۳/۶	۳/۳	۴/۵	۱۱/۱	۳
۴	۲۵/۵	۱۳/۵	۱/۴	۳۹	۱/۳	۰/۲	۱	۱۶/۳
۵	۱۴/۸	۲۶/۳	۱۷/۴	۶	۳۰	۲/۸	۲/۱	۰/۶۳
۶	۲۶/۷	۱۹/۷	۲/۹	۱۷/۵	۲/۵	۱۴/۵	۸/۸	۷/۲
۷	۲۱/۷	۱۸/۵	۱/۲	۳/۸	۲/۳	۶/۷	۳۸/۴	۷
۸	۲۸/۲	۲۱/۴	۱	۲۲/۱	۱/۴	۰/۷	۳/۱	۲۲/۳

مناطق	۱	۲	۳	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴
۱۰	۷	۳۷	۳	۲۴/۳	۰/۵	۰/۷۱	۲/۴	۴
۱۱	۱	۵۲/۷	۱/۲	۷/۵	۲۳/۷	۰/۹	۰/۵	۳/۷
۱۲	۱/۸	۴۵/۵	۲/۸	۰/۶	۱	۳۷	۰/۱	۱/۴
۱۳	۰/۹	۲۹/۶	۳/۷	۱۰/۴	۱۸/۳	۵/۳	۲۰/۵	۴/۵
۱۴	۱۰/۱	۳۰/۴	۳/۳	۲۲/۲	۱/۳	۰/۴	۱/۹	۲۳/۳

مناطق	۱	۲	۳	۹	۱۷	۱۸
۹	۱۰	۳۴/۸	۲/۴	۴۵/۵	۱/۵	۱/۱
۱۷	۴/۲	۲۵/۳	۰/۶	۱۱/۹	۵۵/۸	۰/۴۶
۱۸	۴/۱	۵۱/۴	۲/۲	۸/۱	۰/۴	۲۹/۱

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

مناطق	۱	۲	۳	۱۵	۱۶	۱۹	۲۰
۱۵	۹/۷	۲۲/۳	۴/۷	۴۵/۵	۵/۳	۲/۴	۰/۲
۱۶	۷/۵	۲۱/۹	۴/۴	۶/۸	۴۱/۹	۷/۹	۶/۷
۱۹	۸/۲	۱۹/۵	۳/۶	۸/۷	۳	۳۹/۹	۲/۳
۲۰	۱۰/۹	۲۳/۴	۶/۱۵	۲/۵	۴/۹	۳/۵۳	۳۵/۶

– *بلوک اول* : در بلوک اول، نقش مناطق ۱و۲ برجسته و توضیح دهنده بخش قابل توجهی از نوسانات قیمتی سایر مناطق است؛ هرچند تأثیر منطقه ۱ بیشتر و متمایزتر از منطقه ۲ است. صرفاً در منطقه ۵ که دارای مرز همسایگی قابل توجهی با منطقه ۲ می‌باشد، اثرگذاری منطقه ۲ بیش از منطقه ۱ مشاهده می شود.[۱] همچنین رابطه نزدیک دو منطقه ۴ و ۸ نیز با توجه به همسایگی وسیع آنها جالب توجه بوده که جهت تأثیر از ۴ به ۸ شدیدتر است. در مقام مقایسه، نقش منطقه ۳ در توضیح نوسانات قیمتی دیگر مناطق، علی رغم موقعیت آن در مرکز مناطق و سطوح بالای قیمت در آن، به طور چشمگیری ضعیف تر از دو منطقه ۱و۲ مشاهده می شود.

– *بلوک دوم*: نکته قابل توجه در نتایج حاصل از تخمین این بلوک (شامل سه منطقه واقع در جنوب غربی شهر) نقش و تأثیر چشمگیر منطقه ۲ بر نوسانات قیمت این مناطق می باشد. در بین مناطق واقع در بلوک نیز تأثیرگذاری منطقه ۹ قویتر می باشد که نظیر رابطه بین دو منطقه ۴ و ۸ در بلوک اول، جهت تأثیرگذاری از همسایه شمالی به جنوبی است.

– *بلوک سوم*: تأثیر شدید منطقه ۲ بر مناطق این بلوک (مرکز شهر) نیز بسیار جالب توجه است به گونه ای که سهم این منطقه در توضیح نوسانات بیش از مقادیر باوقفه قیمت در خود مناطق است. وضعیت اثرگذاری دو منطقه ۱و۳ در مقایسه با منطقه۲ کاملاً ضعیف و محدود دیده می شود. رابطه قیمتی بین مناطق همسایه نیز در این بلوک تا حدودی ضعیف به نظر می رسد.

–

– *بلوک* چهارم: نتایج، بیان کننده کاهش در شدت اثر گذاری منطقه۲ بر مناطق واقع در این بلوک (مناطق جنوب تهران) در مقایسه با سایر مناطق است. تأثیرگذاری مناطق ۱و۳ نیز همچنان محدود و وابستگی قیمتی بین مناطق همسایه نیز چندان قابل توجه نمی باشد.

در مجموع نتایج به دست آمده از تجزیه واریانس در کل مناطق را می توان چنین برشمرد:

۱. نگاه کنید به نقشه محدوده مناطق شهر تهران

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

۱. اثرگذاری قیمتهای دو منطقه۱و۲ به طور مشهودی متمایز از سایر مناطق است. در این بین، تأثیر منطقه۱ عمدتاً بر مناطق شمالی و منطقه۲ بر مناطق مرکزی مشاهده می شود. از نظر الگوی تأثیر چنین به نظر می رسد که با حرکت از این دو منطقه به سمت مناطق جنوبی شهر، از نقش پیشرو قیمت در این دو منطقه کاسته می شود. موقعیت خاص منطقه۲ ناشی از وسعت و امتداد زیاد آن در کنار همسایگی آن با هفت منطقه، احتمالاً بر بروز این نتیجه مؤثر بوده است.

۲. نقش منطقه۳ در توضیح نوسانات قیمت سایر مناطق به عکس فرضیه ابتدایی، ضعیف و دور از انتظار بوده است.

۳. وابستگی قیمتی و تسرّی نوسانات قیمت بین مناطق همسایه قابل تأیید است؛ اگرچه این وابستگی در مناطق جنوبی ضعیف تر از شمال شهر می باشد. این امر ممکن است ناشی از جریان سریع و قویتر اطلاعات در مناطق شمالی به سبب رونق نسبی ساخت و ساز و انجام معاملات بیشتر در مناطق شمالی در مقایسه با مناطق جنوبی بوده باشد.

۴. الگوی انتقال نوسانات بین مناطق همسایه عمدتاً از همسایه شمالی بلوک به همسایه جنوبی بوده و اثرگذاری قابل ذکری از جنوب به شمال مشاهده نشد.

منتخب نمودارهای تابع کنش- واکنش نیز در پیوست قابل مشاهده است.

۵. جمع بندی و نتیجه گیری

هدف اصلی این مطالعه بررسی و تبیین مسأله تسری نوسانات قیمت مسکن در ۲۰ منطقه شهر تهران بوده است. عمده توجه تحقیق، معطوف به تحلیل دو فرضیه اثرگذاری قیمت مناطق شمالی بر سایر مناطق و ارتباط نزدیک قیمتی بین مناطق مجاور، اختصاص یافته است. مبانی موجود تئوریک، چنین رابطه ای را به امکان جانشینی مسکن در مناطق مختلف ، بویژه مناطق نزدیک به هم، برای متقاضیان، پیشگامی برخی مناطق در واکنش به شوک های اقتصادی به واسطه نوع خاص فعالیت‌ها و ترکیب عاملان بازار و عوامل اطلاعاتی منتسب می‌کند.

به منظور دستیابی به اهداف ، دو مدل اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری فضایی روی داده های تابلویی و تصحیح خطای برداری به کار گرفته شده که در آنها علاوه بر قیمت حقیقی مسکن در مناطق، از مقادیر حقیقی متغیرهای اقتصادی حجم نقدینگی، شاخص بورس، قیمت مصالح ساختمانی و نرخ ارز (صرفاً در مدل فضایی) بهره گرفته شده است.

نتایج تخمین خود رگرسیون فضایی، حاکی از معنا دار بودن ضریب فضایی است که این به معنای تأیید وجود ارتباط قیمتی بین مناطق است. تأثیر دو متغیر حجم نقدینگی و شاخص بورس نیز بر قیمتهای مسکن در مناطق مختلف تهران معنی دار شناخته شد؛ اما مدل تصحیح خطای

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

برداری با ارائه نتایج حاصل از تجزیه واریانس و تابع عکس العمل نقش پیشرو و احتمالاً پیشران قیمت مناطق۱ و ۲ به ترتیب بر مناطق شمالی و مرکزی را نمایان کرد. رابطه متقابل قیمتی بین مناطق همسایه در مناطق شمالی، قویتر از مرکز و جنوب شهر مشاهده شده است.

با توجه به نتایج حاصله که در مجموع حاکی از رابطه متقابل مثبت قیمتی بازار مسکن در مناطق مختلف شهر تهران می باشد، به نظر می رسد اساساً مقوله سیاستگذاری منطقه ای در مدیریت قیمتهای مسکن در این شرایط بی معناست. سیاستگذاران باید متوجه باشند که هر عامل یا سیاست محرک قیمتها در یک منطقه، می تواند با فاصله کوتاهی قیمت در مناطق دیگر را نیز به حرکت وادارد. واقعیت آن است که در بازار مسکن در شهر تهران، بین قیمتهای مسکن در مناطق مختلف، نسبتهای نانوشته و متعارفی وجود دارد که در کوتاه مدت این نسبتها تمایل به ثبات دارند که موجب می شود حرکات قیمت تا حد زیادی همراه و هم جهت بروز کنند. به علاوه همان طور که در مبانی نظری ذکر شد، مثبت بودن رابطه قیمتی مناطق بویژه مناطق نزدیک به هم، می تواند حاکی از جانشین بودن واحد های مسکونی در این مناطق باشد. از این رو، با بهبود امکانات و فراهم ساختن زیرساخت‌های شهری در برخی مناطقِ کمتر جذاب و غیر پیشرو شهر و حتی شهرهای مجاور تهران- نظیر کرج- می توان امیدوار بود با جذب سرمایه و توزیع نقدینگی بین مناطق، زمینه انباشت سرمایه و حرکت قیمت در مناطق پیشرو تضعیف شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]

منابع و مآخذ

Abelson, P; Joyeux, R.; Milunovich, G. and Chung, D. (2005) Explaining House Prices in Australia: 1970-2003; Economic Record, vol.81,Issue 1.

Berg, Lennart(2002) Prices on The Second-Hand Market for Swedish Family Houses:Correlation, Causation and Determinants European Journal of Housing Policy, vol.2, No.1.

Capozza, Denis; R.Hendershott, Patric; H.Mack, Charlotte and Mayer Christopher; J. (2002) Determinants of Real House Price Dynamics; NBER working Papers, No.9262.

Case,Karl E.; Quigley, John M. and Shiller, Robert J.(1989) The Efficiency of the Market for Single Family Houses American Economic Review , vol.79, No.1, PP. 125-137.

Chen, Ming-Chi and Patel, Kanak(1998) House Price Dynamics and Granger Causality :An Analysis of Taipei New Dwelling Market; Journal of Asian Real Estate Society,vol.1,No.1, PP.121-137.

Johnstone , Harvey and Watuwa, Richard(2007) House Price in Canada:An Empirical Investigation; Journal of Urban Economics, vol.35, No.1, PP.1-27.

Mankiw,N.G and Weil,D.N.(1989) The Baby Boom, the Baby Bust, and the Housing Market; Journal of Regional Science and Urban Economics, vol 19, No.2, PP.235-258.

Meen,Geoffrey (1999) Regional House Price and Ripple Effect:A New Interpretati on; Journal of Housing Studies, vol.14,No.6.

Oikarinen , Elias(2006) The Diffusion of Housing Price Movements from Centre to Surrounding Areas; Journal of Housing Research, vol.15, Issue 1.

Pallakowski,Henry D. and Ray,Tracis (1997) Housing Price Diffussion Patterns at Different Aggregation Levels:An Examination of Housing Market Efficiency; Journal ofHousing Research,vol.8,No1, pp.107.

Stiglitz, J. E. and Grossman, S. J. (1976) Information and Competitive Price Systems; American Economic Review, vol.66, Issue 2, PP.248.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1389.10.1.3.4]