



بررسی همگرایی بلند مدت قیمت مسکن در مناطق شهر تهران

فرهاد دژپسند^۱

لادن محتوی^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۲/۲۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۰/۱۵

چکیده

با توجه به ناهمگنی مسکن و بازار آن و تفاوت آنها در سطوح قیمت، زمان و کیفیت واکنش به شوک های ملی و تفاوت در عوامل محلی مؤثر بر قیمت های مسکن، این مقاله برآن است ارتباط بلند مدت قیمت های مسکن مناطق تهران را آزمون نموده و به بررسی همگرایی قیمت های مسکن در مناطق شهر تهران بپردازد.

نتایج حاصل از آزمون های همگرایی داده های فصلی قیمت مسکن برای سال های ۸۸-۱۳۷۲ نشان می دهد همه مناطق شهر تهران در بلند مدت رفتار تعادلی مشابهی نداشته و قیمت های مسکن در تمام مناطق این شهر همگرا نیست.

واژه های کلیدی: قیمت مسکن، بازارهای منطقه ای، همگرایی.

طبقه بندی JEL: C41, O18, R32

۱- استادیار دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول) dejpasand@gmail.com

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. ladanmohtavi@gmail.com

۱- مقدمه

مسکن به عنوان یکی از مهم ترین نیازهای بشر، همواره از دغدغه های خانوارها بوده است. دولت‌ها نیز همواره وظیفه تهیه سرپناه مناسب برای مردم خود را پذیرفته اند و برای انجام این وظیفه نیز غالباً تمهیداتی اندیشیده اند. با توجه به اینکه بخش مسکن ارتباط وسیعی با دیگر بخشهای تولیدی و خدماتی اقتصاد دارد، هر حرکتی در بخش مسکن سریعاً به دیگر بخشهای اقتصادی کشور سرایت کرده و می تواند موجب رکود و یا رونق آنها گردد. دولت‌ها با دخالت در بخش مسکن علاوه بر تامین مسکن مناسب و افزایش رفاه اقتصادی جامعه اهداف دیگری از جمله تحریک رشد اقتصادی را نیز دنبال می کنند. مبرهن است که تامین مسکن مناسب و فقرزدایی از جامعه در این بخش، به عنوان اولویت اقتصادی، اجتماعی و سیاسی دولت‌ها، نیازمند برنامه ریزی بلند مدت در بخش مسکن است.

طی دهه‌های اخیر با افزایش جمعیت و رشد صنعتی کشور، مهاجرت به سوی شهرها، افزایش جمعیت شهری و کاهش بعد خانوار، تامین مسکن مناسب برای خانوارها با مشکلات عدیده‌ای مواجه شده است. دوره‌های رکود و رونق تورمی و افزایش بی رویه قیمت مسکن و زمین و متعاقب آن اجاره‌بها و تبدیل تقاضای موثر به تقاضای غیر موثر، گواه مطلب فوق است. قیمت زمین و مسکن از چند سال پیش تاکنون بطور برگشت ناپذیری رو به فزونی گذاشته است بطوریکه سودآوری سرمایه‌های انباشته در زمین و مسکن، قابل مقایسه با هیچ یک از بخشهای دیگر اقتصاد کشور نیست و زمین و مسکن، بجای کالاهای مصرفی بادوام، به کالاهای سرمایه‌ای پربازده تبدیل شده اند.

در این میان تحولات قیمت مسکن در شهر تهران به عنوان بزرگترین و پرجمعیت ترین شهر کشور بیشترین توجهات را به خود معطوف ساخته است. بازار مسکن در تهران دائماً با معضل صعود ناگهانی و کوتاه مدت قیمت و توقف و ثبات نسبی قیمت‌های اسمی توأم با رکود بخش مواجه بوده است. بازار مسکن به معنای قلمرویی که در آن تقاضای مؤثر و عمده تولید انبوه مسکن وجود دارد، تنها در تهران و چند شهر بزرگ کشور دیده می شود. از این رو نوسانات شدید بازار مسکن، ابتدائاً در شهر تهران صورت گرفته و سپس بخش مسکن سایر نقاط کشور و کل اقتصاد ایران را تحت تاثیر قرار می دهد. بر این اساس به نظر می رسد با توجه به نقش عمده این کلان شهر و مسئله بغرنج نوسانات قیمت در آن تحلیل وقایع مربوط به پویایی های قیمت مسکن در آن نیازمند تحقیقی مستقل می باشد.

تا کنون مطالعات متعددی در خصوص مسکن، عرضه و تقاضای آن و عوامل موثر بر قیمت مسکن در کشور صورت گرفته است لیکن کمتر به بررسی این مساله بصورت منطقه ای پرداخته شده است.

در این رابطه، "مین (Meen)"، این موضوع را مطرح می کند که قیمت‌های منطقه ای مسکن "موج دار می شود" (در کل مناطق تسری پیدا می کند) در حالیکه تصور چنین اثر موجی ممکن است به عواملی مانند الگوهای فضایی در تعیین قیمت‌های مسکن، مهاجرت، تعاملات فضایی و ... بستگی داشته باشد. اثر موجی مستلزم درجه ای از ثبات بلند مدت یا روابط تعادلی بلند مدت میان قیمت‌های منطقه ای مسکن است. بررسی عدم تجانس‌ها در بازار منطقه ای مسکن و وجود ناهمگنی در این بازار می تواند در زمینه اطلاع

رسانی بازار مسکن و سیاستگذارانها در این خصوص مفید باشد. بنابراین اطلاع از این موضوع که قیمت‌های مسکن در نقاط مختلف در طول زمان در ارتباط با یکدیگر چگونه رفتار می کنند، دارای اهمیت می باشد. لذا با توجه به موارد مذکور هدف مقاله حاضر این است که همگرایی قیمت‌های مسکن مناطق مختلف شهر تهران را مورد تجزیه و تحلیل قرار دهد.

با توجه به هدف مقاله و مطالب عنوان شده، در ادامه اشاره ای به مطالعات انجام شده در این زمینه خواهد شد، و در بخش‌های بعدی نیز به بیان روش تحقیق، تصریح مدل و نتیجه گیری اقدام می شود.

۲- مبانی نظری

رفتار قیمت‌های منطقه ای مسکن سهم قابل توجهی را در مطالعات اخیر بخش مسکن به خود اختصاص داده است. بخش مهمی از این تحقیقات بر رفتارها و روابط درونی میان قیمت‌های منطقه ای مسکن و آزمون این فرضیه که "شوکه‌ها روی قیمت‌های منطقه ای مسکن میان اقتصاد به بیرون موج دار می شود"، متمرکز هستند. (Meen.Goffen,(1999),pp.733)

اساساً این پرسش که آیا روند قیمت مسکن در یک منطقه می تواند روندهای قیمت در سایر نواحی را تحت تاثیر خود قرار دهد با عنایت به خصوصیات مسکن و بازار آن به لحاظ نظری مساله ای قابل طرح و درخور توجه است. این مساله به معنای وجود یک رابطه تقدم-تاخر بین قیمت‌ها در نواحی مختلف است که طی آن نوسانات قیمت در یک یا چند منطقه خاص بویژه مناطق بزرگ شهری بصورت با وقفه منجر به حرکات مشابه قیمت در سایر نواحی می شود. این مقوله در ادبیات اقتصاد مسکن به اثر موجی یا اثر جنوب شرقی^۱ موسوم است. (علت نامگذاری آن است که طی دهه گذشته در بریتانیا به هنگام بروز شوک مثبت قیمت در بازار مسکن، قیمت در نواحی جنوب شرقی افزایش یافته آنگاه این افزایش قیمت در سایر نواحی دنبال می شود).^۲

اصولاً ایده وجود چنین رابطه با وقفه ای در بازارهای سرمایه کامل و یا کارا به واسطه قدرت بالای تعدیل و واکنش ناشی از جریان سیال اطلاعات و فقدان موانع مربوط به وقفه ها و هزینه های مبادله در آن نوع بازارها نمی تواند مطرح شود. لکن در بازار مسکن، ماهیت محلی ملک و هزینه های بالای مبادله، بازار کم معامله، عدم امکان جمع آوری متمرکز اطلاعات، وجود هزینه های اطلاعاتی و تاخیر طولانی در دسترسی به اطلاعات می تواند منجر به بروز چنین رابطه با وقفه ای بین قیمت‌ها در نواحی مختلف توجیه شود که بعضاً ادعا می شود این رابطه می تواند برای بازارهای مسکن با درجه همگنی و امکان جانشینی بالا و احتمالاً نزدیک بهم مصداق داشته باشد^۳. همانطور که قبلاً اشاره شد بازار مسکن در نواحی مختلف از لحاظ متأثر شدن از شوک‌های اقتصادی و ادوار تجاری، رفتاری متفاوت از خود نشان می دهند. آثار ناشی از ادوار تجاری و شوک‌های اقتصادی بواسطه تمرکز حجم بالایی از فعالیتهای اقتصادی در شهرهای بزرگ-بویژه فعالیتهای و خدمات مالی که به سرعت در مقابل شوک‌ها واکنش نشان می دهد- احتمالاً در شهرهای بزرگ زودتر از سایر مناطق نمود می یابد. این مساله حاکی از آن است که تغییرات قیمت مسکن در مناطق بزرگ

شهری ممکن است اغلب بیانگر شوک‌هایی باشد که بزودی نواحی دیگر را نیز تحت تاثیر خود قرار می‌دهد. البته رابطه باوقفه در اثر مکانیزم فوق‌الزاماً رابطه علی-به معنای دقیق علیت- نیست، بلکه توضیح فوق‌صراً به این معناست که یک شوک کلان اقتصادی، قیمت مسکن در تمامی مناطق را صرفاً با تفاوت در مدت زمان بروز پیامدهای آن تحت تاثیر قرار می‌دهند. از این جهت قیمت مسکن در مناطق بزرگ شهری بواسطه نقش پیشرو این مناطق در اقتصاد، زودتر از سایر مناطق به شوکها واکنش نشان داده لکن آثار شوک بتدریج و با وقفه بیشتری در سایر نواحی ظهور پیدا می‌کند. همچنین واکنش سریعتر قیمت‌ها در شهرهای بزرگ را مطابق توضیحات ارائه شده در بخش قبل می‌توان به سهم بالای عاملان مطلع در این مناطق نیز منتسب کرد. چراکه عاملان مطلع-عاملانی که توان تحلیل صحیح اطلاعات جدید و آثار ناشی از شوکهای وارده به بازار را دارا هستند- عمده فعالیت خود را در شهرهای بزرگ متمرکز کرده اند که به همین دلیل در صورت بروز یک شوک یا ورود اطلاعات جدید به بازار، این عاملان به سرعت در مواجهه با آنها واکنش نشان داده و این امر باتوجه به تعداد زیاد آنها در این مناطق موجب تعدیل و واکنش سریع قیمت در کلان شهرها در برابر شوکهای وارده می‌گردد.

مساله مهاجرت و امکان آربیتراژ در اثر تمایز بین قیمت در مناطق مختلف می‌تواند توضیحی دیگر برای رابطه مورد نظر باشد. (Meen.Goffen, (1999), pp.733)

بصورت کلی می‌توان فرض کرد با افزایش قیمت در یک ناحیه و در نتیجه تغییر در قیمت‌های نسبی، مهاجرت از مناطق گران قیمت به مناطق نسبتاً ارزان قیمت تر صورت گیرد. مسکن در نواحی پیرامونی ممکن است یک جانشین نزدیک برای مسکن مناطق مرکزی شهری تلقی شود. از این رو گران شدن مسکن در مرکز نسبت به پیرامون، متقاضیان بازار اعم از مالکان و مهاجران را به خرید ملک در نواحی مجاور ترغیب می‌کند. این امر منجر به آن می‌شود که قیمت مسکن در نواحی پیرامونی نسبت به مرکز با وقفه افزایش یابد. هرچند چنین وقفه‌ای به هنگام آربیتراژ در بازارهای دارای بدون انشقاق قابل اغماض است لکن در بازار مسکن با توجه به ویژگیهای آن که در مجموع هزینه مبادله بالایی را در این بازار رقم می‌زند انتظار می‌رود وقفه‌های این آربیتراژ طولانی و قابل توجه باشد. البته توضیح فوق دارای محدودیتهایی است. چنین تبیینی صرفاً برای آن دو ناحیه‌ای می‌تواند محتمل باشد که نسبتاً به هم نزدیک بوده و از این جهت املاک آنجا جانشین نزدیکی برای هم محسوب شوند. همینطور می‌توان حدس زد با توجه به بالا بودن هزینه‌های مبادله احتمالاً بروز وسیع این مساله در عمل چندان محتمل نیست. از طرفی نزدیکی مسافت بین مناطق مرکزی و پیرامونی در یک ناحیه هرچند درجه جانشینی املاک این نواحی را بطور نسبی در مقایسه با سایر مناطق بیشتر می‌سازد اما به هر حال ماهیت محلی و ناهمگن بودن آن، درجه مطلق جانشینی بین املاک در نواحی مورد نظر را به میزان قابل توجهی پایین نگاه خواهد داشت. در مجموع ارتباط قیمتی بین نواحی که در اثر آن قیمت‌های یک ناحیه بر قیمت‌های سایر نواحی اثرگذار باشد ارتباطی کوتاه مدت و مقطعی است. در بلند مدت قیمت مسکن باید با بنیانهای اقتصادی هر ناحیه مطابقت کند. همانطور که ذکر شد سرمایه گذاری در مسکن -مشخصاً خرید آن- یک تصمیم با افق زمانی طولانی مدت است. از این رو پدیده بلند

مدتی نظیر مهاجرت بنظر نمی رسد توضیح مناسبی برای علت تسری کوتاه مدت نوسانات قیمت‌ها به سایر مناطق ارائه کند. البته ممکن است انتقال تقاضا در اثر تغییر قیمت نسبی از یک منطقه به منطقه دیگر لزوماً به صورت مهاجرت نباشد بلکه این آربیتراژ می تواند بدون انتقال فیزیکی و صرفاً تحت تاثیر انگیره های سوداگرانه صورت گیرد. (Meen.(1999),pp.736)

بطور کلی شوکهای وارده بر قیمت مسکن ، ممکن است هیچ اثر فوری بر قیمت‌های مسکن در مناطق مجاور و همسایه و یا مناطق دور افتاده تر نداشته باشد، با این حال آن مناطق در نهایت می توانند اثر شوکها را در زمانهای مختلف احساس کنند. اگر اثر شوکها بر قیمت‌های منطقه ای مسکن در بلند مدت کاملاً از درجات متفاوت باشند می تواند سبب گسترش نابرابری ثروت بشود. آندسته از افرادی که صاحب املاک در مناطق با قیمت‌های بالا هستند، ثروتشان نسبت به افرادی که صاحب ملک در سایر مناطق هستند افزایش می یابد. تحت شرایط خاص، اثر بلند مدت شوکهای قیمت مسکن میان اقتصاد یک منطقه می تواند یکسان نباشد. لذا در این شرایط بازار مسکن می تواند منبعی از نابرابری در ثروت میان مناطق هرچند بطور موقت باشد. بنابراین برای درک ارتباطات درونی بازار مسکن ، با توجه به نابرابریهای منطقه ای، آزمون این موضوع که آیا شوکهای قیمت مسکن میان تمامی مناطق موج دار می شوند و یا اینکه آثار این شوکها عمدتاً بصورت محلی باقی می ماند، اهمیت می یابد. در سطح منطقه ای نوسانات در قیمت مسکن در فعالیتهای منطقه ای مرتبط اثرات بالقوه دارند. نوسانات در قیمت‌های نسبی نیز بطور بالقوه بر جابجایی نیروی کار میان بخش مسکن و سایر بخشهای اقتصادی اثر می گذارند. لذا آگاهی و درک چگونگی رفتار قیمت‌های منطقه ای مسکن در ارتباط با یکدیگر در طول زمان از اهمیت قابل توجهی برخوردار خواهد بود. در مطالعاتی که در سایر کشورها صورت گرفته، با استفاده از روشهای گوناگون اقتصاد، مطالعات موجود به نظر اجماعی در مورد اینکه "آیا قیمت‌های منطقه ای مسکن همجمع هستند و نمایشگر تداوم بلند مدت به یکدیگر هستند یا خیر؟" وجود ندارد. مفهوم اقتصادی همگرایی بلندمدت آن است که دو یا چند متغیر سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده شوند تا یک رابطه تعادلی بلندمدت را شکل دهند، هرچند ممکن است خود این سری های زمانی ناپایا باشند، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می کنند به گونه ای که تفاضل بین آنها پایا است. بنابراین مفهوم همگرایی بلندمدت تداعی کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می کند. در واقع وجود هماهنگی در حرکت بین سری های زمانی، ایده اساسی همگرایی بلندمدت است.

۳- مروری بر مطالعات انجام شده

درکوش و رحیمیان (۱۳۸۸) در مطالعه خود تحت عنوان "تحلیل عوامل تاثیر گذار بر قیمت مسکن در مناطق شهری ایران طی دوره ۸۵-۱۳۷۰ با تاکید بر گروه بندی شهری" به بررسی اثرات متفاوت متغیرهای اقتصادی بر قیمت مسکن در نقاط شهری مختلف پرداخته اند. از مهم ترین نتایج تحقیق می توان به این نکته اشاره داشت که اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن در گروه های مختلف شهری مختلف

متفاوت است. به عنوان مثال، در تهران متغیرهایی مانند حجم نقدینگی و درآمد خانوار تاثیر بیشتری بر قیمت مسکن نسبت به شهرهای دیگر دارند و نیز با مقایسه کشش متغیرها ملاحظه شده است که احتمالاً متغیر هزینه ساخت نقش بیشتری بر قیمت مسکن در نقاط شهری کوچک و بزرگ نسبت به تهران ایفا می کند.

از نتایج حایز اهمیت دیگر این که اثر قیمت زمین بر قیمت مسکن در تمامی گروههای شهری مثبت بوده و نقش آن در تمامی گروه ها تقریباً یکسان است.

متوسلی، محمد و دورودیان (۱۳۸۹) در مقاله ای تحت عنوان "تسری نوسانات قیمت مسکن بین مناطق مختلف شهر تهران با استفاده از الگوی خود رگرسیون فضایی تلفیقی (SAR panel) و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)" به تحلیل وجود ارتباطات فضایی بین قیمت‌های مسکن و تاثیر پذیری مناطق از یکدیگر به هنگام بروز نوسانات قیمت می پردازد. در این مطالعه متغیرهای تراز حقیقی نقدینگی، شاخص قیمت مصالح در استان تهران، نرخ ارز حقیقی، شاخص حقیقی بورس اوراق بهادار تهران و مقادیر گذشته قیمت هر منطقه، به عنوان متغیرهای توضیحی به کار رفته اند.

نتیجه تخمین بیانگر مثبت و معنی دار بودن ضریب فضایی می باشد که براساس آن وجود روابط مثبت وانتقال نوسانات قیمت ها بین مناطق مختلف تهران تایید می گردد. در بین متغیرهای توضیحی نیز اثر سه متغیر قیمت حقیقی مسکن در دوره قبل، تراز حقیقی نقدینگی به طور مثبت و شاخص حقیقی بورس بطور منفی به قیمت‌های مسکن معنی دار شناخته شده است. نتایج حاصل از مدل تصحیح خطای برداری نیز با تایید وجود رابطه قوی قیمتی بین مناطق همسایه به ویژه در شمال شهر، بر نقش متمایز دو منطقه یک و دو در تاثیر بر قیمت‌های دیگر مناطق و به ترتیب مناطق شمالی و مرکزی تاکید نموده است.

مین (۱۹۹۹)^۴ یک مدل نسبت قیمت منطقه ای مسکن را که نه تنها درآمد و وقفه های بهینه را در نظر می گیرد بلکه تفاوت‌های ساختاری میان مناطق را هم با استفاده از آزمون تفاوت ضرایب لحاظ می کند، بکار می گیرد. وی یک معادله برآورد می کند که در آن قیمت‌های مسکن تابعی از نرخ بهره اسمی، درآمد حقیقی (که توسط مخارج مصرف کننده اندازه گیری می شود) و نرخ بیکاری، که یک اندازه ای از خطا را مشخص می کند، می باشد. برای پایایی متغیرها یک آزمون ADF استفاده شد و نتایج نشان داد که روند ضعیفی در قیمت‌های نسبی وجود دارد. قیمت مسکن میان مناطق مختلف که به درآمد حساس هستند در بلند مدت بطور متناسب و با روند مشترکی نوسان می کند. نتیجه برآورد نشان داد که تغییرات درآمد اثر منفی کوچکتری در نوسانات قیمت مسکن در مناطق شمالی نسبت به مناطق جنوبی و میانگین ملی دارد. تفسیر مشابهی برای نرخ بهره وجود دارد. مناطق جنوبی نسبت به تغییرات نرخ بهره حساسیت بیشتری از خود نشان می دهند. همچنین حساسیت بیشتر این مناطق نسبت به نرخ بیکاری می تواند توضیح دهنده سرعت بیشتر تعدیل در این مناطق باشد. مین نشان می دهد که مناطق مختلف نسبت به تکانه های متغیرهای ملی چگونه واکنش نشان می دهند. مین با توجه به نتایج آزمونها به این نتیجه دست پیدا می کند که بهتر است بازار مسکن انگلستان بصورت مجموعه از بازارهای منطقه ای شرح داده شود چراکه این

مناطق همگی دارای برخی تفاوت‌های ساختاری بوده که به نوبه خود در مدل‌های ملی مسکن اثر گذار می‌باشند. لذا توجه به این تفاوت‌های احتمالی ساختاری میان مناطق از اهمیت خاصی برخوردار بوده و دلیل بر این ادعا است که چرا بازار مسکن به جای یک مدل جمعی می‌بایستی بصورت بازارهای منطقه‌ای مجزا در نظر گرفته شود. مین ادعا می‌کند "اثر موجی" می‌تواند به دلیل همبستگی فضایی اتفاق بیافتد.

باروت و یانگ (۲۰۰۲)^۵ بازارهای مسکن انگلستان و سوئد را با استفاده از یک ECM بوسیله برآورد تقاضای مسکن و سرمایه گذاری مقایسه می‌کنند. آنها درمی‌یابند که تغییر نرخ بهره و اثر Q توبین، قیمت‌های مسکن را در هر دو کشور سوئد و بریتانیا تحت تاثیر قرار می‌دهند اما تغییر در بدهی، قیمت‌های مسکن انگلستان را بیشتر از سوئد و برعکس تغییر در نرخ بهره قیمت‌های مسکن در سوئد را بیشتر از انگلستان تحت تاثیر قرار می‌دهند. هنگام آزمون علیت گرنجر، تغییرات در ثروت قیمت‌های مسکن سوئد را تحت تاثیر قرار میدهند. قیمت‌های مسکن نیز همچنین بر تعدادی از متغیرها همچون ثروت، بدهی و نرخ بهره واقعی و Q توبین در سوئد و بر در درآمد، بدهی و نرخ بهره واقعی در انگلستان اثر گذارند. هنگام خروج از سطح تعادلی، ۱۲٪ تکانه‌ها در سوئد و ۲۳٪ در انگلستان در طی یکسال تعدیل می‌شوند. همچنین باروت و یانگ درمی‌یابند که تغییرات جغرافیایی انگلستان و سوئد نیز آثار قوی بر قیمت‌های مسکن دارند. هلمز و گریمز (۲۰۰۵)^۶ همگرایی بلند مدت قیمت‌های منطقه‌ای مسکن انگلستان را با استفاده از یک دیدگاه جدید بر پایه تجزیه و تحلیل عناصر اصلی و آزمون ریشه واحد مورد بررسی قرار می‌دهند. بر خلاف مطالعات موجودی که روش‌های سنتی تر آزمون‌های ریشه واحد و همجمعی را بکار می‌گیرند، آنها نشان می‌دهند قیمت‌های منطقه‌ای مسکن بریتانیا در بلند مدت همگرا هستند. همچنین هلمز در سال ۲۰۰۷ با استفاده از آزمون ریشه واحد داده‌های تلفیقی که دارای مزایای قابل توجهی نسبت به روش تک متغیره می‌باشد، همگرایی قیمت‌های منطقه‌ای مسکن بریتانیا را مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه دست می‌یابد که بیشتر مناطق انگلستان در قیمت‌های مسکن همگرا می‌باشند.

۴- روش تخمین

همانطور که در مقدمه بیان شد آزمون فرضیه همگرایی بین قیمت مسکن مناطق مختلف شهر تهران از جمله مسائل مورد توجه این مطالعه می‌باشد. با وجود تفاوت سطوح قیمت مسکن در مناطق مختلف موجود در یک محدوده جغرافیایی، روند قیمت‌ها و جهت نوسانات بین برخی مناطق تا حدودی دارای مشابهت است. وجود هماهنگی در حرکت بین سری‌های زمانی، ایده اساسی همگرایی بلندمدت است.

در این قسمت نتایج آزمون همگرایی در ارتباط با فرضیه ما تجزیه و تحلیل می‌شوند. سپس به دنبال آن روابط بلند مدت قیمت‌های مسکن در گروه‌های مختلف مسکن بررسی می‌شود. به واسطه جمع آوری داده‌های مربوط به قیمت خرید و فروش مسکن در مناطق شهری کشور از ابتدای سال ۷۰ و فقدان آمار رسمی سال‌های قبل از آن، دوره تحقیق محدود به دوره ۸۸-۷۲ است که بکارگیری داده‌های فصلی علاوه بر

کمک به تحلیل دقیق تر روابط، مسئله طول نسبتاً کوتاه دوره زمانی داده ها را بطور قابل توجهی مرتفع می کند.

روش انگل-گرینجر با محدودیت هایی به ویژه در شرایط وجود بردارهای همگرایی بلندمدت چندگانه روبرو است. خوشبختانه روش های دیگری مطرح شده است که از وقوع چنین مشکلاتی جلوگیری می نماید. از جمله مهمترین و مشهورترین این روشها، روش یوهانسون (۱۹۹۸) و یا جوهانسون جوسیلیوس (۱۹۹۰) می باشد. در این روش با استفاده از برآوردکننده های حداکثر درستی می توان وجود بردارهای همگرایی بلند مدت چندگانه را برآورد و آزمون نمود. بعلاوه آزمونهای مذکور به محقق اجازه می دهند تا اعمال قیود را بر بردارهای همگرایی بلند مدت و نیز پارامترهای سرعت تعدیل آزمون کند. لذا با توجه به موارد مطرح شده در اینجا نیز به منظور مشخص کردن تعداد بردارهای همجمعی از روش جوهانسون-جوسیلیوس استفاده می شود. بر این اساس فرضیه نبود هیچ بردار همجمعی ($t=0$) میان قیمت مسکن مناطق تهران مورد آزمون قرار می گیرد. اگر بر اساس کمیتهای بحرانی آماره آزمون اثر یا حداکثر مقدار ویژه این فرض رد شد، فرضیه صفر ($t=1$) را مورد آزمون قرار می دهیم. زمانیکه فرض صفر برای یک t مشخص رد شدنی نباشد، آزمون ما تمام شده تلقی می شود و بر اساس آن تعداد بردارهای همجمعی براساس روش جوهانسون جوسیلیوس معین می شود.

درابتدا آزمون مانایی برای بررسی وجود ریشه واحد درخصوص متغیر قیمت مسکن مناطق تهران انجام شد و مشخص گردید قیمت مسکن مناطق، متغیری است که در سطح دارای ریشه واحد بوده که نیاز است تا با تفاضل گیری مشکل وجود ریشه واحد در آن رفع گردد. نتایج حاصل نشان داد که با یک تفاضل گیری، متغیر قیمت مسکن در کلیه مناطق مانا می گردد. پس از آن همگرایی قیمت مسکن در مناطق تهران مورد آزمون قرار گرفت که با توجه به نتایج حاصل از این آزمون، می توان چنین نتیجه گیری کرد که قیمتتهای مسکن مناطق تهران به وسیله حداکثر ۱۳ بردار همجمعی در بلند مدت با یکدیگر گره خورده اند، که البته در این حالت نیز نمی توان تعیین نمود کدام مناطق با یکدیگر همجمع می باشند. لذا با عنایت به محدودیت دوره زمانی داده ها و کثرت پارامترهای برآوردی و نیز برای بررسی بیشتر اینکه کدام مناطق رابطه بلند مدت با یکدیگر دارند، اقدام به بلوک بندی (خوشه بندی) ^۷ نموده ایم.

برای این منظور با توجه به موقعیت جغرافیایی و تشابه شرایط اقتصادی و اجتماعی مناطق تهران، مناطق مذکور دسته بندی شده اند. همچنین برای حصول اطمینان از دسته بندی صحیح مناطق، از ضرایب همبستگی جزئی متقاطع ^۸ بین قیمت مسکن مناطق نیز استفاده شده که بر طبق آن مناطق بر حسب مشابهت نسبی رفتار قیمت مسکن در آن ها 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 که نتایج حاصل نیز تقسیم بندی اولیه برحسب شرایط جغرافیایی را تایید می کند. نتیجه بلوک بندی در جدول (۱) خلاصه شده است:

جدول ۱- بلوک بندی مناطق مختلف شهر تهران

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

باتوجه به اینکه انتظار می رود میان قیمت‌های مسکن مناطقی که بیشترین شباهت را دارند رابطه بلند مدت وجود داشته باشد (عامل تعیین کننده شباهت در این تحقیق مجاورت جغرافیایی، شرایط اقتصادی و اجتماعی و ... بوده است)، در این قسمت نیز پس از انجام آزمون مانایی برای بررسی وجود ریشه واحد، به منظور مشخص کردن تعداد بردارهای همجمعی در هر بلوک از روش جوهانسون -جوسیلیوس استفاده می شود. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۲) ملاحظه می شود.

جدول ۲- نتایج استفاده از آزمون همگرایی جوهانسون -جوسیلیوس - بیشترین مقدار ویژه

بلوک	فرضیه صفر	فرضیه آلترناتیو	آماره	مقدار بحرانی (۰.۵٪)
۱	$r=0$	$r=1$	۱۸۱،۸۹	۵۲،۳۶
	$r<=1$	$r=2$	۱۳۱،۳۳	۴۶،۲۳
	$r<=2$	$r=3$	۹۷،۸۳	۴۰،۰۷
	$r<=3$	$r=4$	۵۸،۵۶	۳۳،۸۷
	$r<=4$	$r=5$	*۳۳،۳۰	۲۷،۵۸
	$r<=5$	$r=6$	۲۱،۰۴	۲۱،۱۳
	$r<=6$	$r=7$	۱۳،۲۲	۱۴،۲۶
	$r<=7$	$r=8$	۰،۴۴	۳،۸۴
۲	$r=0$	$r=1$	۲۲۱،۹۴	۷۶،۵۷
	$r<=1$	$r=2$	۱۶۲،۷۴	۷۰،۵۳
	$r<=2$	$r=3$	۱۳۷،۰۲	۶۴،۵۰
	$r<=3$	$r=4$	۱۱۵،۸۷	۵۸،۴۳
	$r<=4$	$r=5$	۱۰۰،۸۳	۵۲،۳۶
	$r<=5$	$r=6$	۸۰،۲۴	۴۶،۲۳
	$r<=6$	$r=7$	۶۵،۹۵	۴۰،۰۷
	$r<=7$	$r=8$	*۴۸،۶۳	۳۳،۸۷
	$r<=8$	$r=9$	۲۴،۹۳	۲۷،۵۸
	$r<=9$	$r=10$	۱۷،۴۵	۲۱،۱۳
	$r<=10$	$r=11$	۹،۶۳	۱۴،۲۶
	$r<=11$	$r=12$	۲،۱۳	۳،۸۴

جدول (۲) نتایج استفاده از آزمون همگرایی جوهانسون جوسیلیوس را برای ۲ بلوک مشخص شده در جدول (۱) نشان می‌دهد. نتایج آزمون مذکور حاکی از وجود ۵ بردار همجمعی برای بلوک یک و ۸ بردار همجمعی برای بلوک ۲ می‌باشد.

تحلیل مذکور می‌تواند مؤید این موضوع باشد که بازار مسکن مناطق مندرج در هریک از این بلوکها نیز ویژگیهای مشترکی نداشته و به عبارت دیگر رفتار تعادلی بلندمدت آن‌ها مشابه نمی‌باشد و بنابراین بهتر است همگرایی قیمت مسکن مناطق تهران در دسته بندی های کوچکتری بررسی شود. لذا با استفاده از ضرایب همبستگی جزئی متقاطع بین قیمت مسکن مناطق تهران، مناطق مذکور را این بار در ۴ بلوک مطابق جدول (۳) دسته بندی نموده ایم. به این ترتیب که بین مناطق قرار گرفته در هر بلوک، همانطور که در قسمت قبل اشاره شد، در مقایسه با دیگر مناطق بالاترین درجه همبستگی جزئی وجود دارد.

جدول ۳- بلوک بندی مناطق براساس ضرایب همبستگی جزئی متقاطع بین قیمت مناطق

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

در این مرحله جهت حصول اطمینان بیشتر از نحوه صحیح دسته بندی مناطق، از معیار دیگری نیز بهره جسته ایم. بدین ترتیب که برای بلوک بندی مناطق شهر تهران از شاخص سطح توسعه یافتگی^۹ این مناطق که با بهره گیری از اطلاعات تفکیکی مناطق مذکور و با در نظر گرفتن شاخص های کلان توسعه و سلامت شهری بوسیله تکنیک ریاضی "تحلیل پوششی داده ها" به شرح جدول شماره (۴) استخراج گردیده، استفاده شده است.

براساس این شاخص همانطور که در جدول (۵) ملاحظه می‌شود، مناطقی که سطح توسعه یافتگی آنها ۷۷-۱۰۰ درصد است در بلوک اول، ۷۷-۵۷ درصد در بلوک دوم، ۵۷-۵۱ درصد در بلوک سوم و ۴۹-۵۱ درصد در بلوک چهارم قرار داده شده اند.

سپس با در نظر گرفتن معیارهای فیزیکی و بافت شهری و با توجه به دسته بندی های انجام شده در جداول (۳) و (۵)، در نهایت مناطق شهر تهران بگونه ای که در جدول (۶) ملاحظه می‌شود، بلوک بندی شده و همجمعی قیمت‌های مسکن مناطق در هریک از بلوکها به روشی که در قسمتهای قبل توضیح داده شد، مورد بررسی قرار گرفت که در ادامه به شرح آن می‌پردازیم.

جدول ۴- مناطق ۲۲ گانه تهران بزرگ (برحسب سطح توسعه یافتگی آنها)

ردیف	منطقه	امتیاز	ردیف	منطقه	امتیاز
۱	منطقه ۱	۱۰۰	۱۲	منطقه ۱۰	۵۲,۷۲
۲	منطقه ۳	۸۹,۹۶	۱۳	منطقه ۲۲	۵۲,۵۶
۳	منطقه ۶	۸۹,۹۱	۱۴	منطقه ۲۰	۵۲,۳۴
۴	منطقه ۲	۷۷,۹۴	۱۵	منطقه ۱۴	۵۲,۰۵
۵	منطقه ۷	۷۲,۴۸	۱۶	منطقه ۹	۵۱,۴۹
۶	منطقه ۴	۵۹,۷۹	۱۷	منطقه ۲۱	۵۱,۰۸
۷	منطقه ۵	۵۸,۰۸	۱۸	منطقه ۱۵	۵۰,۶۶
۸	منطقه ۸	۵۷,۰۵	۱۹	منطقه ۱۶	۵۰,۵۱
۹	منطقه ۱۲	۵۵,۲۷	۲۰	منطقه ۱۹	۵۰,۱۵
۱۰	منطقه ۱۱	۵۵,۱۷	۲۱	منطقه ۱۷	۴۹,۸۴
۱۱	منطقه ۱۳	۵۴,۱	۲۲	منطقه ۱۸	۴۹,۳۲

جدول ۵- بلوک بندی مناطق برحسب سطح توسعه یافتگی مناطق شهر تهران

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

جدول ۶- بلوک بندی مناطق مختلف شهر تهران

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

۴-۱- آزمون ریشه واحد بر روی داده‌های ترکیبی

نتایج استفاده از آزمون مانایی برای بررسی وجود ریشه واحد در جدول (۷) قابل مشاهده است. همان گونه که نتایج استفاده از ۴ آزمون مورد استفاده برای هر ۴ بلوک نشان می‌دهد، می‌توان نتیجه گرفت که متغیر قیمت مسکن در هر ۴ بلوک متغیری است که در سطح دارای ریشه واحد بوده که نیاز است تا با

تفاضل‌گیری مشکل وجود ریشه واحد در آن رفع گردد. نتایج نشان دهنده آن است که با یک تفاضل‌گیری، متغیر قیمت مسکن در کلیه بلوک‌ها مانا گردیده و ترسی از استفاده از آن‌ها برای سایر آزمون‌های آماری وجود ندارد.

جدول ۷- آزمون ریشه واحد برای ۴ بلوک

	روش	سطح		تفاضل	
		Stat	P-value	stat	P-value
بلوک اول	Levin, Lin & Chu t*	۱,۸۳	۰,۹۸	-۱۵,۷۵	۰
	ADF - Fisher Chi-square	۱۰,۳	۰,۸۴	۳۴۸,۳۲	۰
	PP - Fisher Chi-square	۱۰,۶۳	۰,۸۵	۴۳۸,۲۹۶	۰
	Im, Pesaran and Shin	۲,۴۹	۰,۹۷	-۸,۹۳	۰
بلوک دوم	Levin, Lin & Chu t*	۱,۱۸	۰,۸۸	-۱۳,۴۸	۰
	ADF - Fisher Chi-square	۷,۵۲	۰,۸۱	۱۴۴,۵۴	۰
	PP - Fisher Chi-square	۹,۳۱	۰,۶۹	۲۴۱,۳	۰
	Im, Pesaran and Shin	۲,۴۲	۰,۸۴	-۱۷,۶۷	۰
بلوک سوم	Levin, Lin & Chu t*	-۰,۷۳	۰,۲۳	-۱۱,۲۵	۰
	ADF - Fisher Chi-square	۶,۷۱	۰,۲۸	۸۱,۴	۰
	PP - Fisher Chi-square	۵,۷	۰,۲۲	۱۵۸,۸۵	۰
	Im, Pesaran and Shin	۰,۶۳	۰,۲۵	-۱۴,۲	۰
بلوک چهارم	Levin, Lin & Chu t*	۱۰,۳	۰,۹۷	-۸,۲	۰
	ADF - Fisher Chi-square	۸,۴	۰,۸۲	۷۸,۶	۰
	PP - Fisher Chi-square	۸,۲۵	۰,۸۶	۷۳,۴	۰
	Im, Pesaran and Shin	۶,۲۴	۰,۹۶	-۱۰,۳	۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول (۷) همانگونه که ملاحظه می‌گردد از چهار آزمون لوین لین چو، ADF، PP فیشر و ایم پسران شین مورد استفاده قرار گرفته شده است. نکته حائز اهمیت در بررسی مانایی آن است که صرف تأیید مانایی توسط یک آزمون نمی‌تواند ملاک تأیید مانایی متغیر محسوب گردد و می‌بایست مانایی متغیر به تأیید اکثریت آزمون‌ها برسد.

با توجه به جدول مذکور می‌توان ملاحظه نمود که کلیه آزمون‌های مورد استفاده رأی به وجود ریشه واحد در سطح متغیرها داده که با انجام یک تفاضل‌گیری مقدار احتمال آماره آزمون به صفر رسیده است که نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد (و ۹۹ درصد) کلیه متغیرهای مورد بررسی مانا شده‌اند.

۴-۲- استخراج بردارهای همجمعی یا روابط بلندمدت

در این قسمت به منظور مشخص کردن تعداد بردارهای همجمعی در هر بلوک از روش جوهانسون - جوسیلیوس استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۸) ملاحظه می‌شود.

جدول ۸ - نتایج استفاده از آزمون همگرایی جوهانسون جوسیلیوس - بیشترین مقدار ویژه

بلوک	فرضیه صفر	فرضیه آلترناتیو	آماره	مقدار بحرانی (۰.۵٪)
۱	$r=0$	$r=1$	۷۸,۴۶	۳۳,۸۷
	$r \leq 1$	$r=2$	۳۸,۸۲	۲۷,۵۸
	$r \leq 2$	$r=3$	۳۱,۴۲	۲۱,۱۳
	$r \leq 3$	$r=4$	۲۰,۸۵*	۱۴,۲۶
	$r \leq 4$	$r=5$	۰,۰۸	۳,۸۴
۲	$r=0$	$r=1$	۴۹,۶۳	۲۱,۱۳
	$r \leq 1$	$r=2$	۴۱,۵۱*	۱۴,۲۶
	$r \leq 2$	$r=3$	۰,۰۱	۲۱,۱۳
۳	$r=0$	$r=1$	۶۸,۵۶	۳۳,۸۷
	$r \leq 1$	$r=2$	۴۶,۸۲	۲۷,۵۸
	$r \leq 2$	$r=3$	۳۸,۶۵	۲۱,۱۳
	$r \leq 3$	$r=4$	۱۵,۲*	۱۴,۲۶
	$r \leq 4$	$r=5$	۰,۳	۳,۸۴
۴	$r=0$	$r=1$	۱۲۵,۷۹	۴۶,۲۳
	$r \leq 1$	$r=2$	۸۳,۸۵	۴۰,۰۷
	$r \leq 2$	$r=3$	۴۹,۱۱	۳۳,۸۷
	$r \leq 3$	$r=4$	۴۴,۴۲	۲۷,۵۸
	$r \leq 4$	$r=5$	۲۸,۸	۲۱,۱۳
	$r \leq 5$	$r=6$	۱۴,۸۴*	۱۴,۲۶
	$r \leq 6$	$r=7$	۳,۷۱	۳,۸۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۸) نتایج استفاده از آزمون همگرایی جوهانسون جوسیلیوس را برای ۴ بلوک تعیین شده در جدول (۶) نشان می‌دهد. نتایج آزمون مذکور برای بلوک اول حاکی از آن است که بین قیمت‌های مسکن مناطق موجود در بلوک یک همگرایی وجود دارد. با توجه به این که مقدار آماره آزمون جوهانسون در چهار مورد از مقدار آماره بحرانی بزرگ‌تر می‌باشد می‌توان گفت که چهار بردار همجمعی که حاکی از وجود چهار رابطه تعادلی بلندمدت میان قیمت مسکن مناطق مختلف شهر تهران که در بلوک ۱ دسته‌بندی شده‌اند وجود دارد. به عنوان مثال همانگونه که در جدول فوق قابل مشاهده است، فرض صفر ردیف اول در جدول، عدم وجود بردار همجمعی است که با توجه به این که مقدار آماره آزمون در این مورد برابر با ۷۸,۴۶ است که از مقدار آماره بحرانی ۳۳,۸۷ بیشتر می‌باشد لذا فرض صفر مذکور رد می‌گردد. در ردیف دوم، فرض صفر به صورت وجود حداقل یک بردار همجمعی مطرح می‌شود که با توجه به این که آماره آزمون در این مورد برابر با ۳۸,۸۲ می‌باشد که از مقدار آماره بحرانی ۲۷,۵۸ در سطح اطمینان ۹۵ درصد بیشتر می‌باشد، می‌توان به این نتیجه رسید که حداقل یک بردار همجمعی میان متغیرها وجود دارد این رویه یافتن بردار همجمعی ادامه پیدا کرده تا این که آماره آزمون به ۰,۰۸ می‌رسد که از مقدار آماره بحرانی جدول که در این حالت برابر با ۳,۸۴ می‌باشد کوچکتر شده که فرض وجود بردارهای همگرایی بیشتر از ۴ رد شده و به این نتیجه می‌رسیم که در بلوک اول ۴ بردار همجمعی میان قیمت مسکن ۵ منطقه مورد بررسی در بلوک ۱ وجود دارد.

تحلیل مذکور حاکی از وجود ۲، ۴ و ۶ بردار همجمعی به ترتیب برای بلوک‌های ۲، ۳ و ۴ می‌باشد که نشان می‌دهد میان قیمت مناطق مختلف موجود در هر بلوک، رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد و می‌تواند مؤید این موضوع باشد که بازار مسکن مناطق مندرج در هر یک از این بلوکها دارای ویژگیهای مشترکی می‌باشند. به عبارت دیگر قیمت‌های مسکن مناطق مختلف موجود در هر بلوک دارای رفتار همگرا در بلندمدت بوده و از تغییرات بلندمدت آنها در یک راستا بوده به گونه ای که رفتار تعادلی بلندمدت آنها مشابه هم می‌باشد.

۵- نتیجه گیری و ارائه پیشنهاد

بطور کلی با توجه به نتایج حاصل از آزمونهای همجمعی می‌توان چنین نتیجه گیری کرد که روند قیمت‌های مسکن مناطق تهران در بلند مدت رفتار تعادلی مشابهی نداشته و لذا همگرا نمی‌باشند. لیکن با توجه به شناسایی بردارهای همجمعی میان قیمت مسکن در درون هر بلوک (در دسته بندی مناطق تهران در ۴ بلوک) می‌توان به این نتیجه رسید که میان قیمت‌های مسکن در درون هر بلوک همگرایی به صورت رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. لذا با عنایت به ناهمگنی مسکن و بازار آن و تفاوت آنها در سطوح قیمت، زمان و کیفیت واکنش به شوک های ملی و تفاوت در عوامل محلی مؤثر بر قیمت های مسکن، اجرای یک سیاست یکسان اقتصادی برای کنترل نوسانات قیمت مسکن موثر و کارآمد نخواهد بود بلکه این امر می

بایستی از طریق محدود کردن منطقه مورد مطالعه به محدوده ای با درجه نسبتاً بالای جانمایی املاک در آن صورت پذیرد.

نقش عوامل اطلاعاتی در عملکرد بازار مسکن مهم و البته مورد غفلت می باشد. در این راستا اتخاذ سیاستهایی در جهت پراکندن اطلاعات ۱۰ در بازار مسکن نظیر اطلاعات مربوط به املاک در معرض فروش، متقاضیان خرید و شرایط آنان و بویژه قیمت‌های روز مورد معامله می تواند با تقویت بازار مسکن به لحاظ اطلاعاتی هزینه های مبادله گردآوری اطلاعات، عدم تقارن اطلاعاتی و وقفه های عاملان در تصمیم گیری را کاهش داده و سرعت واکنش بازار مسکن در مواجهه با شوک های وارده را افزایش و لذا طول دوره تأثیرگذاری شوکها را کاهش دهد. برای مثال تشکیل بانک اطلاعاتی جامع و به روز بازار مسکن حاوی کلیه تحولات از جمله قیمت‌های مورد معامله و املاک عرضه و تقاضا شده می تواند در این راستا ارزیابی شوند. همچنین با توجه به عدم تقارن اطلاعاتی بین خریدار و فروشنده (سازنده) مسکن طراحی مدرکی نظیر شناسنامه حاوی اطلاعات مربوط به خصوصیات کالبدی و غیرقابل مشاهده هر واحد مسکونی به هنگام خرید و فروش می تواند به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی و ریسک خرید و بهبود عملکرد بازار بیانجامد.

تفکیک تقاضای مصرفی و سرمایه ای مسکن اهمیت اساسی در برنامه ریزی بخش مسکن دارد، زیرا ممکن است یکی از هدفهای برنامه ریزی بخش مسکن، کنترل تکانه های ادواری بخش مسکن باشد و این موضوع از بخش سرمایه اقتصاد و تقاضای سرمایه ای مسکن ریشه می گیرد، بنابراین سیاستهای موثر بر عرضه و تقاضای مسکن از دیدگاه مصرفی هیچ تأثیری بر آن ندارد و گاهی ممکن است به تشدید تکانه ها نیز منجر شود. تقاضای سرمایه ای مسکن که در کشورهای در حال توسعه مطرح است، مشکلات فراوانی برای اقتصاد این کشورها به وجود می آورد. یکی از مهمترین مشکلاتی که از این نوع تقاضا به وجود می آید، انتقال سرمایه از بخشهای مولد اقتصادی به فعالیت دلالی در بخش مسکن و کسب درآمدهای بادآورده است. مشکل دیگر، افزایش ادواری قیمت های مسکن و پیدایش تکانه های اقتصادی است که آثار سوء فراوانی دارد. رونق های کوتاه مدت و رکودهای طولانی در بخش مسکن که به دلیل ارتباطات قوی پسین و پیشین این بخش با کل اقتصاد، برکل فعالیتهای اقتصادی اثر می گذارد، حاصل تسلط تقاضای سرمایه ای مسکن می باشد. شناسایی نوع تقاضا در سطوح مختلف منطقه ای، شهری و محلی کمک فراوانی به سیاست گذاری مناسب اقتصادی در جهت هدایت و کنترل این بخش می نماید و بررسی تقاضای مسکن در میان شهرها یا حتی مناطق مختلف شهری، پیروی از الگوی خاص مکانی را نشان می دهد و در نهایت، سیاست گذاری در مناطق مختلف مکانی را ایجاب می نماید. در برخی از شهرهای یا حتی مناطق و محله های شهر، تقاضای مصرفی مسکن اهمیت دارد و در مناطق یا محله های دیگر، تقاضای سرمایه ای عنصر قالب به شمار می رود. شهرداری ها و دولت می توانند با استفاده از ابزارهای سیاستی، نظیر عوارض، مالیات ها، وضع قوانین، به کنترل و هدایت تقاضای مسکن و به ویژه تقاضای سرمایه ای مسکن بپردازند و از بروز تکانه های ادواری در بخش مسکن جلوگیری کنند یا این که از شدت آن بکاهند.

فهرست منابع

- ۱) ابریشمی، حمید؛ محسن مهرآرا؛ ۱۳۸۱؛ "اقتصاد سنجی کاربردی (رویکردهای نوین)"، انتشارات دانشگاه تهران، شماره ۲۵۵۳.
- ۲) اندرس، والتر، ۱۳۸۶، "اقتصاد سنجی سری های زمانی با رویکرد کاربردی"، مترجمان مهدی صادقی و سعید شوال پور، انتشارات دانشگاه امام صادق (علیه السلام)، جلد دوم.
- ۳) رحیمیان، سارا (۱۳۸۸)، "تحلیل عوامل تاثیرگذار بر قیمت مسکن در مناطق شهری ایران طی دوره (۱۳۷۰-۱۳۸۵)"، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی
- ۴) رفیعی، مینو، ۱۳۸۲، "سرمایه گذاری در مسکن در مناطق مختلف کشور"، فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۳۴، صفحه ۴۵-۲۸.
- ۵) فرهنگ، شکوفه و فروغی، فردوس، ۱۳۹۰، "تحلیل فضایی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران (رهیافت رگرسیون وزنی جغرافیایی)"، سومین کنفرانس برنامه ریزی و مدیریت شهری مشهد مقدس.
- ۶) کیانی، نیکو؛ رزمی؛ ۱۳۸۸؛ "تحلیل دینامیکی بازار مسکن شهر تهران"، فصلنامه علمی اقتصاد مسکن، شماره های ۴۳ و ۴۴، صفحه ۹۶-۹۳.
- ۷) متوسلی، محمود و محمدی، شاپور و درودیان، حسین (۱۳۸۹)، "تحلیل تسری نوسانات قیمت مسکن بین مناطق مختلف شهر تهران با استفاده از الگوی خود رگرسیون فضایی تلفیقی (SAR panel) و الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)"، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال دهم، شماره اول، صفحات ۱۱۳-۱۳۱
- ۸) محمدزاده اصل، نازی؛ قدرت الله امام وردی؛ محمد سرسر افراز؛ ۱۳۸۹؛ "رتبه بندی شاخص های رفاه شهری مناطق مختلف شهر تهران"، مجله پژوهش و برنامه ریزی شهری، سال اول، شماره اول، صفحه ۸۵-۱۰۶
- ۹) نوفرستی، محمد، ۱۳۷۸، "ریشه واحد و همگویی در اقتصاد سنجی"، نشر موسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران.
- 10) Ashworth, J & Parker, S. (1997), "Modelling Regional House Prices in the UK", Scottish Journal of Politics Economy, Vol. 44, No.3, pp. 225-46
- 11) Barot, B. & Yang, Z. (2002), "House Prices and Housing Investment in Sweden and the UK: Econometric analysis for the Period 1970- 1998", Review of Urban & Regional Development
- 12) Studies, Vol. 14, No 2, July 2002
- 13) Beltratti, A. and Morana, C. (2010); "International Housing Prices and Macroeconomic Fluctuations", Journal of Banking and Finance, No ۳۴, pp. ۵۳۳- ۵۵۵.
- 14) Bhattacharjee, A & Jensen, C. (2005) "REGIONAL HOUSING MARKET SPILLOVERS, A Model of Regional Housing Markets in England and Wales", School of Economics and Finance University of St. Andrews, UK.
- 15) 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
- 16) Hort, K. (1998), "The Determinants of Urban House Price Fluctuations in Sweden 1968-1994", Journal of Housing Economics, Vol. 7, pp. 93-120

- 18) Johnstone , Harvey and Watuwa,Richard (2007), "House Price in Canada: An Empirical Investigation", , Journal of Urban Economics, vol.35, No.1, PP.1-27
- 19) Gimeno, R. and Martinez-Carrascal, C. (۱۰۱۰); "The Relationship between Housing Prices and House Purchase Loans: The Spanish case", Journal of Banking and Finance, No 34, pp. 1849-1855
- 20) MacDonald, R & Taylor, M.P. (1993), "Regional House Price in Britain: Long-Run Relationships and Short-Run Dynamics", Scottish Journal of Political Economy, Vol. 40,No.1, pp. 43-55
- 21) Meen, G. (1999), "Regional House Prices and the Ripple Effect: A new Interpretation", Housing Studies, Vol.14, No.6, pp.733-53
- 22) Oikarinen,Elias(2006),"The Diffusion of Housing Price Movements from Centre to Surrounding Areas", Journal of Housing Research, vol.15, Issue.1
- 23) Vansteenkiste .I. (2007), "IN THE US LESSONS FROM REGIONAL DIVERGENCES IN A COMMON MONETARY POLICY SETTING", WORKING PAPER SERIES NO 708
- 24) Weia ,W& Wangb H. (2004), "The Heterogeneous Effect of Monetary Policy on Regional Real Estate Market", Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China

یادداشت‌ها

¹. South-East Effect

^۲. در این رابطه رک: Berg,lennart(2002),pp2

³. (Oikarinen,Elias(2006),pp.8)

⁴. Meen, G. (1999)

⁵. Barot, B. & Yang, Z. (2002)

⁶. Holmes, M. J & Grimes, A. (2005)

⁷. Clustering

⁸. Cross-Partial Correlation

^۹. محمدزاده اصل‌نمازی، امام وردی، قدرت‌الله و محمد سررسر افراز، ۱۳۸۹، رتبه بندی شاخص های رفاه شهری مناطق مختلف شهر تهران، مجله پژوهش و برنامه ریزی شهری، سال اول، شماره اول، صص ۱۰۶-۸۵

¹⁰. Information dissemination.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی