فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و دوم، شماره ۷۱، پاییز ۱۳۹۳، صفحات ۲۸-۵

نقش سفته‌بازی بر تغییرات قیمت مسکن در ایران (۱۳۸۷-۱۳۷۰)

فرهاد خدادادکاشی
استاد اقتصاد دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران
khodadad@pnu.ac.ir

نرگس رزبان
کارشناس‌ارشد اقتصاد (نویسنده مسئول)
narges_razban@yahoo.com

بخش مسکن طی چند دهه اخیر با دوره‌های رونق و رکود تورمی و افزایش بی‌رویه و جهش‌وار قیمت همراه بوده است. بروز نوسان‌های ادواری در این بخش باعث ایجاد معضلات ساختاری و بعضاً اجتماعی گردیده و به این دلیل تحلیل نوسان‌های بازار همواره مورد توجه سیاستگذاران قرار گرفته است. در این مقاله در پی بررسی اثر سفته‌بازی بر نوسان‌های بازار مسکن در ایران طی دوره ۱۷ ساله (۱۳۸۷-۱۳۷۰) با استفاده از معادله تعادلی قیمت و تکنیک شبیه‌سازی می‌باشیم. در این بررسی برای تخمین ضرایب معادلات از تکنیک ژنتیک الگوریتم استفاده شده و نتایج با برنامه‌نویسی در نرم‌افزار Matlab شبیه‌سازی شده است. نتایج حاکی از آن است که انگیزه سفته‌بازی نتیجه انتظارات قیمتی و تحلیل روند قیمت دوره‌های گذشته توسط سرمایه‌گذاران بوده که به‌صورت تقاضای سفته‌بازانه در بازار نمود می‌یابد. تقاضای سفته‌بازی تأثیر قابل ملاحظه‌ای در ایجاد نوسان‌های قیمتی در بازار مسکن دارد و موجب بروز دوره‌های رونق و رکود قیمتی در این بازار می‌گردد، همچنین با بررسی کشش قیمتی عرضه می‌توان نتیجه گرفت که افزایش سرعت تولید و تقویت سمت عرضه می‌تواند فاکتور اساسی در کنترل نوسان‌های بازار با پاسخگویی به تقاضای سفته‌بازی باشد.

طبقه‌بندی JEL: *D84, R21, R31*.
واژه‌های کلیدی: *قیمت مسکن، نوسان‌های بازار مسکن، انتظارات قیمتی، سفته‌بازی، کشش قیمتی عرضه.*

***تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۳/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/٤/۵**

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

۱. مقدمه

سیکل تجاری در معنای عام خود به نوسان‌های فعالیت‌های اقتصادی اطلاق می‌گردد که دارای نوعی تکرار می‌باشد. سیکل تجاری به‌معنای نوسان‌هایی در سطح اشتغال، سطح درآمد خانوارها و بنگاه‌ها، سطح قیمت‌ها، نرخ بهره و پاره‌ای متغیرهای اساسی دیگر است که به‌طور مستقیم و غیرمستقیم اثر قابل توجهی بر رفاه اقتصادی دارد. رفتار سیکلی در انواع مختلف دارایی‌های حقیقی از جمله مسکن نیز ظهور می‌یابد. با توجه به ارتباط پسین و پیشین بخش مسکن با سایر بخش‌های اقتصادی و جایگاه ویژه این بخش در اقتصاد کلان بروز نوسان‌های قیمتی در این بخش سایر بخش‌های اقتصاد را تحت تأثیر قرار خواهد داد.

بررسی روند تاریخی قیمت در بخش مسکن حاکی از آن است که در برخی دوره‌ها قیمت مسکن رشد یکباره و نسبتاً زیاد را تجربه نموده است، به‌عبارتی علیرغم روند صعودی قیمت در طول زمان دوره‌هایی با رشد قیمت بالاتر از میانگین و دوره‌هایی با رشد قیمت پایین‌تر از میانگین در بازار مسکن اتفاق افتاده که می‌توان از آن به دوره‌های رونق و رکود تعبیر نمود. از آنجا که تقاضای مسکن شامل دو بخش تقاضای مصرفی و تقاضای سوداگرانه می‌باشد بروز رفتار نوسانی قیمت در بازار مسکن موجب اخلال در تأمین مسکن مصرفی (تقاضای مصرفی) خواهد شد. بررسی وضعیت مسکن طی دهه‌های اخیر نشان می‌دهد علیرغم پرداخت یارانه در این بخش و کاهش شاخص تراکم خانوار در واحد مسکونی[1] وضعیت مسکن از لحاظ دسترسی و نرخ مالکیت بهبود چندانی نیافته است.

با افزایش قیمت‌ها ناشی از ورود نقدینگی سرگردان تقاضای مصرفی به‌طور نسبی کاهش و تقاضای سوداگرانه به‌دلیل کاهش ریسک سرمایه‌گذاری در بخش مسکن افزایش می‌یابد و سبب ایجاد حباب در بخش می‌شود. ایجاد حباب علاوه بر اخلال در دسترسی به مسکن مصرفی موجب عدم ثبات مالی اقتصاد و آشفتگی در بازار مسکن شده و سایر بازارهای مرتبط با آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد، از این رو بررسی دوره‌های رونق و رکود در بخش مسکن و تحلیل دلایل بروز چنین رفتار قیمتی در این بازار اهمیتی دوچندان می‌یابد و می‌تواند در امر سیاستگذاری بسیار مهم باشد.

این مقاله در ۷ بخش مشتمل بر ادبیات تحقیق، پیشینه تحقیق، تشریح مدل کاربردی، معرفی داده‌ها، نتایج تخمین و شبیه‌سازی و نتیجه‌گیری نگارش شده است.

---

۱. این شاخص حاصل تقسیم تعداد خانوار بر تعداد واحد مسکونی است که طی دهه‌های اخیر بهبود قابل‌ملاحظه‌ای یافته است. به‌عبارتی، عرضه مسکن از تعداد خانوار جدید اضافه‌شده پیشی گرفته است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

۲. ادبیات تحقیق

یکی از موضوعاتی که از دیرباز توجه اقتصاددانان را به خود معطوف داشته است سیکل‌ها یا ادوار تجاری در اقتصاد، دلایل بروز آنها، نظم‌ها و قواعد مشاهده‌شده در آنها، پیامدها و چگونگی مقابله با آنها بوده است. سیکل‌ها یا ادوار تجاری بیانگر نوسان‌ها و انحرافات سطح فعالیت‌های اقتصادی از یک روند نرمال در طول زمان است. سیکل تجاری در معنای عام خود به نوسان‌های فعالیت‌های اقتصادی اطلاق می‌شود که دارای نوعی تکرار است. در واقع، نوسان‌های دوره‌ای در سطح قیمت‌ها، سطح تولید کالاها و خدمات گوناگون، سطح اشتغال (بیکاری)، مقدار سرمایه‌گذاری، نرخ بهره، سطح دستمزدها، عرضه و تقاضای پول و اعتبار، شکل‌گیری ورشکستگی بنگاه‌های اقتصادی و مواردی از این دست بروز می‌کند که اصطلاح ادوار یا سیکل‌های تجاری را برای آن به‌کار می‌برند. از آنجا که سیکل‌های تجاری به‌صورت مکرر رخ می‌دهند می‌توان قانونمندی‌هایی را در آنها کشف نمود و بر اساس آن این سیکل‌ها را مورد تجزیه‌وتحلیل اقتصادی قرار داد. در حالت کلی، سیکل تجاری شامل دو دوره بهبود و رونق فعالیت‌های اقتصادی از یک سو و رکود و کسادی فعالیت‌های اقتصادی از سوی دیگر است.

برخی اقتصاددانان سیکل‌های دارایی را دارای منشأ طبیعی می‌دانند، به این ترتیب که تغییر در محیط طبیعی موجب تغییر رفتارهای انسانی و فعالیت‌های اقتصادی می‌شود که این تغییر نیز نیروهای عرضه و تقاضای بازار دارایی‌های حقیقی را متأثر می‌سازد و این نیروهای عرضه و تقاضا در بازگشت بر عملکرد دارایی‌ها مؤثرند. برخی دیگر از اقتصاددانان از جمله استوکن به روانشناسی گروهی معتقدند. آنها می‌گویند افراد در یک اجتماع به‌صورت انفرادی عمل نمی‌کنند، بلکه از فضای روانی ایجاد شده در جامعه تأثیر می‌گیرند. به‌عنوان مثال، در یک جامعه در حال رونق و رشد اقتصادی خوشبینی در افراد افزایش یافته و مردم ریسک‌پذیرتر می‌شوند و این حالت در بازگشت زمینه را برای یک شکست (رکود) فراهم می‌سازد.

به‌طور کلی، در بخش مسکن دو دیدگاه پولی و حقیقی پیرامون سیکل‌ها در این بخش وجود دارد. در دیدگاه پولی منشأ ایجاد سیکل در بازار مسکن تغییرات در سیاست‌های پولی و وجود شوک‌های پولی می‌باشد. حساسیت بهره‌ای بازار مسکن باعث می‌شود انقباض پولی و افزایش نرخ بهره هزینه در بازار مسکن را افزایش دهد. این افزایش هزینه در بازار مسکن منجر به انقباض در این بازار و بازارهای وابسته می‌گردد، همچنین تقاضا برای مسکن نیز به‌دلیل کاهش درآمد کاهش یافته و به این ترتیب رکود بر بازار حاکم می‌شود. اقتصاددانان دیدگاه حقیقی برخلاف اقتصاددانان دیدگاه پولی شوک‌های بازار

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

مسکن را ناشی از سایر شوک‌هایی می‌دانند که در بخش‌های دیگر اقتصاد رخ می‌دهد. آنها معتقدند که سیکل‌های بازار مسکن ریشه در عوامل غیرپولی دارد و بر بازار عوامل تولید مسکن تأکید دارند.

اصولاً فعالیت سوداگری به‌معنای خرید یا فروش بر اساس قیمت‌های انتظاری در آینده است. در این فرایند اگر مسیر تغییرات قیمت صحیح پیش‌بینی شده باشد فعالیت سوداگرانه سودمند بوده و خرید و فروش در بازار رونق می‌گیرد. در متون اقتصاد کلاسیک امکان وجود فعالیت سوداگرای در بازار مسکن به‌دلیل هزینه‌های معاملاتی بالا نادیده انگاشته شده است، چراکه این هزینه‌های معاملاتی موجب از بین رفتن عواید سرمایه‌ای می‌گردند، اما منتقدان مکتب کلاسیک می‌گویند با وجود هزینه‌های معاملاتی بالا سوداگری در بخش مسکن صورت می‌گیرد. اغلب مطالعات انجام‌شده در بیشتر کشورهای دنیا به سوداگری در بازار زمین و مستغلات به‌عنوان عامل محرک در ایجاد سیکل تأکید دارند.

تعریف ساده سوداگری در بازار مستغلات که توسط مالپزی و واچر (۲۰۰۲) بیان شد این است که فرد می‌خواهد در بازار مستغلات به‌عنوان یک بازار در حال رشد سرمایه‌گذاری کند تا از عایدی آن برای رفاه خود و خانواده‌اش در دوران بازنشستگی استفاده نماید. زمانی‌که تمام اشخاص همانند این فرد فکر کنند سوداگری در بازار شکل می‌گیرد. ریشه بیماری ساختاری و رشد حباب‌گونه قیمت مسکن را در دو دلیل می‌توان جستجو نمود:

– ضعف زمینه‌های سرمایه‌گذاری در بخش‌های صنعت و کشاورزی

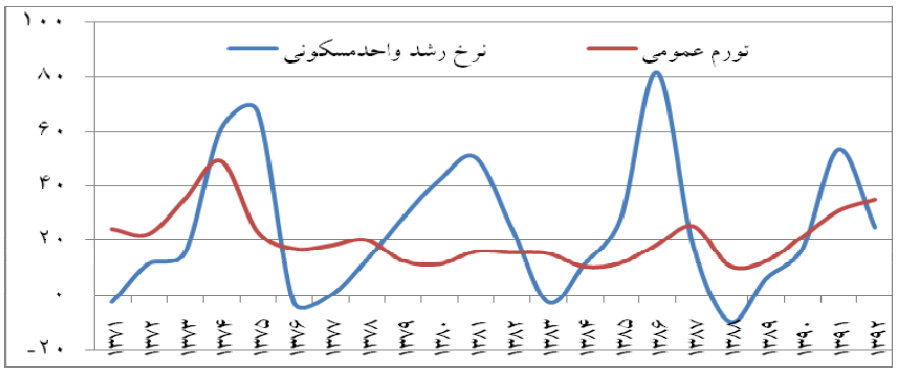
– نقش مسکن به‌عنوان یکی از مهم‌ترین دارایی‌های خانوارها

بر این اساس، توجه به مسکن به‌عنوان دارایی همواره یکی از اجزای اصلی تقاضا در بخش مسکن و مستغلات را تشکیل می‌دهد. در درون این تقاضای دارایی فعالیت‌های سوداگرانه به‌عنوان عنصر اساسی و تأثیرگذار چه در نوسان‌های این بخش و چه در الگوهای تولید و مصرف آن شناخته می‌شود. آنچه در پژوهش‌های مسکن کمتر به آن توجه شده این است که نقدینگی سرگردان و ورود آنها به بازار مسکن می‌تواند بحران‌های بسیاری را در سطح اقتصاد کلان ایجاد نماید که بحران ۱۹۹۹ شرق آسیا نمونه‌ای از این تأثیرات است.

سفته‌بازی نه‌تنها از سوی خریداران بلکه توسط سازندگان حرفه‌ای که با هدف فروش تولید می‌کنند و سرمایه‌گذاران و مؤسسات پولی و اعتباری سرمایه‌گذار در بازار املاک تشویق و تشدید می‌شود. سازندگان و مؤسسات تأمین مالی با هدف سفته‌بازی (بورس‌بازی) وارد بازار دارایی‌های غیرمنقول و مسکن می‌شوند. این پدیده توسط بسیاری از دانشمندان اقتصاد مسکن در کشورهای توسعه‌یافته یا در حال توسعه تأیید شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

نرخ رشد قیمت یک واحد مسکونی متوسط در مقابل تورم عمومی طی سال‌های (۱۳۹۰-۱۳۷۱) در نمودار زیر نشان داده شده است. همانطور که در نمودار مشخص است الگوی نوسان‌های بازار مسکن در دو دهه گذشته به گونه‌ای است که قیمت مسکن در یک دوره از ثبات نسبی برخوردار بوده و تا حدودی عرضه بر تقاضا تفوق یافته و رکودی بر بازار معاملات و سرمایه‌گذاری حاکم می‌گردد. پس از طی این دوره انبوه تقاضا وارد بخش شده و از آنجا که عرضه مسکن در کوتاه‌مدت نمی‌تواند پاسخگوی این تقاضا باشد قیمت مسکن به‌صورت جهش‌وار افزایش می‌یابد و رونق بر بازار حاکم می‌گردد.



نمودار ۱. مقایسه تورم عمومی و نرخ رشد واحد مسکونی

عدم اطمینان به بازار سرمایه، کالای امن بودن مسکن، اعتقاد به عدم کاهش قیمت مسکن میان سرمایه‌گذاران، افزایش تحریم‌ها و رکود صنعت و عدم سرمایه‌گذاری در آن و از سویی ورود بخشی از تسهیلات اعطایی در قالب طرح‌های زودبازده به بخش مسکن[1] موجبات رونق سفته‌بازی و تبدیل شدن مسکن به کالایی سرمایه‌ای را فراهم نموده که از عوامل اصلی افزایش قیمت مسکن در ایران به‌شمار می‌رود (آرام‌بنیار، ۱۳۸۸). علاوه بر این، مسکن در ایران به‌عنوان پشتوانه مالی مطمئن و تأمین اجتماعی قوی خانوار نیز عمل می‌کند، بنابراین علاوه بر تقاضای سرمایه‌ای موجود تقاضای مصرفی نیز به‌نوعی جنبه سرمایه‌ای دارد.

دینامیسم نوسان‌های بازار مسکن را می‌توان چنین توصیف نمود. ابتدا منابع عظیم مالی به‌صورت سوداگرانه بنا به دلایل مختلفی که به‌طور عمده ناشی از رشد نقدینگی در سطح کلان است به‌سوی بخش مسکن سوق می‌یابند. در شرایط فقدان الگوها و کانال‌های مناسب ورود نقدینگی به‌تدریج حالت هجمه‌ای به خود می‌گیرد و از آنجایی که فعالیت‌های سوداگرانه در بازارهای سودآور جلوه می‌کنند

۱. با استناد به گزارش نظارتی از بنگاه‌های زودبازده که به سفارش بانک مرکزی بر مبنای نمونه‌گیری تصادفی از ۱۰ درصد طرح‌ها در مهرماه ۱۳۸۷ تهیه شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

سود در بخش مسکن تا زمانی که اضافه عرضه در بخش به یکباره انتظارات را نسبت به سودآوری این بخش تغییر دهد بالا می‌ماند. پس از آن، بخش مسکن دچار رکود شده و به‌دلیل ارتباطات پسین و پیشین بخش مسکن با سایر بخش‌های اقتصادی با رکود بخش مسکن مجموعه اقتصاد به‌سمت بحران پیش خواهد رفت (یزدانی، ۱۳۸۲).

۳. پیشینه تحقیق

یکی از قدیمی‌ترین مطالعات در زمینه مسکن نظریه میوت می‌باشد. وی قیمت مسکن را بر ستانده و سایر عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای مسکن برازش نمود. تأکید میوت عمدتاً بر اختلاف میان موجودی مطلوب و بالقوه مسکن و چگونگی پر شدن این شکاف و فرض اصلی وی وجود تعادل در بازار مسکن در بلندمدت بوده است.[۱] وی در تحقیق خود بیان می‌دارد که در طول زمان همچنانکه موجودی واقعی افزایش یافته و به سطح موجودی مطلوب نزدیکتر می‌گردد قیمت واقعی به قیمت تعادلی نزدیکتر شده و زمانی که این دو قیمت یکسان شوند انگیزه سفته‌بازی از بین می‌رود. وی دلیل به‌وجود آمدن این شکاف را ناشی از عوامل متعددی نظیر افزایش درآمد خانوار، کاهش نرخ بهره، کاهش مالیات و... عنوان می‌کند.

دوزانسکی و کاچ (۲۰۰۶) ضمن تمایز قائل شدن بین نقش مسکن به‌عنوان یک کالای مصرفی و سرمایه‌ای آن توجیهی برای ارتباط مثبت بین تولید مسکن و قیمت آن ارائه داده‌اند. در این الگو به شکل‌گیری انتظارات فرد در مورد قیمت‌های نامطمئن آتی که در قالب ارتباط بین قیمت‌های فعلی و قیمت مورد انتظار نمایان می‌شود نقش اساسی داده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که تغییرات قیمت مسکن هر دو اثر سرمایه‌ای و مصرفی مسکن را در بردارد، اما آنچه موجب افزایش تقاضا برای مالکیت مسکن می‌شود اثر سود سرمایه آن است و اثر سود سرمایه بر مصرف شخصی قالب است.

مالپزی و واچر (۲۰۰۲) در مطالعه خود بر نقش سوداگری در ایجاد نوسان‌های در بازار مسکن تمرکز نموده‌اند. آنها برای بررسی سوداگری در بازار مسکن به تشریح یک مدل دینامیکی ساده برای قیمت تعادلی بر پایه مدل‌های تعدیل موجودی پرداخته‌اند. در مطالعه آنها انتظارات قیمتی مهم‌ترین دلیل بروز رفتار سوداگرانه در بازار مسکن است، از این رو در محاسبه قیمت تعادلی جزء مربوط به انتظارات قیمتی (ضریب تغییرات قیمت مسکن در دو دوره متوالی) که نشان‌دهنده سوداگری در بازار مسکن است گنجانده شده است و شبیه‌سازی بر کشش قیمتی عرضه و ضریب مربوط به تغییرات قیمت مسکن صورت پذیرفته است. نتایج حاکی از آن است که سوداگری در بازار املاک و مستغلات عامل

۱. میوت تعادل را شامل وضعیتی می‌داند که هیچگونه تمایلی در بازار برای تغییر در خالص موجودی مسکن وجود نداشته باشد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

ایجاد نوسان در این بازار است، همچنین سوداگری به شرایط عرضه بستگی دارد. شرایط عمومی تقاضا به‌ویژه تقاضای سوداگری می‌تواند موجب یک انفجار یا یک انفجار چرخه‌ای در بازار مستغلات گردد که این اثر به‌وسیله کشش قیمتی در عرضه قابل کنترل است.

کیم و سو (۱۹۹۳) در مطالعه خود امکان وجود سفته‌بازی در بازار زمین و مسکن کره و ژاپن را مورد بررسی قرار دادند. تجزیه‌وتحلیل‌های این مطالعه وجود حباب عقلایی در حال رشد اسمی و واقعی در دوره (۱۹۸۹-۱۹۷۴) در کشور کره و حباب قیمت مسکن در ژاپن را تأیید می‌کند، اما وجود حباب در بازار زمین کره و ژاپن را تأیید نمی‌کند، همچنین با توجه به اینکه حباب قیمت مسکن در اثر ورود تقاضای سفته‌بازی در بازار ایجاد می‌شود تأیید وجود حباب وجود تقاضای سفته‌بازی در بازار را تأیید می‌کند.

در ایران کم و بیش به بحث‌های مربوط به حباب قیمت و دوره‌های رونق و رکود پرداخته شده است، اما در رابطه با سفته‌بازی در بازار مسکن تقریباً هیچ مطالعه مشخصی انجام نشده است.

قلی‌زاده (۱۳۸۸) به بررسی حباب قیمت مسکن، نحوه شکل‌گیری و اندازه آن و نیز آثار سیاست پولی بر رفتار حباب‌گونه قیمت مسکن پرداخته است. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که تحولات قیمت مسکن در دوره مورد بررسی رفتار حباب شکل داشته است. ریشه تشکیل حباب و وجود تقاضای سوداگرانه در بازار است. تکانه‌های قیمت مسکن اگر به‌صورت غیربنیادی باشد زیان‌های متعدد مالی و اقتصادی به‌وجود می‌آید و وجود حباب طولانی‌تر آثار احتمالی بدتری خواهد داشت.

یزدانی (۱۳۷۹) در مطالعه‌ای مبنای شکل‌گیری نوسان‌های در بازار مسکن را بر مبنای شکل‌گیری انتظارات قیمتی و سودآوری بخش مسکن مورد بررسی قرار داده است. ابتدا مبانی نظری سوداگری (انتظارات قیمتی در آینده) در بازار ارائه گردیده، سپس نقدینگی بخش مسکن در دو بخش مصرفی و دارایی برآورد شده است. نتایج مدل نشان می‌دهد که در روند تحول نقدینگی کل بخش مسکن تقاضای مصرفی با روند ملایم همواره فزاینده بوده است و در مقابل سیکل‌های رکود و رونق در بخش مسکن همگی مربوط به تقاضای سوداگرانه بوده است.

خلیلی‌عراقی و رحمانی (۱۳۸۰) به‌منظور بررسی عوامل ایجادکننده سیکل‌های بخش مسکن ایران از روش‌های اقتصادسنجی استفاده نموده‌اند. نتایج حاکی از آن است که نوسان‌های کل فعالیت‌های اقتصادی و نوسان‌های درآمدهای نفتی دلیل ایجاد نوسان‌های بخش مسکن هستند و نوسان‌های فعالیت‌های بخش مسکن عمدتاً منشأ تقاضا دارد، به این معنا که نوسان‌های کل فعالیت‌های اقتصادی با افزایش و کاهش رشد تقاضای بخش مسکن به افزایش و کاهش رشد فعالیت‌های بخش مسکن با

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

مقداری وقفه منجر می‌گردد، همچنین به‌نظر نمی‌رسد که منشأ ایجاد نوسان‌های فعالیت‌ها در بخش مسکن ناشی از شوک‌های عرضه‌ای و هزینه‌ای در این بخش باشند.

نیلی و درگاهی (۱۳۷۸) در مطالعه خود به بررسی تحولات متغیرهایی از قبیل سرمایه‌گذاری، مصرف خصوصی، مخارج دولتی، عرضه پول و طرف عرضه اقتصاد پرداخته‌اند. بر اساس این مطالعه سرمایه‌گذاری ثابت ناپایدارترین جزء تقاضای کل در اقتصاد ایران است و به‌عنوان عامل ایجاد سیکل‌های تجاری تلقی شده است. از سوی دیگر، روند فزاینده عرضه پول و تورم شدید باعث افزایش عدم اطمینان و بی‌ثباتی در محیط اقتصادی گردیده است که به‌نوبه خود جهت‌گیری پس‌انداز بخش خصوصی را به‌سمت فعالیت‌های سرمایه‌گذاری مولد و بلندمدت بازداشته و به‌سوی فعالیت‌های سفته‌بازی پربازده و دارای برگشت سریع سرمایه سوق داده است، بنابراین عدم تعادل پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را می‌توان یکی از علل رکود اقتصادی دانست، همچنین در این مطالعه نشان داده شده است که مخارج مصرفی کالاهای بادوام یکی از عوامل ایجاد سیکل‌های تجاری است. مخارج حقیقی دولت نیز به‌عنوان ابزار سیاست مالی دارای نقش در ایجاد یا اصلاح سیکل تجاری می‌باشد.

٤. تشریح مدل کاربردی

مدل مورد استفاده در این مقاله مدل دینامیکی ساده و تغییریافته مدل مالپزی و مایو (۱۹۹۷) است که توسط مالپزی و مکلنان (۲۰۰۱) بسط داده شد و مالپزی و واچر در سال ۲۰۰۲ آن را برای داده‌های کشور آمریکا تخمین زدند. آنها در مطالعه خود ثابت نمودند که انتظارات قیمتی مهم‌ترین عامل بروز رفتار سوداگرانه در بازار مسکن است. این مدل بر پایه روش تعدیل موجودی سرمایه[1] یا تعدیل جزئی[2] می‌باشد که برای بخش مسکن و در بعد تقاضا تشریح گردیده است.

مدل ارائه‌شده توسط مالپزی و واچر که در ادامه به آن می‌پردازیم بر پایه مدل تعدیل موجودی است و تأکید مدل ایشان بر سوداگری به‌عنوان پدیده‌ای در سمت تقاضاست. روش تعدیل موجودی لازمه تخمین مدل‌های دینامیک است. در این روش معادله تقاضا به‌صورت زیر خواهد بود:

$$Q_D = \delta(K^* - K_{-1}) \qquad (1)$$

1. Stock Adjustment Model
2. Partial Adjustment Model

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

که در آن، Q_D: مقدار تقاضا، K^*: موجودی مطلوب[1] و k_{-1}: مقدار موجودی در دوره قبل است.

$$K^* = \bar{\alpha} + \alpha_1 P + \alpha_2 Y + \alpha_3 N \quad (۲)$$

که در آن، P: قیمت، Y: درآمد و N: جمعیت می‌باشد و معادله عرضه به‌صورت معادله (۳) در نظر گرفته شده است.

$$Q_S = \bar{\beta} + \beta_1 P \quad (۳)$$

در ادامه توضیح مختصری از مدل مورد استفاده ارائه شده است. با توجه به وجود عناصر جمعیت و درآمد در معادله تقاضا مالپزی و واچر نشان دادند که معادله تقاضا از دو جزء تشکیل شده است، بنابراین:

$$K^* = D + \alpha_1 P_1, \alpha_1 < 0 \quad (۴)$$

که در آن، D: جزء ثابت (ذخیره) تقاضاست که به‌وسیله درآمد و جمعیت توضیح داده می‌شود. با توجه به اینکه سوداگری پدیده‌ای در سمت تقاضاست و سوداگر معمولاً بر اساس انتظارات تطبیقی عمل می‌کند مدل تقاضا به‌شرح زیر خواهد بود:

$$K^* = D + \alpha_1 P + \alpha_4 dP, \alpha_1 < 0, \alpha_4 > 0 \quad (۵)$$

در رابطه با عرضه نیز از مدل بسط داده شده مالپزی و مکلنان که قیمت دوره‌های مختلف را به‌عنوان عامل مؤثر عرضه مسکن می‌داند استفاده شده است، بنابراین معادله عرضه به‌صورت زیر خواهد بود:

$$Q_{st} = \beta_0 p_t + \beta_1 P_{t-1} + \beta_2 P_{t-2} + \cdots + \beta_n P_{t-n} \quad (۶)$$

که در اینجا برای سادگی $Q_{st} = \beta_0 p_t + \beta_1 P_{t-1}$ را در نظر گرفته شده است. با جایگزینی مقادیر به‌دست آمده برای K^* و D و از برابری $Q_{st}=Q_D$ معادله فرم حل شده قیمت به شرح زیر به‌دست می‌آید:

$$P_t = \frac{\beta_1}{\beta_0 + \delta\alpha_0} p_{t+1} + \frac{\delta}{\beta_0 - \partial\alpha_0} D - \frac{\delta}{\beta_0 - \partial\alpha_0} K_{-1} \quad (۷)$$

۱. موجودی مطلوب تعداد واحد مسکونی مطلوب برای پاسخگویی به مجموع تقاضای بازار است نه تعداد واحد مسکونی موجود در بازار.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

مالپزی و واچر برای درک اثر سفته‌بازی املاک بر قیمت مسکن از یک مدل شبیه‌سازی شده استفاده نمودند. در این مدل سفته‌بازی به کشش عرضه مسکن و تغییرات قیمت بستگی دارد، بنابراین پارامترهایی که بر آن تمرکز می‌شود B_i: کشش قیمت عرضه و a_4: کشش تقاضا در پاسخ به تغییرات قیمت به‌عنوان عناصر سفته‌بازی است. دیگر پارامترها a_1: کشش قیمتی تقاضا در بازار مسکن و $\bar{O}$: پارامتر تعدیل موجودی است، بنابراین مدل شبیه‌سازی‌شده به‌صورت زیر خواهد بود:

$$K_t^* = D + \alpha_1 P + \alpha_4 (P_t - P_{t-1}) \quad (۸)$$

$$Q_{st} = \beta_0 p_t + \beta_1 P_{t-1} \quad (۹)$$

$$K_t = K_{t-1} + Q_S \quad (۱۰)$$

این مدل اساس تدوین این مقاله برای داده‌های ایران است. در مدل طراحی شده این مطالعه موجودی مسکن با پارامتر s و ضریب dp معادل a_2 در نظر گرفته شده است، بنابراین معادلات زیر برای بررسی تجربی تصریح شده است:

$$Q_D = \delta(S^* - S_{-1}) \quad (۱۱)$$

$$S^* = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 (p_t - p_{t-1}) + \alpha_3 inc + \alpha_4 n \quad (۱۲)$$

$$Q_S = \beta_1 P_t + \beta_2 p_{t-1} \quad (۱۳)$$

$$Q_D = Q_s \quad (۱۴)$$

که در آن، s^*: موجودی مطلوب مسکن، S_{-1}: لگاریتم موجودی دوره قبل مسکن، inc: لگاریتم متوسط درآمد خانوار، n: لگاریتم تعداد خانوار، p_t: لگاریتم قیمت مسکن در دوره جاری، p_{t-1}: لگاریتم قیمت مسکن در دوره قبل، Q_S: لگاریتم عرضه مسکن[۱] و Q_D: لگاریتم تقاضای مسکن[۲] می‌باشد. اگر به‌جای s^* مقدار آن را در معادله تقاضا وارد کنیم معادله تقاضا به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$Q_D = \delta\alpha_0 + \delta\alpha_1 p_t + \delta\alpha_2 dp_t + \delta\alpha_3 inc + \delta\alpha_4 n + \delta S_{-1} \quad (۱۵)$$

$$dp_t = p_t - p_{t-1} \quad (۱۶)$$

۱. منظور از عرضه مسکن تعداد واحدهای جدید اضافه‌شده به بازار مسکن در هرسال یا به‌عبارتی تولید مسکن در هر سال می‌باشد.

۲. منظور از تقاضای مسکن تعداد واحدهای مسکونی مورد نیاز در بازار برای پاسخ به کل تقاضای مسکن اعم از تقاضای مصرفی و سفته‌بازی است. با توجه به اینکه برای تقاضای مسکن داده مناسبی وجود ندارد در این مدل از معادله تعادلی قیمت استفاده شده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

از برابری معادله عرضه به‌دست آمده با معادله تقاضا قیمت تعادلی به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$p_t = \frac{-\delta\alpha_0}{\beta_1-\delta\alpha_1-\delta\alpha_2} + \frac{\beta_1+\delta\alpha_2}{\beta_1-\delta\alpha_1-\delta\alpha_2}p_{t-1} \frac{\delta\alpha_3}{\beta_1-\delta\alpha_1-\delta\alpha_2}inc \frac{\delta\alpha_4}{\beta_1-\delta\alpha_1-\delta\alpha_2}n + \frac{\delta}{\beta_1-\delta\alpha_1-\delta\alpha_2}s-1 \qquad (۱۷)$$

با توجه به اینکه ضرایب معادله تعادلی قیمت هر یک ترکیبی از چند ضریب مختلف می‌باشد تخمین ضرایب در نرم‌افزار Eviews همراه با تورش خواهد بود. به‌عبارت دقیق‌تر، در معادله فرم حل‌شده (معادله ۱۷) به‌دلیل نابرابری تعداد معادلات با تعداد ضرایب امکان تخمین ضرایب با روش‌های معمولی وجود ندارد. نرم‌افزار Matlab این امکان را فراهم می‌آورد تا با استفاده از روش بهینه‌یابی بهترین برازش معادله قیمت را به‌دست آورده، سپس مقدار ضرایب را به‌دست دهد، بنابراین به‌منظور دستیابی به مقدار تمام ضرایب ترکیبی و تخمین دقیق‌تر از این نرم‌افزار استفاده شده است.

از آنجا که هدف مقاله بررسی اثر سفته‌بازی بر تغییرات قیمت مسکن است، پس از تعیین ضرایب شبیه‌سازی معادله با تغییر ضرایب به‌دست آمده از طریق همان نرم‌افزار انجام گرفته است، به این ترتیب بررسی اثر سفته‌بازی با تغییر متغیرهای مربوطه و شبیه‌سازی معادلات امکان‌پذیر شده است.

با توجه به اینکه روش مورد استفاده در مقاله تکنیک ژنتیک الگوریتم بوده است پیش از پرداختن به نتایج به‌دست آمده ارائه توضیحاتی در این رابطه ضروری است که در ادامه به اختصار بیان شده است.

الگوریتم ژنتیک الهامی از علم ژنتیک و نظریه تکامل داروین است و بر اساس بقای برترین‌ها یا انتخاب طبیعی استوار است. یک کاربرد متداول الگوریتم ژنتیک استفاده از آن به‌عنوان تابع بهینه‌کننده است. الگوریتم ژنتیک ابزار سودمندی در بازشناسی الگو، انتخاب ویژگی، درک تصویر و یادگیری ماشینی است. استفاده از الگوریتم ژنتیک برای پروسه بهینه‌یابی برای نخستین بار در سال ۱۹۷۵ مطرح شد. ابداع این الگوریتم به‌عنوان یک الگوریتم بهینه‌سازی اصولاً بر اساس شبیه‌سازی تکامل طبیعی بوده است و این الگوریتم بر مبنای یک تئوری قوی ریاضی پایه‌گذاری شده است.

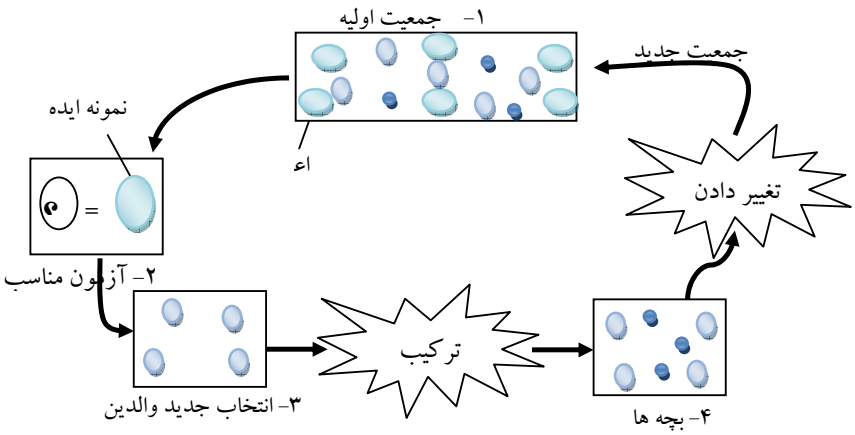
الگوریتم ژنتیک تکامل یک پروسه بهینه‌سازی مبتنی بر تغییرات تصادفی نمونه‌های مختلف در یک جمعیت و انتخاب بهترین آنهاست. با مدلسازی این پروسه می‌توان تکنیک بهینه‌سازی آماری را به‌دست آورد که امروزه در مسائل پیچیده مختلف کارایی خود را نشان داده است. در این الگوریتم نمونه‌هایی که در پروسه تکاملی قرار می‌گیرند پاسخ‌های مختلف در فضای جواب هستند. عملکرد دنباله‌ها از طریق تابع هدف ارزیابی شده و انتخاب بر مبنای این ارزیابی و تصادف انجام می‌شود.

در واقع در الگوریتم مذکور نخستین مرحله ایجاد جمعیت اولیه از اعضا به‌صورت تصادفی می‌باشد، سپس میزان برازندگی هر یک از اعضا در جمعیت ارزیابی و تعیین می‌گردد، سپس انتخاب بر اساس

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

میزان برازندگی انجام می‌شود. این چرخه زمانی یک بار کامل می‌شود که به شرط توقف حلقه برسد و تا آن زمان مرتب مراحل فوق تکرار می‌شوند (اخباری، ۱۳۸۷). نمودار (۲) نمود کلی از عملکرد این الگوریتم را در یافتن نقطه بهینه نشان می‌دهد.

الگوریتم ژنتیک به‌عنوان یک الگوریتم محاسباتی بهینه‌سازی با در نظر گرفتن مجموعه‌ای از نقاط فضای جواب در هر تکرار محاسباتی به نحو مؤثری نواحی مختلف فضای جواب را جستجو می‌نماید. در مکانیزم جستجو گرچه مقدار تابع هدف در تمام نقاط فضای جواب محاسبه نمی‌شود، اما مقدار محاسبه‌شده تابع هدف برای هر نقطه در متوسط‌گیری آماری تابع هدف در تمام زیرفضاهایی که آن نقطه به آنها وابسته بوده دخالت داده می‌شود. این زیرفضاها به‌طور موازی از لحاظ تابع هدف متوسط‌گیری آماری می‌شوند. این روند باعث می‌شود که جستجوی فضا به نواحی از آن که متوسط آماری تابع هدف در آنها زیاد بوده و امکان وجود نقطه بهینه مطلق در آنها بیشتر است سوق پیدا کند.



نمودار ۲. عملکرد کلی فرایند ژنتیک الگوریتم

از آنجا که در این روش برخلاف روش‌های تک مسیری فضای جواب به‌طور همه‌جانبه جستجو می‌شود امکان کمتری برای همگرایی به یک نقطه بهینه محلی وجود خواهد داشت. امتیاز دیگری که این الگوریتم دارد این است که هیچ محدودیتی برای تابع بهینه‌شونده مانند مشتق‌پذیری و پیوستگی و دیگر موارد ندارد. در روند جستجوی خود تنها به تعیین مقدار تابع هدف در نقاط مختلف نیاز دارد و اطلاعات کمکی دیگری مانند مشتق تابع هدف را استفاده نمی‌کند، بنابراین می‌تواند در مسائل مختلف اعم از خطی، غیرخطی، پیوسته و گسسته استفاده شود و به سهولت با مسائل مختلف قابل تطبیق است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

در خصوص ویژگی‌های الگوریتم ژنتیک در مقایسه با دیگر روش‌های بهینه‌سازی می‌توان گفت الگوریتمی است که بدون داشتن هیچ‌گونه اطلاعی از مسئله و هیچ‌گونه محدودیتی بر نوع متغیرهای آن برای هرگونه مسئله‌ای قابل اعمال است و دارای کارایی اثبات‌شده‌ای در یافتن بهینه کلی[1] می‌باشد. توانایی این روش در حل مسائل پیچیده بهینه‌سازی است که از روش‌های کلاسیک یا قابل اعمال نیستند یا در یافتن بهینه کلی قابل اطمینان نیستند.

در مقاله حاضر تابع هدف فرم حل‌شده معادله قیمت است که از ترکیب ضرایب متعدد به‌دست آمده است. به‌منظور دستیابی به مقدار عددی ضرایب در معادله قیمت تابع موردنظر (فرم حل‌شده معادله قیمت) در نرم‌افزار Matlab برنامه‌نویسی شده، سپس نرم‌افزار از بین اطلاعات ورودی مربوط به متغیرها بهترین برازش از معادله قیمت را به‌دست می‌دهد که نتیجه برازش در نمودار (۱) ارائه گردیده است.

۵. معرفی داده‌ها

آمارهای مورد استفاده در این مطالعه بر اساس آمار منتشرشده بانک مرکزی و مرکز آمار ایران گردآوری شده است. داده‌های مورد استفاده به‌صورت فصلی و طی دوره زمانی (۱۳۸۷- ۱۳۷۰) ارائه گردیده‌اند که به‌صورت واقعی بر اساس سال پایه ۱۳۷۶ به‌کار گرفته شده‌اند.

قیمت مسکن (p_t) در این مطالعه از متوسط قیمت یک متر مربع زمین واقعی شده بر اساس CPI به‌عنوان proxy از قیمت مسکن که توسط بانک مرکزی گزارش می‌شود استفاده شده است.

موجودی مسکن (s): آمار مربوط به تعداد واحدهای مسکونی در کشور هر ۱۰ سال یکبار و در نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن منتشر می‌گردد. برای به‌دست آوردن تعداد واحدهای مسکونی به‌صورت سالانه از روش مورد استفاده در وزارت مسکن و شهرسازی که از دقت بالایی برخوردار است استفاده شده است. در این روش برای برآورد موجودی مسکن ابتدا تعداد واحد مسکونی گزارش‌شده در سال انجام سرشماری عمومی نفوس و مسکن مدنظر قرار گرفته، سپس تعداد واحد مسکونی تکمیل‌شده در هر سال که در گزارش فعالیت‌های ساختمانی بخش خصوصی بانک مرکزی منتشر می‌گردد به‌صورت سالانه به آمار موجودی اضافه می‌گردد، همچنین در هر سال ۱/۲ درصد از موجودی سال به‌عنوان واحدهای مستهلک شده کسر می‌گردد، سپس داده‌های سالانه در نرم‌افزار Eviews به داده‌های فصلی تبدیل شده و پس از انجام فصلی‌زدایی در همان نرم‌افزار برای ورود به مدل اصلی آماده گردیده است.

1. Global Optima

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

تعداد خانوار (n): آمار مربوط به تعداد خانوار نیز هر ۱۰ سال یکبار و در مقاطع سرشماری منعکس می‌گردد. برای به‌دست آوردن ارقام سالانه از آمار سالانه جمعیت (منتشرشده بانک مرکزی) و بعد خانوار[1] (در وزارت مسکن و شهرسازی محاسبه گردیده) استفاده شده و داده‌های سالانه به‌دست آمده همچون داده‌های موجودی مسکن فصلی شده است.

درآمد (inc): این داده‌ها از آمار منتشرشده در نشریات هزینه- درآمد خانوارهای شهری و روستایی آمار ایران استخراج گردیده است.

٦. نتایج تخمین و شبیه‌سازی مدل

نتایج حاصل از تخمین ضرایب که از طریق تکنیک ژنتیک الگوریتم و در نرم‌افزار Matlab انجام شده در جداول (۱) و (۲) ارائه گردیده است.

جدول ۱. نتایج تخمین ضرایب فرم حل‌شده معادله قیمت تعادلی

ضریب	مقدار ضریب
δ	۰/۰۲۹
α_0	۰/۸۲۸
α_1	-۰/۹۰۴
α_2	۰/۴۲۹
α_3	۰/۳۸۲
α_4	۰/۵۹۸
β_1	۰/۱۸۳
β_2	۰/۱۸۹

مأخذ: نتایج تحقیق.

پس از به‌دست آوردن مقدار ضرایب حاصل از تخمین تابع هدف از طریق نرم‌افزار مربوطه مقادیر به‌دست آمده را در معادلات (۱۳)، (۱۵) و (۱۷) معادلات عرضه، تقاضا و فرم حل‌شده قیمت جایگزین نموده و معادل ضریب هر متغیر در معادله موردنظر را به‌دست می‌آوریم. ضرایب متغیرها ناشی از جایگزینی مقادیر به‌دست آمده در جدول زیر ارائه گردیده است.

۱. منظور از بعد خانوار متوسط تعداد افراد یک خانواده است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

جدول ۲. ضرایب متغیرها در هر یک از معادلات مختلف

متغیر	ضریب متغیر در معادله تقاضا	ضریب متغیر در معادله عرضه	ضریب متغیر در معادله قیمت
ضریب ثابت	۰/۰۲۴	–	−۰/۱۲۲
S_{-1}	−۰/۰۲۹	–	۰/۱۴۷
P_t	−۰/۰۲۶۲	۰/۱۸۳	–
dp_t	۰/۰۱۲۴	–	–
P_{t-1}	–	۰/۱۸۹	۱/۰۲۳
inc	۰/۰۱۱۱	–	۰/۰۵۶
n	۰/۰۱۷۳	–	۰/۰۸۸

مأخذ: نتایج تحقیق.

در این مدل ابتدا ضرایب فرم حل‌شده معادله قیمت که در جدول (۱) گزارش شده به‌دست آمده است، سپس با استفاده از روابط حاکم بر آنها مطابق با آنچه در معادله آورده شده است ضرایب معادلات عرضه، تقاضا و قیمت محاسبه و جایگزین می‌گردد. با توجه به اینکه تمام داده‌ها به‌صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند ضرایب به‌دست آمده نشان‌دهنده کشش می‌باشد. هرچند تمام ضرایب به‌دست آمده در شبیه‌سازی نمودارها و تحلیل نتایج دارای نقش بسزایی هستند، اما آنچه بیشتر هدف این مقاله می‌باشد مقادیر مربوط به ضرایب α_2 (ضریب انتظارات قیمتی) و β_1 (کشش قیمتی عرضه) است. پس از جایگزینی ضرایب در معادله (۱۳) معادله عرضه به‌صورت زیر خواهد بود:

$$Q_S = 0/183 + 0/189 P_{t\ 1} \qquad (۱۸)$$

همچنین با جایگزینی ضرایب در معادلات (۱۱) و (۱۵) معادلات تقاضا بر اساس روش پایه‌ای تعدیل موجودی و بر اساس ضرایب مطابق با معادلات ارائه‌شده در ذیل می‌باشد:

$$Q_D = 0/029(S^* - S_{-1}) \qquad (۱۹)$$

$$Q_D = 0/024 \quad 0/0262 P_T + 0/0124 dp_t + 0/111 inc + 0/0173 n \quad 0/029 S_{\ 1} \qquad (۲۰)$$

چنانچه مقادیر ضرایب به‌دست آمده را در معادله فرم حل‌شده قیمت جایگزین کنیم معادله قیمت به شرح معادله (۲۱) به‌دست می‌آید:

$$P_t = \ 00/12 + 1/023 P_{t\ 1} + 0/056 inc + 0/088 n + 0/147 S_{\ 1} \qquad (۲۱)$$

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

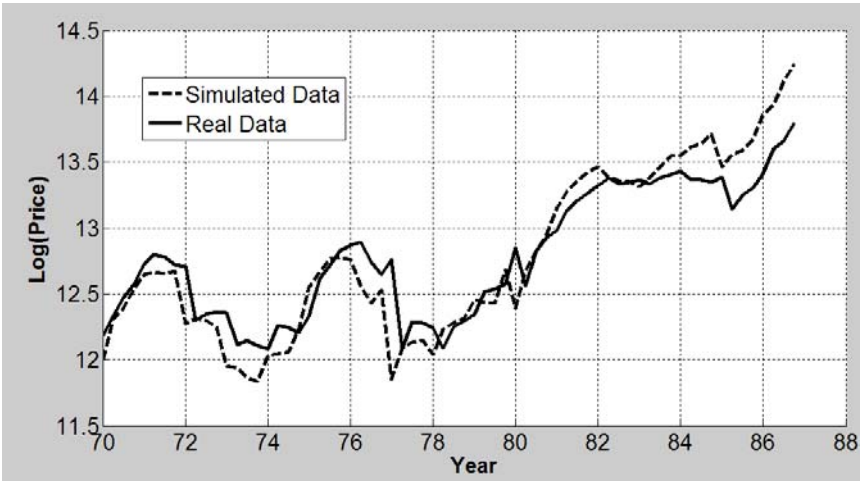
نتایج حاکی از آن است که تقاضای مسکن با تغییرات قیمت بین دو دوره درآمد و تعداد خانوار رابطه مثبت و با موجودی مسکن دوره قبل و قیمت در دوره جاری رابطه منفی دارد. کشش قیمتی تقاضا معادل ۰/۰۲۶۲- و کشش درآمدی تقاضا برابر با ۰/۰۱۱۱ می‌باشند که هر دو دارای مقادیر پایینی بوده و بیانگر این هستند که تقاضا تأثیر کمی از قیمت و درآمد می‌پذیرد، همچنین کشش تقاضا نسبت به جمعیت معادل ۰/۰۱۷۳ و نسبت به تغییرات قیمت بین دو دوره برابر با ۰/۰۱۲۴ می‌باشد. تقاضا با موجودی مسکن در دوره قبل رابطه معکوس داشته و مقدار کشش آن ۰/۰۲۹- می‌باشد. به این ترتیب، مشاهده می‌شود قیمت با موجودی مسکن در دوره قبل، قیمت در دوره قبل، درآمد و تعداد خانوار رابطه مثبت دارد، به گونه‌ای که کشش قیمت نسبت به قیمت دوره قبل مسکن برابر با ۱/۰۲۳ و نسبت به موجودی مسکن در دوره قبل معادل ۰/۱۴۷ می‌باشد. همچنین مقادیر کشش قیمت نسبت به درآمد و تعداد خانوار به‌ترتیب معادل ۰/۰۵۶ و ۰/۰۸۸ بوده که هرچند ارقام پایینی است، اما نسبت به کشش‌های به‌دست آمده در معادله تقاضا بیشتر است. همانطور که مشاهده می‌شود تمام ضرایب دارای علامت‌های مطابق انتظارند. همانطور که در بخش‌های پیش اشاره شد تغییرات قیمت (dp) نماینده سفته‌بازی در بازار است، بنابراین ضریب a_2 بیانگر وجود و مقدار تأثیر سفته‌بازی در بازار مسکن است برابر با ۰/۴۲۹ درصد به‌دست آمده است، به این معنا که با یک درصد افزایش تقاضای سفته‌بازی قیمت معادل ۰/۴۲۹ درصد افزایش می‌یابد، همچنین ضریب β_1 که نشان‌دهنده کشش قیمتی عرضه مسکن است معادل ۰/۱۸۳ به‌دست آمده که حاکی از کشش‌پذیری کم عرضه نسبت به تغییرات قیمت است. هرچند با افزایش قیمت در بازار مقدار عرضه افزایش می‌یابد، اما این افزایش به‌اندازه‌ای نیست که بتواند به‌تمام تقاضای موجود در بازار اعم از مصرفی و سفته‌بازی پاسخ دهد.

شایان ذکر است که در برنامه ژنتیک الگوریتم آنچه نشان‌دهنده برازش یک مدل خوب است مقدار تابع ارزیابی[1] است. در واقع، در برآورد معادله حاضر مقدار این تابع که بیانگر مقدار ECM است معادل ۲/۳ به‌دست آمده است که در مقایسه با اعداد به‌دست آمده در تخمین‌های مشابه در این روش و نیز در این مطالعه عدد بسیار خوب و قابل قبولی است.

برای نشان دادن خوبی مدل برازش‌شده نمودارهای مربوط به معادله واقعی قیمت مسکن و نمودارهای شبیه‌سازی شده در زیر ارائه شده است.

1. Fitness Function

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

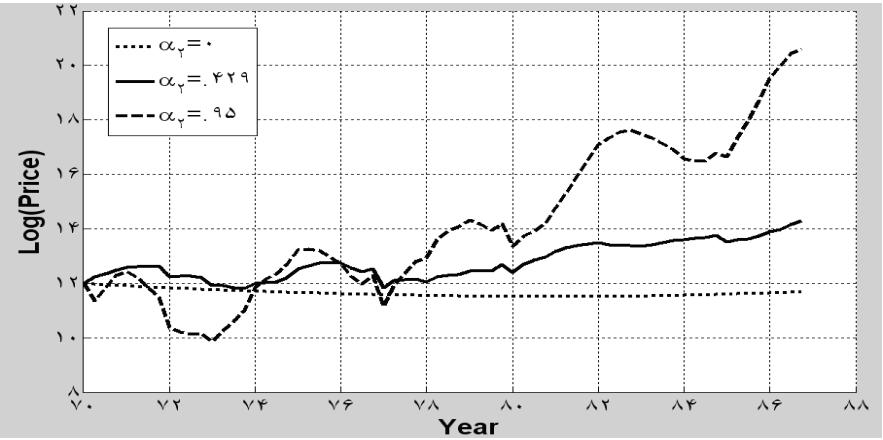


نمودار ۳. قیمت واقعی و قیمت تخمین زده شده به‌وسیله نرم‌افزار

خط ممتد در نمودار فوق قیمت در بازار مسکن را در حالت واقعی نشان می‌دهد و خط‌چین نشان‌دهنده نموداری است که نرم‌افزار با استفاده از مقادیر متغیرها و معادله تعریف‌شده رسم نموده است. همانطور که از نمودار مشخص است بین نمودار واقعی و نمودار شبیه‌سازی‌شده اختلاف بسیار کمی وجود دارد که نشان می‌دهد مقدار خطای تخمین بسیار اندک و قابل چشم‌پوشی بوده است. دو نمودار کاملاً با یکدیگر هم‌حرکتی دارند و این بیانگر دقت بالای کار در تخمین رابطه قیمت است.

به‌منظور بررسی اثر سفته‌بازی بر نوسان‌های بازار مسکن کشش عرضه و سایر متغیرها را ثابت فرض نموده و مقدار ضریب a_2 را تغییر می‌دهیم. برای افزایش دقت کار و امکان تجزیه‌وتحلیل دقیق ضریب سفته‌بازی را یکبار معادل صفر و یکبار عددی نزدیک به یک (۰/۹۵) انتخاب نموده و نمودارهای به‌دست آمده برای قیمت را شبیه‌سازی می‌کنیم. نتایج به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

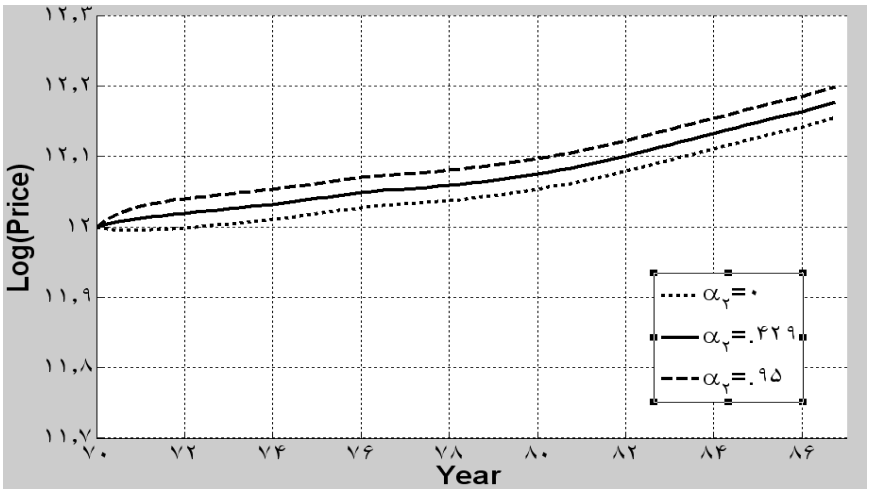


نمودار ۴. مقدارکشش عرضه برابر با β_1 =۰/۱۸۳ و مقادیر متفاوت در نظر گرفته شده برای سفته‌بازی

در نمودار فوق خط ممتد حالت واقعی قیمت در بازار مسکن را نشان می‌دهد که در آن α_2 برابر با ۰/۴۲۹درصد می‌باشد. حال اگر ضریب α_2 به صفر کاهش یافته و نمودار قیمت در این حالت شبیه‌سازی گردد نمودار جدید پایین نمودار قبلی قرار گرفته (خط‌چین ریز) و نوسان‌ها در آن از بین می‌رود. اگر مقدار ضریب سفته‌بازی α_2 را برابر ۰/۹۵ (عددی نزدیک به یک) قرار داده و نمودار قیمت را شبیه‌سازی کنیم نمودار به‌صورت خط‌چین بالای خط توپر (نقطه‌چین درشت) ظاهر می‌گردد. این نتایج حاکی از آن است که عامل سفته‌بازی که در انتظارات قیمتی نمود داشته است به‌شدت بر نوسانی نمودن بازار مؤثر است. به‌عبارتی، تقاضای سوداگری عامل بسیار مؤثری بر نوسان‌های بازار مسکن است، به طوری که وقتی مقدار تقاضای سفته‌بازی صفر در نظر گرفته می‌شود نوسان‌ها در قیمت پدیدار نمی‌گردند و در حالتی که این مقدار تا عدد نزدیک به یک افزایش یابد قیمت با نوسان‌ها شدید مواجه می‌گردد، بنابراین به‌راحتی می‌توان نتیجه گرفت که تقاضای سفته‌بازی به‌شدت بر نوسان‌های بازار اثرگذار است و هرچه سفته‌بازی در بازار شدت یابد قیمت با نوسان‌های بیشتری مواجه شده و عدم تعادل بیشتری را به بازار القا می‌کند.

در ادامه و به‌منظور بررسی تأثیر شرایط عرضه بر تعدیل نوسان‌های بازار مسکن کشش عرضه را برابر ۱۰ قرار داده و با همان مقادیر در نظر گرفته شده قبلی برای ضریب سفته‌بازی نمودار قیمت را مجدد شبیه‌سازی می‌کنیم. نتیجه به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]



نمودار ۵. عرضه با کشش (β_1 برابر با ۱۰) در نظر گرفته شده

در نمودار فوق خطوط توپر نشان‌دهنده قیمت واقعی بازار با ضریب به‌دست آمده برای سفته‌بازی و در حالتی است که کشش عرضه برابر با ۱۰ در نظر گرفته شده است و خط‌چین بالای آن قیمت را در سفته‌بازی با ضریب ۰/۹۵ و خط‌چین پایین قیمت را در سفته‌بازی با ضریب صفر نشان می‌دهد. همانطور که از نمودار (۳) مشخص است در ضرایب مختلف در نظر گرفته شده برای سفته‌بازی نمودار قیمت نوسانی نبوده و قیمت از روند یکسانی پیروی می‌کند. این امر نشان می‌دهد که کشش عرضه عامل بسیار مؤثری در کنترل نوسان‌های بازار مسکن است یا به‌عبارتی هرچه عرضه در بازار مسکن قدرت انطباق بیشتری با قیمت داشته و سرعت تولید مسکن (در زمان افزایش قیمت) افزایش یابد نوسان‌ها در بازار کاهش خواهد یافت. دلیل این امر پاسخگویی به‌موقع به مجموع تقاضاهای موجود در بازار بوده که می‌تواند به‌سرعت موجب برقراری تعادل در بازار گردد.

۷. تفسیر نتایج و ارائه پیشنهادات

مهم‌ترین عوامل اثرگذار بر عرضه مسکن عبارتست از قیمت مسکن و قیمت در دوره قبل. در واقع، سرمایه‌گذاران با مشاهده قیمت و بررسی قیمت‌های گذشته اقدام به سرمایه‌گذاری و ساخت مسکن می‌نمایند. ضرایب معادله عرضه برآورد شده در این مطالعه نشان می‌دهد که عرضه در بازار مسکن ایران نسبت به قیمت کشش‌پذیری کمی دارد و در مقابل تغییرات قیمت به‌سرعت واکنش نشان نمی‌دهد. این امر ناشی از طولانی بودن دوره ساخت و تولید مسکن (بین ۳-۲ سال) از زمان آغاز کار تا بهره‌برداری نهایی از واحد مسکونی است.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

در این مقاله مهم‌ترین عوامل مؤثر بر بازار مسکن قیمت مسکن، تغییرات قیمت مسکن، قیمت در دوره قبل، درآمد خانوارها و تعداد خانوار (جمعیت) شناسایی شدند که متغیرهای جمعیت و درآمد خانوار، تقاضای مصرفی و متغیرهای قیمت و تغییرات قیمت تقاضای سفته‌بازی را ایجاد می‌نمایند. معنادار بودن ضریب تغییرات قیمت (dp) در معادله تقاضا (به‌عنوان نماینده تقاضای سفته‌بازانه) حاکی از آن است که افراد جامعه با مشاهده تغییرات قیمت در بازار مسکن در رابطه با ورود به بازار و خرید مسکن تصمیم‌گیری می‌کنند. به‌عبارتی، بهبود انتظارات نسبت به افزایش قیمت موجب ورود هرچه بیشتر خریداران به این بازار و افزایش تقاضا می‌گردد (این تقاضا عمدتاً از نوع تقاضای سرمایه‌ای یا سفته‌بازی است) و ایجاد انتظارات قیمتی در بازار مسکن از عوامل مهم و بسیار تأثیرگذار در ایجاد تقاضای سفته‌بازی در بازار مسکن است. تقاضایی که از مشاهده و بررسی تغییرات قیمت در بازار ناشی می‌شود مربوط به تقاضای سرمایه‌ای مسکن بوده و نمی‌تواند ناشی از تقاضای مصرفی باشد. بزرگ بودن ضریب (dp) گویای این مطلب است که ورود تقاضا با انگیزه سفته‌بازی به بازار مسکن موجب بروز عدم تعادل در بازار، افزایش بی‌رویه قیمت و ایجاد نوسان‌های قیمتی در بازار می‌شود.

تغییر ضرایب تغییرات قیمت به‌عنوان نماینده سفته‌بازی در معادله تقاضا و ضریب قیمت در معادله عرضه به‌عنوان کشش قیمتی عرضه و شبیه‌سازی مجدد مدل نشان می‌دهد که هرچه تقاضای سفته‌بازی یا انگیزه سوداگری در بازار مسکن بیشتر شدت گیرد (یعنی ضریب تغییرات قیمت بزرگتر باشد) بازار با عدم تعادل و نوسان‌های بیشتری مواجه خواهد شد. به‌عبارتی، انگیزه سوداگری یکی از عوامل بسیار مهم در شکل‌گیری نوسان‌های قیمتی در بازار مسکن است.

نتایج شبیه‌سازی مدل در حالت افزایش کشش عرضه (نمودار ۴) حاکی از آن است که افزایش مقدار کشش عرضه در بازار مسکن می‌تواند در کاهش و تعدیل نوسان‌های بازار مؤثر واقع گردد. به‌عبارتی، اگر عرضه با افزایش قیمت در بازار به‌سرعت افزایش یابد و قدرت انطباق سریع با تقاضای بازار را داشته باشد به‌راحتی می‌تواند به مجموع تقاضاهای بازار اعم از تقاضای مصرفی و تقاضا با انگیزه سوداگری (تقاضای سرمایه‌ای) پاسخ داده و مانع از ایجاد نوسان‌های در بازار مسکن گردد.

پایین بودن کشش قیمتی تقاضای مسکن نشان‌دهنده ضرورت این کالا در زندگی افراد جامعه است که برای کمک به تأمین آن و برخورداری همگان از این نیاز ضروری می‌بایست بخش مسکن مشمول یارانه‌های دولتی گردد.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

با توجه به اینکه نتایج مطالعه حاکی از تأثیر بسزای تقاضای سفته‌بازی بر افزایش قیمت مسکن بوده و ضعف بخش عرضه در پوشش تقاضای بازار مزید بر علت شده است می‌توان پیشنهادات زیر را جهت کنترل سوداگری از طریق تقویت بخش عرضه ارائه نمود:

– اعمال سیاست‌های تشویقی از جمله معافیت‌های مالیاتی، تسهیل مقررات و شرایط اعطای مجوز ساخت، در اختیار گذاشتن زمین ارزان‌قیمت برای افراد کم درآمد، استفاده از پتانسیل انبوه‌سازان در تولید مسکن سریع و ارزان، ترویج بهره‌برداری از فناوری‌های نوین ساخت و ساز و روش‌های تولید صنعتی ساختمان

– اعمال سیاست‌های تنبیهی برای محتکران زمین و مسکن از طریق اخذ مالیات

– تقویت بازارهای تأمین مالی و گسترش ابزارهای مالی

پیرامون موضوع سفته‌بازی در بازار مسکن ایران به‌طورکاملاً مشخص مطالعه‌ای انجام نشده است، اما در برخی مطالعات به این موضوع پرداخته شده است. همانطور که در بخش مطالعات پیشین نیز ارائه شد، قلی‌زاده (۱۳۸۷) در مطالعه مربوط به بررسی حباب قیمت مسکن ثابت نمود که ریشه تشکیل حباب افزایش غیرواقعی قیمت و وجود تقاضای سوداگرانه در بازار است. همچنین یزدانی در بررسی مبنای شکل‌گیری نوسان‌های در بازار مسکن بر مبنای شکل‌گیری انتظارات قیمتی و سودآوری بخش مسکن نشان داد که تقاضای مصرفی با روند ملایم همواره فزاینده بوده و در مقابل سیکل‌های رکود و رونق در بخش مسکن همگی مربوط به تقاضای سوداگرانه بوده است. در مطالعه خلیلی‌عراقی و رحمانی (۱۳۸۰) نشان داده شد که نوسان‌های فعالیت‌های بخش مسکن عمدتاً منشأ تقاضا دارد. همانگونه که مشاهده می‌شود نتایج مطالعات فوق با نتایج حاصل از بررسی مطالعه حاضر تطابق دارند.

همچنین مطالعات خارجی همانند مطالعه کیم و سو (۱۹۹۳) وجود حباب در بازار مسکن به‌دلیل وجود تقاضای سفته‌بازی را تأیید می‌کنند. مطالعه مالپزی و واچر نیز مهم‌ترین عامل بروز نوسان‌های در بازار مسکن را ورود تقاضای سفته‌بازانه به بازار معرفی نموده است. در این راستا، دوزانسکی و کاچ (۲۰۰۶) اثر سود سرمایه در بخش مسکن را بر آثار مربوط به مصرف شخصی قالب می‌دانند.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

منابع

آرام‌بنیار، محمد (۱۳۸۸)، "تأثیر و تأثیرات بحران مالی جهانی بر بخش مسکن در آمریکا و ایران"، *مجموعه مقالات نخستین همایش بین‌المللی تأمین مالی مسکن*، صص ۶۲ و ۶۱.

اخباری، محمد (۱۳۸۷)، "کاربرد الگوریتم ژنتیک در ترکیب پیش‌بینی‌های تورم"، *مجموعه پژوهش‌های اقتصادی بانک مرکزی (اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی)*، شماره ۳۲.

اطهاری، کمال (۱۳۷۹)، "نقش انتظارات عقلایی در نوسان‌های بازار مسکن در ایران"، *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره ۳۴، ص ۲۸.

بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سایت www.cbi.ir.

بانک مرکزی ج.ا.ا، "گزارش خلاصه تحولات اقتصادی کشور".

جهانی، محمود (۱۳۸۸)، "رکود بازار مسکن و راهکارهای برون‌رفت از آن"، *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره ۴۵.

خلیلی‌عراقی، سیدمنصور و تیمور رحمانی (۱۳۸۰)، *بررسی و تحلیل سیکل‌های بازار مسکن*، سازمان ملی زمین و مسکن، معاونت برنامه‌ریزی و مسکن.

رفیعی، مینو (۱۳۸۳)، "حق مسکن در ایران، سیاست‌های تأمین مسکن برای گروه‌های خاص"، *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره‌های ۳۵ و ۳۶، صص ۴۵-۳۷.

فرهادی‌پور، محمدرضا (۱۳۸۷)، "نوسان‌های اقتصاد کلان و تأثیر آن بر بازار مسکن و گروه‌های کم درآمد"، *مجموعه مقالات سیزدهمین همایش سیاست‌های توسعه مسکن در ایران*، صص ۱۹۰، ۱۹۱ و ۲۱۱.

فقیه، نظام‌الدین و همکاران (۱۳۸۳)، *الگوریتم ژنتیک در برنامه‌ریزی بازرسی‌های پیشگیرانه*، نشر حیات.

قلی‌زاده، علی‌اکبر (۱۳۸۷)، *نظریه قیمت مسکن در ایران به زبان ساده*، انتشارات نور علم، صص ۱۲-۱۱.

قلی‌زاده، علی‌اکبر (۱۳۸۸)، *حباب قیمت مسکن و مکانیزم اثرگذاری سیاست پولی بر بخش مسکن در نقاط شهری ایران*، دفتر برنامه‌ریزی و اقتصاد مسکن وزارت مسکن و شهرسازی.

کیا، سیدمصطفی (۱۳۸۸)، *الگوریتم‌های ژنتیک در مطلب*، انتشارات کیان رایانه.

گزارش طرح وزارت اقتصاد (۱۳۷۵)، "بررسی امکانات و تنگناهای بخش مسکن در ایران و آثار بهبود فعالیت‌های بخش بر اشتغال و عدالت اجتماعی".

منصور، آسیه و مرتضی اسدی (۱۳۷۴)، "دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت مسکن در اقتصاد ایران (۱۳۷۰-۱۳۵۳)"، *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره ۱۵، صص ۲۹-۱۳.

نیلی، مسعود و حسین درگاهی (۱۳۷۸)، *علل پیدایش وضعیت رکودی در اقتصاد ایران*، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

وزارت مسکن و شهرسازی (۱۳۸۷)، *گزارش عملکرد ۳۰ ساله بخش مسکن*، ص ۸.

یزدانی، فردین (۱۳۷۹)، "حباب مسکن عامل نوسان‌های اقتصادی"، *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره ۳۱، ص ۱۲.

یزدانی، فردین (۱۳۸۲)، "بازار سرمایه مسکن، زمینه‌ها و چارچوب‌ها"، *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره ۳۴، ص ۴.

یزدانی، فردین، حیدری، یاشار و محمدرضا فرهادی‌پور (۱۳۸۸)، "بررسی نوسان‌های ادواری بخش مسکن و تأثیرات متقابل بین متغیرهای اقتصاد کلان و بخش مسکن و تأثیر آن بر صنعت ساختمان"، مرکز تحقیقات ساختمان و مسکن.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

Dusansky, Richard & Koc Cagatay (2006), "The Capital Gains Effect in the Demand for Housing", *Journal of Urban Economics*, Vol. 61, PP. 287-298.

Kim, Kyung-Hwan & Suh Seoum Hwan (1993), "Speculation and Price Bubbles in the Korean and Japanes Real Estate Market", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 6, PP. 73-87.

Lee, Gabriel (1999), "Housing Cycle and the Period of Production", *Applied Economics*, Vol. 31, PP. 1219-1230.

Malpezzi, Stephen, & M. Wachter, Susan (2002), "The Role of Speculation in Real Estate Cycles", The Center for Urban Land Economics Research, University of Wisconsin

Malpezzi, Stephen & Maclennan Duncan (2001), "The Long Run Price Elasticity of Supply New Construction in the United States and the United Kingdom", *Journal of Housing Economics.*

Marshall, Maria I. & L. Marsh Thomas (2006), "Consumer and Investment Demand for Manufactured Housing Unit", *Journal of Housing Economics*, Vol. 6, PP. 159-71.

McCarthy, Jonathan & W. Peach Richard (2002), "Monetary Policy Transmission to Residential Investment", *Frbny Economic Policy Review*.

Muth, Richard F. (1972), "Demand for Non-Farm Housing", In Readings in Urban Economics, Edited by Edel, Mattew & Rathenberge, Jerome.

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]

[Downloaded from qjerp.ir on 2026-11-20]