فصلنامه اقتصاد شهری
سال اول، شماره اول، زمستان ۱۳۹۵
تاریخ وصول: ۱۳۹٤/۸/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹٤/۱۰/۲٦
صص: ۷۵ – ۵۵

بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران (۱۳۹۱-۱۳۵۰)

جعفر قادری[۱*]، بهنام ایزدی[۲]

۱- دانشیار، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
jghaderi@rose.shirazu.ac.ir
۲- دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
behnam.izady@yahoo.com

چکیده

در این مطالعه، اثر متغیرهای اقتصاد کلان از قبیل نرخ شهرنشینی، نرخ اجاره‌بها، درآمد سرانه، اعتبارات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن، مالیات بر مسکن، نرخ بیکاری، تولید ناخالص ملی، مخارج دولت در فصل تأمین مسکن، شاخص قیمت نهاده‌های ساختمانی و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده بر قیمت مسکن با استفاده از روش برآورد حداقل مربعات معمولی در فاصله زمانی ۹۱-۱۳۵۰ در ایران موردبررسی قرارگرفته است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که نرخ شهرنشینی، نرخ اجاره‌بها، درآمد سرانه، اعتبارات اعطایی بانک مسکن به بخش مسکن، مالیات بر مسکن، نرخ بیکاری، شاخص قیمت مصالح ساختمانی بر قیمت مسکن تأثیر مثبت داشته و اثر تغییرات تولید ناخالص ملی و مخارج دولت در فصل تأمین مسکن و تعداد پروانه‌های ساختمانی صادرشده بر قیمت مسکن معکوس برآورد گردیده است. قیمت مسکن در درجه اول تحت تأثیر نرخ شهرنشینی، درآمد سرانه، نرخ اجاره‌بها و تولید ناخالص ملی و در درجه دوم تحت تأثیر هزینه ساخت است و درنهایت سیاست‌های پولی و مالی دولت نقش ناچیزی بر قیمت مسکن داشته است.

واژه‌های کلیدی: قیمت مسکن، عوامل اقتصادی و اجتماعی، نهاده‌های تولید، سیاست‌های دولت
طبقه‌بندی JEL : R21,R31, R15

*نویسنده مسؤول jghaderi@rose.shirazu.ac.ir

۱- مقدمه

جمعیت و فعالیت‌های اقتصادی هر دو به سمت تمرکز در شهرها گرایش دارد. بیشتر نوسانات قیمت مسکن، از نوسان قیمت در مناطق شهری ناشی می شود؛ بنابراین بررسی علل نوسانات قیمت مسکن شهری، درک ما را در مورد رابطه بین بازار مسکن و اقتصاد کلان افزایش خواهد داد (لیونگ[1]، ۲۰۰٤). در سطح خرد، مسکن بزرگ‌ترین مؤلفه ثروت اغلب خانوارها است. در حقیقت برای اغلب خانوارها، مهم‌ترین معامله مالی، خرید مسکن است (بریتو و پریرا[2]، ۲۰۰۲). همچنین ساخت یک واحد مسکونی، بخش مهمی از مخارج خانوار یا حتی بهتر بگوییم کل ثروت خانوار را شامل می‌شود (لیونگ، ۲۰۰٤).

بررسی وضعیت مسکن از دو بعد اقتصادی و اجتماعی حائز اهمیت است. مسکن از دیدگاه اقتصادی، یک کالای اقتصادی است و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن به‌طور مستقیم اشتغال و درآمد ملی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همچنین مسکن از دیدگاه اجتماعی برآورد کننده یک نیاز اجتماعی است؛ بنابراین بررسی تحولات بخش مسکن و سیاست‌ها و رویکردهای اتخاذشده مربوط به آن می‌تواند تبیین‌کننده وضعیت و راهنمای عاملین بخش مزبور باشد (کیومرثی و کریمی، ۱۳۸۰).

عواملی که بر قیمت مسکن تأثیرگذار هستند به همان میزان که برای خانواده‌ها مهم هستند، برای برنامه ریزان شهری، سازندگان، حرفه‌های مربوط به دادوستد املاک و تأمین‌کنندگان منابع مالی نیز دارای اهمیت است (جاد و وینکلر[3]، ۲۰۰۲).

با استفاده از مدل قیمت هدانیک، مطالعات زیادی در مورد قیمت مسکن صورت گرفته اما مطالعه‌ای که به‌صورت همزمان متغیرهای عرضه و تقاضا را بر قیمت مسکن بررسی کند، کمتر انجام‌شده است (جاد و وینکلر، ۲۰۰۲). به‌عبارت‌دیگر در تحقیقات اقتصاد شهری، رابطه بین بازار مسکن و اقتصاد کلان نادیده گرفته‌شده است (لیونگ، ۲۰۰٤). در ایران نیز اگرچه مطالعات معدودی با استفاده از مدل هدانیک انجام‌شده ولی اثرات همزمان عرضه و تقاضا در مطالعات موردتوجه قرار نگرفته است.

در این مقاله که مسکن را یک کالای همگن فرض می‌کند، به شناسایی عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای مسکن پرداخته، سپس اثر هر یک‌بر قیمت مسکن موردبررسی قرار می‌گیرد. همچنین به بررسی نقش دولت و سیاست‌های آن بر بخش مسکن می‌پردازیم. در ادامه مروری بر تحقیقات انجام‌شده خواهیم داشت. مبانی نظری در قسمت بعد و سپس محاسبات تجربی ارائه‌شده و در پایان نیز جمع‌بندی و نتیجه گیری ارائه خواهد شد.

۱-۱- پیشینه تحقیق

۱-۱-۱- پیشینه تحقیق داخلی

قلی‌زاده و ملاولی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای اثر نقدینگی بر نوسان قیمت بازار مسکن در ایران و بیست کشور عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی[4] که نوسان‌های قیمت مسکن در دهه‌های اخیر در آن‌ها بیش از سایر کشورها به چشم می‌خورد را با استفاده از مدل پانل دیتا و با داده‌های فصلی ۲۰۰۹ – ۱۹۸۰ بررسی کرده‌اند. آن‌ها ابتدا مدل پایه را

1. Leung
2. Brito and Pereira
3. Jud and Winkler
4. Organisation for Economic Co-operation and Development

برای تمام کشورهای منتخب تخمین زده، سپس کشورها را به دو گروه دارای درآمد نفتی و فاقد درآمد نفتی تقسیم و نتایج حاصل از رگرسیون‌ها را باهم مقایسه کردند. نتایج تخمین‌ها حاکی از آن است که در مدل موردمطالعه نقدینگی اثر مثبت و معنی داری بر قیمت مسکن دارد و ضریب یادشده در گروه اول به‌مراتب بیشتر بوده، سهم عمده‌ای از نوسانات قیمت مسکن از طریق نقدینگی موجود در این بخش توضیح داده می‌شود. متغیر درآمد نفت در کشورهای گروه اول اثر مثبت و کاملاً معناداری بر نوسان قیمت مسکن دارد و شدت آن بر نوسان قیمت مسکن به‌طور مستقیم و غیرمستقیم (از طریق نقدینگی) ۳۶ درصد بیشتر از کشورهای فاقد درآمد نفت است.

خلیلی عراقی، مهرآرا و عظیمی (۱۳۹۱) به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران پرداخته‌اند. آن‌ها تلاش کرده‌اند تا عوامل سمت عرضه و تقاضای مسکن با استفاده از اصول اقتصاد خرد مدل‌سازی و اثر متغیرهای مخارج مصرفی خانوار، تعداد خانوارها، هزینه استفاده، تسهیلات بانکی، قیمت زمین و هزینه ساخت بر قیمت مسکن اندازه‌گیری شود. با توجه به مزیت داده‌های ترکیبی، آن‌ها از اطلاعات آماری نامتوازن دوره ۱۳۸۹ – ۱۳۷۰ مربوط به مناطق شهری ۳۰ استان ایران استفاده کرده‌اند. همچنین به‌منظور تفکیک اثرگذاری متغیرها در افق زمانی با توجه به الگوی تصحیح خطا و روش حداقل مربعات معمولی پویا[1] معادلات را به‌صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت تصریح و برآورد کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی و قیمت زمین آثار مثبت و هزینه مالکیت اثر منفی بر قیمت حقیقی مسکن دارد. در کوتاه‌مدت نیز اثر افزایش مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین، هزینه ساخت و قیمت با وقفه مسکن، بر قیمت حقیقی مسکن در دوره جاری مثبت و اثر هزینه مالکیت منفی است.

مهرآرا و شهاب لواسانی (۱۳۹۱) در مقاله‌ای با عنوان آثار تکانه‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رفتار چرخه‌ای قیمت مسکن ابتدا به معرفی و نحوه اثرگذاری بیماری هلندی بر اقتصاد کشورهای دارای نفت پرداخته و سپس با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری[2] به بررسی تعامل میان شش متغیر چرخه‌های قیمت مسکن، نرخ ارز واقعی، درآمدهای واقعی نفت، عرضه پول و نرخ بهره پرداخته‌اند. نتیجه بررسی آن‌ها حاکی از افزایش در بخش ادواری قیمت مسکن به دنبال بروز شوک‌های مثبت در چرخه‌های درآمدهای واقعی نفت است.

سوری، حیدری و افضلی (۱۳۹۱) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین نرخ سود وام‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران پرداخته‌اند. برای این منظور از چندین الگوی خود رگرسیون برداری که شامل متغیرهای نرخ سود وام‌های بانکی و حجم پول در گردش و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه به‌عنوان متغیرهای تعیین‌کننده طرف تقاضا و هزینه‌های خدمات ساختمانی و نیز ساخت مسکن جدید به‌عنوان متغیرهای تعیین‌کننده سمت عرضه می‌باشند، به‌صورت فصلی طی دوره ۱۳۸۶ – ۱۳۷۰ استفاده کرده‌اند. نتایج مدل‌ها نشان داد که با کاهش نرخ سود وام‌های بانکی هزینه استقراض از سیستم بانکی کاهش‌یافته و درنتیجه،

1. Dynamic Ordinary Least Squares

2. Vector Auto Regressive

تقاضا برای مسکن توسط خانوار افزایش‌یافته و به عبارتی، سیاست کنترل نرخ‌های سود تسهیلات بانکی که یکی از شیوه‌های سرکوب مالی در اقتصاد است موجب انتقال منابع به بخش مسکن و فرار منابع از بخش بانکی می‌شود.

اصلانی و خسروی (۱۳۹۱) به دنبال این بودند که پس از کشف وجود یا عدم وجود حباب قیمت مسکن در تهران با استفاده از مدل پوتربا[1] و Q توبین در بازه سال‌های ۱۳۸۷ – ۱۳۷۱ به بررسی عوامل مؤثر بر ایجاد و یا تشدید حباب قیمت مسکن بپردازند. برای این منظور در مرحله اول قیمت بنیادی مسکن توسط الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی[2] تخمین زده‌شده و پسماند مدل به‌عنوان مؤلفه حبابی در نظر گرفته‌شده است. در مرحله دوم به‌منظور بررسی اثر عملکرد سایر بازارها و همچنین نوسانات نقدینگی بر ایجاد یا تشدید حباب بازار مسکن تهران ابتدا با استفاده از فیلتر هودریک – پرسکات نوسانات تصادفی متغیرها جداشده و مجدداً مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیعی برآورد شده است. روش کار به این صورت است که مؤلفه حبابی مدل اول به‌عنوان متغیر وابسته و جزء سیکلی متغیرهای مؤثر بر حباب

متغیرهای مستقل وارد مدل شده‌اند. یافته اصلی حاکی از این است که در دوره موردبررسی نوسانات نقدینگی از مهم‌ترین عوامل مؤثر در تشکیل حباب قیمت در بازار مسکن تهران به شمار می‌رود.

حیدری و سوری (۱۳۸۹) به بررسی رابطه‌ی بین نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران پرداخته‌اند. در این راستا از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸٦ – ۱۳۷۰ و مدل خود رگرسیون برداری[3] استفاده‌شده است. نتایج مدل‌ها نشان داد که با کاهش نرخ‌های سود سپرده بانکی جذابیت بازار مسکن به‌عنوان دارایی جایگزین افزایش و تقاضا برای مسکن افزایش می‌یابد. افزایش تقاضا نیز منجر به افزایش قیمت مسکن خواهد شد. به عبارتی بین نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن، رابطه‌ای منفی برقرار است.

عباسی‌نژاد و یاری (۱۳۸۸) در مقاله‌ای به عوامل تأثیرگذار بر بخش مسکن، با تأکید بر ارتباط شوک های نفتی و رشد قیمت مسکن پرداخته‌اند و نتایج کار آن‌ها حاکی از آن بود که در طی سال‌های ۱۳۸٤ – ۱۳۵۲ اثر متغیرهای نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد نقدینگی، نرخ رشد تسهیلات پرداختی بانک مسکن و شوک‌های مثبت و منفی نفتی بر رشد قیمت مسکن، معنی‌دار و موافق تئوری همچنین تأثیر نرخ تورم بر رشد قیمت مسکن در دوره موردبررسی بی‌معنی است.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۷) در مقاله‌ای اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود را موردبررسی قراردادند. بر این اساس از روش نسبت قیمت به اجاره برای محاسبه حباب و از تکنیک خود توضیح با وقفه‌های توزیعی به‌منظور برآورد مدل بر اساس داده‌های فصلی ایران طی دوره ۱۳۸۵ – ۱۳۷۱ استفاده‌شده است. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که در هر دو دوره رونق و رکود سیاست پولی انبساطی موجب شکل‌گیری حباب شده است. در دوره رکود، متغیرهای قیمت دارایی تأثیر بیشتری نسبت به دوره رونق داشته است. در دوره رونق،

1. Poterba
2. Autoregressive Distributed lag
3. Vector Autoregressive

متغیر نرخ بهره مهم‌ترین متغیر اثرگذار بر حباب قیمت مسکن بوده است و اثر رشد نقدینگی در دوره رکود قویی‌تر از دوره رونق بوده است.

صباغ کرمانی، احمدزاده و موسوی نیک (۱۳۸۷) به بررسی رابطه علیتی میان قیمت مسکن و عوامل تعیین‌کننده آن در تهران طی دوره ۱۳۸۵ – ۱۳۷۳ به‌صورت فصلی پرداخته‌اند. آن‌ها از مدل تصحیح خطای برداری برای برآورد مدل و آزمون والد[1] برای بررسی رابطه علیت در کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده کرده‌اند. نتیجه مطالعه آن‌ها حاکی از این است که همه متغیرهای مدل تصحیح خطا در سطح معنی‌دار، تعیین‌کننده قیمت مسکن هستند. در کوتاه‌مدت رابطه علیت دوطرفه بین متغیرهای قیمت زمین، شاخص بهای عمده‌فروشی مصالح ساختمانی و قیمت سکه طلا با قیمت مسکن برقرار است. همچنین علیت میان متغیرهای متوسط درآمد خانوار و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن با قیمت مسکن، در کوتاه‌مدت یک‌طرفه است و علیت گرنجر میان قیمت مسکن و نرخ بهره بانکی تأیید نمی‌شود. از سویی دیگر، معنی‌داری بالای ضریب جزء تصحیح خطا در همه معادلات برآورد شده و نیز آزمون توأمان با متغیرهای مستقل در مدل، بیانگر برقراری رابطه بلندمدت است.

صمیمی، علمی و هادی‌زاده (۱۳۸٦) به بررسی اثر برخی متغیرهای کلان اقتصادی بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران پرداختند. برای این منظور از یک مدل اقتصاد کلان دارای پایه‌های اقتصاد خرد که در آن متغیرهای درآمد سرانه خانوار، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تعداد ساختمان‌های تکمیل‌شده، حجم پول و نرخ تورم به‌عنوان متغیرهای مستقل و شاخص قیمت مسکن به‌عنوان متغیر وابسته استفاده کرده‌اند. آن‌ها با استفاده از مدل خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی و داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸٤ – ۱۳۷۳ اقتصاد ایران به برآورد پرداختند و به این نتیجه رسیدند که متغیرهای کلان اقتصادی از قدرت توضیح‌دهندگی خوبی برای تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران برخوردارند و ضرایب برآورد شده مطابق انتظار تئوری است.

عسگری و قادری (۱۳۸۱) به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در بلندمدت و نوسان‌های آن در کوتاه مدت در بین استان‌های کشور با استفاده از روش داده های ترکیبی پرداختند و به این نتایج رسیدند که در بلندمدت قیمت مسکن دوره قبل، تعداد خانوار، شاخص بازار اوراق بهادار، مخارج خانوار، قیمت طلا و زمین و نظیر آن عوامل تعیین‌کننده سطح قیمت‌های جاری مسکن هستند و در کوتاه‌مدت شاخص قیمت بازار اوراق بهادار، سطح عمومی قیمت‌ها در دوره قبل، قیمت زمین، هزینه ساخت، قیمت نفت، مقدار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، کل مخارج خانوار و نرخ سود وام‌های بانکی در تعیین نوسانات قیمت مؤثر هستند. یافته‌های این تحقیق نشان داد که در بین عوامل یادشده به ترتیب قیمت زمین، سطح عمومی قیمت‌های دوره قبل، نرخ سود وام‌های بانکی و قیمت نفت بیشترین اثر را داشته‌اند.

۱-۱-۲- پیشینه تحقیق خارجی

تسه، رودگرز و نیکلیوسکی (۲۰۱٤) در پژوهشی به بررسی رابطه بین نرخ بهره حقیقی وام مسکن و قیمت‌های حقیقی مسکن در انگلستان و ولز بعد

1. Wald Test

بحران مالی جهانی سال ۲۰۰۷ پرداختند. نتیجه اصلی کار آنان بیانگر این است که بحران جهانی مالی دارای اثر بلندمدت بین سیاست‌های پولی و قیمت مسکن می‌باشد به‌گونه‌ای که به ازای هر یک درصد افزایش در نرخ بهره حقیقی وام مسکن، قیمت مسکن ٦/٤ درصد افزایش می‌یابد.

جانسون (۲۰۱٤) به بررسی وجود رابطه علیت بین قیمت مسکن و وضعیت اشتغال زنان در آمریکا با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پرداخته است. وی به دنبال پاسخ به این سؤال بود که آیا گران شدن مسکن موجب افزایش اشتغال زنان می‌شود یا افزایش اشتغال زنان و به دنبال آن افزایش درآمد خانوار موجب افزایش قیمت مسکن می‌شود. نتیجه مطالعه وی نشان می‌دهد که هیچ رابطه علیت معناداری بین قیمت مسکن و اشتغال زنان در آمریکا وجود ندارد.

ی، جو و تریپ (۲۰۱٤) به بررسی تأثیرات سیاست های بانک مرکزی در نرخ بهره بر قیمت مسکن در نیوزیلند طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۹۹ پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که افزایش در نرخ بهره موجب ایجاد حباب در قیمت مسکن می‌شود و پیشنهاد می‌کنند که با تغییر در سیاست‌های نرخ بهره، سازوکارهایی از سوی بانک مرکزی اجرا شود تا از ایجاد حباب در قیمت مسکن جلوگیری شود.

بالاسوبرامانیان و کولسون (۲۰۱۳) به بررسی قیمت مسکن بر شروع کسب‌وکار طی دوره ۲۰۰۹ – ۲۰۰۵ پرداختند. برای نیل به این هدف این رابطه متقابل را به‌صورت کمّی مدل‌سازی کرده و به این نتیجه رسیدند که رابطه بین قیمت مسکن و شروع کسب‌وکار به‌اندازه کسب‌وکار بستگی دارد. جمع‌بندی آن‌ها این بود که این ارتباط بین قیمت مسکن و کسب‌وکار کوچک به شکل بسیار قوی وجود دارد درحالی‌که این مسأله در مورد شروع کسب‌وکار بزرگ به‌صورت قوی دیده نمی‌شود.

انجی، بروکس و وارد (۲۰۱۳) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر اقتصاد کلان بر پویایی بازار مسکن و مستغلات در ایالت متحده آمریکا طی دوره ۲۰۱۱ – ۱۹٦۰ پرداختند. نتیجه اولیه کار آن‌ها این بود که حساسیت بازار مسکن نسبت به تغییرات کلان اقتصادی وابسته به دوره‌های اقتصادی است و بیان می‌کنند که سیاست‌گذاران از طریق تغییر در نرخ بهره می‌توانند موجب تسریع در تغییر دوره‌های اقتصادی شوند.

بالتراتی و مورانا (۲۰۱۰) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین شرایط عمومی اقتصاد کلان و بازار مسکن در منطقه G7 پرداختند. آن‌ها بیان می‌کنند که یک رابطه دوطرفه بین نوسانات قیمت مسکن و شوک‌های بخش عرضه جهانی وجود دارد.

اگرت و لئونارد[1] (۲۰۰۸) در مقاله‌ای به وجود پدیده بیماری هلندی و اثر آن بر اقتصاد ازبکستان در دوره ۲۰۰۵ – ۱۹۹٦ پرداخته‌اند. آنان بیان می‌کنند که تغییرات قیمت نفت در دوره موردبررسی تأثیر بسزایی بر نرخ ارز حقیقی، تولیدات صنایع غیرنفتی و قیمت کالاهای غیرمنقول نظیر مسکن داشته است. نتایج رگرسیونی کار آن‌ها بیانگر آن است که افزایش در قیمت نفت تأثیرات معنی‌داری هم بر بخش‌های نفتی و هم بخش‌های غیرنفتی داشته اما افزایش نرخ ارز حقیقی مؤثر باوجودآنکه تأثیر معنی‌داری بر بخش های نفتی داشته، هیچ‌گونه تأثیری بر بخش‌های غیرنفتی و کالاهای غیرمنقول نداشته است.

1. Egert and Leonard

گودهارت و هافمن (۲۰۰۷) بیان می‌کنند که باید این نکته را نیز مدنظر داشت که قیمت مسکن می‌تواند نوعی، نمایه از تمایلات و نیازهای بازار را نشان دهد و حتی به‌عنوان پیش‌بینی کننده متغیرهای کلان اقتصادی، نظیر تورم آینده باشد.

دل نگرو و اترک[1] (۲۰۰۷) با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری طی دوره ۲۰۰۵ – ۱۹۸٦ میزان اثر سیاست پولی انبساطی بر افزایش قیمت مسکن را موردبررسی قراردادند. نتایج نشان می‌دهد که اثر شوک‌های سیاست پولی روی قیمت مسکن در قبال حجم نوسانات اخیر، کم و ناچیز بوده است.

بلک و هو (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین مازاد نقدینگی و قیمت دارایی در مقیاس جهانی طی دوره ۲۰۰٦ – ۱۹۸٤ با استفاده از متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی، شاخص تعدیل‌کننده تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره کوتاه‌مدت، عرضه پول، شاخص قیمت محصول، قیمت نفت و شاخص قیمت مسکن برای ده کشور عضو همکاری توسعه اقتصادی و منطقه یورو و مدل خود رگرسیون برداری پرداخته‌اند. واکنش‌های پولی نشان می‌دهد نقدینگی با کاهش نرخ بهره کاهش می‌یابد و تغییر محصول واکنش مثبت پول را در پی دارد. نتایج تحلیل‌ها تأیید می‌کنند که نقدینگی و نرخ بهره تعیین‌کنندگان مهم قیمت در بخش املاک هستند.

داویدف[2] (۲۰۰۵) قیمت مسکن را تابعی از متغیرهایی چون شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت زمین و سرمایه‌گذاری جدید در بخش مسکن دانسته و اقدام به بررسی اثر این متغیرها بر قیمت مسکن کرده است. نتایج تخمین مدل وی نشان‌دهنده حساسیت قیمت مسکن نسبت به شوک‌های متغیرهای کلان اقتصاد است. همچنین عدد نسبتاً بزرگ و معنی‌دار کشش قیمت مسکن نسبت به دستمزدها، کشش کوچک و منفی قیمت مسکن نسبت به نرخ‌های واقعی بهره و کشش قیمتی منفی معنی‌دار مسکن نسبت به ارزش سهام سرمایه در این مدل، قابل‌توجه است.

اهرن و دیگران[3] (۲۰۰۵) با بررسی ۱۸ کشور صنعتی در دوره ۲۰۰٤ – ۱۹۷۰ با استفاده از مدل VAR و با تمرکز خاص روی بحث سیاست پولی، نوسانات در قیمت مسکن را موردبررسی قراردادند. نتایج کار آن‌ها نشان می‌دهد که با اجرای سیاست پولی انبساطی، افزایش قیمت مسکن زودتر اتفاق افتاده، اما پس‌ازآن تورم فزاینده موجب می‌شود که مقامات پولی قبل از اینکه قیمت مسکن به اوج خود برسد، سیاست پولی انقباضی را اجرا کنند.

لودویک و اسلاک[4] (۲۰۰٤) به بررسی ارتباط بین شاخص قیمت سهام و قیمت مسکن با مصرف در کشورهای عضو همکاری توسعه اقتصادی پرداختند. آن‌ها با استفاده از آزمون علیت گرنجر[5] به بررسی ارتباط علی متغیرهای مدل نیز پرداختند و به این نتایج رسیدند که درآمد قابل‌تصرف سرانه، شاخص بازار سهام و قیمت مسکن هر سه، علت گرنجر مصرف خصوصی سرانه هستند. علاوه بر این شاخص بازار سهام و درآمد قابل‌تصرف سرانه، علت گرنجر قیمت مسکن هستند ولی مصرف خصوصی سرانه علت گرنجر قیمت مسکن نیست.

تساتسارونیس و ژئو[6] (۲۰۰٤) در مطالعه خود اطلاعات مربوط به هفده کشور صنعتی در دوره

1. Del Negro and Otrok
2. Davidoff
3. Ahearne et all.
4. Ludwing and Slok
5. Granger Causality Test
6. Tsatsaronis and Zhu

۲۰۰۳ – ۱۹۷۰ را جمع‌آوری کرده و با استفاده از روش رگرسیون خود توضیح برداری مهم‌ترین عامل مؤثر بر قیمت مسکن را نرخ تورم شناخته و این عامل به‌طور متوسط، نیمی از تغییرات قیمت مسکن را در کشورهای مختلف توضیح داده و در کوتاه مدت، تأثیر این متغیر بیشتر و تا حدود ۹۰ درصد بوده است و سایر عوامل مؤثر به ترتیب اعتبارات بانکی، نرخ بهره کوتاه‌مدت و حاشیه سود عنوان می‌کند.

لیونگ[1] (۲۰۰٤) در مطالعه خود در کشور هنگ کنگ به ارتباط اقتصاد کلان و بازار مسکن پی برده است. در این مطالعه، قیمت مسکن به‌وسیله رشد جمعیت، تغییرات درآمد، هزینه ساخت و نرخ بهره تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

۱-۲- مبانی نظری

برای بررسی قیمت مسکن که از برابری عرضه و تقاضای مسکن به دست می‌آید مفاهیم عرضه و تقاضا و عوامل مؤثر بر آن‌ها را بحث خواهیم کرد. در شرایط بازار رقابت کامل، مقادیر موردتقاضا و نیز مقادیر عرضه‌شده، با فرض ثبات سایر شرایط، تابعی از قیمت است. درواقع به‌طور اصولی توابع عرضه و تقاضای کلی به طریقی شکلمی‌گیرند که مقادیر عرضه و تقاضا (به‌عنوان متغیر وابسته)، به قیمت (به‌عنوان متغیر مستقل) بستگی دارند. در این حالت از تأثیر متقابل توابع عرضه و تقاضای کل، قیمت و مقدار تعادلی مشخص می‌شود.

درصورتی‌که مسکن را به‌عنوان یک کالای ناهمگن در نظر بگیریم برای برآورد قیمت از روش هدانیک استفاده می‌شود ولی در این پژوهش با توجه به اینکه مسکن را به‌عنوان یک کالای همگن در نظر گرفته‌شده است و بر اساس نظریه رفتار مصرف‌کننده که سعی در حداکثر کردن میزان مطلوبیت در هر سطح مشخص از درآمد دارد، تابع تقاضای مسکن استخراج می‌گردد. همچنین با استفاده از نظریه عرضه لوکاس اقدام به استخراج تابع تقاضای مسکن برای اقتصاد ایران شده است.

شکل اولیه مدل موث[2] (۱۹٦۰) و فولین[3] (۱۹۷۹) در بازار مسکن به‌صورت زیر است.

$$H_1 = a_0 + a_1 P_1 + a_2 Y_1 + a_3 De_1 \qquad (۱)$$
$$H_1' = \beta_0 + \beta_1 P_1$$
$$H_1 = H_1'$$

در معادلات فوق، H_t بیانگر مقدار تقاضای مؤثر مسکن، H'_t: مقدار عرضه مسکن، P_t: شاخص قیمت واحدهای مسکونی، Y_t: درآمد سرانه و De_t: جمعیت می‌باشند.

شکل ساختاری[4] این سیستم با برابری عرضه و تقاضای مؤثر و استخراج P_t به‌صورت زیر به دست می‌آید.

$$P_t = \frac{a_0 - \beta_0}{\beta_1 - a_1} + \frac{a_2}{\beta_1 - a_1} Y_t + \frac{a_3}{\beta_1 - a_1} De_t \qquad (۲)$$

فرم ساختاری معادله به‌صورت زیر نشان داده می‌شود (مالپزی، و میو؛ ۱۹۹۷)

$$P_t = \gamma_0 + \gamma_1 Y_t + \gamma_0 De_t + \varepsilon \qquad (۳)$$

ازآنجاکه قیمت تعادلی مسکن از برابری عرضه و تقاضای مؤثر مسکن به دست می‌آید، به‌منظور پاسخ به سؤال اصلی پژوهش ضروری است مفاهیم

1. Leung

2. Muth
3. Follain
4. Reduced Form

تقاضای بالقوه، تقاضای مؤثر و عرضه واحد مسکونی را تعریف کنیم.

میزان نیاز به مسکن در یک مقطع زمانی (یک سال و یا یک دوره برنامه‌ریزی) که برابر با شمار خانوارهای نیازمند مسکن است را تقاضای بالقوه گویند. بااین‌وجود، تقاضای مؤثر[1] برای مسکن، درواقع همان تعریف کلاسیک در متون اقتصادی است. تقاضای مؤثر، نیازی است که با تمایل و قدرت خرید به‌طور توأم همراه باشد و بتواند باقیمت‌های موجود در بازار مسکن برآورده شود.

بدین ترتیب، در شرایط تعادلی، تعداد واحدهای مسکونی عرضه‌شده در هرسال برابر با تقاضای مؤثر برای مسکن است. تفاوت نیاز (تقاضای بالقوه) و عرضه (تقاضای مؤثر) را به‌عنوان کمبود و نارسایی بازار مسکن تعریف می‌کنند (رفیعی کاونانی، ۱۳۸۰).

۱-۲-۱- تقاضای مسکن

تابع تقاضای مسکن نیز مانند سایر کالاها تعریف می‌شود. برخی از خصوصیات این کالا باعث شده است تا مسکن، متمایز از سایر کالاها و خدمات مصرفی باشد؛ زیرا مسکن کالایی غیرمنقول و بنابراین استفاده کردن از آن منوط به تغییر مکان مصرف‌کننده است. همچنین به لحاظ اینکه متقاضی مسکن، به‌جای فرد، خانوار است، بنابراین مبانی نظری رفتار مصرف کننده که مبتنی بر رفتار اقتصادی هر فرد است، باید در مورد خانوار مطرح شود، ازاین‌رو خصوصیات خانوار نیز در میزان تقاضای مسکن مؤثر است. ازآنجاکه هر مدل اقتصادسنجی بر اساس یک نظریه اقتصادی شکل می‌گیرد تابع تقاضای مسکن نیز از این امر مستثنا نیست و در تخمین آن از روش‌های مختلفی استفاده می‌شود.

در تحقیقات، می‌توان مسکن را هم به‌عنوان یک کالای همگن و هم یک کالای ناهمگن در نظر گرفت. اگر مسکن را به‌عنوان یک کالای ناهمگن در نظر بگیریم، تفاوت در قیمت واحدهای مسکونی را باید با استفاده از مدل هدانیک قیمت دنبال نماییم. در این تحقیق، مسکن همچون سایر کالاهای معمولی، به‌عنوان یک کالای همگن فرض می‌شود و بر اساس نظریه رفتار مصرف‌کننده که سعی در حداکثر کردن میزان مطلوبیت خود در هر سطح مشخصی از درآمد دارد، تابع تقاضای مسکن برآورد می‌گردد. بر این اساس، متغیرهای اقتصادی و اجتماعی مؤثر در مطلوبیت، از عوامل تأثیرگذار بر تقاضای مسکن هستند.

برای رسیدن به تابع تقاضای مسکن و متغیرهای مؤثر بر آن از تابع مطلوبیت شروع می‌کنیم، تابع مطلوبیت خانوار i وابسته به سبد مصرفی مسکن h_i و سایر کالاها C_i است.

$$U_i = U(C_i, h_i) \qquad (٤)$$

با حداکثر کردن مطلوبیت نسبت به خط بودجه برای رسیدن به انتخاب بهینه (C_1, h_1) باید شرط زیر صادق باشد:

$$MRS(C_i, h_i) = -\frac{P_h}{P_c} \qquad (٥)$$

ما می‌توانیم MRS را به‌صورت منفی نسبت مطلوبیت نهایی بیان کنیم، با جایگزینی و حذف علامت منفی از دو طرف خواهیم داشت.

1. Effective Demand

$$\frac{\partial u(C_i,h_i)\partial h_i}{\partial u(C_i,h_i)/\partial C_i} = \frac{P_h}{P_c} \quad (٦)$$

انتخاب بهینه هر خانوار به این صورت است که با توجه به قید بودجه، درآمدش را به C_i و h_i تخصیص می‌دهد.

$$P_c C_i + P_h h_i = y_i \quad (٧)$$

به‌عبارت‌دیگر بر اساس نظریه رفتار مصرف‌کننده، هر مصرف‌کننده (خانوار)، با مفروض دانستن تابع مطلوبیت خود، سعی در حداکثر کردن آن با توجه به قید بودجه دارد (فولین و جیمینز[1]، ۱۹۸۵).

در اینجا P_c قیمت مصرف سایر کالاها به یک نرمالایز شده و P_h قیمت واحد خدمات خانه است. فرد با توجه به قید بودجه، مطلوبیت خود را حداکثر می‌کند. با حل قید بودجه برای C_1 و جانشین کردن در تابع مطلوبیت، به تابع مطلوبیت غیرمستقیم می‌رسیم.

$$V_i = \underset{hi}{MAX} : U(y_i - P_i . h_i, h_i) \quad (٨)$$

از تابع مطلوبیت غیرمستقیم با توجه به اتحاد روی[2]، تابع معکوس تقاضای مسکن به دست می‌آید.

$$P_h = \frac{\frac{\partial V}{\partial h_i}}{\frac{\partial V}{\partial y_i}} \quad (٩)$$

درصورتی‌که شکل خاصی را برای تابع مطلوبیت در نظر بگیریم، می‌توان تابع تقاضای روشن‌تری را به دست آورد. به‌طور نمونه با تعریف شکل خاصی برای تابع مطلوبیت، معادله لگاریتمی- خطی[3] ام به‌صورت زیر نتیجه می‌شود:i مسکن برای خانوار

$$\mathrm{Inh_i} = \beta_0 + \beta_1 \mathrm{Inp_h} + \beta_2 \mathrm{Iny_i} + \epsilon_i \quad (١٠)$$

این معادله می‌تواند به‌عنوان معادله تقاضای مسکن در نظر گرفته شود. در معادله فوق β_2 و β_1 کشش قیمتی و درآمدی تقاضا می‌باشند. تابع فوق نشان می‌دهد که تقاضای مسکن تابعی از قیمت مسکن و درآمد خانوار است.

اگرچه تابع تقاضای مسکن به‌دست‌آمده، برای یک خانوار است ولی اگر جامعه را در هر دوره، مجموعه‌ای از n خانوار در نظر بگیریم که هر خانوار متقاضی مسکن و سایر کالاها هستند بنابراین تابع تقاضای خانوار iام برابر است با:

$$h_i(P, y_i) = h_i^h(P, y_i) + h_i^c(P, y_i) \quad (١١)$$

در تابع فوق $h_i(P,y_i)$ کل تقاضای خانوار iام، $h_i^h(P, y_i)$ تقاضای خانوار iام برای مسکن و $h_i^c(P, y_i)$ تقاضای خانوار iام برای سایر کالاها است. به ازای i=1,2,…,n خانوار، تابع تقاضای جامعه به‌صورت زیر است:

$$H(P, y_1, \dots, y_n) = \sum_{i=1}^{n} h_i(P, y_i) \quad (١٢)$$

اگر Y بردار درآمد خانوارها $(y_1, \dots, y_n)$ باشد، تابع تقاضای جامعه برای مسکن به‌صورت $H^H(P, Y)$ خواهد بود.

درصورتی‌که در تابع مطلوبیت غیرمستقیم، سایر متغیرهای اجتماعی و اقتصادی مؤثر بر مطلوبیت را نیز وارد کرده و یا علاوه بر قیمت، عوامل مؤثر بر قیمت نیز وارد شود، شکل کلی مدل تقاضای مؤثر مسکن را می‌توان در عبارات ریاضی زیر خلاصه نمود:

$$H_1 = F(P_t, Mg_t, Y_t, CR_{It}, Th_1, UN_t, Re, U_t, \dots) \quad (١٣)$$

1. Follain and Jimenez
2. Roy's Identity
3. Log - Linear

که در آن (H_t) تقاضای مؤثر مسکن، (P_t) قیمت واحد مسکونی، (Mg_t) ضریب شهرنشینی، (Y_t) درآمد سرانه، (CR_{It}) دسترسی خریداران مسکن به اعتبارات مالی، (Th_t) مالیات بر مسکن، (UN_t) نرخ بیکاری، (Re_t) نرخ اجاره‌بها و (U_t) نرخ شهرنشینی است.

قیمت مسکن

قیمت مسکن یکی از اجزای اصلی توابع تقاضا و عرضه مسکن است و تاکنون در خصوص قیمت آن آمار و اطلاعاتی به‌صورت سری زمانی تهیه نشده است. آمار انتشاریافته بانک مرکزی در خصوص بخش ساختمان و مسکن نشان می‌دهد که این آمار و اطلاعات به‌طور عمده مربوط به شاخص بهای مسکن است. این شاخص دربرگیرنده (۱) شاخص بهای کرایه‌خانه‌های مسکونی (ویلایی و آپارتمانی)، (۲) هزینه تعمیر و نگهداری خانه‌های شخصی و (۳) خدمات ساختمانی است که بیشتر معرف شاخص بهای اجاره مسکن است.

جمعیت

جمعیت چه به لحاظ اندازه، چه به خاطر ترکیب سنی و جابه‌جایی آن در مناطق مختلف، بر تقاضای مسکن تأثیر فراوان دارد. به‌عبارت‌دیگر افزایش جمعیت به‌صورت کلی تقاضای مسکن را افزایش می‌دهد و از طرف دیگر افزایش جمعیت جوان و افزایش نرخ ازدواج و تراکم جمعیت منطقه خاص، تقاضای مسکن را افزایش خواهد داد (بلکی[1]، ۱۹۹۹).

درآمد سرانه

بلکی (۱۹۹۹)، فولین (۱۹۷۹)، کنی[2] (۱۹۹۹)، لی وانگ آنگ[3] (۲۰۰۵) بیان می‌کنند که افزایش درآمد موجب افزایش در تقاضای مسکن می‌شود. افزایش درآمد تقاضا برای خانه‌های بزرگ‌تر که مطلوبیت بیشتری دارد و در حومه شهر واقع‌شده را افزایش داده و باعث عدم تمرکز جمعیت در مرکز شهر می شود، زیرا با افزایش درآمد، خانوارها قادر خواهند بود از عهده هزینه‌های ایاب و ذهاب جهت مراجعه به محل کار برآیند (گبریل، متی و واسچر[4]، ۱۹۹۹).

اعتبارات پرداختی به خریداران مسکن

تقاضا در مرحله اول تابعی از قیمت کالا و درآمد است. به‌طورمعمول پرداخت وام، قدرت مالی افراد را افزایش می‌دهد. بنابراین میزان وام و یا نرخ بهره آن به‌عنوان یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضا محسوب می‌شود (بنیتو[5]، ۲۰۰۶). نظرات آئوکی، پرودمن و ولیگ[6] (۲۰۰۴) دربردارنده این مطلب که سهولت در تأمین اعتبارات، منجر به افزایش در تقاضای واحدهای مسکونی می‌شود، بااین‌وجود رفیعی (۱۳۸۳) بیان می‌کند که افزایش تسهیلات فقط در همان دوره منجر به افزایش تقاضای مسکن می شود، ولی در سال‌های بعد به دلیل تورم موجود، عملاً سقف تسهیلات اعتباری ازلحاظ اقتصادی کارآمد نخواهد بود.

در ایران با توجه به اینکه تابع تقاضای اعتبارات به دلیل پایین بودن نرخ سود بانکی چندان تحت تأثیر تغییرات این نرخ نیست، خود میزان اعتبارات را در مدل وارد می‌کنیم. البته در شرایط محدودیت منابع

1. Blackley

2. Kenny
3. Lee and Eng Ong
4. Gabriel, Mattey and Wascher
5. Benito
6. Aoki, Proudman and Vlieghe

مالی، با افزایش تقاضای وام و منابع مالی جدید، نرخ بهره وام افزایش می‌یابد که این امر هزینه نهایی سرمایه‌گذاری را افزایش خواهد داد (خلیلی عراقی و موسوی، ۱۳۷۹).

مالیات

یکی از عوامل مؤثر بر تقاضای مسکن هزینه خالصی است که مالک مسکن، ملزم به پرداخت آن است. هزینه استفاده از مسکن به‌طور پایه‌ای، مبلغ پولی هزینه خالص نگهداری مسکن برای یک دوره است. برای مسکن، این هزینه خالص تفاوت بین هزینه ناخالص (بهره رهنی، استهلاک، مالیات بر دارائی و حفظ و نگهداری ساختمان) و سود ناویژه (سود سرمایه) است (گبریل، متی و واسچر، ۱۹۹۹). بنا به نظرات بلکلی (۱۹۹۹)، هارتر و دریمن[1] (۲۰۰٤) ولستریپس (۲۰۰۲) افزایش مالیات بر مسکن موجب می‌شود تا تقاضا برای واحد مسکونی کاهش یابد.

نرخ بیکاری

افزایش اشتغال باعث افزایش درآمد خانوار می شود و درنتیجه تقاضا برای مسکن و به دنبال آن قیمت مسکن افزایش می‌یابد (آبراهام و هندرشوت[2]، ۱۹۹٦).

اجاره‌بها

شاخص مذکور معرف قیمت کالای جایگزین مسکن است، یعنی هر خانوار یا دارای واحد مسکونی شخصی است یا این‌که با اجاره واحد مسکونی، نیاز مسکن خود را با پرداخت قیمت (اجاره) برطرف می‌سازد. افزایش قیمت کالای جایگزین مسکن، موجب انتقال تقاضای مسکن به سمت راست می‌شود.

با توجه به مطالب فوق می‌توان گفت که عواملی مانند قیمت مسکن، اجاره‌بها، نرخ بیکاری، مالیات، اعتبارات پرداختی به خریداران مسکن، درآمد سرانه از بعد اقتصادی و جمعیت از بعد اجتماعی بر تقاضای مسکن مؤثر هستند.

۱-۲-۲- عرضه مسکن

قیمت مسکن لزوماً توسط متغیرهای طرف تقاضا تعیین نمی‌شود بلکه از متغیرهای طرف عرضه نیز تأثیر می‌پذیرد. تغییرات قیمت مسکن به چگونگی واکنش سازندگان به تغییرات تقاضای واحدهای مسکونی وابسته است (سومرویل[3]، ۱۹۹۹). ازآنجاکه قیمت تعادلی مسکن علاوه بر تقاضا، تحت تأثیر عوامل مؤثر بر عرضه نیز هست، لازم است که به عوامل مؤثر بر عرضه مسکن نیز اشاره شود (بلکلی، ۱۹۹۹). برخلاف تقاضا، در مورد عرضه مسکن، مطالعات کمتری صورت گرفته است. در مقاله لی و انگ اونگ[4] (۲۰۰۵) عرضه مسکن به‌عنوان ارزش بازاری ساخت خانه‌های جدید و تعمیر و بهبود خانه های موجود تعریف می‌شود.

در ابتدا مبانی نظری برگرفته از نظریه عرضه لوکاس را مطرح کرده و با استفاده از آن مدلی را برای عرضه مسکن در ایران مطرح می‌کنیم. در ادامه، روند عوامل اصلی تولید و عرضه موردبررسی قرار می‌گیرند. تابع تولید مسکن تابعی از نهاده‌های اولیه نیروی کار، سرمایه و در برخی موارد فن‌آوری است. در این

1. Harter and Dreiman
2. Abraham and Hendershott
3. Somerville
4. Lee and Eng Ong

مدل‌ها هزینه نهایی سرمایه‌گذاری، صفر در نظر گرفته می‌شود.

طبق نظریه عرضه لوکاس تابع تولید، تابعی از دو عامل سرمایه و نیروی کار است.

$$Y_t = F(K_t, L_t) \qquad (١٤)$$

با تعمیم این نظریه برای تابع تولید مسکن خواهیم داشت:

$$Y_t = F(K_t, L_t, M_t, Cr_t) \qquad (١٥)$$

که در آن Cr_t, M_t, L_t, K_t به ترتیب سرمایه (زمین)، نیروی انسانی شاغل در بخش مسکن، مصالح ساختمانی و اعتبارات این بخش است.

هدف بنگاه حداکثر کردن ارزش پولی دریافتی‌های خالص در یک افق نامحدود است (کنی[1]، ٢٠٠٣).

$$\pi(P) = \int_0^{\infty} e^{-rt}[p.F(K_t, L_t, M_t, Cr_t) - v_t K_t - W_t L_t - d_t M_t - r_t Cr]dt \qquad (١٦)$$

که P بردار قیمت‌ها، شامل w قیمت نهاده‌ها و p قیمت ستاده‌های بنگاه است.

در اینجا با توجه به اینکه یک ستاده (مسکن) داریم، اگر تابع تولید مسکن را با f(x) نمایش دهیم، تابع سود را می‌توان برای یک دوره به‌صورت زیر بازنویسی کرد.

$$\pi(p, w) = pf(x) - wX \qquad (١٧)$$

p قیمت (اسکالر) ستاده است و w بردار قیمت عوامل و $X(x_1,\ldots x_n)$ خود نهاده‌ها که به‌صورت برداری غیر منفی اندازه‌گیری شده‌اند.

شرط مرتبه اول برای حداکثر کردن سود این است که ارزش تولید نهایی هر عامل با هزینه آن عامل برابر باشد. به‌عبارت‌دیگر در نقطه حداکثر سود، شیب تابع تولید$\left(\frac{\partial f(X)}{\partial x_i}\right)$ با شیب تابع سود $\left(\frac{w_i}{p}\right)$ برابر است.

$$P\frac{\partial f(X)}{\partial x_i} = w_i \qquad i = 1, \ldots, n \qquad (١٨)$$

ارزش تولید نهایی برای هر یک از نهاده‌های تولید به‌صورت زیر محاسبه خواهد شد.

$$p.F_L = W \qquad (١٩)$$
$$p.F_k = v$$
$$p.F_M = d$$
$$p.F_{Cr} = r$$

شرط مرتبه دوم برای حداکثر کردن سود ایجاب می کند که مشتق دوم تابع تولید نسبت به نهاده‌ها غیر مثبت باشد، یعنی:

$$F_{cr} > 0 \quad F_M > 0 \quad F_k > 0 \quad F_L > 0$$
$$F_{crcr} < 0 \quad F_{MM} < 0 \quad F_{kk} < 0 \quad F_{LL} < 0$$

با این فرض که مشتق $\pi(P)$ وجود دارد و P_i نیز بزرگ‌تر از صفر باشد، با استفاده از قضیه هوتلینگ[2] می‌توانیم تابع عرضه را استخراج کنیم:

$$\frac{\partial \pi(p,w)}{\partial p_i} = y_i(p, w) \qquad i = 1, \ldots, n \qquad (٢٠)$$

که $y_i(P)$ عرضه کالای i است. به‌این‌ترتیب می‌توان تابع عرضه مسکن را که تابعی از قیمت مسکن و قیمت نهاده‌ها است به دست آورد:

$$H_t' = f(p_t, w_t, v_t, d_t, r_t) \qquad (٢١)$$

درنتیجه شکل کلی مدلی عرضه مسکن را می‌توان در عبارات ریاضی زیر خلاصه نمود:

1. Kenny

2 .Hotelling Lemma

$$H_t' = F(P_t, CR_t, GNP_t, G_t, d_t, Pr_t, U_t, \dots) \quad (۲۲)$$

که در آن (H_t) عرضه مسکن، (P_t) شاخص قیمت مسکن، (CR_t) اعتبارات ساختمانی پرداختی به تولیدکنندگان، (GNP_t) تولید ناخالص ملی، (G_t) مخارج ساختمانی دولت، (d_t) شاخص بهای مصالح ساختمانی، (Pr_t) مجوز ساخت‌وساز و (U_t) نرخ شهرنشینی است.

قیمت مسکن

فولین (۱۹۷۹)، پنگ و ویتون[1] (۱۹۹٤)، بلکی (۱۹۹۹)، خلیلی عراقی و سایه موسوی (۱۳۷۹) بیان می‌کنند که افزایش قیمت از طریق افزایش سطح دریافتی تولیدکننده و افزایش سود، انگیزه تولید و عرضه بیشتر را فراهم می‌کند.

اعتبارات اعطایی ساختمانی به تولیدکنندگان

به عقیده خلیلی عراقی و سایه موسوی (۱۳۷۹) و دلال پورمحمدی (۱۳۷۹) به نقل از رفیعی اعطای اعتبارات و وام مسکونی به بخش خصوصی باعث افزایش ساخت مسکن می‌شود.

محققان دیگری نرخ بهره را مؤثر بر عرضه مسکن می‌دانند. نرخ بهره هزینه به‌کارگیری سرمایه توسط سازندگان است. افزایش نرخ واقعی بهره، ساخت مسکن را کاهش خواهد داد. به‌عبارت‌دیگر می‌توان گفت که افزایش نرخ بهره اعتبارات پرداختی به تولیدکننده با کاهش خالص سود، عرضه مسکن را کاهش می‌دهد (بلکلی، ۱۹۹۹).

تولید ناخالص ملی

مسکن سهم زیادی از اقتصاد کلان را به خود اختصاص داده است. نظرات لیونگ (۲۰۰٤) بیانگر این مطلب است که نرخ رشد تولید ناخالص ملی بر قیمت مسکن تأثیرگذار است. همین‌طور دلال پورمحمدی (۱۳۷۹) به نقل از رفیعی، نرخ رشد تولید ناخالص ملی را عامل مؤثری بر عرضه مسکن می‌داند.

مخارج دولت در فصل تأمین مسکن

تحت شرایطی که رشد درآمد خانوارها ناچیز یا حتی صفر است، دولت باید برای خانوارهای مذکور، محل سکونت فراهم کند. ازآنجاکه این طرح‌ها به‌خودی‌خود تأمین مالی نمی‌شوند، دولت باید شکاف بین هزینه نهایی و ارزش نهایی طرح‌ها را عهده‌دار شود. در دوره‌ی رکود اقتصادی تأکید سیاست‌های عمومی باید بیشتر به ساخت واحدهایی با اندازه‌های کوچک‌تر باشد تا بدین‌وسیله امکان اسکان تعداد خانوارهای بیشتری فراهم گردد (فولین، لیم و ریناود[2]، ۱۹۸۰).

شاخص قیمت نهاده‌های ساختمانی

بلکلی (۱۹۹۹)، سمرویل[3] (۱۹۹۹) و خلیلی عراقی و سایه موسوی (۱۳۷۹) بیان می‌کنند که افزایش قیمت نهاده‌های ساختمانی نظیر دستمزد کارگران و مصالح ساختمانی، با افزایش هزینه تولید ساختمان تأثیر منفی بر تولید دارند؛ البته اگر افزایش دستمزدها و قیمت مصالح از افزایش قیمت مسکن کمتر باشد، نمی‌توان انتظار کاهش تولید را داشت. همین‌طور با فرض ثابت ماندن سایر شرایط افزایش قیمت نهاده‌ها منجر به کاهش تولید خواهد شد.

1. Peng and Wheaton

2. Follain, Lim and Renaud

3. Somerville

پروانه‌های ساختمانی صادرشده

ویژگی‌های محلی مانند محدودیت زمین قابل ساخت‌وساز، بر ساخت واحدهای مسکونی جدید اثرگذار است (بلکلی، ۱۹۹۹). دوکینز و نلسون[1] (۲۰۰۲) بیان می‌کنند سیاست جلوگیری از توسعه محدوده شهر باعث می‌شود قیمت زمین افزایش یابد، ولی سازندگان خانه همیشه به زمین با قیمت بالاتر واکنش نشان نمی‌دهند. به‌عبارت‌دیگر آن‌ها با افزایش تراکم واحدهای مسکونی، کمبود زمین را جبران می کنند. بااین‌وجود اختصاص زمین‌های حومه شهر به تولید واحدهای مسکونی باعث افزایش عرضه مسکن می‌شود.

با توجه به مطالب فوق می‌توان گفت که عواملی مانند قیمت مسکن، میزان اعتبارات اختصاص‌یافته به بخش ساختمان و بهره آن، درآمد ملی، مخارج دولت در فصل تأمین مسکن، شاخص قیمت نهاده‌های ساختمانی از بعد اقتصادی و پروانه‌های ساختمانی صادرشده از بعد اجتماعی بر عرضه مسکن مؤثر هستند.

۲- روش تحقیق

- **ارائه الگو و برآوردها**

با توجه به مطالعات انجام‌شده، معادلات اولیه عرضه و تقاضا به‌صورت زیر بسط داده می‌شود:

$$H_t = F(P_t, Mg_t, Y_t, CR_t, Th_t, UN_t, Re, \dots, U_i) \quad (۲۳)$$
$$H'_t = F(P_t, CR_t, GNP_t, G_t, d_t, Pr_t, \dots, U_t)$$

درنتیجه قیمت تعادلی برابر خواهد بود با:

$$P_t = F(Mg_t, Re_t, Y_t, CR_t, Th_t, UN_t, GNP_t, G_t, d_t, Pr_t, U_t) \quad (۲۴)$$

در این تحقیق برای تخمین مدل از برآوردگر حداقل مربعات معمولی استفاده می‌شود و سپس آزمون‌های متفاوتی روی آن انجام می‌گیرد. برای آزمون قابل‌اعتماد بودن نتایج و عدم وجود رگرسیون های کاذب از آزمون ایستایی دیکی- فولر[2]، دیکی- فولر تعمیم‌یافته[3]، آزمون فیلیپس- پرون[4] و روش انگل- گرنجر[5] استفاده خواهیم کرد.

متغیرهای به‌کاررفته در الگو، داده‌های سالانه اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۰ است. علاوه بر متغیرهای فوق، از متغیر مجازی کاهش شدید قیمت نفت طی سال‌های ۱۳٦٤ تا ۱۳٦٦ در تخمین مدل استفاده‌شده است. دلیل انتخاب این متغیر این بوده است که کمبود مصالح ساختمانی به‌ویژه مصالح فلزی، قیمت این نهاده را در دوره کاهش شدید قیمت نفت به‌شدت افزایش داده است. پایین بودن واردات مصالح ساختمانی به علت حجیم بودن و ماهیت خاص این کالاها و کاهش شدید واردات مصالح ساختمانی از سال ۱۳٦٤ به دلیل سیاست‌های انقباضی دولت در خصوص تجارت خارجی به علت کاهش مخارج ارزی، به حدی بوده است که قیمت مصالح ساختمانی فلزی در دوره موردنظر، متوسط رشد سالانه ۳٦/۱ درصد داشته است. درحالی‌که این نرخ برای مصالح غیرفلزی ۱۷/۹ درصد در سال بوده است.

نماد متغیرها و تعریف آن‌ها به‌صورت زیر است:

$$H_t = H'_t$$

1. Dawkins and Nelson

2. Dickey-Fuller
3. Augmented Dickey-Fuller
4. Phillips-Perron Test
5. Engle-Granger

LP : لگاریتم شاخص قیمت مسکن به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹

LMg : لگاریتم نرخ شهرنشینی

LRe : لگاریتم شاخص قیمت اجاره‌بهای واحدهای مسکونی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹

LY : لگاریتم درآمد سرانه به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹

LCR : لگاریتم تسهیلات بانک مسکن به بخش مسکن به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹

LTh : لگاریتم مالیات بر مسکن به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹

LUN : لگاریتم نرخ بیکاری

LGNP : لگاریتم تولید ناخالص ملی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹

LG : لگاریتم کل هزینه‌های دولت در فصل تأمین مسکن به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹

Ld : لگاریتم شاخص قیمت مصالح ساختمانی، به قیمت ثابت سال ۱۳۶۹

LPr : لگاریتم تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره در کلیه مناطق شهری

DUOil : متغیر مجازی کاهش شدید قیمت نفت طی سال‌های ۱۳٦٤-۱۳٦٦

۳- یافته های تحقیق

۳-۱- بررسی ایستایی سری‌ها

قبل از هر برآوردی، لازم است که متغیرها را ازنظر ایستایی مورد آزمون قرار دهیم. برای این کار از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده نموده ایم. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از این است که لگاریتم تمام متغیرها با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند.

اگر یک سری زمانی پایا باشد می‌توان مدل را با روش حداقل مربعات برآورد کرد، در غیر این صورت‌مسئله هم‌جمعی مطرح می‌شود. اگر سری‌ها دارای خاصیت هم‌جمعی باشند، یعنی ترکیب خطی آن‌ها ایستا باشد نیز می‌توانیم مدل را با استفاده از روش برآوردگر حداقل مربعات تخمین بزنیم.

درنتیجه برای دستیابی به نتایج قابل‌اعتماد در قالب رگرسیون‌های صحیح و به‌منظور مواجه نشدن با مشکل رگرسیون جعلی، به نظر می‌رسد علاوه بر انجام آزمون ایستایی، انجام آزمون هم‌جمعی نیز در مورد متغیرهای مدل، لازم است.

برای آزمون‌های هم‌جمعی، روش‌های متعددی وجود دارد که روش انگل–گرنجر[1]، روش استوک- واتسن[2] و روش حداکثر درستنمایی یوهانسن[3] ازجمله این روش‌ها است.

نتایج آزمون انگل-گرنجر نشان می‌دهد که معادله قیمت مسکن در سطح ایستا بوده و بنابراین تخمین دچار رگرسیون کاذب نیست و آماره‌های آزمون F و t از اعتبار لازم برخوردار خواهند بود.

۳-۲- نتایج تخمین معادله

نتایج تخمین معادله قیمت مسکن در جدول (۱) آورده شده است.

جدول (۱). نتایج تخمین معادله

متغیر	ضریب	مقدار آماره	احتمال
LMg	۱/۲۷	۳/۱۵	۰/۰۰
LRe	۰/۵٦	۱۳/٤۲	۰/۰۰
LY	۱/۱۳	۳/۵۱	۰/۰۰

1. Engel-Granger Procedure
2. Stock-Watson Procedure
3. Johanson Maximum Likelihood Procedure

LCR	۰/۰۵	۲/۰۵	۰/۰۵
LTh(-1)	۰/۱۲	۲/۹۱	۰/۰۰
LUN(-2)	۰/۰۸	۲/٤۸	۰/۰۲
LGNP	−۱/۰۹	−۳/۱۵	۰/۰۰
LG(-1)	−۰/۰٤	−۲/۳۵	۰/۰۲
Ld	۰/٤۱	۱۰/۹۱	۰/۰۰
LPr	−۰/۰۷	−۲/۳۰	۰/۰۳
Duoil	۰/۱۰	۲/٤۷	۰/۰۲
۰/۹۹R-Squared: ۰/۹۹Adjusted R Squared: ۱/۷۷Durbin-Watson Stat:			

در معادله قیمت مسکن، ضرایب برآورده شده همگی متغیرها در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار است، روابط به‌دست‌آمده از تخمین الگوی موردنظر، آزمون شد که نتایج حاصله نشان از ثبات پارامترهای مدل دارد.

انجام آزمون‌های ناهمسانی واریانس[1]، خودهمبستگی[2] و حذف متغیر اضافی نشان‌دهنده این است که معادله قیمت مسکن، دارای واریانس همسان می‌باشد و مشکل خودهمبستگی ندارد. علاوه بر آن متغیر مجازی استفاده‌شده در الگوی قیمت مسکن، اثر معنی‌داری بر متغیر وابسته دارد.

۳-۳- نتایج حاصل از برآورد الگو

آنچه مطالعه حاضر را از سایر مطالعات انجام‌شده در ایران متمایز می‌کند، در نظر گرفتن همزمان طرف عرضه و تقاضای مسکن برای تعیین قیمت مسکن است. درواقع علاوه بر بررسی تأثیر متغیرهای اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر قیمت مسکن به بررسی هرکدام از متغیرها در قالب سیاست‌های دولت، قیمت نهاده‌های تولیدی و سایر عوامل، پرداخته‌شده است. به دلیل تعدد متغیرها از برآوردگر حداقل مربعات معمولی استفاده‌شده است.

نتایج حاصل از تخمین الگو به‌وسیله برآوردگر حداقل مربعات معمولی نشان‌دهنده تأثیر مثبت متغیرهای لگاریتم نرخ شهرنشینی، نرخ اجاره‌بها، درآمد سرانه، اعتبارات تخصیص‌یافته به بخش مسکن، مالیات بر مسکن با یک وقفه، نرخ بیکاری با دو وقفه و شاخص قیمت مصالح ساختمانی بر قیمت مسکن شهری به‌عنوان متغیر وابسته است. علاوه بر این تأثیر متغیرهای تولید ناخالص ملی، مخارج دولت در فصل تأمین مسکن با یک وقفه و مجوزهای ساخت‌وساز بر متغیر وابسته (لگاریتم قیمت مسکن در نقاط شهری) منفی است و با اطمینان ۹۵٪ فرضیه صفر مبنی بر عدم تأثیر این متغیرها بر روی متغیر وابسته پذیرفته نمی‌شود.

به‌طورکلی می‌توان گفت که تفاوت فرصت‌های اقتصادی مانند نرخ بیکاری در نقاط شهری و روستایی، با توجه به اینکه اکثر فعالیت‌های اقتصادی در شهرها وجود دارد، موجب گرایش جمعیت به سمت شهرها شده است. افزایش نامتناسب جمعیت شهری به‌ویژه در شهرهای بزرگ و متوسط همراه با افزایش نرخ بیکاری، با توجه به محدودیت عرضه و عدم واکنش سریع عرضه نسبت به تقاضا، موجب مازاد تقاضای مسکن می‌شود. این امر افزایش تعداد مستأجران و اجاره‌بها را به همراه دارد. درنتیجه موجب افزایش قیمت مسکن در کلان‌شهرها شده و با توجه به مازاد تقاضای بالقوه نسبت به عرضه مسکن، این تورم محدود به کلان‌شهرها نمی‌شود و قیمت واحدهای مسکونی در کل شهرها را افزایش خواهد داد. در یک شرایط رکودی، هجوم نقدینگی از سایر

1. Heteroskedasticity Test
2. Autocorrelation

بخش‌های اقتصادی به بخش مسکن ازیک‌طرف، تقاضا را افزایش داده و از طرف دیگر عرضه چندان تغییری نمی‌کند، لذا رابطه مستقیم نرخ بیکاری و قیمت مسکن شاید از این طریق قابل تفسیر باشد.

از طرفی دولت سیاست‌هایی را در امر مسکن اتخاذ می‌کند که شامل سیاست‌های پولی و مالی است. به علت کافی نبودن اعتبارات تخصیص داده‌شده جهت ساخت و عدم تکمیل یک واحد مسکونی در همان دوره، افزایش قیمت مسکن را در پی خواهد داشت. به دلیل کافی نبودن منابع پولی، طول دوره ساخت افزایش می‌یابد و منابعی مصرف می‌شود اما عملاً عرضه‌ای صورت نمی‌گیرد. این موضوع در مورد مخارج دولت در امر تأمین مسکن برای خانوارهای کم‌درآمد و کارمندان نیز مصداق دارد. در شهرها اگرچه شلوغی وجود دارد اما سیستم مالیاتی، کالاهای عمومی بیشتری در اختیار افراد قرار داده است و همین امر موجب گرایش افراد به سمت کلان‌شهرها شده است. به عبارتی افزایش درآمد خانوار، موجب نقل‌مکان آن‌ها به مکان بهتر می‌شود. این امر تقاضا را برای واحدهای مسکونی در شهرها افزایش خواهد داد.

بنابراین قیمت مسکن در درجه اول تحت تأثیر نرخ شهرنشینی، درآمد سرانه، نرخ اجاره‌بها و تولید ناخالص ملی، در درجه دوم تحت تأثیر هزینه ساخت است و درنهایت سیاست‌های پولی و مالی دولت نقش ناچیزی بر قیمت مسکن داشته‌اند. ازنقطه‌نظر دیگر می‌توان گفت که میزان تأثیرگذاری متغیرهای طرف تقاضا نسبت به‌طرف عرضه بیشتر بوده است.

در بین سیاست‌های دولت، مالیات بر مسکن، بیشترین نقش و مخارج دولت در فصل تأمین مسکن کمترین نقش را بر قیمت مسکن داشته است. بااین‌وجود از سیاست‌های مالی، مخارج دولت در فصل تأمین مسکن نسبت به مالیات بر مسکن تأثیر کمتری داشته است به‌این‌ترتیب مشاهده می‌گردد که سیاست‌های مالی می‌تواند به‌طور بالقوه تأثیر نسبتاً بیشتری نسبت به سیاست‌های پولی بر بازار مسکن داشته باشد که به دلایل مختلف تاکنون استفاده مؤثری از آن در راستای مدیریت تقاضا در بخش مسکن نشده است.

٤- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش به بررسی عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر عرضه، تقاضا و قیمت مسکن طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۰ برای اقتصاد ایران با استفاده از روش برآورد حداقل مربعات معمولی پرداخته‌شده است. همان‌طور که بیان شد دخالت در بازار مسکن به دو صورت امکان‌پذیر است، یکی با تعدیل متغیرهای طرف تقاضا که بیشترین تأثیر را بر قیمت مسکن داشته‌اند و دیگری تقویت متغیرهای طرف عرضه که تأثیر چندانی بر بازار مسکن نداشته‌اند. البته باید توجه داشت که به علت جوان بودن جمعیت و پایین بودن تقاضای مؤثر، افزایش قیمت مسکن به‌منظور افزایش تولید، به صلاح کشور نیست.

با توجه به اینکه در تابع قیمت مسکن، حساسیت قیمت مسکن به نرخ شهرنشینی، درآمد سرانه، نرخ اجاره‌بها و تولید ناخالص ملی نسبت به هزینه ساخت و سیاست‌های پولی و مالی دولت بیشتر است، درنتیجه توصیه می‌شود به‌منظور کنترل تورم، با ایجاد فرصت‌های اقتصادی و ارائه کالاهای عمومی بیشتر در شهرهای کوچک و روستاها از مهاجرت بیشتر به سمت کلان‌شهرها جلوگیری به عمل آید. اعطای اعتبارات در شهرهای کوچک یک سیاست کاربردی

در این زمینه می‌تواند باشد. بررسی انجام‌شده نشانگر آن است که توزیع عادلانه‌تر مسکن بین خانوارها می تواند تا حدی ثبات را به این بازار برگردانده و سطح کارایی آن را افزایش دهد.

تأثیر کمتر متغیرهای طرف عرضه نسبت به‌طرف تقاضا نشان‌دهنده کم‌توجهی به متغیرهای طرف عرضه مسکن است. با توجه به تأثیر مهم تولید ناخالص ملی بر کاهش قیمت مسکن، پیشنهاد می شود شرایط فعالیت برای بخش خصوصی مانند تسهیل در اعطای مجوزهای ساخت‌وساز در شهرهای کوچک تسهیل گردد.

با توجه به تأثیر نسبتاً مهم قیمت مصالح ساختمانی بر قیمت مسکن، توصیه می‌شود از طریق کوچک‌سازی، انبوه‌سازی و کاهش دوره ساخت، قیمت تمام‌شده مسکن کاهش داده شود.

با توجه به اینکه اعطای اعتبارات به افراد، تأثیر مثبت بر قیمت مسکن داشته است پس توصیه می‌شود که این اعتبارات به انبوه‌سازان با ملزم کردن آن‌ها برای ساخت واحد مسکونی برای خانوارهای کم‌درآمد داده شود، یا اینکه مبلغ اعتبارات پرداختی افزایش یابد تا با کاهش دوره ساخت و تکمیل واحد مسکونی در همان سال، آثار تورمی افزایش اعتبارات به حداقل برسد.

با توجه به اینکه متغیر مالیات، تأثیر ناچیزی بر قیمت مسکن داشته است پس باید بپذیریم که توجه همه‌جانبه به سیاست مالیاتی نشده است. اگر بپذیریم که بخشی عمده نوسانات بازار مسکن ناشی از فعالیت‌های سوداگرانه است، آنگاه می‌توان گفت که اعمال سیاست مالیاتی از قبیل مالیات ترجیحی می تواند با کاستن از سطح تقاضای سوداگرانه، بازار مسکن را از بی‌ثباتی نجات داده و کارایی آن را ارتقاء بخشد. یکی از این سیاست‌های پیشنهادی افزایش مالیات بر زمین‌های رهاشده و خانه‌های خالی از سکنه و ملزم کردن مالکان آن‌ها به ساخت و یا فروش زمین و اجاره یا فروش واحدهای مسکونی موردنظر است.

منابع

اصلانی، پروانه؛ خسروی، تقوا. (۱۳۹۱). تحلیل عوامل مؤثر بر حباب قیمت مسکن در تهران. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(٦۱)، ۱۳۲– ۱۰۵.

جعفری صمیمی، احمد؛ علمی، زهرا و هادی زاده، آرش. (۱۳۸٦). عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۹(۳۲)، ۵۳– ۳۱.

حیدری، حسن؛ سوری، امیررضا. (۱۳۸۹). بررسی رابطه نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ٤۵(۳)، ۹۲– ٦۵.

خلیلی عراقی، سید منصور؛ مهرآرا، محسن و عظیمی، سیدرضا. (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده های ترکیبی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(٦۳)، ۵۰– ۳۳.

خلیلی عراقی، منصور؛ موسوی، سایه. (۱۳۷۹). تابع عرضه مسکن در ایران. *نشریه تحقیقات اقتصادی*، ۵۷، ۲۹– ۱.

دلال‌پور محمدی، محمدرضا. (۱۳۷۹). *برنامه‌ریزی مسکن*. تهران: انتشارات سمت.

رفیعی کاونانی، خدیجه. (۱۳۸۰). تخمین تابع تقاضای مؤثر مسکن شهری و تعیین شکاف میان تقاضای مؤثر و بالقوه در مناطق شهری کشور. *فصلنامه پژوهش و سیاست‌های اقتصادی*، ۹(۱۹)، ۱۱٤– ۸۵.

رفیعی، خدیجه. (۱۳۸۳). ارزیابی میزان پوشش دهی تسهیلات اعطایی (وام مسکن) در هزینه ساخت‌وساز. *مجله اقتصادی*، ۲۷ و ۲۸، ۷– ٤.

سوری، امیررضا؛ حیدری، حسن و افضلی، حسین. (۱۳۹۱). بررسی رابطه متغیرهای طرف تقاضا و عرضه مؤثر بر بخش مسکن بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۲(۱)، ۱٤۰– ۱۱۳.

صباغ کرمانی، مجید؛ احمدزاده، خالد و موسوی نیک، سیدهادی. (۱۳۸۷). عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن با رویکرد روابط علیتی در مدل تصحیح خطای برداری: مطالعه موردی تهران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۰(۲)، ۲۹۳–۲٦۷.

عباسی‌نژاد، حسین؛ یاری، حمید. (۱۳۸۷). تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۹(۱)، ۷۷– ۵۹.

عسگری، علی؛ قادری، جعفر. (۱۳۸۱). مدل هدانیک تعیین قیمت مسکن در مناطق شهری ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۳(٤)، ۷۳– ۵۱.

قلی زاده، علی اکبر؛ ملاولی، طاهره. (۱۳۹۱). بررسی اثرات نقدینگی بر نوسان قیمت مسکن در کشورهای نفتی و غیرنفتی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(٦۳)، ۱۰٤– ۸۳

قلی‌زاده، علی‌اکبر؛ کمیاب، بهناز. (۱۳۸۷). بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران. فصلنامه اقتصاد مقداری، ۵(۳)، ۷۷– ٤۹.

کیومرثی، مسعود؛ کریمی، صمد. (۱۳۸۰). تحولات بخش ساختمان و مسکن کشور در سال ۱۳۷۹. *مجله روند*، ۳۲ و ۳۳، ۱٤۹– ۱۳٤.

مهرآرا، محسن؛ شهاب لواسانی، کیوان. (۱۳۹۱). آثار تکانه های نفتی و سیاست‌های پولی بر رفتار چرخه‌ای قیمت مسکن. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۷، ۲٦– ۱.

Abrahan, J.M., & Hendershott, P.H. (1996). Bubbles in Metropolitan Housing Market. *Journal of Housing Reseaarch*, 7(2), 191-207.

Ahearne, A. G., Ammer, J., Doyle, B. M., Kole, L. S., & Martin, R. F. (2005). House Prices and Monetary Policy: A Cross-Country Study. *International finance discussion papers*, 841.

Aoki, K., Proudman, J., & Vlieghe, G. (2004). House Prices, Consumption, and Monetary Policy:A Finacial Accelerator Approach. *Journal of Financial Intermediation*, 1,1-22.

Balasubramanyan, L., & Coulson, E. (2013). Do House Prices Impact Business Starts?. *Journal of Housing Economics*, 22(1), 36-44.

Beltratti, A., & Morana, C. (2010). International House Prices and Macroeconomic Fluctuations. *Journal of Banking & Finance*, *34*(3), 533-545.

Benito, A. (2006). The Down –Payment Constraint and UK HousingMarket: Does The Theory Fit The Facts? *Journal of Housing Economics*, 15(1), 1-20.

Blackley, D. (1999). The Long-run Elasticity of New Housing Supply in The United States. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 18(1), 25- 42.

Brito, P., & Alfredo M. P. (2002). Housing and Endogenous Long-Term Growth. *Journal of Urban Economics*, 51(2), 246-271.

Chi-man Hui, E., & Vivian Sze-mum, H .(2003). Does The Planning System Affect Housing Prices? Theory and with Evidence from Hong kong. *Habitat International*, 27(3), 339-359.

Davidoff, T. (2005). Income sorting: Measurement and Decomposition. *Journal of Urban Economics*, 58(2), 289-303.

Dawkins, C.J., & Nelson, A.C. (2002). Urban Containment Policies and Housing Prices: An Intenational Comparison with Implications for Future Research. *Land Use Policy*, 19(1),1-12.

Del Negro, M., & Otrok, C. (2007). 99 Luftballons: Monetary Policy and the House Price Boom Across US States. *Journal of Monetary Economics*, 54(7), 1962-1985.

Égert, B., & Leonard, C. S. (2008). Dutch Disease Scare in Kazakhstan: Is it Real?. *Open Economies Review*, 19(2), 147-165.

Follain, J.R., & Jimenez, E. (1985). The Demand for Housing Characteristics in Developing Countries. *Urban Studies*, 22(5), 421-432.

Follain, J., Lim, G., & Renaud, B.(1980). The Demand for Housing in Developing Countries: The Case of Korea. *Journal of Urban Economics*, 7(3), 315-336.

Follain, J. (1979). The Price Elasticity of the Long-Run Supply of New Housing Construction. *Land Economics*, 55(2), 190-199.

Gabriel, S., Mattey, J.P., & Wascher, W. (1999). House Price Differentials and Dynamics: Evidence from the Los Angeles and San Francisco Metropolitan Areas. Economic Review, 1,3-22.

Harter Dreiman, M. (2004). Drawing Inferences about Housing Supply Elasticity from House Price Responses to Income Shocks. *Journal of Urban Economics*, 55(2), 316-337.

Hu, H. T., & Black, B. (2007). Hedge Funds, Insiders, and the Decoupling of Economic and Voting Ownership: Empty Voting and Hidden (Morphable) Ownership. *Journal of Corporate Finance*, 13(2-3), 343-367.

Peng, R., &. Wheaton, W.C. (1994). Effects of Restrictive Land Supply on Housing in Hong Kong:An Econometric Analysis. *Journal of Housing Research*, 5(2), 263-291.

Price, S. (2008). Discussion of House Prices, Money, Credit, and the Macroeconomy by Charles Goodhart and Boris Hofmann. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), 206-209.

Shi, S., Jou, J. B., & Tripe, D. (2014). Can Interest Rates Really Control House Prices? Effectiveness and Implications for Macroprudential Policy. *Journal of Banking & Finance*, 47, 15- 28.

Somerville, C.T. (1999). Residential Construction Costs and the Supply of New Housing. Endogeneity and Bias in Construction Cost Indexes. *Journal of Real Estate Financeand Economics*.18(1), 43- 62.

Tsatsaronis, K., & Zhu, H. (2004). What Drives Housing Price Dynamics: Cross-Country Evidence. *Bis Quarterly Review*, 3, 65-78.

Tse, C. B., Rodgers, T., & Niklewski, J. (2014). The 2007 Financial Crisis and the UK Residential Housing Market: Did the Relationship Between Interest Rates and House Prices Change?. *Economic Modelling*, 37, 518-530.

Johnson, W. R. (2014). House Prices and Female Labor Force Participation. *Journal of Urban Economics*, 82, 1- 11.

Jud, D., & Daniel, W. (2002). The Dynamics of Metropolitian Housing Prices. *The Journal of Real Estste Research*, 23(1-2), 29-46.

Kenny, G. (1999). Modelling the Demand and Supply Sides of The Housing Market: Evidence from Ireland. *Economic Modelling*, 16(3), 389-409.

Lee, N.J ., & Eng Ong, S. (2005). Upward Mobility, House Price Volatility, and Housing Equity. *Journal of Housing Economics*, 14(2), 127-146.

Leung, C. (2004). Macroeconomics and Housing: A Review of The Literature. *Journal of Housing Economics*, 13(4), 249-267.

Ludwig, A., & Slok, T. (2004). The Relationship Between Stock Prices, House Prices and Consumption in OECD Countries. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 4(1), 1- 28.

Nneji, O., Brooks, C., & Ward, C. W. (2013). House Price Dynamics and Their Reaction to Macroeconomic Changes. *Economic Modelling*, 32, 172-178.