

## نقش قیمت مسکن در مکانیسم انتقال

### سیاست پولی<sup>۱</sup>

اکبر کمیجانی\*

مجتبی حائری\*\*

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۲/۱۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۴/۸



### چکیده

سیاست‌های پولی به‌عنوان یکی از اصلی‌ترین ابزارهای مورد استفاده مقامات مسئول، اثرات فراوانی در فعالیت‌ها و توابع اقتصادی دارند. استفاده مناسب و صحیح از این سیاست‌ها در راستای نیل به اهداف مورد نظر در وهله اول نیازمند شناخت دقیق میزان اثرات و چگونگی اثرگذاری (کانال‌های انتقال اثرات سیاست‌های پولی) است. به همین دلیل، در این مقاله، نقش مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی با توجه به نظریات مصرف و سرمایه‌گذاری، مورد مطالعه قرار گرفته است. براساس مبانی نظری، انتظار می‌رود، سیاست‌های پولی، قیمت مسکن در مناطق شهری کشور را به‌عنوان یک دارایی مهم در اقتصاد متأثر کرده و از طریق کانال‌های مختلف، مخارج مصرف خصوصی و سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهند. به‌منظور بررسی نقش مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی از روش خودرگرسیون برداری و داده‌های فصلی ۱۳۷۱ تا فصل دوم سال ۱۳۸۷ استفاده شده است. در این راستا یک رویکرد دومارحله‌ای دنبال می‌شود که در مرحله اول اثرات شوک پولی بر قیمت مسکن بررسی شده و در مرحله دوم، نقش نسبی نوسانات القاشده در قیمت مسکن بر مصرف خصوصی مورد مطالعه قرار می‌گیرد. نتایج توابع واکنش آنی مربوط به مرحله اول مطالعه، حاکی از آن است که قیمت مسکن توسط شوک‌های سیاست پولی در جهت مستقیم متأثر می‌شود. نتایج مرحله دوم نشان می‌دهد که قیمت مسکن می‌تواند اثرات شوک‌های پولی بر مخارج مصرف‌کنندگان را تحت تأثیر قرار داده و به‌این ترتیب در مکانیسم انتقال سیاست پولی به ایفای نقش بپردازد. مقایسه نتایج دو مدل تخمین‌زده‌شده نشان می‌دهد که واکنش مصرف خصوصی حقیقی به یک تکانه مثبت پولی در حالتی که قیمت مسکن به‌صورت درون‌زا در مدل لحاظ شود، بیشتر از حالتی است که وقفه قیمت مسکن به‌عنوان متغیر برون‌زا در مدل وارد شده است. بدین ترتیب می‌توان استدلال نمود که اثرات مثبت تغییر قیمت مسکن بر مصرف خصوصی حقیقی به‌صورت اثر ترازنامه‌ای، اثر ثروت و اثر اعتماد و انتظارات بر اثر منفی آن یعنی اثر پس‌انداز و اجاره‌ها غلبه دارد.

واژه‌های کلیدی: مکانیسم انتقال سیاست پولی، قیمت مسکن، مدل خودتوضیح برداری  
طبقه‌بندی JEL: C32, E21, E52, R21

۱. این مقاله در قالب طرح پژوهشی شماره ۴۴۰۳۰۰۵/۱/۱ با استفاده از اعتبارات پژوهشی دانشگاه تهران انجام شده است.

[komijani@ut.ac.ir](mailto:komijani@ut.ac.ir)

\* استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، نویسنده مسئول

[m\\_haeri\\_n@yahoo.com](mailto:m_haeri_n@yahoo.com)

\*\* دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

## مقدمه

تصمیم‌گیرندگان پولی در هر کشوری نیازمند آن هستند که فهم دقیقی از اثرات سیاست پولی بر اقتصاد و همچنین مکانیسم انتقال سیاست پولی داشته باشند. اگرچه مطالعات متعددی به بررسی اثرات سیاست پولی بر فعالیت اقتصادی در کشورهای مختلف پرداخته‌اند، اما در مورد کانال‌های مکانیسم انتقال سیاست پولی، مطالعات کمتری انجام شده است. همچنین مطالعات بسیار اندکی در زمینه ارزیابی نقش خاص قیمت‌داری‌ها در مکانیسم انتقال سیاست پولی صورت گرفته است؛ این درحالی است که در دهه‌های اخیر شواهدی از نوسانات وسیع قیمت‌داری‌ها که به نوبه خود فعالیت حقیقی اقتصاد را در بسیاری از کشورها تحت تأثیر قرار داده، مشاهده شده است. هنگام تجزیه و تحلیل وضعیت و نوسانات قیمت‌داری‌ها، به چند دلیل باید تأکید خاصی روی قیمت‌داری‌های مسکونی شود. دلیل اول اینکه، مسکن قسمت عمده‌ای از ثروت خالص بخش خصوصی را در بیشتر اقتصادها دربر می‌گیرد. دومین دلیل آن است که، برخلاف سایر دارایی‌های مالی که بیشتر به وسیله گروه برتر جامعه تملک می‌شوند، مالکیت مسکن به‌طور برابری بین خانوارها توزیع می‌شود. همچنین، مسکن نقش یک وثیقه مهم را در بخش وام‌دهی ایفا می‌کند. دلایل ذکرشده، مسکن را تبدیل به یک کانال تقویت‌کننده اثرات حقیقی اختلالات پولی می‌کند.

در ایران، طی سال‌های اخیر، تغییرات قیمت مسکن در تهران و شهرهای بزرگ بسیار شدید بوده است. حتی اگر تغییر قیمت مسکن به صورت متوسط تغییرات آن در استان‌ها نیز شاخص‌سازی شود، باز هم تغییرات آن قابل توجه و چشمگیر است. هرچند، بخشی از نوسانات قیمت مسکن در مناطق مختلف، ناشی از عوامل

منطقه‌ای است، اما با توجه به اینکه در سال‌های اخیر، تغییر این قیمت‌ها به صورت مشترک و همزمان مشاهده شده است، این سؤال مطرح می‌شود که تا چه اندازه سیاست‌ها و شوک‌های پولی منشأ این حرکات مشترک بوده است. بنابر مطالب بالا، این مطالعه روی اثرات سیاست پولی بر قیمت مسکن و نقش بازار مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی متمرکز شده است. در مقاله حاضر، برای شناسایی شوک‌های پولی و مطالعه اثرات آنها روی متغیرهای لحاظ‌شده در مدل، از چارچوب خودرگرسیون برداری<sup>۱</sup> (VAR) استفاده شده است.

این پژوهش، در شش بخش تدوین شده است؛ پس از ذکر مقدمه‌ای کوتاه راجع به موضوع تحقیق و اهمیت آن، در قسمت دوم وضعیت بخش مسکن در ایران طی سال‌های اخیر مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در قسمت سوم، مبانی نظری مربوط به نقش بازار مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی و چگونگی اثرگذاری تغییرات در قیمت مسکن بر فعالیت‌های حقیقی اقتصاد ارائه می‌گردد. در قسمت چهارم، مطالعات تجربی انجام‌شده مرور می‌شود. در قسمت پنجم، مدل تجربی با استفاده از داده‌های گردآوری‌شده، برآورد گردیده و نتایج حاصل از تخمین مدل، تفسیر و تحلیل می‌شود. و در نهایت، در قسمت ششم خلاصه یافته‌ها و نتیجه‌گیری مطالعه بیان می‌گردد.

### ۱. وضعیت بخش مسکن در ایران

با توجه به اینکه مطالعه حاضر با بهره‌گیری از داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۷۱ تا فصل دوم ۱۳۸۷ انجام شده است، در این قسمت، به صورت خلاصه، روند تاریخی وضعیت بخش مسکن در بازه زمانی مذکور تشریح می‌گردد. از آنجاکه بررسی تحولات مربوط به بخش مسکن کشور در قالب تحلیل فصلی بسیار مطول بوده و در برخی سال‌ها نیز اطلاعات مربوط به تحولات فصلی بخش مسکن در دسترس نیست و همچنین می‌توان تحولات سالیانه را انعکاسی از تحولات فصلی برشمرد؛ لذا، روند تاریخی وضعیت بخش مسکن در ایران به صورت سالیانه بررسی شده است.<sup>(۱)</sup>

در سال ۱۳۷۰، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن به میزان ۵۱ درصد رشد داشت، البته رشد قابل ملاحظه تسهیلات اعطایی سیستم بانکی به این بخش، نقش حائز اهمیتی در افزایش مذکور ایفا نمود. در این سال مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش ساختمان و مسکن با ۳۸/۶ درصد رشد به ۵۷۳۲/۶ میلیارد ریال رسید. در سال ۱۳۷۱ افزایش فعالیت‌های بخش مسکن که از نیمه دوم سال قبل آغاز شده بود، همچنان ادامه یافت؛ به نحوی که، حجم سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری نسبت به سال قبل ۲۹/۵ درصد افزایش یافت. در این سال مانده اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش ساختمان و مسکن با ۲۸/۱ درصد رشد نسبت به سال قبل بالغ بر ۷۲۵۸ میلیارد ریال شد.

در سال ۱۳۷۲ بخش خصوصی که معمولاً دارای بیشترین سهم در فعالیت‌های ساختمان و مسکن می‌باشد، فعالیت‌های خود را در احداث ساختمان محدود نمود، این امر به نوبه خود موجب شد تا فعالیت‌های بخش مسکن در این سال نسبت به سال‌های ۱۳۷۰ و ۱۳۷۱، در مجموع، تحرک قابل ملاحظه‌ای نداشته باشد. در سال ۱۳۷۲ سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن نسبت به سال قبل ۹/۴ درصد افزایش داشته و مانده تسهیلات اعطایی به بخش ساختمان و مسکن با ۲۱/۹ درصد رشد نسبت به سال قبل به ۸۸۴۹/۵ میلیارد ریال رسید. در سال ۱۳۷۳ ارزش افزوده بخش مسکن ۶/۲ درصد نسبت به سال قبل افزایش یافت؛ بنابراین می‌توان گفت، فعالیت‌های بخش مسکن در این سال با رونق نسبی همراه بوده است. در سال ۱۳۷۴ مبلغ ۵۵۶۷ میلیارد ریال توسط بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری سرمایه‌گذاری شد که نسبت به سال قبل ۳۳/۴ درصد رشد داشت. مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش ساختمان و مسکن در این سال با ۳۲/۷ درصد رشد نسبت به سال قبل به ۱۲۸۱۸ میلیارد ریال افزایش یافت.

در سال ۱۳۷۴ نیز بخش مسکن با رونق همراه بوده و ارزش افزوده این بخش به قیمت‌های ثابت، ۵/۴ درصد نسبت به سال قبل رشد داشته است. در این سال سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید با ۳۵/۷ درصد رشد نسبت به سال قبل به ۷۵۵۵/۴ میلیارد ریال رسید. حجم قابل ملاحظه‌ای از



سرمایه‌گذاری‌های مذکور از طریق تسهیلات بانکی تأمین مالی شد، به طوری که، مانده تسهیلات اعطایی به بخش ساختمان و مسکن در سال ۱۳۷۴ نسبت به سال قبل ۴/۳ درصد رشد داشت. در سال ۱۳۷۵ فعالیت‌های بخش ساختمان و مسکن گسترش قابل ملاحظه‌ای داشته است. در این سال، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش مسکن با ۶۹/۸ درصد رشد نسبت به سال قبل به ۱۲۸۳۲/۴ میلیارد ریال رسید؛ لازم به ذکر است که، رشد مزبور بیشتر ناشی از رشد سرمایه‌گذاری در شهر تهران بوده است. مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش ساختمان و مسکن در سال ۱۳۷۵ با ۲۰/۲ درصد رشد نسبت به سال قبل بالغ بر ۱۴۰۶۵/۸ میلیارد ریال شد.

در سال ۱۳۷۶ فعالیت‌های بخش مسکن و ساختمان با رکود مواجه بود، به گونه‌ای که، ارزش افزوده این بخش ۶/۲ درصد نسبت به سال قبل کاهش یافت. در این سال سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری با رشد محدود ۶ درصدی نسبت به سال قبل به ۱۳۵۹۹/۲ میلیارد ریال رسید و تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش ساختمان و مسکن با ۲۳/۱ درصد رشد نسبت به سال قبل رقم ۱۷۳۲۱/۷ میلیارد ریال را به خود اختصاص داد. در سال ۱۳۷۷ رکود فعالیت‌های بخش ساختمان و مسکن که از سال ۱۳۷۶ شروع شده بود، ادامه یافت؛ به نحوی که، ارزش افزوده بخش مزبور نسبت به سال قبل ۱۰/۶ درصد کاهش یافت. سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری نسبت به سال قبل رشد محدود یک درصدی داشت که علت آن هم کاهش شدید سرمایه‌گذاری در شهر تهران به میزان ۲۷/۶ درصد بود. مانده تسهیلات اعطایی به بخش ساختمان و مسکن در این سال ۲۳۳۳۸/۹ میلیارد ریال بود که نسبت به سال قبل رشد ۳۴/۷ درصدی را نشان می‌دهد.

روند شاخص‌های اقتصادی بخش مسکن در سال ۱۳۷۸ حاکی از بهبود فعالیت‌های این بخش پس از گذار از شرایط رکودی سال‌های ۷۷-۱۳۷۵ است. در این سال سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری به قیمت جاری حدود ۲۲/۱ هزار میلیارد ریال بود که در مقایسه با سال قبل رشد ۲۲/۹ درصدی را تجربه کرده است. مانده تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش



خصوصی در بخش ساختمان و مسکن نیز ۳۲/۸ هزار میلیارد ریال بود که رشد ۳۹/۵ درصدی را نسبت به سال قبل نشان می‌دهد. ارزش افزوده بخش ساختمان در سال ۱۳۷۹ به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۹، بیانگر رشد ۱۰/۴ درصدی است. در این سال سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری با رشدی ۳۰/۴ درصدی به ۲۸/۸ هزار میلیارد ریال و مانده تسهیلات اعطایی به بخش ساختمان و مسکن به رقم ۵۱/۹ هزار میلیارد ریال رسیده است.

ارزش افزوده بخش ساختمان در سال ۱۳۸۰ به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۹، رشدی معادل ۱۲/۳ درصد را نشان می‌دهد. در این سال سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری با رشدی ۲۹/۶ درصدی به ۳۷/۳ هزار میلیارد ریال و مانده تسهیلات اعطایی به بخش ساختمان و مسکن به رقم ۵۴/۶ هزار میلیارد ریال رسیده است. شاخص‌های اقتصادی بخش ساختمان و مسکن در سال ۱۳۸۱ نیز با رشد همراه بودند. گرایش بخش خصوصی به سرمایه‌گذاری در این بخش با توجه به بالا بودن نرخ بازدهی کوتاه‌مدت آن در مقایسه با سایر بخش‌های اقتصادی و مازاد تقاضا در بخش مسکن از دلایل عمده تداوم رونق بخش مزبور در این سال می‌باشد. ارزش افزوده بخش ساختمان در این سال به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، ۱۷/۴ درصد افزایش یافت؛ سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری در سال مذکور با رشد ۴۱/۱ درصدی بالغ بر ۵۲/۶ هزار میلیارد ریال و مانده تسهیلات اعطایی به بخش ساختمان و مسکن بالغ بر ۷۲/۵ هزار میلیارد ریال شده است.

در سال ۱۳۸۲ ارزش افزوده بخش ساختمان به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، کاهش معادل ۱/۳ درصد را نشان می‌دهد. در این سال سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری نسبت به سال قبل ۱۳/۶ درصد رشد داشته، که نسبت به رشد این متغیر در سال ۱۳۸۱ (به میزان ۴۱/۱ درصد) بسیار کمتر بوده است. مانده تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی ساختمان و مسکن نیز در سال ۱۳۸۲، به حدود ۹۵/۱ هزار میلیارد ریال رسید. فعالیت‌های بخش ساختمان در سال ۱۳۸۳ تحت تأثیر رکود بخش مسکن با کاهش همراه بوده و ارزش افزوده این بخش به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، کاهش معادل ۴/۱ درصد



را نشان می‌دهد. در این سال سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری با رشدی ۲۴/۰ درصدی، ۷۴/۱ هزار میلیارد ریال و مانده تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی ساختمان و مسکن ۱۲۱/۱ هزار میلیارد ریال بوده است. ارزش افزوده بخش ساختمان در سال ۱۳۸۴ به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، رشدی معادل ۴/۴ درصد را نشان می‌دهد. سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری در این سال با رشدی ۱۳/۱ درصدی رقم ۱۰۳/۲ هزار میلیارد ریال را به خود اختصاص داده که این افزایش عمدتاً تحت تأثیر افزایش هزینه‌های ساخت‌وساز بوده است. مانده تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی ساختمان و مسکن در این سال ۱۶۸/۷ هزار میلیارد ریال بوده است. رکود نسبی بخش مسکن که از سال ۱۳۸۲ آغاز شده بود و تا اوایل سال ۱۳۸۵ در کشور قابل مشاهده بود، از نیمه دوم سال ۱۳۸۵ در برخی شهرهای بزرگ به‌ویژه تهران بهبود نسبی نشان داد؛ به‌گونه‌ای که، ارزش افزوده بخش ساختمان در سال ۱۳۸۵ به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، رشدی معادل ۳/۷ درصد را تجربه نمود. در این سال، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید در شهرهای کوچک و متوسط رشدی ملایم و در تهران رشد نسبتاً بالایی داشته است. سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید در این سال در حدود ۱۱۳/۵ هزار میلیارد ریال و مانده تسهیلات اعطایی به بخش غیردولتی ساختمان و مسکن در این سال ۲۳۹/۲ هزار میلیارد ریال بوده است.

رونق معاملات و رشد قیمت مسکن که از سه ماهه دوم سال ۱۳۸۵ در مناطق شهری کشور آغاز شده بود، در سال ۱۳۸۶ نیز ادامه یافت و زمینه رونق ساخت‌وساز و شکوفایی بخش مسکن را در سال ۱۳۸۶ فراهم آورد؛ به‌طوری‌که سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری به قیمت‌های جاری با رشد ۸۰/۷ درصد مواجه شد. در این سال، مانده تسهیلات پرداختی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی به مسکن غیردولتی با ۲۳/۵ درصد رشد نسبت به سال ۱۳۸۵، بالغ بر ۲۸۴ هزار میلیارد ریال شد.

شرایط رونق در فعالیت‌های ساختمانی که از اواسط سال ۱۳۸۵ بر بخش مسکن و ساختمان حاکم شده بود، تا نیمه اول سال ۱۳۸۷ ادامه یافت؛ ولی در نیمه

دوم سال، فعالیت‌های ساختمانی در بخش ساختمان‌های شروع‌شده تحت تأثیر رکود در بازار معاملات مسکن با کاهش مواجه شد. طی سال ۱۳۸۷، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری به قیمت‌های جاری، با رشد ۵۳/۹ درصدی نسبت به سال قبل به ۳۱۵ هزار میلیارد ریال و مانده خالص تسهیلات پرداختی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی به بخش مسکن غیردولتی با ۱۷/۲ درصد افزایش نسبت به سال ۱۳۸۶ به ۳۳۴ هزار میلیارد ریال رسید.

با توجه به سرشماری‌های نفوس و مسکن طی سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵، می‌توان بیان کرد که طی این دوره، موجودی واحدهای مسکونی از ۱۰/۸ میلیون واحد به ۱۵/۹۷۲ میلیون واحد رسیده است که رشد متوسط ۳/۹۹ درصدی را طی این دوره نشان می‌دهد. این رشد در مناطق شهری برابر با ۵/۲۴ درصد و در مناطق روستایی برابر با ۱/۳۸ درصد بوده است (عربی بلاغی، ۱۳۸۶: ۳). طی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۵ بالغ بر ۴۷ درصد تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی کشور در بخش ساختمان (اعم از مسکن) صورت گرفته که بزرگ‌ترین سهم را در بین اجزای تشکیل‌دهنده سرمایه ثابت ناخالص داخلی دارا می‌باشد (سری‌های زمانی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران).

در حال حاضر ظرفیت سالانه تولید مسکن در کشور ۷۰ تا ۸۰ میلیون مترمربع است که تولید حداکثر ۸۰۰ هزار واحد مسکونی را در سال به دست می‌دهد. عرضه مسکن در کوتاه‌مدت تقریباً ثابت بوده و در دوره‌های بلندمدت‌تر به‌طور عمده وابسته به میزان سرمایه‌گذاری در این بخش است که آن هم تابع عواملی مانند بازده سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، بازده سایر انواع سرمایه‌گذاری، سهم تسهیلات مسکن در کل تسهیلات سیستم بانکی، نرخ سود بانکی، هزینه اخذ مجوزهای ساخت، هزینه خرید زمین و... می‌باشد. در بخش تقاضا برای واحدهای مسکونی نیز عواملی مانند درآمد سرانه، میزان تأمین اعتبارات خرید مسکن توسط سیستم بانکی و نرخ سود آنها، اهداف سوداگرانه و... اثرگذار هستند (علوی زرننگ، ۱۳۸۱: ۲). به نظر می‌رسد نوسانات در تسهیلات بانکی و حجم نقدینگی، سهم بالایی در نوسانات بازار مسکن داشته است؛ این فرضیه در مطالعه علوی زرننگ نیز تأیید شده است.



## ۲. مکانیسم انتقال سیاست پولی و بخش مسکن

اقتصاددانان، کانال‌های متعددی را ذکر کرده‌اند که از طریق آنها تغییر در سیاست پولی می‌تواند انتخاب‌های مصرف و سرمایه‌گذاری را متأثر کرده و اثرات حقیقی داشته باشد. آنها بین دو دیدگاه مهم که با یکدیگر ناسازگار هم نیستند، تمایز قائل شده‌اند که عبارتند از: دیدگاه پولی<sup>۱</sup> و دیدگاه اعتباری<sup>۲</sup>. دیدگاه پولی سستی بر فهم متعارف مکانیسم انتقال سیاست پولی بر پایه مدل استاندارد IS-LM تمرکز می‌کند که در آن تحرکات عرضه پول و نرخ بهره به‌طور مستقیم فعالیت حقیقی اقتصاد را از طریق هزینه تأمین سرمایه (اثرات درآمدی و جانیشینی) متأثر کرده و به‌طور غیرمستقیم نیز از کانال قیمت دارایی‌ها (کانال نرخ ارز،  $q$  توبین و اثر ثروت) بر اقتصاد اثرگذار است.

در این اواخر مکانیسم‌های اضافی بر پایه دیدگاه اعتباری نیز توسعه پیدا کرده‌اند. **برنانک** و **بلایندر** (برنانک و بلایندر، ۱۹۸۸: ۴۳۶) دو اثر عمده (کانال وام‌دهی بانکی و کانال ترازنامه‌ای) را مشخص کرده‌اند که از طریق آنها اعتبار نیز در مکانیسم انتقال سیاست پولی وارد می‌شود. کانال وام‌دهی بانکی بر این مسئله تأکید می‌کند که بانک‌ها در تسکین مسائل عدم تقارن اطلاعات و همچنین اطلاعات ناقص در بازار اعتبار و در فراهم کردن منابع مالی برای قرض‌گیرندگان نقش مهمی بازی می‌کنند که به‌شدت با وام‌های بانکی مرتبط است. کانال ترازنامه‌ای<sup>۳</sup> روی اثرات سیاست پولی بر موقعیت مالی قرض‌گیرندگان یا ارزش خالص مرتبط با حساب‌های درآمدی آنها و نتایج متعاقب آن روی دسترسی به اعتبارات تمرکز می‌کند.

اگرچه دیدگاه پولی و اعتباری، توضیحات متفاوتی در مورد چگونگی عملکرد مکانیسم انتقال سیاست پولی فراهم می‌کنند؛ ولی هر دو در فهم اهمیت قیمت دارایی‌ها و به‌طور خاص قیمت مسکن اشتراک دارند. این مسئله به‌وسیله یک‌سری عوامل مانند اهمیت کمی ثروت مسکن در بیشتر اقتصادها و ویژگی‌های خاص نظام مسکن در بخش استقراض توجیه می‌شود. به هر جهت دارایی‌های مسکونی تفاوت‌های زیادی با سایر کالاهای مالی و ملموس دارند؛ به این دلیل که آنها

1. Money View
2. Credit View
3. Balance Sheet Channel

طبیعتی دوگانه دارند؛ یعنی از یک سو کالاهایی هستند که منجر به ایجاد مطلوبیت می‌شوند و از سوی دیگر جزو دارایی‌های سرمایه‌گذاری<sup>۱</sup> به حساب می‌آیند. احتمالاً وجود چنین عواملی است که مقایسه بخش مسکن بین کشورهای مختلف را مشکل می‌کند و مهم‌تر از آن یک طبقه‌بندی صریح از کانال‌هایی که از طریق آنها بازارهای مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی وارد می‌شوند را فراهم می‌کند. قسمت بعدی تلاش ساده‌ای را در این جهت ارائه می‌نماید.

### ۱-۲. کانال‌های انتقال سیاست پولی از طریق بخش مسکن

مک لنان (۱۹۹۴) معتقد است، کاهش هزینه وام‌گیری به‌دنبال سیاست کنترل و کاهش نرخ بهره (سیاست پولی انبساطی) سه اثر مستقیم مهم بر بخش مسکن خواهد داشت. اولاً سیاست پولی انبساطی، از طریق هزینه سرمایه<sup>۲</sup>، افزایش در ساخت مسکن‌های جدید و نوسازی مسکن‌های موجود را به‌دنبال خواهد داشت. دومین مکانیسم به اثرات درآمدی نرخ بهره<sup>۳</sup> مرتبط می‌شود که بر پایه آن وام‌گیرندگان موجود با نرخ‌های بهره بازار مسکن، از هزینه‌های پایین‌تر استقراض (و درآمد قابل‌تصرف بالاتر) به شکل افزایش مصرف و سرمایه‌گذاری خود منتفع می‌شوند. در نهایت نیز خریدارانی که برای اولین بار قصد خرید خانه دارند و آنها که در حال تعویض خانه خود هستند به خرید تشویق می‌شوند. با توجه به عدم انعطاف عرضه حقیقی املاک در کوتاه‌مدت (در نتیجه محدودیت زمین و سیاست‌های برنامه‌ریزی‌شده)، این مسائل روی قیمت مسکن نیز اثر می‌گذارند.

کارآمدی و مؤثر بودن کانال‌های مذکور، به‌طور آشکار، به منتقل شدن نرخ‌های بهره رسمی با نرخ‌های بهره بازار مسکن و همچنین قوانین وام‌گیری در بخش مسکن ارتباط دارد. از این منظر، ویژگی‌های نهادهای مختلف سیستم بانکی می‌تواند نقشی مهم ایفا کند (گیولیوودری، ۲۰۰۴: ۵). به‌طور خاص تا آنجا که به موضوع انتقال به نرخ‌های وام‌گیری مربوط می‌شود؛ برای کشورهایی که بیشتر دارای نرخ‌های ثابت

1. Investment Assets
2. Cost of Capital Channel
3. Interest Rate Income Effects



بلندمدت هستند، شوک‌های سیاست پولی با آهستگی بیشتری منتشر می‌شوند و بنابراین تقاضای مسکن نیز با مقداری تأخیر واکنش نشان می‌دهد<sup>(۲)</sup>. عوامل مؤثر دیگر که در دسترس بودن و عرضه وام مسکن را متأثر می‌کنند، مرتبط با سلامت سیستم بانکی و درجه رقابت‌پذیری آن و جنبه‌های قانونی می‌باشد.

تصور بر این است که افزایش در قیمت مسکن که نتیجه افزایش تقاضا برای آن است از چند کانال فعالیت اقتصادی را متأثر می‌کند. اول اینکه بر پایه تئوری  $q$  توپین، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن بیشتر تحریک و تشویق شده و بدین ترتیب سرمایه‌گذاری کل متأثر می‌شود. زمانی که نسبت ارزش مسکن به هزینه‌های ساخت آن بالای یک باشد، برای بنگاه‌ها سودآور است که واحدهای مسکونی جدید بسازند. واکنش عرضه واحدهای مسکونی جدید به حرکات قیمت مسکن (و نرخ‌های بهره و سایر شوک‌های طرف تقاضا) به درجه رقابت در صنعت ساختمان، قوانین ساخت، طرح‌های زمین، در دسترس بودن نیروی کار متخصص و معاملات خانه‌های جدید بستگی دارد.

دوم اینکه حرکات قیمت مسکن ممکن است به اثرات درآمدی مهمی که از طریق بخش اجاره‌ای بازار<sup>۱</sup> عمل می‌کند منجر شود که اثر پس‌انداز و اجاره‌ها نامیده می‌شود. همراه با سیستم‌های اجاره بدون کنترل دولت، انتظار بر این است که قیمت‌های بالاتر مسکن باعث نرخ‌های اجاره بالاتر برای اجاره‌نشین‌ها شود. درآمد‌های بالاتر برای صاحب‌خانه‌ها می‌تواند تا اندازه‌ای اثرات درآمدی منفی‌ای که اجاره‌نشین‌ها متحمل می‌شوند را جبران کند. تحت این فرض که میل نهایی به مصرف از درآمد برای گروه دوم بالاتر است؛ معقول است که یک اثر درآمدی منفی را در کل انتظار داشته باشیم. قدرت این کانال به ساختار اجاره‌داری مسکن و عملکرد بازار اجاره و واکنش‌های مختلف عوامل اقتصادی (صاحب‌خانه‌ها و اجاره‌نشین‌ها) بستگی دارد. یک افزایش در قیمت مسکن احتمالاً یک اثر پس‌اندازی مثبت در برنامه‌ریزی خانوارها (به‌ویژه در کشورهای دارای الزامات پیش‌پرداخت بالا یا دارای یک سیستم تأمین مالی کمتر توسعه یافته برای بخش مسکن که بر استفاده بیشتر از وجوه و سرمایه داخلی برای



خرید مسکن دلالت دارد) را به دنبال خواهد داشت. قدرت این اثر نیز به نسبت پس انداز بستگی دارد. اگرچه دریافت هزینه‌های اجاره‌ای مسکونی بالاتر متناسب به مالکان خانه (به صورت هزینه فرصت) نسبتاً پایین تر می‌باشد، اما همچنان اثر پس انداز مثبت این گروه (اثر جانشینی) از طریق تغییر در این اجاره‌های ضمنی تأثیرگذار خواهد بود (مولباور و لاتی‌مور، ۱۹۹۵).

سومین کانالی که از طریق آن تغییرات قیمت مسکن می‌تواند فعالیت حقیقی اقتصاد را متأثر کند، کانال ترازنامه‌ای است که بر پایه آن مالکان خانه قادر هستند، در مقابل ارزش‌های وثیقه‌ای<sup>۱</sup> بالاتر خود، وام بگیرند. توانایی مالکان خانه برای استخراج این اثر بستگی به شرایط رقابتی در بازار رهن، سهولت رهن مجدد و در کل در دسترس بودن بالاتر تولیدات رهنی دارد. این کانال سبب می‌شود سیاست پولی انبساطی اثرات مثبتی بر تقاضای داخلی و فعالیت حقیقی اقتصاد داشته باشد.

چهارمین کانال در اثرگذاری قیمت مسکن بر فعالیت اقتصادی نیز اثرات ثروت مسکن می‌باشد. واضح نیست که چرا باید تغییر در قیمت‌های مسکن پیش‌بینی شود تا مخارج خصوصی از طریق این کانال متأثر شود. این امر که افزایش تقاضا بایستی مطابق با عرضه از جانب عوامل اقتصادی فروشنده باشد، بر این مطلب دلالت می‌کند که اثرات تغییر سرمایه یا ثروت سود بردگان و زیان دیدگان افزایش قیمت مسکن ممکن است در سطح کل موازنه شود. بنابراین اگر مسکن به صورت بین‌المللی مبادله نشود، هیچ دلیل قبلی نیز وجود ندارد که با افزایش در قیمت حقیقی مسکن به صورت یک افزایش در ثروت حقیقی برخورد شود.<sup>(۳)</sup> (میلز، ۱۹۹۴). به هر حال برخی شرایط وجود دارد که تحت آنها اثرات مثبت ثروت برای ساکنین مالک<sup>۲</sup> می‌تواند بر اثرات منفی روی مصرف برای خریداران جدید مربوط به آینده غلبه کند. به علاوه ممکن است استدلال شود که اگر ساکنین مالک و صاحب‌خانه‌ها محدودیت اعتبار نداشته باشند و اعتقاد داشته باشیم که افزایش در قیمت‌های واقعی مسکن پایدار و دائمی است، افزایش در ثروت مسکن آنها می‌تواند به سطوح مصرف بالاترشان منجر شود<sup>(۴)</sup>. از این منظر، نقدینگی و قابلیت

1. Collateral Values

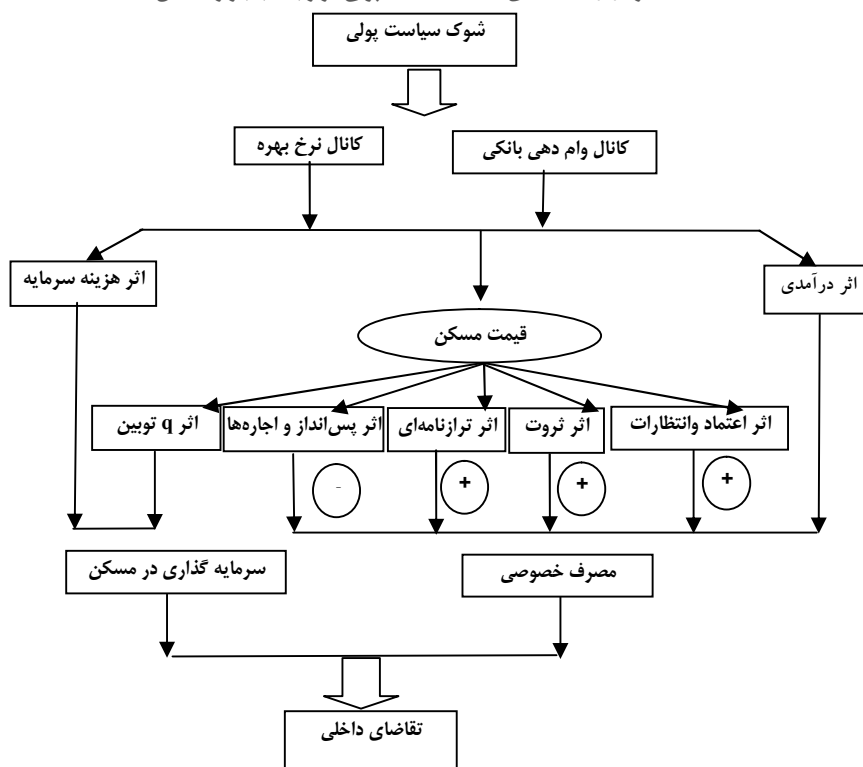
2. Owner Occupiers

خرج کردن مشاهده شده<sup>۱</sup> از دارایی های مسکن، نقش عمده را بازی می کند (لتائو و همکاران، ۲۰۰۲).

در نهایت اثرات تغییر در قیمت مسکن روی فعالیت حقیقی اقتصاد و خصوصا روی مخارج مصرفی غیر مسکونی می تواند از طریق اثرات اعتماد<sup>۲</sup> و انتظارات هم تقویت شود. به طور دقیق تر، یک بازار مسکن رو به رونق می تواند نتیجه خوش بینی در مورد درآمدهای آتی باشد. چون مصرف جاری عمدتا به احساسات مصرف کنندگان مرتبط است، آنها می توانند به افزایش بیشتری در مخارج مصرفی خودشان نیز تشویق شوند (Arnold, van Els. and de Haan, 2002: 15).

شکل شماره (۱) تحلیل های ارائه شده را به طور خلاصه نشان می دهد.

شکل شماره (۱). کانال های انتقال سیاست پولی در رابطه با بازار مسکن



1. Perceived Spendability  
2. Confidence

### ۳. مطالعات تجربی

**لاستریس** واکنش‌های پویای قیمت‌های مسکن به شوک‌های عرضه پول را در ایالات متحده تخمین زده و این واکنش‌ها را به وسیله مدل تعادل پویای بازار مسکن تفسیر می‌کند. برای تخمین مدل از داده‌های فصلی ۱۹۶۳ تا ۱۹۹۹ استفاده شده است. در این مطالعه شوک‌های عرضه پول در یک دستگاه خودرگرسیون برداری با استفاده از محدودیت‌هایی که سازگار با مدل‌های تئوریک هستند، شناسایی شده‌اند. وی نتیجه می‌گیرد، هم قیمت‌های حقیقی مسکن و هم فروش مسکن در کوتاه‌مدت در واکنش به شوک‌های مثبت عرضه پول افزایش یافته‌اند (لاستریس، ۲۰۰۲: ۲).

البورن یک دستگاه خودرگرسیون برداری ساختاری شامل هشت متغیر را برای اقتصاد بریتانیا به منظور بررسی نقش بازار مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی تخمین می‌زند. داده‌های مورد استفاده وی مشاهدات فصلی از سال ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۳ می‌باشد. وی نتیجه می‌گیرد که به دنبال یک شوک مثبت در نرخ بهره داخلی کوتاه‌مدت به اندازه ۱۰۰ واحد در مقیاس درصد، قیمت مسکن به اندازه ۰/۷۵ درصد کاهش پیدا می‌کند و قیمت مسکن نیز مصرف را متأثر می‌کند. بنابراین، وی بیان می‌کند که نوسانات قیمت مسکن می‌تواند حدود یک هفتم از کاهش مصرف به وجود آمده به دنبال یک شوک نرخ بهره را توضیح دهد. (البورن، ۲۰۰۸: ۱)

**گیولیووری** کانال‌های بازار مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی را بررسی نموده و برخی شواهد را برای اختلافات نهادی در بازارهای مسکن اروپایی ارائه می‌کند. وی با چندین دستگاه خودرگرسیون برداری ساختاری که به طور جداگانه برای کشورهای اروپایی با مشاهدات فصلی ۱۹۷۹ تا ۱۹۹۸ تخمین زده شده است، نتیجه می‌گیرد که قیمت مسکن به طور قابل توجهی به وسیله شوک‌های سیاست پولی متأثر می‌شود. وی همچنین بیان می‌کند، قیمت مسکن می‌تواند اثر سیاست پولی بر مخارج مصرفی را در اقتصادهایی که بازار مسکن آنها بیشتر توسعه یافته و رقابتی است، تقویت کند. (گیولیووری، ۲۰۰۴: ۱۶)

**جاروسینسکی و اسمتس** نیز با استفاده از یک دستگاه خودرگرسیون برداری



بیزین<sup>۱</sup> به بررسی قیمت مسکن و وضعیت سیاست پولی امریکا پرداخته‌اند. آنها با استفاده از داده‌های فصلی ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۷ متوجه شدند که شوک‌های تقاضای مسکن اثرات قابل توجهی بر سرمایه‌گذاری‌های مسکونی و قیمت مسکن داشته‌اند، ولی این شوک‌ها روی هم‌رفته اثر محدودی بر عملکرد اقتصاد امریکا برحسب نرخ رشد و تورم داشته‌اند (جاروسینسکی و اسمتس، ۲۰۰۸: ۳).

**آهرن** و همکاران به بررسی رابطه بین سیاست پولی و قیمت مسکن در هشت کشور صنعتی مهم پرداخته‌اند. آنها نتیجه گرفتند که افزایش قیمت مسکن قبل از یک دوره سیاست پولی انبساطی رخ می‌دهد، اما سپس تورم افزایش یافته و منجر به آن می‌شود که سیاست پولی انقباضی قبل از نقطه اوج قیمت مسکن شروع شود. (آهرن و همکاران، ۲۰۰۵: ۲)

**دل نگرو** و **اتراک** یک مدل عوامل پویا را با استفاده از روش بیزین و داده‌های فصلی ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۴ تخمین زده‌اند تا رابطه بین سیاست پولی و افزایش قیمت مسکن را در ایالت‌های امریکا بررسی کنند. آنها متوجه شدند که حرکات قیمت مسکن به‌طور تاریخی نتیجه عوامل و اجزای منطقه‌ای هستند. اما طی دوره ۲۰۰۴-۲۰۰۱ وضعیت متفاوت بوده و افزایش در قیمت مسکن یک پدیده ملی بوده است. به همین دلیل آنها از یک دستگاه خودرگرسیون برداری به‌منظور بررسی اثرات سیاست پولی بر قیمت مسکن استفاده کرده و نتیجه گرفتند که اثر شوک سیاست پولی بر قیمت مسکن بسیار محدود بوده است (دل نگرو و اتراک، ۲۰۰۵: ۲).

**علوی زرنگ** نقش تسهیلات بانک مسکن بر نوسانات بازار مسکن را به‌عنوان موضوع پژوهش خود برگزیده است. وی منابع نوسانات سیکلی در بازار مسکن را به دو بخش سیکل تجاری واقعی و سیکل تجاری پولی تقسیم نموده است. وی داده‌های آماری را در دو حالت فصلی (۱۳۶۵-۱۳۷۸) و سالانه (۱۳۶۰-۱۳۷۸) در قالب دو سناریو بررسی و برای تحلیل از روش خودرگرسیون برداری و هم‌انباشتگی انگل - گرنجر بهره گرفته است. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد، در ایران، در کوتاه‌مدت و میان‌مدت، نوسانات تسهیلات بانکی و درآمد ملی و در بلندمدت،

نوسانات قیمت عمده‌فروشی مصالح ساختمانی بیشترین سهم را در ایجاد نوسانات بازار مسکن داشته‌اند. (علوی زرنگ، ۱۳۸۱: ۱)

در مطالعه‌ای دیگر، جعفری صمیمی و همکاران به بررسی اثر برخی متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت مسکن پرداخته‌اند. در این تحقیق از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۸۴ به منظور تخمین یک مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده<sup>۱</sup> استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان‌دهنده آن است که متغیرهای کلان اقتصادی مانند درآمد سرانه خانوار، حجم پول، نرخ تورم، شاخص قیمت سهام و... قدرت توضیح‌دهندگی مناسبی برای تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران دارند (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۸۶: ۲۰).

اگرچه مطالعاتی در مورد تجزیه و تحلیل قیمت مسکن و تأثیر و تأثرهای آن در کشور انجام شده است، اما این مطالعات ناکافی به نظر می‌رسد. به عبارت دیگر، این مسئله را می‌توان با روش‌ها و متغیرهای بسیار گوناگونی مورد بررسی قرار داد. به عنوان مثال، از نظر محقق، وارد نمودن حجم نقدینگی نسبت به تسهیلات بانکی که در برخی مطالعات استفاده شده است، به صورت مناسب‌تری می‌تواند نقش شوک‌های پولی را در رابطه با قیمت مسکن آشکار نماید. همچنین با توجه به مطالعات انجام‌شده می‌توان مدل خودرگرسیون برداری را از جمله رایج‌ترین شیوه‌های بررسی قیمت‌های بخش مسکن برشمرد. با نظر به رواج اشاره‌شده و ویژگی‌های مدل مزبور (که ذکر جزئیات آن خارج از ظرفیت این مطالعه می‌باشد)، روش خودرگرسیون برداری به منظور بررسی تجربی نقش مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی برگزیده شده است.

#### ۴. نتایج تخمین مدل

##### ۴-۱. نقش شوک‌های پولی در نوسانات قیمت مسکن

در این مطالعه همانند برنانک، گرتلر و واتسون (۱۹۹۷)، سیمز (۱۹۹۸)، لتائو و همکاران (۲۰۰۲) و... یک رویکرد دومرحله‌ای به کار گرفته می‌شود. در مرحله اول



برای شناسایی مستقیم اثرات شوک‌های پولی بر مخارج مصرف خصوصی، یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) به روش تجزیه چولسکی<sup>۱</sup> برآورد می‌گردد.

همان‌گونه که پیش از این هم بیان شد، روش تجربی مورد استفاده در این مطالعه مشابه اکثر مطالعات تجربی مربوط به حوزه سیاست پولی و بازار مسکن می‌باشد و در آن به منظور شناسایی شوک‌های پولی و مطالعه اثر آنها بر متغیرهای لحاظ شده در مدل، یک دستگاه خودرگرسیون برداری (VAR) تخمین زده شده است. در مدل طراحی شده، فرض می‌شود،  $X_t$  یک بردار  $(5 \times 1)$  از متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده (LCPI)، لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی (LGDP)، لگاریتم مصرف خصوصی حقیقی (LCONSUM)، لگاریتم بهای مسکن (LHP) و لگاریتم حجم نقدینگی حقیقی (LRM) بوده و  $\varepsilon_t$  نیز بردار  $(5 \times 1)$  از شوک‌های ساختاری باشد. بدین ترتیب، الگوی خودرگرسیون برداری مورد نظر به صورت زیر خواهد بود:

(۱)

$$B_0 X_t = B_1 X_{t-1} + \dots + B_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

که در آن ماتریس‌های  $B_i$ ;  $i = 0, \dots, p$  ماتریس‌های  $(5 \times 5)$  ضرایب بوده و فرض می‌شود که  $\varepsilon_t$  قطری است؛ بنابراین، هریک از شوک‌های ساختاری دارای واریانس یک می‌باشند و این بدان معناست که  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$  می‌باشد. معادله (۱) می‌تواند به صورت فرم حل شده زیر نیز نوشته شود:

(۲)

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_{t-p} X_{t-p} + u_t$$

که در آن فرض می‌شود، پسماندهای  $u_t$  دارای ماتریس واریانس - کواریانس  $E(u_t u_t') = \Sigma$  می‌باشد. رابطه بین جملات پسماند  $(u_t)$  و شوک‌های ساختاری  $(\varepsilon_t)$  در دو معادله فوق به صورت زیر می‌باشد:

(۳)

$$\varepsilon_t = B_0 u_t$$

### 1. Cholesky Decomposition

نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای ملحوظ در مدل حاکی از آن است که تمامی متغیرهای الگو در سطح دارای ریشه واحد هستند، ولی با یکبار تفاضل گیری، مانا می‌شوند.

جدول شماره (۱). نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای در نظر گرفته شده در الگو

متغیر	آماره t	مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری پنج درصد
LCONSUM	-۱/۷۷	-۴/۱۴
LCPI	-۳/۴۸	-۴/۱۴
LGDP	-۱/۱۳	-۴/۱۳
LRM	-۱/۳۸	-۴/۱۴
LHP	-۱/۰۹	-۴/۱۲

مشابه بسیاری از مقالات پولی بر پایه VAR (کریستیانو و دیگران، ۱۹۹۹)، اگرچه آزمون ریشه واحد بر آن دلالت دارد که برخی از متغیرهای موجود در مدل دارای ریشه واحد هستند، اما سیستم در سطح و بدون رابطه هم‌انباشتگی تخمین زده می‌شود. علت آن است که تخمین‌های مقدماتی، نشان‌دهنده وجود بردارهای هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل بوده و سیمز، استاک و واتسون (۱۹۹۰) نشان دادند که اگر هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل وجود داشته باشد، پویایی‌های سیستم می‌تواند به‌درستی در یک سیستم VAR در سطح متغیرها تخمین زده شود (سیمز، استاک و واتسون، ۱۹۹۰: ۱۶). نتایج آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون که در جدول زیر ارائه شده است، تأییدکننده وجود بردارهای هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل می‌باشد:

جدول شماره (۲). آزمون همگرایی براساس آزمون حداکثر مقادیر ویژه

فرضیه صفر	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری پنج درصد
R=0	۱۲۸/۰۲	۳۳/۸۷
R<=1	۲۹/۰۳	۳۷/۵۸
R<=2	۲۴/۴۴	۲۱/۱۳
R<=3	۱۰/۲۳	۱۴/۲۶
R<=4	۷/۸۳	۳/۸۴

جدول شماره (۳). آزمون همگرایی براساس آزمون اثر

فرضیه صفر	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری پنج درصد
R=0	۱۹۹/۶۵	۶۹/۸۱
R<=1	۷۱/۶۳	۴۷/۸۵
R<=2	۴۲/۶۰	۲۹/۷۹
R<=3	۱۸/۱۶	۱۵/۴۹
R<=4	۷/۸۳	۳/۸۴

برای انتخاب وقفه‌های بهینه در تخمین مدل VAR از معیار آکائیک<sup>۱</sup> (AIC) استفاده می‌شود، اما از آنجاکه وقفه‌های بیشتر نتایج را تغییر نمی‌دهند و از طرفی منجر به از دست رفتن درجه آزادی می‌شوند، مدل با لحاظ یک وقفه از متغیرهای توضیحی تخمین زده شده است. برای تخمین مدل VAR نیز روش تجزیه چولسکی مورد استفاده قرار گرفته است. بدین ترتیب ماتریس  $B_0$  در رابطه  $\varepsilon_t = B_0 u_t$

به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$B_0 = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} \end{bmatrix}$$

ترتیب متغیرهای موجود در بردار  $x_t$  به صورت لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده (LCPI)، لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی (LGDP)، لگاریتم مصرف خصوصی حقیقی (LCONSUM)، لگاریتم شاخص بهای مسکن (LHP) و لگاریتم حجم نقدینگی حقیقی (LRM) می‌باشد. محدودیت‌های وضع شده به صورت فوق بر ماتریس  $B_0$ ، که از تجزیه چولسکی نتیجه می‌گردد، متناظر با این فرض است که متغیرهای حقیقی به صورت کاملاً بطنی به تغییرات در حجم نقدینگی واکنش نشان می‌دهند، در حالی که تصمیم‌گیران پولی می‌توانند پویایی‌های قیمت و متغیرهای حقیقی را در تنظیم سیاست پولی خود لحاظ کنند. به علاوه ترتیب بالا برای متغیرهای مدل در تجزیه چولسکی این فرضیه را تحمیل می‌کند که مصرف به‌طور هم‌زمان به وسیله نوسانات قیمت مسکن متأثر نمی‌شود. تحمیل این فرض به مدل با توجه به این واقعیت پیشنهاد می‌شود که ممکن نیست، داده‌های قیمت مسکن در همان فصل، در دسترس قرار گیرند؛ بنابراین مخارج مصرفی با تغییرات هم‌زمان در ارزش دارایی‌ها تغییر نمی‌کند. در واقع این محدودیت می‌تواند به‌عنوان واکنش آهسته و همراه با تأخیر مصرف‌کنندگان نسبت به تغییر در قیمت مسکن تفسیر شود.

با توجه به محدودیت داده‌های فصلی، برای تخمین مدل از داده‌های فصل اول ۱۳۷۱ تا فصل دوم ۱۳۸۷ بهره‌گیری شده است. همه داده‌ها با استفاده از سری‌های

زمانی بانک مرکزی<sup>(۵)</sup> جمع‌آوری شده‌اند. برای شاخص بهای مسکن از شاخص بهای مسکن در قسمت شاخص بهای کالاها و خدمات مصرف‌کننده استفاده شده است. این متغیر بدون واحد بوده و در سال ۱۳۷۶ (سال پایه) برابر با ۱۰۰ می‌باشد. با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده فصلی می‌باشند، به منظور لحاظ اثرات فصلی روی متغیرهای مدل، سه متغیر مجازی برای فصول مختلف در نظر گرفته شده است. توابع واکنش (IRF) متغیرهای مدل در پاسخ به یک شوک پولی مثبت در مدل خودرگرسیون برداری همراه با یک وقفه برای متغیرهای درون‌زا و لحاظ عرض از مبدأ و متغیرهای موهومی (به منظور در نظر گرفتن اثرات فصلی) به عنوان متغیرهای برون‌زا در شکل شماره (۲) ارائه شده است. خطوط نقطه‌چین نشان‌دهنده فواصل اعتماد هستند. با توجه به این فواصل اعتماد می‌توان نتیجه گرفت، تأثیر تکانه پولی بر متغیرهای مدل معنادار می‌باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، تکانه مثبت پولی تولید ناخالص داخلی حقیقی را افزایش می‌دهد.

یک شوک پولی مثبت، به طور معنادار، لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده را افزایش می‌دهد؛ این افزایش در طول زمان روندی صعودی می‌پیماید. این بدان معنی است که پس از شوک پولی مثبت، با گذر زمان افزایش در لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده بیشتر و بیشتر می‌شود. لگاریتم مصرف خصوصی حقیقی نیز در واکنش به شوک پولی مثبت به طور معناداری افزایش پیدا می‌کند که این اثر در فصل هفتم به حداکثر میزان خود می‌رسد.

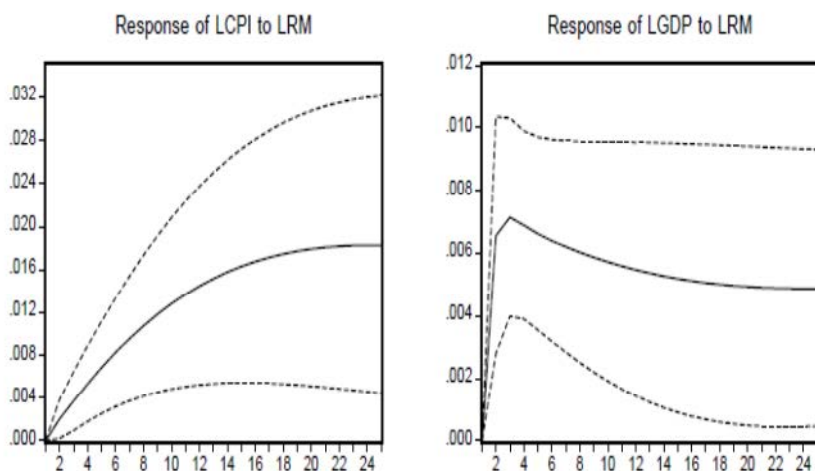
با توجه به تابع عکس‌العمل آنی لگاریتم شاخص بهای مسکن در واکنش به یک تکانه پولی مثبت می‌توان گفت، یک تکانه پولی مثبت سبب افزایش معنی‌دار در شاخص بهای قیمت مسکن می‌شود و این افزایش در طول زمان رفته‌رفته شدیدتر نیز می‌گردد، به گونه‌ای که پس از طی بیست دوره لگاریتم شاخص بهای مسکن در حدود دو درصد افزایش پیدا می‌کند.

لازم به ذکر است، توابع عکس‌العمل آنی ارائه شده در این مدل برای متغیرها در سطح ارائه شده‌اند. در صورتی که توابع عکس‌العمل آنی برای تفاضل متغیرها ارائه شده باشند، همگرایی مدل مستلزم آن است که توابع عکس‌العمل آنی با گذر زمان به سطح صفر برسند؛ اما هنگامی که توابع عکس‌العمل آنی برای متغیرها در سطح

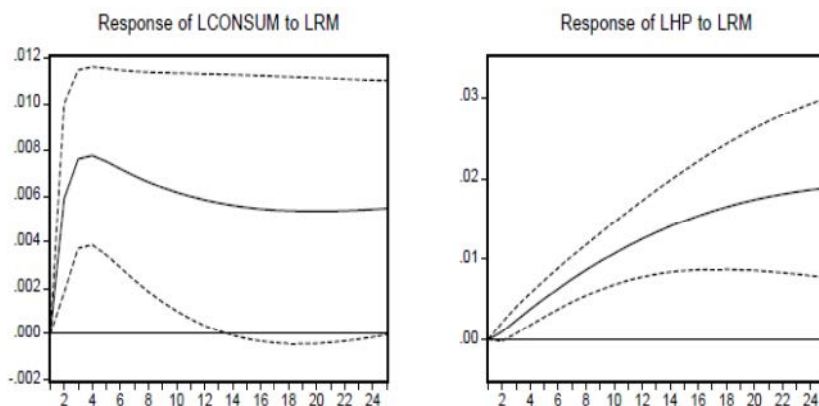
ارائه شده باشند، همگرایی مدل مستلزم آن است که تغییرات متغیرها با گذر زمان به یک مقدار ثابت میل کند؛ در مدل تخمین زده شده نیز این وضعیت برقرار و همگرایی مدل مورد تأیید است.

همان طور که در قسمت های پیشین اشاره شد، براساس مبانی نظری انتظار بر آن است که افزایش حجم نقدینگی باعث افزایش در سطح قیمت مسکن شده و چون تغییر در قیمت مسکن اثرات حقیقی را به دنبال دارد، بنابراین مسکن بتواند اثرات سیاست پولی را تقویت نماید. با نظر به نتایج تخمین های صورت گرفته در این مرحله و استخراج تابع واکنش قیمت مسکن در مقابل شوک پولی می توان گفت، نتایج مطابق با انتظارات مذکور است. این نتیجه بدان معنی است که با یک شوک پولی مثبت افزایش در قیمت مسکن آغاز و در طول زمان بیشتر نیز می شود. به عبارت دیگر، نتایج حاکی از آن است که قیمت مسکن تحت تأثیر اعمال سیاست پولی قرار می گیرد و بنابراین، مدل برآورد شده با پیش بینی های نظری همخوانی دارد.

شکل شماره (۲). توابع واکنش متغیرهای مدل نسبت به شوک پولی



نمودار سمت راست واکنش لگاریتم تولید ناخالص داخلی و نمودار سمت چپ واکنش لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده را نسبت به یک تکانه مثبت در حجم نقدینگی حقیقی نشان می دهد.



نمودار سمت راست واکنش لگاریتم قیمت مسکن و نمودار سمت چپ واکنش لگاریتم مخارج مصرف خصوصی را نسبت به یک تکانه مثبت در حجم نقدینگی نشان می‌دهد.

۴-۲. نقش قیمت مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی در رابطه با مصرف در سیستم بالا واکنش درون‌زای قیمت مسکن و اثرات آن بر مصرف با هم آمیخته شده است. این سیستم برای به‌دست آوردن توابع واکنش آنی مخارج مصرفی خصوصی به شوک‌های حجم پول به شیوه سنتی استفاده می‌شود. برای بررسی نقش تقویت‌کننده این اثرات در مکانیسم انتقال سیاست پولی روی مخارج مصرفی، رویه‌ای دنبال می‌شود که در این قسمت به تشریح آن پرداخته می‌شود.

تاکنون کانون توجه معطوف به چگونگی اثرگذاری شوک‌های حجم پول بر قیمت مسکن بود. اما از این پس، نقطه تمرکز به بحث اهمیت مقداری و نقش تقویت‌کننده این اثرات بر مخارج مصرفی در جریان مکانیسم انتقال سیاست پولی منتقل می‌شود. برای این منظور به تبعیت از *مورسینک و بایومی (۱۹۹۹)*، *کلمنتس و همکاران (۲۰۰۱)* و... در کنار مدلی که در قسمت قبل و با درون‌زا در نظر گرفتن قیمت‌های مسکن تخمین زده شد، مدل دیگری نیز برآورد می‌گردد که در آن قیمت مسکن به صورت برون‌زا لحاظ می‌شود؛ بدین ترتیب کانال قیمت مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در واقع، در مدل دوم، معادله مربوط به قیمت مسکن حذف می‌شود، اما مقادیر باوقفه قیمت مسکن در هر یک از معادلات سیستم همچنان حفظ می‌شود؛ با این تغییرات می‌توان گفت، قیمت مسکن در این مدل به صورت یک متغیر برون‌زا در نظر گرفته شده است.

مقایسه توابع واکنش آنی نسبت به شوک‌های پولی در دو مدل مذکور می‌تواند میزان ایفای نقش کانال قیمت مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی را نشان دهد. در این قسمت، برای اینکه امکان مقایسه دو مدل به شکل مناسب‌تری فراهم شود، توابع واکنش لگاریتم مصرف خصوصی حقیقی در این دو مدل به صورت عددی در جدول شماره (۴) ارائه می‌شود.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، هنگامی که قیمت مسکن به‌عنوان یک متغیر درون‌زا در مدل لحاظ شده است، واکنش مصرف خصوصی حقیقی به یک تکانه پولی مثبت بیشتر از حالتی است که وقفه قیمت مسکن در مدل به صورت یک متغیر برون‌زا در نظر گرفته شده است. این بدان معناست که درون‌زایی قیمت مسکن واکنش مصرف خصوصی حقیقی به تکانه پولی را تقویت می‌کند و اختلاف بین این دو تابع عکس‌العمل می‌تواند به‌عنوان سهم تقویت‌کننده قیمت مسکن در اثرات شوک پولی روی مصرف خانوار تفسیر شود. بدین ترتیب می‌توان استدلال نمود که اثرات مثبت تغییر قیمت مسکن بر مصرف خصوصی حقیقی به صورت اثر ترازنامه‌ای، اثر ثروت و اثر اعتماد و انتظارات بر اثر منفی آن یعنی اثر پس‌انداز و اجاره‌ها غلبه دارد.

جدول شماره (۴). مقایسه واکنش مصرف خصوصی در دو مدل

دوره (فصل)	واکنش مصرف خصوصی به شوک پولی با لحاظ متغیر قیمت مسکن به عنوان یک متغیر درون‌زا	واکنش مصرف خصوصی به شوک پولی با لحاظ متغیر وقفه قیمت مسکن به عنوان یک متغیر برون‌زا
۰	.	.
۱	./۰۰۵۸۹	./۰۰۵۸۹
۲	./۰۰۷۵۹۱	./۰۰۷۴۷۶
۳	./۰۰۷۷۳۷	./۰۰۷۳۹۷
۴	./۰۰۷۴۸۳	./۰۰۶۸۴۶
۵	./۰۰۷۱۶۸	./۰۰۶۱۶۸
۶	./۰۰۶۸۷	./۰۰۵۴۴۱
۷	./۰۰۶۶۰۳	./۰۰۴۶۷۶
۸	./۰۰۶۴۶۷	./۰۰۳۸۷۳
۹	./۰۰۶۱۶۱	./۰۰۳۰۳۷
۱۰	./۰۰۵۹۸۳	./۰۰۲۱۳۷
۱۱	./۰۰۵۸۳۱	./۰۰۱۱۹۹
۱۲	./۰۰۵۷۰۳	./۰۰۰۲۱۱
۱۳	./۰۰۵۵۹۸	./۰۰۰۰۸۳۲
۱۴	./۰۰۵۵۱۴	./۰۰۰۱۹۳۴
۱۵	./۰۰۵۴۴۹	./۰۰۰۳۰۹۹
۱۶	./۰۰۵۴۰۱	./۰۰۰۴۳۳۱
۱۷	./۰۰۵۳۷	./۰۰۰۵۳۵
۱۸	./۰۰۵۳۵۲	./۰۰۰۷۰۱۶
۱۹	./۰۰۵۳۴۸	./۰۰۰۸۴۷۹

## خلاصه و نتیجه‌گیری

در این مقاله بر نقش قیمت مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی تمرکز شده است. برای این منظور روش خودرگرسیون برداری (VAR) و داده‌های فصلی ۱۳۷۱ تا فصل دوم ۱۳۸۷ مورد استفاده قرار گرفته و شوک‌های پولی نیز با روش تجزیه چولسکی شناسایی شده‌اند. متغیرهای لحاظ شده در الگو، لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده (LCPI)، لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی (LGDP)، لگاریتم مصرف خصوصی حقیقی (LCONSUM)، لگاریتم شاخص بهای مسکن (LHP) و لگاریتم حجم حقیقی نقدینگی (LRM) هستند.

در این مقاله یک رویکرد دومارحله‌ای دنبال شده که در مرحله اول اثرات شوک پولی بر قیمت مسکن بررسی شده و در مرحله دوم، نقش نسبی این نوسانات القاشده در قیمت مسکن بر مصرف خصوصی مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج توابع واکنش آنی مربوط به مرحله اول مطالعه حاکی از آن است که قیمت مسکن توسط شوک‌های سیاست پولی در جهت مستقیم متأثر می‌شود. نتایج مرحله دوم نشان می‌دهد که قیمت مسکن می‌تواند اثرات شوک‌های پولی بر مخارج مصرف‌کنندگان را تحت تأثیر قرار داده و به این ترتیب در مکانیسم انتقال سیاست پولی به ایفای نقش پردازد. با توجه به نتایج مرحله دوم می‌توان بیان کرد، درون‌زایی قیمت مسکن واکنش مصرف خصوصی حقیقی به تکانه پولی را تقویت نموده و اثرات مثبت تغییر قیمت مسکن بر مصرف خصوصی حقیقی به صورت اثر ترازنامه‌ای، اثر ثروت و اثر اعتماد و انتظارات بر اثر منفی آن یعنی اثر پس‌انداز و اجاره‌ها غلبه دارد.

با توجه به نتایج مطالعه، به سیاست‌گذاران پولی کشور توصیه می‌شود، هنگام تصمیم‌گیری در مورد این گونه سیاست‌ها به وضعیت بازار مسکن به‌عنوان یک بخش خاص، توجه ویژه نموده و شرایط آن را نیز در نظر بگیرند. به‌علاوه، به مقامات مسئول پیشنهاد می‌شود، نقش قیمت مسکن و تقویت اثرات سیاست‌های پولی روی مخارج مصرفی خصوصی از این کانال را در محاسبات و پیش‌بینی نتایج سیاست‌ها لحاظ نمایند، تا با جلوگیری از تخمین کمتر از حد اثرات سیاست‌های پولی مانع افزایش بی‌دلیل حجم نقدینگی شوند.



## یادداشت‌ها

۱. اطلاعات این بخش از گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در سال‌های مختلف گردآوری شده است.
۲. واکنش نرخ‌های بلند مدت به نرخ‌های بهره کنترل شده توسط سیاست به‌وسیله انتظارات تورمی و نرخ‌های کوتاه‌مدت آتی متأثر می‌شود. درحالی‌که ترکیب بین نرخ‌های متغیر و ثابت اختلاف در سلیقه‌ها و عرف را منعکس می‌کند.
۳. اگر مسکن در یک کشور به یک خارجی فروخته شود، افراد آن کشور از منافع سرمایه‌ای به هزینه (زیان) خریداران برخوردار می‌شوند.
۴. برخی از اقتصاددانان بین اثرات ثروت مسکن نقدشده و نقدنشده تمایز قائل شده‌اند. اثر ثروت مسکن نقدنشده به ارزش تنزیل شده بالاتر ثروت که مصرف خصوصی امروز خانوارهای محدودنشده از نظر اعتبار را متأثر می‌سازد، اشاره می‌کند.

5. <http://www.cbi.ir>



## منابع

### الف - فارسی

- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تولید ناخالص داخلی به قیمت سال پایه ۱۳۷۶، داده‌های فصلی سال‌های مختلف.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (۱۳۷۶=۱۰۰)، داده‌های فصلی سال‌های مختلف.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (۱۳۷۶=۱۰۰) بخش مسکن، داده‌های فصلی سال‌های مختلف.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نقدینگی برحسب عوامل مؤثر بر عرضه آن، داده‌های فصلی سال‌های مختلف.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، هزینه‌های مصرفی خصوصی، داده‌های فصلی سال‌های مختلف.
- جعفری صمیمی، احمد، زهرا علمی و آرش هادی‌زاده. ۱۳۸۶. «عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال نهم، شماره ۳۲، صص ۳۱-۵۴.
- عربی بلاغی، نادر. ۱۳۸۶. «بررسی مقایسه‌ای تحولات شاخص مسکن طی دهه (۱۳۸۵-۱۳۷۵)»، *فصلنامه اقتصاد مسکن*، تابستان ۱۳۸۶، شماره ۴۰، صص ۶۹-۸۱.
- علوی زرننگ، احترام. ۱۳۸۱. «نقش تسهیلات بانکی بر نوسانات بازار مسکن در مناطق شهری»، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد*، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا (س).
- گزارش اقتصادی و ترازنامه سال‌های مختلف، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. مرکز آمار اقتصاد ایران، نتایج آماری سرشماری نفوس و مسکن سال‌های ۱۳۷۵ و ۱۳۸۵.

### ب - انگلیسی

- Ahearne, Alan G. Ammer, John. Doyle, Brian M. Kole, Linda S. and Martin, Robert F. 2005. "House Prices and Monetary Policy: A Cross-Country Study", *International Finance Discussion Papers*, No 841.

- Arnold, I., P. van Els and J. de Haan. 2002. "Wealth Effects and Monetary Policy", **Research Memorandum WO**, No. 719.
- Bernanke, B. and A.S. Blinder. 1988. "Credit, Money, and Aggregate Demand", **American Economic Review**, Vol. 78, no. 2, pp 435-439.
- Bernanke, B., M. Gertler and M. Watson. 1997. "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks", **Brookings Paper on Economic Activity**, pp. 91-142.
- Clements, B., Z.G. Kontolemis and J. Levy. 2001. "Monetary Policy Under EMU: Differences in the Transmission Mechanism?" **IMF Working Paper**, No. 102.
- Del Negro, Marco. and Otrok, Christopher. 2005. "Monetary Policy and the House Price Boom across U.S. States", **FEDERAL RESERVE BANK of ATLANTA**, Working Paper 2005-24.
- Elbourne, Adam. 2008. "The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach", **Journal of Housing Economics 17**, pp 65-87.
- Giuliodori, M. 2003. "Essays on the Monetary Transmission of Monetary Policy", **Ph.D. Thesis**, University of Glasgow.
- Jarocin'ski, Marek. & Smets, Frank R. 2008. "House Prices and the Stance of Monetary Policy", **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, July/August 2008, 90(4), pp. 339-65.
- Kennedy N. and P. Andersen. 1994. "Housing Saving and the Real House Prices: an International Prospective", **BIS Working Paper**, No 20.
- Lastrapes, William D. 2002. "The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations", **Journal of Housing Economics 11**, pp. 40-74.
- Lettau, M., S. Ludvigston and C. Steindel. 2002. "Monetary Policy Transmission Through the Consumption-Wealth Channel," **FRBNY Economic Policy Review**, pp. 117-133.
- Ludwig, A. and T. Sloek. 2002. "The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries", **IMF Working Paper**, WP/02/1, J.
- Maclennan, D. 1994. "A Competitive UK Economy: the Challenges for Housing Policy", **Joseph Rowntree Foundation**, York.
- Miles D. 1994. "Housing, Financial Markets and the Wider Economy", **John Wiley and Sons**, New York.

- Morsink, J. and T. Bayoumi. 1999. "A Peak Inside the Black Box: the Monetary Transmission Mechanism in Japan", *IMF Working Paper*, No. 137.
- Muellbauer, J. and R. Lattimore. 1995. "The Consumption Function: A Theoretical and Empirical Overview", in Pesaran and Wickens eds, "Handbook of Applied Econometrics," Blackwells.
- Muellbauer, J. and A. Murphy. 1997. "Booms and Busts in the UK Housing Market", *Economic Journal*, Vol. 107, pp. 1701-1727.
- Sims, C.A., J. Stock and M. Watson. 1990. "Inference in Linear Time Series Models with Unit Roots", *Econometrica*, Vol. 58, pp. 113-144.
- Sims, C.A. 1998. "The Role of Interest Rate Policy in the Generation and Propagation of Business Cycles: What Has Changed Since the '30s?", in Fuher and Shuh eds., "Beyond Shocks", Federal Reserve Bank of Boston.