ارزیابی تأثیر شوک‌های پولی بر قیمت و سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن با استفاده از یک الگوی FAVAR

حسن حیدری[1]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۰۱/۱٤ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۰۳/۲۰

چکیده

در پژوهش حاضر سعی بر این است تا با استفاده از یک مدل FAVAR با مقیاس نسبتا کوچک برای ارزیابی تأثیر شوک‌های پولی بر قیمت و سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن استفاده شود. بررسی‌های اخیر از افزایش توجه به مدل‌هایی که در طراحی آنها طیف گسترده‌ای از اطلاعات اقتصادی مورد استفاده قرار می‌گیرد، حکایت دارد. این امر با تکمیل کردن مدل‌های سنتی VAR با استفاده از یک یا چند «عامل»، امکان‌پذیر شده است. تأثیر شوک‌های پولی بر دو متغیر اساسی؛ یعنی«قیمت مسکن» و «سطح فعالیت‌های این بخش» بررسی شده است. برای برآورد متغیر پنهان «سطح قیمت‌ها» از چهار شاخص استفاده شده است که؛ شامل شاخص قیمت مسکن، سوخت و روشنایی؛ شاخص مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کار و کسب؛ شاخص مسکن اجاره‌ای در تهران و شاخص قیمت خدمات ساختمانی می‌شوند. برای برآورد سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن نیز از شش متغیر عمده استفاده شده است که عبارتند از: مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید در مناطق شهری، مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید در شهرهای بزرگ، مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید در تهران، تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در کل مناطق شهری، تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در شهرهای بزرگ، و تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در تهران. با توجه به نتایج به‌دست آمده، شوک‌های نقدینگی و پایه پولی، یک اثر موج‌مانندی در بخش مسکن ایجاد می‌کنند که این اثر حدود ۵ سال در بخش مسکن ماندگار می‌شود و از سویی دیگر، تأثیر نقدینگی بر این بخش طولانی‌تر و ماندگارتر از تأثیر شوک پایه پولی است.

واژگان کلیدی: بخش مسکن، مدل‌های FAVAR، مدل VAR، شوک پولی

JEL: E43, G12, R21, R31, C22

---

۱. استادیار موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، E-mail:hassanheydari78@gmail.com

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

۱ـ مقدمه

تحولات بخش مسکن در تشدید نوسانات رونق و رکود فعالیت‌های اقتصادی نقش اساسی دارند. در مطالعات متعددی ارتباط بین نوسانات این بخش و بخش تجاری در اقتصاد بررسی شده است. در بسیاری از مطالعات نشان داده شده است که بخش مسکن از شوک‌های پولی تأثیرپذیر است. ضمن اینکه بخشی از نوسان قیمت در این بخش را می‌توان به نوسانات بازار پول نسبت داد (لاستراپس (۲۰۰۲))[1] . یکی از عمده‌ترین دلایل این امر این است که مسکن به‌عنوان یک کالای با دوام هم خدمات مسکونی به دارنده آن ارائه می‌کند و هم می‌تواند مانند یک دارایی نقش ذخیره ثروت را ایفا نماید. از این رو، بخشی از تقاضا برای مسکن ناشی از تقاضا برای یک دارایی است. لذا به طور معمول نوسانات در بازدهی سایر دارایی‌ها (مانند اوراق قرضه، یا سهام) بر تقاضای سفته‌بازانه برای مسکن نیز مؤثر خواهد بود. وقتی یک شوک پولی رخ می‌دهد، از طریق تغییر دادن نرخ‌های بهره، هزینه فرصت نگهداری کالاهای بادوام، از جمله مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد، و این شوک از طریق بخشی از تقاضای مسکن که ناشی از تقاضای خدمات حاصل از این ویژگی مسکن می‌باشد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از سویی دیگر، تغییر نرخ بهره که خود برآمده از یک شوک پولی است، سبب می‌شود عایدی نسبی ناشی از سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی نیز تغییر کند و در این صورت افراد تمایل خواهند داشت تا ترکیب سبد دارایی خود را -که شامل مسکن نیز می‌باشد- تعدیل کنند. به این ترتیب تقاضا برای مسکن به‌عنوان یک دارایی نیز تغییر می‌کند (پوتربا (۱۹۸۴)، میلز (۱۹۹۴) و بروس و هولتز-ایکین (۱۹۹۹))[2].

از آنجا که بخش مهمی از آثار شوک‌های پولی از طریق بازار دارایی‌ها به بخش حقیقی اقتصاد منتقل می‌شود، لذا تقاضا برای مسکن نیز تحت تأثیر شوک‌های پولی قرار می‌گیرد. از این رو، برآوردها از تأثیر شوکهای پولی بر سطح قیمت و فعالیت در بخش مسکن حکایت دارد. به همین دلیل است که معمولا بخش مسکن در مطالعات مختلفی که به بررسی آثار شوک‌های پولی بر اقتصاد می‌پردازند، به‌عنوان یک دارایی وارد الگوها می‌شود (به‌عنوان مثال، رجوع کنید به مطالعه میشکین (۲۰۰۷)[3]).

معمولاً در ادبیات تجربی، مدل‌های خودرگرسیونی برداری (VAR) کاربرد گسترده‌ای درزمینه‌ی تجزیه و تحلیل تأثیر شوک‌های پولی بر متغیرها و بخش‌های مختلف اقتصادی دارند. اما یکی از اصلی‌ترین نقطه ضعف‌های این مدل‌ها این است که نمی‌توان تعداد زیادی از متغیرها را در آن به کار گرفت، زیرا افزایش تعداد متغیرهادر این الگو به سرعت از درجه آزادی آن می‌کاهد.کمی متغیرها در الگوی VAR پژوهشگر

1. Lastrapes (2002).
2. Bruce and Holtz-Eakin (1999), Poterba (1984) and Miles (1994)
3. Mishkin (2007).

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

را به سمت گزینش از بین متغیرهای مختلف سوق می‌دهد. که پی‌آمد آن، استفاده‌ی ناکارامد از اطلاعات موجود در آمارهای اقتصادی است. ضمن اینکه استفاده گزینشی از محدود متغیرها ارزیابی جامع و کاملی از اثر شوک‌ها بر اقتصاد بدست نمی‌دهد. در این راستا لزوم توجه به مدل‌هایی که در بر گیرنده‌ی مجموعه‌ی گسترده‌ای از اطلاعات اقتصادی هستند، امری محرز و اجتناب‌ناپذیر است. این توجه با تکمیل کردن مدل‌های سنتی VAR با استفاده از یک یا چند «عامل[1]»، و معرفی مدل‌های موسوم به FAVAR امکان‌پذیر شده است. با این توجه، هدف پژوهش حاضر، برآورد یک مدل FAVAR با مقیاس نسبتا کوچک برای ارزیابی تأثیر شوک‌های پولی بر قیمت و سطح فعالیت در بخش مسکن است.

مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. در بخش اول مبانی نظری مربوط به رابطه بین شوک‌های پولی و بخش مسکن تبیین شده است. در بخش دوم پیشینه تحقیق و مطالعات مشابه ارائه می‌شود، در بخش سوم مدل تجربی، داده‌های مورد استفاده به همراه ویژگی‌های کلی مدل FAVAR معرفی شده و یک مدل FAVAR با استفاده از داده‌های بخش مسکن در ایران طراحی شده است و بخش چهارم به همراه برآورد مدل مذکور، توابع واکنش ضربه‌ای حاصل از آن تجزیه و تحلیل می‌شود. بخش پایانی هم شامل جمع‌بندی مقاله است.

۲ـ مبانی نظری

تحولات بخش مسکن تأثیر بسزایی در تشدید نوسانات رونق و رکود فعالیت‌های اقتصادی دارد. لذا درمطالعات مختلفی ارتباط نوسانات بین مسکن وتجارت بررسی شده است. لیمر (۲۰۰۷)[2] پس از بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و چرخه‌های تجاری در دوران پس از جنگ جهانی دوم در آمریکا نشان می دهد که در ۸ مورد از رکودها، ۲۶ درصد از میزان کاهش در سطح فعالیت‌های اقتصادی در یک سال پیش از رکود، به کاهش سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن مربوط می‌شود. ضمن اینکه، وی نقش سیاست‌های پولی بانک مرکزی را در رکودهای اخیر بدلیل تأثیر بر سطح فعالیت‌های بخش مسکن و تسری آن به سایر بخش‌های اقتصادی مهم ازیابی می‌کند. بنابراین تأثیر سیاست‌های پولی (و به‌طور کلی شوک‌های پولی) بر بخش مسکن اهمیت بالایی در ادبیات نظری و تجربی اقتصاد کلان دارد. تیلور (۲۰۰۷)[3] نیز با استفاده از یک مدل شبیه‌سازی و مقایسه آن با آمار واقعی[4] نشان داد که سیاست پولی

1. Factors
2. Leamer (2007, p. 53).
3. Taylor (2007).
4. Counterfactual simulations.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

انبساطی به شکل کاهش نرخ بهره در سال‌های ۲۰۰۳ و ۲۰۰۴ در آمریکا باعث رونق سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن شده است. این سیاست هم با ایجاد یک مارپیچی[1] سبب افزایش قیمت‌های بخش مسکن گردید. متعاقب آن با افزایش نرخ‌های بهره به سطح بلندمدت آن در سال‌های بعد، تقاضا کاهش یافت و سبب شد رشد سرمایه‌گذاری و قیمت در این بخش کاهش یابد. میشکین (۲۰۰۷)[2] هم با تاکید بر تأثیرپذیری بخش مسکن از سیاست‌های پولی اعتقاد دارد حباب قیمتی در بخش مسکن فروکش کند، پیشاپیش باید با سیاست‌های پولی پیشگیرانه از گسترش آثار رکودی این بخش به کل فعالیت‌های اقتصادی جلوگیری کرد.

مطالعات مختلف نشان داده است که شوک‌های پولی در کوتاه‌مدت بر سطح فعالیت‌های کل اقتصاد تأثیرگذار است (کریستیانو، ایشنبام و اوانس (۱۹۹۹))[3]. با این حال بسیاری از مطالعات نشان می‌دهند که بخش مسکن اهمیت زیادی در انتقال آثار شوک‌های پولی دارد (لاستراپس (۲۰۰۲))[4]. این شوک‌ها با تغییر دادن نرخ‌های بهره، وتأثیر بر هزینه فرصت استفاده از مسکن تقاضا را تغییر می‌دهند. این تقاضا را از دو جنبه می‌توان بررسی کرد. ۱- تقاضا برای خدمات مسکونی به عنوان یک کالای بادوام ۲- تقاضا برای مسکن به عنوان یک دارایی.

وقتی یک شوک پولی رخ می‌دهد، با تغییر نرخ‌های بهره، بر هزینه فرصت نگهداری کالاهای بادوام؛ از جمله مسکن اثر می‌گذارد و از این طریق بر بخشی از تقاضا که برآمده از تقاضای خدمات حاصل از این ویژگی مسکن می‌باشد تأثیر می‌گذارد. از سویی دیگر، تغییر نرخ بهره که پی‌آمد شوک پولی است، سبب می‌شود عایدی نسبی ناشی از سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی نیز تغییر کند که پی‌آمد آن تمایل افراد برای تعدیل ترکیب سبد دارایی؛ از جمله مسکن خواهد بود. زیرا با تغییر نرخ‌های بهره، عایدی نسبی دارایی‌ها تغییر می‌کند و در شرایط جدید میزان بهینه هر یک از دارایی‌ها در سبد دارایی افراد نیز متفاوت خواهد بود. به این ترتیب تقاضا برای مسکن هم به عنوان یک دارایی تغییر می‌کند (پوترپا (۱۹۸۴)، میلز (۱۹۹۴) و بروس و هولتز- ایکین (۱۹۹۹))[5].

از راه‌هایی که شوک پولی می‌تواند سبب تغییر در تقاضای مسکن شود، از طریق تغییر در میزان محدودیت نقدینگی متقاضیان مسکن است. در واقعیت همه افراد قادر نیستند به هر میزان که مایل هستند قرض بگیرند،

1. Spiral effect.
2. Mishkin (2007).
3. Christiano, Eichenbaum and Evans (1999).
4. Lastrapes (2002).
5. Bruce and Holtz-Eakin (1999), Poterba (1984) and Miles (1994)

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

چرا که محدودیت‌های اطلاعاتی به شکل اطلاعات ناقص و نامتقارن سبب می‌شود تا قرض‌دهنده‌ها (بانک‌ها و موسسات اعتباری) به اجبار متقاضیان را گزینش کنند و در نتیجه تخصیص اعتبار تنها به صورت قیمتی صورت نمی‌گیرد و در عمل جیره‌بندی اعتباری شکل می‌گیرد. در این شرایط، بخشی از تقاضای بالقوه برای مسکن به دلیل محدودیت نقدینگی افراد به بالفعل تبدیل نمی‌شود. شوک پولی از طریق تغییر دادن میزان محدودیت نقدینگی افراد سبب می‌شود تا میزان تقاضا برای مسکن تحت تأثیر قرار گیرد (لودوینسون (۱۹۹۹)[1].

به این ترتیب، تغییر در تقاضای مسکن در پی یک شوک پولی می‌تواند ناشی از تغییر در میزان تقاضای بهینه برای خدمات مسکن به عنوان یک کالای بادوام یا تغییر در میزان بهینه مسکن به عنوان یک دارایی در سبد دارایی افراد و یا اینکه از تغییر در میزان محدودیت نقدینگی افراد ناشی شده باشد. در هر صورت، تفکیک قائل شدن بین این سه نوع تقاضا برای مسکن در واقعیت بسیار مشکل و در عمل امکان‌پذیر است. تقاضای فرد یا خانوار برای مسکن شامل هر سه گونه است. به هر حال، تغییر در تقاضای مسکن در پی بروز یک شوک پولی باعث تغییر در سطح فعالیت‌ها و به تبع آن تأثیر بر قیمت‌ها می‌شود.

در اینجا لازم است تا در خصوص متغیرهای نماینده بازار پول که در مطالعات تجربی مختلف به‌کار گرفته می‌شوند اشاره‌ای صورت گیرد. در مطالعات مختلف معمولا از دو متغیر پایه پولی یا نقدینگی برای تصریح شوک‌های پولی در مدل‌های VAR استفاده می‌شود. تفاوت این دو متغیر در این است که پایه پولی عمدتا توسط سیاست‌های دولت تعیین می‌شود (البته در کشورهای دارای نظام پولی مستقل این بانک مرکزی است که مستقیما می‌تواند پایه پولی را تعیین کند)، درحالیکه نقدینگی نشانگر تأثیر ضریب فزاینده پولی و عملکرد بانک‌ها و به‌طور کلی نظام اعتباری نیز هست. در راستای تبیین بیشتر این تفاوت باید به اجزای تشکیل‌دهنده پایه پولی و نقدینگی توجه نمود. نگاهی به ترازنامه بانک مرکزی نشان می‌دهد که منابع اصلی پایه پولی عبارتند از ذخایر فلزات گران‌بهای بانک مرکزی، دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، بدهی دولت به بانک مرکزی و بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی (و سایر موارد). به همین ترتیب مصارف اصلی پایه پولی عبارتند از اسکناس و مسکوک در جریان، سپرده قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی و سپرده دیداری بانک‌ها نزد بانک مرکزی.

در مقابل، اجزای تشکیل دهنده نقدینگی عبارتند از پول که خود شامل اسکناس و مسکوک و سپرده‌های دیداری است و شبه پول که عبارتست از سپرده‌های غیردیداری در بانک‌ها. از سویی دیگر، عوامل مؤثر بر

1. Ludvigson

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

نقدینگی نیز عبارتند از خالص بدهی بخش غیردولتی به سیستم بانکی، خالص بدهی بخش دولتی به سیستم بانکی و خالص دارایی خارجی بانک‌ها (و سایر موارد)[۱].

مقایسه بین اجزای نقدینگی با اجزای پایه پولی نشان می‌دهد که تفاوت اصلی بین این دو متغیر پولی در عملکرد بانک‌ها نهفته است. در واقع پایه پولی عمدتا تحت کنترل مقامات پولی است و بانک‌ها (حداقل به طور مستقیم) نقشی در تعیین میزان آن ندارند. اما نقدینگی نتیجه عملکرد بخش بانکی و مردم بر روی پایه پولی است و با تغییر رفتار بانک‌ها (ذخایر احتیاطی بانک‌ها)، تغییر رفتار مردم (نسبت اسکناس به سپرده) و همچنین سیاست بانک مرکزی (نرخ ذخیره قانونی) میزان نقدینگی نیز تغییر می‌کند. هر چه بخش بانکی پیچیده‌تر باشد و گرایش مردم به نگهداری اسکناس و مسکوک و استفاده از آن در مبادلات کمتر باشد و افراد تمایل بیشتری به استفاده از چک و ابزارهای بانکی در مبادلات داشته باشند، ضریب فزاینده پولی، بیشتر بوده و نقدینگی بیشتری از هر واحد پایه پولی خلق خواهد شد. به این ترتیب، شوک‌های پایه پولی نمایانگر عملکرد بخش بانکی و عادات و رفتار مبادله‌ای مردم نیست در حالی‌که شوک‌های نقدینگی این ویژگی‌ها را دارا می‌باشند. با این حال شوک‌های پایه پولی را می‌توان تصمیم سیاستی مستقیم مقام پولی در نظر گرفت. در ادامه نحوه به کارگیری این تفاوت در مدل تجربی بررسی خواهد شد، ضمن اینکه در مدل مذکور از هر دو متغیر استفاده شده است لذا از اطلاعات کاملتری نسبت به مدل‌های ساده‌تری که تنها از یکی از این دو متغیر استفاده می‌کنند، بهره گرفته شده است.

۳ـ پیشینه تحقیق

تاکنون مطالعات نسبتا زیادی در زمینه تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر روی شاخص‌های بخش مسکن در اقتصاد ایران انجام شده است. به عنوان مثالی از مهمترین مطالعات صورت گرفته در این زمینه می‌توان به شیرین‌بخش (۱۳۷۵)، یزدانی (۱۳۸۲)، جلالی نائینی و نوغانی اردستانی (۱۳۸۲)، جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۶)، خیابانی (۱۳۸۲)، خیابانی (۲۰۱۰) و حیدری و سوری (۱۳۸۹) اشاره نمود.

شیرین‌بخش (۱۳۷۵)، نشان داد که درآمد خانوار، اعتبارات مسکن، دارایی خانوار و قیمت مسکن از عوامل تاثیرگذار بر تقاضای مؤثر مسکن در ایران هستند. بررسی‌های یزدانی (۱۳۸۲) از حساسیت تقاضا برای مسکن نسبت به نرخ بهره بانکی حکایت دارد. علاوه بر این، یافته‌های وی نشان می‌دهد که متغیرهای حجم پول، نرخ بهره، تولید ناخالص ملی و میزان تسهیلات اعطایی در بخش مسکن عوامل اصلی تعیین کننده برای سرمایه‌گذاری در بخش مسکن ایران هستند. مطالعه مهم دیگردر این زمینه جلالی نائینی و

۱. این موضوع را می‌توانید در اجزای ترازنامه بانک مرکزی که همه ساله از سوی بانک مرکزی منتشر می‌شود، ملاحظه نمایید.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

نوغانی اردستانی (۱۳۸۲) است که با استفاده از روش خودرگرسیونی‌برداری، تاثیر متقابل شاخص قیمت مسکن بر نوسانات تولید و همچنین واکنش شاخص قیمت مسکن به شوک‌های پولی را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که، سهم حجم پول در درازمدت در توضیح تغییرات قیمت مسکن بیشتر از سایر متغیرهاست.

خیابانی (۱۳۸۲) نیز به بررسی و تحلیل اثر متغیرهای کلان اقتصادی؛ نظیر حجم پول، نرخ ارز، GDP و شاخص قیمت سهام بر نوسانات قیمت مسکن پرداخته است. براساس یافته‌های این مطالعه، حساسیت قیمت واقعی مسکن به یک درصد تغییر در تراز واقعی پول در بلندمدت ۰/۸۶ و در کوتاه مدت ۰/۳۴ برآورد شده است.

مطالعه مهم دیگر در این زمینه توسط جعفری صمیمی، علمی و هادی‌زاده (۱۳۸۶) انجام شده است که در آن شاخص قیمت مسکن در قالب یک مدل اقتصاد کلان تابعی از متغیرهای درآمد سرانه خانوار، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، حجم پول و نرخ تورم در نظر گرفته شده است. نتایج آنها بیانگر این واقعیت بود که با اعمال سیاست‌های پولی مناسب در جهت کنترل نرخ تورم و شاخص‌های قیمتی مرتبط با بخش مسکن، از جمله شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تا حد زیادی می‌توان از افزایش بی‌رویه قیمت مسکن جلوگیری کرد.

در تحقیقات خیابانی(۲۰۱۰) هم با استفاده از یک الگوی خودرگرسیونی‌برداری ساختاری و با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی بیزین اثرات شوک‌های نفتی و پولی بر قیمت مسکن در ایران بررسی شده است. یافته‌های وی نشان می‌دهد که شوک‌های درآمدهای نفتی، بخش بزرگی از نوسانات بازار مسکن در ایران را توضیح می‌دهند. تأثیر شوک‌های پولی بر بازار مسکن در این مطالعه نیز تایید می‌شود، اما خیابانی نشان می‌دهد که اندازه نسبی تأثیر شوک‌های نفتی بربازار مسکن بیشتر از تأثیر شوک‌های پولی است.

مطالعه دیگری که در این زمینه می‌توان بدان اشاره نمود، مطالعه حیدری و سوری (۱۳۸۹) است. در این مطالعه به بررسی نقش نرخهای سود بانکی در شاخص قیمت مسکن پرداخته شده است. حیدری و سوری (۱۳۸۹) نشان می‌دهندکه کاهش نرخ سود حقیقی سپرده‌های بانکی سبب افزایش قیمت مسکن می‌شود. همچنین شوک‌های پولی نیز موجب افزایش قیمت مسکن در ایران می‌شوند.

تقریبا تمامی مطالعات قبلی نشان می‌دهند که بازار مسکن از شوک‌های پولی تأثیر می‌پذیرد، با این حال وجه تمایز این مطالعه نسبت به سایر موارد این است که در این مطالعه از یک مدل FAVAR استفاده می‌شود که قابلیت لحاظ نمودن متغیرهای مختلف بخش مسکن را دارد و از این نظر استفاده کارآمدتری از اطلاعات موجود می‌باشد. یکی از انتقاداتی که به مدل‌های مرسوم VAR وارد است، تعداد محدود متغیرهای مورد

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

استفاده در آن است. در نتیجه با بهره‌گیری از یک مدل FAVAR می‌توان از این مشکلات در تجزیه و تحلیل پرهیز نمود.

٤ـ مدل تحقیق و داده‌ها

مدل‌های VAR به طور گسترده‌ای برای تجزیه و تحلیل تأثیر شوک‌های پولی بر متغیرها و بخش‌های مختلف اقتصادی در ادبیات مکانیسم انتقال پولی به‌کار گرفته می‌شوند. اما یکی از اصلی‌ترین ویژگی‌های این مدل‌ها این است که نمی‌توان تعداد زیادی از متغیرها را در آن به‌کار گرفت. به طور معمول سه متغیر اساسی که در این زمینه کارایی دارند؛ شامل سطح تولید، سطح قیمت‌ها و متغیر سیاست پولی هستند. از علت‌های اصلی محدد بودن متغیرها در مدل‌های سنتی VAR این است که با افزایش تعداد متغیرهای به‌کار گرفته شده در این الگو به سرعت از درجه آزادی آن کاسته می‌شود، زیرا در هر معادله، متغیر وابسته بر روی وقفه‌های خودش و وقفه‌های سایر متغیرها برآورد می‌شود. لذا امکان به کارگیری تعداد زیادی از متغیرها در این الگو وجود ندارد.

محدودیت متغیرها در مدل سنتی VAR عامل ایجاد مشکلاتی در تحلیل آثار شوک پولی بر اقتصاد است. یکی استفاده‌ی ناکارامد از اطلاعات موجود در آمارهای اقتصادی و استفاده گزینشی از تعداد محدودی متغیرها است که در این صورت ارزیابی آثار شوک بر اقتصاد نیز جامع و مانع نخواهد بود. دیگر این که؛ انتخاب متغیرها بر اساس سلیقه و گزینش محققان صورت می‌گیرد. به عنوان مثال، برای مفهوم «سطح عمومی قیمت‌ها»، می‌توان از متغیرهایی مانند شاخص قیمت مصرف‌کننده، شاخص قیمت عمده‌فروشی، شاخص قیمت کالاهای وارداتی، شاخص قیمت دارایی‌ها و مانند اینها استفاده نمود که هر یک نشانگر سطح قیمت‌ها در بخشی از اقتصاد هستند اما در عمل تنها شاخص قیمت مصرف‌کننده به کار گرفته می‌شود. اشکال این موضوع دراحتمال ورودآثار شوک پولی بر قیمت‌های عمده‌فروشی یا قیمت‌های دارایی‌ها است، که این موضوع به‌ناچار در مدلهای مرسوم نادیده گرفته می‌شود. لذا شاخص قیمت مصرف‌کننده به تنهایی نمایانگر خوبی برای «سطح عمومی قیمت‌ها» نیست. همین موضوع را می‌توان به مفهومی مانند «سطح فعالیت‌های اقتصادی» نیز تعمیم داد.

با ملاحظه‌ی این مشکلات، اخیرا توجه زیادی به مدل‌هایی معطوف شده است که ساختار و محتوای آنها دربرگیرنده‌ی اطلاعات گسترده‌ی اقتصادی است. این فرایند از راه تکامل و توسعه مدل‌های سنتی VAR و با استفاده از یک یا چند عامل[1]، امکان‌پذیر شده است. اولین مطالعات پیشرو در این زمینه مربوط به برنانکه

1. Factors

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

و بویوین (۲۰۰۱)، و برنانکه، بویوین و الیاسز (۲۰۰۴)[1] است. که دستاورد این دو مطالعه مدل سنتی VAR را با اضافه نمودن چند عامل تکمیل کرده‌اند. پس از این مطالعه، مقالات دیگری نیز منتشر شده است که مطالعات مشابهی را انجام داده‌اند و هر یک نوآوری خاصی را در این زمینه انجام داده‌اند که از آن جمله می‌توان به برنانکه، بویوین و الیاسز (۲۰۰۵)[2]، استوک و واتسون (۲۰۰۵)[3]، دیو، درستلر و ژانگ (۲۰۰۹)[4]، و بویوین، کیلی و میشکین (۲۰۱۰)[5] اشاره نمود.

٤ـ١ـ معرفی یک مدل FAVAR

فرض کنید که Y_t با ابعاد $M\times 1$ و X_t با ابعاد $N\times 1$ دو بردار از متغیرهای اقتصادی هستند که ما قصد بررسی آنها را داریم ضمن اینکه $t=1, 2, \ldots, T$ نیز نشانگر بعد زمان است. در واقع Y_t متغیرهای برونزایی هستند که توسط سیاستگذاران اقتصادی کنترل می‌شوند و X_t نیز یک مجموعه بزرگی از داده‌های اقتصادی مربوط به سایر متغیرهای اقتصادی است. فرض می‌کنیم که برخی از عوامل یا نیروهای بنیادی غیرقابل مشاهده وجود دارند که بر پویایی‌های X_t در طول زمان تأثیر می‌گذارند. اگر این عوامل را به صورت بردار F_t که دارای ابعاد $K\times 1$ است نمایش دهیم، در این صورت می‌توان ارتباط بین X_t و F_t را بدین صورت مدلسازی نمود:

$$X_t=\Lambda F_t+e_t \qquad (۱)$$

که در آن e_t بردار خطاها با میانگین صفر است، که ممکن است اجزای آن یک همبستگی ضعیفی نیز با یکدیگر داشته باشند. می‌توان بردار X_t را به صورت $X_t^1, X_t^2, \ldots, X_t^I$ افراز کرد که در آن X_t^i یک بردار $N_i\times 1$ است و در نتیجه $\sum_i N_i=N$ خواهد بود. در این صورت فرض می‌کنیم که هر یک از بردارهای X_t^i تنها توسط برخی از عناصر بردار F_t توضیح داده می‌شوند. لذا می‌توان بردار F_t را نیز به صورت $F_t^1, F_t^2, \ldots, F_t^I$ افراز نمود که در آن F_t^i یک بردار $K_i\times 1$ است که در آن صورت $\sum_i K_i=K$ است و همچنین باید $K_i<N_i$ باشد. علاوه بر این موارد، فرض می‌کنیم که هر بردار X_t^i تنها توسط یک بردار F_t^i توضیح داده می‌شود. در نتیجه، معادله (۱) به این صورت افراز خواهد شد:

1. Bernanke and Boivin (2001), Bernanke, Boivin and Eliasz (2002).
2. Bernanke, Boivin and Eliasz (2005).
3. Stock and Watson (2005).
4. Dave, Dressler, and Zhang (2009).
5. Boivin,, Kiely, and Mishkin (2010).

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

$$\begin{bmatrix} X_t^1 \\ X_t^2 \\ \dots \\ X_t^I \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda_1^f & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Lambda_2^f & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & \Lambda_I^f \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \dots \\ F_t^I \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ \dots \\ e_t^I \end{bmatrix} \quad (۲)$$

که در آن به ازای هر $i,j=1,\dots,I$ که $i\neq j$ باشد، خواهیم داشت: $E[e_t^i e_t^j]=0$. معمولاً فرض می‌شود که هر X_t^i تنها توسط یک عامل توضیح داده می‌شود، بدین صورت که برای تمام iها $K_i=1$ است. با در نظر گرفتن معادلات (۱) و (۲)، می‌توان یک مدل FAVAR را به شکل زیر نشان داد:

$$\begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \dots \\ F_t^I \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^1 \\ F_{t-1}^2 \\ \dots \\ F_{t-1}^I \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (۳)$$

که در آن $\Phi(L)$ چند جمله‌ای وقفه با درجه d است که بر اساس آن، تعداد وقفه‌های مدل VAR تعیین می‌شود. تفاوت این مدل با یک مدل استاندارد VAR حضور عوامل غیرقابل مشاهده F_t^i در این مدل است.

یکی از روش‌های متداول برای برآورد این مدل، استفاده از یک روش دو مرحله‌ای است. به این صورت که ابتدا معادله (۲) به روش تحلیل عاملی[1] برآورد می‌شود و سپس بر اساس آن تخمینی از F_t^iها بدست می‌آید. سپس معادله (۳) به شکل یک مدل استاندارد VAR تخمین زده می‌شود. این روش توسط برنانکه و بویوین (۲۰۰۱)، و برنانکه، بویوین و الیاسز (۲۰۰۲)[2] به کار گرفته شده است.

٤ـ۲ـ طراحی مدل FAVAR برای بخش مسکن در ایران

تقریبا در تمامی این مطالعات انجام گرفته در مورد بخش مسکن در ایران از روش‌های مرسوم مانند روش حداقل مربعات تک معادله‌ای، مدل VAR، مدل خود توضیح با وقفه گسترده[3] و مدل تصحیح خطای برداری استفاده شده است. باید توجه نمود که همان مشکلاتی که در رابطه با بررسی تأثیر شوک‌های پولی در قالب مدلهای استاندارد VAR (یا حتی مدل‌های تصحیح خطای برداری) وجود دارد، از قبیل استفاده

1. Factor Analysis.
2. Bernanke and Boivin (2001), Bernanke, Boivin and Eliasz (2002).
3. Auto Regressive Distributed Lag Model.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

ناکارآمد از اطلاعات در دسترس و نیز انتخاب گزینشی متغیرهای الگو، در این مطالعات نیز وجود دارد. لذا بررسی تأثیر شوک‌های پولی بر بخش مسکن نیازمند به کارگیری یک مدل جامع‌تر و کامل‌تر است.

تأثیر شوک‌های پولی بر بخش مسکن بر دو متغیر اساسی در این بخش اثرگذار خواهد بود: «قیمت مسکن» و «سطح فعالیت‌های بخش مسکن». اما باید توجه نمود که مفاهیمی مانند قیمت و سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن را می‌توان با بسیاری از متغیرهای بخش مسکن نشان داد. درواقع این دو مفهوم همان عوامل غیرقابل مشاهده در بخش مسکن هستند که در مدل FAVAR بردار F_t را تشکیل می‌دهند. دراین راستا ابتدا باید معادله (۲) برای بخش مسکن برآورد شده و سپس با استفاده از اجزای بردار F_t مدل معادله (۳) تخمین زده شود. برای برآورد معادله (۲) ابتدا باید اجزای بردار X_t مشخص شوند. بدین‌منظور داده‌های بخش مسکن که در نماینده قیمت‌ها و سطح فعالیت‌ها در این بخش هستند را بررسی نموده و سپس تلاش می‌شود تا بردار X_t تا آنجا که امکان دارد جامع و کامل باشد تا مشکل کارایی استفاده از اطلاعات برطرف گردد.

با توجه به اینکه هدف از این مقاله بررسی تأثیر شوک‌های پولی بر روی قیمت‌ها و سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن است، لذا متغیرهای بردار X_t باید به گونه‌ای انتخاب شوند که نمایانگر این دو مفهوم باشند. داده‌های مورد استفاده همگی فصلی هستند و از طریق بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی تهیه شده‌اند. دامنه زمانی داده‌ها شامل سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۷ شمسی است که با توجه به اینکه داده‌های مربوط به برخی از متغیرها، تنها تا سال ۱۳۸۶ منتشر شده است، لذا در عمل مشاهدات مربوط به سال ۱۳۸۷ حذف خواهند شد.

معمولا برای نشان دادن سطح قیمت‌ها در بخش مسکن، از شاخص مربوط به گروه مسکن، سوخت و روشنایی در شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده می‌شود. اما این شاخص به تنهایی گویای تحولات قیمت در این بخش نیست. لذا از سه شاخص دیگر نیز برای تخمین متغیر پنهان «سطح قیمت‌ها» در بخش مسکن استفاده شده است که شامل شاخص مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کار و کسب؛ شاخص مسکن اجاره‌ای در تهران؛ و شاخص قیمت خدمات ساختمانی می‌شوند. لذا چهار شاخص مورد استفاده عبارتند از:

۱- شاخص قیمت مسکن، سوخت و روشنایی، Ph

۲- شاخص مستغلات، اجاره و فعالیت های کار و کسب، Prealestate

۳- شاخص مسکن اجاره‌ای در تهران، Prent

۴- شاخص قیمت خدمات ساختمانی، Ps

به این ترتیب از ترکیب این چهار شاخص قیمت یکی از بلوک‌های بردار افراز شده $\boldsymbol{X_t}$ در معادله (۲) تشکیل می‌شود که می‌توان آنرا به صورت بلوک $\boldsymbol{X_P}$ نمایش داد. برآورد کردن اجزای این بلوک با

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

استفاده از روش تحلیل عاملی، می‌توان به اولین بلوک بردار F_t برآورد می‌شود که با P نشان داده می‌شود. لازم به توضیح است که برای برطرف کردن مشکل نامانایی که در بیشتر شاخص‌های کلان در سطح متغیرها بروز می‌کند، شاخص‌های قیمت، هر یک به صورت نرخ رشد استفاده شده‌اند. لذا در ادامه نرخ‌های رشد شاخص‌ها که از ترکیب آنها P تشکیل می‌شود به ترتیب با P_1، P_2، P_3 و P_4 نشان داده می‌شوند.

برای نشان دادن سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن نیز از متغیرهای زیر استفاده شده است:

۱- مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید مناطق شهری، citiesinvest

۲- مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید شهرهای بزرگ، bigcitiinvest

۳- مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید تهران، tehraninvest

۴- تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در کل مناطق شهری، citieslicence

۵-تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در شهرهای بزرگ، bigcitilicence

۶- تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در تهران، tehranlicence

با استفاده از این شش متغیر می‌توان به تخمینی از سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن دست یافت. اما از آنجا که واحد اندازه‌گیری سه متغیر دسته اول بر حسب واحد پول بوده و با متغیر ۴، ۵ و ۶ از این منظر متفاوت هستند، لذا جدا کردن سه متغیر اول از سایر متغیرها و ترکیب کردن آنها در قالب دو دسته کلی نتایج بهتری در مرحله تخمین ارائه نمود. لذا در این مرحله متغیرهای ۱، ۲ و ۳ با یکدیگر همگرا شده و بلوک دوم بردار $\boldsymbol{X_t}$ را تشکیل می‌دهند که در بردار F_t متناظر با درایه دوم این بردار است که از این پس با Inv نشان داده شده است. با توجه به اینکه متغیر سرمایه‌گذاری بر حسب قیمت‌های جاری است، لذا باید با استفاده از شاخص قیمت مناسب حقیقی شود. در این راستا متغیرهای ۱، ۲، و ۳، با استفاده از شاخص قیمت مسکن، سوخت و روشنایی حقیقی شده‌اند. از سویی دیگر، با توجه به نامانایی این متغیرها، برای پرهیز از مشکلات مربوط به نامانایی این متغیرها از نرخ رشد آنها استفاده شده است. که در ادامه این سه متغیر با نام Inv1، Inv2 و Inv3 نمایش داده می‌شوند.

به همین ترتیب، متغیرهای ۴، ۵ و ۶ نیز بلوک سوم از بردار $\boldsymbol{X_t}$ را تشکیل می‌دهند که متناظر با درایه سوم از بردار F_t خواهد بود که با Licence نشان داده می‌شود. به این ترتیب می‌توان اجزای معادله (۲) را در قالب معادله (۴) به این صورت بازنویسی کرد:

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

$$\begin{bmatrix} X_t^P \\ X_t^{INV} \\ X_t^{Licence} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda_1^P & 0 & 0 \\ 0 & \Lambda^{INV}{}_2 & 0 \\ 0 & 0 & \Lambda_I^f \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} F_t^P \\ F_t^{INV} \\ F_t^{Licence} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^P \\ e_t^{INV} \\ e_t^{Licence} \end{bmatrix} \quad (۴)$$

که در آن می‌توان معادله (۴) را به شکل زیر نشان داد که در آن بردار $\boldsymbol{X_t}$ به صورت باز شده ارائه شده است:

$$\begin{bmatrix} p_1 \\ p_2 \\ p_3 \\ p_4 \\ Inv_1 \\ Inv_2 \\ Inv_3 \\ Licence_1 \\ Licence_2 \\ Licence_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_t^P \\ X_t^{INV} \\ X_t^{Licence} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda_1^P & 0 & 0 \\ 0 & \Lambda^{INV}{}_2 & 0 \\ 0 & 0 & \Lambda_I^f \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} F_t^P \\ F_t^{INV} \\ F_t^{Licence} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^P \\ e_t^{INV} \\ e_t^{Licence} \end{bmatrix} \quad (۴)$$

با استفاده از برآورد معادله (۴)، عوامل یا همان F_t^iها برآورد می‌شود. سپس معادله (۳) برآورد خواهد شد که در واقع ترکیبی از عوامل و همچنین متغیر یا متغیرهای سیاستی برونزا است. بر اساس آنچه که در بخش قبلی بیان شد، تعداد عوامل مورد استفاده ۳ عامل خواهد بود. برای برآورد معادله (۳) ابتدا باید متغیرهای موجود در بردار Y_t مشخص شوند. با توجه به هدف مقاله که بررسی تأثیر شوک‌های پولی بر بخش مسکن است، باید بردار Y_t متغیرهایی را در برگیرد که نمایانگر شوک‌های پولی می‌باشند. در مطالعات متعدد، به طور معمول از دو متغیر پایه پولی یا نقدینگی برای تصریح و تبیین شوکهای پولی در مدل‌های VAR استفاده می‌شود. تفاوت این دو متغیر در این است که پایه پولی عمدتا توسط سیاست‌های دولت تعیین می‌شود (البته در کشورهای دارای نظام پولی مستقل، این بانک مرکزی است که مستقیماً می‌تواند پایه پولی را تعیین کند). در حالی‌که نقدینگی نشانگر تأثیر ضریب فزاینده پولی و عملکرد بانک‌ها و به طور کلی نظام اعتباری نیز هست. آنچه مهم تلقی می شود برونزا بودن این دو متغیر نسبت به بخش مسکن است ضمن اینکه خارج از این بخش و عمدتا توسط سیاست‌گذاران تعیین می‌شوند. لذا، بردار Y_t شامل دو متغیر نقدینگی و پایه پولی خواهد بود. و اینکه به دلیل پرهیز از مشکلات ناشی از نامانایی متغیرها، از نرخ‌های رشد این دو متغیر استفاده شده است.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

از سویی دیگر، نرخ‌های سود سپرده‌های بانکی یکساله و پنج‌ساله به عنوان یکی از جایگزین‌های بخش مسکن به همراه نرخ سود تسهیلات اعطایی به این بخش، به عنوان یکی از عوامل تعیین کننده هزینه خرید مسکن به معادله اضافه می‌شوند. نظر به اینکه در ایران این نرخ‌ها توسط دولت تعیین می‌شوند و بازار پول عملا در تعیین آنها نقشی ندارد، لذا این متغیرها کاملا برونزا هستند. در نتیجه باید به عنوان متغیرهای برونزا در مدل VAR و خارج از بردار Y_t قرار گیرند. لذا معادله (۳) به این صورت خواهد بود:

$$\begin{bmatrix} F_t^{P} \\ F_t^{INV} \\ F_t^{Licemce} \\ GL_t \\ GH_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^{P} \\ F_{t-1}^{INV} \\ F_{t-1}^{Licemce} \\ GL_{t-1} \\ GH_{t-1} \end{bmatrix} + Z_t' B + v_t \qquad (۵)$$

که در آن GL_t و GH_t به ترتیب عبارتند از نرخ‌های رشد نقدینگی و پایه پولی که در واقع بردار Y_t را تشکیل می‌دهند، و Z_t و B به ترتیب عبارتند از متغیرهای برونزا (در اینجا نرخ‌های سود سپرده‌ها و تسهیلات) و ضرایب مربوط به این متغیرها هستند.

۵ـ برآورد مدل و نتایج تجربی

مدل حاضر یک مدل FAVAR با مقیاس کوچک است، لذا برای برآورد آن نیازی به برنامه‌نویسی نیست و می‌توان با استفاده از نرم‌افزار Eviews آنرا برآورد نمود، اما درصورت بزرگتر بودن مقیاس مدل، باید با استفاده از برنامه‌هایی که در قالب نرم‌افزارهایی مانند MATLAB یا Eviews ارائه می‌شوند، برآورد صورت گیرد. طبق گفته‌های پیشین، یکی از روش‌های متداول برای برآورد مدل FAVAR استفاده از روش دو مرحله‌ای است. در این روش ابتدا با استفاده از روش تحلیل عاملی[1]، عوامل[2] یا همان F_t^iها برآورد می‌شوند، سپس در مرحله بعد، مدل تعمیم‌یافته VAR برآورد می‌شود. در مرحله‌ی اول، ابتدا باید ضرایب آنها یا همان Λها برآورد شوند. که به روش حداکثر درستنمایی و در چارچوب تحلیل عاملی صورت می‌گیرد. که نتایج برآورد Λها برای هر یک از بلوک‌های معادله (۴) در جداول زیر ارائه شده است. در ضمن، بلوک دوم و سوم این معادله که مربوط به دو متغیر *Inv* و *Licence* است به صورت یکپارچه و همزمان برآورد شده است، به این صورت که هر دو بلوک با یکدیگر ادغام شد و از شش متغیر

1. Factor Analysis
2. Factors

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

موجود در آن، ضرایب مربوط به دو عامل[1] $F_t^{Licence}$ و F_t^{INV} برآورد شد (جدول ۲). دلیل این امر این است که تخمین مشترک این شش متغیر با هم نتایج بهتر و قابل قبول‌تری در بر داشت. پس از برآورد هر یک از F_t^i ها، به دلیل فصلی بودن داده‌ها، اثرات فصلی از آنها و از متغیرهای نقدینگی و پایه پولی نیز جدا شد.

جدول ۱- ضرایب عامل در بلوک اول مربوط به متغیر P_t

نام متغیر	ضریب عامل P
P1	۰/۹۷۴۱۷۶
P2	۰/۹۹۱۱۹۹
P3	۰/۹۴۸۵۶۷
P4	۰/۲۴۱۵۲۴

ماخذ: محاسبات محقق

پس از برآورد عوامل، معادله (۵) یا مدل FAVAR قابل برآورد است. لکن ابتدا وقفه بهینه با استفاده از معیارهای تعیین وقفه و نیز با توجه به فصلی بودن داده‌ها تعیین (۴ وقفه) و سپس معادله فرم خلاصه شده VAR برآورد شد. به‌منظور اطمینان از وجود شرایط ثبات در معادله برآوردی[2]، باید ریشه‌های مشخصه چند جمله‌ای وقفه در معادله VAR کوچکتر از دایره واحد باشند، در غیر این صورت معادله برآوردی، شرایط ثبات را نخواهد داشت.

جدول ۲- ضرایب عامل در بلوک دوم و سوم مربوط به متغیرهای Inv_t و $Licence_t$

نام متغیر	ضرایب مربوط به عامل INV	ضرایب مربوط به عامل Licence
INV1	۰/۸۲۱۹۳۳	-۰/۰۵۸۶۷۷
INV2	۱/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
INV3	۰/۵۳۸۵۵۳	۰/۰۱۱۳۲۵
Licence1	۰/۱۵۵۱۶۶	۰/۸۷۵۸۹۳
Licence2	۰/۰۶۶۷۶۴	۰/۷۸۸۳۳۲
Licence3	۰/۱۴۶۷۸۱	۰/۳۸۳۴

ماخذ: محاسبات محقق

تمامی ریشه‌های مشخصه معادله برآوردی، داخل دایره واحد قرار گرفته‌اند که نشان از ثبات آن دارد (پیوست مقاله). از جهتی، آزمون نرمال بودن پسماندهای مدل نیز نشان می‌دهد که فرض نرمال بودن آنها در مجموع در سطح احتمال خطای نوع اول ۵ درصد، تایید شده است. در آزمون مذکور این فرضیه که؛ آیا

1. Factor Loadings
2. Stability Conditions

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

پسماندهای حاصل از تخمین مدل VAR از یک توزیع نرمال چندمتغیره[1] تبعیت می‌کنند یا خیر؟ تحلیل و بررسی می شود. در واقع، این نوعی از آزمون تصریح مدل است، با این منطق که اگر مدل مورد بررسی به درستی تصریح شده باشد، پسماندهای حاصل از آن باید کاملاً تصادفی بوده و از یک الگوی توزیع نرمال چند متغیره تبعیت کنند. این آزمون‌ها را می‌توان براساس ویژگی چولگی[2]، کشیدگی[3] و یا به صورت کلی[4] (بررسی همزمان کشیدگی و چولگی متغیرها) انجام داد. نکته مهم این است که نمی‌توان آزمون نرمال بودن را بطور مستقیم با استفاده از پسماندها انجام داد، بلکه قبل از آن باید ابتدا ماتریس پسماندها را در یک ماتریس مناسب ضرب کرد، تا پسماندهایی متعامد حاصل شود، سپس آزمون‌ها را براساس آن انجام داد. بر همین اساس، آزمون‌های نرمال بودن متعددی وجود دارد که در هر یک، از ماتریس ضرایب متفاوتی استفاده می‌شود. لوتکپل (۱۹۹۱)[5] استفاده از معکوس ماتریس پایین مثلثی چولسکی را برای متعامد کردن پسماندها پیشنهاد می‌دهد. منتها باید توجه کرد که این روش، به ترتیب متغیرها، حساس است و با عوض شدن این ترتیب ممکن است نتایج تغییر کند. در راستای حل این مشکل، اورزا (۱۹۹۷)[6] استفاده از معکوس مربع ریشه‌های مشخصه ماتریس واریانس-کوواریانس پسماندها[7] را پیشنهاد می‌دهد. لکن آزمون نرمال بودن پسماندها در اینجا براساس روش اورزا (۱۹۹۷) انجام شده است. براساس آماره‌های آزمون به همراه مقادیر P-Value آنها و مقایسه آن با سطح احتمال خطای نوع اول ۵ درصد، پسماندها از نظر چولگی، ساختاری شبیه به توزیع نرمال دارند، اما از نظر کشیدگی شبیه به توزیع نرمال نیستند. اما براساس آماره Jarque-Bera، در مجموع، فرضیه نرمال بودن پسماندها تایید می‌شود.

جدول ۳- آزمون نرمال بودن پسماندهای مدل‌ها بر اساس روش اورزا (۱۹۹۷)

شرح	چولگی	کشیدگی	فرضیه نرمال بودن کلی پسماندها (Jarque-Bera)
آماره آزمون	۴/۴۷۰۲۳۹	۴۴/۵۳۴۴۰	۱۲۴/۵۱۴۰
P-Value	۰/۴۸۳۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۹۴۰

ماخذ: محاسبات محقق

با توجه به نتایج آزمون نرمال بودن، و نیز بررسی شرایط ثبات مدل، می‌توان قبول کرد که مدل برآوردی، از ویژگی‌های مناسبی برخوردار است و لذا می‌تواند مبنای تجزیه و تحلیل توابع واکنش قرار گیرد.

1. Multivariate Normal.
2. Skewness.
3. Kurtosis.
4. Joint Test.
5. Lutkepohl (1991).
6. Urzua (1997).
7. Inverse Square Root of Residual Covariance Matrix.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

۵ـ۱ـ تحلیل توابع واکنش ضربه‌ای

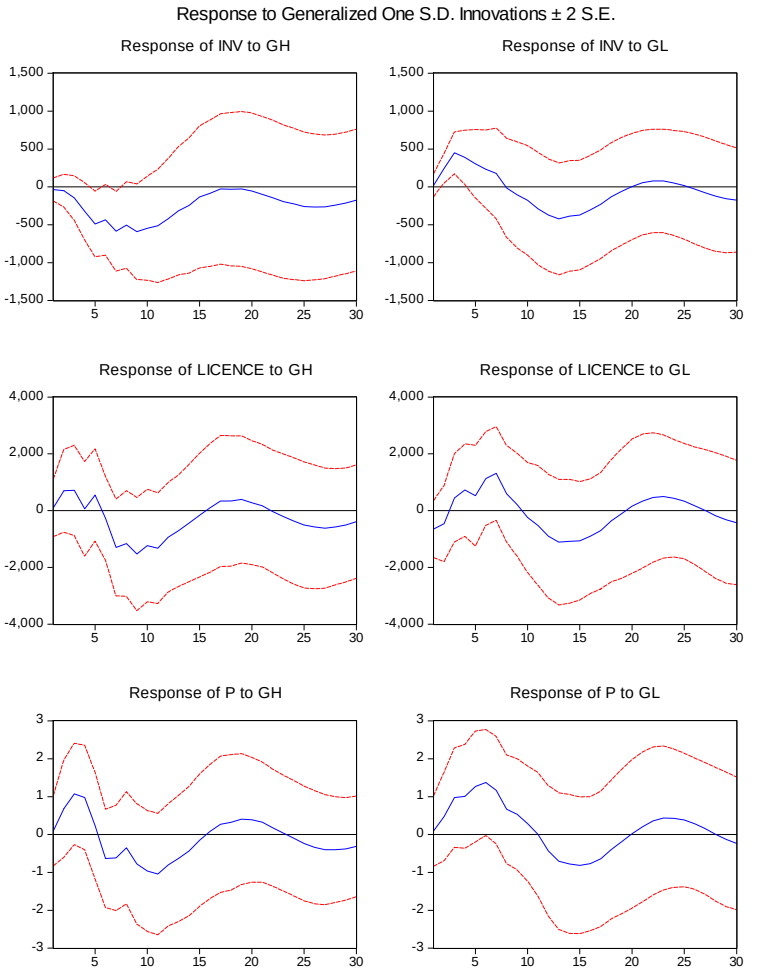
در این مرحله در راستای تحلیل آثار شوکهای پایه پولی و نقدینگی بر سطح قیمت‌ها و فعالیت‌ها در بخش مسکن (که در اینجا با Inv و Licence نشان داده شده‌اند)، توابع واکنش ضربه‌ای حاصل از مدل برآوردی بررسی می‌شود. یک مساله مهم در تحلیل VAR، تشخیص شوک‌های هر معادله از درون پسماندهای فرم خلاصه شده است. به بیان دیگر، اگر قرار باشد که پسماند یک معادله را، شوک وارد بر متغیر وابسته در آن متغیر، تفسیر کنیم باید قبل از آن، اطمینان حاصل کنیم که آیا شوک مورد نظر به درستی تصریح شده است یا خیر. برای این منظور در ادبیات تجربی مدل‌های VAR، راه‌حل‌های مختلفی ارائه شده است. به‌عنوان مثال، سیمز (۱۹۸۰)[1] استفاده از یک سیستم عطفی[2] به شکل ماتریس پایین مثلثی را پیشنهاد داد. که درآن سیستم از تجزیه چولسکی برای متعامد کردن پسماندهای فرم خلاصه شده استفاده می‌شود. مشکل این روش حساسیت نتایج نسبت به ترتیب متغیرها[3] است. برای حل آن، پسران و شین (۱۹۹۸)[4] استفاده از توابع توابع واکنش عمومی[5] را پیشنهاد کردند. که حساسیت مذکور در این روش بر طرف شده است. در روش مذکور جهت تصریح شوک مربوط به معادله jام، درراستای تعامد با شوک‌های حاصل از سایر معادله‌ها، از عامل چولسکی برای آن معادله استفاده می‌شود؛ یعنی بطورکل، برای تصریح شوک در هر معادله از ماتریس ضریب چولسکی استفاده می‌شود. که متغیر مربوط به هر معادله درترتیب متغیرها اول است. در پژوهش حاضر از روش پسران و شین (۱۹۹۸) برای تصریح توابع واکنش ضربه‌ای استفاده می‌شود. محورهای عمودی در نمودارهای موجود در این بخش نشان‌دهندهٔ میزان واکنش متغیرها (P، Inv و Licence) نسبت به شوک ناشی از پایه پولی و نقدینگی است و محورهای افقی نشان‌دهندهٔ تعداد فصولی است که طی می‌شود تا تأثیر شوک وارده بر متغیر مورد نظر اعمال شود. در نمودارهای مورد بررسی زمان مذکور ۳۰ فصل است که بتواند یک دورهٔ تجاری در بازار مسکن را شامل شود.

طبق نمودارها مشخص است که شوک نقدینگی و پایه پولی بر قیمت و سرمایه‌گذاری در بخش مسکن یک تأثیر موج‌مانندی را ایجاد نموده است. طول این موج در حدود ۵ سال (۲۰ فصل) است که یک دوره نوسان بخش مسکن را نشان می‌دهد. به‌عنوان نمونه، اگر به تأثیر شوک نقدینگی (GL) بر قیمت‌های بخش مسکن (P) توجه شود، واضح است که یک شوک نقدینگی در ابتدا باعث افزایش (رشد) قیمت مسکن تا حدود کمتر از ۲ سال (۵ الی ۸ فصل) می‌شود، اما پس از آن، روند افزایش قیمت‌ها در بخش مسکن کند

1. Sims (1980).
2. Recursive.
3. Ordering.
4. Pesaran and Shin (1998).
5. Generalized Response

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

می‌شود و پس از حدود ۳ سال این روند در (نرخ رشد) قیمت‌ها ظهور و بروز دارد. این موج و التهاب پس از حدود ۲۰ فصل به تدریج میرا می‌شود. دو متغیر Inv و Licence که نشانگر سرمایه‌گذاری و پروانه‌های صادره در بخش مسکن هستند نیز روندی کمابیش مشابه از خود نشان می‌دهند.



شکل ۱- توابع واکنش ضربه‌ای حاصل از مدل FAVAR

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

البته تأثیر نقدینگی در مقایسه با پایه پولی (GH) ماندگارتر بوده است. اثر شوک پایه پولی با سرعت بیشتری در حدود یکسال بر بخش مسکن وارد شده و موجب افزایش قیمت و سرمایه‌گذاری در این بخش می‌شود، اما تأثیر نقدینگی کمی طولانی‌تر است. تأثیر شوک پایه پولی بر سرمایه‌گذاری در بخش مسکن در نمودار سمت چپ و بالای شکل ۱ بر خلاف انتظار منفی، بوده است. البته تأثیر شوک نقدینگی بر این متغیر در ابتدا مثبت بوده است که این موضوع مطابق با انتظارات پیشین بوده است.

نکته قابل توجه اینکه متغیرهای لحاظ شده در پژوهش حاضر برای بررسی تأثیر شوک‌های پایه پولی و نقدینگی، درواقع همان عوامل برآوردی یا F_t^i ها هستند. یعنی؛ متغیر P در اینجا از ترکیب چهار شاخص؛ شامل مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کار و کسب؛ شاخص مسکن اجاره‌ای در تهران و شاخص قیمت خدمات ساختمانی حاصل شده‌است. به همین ترتیب، متغیرهای Inv و Licence نیز هر یک ترکیبی از چند متغیر هستند که در بخش دوم مقاله به آنها اشاره شده است. لذا نباید آنها را مستقیماً با شاخص قیمت مسکن، سوخت و روشنایی یا میزان سرمایه‌گذاری در بخش مسکن اشتباه گرفت.

با توجه به پیامدها و نتایج بدست آمده، اثر موج مانندی که شوک‌های نقدینگی و پایه‌ی پولی بر مسکن تحمیل می کند تا حدود ۵ سال پایدار است. ضمن اینکه اثر فوق از موضع نقدینگی طولانی‌تر و پایاتر از شوک پایه‌ی پولی است. فرایند مذکور می‌تواند برگرفته از تبدیل شوک پایه پولی به نقدینگی بعد از مدت زمان کوتاهی از طریق مکانیسم فعالیت نظام بانکی باشد. در این شرایط از طریق افزایش میزان اعتبارات و تسهیلات، بر عرضه و تقاضا در این بخش مؤثر واقع می‌شود.

برآیند نمودارها ازاین حکایت داردکه تأثیر شوک‌های نقدینگی یا پایه پولی در ابتدا باعث افزایش قیمت و سرمایه‌گذاری در این بخش می‌شود اما بعد از حدود ۵ الی ۱۰ فصل، بخش مسکن با رکود مواجه می‌شود. این حالت به شکل کاهش درقیمت‌ها و سرمایه‌گذاری‌ها متجلی می شود که فاصله زمانی بین فصل دهم تا بیستم پس از شوک را در بر می‌گیرد. با این ارزیابی‌ها دوره رکودی به نسبت طولانی‌تر از دوره رونق است. این موضوع با مشاهدات معمول از تحولات بخش مسکن در ایران سازگار است، چرا که بر اساس مشاهدات معمول، در بخش مسکن دوره‌ای یک تا دو ساله افزایش قیمت رخ می‌دهد و پس از آن فرایند رکود نسبی آغاز می شود.

٦ـ خلاصه و جمع‌بندی

در این مقاله تلاش شده است تا یک مدل FAVAR با مقیاس نسبتا کوچک برای ارزیابی تأثیر شوک‌های پولی بر قیمت و سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن برآورد شود. تعداد اندک متغیرها در مدل‌های مرسوم و

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

سنتی VAR دو مشکل اساسی در تحلیل آثار شوک‌های پولی بر اقتصاد به‌وجود بیاید. مشکل اول این است. که از اطلاعات موجود در آمارهای اقتصادی به صورت کارآمدی استفاده نمی‌شود، بلکه تنها از تعداد محدودی از متغیرها به صورت گزینشی استفاده می‌شود و لذا ارزیابی اثرات شوک‌ها بر اقتصاد نیز جامع و کامل نخواهد بود. مشکل دوم این است که انتخاب متغیرها بر اساس سلیقه و گزینش محققان صورت می‌گیرد. اخیراً توجه زیادی به مدل‌هایی معطوف شده است که در آنها از مجموعه گسترده‌تری از اطلاعات اقتصادی استفاده می‌شود. این امر با تکمیل کردن مدل‌های سنتی VAR با استفاده از یک یا چند «عامل»، امکان‌پذیر شده است.

در این مقاله تأثیر شوک‌های پولی بر دو متغیر اساسی در بخش مسکن؛ یعنی «قیمت» و «سطح فعالیت‌ها» است. در این راستا برای برآورد متغیر پنهان «سطح قیمت‌ها» در بخش مسکن از چهار شاخص استفاده شده است که شامل شاخص قیمت مسکن، سوخت و روشنایی؛ شاخص مستغلات، اجاره و فعالیت‌های کار و کسب؛ شاخص مسکن اجاره‌ای در تهران؛ و شاخص قیمت خدمات ساختمانی می‌شوند. برای برآورد سطح فعالیتها در بخش مسکن نیز از شش متغیر عمده استفاده شده است که عبارتند از: مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید در مناطق شهری، در خانه‌های جدید شهرهای بزرگ، مجموع سرمایه‌گذاری در خانه‌های جدید تهران، تعداد پروانه‌های صادر شده توسط شهرداری‌ها در کل مناطق شهری، تعداد پروانه‌ها در شهرهای بزرگ، و تهران.

برای تحلیل آثار شوک‌های پایه پولی و نقدینگی بر روی قیمت‌ها و سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن از توابع واکنش ضربه‌ای حاصل از مدل برآوردی، استفاده شده است. طبق نتایج، شوک‌های نقدینگی و پایه پولی یک اثر موج‌مانندی در بخش مسکن ایجاد می‌کنند که ماندگاری آن حدود ۵ سال است و از سویی دیگر، تأثیر نقدینگی بر این بخش پایاتر از تأثیر شوک پایه پولی است. علت این امر می‌تواند از تبدیل شوک پایه پولی به شوک نقدینگی بعد از مدت زمان کوتاهی از طریق مکانیسم فعالیت نظام بانکی نشأت گیرد و از طریق افزایش میزان اعتبارات و تسهیلات، بر عرضه و تقاضا در این بخش موثر واقع می‌شود.

برآیند نمودارها ازاین حکایت داردکه تأثیر شوک‌های نقدینگی یا پایه پولی در ابتدا باعث افزایش قیمت و سرمایه‌گذاری در این بخش می‌شود اما بعد از حدود ۵ الی ۱۰ فصل، بخش مسکن با رکود مواجه می‌شود. این حالت به شکل کاهش در قیمت‌ها و سرمایه‌گذاری‌ها متجلی می‌شود که فاصله زمانی بین فصل دهم تا بیستم پس از شوک را در بر می‌گیرد. با این ارزیابی‌ها دوره رکودی به نسبت طولانی‌تر از دوره رونق است. این موضوع با مشاهدات معمول از تحولات بخش مسکن در ایران سازگار است، چرا که بر

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

اساس مشاهدات معمول، در بخش مسکن دوره ای یک تا دو ساله افزایش قیمت رخ می‌دهد و پس از آن فرایند رکود نسبی آغاز می‌شود.

منابع و مآخذ

اسدسنگابی‌فرد، سیما (۱۳۶۹) «بررسی تقاضای مسکن شهری در ایران»، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

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.

جلالی نایینی، سید احمدرضا و پدرام نوغانی اردستانی (۱۳۸۲) «بررسی ارزش دارایی‌ها و چرخه‌های اقتصادی در بخش مسکن»، *دهمین سمینار مسکن و شهرسازی*، تهران.

جلالی نایینی، سید احمدرضا و پدرام نوغانی اردستانی (۱۳۸۳) «*طرح جامع مسکن*: پیش‌بینی قیمت و عرضه مسکن»، وزارت مسکن و شهرسازی.

حیدری، حسن و سوری، امیر رضا (۱۳۸۹) «بررسی رابطه نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۲، پاییز ۱۳۸۹.

خیابانی، ناصر (۱۳۸۲) «عوامل تعیین کننده قیمت مسکن در ایران»، *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره ۳۴.

زارعپور، علی (۱۳۸۵) «بررسی اثر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن مورد ایران (۱۳۸۲-۱۳۴۹)» *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه شیراز.

شیرین بخش، محسن (۱۳۷۵) «ارتباط بخش مسکن با سایر بخش‌های اقتصادی»، وزارت مسکن و شهرسازی.

عیان‌بد، ناهید (۱۳۷۴) «پیش‌بینی تقاضای مسکن در دهه ۷۰»، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

یزدانی، فردین (۱۳۸۲) «بررسی کارایی سازوکار بازار مسکن در مناطق شهری ایران» سازمان ملی زمین و مسکن.

Bernanke B. & Boivin J. (2001). "Monetary Policy in a Data-Rich Environment," *NBER Working Papers 8379*, National Bureau of Economic Research, Inc.

Bernanke B. Boivin J. and Eliasz P. (2004), " Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Autoregressive (FAVAR) Approach", *Finance and Economics Discussion Series* 2004-03, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

Bernanke B. Boivin J. and Eliasz P. (2005), " Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Autoregressive (FAVAR) Approach", *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 120, Issue 1, pp. 387-422.

Boivin,J. ,Kiely, M. and Mishkin, F. (2010), "How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time?", *Finance and Economics Discussion Series*, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, Washington, D.C.

Bruce, D. and Holtz-Eakin, D. (1999). "Apocalypse Now? Fundamental Tax Reform and Residential Housing Values," *Journal of Housing Economics* 8, 249-71

*Christiano, L. J., Eichenbaum, M. and Evans, C.L. (1999). "*Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?*" Handbook of Macroeconomics.*

Dave, C., Dressler, S. and Zhang, L. (2009), "The bank lending channel: a FAVAR analysis", *Villanova School of Business Economics Working Paper* # 4.

Gianni, A. and Giannini, C. (1997). "Topics in Structural VAR Econometrics", 2nd Ed, Berlin: Springer-Verlag.

Khiabani, Nasser (2010): *How Important are Oil and Money Shocks in Explaining Housing Market Fluctuations in an Oil-exporting Country?: Evidence from Iran.* Munich Personal RePEc Archive. MPRA Paper No. 34041, Online at http://mpra.ub.uni-muenchen.de/34041/

Lastrapes, W. D. (2002). "The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations", University of Georgia, Department of Economics, January 21, 2002.

Leamer, E. E. (2007). "Housing and the Business Cycle." Presented at the Federal Reserve Bank of Kansas City symposium *Housing, Housing Finance, and Monetary Policy*, Jackson Hole, WY, August 30-September 1, 2007.

Ludvigson, S. (1999)."Consumption and Credit: A Model of Time-Varying Liquidity Constraints." *The Review of Economics and Statistics*, August 1999, 81 (3), pp. 434-47.

Lutkepohl, Helmut (1991). Introduction to Multiple Time Series Analysis, New York: Springer-Verlag.

Miles, D. (1994). "Housing, Financial Markets and the Wider Economy", New York: *John Wiley & Sons.*

*Mishkin, F. S. (2007). "*Housing and the Monetary Transmission Mechanism.*" Presented at the Federal Reserve Bank of Kansas City symposium Housing, Housing Finance, and Monetary Policy, Jackson Hole, WY, August 30-September 1, 2007.*

Pesaran, M. Hashem and Yongcheol Shin (1998). "Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models," Economics Letters, 58, 17-29.

Poterba, J. M. (1984). "Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset-Market Approach," *Quarterly Journal of Economics* 99, 729-52.

Sims, Chris (1980). "Macroeconomics and Reality," Econometrica, 48, 1-48.

Stock, James H. and Mark W. Watson (2005) "Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis," NBER Working Papers 11467, National Bureau of Economic Research, Inc.

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]

[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

Taylor, J. B. (2007). "Housing and Monetary Policy." Panel discussion at the Federal Reserve Bank of *and Monetary Policy*, Jackson Hole, WY, August 30- Kansas City symposium *Housing, Housing Finance,* September 1, 2007.

Urzua, Carlos M. (1997). "Omnibus Tests for Multivariate Normality Based on a Class of Maximum Entropy Distributions," in Advances in Econometrics, Volume 12, Greenwich, Conn.: JAI Press, 341-358.

پیوست

نتایج برآورد مدل

برآوردهای تحلیل عاملی متغیرها در معادله (۲)

Factor Method: Maximum Likelihood
Date: 03/22/11 Time: 18:42
Covariance Analysis: Ordinary Correlation
Sample (adjusted): 1370Q2 1386Q4
Included observations: 67 after adjustments
Balanced sample (listwise missing value deletion)
Number of factors: User-specified
Prior communalities: Squared multiple correlation
Convergence achieved after 4 iterations
Estimation settings: tol=0.00010

	Loadings F1	Communality	Uniqueness
P1	0.974176	0.949020	0.050980
P2	0.991199	0.982476	0.017524
P3	0.948567	0.899779	0.100221
P4	0.241524	0.058334	0.941666

Factor	Variance	Cumulative	Difference	Proportion	Cumulative
F1	2.889609	2.889609	---	1.000000	1.000000
Total	2.889609	2.889609		1.000000	

	Model	Independence	Saturated
Discrepancy	0.052542	4.994179	0.000000
Chi-square statistic	3.467791	329.6158	---
Chi-square prob.	0.1766	0.0000	---
Bartlett chi-square	3.318922	318.7951	---
Bartlett probability	0.1902	0.0000	---
Parameters	8	4	10
Degrees-of-freedom	2	6	---

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

Factor Method: Maximum Likelihood
Date: 03/29/11 Time: 13:29
Covariance Analysis: Ordinary Correlation
Sample (adjusted): 1370Q2 1387Q4
Included observations: 71 after adjustments
Balanced sample (listwise missing value deletion)
Number of factors: User-specified
Prior communalities: Squared multiple correlation
Convergence achieved after 6 iterations

	Unrotated Loadings F1	F2	Communality	Uniqueness
INV1	0.821933	-0.058677	0.679017	0.320983
INV2	1.000000	4.66E-16	1.000000	0.000000
INV3	0.538553	0.011325	0.290167	0.709833
LICENCE1	0.155166	0.875893	0.791265	0.208735
LICENCE2	0.066764	0.788332	0.625925	0.374077
LICENCE3	0.146781	0.383400	0.168540	0.831459

Factor	Variance	Cumulative	Difference	Proportion	Cumulative
F1	2.015691	2.015691	0.476469	0.567015	0.567015
F2	1.539223	3.554914	---	0.432985	1.000000
Total	3.554914	5.570606		1.000000	

	Model	Independence	Saturated
Discrepancy	0.293949	2.632046	0.000000
Chi-square statistic	20.57640	184.2432	---
Chi-square prob.	0.0004	0.0000	---
Bartlett chi-square	19.35162	176.7857	---
Bartlett probability	0.0007	0.0000	---
Parameters	17	6	21
Degrees-of-freedom	4	15	---

ریشه‌های مشخصه مدل FAVAR

Modulus	Root
0.961173	0.961173
0.951036	0.890186 - 0.334721i
0.951036	0.890186 + 0.334721i
0.866281	-0.815023 + 0.293566i
0.866281	-0.815023 - 0.293566i
0.820717	-0.011860 - 0.820632i
0.820717	-0.011860 + 0.820632i
0.802863	-0.802863
0.746793	-0.086487 - 0.741768i
0.746793	-0.086487 + 0.741768i
0.713101	0.389202 - 0.597524i
0.713101	0.389202 + 0.597524i
0.700588	-0.456320 + 0.531597i
0.700588	-0.456320 - 0.531597i
0.661589	0.438924 - 0.495021i
0.661589	0.438924 + 0.495021i
0.570515	0.567592 - 0.057682i
0.570515	0.567592 + 0.057682i
0.453558	-0.366624 + 0.267024i
0.453558	-0.366624 - 0.267024i

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]

آزمون نرمال بودن پسماندهای مدل FAVAR

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Residual Covariance (Urzua)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 03/30/11 Time: 10:32
Sample: 1370Q1 1389Q4
Included observations: 63

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.390065	1.755970	1	0.1851
2	0.217282	0.544867	1	0.4604
3	0.067319	0.052302	1	0.8191
4	0.211423	0.515877	1	0.4726
5	0.372481	1.601223	1	0.2057
Joint		4.470239	5	0.4839

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.581973	5.825557	1	0.0158
2	1.244551	9.172434	1	0.0025
3	1.144269	10.31294	1	0.0013
4	1.129812	10.48287	1	0.0012
5	1.284139	8.740600	1	0.0031
Joint		44.53440	5	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	7.581526	2	0.0226
2	9.717301	2	0.0078
3	10.36524	2	0.0056
4	10.99874	2	0.0041
5	10.34182	2	0.0057
Joint	124.5140	105	0.0940

[Downloaded from ndea10.khu.ac.ir on 2025-01-09]
[DOR: 20.1001.1.22286454.1390.2.6.5.6]