سال دهم، شماره ۴۰، زمستان ۱۴۰۱، صفحات ۱۳۱–۹۷

# ارزیابی شوک‌های اقتصاد کلان، ثبات بانکی و بازار مسکن در اقتصاد ایران با رویکرد FAVAR

**ئاسو اسماعیل‌پور**
دانشجوی دکتری اقتصاد پولی، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
Asoesmailpoor1986@gmail.com
**جعفر حقیقت**
استاد گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز، تبریز، ایران (نویسنده مسئول)
haghighat @ tabrizu.ac.ir
**زهرا کریمی تکانلو**
دانشیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
zahra.karimi.tu@gmail.com

سیاست‌های پولی و اعتباری به عنوان ابزاری برای تثبیت بخش واقعی اقتصاد و دستیابی به رشد اقتصادی پایدار مورد تأیید عموم اقتصاددانان و سیاست‌گذاران است و بااین‌حال شوک‌های اقتصاد کلان نیز به نوبه خود بر ثبات سیستم بانکی و بخش‌های واقعی اقتصاد از جمله بازار مسکن اثرگذار هستند. بنابراین مطالعه در زمینه بررسی تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر ثبات سیستم بانکی و بازار مسکن، نیازمند ارزیابی و تحلیل کانال‌های مذکور در مکانیسم انتقال شوک‌ها است. ازاین‌رو مقاله حاضر به ارزیابی تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان در ایران بر ثبات بانکی و بازار مسکن با رویکرد FAVAR در طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ می‌پردازد. نتایج حاکی از آن است که شوک‌های اقتصاد کلان به صورت مستقیم و غیرمستقیم بر بخش بانکی، مسکن و سایر بازارها اثر می‌گذارد؛ به طوری که در مقاله حاضر شوک‌های اقتصاد کلان همچون تورم، تولید، نرخ ارز، قیمت نفت و حجم نقدینگی باعث بی‌ثباتی بانکی و افزایش تقاضای بخش مسکن می‌شود. مسکن دارایی‌ای است که قدرت مقابله با شوک‌ها در بلندمدت را دارد و میزان ارزش پول را تا حدودی نگه می‌دارد و کانال مسکن و کانال بانکی به لحاظ چسبندگی تقریباً مشابه یکدیگر عمل می‌کنند؛ اما به لحاظ انحراف از میانگین، کانال بانکی از واکنش بیشتری برخوردار است، به طوری که در صورت ورود شوک نرخ بهره، درصدی از میانگین کاهش پیدا می‌کند. این در حالی است که کانال بانکی حدود ۰/۰۶ و بازار مسکن حدود۰/۰۴ درصد افزایش به خود دیده است که درصورتی‌که قدر مطلق آن را در نظر بگیریم، کانال بانکی بیشترین واکنش را در این حوزه به خود اختصاص می‌دهد.

طبقه‌بندی JEL: E60، E50، O18
واژگان کلیدی: شوک‌های اقتصاد کلان، ثبات بانکی، بازار مسکن، اقتصاد ایران، رویکرد FAVAR.

* تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۶/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۱/۲۰
این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول است.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]
[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

## ۱. مقدمه

ثبات و پایداری نظام بانکی یکی از مهم‌ترین موضوعاتی است که برای تثبیت رشد یک اقتصاد در بلندمدت مورد توجه اقتصاددانان و سیاست‌گذاران قرار می‌گیرد. ناپایداری نظام بانکی یک کشور علاوه بر ناپایدار کردن بخش مالی، نوسانات اقتصادی را نیز افزایش خواهد داد. پس پایداری و ثبات نظام بانکی یکی از عوامل مؤثر بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی کشور در بلندمدت است. بانک مرکزی اروپا ناپایداری مالی را بیانگر وضعیتی می‌داند که سیستم مالی موجود در یک کشور شامل واسطه‌های مالی، بازارها و زیرساخت‌های مالی در برابر شوک‌های اقتصادی وارده مقاومت نکند و باعث ایجاد اختلال در عملکرد و وظایف سیستم مالی شود. اثرگذاری ناپایداری نظام بانکی روی تولید ناخالص داخلی به مراتب بزرگ‌تر از تأثیری آن در ایجاد ثبات در تولید ناخالص داخلی است. به عبارت دیگر می‌توان اظهار کرد که رابطه این دو متغیر مستقیم و غیرخطی است، یعنی کاهش ثبات بانکی منجر به کاهش قابل توجهی در تولید ناخالص داخلی خواهد شد، در حالی که پایداری و ثبات زمینه‌ساز افزایش تولید ناخالص داخلی اما نه به همان نسبت خواهد بود. افزایش یا کاهش در ثبات صنعت بانکداری عملکرد بانک‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد که این ثبات و بی‌ثباتی بانکی می‌توانند ناشی از شوک‌های اقتصاد کلان باشد و عملکرد بانکی بخش‌های کلان اقتصادی کشور را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد (نظریان و همکاران، ۱۳۹۶).

بخش مسکن نیز یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی است که هم از لحاظ سهم در سبد هزینه خانوار و هم از لحاظ سهم در تولید ناخالص داخلی و نقش آن در تغییرات شاخص‌های کلان اقتصادی همچون اشتغال عوامل تولید از اهمیت غیرقابل انکاری برخوردار است. چنین جایگاهی باعث شده است، رشد معقول و منطقی قیمت و سرمایه‌گذاری مسکونی و افزایش ساخت‌وساز مسکن به عنوان هدفی مطلوب و سیاستی قابل تعقیب در نظر گرفته شود، زیرا از یک سو رکود این بازار جهت تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری در این بخش و کاهش رشد اقتصادی برای سیاست‌گذاران اقتصادی و دولتمردان پدیده‌های ناخوشایند است و از سوی دیگر، رونق سریع و رشد شتابان قیمت نیز به دلیل تأثیر شدید آن بر افزایش هزینه‌های خانوار و نارضایتی اجتماعی

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

ناشی از آن هیچ‌گاه مطلوب مردم و متولیان سیاست‌گذاری و نظارت بر این بخش نیست، از این رو بازار مسکن برای رسیدن به دو هدف ثبات قیمت و سطح بیکاری مطلوب همیشه مورد توجه سیاست‌گذاران پولی بوده است. اگر سیاست‌گذاران پولی بخواهند ابزار سیاستی را به طور مناسب تعیین کنند، می‌بایست نقشی که مسکن در مکانیسم انتقال پولی ایفا می‌کند را بدانند. برخی معتقدند بحران مالی سال ۲۰۰۸ از بازار مسکن ایالات متحده آغاز شده است و سیاست پولی یک نقش مرکزی در بحران داشته است. به‌ویژه ادعا می‌شود که سیاست پولی بیش از اندازه انبساطی که توسط فدرال رزرو در نیمه اول دهه صورت گرفته است، در ایجاد حباب قیمت مسکن در ایالات متحده مؤثر بوده است طرفداران این دیدگاه نقش قابل ملاحظه‌ای برای سیاست پولی در جلوگیری از حباب‌ها در قیمت مسکن و سایر دارایی‌ها در نظر می‌گیرند. در مقابل، عده دیگری وضعیت سیاستی را در شرایط موجود اقتصاد کلان مناسب می‌دانند. آن‌ها معتقدند سیاست پولی نه دلیل اصلی حباب قیمت مسکن و نه ابزار مناسبی برای کنترل افزایش قیمت مسکن است (برنانکه[1]، ۲۰۱۰). یکی از مسائل اساسی سیاست‌گذاران این است که اعتبار و افزایش قیمت بازار مسکن ثبات مالی و ثبات کل اقتصاد را به خطر می‌اندازد. اسوکلاریک و همکاران[2] (۲۰۱۲)، با بررسی شناسایی بحران مالی نشان دادند که سطح بالای اعتبارات بانکی و اهرم مالی احتمال بروز بحران مالی را افزایش می‌دهند.

گودهارت و هافمن[3] (۲۰۰۸)، نظریاتی در مورد رابطه علی دوطرفه بین اعتبار بانکی و قیمت بازار مسکن ارائه دادند و نشان دادند که اعتبار بانکی می‌تواند یک رابطه تئوری با سیاست‌های پولی به صورت مستقیم داشته باشد و اینکه سیاست پولی می‌تواند حباب قیمت بازار مسکن را نیز توضیح دهد. ایکمیر و هافمن[4] (۲۰۱۳)، معتقدند که شوک‌های سیاست پولی در ایالت متحده تأثیر

1. Bernanke
2. Schularick et al
3. Goodhart and Hofmann
4. Eickmeier and Hofmann

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

بسزایی بر قیمت بازار مسکن گذاشت. بورودو و لندن لین[1] (۲۰۱۴)، معتقدند که سیاست‌های پولی نقش مهمی در افزایش قیمت بازار مسکن و به طور بالقوه بی‌ثباتی مالی دارد. اعمال سیاست‌های پولی باعث ایجاد ریسک برای واسطه‌های مالی و سایر عوامل اقتصادی مؤثر بر عملکرد اقتصاد کلان می‌شود. با این وجود، شرایط اقتصادی کلان می‌تواند تحت تأثیر اهرم (نسبت بدهی به دارایی خالص)، قیمت بازار مسکن و ثبات مالی بانک‌ها قرار گیرد به طور متناوب می‌توان پرسید که آیا سایر شوک‌های اقتصاد کلان یا شوک‌های سیاستی، متفاوت از شوک‌های سیاست پولی، عامل مؤثر رشد قیمت بازار مسکن و بی‌ثباتی مالی هستند (کارولا و همکاران[2]، ۲۰۱۶).

ایران علاوه بر داشتن اقتصاد صادرات نفتی به طور بالقوه تأثیرات متفاوتی از شوک‌های اقتصاد کلان به‌ویژه سیاست‌های خاص می‌گیرد. دولت ارز خارجی حاصل از صادرات نفت را به بانک مرکزی می‌فروشد، در نتیجه، زمانی که دولت درآمدهای نفتی را با ارز داخلی خرج می‌کند، پول خلق می‌شود و درواقع شروع به گردش در اقتصاد از طریق سیستم مالی می‌کند. به طور مشابه زمانی که بانک مرکزی ارز خارجی می‌فروشد، پول از اقتصاد خارج می‌شود. در مقابل، اقدامات سیاست پولی برای تعریف شرایط پولی سخت نیست که درواقع توسط اثرات پولی، مالی و ارز خارجی تعیین می‌شود (خلق پول اولیه). از آنجا که تحت این چارچوب سیاست خاص، شوک‌های اقتصاد کلان می‌تواند به صورت غیرمتعارف تولید و تأثیراتی بر تصمیمات سیستم مالی بگذارد. ثبات مالی به شرایط پولی اقتصاد بستگی دارد که نتیجه سیر تکاملی نرخ بهره و نرخ واقعی ارز است. به‌ویژه شرایط بد مالی که موجب افزایش نرخ بهره و کاهش ارزش پول ملی می‌شود، عامل واقعی برای بی‌ثباتی است. این شرایط در مرحله اول، توسط شوک‌های سیاسی که شامل اقدامات غیرمنتظره مالی و ارز خارجی و همچنین پاسخ درونی این سیاست‌ها به سایر شوک‌ها، تعیین می‌شود، شوک‌های اقتصاد کلان شامل شوک‌های ساختاری (سه شوک کل و دو شوک

1. Bordo and Landon- lane
2. Carvallo et al

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

سیاسی) است. شوک‌های ساختاری درواقع شوک‌هایی که به ساختار اقتصاد ضربه وارد می‌کند و بازار مسکن و ثبات بانکی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (کارولا و همکاران، ۲۰۱۶).

از سوی دیگر، بخش مسکن کانون توجه دولتمردان در ایران نیز هست، زیرا استمرار چالش مسکن علاوه بر ناهنجاری‌های اقتصادی بر گسترش نارضایتی‌های اجتماعی نیز تأثیرگذار بوده است و تعداد قابل توجهی از خانوارهای شهری جهت تأمین هزینه اجاره بهاء و حتی خرید خانه مجبورند از بسیاری از هزینه‌های ضروری خود مانند بهداشت، تغذیه و آموزش چشم‌پوشی کنند که ثمره آن کاهش توان فکری و جسمی نیروی انسانی و در نتیجه محدودیت رشد اقتصادی است (کرمی، ۱۳۸۶). قیمت‌های بازار مسکن می‌تواند به‌شدت تحت تأثیر شرایط شکننده پولی در کوتاه‌مدت قرار گیرد، افزایش الگوهای مصرفی ناشی از شوک‌های کل (تقاضا) که می‌تواند بر رفتار آن‌ها تأثیر بگذارد. از لحاظ نقش خود برای توضیح بی‌ثباتی مالی، به‌طورکلی نه قیمت بازار مسکن و نه اهرم مالی واقعی به نظر نمی‌رسد.

بررسی رفتار تاریخی قیمت مسکن، نشان داده است که بخش مسکن دوره رونق‌های حدود یک سال و نیم (شش فصل) را تجربه می‌کند و سپس دوره‌های رکودی در حدود چهار سال و نیم (هجده فصل) را به دنبال این دوره رونق تجربه می‌کند. در پی بروز این رکود که حدود پنج سال به طول می‌انجامد، نوسانات قیمت مسکن بسیار کم شده و تنها با نوسانات کمی حول روند خود، ادامه پیدا می‌کند. این نوع رفتار قیمت مسکن در کشور ایران، می‌تواند مرتبط با شوک‌های نفتی و تغییرات سایر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان مثل رشد درآمد سرانه واقعی باشد؛ اما یک نکته بسیار مهم و حائز اهمیت در مورد افزایش قیمت مسکن، این است که این افزایش قیمت با توجه به اینکه دارایی مسکن بیشترین سهم را در پرتفوی دارایی عاملان اقتصادی دارد. یک نظام پولی باثبات متضمن ظرفیت تخصیص کارای منابع، ارزیابی و مدیریت ریسک‌های مالی، حفظ سطوح اشتغال در نزدیکی نرخ طبیعی اقتصاد و حذف تغییرات قیمت نسبی دارایی‌های مالی و واقعی است که بر ثبات پولی و سطوح اشتغال تأثیر خواهد گذاشت؛ به بیان دیگر، ارزش واقعی ثبات نظام مالی در دوره‌های بی‌ثباتی بیشتر نمایان می‌شود، بی‌ثباتی نظام

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

مالی به معنی ناتوانی بانک‌ها در تأمین مالی پروژه‌های سودآور و نامتوازن بودن کارکرد تأمین مالی به‌وسیلهٔ آن‌هاست؛ بنابراین، بی‌ثباتی عمده در نظام مالی ممکن است سبب سراسیمگی بانکی، تورم مضاعف و سقوط بازار سرمایه شود و اعتماد بین‌المللی به بازار مالی و نظام اقتصادی را تضعیف کند.

با توضیحات بالا و با توجه به نقش مهم بازار مسکن و نظام بانکی در اقتصاد ایران و به منظور دستیابی به اهداف مختلف در این زمینه، سیاست‌گذاران پولی و مالی می‌بایست به میزان تأثیر شوک‌های اقتصاد کلان بر متغیرهای بازار مسکن و بانک آگاهی داشته باشند، لذا پرسش‌هایی که مطرح می‌شود این است که اولاً آیا شوک‌های اقتصاد کلان در ایران تأثیر معناداری بر متغیرهای بازار مسکن و ثبات بانکی دارند یا نه؟ و ثانیاً این شوک‌ها چه میزان از تغییرات متغیرهای مسکن و بانک‌ها را توضیح می‌دهند؟ در این مطالعه سعی می‌شود به وسیله یک مدل اقتصادسنجی، FAVAR اثرگذاری شوک‌های اقتصاد کلان بر متغیرهای بازار مسکن و بانک در ایران بررسی شده و به سؤالات بالا پاسخ داده شود.

در ادامه و در بخش دوم مطالعه ادبیات موضوع ارائه شده است. بخش سوم مطالعه به روش‌شناسی پژوهش اختصاص داده شده و در بخش چهارم نتایج آن برآورد شده است. در نهایت بخش آخر مطالعه به نتیجه‌گیری مطالعه اختصاص داده شده است.

## ۲. ادبیات موضوع

شوک‌های ساختاری به سه شوک عمومی، کل و دو شوک سیاسی تقسیم‌بندی می‌شود. درواقع شوک‌های کل مربوط به نوسانات کل بازار کالاها است که قیمت عمومی، رفتار واقعی فعالیت‌ها و نسبت قیمت مصرف‌کننده را مشخص می‌کند و شوک عرضه کل انبساطی باعث افزایش فعالیت‌های واقعی و کاهش تورم می‌شود و در مقابل شوک‌های تقاضای انبساطی عمدتاً به افزایش قیمت‌ها منجر می‌شود، اما ممکن است اثرات واقعی مثبتی نداشته باشند. تقسیم شوک‌های به

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

شوک عرضه و تقاضا، یک روش برای خلاصه کردن تأثیر شوک‌ها چندگانه است که ممکن است بر کل کالاها بازار تأثیرگذار باشد (کارولا و همکاران[1]، ۲۰۱۶).

دو نوع شوک تقاضای واقعی را می‌توان در نظر گرفت که بر الگوهای مصرف و قیمت نسبی تأثیر می‌گذارد: افزایش مصرف و نسبت قیمت کالاها (برای کالاهای قابل مبادله) و افزایش مصرف و نسبت قیمت خدمات (غیرمبادله‌ای). از آنجا که شوک‌های تقاضا ممکن است تأثیری بر فعالیت‌های واقعی نداشته باشد و شوک‌های تقاضا را با استفاده از اطلاعات منحصراً عمومی و نسبت قیمت‌ها تعریف می‌کنند. با توجه به ادبیات تحقیق کانوا[2] و همکاران (۲۰۰۵) و کلریدا و گلی[3] (۱۹۹۴) یک شوک را به جای دو شوک تقاضا شناسایی کردند. طبقه‌بندی شوک‌ها با جزئیات بیشتر در یک اقتصاد نفتی با کنترل نرخ ارز، الگوهای مصرف و تخصیص نهاده‌های بهره‌وری می‌تواند به صورت غیراستاندارد اتفاق بیفتد. به عنوان مثال، با توجه به تنظیم و کنترل نرخ ارز با بازارها دوگانه، انگیزه برای واردات افزایش می‌یابد و مصرف کالاها قابل مبادله به‌ویژه در تجارت کالاها بیشتر می‌شود. بنابراین به دلیل اینکه منابع نفتی به داخل اقتصاد کشور هدایت می‌شود، افزایش تقاضای کل ممکن است اثرات واقعی بر بخش بانکی، بازار مسکن و یا بخش‌های مختلف با توجه به اینکه مصرف به سمت معاملات تجاری یا غیرمعاملاتی است، بگذارد. بنابراین از رفتار نسبی قیمت مصرف‌کننده برای تفکیک دو شوک تقاضای واقعی که به طور بالقوه متفاوت هستند، استفاده می‌شود (کارولا و همکاران، ۲۰۱۶). لینزرت[4] (۲۰۱۵) در تحقیقی با استفاده از یک الگوی خودهمبسته برداری ساختاری، اثرات دینامیکی شوک‌های اقتصاد کلان را بر روی نرخ بیکاری در کشور آلمان مورد تجزیه‌وتحلیل قرار داده است. بر اساس نتایج این بررسی شوک‌های عرضه نیروی کار و قیمتی اثر مستقیم بر بیکاری و شوک تقاضا کل اثر معکوس بر بیکاری داشته است. علاوه بر این، شوک دستمزدی و شوک بهره‌وری اثر چندانی

1.Carvallo et .al
2. Canova
3. Clarida & Gali
4. Linzert

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

بر نرخ بیکاری در کوتاه‌مدت نداشته است. اما در بلندمدت اصلی‌ترین عامل تأثیرگذار بر نرخ بیکاری در آلمان بوده است. مالهرب[1] (۲۰۱۳)، نیز در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شوک‌های اقتصادی بر روی نرخ بیکاری استرالیا برای دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۷ با بهره‌گیری از یک الگوی خودهمبسته برداری ساختاری پرداخته است. بر اساس این تحقیق، شوک بهره‌وری بر نرخ بیکاری تأثیر معکوسی بر اقتصاد استرالیا داشته است. در مورد شوک‌های طرف تقاضا و دستمزد نیز یک ارتباط معکوس با نرخ بیکاری به اثبات رسیده است. تأثیر شوک عرضه نیروی کار بر نرخ بیکاری نیز مثبت برآورد گردیده است.

شوک‌های سیاسی که منشأ آن‌ها در سیاست و مدیریت متغیرهای خاص است، لذا اثر تعریف‌شده‌ای در بازار کالاها ندارد. شوک مالی کسب درآمد (حاصل از صادرات کالا)، نشان‌دهنده شوک به ایجاد پول اولیه از بخش مالی نه از بخش سیاست پولی. پرداخت‌های مالی به طور مستقیم مقدار سپرده‌های موجود در سیستم مالی را افزایش و نرخ بهره سپرده‌های را کاهش می‌دهد، زیرا درآمد نفت به طور مستقیم توسط بانک مرکزی با ارز خارجی مبادله می‌شود. از سوی دیگر، سیگنال‌های پایه پولی، درواقع همان سیاست پولی است که نرخ بهره را نشان می‌دهند اما این نرخ‌ها خیلی تغییر نمی‌کند. در این چارچوب شوک گسترش مالی را به عنوان افزایش ایجاد پولی - مالی (FM[2]) و کاهش نرخ بهره سپرده (TID[3])، نشان داده می‌شود و هیچ‌گونه محدودیتی در مورد واکنش مورد انتظار بازار کل محصولات ایجاد نمی‌کند که نیازمند اندازه‌گیری و زمان‌بندی تأثیر شوک‌ها باشد. با این وجود فرض می‌شود که نرخ ارز اسمی در بازار غیررسمی سریعاً به این شوک پاسخ می‌دهد (کارولا و همکاران، ۲۰۱۶). گوپتا جورجاپلاس و کاباندی (۲۰۱۹)، به بررسی اثر شوک‌های مثبت سیاست پولی بر رشد واقعی قیمت مسکن در پنج بخش آفریقای جنوبی با استفاده از روش فاکتور تعدیل‌یافته خودرگرسیون برداری

1. Malherbe
2. Fiscal-Money
3. Deposit interestrates

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

(FAVAR) پرداخته‌اند. نتایج نشان داد در کل تورم قیمت مسکن به صورت معکوس به شوک‌های سیاست پولی واکنش نشان می‌دهد، اما واکنش در بین بخش‌های لوکس، میانه – بزرگ و میانه – متوسط بازار نسبت به بخش‌های میانه – کوچک و قابل تأمین مالی بیشتر است. اسنماکر و جرلاک (۲۰۱۹)، نیز با استفاده از روش‌هایی VAR و PVAR به بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی بر تورم، تولید و قیمت دارایی‌های مسکونی در ۱۸ کشور پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که سیاست پولی آثار بزرگ و قابل پیش‌بینی روی قیمت دارایی‌های مسکونی دارد و این اثرگذاری تحت تأثیر ساختار مالی است. ساندزن و همکاران[1] (۲۰۲۲)، در مطالعه‌ای به شناسایی اقدامات محرک اقتصادی که ثبات بازار مسکن لیتوانی را در صورت شوک اقتصادی تضمین می‌کند با استفاده از تحلیل اقتصادسنجی شامل آزمون ایستایی، آزمون علیت گرنجر، تحلیل همبستگی، مدل‌های تأخیر توزیع‌شده خودرگرسیون و تحلیل هم‌انباشتگی با استفاده از آزمون کرانه‌های ARDL پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد که قیمت مسکن در لیتوانی با تغییرات فصلی در تولید ناخالص داخلی همبستگی دارد و تأیید می‌کند که چرخه‌های بازار املاک و مستغلات با چرخه‌های اقتصادی مرتبط هستند. اقدامات محرک اقتصادی عمدتاً باید بر تثبیت اقتصاد، حفظ وجوه نقد و سپرده‌های خانوارها و همچنین مخارج مصرف‌کننده در صورت شوک اقتصادی متمرکز باشد.

### ۲-۱. ثبات بانکی

یکی از مفاهیمی که وان در بحث بانکداری مطالعه کرد بحث ثبات بانکی است. مفهوم ثبات مالی بانک یکی از شاخص‌های مهم در مؤسسات مالی و اعتباری نظیر بانک‌ها بوده و همواره توجه قرار گرفته است. از شاخص‌های مهم در بخش بانکداری ثبات بانکی است که به میزان پایداری نظام بانکی در مقابل متغیرهای اقتصاد کلان مانند تورم و تولید ناخالص داخلی اطلاق می‌شود. ثبات

1. Stundziene et al

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

مالی مانند سلامت معمولاً با ضد آن تعریف می‌شود. بحران مالی به یک تغییر ناگهانی در همه یا اکثر شاخص‌های مالی شامل نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت و قیمت دارایی (اوراق بهادار، سهام، مستغلات و زمین) و ورشکستگی و سقوط مؤسسات مالی گفته می‌شود، در حالی که رونق یا حباب برحسب هجوم پول به سوی دارایی‌های حقیقی یا مالی شناسایی می‌شود که بر انتظار استمرار در افزایش قیمت دارایی‌ها مبتنی است (نیلی،۱۳۹۰). ثبات مالی در یک نظام مالی زمانی اتفاق می‌افتد که سه شرط زیر حاصل شوند:

۱. توانایی تخصیص منابع اقتصادی به شکل کارا و نیز قدرت ایجاد فرآیندهای اقتصادی دیگر (رشد اقتصادی، رفاه عمومی و تراکم دارایی) وجود داشته باشد.
۲. مدیریت مناسبی در زمینه تخمین قیمت‌گذاری، تخصیص و مدیریت مخاطرات مالی صورت گیرد.
۳. توانایی اجرای موارد بیان شده حتی در شرایط بروز بحران‌های خارجی وجود داشته باشد.

یک دلیل شکنندگی بانک‌ها در قبال بحران‌های مالی، از طبیعت واسطه‌گری آن‌ها نشأت می‌گیرد.

بانک‌ها سپرده‌های با سررسید کوتاه‌مدت را به تسهیلات با سررسید بلندمدت تبدیل می‌کنند. بنابراین، ترازنامه بانک‌ها معمولاً دچار عدم تطابق سررسیدها است. از سوی دیگر، بانک‌ها نمی‌توانند اعتبارات اعطایی را به‌راحتی و سهولت فراخوانی کنند و نوعی عدم انعطاف در سمت دارایی‌های بانک‌ها از این حیث وجود دارد. بنابراین، به دلیل آسیب‌پذیری‌هایی که مؤسسات مالی و به‌خصوص بانک‌ها در معرض آن قرار دارند و شکنندگی‌های ذاتی این مؤسسات، ریسک‌های ناظر به ثبات مالی به یک مراقبت دائمی نیاز دارند.

در ادبیات بانکی اهرم‌های بانکی به معنای چگونگی استفاده منابع در ترازنامه برای تأمین مالی دارایی‌ها اشاره دارد. وام‌های پرداختی به سرمایه بانک‌ها در تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری شده ارتباط دارد. اهرم‌ها، همچنین به ریسکی بودن دارایی‌ها در ترازنامه اشاره می‌کند. در حقیقت، اهرم‌های مالی ارتباط دوطرفه میان منابع و دارایی‌ها را در ترازنامه بانک‌ها مشخص

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

می‌کند. بنابراین، اهرم‌های مالی نقش مهمی در ثبات بانکی ایفا می‌کند و به افزایش ثبات بانکی منجر خواهند شد.

به منظور رسیدن به بازده مناسب بانکی، بانک‌ها بسیاری از تکنیک‌ها و راهبردهای مختلف را انتخاب می‌کنند. یکی از مهم‌ترین استراتژی‌ها تعیین ساختار سرمایه مناسب است. اساساً، بانک‌ها نسبت به حداقل کردن مقدار سرمایه‌ای که به منظور حداکثر کردن بازده حقوق صاحبان سهام بوده حساسیت ویژه‌ای دارند. بانک‌ها به وسیله اهرم مالی بالاتر می‌توانند بازدهی حقوق صاحبان سهام را بیشتر کنند.

البته اهرم‌های مالی می‌توانند با ریسک بالا همراه باشند و بانک‌ها را با ریسک بالا روبه‌رو خواهند کرد. تجمیع سرمایه در ریسک ناشی از زیان از مهم‌ترین راه‌حل‌های آنان خواهد بود.

بنابراین، بانک‌ها برای محافظت از سرمایه و پیش‌بینی تصویری مناسب از قدرت مالی، ریسک مالی خود را به وسیله اتخاذ موقعیت اهرم مالی پایین کاهش می‌دهند. تصمیمات مالی به وسیله عملیات بانکداری در هم پیچیده می‌شود و سطح بالاتر ریسک با بازدهی دارایی‌ها مرتبط می‌شود که این موضوع با ایجاد ریسک مالی در ارتباط است. ازاین‌رو، با توجه به اهمیت شاخص ثبات مالی در شاخص ثبات مالی موردنظر، در این پژوهش ترکیبی از اهرم مالی و سودآوری در نظر گرفته می‌شود.

با افزایش بازدهی دارایی‌ها ریسک احتمال نکول و کاهش انحراف معیار بازدهی دارایی‌ها به افزایش در شاخص ثبات بانکی منجر خواهد شد. در این شاخص افزایش سرمایه بانکی نیز موجب افزایش ثبات بانکی خواهد شد. گودارد و همکاران[1] (۲۰۰۴)، آتاسانگلو و همکاران[2] (۲۰۰۸)، برگر و وباومن[3] (۲۰۱۰)، ارتباط مثبت میان سرمایه و سودآوری را در مطالعات خود نشان داده‌اند.

1.Goddard et al
2. Athanasoglou et al
3. Berger & Bouwman

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

در ایران، بانک‌ها به عنوان بزرگ‌ترین نهادهای مالی و اعتباری و به عنوان شریان حیات سیستم بانکی، متأثر از سیاست‌های کلان اقتصادی علی‌الخصوص در حوزه مالی و پولی هستند؛ بنابراین اولین مرکز توجه تأمین منابع، بانک‌ها هستند. افزایش ثبات در حوزه‌های پولی و مالی موجب افزایش اعتماد آحاد مردم برای افزایش سرمایه‌گذاری خواهد شد؛ همچنین تکانه‌های وارد بر بخش حقیقی اقتصاد، بخش مالی را تحت تأثیر قرار داده و موجب می‌شود که مشتری نتواند به‌موقع به تعهداتش در مقابل سیستم بانکی عمل نماید. لذا این مسئله زمینه‌ساز عدم پرداخت به‌موقع تعهدات و ایجاد مطالبات معوق خواهد شد که اولین نشانه از وقوع بحران‌های مالی است همچنین، به عنوان مثال، یکی از مشکلات سیستم بانکی در ایران افزایش مطالبات سررسید گذشته و معوق بانک‌ها نسبت به کل تسهیلات اعطایی در شبکه بانکی کشور است که باعث کاهش توان وام‌دهی و تضعیف ترازنامه بانک‌ها و به تبع آن، بی‌ثباتی‌های مالی احتمالی در آینده است. کوهی لیلان و همکاران (۱۴۰۰)، در مطالعه‌ای به شناسایی تأثیر ریسک‌های اعتباری و نقدینگی بر ثبات بانکی بر اساس داده‌های مربوط به ۱۵ کشور منتخب عضو منطقه منا در دوره ۱۳ ساله طی سال ۲۰۱۸-۲۰۰۶ با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم تابلویی (PSTR)، پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که ریسک نقدینگی علاوه بر تأثیر مثبت بر روی ثبات بانکی باعث شدت گرفتن تأثیر مثبت آن بر روی ثبات بانکی کشورها می‌شود. همچنین ریسک اعتباری روی ثبات بانکی در حالت غیرخطی که مورد تأیید قرار گرفت بسیار تأثیرگذار است. اسدی و همکاران (۱۳۹۹)، به بررسی اثرات ریسک نقدینگی و اعتباری بر ثبات بانکی ایران با استفاده از شاخص Z- score و اطلاعات مالی ۱۸ بانک کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵ و رهیافت داده‌های ترکیبی پویا و به طور خاص روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی دومرحله‌ای پرداخته‌اند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که ریسک نقدینگی و اعتباری به طور معنی‌داری باعث کاهش ثبات بانکی شده‌اند اما اثر تعاملی دو ریسک مذکور بر ثبات بانکی به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است. به‌علاوه، افزایش نسبت سرمایه بهبود ثبات بانکی را به همراه داشته است. آقا محمدی رنانی و همکاران (۱۳۹۲)، نیز در مطالعه‌ای با توجه به اهمیت نقش بانک‌ها در بی‌ثباتی اقتصادی، به بررسی نقش واسطه‌گری

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

مالی بانک‌ها تجاری به عنوان عمده‌ترین محصول بانک‌های تجاری بر بی‌ثباتی اقتصادی طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۶۰ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که واسطه‌گری مالی بانک‌ها تأثیر منفی بر ثبات اقتصادی ایران داشته است. همچنین کمیجانی و همکاران (۱۳۸۹)، در تحقیقی به سنجش تأثیر شوک‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۳ و با استفاده از مدل VAR و توابع عکس‌العمل پرداختند. نتایج نشان داد که شوک‌های نفتی در کشور ایران به میزان قابل توجهی بر رشد اقتصادی مؤثر بوده‌اند، اما با وجود مؤثر بودن شوک‌های نفتی بر نقدینگی و ایجاد سیاست‌های انبساطی پولی منتج شده از آن، شوک‌های پولی بر رشد اقتصادی نبوده‌اند.

بنابراین مدنظر قرار دادن و مدیریت عواملی که در حیطه درون‌سازمانی و برون‌سازمانی بر تسهیلات و مطالبات معوق بانک‌ها اثر می‌گذارد، مانند ساختار و اندازه بانک و همچنین شرایط کلان اقتصادی، امری ضروری است. به همین نحو می‌توان به مشکلات و اثرات آن بر آسیب‌پذیری شبکه بانکی پرداخت. بنابراین بانکداری در ایران از یک سیستم کارآمد و پویا به منظور تجهیز و تخصیص بهینه منابع و خصوصاً ارائه خدمات موردنیاز برای دستیابی به رشد پایدار غیرتورمی و نیل به ثبات مالی و تأمین نیازهای سایر بخش‌ها و به‌ویژه بخش واقعی اقتصاد برخوردار نیست. لذا با ادامه روند کنونی، نظام بانکداری از مهم‌ترین وظیفه اصلی خود که همانا تجهیز مؤثر و تخصیص بهینه منابع پولی برای تأمین رشد بلندمدت، کنترل تورم، کاهش آسیب‌پذیری نسبت به تکانه‌های وارده است؛ عقب خواهد ماند.

### ۲-۲. بازار مسکن

تحولات بخش مسکن تأثیر به سزایی در تشدید و تأثیرپذیری از نوسانات رونق و رکود فعالیت‌های اقتصادی دارد. لذا در مطالعات مختلفی ارتباط بین مسکن و تجارت بررسی شده است. لیمر[1] (۲۰۰۷)، پس از بررسی رابطه بین سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و چرخه‌های تجاری در

1. Leamer

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

دوران پس از جنگ جهانی دوم در امریکا نشان می‌دهد 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 به دلیل تأثیر بر سطح فعالیت‌ها بخش مسکن و تسری آن به سایر بخش‌های اقتصادی مهم ارزیابی می‌کند. بنابراین تأثیر سیاست‌های پولی (و به طور کلی شوک‌های اقتصاد کلان)، بر بخش مسکن اهمیت بالایی در ادبیات نظری و تجربی اقتصاد کلان دارد. تیلور[1] (۲۰۰۷)، نیز با استفاده از یک مدل شبیه‌سازی و مقایسه آن با آمار واقعی نشان داد که سیاست پولی انبساطی به کاهش نرخ بهره در سال‌های ۲۰۰۳ و ۲۰۰۴ در امریکا باعث رونق سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن شده است. این سیاست هم با ایجاد یک مارپیچی[2] 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[3] (۲۰۰۷)، هم با تأکید 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 و همکاران[4]، ۱۹۹۹). با این حال بسیاری از مطالعات نشان می‌دهند که بخش مسکن اهمیت زیادی در انتقال آثار شوک‌های پولی دارد (لاستراپس[5]، ۲۰۰۲). این شوک‌ها با تغییر دادن نرخ‌های بهره و تأثیر بر هزینه فرصت استفاده از مسکن، تقاضا را تغییر

1. Taylor
2. Spiral effect
3. Mishkin
4. Christiano et al
5. Lastrapes

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

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 شوکی 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 نشأت‌گرفته از تقاضای خدمات حاصل از این ویژگی مسکن است، تأثیر می‌گذارد. از سویی دیگر، تغییر نرخ بهره که پیامد شوک پولی است، سبب می‌شود عایدی نسبی ناشی از سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی نیز تغییر کند که پیامد 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. به‌این‌ترتیب تقاضا برای مسکن هم به عنوان یک دارایی تغییر می‌کند (بروس و هولتز-ایکین (۱۹۹۹)[1]. از طرف دیگر شوک‌های پولی سبب تغییر در تقاضای مسکن از طریق تغییر در میزان محدودیت نقدینگی متقاضیان مسکن می‌شود. در واقعیت همه افراد قادر نیستند به هر میزان که مایل هستند قرض بگیرند، چراکه محدودیت‌های اطلاعاتی به شکل اطلاعات ناقص و نامتقارن سبب می‌شود تا قرض‌دهنده‌ها (بانک‌ها و مؤسسات 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 (لودوینسون[2]، ۱۹۹۹). به‌این‌ترتیب، 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. درهرصورت، تفکیک قائل شدن بین این سه نوع تقاضا برای مسکن در واقعیت بسیار مشکل و در عمل امکان‌پذیر است. تقاضای فرد یا خانوار برای

1. Bruce and Holtz-Eakin
2. Ludvigson

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

مسکن شامل هر سه گونه است. به‌هرحال، تغییر در تقاضای مسکن در پی بروز یک شوک پولی باعث تغییر در سطح فعالیت‌ها و به تبع آن تأثیر بر قیمت‌ها می‌شود.در این زمینه لیو و همکاران[1] (۲۰۲۰)، به بررسی همبستگی متقابل بین ثبات مالی و نوسانات قیمت املاک و مستغلات در چین پرداخته‌اند. برای این منظور معیاری از ثبات مالی ساخته شده است و همبستگی متقابل بین ثبات مالی و بازار املاک و مستغلات با استفاده از تجزیه‌وتحلیل همبستگی متقابل (DCCA)، نشان داده شده است. نتایج تجربی نشان می‌دهد که عدم تقارن در همبستگی متقابل وجود دارد و جهت انتقال دوطرفه است، اما تأثیر ثبات مالی بر نوسان قیمت املاک بزرگ‌تر از تأثیر در جهت معکوس است. پارلیارو[2] (۲۰۲۱)، در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۱۹ و روش خودرگرسیون برداری و مدل تصحیح خطا بررسی می‌کند که آیا شوک قیمت مسکن بر نسبت وام‌های غیرجاری در کشور یونان تأثیر دارد یا خیر. یافته‌ها نشان داد که از میان عوامل متعدد کلان اقتصادی، قیمت مسکن تأثیر منفی قابل‌توجهی بر وام‌های غیرجاری دارد. با این حال، انحرافات منطقه‌ای در داخل کشور وجود دارد. کابین[3] (۲۰۲۲) به بررسی تجربی رابطه بین عوامل کلان اقتصادی و قیمت مسکن در مالزی از سال ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۶ با استفاده از رویکرد تست کرانه‌ها برای هم‌انباشتگی پرداخته‌اند. برای این منظور، قیمت مسکن به عنوان متغیر وابسته و سایر متغیرها، یعنی نرخ بهره، تولید ناخالص داخلی (GDP) و شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI)، به عنوان متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که در بلندمدت بین نرخ بهره، CPI و قیمت مسکن رابطه مثبت و بین تولید ناخالص داخلی و قیمت مسکن رابطه منفی وجود دارد. علاوه بر این، در کوتاه‌مدت، قیمت رابطه مثبتی با تولید ناخالص داخلی و CPI دارد، درحالی‌که هیچ رابطه‌ای با نرخ بهره وجود ندارد.

1. Liu et al
2. Parliarou
3. Kabine

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

در ایران کمالی دهکردی (۱۳۹۹)، به تحلیل اثر شوک ارزی، تحریم‌های اقتصادی و نوسانات قیمت نفت بر بازار مسکن در اقتصاد ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری SVAR برای سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۶۳ پرداخته است. بر اساس نتایج تخمین مدل یک تکانه وارده از ناحیه قیمت نفت، به اندازه ۷۸ درصد باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود، همچنین یک تکانه وارده از ناحیه نرخ ارز و تحریم به ترتیب باعث افزایش ۱۷۴ و ۸۳ درصد (با فرض ثابت ماندن سایر عوامل)، قیمت مسکن می‌شود. شهبازی و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای به اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران با رهیافت SVAR پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که سیاست‌های پولی و مالی در کوتاه‌مدت ابزارهای مناسبی برای کنترل قیمت مسکن نمی‌باشند. اما این سیاست‌ها می‌توانند در بلندمدت از طریق ابزارهای عرضه پول و مخارج دولت در تعیین قیمت مسکن نقش تعیین‌کننده ایفا کنند. از سوی دیگر، سیاست مالی برعکس سیاست‌های پولی ابزارهای مناسبی برای کنترل سرمایه‌گذاری مسکونی و تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت نمی‌باشند. حیدری (۱۳۹۱)، در پژوهشی تأثیر شوک‌های پولی بر قیمت و سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن را با استفاده از یک الگوی FAVAR ارزیابی نمود. تأثیر شوک‌های پولی بر دو متغیر اساسی؛ یعنی «قیمت مسکن» و «سطح فعالیت‌های این بخش» بررسی کرده‌اند. با توجه به نتایج به دست آمده، شوک‌های نقدینگی و پایه پولی، یک اثر موج مانندی در بخش مسکن ایجاد می‌کنند که این اثر حدود 5 سال در بخش مسکن ماندگار می‌شود و از سویی دیگر، تأثیر نقدینگی بر این بخش طولانی‌تر و ماندگارتر از تأثیر شوک پایه پولی است. همچنین حیدری و سوری (۱۳۸۹)، در پژوهشی به بررسی نقش نرخ‌های سود بانکی در شاخص قیمت مسکن پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که کاهش نرخ سود حقیقی سپرده‌های بانکی و همچنین شوک‌های پولی سبب افزایش قیمت مسکن می‌شود.

## ۳. روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش از داده‌های سری زمانی متغیرهای اقتصاد کلان، ثبات بانکی و بازار مسکن دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده بر اساس طبقه‌بندی کلی مطالعه برنانکه و

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

همکاران (۲۰۰۵)، انتخاب شده است. این طبقه‌بندی شامل تولید، تورم، حجم پول، درآمدهای نفتی، نرخ ارز و بازار مسکن است، داده‌های مورد استفاده همگی سالانه هستند و از طریق بانک اطلاعات سری‌های زمانی بانک مرکزی تهیه شده‌اند، لازم به ذکر است از آنجا که لازمه تخمین عامل‌ها با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری عاملی تعمیم‌یافته ایستا بودن متغیرها است، آزمون‌هایی مانند آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته و فیلیپس پرون بر روی متغیرها انجام شده است. لازم به توضیح است به غیر از تعداد اندکی از متغیرها سایر متغیرها همگی انباشت از مرتبه یک بوده و در بیشتر موارد از تفاضل مرتبه اول لگاریتم متغیرها در مدل استفاده شده است. مدل‌سازی الگوی خودتوضیح برداری عامل تعمیم‌یافته بر اساس مطالعه برنانکه و همکاران (۲۰۰۵) و برآورد الگو با استفاده از الگوریتم بیشینه‌سازی انتظارات بر اساس مطالعه دمسپر و همکاران[1] (۱۹۷۷) و شاموی استافر (۱۹۸۲)، تنظیم شده است.

همچنین می‌توان گفت روش‌های متعددی برای اندازه‌گیری عوامل ریسک در ادبیات نظری وجود دارد تعدادی از محققان همچون بوچ و همکاران[2] (۲۰۱۴)، از نسبت وام‌های معوقه استفاده کردند در حالی که انگیلونی و فایا[3] (۲۰۰۹)، به اهرم مالی یا نسبت اعتبار مصرف‌کننده و نسبت وام‌های مسکن به کل دارایی‌ها اشاره کرد. بسیاری از محققان از معیارهای مبتنی بر بازار به صورت پیش‌فرض با از شاخص Z- score استفاده می‌کنند. برای اندازه‌گیری بحران بانکی از شاخص Z- score و مقادیر انحراف معیار بازده دارایی‌ها استفاده می‌شود، معیار Z- score داده‌های بانکی، بازده و نوسانات را محاسبه می‌کنند. به لحاظ نظری نمرات Z به طور معکوس مربوط به احتمال عدم پرداخت بدهی است، به عنوان مثال احتمال وجود یک پایه برابر برای شکست بانک، به میزان کافی کاهش می‌یابد. بنابراین، مقادیر Z- score پایین نشان‌دهنده بی‌ثباتی و احتمال عدم پرداخت

1. Dempster et al
2. Buch et al
3. Angeloni and Faia

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

بیشتر است. روش دوم برای اندازه‌گیری عوامل ریسک، انحراف استاندارد مقطعی از بازده دارایی (DEVROA)، تلاش می‌کند تا نوسانات سیستماتیک بازده را به دست آورد.

### ۳-۱. الگوی خودتوضیح برداری عاملی تعمیم‌یافته FAVAR

برای ایجاد الگوی خودتوضیح برداری عامل تعمیم‌یافته به دو جزء نیاز است. جزء اول عامل‌های پویا و جزء دوم الگوی خودتوضیح برداری استاندارد است. ابتدا کلیه متغیرها را به صورت سری زمانی در پنلی بزرگ تحت عنوان مجموعه X که شامل N مشاهده است وارد می‌کنیم. بر این اساس هر یک از متغیرها در مجموعه بزرگ X با Xit نمایش داده می‌شود. کلیه استدلال الگوی عامل‌های پویا، تغییرپذیری هر یک از N مشاهده در پنل بزرگ X است که می‌تواند به دو جزء متعامد تجزیه می‌شود که در آن X متغیرهای مشترک و £ جزء اخلال مشترک است. اجزاء مشترک توسط عامل‌های مشترک توضیح داده می‌شود و این اجزاء مشترک توسط کوواریانس متغیرهای مشاهده شده همراه با وقفه‌های گذشته‌نگر و آینده‌نگر مورد بررسی قرار می‌گیرد. در نتیجه i امین متغیر در پنل بزرگ X در زمان t را می‌توان به صورت زیر یادداشت نمود:

$$\boldsymbol{X_{it} = x_{it} + \varepsilon_{it}} \qquad (۱)$$

که در آن:

i=1,2,….n
T=1,2,….T
$\boldsymbol{E[X_{it}, \varepsilon_{it}] \quad \forall, t, i, j, s}$

در قسمت بعد به چگونگی ورود عامل‌ها[۱] در الگو و همچنین برازش عامل‌های پویا با مفاهیم آماری پرداخته شده است (فورنی و همکاران، ۲۰۰۵، ۵۴۹). در بردارهای پویا، اجزاء مشترک با ابعاد N×1 در زمان t توسط q عامل مشترک $f_t$ به صورت $\mathbf{X_t = \gamma^T (L) f_t}$ معرفی می‌شوند که در

۱. در ادبیات کاربردی تحلیل عاملی به چگونگی ورود پارامترها در تشکیل تابع در اصطلاح "Loading Factor" می‌گویند. اشتراک‌پذیری یک متغیر بخش از واریانس آن است که به وسیله عوامل مشترک بیان می‌شود واریانس معین یا یکه بخشی از واریانس متغیر است که به وسیله عوامل مشترک محاسبه نمی‌شود

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]
[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

آن $\boldsymbol{\gamma}\cdot(\boldsymbol{L})$ یک ماتریس چندوجهی q×N که توسط ماتریس اپراتور (L)، با رتبه معین s توضیح داده می‌شود[1]. با فرض اینکه توزیع شوک‌های وارده در طول زمان تغییر ننمایند، اجزاء مشترک مدل به صورت $\mathbf{X_t} = \boldsymbol{\beta}(\mathbf{L})\boldsymbol{\varepsilon_t}$ است به طوری که $\boldsymbol{\beta}(\mathbf{L})$ توسط یک تابع واکنش آنی توضیح داده می‌شود. این واکنش با ورود شوک به جزء اخلال $\boldsymbol{\varepsilon_t}$ از خود واکنش نشان می‌دهند[2]. در این ارتباط، با جایگذاری اجزا مشترک در معادله (۱)،q عامل پویا را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\boldsymbol{X_t} = \boldsymbol{\gamma^T(L)f_t} + \boldsymbol{\epsilon_{it}} \qquad (۲)$$

که در آن:

$$\boldsymbol{\gamma_i^T(L)} = \boldsymbol{\gamma_{i,0}} + \boldsymbol{\gamma_{i,1}L} + \cdots \ldots \boldsymbol{\gamma_{i,s}L^s}$$

لازم به ذکر است s وقفه $\boldsymbol{f_t}$ با ابعاد r=q (s+1)، در بردار $\boldsymbol{F_t}$ مستتر است و همچنین ضرایب $\boldsymbol{\gamma_i}$ نیز در ماتریس ضرایب $\boldsymbol{A_i}$ مستتر است. با این مقدمه معادله فوق به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\boldsymbol{X_{it}} = \boldsymbol{A_i^T F_t} + \boldsymbol{\varepsilon_{it}} \qquad (۳)$$

$$= \begin{bmatrix} \boldsymbol{\gamma_{i,0}} \\ \boldsymbol{\gamma_{i,1}} \\ . \\ . \\ . \\ \boldsymbol{\gamma_{i,s}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \boldsymbol{f_t} \\ \boldsymbol{f_{t-1}} \\ . \\ . \\ . \\ \boldsymbol{f_{T-s}} \end{bmatrix} + \boldsymbol{\varepsilon_{it}}$$

توجه داشته باشد که چگونگی ابعاد $\boldsymbol{f_t}$بستگی به همسانی و واکنش داده‌ها به عامل‌های $\boldsymbol{f_t}$ در $\gamma(L)$، یا به صورت معادل، به شوک اولیه $\boldsymbol{\varepsilon_t}$ در B (L) بستگی دارد. ضمناً، $\boldsymbol{f_t}$ توسط پویایی-هایی $\boldsymbol{f_t}$توضیح داده می‌شود و فرض می‌شود که $F_t$ یک AR (h) است. بای و انجی (۲۰۰۷)، نشان دادند که $F_t$ توسط یک الگوی خودتوضیح برداری با رتبه p=max (1,h-s) توضیح داده

۱. مرتبه یک بردار با وقفه چندوجهی توسط مدل‌های پویای تعمیم‌یافته توضیح داده می‌شوند

۲. می‌توان عامل‌ها را به صورت شوک اولیه بازنویسی کرد که در این راستا $f_t = a(L)\varepsilon_t$ و در نتیجه $\beta(L) = \gamma(L)a\,(l)$

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

می‌شود. در این راستا، نمایش آماری الگوی عامل‌های پویا در فضای حالت به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\boldsymbol{X_T = AF_T + \varepsilon_t}$$
$$\boldsymbol{F_t = \varphi(L)F_{T-1} + r_{\varepsilon_t}}$$
$$\boldsymbol{A = (A_1, \dots\dots, A_N)^T and\ \epsilon_t = (\epsilon_{1,t}, \dots\dots, \epsilon_{N,t})^T}$$
$$\boldsymbol{X_t = (x_{1,t}, \dots\dots, x_{N,t})^T, N(0, R)} \qquad (۴)$$

توجه داشته باشید که معادل انتقال ایستا بوده و دارای ریشه‌های مشخصه با رتبه p از یک ماتریس چندوجهی $\boldsymbol{\varphi(L)}$ با قدر مطلق کمتر از یک است. ضمناً فرض شده که r ماتریسی با ابعادq×r بوده و دارای میانگین و واریانس(0,Q) N است. پارامترهای مجهول در فضای حالت نیز شامل $\boldsymbol{\theta = [A, R, \varphi(L), r, Q]}$ که در $\boldsymbol{F_T}$ مستتر است. گام آخر در ساخت الگوی خودتوضیح برداری عاملی تعمیم‌یافته مربوط به چگونگی ورود متغیرهای اقتصاد کلان در ماتریس اطلاعات است. متغیرهای اقتصاد کلان در ماتریس اطلاعات $\boldsymbol{X_t}$ به صورت عاملی به آخرین عامل‌ها در $\boldsymbol{f_t}$ اضافه می‌شود.

### ۳-۲. الگوریتم بیشینه‌سازی انتظارات EM

به منظور برآورد $\boldsymbol{f_t}$ در یک الگوی خطی فضای حالت با فیلتر کالمن نیاز به پارامترهای اولیه $\boldsymbol{\theta = [A, R, \varphi(L), r, Q]}$ به عنوان ورودی است. کار اولیه دمپستر و همکاران (۱۹۷۷) و شاموی و استوفر[1] (۱۹۸۲)، به معرفی الگوریتم بیشینه‌سازی انتظارات در فضای حالت می‌پردازد. اساساً، الگوریتم بیشینه‌سازی انتظارات یک پروسه درون‌یابی را با استفاده از روش حداکثر درستنمایی با داده‌های گمشده انجام می‌دهد که در این مطالعه تحت عنوان عامل‌های مشاهده نشده معرفی می‌شوند. با این توضیح، برآورد الگو با استفاده از روش حداکثر راستنمایی با وارد نمودن پارامترهای اولیه در الگو صورت می‌گیرد. به طور کلی نتایج مدل، به چگونگی هموارسازی

1. Shumway, R. & D. Stoffer.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

گشتاورها با استفاده از متغیرهای غیرقابل مشاهده بستگی دارد (به عبارتی به $\boldsymbol{\theta^j}$ بستگی دارد). مراحل حداکثر سازی تخمین زننده‌ها با j مرتبه درون‌یابی به شرح زیر است:

$$\boldsymbol{Vec(A^j) = Vec\,(DC^{-1})}$$

$$\boldsymbol{R^j = \frac{1}{T}\,(E - DC^{-1}D^T)}$$

$$\boldsymbol{Vec(\varphi^j) = Vec(BA^{-1})} \qquad (۵)$$

$$\boldsymbol{Q^j = \frac{1}{T}\,(C - BA^{-1}B^T)}$$

به طوری که گشتاورهای مربوطه که با استفاده از فیلرت کالمن (که با نگاشت t]T نمایش داده شده)، به دست آمده، به صورت زیر است:

$$\boldsymbol{A = \sum_{t=1}^{T} (\hat{F}_{t-1\downarrow T}\,\hat{F}_{t-1\downarrow T}.^T + \hat{P}_{t-1\downarrow T})}$$

$$\boldsymbol{B = \sum_{t=1}^{T} (\hat{F}_{t-1\downarrow T}\,\hat{F}_{t-1\downarrow T}.^T + \hat{P}_{t,t-1\downarrow T})}$$

$$\boldsymbol{C = \sum_{t=1}^{T} (\hat{F}_{t\downarrow T}\,\hat{F}_{t\downarrow T}.^T + \hat{P}_{t\downarrow T})}$$

$$\boldsymbol{D = \sum_{t=1}^{T} (X_t\,\hat{F}_{t\downarrow T}.^T)}$$

$$\boldsymbol{E = \sum_{t=1}^{T} (X_t\,X_t.^T)} \qquad (۶)$$

به طوری که $\boldsymbol{F_t}$ توسط رابطه $\boldsymbol{\hat{F}_{t\downarrow T} = \hat{F}_{t\downarrow X_T}}$ تقریب زده می‌شود. لازم به ذکر است $\boldsymbol{X_T = \{X_1, \ldots\ldots, X_T\}}$ مجموعه اطلاعاتی، $\boldsymbol{\hat{P}_{t\downarrow T} = Var\,(\hat{F}_{t\downarrow X_T})}$ واریانس و $\boldsymbol{\hat{P}_{(t,t-1\downarrow T)T}}$ کوواریانس را با یک وقفه زمانی را نشان می‌دهد. متعاقباً، برآوردهای تا مرحله $\boldsymbol{Cov\{f_t, \hat{F}_{t\downarrow X_T}\}}$ حداکثر سازی ادامه و روند تا زمان همگرایی ادامه خواهد یافت. لازم به ذکر است خود کوواریانس‌ها در ماتریس B در ضریب $\boldsymbol{\varphi}$ باید از فرم مرتبه اول پیروی کنند. در نرم‌افزار متلب ماتریس خود کوواریانس هموار شده، به صورت عطفی تولید می‌شوند. برای مثال کوواریانس هموار شده با یک وقفه زمانی، نیاز به $\boldsymbol{\varphi_1}$ در الگوی خودتوضیح برداری خواهد داشت که بر این اساس کوواریانس الگو با یک وقفه به صورت زیر است:

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

$$\hat{P}_{t,t-1\downarrow T} = \left[I - \hat{P}^{xx}_{t,t-1\downarrow T} N_{t-1}\right] L_{t-1} \hat{P}^{xx}_{t,t-2} \qquad (۷)$$

همچنین کوواریانس با دو وقفه (هموار شده) نیاز به $\hat{\varphi}_2$ در VAR (2) خواهد داشت:

$$\hat{P}_{t,t-2\downarrow T} = \left[I - \hat{P}^{xx}_{T,T-1} N_{t-1}\right] L_{t-1} L_{t-2} \hat{P}_{T-2} \downarrow T-3 \qquad (۸)$$

به طوری که $N_{t-1}$ و $L_{t-1}$ ماتریس‌های بازگشتی در فیلتر کالمن (هموار شده)، می‌باشند.

## ٤. نتایج تحقیق

### ٤-١. آزمون ریشه واحد

به منظور حصول اطمینان از پایا بودن یک متغیر سری زمانی، از آزمون ریشه واحد که یکی از معمولی‌ترین آزمون‌ها برای تشخیص پایایی است استفاده می‌شود. مهم‌ترین روش‌های آزمون ریشه واحد برای پایایی، آزمون دیکی-فولر (DF)، آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و آزمون فیلیپس- پرون (PP)، می‌باشند. در مقاله حاضر، برای تشخیص پایایی یا ناپایایی سری‌ها مورد نظر از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته استفاده می‌شود. فرضیه صفر در آزمون‌های فوق، وجود ریشه واحد است و فرضیه مقابل نیز عدم وجود ریشه واحد یعنی مانا است.

**جدول ۱. آزمون ریشه واحد**

| متغیر | سطح | | | تفاضل مرتبه اول | | | وضعیت |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | مقدار آماره | سطح معناداری | وضعیت | مقدار آماره | سطح معناداری | وضعیت | |
| نرخ ارز | ۸/۳۷۸ | ۱/۰۰۰ | نامانا | -۱۱/۲۴۵ | ۰/۰۰۰ | مانا | I(1) |
| سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و ساختمان | -۱/۹۵۴ | ۰/۰۴۹ | مانا | - | - | - | I(0) |
| تولید ناخالص داخلی | -۰/۸۹۵ | ۰/۷۷۹ | نامانا | -۵/۲۲۵ | ۰/۰۰۰ | مانا | I(1) |
| تورم | -۴/۳۹۲ | ۰/۰۰۱ | مانا | - | - | - | I(0) |
| حجم پول | -۲/۶۲۶ | ۰/۲۷۱ | نامانا | -۴/۴۸۲ | ۰/۰۰۵ | مانا | I(1) |
| ثبات بانکی | ۰/۵۱۸ | ۰/۹۹۹ | نامانا | -۶/۴۷۵ | ۰/۰۰۰ | مانا | I(1) |
| درآمد نفتی | -۱/۴۵۰ | ۰/۵۴۷ | نامانا | -۵/۱۹۰ | ۰/۰۰۰ | مانا | I(1) |

مأخذ: محاسبات محقق

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

مطابق نتایج جدول (۱)، مشاهده می‌شود که متغیرهای؛ سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و ساختمان و تورم در سطح مانا می‌باشند. به عبارت دیگر، دارای درجه انباشتگی مرتبه صفر هستند. در طرف دیگر، متغیرهای؛ نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، حجم پول، ثبات بانکی و درآمد نفتی در سطح نامانا بوده و بعد از یک بار تفاضل گیری مانا شده‌اند. به عبارتی، دارای درجه انباشتگی یک می‌باشند.

## ٤-۲. آزمون‌های تشخیصی

**جدول ۲. آزمون‌های تشخیصی الگو**

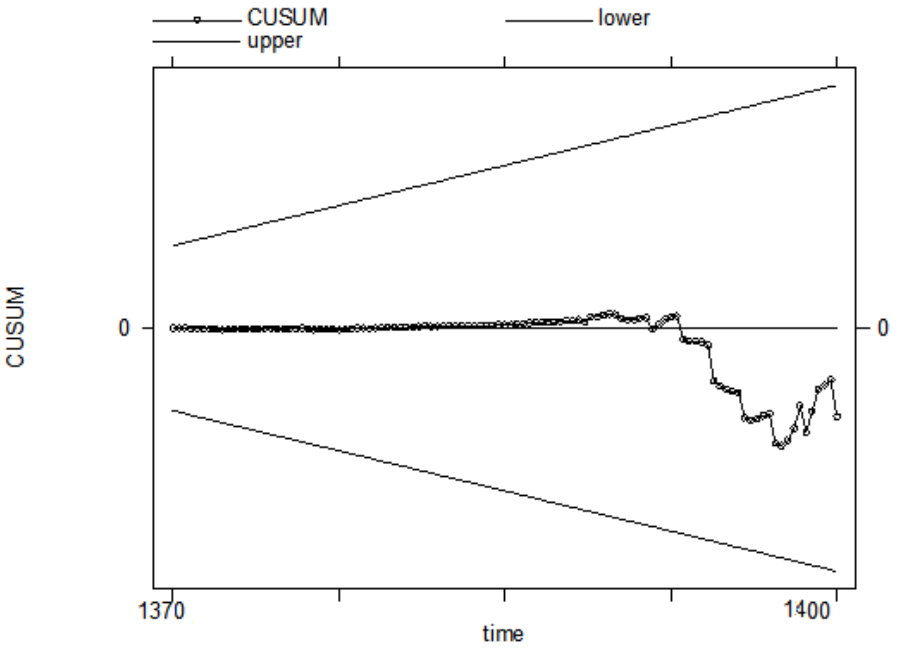
| ضریب تعیین | ضریب تعیین تعدیل‌شده | LM | BPG | RESET | Normality |
|---|---|---|---|---|---|
| ./۹۹۵۶ | ./۹۹۵۴ | ۱۴.۴۹۰ (./۹۷۶۰) | ۹.۲۶۸ (./۲۳۰) | 19.40 (./۱۱۰) | ./۰۹۴ (./۹۵۰) |

مأخذ: محاسبات محقق

جهت بررسی آزمون‌های تشخیصی الگو و اطمینان از عدم وجود مشکل، معیارهای برازش، آزمون‌های خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، نرمال بودن پسماندها و آزمون‌های ثبات CUSUM مورد بررسی قرار گرفتند. جدول (۲)، نشان می‌دهد که الگوی برآورد شده طبق ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل‌شده، دارای تشریح بالایی است. همچنین مشکلی در خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس، تصریح الگو و نرمال بودن پسماندها مشاهده نمی‌شود.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]




**نمودار ۱. آزمون شکست ساختاری (CUSUM)**

نتایج آزمون شکست ساختاری در نمودار (۱)، حاکی از ثبات الگو است.

### ٤-۳. تعیین تعداد عامل‌ها

همان‌طور که در بخش روش‌شناسی مطرح شد، برای ایجاد یک الگوی خودتوضیح برداری عاملی تعمیم‌یافته به دو جزء نیاز داریم. جزء اول عامل‌های پویا و جزء دوم الگوی خودتوضیح برداری استاندارد است. منظور از عامل‌های پویا متغیرهایی است که همبستگی بالایی داشته و از قدرت توضیح‌دهندگی بالایی برخوردارند (همتی و جلالی نائینی، ۱۳۹۰). حال پرسش مهم این است که چه تعداد عامل برای الگو کردن اقتصاد نیاز است. بای و انجی[1] (۲۰۰۲)، معیارهایی برای تعیین

1. Bai and Ng

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

تعداد عوامل ارائه دادند. این عوامل تنها بر اساس چرخه‌های معکوس قابلیت استخراج و شناسایی دارند. برای این منظور با استفاده از اعمال محدودیت‌هایی در مدل شناسایی صورت می‌گیرد.

اساساً شاخص‌های معیارهای اطلاعاتی یک بده بستانی را بین اصل پارسیمونی و برازش مطلوب برقرار می‌کند. این موضوع توسط یک تابع جریمه تبیین می‌گردد. با این وجود این تابع جریمه بستگی به T (تعداد مشاهدات) و N (تعداد متغیرها)، دارد. در روش جز اصلی PC با r عامل از پایگاه داده‌های X، مجموع مجذور باقیمانده‌ها (پسمانده)، توسط $V(r) = (NT)^{-1}\sum_{t=1}^{T}\epsilon_t\epsilon_t^T$ محاسبه می‌شود. به طوری که $\epsilon_t$ یک بردار N×1 از خطاها است. بر اساس این کمیت بای و ان جی (۲۰۰۲)، چند معیار اطلاعاتی را پیشنهاد می‌کنند. دو معیاری که به طور وسیع در شبیه‌سازی‌ها چنین الگوهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد، روابط (۹) و (۱۰) است:

$$min_r PC_{p2}(r) = V(r) + r\sigma^{2}\left(\frac{N+T}{NT}\right) lnC^2{}_{NT} \qquad (۹)$$

$$min_r PC_{p3}(r) = V(r) + r\sigma^{2}\left(\frac{lnC^2{}_{NT}}{C^2{}_{NT}}\right) \qquad (۱۰)$$

که در معیار دوم $C^2{}_{NT} = \min(N,T)$ است. به منظور شناسایی تعداد عامل‌های بهینه به این صورت عمل می‌شود که با استفاده از یک عامل شناسایی اولیه شروع گردیده و قیود مربوطه لحاظ می‌شود. اگر مدل قابلیت شناسایی داشته باشد، عامل دوم را وارد و قیود لازم اعمال می‌شود و این روند تا جایی ادامه می‌یابد که افزودن عامل‌های بیشتر تغییر خاصی در نتایج ایجاد ننماید. بریتانگ و ایکمیر[1] (۲۰۰۵)، معتقد است در پنل های اقتصاد کلان حدود ۵۰ درصد از واریانس توضیح داده شده یک برازش قابل قبول را در این الگوها ارائه می‌دهد. جدول (۲)، درصد واریانس توضیح داده شده توسط عامل‌ها با ۳ وقفه را گزارش می‌کند. بر این اساس ۵۳ درصد از واریانس تجمعی توسط ۶ عامل تولید ناخالص داخلی، تورم، حجم پول، درآمدهای نفتی، نرخ ارز، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و ساختمان، ثبات بانکی توضیح داده شده است.

1. Breitung and Eickmeier

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

**جدول ۳. درصد واریانس‌های توضیح داده شده توسط عامل‌ها**

| واریانس | تولید ناخالص داخلی | تورم | حجم پول | درآمد نفتی | نرخ ارز | سرمایه‌گذاری در بخش و مسکن و ساختمان | ثبات بانکی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| درصد واریانس | ۱۰.۲۳ | ۱۱.۷۶ | ۹.۰۱ | ۷.۳۲ | ۶.۴۳ | ۴.۲۱ | ۳.۷۶ |
| درصد تجمعی | ۱۰.۲۳ | ۲۱.۹۹ | ۳۱ | ۳۸.۳۲ | ۴۴.۷۵ | ۴۸.۹۶ | ۵۲.۷۲ |

مأخذ: محاسبات محقق

اگرچه معیار بای و انجی (۲۰۰۲)، متغیرها را همراه با وقفه‌های پیشنهادی گزارش می‌کند؛ اما به منظور رعایت استانداردهای آماری، به منظور تعیین تعداد وقفه‌های بهینه از معیارهای بحرانی اکائیک استفاده می‌شود که ۳ وقفه برای ۶ عامل بهینه گزارش شده است.

در تصریح وقفه‌ها و عامل‌ها (p,r)، در الگوی FAVAR باید بررسی شود که آیا پسماند الگو فاقد خودهمبستگی است یا خیر. در این ارتباط از آزمون پورتمن استفاده می‌شود. این آزمون بررسی می‌کند که آیا h امین پسماندها دارای خودهمبستگی است یا خیر. با این وجود یادآوری می‌شود که عامل‌ها $F_t$ توسط عامل‌های هموار شده $F^{\wedge}_{t\downarrow T}$ تقریب زده می‌شود و همچنین رابطه $F_t = F^{\wedge}_{t\downarrow T} + [F_t - F^{\wedge}_{t\downarrow T}]$ پسماندها در همسایگی خود نشان می‌دهد. با این مقدمه، در این مطالعه از آزمون پورتمن تعدیل‌شده استاندارد برای کمیت‌های یکنواخت (هموار شده)، استفاده می‌شود. در این راستا آزمون آماری استاندارد چند متغیره پورتمن به صورت زیر است که بر اساس نتایج به دست آمده ۶ عامل و با ۳ وقفه فاقد خودهمبستگی است.

$$Q(h) = T\sum_{i=1}^{h} + r(C_i^T C_0^{-1} C_i C_0^{-1}) \approx X^2_{r^2(h-p)} \qquad i = 1,2,\ldots.h \qquad (۱۱)$$

به طوری که خود کوواریانس پسماندهای الگوی VAR به صورت زیر خواهد بود:

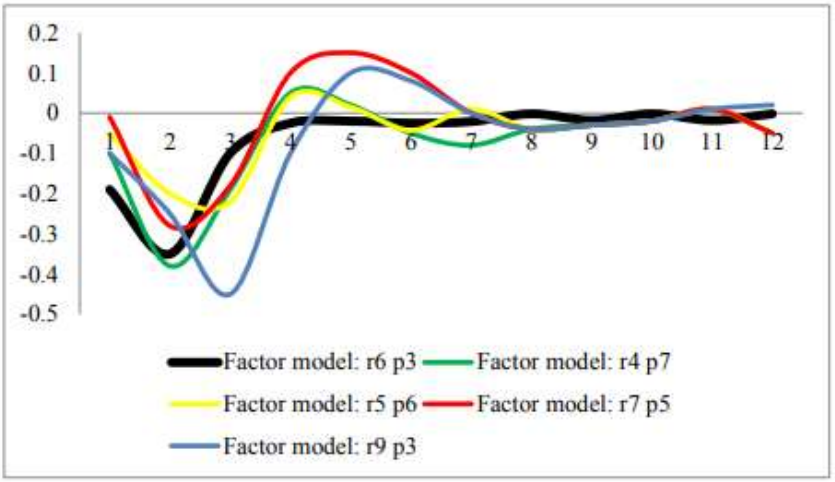
$$C_i = \frac{1}{T}\sum_{t=i+1}^{T} (\varepsilon^{\wedge}_t - E[\varepsilon^{\wedge}_t])\,(\varepsilon^{\wedge}_{t,t-i} - E[\varepsilon^{\wedge}_{t,t-i}])^T \qquad (۱۲)$$

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

## ٤-٤. توابع واکنش آنی

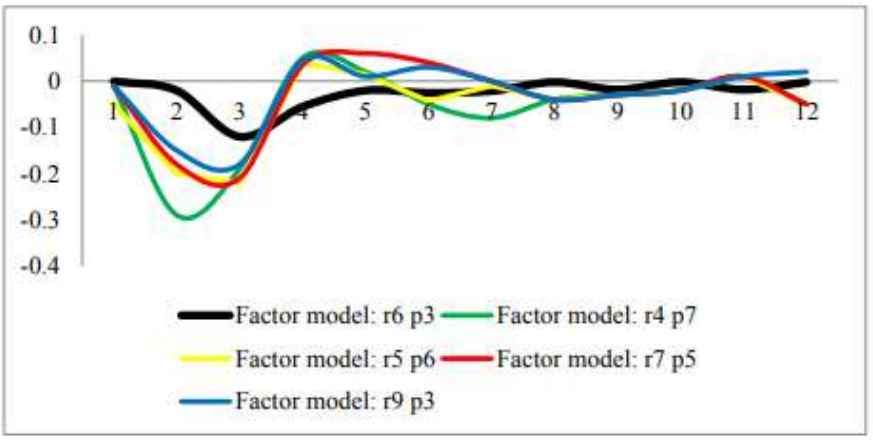
به منظور ارزیابی واکنش ثبات بانکی و بازار مسکن، عکس‌العمل ۶ متغیر منتخب، نسبت به یک انحراف معیار شوک متغیرهای اقتصاد کلان (تولید، تورم، حجم پول، درآمدهای نفتی و نرخ ارز)، مورد ارزیابی قرار گرفته است. انتخاب متغیرهای کلان بر اساس مطالعه بورک (۲۰۱۰)، متغیرهای موجود در اقتصاد ایران و شواهد تجربی به‌رغم محقق انتخاب شده است. لازم به ذکر است با توجه به ویژگی‌های الگوهای خودتوضیح برداری عاملی تعمیم‌یافته امکان اخذ توابع واکنش آنی از ۱۲۰ متغیر مورد استفاده در مطالعه است؛ اما با توجه به هدف پژوهش ۶ متغیر بر اساس شواهد تجربی اقتصاد ایران انتخاب شده است. بر اساس نمودار (۲) که محور افقی تعداد دوره‌ها و محور عمودی درصد اثرگذاری شوک‌ها را نشان می‌دهد که با ورود یک انحراف معیار شوک تولید، تورم، حجم پول، نرخ ارز، درآمد نفتی، ثبات بانکی و بازار مسکن پس از حدود ۳ ماه نسبت واکنش نشان می‌دهند که نشان از چسبندگی این متغیرها در اقتصاد ایران دارد. این در حالی است که متغیرهای تورم و نرخ ارز به صورتی آنی و بدون چسبندگی از خود نسبت به شوک وارده از خود واکنش نشان داده‌اند. این نتایج نیز در مطالعه برنانکه و همکاران (۲۰۰۵)، تحت عنوان متغیرهای کند واکنش و سریع واکنش گزارش شده‌اند.




**نمودار ۲. اثرات شوک‌های کلان اقتصادی بر ثبات بانکی**

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]




**نمودار ۳. اثرات شوک‌های کلان اقتصادی بر کانال مسکن**

لازم به ذکر است بر اساس تابع واکنش آنی با ۶ عامل درمی‌یابیم که تعداد عامل‌های بیشتر از ۶ اطلاعات اضافی به الگو وارد نمی‌کند. این موضوع با برآورد الگو با ۹ عامل نیز گویای این واقعیت است. بنابراین توابع واکنش با تغییر تعداد عامل‌های بیشتر تغییر چندانی در مدل ایجاد نمی‌کند. در خصوص ۴ عامل نیز همان‌طور که در جدول (۳)، نشان داده شد، چهار عامل اولیه کمتر از ۴۰ درصد تغییرات را گزارش نمودند، این در حالی است که بر اساس قواعد سرانگشتی عامل‌ها می‌بایست حداقل ۵۰ درصد تغییرات را گزارش کنند و اینکه بر اساس توابع واکنش آنی آثاری از چسبندگی با ۴ عامل در هیچ‌یک از متغیرها مشاهده نمی‌شود و شوک‌های اقتصاد کلان باعث بی‌ثباتی بانکی که بر اساس شاخص Z-Score اندازه‌گیری شد، می‌شوند و موجب کاهش تقاضا و قیمت در بخش مسکن می‌شود که بعد از دوره‌ای کوتاه‌مدت قیمت در بخش مسکن افزایش و در بلندمدت به ثبات می‌رسد.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

## ۵. نتیجه‌گیری

به منظور اعمال موفقیت‌آمیز متغیرهای کلان اقتصادی لازم است مقامات ارزیابی صحیحی از زمان و میزان اثرگذاری سیاست بر متغیرهای بازار مسکن و بانک داشته باشند. با توجه به اهمیت متغیرهای کلان اقتصادی برای سیاست‌گذاران این مطالعه با هدف بررسی میزان کارایی متغیرهای کلان اقتصادی در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری عاملی تعمیم‌یافته به ارزیابی شوک‌های اقتصاد کلان بر ثبات بانکی و بازار مسکن در ایران پرداخت. در این راستا با بهره‌گیری از داده‌های سری زمانی ۱۲۰ متغیر اقتصاد کلان ایران طی دوره ۱۳۷۰ تا ۱۴۰۰ واکنش بخش‌های مختلف اقتصاد نسبت به یک انحراف معیار شوک‌های اقتصاد کلان مورد بررسی قرار داده شد.

بر اساس نتایج حاصل می‌توان بیان نمود که شوک‌های اقتصاد کلان به صورت مستقیم و غیرمستقیم بر بخش بانکی، مسکن و سایر بازارها اثر می‌گذارد به طوری که در مقاله حاضر شوک‌های اقتصاد کلان همچون تورم، تولید، نرخ ارز، قیمت نفت و حجم نقدینگی باعث بی‌ثبات بانکی می‌شود و افزایش تقاضا بخش مسکن می‌شود که مسکن به عنوان دارایی که قدرت مقابل با شوک‌ها در بلندمدت دارد و میزان ارزش پول را تا حدودی نگه می‌دارد و کانال مسکن و کانال بانکی به لحاظ چسبندگی تقریباً مشابه یکدیگر عمل کرده اما به لحاظ انحراف از میانگین، کانال بانکی از واکنش بیشتری برخوردار است، به‌طوری‌که در صورت ورود شوک نرخ بهره درصد از میانگین کاهش پیدا کرده این در حالی است که کانال بانکی حدود ۰۶/. بازار مسکن حدود ۰۴/. درصد افزایش به خود دیده است که درصورتی‌که قدر مطلق آن را در نظر بگیریم، کانال بانکی بیشترین واکنش را در این حوزه به خود اختصاص می‌دهد. به‌طورکلی، زمانی که بانک مرکزی اقدام به اجرای سیاست پولی می‌نماید، بازار حسگرهایی مخصوص به خود را دارد که در زمان‌های مختلف از خود واکنش نشان می‌دهند و توسط کانال‌های انتقال با سرعت‌های مختلف بخش‌های مختلف اقتصادی را با نوسان مواجه می‌نمایند. بر اساس نتایج به دست آمده برخی بخش‌های اقتصادی سریع واکنش هستند، به عبارتی، به محض دریافت خبر خوب و یا خبر بد، از خود

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

واکنش نشان می‌دهند، حال این هنر مقام پولی است که بتواند از این وقفه‌های موجود هدف خود را دنبال نماید. به عبارتی رفتار ضد سیکلی از خود نشان دهد و یا موافق سیکل. همان‌طور که مشاهده شد، چسبندگی اقتصاد ایران ضعیف است و تحریک تقاضا مقامات پولی می‌توانند در دوره رکود برای تحریک اقتصاد از سیاست پولی انبساطی بهره‌گیری کنند.

از آنجا که با افزایش نرخ تورم توانایی خانوارها کاهش پیدا می‌کند، در نتیجه انتظار بر آن است که ثبات بانکی را کاهش دهد و متغیر نرخ بهره دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر ثبات بانکی است. نرخ‌های بهره در حال افزایش، درآمد بانک‌ها را افزایش می‌دهد و در نتیجه ثبات بانکی و مسکن را نیز می‌تواند، افزایش دهد. متغیر رشد تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر دیگر کلان اقتصادی دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر ثبات بانکی است. دلیل تأثیر منفی رشد روی ثبات بانکی به دلیل همبستگی منفی رشد و سود بانک‌ها است. چون سود یکی از اجزای شاخص ثبات با بالاترین وزن و با ضریب مثبت است، بنابراین اگر رشد تولید افزایش پیدا کند، سود کاهش پیدا کرده و در نتیجه ثبات بانکی و مسکن کاهش می‌یابد.

تورم اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن دارد. البته کاملاً مطابق با انتظار هست چراکه افزایش تورم باعث افزایش ریسک در تمامی قراردادهایی که در آن‌ها پرداخت‌ها بر اساس مبالغی اسمی مشخص شده، منجر می‌شود. وام‌های بلندمدت نیز از این قضیه مستثنا نیستند (باید توجه داشت که بخش قابل ملاحظه‌ای از بازار مسکن در ایران نظیر مسکن مهر غالباً از طریق وام‌های بلندمدت تغذیه می‌شوند) و افزایش نااطمینانی تورم، ریسک یک نرخ بهره ثابت بلندمدت را افزایش می‌دهد، در نتیجه وام‌دهندگان برای پوشش ریسک اضافی درخواست یک نرخ بهره بالاتری می‌کنند که به سرمایه‌گذاری کمتر تولیدکنندگان در ماشین‌آلات و تجهیزات و مصرف‌کنندگان در مسکن و سایر کالاهای بادوام می‌انجامد و نهایتاً تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بر جای می‌گذارد. با کاهش سرمایه‌گذاری در بخش مسکن کاهش عرضه و افزایش قیمت مسکن منجر می‌گردد. از طرف تقاضاکنندگان مسکن نیز این کانال فعال است به طوری که مطابق با دیدگاه فریدمن با افزایش نااطمینانی تورم که در اثر فراریت تورم رخ می‌دهد، غالباً باعث افزایش نرخ

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

تورم آتی می گردد. اگر یک مدل انتظارات عقلایی در نظر گرفته شود، طبیعی است که در دوره‌هایی که نااطمینانی تورم بالاست، طرف تقاضاکننده مسکن با هدف جلوگیری از کاهش ارزش حقیقی ثروت خود ترجیح می‌دهند که به جای پول نقد یا دلار سایر دارایی‌ها مثل مسکن (که در اقتصاد ایران)، همواره روند قیمتی فزاینده‌ای طی کرده است، نگهداری کنند که این نیز به نوبه خود با افزایش تقاضای مسکن به افزایش مسکن منجر می‌شود.

تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن دارد که این نتیجه با یافته‌های سایر محققین همسو هست. دور از انتظار نیست که افزایش درآمد سرانه خانوارها منجر به سرمایه‌گذاری بیشتر در بازار مسکن شود. این سرمایه‌گذاری هم بخش عرضه بازار و هم بخش تقاضای این بازار را متأثر بسازد. در بخش عرضه یا افزایش سرمایه‌گذاری و افزایش عرضه به افزایش قیمت مسکن منجر گردد و از طرف تقاضا نیز افزایش درآمد ملی (به فرض ثبات سایر شرایط)، به معنای افزایش قدرت خرید مردم هست که با افزایش تقاضای مسکن به افزایش قیمت مسکن منجر گردد نتایج این مقاله با نتایج مطالعات گرین (۱۹۹۷)، گوپتا جورجا پلاس و کاباندی (۲۰۱۹)، اسنماکر و جرلاک (۲۰۱۹) و لینزرت (۲۰۱۵)، موسوی و همکاران (۱۳۹۴)، همخوانی دارد اما از منظر استفاده از روش FAVAR نتایجی گسترده و جدیدتر را نسبت به مطالعات پیشین ارائه داده است.

پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران بازار مسکن نتایج این مقاله را در سیاست‌گذاری‌های خود مورد توجه قرار دهند. از آنجا که نتایج این مقاله نشان‌دهنده، اثرات شوک‌های اقتصادی کلان بر بازار مسکن و ثبات بانکی است، لذا رونق بخش مسکن و بانکی می‌تواند عامل مهمی برای رشد اقتصادی و کاهش شوک‌های منفی اقتصاد کلان باشد. بنابراین سیاست‌های تقویت عرضه و تقاضای بخش مسکن به منظور تحرک رشد اقتصادی و اثرات مثبت شوک‌های اقتصاد کلان بخصوص در شرایط رکودی می‌تواند به رشد اقتصادی نیز منجر شود. در این راستا سیاست اعطای وام‌های بلندمدت برای خرید و همچنین تولید مسکن می‌تواند یک راهکار برای رونق و کاهش شوک‌های منفی اقتصادی و در نتیجه تقویت رشد اقتصادی باشد.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

## منابع

آقا محمد رنانی، سمیه، برزانی، محمد واعظ، دلالی اصفهانی، رحیم، قاسمی، محمدرضا (۱۳۹۲). بررسی اثر ارزش محصول واسطه گری بانک‌های تجاری بر بی ثباتی اقتصادی ایران طی سال‌های (۱۳۶۰-۱۳۸۶)، *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصادی*، ۱۳(۲)، ۱۲۸-۱۰۷.

حیدری، ح (۱۳۹۰). ارزیابی تأثیر شوک‌های پولی بر قیمت و سطح فعالیت‌ها در بخش مسکن با استفاده از یک الگوی FAVAR. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۲(۶)، ۱۲۹-۱۵۳.

حیدری، ح، سوری، ا (۱۳۸۹). بررسی رابطه نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران. *تحقیقات اقتصادی*، ۴۵(۹۲)، ۶۵-۹۲.

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

شهبازی، ک، کلانتری، ز (۱۳۹۱). اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR، *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۰(۶۱)، ۷۷-۱۰۴.

کمیجانی، اکبر، اسدی مهماندوستی، الهی (۱۳۸۹). سنجشی از تأثیر شوک‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی ایران، *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۹۱، ۲۶۲-۲۳۹.

کمالی دهکردی، پروانه (۱۳۹۹). تحلیل اثر شوک ارزی، تحریم های اقتصادی و قیمت نفت بر بازار مسکن (با به‌کارگیری الگوی خود رگرسیونی برداری ساختاری SVAR)، *فصلنامه علمی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، ۷(۴)، ۲۷-۵۶.

کوهی لیلان، بابک، دباغ، رحیم، کیاالحسینی، سید ضیاءالدین، رهبر، فرهاد (۱۴۰۰). بررسی عوامل مؤثر بر ثبات نظام بانکی در کشورهای منتخب منطقه منا. *توسعه و سرمایه*، ۶(۱)، ۱-۱۸.

نظریان، رافیک، محرابیان، آزاده، مرادی، برژانگ (۱۳۹۶). بررسی اثر چرخه‌های اقتصادی بر عملکرد بانک‌ها در ایران مطالعه موردی بانک ملی ایران (۱۳۶۸-۱۳۹۳). *اقتصاد مالی*. ۱۱(۴۰)، ۱۱۷-۱۳۸.

نیلی مسعود (۱۳۹۰). بررسی قاعده‌مندی سیاست پولی در ایران. *تازه‌های اقتصاد*، ویژه‌نامه (۱۳۹۰).

نیلی، مسعود، درگاهی، حسن، کردبچه، محمد، نیلی، فرهاد (۱۳۸۹). *دولت و رشد اقتصادی در ایران*، تهران: نشر نی.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

همتی، م، جلالی نائینی، س (۱۳۹۰). بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی با استفاده از روش FAVAR. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۶(۴۹)، ۲۰۵-۲۳۹.

Alpha Kabine, C. (2022). Determinants of house prices in Malaysia. *International Journal of Housing Markets and Analysis*.

Angeloni, I., Faia, E. (2009). A tale of two policies: prudential regulation and monetary policy with fragile banks. *Kiel Working Paper* (1569).

Athanasoglou, P. P., Brissimis, S. N., & Delis, M. D. (2008). Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability. *Journal of international financial Markets, Institutions and Money*, *18*(2), 121-136.

Bai, J., Ng, S. (2002). Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models. *Econometrica* 70 (1), 191–221.

Berger, A. N., Bouwman, C. H., Kick, T. K., & Schaeck, K. (2010). Bank liquidity creation and risk taking during distress. *Available at SSRN 2794043*.

Bernanke, B., Boivin, J., Eliasz, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *Q. J. Econ*. 120 (1), 387–422.

Bernanke, B.S. (1986). Alternative Explanations of the Money Income Correlation, Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, 79. 655-730.

Bernanke, S. B.(2010) "Monetary Policy and the Housing Bubble", *Annual Meeting of the American Economic Association*, January, Vol. 3.

Bordo, M.D., Landon-Lane, J. (2014).What explains house price booms? History and empirical evidence. Paper Presented at theMacroeconomicAnalysis and International Finance (*International Symposia in Economic Theory and Econometrics*, Volume 23). Emerald Group Publishing Limited.

Breitung, J., Eickmeier, S. (2005). Dynamic factor model. Deutsche Bundes bank Discussion paper, *Economic Studies*, No 38.

Bruce, D., & Holtz-Eakin, D. (1999). Fundamental tax reform and residential housing. *Journal of Housing economics*, *8*(4), 249-271.

Buch, C.M., Eickmeier, S., Prieto, E. (2014). In search for yield Survey-based evidence on bank risk taking. *J. Econ. Dyn. Control*. 12–30.

Buch, C.M., Eickmeier, S., Prieto, E. (2014).Macroeconomic factor and microlevel bank behavior. *J.Money Credit Bank*. 46 (4), 715–751. http://dx.doi.org/10.1111/jmcb.12123.

Canova, F. (2005). The transmission of US shocks to Latin America. J. Appl. Econ. 20 (2), 229–251. Carvallo, O., Chirinos, A.M., Pagliacci, C. (2012). Qué Determina los Precios del Mercado Inmobiliario en Venezuela? Una Historia SobreRenta Petrolera y Fragilidad Financiera. Serie de Documentos de trabajo del Banco Central de Venezuela 138.

Chirinos, A.M., Pagliacci, C. (2014). El Sistema financiero venezolano: ¿qué compromete su desempeno? *Econ. Anal. Rev*. 29 (2), 47–74.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?. *Handbook of macroeconomics*, *1*, 65-148.

Clarida, R., Gali, J. (1994). Sources of real exchange-rate fluctuations: howimportant are nominal shocks? Paper *Presented at the Carnegie- Rochester Conference Series on Public Policy*

Dempster, A., M. Laird & D. Rubin.(1977). Maximum likelihood from Incomplete Data Via the EM algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society*,39(1): 1-38.

Eickmeier, S., & Hofmann, B. (2013). Monetary policy, housing booms, and financial [im]balances. *Macroecon. Dyn*., 17 (4), 830–860.

Goddard, J., Molyneux, P., & Wilson, J. O. (2004). The profitability of European banks: a cross-sectional and dynamic panel analysis. *The Manchester School*, *72*(3), 363-381.

Goodhart, C., Hofmann, B. (2008). House prices, money, credit, and the macroeconomy. *Oxf. Rev. Econ. Policy* 24 (1), 180–205.

Kaminsky, G.L., Reinhart, C.M. (1999). The twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems. 89 pp. 473–500 (3).

Lastrapes, W. D.(2002). The real price of housing and money supply shocks: time series evidence and theoretical simulations. *Journal of Housing Economics*, *11*(1), 40-74.

Leamer, E. E. (2007). Housing is the business cycle.

Linzert, T. (2004). Sources of German unemployment: Evidence from a structural VAR Model/Die hintergründe deutscher arbeitslosigkeit: Evidenz von einem Strukturellen VAR. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 224(3), 317-36.

Liu, C., Zheng, Y., Zhao, Q., & Wang, C. (2020). Financial stability and real estate price fluctuation in China. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 540, 122980.

Ludvigson, S. (1999). Consumption and credit: a model of time-varying liquidity constraints. *Review of Economics and Statistics*, *81*(3), 434-447.

Malherbe, F. (2013). Dynamic Macro-Prudential Regulation: Optimal Capital Requirements over the Business and Financial Cycles. (Retrieved from): https://fp7.portals.mbs.ac.uk/Portals/59/docs/KNPapers2/Malherbe.pdf.

Mishkin, F. S. (2007). Housing and the monetary transmission mechanism.

Parliarou, A. (2021). Non-performing loans and house prices: Evidence from Greece (Doctoral dissertation).

Schularick, M., Taylor, A.M. (2012). Credit booms gone bust: monetary policy, leverage cycles, and financial crises, 1870–2008. *Am. Econ. Rev*. 102 (2), 1029–1061.

Shumway, R. & D. Stoffer. (1982). An Approach to Time Series Smoothing and Forecasting Using the EM Algorithm. *Journal of Time Series Analysis* 3(4): 226-53.

Stundziene, A., Pilinkiene, V., & Grybauskas, A. (2022). Maintaining the stability of the housing market in the event of an economic shock. *International Journal of Housing Markets and Analysis*.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ] [ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ Downloaded from qjfep.ir on 2026-10-07 ]

[ DOI: 10.52547/qjfep.10.40.97 ]