**فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی**

سال هفتم، شماره ۲۷، پاییز ۱۳۹۸، صفحات ۱۳۲–۱۰۵

# تحلیل تکانه‌های مؤثر بر قیمت مسکن در ایران و بررسی همگرایی آن با بازار مسکن کشورهای منتخب

**شیرین اربابیان**

استادیار دانشگاه غیرانتفاعی شهید اشرفی اصفهانی (نویسنده مسئول)

arbabian_sh@yahoo.com

**محمدرضا قاسمی**

دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان

mr_ghasemy@yahoo.co.uk

**زهرا عزیزی**

کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه غیرانتفاعی شهید اشرفی اصفهانی

m111_azizi@yahoo.com.au

بخش مسکن از لحاظ سهم در سبد هزینه خانوار و سهم در تولید ناخالص داخلی و نقش آن در تغییرات شاخص‌های کلان اقتصادی همچون رشد اقتصادی و اشتغال عوامل تولید حائز اهمیت است. با توجه به اهمیت بخش مسکن در اقتصاد و وجود نوسان‌های فراوان در این بخش، در این پژوهش به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن ازجمله شاخص سهام، نقدینگی، قیمت طلا و تکانه‌های ناشی از بازار مسکن کشورهای امارات متحده عربی، ترکیه، یونان و قبرس و همچنین به بررسی همگرایی قیمت مسکن بین کشور ایران و این کشورها پرداخته شده است. برای تحلیل تأثیر تکانه‌ها از مدل خودرگرسیون‌برداری ساختاری و برای بررسی همگرایی شاخص قیمت مسکن ایران و کشورهای منتخب از مدل جوهانسون با داده‌های فصلی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۵ استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز از بانک اطلاعاتی بورس، سایت بانک مرکزی کشورهای منتخب استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که تکانه‌های قیمت مسکن کشورهای منتخب تأثیری بر قیمت مسکن ایران ندارد؛ از بین متغیرهای جایگزین دارایی در سبد سهام تکانه حجم نقدینگی بر قیمت مسکن مؤثر است و تکانه شاخص سهام و قیمت طلا بر شاخص قیمت مسکن ایران اثری ندارند. سهم قیمت مسکن کشورهای منتخب در توضیح نوسانات خطای پیش‌بینی قیمت مسکن ایران در کوتاه‌مدت قابل توجه است ولی در بلندمدت کاهش می‌یابد. پس سیاست مؤثر در کوتاه‌مدت برای تثبیت قیمت مسکن کنترل حجم نقدینگی و جهت‌دهی به سمت تولید است. از دیگر نتایج تأیید وجود رابطه همگرایی بین شاخص قیمت مسکن ایران و کشورهای منتخب در بلندمدت است. این گویای انتقال مسری بحران در بازار مسکن کشورها است. لذا مقاوم‌سازی بازار مسکن در برابر بحران‌ها ضروری به نظر می‌رسد.

طبقه‌بندی JEL: C22 ,C58,R2

واژگان کلیدی: قیمت مسکن، تکانه، همگرایی، مدل خودرگرسیون برداری ساختاری.

* تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۸/۰۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۳/۲۵

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

## ۱. مقدمه

بخش مسکن 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 رشد اقتصادی و اشتغال عوامل تولید اهمیت غیر قابل انکاری دارد. چنین جایگاهی باعث شده فعل و انفعالات این بخش مهم قلمداد شود، زیرا از طرفی رکود این بازار از جهت تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری در این بخش و کاهش رشد اقتصادی برای سیاست‌گذاران اقتصادی و دولت‌مردان پدیده‌ای ناخوشایند است و از سوی دیگر، رونق سریع و رشد شتابان قیمت مسکن نیز به دلیل تأثیر شدید آن بر افزایش هزینه‌های خانوار و نارضایتی اجتماعی ناشی از آن هیچ‌گاه مطلوب مردم و سیاست‌گذاران این بخش نیست (شهبازی و همکاران، ۱۳۹۱). به دلیل ارتباط‌های پسین و پیشین بخش مسکن با سایر بخش‌های اقتصادی رکود (رونق) در این بخش سبب رکود (رونق) در کل اقتصاد می‌شود، پس این بخش همانند موتور محرک اقتصاد عمل می‌کند که اگرچه مزیت مهمی تلقی می‌شود در عین حال سیاست‌گذاری در این بخش را با پیچیدگی‌های گسترده‌ای مواجه می‌سازد.

برخی از مطالعات در حوزه بین‌المللی قیمت مسکن صورت گرفته است ازجمله اینکه در سال ۲۰۰۴ مطالعه‌ای توسط صندوق بین‌المللی پول انجام شده که به تحلیل رونق قیمت مسکن با یک دید جهانی پرداخته است و نتایج بیانگر این است که ۴۰ درصد افزایش قیمت مسکن ملی می‌تواند از طریق عوامل جهانی توضیح داده شود. به طوری که روابط بین‌المللی قوی بین عواملی که قیمت مسکن را تحلیل می‌کند وجود دارد و افزایش قیمت مسکن پدیده‌ای کاملاً جهانی است. حداقل دو تفسیر برای یافته‌ها وجود دارد؛ نخست اینکه برهانی عملی برای وجود سیکل تجاری جهانی وجود دارد و از آنجا که قیمت مسکن تا حدود زیادی به‌صورت ادواری حرکت می‌کند این امر می‌تواند به عنوان نیروی عمده تعیین کننده قیمت‌های مسکن در سراسر دنیا معرفی شود. دیگر اینکه اگر روابط آربیتراژ بین قیمت مسکن و اوراق بهادار وجود داشته باشد چون چرخه‌های بازارهای مالی بین کشورها دارای هم‌زمانی بالایی هستند (استیجن و همکاران، ۲۰۱۱) متغیرهای

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

جهانی که بر اوراق بهادار تأثیر می‌گذارند پس بر قیمت مسکن نیز اثرگذارند (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۰۴)[1].

چنانچه بازار مسکن غیر از عوامل داخلی، تحت تأثیر شوک بازار مسکن کشورهای دیگر باشد، شرایط جدیدی برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان این بخش فراهم می‌شود. در این صورت بی‌توجهی به این شوک‌ها سبب بی‌اثر شدن سیاست‌های اتخاذ شده بر متغیرهای کلان اقتصادی (همچون میزان اعتبارات، نرخ ارز و...) در تحریک عرضه یا تقاضای مسکن می‌شود. همچنین این تأثیرپذیری بازار مسکن از شوک‌های بازار مسکن سایر کشورها سبب ایجاد قابلیت پیش‌بینی برای بازار می‌شود و زمینه را برای سیاست‌گذاران جهت اتخاذ تدابیر لازم در شرایط وقوع بحران جهانی برای مصون ماندن از آسیب‌ها و تبدیل تهدیدها به فرصت فراهم می‌کند؛ بنابراین با توجه به اهمیت بخش مسکن در اقتصاد و وجود نوسان‌های فراوان در این بخش، در این پژوهش به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن ازجمله شاخص سهام، نقدینگی، قیمت طلا و شوک‌های ناشی از بازار مسکن کشورهای امارات متحده عربی، ترکیه، یونان و قبرس (که معیار انتخاب این کشورها وجود امتیاز اقامت به شرط خرید ملک برای خریدار در آن کشورها است) پرداخته شده است. همچنین با توجه به وجود مطالعاتی که بیانگر افزایش درجه همگرایی بازارهای مسکن در طول زمان است در این پژوهش به بررسی همگرایی بازار مسکن ایران و کشورهای منتخب پرداخته خواهد شد. در بخش نخست مقاله به مبانی نظری و پیشینه تحقیق پرداخته شده است. سپس با ارائه الگوی تحقیق به برآورد و تحلیل نتایج الگو پرداخته می‌شود.

## ۲. تاریخچه و دیدگاه‌های نظری

عوامل متعددی بر عرضه، تقاضا و قیمت مسکن اثرگذارند، این عوامل را می‌توان به دو دسته درون‌زا و برون‌زا تقسیم کرد؛ عواملی که در بازار مسکن موجب تغییر در حجم و چگونگی عرضه و تقاضا می‌شوند عوامل درون‌زا و عواملی که در اثر نوسانات بازار ناشی از شوک‌های مثبت و

1. IMF

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

منفی نفتی، نوسانات بازار سرمایه، سیاست‌های دولت ... و در بخش‌هایی جز مسکن تعیین شده و بر عملکرد بازار مؤثرند عوامل برون‌زا هستند (نجفی، ۱۳۸۵).

دوره تاریخی مطالعه مسکن همان‌طور که دی پاسکال و ویتون[1] (۱۹۹۴) اشاره کردند نشان می‌دهد در طول زمان از بررسی سرمایه‌گذاری در واحدهای مسکونی جدید در دهه ۱۹۶۰ به‌تدریج به سمت بررسی مسکن خود ملکی و اثرات قیمت مسکن و نقش مؤسسات مالی و بازار اعتبار در آن معطوف شده است. از اوایل دهه ۱۹۸۰ مطالعات جدیدی بر اساس تعریف صریح‌تر هزینه مالکیت مسکن با استفاده از نظریه دوران زندگی انجام شد که به عنوان مثال می‌توان به مطالعات پاتر[2] (۱۹۸۴) و منکیو و ویل[3] (۱۹۸۹) اشاره کرد. در دهه ۱۹۹۰ بیشتر توجهات به نقش بازار مالی بر بازار مسکن معطوف شد. از این دوره به بعد شاهد گرایش به مطالعات منطقه‌ای مسکن و بررسی حباب قیمت مسکن می‌توان بود (خلیلی عراقی و دیگران، ۱۳۹۱). در برخی مطالعات به مسکن از جنبه دارایی نگریسته و به نقش بازار مالی بر بازار مسکن پرداختند (فلاوین و یاماشیتا[4] ،۱۹۹۸؛ حسن‌اف و دیسی[5] ،۲۰۰۳) به بررسی سبد دارایی بهینه در صورت حضور مسکن به عنوان دارایی پرداختند. زین هوفر[6] (۲۰۰۶) با استفاده از نظریه سیکل زندگی به بررسی متغیر-های مختلف در تعیین سبد دارایی در کشور سوئیس پرداخت. پلیزون و وبر[7] (۲۰۰۸) به تحلیل کارایی سبد دارایی خانوار با لحاظ بازار مسکن در کشور ایتالیا پرداختند. نیچکا[8] (۲۰۰۸) هم با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای وضعیت نوسان دارایی مسکن و سایر دارایی‌ها را در منطقه اروپا مورد بررسی قرار داده است. اویکارنین[9] (۲۰۰۷) به بررسی تأثیر وام اعطایی نظام بانکی، نرخ بهره و درآمد بر نوسانات قیمت مسکن پرداخت. در مورد مطالعات منطقه‌ای هم

1. Dipasquale and Wheaton
2. Poterba.
3. Mankiw and Weil
4. Flavin and Yamashita
5. Hasanov and Dacy
6. Zainhofer
7. Pellizon and Weber
8. Nitschkaa
9. Oikaarinen

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

می‌توان به مطالعات استیونسون[1] (۲۰۰۸) که به بررسی قیمت مسکن در بازار منطقه‌ای ایرلند پرداخت اشاره کرد. کاستلو و همکاران[2] (۲۰۱۱) به تجزیه‌وتحلیل ارتباط بین بازار مسکن منطقه‌ای در استرالیا پرداختند و مایلز[3] (۲۰۱۳) هم درجه یکپارچگی قیمت مسکن منطقه‌ای در ایالت متحده را مورد بررسی قرار داد؛ اما بعد از این مطالعات موضوع جدیدی در حوزه مسکن مطرح شد که در این‌گونه مطالعات به بررسی قیمت مسکن در سطح جهانی و بین‌المللی پرداخته می‌شود و به درک روابط متقابل بازار مسکن داخلی و بین‌المللی کمک می‌کند. در دو دهه گذشته اقتصاد جهانی بیشتر به سمت همگرایی پیش رفته است و این منعکس‌کننده افزایش تجارت و ارتباطات مالی است (هیداکی و همکاران[4]، ۲۰۱۳).

توضیحات متفاوتی از امکان انتقال بین‌المللی شوک قیمت مسکن وجود دارد. اول از همه، قیمت مسکن ممکن است تحت تأثیر متغیرهای واقعی کلان و متغیرهای مالی قرار گیرد (گودهارت و هافمن[5]، ۲۰۰۴). اگر چرخه اصلی متغیرهای کلان همبستگی داشته باشند، قیمت مسکن که توسط این متغیرها تحریک می‌شوند هم به احتمال زیاد دارای هم‌زمانی حرکت بین کشورها هستند (هیداکی و همکاران، ۲۰۱۳). برخی از محققان معتقدند که افزایش ارتباطات بین-المللی منجر به افزایش هم‌زمانی سیکل تجاری و نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی و ... می‌شود. اگرچه مسکن جزء دارایی‌های غیر قابل مبادله است، اگر نیروهای محرک آن (تولید، بهره و ...) تمایل به هم‌حرکتی در سراسر کشورها داشته باشند، چرخه‌های قیمت مسکن ممکن است در سراسر کشورها هماهنگ و هم‌زمان حرکت کنند (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۰۴). دوم، اخبار مربوط به قیمت مسکن در بعضی از کشورها ممکن است منجر به تجدیدنظر سرمایه‌گذاران و انتظارات آن‌ها نسبت به قیمت مسکن در دیگر کشورها شود. سوم، در اقتصاد باز قیمت مسکن

1. Stevenson
2. Costello and et al.
3. Miles
4. Hideaki et al
5. Goodhart and hafman.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

ممکن است به طور مستقیم تحت تأثیر متغیرهای بین‌المللی (فعالیت‌های جهانی، نقدینگی جهانی، نرخ بهره جهانی) واقع شود که سرمایه‌گذاران جهانی را تحت تأثیر آربیتراژ قیمت مسکن داخلی قرار می‌دهد (کیوتکی، میشلدس و نیکلو[1]، ۲۰۰۸).

در فرایند جهانی‌شدن، مناسبات مختلفی؛ مانند توسعه روابط مالی بین کشورها وجود دارد که در امتداد دیگر جریان‌های جهانی قرار گرفته و پر شتاب رو به گسترش است. هرگونه ارتباط مالی کشورها که با رویکردهای متفاوت به گسترش ارتباطات جهانی منجر شود، جهانی‌شدن مالی را توسعه می‌بخشد (پراساد و همکاران[2]، ۲۰۰۳). در این صورت، عواملی مانند جریان‌های بین‌المللی سرمایه، گسترش روابط مالی، همگرایی در نرخ‌های بهره منطقه‌ای و بین‌المللی و قدرت برابری خرید کشورها و کاهش کنترل‌ها به ایجاد و توسعه فرایند جهانی‌شدن مالی منجر شده و به عنوان جلوه‌های بارز این پدیده مطرح می‌شود (داس[3]، ۲۰۰۶)؛ و این فرایند جهانی‌شدن می‌تواند همگرایی بازارهای واقعی (ازجمله بازار مسکن) و مالی را به وجود آورده و تقویت کند. توجه به هم‌حرکتی یا هم‌زمانی حرکت قیمت مسکن و فعالیت‌های واقعی اقتصاد در دو دهه گذشته گسترش یافته است و بازار مسکن به یک منبع کلیدی نوسانات چرخه تجاری تبدیل شده است. مطالعات تجربی بر تعامل بین چرخه تجاری و چرخه رونق و رکود قیمت مسکن تأکید دارد (بلتراتی و مورانا[4]، ۲۰۱۰؛ ایگن و همکاران[5]، ۲۰۱۱).

سولو[6] (۱۹۵۶) از مطرح‌کنندگان مدل‌های رشد، پیشگام همگرایی در نرخ رشد اقتصادی چه به لحاظ نظری و چه به لحاظ تجربی بود. موضوع همگرایی اقتصادی جوامع مختلف از نتایج این مدل‌های رشد بود. بارو وسالائی مارتین[7] (۱۹۹۱، ۱۹۹۲) اولین کسانی بودند که به معرفی مفهوم همگرایی پرداختند. بررسی همگرایی در حوزه‌های مختلفی همچون درآمد سرانه، بهره‌وری نیروی

1. Kiyotki, Michaelides and Nikolov
2. Prassad et al.
3. Das
4. Beltratti and morana
5. Igan et. al
6. Solow
7. Barro and Sala-I-Martin

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

کار، سطوح قیمتی، نرخ تورم، نرخ بهره، دستمزد و ... صورت می‌پذیرد (دراستیکوا و اوستراوا[1]، ۲۰۱۲).

مطالعات گسترده‌ای در زمینه همگرایی و هم‌حرکتی قیمت مسکن بین‌المللی صورت گرفته است. ازجمله مطالعات، شواهد تجربی از مطالعه کیس و همکاران[2] (۱۹۹۹) است که ارتباط بین قیمت املاک و مستغلات و اجزای تولید ناخالص داخلی را در سطح منطقه‌ای و جهانی بررسی و بیان کردند که قیمت مسکن بین‌المللی تا حدی که توسط چرخه تولید توضیح داده می‌شود، هم-حرکت است. ترونس و ارتوک[3] (۲۰۰۵) هم این هم‌زمانی حرکت قیمت مسکن را برای ۱۴ کشور دیگر بررسی کردند و دریافتند که هم‌حرکتی قیمت مسکن به دلیل این است که چرخه قیمت مسکن بسیار نزدیک به چرخه تولید ناخالص داخلی حرکت می‌کند. در حقیقت درجه هم‌زمانی حرکت تولید در اقتصاد با جهانی‌شدن بیشتر افزایش پیدا می‌کند. با همگرایی فزاینده بازارهای مالی، قیمت دارایی، اعتبارات و نرخ بهره در کشورها، هم‌زمانی و هم‌حرکتی در کشورها بیشتر می‌شود.

## ۳. مطالعات پیشین

تسای[4] (۲۰۱۸) در این مطالعه به ارزیابی همگرایی قیمت مسکن بین کشورهای مختلف پرداخته است. نخست، نتایج آزمون پنل نشان می‌دهد که قیمت مسکن در کشورهای منطقه یورو نسبت قیمت مسکن در کشورهای غیراروپایی همگراتر است. دوم، با استفاده از یک آزمون همگرایی جدید نشان دادند که قیمت مسکن در کشورهای مختلف اروپایی تا قبل از سال ۱۹۹۲ همگرا نبودند، اما بعد از اینکه یورو به عنوان ارز رسمی انتخاب شد قیمت مسکن در این کشورها به سمت همگرایی پیش رفت.

1. Drastichova and Ostrava
2. Case et al
3. Terrones and ortok
4. Tsai

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

دمیر و یل دمیر[1] (۲۰۱۷) به بررسی همگرایی قیمت مسکن در کشورهای OECD پرداختند. این فرضیه همگرایی با استفاده از روش سیستم GMM برای داده‌های پنل از سال ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۵ مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد که همگرایی قابل توجهی در این گروه از کشورها وجود دارد.

کیم و پارک[2] (۲۰۱۶) به بررسی هم‌زمانی حرکت قیمت مسکن در منطقه شمال شرق آسیا در بلندمدت در دوره زمانی ۲۰۱۰- ۲۰۰۱ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که چرخه قیمت مسکن در این منطقه هم‌زمانی بالایی دارد و همچنین شواهدی از تأثیر بازار مسکن چین بر چرخه قیمت مسکن در هنگ کنگ، تایوان و سنگاپور دریافت شده است. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت چرخه قیمت مسکن شرق آسیا با چرخه قیمت مسکن جهانی هم‌زمان حرکت می‌کنند، اما در کوتاه‌مدت این هم‌زمانی نسبتاً ضعیف است.

یاناس (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای به بررسی و ارزیابی درجه همگرایی بین بازار مسکن ده اقتصاد بزرگ دنیا از سراسر شمال آمریکا و اروپا و آسیا از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۲ با استفاده از روش جوهانسون و روش تجزیه واریانس پرداختند. بررسی‌های کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که بازار مسکن جهانی بیشتر در معرض شوک ناشی از بحران آمریکا قرار می‌گیرد و بازار مسکن آمریکا بر قیمت‌های جهانی تأثیر می‌گذارد ولی از آن‌ها تأثیر نمی‌پذیرد. در بلندمدت هم بازار مسکن این ده کشور همگرا است و در طول زمان همگراتر می‌شود.

رکا و همکاران[3] (۲۰۱۴) در مطالعه‌ای به بررسی یکپارچگی بازار املاک و مستغلات با بازار جهانی پرداختند. در این مطالعه با استفاده از روش آنالیز Bootstrap به بررسی ارتباط بین بازار املاک و مستغلات پنج کشور مهم در این حوزه یعنی آمریکا، انگلستان، ژاپن، استرالیا و امارات

1. Demir and Ylldirim
2. Kim and Park
3. Roca et al

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

متحده عربی از سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۳ می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که چهار بازار اول با بازار جهانی همگراترند. همچنین اثر بحران آمریکا در این کشورها با هم متفاوت است.

یاناس و سوانس[1] (۲۰۱۳) در مقاله‌ای به بررسی رابطه پویا بین نه بازار مسکن منطقه‌ای در ایالات متحده از سال ۱۹۷۵ تا ۲۰۱۰ پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد همگرایی در میان بازار مسکن منطقه‌ای در طول زمان به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش یافته است. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که این همگرایی بین نه منطقه ایالات‌متحده به روند دو متغیر مهم اقتصاد کلان یعنی درآمد سرانه منطقه‌ای و تولید ناخالص داخلی منطقه‌ای مربوط است.

هیداکی و همکاران (۲۰۱۳) در مقاله‌ای به بررسی خصوصیات نوسانات قیمت مسکن در ۱۸ اقتصاد پیشرفته در طول ۴۰ سال گذشته از سال ۱۹۷۱ تا ۲۰۱۱ پرداخته‌اند. در این تحقیق ابتدا اجزای جهانی قیمت مسکن و متغیرهای مالی و متغیرهای کلان مؤثر بر آن تعیین می‌شود و سپس به نقشی که انواع شوک‌های جهانی ازجمله شوک نرخ بهره، سیاست پولی و مالی در قیمت مسکن دارد، با استفاده از مدل FAVAR پرداخته می‌شود. نتایج این تحقیق نشان‌دهنده همگرایی قیمت مسکن در کشورها است و این همگرایی در طول زمان در حال افزایش است.

معصوم‌زاده و شیرافکن (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای به بررسی همگرایی بازدهی بازارهای ارز شامل دلار آمریکا، یورو، پوند، ریال، ین، درهم، دلار استرالیا، دلار کانادا، فرانک سوئیس و کرون سوئد طی دوره زمانی ۱۳۷۸:۰۲–۱۳۹۴:۱۱ با استفاده از روش همگرایی ناهار و ایندر پرداختند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که همگرایی در بازدهی بازارهای پوند، ین، دلار استرالیا و کرون سوئد وجود دارد.

موسوی و درودیان (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن در تهران در دوره زمانی ۱۳۷۰–۱۳۸۸ پرداخته‌اند. برای تخمین، از روش سری‌های زمانی ساختاری و الگوریتم کالمن فیلتر استفاده کرده‌اند تا با به‌کارگیری روش حداکثر راست‌نمایی پارامترهای

1. Yunus and swanson

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

نامعلوم برآورد شود. نتایج نشان‌دهنده تأثیر منفی نرخ بهره حقیقی، بازدهی دارایی‌های جایگزین (طلا، ارز، سهام)، سرانه ساختمان مسکونی تکمیل شده و تأثیر مثبت هزینه ساخت در کنار اثر ناچیز و غیرمعنادار رشد نقدینگی بر نوسانات قیمت مسکن است.

خلیلی‌عراقی، مهرارا و عظیمی (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی و با استفاده از الگوی تصحیح خطا و روش حداقل مربعات معمولی پویا پرداخته‌اند. در این مطالعه از داده‌های سال ۱۳۸۹- ۱۳۷۰ مربوط به مناطق شهری ۳۰ استان کشور استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین، آثار مثبت و هزینه مالکیت اثر منفی بر قیمت حقیقی مسکن داشته‌اند. در کوتاه‌مدت نیز اثر افزایش مخارج مصرفی، اعتبارات بانکی، قیمت زمین، هزینه ساخت و قیمت با وقفه مسکن بر قیمت حقیقی مسکن در دوره جاری مثبت و اثر هزینه مالکیت منفی بوده است.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۸۶) در مقاله‌ای اثر برخی از متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن را با استفاده از روش ARDL بررسی کرده‌اند که در آن درآمد سرانه خانوار، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، حجم پول و نرخ تورم به عنوان متغیرهای کلان اقتصادی از قدرت توضیح‌دهندگی خوبی برای تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران برخوردارند.

## ٤. روش تحقیق و الگوی پژوهش

در این تحقیق به پیروی از مطالعه انجام شده توسط یاناس (۲۰۱۵) و به لحاظ شرایط ساختاری اقتصاد ایران، سعی شده است که الگویی مناسب جهت پاسخگویی به سؤالات پژوهش تدوین شود. در این پژوهش تأثیرات شوک‌های قیمتی مسکن کشور امارات متحده عربی، ترکیه، یونان و قبرس و شوک شاخص سهام، حجم نقدینگی و قیمت طلا بر شاخص قیمت مسکن ایران با استفاده از الگوی خودتوضیح‌برداری ساختاری (SVAR) بررسی شده است؛ سپس با استفاده از روش هم‌جمعی جوهانسون به بررسی روابط بلندمدت بین قیمت مسکن ایران و کشورهای امارات، ترکیه، یونان و قبرس پرداخته شده است.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

بلانچارد و برنانک[1] (۱۹۸۹) با در نظر گرفتن محدودیت‌های نظری روی آثار هم‌زمان تکانه‌ها الگوی SVAR را توسعه دادند، سپس کلاریدا و گالی[2] (۱۹۹۴) با اعمال محدودیت‌های نظری روی آثار بلندمدت تکانه‌ها، توابع واکنش آنی را شناسایی کردند. مزیت عمده مدل‌های SVAR نسبت به مدل‌های VAR اولیه این است که بر خلاف الگوی VAR غیر مقید که در آن‌ها شناسایی تکانه‌های ساختاری به طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، الگوهای خودرگرسیون‌برداری ساختاری به طور صریح دارای یک منطق اقتصادی مبتنی بر تئوری‌های اقتصادی برای اعمال قیود و محدودیت‌ها است. این محدودیت‌ها می‌توانند کوتاه‌مدت یا بلندمدت باشند. پس از اعمال محدودیت‌ها شناسایی شوک‌های ساختاری به دست می‌آیند. این شوک‌ها می‌توانند برای ایجاد توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس به منظور ارزیابی آثار پویا بر روی متغیرهای مختلف به کار گرفته شوند.

در این تحقیق با استفاده از روش خود رگرسیون برداری ساختاری، فرم تعدیل یافته به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

$$X_t = C + D(L)X_{t-1} + U_t$$

که در آن:

$$X_t=(LHP_U, LHP_T, LHP_G, LHP_C, LTPX, LLIQ, LCOP, LHP_I)$$

حال اثر سایر شوک‌ها بر شاخص قیمت مسکن در ایران بررسی می‌شود. C بردار مقادیر ثابت و D(L) ماتریس ضرایب چندجمله‌ای وقفه خودتوضیح و بردار $u_t=(u_t^{LHPU}, u_t^{LHPT}, u_t^{LHPG}, u_t^{LHPC}, u_t^{LTPX}, u_t^{LLIQ}, u_t^{LCOP}, u_t^{LHPI})$ اجزای اخلال فرم تعدیل یافته است. متغیرهای استفاده شده در این مقاله به شرح زیر است:

$LHP_U$: لگاریتم شاخص قیمت مسکن کشور امارات متحده عربی، $LHP_T$: لگاریتم شاخص قیمت مسکن کشور ترکیه، $LHP_G$: لگاریتم شاخص قیمت مسکن کشور یونان، $LHP_C$: لگاریتم شاخص قیمت مسکن کشور قبرس، $LHP_I$: لگاریتم شاخص قیمت مسکن کشور ایران، LTPX: لگاریتم

1. Blanchard, Oliver & Bernanke, B. S.
2. Clarida, R. & J. Gali

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

شاخص سهام، LLIQ: لگاریتم نقدینگی، LCOP: لگاریتم قیمت سکه طلا بوده است. داده‌های مورد استفاده به‌صورت فصلی بوده و دوره زمانی مورد بررسی (۲۰۰۷:۱ تا ۲۰۱۵:۴) است و از لگاریتم متغیرها در برآورد مدل استفاده خواهد شد.

با توجه به توضیحات فوق و متغیرهای تعریف شده، مدل خود رگرسیون برداری ساختاری SVAR به شرح زیر است:

$$\begin{bmatrix}\varepsilon_t^{LHPU}\\ \varepsilon_t^{LHPT}\\ \varepsilon_t^{LHPG}\\ \varepsilon_t^{LHPC}\\ \varepsilon_t^{LTPX}\\ \varepsilon_t^{LLIQ}\\ \varepsilon_t^{LCOP}\\ \varepsilon_t^{LHPI}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{18}\\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{28}\\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{38}\\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 & 0 & 0 & b_{48}\\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} & b_{56} & 0 & 0\\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{66} & 0 & 0\\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & b_{76} & b_{77} & 0\\ b_{81} & b_{82} & b_{83} & b_{84} & b_{85} & b_{86} & b_{87} & b_{88}\end{bmatrix}\times\begin{bmatrix}u_t^{LHPU}\\ u_t^{LHPT}\\ u_t^{LHPG}\\ u_t^{LHPC}\\ u_t^{LTPX}\\ u_t^{LLIQ}\\ u_t^{LCOP}\\ u_t^{LHPI}\end{bmatrix}$$

که در آن: بردار $\varepsilon_t'=(\varepsilon_t^{LHPU}, \varepsilon_t^{LHPT}, \varepsilon_t^{LHPG}, \varepsilon_t^{LHPC}, \varepsilon_t^{LTPX}, \varepsilon_t^{LLIQ}, \varepsilon_t^{LCOP}, \varepsilon_t^{LHPI})$ شامل جملات اخلال ساختاری است.

$\varepsilon_t^{LHPU}$، شوک‌های مربوط به قیمت مسکن امارات متحده عربی، $\varepsilon_t^{LHPT}$، شوک‌های مربوط به قیمت مسکن ترکیه، $\varepsilon_t^{LHPG}$، شوک‌های مربوط به قیمت مسکن یونان، $\varepsilon_t^{LHPC}$، شوک‌های مربوط به قیمت مسکن قبرس، $\varepsilon_t^{LTPX}$، شوک‌های مربوط به شاخص قیمت سهام، $\varepsilon_t^{LLIQ}$، شوک‌های مربوط به نقدینگی، $\varepsilon_t^{LCOP}$، شوک‌های مربوط به قیمت طلا، $\varepsilon_t^{LHPI}$، شوک‌های مربوط به قیمت مسکن ایران است.

محدودیت در نظر گرفته شده در سطر اول، دوم، سوم و چهارم تلویحاً بیانگر این موضوع است که قیمت مسکن در کشورهای امارات، ترکیه، یونان و قبرس نسبت به متغیرهای داخلی کشور ما همچون شاخص سهام و حجم نقدینگی و قیمت طلا عکس‌العمل نشان نمی‌دهند. همچنین فرض شده است که قیمت مسکن این کشورهای امارات، ترکیه، یونان و قبرس هم نسبت به هم عکس‌العمل نشان نمی‌دهند (زیرا بررسی تأثیرگذارتأثیرگذاری قیمت مسکن این کشورها بر هم جزء اهداف این تحقیق محسوب نمی‌شود)؛ به عبارت دیگر:

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

$$\varepsilon_t^{LHPU}=b_{11}u_t^{LHPU}+b_{18}u_t^{LHPI}$$

$$\varepsilon_t^{LHPT}=b_{22}u_t^{LHPT}+b_{28}u_t^{LHPI}$$
$$\varepsilon_t^{LHPG}=b_{33}u_t^{LHPG}+b_{38}u_t^{LHPI}$$
$$\varepsilon_t^{LHPC}=b_{44}u_t^{LHPC}+b_{48}u_t^{LHPI}$$

محدودیت لحاظ شده در سطر پنجم از مطالعه تجربی انجام شده در ایران توسط محسنی زنوزی (۱۳۹۰) ناشی می‌شود که نشان می‌دهد شاخص سهام به طور هم‌زمان تنها به خود و حجم نقدینگی عکس‌العمل نشان می‌دهد؛ به عبارت دیگر:

$$\varepsilon_t^{LTPX}=b_{55}u_t^{LTPX}+b_{56}u_t^{LLIQ}$$

در سطر ششم مطابق با مطالعه صورت گرفته توسط محسنی زنوزی (۱۳۹۰)، فرض شده که مقامات پولی در ایران حجم نقدینگی را (از طریق انتشار اوراق مشارکت و سایر ابزار) در عکس‌العمل به تغییرات خود متغیر تعدیل می‌کنند؛ به عبارت دیگر:

$$\varepsilon_t^{LLIQ}=b_{66}u_t^{LLIQ}$$

در سطر هفتم محدودیت ها از مطالعات تجربی انجام شده همچون، استرکن[1] (۲۰۰۳) و البورنه[2] (۲۰۰۸) و زنوزی (۱۳۹۰) ناشی می‌شود. در معادله قیمت طلا، حجم نقدینگی وارد شده است.

$$\varepsilon_t^{LCOP}=b_{86}u_t^{LLIQ}+b_{87}u_t^{LCOP}$$

آخرین سطر هم نشان می‌دهد که قیمت مسکن به تمام متغیرهای مدل عکس‌العمل نشان می‌دهد.

$$\varepsilon_t^{LHPI}=b_{81}u_t^{LHPU}+b_{82}u_t^{LHPT}+b_{83}u_t^{LHPG}+b_{84}u_t^{LHPC}+b_{85}u_t^{LTPX}+b_{86}u_t^{LLIQ}+b_{87}u_t^{LCOP}+b_{88}u_t^{LHPI}$$

برای بررسی همگرایی قیمت مسکن در کشور ایران، امارات متحده عربی، ترکیه، یونان و قبرس از مدل هم‌جمعی جوهانسون استفاده شده است:

$$Y_t=a_0+a_1 Y_t+E_t$$
$$Y_t=(LHP_I, LHP_U, LHP_T, LHP_G, LHP_C)$$

1. Sterken
2. Elbourne

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

در این روش با استفاده از آزمون اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه به تعیین بردارهای هم‌جمعی پرداخته شده است.

در این مطالعه به دلیل وجود محدودیت در زمینه اطلاعات شاخص قیمت مسکن قلمرو زمانی از سال ۲۰۰۷:۱ تا ۲۰۱۵:۴ انتخاب شده است. قلمرو مکانی هم کشورهای ایران، امارات متحده عربی، ترکیه، یونان و قبرس هستند. معیار انتخاب این کشورها، وجود امتیاز اقامت به شرط خرید ملک در آن‌ها است. اولین مرحله در گردآوری داده‌ها، دستیابی به منابع معتبر و قابل اطمینان است. بدین منظور در این مطالعه برای جمع‌آوری داده‌های موجود در مدل از منابع معتبر ازجمله اطلاعات سری‌های زمانی و نماگرهای بانک مرکزی، بانک اطلاعاتی بورس، سایت وزارت راه و شهرسازی، سایت REIDIN، سایت colliers، سایت بانک مرکزی کشور ترکیه، سایت بانک مرکزی کشور یونان، سایت بانک مرکزی کشور قبرس استفاده شده است. روش گردآوری داده‌ها، کتابخانه‌ای یا اسنادی است.

## ۵. برآورد مدل و تحلیل نتایج

ابتدا باید از مانایی متغیرها اطمینان حاصل کرد. از این رو در این مطالعه ابتدا با استفاده از آزمون فیلیپس- پرون، مانایی متغیرهای مورد استفاده در مدل مشخص شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون فیلیپس- پرون (PP) برای بررسی مانایی متغیرهای الگو

| با عرض از مبدأ و روند | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| متغیرها | شاخص قیمت مسکن امارات | شاخص قیمت مسکن ترکیه | شاخص قیمت مسکن یونان | شاخص قیمت مسکن قبرس | شاخص سهام | حجم نقدینگی | قیمت طلا | شاخص قیمت مسکن ایران |
| | $LHP_U$ | $LHP_T$ | $LHP_G$ | $LHP_C$ | LTPX | LLIQ | LCOP | $LHP_I$ |
| سطح | ۰/۴۹ | ۰/۰۰ | ۰/۱۹ | ۰/۰۰ | ۰/۵۳ | ۰/۷۰ | ۰/۹۲ | ۰/۴۵ |
| تفاضل مرتبه اول | ۰/۰۱ | *** | ۰/۰۰۵ | *** | ۰/۰۰۹ | ۰/۰۰ | ۰/۰۳ | ۰/۰۰۲ |
| مرتبه هم‌جمعی | I(1) | I(0) | I(1) | I(0) | I(1) | I(1) | I(1) | I(1) |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

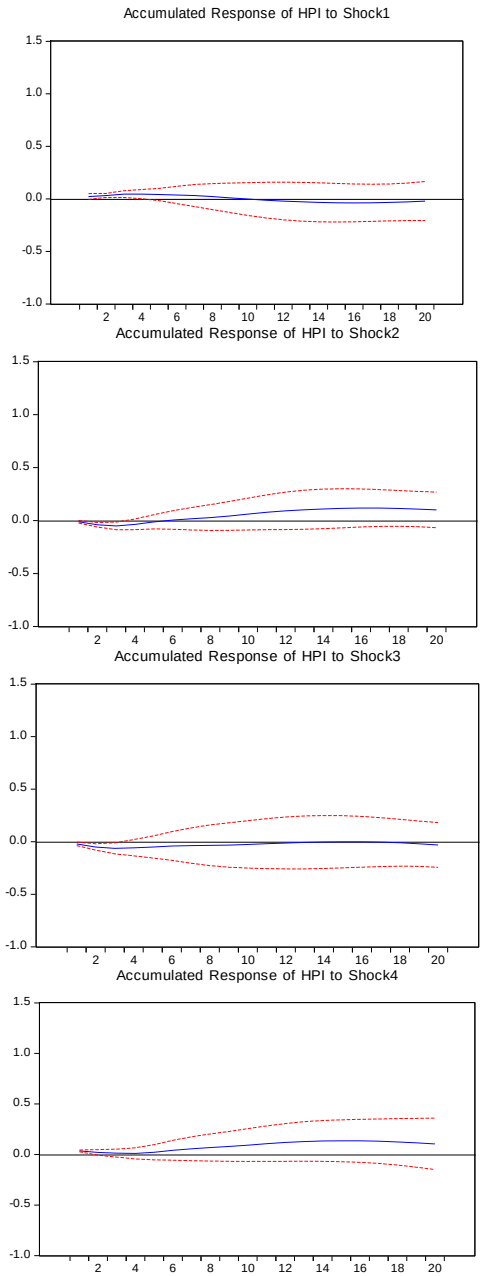
[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

در جدول (۱) نتایج آزمون مانایی متغیرها با لحاظ عرض از مبدأ و روند بررسی شده است، نتایج حاکی از این است که در سطح، متغیرهای شاخص قیمت مسکن ترکیه ($LHP_T$) و شاخص قیمت مسکن قبرس ($LHP_C$) مانا هستند؛ بنابراین سایر متغیرهای موجود در مدل با توجه به نتایج آزمون فیلیپس- پرون در سطح، نامانا هستند. از آنجا که معمول‌ترین روش برای تبدیل یک سری نامانا به یک سری مانا، تفاضل گیری است؛ از این رو باید مانایی این متغیرها را با یک مرحله و در صورت لزوم با دو مرحله تفاضل گیری بررسی کرد. با توجه به نتایج مشاهده می‌شود که همه متغیرهای نامانا در سطح، با یک بار تفاضل گیری مانا می‌شوند.

## ۵-۱. برآورد مدل SVAR و تحلیل نتایج

در این بخش با استفاده از توابع واکنش آنی تجمعی به بررسی اثر تکانه‌های قیمت مسکن امارات، قیمت مسکن ترکیه، قیمت مسکن یونان، قیمت مسکن قبرس، شاخص سهام، حجم نقدینگی و قیمت طلا بر شاخص قیمت مسکن ایران پرداخته می‌شود. در نمودار (۱) منظور از Shock1: تکانه مربوط به قیمت مسکن امارات، Shock2: تکانه مربوط به قیمت مسکن ترکیه، Shock3: تکانه مربوط به قیمت مسکن یونان، Shock4: تکانه مربوط به قیمت مسکن قبرس، Shock5: تکانه مربوط به شاخص سهام، Shock6: تکانه مربوط به حجم نقدینگی، ShocK7: تکانه مربوط به قیمت طلا، ShocK8: بیانگر تکانه در خود متغیر شاخص قیمت مسکن ایران است؛ که در آن‌ها معناداری تکانه‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد و با استفاده از فاصله اطمینان صورت می‌گیرد؛ یعنی در صورتی که اثر وقوع تکانه از سطح ۵ درصد مشخص شده بیشتر باشد اثر تکانه بر متغیر مورد بررسی معنادار خواهد بود.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

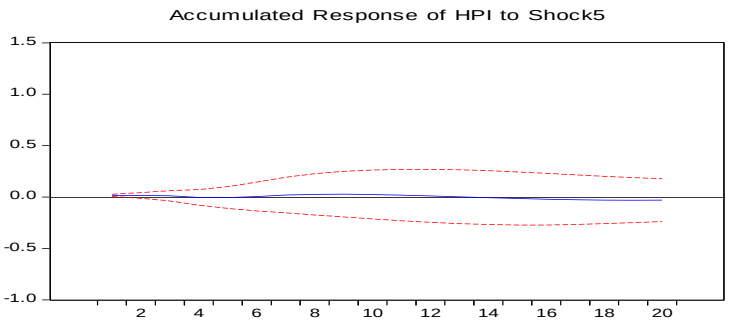



مأخذ: یافته‌های تحقیق

**نمودار ۱. توابع واکنش آنی شاخص قیمت مسکن**

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

نمودار (۱) عکس‌العمل شاخص قیمت مسکن نسبت به شوک ۱ (قیمت مسکن امارات متحده عربی)، شوک ۲ (قیمت مسکن ترکیه)، شوک ۳ (قیمت مسکن یونان) و شوک ۴ (قیمت مسکن قبرس) را نشان می‌دهد و بیانگر این است که اگر یک تکانه یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در شاخص قیمت مسکن کشورهای منتخب رخ دهد، تأثیر آن بر شاخص قیمت مسکن ایران چگونه خواهد بود. مطابق با نتایج حاصل از نمودارها اثر تکانه قیمت مسکن کشورهای منتخب بر شاخص قیمت مسکن ایران از بین می‌رود؛ یعنی این تکانه‌ها هیچ اثر معناداری بر قیمت مسکن ایران ندارند. در توضیح محو شدن اثر تکانه قیمتی مسکن کشورهای منتخب، اینکه جریان سرمایه بین کشور ما و کشورهای دیگر به‌خصوص بعد از تشدید تحریم‌ها بسیار کاهش یافته و همچنین حجم معاملات مسکن که باعث خروج سرمایه از بازار مسکن داخل به سمت کشورهای دیگر می‌شود، بسیار محدود است؛ به طوری که این معاملات نمی‌تواند تأثیر چشم‌گیری بر قیمت مسکن کشور بگذارد.



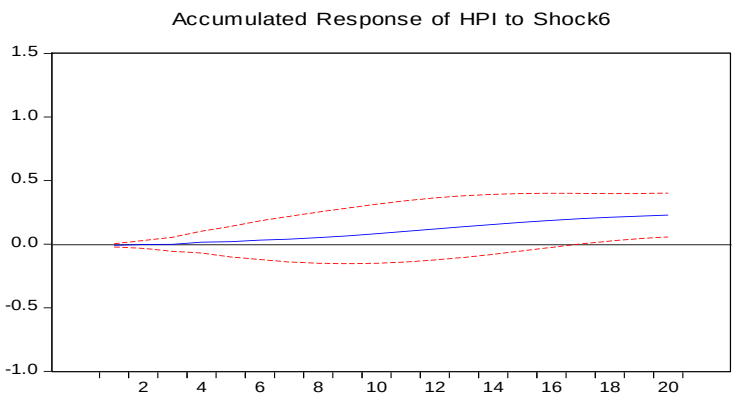

مأخذ: یافته‌های تحقیق

**نمودار ۲. تابع واکنش آنی شاخص قیمت مسکن نسبت به تکانه شاخص سهام**

مطابق نمودار (۲)، تکانه شاخص قیمت سهام (Shock5) هم هیچ اثر معناداری بر شاخص قیمت مسکن ایران نمی‌گذارد. دلایل ناتوانی بازار سهام در تأثیرگذارتأثیرگذاری بر مسکن از این قرار است که سرمایه‌گذاران در بخش مسکن عموم مردم هستند در حالی که سرمایه‌گذاران در بورس، سرمایه‌گذاران حرفه‌ای‌تر هستند. بسیاری از مردم در بهترین زمان‌های رونق بورس نیز

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

اطلاعی از این بازار ندارند و درنتیجه حضوری نیز در این بازار نخواهند داشت، در حالی که رونق- رکود بازار مسکن توسط طیف بسیار گسترده‌ای از مردم یا سرمایه‌گذاران دنبال می‌شود. درنتیجه رونق یا رکود بورس نمی‌تواند سرمایه زیادی از بازار مسکن خارج کند و بر آن تأثیر داشته باشد. اندازه بازار مسکن کشور بسیار بزرگ‌تر از بورس است. از کل ارزش بورس مقدار محدودی از آن در اختیار اشخاص حقیقی است و بقیه در مالکیت دولت، سهام عدالت، نهادها، صندوق‌های بازنشستگی و مانند آن است. گروه دوم در زمان رکود بورس چندان از این حوزه خارج نمی‌شوند، چون حضور آن‌ها در مالکیت شرکت‌ها با نگاه بلندمدت و مدیریت است. درنتیجه هرچند در زمان رکود شاهد خروج سرمایه حقیقی و انتقال سهام از اشخاص حقیقی به حقوقی می‌توان بود، ولی میزان این سرمایه خروجی نسبت به اندازه بازار مسکن بسیار کوچک است و باز این سرمایه خارج شده نمی‌تواند تأثیری بر بازار مسکن داشته باشد.



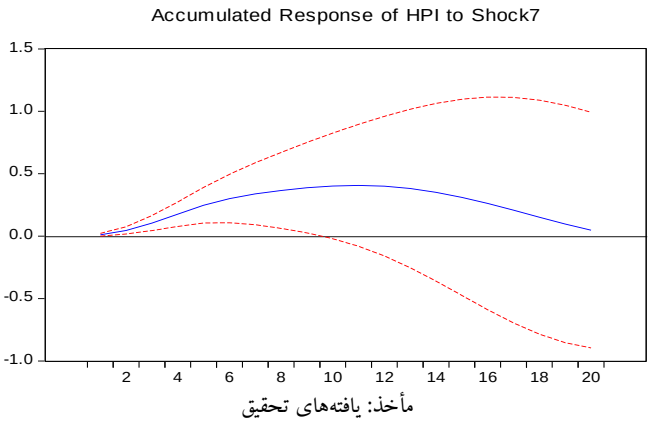

مأخذ: یافته‌های تحقیق

**نمودار ۳. تابع واکنش آنی شاخص قیمت مسکن نسبت به تکانه حجم نقدینگی**

مطابق با نمودار (۳)، بر اثر وارد شدن تکانه حجم نقدینگی (Shock6)، پس از گذشت هفده دوره تکانه نقدینگی اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن دارد. پس تکانه حجم نقدینگی از دوره هفدهم به بعد سبب افزایش قیمت مسکن می‌شود. این نتایج بدین معنا هستند که با افزایش نقدینگی افراد مازاد موجود نقدی خود را صرف خرید کالاها یا خدمات یا دارایی‌ها می‌کنند که

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

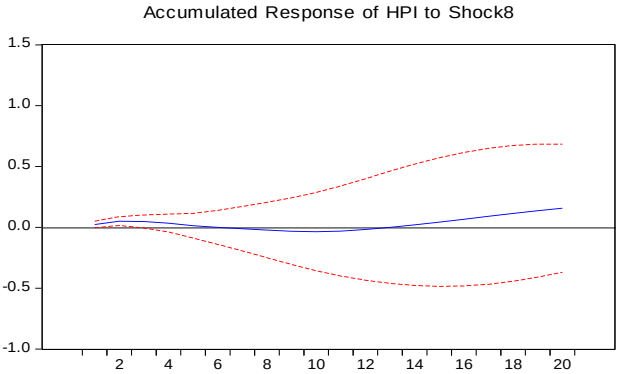
مسکن نیز بخشی از این دارایی‌ها را تشکیل می‌دهد. لذا با افزایش نقدینگی تقاضا برای مسکن افزایش می‌یابد و درنتیجه قیمت مسکن هم افزایش می‌یابد.




مأخذ: یافته‌های تحقیق

**نمودار ۴. تابع واکنش آنی شاخص قیمت مسکن نسبت به تکانه قیمت طلا**

مطابق با نمودار (۴)، بروز تکانه در قیمت طلا (Shock7) تا ده دوره بر قیمت مسکن ایران اثر معناداری دارد و سپس این اثر محو می‌شود. پس تکانه قیمت طلا هم اثر معناداری بر شاخص قیمت مسکن ندارد. دلیل این است که نقدینگی موجود در بازار طلا عموماً شامل سرمایه‌های خرد بوده و با توجه به اینکه ورود به بازار مسکن نیازمند حجم عمده‌ای از سرمایه نقدی است، نقدینگی موجود در بازار طلا توانایی ایجاد تقاضای مؤثر در بازار مسکن و تأثیر بر آن را ندارد.




مأخذ: یافته‌های تحقیق

**نمودار ۵. تابع واکنش آنی شاخص قیمت مسکن نسبت به تکانه حاصل از خود متغیر**

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

مطابق نمودار (۵)، تکانه خود متغیر مسکن (Shock8) بر شاخص قیمت مسکن اثر معناداری ندارد. پس در این بازار تکانه مثبت خود قیمت مسکن، سبب افزایش قیمت‌ها و تکانه منفی، سبب کاهش قیمت‌ها نمی‌شود و بازار مسکن بازاری با حافظه صفر است.

## ۵-۲. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

با کمک جدول تجزیه واریانس ساختاری می‌توان تأثیر تغییرات یک متغیر (سری زمانی) را از اجزای اخلال خود متغیر و سایر متغیرهای درون سیستم بررسی کرد و به مقدار تأثیرگذارتأثیرگذاری هر یک از این متغیرها پی برد؛ به عبارت دیگر می‌توان بررسی کرد چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به وسیله خود متغیر و چند درصد به وسیله سایر متغیرها توضیح داده می‌شود (شهبازی، ۱۳۹۱).

جدول ۲. نتایج جدول تجزیه واریانس ساختاری شاخص قیمت مسکن ایران

| دوره | S.E | تکانه قیمت مسکن امارات | تکانه قیمت مسکن ترکیه | تکانه قیمت مسکن یونان | تکانه قیمت مسکن قبرس | تکانه شاخص سهام | تکانه حجم نقدینگی | تکانه قیمت طلا | تکانه خود متغیر |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | /۰۵۷ | ۱۵/۵ | ۳/۷ | ۱۳/۱ | ۳۷/۶ | ۷/۳ | ۲/۵ | ۳/۶ | ۱۶/۲ |
| ۲ | /۰۸۵ | ۸/۲ | ۱۳/۰ | ۱۷/۵ | ۱۹/۸ | ۳/۳ | ۱/۷ | ۱۸/۴ | ۱۷/۷ |
| ۳ | /۱۰۶ | ۶/۹ | ۹/۵ | ۱۲/۸ | ۱۳/۳ | ۲/۲ | ۱/۱ | ۴۲/۳ | ۱۱/۵ |
| ۴ | /۱۳۱ | ۴/۵ | ۷/۵ | ۸/۵ | ۸/۷ | ۲/۹ | ۲/۴ | ۵۶/۷ | ۸/۵ |
| ۸ | /۱۷۷ | ۳/۰ | ۷/۷ | ۵/۲ | ۷/۶ | ۲/۶ | ۲/۵ | ۶۳/۶ | ۷/۵ |
| ۱۲ | /۱۸۹ | ۳/۸ | ۹/۶ | ۴/۹ | ۸/۴ | ۲/۶ | ۵/۴ | ۵۷/۵ | ۷/۳ |
| ۱۶ | /۲۱۲ | ۳/۳ | ۸/۱ | ۴/۰ | ۷/۰ | ۲/۶ | ۶/۹ | ۵۷/۸ | ۹/۹ |
| ۲۰ | /۲۴۴ | ۲/۶ | ۶/۳ | ۳/۵ | ۵/۷ | ۲/۰ | ۵/۹ | ۶۲/۷ | ۱۰/۹ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ستون اول جدول (۲) نشان دهنده خطای پیش‌بینی (S.E) در دوره‌های مختلف است. منبع این خطا تغییر در مقادیر جاری و تکانه‌های آنی است. از آنجایی که این خطا در هرسال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می‌شود، لذا به مرور زمان افزایش می‌یابد. ستون‌های بعدی درصد

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

واریانس ناشی از تغییر ناگهانی یا تکانه مشخص را نشان می‌دهد. در دوره اول شاخص قیمت مسکن ۱۶/۲۷ درصد تغییرات خود را توضیح می‌دهد، اما این میزان در افق یک ساله به ۸/۵۳ درصد کاهش پیدا می‌کند و در افق بلندمدت به ۱۰/۹۱ درصد می‌رسد.

به طور کلی متغیرهای قیمت مسکن کشورهای منتخب در ابتدای دوره جمعاً ۷۰ درصد و در کوتاه‌مدت ۳۰ درصد از نوسانات خطای پیش‌بینی قیمت مسکن را توضیح می‌دهد؛ پس در کوتاه-مدت تکانه‌های وارد شده بر قیمت مسکن تا حدودی خارج از کنترل عوامل اقتصاد داخلی است؛ یعنی سهم قیمت مسکن کشورهای منتخب در توضیح خطای پیش‌بینی قیمت مسکن در ابتدای دوره بسیار بیشتر از سهم سایر متغیرهای اقتصاد داخلی وارد شده در مدل است. اما در اواخر دوره پنج ساله سهم متغیرهای داخلی در توضیح خطای پیش‌بینی قیمت مسکن افزایش یافته و از ۳۰ درصد در ابتدای دوره به حدود ۸۰ درصد در انتهای دوره می‌رسد؛ سهم متغیرهای خارج از کنترل اقتصاد داخلی (سهم قیمت مسکن کشورهای منتخب) در توضیح خطای پیش‌بینی قیمت مسکن به ۲۰ درصد کاهش پیدا می‌کند.

## ۵-۳. برآورد مدل همگرایی و تحلیل نتایج

پس از بررسی ایستایی متغیرها، به تعیین تعداد وقفه بهینه الگو پرداخته شده است. معیارهای مورد استفاده برای انتخاب وقفه بهینه، عبارت‌اند از معیار آکائیک، شوارتز و حنان کوئین است. در جدول (۳)، مقدار آماره‌های نسبت راست نمایی، آکائیک، شوارتز و حنان کوئین برای وقفه‌های صفر تا دو ارائه شده است. علامت ستاره نشان دهنده وقفه بهینه بر اساس معیار مورد نظر است. بر اساس معیار آکائیک وقفه ۲ به منزله وقفه بهینه و بر اساس معیار شوارتز و حنان کوئین وقفه ۱ به منزله وقفه بهینه انتخاب شده است. در این تحقیق از معیار شوارتز استفاده شده است.

جدول ۳: آزمون تعیین تعداد وقفه بهینه

| lag | LR | ACI | SC | HQ |
|---|---|---|---|---|
| 0 | *** | -۱۰/۴۹ | -۱۰/۲۷ | -۱۰/۴۱ |
| 1 | ۳۳۳/۴۲ | -۲۰/۹۳ | *-۱۹/۵۸ | *-۲۰/۴۷ |
| 2 | ۳۴/۷۷ | *-۲۰/۹۷ | -۱۸/۵۰ | -۲۰/۱۳ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

برای انجام آزمون جوهانسون، ابتدا باید تعداد بردارهای هم‌انباشتگی مشخص شود. برای این امر، آماره‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه به کار برده می‌شوند. نتایج این آماره‌ها بر اساس آماره تریس و حداکثر مقادیر ویژه (با الگوی عرض از مبدأ نامقید و بدون روند) در جدول شماره (۴) آمده است.

جدول ۴. نتایج کمیت‌های آماره آزمون Trace و Max برای تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

| احتمال | مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد | آماره تریس | مقادیر ویژه | فرضیه‌های تعداد بردار همگرایی |
|---|---|---|---|---|
| ۰/۰۰۱ | ۶۹/۸ | ۸۶/۱ | ۰/۶۶ | *هیچ |
| ۰/۰۴ | ۴۷/۸ | ۴۵/۵ | ۰/۴۴ | *حداکثر ۱ |
| ۰/۰۶ | ۲۹/۷ | ۲۸/۶ | ۰/۴۲ | حداکثر ۲ |
| ۰/۲۸ | ۱۵/۴ | ۹/۹ | ۰/۱۸ | حداکثر ۳ |
| ۰/۰۷ | ۳/۸ | ۳/۱ | ۰/۰۸ | حداکثر ۴ |
| احتمال | مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد | آماره حداکثر مقادیر ویژه | مقادیر ویژه | فرضیه‌های تعداد بردار همگرایی |
| ۰/۰۱ | ۳۳/۸ | ۳۷/۵ | ۰/۶۶ | *هیچ |
| ۰/۳۴ | ۲۷/۵ | ۱۹/۹ | ۰/۴۴ | حداکثر ۱ |
| ۰/۱ | ۲۱/۱ | ۱۸/۶ | ۰/۴۲ | حداکثر ۲ |
| ۰/۵ | ۱۴/۲ | ۶/۸ | ۰/۱۸ | حداکثر ۳ |
| ۰/۰۷ | ۳/۸ | ۳/۱ | ۰/۰۸ | حداکثر ۴ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در این تحقیق آزمون اثر وجود دو بردار هم‌جمعی و آزمون حداکثر مقادیر ویژه وجود یک بردار هم‌جمعی را تأیید می‌کند. جوهانسون بیان می‌کند که در صورت تناقض میان نتایج حاصل از این دو آزمون در تعیین بردار هم‌جمعی، از آنجایی که آزمون حداکثر مقادیر ویژه دارای فرض مقابل قاطع‌تری است، این آزمون نسبت به آزمون اثر ارجحیت دارد. بر این اساس مطابق با آزمون حداکثر مقادیر ویژه، وجود یک بردار هم‌جمعی تأیید می‌شود. پس قیمت مسکن در ایران، امارات متحده عربی، ترکیه، یونان و قبرس همگرا هستند و در بلندمدت با هم ارتباط دارند.

درنهایت نیز بردار هم انباشتگی و ضریب تعدیل نرمال شده برآورد شده است. مدل برآورد شده در این قسمت شامل پنج متغیر مورد نظر و یک رابطه هم جمعی و ضرایب تعدیل بلندمدت است. بردار هم انباشتگی بین متغیرها به‌صورت زیر به تأیید می‌رسد:

LHPI=۲۱/۹*LHPU+ ۵۸/۵۶*LHPT+ ۲۸۱/۳۴*LHPG- ۳۰۱/۰۸*LHPC

(7/151) (46/88) (46/04) (63/01)

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

رابطه تعادلی بلندمدت در معادله فوق بین متغیرهای مورد بررسی بیانگر وجود رابطه مثبت بین شاخص قیمت مسکن امارات، شاخص قیمت مسکن ترکیه شاخص قیمت مسکن یونان با شاخص قیمت مسکن ایران و رابطه منفی بین شاخص قیمت مسکن قبرس و این شاخص است.

## ٦. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج حاصل از پژوهش بیانگر این است که تکانه قیمت مسکن کشورهای منتخب بر قیمت مسکن کشور ایران اثر معناداری ندارد. همچنین بر اساس مبانی نظری ارائه شده، انتظار می‌رود تکانه دارایی‌های جایگزین مسکن در سبد دارایی تأثیرات معناداری بر شاخص قیمت مسکن داشته باشد؛ اما طبق نتایج حاصل از نمودارهای توابع واکنش ضربه‌ای تنها تکانه حجم نقدینگی بر قیمت مسکن تأثیرگذار است. با افزایش حجم نقدینگی، مازاد آن وارد بازار کالا، خدمات و دارایی می‌شود؛ و تقاضای مسکن به عنوان یک دارایی افزایش می‌یابد و به تبع آن قیمت هم افزایش پیدا می‌کند.

به طور کلی متغیر نقدینگی متغیر مهمی در افزایش قیمت مسکن به شمار می‌رود. از این رو افزایش شدید نقدینگی موجب افزایش شدید قیمت مسکن و پیدایش اختلالات شدید در تخصیص منابع اقتصادی خواهد شد. لذا در صورت کارا نبودن بازار سرمایه و عدم توانایی این بازار در جذب نقدینگی احتمال انتقال آن به سایر بازارهای دارایی غیرمولد همچون مسکن (به‌صورت تقاضای سرمایه‌ای)، ارز، طلا و ایجاد شوک در این بازارها به وجود می‌آید.

از دیگر نتایج این مطالعه این است که سهم قیمت مسکن کشورهای منتخب در توضیح نوسانات خطای پیش‌بینی قیمت مسکن ایران در ابتدای دوره و در کوتاه‌مدت به ترتیب در حدود ۸۰ و ۳۰ درصد است و این اعمال سیاست‌های کوتاه‌مدت در این بخش را با مشکل مواجه می‌سازد؛ زیرا کنترل تکانه حاصل از این متغیرها امری بسیار مشکل است. تأثیرپذیری شاخص قیمت مسکن کشور از تکانه‌های خارج از کنترل اقتصاد داخلی برنامه‌ریزیبرنامه‌ریزی برای سیاست‌گذاران را مشکل و سیاست‌های آن‌ها در جهت کنترل قیمت مسکن را بی‌اثر می‌کند. اما در افق‌های زمانی دورتر سهم این متغیرها در توضیح نوسانات خطای پیش‌بینی قیمت مسکن

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

کاهش پیدا می‌کند (در حدود ۲۰ درصد) و سهم متغیرهای جایگزین مسکن در سبد دارایی در توضیح نوسانات خطای پیش‌بینی قیمت مسکن از ۲۰ درصد در ابتدای دوره به ۸۰ درصد در انتهای دوره افزایش پیدا می‌کند و این امر تأثیر سیاست‌های کنترل قیمت مسکن در بلندمدت را تسهیل می‌کند.

ازجمله نتیجه دیگر این مطالعه تأیید وجود همگرایی و رابطه تعادلی بلندمدت بین قیمت مسکن کشور ایران و کشورهای امارات متحده عربی، ترکیه، یونان و قبرس است. وجود همگرایی قیمت مسکن در بلندمدت در کشورهای دیگر در مطالعات ویلسون و اکان (۱۹۹۶)، کیس و همکاران (۱۹۹۹)، گروی و همکاران (۲۰۰۱)، تساتسارونیز و ژو (۲۰۰۴)، ارتوک وترونس (۲۰۰۴)، لیو و همکاران (۲۰۰۵)، یانگ و همکاران (۲۰۰۵)، یاناس و سوانس (۲۰۰۷)، یاناس (۲۰۱۵)، کلوین لین و هان لین (۲۰۱۱)، هیداکی و همکاران (۲۰۱۳)، رکا و همکاران (۲۰۱۴) تأیید شده است.

این یافته‌ها از این جهت اهمیت دارند که در اثر وقوع بحران در بخش مسکن کشورهای منتخب، سرریز تکانه حاصل از این بحران در بلندمدت می‌تواند بازار مسکن کشور ما را تحت تأثیر قرار دهد. از این رو بهتر است سیاست‌ها و تصمیمات مناسبی جهت جلوگیری از ورود این بحران‌ها به اقتصاد کشور و یا تأثیرپذیری کمتر از آن‌ها گرفته شود.

طبق نتایج تنها تکانه حجم نقدینگی بر قیمت مسکن اثر دارد و اثر سایر تکانه‌ها (قیمت مسکن کشورهای منتخب و سایر دارایی‌های جایگزین) بعد از چند دوره حذف می‌شود. پس سیاست مؤثر در کوتاه‌مدت برای تثبیت قیمت مسکن کنترل حجم نقدینگی و جهت‌دهی به سمت تولید است. همچنین نتایج مطالعه گویای این است که سرریز تکانه‌های قیمت مسکن در کشورهای منتخب بر شاخص قیمت مسکن ایران تأثیرگذار نیست؛ اما در بلندمدت قیمت مسکن در کشور ایران و کشورهای منتخب همگرا است و این گویای انتقال مسری بحران در بازار مسکن کشورها است. لذا از طرفی مقاوم‌سازی بازار مسکن در برابر بحران‌ها ضروری به نظر می‌رسد و از طرفی هم اتخاذ سیاست‌های مکمل برای تثبیت قیمت مسکن مناسب خواهد بود. همچنین با توجه به

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

اینکه سهم متغیرهای جانشین مسکن در سبد دارایی در توضیح قیمت مسکن در بلندمدت بیشتر است، پس سیاست‌های کوتاه‌مدت از این طریق ابزار مناسبی برای کنترل قیمت مسکن نیستند. اما در افق‌های زمانی دورتر دولت با برنامه‌ریزی مناسب قادر به کنترل قیمت مسکن از طریق ایجاد ثبات در سایر بازارهای دارایی و به‌خصوص حجم نقدینگی خواهد بود.

## منابع

**جعفری صمیمی، احمد؛ علمی، زهرا و آرش هادی‌زاده** (۱۳۸۶). «عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*. شماره ۳۲. صص ۳۱-۵۳.

**خلیلی عراقی، منصور؛ مهرآرا، محسن و سید رضا عظیمی** (۱۳۹۱). «بررسی عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از داده‌های ترکیبی». *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. شماره ۶۳. صص ۳۳-۵۰.

**شهبازی، کیومرث و زهرا کلانتری** (۱۳۹۱). «اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR». *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*. شماره ۶۱. صص ۷۷-۱۰۴.

**عظیمی، سید رضا** (۱۳۹۱). «نقش عوامل پایه‌ای و حباب بر نوسانات قیمت مسکن در ایران با استفاده از رویکرد ترکیبی فضایی». پایان‌نامه دکتری دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

**محسنی زنوزی، سید جمال‌الدین** (۱۳۹۰). «سیاست پولی و تغییرات قیمت دارایی‌ها در اقتصاد ایران». *فصلنامه اقتصاد پولی، مالی*. شماره ۲. صص ۸۷-۱۲۲.

**معصوم‌زاده، سارا و مهدی شیرافکن** (۱۳۹۶). «همگرایی بازدهی بازارهای ارز در ایران». *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*. سال پنجم. شماره ۱۸. صص ۲۳۱-۲۴۵.

**موسوی، میرحسین و حسین درودیان** (۱۳۹۴). «تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در شهر تهران». *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*. شماره ۳۱. صص ۱۰۳-۱۲۷.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

**نجفی، بنفشه** (۱۳۸۵). «سنجش سهم عوامل مؤثر بر عرضه مسکن در مناطق شهری کشور طی سال‌های (۸۱-۱۳۷۰)». *فصلنامه اقتصاد مسکن*. شماره ۳۷ و ۳۸.

**نوفرستی، محمد** (۱۳۷۸). *ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی*. تهران: انتشارات مؤسسه رسا. چاپ اول.

**Beltratti, A. and Morana, C.** (2010). "International housing prices and macroeconomic fluctuations". *Journal of Banking and Finance*, No. 34, pp. 533-545.

**Bernank, B. S. and F. S. Mishkin**. (1997). "Inflation targeting: A new fromework for monetary policy?". *The Journal of Economic Perspecthves*, Vol. 11, PP. 97-116.

**Blanchard, O. and Quah D**. (1989). "The denamic effect of aggregate demand and supply distrubances". *The American Economic Reviw*, Vol. 79, PP. 635-773.

**Calvin Lin, Tsoyu. Han Lin, Zong**. (2010). "Are stock and real estate markets integrated? An empirical study of six Asian economies". *Journal of Pacific-Basin Finance*, pp. 571-585.

**Case, B. Goetzmann, W. Rouwenhorst, K.G**. (1999). "Global real estate markets cycles and fundamentals". *Yale Ienternational Center for Finnce*. Working Paper. No. 7.99.

**Claessens, S. Kose, M.A. and Terrones, M.E**. (2009). "What happens during recessions crunches and busts?". *Economic Policy*. Vol. 24. PP. 653-700.

**Claessens, S. Kose, M.A. and Terrones, M.E**. (2010). "Financial cycles: What? How? When?". *NBER International Seminar on Macroeconomics 2010*. University of Chicago.

**Claessens, S. Ayhan Kose, M. and Terrones, M.E**. (2011). "Gyrations in Financial Markets". *Journal of Finance and Development*, Vol. 133, pp. 30-33.

**Claessens, S. Kose, M.A. and Terrones, M.E**. (2012). "How do business and financial cycles interact?". *Jornal of International Economics*. Vol. 87. PP. 178-190.

**Costello, G. Fraser P. and N. Groenewold**. (2011). "House prices, non- fundamental components and interstate spillovers, The australian experience". *Journal of Banking and Finance*. Vol. 35. PP. 653-669.

**Das, D. K**. (2006). "Globalization in the world of finaance: an analytical history" *Globl Economy Journal*, Vol. 6.

**Demir, C. and Ylldirim, M. O**. (2017). "Convergence in house prices across OECD countries: A panel data analysis". *Ekonomicka Revue - Central European Review of Economic Issues*. vol. 20. Pp. 5-15.

**Dipasquale, D. and Wheaton**. (1994). "Housing market dynamics and the future of housing prices". *Journal of Urban Economics*. Vol. 35.PP. 1-27.

**Drastichova, M. and V. Ostrava**. (2012). "The Relations of Real and Nominal Convergence in the EU with Impacts on the Euro Area Participation", *Central European Review of Economic Issue*, Vol. 15, pp. 107-122.

**Elbourne, A**. (2008). "The uk housing market and the monetary policy transmission mechanism: An svar approach". *Journal of Housing Economics*, Vol. 17, PP. 65-87.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

**Flavin, M. and Yamashita, T**. (1998). "Owner- occupied housing and the composition of the household portfolio over the life cycle". *Journal of Real Estate Finance and Economics*. Vol. 23. PP. 259-275.

**Goodhaart, C. and Hoffman, B**. (2008). "House prices, money, credit, and the macroeconomy". *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 24, Pp. 180- 205.

**Hasanov, F. Dacy, D**. (2003). "Measuring and analyzing returns on aggregate residential housing". EconWPA in its Series Finance with Number 0510005 Working Paper.

**Hideaki, H. Ayhan Kose, M. Otrok, C. and Terrones, M. E**. (2013). "Global House Price Fluctuation: Synchronization and Determinants". NBER International Seminar on Macroeconomics, University of Chicago Press, vol. 9 , pp. 119-166.

**Igan, D. Kabundi, A. Nadal, F. Pinheiro, M. and Tamirisa, N**. (2011). "Housing, credit, and real activity cycles: Characteristics and co- movement". *Journal of Housing Economics*. Vol. 20. PP. 210-231.

**International Monetary Fund**. (2004). "The Global House Price Boom, in: World Economic Outlook". *The Global Demographic Transition*, Chapter 2, PP. 71-89, September.

**Kim, Kyung-Hwan and Park, Young-Joon**. (2016). "International co-movement of housing price cycles in east Asia and Greater China". *Journal of Asian Economic Papers*, Vol. 15, pp. 78-98.

**Kiyotaki, N., Michaelides, A., Nikolov, K**. (2011). "Winners and losers in housing markets". *Journal of Mony, credit and banking*, Vol. 43, Pp. 255- 269.

**Liow K.H. Ooi, J., Gong, Y**. (2005). "Cross- market dynamics in property stock markets: some international evidence". *Journal of Property Investment and Finance*, Vol. 23, Pp. 55- 75.

**Miles, W**. (2013). "Rigional house price segmentation and convergence in the us, A new approach". *The Journal of Real Estate Finance and Economics forthcoming*.

**Mankiw, G. and Weil D**. (1989). "The baby boom, the baby bust and the housing market*". Regional Science and Urban Economics*. Vol. 19. PP. 235-258.

**Nitschkaa, T**. (2008). "The risk premium on the euro area market portfolio: The role of real estate". *Institute for Empirical Research in Economics* – IEW in its series IEW – Working Papers With Number 385.

**Oikaarinen, E**. (2007). *Studies on housing price dynamics*. Turku School of Economic.

**Ortok, C. and Terrones, M. E**. (2005). *Housing prices, interest rates and macroeconomic fluctuations: International evidence*. University of Virginia.

**Pellizon, L. and Weber, G**. (2008). "Are household portfolios efficient? An analysis conditional on housing". Cambridge University Press. Vol. 43. PP. 401-431.

**Poterba, J**. (1984). "Tax subsidies to owner- occupied housing: An asset- market approach". *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 99. No. 4. PP. 729-752.

**prasad, E. S., Kose, M. A. Terrones, M. E**. (2003). "How does globalization affect the synchronization of business cycles?" *IZA Disscussion Paper*, No. 702.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

**Roca, E. Hatemi-j, A. Al-Shayeb, A**. (2014). "How integrated are real estate markets with the world market? Evidence from case- wise bootstrap analysis". *Journal of Economic Modelling*, PP. 137-142.

Sterken E. (2003). *Monetary transmission, asset prices, and the business cycle indicator in germany*. University of Groningen.

**Stevenson, S**. (2008). "Modeling housing market fundamentals, Empirical evidence of extreme market conditions". *Real Estate Economics*. Vol. 36. PP. 1-29.

**Stijn claessens, m. Kose, Ayhan. and Terrones, Marco E**. (2011). "Gyrations in Financial Markets". *Journal of Finance and Development*, vol. 133, pp. 30-33.

**Tsai, C**. (2018). "House price convergence in euro zone and non-euro zone countries". *Economic systems*. Vol. 42. Pp. 269-281.

**Yunus, N. and Swanson, P. E**. (2013). "A closer look at the US housing market, Modeling relationships among regions". *Real Estate Economics*. Vol. 41, pp. 542-568.

**Yunus, N**. (2015). "Trends and convergence in global housing markets". *Journal of international financial markets*, vol. 36, pp. 100-112.

**Zainhofer, F**. (2006). "Life cycle portfolio choice: A swiss perspective". Working Paper. Fribourg Universit.

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]

[ Downloaded from qjfep.ir on 2024-04-24 ]