پیوستگی انتقالات نوسانی میان بخش مسکن و بازار سرمایه

حسین محسنی* و محمدهاشم بت‌شکن**

تاریخ دریافت ۱۳۹۶/۲/۱۶	تاریخ پذیرش ۱۳۹۷/۵/۱۳

بخش مسکن و بازار سرمایه از گزینه‌های اصلی سرمایه‌گذاری در هر کشوری به‌شمار می‌آیند که پس از بحران مالی اخیر، کانون توجه نهادهای مقررات‌گذار و سیاستگذاران اقتصادی بوده‌اند. این مقاله به بررسی همبستگی شرطی و انتقالات نوسانی میان بازار مسکن و بازار سرمایه در فاصله زمانی سال ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۵ با استفاده از چهار مدل گارچ چندمتغیره می‌پردازد. نتایج تحقیق مؤید وجود انتقالات نوسانی میان بخش مسکن و بازار سرمایه در سطوح مختلف است. نتایج نشان می‌دهد اگرچه در کوتاه‌مدت، شوک‌های بخش مسکن تأثیر منفی بر بازار سرمایه دارد، اما در بلندمدت، همبستگی مقطعی میان دو بازار، مثبت و همگراست. این امر می‌تواند در تبیین دقیق هم حرکتی میان دو بازار به‌منظور درک انتقالات سرمایه‌گذاری در جامعه ایران و توجه به ابعاد سیستمی نوسان در بخش مسکن مؤثر باشد. ایجاد هیئت ثبات مالی و توسعه محصولات شناخته شده مالی ـ رهنی جهت ایفای نقش ضد تشدید ادوار (رونق ـ رکود) بخش مسکن ازجمله توصیه‌های راهبردی است.

کلیدواژه‌ها: بخش مسکن؛ انتقالات نوسانی؛ تکانه‌های اقتصادی

---

* مدرس دانشکده مهندسی پیشرفت، دانشگاه علم و صنعت ایران (نویسنده مسئول)؛

Email: mohseni.hos@gmail.com

** استادیار دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه علامه طباطبائی؛

Email: botshekan@atu.ac.ir

مقدمه

انتقال ریسک از یک بخش به بخش دیگر یا از یک بازار به بازار دیگر را سرریزی می‌نامند. بروز رخدادی از نوع تلاطم در یک بازار می‌تواند رفتار عرضه و تقاضای اشخاص را در بازار دیگر تحت تأثیر قرار دهد و ایجاد عرضه و تقاضای متفاوتی را به‌وجود آورد (ایوانوا و وبر،[1] ۲۰۱۱). پس از بحران مالی اخیر، برآمده از شکست بازار در بخش مسکن کشور آمریکا و تأثیرات پی در پی آن بر سایر بخش‌ها و بازارهای مالی، موضوع توجه پیشگیرانه و ترسیم ابعاد سیستمی بخش مسکن بر سایر بخش‌ها مدنظر سیاستگذاران اقتصادی قرار گرفت. مطالعات موجود در روابط میان متغیرهای اقتصادی و بخش مسکن عمدتاً متمرکز بر عوامل مؤثر بر قیمت و چرخه‌های تجاری است و ازطرفی به‌دلیل ماهیت بازاری و ساختاری متفاوت بازار مسکن کشور، امکان تعمیم نتایج مطالعات خارجی نیز وجود ندارد.

هدف اصلی این پژوهش شناسایی و مدل‌سازی پویایی روابط و انتقالات نوسانی میان بازار سرمایه و بخش مسکن در جمهوری اسلامی ایران است تا با ترسیم یک مدل مفهومی در این خصوص، نقش مؤثری در ارائه ابعاد سیستمی و شناخت عمیق محیط اقتصادی برای مقرراتگذاری و نظارت در این حوزه داشته باشد.

سؤال اساسی این تحقیق آن است که به‌منظور توجه و مدیریت تکانه‌های اقتصادی پیرامون ابعاد اقتصاد مقاومتی، عوامل برونزای مؤثر بر ترجیحات سرمایه‌گذاران در بازار مسکن، چگونه و با چه سازوکاری می‌تواند رفتار عرضه و تقاضای اشخاص را در بازار سرمایه تحت تأثیر قرار دهد؟ در صورت وجود رابطه، نحوه تعامل بازارهای مذکور چگونه است؟

ازآنجاکه هدف این پژوهش مدل‌سازی وابستگی درونی نوسانات و مکانیسم‌های انتقالی بین سری‌های زمانی است، مدل‌های ناهمسانی واریانس چندمتغیره گارچ مورد توجه قرار می‌گیرند. اگرچه مدل‌های تک‌متغیره توانایی تسخیر برخی از ویژگی‌های سری‌های زمانی مالی و اقتصادی مانند کشیدگی و عدم تقارن را دارند اما این مدل‌ها

1. Ivanova and Weber

نمی‌توانند رابطه درونی بین سری‌های زمانی را مدل‌سازی کنند. لذا این پژوهش از مدل‌های غیرخطی پویا جهت بررسی این روابط مهم بهره گرفته است.

ازاین‌رو مقاله به بیان مبانی نظری و پیشینه پژوهش، مدل تحقیق، آزمون داده‌ها و تحلیل نتایج و درنهایت، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پرداخته است.

۱. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

سری‌های زمانی مالی اغلب در مقاطعی برآمده از رخدادهای سیاسی، اجتماعی و اقتصادی نظیر بحران مالی، تکانه‌های نفتی، سیاست‌های مالی دولت، سیاست‌های ارزی و ... دچار نوسان می‌شوند به‌طوری‌که گاهی آثار این رخدادها دیگر کوتاه‌مدت نیست. نوسان در یک بازار، سرمایه‌گذاران را ترغیب می‌کند تا سبد دارایی خود را تعدیل کرده و ترکیب دارایی‌های خود را تغییر دهند. این مسئله می‌تواند ازیک‌طرف آشفتگی در بازار بحران‌زده را تشدید کند و ازطرف‌دیگر، نوسانات و تکانه‌ها را به بازارهای دیگر انتقال دهد (خلیفه[1] و همکاران، ۲۰۱۴). درحقیقت افزایش همگرایی بازارهای مالی، انتقال نوسانات را میان آنها تشدید می‌کند. نوسانات باعث ایجاد نااطمینانی، ضربه به اعتماد عمومی و کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود. مهم‌تر آنکه درک نادرست ارتباط متقابل بازارها می‌تواند به اتخاذ سیاست‌های اقتصادی نامناسب و ضدتولیدی منجر شود (برنی[2] و همکاران، ۲۰۰۸).

طی دهه‌های اخیر بخش مسکن در کشور با دوره‌های رکود و رونق تورمی و افزایش بی‌رویه قیمت‌ها و درنتیجه تبدیل تقاضای مؤثر به تقاضای غیرمؤثر مواجه بوده است. تورم ناشی از افزایش شدید نقدینگی که با استفاده بیشتر از دلارهای نفتی و افزایش قیمت ارز در کشور ظهور می‌کند، شاید در اقلام تجاری و مصرفی با اهرم‌های مختلفی همچون واردات قابل کنترل باشد اما در کالاهای غیرمنقول نظیر زمین و ساختمان قابل کنترل نیست و ورود سرمایه‌های غیرمصرفی به این حوزه می‌تواند موجب تلاطم‌های ادواری چشمگیری در بخش مسکن شود.

عوامل متعددی بر عرضه، تقاضا و قیمت مسکن اثرگذارند که می‌توان آنها را به دو

1. Khalifa
2. Beirne and et al.

دسته درونزا و برونزا تقسیم کرد. عواملی که در بازار مسکن موجب تغییر در حجم و چگونگی عرضه و تقاضا می‌شوند را عوامل درونزا (نظیر هزینه‌های تولید) و عواملی که در اثر نوسانات بازار ناشی از شوک‌های مثبت و منفی شکل می‌گیرند (نظیر درآمدهای نفتی، نوسانات بازار سرمایه، سیاست‌های دولت و نرخ ارز) را عوامل برونزا می‌نامند که در بخش‌هایی جز مسکن تعیین می‌شوند اما بر عملکرد بازار مسکن مؤثرند (نجفی، ۱۳۸۳). قلمروی این تحقیق بر عوامل برونزای مؤثر بر حوزه مسکن است که درنهایت برایند آنها می‌تواند موجب انتقال نوسانی از بخش مسکن به بازار سرمایه کشور شود.

جدول ۱. تفکیک عوامل مؤثر بر بروز نوسان در بخش مسکن

عوامل درونزا ـ قیمتی (مؤثر بر عرضه و تقاضا)	عوامل درونزا ـ غیرقیمتی (مؤثر بر عرضه و تقاضا)	عوامل برونزا (مؤثر بر ایجاد شوک‌ها)
بهای مصالح ساختمانی	رشد درآمد واقعی	درآمدهای نفتی
قیمت زمین	نرخ استهلاک	حجم نقدینگی
قیمت پروانه	نرخ بازده بانکی	نرخ ارز
نرخ خدمات ساختمانی	تراکم در مساحت‌های شهری	نرخ بهره
تسهیلات و نرخ تأمین مالی	انتظارات آتی	درآمد سرانه خانوار

مأخذ: تلخیص پژوهش‌ها.

عوامل برونزا در بخش‌هایی جز مسکن تعیین می‌شوند اما بر عملکرد بازار مسکن مؤثرند. نظر به ماهیت خاص بازار مسکن نسبت به سایر بازارهای مورد بررسی ازمنظر درونزایی و داخلی بودن ابعاد اقتصادی این بازار، تناسب بیشتری از حیث مؤلفه‌های کلان اثرپذیر می‌تواند با بازار سرمایه داشته باشد. با عنایت به اینکه حجم ارزش بازاری سهام شرکت‌های حوزه مسکن حدود ۱ درصد از کل ارزش بازار سرمایه است، بنابراین انتقالات نوسانی ازطرف بازار سرمایه بر بخش مسکن به‌صورت مستقیم فاقد توجیه‌پذیری نظری است. ازاین‌رو متناسب با سؤال تحقیق، بررسی انتقالات نوسانی از سمت بازار مسکن به بازار سرمایه مورد بررسی قرار می‌گیرد. بخش مسکن متفاوت از

سایر بازارهای دیگر دارای ادوار تجاری است. طی دهه‌های اخیر، همواره بخش مسکن در کشور با دوره‌های رکود و رونق تورمی و افزایش بی‌رویه قیمت‌ها و درنتیجه تبدیل تقاضای مؤثر (مصرفی) به تقاضای غیرمؤثر (سرمایه‌گذاری/ سفته‌بازی) مواجه بوده است. بررسی سیکل‌های رونق و رکود برای دوره بعد از انقلاب اسلامی ایران نشان می‌دهد که تورم ناشی از افزایش شدید نقدینگی (که عمدتاً با افزایش قیمت دلار و تورم ظهور می‌کند)، شاید در اقلام تجاری و مصرفی به‌وسیله اهرم‌های مختلفی همچون واردات قابل کنترل باشد اما در کالاهای غیرمنقول نظیر زمین و ساختمان قابل کنترل نیست و ورود سرمایه‌های غیرمصرفی به این حوزه می‌تواند موجب تلاطم‌های ادواری قابل توجه در بخش مسکن شود. این امر عمدتاً برآمده از تقاضای سرمایه‌گذاری جهت حفظ ارزش پول در قالب یک دارایی واقعی و بهره‌مندی از نوسانات بخش مسکن در ادوار رونق تجاری است.

تأثیر نوسانات بخش مسکن می‌تواند از حیث کانال انتظارات آتی و جریان‌های نقدی از دو حیث خروج منابع از بازار سرمایه جهت سرمایه‌گذاری در بخش مسکن (بازار رقیب) و یا سیگنال‌دهی بخش مسکن به بازار سرمایه از حیث انتظارات آتی (بازار با گرایش مشترک) تفسیر شود.

جدول ذیل ارائه‌کننده ادوار تجاری و عوامل ایجاد رونق و رکود بخش مسکن طی بیست سال اخیر در کشور است. عوامل برونزای مختلفی (نظیر حجم نقدینگی، قیمت دلار و ...) می‌توانند به‌طور مشترک باعث انتقال نوسانات میان دو بازار شوند. شایان ذکر است که در این پژوهش تمرکز بر عوامل نیست، عوامل برونزا درنهایت بر تصمیمات سرمایه‌گذاران و جریانات نقدی تأثیر خواهند گذاشت. لذا در این پژوهش نیز بر خروجی حاصل از برایند عوامل بر جریانات سرمایه‌گذاری تمرکز خواهد داشت.

جدول ۲. چرخه ادوار مسکن در ایران

شرح	دوره رونق	علل مهم در این دوره	دوره رکود	علل مهم در این دوره
دوره اول	بهار ۱۳۶۰ تا پاییز ۱۳۶۳	افزایش درآمدهای نفتی، قرار داشتن در شرایط جنگی، تثبیت دستوری قیمت‌ها.	پاییز ۱۳۶۳تا تابستان ۱۳۶۷	اثر فرسایشی جنگ بر ظرفیت‌های تولیدی، کاهش مداوم قیمت نفت، رکود اقتصادی شدیدی حاکم بر اقتصاد، حملات موشکی به شهرهای بزرگ، عرضه ساختمان‌های تولید شده بر اثر رونق اول.
دوره دوم	تابستان۱۳۶۷ تا بهار ۱۳۷۱	پایان جنگ تحمیلی و آغاز مجدد فعالیت‌های اقتصادی، نرخ دورقمی رشد تولید ناخالص داخلی، سیاست آزادسازی مبادله مسکن در ابتدای دهه ۱۳۷۰.	بهار۱۳۷۱ تا پاییز ۱۳۷۴	خروجی‌های اقتصادی اجرای سیاست‌های تعدیل اقتصادی در کشور در قالب برنامه اول توسعه، فاصله گرفتن شدید نرخ ارز رسمی و بازار آزاد.
دوره سوم	پاییز ۱۳۷۴ تا بهار ۱۳۷۶	رشد شدید نقدینگی، اجرای سیاست‌های تثبیت اقتصادی و حرکت مجدد به سمت اداره دستوری اقتصاد.	بهار ۱۳۷۶ تا بهار ۱۳۷۹	عرضه زیاد مسکن به‌علت رونق دوره پیشین، کاهش شدید درآمد نفتی کشور، نبود قدرت خرید کافی و افت قیمت حقیقی مسکن.
دوره چهارم	بهار ۱۳۷۹ تا بهار۱۳۸۳	افزایش مخارج عمرانی، افزایش قیمت نفت، انبساط بودجه‌ای مبتنی‌بر تبدیل دلارهای نفتی به ریال، کاهش دستوری نرخ بهره.	بهار ۱۳۸۳ تا پاییز ۱۳۸۴	عرضه زیاد مسکن به‌علت رونق دوره پیشین.
دوره پنجم	پاییز ۱۳۸۴ تا پاییز ۱۳۸۷	تسهیلات بانک‌های خصوصی، تداوم رشد نقدینگی، عدم جذب نقدینگی در بازارهای موازی، انتظارات تورمی موجود در اقتصاد ایران.	پاییز ۱۳۸۷ تا بهار ۱۳۹۱	عرضه زیاد مسکن به‌علت رونق شدید دوره پیشین.

شرح	دوره رونق	علل مهم در این دوره	دوره رکود	علل مهم در این دوره
دوره ششم	تابستان ۱۳۹۱ تا بهار ۱۳۹۲	تشدید نوسانات ارزی، کاهش ارزش پول داخلی، منفی بودن نرخ واقعی سپرده‌های بانکی.	تابستان ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵	عرضه بالای مسکن مهر، مثبت بودن نرخ سود واقعی سپرده‌های بانکی، کاهش درآمدهای نفتی، عرضه زیاد مسکن به‌علت رونق شدید دوره پیشین.

مأخذ: همان.

براساس تلخیص پژوهش‌های صورت گرفته، چهار کانال اصلی در حوزه ارتباط میان بازار سرمایه و بازار مسکن به‌صورت عمده قابل ملاحظه است. همان‌طور که در جدول قبل مشاهده می‌شود، کانال عوامل بنیادین شامل درآمدهای نفتی دولت، افزایش نقدینگی، نوسانات ارزی و نرخ سود بانکی می‌تواند هر دو بازار را تحت تأثیر قرار دهد. در این میان کانال ظرفیت‌های جایگزینی شامل وجود رجحان سنتی در بازار کشور به سرمایه‌گذاری در املاک و جایگاه مسکن به‌عنوان کالای سرمایه‌گذاری موجب می‌شود تا این دو بازار در شرایط فرار نقدینگی از نهادهای پولی، دارای رقابت سیستمی با یکدیگر باشند. ازطرفی برخی رخدادها تنها منحصر به یک بازار نیست، بلکه کانال ریسک کل بازار، در صورت بروز رخداد سیستمی، نوسانات را در کل بازارهای مالی تحت تأثیر قرار می‌دهد. آنچه که محور تمرکز تحقیق حاضر است، توجه به کانال انتظارات سرمایه‌گذاران[1] است. این امر می‌تواند از دو حوزه شامل تأثیر بر دریافتی واقعی سرمایه‌گذاران به‌وسیله تنزیل جریان‌های نقدی آتی و تأثیر بر جذابیت سهامداری یا چرخش استراتژی سرمایه‌گذاران از آن بازار تعبیر شود.

توجه به انتقالات نوسانی در بخش مسکن ازجمله پدیده‌های مشهور در دهه‌های اخیر به‌دلیل بحران اقتصادی جهانی است. مسکن به‌عنوان بخشی استراتژیک از حیث هزینه مصرفی و سرمایه‌گذاری خانوارها و دارای رابطه پیشین و پسین اقتصادی با سایر بخش‌ها بالاخص بخش مالی است. سرمایه‌گذاری در بخش مسکن تابع چرخه‌های ادواری صنعت

1. Sentiment

مذکور و شرایط اقتصادی خرد و کلان جامعه است اما انتقالات نوسانی بازار مسکن در هر کشور، اقتضایی و وابسته به ساختارهای مالی ـ رهنی است. لذا بررسی انتقالات نوسان این بخش می‌تواند موجبات توسعه درک تعامل این بازار استراتژیک را فراهم کند. در ادامه مروری بر پژوهش‌های داخلی و خارجی منتخب در حوزه بررسی رابطه میان بازار سرمایه و بازار مسکن خواهیم داشت.

۱-۱. پیشینه داخلی

خیابانی (۱۳۸۲) به بررسی و تحلیل اثرات متغیرهای کلان اقتصادی روی نوسانات قیمت مسکن با داده‌های فصلی در سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۷۱ با استفاده از روش اتورگرسیو با وقفه توزیعی[1] می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت، حجم واقعی پول، تولید واقعی، نرخ واقعی ارز، قیمت سهام از عوامل تعیین‌کننده رفتار قیمت واقعی مسکن هستند. درحالی‌که در کوتاه‌مدت، حجم واقعی پول، تولید واقعی، شاخص واقعی سهام و عدم تعادل ایجاد شده در رابطه بلندمدت قیمت مسکن، تعیین‌کننده رفتار قیمت مسکن است.

خوش‌اخلاق و موسوی حسینی (۱۳۸۵) در بررسی پدیده بیماری هلندی با استفاده از مدل تعادل عمومی بیان کردند که افزایش در درآمدهای نفتی باعث افزایش نرخ ارز شده و افزایش نقدینگی و تورم، باعث افزایش قیمت کالاهای قابل مبادله می‌شود که درنهایت این امر موجب تضعیف بخش‌های دارای تولیدات قابل مبادله نظیر کشاورزی و صنعت شده و بخش ساختمان را به‌عنوان بخش غیرقابل مبادله تقویت می‌کند.

عباسی‌نژاد و یاری (۱۳۸۸) به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی در دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۵۲ پرداختند که نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد اثر متغیرهای نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد نقدینگی، نرخ رشد تسهیلات پرداختی بانک مسکن و شوک‌های مثبت و منفی نفتی بر رشد قیمت مسکن معنادار و موافق تئوری است اما تأثیر نرخ تورم بر رشد قیمت مسکن در دوره مورد بررسی با اهمیت نبوده است.

1. Autotrgressive Distributed Lag (ARDL)

۲-۱. پیشینه خارجی

لیو و شندلر[1] (۲۰۱۱) به بررسی رابطه میان بازار املاک و بازار سهام در سطوح منطقه‌ای و بین‌المللی با استفاده از داده‌های هفتگی در فاصله زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۱ و مدل همبستگی شرطی پویا[2] درخصوص کشور آمریکا، چهار کشور اروپایی انگلستان، فرانسه، آلمان و هلند و چهار کشور آسیایی ژاپن، استرالیا، هنگ‌کنگ و سنگاپور نشان دادند که این رابطه حسب دوره زمانی قابل تفسیر است اما در بلندمدت این همگرایی از معناداری بیشتری برخوردار است.

هوسلی و رکا[3] (۲۰۱۳) به بررسی سرریزهای نوسانی، هم حرکتی و سرایت در بازار رهنی آمریکا، انگلستان و استرالیا در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ با استفاده از مدل نامتقارن بک[4] پرداختند که نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد بیشترین اثرات سرریزی در بازار مسکن آمریکا به‌سمت انگلستان قابل مشاهده است درحالی‌که می‌توان میان همبستگی‌های شرطی و غیرشرطی تمایز قائل شد.

لیو (۲۰۱۴) به بررسی سرریزهای نوسانی و هم حرکتی بازدهی بازار املاک در کشور چین، سه کشور آسیای جنوب شرقی و دو کشور ژاپن و آمریکا با استفاده از الگوی همبستگی شرطی پویا و الگوهای تصحیح خطای برداری در دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۹ می‌پردازد که نتایج پژوهش وی نشان می‌دهد حرکتی میانه و اثرات سرریزی در داخل و میان بازارها وجود دارد که تأثیر بازار املاک چین نسبت به سایر کشورها بیشتر بوده و همچنین مدل هم‌انباشتگی از تعادل بلندمدت برخوردار است.

بیگیازی و آستیرو[5] (۲۰۱۵) به بررسی اثرات سرریزی نوسان و عدم تقارن در بازار رهنی یونان با استفاده از داده‌های هفتگی در دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۹ و مدل بک پرداختند که نتایج پژوهش آنها نشان می‌دهد شاخص بورس آتن تأثیر معناداری بر شاخص رهنی دارد. این درحالی است که سرریزهای نوسان مثبت و محدودی در این خصوص قابل مشاهده است.

---

1. Liow and Schindler
2. Dynamic Conditional Correlation (DCC)
3. Hoesli and Reka
4. Baba, Engle, Koroner and Kraft (BEKK)
5. Begiazi and Asteriou

۲. مدل پیشنهادی پژوهش

بررسی پژوهش‌های متعدد انجام شده در حوزه بررسی انتقالات نشان می‌دهد، همگرایی‌ها بیانگر آن است که واریانس شرطی متغیرهای مذکور حسب روش مورد تحلیل می‌تواند نسبت به زمان متنوع و ناهمگن باشند. بنابراین اگر ماهیت وابستگی به زمان در نوسانات نادیده گرفته شود، استنباط تأثیر نوسان بر متغیر مورد بررسی گمراه‌کننده خواهد شد. اولین مسئله در مدل‌سازی رابطه مذکور همانا انتخاب روش‌شناسی مناسب برای تخمین نوسان بازار است. نتایج حاصل از تخمین به میزان زیادی متأثر از نوع روش انتخاب شده است.

بررسی دقیق نوسانات یکی از بااهمیت‌ترین موضوعات حوزه مالی است که با توسعه مدل‌های آرچ و گارچ باعث ایجاد نسلی جدید از مدل‌ها با توانایی تسخیر کاراتر نوسانات شرطی تغییرپذیر با زمان در سری‌های زمانی مالی و اقتصادی شد. این پژوهش‌ها موجب توسعه مدل‌های نامتقارن نظیر مدل گارچ گلسون و همکاران[1] در ۱۹۹۲، مدل گارچ‌نمایی[2] نلسون[3] در ۱۹۹۱، مدل گارچ توانی نامتقارن[4] گرانجر، انگل و دینگ[5] در ۱۹۹۳ و ... شد.

مدل گارچ انتخابی، ازیک‌سو باید به اندازه کافی منعطف باشد تا بتواند پویایی حرکت کوواریانس و واریانس‌های شرطی را نشان دهد. ازسوی‌دیگر ازآنجاکه تعداد پارامترها در مدل چندمتغیره گارچ اغلب به‌سرعت با افزایش بعد مدل افزایش می‌یابد، مدل مناسب باید به اندازه کافی صرفه‌جویانه انتخاب شود تا تخمین مدل آسان‌تر صورت گرفته و پارامترهای مدل به سادگی قابل تفسیر باشند. البته این ساده‌سازی تا اندازه‌ای است که مدل به تسخیر پویایی در ساختار کوواریانس قادر باشد.

انگل و کرونر[6] (۱۹۹۵) مدل بک را توسعه دادند که رفتارهای متغیر زمانی کوواریانس‌های شرطی را بهتر تسخیر می‌کند:

$$Q_t = QQ' + A\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}^{'}A' + BQ_{t-1}B' \qquad (۱)$$

1. Golsten, Jagannathan and Runkle (GJR-GARCH)
2. Exponential GARCH (EGRACH)
3. Nelson
4. Asymetric Power GARCH (APAGARCH)
5. Granger, Engle and Ding
6. Engle and Kroner

مدل بک یک کوواریانس شرطی پویا به‌جای آنچه که در ادبیات پیشین وجود داشت، ایجاد می‌کند. به‌منظور تسخیر پویایی همبستگی‌های شرطی متغیر در طول زمان، انگل (۲۰۰۲) و تسای[1] (۲۰۰۲) به‌ترتیب مدل همبستگی شرطی پویا و همبستگی شرطی متغیر[2] بسطی از مدل همبستگی شرطی ثابت[3] را به‌کار بردند. البته بایستی تعدیلاتی درخصوص شوک‌های بازده در مدل لحاظ کرد که هدف از آن ایجاد تعدیل در بازده‌هایی به‌منظور ایجاد ساختار پویا برای همبستگی‌های شرطی است. مدل همبستگی شرطی پویا را می‌توان به‌صورت زیر تشریح کرد:

$$Z_t = (1-\theta_1-\theta_2)\overline{Z} + \theta_1 \eta_{t-1}\eta'_{t-1} + \theta_2 Z_{t-1} \qquad (۲)$$

در اینجا پارامترهای θ_1 و θ_2 معرف پارامترهای اسکالر هستند. در زمانی که $\theta_1=\theta_2=\theta$, در این صورت $\bar{Z}$ معادل با مدل همبستگی شرطی ثابت خواهد شد. همچنین Z_t شروطی بر بردار پسماندهای استاندارد اعمال می‌کند که ماتریس کوواریانس شرطی شناخته می‌شود اگر η_t را بردار مستقل و نشانگر متغیرهای با توزیع تصادفی[4] فرض کنیم؛ انگل ماتریس همبستگی شرطی پویای مناسب را به‌صورت زیر تعریف می‌کند.

$$\Gamma_t^* = \left\{(diagZ_t)^{-1/2}\right\} Z_t \left\{(diagZ_t)^{-1/2}\right\} \qquad (۳)$$

شوک‌های بازده و نوسان می‌توانند همزمان به یکدیگر مرتبط شوند. انتظار می‌رود ماتریس همبستگی منفی بوده و اثرات پویایی میان شوک‌های بازده و شوک‌های نوسان را تسخیر کند. اگرچه فرض می‌شود آثار اهرمی پویا برای شوک‌های مثبت و منفی یکسان است. اثر اهرمی درواقع به این معناست که نوسانات برخی از سری‌های زمانی مالی و اقتصادی در هنگام نزول قیمت، تمایل به افزایش دارند. مدل اخیر در بحث همبستگی‌های شرطی و انتقالات نوسانی به‌عنوان روش اقتصادسنجی پایدار[5] شناخته می‌شوند.

---

1. Tsay
2. Variable Conditional Correlation (VCC)
3. Constatnt Conditional Correlation (CCC)
4. Distributed Random Variables
5. Robust

۳. آزمون داده‌ها و تحلیل نتایج

در این پژوهش از داده‌های ماهانه در دوره زمانی ۱۳۹۵/۱۲-۱۳۸۴/۱ بهره گرفته شده است. علت انتخاب سال ۱۳۸۴ به‌عنوان تاریخ مبدأ همانا تصویب قانون بازار اوراق بهادار (۱۳۸۴) و تغییر ساختار بازار سرمایه و همچنین وجود چرخه کاملی از رونق ـ رکود مسکن طی این دوره است. درخصوص بازار مسکن نیز متوسط قیمت یک مترمربع آپارتمان (با توجه به تقاضای مصرفی و سرمایه‌گذاری) در شهر تهران به‌عنوان پروکسی بازدهی قیمت مسکن در کشور مورد استفاده قرار گرفته است. بازدهی ماهانه شاخص کل بورس نیز به‌عنوان نماینده بازدهی بازار سرمایه مدنظر قرار می‌گیرد.

آمار توصیفی سری‌های بازدهی بازار سرمایه و مسکن در جدول ۳ خلاصه شده است. بازدهی بورس دارای میانگین کاملاً کوچک اما واریانس بالاست. چولگی کم و کشیدگی بالا نشان‌دهنده غیرنرمال بودن توزیع داده‌هاست و این امر در رد فرضیه صفر آماره آزمون جارک برا در نرمال بودن توزیع داده‌ها نیز مصداق دارد. برای سری بازدهی بازار مسکن نیز میانگین اندک با واریانس بالا و کشیدگی قابل توجه مشاهده می‌شود که دلالت بر توزیع غیرنرمال آنها دارد. لذا باید در تخمین مدل‌های برآوردی، فرض غیرنرمال بودن سری‌های زمانی لحاظ شود.

جدول ۳. آمار توصیفی

آماره	بازدهی بازار سرمایه (RCAP)	بازدهی مسکن (REST)
میانگین	۱/۲۶۳۳۰۲	۱/۴۱۳۲۹۶
میانه	۰/۶۶۷۴۱۱	۰/۶۵۹۷۶۲
حداکثر	۱۶/۳۳۲۵۶	۲۰/۸۳۲۲۹
حداقل	-۱۱/۴۸۴۷۵	-۴/۸۷۴۴۴۲
انحراف معیار	۵/۱۷۵۱۴۱	۳/۶۸۷۰۵۷
چولگی	۰/۶۸۴۳۱۴	۲/۴۵۳۵۳۰
کشیدگی	۳/۴۱۳۷۲۲	۱۱/۸۸۰۲۷
جارک برا	۱۲/۲۶۵۸۴	۶۱۷/۶۳۰۲
احتمال	۰/۰۰۲۱۷۰	۰/۰۰۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

در نمودار ۱ بازدهی لگاریتمی دو بازار مورد بررسی برای دوره ۱۲ ساله ارائه شده است که نشان از خوشه‌ای بودن نوسانات شاخص بورس را دارد به این معنا که روندهای نوسانی تمایل دارند از روندهای نوسانی قبل خود و روندهای درحال سکون نیز از روندهای سکونی قبل خود تبعیت کنند. این درحالی است که برای بخش مسکن نوسانات به‌صورت نامتقارن چشمگیر است.

نمودار ۱. نمودار توصیفی

مأخذ: یافته‌های تحقیق.

شواهد میدانی از آزمون ریشه واحد با استفاده از روش‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته[1] و فیلیپس ـ پرون[2] برای همه بازارهای مورد بررسی به‌صورت اختصاصی برای هر سری در جدول ۴ خلاصه شده است. فرضیه صفر هر دو آزمون نامانایی سری‌های زمانی را آزمون می‌کند که نشان می‌دهد همه سری‌های زمانی مورد بررسی در سطح ۱ درصد از مانایی برخوردارند.

1. Augmented Dicky-Fuller (ADF)
2. Phillips-Perron (PP)

جدول ۴. آزمون مانایی متغیرها

آماره	بازدهی بازار سرمایه		بازدهی بخش مسکن	
سطح اطمینان	دیکی فولر	فیلیپس ـ پرون	دیکی فولر	فیلیپس ـ پرون
سطح ۱٪	-۲/۵۸۱۲۳۳	-۲/۵۸۱۲۳۳	-۲/۵۸۲۳۳۴	-۲/۵۸۱۲۳۳
سطح ۵٪	-۱/۹۴۳۰۷۴	-۱/۹۴۳۰۷۴	-۱/۹۴۳۲۲۹	-۱/۹۴۳۰۷۴
سطح ۱۰٪	-۱/۶۱۵۲۳۱	-۱/۶۱۵۲۳۱	-۱/۶۱۵۱۳۴	-۱/۶۱۵۲۳۱
آماره t	-۶/۶۲۹۲۸۲	-۶/۵۹۷۴۰۸	-۲.۰۳۶۶۳۸	-۴/۶۷۲۷۵
معناداری	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰	۰.۰۴۰۴	۰.۰۰۰۰

مأخذ: همان.

به‌منظور ایجاد مدل اولیه نوسانات شرطی چندمتغیره برای بازدهی بخش مسکن، شاخص سهام و قیمت نفت، مدل گارچ (۱ و ۱) برای تخمین در معادله میانگین قرار می‌گیرد. به‌منظور سنجش اینکه آیا واریانس‌های شرطی بازدهی‌ها از فرایندهای آرچ تبعیت می‌کنند، مدل آرما گارچ (۱ و ۱)[1] تخمین زده شد که نتایج نشان از معناداری این مدل دارد. همچنین آزمون وجود اثر آرچ در مدل تأیید می‌شود.

جدول ۵. وجود ناهمسانی واریانس با آزمون آرچ

آماره	مقادیر	آماره	مقادیر
F-statistic	۷۰/۰۵۸۲۹	Prob. F(1,141)	۰/۰۰۰۰
Obs*R-squared	۴۷/۴۶۷۱۵	Prob. Chi-Square(1)	۰/۰۰۰۰

مأخذ: همان.

نتایج به‌کارگیری مدل گارچ برداری[2] نشان از تأیید روابط مثبت و وجود همبستگی شرطی میان بازدهی شاخص بورس با بازدهی قیمت مسکن دارد.

1. ARMA-GARCH (1, 1)
2. Vectorized GARCH (VECH)

جدول ۶. خروجی مدل گارچ برداری

ML ARCH Maximum Likelihood (BFGS / Marquardt Steps)				
Covariance Specification: Diagonal VECH				
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره – z	معناداری
C(1)= RCAP	۱/۰۶۱۱۷۱	۰/۵۳۵۲۳۷	۱/۹۸۲۶۱۷	۰/۰۴۷۴
C(5)= RAPA	۰/۵۸۹۳۶۳	۰/۰۶۹۸۱۶	۸/۴۴۱۵۹۸	۰/۰۰۰۰

مأخذ: همان.

مدل بک ابتدا برای تخمین همبستگی‌های شرطی با لحاظ متقارن بودن شوک‌های مثبت و منفی استفاده می‌شود که نتایج تأیید روابط مثبت و وجود همبستگی شرطی میان بازدهی بخش مسکن با بازدهی بازار سرمایه دارد.

جدول ۷. خروجی مدل بک

ML ARCH Maximum Likelihood (BFGS / Marquardt Steps)				
Covariance Specification: Diagonal BEKK				
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره – z	معناداری
C(1)= RCAP	۱/۰۶۱۱۷۱	۰/۵۱۳۵۹۳	۲/۰۶۶۱۶۹	۰/۰۳۸۸
C(5)= RAPA	۰/۵۸۹۳۶۳	۰/۲۰۵۰۷۶	۲/۸۷۳۸۷۷	۰/۰۰۴۱
Covariance Specification: Diagonal BEKK GARCH = M + A1*RESID(-1)*RESID(-1)'*A1 + B1*GARCH(-1)*B1				

مأخذ: همان.

اولین استنباط از یافته جداول اخیر را می‌توان به ثابت نبودن مقادیر همبستگی در طول زمان عنوان کرد. پس لازم است از مدل‌های گارچ چندمتغیره که در آن همبستگی متغیرها و ناهمسانی واریانس طی زمان ثابت فرض نمی‌شوند، استفاده کرد. بنابراین قاعده خطی میان دو بازار قابل تصور نیست و حسب شرایط و انتقالات نوسانی، تلاطم‌های مثبت و منفی ایجاد می‌شود.

همبستگی میان هر جفت از سری‌ها می‌تواند با تقسیم کواریانس‌های شرطی بر انحراف معیارهای شرطی به‌وجود آید. یکی از رویکردهای جایگزین می‌تواند مدل کردن پویایی‌ها مستقیماً با همبستگی باشد. در مدل همبستگی شرطی ثابت، فرض می‌شود اگرچه کواریانس‌های شرطی ثابت نیستند اما می‌توان واریانس آنها را به همبستگی‌های شرطی ثابت مرتبط کرد. خروجی نتایج مدل همبستگی شرطی ثابت در جدول ۸ ارائه شده است.

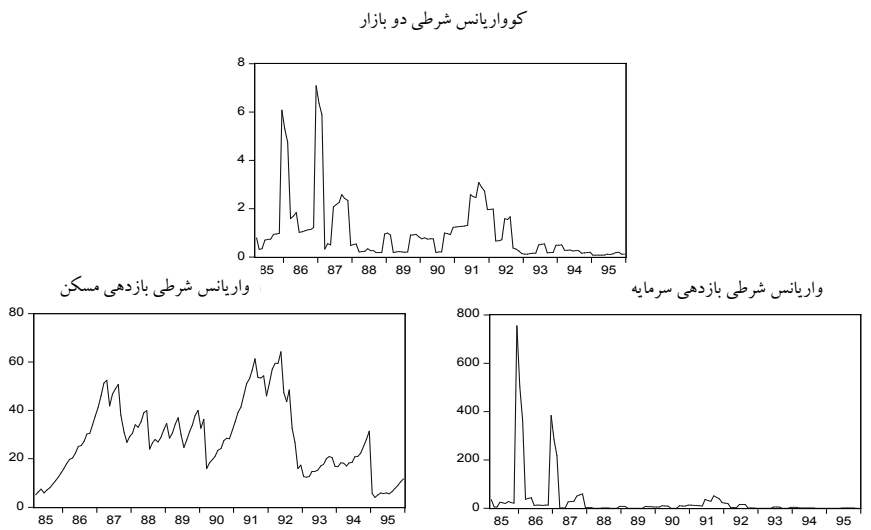
جدول ۸. خروجی مدل همبستگی شرطی ثابت

Method: ML ARCH - (GED) (OPG - BHHH /Marquardt Steps)				
Covariance Specification: Constant Conditional Correlation				
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره – z	معناداری
C(1)= RCAP	۰/۷۸۲۲۳۰	۰/۵۵۶۶۴۴	۱/۴۰۵۳۸	۰/۱۵۹۹
C(5)= RAPA	۰/۷۵۵۴۸	۰/۰۵۸۰۷	۱۳/۰۰۷۸۵	۰/۰۰۰۰
Covariance Specification: Constant Conditional Correlation GARCH(i) = M(i) + A1(i)*RESID(i)(-1)^2 + B1(i)*GARCH(i)(-1) COV(i,j) = R(i,j)*@SQRT(GARCH(i)*GARCH(j))				

مأخذ: همان.

نمودار ۲ ارائه‌دهنده واریانس و کواریانس‌های شرطی میان دو بازار مورد بررسی است.

نمودار ۲. واریانس و کواریانس‌های شرطی میان بازار سرمایه و مسکن



مأخذ: همان.

خروجی‌های حاصل از مدل نشان می‌دهد بیشترین انتقالات نوسانی با گرایش مشترک در سال‌های ۱۳۸۵، ۱۳۸۶ و ۱۳۹۲ صورت پذیرفته است. این درحالی است که واریانس‌های شرطی در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ در بخش مسکن و برای بازار سرمایه در سال‌های ۱۳۸۶ و ۱۳۹۲ بیشترین مقدار بوده است.

گام بعدی در سنجش رابطه میان بازارهای مدنظر، استفاده از مدل‌هایی است که ظرفیت‌های بیشتری در سیر توسعه مدل‌های سنجی برخوردارند. ازجمله مهم‌ترین ایرادها به مدل‌های قبلی، بحث پارامترزایی است که می‌تواند برآورد مدل را با تصریح اشتباه مواجه کند. مدل همبستگی شرطی پویا با دو مرحله تخمین انجام می‌شود که در آن هر متغیر در سیستم ابتدا به صورت فرایند گارچ تک‌متغیره جداگانه مدل می‌شود. تابع لگاریتم درستنمایی برای ترکیب این مراحل ایجاد شده که در آن مجموع لگاریتم درستنمایی تمامی گارچ‌های تک‌متغیره را در خود تجمیع می‌کند. سپس در مرحله دوم درستنمایی شرطی با لحاظ ماتریس همبستگی به شکل ماتریسی ارائه می‌شود.

که در اینجا θ_1 معرف تأثیر شوک‌های گذشته بر همبستگی‌های شرطی، θ_2 معرف تأثیر همبستگی شرطی پویای گذشته و θ_3 معرف پارامترهای همبستگی‌های مقطعی در گارچ نامتقارن است. معناداری مقادیر θ نشان‌دهنده آن است که همبستگی‌های شرطی ثابت نیست.

جدول ۹. همبستگی‌های شرطی پویا میان بخش مسکن و بازار سرمایه

Estimation Method: ARCH Maximum Likelihood (BFGS) - Two Step				
ARCH Maximum Likelihood (BFGS) - Two Covariance Specification: Dynamic Conditional Correlation with Correlation Targeting				
متغیر	**ضریب**	**انحراف معیار**	**آماره – z**	**معناداری**
θ(1)	-۰/۰۱۰۸۶۷	۰/۰۰۰۲۱۲	-۵۱/۳۷۳۴۶	۰/۰۰۰۰
θ(2)	۰/۷۹۵۱۵۳	۰/۱۰۶۰۵۹	۷/۴۹۷۲۷۶	۰/۰۰۰۰
θ(3)	۲/۷۳۷۰۹۳	۰/۱۵۱۴۶۱	۱۸/۰۷۱۳۰	۰/۰۰۰۰۰
۹/۹۶۳۶۷۳	Schwarz Criterion	-۲/۴۱۸۵۴۳	Log Likelihood	
۱۰/۰۵۸۴۰	Hannan-Quinn Criter.	۹/۸۵۴۷۲۹	Avg. Log Likelihood	
		۹/۹۷۴۵۹۳	Akaike Info Criterion	

مأخذ: همان.

خروجی جدول ۹ نشان می‌دهد شوک‌های گذشته قیمت مسکن بر بازار سرمایه دارای تأثیر منفی است، به‌عبارت‌دیگر در کوتاه‌مدت دو بازار نقش جایگزین برای ترجیحات سرمایه‌گذاران و انتقالات حاصل از جریان‌های نقدی دارند. این در حالی است

که همبستگی مثبت شرطی پویای گذشته و همبستگی مقطعی میان بازدهی دو بازار در بلندمدت وجود دارد. بنابراین انتقالات نوسانی میان دو بازار طی زمان تغییر می‌کند که لزوم بهره‌گیری از مدل همبستگی شرطی پویا در سنجش روابط را توجیه‌پذیر می‌سازد.

۴. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این مقاله متمرکز بر بررسی پویایی روابط میان بازار سرمایه و بازار مسکن ازحیث شناسایی هم‌حرکتی‌های نوسانی برآمده از انتظارات سرمایه‌گذاران در کشور است. در این مقاله وجود رابطه همبستگی شرطی براساس مدل گارچ برداری و مدل بک و نیز مدل همبستگی شرطی ثابت نتایج به‌صورت مشابه تأیید می‌شود. همچنین جهت تبیین دقیق‌تر موضوع، با بررسی همبستگی‌های شرطی پویا میان دو بازار مدنظر نشان می‌دهد که شوک‌های گذشته، همبستگی‌های پویای شرطی گذشته و همچنین آثار مقطعی میان بازار مسکن بر بازار سرمایه با مدل همبستگی شرطی پویا وجود دارد.

تأثیر نوسانات بخش مسکن می‌تواند ازحیث کانال انتظارات آتی و جریان‌های نقدی از منظر خروج منابع از بازار سرمایه برای سرمایه‌گذاری در بخش مسکن (بازار رقیب) و یا سیگنال‌دهی بخش مسکن به بازار سرمایه (بازار با گرایش مشترک) تفسیر شود. عوامل برونزایی که موجب افزایش قیمت‌ها در بخش مسکن می‌شوند، می‌توانند تأثیر مشابهی بر افزایش قیمت سهام شرکت‌ها در بازار سرمایه به همراه داشته باشند. این عوامل حسب بررسی تاریخی صورت گرفته در این تحقیق به‌طور عمده متغیرهایی چون افزایش نرخ ارز، افزایش قیمت نفت، افزایش حجم نقدینگی، کاهش نرخ سود واقعی، سیاست‌های دستوری تثبیت اقتصادی، بروز رخدادهای سیستمی در اقتصاد را شامل می‌شود.

خروجی‌های حاصل از مدل نشان از آن دارد که به‌رغم تأیید همبستگی‌های شرطی میان دو بازار، در کوتاه‌مدت شوک‌های بازدهی بخش مسکن دارای تأثیر منفی بر بازدهی بازار سرمایه است. این در حالی است که در بلندمدت همبستگی گذشته و مقطعی میان دو بازار، مثبت و همگراست. در هر دو حالت انتقالات نوسانی میان دو بازار مسکن و سرمایه در کشور با استفاده از چهار مدل مورد تأیید قرار گرفت. این امر با

هدف دستیابی به خروجی‌های پایدار برای تبیین دقیق اثرگذاری شوک‌ها انجام شد.

نتایج کاربردی و توصیه‌های سیاستی این مقاله را می‌توان در سه محور به‌صورت ذیل تبیین کرد: اول، خروجی‌های حاصل از این بخش می‌تواند در برنامه‌ریزی‌های ساختاری و سیاستگذاری‌های کلان حوزه مدیریت اقتصادی کشور مدنظر قرار گیرد. از آنجاکه نوسان می‌تواند میان بازارهای مختلف انتقال یابد لذا سوابق نوسان در یک بازار، می‌تواند به پیش‌بینی وقوع آن در بازار دیگر کمک کند. درنتیجه انتقال نوسان میان بازارها اجتناب‌ناپذیر است و این امر، ضرورت ایجاد ساختار یکپارچه در تنظیم‌گری بخش پولی و مالی در کشور را نمایان می‌سازد. بنابراین ایجاد هیئت ثبات مالی یا ایجاد قوانین جدید ناظر بر سه بازار پول، سرمایه و بیمه ازجمله تجربیاتی است که در بسیاری از کشورها بعد از بحران مالی جهانی به جهت تنظیم‌گری ساختاری در مدیریت اقتصادی یکپارچه ایجاد شده است. بنابراین خروجی مقاله حاضر علاوه‌بر تبیین روابط میان دو بازار، توجیهی برای لزوم ایجاد مقررات موضوعه برای ساختار مستقلی به‌منظور مدیریت ثبات مالی در کشور را دارد. این امر جهت ایجاد تصمیم‌سازی برای متخصصان و مسئولان این حوزه به‌منظور برنامه‌ریزی‌های کلان در بازارها، کنترل‌های سیستمی در صورت بروز نوسان‌های بااهمیت و درنهایت ارتقای علمی و مدیریت شده تاب‌آوری مالی در مواجهه با تکانه‌های مالی و اقتصادی، مفید خواهد بود.

دومین خروجی کاربردی در برنامه‌ریزی‌های راهبردی و سیاست‌های اجرایی برای نهادهای حاکمیتی بخش مسکن است که با توسعه محصولات مبتنی‌بر بازدهی بخش مسکن در بورس، با رعایت زمان‌سنجی مناسب، نظیر توسعه استفاده از ابزارهای مالی ـ رهنی شامل صندوق‌های زمین و ساختمان، اوراق رهنی و صندوق‌های املاک و مستغلات می‌توانند نقش مؤثری در سوق ظرفیت‌های سرمایه‌گذاری در دوره‌های رونق و نقش‌آفرینی به‌عنوان ضد ادوار تجاری در دوره‌های رکود ایفا کنند.

درنهایت نتایج این تحقیق در انتخاب راهبرد برای تحلیلگران بنیادین و نهادهای سرمایه‌گذاری حائز اهمیت است. با عنایت به اینکه سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات همواره بخش بسیاری از ارزش دارایی‌های نهادهای سرمایه‌گذاری حقوقی را شامل

می‌شود، تغییرات سیستمی در جریانات نقدی حاصل می‌تواند موجبات تلاطم‌های متنوع در بازار سرمایه باشد. بنابراین توجه به بازارهای موازی به‌جای تحلیل صرف بر اعداد صورت‌های مالی می‌تواند مبنایی برای درک سیستمی گرایش‌های سرمایه‌گذاری در جامعه، هم حرکتی‌های نوسانی و قابلیت‌های سرریزی منابع مالی جامعه از بازار مسکن به سایر بازارها را فراهم کند.

منابع و مآخذ

۱. اندرس، والتر (۱۳۸۶). *اقتصادسنجی‌های سری زمانی با رویکرد کاربردی*، ترجمه مهدی صادقی شاهدانی و سعید شوال‌پور، جلد دوم، چاپ اول، دانشگاه امام صادق (ع).

۲. خوش‌اخلاق، رحمان و رضا موسوی محسنی (۱۳۸۵). «شوک‌های نفتی و پدیده بیماری هلندی در اقتصاد ایران: یک الگوی محاسبه تعادل عمومی»، مجله *تحقیقات اقتصادی*، ش ۷۷.

۳. خیابانی، ناصر (۱۳۸۲). «عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن در ایران»، فصلنامه *اقتصاد مسکن*، ش ۳۴.

۴. عباسی‌نژاد، حسین و حمید یاری (۱۳۸۸). «تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران»، فصلنامه *پژوهش‌های اقتصادی*، سال نهم، ش ۱.

۵. نجفی، بنفشه (۱۳۸۳). «سنجش سهم عوامل مؤثر بر عرضه مسکن در نقاط شهری کشور (با تأکید بر قیمت زمین)»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

6. Adrangi, B., A. Chatrah and K. Raffiee (2014). "Volatility Spillovers Across Major Equity Markets of America", *International Journal of Business*, 19(3), 255.

7. Apergis, N. and S. M. Miller (2009). "Do Structural Oil-market Shocks Affect Stock Prices?", *Energy Economics 31*.

8. Arago, V. and M. A. Fernandez (2007). "Influence of Structural Changes in Transmission of Information between Stock Markets: A European Empirical Study", *Journal of Multinational Financial Management*, 17(1).

9. Begiazi, Kyriaki and Dimitrios Asteriou (2015). *Asymmetries and Spillover Effects in the Greek Real Estate Equity Market*, Hellenic Open University, Patras, 26222, Greece.

10. Beirne, John and et al. (2008).*Volatility Spillovers and Contagion from Mature to Emerging Stock Markets*, International Monetary Fund (IMF), Working Paper, WP/08/286.

11. Bernanke, S. B. (2006). *The Economic Outlook*, Remarks before the National Italian American Foundation, New York, November 28.

12. Corden, M. W. (1984). "Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation", *Oxford Economic Papers* 36(3).

13. Egert, Balazs and Carol S. Leonard (2008). "Dutch Disease Scare in Kazakhstan: Is it Real?", *Open Economies Review*, Vol. 19, Number 2/ April, 2008.

14. Engle, R. (2002). "New Frontiers for Arch Models", *Journal of Applied Econometrics*, 17(5).

15. Engle, R. and K. Kroner (1995). "Multivariate Simultaneous GARCH", *Econometric Theory*, 11.

16. González-Rivera, G., T. H. Lee and S. Mishra (2004). "Forecasting Volatility: A Reality Check Based on Option Pricing, Utility Function, Value-at-

risk and Predictive Likelihood", *International Journal of Forecasting*, 20(4).

17. Hoesli, M. and K. Reka (2013). "Volatility Spillovers, Comovements and Contagion in Securitized Real Estate Markets", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 47(1)1.
18. Ivanova, A. and S. Weber (2011). "Do Fiscal Spillovers Matter? International Monetary Fund (IMF)", Working Paper.
19. Khalifa, A. A., S. Hammoudeh and E. Otranto (2014). "Patterns of Volatility Transmissions within Regime Switching Across GCC and Global Markets", *International Review of Economics and Finance*, 29(3).
20. Liow, Kim Hiang (2014). *Return Co-movements and Volatility Spillovers in Greater China Public Real Estate Markets*, IRES Working Paper Series.
21. Liow, Kim Hiang and Felix Schindler (2011). "An Assessment of the Relationship between Public Real Estate Markets and Stock Markets at the Local, Regional and Global Levels", Center for European Economic Research, Discussion Paper No. 11-056.
22. McAleer, Michael (2014). *Automated Inference and Learning in Modeling Financial Volatility*, University of Western Australia, School of Economics and Commerce.
23. Padilla, Mercedes A. (2005). *The Effect of Oil Prices and Other Economic Indicators on Housing Prices in Calgary*, Canada.
24. Soriano, Pilar and, F. G. Climent (2006). "Region Versus Industry Effects: Volatility Transmission", *Financial Analysts Journal*, Vol. 62, N. 6.
25. Tsay, R. S. (2002). *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Sons.