آثار تکانه‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رفتار چرخه‌ای قیمت مسکن

محسن مهرآرا[1]　　کیوان شهاب‌لواسانی[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۰۶/۲۰　　تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۰٤/۱۱

چکیده

یکی از جنبه‌های بسیار مهم در آسیب‌پذیری اقتصاد ایران، کاهش نرخ ارز واقعی به‌تبع رونق نفتی است. این کاهش به تضعیف و انقباض در بخش مبادله‌پذیر اقتصاد منجر می‌شود. این پدیده در ادبیات اقتصادی به «بیماری هلندی» موسوم است. به‌عبارت‌دیگر، درآمد نفتی واقعیِ بیشتر ممکن است با توجه به افزایش‌یافتن تأثیرات ثروت، موجب کاهش نرخ ارز واقعی و به‌تبع آن، افزایش قیمت نسبی کالاهای مبادله‌ناپذیر، مثل مسکن، به کالاهای مبادله‌پذیر شود. نتایج این مطالعه نشان داد که رفتار ادواری یا چرخه‌های قیمت مسکن در ایران، با نوسانات درآمدهای نفتی و بعضی متغیرهای اقتصاد کلان، مثل تولید ناخالص داخلی واقعی و عرضهٔ پول و نرخ ارز واقعی، مرتبط است. همچنین تحلیل ضریب همبستگی متقاطع گویای این بود که چرخه‌های درآمدهای نفتی و حجم پول، متغیری پیشرو درمقایسه با چرخه‌های قیمت مسکن به‌شمار می‌رود. در بخش دوم این مطالعه، با استفاده از مدل خودرگرسیون‌برداری (VAR)، به بررسی تعامل میان شش متغیر، چرخه‌های قیمت مسکن، نرخ ارز واقعی درآمدهای واقعی نفت، عرضهٔ پول و نرخ بهره پرداخته شده است. نتایج بررسی‌ها حاکی از افزایش در بخش ادواری قیمت مسکن به‌دنبال بروز شوک‌های مثبت در چرخه‌های درآمدهای واقعی نفت بود.

واژگان کلیدی: چرخه‌های قیمت مسکن، خودرگرسیون‌برداری، فیلترینگ هودریک و پرسکات.

JEL: E32, E52, F32, C32.

۱. مقدمه

بیشترِ بخش‌های اقتصاد ایران و بخش عمده‌ای از تولید ناخالص داخلی کشور، از نوسانات قیمت نفت تأثیرات چشمگیری می‌پذیرد. بررسی روند تاریخی داده‌های سری زمانی قیمت مسکن در شهر تهران و سایر شهرهای بزرگ کشور نیز نشان می‌دهد افزایش قیمت مسکن اصولاً به افزایش قیمت عموم کالاها و خدمات شباهتی ندارد. به‌عبارت‌دیگر، افزایش قیمت عموم کالاها و خدمات به‌صورت سالیانه و تدریجی و

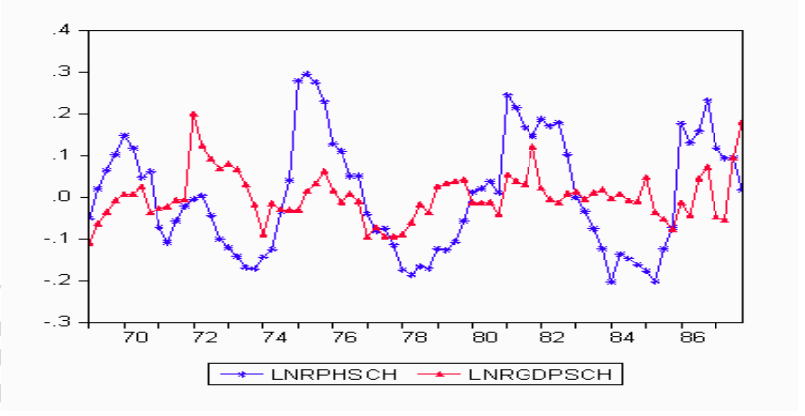
---

۱. دانشیار دانشکدهٔ اقتصاد دانشگاه تهران، Email: mmehrara@ut.ac.ir

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران، Email: keyvanshahab@ut.ac.ir

در حد نرخ تورم صورت می‌گیرد؛ اما افزایش قیمت مسکن به این صورت نیست. طی بیست سال گذشته، افزایش قیمت مسکن در تهران و شهرهای بزرگ کشور به‌صورت پلکانی بوده و رفتاری چرخه‌ای (ادواری) داشته است. طول مدت طی‌شدن هر چرخه، به‌طور متوسط، شش سال بوده و به‌صورت متناوب، در فواصل شش‌ساله، ناگهان جهشی شدید در قیمت مسکن رخ داده است. پس‌ازاین افزایش شدید، به‌مدت حدود پنج سال، بخش مسکن در رکود فرو می‌رود (جهانی، ۱۳۸۸).

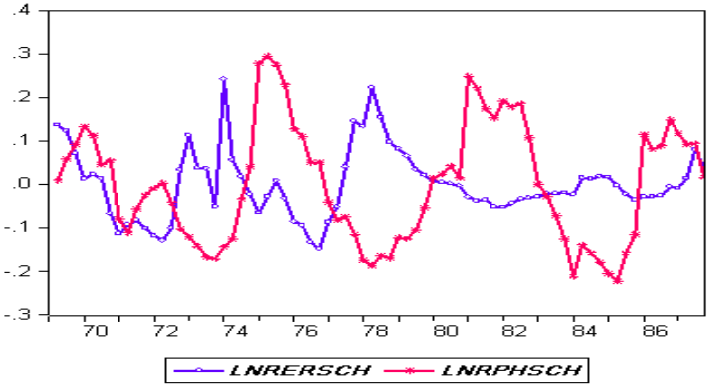
در پی بروز این رکود پنج‌ساله در بخش مسکن، نوسانات قیمت مسکن بسیار کاهش یافته و فقط با نوسانات کمی، حول روند خود، ادامه می‌یابد. این نوع رفتار قیمت مسکن ممکن است با شوک‌های نفتی و تغییرات سایر متغیرهای اقتصاد کلان مرتبط باشد. بررسی تاریخی دربارهٔ داده‌های سری زمانی قیمت واقعی مسکن نشان‌دهندهٔ حقایقی آشکارشده[1] در اقتصاد ایران است. به‌عبارت‌دیگر، با توجه به نمودارهای ۱ و ۲ و همان‌طورکه در ادامهٔ مقاله با استفاده از ضریب همبستگی متقاطع نشان داده می‌شود، چرخه‌های تولید ناخالص داخلی و چرخه‌های نرخ ارز واقعی به‌ترتیب نوعی هم‌زمانی و تقدم دودوره‌ای، درمقایسه‌با چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران، دارند. این تقدم دودوره‌ای در بخش ادواری نرخ ارز واقعی در نمودار ۲، به‌نوعی تأییدکنندهٔ وقوع پدیدهٔ بیماری هلندی در اقتصاد ایران و اثرگذاری درآمدهای نفتی از کانال نرخ ارز واقعی در بخش مبادله‌ناپذیر و قیمت مسکن است.



نمودار ۱. ارتباط بین چرخه‌های قیمت‌های واقعی مسکن در شهر تهران و چرخه‌های تجاری

منبع:محاسبات محققین با استفاده از تجزیه سریهای زمانی به وسیله فیلتر هودریک و پرسکات

1. Stylized Facts



نمودار ۲. نحوهٔ حرکت چرخه‌های نرخ ارز واقعی و چرخه‌های قیمت مسکن در شهر تهران

منبع:محاسبات محققین با استفاده از تجزیه سریهای زمانی به وسیله فیلتر هودریک و پرسکات

بر همین مبنا، در این مقاله پس از مقدمه، مبانی نظری و مطالعات داخلی و خارجی و داده‌های استفاده‌شده در این مطالعه آمده است. در ادامه، به ذکر انواع روش‌های استفاده‌شده در مقاله پرداخته شده است. در بخش‌های بعدی نیز پس از استخراج بخش چرخه‌ای سری‌های زمانی استفاده‌شده در مدل، با استفاده از دو فیلتر مختلف، نحوهٔ حرکت آن‌ها نسبت‌به یکدیگر ازنظر تقدم و تأخر یا هم‌زمانی بررسی شده است. درنهایت، در بخش پایانی مقاله تمام بخش‌های ادواری یا چرخه‌های سری‌های زمانی در مدل خودرگرسیون‌برداری به‌کار گرفته شده است. همچنین نتایج حاصل از تابع عکس‌العمل آنی و تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی متغیر قیمت مسکن در پاسخ به تکانه‌های متغیرهای مدل، بررسی و تحلیل شده و درنهایت نیز نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی مقاله آمده است.

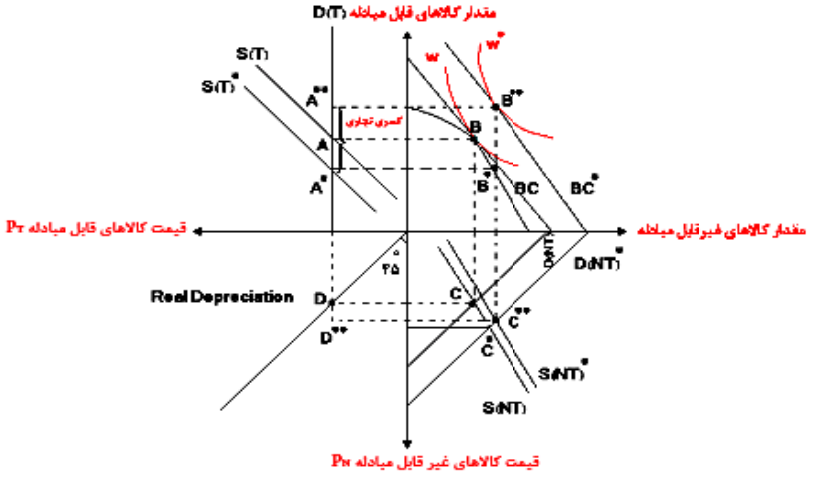
۲. مبانی نظری

با توجه به نمودار ۳ و با فرض تحرک کامل عوامل تولید و اشتغال کامل عوامل تولید، رونق در بخش منابع طبیعی باعث انتقال منحنی تقاضای کالاهای مبادله‌ناپذیر به راست می‌شود؛ ازاین‌رو، تولید در ربع جنوب‌شرقی نمودار ۳، در بخش مبادله‌ناپذیر، از C به C^* افزایش می‌یابد. در پاسخ به این افزایش تقاضا، قیمت کالاهای مبادله‌ناپذیر (P_N) افزایش می‌یابد و در بخش جنوب‌غربی این نمودار، نرخ ارز واقعی $RER = \frac{P_t}{P_n}$ کاهش می‌یابد (ادواردز، ۱۹۸۹). این اثر که موسوم به «اثر مخارجی» است، اثری منفی در تولید

بخش مبادله‌پذیر می‌گذارد. همان‌طورکه قیمت نسبی کالاهای مبادله‌ناپذیر به مبادله‌پذیر $(\frac{P_T}{P_N})$ افزایش می‌یابد، کارگران به‌انگیزهٔ کسب درآمد بیشتر در بخش رونق‌گرفته، از بخش مبادله‌پذیر به بخش مبادله‌ناپذیر روی می‌آورند.

در این فرایند، در بخش شمال‌غربی نمودار ۳، منحنی عرضهٔ کالاهای مبادله‌پذیر از S (T) به S^* (T) انتقال می‌یابد و عرضهٔ کالاهای مبادله‌پذیر کاهش می‌یابد؛ ولی در ربع جنوب‌شرقی نمودار ۳، عرضهٔ کالاهای مبادله‌ناپذیر از S (NT) به S^* (NT) انتقال می‌یابد که حاکی از افزایش عرضهٔ کالاهای مبادله‌ناپذیر است. این اثر که به «اثر انتقال یا تحرک منابع» موسوم است، به اثر مخارجی اضافه می‌شود. درنتیجه، تولید کالاهای مبادله‌پذیر در بخش شمال‌غربی نمودار ۳ از مقدار A به A^* کاهش می‌یابد. درمقابل، تولید کالاهای مبادله‌ناپذیر با توجه به اثر تحرک منابع، دوباره بیشتر از قبل افزایش یافته و از C^* به C^{**} در بخش جنوب‌شرقی نمودار ۳ افزایش می‌یابد.

مقدار افزایش تولید در بخش مبادله‌ناپذیر، در نخستین مرحله، از مقدار C به C^* به‌علت اثر مخارجی است. همچنین افزایش عرضهٔ کالاهای مبادله‌ناپذیر، در دومین مرحله، از مقدار C^* به C^{**} ناشی از اثر تحرک منابع است. این فرایندها، در بخش شمال‌شرقی نمودار ۳، با حرکت و انتقال به‌سمت پایین در روی مرز منحنی امکانات تولیدی PPF از نقطهٔ B به نقطهٔ B^* نشان داده شده است. درنهایت، در بخش شمال‌غربی نمودار ۳، خط بودجه از BC به BC^* به‌سمت راست (بالا) انتقال می‌یابد و شیب آن، با توجه به اثر تغییر مخارج و به‌تبع آن، افزایش قیمت نسبی کالاهای مبادله‌ناپذیر به مبادله‌پذیر، تندتر می‌شود. فرض بر این است که تمامی کالاهای موجود در اقتصاد شامل دو گروه کالای مبادله‌پذیر و مبادله‌ناپذیر است که این کالاها نرمال هستند. مجموع دو اثر «جانشینی» و «درآمدی»، منجر به افزایش تقاضا برای کالاهای مبادله‌پذیر تا میزان A^{**} می‌شود که این افزایش تقاضای کالاهای مبادله‌پذیر در ربع شمال‌غربی نمودار ۳، با انتقال از A^* به A^{**} آمده است. این جریان به داخل درآمدهای ارزی که ناشی از صادرات بخش منابع طبیعی است، کسری تجاری به‌وجودآمده در بخش کالاهای مبادله‌پذیر را تأمین مالی کرده و جبران می‌کند. البته این کسری به‌علت کاهش نرخ ارز واقعی و به‌تبع آن، کاهش قدرت رقابت کالاهای مبادله‌پذیر در صحنهٔ بین‌المللی به‌دنبال بروز پدیدهٔ بیماری هلندی در اقتصاد رخ داده است. این کسری تجاری، در بخش کالاهای مبادله‌پذیر، برابر فاصلهٔ A^*A^{**} در ربع شمال‌غربی نمودار ۳ است. درنهایت، صادرات منابع طبیعی باعث افزایش رفاه اجتماعی از w به w^* در بخش شمال‌شرقی نمودار ۳ شده که باعث انتقال تابع رفاه اجتماعی w به‌سمت بالا شده است.



نمودار ۳. بیماری هلندی در قالب رهیافت نموداری

منبع: مطالعه جونز هجورت(۲۰۰۶)

۳. پیشینهٔ مطالعاتی

خیابانی (۱۳۸۱) در چارچوب مدل ARDL، در دورهٔ سال‌های ۱۳۷۱تا۱۳۸۳، نشان داد که در بلندمدت حجم پول، تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام از عوامل مهم تعیین‌کنندهٔ قیمت مسکن ایران است. ضریب نرخ بهره نیز در معادلهٔ قیمت مسکن، منفی و برابر ۰/۴۶- است که مؤید وقوع پدیدهٔ بیماری هلندی و افزایش قیمت کالاهای مبادله‌ناپذیر به‌دنبال کاهش نرخ ارز واقعی است. خلیلی‌عراقی و موسوی (۱۳۷۹) نشان دادند کشش عرضهٔ مسکن نسبت‌به قیمت آن، برابر ۴ است. با توجه به مقدار زیادِ این کشش به‌طور نسبی، محققان بیان می‌کنند مشکل اصلی رکود بازار مسکن ناشی از کمبود تقاضای مؤثر است. همچنین این مطالعه نشان داد حساسیت سرمایه‌گذاری در بخش مسکن نسبت‌به میزان اعتبارات تزریقی سیستم بانکی برابر ۰/۱۴ است. این مقدار اندک نشان می‌دهد میزان اعتبارات بانکی و به‌تبع آن، نرخ این تسهیلات در تصمیمات سرمایه‌گذاران بخش مسکن نقش مهمی ندارد.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۷) در چارچوب مدل ARDL، در دورهٔ ۱۳۷۱تا۱۳۸۵، به بررسی اثر سیاست پولی در قیمت مسکن پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد سیاست پولی انبساطی موجب شکل‌گیری حباب قیمت مسکن می‌شود و نرخ سود و نرخ ارز اثر منفی در قیمت مسکن دارد. بهشتی و محسنی‌زنوزی

(۱۳۸۹)، در چارچوب مدل SVAR، در دورهٔ ۱۳۶۷تا۱۳۸۵، به بررسی نقش بازار مسکن در سازوکار انتقال پولی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد قیمت مسکن حدود ۴۲درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهد. همچنین قیمت مسکن واسطه‌ای مهم در انتقال‌دادن شوک‌های پولی به نوسانات تولید ناخالص داخلی است.

ریچارد گرین (۱۹۹۶) با به‌کارگیری داده‌های فصلی کشور امریکا، در دورهٔ زمانی ۱۹۵۹تا۱۹۹۲، نشان داد تغییرات سرمایه‌گذاری مسکونی علت گرنجری تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی است. به‌عبارت‌دیگر، وی نشان داد سرمایه‌گذاری‌های مسکونی جهت‌دهندهٔ اقتصاد به‌سمت رکود یا رونق است. ازاین‌رو، سرمایه‌گذاری‌های مسکونی متغیری پیشرو و پیش‌بینی‌کننده در چرخه‌های تجاری است؛ درحالی‌که سرمایه‌گذاری‌های غیرمسکونی متغیری پسرو نسبت‌به تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی محسوب می‌شود.

یاکوواییلو (۲۰۰۲)، در قالب مدل VAR، به تبیین و شناسایی عوامل مؤثر بر نوسانات قیمت مسکن در کشور فرانسه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا، سوئد و انگلستان در دورهٔ ۱۹۷۳تا۱۹۹۸ پرداخت. نتایج تجزیهٔ واریانس نشان داد که پس از حدود شش فصل، شوک‌های پولی در فرانسه و اسپانیا ۴۰درصد از نوسانات قیمت واقعی مسکن را توضیح می‌دهد؛ ولی در سایر کشورها، شوک‌های پولی حدود ۵تا۱۰درصد از نوسانات قیمت مسکن را توضیح می‌دهد. مطالعهٔ برنانک (۲۰۰۵) و ماتسویاما (۱۹۹۰) مؤید ارتباط بین حساب جاری و بازار مسکن است.

مطالعهٔ برنانک (۲۰۰۵) نشان داد هر کسری در حساب جاری که به‌علت پس‌انداز بیش‌ازحد یا پس‌انداز اضافی در سایر کشورهای طرف تجاری امریکا ایجاد شده یا هر جریان ورودی سرمایه به داخل کشور، ممکن است باعث افزایش قیمت مسکن شود. برنانک در مطالعهٔ خود، از این پس‌انداز با نام «پس‌انداز بیش‌ازاندازه یا پس‌انداز اشباع‌شده»[1] نام می‌برد. مطالعهٔ پونزی (۲۰۰۶) نشان داد در کشورهایی مثل امریکا، انگلستان، اسپانیا و استرالیا، ارتباطی قوی بین کسری حساب جاری و رونق بخش مسکن وجود دارد. گفتنی است از مشخصه‌های اصلی این کشورها کسری زیاد و مدام در حساب جاری است. همچنین این مطالعه نشان داد در کشورهای ژاپن و فرانسه و سوئیس که معمولاً با مازاد حساب جاری مواجه‌اند، بازار مسکن حالتی رکودی و کم‌تحرک داشته است.

1. Saving glut

٤. معرفی داده‌ها و بررسی مانایی[1] بخش چرخه‌ای[2] سری‌های زمانی

در این مطالعه، به‌منظور بررسی تأثیرات شوک‌های نفتی در قیمت واقعی مسکن در شهر تهران، با توجه به مبانی نظری مدل و مطالعات مختلف، از شش متغیر زیر استفاده شده است:

۱. لگاریتم چرخه‌های متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی یا بخش (جزء) ادواری تولید ناخالص داخلی واقعی: Lnrgdpsch؛

۲. لگاریتم بخش چرخه‌ای (جزء ادواری) متغیر درآمد واقعی نفت کشور ایران که از ضرب تعداد شبکه‌های فروخته‌شده در هر فصل با قیمت دلاری نفت سبک ایران، تقسیم بر شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ امریکا به‌دست آمده است: Lnryoilsch؛

۳. لگاریتم چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران: Lnrphsch؛

۴. لگاریتم چرخه‌های نرخ ارز واقعی: lnrersch؛

۵. چرخه‌های نرخ سود تسهیلات در بخش بازرگانی و خدمات: rloansch؛

۶. لگاریتم چرخه‌های متغیر حجم پول طبق تعریف M2: Lnm2sch.

شایان ذکر است تمام متغیرهای مذکور، ابتدا با روش 11X با نرم‌افزار Eviews تعدیل فصلی شده و سپس قسمت چرخه‌ای تمام متغیرهای مذکور با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات استخراج شده است. همچنین تمامی متغیرهای مذکور، به‌جز متغیر نرخ سود تسهیلات در بخش بازرگانی و خدمات، به‌صورت لگاریتم طبیعی در مدل استفاده شده‌اند. تواتر داده‌ها فصلی بوده و آمارهای مربوط از تارنمای رسمی بانک مرکزی ایران[3] و وزارت مسکن و شهرسازی، متوسط قیمت یک مترمربع ساختمان مسکونی در شهر تهران، اخذ شده است. نرخ ارز واقعی، از رابطهٔ $R = R.\frac{CPI_{us}}{CPI_{iran}}$ به‌دست آمده است. R نرخ ارز اسمی، CPI_{us} شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ امریکا و CPI_{iran} شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ ایران است. البته باید به این نکتهٔ مهم توجه کرد که هر دو شاخص قیمت مصرف‌کنندهٔ ایالات متحدهٔ امریکا و جمهوری اسلامی ایران مربوط‌به سال پایه، یعنی ۱۳۷۶، است. دورهٔ مطالعه نیز از سال ۱۳۶۹تا۱۳۸۶ است. با توجه به آزمون‌های دیکی فولرِ گسترش‌یافتهٔ ADF و KPSS که نتایج آن‌ها در جدول ۱ آمده است، بخش ادواری تمام متغیرها، مانا یا انباشته از مرتبهٔ صفر یا I(0) است؛ بنابراین حین به‌کارگیری آن‌ها در مدل

1. Stationary
2. Cyclical Component
3. www.cbi.ir

خودرگرسیون‌برداری برای بررسی تعامل میان چرخه‌های متغیرها، بحث هم‌انباشتگی منتفی است؛ زیرا تمامی بخش‌های ادواری ماناست.

جدول ۱. بررسی مانایی متغیرهای مدل با استفاده از آزمون دیکی- فولر گسترش‌یافته

چرخه‌های سری‌های زمانی	مقدار آمارهٔ ADF	مقادیربحرانی ADF	مقدار آمارهٔ KPSS	مقادیربحرانی KPSS	مرتبه انباشتگی
Lnrgdpsch	-۳/۵۳	-۳/۴۷	۰/۰۵	۰/۱۴	مانا I(0)
Lnryoilsch	-۳/۸۸	-۳/۴۷	۰/۰۳	۰/۱۴	مانا I(0)
Lnrphsch	-۳/۵۲	-۳/۴۷	۰/۰۳	۰/۱۴	مانا I(0)
lnrersch	-۳/۶۵	-۳/۴۷	۰/۰۴	۰/۱۴	مانا I(0)
rloansch	-۵/۳۳	-۳/۴۷	۰/۰۴	۰/۱۴	مانا I(0)
Lnm2sch	-۳/۷۲	-۳/۴۷	۰/۰۳	۰/۱۴	مانا I(0)

۵. مدل‌های خودرگرسیون‌برداری (VAR)

انتقاد لوکاس[1] انتقادی جدی به نحوهٔ برخورد با انتظارات در الگوی‌های ساختاری است. درمجموع، این مشکلات، متخصصان اقتصادسنجی را بر آن داشت که از رویکرد غیرساختاری برای مدل‌سازی روابط بین چند متغیر سری زمانی استفاده کنند. یکی از این روش‌ها، رویکرد خودرگرسیون‌برداری است. رویکرد خودرگرسیون‌برداری یا VAR را سیمز در سال‌های ۱۹۷۲ و ۱۹۸۰ و ۱۹۸۲ به‌عنوان جایگزینی برای الگوهای کلان‌سنجی معرفی کرد. سیمز در سال ۱۹۸۰ مطرح کرد که کاربرد معادلات هم‌زمان در اقتصاد کلان، براساس اِعمال محدودیت‌های تصنعی و باورنکردنی[2] روی ماتریس ضرایبی استوار شده است که به‌منظور شناسایی کامل مدل صورت می‌گیرد؛ درحالی‌که این عمل در نظریه‌های اقتصاد توجیهی ندارد. الگوهای VAR براساس روابط تجربی پایه‌گذاری شده که بین داده‌ها نهفته است. این روابط به‌صورت شکل خلاصه‌شدهٔ[3] سیستم معادلات هم‌زمان مدنظر قرار می‌گیرند که هریک از متغیرهای درون‌زا روی وقفه‌های خود و وقفه‌های متغیرهای دیگر در سیستم رگرس می‌شود. شروع بحث با در نظرگرفتن شکل خلاصه‌شده‌ای از مدل خودرگرسیون‌برداری K بعدی[4] به‌صورت رابطهٔ ۱ است:

1. Lucas critique
2. Uncridable
3. Reduced Form
4. K_dimensional VAR model

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \ldots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (۱)$$

در عبارت ۱، y_t یک بردار ($K \times 1$) شامل متغیرهای درون‌زاست که در سیستم شش‌متغیرهٔ ما در این مقاله، متغیرهای بردار y_t به‌ترتیب عبارت است از چرخه‌ها یا بخش ادواری تمامی شش متغیر استفاده‌شده در مدل. همچنین تمام A_i ها در یک ماتریس ($K \times K$) موسوم به ماتریس ضرایب فرم خلاصه‌شده، قرار داده می‌شود. همچنین فرض می‌شود که جملهٔ خطای u_t از فرایند وایت نویز K بعدی تبعیت می‌کند؛ به‌طوری‌که: $E(u_t) = 0$

فرم تابعیِ استفاده‌شده در این مقاله به‌صورت زیر است:

$$\ln rphsch = f(\ln ryoilsch, \ln rersch, \ln rgdpsch, rloansch, \ln m2sch) \quad (۲)$$

با توجه به اینکه هر سه معیار اطلاعاتی آکائیک و شوارتز و حنان کویین کمترین مقدار خود را در وقفهٔ یک دارند، طول وقفهٔ بهینه در این مدل برابر یک در نظر گرفته شده است.

٦. فیلترینگ هودریک و پرسکات، کریستیانو- فیتزژرالد درجهت استخراج بخش چرخه‌ای سری‌های زمانی

هودریک و پرسکات (۱۹۸۰) سری زمانی y_t را که گاهی به آن سیگنال اصلی[1] می‌گویند، به‌صورت مجموع دو جزء ترکیبات رشد همواری سری[2] یا روند دائمی g_t و ترکیبات چرخه‌ای c_t به‌صورت زیر تعریف می‌کنند:

$$y_t = g_t + c_t \quad (۳)$$

این اجزای تشکیل‌دهندهٔ سیگنال اصلی یا سریِ مشاهده‌شده را که به‌صورت دو بخش روند و چرخه است، به آسانی نمی‌توان مشاهده کرد؛ ازاین‌رو، هرگونه تجزیه‌ای لزوماً براساس مفاهیم تصنعی[3] صورت می‌گیرد. بر همین اساس نیز هر روشی از روندزدایی به‌نحوی با تعریفی دلخواه از آن چیزی شروع می‌شود که به‌عنوان روند و چرخه باید استخراج شود. یکی از روش‌های بسیار معمول برای استخراج بخش چرخه‌ای یک‌سری زمانی، استفاده از فیلتر هودریک‌پرسکات است. ترکیبات رشد یا روند دائمی در این تجزیه با حل مسئلهٔ بهینه‌یابی زیر نسبت‌به g_t به‌دست می‌آید:

$$Min \sum_{t=1}^{T} (y_t - g_t) + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} \left[(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2}) \right]^2 \quad (۴)$$

---

1. Original signal
2. Smooth growth component
3. Conceptual artifact

بخش اول در عبارت فوق، درواقع بیانگر خوبی برازش[1] است و بخش دوم عبارت فوق یا بخش داخل کروشه، میزان جریمه‌ای است که برای ناهمواری از روند سری درنظر گرفته می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، عبارت داخل کروشه نشان می‌دهد انحراف از روند سری، چه در یک دورهٔ قبل و چه در یک دورهٔ بعد، هرچه کمتر باشد، بهتر است. در این عبارت، λ شاخص هموارسازی است؛ به‌طوری‌که در حالت حدی که $\lambda \to 0$ باشد، روند همان سری زمانی حقیقی خواهد بود. در حالت حدی دیگر نیز که $\lambda \to \infty$ است، روند به خطی راست تبدیل می‌شود. مقدار بهینه که برای شاخص λ در داده‌های فصلی توصیه می‌شود، برابر ۱۶۰۰ است. کینگ و ربلو[2] (۱۹۸۹) نشان دادند که ترکیبات چرخه‌ای به‌دست‌آمده از فیلتر هودریک‌ـپرسکات را می‌توان به این صورت نشان داد:

$$c_t = \left(\frac{\lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2}{1+\lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2} \right) y_t \qquad (۵)$$

با بسط این رابطه، ترکیبات رشدی که با فیلتر هودریک‌ـپرسکات به‌دست می‌آید، به‌صورت زیر است:

$$g_t = \frac{\theta_1\theta_2}{\lambda}\left(\sum_{j=0}^{\infty} (A_1\theta_1^j + A_2\theta_2^j) y_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} (A_1\theta_1^j + A_2\theta_2^j) y_{t+j} \right) \qquad (۶)$$

بنابراین مشخص است که فیلتر HP نوعی فرایند میانگین متحرک و قرینه و از درجهٔ نامحدود است.

کریستیانو‌ـ فیتزرالد (۲۰۰۳) تابع زیانی زیر را برای به‌دست‌آوردن وزن‌های فیلتر ایدئال معرفی می‌کنند:

$$\min_{\hat{b}_h^{p,f};h=-f,\ldots,p} Q = \int_{-\pi}^{\pi} \left| B(e^{-i\omega}) - \hat{B}_k(e^{-i\omega h}) \right|^2 f_x(\omega) d\omega \qquad (۷)$$

در این تابع، $p = t-1$ ، $f = T-t$ است. این محققان فرایند تولید داده‌ها را به‌صورت زیر فرض می‌کنند:

$$x_t = x_{t-1} + \theta(L)\varepsilon_t \qquad (۸)$$

در این تابع، $\theta(L) = 1 + \theta_1 L + \ldots + \theta_q L^q$ است؛ بنابراین تابع چگالی طیفی به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$f_x(\omega) = \frac{\theta(e^{-i\omega})\theta(e^{i\omega})}{(1-e^{-i\omega})(1-e^{i\omega})} \qquad (۹)$$

با واردکردن تابع $f_x(\omega)$ و تعریف $\delta(e^{-i\omega}) = B(e^{-i\omega}) - \hat{B}^{f,p}(e^{-i\omega})$، رابطهٔ ۷ به‌صورت زیر

1. Goodness of Fit
2. Rebelo

تبدیل می‌شود:

$$\min_{\hat{b}_h^{p,f};h=-f,\ldots,p} Q=\int_{-\pi}^{\pi}\left(\frac{\delta(e^{-i\omega})}{1-e^{-i\omega}}\right)\left(\frac{\delta(e^{i\omega})}{1-e^{i\omega}}\right)\theta(e^{-i\omega})\theta(e^{i\omega})d\omega \qquad (۱۰)$$

سپس با توجه به وضعیت مرتبهٔ اول و یک‌سری عملیات‌های ریاضی، وزن‌های بهینه به‌دست می‌آید.

۷. تحلیل ضریب همبستگی متقاطع[1] و نحوهٔ تفسیر آن

باید توجه کرد که اصولاً مهم‌ترین ویژگی چرخه‌های تجاری، تغییرپذیری و تداوم و هم‌حرکتی است. در تحقیقات، برای محاسبهٔ شدت هم‌حرکتی، از شاخص ضریب همبستگی متقاطع استفاده می‌شود. این شاخص درواقع شدت هم‌حرکتی بین متغیر مرجع را که در اینجا چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن است، با سایر متغیرهای بررسی‌شده نشان می‌دهد. ضریب همبستگی مثبت، نشان‌دهندهٔ رابطهٔ هم‌حرکتی هم‌جهت بین دو متغیر است و ضریب منفی، نشان‌دهندهٔ رابطهٔ حرکت خلاف جهت بین دو متغیر. ضریب همبستگی متقاطع از رابطهٔ ۱۱ محاسبه می‌شود:

$$\ell_{xy}=\frac{C_{xy}(L)}{\sqrt{C_{xx}(0)C_{yy}(0)}} \qquad L=0,\pm1,\pm2,\pm3,\ldots..,\pm n \qquad (۱۱)$$

$$C_{xy}(L)=\begin{cases}\sum_{t=1}^{t-1}((x_t-\bar{x})(y_{t+1}-\bar{y})/T & L=0,1,2,\ldots\\ \sum_{t=1}^{t+1}((y_t-\bar{y})(x_{t+1}-\bar{x})/T & L=0,-1,-2,\ldots\end{cases} \qquad (۱۲)$$

در رابطهٔ ۱۱، L بیانگر وقفه و C_{xx} نشان‌دهندهٔ واریانس متغیر و C_{xy} معرف کوواریانس دو متغیر است. مقدار بحرانی ضریب در سطح خطای ۵درصد با رابطهٔ $\pm\frac{1/96}{\sqrt{T}}$ محاسبه می‌شود که در آن، T تعداد مشاهدات است. با توجه به اینکه داده‌های استفاده‌شده در این مطالعه برابر T=۷۲ است، در این مطالعه، مقدار بحرانی ±۰/۲۳ است. به‌عبارت‌دیگر، زمانی که قدر مطلق ضریب از این عدد کوچک‌تر باشد، نبود همبستگی بین چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن و چرخه‌های سایر متغیرها آشکار می‌شود.

در این مطالعه، این موضوع با استفاده از چهار وقفه[2] و چهار تقدم[3] بررسی شده است. اگر حداکثر ضریب

1. Cross correlation coefficient analysis
2. Lag
3. Lead

در وقفهٔ L=0 باشد، متغیر مذکور، درواقع متغیری هم‌زمان[1] با چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن به‌شمار می‌رود. اگر عدد بزرگ‌تر در ستون‌های ۱- و ۲- و ۳- و ۴- باشد، آن متغیر نسبت‌به چرخه‌های قیمت واقعی مسکن، متغیری پیشرو محسوب می‌شود. اگر عدد بزرگ‌تر در ستون‌های ۱ و ۲ و۳ و ۴ باشد، متغیر مذکور نسبت‌به چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران، متغیری پسرو شناخته می‌شود (مک‌گو-تسولاکووس، ۱۹۹۷).

به‌منظور شناسایی رابطهٔ چرخه‌های متغیرهای مذکور با چرخه‌های قیمت واقعی مسکن، ابتدا در هر ردیف و برای هر سری زمانی، قدر مطلق عدد بزرگ‌تر را درنظر می‌گیریم. علامت مثبت عدد مذکور، نشان‌دهندهٔ رابطهٔ هم‌جهت[2] و موافق چرخه‌ایِ چرخه‌های آن متغیر با چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران است. علامت منفی نیز بیانگر رابطهٔ ضدچرخه‌ای[3] چرخه‌های آن متغیر با چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران است.

در پیوست مقاله، با استفاده از آزمون مجموع تراکمی[4] دربارهٔ ثبات شاخص‌های مدل خودرگرسیون‌برداری در کل دورهٔ بررسی‌شده نشان می‌دهیم که در تمامی دورهٔ بررسی‌شده، شاخص‌های مدل ما از ثبات برخوردارند. بنابراین نتایج حاصل از همبستگی متقاطع میان چرخه‌های قیمت واقعی مسکن و چرخه‌های سایر متغیرهای مدل در کل دورهٔ موضوع بحث، قابل‌اطمینان است. در دو صورت برای بهترشدن تحلیل، دورهٔ مطالعه‌شده را به دو دورهٔ مساوی تقسیم می‌کنیم: اول اینکه اگر فرض ثبات شاخص‌های مدل رد می‌شد؛ دوم اینکه همانند بخش ۸ مقاله که در آنجا فیلتر کریستیانو-فیتزرالد، چرخه‌های متغیرها را استخراج کرده است، اطلاعاتی دربارهٔ ثبات شاخص‌های مدل در دسترس نبود. سپس یک بار برای این دو دوره و بار دیگر برای کل دوره، تحلیل ضریب همبستگی متقاطع را بررسی می‌کنیم. به‌منظور بررسی تغییرپذیری اجزای چرخه‌ای سری‌های زمانی مطالعه‌شده می‌توان از انحراف معیار آن‌ها استفاده کرد. این شاخص دامنهٔ نوسان[5] را نشان می‌دهد که از رابطهٔ ۱۳ به‌دست می‌آید:

$$\hat{\sigma}_y = \sqrt{\frac{1}{T-1}\sum_{t=1}^{T}(y_t - \bar{y})^2} \qquad (۱۳)$$

1. Contemporaneous
2. Pro-cyclical
3. Counter-cyclical
4. CUSUM Test
5. Amplitude

در رابطهٔ ۹، T تعداد مشاهدات و $\bar{y}$ میانگین y_t است. همچنین در این مطالعه، به‌منظور محاسبهٔ تغییرپذیری نسبی متغیرها، انحراف معیار آن‌ها نسبت‌به انحراف معیار چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران (متغیر مرجع) محاسبه شده است. به‌منظور بررسی تداوم[1] جزء چرخه‌ای هریک از سری‌های زمانی به‌کار گرفته شده در مدل نیز از شاخص ضریب خودهمبستگی مرتبهٔ اول استفاده شده است. تداوم به معنی اثر بلندمدت هر تکانه در سری زمانی است. این شاخص برای تعیین طول دورهٔ[2] نوسانات به‌کار می‌رود، در رابطهٔ ۱۴، تداوم سری زمانی $\{y_t\}$، با مقدار ρ نشان داده می‌شود:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۴)$$

۸. بررسی تقدم و تأخر چرخه‌های متغیرها نسبت‌به چرخه‌های قیمت واقعی مسکن

در سطر دوم جدول ۲، در دورهٔ ۱۳۸۶ Q ۴-۱۳۶۹Q ۱، ضریب همبستگی متقاطع میان چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران و چرخه‌های تولید ناخالص داخلی واقعی، در وقفهٔ صفر (L=۰) بیشترین مقدار خود، یعنی ۰/۲۴ را دارد؛ بنابراین چرخه‌های این دو متغیر نسبت‌به یکدیگر به‌صورت هم‌زمان حرکت می‌کند. علامت مثبت این ضریب نشان می‌دهد چرخه‌های متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی نسبت‌به چرخه‌های قیمت واقعی مسکن، حالت موافق دوره‌ای دارد.

جدول ۲. بررسی تقدم و تأخر یا هم‌حرکتی چرخه‌های متغیرها نسبت‌به چرخه‌های قیمت واقعی مسکن

چرخه ها	تولید ناخالص	حجم پول	درآمدهای نفتی	نرخ ارز واقعی	نرخ سود تسهیلات	قیمت مسکن
S.D	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۲۰	۰/۰۷	۰/۰۳	۰/۱۳
σ	۰/۳۹	۰/۲۱	۰/۰۲	۰/۵۵	۰/۲۶	۱/۰۰
ρ	۰/۶۰	۰/۷۸	۰/۷۳	۰/۷۵	۰/۴۰	۰/۸۵
-۴	-۰/۱۴	۰/۲۷	**۰/۲۳**	-۰/۱۲	۰/۱۵	-----
-۳	-۰/۰۹	۰/۳۹	۰/۱۰	-۰/۰۵	۰/۱۴	-----
-۲	-۰/۰۳	۰/۴۸	۰/۰۶	**-۰/۴۹**	**۰/۲۸**	-----
-۱	۰/۰۹	**۰/۵۴**	۰/۰۱	-۰/۳۱	۰/۱۶	-----
۰	**۰/۲۴**	۰/۵۱	۰/۰۱	-۰/۳۸	۰/۰۷	-----
+۱	۰/۲۳	۰/۵۰	-۰/۰۳	-۰/۴۳	۰/۰۴	-----
+۲	۰/۲۳	۰/۴۴	-۰/۰۸	-۰/۴۴	۰/۰۳	-----
+۳	۰/۱۳	۰/۲۹	-۰/۱۱	-۰/۴۲	۰/۰۴	-----
+۴	-۰/۰۳	۰/۱۵	-۰/۱۷	-۰/۴۱	۰/۰۲	-----

منبع: محاسبات محققین

1. Persistence
2. Duration

در سطر سوم جدول ۲، نشان ضریب همبستگی متقاطع میان چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران و چرخه‌های متغیر حجم پول، در وقفهٔ یک (L= -۱)، بیشترین مقدار را دارد که برابر ۰/۵۴ است. ازاین‌رو، چرخه‌های حجم پول نوعی متغیر پیشرو و موافق دوره‌ای نسبت‌به چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران محسوب می‌شود.

در سطر چهارم جدول ۲، ضریب همبستگی متقاطع بین چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن و چرخه‌های درآمدهای نفتی واقعی، در وقفهٔ چهارم (L= -۴)، بیشترین مقدار خود را دارد که برابر ۰/۲۳ است. ازاین‌رو، چرخه‌های متغیر درآمدهای نفتی واقعی نوعی تقدم چهار دوره‌ای (چهار فصلی) نسبت‌به چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران دارد. همچنین مثبت‌بودن این ضریب حاکی از آن است که چرخه‌های متغیر درآمدهای نفتی، نوعی حالت موافق دوره‌ای یا هم‌جهت نسبت‌به چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران دارد.

در سطر پنجم جدول ۲، ضریب همبستگی متقاطع بین چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن و نرخ ارز واقعی، در وقفهٔ دوم، بیشترین مقدار خود را دارد که برابر ۰/۴۹- است. ازاین‌رو، چرخه‌های متغیر نرخ ارز واقعی نوعی متغیر پیشرو با رفتار ضدچرخه‌ای (مخالف دوره‌ای) نسبت‌به چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران محسوب می‌شود. با توجه تعریف نرخ ارز واقعی($RER = \frac{P_T}{P_N}$)، می‌توان گفت افزایش یا کاهش نرخ ارز واقعی، به‌ترتیب به کاهش یا افزایش قیمت نسبی کالاهای مبادله‌ناپذیر به مبادله‌پذیر منجر می‌شود.

در سطر ششم جدول ۲، ضریب همبستگی متقاطع بین چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران و نرخ سود تسهیلات اعطایی در بخش بازرگانی و خدمات، در وقفهٔ دوم (L= -۲)، بیشترین مقدار خود را دارد که برابر ۰/۲۸ است. ازاین‌رو، متغیر نرخ سود تسهیلات اعطایی در بخش بازرگانی و خدمات، نوعی متغیر پیشرو با دو دورهٔ تقدم و با رفتار موافق دوره‌ای (هم‌جهت) نسبت‌به متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران محسوب می‌شود.

با توجه به افزایش هزینه‌های استقراض و تأمین مالی پروژه‌ها که به‌تبع افزایش نرخ بهره صورت می‌گیرد، انتظار افزایش قیمت واقعی مسکن، در پی افزایش نرخ سود تسهیلات، وجود دارد. افزایش نرخ بهره، با ثبات سایر عوامل، باعث افزایش هزینهٔ استعمال سرمایه در بخش مسکن می‌شود و تقاضای مسکن و به‌تبع آن در چند دورهٔ بعد، عرضهٔ مسکن کاهش می‌یابد. بنابراین انتظار این است که افزایش نرخ بهره، موجب کاهش قیمت واقعی مسکن شود. البته ارتباط منفی بین چرخه‌های قیمت واقعی مسکن و نرخ بهره در

مطالعات لینگ و نارنجو (۱۹۹۷)، [1] لیزیری و ساتچل (۱۹۹۷)[2] و بروکز و لی (۲۰۰۰)[3] نشان داده شده است. گفتنی است گروهی دیگر از مطالعات، مانند چِن و تزانگ (۱۹۹۸)[4] و مولر و پاولی(۱۹۹۵)[5] به نتایج مخالف و متضادی دست یافته و بیان کرده‌اند که چرخه‌های نرخ بهره، رفتاری موافق چرخه‌های قیمت مسکن دارند. همچنین با توجه به اینکه ضریب خودهمبستگی مرتبهٔ اول برای چرخه‌های تمامی متغیرهای مدل، به‌جز نرخ سود تسهیلات اعطایی در بخش بازرگانی و خدمات در حد مطلوبی است، تمامی متغیرها، به‌جز متغیر نرخ سود تسهیلات اعطایی، تداوم کافی و مناسب دارد.

نتایج بررسی تقدم و تأخر چرخه‌های متغیرها نسبت‌به چرخه‌های قیمت مسکن با استفاده از فیلترینگ کریستیانو-فیتزژرالد، براساس جدول ۳، به شرح زیر است:

در این قسمت، با توجه به اینکه از ثبات شاخص‌های مدل آگاهی نداریم، کل دورهٔ ۴ Q ۱۳۸۶- Q۱ ۱۳۶۹ را به دو دورهٔ ۴ Q ۱۳۷۶- ۱ Q ۱۳۶۹ و ۴ Q ۱۳۸۶- ۱ Q ۱۳۷۷ تقسیم کرده‌ایم و تمام محاسبات خود را علاوه‌براین دو دوره، یک بار نیز برای کل دورهٔ ۴ Q ۱۳۸۶- ۱ Q ۱۳۶۹ انجام داده‌ایم. با توجه به جدول ۳، در دورهٔ زمانی ۴ Q ۱۳۷۶- ۱ Q ۱۳۶۹، چرخه‌های تمام متغیرهای مدل به‌جز چرخه‌های درآمدهای نفتی، نسبت‌به چرخه‌های قیمت مسکن نوعی متغیر پیشرو محسوب می‌شود که علل و سازوکار آن در قسمت قبلی توضیح داده شد. ولی چرخه‌های درآمدهای نفتی نسبت‌به چرخه‌های قیمت مسکن به‌صورت هم‌زمان حرکت می‌کند. با توجه به جدول ۳، در دورهٔ زمانی ۴ Q ۱۳۸۶- ۱ Q ۱۳۷۷، چرخه‌های تمام متغیرهای مدل به‌جز چرخه‌های نرخ ارز واقعی، نسبت‌به چرخه‌های قیمت مسکن، نوعی متغیر پیشرو محسوب می‌شود که علل و سازوکار آن در قسمت قبلی توضیح داده شد. ولی چرخه‌های نرخ ارز واقعی نسبت‌به چرخه‌های قیمت مسکن به‌صورت هم‌زمان حرکت می‌کند. سرانجام در کل دورهٔ ۴ Q ۱۳۸۶- ۱ Q ۱۳۶۹، چرخه‌های تولید ناخالص داخلی نسبت‌به چرخه‌های قیمت مسکن هم‌زمانی دارد. چرخه‌های حجم پول، درآمدهای نفتی، نرخ ارز واقعی و نرخ سود تسهیلات نیز به‌ترتیب با یک، چهار، دو و دو دوره پیشروی نسبت‌به چرخه‌های قیمت مسکن حرکت می‌کند که نتایج در کل دوره، با دو فیلتر مختلف، بسیار شبیه یکدیگر است.

---

1. Ling and Naranjo
2. Lizieri and Satchell
3. Brooks and Lee
4 .Chen and Tzang
5. Mueller and Pauley

جدول ۳. تقدم و تأخر بخش ادواری متغیرها نسبت‌به چرخه‌های قیمت مسکن (فیلترینگ کریستیانو-فیتزژرالد)

دوره زمانی	۴ Q ۱۳۷۶- ۱ Q ۱۳۶۹						۴ Q ۱۳۸۶- ۱ Q ۱۳۷۷						۴ Q ۱۳۸۶- ۱ Q ۱۳۶۹					
چرخه ها	تولید ناخالص	حجم پول	درآمدهای نفتی	نرخ ارز واقعی	نرخ سود تسهیلات	قیمت مسکن	تولید ناخالص	حجم پول	درآمدهای نفتی	نرخ ارز واقعی	نرخ سود تسهیلات	قیمت مسکن	تولید ناخالص	حجم پول	درآمدهای نفتی	نرخ ارز واقعی	نرخ سود تسهیلات	قیمت مسکن
S.D	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۱۹	۰/۰۸	۰/۰۹	۰/۱۴	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۲۴	۰/۰۵	۰/۰۸	۰/۱۵	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۱۹	۰/۰۷	۰/۰۳	۰/۱۵
σ	۰/۴۲	۰/۱۷	۰/۷۸	۰/۵۹	۰/۶۳	۱/۰۰	۰/۲۴	۰/۲۷	۱/۵۶	۰/۳۵	۰/۵۵	۱/۰۰	۰/۲۷	۰/۲۰	۱/۲۶	۰/۴۶	۰/۳۰	۱/۰۰
ρ	۰/۸۷	۰/۷۸	۰/۸۲	۰/۷۶	۰/۸۷	۰/۹۲	۰/۷۹	۰/۸۸	۰/۸۹	۰/۷۹	۰/۸۳	۰/۹۳	۰/۸۲	۰/۸۷	۰/۸۹	۰/۹۱	۰/۸۵	۰/۹۳
-۴	-۰/۷۲	۰/۳۴	۰/۲۰	۰/۳۹	-۰/۳۶	------	۰/۳۷	۰/۵۷	-۰/۳۳	-۰/۳۳	۰/۳۹	------	-۰/۱۴	۰/۳۲	۰/۲۵	-۰/۱۱	۰/۰۷	------
-۳	-۰/۶۲	-۰/۳۳	۰/۳۳	۰/۲۴	-۰/۲۹	------	۰/۳۱	۰/۶۶	-۰/۰۷	-۰/۴۹	۰/۳۷	------	-۰/۰۹	۰/۳۹	۰/۱۷	-۰/۵۹	۰/۱۰	------
-۲	-۰/۳۶	-۰/۲۲	۰/۵۱	۰/۰۷	۰/۰۳	------	۰/۲۹	۰/۷۴	-۰/۰۶	-۰/۶۱	۰/۳۲	------	-۰/۰۳	۰/۴۶	۰/۱۱	-۰/۲۲	۰/۱۲	------
-۱	-۰/۰۸	-۰/۰۵	۰/۶۵	-۰/۱۰	۰/۰۷	------	۰/۳۲	۰/۷۴	-۰/۱۷	-۰/۶۷	۰/۲۲	------	۰/۰۹	۰/۵۱	۰/۰۷	-۰/۳۶	۰/۱۱	------
۰	۰/۱۴	۰/۱۳	۰/۷۲	-۰/۲۵	۰/۰۲	------	۰/۳۶	۰/۷۱	-۰/۲۵	-۰/۶۸	۰/۱۱	------	۰/۳۷	۰/۵۲	۰/۰۳	-۰/۴۵	۰/۰۸	------
+۱	۰/۲۷	۰/۲۸	۰/۷۰	۰/۳۶	-۰/۱۰	------	۰/۳۰	۰/۵۲	-۰/۳۰	-۰/۵۹	۰/۰۱	------	۰/۲۳	۰/۴۳	-۰/۰۱	-۰/۴۹	۰/۰۹	------
+۲	۰/۲۶	۰/۲۵	۰/۶۰	-۰/۳۸	-۰/۱۸	------	۰/۱۸	۰/۲۸	-۰/۳۲	-۰/۴۶	-۰/۰۱	------	۰/۲۳	۰/۲۷	-۰/۰۶	-۰/۵۰	۰/۰۶	------
+۳	۰/۱۴	۰/۲۷	۰/۳۵	-۰/۳۱	-۰/۲۵	------	۰/۰۳	۰/۰۱	-۰/۳۲	-۰/۳۰	-۰/۰۱	------	۰/۱۳	۰/۰۸	-۰/۱۲	-۰/۴۸	۰/۰۵	------
+۴	-۰/۰۱	۰/۱۱	۰/۱۰	-۰/۲۶	-۰/۲۸	------	۰/۱۲	-۰/۲۲	-۰/۳۰	-۰/۱۵	-۰/۰۱	------	-۰/۰۳	-۰/۱۳	-۰/۱۹	-۰/۴۴	۰/۰۴	------

منبع: محاسبات محققین

۹. تحلیل تابع عکس‌العمل آنی چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران

توابع عکس‌العمل آنی، درواقع، رفتار پویای متغیرهای دستگاه را در طول زمان هنگام بروز هر تکانه بیان می‌کند. در این مطالعه، از تابع عکس‌العمل آنی تعمیم‌یافتهٔ پسران و شین (۱۹۸۹) استفاده شده است. در این مطالعه، شوک‌ها نسبت‌به یکدیگر متعامد است؛ ازاین‌رو، مسئلهٔ ترتیب قرارگرفتن متغیرها در مدل و اثر آن در تابع عکس‌العمل آنی منتفی است.

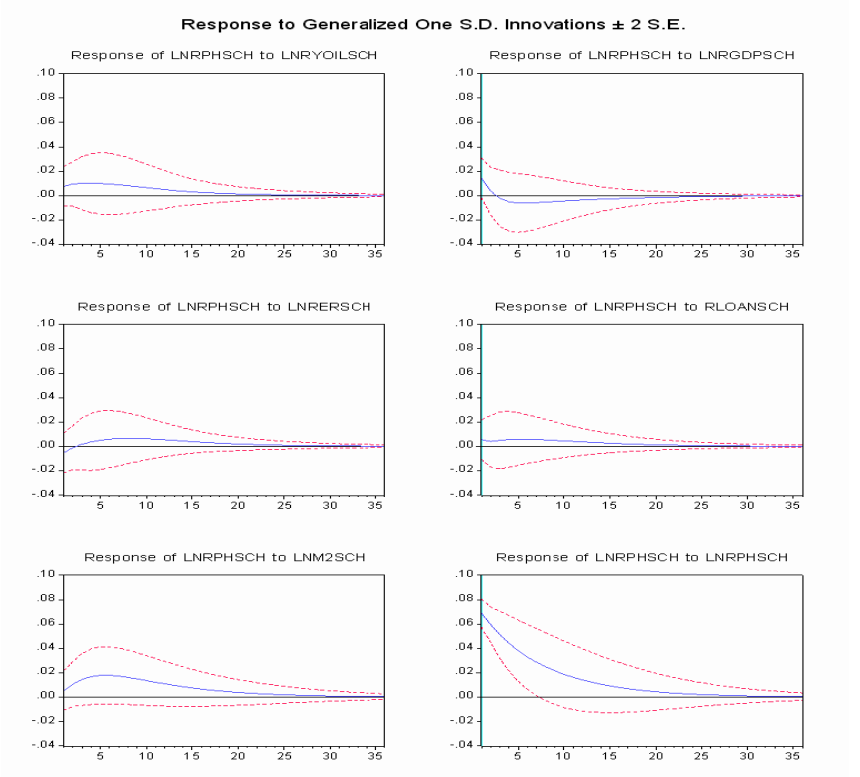
همان‌گونه‌که در قسمت بالا و چپ نمودار ۴ مشاهده می‌شود، یک انحراف‌معیار شوک مثبت درآمدهای نفت، باعث اثری مثبت حدود ۱درصد در دورهٔ اول بر روی چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران می‌شود. اثر مثبت این تکانه، در دورهٔ چهارم به بیشترین مقدار خود، یعنی حدود ۱/۱درصد می‌رسد و از دورهٔ چهارم به بعد، با وجود مثبت‌بودن این اثر، به‌تدریج کاهش می‌یابد. اثر شوک بعد از بیست فصل کاملاً از بین می‌رود. با توجه به پدیدهٔ بیماری هلندی وکاهش نرخ ارز واقعی ($RER = \frac{P_T}{P_N}$) ناشی از افزایش درآمدهای واقعی نفت و به‌تبع آن، افزایش در قیمت کالاهای غیرمبادله‌ای (P_N) نسبت‌به کالاهای مبادله‌ای (P_T) است. همان‌گونه‌که در قسمت میانی و چپ نمودار ۴ مشاهده می‌شود، وقوع یک انحراف معیار شوک مثبت نرخ ارز واقعی، در دوره‌های اول، باعث کاهش قیمت کالاهای مبادله‌ناپذیر نسبت‌به کالاهای مبادله‌پذیر می‌شود؛ زیرا یک شوک مثبت در نرخ ارز واقعی ($RER = \frac{P_T}{P_N}$) به‌نوعی منعکس‌کنندهٔ افزایش قیمت کالاهای مبادله‌ای نسبت‌به قیمت کالاهای مبادله‌ناپذیر است یا برعکس: کاهش قیمت کالاهای مبادله‌ناپذیر (P_N) نسبت‌به قیمت کالاهای مبادله‌ای (P_T). بنابراین اثر ابتدایی این شوک، کاهش ۰/۵- درصدی در چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن خواهد بود؛ اما اثر منفی اولیهٔ این شوک، به‌تدریج کاهش می‌یابد و اثر آن در دورهٔ سوم به صفر می‌رسد. از دورهٔ سوم نیز جهت آن عوض می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، از دورهٔ سوم تا پایان دورهٔ بیست‌وچهارم نوعی اثر هم‌جهت و مثبت ناشی از بروز شوک‌های نرخ ارز واقعی در روی چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران وجود دارد. بیشترین اثر مثبت مذکور در دورهٔ ششم بوده که حدود ۰/۵+ درصد است.

پس از اثر منفی ابتدایی این شوک، پس از گذشت چند دوره و خروج نیروی کار و سرمایه و سایر منابع از بخش در رکودرفتهٔ مبادله‌ناپذیر (مسکن) و حرکت این منابع به‌سوی بخش رونق‌گرفتهٔ مبادله‌پذیر، عرضهٔ مسکن در فصول بعدی کاهش خواهد یافت؛ به‌طوری‌که این کاهش در عرضهٔ مسکن، به‌علت خروج منابع از این بخش، از دورهٔ چهارم، یعنی بعد از گذشت حدود یک سال، باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود. در قسمت پایین و چپ نمودار ۴ مشاهده می‌شود که یک تکانهٔ مثبت و یک انحراف معیار حجم پول در دورهٔ

ابتدایی، باعث افزایش ۰/۵درصدی در چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن می‌شود. اثر مثبت اولیهٔ این شوک تا دورهٔ پنجم روندی صعودی دارد و در دورهٔ پنجم، پس از یک سال و چهار ماه، اثر شوک اولیهٔ مذکور به بیشترین مقدار خود در حدود ۱/۸درصد می‌رسد. سپس به‌تدریج کاهش می‌یابد و در دورهٔ بیست‌وچهارم، اثر این تکانه از بین می‌رود. در قسمت بالا و راست نمودار ۴ مشاهده می‌شود که تکانهٔ مثبت یک انحراف معیاری تولید و بهره‌وری، در دورهٔ ابتدایی باعث افزایش متغیر ادواری قیمت واقعی مسکن به میزان حدود ۱/۳درصد می‌شود. اثر افزایشی این شوک به‌تدریج کاهش می‌یابد تا درنهایت، در پایان دورهٔ سوم به صفر می‌رسد. از دورهٔ سوم به بعد، این اثر منفی می‌شود؛ به‌طوری‌که در دورهٔ پنجم، این اثر منفی به حدود ۱- درصد می‌رسد. سپس دوباره روند افزایشی خود را در پیش می‌گیرد تا در پایان دورهٔ بیست‌وچهارم، به وضعیت پایه و تعادلی اولیهٔ خود هم‌گرا شود. البته بیشترین اثر این شوک مربوط‌به دورهٔ اول است.

همان‌گونه‌که در قسمت قبل مشاهده شد، این دو متغیر به‌صورت هم‌زمان نسبت‌به یکدیگر حرکت می‌کنند. اثر ابتدایی شوک‌های چرخه‌های قیمت مسکن در چرخه‌های تولید ناخالص داخلی واقعی تقریباً برابر با اثر اولیهٔ شوک‌های تولید ناخالص داخلی در متغیر ادواری یا بخش چرخه‌ای قیمت واقعی مسکن است. با توجه به این موضوع، این مسئله علت اصلی هم‌زمانی حرکت دو متغیر در قسمت قبل است. اصولاً با توجه به اینکه عرضه و موجودی مسکن در کوتاه‌مدت ثابت است، بروز یک شوک مثبت، یک انحراف معیاری تولید و بهره‌وری که درواقع نوعی شوک افزایش درآمد ملی جامعه محسوب می‌شود، باعث افزایش تقاضا برای مسکن و ساختمان در کوتاه‌مدت می‌شود.

با توجه به ثابت‌بودن عرضهٔ مسکن در کوتاه‌مدت، این شوک به نوعی افزایش اولیه در چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران به میزان ۱/۳درصد منجر می‌شود. به‌تدریج و با افزایش قیمت واقعی مسکن در شهر تهران و سودآورشدن پروژه‌های ساختمانی، منابع مالی و انسانی از سایر بخش‌ها به بخش مسکن منتقل می‌شود. بنابراین سرمایه‌گذاران به ساخت پروژه‌های ساختمانی جدید می‌پردازند. البته فرایند احداث و عرضهٔ ساختمان‌های جدید زمان‌بر است و در ایران به‌طور متوسط، بین یک تا دو سال (چهار تا هشت فصل) زمان برای ساخت و عرضهٔ واحدهای مسکونی جدید نیاز است. به‌همین دلیل در دورهٔ ششم یا حدود یک سال‌ونیم بعد از بروز شوک اولیه در چرخه‌های متغیر تولید ناخالص داخلی، نه‌تنها اثر مثبت ابتدایی این شوک کاملاً از بین می‌رود، بلکه شاهد بیشترین اثر منفی ناشی از بروز این تکانه در روی چرخه‌های قیمت مسکن خواهیم بود.



نمودار ٤. تابع عکس‌العمل آنی تعمیم‌یافتهٔ چرخه‌های قیمت مسکن نسبت‌به یک انحراف معیار شوک مثبت

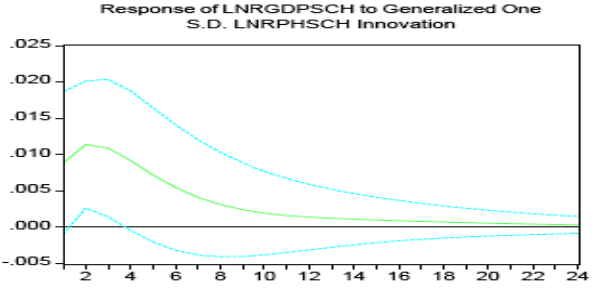
منبع: تخمین‌ها و محاسبات محققین

در قسمت میانی و راست نمودار ۴ مشاهده می‌شود که بروز یک تکانهٔ مثبت به‌اندازهٔ یک انحراف معیار در متغیر چرخه‌های نرخ سود تسهیلات اعطایی در بخش بازرگانی و خدمات در دورهٔ ابتدایی، باعث افزایش ۰/۵درصدی در چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن می‌شود. به‌طور کلی، به‌عنوان یک با این فرض منطقی که اصولاً عرضهٔ مسکن در کوتاه‌مدت ثابت است، بنابراین هر افزایش در نرخ سود تسهیلات اعطایی، به‌عنوان نماینده‌ای برای نرخ بهره، باعث کاهش در تقاضای مسکن به‌دلیل کاهش در تقاضا برای وام، به‌علت افزایش هزینه‌های وام‌های خرید مسکن می‌شود. ازاین‌رو، به‌تبع این کاهش تقاضای مسکن در دوره‌های ابتدایی، قیمت واقعی مسکن نیز کاهش می‌یابد.

همان‌گونه‌که در قسمت پایین و راست نمودار ۴ مشاهده می‌شود، وقوع یک تکانه به‌اندازهٔ یک انحراف معیار در چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در دورهٔ اول، باعث افزایش چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران به میزان ۷درصد می‌شود. بیشترین اثر این شوک نیز مربوط‌به دوره‌های ابتدایی است. اثر این شوک به‌تدریج کاهش می‌یابد و درنهایت، در دورهٔ بیست‌وچهارم اثر شوک از بین می‌رود و به وضعیت تعادلی اولیهٔ خود هم‌گرا می‌شود.

در نمودار ۵، تابع عکس‌العمل آنی تولید ناخالص داخلی درمقابل شوک‌های متغیر قیمت مسکن مشاهده می‌شود. تکانه‌ای به‌اندازهٔ یک انحراف معیار در چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران، باعث افزایش چرخه‌های متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی در دورهٔ اول، به میزان ۰/۹+درصد می‌شود. اثر این تکانه در دورهٔ دوم، به بیشترین مقدار خود، حدود ۱/۲+درصد، می‌رسد. اثر این تکانه پس از فصل بیست‌وچهارم تقریباً از بین می‌رود و دوباره به وضعیت پایه و اولیهٔ خود، پیش از بروز شوک، برمی‌گردد و هم‌گرا می‌شود.

با افزایش قیمت واقعی مسکن در شهر تهران، سودآوری بخش مسکن افزایش می‌یابد و منابع مالی و انسانی به‌سوی این بخش حرکت می‌کنند و سرمایه‌گذاران تصمیم می‌گیرند ساختمان های جدید بسازند. بنابراین تقاضای نیروی کار و به‌تبع آن، دستمزدها افزایش می‌یابد و با توجه به پیوندهای زیاد پیشین و پسین بخش ساختمان با سایر مشاغل، درمجموع درآمد ملی افزایش می‌یابد.



نمودار ۵. تابع عکس‌العمل آنی تعمیم‌یافتهٔ چرخه‌های تولید ناخالص در پاسخ به تکانه‌های قیمت مسکن

منبع: تخمین‌ها و محاسبات محققین

۱۰. تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن

تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی، درواقع، سهم هر متغیر در واکنش به تکانهٔ واردشده بر متغیرهای الگو تقسیم می‌شوند. بدین‌ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را روی نوسانات متغیرهای دیگر در طول زمان

اندازه‌گیری کنیم. اساس تحلیل مبتنی‌بر تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی، به‌منظور پویایی مدل خودرگرسیون‌برداری، بر مقایسهٔ سهم هریک از متغیرها در هر دوره از خطای پیش‌بینی همان دوره استوار است. با توجه به جدول ۴، بیشترین بی‌ثباتی در نوسانات و بی‌ثباتی در چرخه‌های قیمت مسکن، مربوط‌به اجزای اخلال خود این متغیر است؛ به‌طوری‌که از دورهٔ چهاردهم تا پایان دورهٔ بیست‌وچهارم، این سهم به حدود ۸۱درصد می‌رسد.

پس از تکانهٔ متغیر چرخه‌های قیمت مسکن، تکانه‌های متغیر چرخه‌های حجم پول و تولید ناخالص داخلی، به‌ترتیب با ۶/۴۴ و ۶/۳۶درصد، بیشترین توضیح‌دهندگی را در نوسانات و بی‌ثباتی در چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران در بلندمدت دارند. تکانهٔ چرخه‌های متغیر درآمدهای واقعی نفت در بلندمدت نیز حدود ۴درصد از نوسانات چرخه‌های قیمت واقعی مسکن را در شهر تهران توضیح می‌دهد. همچنین تکانه‌های متغیرهای چرخه‌های نرخ سود تسهیلات اعطایی در بخش بازرگانی و خدمات و نرخ ارز واقعی، به‌ترتیب با ۰/۳۱درصد و ۱/۸۷درصد، کمترین میزان توضیح‌دهندگی نوسانات چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران را در بلندمدت دارند. این مسئله درواقع حاکی از حساس‌نبودن چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران، دربرابر تکانه‌های نرخ سود تسهیلات است. با توجه به اینکه این نرخ در بیشتر سال‌های دورهٔ بررسی‌شده، دستوری و کمتر از نرخ تعادلی بوده، به‌طوری‌که نرخ واقعی سود، منفی بوده است، این مسئله تعجب‌برانگیز نیست. همچنین طبق جدول ۵، تجزیهٔ واریانس چرخه‌های متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی نشان می‌دهد که در میان‌مدت و بلندمدت، شوک‌های تولید ناخالص (شوک‌های بهره‌وری) و قیمت مسکن و شوک‌های پولی، به‌ترتیب با ۶۷درصد و ۱۸درصد و ۵/۵درصد بیشترین سهم را از توضیح‌دهندگی نوسانات چرخه‌های تولید ناخالص داخلی دارند.

جدول٤. تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران

Period	SE	LNRYOILSCH	LNRERSCH	LNRPHSCH	LNRGDPSCH	RLOANSCH	LNM2SCH
۱	۰/۱۳	۱/۲۴	۰/۶۱	۹۸/۱۳	۰	۰	۰
۴	۰/۲۱	۲/۶۲	۰/۳۳	۹۲/۰۱	۳/۴۵	۰/۰۲	۱/۵۵
۸	۰/۲۲	۳/۶۲	۰/۹۴	۸۵/۳۱	۵/۵۹	۰/۱۵	۴/۳۶
۱۲	۰/۲۲	۳/۹۸	۱/۴۹	۸۲/۴۵	۶/۱۱	۰/۲۵	۵/۷۰
۲۴	۰/۲۲	۴/۰۸	۱/۸۷	۸۰/۹۲	۶/۳۶	۰/۳۱	۶/۴۴

منبع: تخمین‌ها و محاسبات محققین

جدول ۵. تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی چرخه‌های تولید ناخالص داخلی واقعی

Period	SE	LNRYOILSCH	LNRERSCH	LNRPHSCH	LNRGDPSCH	RLOANSCH	LNM2SCH
۱	۱/۱۸	۱/۵۹	۲/۳۴	۴/۰۸	۹۰/۶۸	۰/۱۶	۱/۱۳
۴	۱/۲۴	۳/۵۸	۱/۵۳	۱۴/۷۰	۷۲/۹۱	۲/۱۱	۵/۱۴
۸	۱/۳۵	۳/۴۸	۱/۵۶	۱۷/۸۳	۶۹/۵۴	۲/۰۷	۵/۵۰
۱۲	۱/۳۵	۳/۴۷	۱/۵۵	۱۸/۱۵	۶۹/۱۹	۲/۰۸	۵/۵۳
۲۴	۱/۳۵	۳/۴۸	۱/۵۵	۱۸/۲۷	۶۸/۹۷	۲/۰۹	۶/۶۲

منبع: تخمین‌ها و محاسبات محققین

۱۱. نتیجه‌گیری

استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات و تحلیل ضریب همبستگی متقاطع، در دورهٔ ۱۳۶۹تا۱۳۸۶، دربارهٔ ارتباط چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران و چرخه‌های درآمدهای نفتی واقعی نشان داد که چرخه‌های درآمدهای واقعی نفت و نرخ ارز واقعی نوعی متغیر پیشرو، به‌ترتیب با چهار دوره (یک سال) و دو دوره (شش ماه) تقدم نسبت‌به چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران به‌شمار می‌رود. همچنین نتایج حاصل از تجزیهٔ واریانس چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران نشان داد که در بلندمدت، شوک‌های نرخ سود تسهیلات، به‌عنوان نماینده‌ای از نرخ بهره، تقریباً در توضیح‌دهندگی تغییرات و نوسانات چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران هیچ نقشی ندارد. این مسئله حاکی از حساسیت اندک چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران دربرابر تکانه‌های نرخ بهره است؛ زیرا معمولاً در بیشتر سال‌ها، این نرخ دستوری بوده و پایین‌تر از نرخ تعادلی است؛ به‌طوری که نرخ واقعی بهره، منفی بوده است.

نتایج حاصل از تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران نیز نشان داد که شوک‌های مربوط‌به قیمت مسکن، بیشترین توضیح‌دهندگی را در نوسانات و تغییرات قیمت مسکن دارد. بر همین اساس، توصیه می‌شود دولت و سیاست‌گذران بخش مسکن، ازجمله وزارت راه و شهرسازی و شهرداری‌ها، به شوک‌های واردشده بر مسکن از ناحیهٔ افزایش قیمت زمین و تراکم و مصالح ساختمانی به‌شدت توجه نشان دهند. همچنین نتایج حاصل از تابع عکس‌العمل آنی چرخه‌های قیمت مسکن، حاکی از افزایش قیمت واقعی مسکن، به‌عنوان کالایی مبادله‌ناپذیر، پس از بروز شوک‌های درآمدهای نفتی در اقتصاد است. این موضوع مؤید بروز پدیدهٔ بیماری هلندی در اقتصاد ایران است. بر همین اساس، برای جلوگیری از تأثیرات مخرب افزایش شدید قیمت مسکن در اقتصاد توصیه می‌شود به نقش مهم و اثرگذار صندوق ذخیرهٔ ارزی به‌عنوان ضربه‌گیری قوی برای تأثیرات شوک‌های درآمدی نفتی بر بخش مبادله‌ناپذیر ضروری توجه بیشتری شود. همچنین از برداشت‌های مکرر و بی‌رویه و بی‌قاعدهٔ دولت از حساب ذخیرهٔ ارزی خودداری شود و برداشت از این حساب بسیار قاعده‌مند صورت گیرد.

منابع و مآخذ

بهشتی، محمدباقر و فخری‌سادات محسنی زنوزی، ۱۳۸۹، «بررسی بازار مسکن در سازوکار انتقال پولی»، فصل‌نامهٔ *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ش ۱، ص ۱۸۷تا۲۰۷.

جهانی، محمود، ۱۳۸۷، «رکود بازار مسکن و راهکارهای برون‌رفت از آن»، فصل‌نامهٔ *اقتصاد مسکن*، ش ۴۵، ص ۱۱تا۲۸.

خلیلی‌عراقی، منصور و سایه موسوی، ۱۳۷۹، «تابع عرضهٔ مسکن در ایران»، تحقیقات اقتصادی، ش۵۷، ص ۱تا۲۹.

خیابانی، ناصر، ۱۳۸۴، «عوامل تعیین‌کنندهٔ قیمت مسکن در ایران»، فصل‌نامهٔ *اقتصاد مسکن*، ش۳۴، ص ۲۰تا۴۱.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و بهناز کمیاب، ۱۳۸۷، «بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران»، فصل‌نامهٔ *اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی)*، ش۱۸، ص۴۸تا۷۸.

Bernanke, B, 2005, "The Global Saving Glut and the U.S. Current Account", Remarks at the Sandrige Lecture, *Virginia Association of Economics*, Richmond, VA, March 10, pp. 150_180.

Brooks, C. and S. Lee, 2000, "The Cyclical Relations Between Traded Property Stock Prices and Aggregate Time_Series", *Journal of Property Investment & Finance*, 18, pp. 540_564.

Chen, K. C. and D. D. Tzang, 1988, "Interest Rate Sensitivity of Real Investment Trusts", *Journal of Real Estate Research*, 3, pp. 13_22.

Edwards, S. ,1989, *Real Exchange Rate, Devaluation and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries*, Cambridge, MA: MIT Press, pp. 25_45.

Green, Richard K ,1996, "How Changes in Residential and Non_residential Investment Predict Changes in GDP", *Journal of Housing Economics*, 3:4 pp. 330_350.

Hodrick, R.J and Prescot, E.C, 1997, "Postwar US Business Cycles: an Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29 (1), pp. 1–16.

Iacoviello, M, 2002, "House Price And Business Cycle In Europe: A VAR Analysis", Boston College, Working Paper Series, No. 27. pp. 100_120.

Ling, D. and A. Naranjo, 1997, "Econometric Risk Factors and Commercial Real Estate Returns", *Journal of Real Estate Finance and Economics* 14, pp. 239_307.

Lizieri, C. and S. Satchell, 1997, "Property Company Performance and Real Interest Rates: a Regime Switching Approach", *Journal of Property Research* 14, pp. 85_97.

Matsuyama, K ,1990, "Residential Investment and the Current Account", *Journal of International Economics* 28 (1.2), pp.137_153.

McGough, T. and S. Tsolacos, 1997, "The Stylized Facts of the U.K. Commercial Building Cycles", *Environment and Planning* A 29, pp. 485_500.

Mueller, G. and K. Pauley, 1995, "The Effect of Interest_ Rate Movements on Real Estate Investment Trusts", *Journal of Real Estate Research* 10, pp. 319_325.

Pesaran, M.H. and Y. Shin, 1998, "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models", *Economics Letters*, 58, pp. 17_29

Punzi, M.T, 2006, "Housing Market and Current Account Imbalances in the International Economy", Manuscript, Department of Economics, Boston College, pp. 27–45

پیوست

آزمون مربوط‌به ثبات و پایداری شاخص‌های مدل (CUSUM TEST)

برای اینکه از ثبات شاخص‌ها و ضرایب برآوردشده در مدل‌های مدنظر اطمینان حاصل کنیم، از روشی استفاده می‌کنیم که براون[1]ـ دوربین[2] و اوانس[3] (۱۹۷۵) ارائه کرده‌اند. در عبارت ۱، $\beta(k\times 1)$ بردار شاخص‌ها یا بردار ضرایب روش حداقل مربعات معمولی بوده و $y_t(k\times 1)$ بردار متغیرهای وابسته و $x_t(1\times k)$ بردار متغیرهای مستقل است.

$$y_t = x_t\beta + u_t \quad U_t \sim N(0,\sigma^2) \quad t = 1,2,... \qquad (1)$$

در عبارت ۱، $\beta(k\times 1)$ بردار ضرایب روش حداقل مربعات معمولی بوده و $y_t(k\times 1)$ بردار متغیرهای وابسته و $x_t(1\times k)$ بردار متغیرهای مستقل است. فرضیهٔ نبود تغییرات ساختاری مدل را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = ... = \beta_T = \beta \quad و \quad \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = ... = \sigma_T^2 = \sigma \qquad (2)$$

---

1. Brown
2. Durbin
3. Evans

اگر فرضیهٔ H_0 رد نشود، به این معنی است که شاخص‌های مدل برآوردشده، از ثبات برخوردار است. آماره‌های استفاده‌شده در این آزمون، آمارهٔ جمع انباشته[1] (CUSUM) است که به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$W_t = \frac{\sum_{t=k+1}^{T} \omega_t}{\hat{\sigma}_t} \quad و \quad T = k+1, k+2, \ldots, T \tag{۳}$$

$$\omega_t = \frac{y_t - x_t \beta}{\sqrt{1 + x_t^{/}(X_{t-1}^{/} X_{t-1}) x_t}} \tag{۴}$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T-K} \sum_{t=k+1}^{T} \omega_t^2 \tag{۵}$$

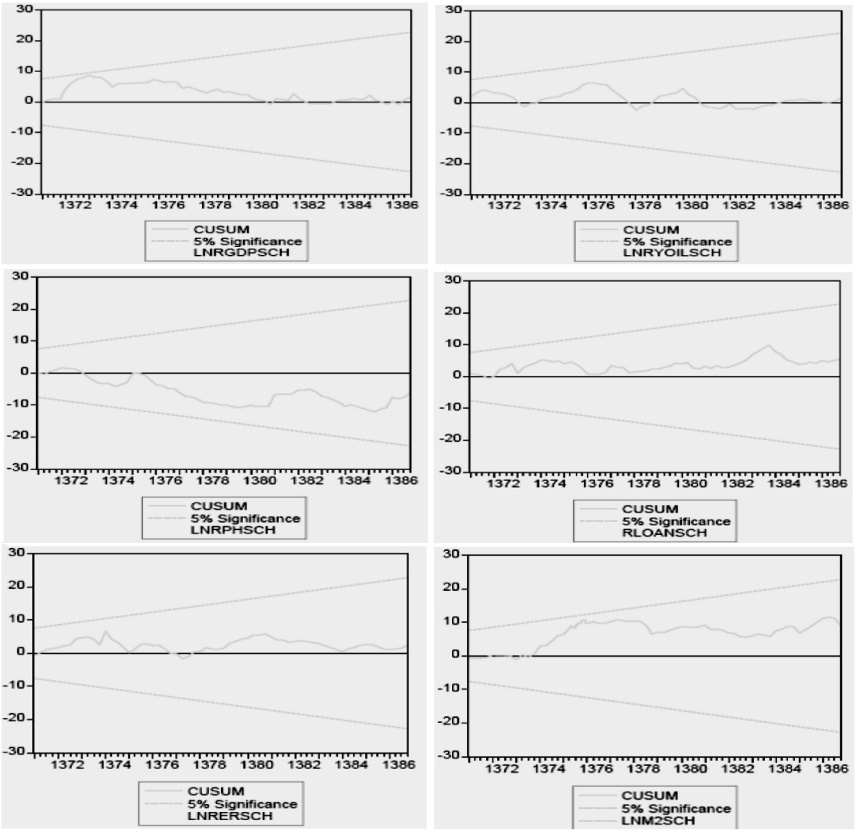
$\hat{\sigma}$، انحراف معیار (SD) رگرسیون برازش‌شده برای تمامی T نقطهٔ کل نمونه است و در تمام روابط قبل ω_t پسماندهای تکراری است. باید توجه کرد که این دو آزمون بر رگرسیون بازگشتی به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) مبتنی است. خطوط معنی‌داری ۵درصد نیز به‌وسیلهٔ وصل‌شدن نقاط زیر به‌دست می‌آید:

$$\left[k, \pm 0/948 (T-k)^{\frac{1}{2}} \right] \quad و \quad \left[T, \pm ۳ \times (۰/۹۴۸)(T-k)^{\frac{۱}{۲}} \right] \tag{۶}$$

گفتنی است اگر $E(w_t) = ۰$ باشد، بردار ضرایب یا β در کل دوره ثابت باقی می‌ماند. اگر w_t تمایل به واگراشدن از خط میانگین صفر[2] داشته باشد، بردار b نیز در کل دوره ثابت باقی نخواهد ماند و تغییر می‌کند. فرضیهٔ ثبات شاخص‌های مدل، همان‌گونه که نمودار ۶ نشان می‌دهد، در هر دو مدل برآوردشده، شاخص‌ها از ثبات لازم در سطح معنی‌داری ۵درصد برخوردارند؛ زیرا در تمام بخش‌های نمودار ۶، آمارهٔ w_t بین دو خط مرزی قرار دارد و از آن‌ها بیرون نزده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت شاخص‌های مدل از ثبات لازم برای تحلیل الگو در بلندمدت برخوردارند.

1. Cumulative Sum Of The Recursive Residuals
2. Zero mean value line

فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی



نمودار٦ . آزمون ثبات و پایداری شاخص‌های مدل خودرگرسیون‌برداری CUSUM TEST

منبع: تخمین‌ها و محاسبات محققین