

آثار تکانه‌های نفتی و سیاست‌های پولی بر رفتار چرخه‌ای قیمت مسکن

محسن مهر آرا^۱

کیوان شهاب‌لواسانی^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۰۶/۲۰

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۰۴/۱۱

چکیده

یکی از جنبه‌های بسیار مهم در آسیب‌پذیری اقتصاد ایران، کاهش نرخ ارز واقعی به تبع 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. به عبارت دیگر، درآمد نفتی واقعی بیشتر ممکن است با توجه به افزایش یافتن تأثیرات ثروت، موجب کاهش نرخ ارز واقعی و به تبع 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 عرضه پول و نرخ ارز واقعی، مرتبط است. همچنین تحلیل ضریب همبستگی مقاطع گویای این بود که چرخه‌های درآمدهای نفتی و حجم پول، متغیری پیشرو در مقایسه با چرخه‌های قیمت مسکن به‌شمار می‌رود. در بخش دوم این مطالعه، با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR)، به بررسی تعامل میان شش متغیر، چرخه‌های قیمت مسکن، نرخ ارز واقعی درآمدهای واقعی نفت، عرضه پول و نرخ بهره پرداخته شده است. نتایج بررسی‌ها حاکی از افزایش در بخش ادواری قیمت مسکن به دنبال بروز شوک‌های مثبت در چرخه‌های درآمدهای واقعی نفت بود.

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

JEL: E32, E52, F32, C32.

۱. مقدمه

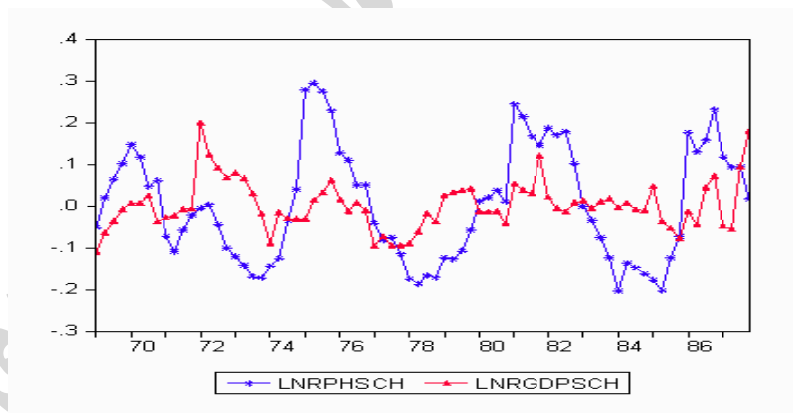
بیشتر بخش‌های اقتصاد ایران و بخش عمده‌ای از تولید ناخالص داخلی کشور، از نوسانات قیمت نفت تأثیرات چشمگیری می‌پذیرد. بررسی روند تاریخی داده‌های سری زمانی قیمت مسکن در شهر تهران و سایر شهرهای بزرگ کشور نیز نشان می‌دهد افزایش قیمت مسکن اصولاً به افزایش قیمت عموم کالاها و خدمات شباهتی ندارد. به عبارت دیگر،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

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

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

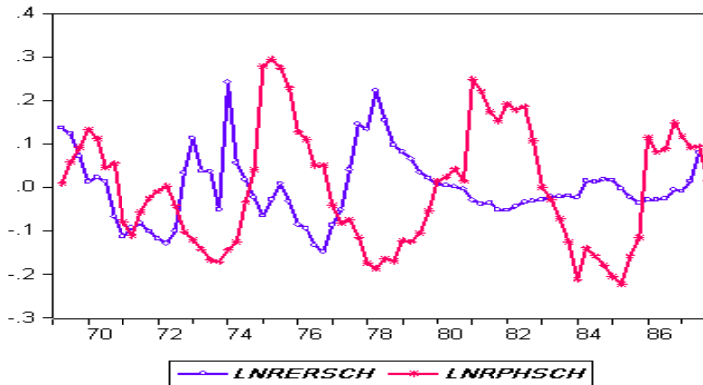
در حد نرخ تورم صورت می‌گیرد؛ اما افزایش قیمت مسکن به این صورت نیست. طی بیست سال گذشته، افزایش قیمت مسکن در تهران و شهرهای بزرگ کشور به صورت پلکانی بوده و رفتاری چرخه‌ای (ادواری) داشته است. طول مدت طی شدن هر چرخه، به طور متوسط، شش سال بوده و به صورت متناوب، در فواصل شش ساله، ناگهان جهشی شدید در قیمت مسکن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

در پی بروز این رکود پنج ساله 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 درباره داده‌های سری زمانی قیمت واقعی مسکن نشان‌دهنده حقایق آشکار شده^۱ در اقتصاد ایران است. به عبارت دیگر، با توجه به نمودارهای ۱ و ۲ و همان‌طور که در ادامه مقاله با استفاده از ضریب همبستگی متقاطع نشان داده می‌شود، چرخه‌های تولید ناخالص داخلی و چرخه‌های نرخ ارز واقعی به ترتیب نوعی هم‌زمانی و تقدم دودوره‌ای، در مقایسه با چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران، دارند. این تقدم دودوره‌ای در بخش ادواری نرخ ارز واقعی در نمودار ۲، به نوعی تأیید کننده وقوع پدیده 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



نمودار ۲. نحوه 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، نحوه حرکت آن‌ها نسبت به یکدیگر از نظر تقدم و تأخر یا هم‌زمانی بررسی شده است. در نهایت، در بخش پایانی مقاله تمام بخش‌های ادواری یا چرخه‌های سری‌های زمانی در مدل خودرگرسیون برداری به کار گرفته شده است. همچنین نتایج حاصل از تابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی متغیر قیمت مسکن در پاسخ به تکانه‌های متغیرهای مدل، بررسی و تحلیل شده و در نهایت نیز نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی مقاله آمده است.

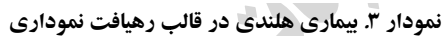
۲. مبانی نظری

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؛ از این رو، تولید در ربع جنوب شرقی 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 جنوب غربی 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. همان‌طور که قیمت نسبی کالاهای مبادله‌ناپذیر به مبادله‌پذیر $(\frac{P_T}{P_N})$ افزایش می‌یابد، کارگران به‌انگیزه کسب درآمد بیشتر در بخش رونق گرفته، از بخش مبادله‌پذیر به بخش مبادله‌ناپذیر روی می‌آورند.

در این فرایند، در بخش شمال‌غربی نمودار ۳، منحنی عرضه کالاهای مبادله‌پذیر از $S(T)$ به $S^*(T)$ انتقال می‌یابد و عرضه کالاهای مبادله‌ناپذیر کاهش می‌یابد؛ ولی در ربع جنوب‌شرقی نمودار ۳، عرضه کالاهای مبادله‌ناپذیر از $S(NT)$ به $S^*(NT)$ انتقال می‌یابد که حاکی از افزایش عرضه کالاهای مبادله‌ناپذیر است. این اثر که به «اثر انتقال یا تحرک منابع» موسوم است، به اثر مخارجی اضافه می‌شود. در نتیجه، تولید کالاهای مبادله‌پذیر در بخش شمال‌غربی نمودار ۳ از مقدار A به A^* کاهش می‌یابد. در مقابل، 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^* به علت اثر مخارجی است. همچنین افزایش عرضه کالاهای مبادله‌ناپذیر، در دومین مرحله، از مقدار C^* به C^{**} ناشی از اثر تحرک منابع است. این فرایند، در بخش شمال‌شرقی نمودار ۳، با حرکت و انتقال به سمت پایین در روی مرز منحنی امکانات تولیدی PPF از نقطه B به نقطه B^* نشان داده شده است. در نهایت، در بخش شمال‌غربی نمودار ۳، خط بودجه از BC به BC^* به سمت راست (بالا) انتقال می‌یابد و شیب آن، با توجه به اثر تغییر مخارج و به تبع 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 به وجود آمده در بخش کالاهای مبادله‌پذیر را تأمین مالی کرده و جبران می‌کند. البته این کسری به علت کاهش نرخ ارز واقعی و به تبع آن، کاهش قدرت رقابت کالاهای مبادله‌پذیر در صحنه بین‌المللی به دنبال بروز پدیده بیماری هلندی در اقتصاد رخ داده است. این کسری تجاری، در بخش کالاهای مبادله‌پذیر، برابر فاصله A^*A^{**} در ربع شمال‌غربی نمودار ۳ است. در نهایت، صادرات منابع طبیعی باعث افزایش رفاه اجتماعی از W^* به W در بخش شمال‌شرقی نمودار ۳ شده که باعث انتقال تابع رفاه اجتماعی W به سمت بالا شده است.



۳. پیشینہ مطالعاتی

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۷) در چارچوب مدل ARDL، در دوره ۱۳۷۱ تا ۱۳۸۵، 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 دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۵، به بررسی نقش بازار مسکن در سازوکار انتقال پولی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد قیمت مسکن حدود ۴۲ درصد از تغییرات تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهد. همچنین قیمت مسکن واسطه‌ای مهم در انتقال دادن شوک‌های پولی به نوسانات تولید ناخالص داخلی است.

ریچارد گرین (۱۹۹۶) با به کارگیری داده‌های فصلی کشور آمریکا، در دوره زمانی ۱۹۵۹ تا ۱۹۹۲، نشان داد تغییرات سرمایه‌گذاری مسکونی علت گرنجری تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی است. به عبارت دیگر، وی نشان داد سرمایه‌گذاری‌های مسکونی جهت‌دهنده اقتصاد به سمت رکود یا رونق است. از این رو، سرمایه‌گذاری‌های مسکونی متغیری پیشرو و پیش‌بینی‌کننده در چرخه‌های تجاری است؛ در حالی که سرمایه‌گذاری‌های غیرمسکونی متغیری پسرو نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی واقعی محسوب می‌شود.

یاکوبیلو (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 دوره ۱۹۷۳ تا ۱۹۹۸ پرداخت. نتایج تجزیه واریانس نشان داد که پس از حدود شش فصل، شوک‌های پولی در فرانسه و اسپانیا ۴۰ درصد از نوسانات قیمت واقعی مسکن را توضیح می‌دهد؛ ولی در سایر کشورها، شوک‌های پولی حدود ۵ تا ۱۰ درصد از نوسانات قیمت مسکن را توضیح می‌دهد. مطالعه برنانک (۲۰۰۵) و ماتسویاما (۱۹۹۰) مؤید ارتباط بین حساب جاری و بازار مسکن است.

مطالعه برنانک (۲۰۰۵) نشان داد هر کسری در حساب جاری که به علت پس‌انداز بیش از حد یا پس‌انداز اضافی در سایر کشورهای طرف تجاری آمریکا ایجاد شده یا هر جریان ورودی سرمایه به داخل کشور، ممکن است باعث افزایش قیمت مسکن شود. برنانک در مطالعه خود، از این پس‌انداز با نام «پس‌انداز بیش از اندازه یا پس‌انداز اشباع‌شده»^۱ نام می‌برد. مطالعه پونزی (۲۰۰۶) نشان داد در کشورهایی مثل آمریکا، 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.

۴. معرفی داده‌ها و بررسی مانایی^۱ بخش چرخه‌ای^۲ سری‌های زمانی

در این مطالعه، به منظور 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 در آمد واقعی نفت کشور ایران که از ضرب تعداد شبکه‌های فروخته شده در هر فصل با قیمت دلاری نفت سبک ایران، تقسیم بر شاخص قیمت مصرف کننده آمریکا به دست 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 نرم افزار Eviews تعدیل فصلی شده و سپس قسمت چرخه‌ای تمام متغیرهای مذکور با استفاده از فیلتر هودریک پرسکات استخراج شده است. همچنین تمامی متغیرهای مذکور، به جز متغیر نرخ سود تسهیلات در بخش بازرگانی و خدمات، به صورت لگاریتم طبیعی در مدل استفاده شده‌اند. تواتر داده‌ها فصلی بوده و آمارهای مربوط از تارنمای رسمی بانک مرکزی ایران^۳ و وزارت مسکن و شهرسازی، متوسط قیمت یک مترمربع ساختمان مسکونی در شهر تهران، اخذ شده است. نرخ ارز واقعی، از رابطه $R = R_{us} \cdot \frac{CPI_{us}}{CPI_{iran}}$ به دست آمده است. R نرخ ارز اسمی،

CPI_{us} شاخص قیمت مصرف کننده آمریکا و CPI_{iran} شاخص قیمت مصرف کننده ایران است. البته باید به این نکته مهم توجه کرد که هر دو شاخص قیمت مصرف کننده ایالات متحده آمریکا و جمهوری اسلامی ایران مربوط به سال پایه، یعنی ۱۳۷۶، است. دوره مطالعه نیز از سال ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۶ است. با توجه به آزمون‌های دیکی فولر گسترش یافته ADF و KPSS که نتایج آن‌ها در جدول ۱ آمده است، بخش ادواری تمام متغیرها، مانا یا انباشته از مرتبه صفر یا $I(0)$ است؛ بنابراین حین به کارگیری آن‌ها در مدل

1. Stationary

2. Cyclical Component

3. www.cbi.ir

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

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

مرتبۀ انباشتگی	مقادیر بحرانی KPSS	مقدار آماره KPSS	مقادیر بحرانی ADF	مقدار آماره ADF	چرخه‌های سری‌های زمانی
مانا I(0)	۰/۱۴	۰/۰۵	-۳/۴۷	-۳/۵۳	Lnrngdpsch
مانا I(0)	۰/۱۴	۰/۰۳	-۳/۴۷	-۳/۸۸	Lnrlyoilsch
مانا I(0)	۰/۱۴	۰/۰۳	-۳/۴۷	-۳/۵۲	Lnrphsch
مانا I(0)	۰/۱۴	۰/۰۴	-۳/۴۷	-۳/۶۵	Lnrersch
مانا I(0)	۰/۱۴	۰/۰۴	-۳/۴۷	-۵/۳۳	rloansch
مانا I(0)	۰/۱۴	۰/۰۳	-۳/۴۷	-۳/۷۲	Lnm2sch

۵. مدل‌های خودرگرسیون‌برداری (VAR)

انتقاد لوکاس^۱ انتقادی جدی به نحوه برخورد با انتظارات در الگوی‌های ساختاری است. در مجموع، 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 اعمال محدودیت‌های تصنعی و باورنکردنی^۲ 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 خلاصه‌شده^۳ سیستم معادلات هم‌زمان مدنظر قرار می‌گیرند که هریک از متغیرهای درون‌زا روی وقفه‌های خود و وقفه‌های متغیرهای دیگر در سیستم رگرسی می‌شود. شروع بحث با در نظر گرفتن شکل خلاصه‌شده‌ای از مدل خودرگرسیون‌برداری K بعدی^۴ به‌صورت رابطه ۱ است:

1. Lucas critique

2. Uncrediable

3. Reduced Form

4. K-dimensional VAR model

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

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

فرم تابعی استفاده شده در این مقاله به صورت زیر است:

$$\ln rphsch = f(\ln ryoilsch, \ln rersch, \ln rgdpsch, rloansch, \ln m2sch) \quad (2)$$

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

۶. فیلترینگ هودریک و پرسکات، کریستیانو-فیتزژالد درجهت استخراج بخش چرخه‌ای سری‌های زمانی

هودریک و پرسکات (۱۹۸۰) سری زمانی y_t را که گاهی به آن سیگنال اصلی^۱ می‌گویند، به صورت مجموع دو جزء ترکیبات رشد همواری سری^۲ یا روند دائمی g_t و ترکیبات چرخه‌ای c_t به صورت زیر تعریف می‌کنند:

$$y_t = g_t + c_t \quad (3)$$

این اجزای تشکیل دهنده سیگنال اصلی یا سری مشاهده شده را که به صورت دو بخش روند و چرخه است، به آسانی نمی‌توان مشاهده کرد؛ از این رو، هرگونه تجزیه‌ای لزوماً براساس مفاهیم تصنعی^۳ صورت می‌گیرد. بر همین اساس نیز هر روشی از روندزدایی به نحوی با تعریفی دلخواه از آن چیزی شروع می‌شود که به عنوان روند و چرخه باید استخراج شود. یکی از روش‌های بسیار معمول برای استخراج بخش چرخه‌ای یک سری زمانی، استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات است. ترکیبات رشد یا روند دائمی در این تجزیه با حل مسئله بهینه‌یابی زیر نسبت به g_t به دست می‌آید:

$$\text{Min} \sum_{t=1}^T (y_t - g_t) + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \quad (4)$$

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

بخش اول در عبارت فوق، درواقع بیانگر خوبی برازش^۱ است و بخش دوم عبارت فوق یا بخش داخل کروشه، میزان جریمه‌ای است که برای ناهموازی از روند سری در نظر گرفته می‌شود. به عبارت دیگر، عبارت داخل کروشه نشان می‌دهد انحراف از روند سری، چه در یک دوره قبل و چه در یک دوره بعد، هرچه کمتر باشد، بهتر است. در این عبارت، λ شاخص هموارسازی است؛ به طوری که در حالت حدی که $\lambda \rightarrow 0$ باشد، روند همان سری زمانی حقیقی خواهد بود. در حالت حدی دیگر نیز که $\lambda \rightarrow \infty$ است، روند به خطی راست تبدیل می‌شود. مقدار بهینه که برای شاخص λ در داده‌های فصلی توصیه می‌شود، برابر ۱۶۰۰ است. کینگ و ربلو^۲ (۱۹۸۹) نشان دادند که ترکیبات چرخه‌ای به دست آمده از فیلتر هودریک-پرسکات را می‌توان به این صورت نشان داد:

$$c_t = \left(\frac{\lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2}{1+\lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2} \right) y_t \quad (5)$$

با بسط این رابطه، ترکیبات رشدی که با فیلتر هودریک-پرسکات به دست می‌آید، به صورت زیر است:

$$g_t = \frac{\theta_1 \theta_2}{\lambda} \left(\sum_{j=0}^{\infty} (A_1 \theta_1^j + A_2 \theta_2^j) y_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} (A_1 \theta_1^j + A_2 \theta_2^j) y_{t+j} \right) \quad (6)$$

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

کریستیانو-فیتز رالد (۲۰۰۳) تابع زبانی زیر را برای به دست آوردن وزن‌های فیلتر ایدئال معرفی می‌کند:

$$\min_{\hat{b}_h^{p,f}; h=f, \dots, p} Q = \int_{-\pi}^{\pi} |B(e^{-i\omega}) - \hat{B}_k(e^{-i\omega h})|^2 f_x(\omega) d\omega \quad (7)$$

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

$$x_t = x_{t-1} + \theta(L) \varepsilon_t \quad (8)$$

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

$$f_x(\omega) = \frac{\theta(e^{-i\omega})\theta(e^{i\omega})}{(1 - e^{-i\omega})(1 - e^{i\omega})} \quad (9)$$

با وارد کردن تابع $f_x(\omega)$ و تعریف $\delta(e^{-i\omega}) = B(e^{-i\omega}) - \hat{B}^{f,p}(e^{-i\omega})$ رابطه ۷ به صورت زیر

1. Goodness of Fit

2. Rebelo

تبدیل می‌شود:

$$\min_{b_h^{p,f}; h=f, \dots, p} Q = \int_{-\pi}^{\pi} \left(\frac{\delta(e^{-i\omega})}{1-e^{-i\omega}} \right) \left(\frac{\delta(e^{i\omega})}{1-e^{i\omega}} \right) \theta(e^{-i\omega}) \theta(e^{i\omega}) d\omega \quad (10)$$

سپس با توجه به وضعیت مرتبه اول و یک‌سری عملیات‌های ریاضی، وزن‌های بهینه به دست می‌آید.

۷. تحلیل ضریب همبستگی متقاطع^۱ و نحوه تفسیر آن

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

$$\ell_{xy} = \frac{C_{xy}(L)}{\sqrt{C_{xx}(0)C_{yy}(0)}} \quad L = 0, \pm 1, \pm 2, \pm 3, \dots, \pm n \quad (11)$$

$$C_{xy}(L) = \begin{cases} \sum_{t=1}^{t-1} ((x_t - \bar{x})(y_{t+1} - \bar{y}) / T) & L = 0, 1, 2, \dots \\ \sum_{t=1}^{t+1} ((y_t - \bar{y})(x_{t+1} - \bar{x}) / T) & L = 0, -1, -2, \dots \end{cases} \quad (12)$$

در رابطه ۱۱، L بیانگر وقفه و C_{xx} نشان‌دهنده واریانس متغیر و C_{xy} معرف کوواریانس دو متغیر است. مقدار بحرانی ضریب در سطح خطای ۵ درصد با رابطه $\pm \frac{1/96}{\sqrt{T}}$ محاسبه می‌شود که در آن، T تعداد مشاهدات است. با توجه به اینکه داده‌های استفاده شده در این مطالعه برابر $T=72$ است، در این مطالعه، مقدار بحرانی ± 0.23 است. به عبارت دیگر، 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^۲ و چهار تقدم^۳ بررسی شده است. اگر حداکثر ضریب

1. Cross correlation coefficient analysis

2. Lag

3. Lead

در وقفه $L=0$ باشد، متغیر مذکور، درواقع متغیری هم زمان^۱ با چرخه های متغیر قیمت واقعی مسکن به شمار می رود. اگر عدد بزرگتر در ستون های ۱- و ۲- و ۳- و ۴- باشد، آن متغیر نسبت به چرخه های قیمت واقعی مسکن، متغیری پیشرو محسوب می شود. اگر عدد بزرگتر در ستون های ۱ و ۲ و ۳ و ۴ باشد، متغیر مذکور نسبت به چرخه های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران، متغیری پسرو شناخته می شود (مک گونسولا کووس، ۱۹۹۷).

به منظور شناسایی رابطه چرخه های متغیرهای مذکور با چرخه های قیمت واقعی مسکن، ابتدا در هر ردیف و برای هر سری زمانی، قدر مطلق عدد بزرگتر را در نظر می گیریم. علامت مثبت عدد مذکور، نشان دهنده رابطه هم جهت^۲ و موافق چرخه ای چرخه های آن متغیر با چرخه های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران است. علامت منفی نیز بیانگر رابطه ضد چرخه ای^۳ چرخه های آن متغیر با چرخه های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران است.

در پیوست مقاله، با استفاده از آزمون مجموع تراکمی^۴ درباره ثبات شاخص های مدل خودرگرسیون برداری در کل دوره بررسی شده نشان می دهیم که در تمامی دوره بررسی شده، شاخص های مدل ما از ثبات برخوردارند. بنابراین نتایج حاصل از همبستگی متقاطع میان چرخه های قیمت واقعی مسکن و چرخه های سایر متغیرهای مدل در کل دوره موضوع بحث، قابل اطمینان است. در دو صورت برای بهتر شدن تحلیل، دوره مطالعه شده را به دو دوره مساوی تقسیم می کنیم: اول اینکه اگر فرض ثبات شاخص های مدل رد می شد؛ دوم اینکه همانند بخش ۸ مقاله که در آنجا فیلتر کریستیانوفیتز رالد، چرخه های متغیرها را استخراج کرده است، اطلاعاتی درباره ثبات شاخص های مدل در دسترس نبود. سپس یک بار برای این دو دوره و بار دیگر برای کل دوره، تحلیل ضریب همبستگی متقاطع را بررسی می کنیم. به منظور بررسی تغییرپذیری اجزای چرخه ای سری های زمانی مطالعه شده می توان از انحراف معیار آن ها استفاده کرد. این شاخص دامنه نوسان^۵ را نشان می دهد که از رابطه ۱۳ به دست می آید:

$$\hat{\sigma}_y = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \quad (13)$$

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

در رابطه ۹، T تعداد مشاهدات و $\bar{y}$ میانگین y_t است. همچنین در این مطالعه، به منظور محاسبه تغییرپذیری نسبی متغیرها، انحراف معیار آن‌ها نسبت به انحراف معیار چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران (متغیر مرجع) محاسبه شده است. به منظور بررسی تداوم^۱ جزء چرخه‌ای هریک از سری‌های زمانی به کار گرفته شده در مدل نیز از شاخص ضریب خودهمبستگی مرتبه اول استفاده شده است. تداوم به معنی اثر بلندمدت هر تکانه در سری زمانی است. این شاخص برای تعیین طول دوره^۲ نوسانات به کار می‌رود، در رابطه ۱۴، تداوم سری زمانی $\{y_t\}$ ، با مقدار ρ نشان داده می‌شود:

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

۸. بررسی تقدم و تأخر چرخه‌های متغیرها نسبت به چرخه‌های قیمت واقعی مسکن

در سطر دوم جدول ۲، در دوره ۱۳۸۶ Q ۴ - ۱۳۶۹ Q ۱، ضریب همبستگی متقاطع میان چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران و چرخه‌های تولید ناخالص داخلی واقعی، در وقفه صفر ($L=0$) بیشترین مقدار خود، یعنی ۰/۲۴ را دارد؛ بنابراین چرخه‌های این دو متغیر نسبت به یکدیگر به صورت هم‌زمان حرکت می‌کند. علامت مثبت این ضریب نشان می‌دهد چرخه‌های متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی نسبت به چرخه‌های قیمت واقعی مسکن، حالت موافق دوره‌ای دارد.

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

چرخه‌ها	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 وقفه یک ($L=1$)، بیشترین مقدار را دارد که برابر ۰/۵۴ است. از این رو، چرخه‌های حجم پول نوعی متغیر پیشرو و موافق دوره‌ای نسبت به 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 وقفه چهارم ($L=4$)، بیشترین مقدار خود را دارد که برابر ۰/۲۳ است. از این رو، چرخه‌های متغیر درآمد‌های نفتی واقعی نوعی تقدم چهار دوره‌ای (چهار فصلی) نسبت به چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران دارد. همچنین مثبت بودن این ضریب حاکی از آن است که چرخه‌های متغیر درآمد‌های نفتی، نوعی حالت موافق دوره‌ای یا هم جهت نسبت به 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 وقفه دوم، بیشترین مقدار خود را دارد که برابر ۰/۴۹ است. از این رو، چرخه‌های متغیر نرخ ارز واقعی نوعی متغیر پیشرو با رفتار ضد چرخه‌ای (مخالف دوره‌ای) نسبت به 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، به ترتیب 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 وقفه دوم ($L=2$)، بیشترین مقدار خود را دارد که برابر ۰/۲۸ است. از این رو، متغیر نرخ سود تسهیلات اعطایی در بخش بازرگانی و خدمات، نوعی متغیر پیشرو با دو دوره تقدم و با رفتار موافق دوره‌ای (هم جهت) نسبت به متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران محسوب می‌شود.

با توجه به افزایش هزینه‌های استقراض و تأمین مالی پروژه‌ها که به تبع 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 هزینه استعمال سرمایه در بخش مسکن می‌شود و تقاضای مسکن و به تبع آن در چند دوره بعد، عرضه 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)^۱، لیزیری و ساتچل (۱۹۹۷)^۲ و بروکز و لی (۲۰۰۰)^۳ نشان داده شده است. گفتنی است گروهی دیگر از مطالعات، مانند چن و تزانگ (۱۹۹۸)^۴ و مولر و پاولی (۱۹۹۵)^۵ 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 مرتبه اول برای چرخه‌های تمامی متغیرهای مدل، به جز نرخ سود تسهیلات اعطایی در بخش بازرگانی و خدمات در حد مطلوبی است، تمامی متغیرها، به جز متغیر نرخ سود تسهیلات اعطایی، تداوم کافی و مناسب دارد.

نتایج بررسی تقدم و تأخر چرخه‌های متغیرها نسبت به چرخه‌های قیمت مسکن با استفاده از فیلترینگ کریستیانوفیتز رالد، براساس جدول ۳، به شرح زیر است:

در این قسمت، با توجه به اینکه از ثبات شاخص‌های مدل آگاهی نداریم، کل دوره $Q 4 - 1386 - Q 1 - 1369$ را به دو دوره $Q 4 - 1376 - Q 1 - 1369$ و $Q 4 - 1386 - Q 1 - 1377$ تقسیم کرده‌ایم و تمام محاسبات خود را علاوه بر این دو دوره، یک بار نیز برای کل دوره $Q 4 - 1386 - Q 1 - 1369$ انجام داده‌ایم. با توجه به جدول ۳، در دوره زمانی $Q 4 - 1376 - Q 1 - 1369$ ، چرخه‌های تمام متغیرهای مدل به جز چرخه‌های درآمدهای نفتی، نسبت به چرخه‌های قیمت مسکن نوعی متغیر پیشرو محسوب می‌شود که علل و سازوکار آن در قسمت قبلی توضیح داده شد. ولی چرخه‌های درآمدهای نفتی نسبت به چرخه‌های قیمت مسکن به صورت هم‌زمان حرکت می‌کند. با توجه به جدول ۳، در دوره زمانی $Q 4 - 1386 - Q 1 - 1377$ ، چرخه‌های تمام متغیرهای مدل به جز چرخه‌های نرخ ارز واقعی، نسبت به چرخه‌های قیمت مسکن، نوعی متغیر پیشرو محسوب می‌شود که علل و سازوکار آن در قسمت قبلی توضیح داده شد. ولی چرخه‌های نرخ ارز واقعی نسبت به چرخه‌های قیمت مسکن به صورت هم‌زمان حرکت می‌کند. سرانجام در کل دوره $Q 4 - 1386 - Q 1 - 1369$ ، چرخه‌های تولید ناخالص داخلی نسبت به چرخه‌های قیمت مسکن هم‌زمانی دارد. چرخه‌های حجم پول، درآمدهای نفتی، نرخ ارز واقعی و نرخ سود تسهیلات نیز به ترتیب با یک، چهار، دو و دو دوره پیشروی نسبت به 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 نسبت به چرخه های قیمت مسکن (فیلترینگ کرپستیانوفیتو ژرالد)

۱۳۶۹ Q۱-۱۳۸۶ Q۴				۱۳۷۷ Q۱-۱۳۸۶ Q۴				۱۳۶۹ Q۱-۱۳۷۶ Q۴				دوره زمانی
قیمت مسکن	نرخ سود	نرخ ارز واقعی	درآمدهای نفتی	حجم پول	تولید ناخالص	قیمت مسکن	نرخ سود تسهیلات	نرخ ارز واقعی	درآمدهای نفتی	حجم پول	تولید ناخالص	
۰/۸۵	۰/۰۳	۰/۰۷	۰/۱۹	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۱۵	۰/۰۸	۰/۰۵	۰/۲۴	۰/۰۴	۰/۰۲	S.D
۱/۰۰	۰/۲۰	۰/۴۶	۱/۲۶	۰/۲۰	۰/۲۷	۱/۰۰	۰/۵۵	۰/۳۵	۱/۵۶	۰/۲۷	۰/۴۲	σ
۰/۹۳	۰/۸۵	۰/۹۱	۰/۸۹	۰/۸۷	۰/۸۲	۰/۹۳	۰/۸۳	۰/۷۹	۰/۸۹	۰/۸۸	۰/۸۷	ρ
-----	۰/۰۷	-۰/۱۱	۰/۲۵	۰/۲۲	-۰/۱۴	-----	۰/۳۹	-۰/۳۳	-۰/۲۳	۰/۵۷	۰/۲۴	-۰/۷۲
-----	۰/۱۰	-۰/۵۹	۰/۱۷	۰/۲۹	-۰/۰۹	-----	۰/۳۷	-۰/۴۹	-۰/۰۷	۰/۶۶	-۰/۳۳	-۰/۶۲
-----	۰/۱۲	-۰/۲۲	۰/۱۱	۰/۴۶	-۰/۰۳	-----	۰/۲۲	-۰/۶۱	-۰/۰۶	۰/۴۴	-۰/۲۲	-۰/۲
-----	۰/۱۱	-۰/۲۶	۰/۰۷	۰/۵۱	۰/۰۹	-----	۰/۲۲	-۰/۶۷	-۰/۱۷	۰/۷۴	-۰/۱۵	-۰/۱۰۸
-----	۰/۰۸	-۰/۴۵	۰/۰۳	۰/۵۲	۰/۲۷	-----	۰/۱۱	-۰/۶۸	-۰/۲۵	۰/۷۱	۰/۱۳	۰
-----	۰/۰۹	-۰/۴۹	-۰/۰۱	۰/۴۳	۰/۲۳	-----	۰/۰۱	-۰/۵۹	-۰/۳۰	۰/۵۲	۰/۳۰	+۱
-----	۰/۰۶	-۰/۵۰	-۰/۰۶	۰/۲۷	۰/۲۳	-----	-۰/۰۱	-۰/۴۶	-۰/۲۲	۰/۲۸	۰/۲۵	+۲
-----	۰/۰۵	-۰/۴۸	-۰/۱۲	۰/۰۸	۰/۱۳	-----	-۰/۰۱	-۰/۳۰	-۰/۲۲	۰/۰۱	۰/۰۳	+۳
-----	۰/۰۴	-۰/۴۴	-۰/۱۹	-۰/۱۳	-۰/۰۳	-----	-۰/۰۱	-۰/۱۵	-۰/۳۰	-۰/۲۲	۰/۱۲	+۴

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 تعمیم‌یافته پسران و شین (۱۹۸۹) استفاده شده است. در این مطالعه، شوک‌ها نسبت به یکدیگر متعامد است؛ از این رو، مسئله ترتیب قرار گرفتن متغیرها در مدل و اثر آن در تابع عکس‌العمل آنی منتفی است.

همان گونه که در قسمت بالا و چپ نمودار ۴ مشاهده می‌شود، یک انحراف معیار شوک مثبت درآمدهای نفت، باعث اثری مثبت حدود ۱ درصد در دوره اول بر روی چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران می‌شود. اثر مثبت این تکانه، در دوره چهارم به بیشترین مقدار خود، یعنی حدود ۱/۱ درصد می‌رسد و از دوره چهارم به بعد، با وجود مثبت بودن این اثر، به تدریج کاهش می‌یابد. اثر شوک بعد از بیست فصل کاملاً

از بین می‌رود. با توجه به پدیده بیماری هلندی و کاهش نرخ ارز واقعی ($RER = \frac{P_T}{P_N}$) ناشی از افزایش

درآمدهای واقعی نفت و به تبع آن، افزایش در قیمت کالاهای غیرمبادله‌ای (P_N) نسبت به کالاهای مبادله‌ای (P_T) است. همان گونه که 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 نسبت به کالاهای مبادله‌پذیر می‌شود؛ زیرا یک شوک مثبت در نرخ ارز واقعی ($RER = \frac{P_T}{P_N}$) به نوعی منعکس‌کننده

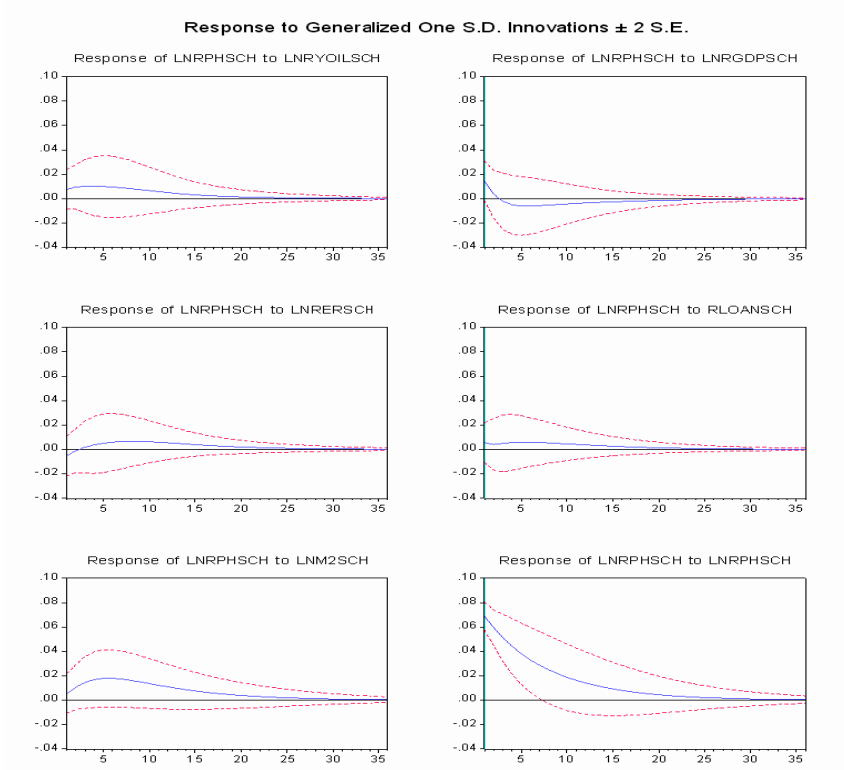
افزایش قیمت کالاهای مبادله‌ای نسبت به قیمت کالاهای مبادله‌ناپذیر است یا برعکس: کاهش قیمت کالاهای مبادله‌ناپذیر (P_N) نسبت به قیمت کالاهای مبادله‌ای (P_T). بنابراین اثر ابتدایی این شوک، کاهش ۰/۵- درصدی در چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن خواهد بود؛ اما اثر منفی اولیه این شوک، به تدریج کاهش می‌یابد و اثر آن در دوره سوم به صفر می‌رسد. از دوره سوم نیز جهت آن عوض می‌شود. به عبارت دیگر، از دوره سوم تا پایان دوره بیست و چهارم نوعی اثر هم جهت 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 دوره 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 رکودرفته مبادله‌ناپذیر (مسکن) و حرکت این منابع به سوی بخش رونق گرفته مبادله‌پذیر، عرضه مسکن در فصول بعدی کاهش خواهد یافت؛ به طوری که این کاهش در عرضه مسکن، به علت خروج منابع از این بخش، از دوره چهارم، یعنی بعد از گذشت حدود یک سال، باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود. در قسمت پایین و چپ نمودار ۴ مشاهده می‌شود که یک تکانه مثبت و یک انحراف معیار حجم پول در دوره

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

همان‌گونه که در قسمت قبل مشاهده شد، این دو متغیر به صورت هم‌زمان نسبت به یکدیگر حرکت می‌کنند. اثر ابتدایی شوک‌های چرخه‌های قیمت مسکن در چرخه‌های تولید ناخالص داخلی واقعی تقریباً برابر با اثر اولیه 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 در واقع نوعی شوک افزایش درآمد ملی جامعه محسوب می‌شود، باعث افزایش تقاضا برای مسکن و ساختمان در کوتاه‌مدت می‌شود.

با توجه به ثابت بودن عرضه مسکن در کوتاه‌مدت، این شوک به نوعی افزایش اولیه در چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران به میزان ۳/۱ درصد منجر می‌شود. به تدریج و با افزایش قیمت واقعی مسکن در شهر تهران و سود آوردن 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 عرضه ساختمان‌های جدید زمان‌بر است و در ایران به طور متوسط، بین یک تا دو سال (چهار تا هشت فصل) زمان برای ساخت و عرضه واحدهای مسکونی جدید نیاز است. به همین دلیل در دوره ششم یا حدود یک سال و نیم بعد از بروز شوک اولیه در چرخه‌های متغیر تولید ناخالص داخلی، نه تنها 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 ۴. تابع عکس‌العمل آنی تعمیم‌یافته چرخه‌های قیمت مسکن نسبت به یک انحراف معیار شوک مثبت

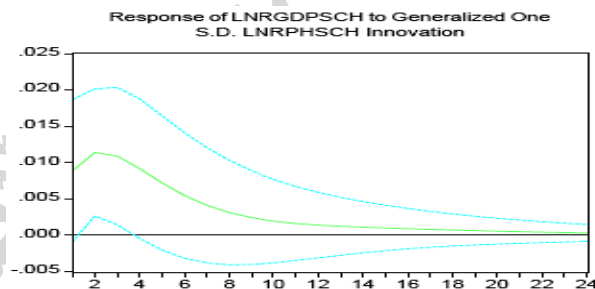
منبع: تخمین‌ها و محاسبات محققین

در قسمت میانی و راست نمودار ۴ مشاهده می‌شود که بروز یک تکانه مثبت به اندازه یک انحراف معیار در متغیر چرخه‌های نرخ سود تسهیلات اعطایی در بخش بازرگانی و خدمات در دوره ابتدایی، باعث افزایش ۵ درصدی در چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن می‌شود. به‌طور کلی، به‌عنوان یک با این فرض منطقی که اصولاً عرضه مسکن در کوتاه‌مدت ثابت است، بنابراین هر افزایش در نرخ سود تسهیلات اعطایی، به‌عنوان نماینده‌ای برای نرخ بهره، باعث کاهش در تقاضای مسکن به دلیل کاهش در تقاضا برای وام، به‌علت افزایش هزینه‌های وام‌های خرید مسکن می‌شود. از این رو، به تبع این کاهش تقاضای مسکن در دوره‌های ابتدایی، قیمت واقعی مسکن نیز کاهش می‌یابد.

همان‌گونه که در قسمت پایین و راست نمودار ۴ مشاهده می‌شود، وقوع یک تکان به اندازه یک انحراف معیار در چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در دوره اول، باعث افزایش چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران به میزان ۷ درصد می‌شود. بیشترین اثر این شوک نیز مربوط به دوره‌های ابتدایی است. اثر این شوک به تدریج کاهش می‌یابد و در نهایت، در دوره بیست و چهارم اثر شوک از بین می‌رود و به وضعیت تعادلی اولیه خود هم‌گرا می‌شود.

در نمودار ۵، تابع عکس‌العمل آنی تولید ناخالص داخلی در مقابل شوک‌های متغیر قیمت مسکن مشاهده می‌شود. تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران، باعث افزایش چرخه‌های متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی در دوره اول، به میزان $0.009+$ درصد می‌شود. اثر این تکانه در دوره دوم، به بیشترین مقدار خود، حدود $0.012+$ درصد، می‌رسد. اثر این تکانه پس از فصل بیست و چهارم تقریباً از بین می‌رود و دوباره به وضعیت پایه و اولیه 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 به سوی این بخش حرکت می‌کنند و سرمایه‌گذاران تصمیم می‌گیرند ساختمان‌های جدید بسازند. بنابراین تقاضای نیروی کار و به تبع آن، دستمزدها افزایش می‌یابد و با توجه به پیوندهای زیاد پیشین و پسین بخش ساختمان با سایر مشاغل، در مجموع درآمد ملی افزایش می‌یابد.



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

منبع: تخمین‌ها و محاسبات محققین

۱۰. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن

تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، در واقع، سهم هر متغیر در واکنش به تکانه وارد شده بر متغیرهای الگو تقسیم می‌شوند. بدین ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را روی نوسانات متغیرهای دیگر در طول زمان

اندازه‌گیری کنیم. اساس تحلیل مبتنی بر تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، به‌منظور پویایی مدل خودرگرسیون برداری، بر مقایسه 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، مربوط به اجزای اخلاص خود این متغیر است؛ به‌طوری که از دوره چهاردهم تا پایان دوره بیست و چهارم، این سهم به حدود ۸۱ درصد می‌رسد.

پس از تکانه متغیر چرخه‌های قیمت مسکن، تکانه‌های متغیر چرخه‌های حجم پول و تولید ناخالص داخلی، به ترتیب با ۶/۴۴ و ۶/۳۶ درصد، بیشترین توضیح‌دهندگی را در نوسانات و بی‌ثباتی در چرخه‌های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران در بلندمدت دارند. تکانه چرخه‌های متغیر درآمدهای واقعی نفت در بلندمدت نیز حدود ۴ درصد 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، به ترتیب با ۰/۳۱ درصد و ۱/۸۷ درصد، کمترین میزان توضیح‌دهندگی نوسانات چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران را در بلندمدت دارند. این مسئله درواقع حاکی از حساس نبودن چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران، در برابر تکانه‌های نرخ سود تسهیلات است. با توجه به اینکه این نرخ در بیشتر سال‌های دوره بررسی شده، دستوری و کمتر از نرخ تعادلی بوده، به‌طوری که نرخ واقعی سود، منفی بوده است، این مسئله تعجب‌برانگیز نیست. همچنین طبق جدول ۵، تجزیه 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، به ترتیب با ۶۷ درصد و ۱۸ درصد و ۵/۵ درصد بیشترین سهم را از توضیح‌دهندگی نوسانات چرخه‌های تولید ناخالص داخلی دارند.

جدول ۴. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی چرخه‌های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران

Period	SE	LNRYOILSCH	LNRERSCH	LNRPHSCH	LNRGDPSC	RLOANSCH	LNLM2SCH
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. تجزیه واریانس خطای پیش بینی چرخه های تولید ناخالص داخلی واقعی

Period	SE	LNRYOILSCH	LNRRERSCH	LNRPHSCH	LNRGDPSC	RLOANSCH	LNLM2SCH
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: تخمین ها و محاسبات محققین

۱۱. نتیجه گیری

استفاده از فیلتر هودریک-پرסקات و تحلیل ضریب همبستگی متقاطع، در دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۶، درباره ارتباط چرخه های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران و چرخه های درآمد های نفتی واقعی نشان داد که چرخه های درآمد های واقعی نفت و نرخ ارز واقعی نوعی متغیر پیشرو، به ترتیب با چهار دوره (یک سال) و دو دوره (شش ماه) تقدم نسبت به چرخه های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران به شمار می رود. همچنین نتایج حاصل از تجزیه واریانس چرخه های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران نشان داد که در بلندمدت، شوک های نرخ سود تسهیلات، به عنوان نماینده ای از نرخ بهره، تقریباً در توضیح دهندگی تغییرات و نوسانات چرخه های متغیر قیمت واقعی مسکن در شهر تهران هیچ نقشی ندارد. این مسئله حاکی از حساسیت اندک چرخه های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران در برابر تکان های نرخ بهره است؛ زیرا معمولاً در بیشتر سال ها، این نرخ دستوری بوده و پایین تر از نرخ تعادلی است؛ به طوری که نرخ واقعی بهره، منفی بوده است. نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش بینی چرخه های قیمت واقعی مسکن در شهر تهران نیز نشان داد که شوک های مربوط به قیمت مسکن، بیشترین توضیح دهندگی را در نوسانات و تغییرات قیمت مسکن دارد. بر همین اساس، توصیه می شود دولت و سیاست گذران بخش مسکن، از جمله وزارت راه و شهر سازی و شهرداری ها، به شوک های وارد شده بر مسکن از ناحیه افزایش قیمت زمین و تراکم و مصالح ساختمانی به شدت توجه نشان دهند. همچنین نتایج حاصل از تابع عکس العمل آنی چرخه های قیمت مسکن، حاکی از افزایش قیمت واقعی مسکن، به عنوان کالایی مبادله ناپذیر، پس از بروز شوک های درآمد های نفتی در اقتصاد است. این موضوع مؤید بروز پدیده بیماری هلندی در اقتصاد ایران است. بر همین اساس، برای جلوگیری از تأثیرات مخرب افزایش شدید قیمت مسکن در اقتصاد توصیه می شود به نقش مهم و اثر گذار صندوق ذخیره ارزی به عنوان ضربه گیری قوی برای تأثیرات شوک های درآمدی نفتی بر بخش مبادله ناپذیر ضروری توجه بیشتری شود. همچنین از برداشت های مکرر و بی رویه و بی قاعده دولت از حساب ذخیره ارزی خودداری شود و برداشت از این حساب بسیار قاعده مند صورت گیرد.

منابع و مأخذ

- بهشتی، محمدباقر و فخری‌سادات محسنی زنوزی، ۱۳۸۹، «بررسی بازار مسکن در سازوکار انتقال پولی»، فصل‌نامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ش ۱، ص ۱۸۷ تا ۲۰۷.
- جهانی، محمود، ۱۳۸۷، «رکود بازار مسکن و راهکارهای برون‌رفت از آن»، فصل‌نامه اقتصاد مسکن، ش ۴۵، ص ۲۸ تا ۱۱.
- خلیلی عراقی، منصور و سایه موسوی، ۱۳۷۹، «تابع عرضه مسکن در ایران»، تحقیقات اقتصادی، ش ۵۷، ص ۲۹ تا ۱.
- خیابانی، ناصر، ۱۳۸۴، «عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن در ایران»، فصل‌نامه اقتصاد مسکن، ش ۳۴، ص ۴۱ تا ۲۰.
- قلی‌زاده، علی‌اکبر و بهناز کمیاب، ۱۳۸۷، «بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران»، فصل‌نامه اقتصاد مقداری (فصل‌نامه بررسی‌های اقتصادی)، ش ۱۸، ص ۷۸ تا ۴۸.
- Bernanke, B, 2005, "The Global Saving Glut and the U.S. Current Account", Remarks at the Sandridge 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 Prescott, 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. Tsoalacos, 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 مربوط به ثبات و پایداری شاخص‌های مدل (CUSUM TEST)

برای اینکه از ثبات شاخص‌ها و ضرایب برآورد شده در مدل‌های مدنظر اطمینان حاصل کنیم، از روشی استفاده می‌کنیم که براون^۱ - دوربین^۲ و اوانس^۳ (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.

$$y_t = x_t \beta + u_t \quad U_t \sim N(0, \sigma^2) \quad t = 1, 2, \dots \quad (۱)$$

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. فرضیه نبود تغییرات ساختاری مدل را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_T = \beta \quad \text{و} \quad \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \dots = \sigma_T^2 = \sigma^2 \quad (۲)$$

1. Brown

2. Durbin

3. Evans

اگر فرضیه H_0 رد نشود، به این معنی است که شاخص‌های مدل برآورد شده، از ثبات برخوردار است. آماره‌های استفاده شده در این آزمون، آماره جمع انباشته^۱ (CUSUM) است که به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$W_t = \frac{\sum_{i=k+1}^T \omega_i}{\hat{\sigma}_t} \quad \text{و} \quad T = k+1, k+2, \dots, T \quad (۳)$$

$$\omega_t = \frac{y_t - x_t \beta}{\sqrt{1 + x_t' (X_{t-1}' X_{t-1})^{-1} x_t}} \quad (۴)$$

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

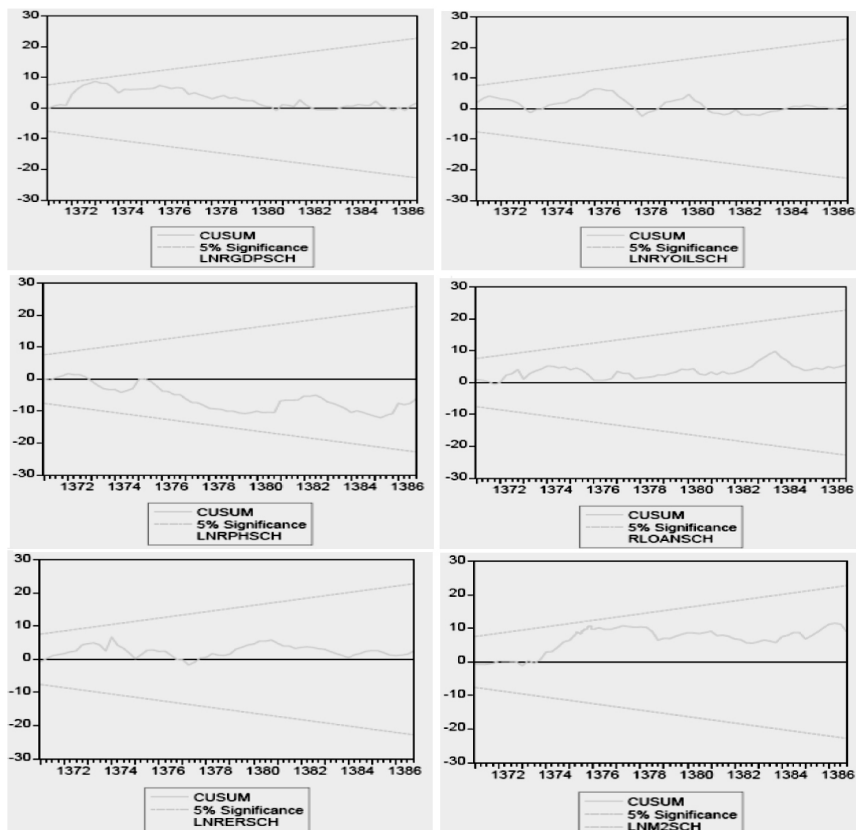
$\hat{\sigma}$ ، انحراف معیار (SD) رگرسیون برازش شده برای تمامی T نقطه کل نمونه است و در تمام روابط قبل ω_t پسماندهای تکراری است. باید توجه کرد که این دو آزمون بر رگرسیون بازگشتی به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) مبتنی است. خطوط معنی داری ۵ درصد نیز به وسیله وصل شدن نقاط زیر به دست می‌آید:

$$\left[k, \pm 0.948(T-k)^{\frac{1}{2}} \right] \quad \text{و} \quad \left[T, \pm 3 \times (0.948)(T-k)^{\frac{1}{2}} \right] \quad (۶)$$

گفتنی است اگر $E(w_t) = 0$ باشد، بردار ضرایب یا β در کل دوره ثابت باقی می‌ماند. اگر w_t تمایل به واگرا شدن از خط میانگین صفر^۲ داشته باشد، بردار β نیز در کل دوره ثابت باقی نخواهد ماند و تغییر می‌کند. فرضیه ثبات شاخص‌های مدل، همان گونه که نمودار ۶ نشان می‌دهد، در هر دو مدل برآورد شده، شاخص‌ها از ثبات لازم در سطح معنی داری ۵ درصد برخوردارند؛ زیرا در تمام بخش‌های نمودار ۶، آماره 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



نمودار ۲. آزمون ثبات و پایداری شاخص های مدل خودرگرسیون برداری CUSUM TEST

منبع: تخمین ها و محاسبات محققین