بررسی آثار شوک‌های نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن در یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی

جاوید بهرامی[1] پروانه اصلانی[2]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۰۲/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۰۶/۳۰

چکیده

این مطالعه با هدف بررسی نحوهٔ تأثیرپذیری سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های مسکونی مناطق شهری از نوسان‌های درامدهای نفتی در اقتصاد ایران، به تحلیل رفتار داده‌های فصلی ایران (دوره‌ی ۸۶/۴-۱۳۷۰/۱) در یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویای دو بخشی؛ شامل خانوارها، بنگاه‌های تولید واحدهای مسکونی جدید و تولید دیگر بنگاه‌های اقتصادی و نفت پرداخته است. در راستای سادگی الگوی طراحی شده، فروض ویژه‌ای متناسب با وضعیت اقتصاد ایران در نظر گرفته شد. از جمله‌ی این فروض می‌توان به کوچک و بسته بودن اقتصاد ایران از منظر نقل و انتقالات سرمایه، خروج نفت و ورود کالا و نبود چسبندگی قیمت‌ها در بازار مسکن اشاره داشت. افزون بر این تخصیص منابع در اقتصاد نیز از سوی یک برنامه‌ریز مرکزی تعیین می‌شود.

حل و شبیه‌سازی مدل تجربی این مطالعه با استفاده از برنامه DYNARE و در فضای نرم‌افزار MATLAB انجام شده‌است. نتایج مطالعه نشان داد که با وجود بروز نوسان‌های شدید در کوتاه‌مدت در رفتار سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های مسکونی مناطق شهری ایران به علت بروز شوک‌های نفتی، شوک به‌وجود آمده ماندگار نبوده و به سرعت از بین رفت. شایان توجه است که نتایج مطالعه مؤید شواهدی از بیماری هلندی در دوره‌ی مورد بررسی بود.

واژگان کلیدی: سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های مسکونی، الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)، مدل دو بخشی، شوک‌های نفتی.

JEL : E32, E44, E47, R21, R31

۱- عضو هیأت علمی دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه علامه‌ی طباطبایی. Email: javid_bahrami@yahoo.com

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی Email:parvaneh_aslani@yahoo.com

۱- مقدمه

بر اساس آمارهای بانک مرکزی[۱] سهم ارزش افزوده‌ی تولید واحدهای مسکونی از کل تولید ملی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶، در سال‌های ۸۶-۱۳۳۸ معادل ۷/۷ درصد و سهم سرمایه گذاری در واحدهای مسکونی از کل تشکیل سرمایه‌ی ثابت کشور در سال‌های ۸۶-۱۳۷۱ معادل ۱۴/۷ درصد[۲] است. این در وضعیتی است که سهم ارزش افزوده‌ی بخش صنعت از تولید ملی در دوره‌ی مشابه، معادل ۱۱ درصد و سهم تشکیل سرمایه ثابت گروه صنایع و معادن از کل تشکیل سرمایه‌ی کشور معادل ۳۰ درصد است. آمارهای بالا حاکی از جایگاه قابل توجه بخش مسکن در اقتصاد کشور است.

شایان توجه است که بخش مسکن با ۷۸ بخش اقتصادی دارای رابطه‌ی پیشین و با ۵۶ بخش دارای رابطه‌ی پسین اقتصادی است. (یزدانی بروجنی، فرهادی پور و حیدری، ۱۳۸۷).

افزون براین، بررسی ضرایب پیوند پسین و پیشین برای بخش ساختمان کشورها، حاکی از کوچک‌تر بودن شاخص پیوند پسین کل از شاخص پیوند پیشین کل است. این امر افزون براینکه بیانگر پیشرو بودن بخش مسکن و ساختمان است، بر این واقعیت نیز تأکید دارد که ایجاد تغییرات در بخش مسکن و ساختمان می‌تواند تغییرات مهمی در کل اقتصاد به‌وجود آورد. (خلیلی عراقی و سوری، ۱۳۸۷) .

در کنار این اهمیت، مسکن یکی از مهم‌ترین اقلام در سبد دارایی و کالای مصرفی خانوار است. این ویژگی، به همراه تأثیرپذیری شدید فعالیت‌ها در این بخش، اعم از فعالیت در بخش تولیدی و حجم معاملات، موجب شده است که پدیده‌ی نوسان‌های ادواری شدید تبدیل به یکی از خصوصیات ساختاری بخش مسکن به عنوان یک معضل ساختاری و نهادین شود. به دلیل ویژگی غیرتجاری و غیر قابل جانشینی مسکن، همچنین به دلیل وجود انتظارات سوداوری، حجمی عظیم از سرمایه‌های سرگردان با انگیزه‌ی سوداگری وارد بخش مسکن می‌شود و وضعیت تعادلی بازار مسکن را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد.

بررسی روندهای حرکتی متغیرهای سرمایه‌گذاری در بخش مسکن نشان‌دهنده دوره‌های رکود و رونق شدید در این بخش است. به لحاظ تاریخی سرمایه‌گذاری در بخش مسکن در هنگام رونق اقتصادی، افزایش می‌یابد و در هنگام بحران‌های اقتصادی، افت می‌کند.

رونق بخش مسکن و افزایش قیمت‌ها که به دنبال خود افزایش سرمایه‌گذاری را به همراه دارد، عمدتاً پس از افزایش نقدینگی، ناشی از افزایش درامدهای نفتی و در شرایط عدم استقلال بانک مرکزی از دولت، به‌وقوع پیوسته است.

۱- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حساب‌های ملی، فهرست جداول تولید ملی - به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶.

۲- محاسبات مطالعه.

در یک بررسی تاریخی معمولاً پس از افزایش درامدهای نفتی، درامد خانوارها به عنوان صاحبان اصلی نفت، افزایش یافته و تقاضا برای همه کالاها اعم از مصرفی و غیر مصرفی از جمله مسکن افزایش می‌یابد. از آنجا که مسکن کالای غیر قابل جایگزین و غیر قابل واردات است، افزایش تقاضای ایجاد شده با افزایش واردات پاسخ داده نخواهد شد. این امر افزایش قیمت مسکن را به دنبال دارد. سوداوری انتظاری بخش مسکن عاملی برای جذب پول‌های نفتی سرگردان و افزایش سرمایه‌گذاری در مسکن است. به این ترتیب بخش مسکن پس از افزایش درامدهای نفتی، وارد دوره رونق می‌شود. شایان ذکر است که ضعف ترتیبات نهادی حاکم بر مصرف درآمدهای نفتی و عدم سوداوری بازارهای جایگزین مسکن، از جمله بازار سرمایه، بانک و بازارهای اعتباری منجر به وقوع شدیدتر این اثر خواهد شد.

بنابراین، آگاهی از قانون‌مندی نوسان‌های متغیرهای بخش مسکن بالاخص سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های مسکونی در مناطق شهری، به‌عنوان یک شاخص ارزیابی کننده‌ی نوسان‌های ادواری در بخش مسکن و تأثیر پذیری آن از درامدهای نفتی با اهمیت است. اطلاع از این ویژگی‌ها در سیاست‌گذاری دولت نیز مفید خواهد بود.

از آنجا که در مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)، امکان ورود شوک‌های تصادفی در کنار بررسی یک پارچه‌ی اقتصاد طی زمان وجود دارد، بررسی آثار متقابل بازار مسکن و بازار دیگر کالاها به‌وسیله‌ی این الگوها می‌تواند نتایج قابل مقایسه با دنیای واقعی در اقتصاد را داشته باشد. از این رو، در این مطالعه الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی، برای اقتصاد کشور با لحاظ بخش مسکن طراحی شده است.

مطالعه‌ی حاضر با هدف یاد شده به شرح زیر ساماندهی شده است: ابتدا مروری بر مطالعات مشابه صورت گرفته، سپس نوسان‌های مسکن در اقتصاد ایران بر اساس شاخص نماینده‌ی نوسانات بخش مسکن و میزان هم حرکتی آن با برخی متغیرهای مهم اقتصاد کلان و برخی از متغیرهای مورد استفاده در مدل تجربی ارزیابی شده است. در ادامه مدل تجربی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)، متناسب با وضعیت اقتصاد ایران و با درنظرگرفتن بخش مسکن به عنوان یک بخش مجزا در اقتصاد طراحی شده است. پس از حل و تقریب مدل و کالیبره نمودن پارامترهای مدل متناسب با وضعیت واقعی حاکم بر اقتصاد ایران، نتایج شبیه سازی شده آثار تکانه‌های درامدهای نفتی بر متغیرهای بررسی شده گزارش و تحلیل شده است. در پایان نیز جمع‌بندی مطالب بررسی شده آورده شده و توصیه‌های سیاستی به منظور بهره‌مندی سیاست‌گذاران اقتصادی طرح شده است.

۲ـ مروری بر مطالعات انجام شده

در میان مطالعات انجام شده‌ی داخلی، تاکنون پژوهشی بر اساس یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا به منظور بررسی پویایی‌های بخش مسکن ایران انجام نشده است؛ لیکن، برخی از مطالعات با به‌کارگیری الگوهای تجربی

دیگر به بررسی نحوه‌ی ارتباط متغیرهای بخش مسکن با دیگر متغیرهای اقتصاد کلان به‌ویژه با رویکرد بررسی آثار شوک‌های نفتی بر متغیرهای بخش مسکن پرداخته اند.

از جمله‌ی این مطالعات می‌توان به مطالعه‌ی خیابانی (۱۳۸۲) اشاره کرد که اثرات متغیرهای کلان اقتصادی از جمله رشد نقدینگی، نرخ واقعی ارز، تولید و شاخص قیمت سهام روی نوسان‌های قیمت مسکن در اقتصاد ایران در دوره‌ی (۱۳۸۰/۴ـ ۱۳۷۱/۱) را بررسی و تحلیل کرده است. همچنین، در این مطالعه برای تفکیک اثرات شوک‌های منفی و مثبت روی قیمت مسکن و به عبارت دیگر، برای تمیز دادن اثر متقارن و غیر متقارن شوک‌ها، از الگوی تعدیل شده‌ی ARDL استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد که در بلند مدت حجم واقعی پول، تولید واقعی، نرخ ارز واقعی و قیمت سهام از عوامل تعیین‌کننده‌ی رفتار قیمت واقعی مسکن است. در حالی که در کوتاه مدت حجم واقعی پول، تولید واقعی، شاخص واقعی سهام و عدم تعادل به‌وجود آمده در رابطه‌ی بلند مدت قیمت واقعی مسکن تعیین‌کننده‌ی رفتار قیمت مسکن است. از دیگر یافته‌های این مطالعه واکنش متفاوت قیمت مسکن به شوک عرضه‌ی کوتاه مدت و بلند مدت، تأثیر قیمت بازار سهام در تعیین قیمت مسکن در کوتاه مدت و بلند مدت، رابطه‌ی منفی میان نرخ واقعی ارز و قیمت واقعی مسکن دربلند مدت و غیر متقارن بودن اثر شوک‌های منفی و مثبت در تغییر قیمت مسکن است.

مطالعه خلیلی عراقی و رحمانی (۱۳۸۰) نیز برای بررسی عوامل به‌وجود آورنده‌ی سیکل‌های بخش مسکن ایران در دوره (۷۹-۱۳۳۸) از روش‌های اقتصادسنجی؛ شامل آزمون‌های علیت و مدل‌های خود رگرسیونی استفاده کرده است. در بررسی علیت با استفاده از نرخ رشد متغیرها، نتایج حاکی از اثر علّی یک طرفه‌ی رشد درامدهای نفتی، رشد تولید ناخالص ملی و رشد کل اعتبارات سیستم بانکی بر رشد کل سرمایه‌گذاری مسکن و ساختمان بوده و بر این امر که نوسان‌های کل فعالیت‌های اقتصادی و همچنین نوسان‌های درامدهای نفتی علت ایجاد نوسان‌های بخش مسکن هستند و همچنین این نتیجه که نوسان‌های فعالیت‌های بخش مسکن به‌طور عمده منشاء تقاضا دارند، تأکید شده است.

در مطالعات خارجی نیز پیشینه‌ی مطالعات مبتنی بر الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)، به‌ویژه تمرکز بر رفتار متغیرهای بخش مسکن با رویکرد فوق، بسیار محدود است.

استفان نری و متیو ایاکوویلو (۲۰۰۸) [1] با استفاده از یک مدل دو بخشی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) نوسان‌های تجاری در بازار مسکن کشور امریکا در سال‌های ۱۹۹۵ الی ۲۰۰۶، را بررسی کرده است. آن‌ها نشان دادند که آزادسازی مالی نه تنها به‌طور مستقیم با افزایش قیمت‌ها بلکه به طور غیر مستقیم و با افزایش واکنش سیاست پولی، بر بازار مسکن مؤثر است. افزون بر این، درصد بالایی از روند رو به بالای قیمت مسکن در طول

1-.Stefano Neri and Matteo Iacoviello.

۴۰ سال بررسی شده، می‌تواند با استفاده از حرکت کند پیشرفت فناوری در بخش مسکن در مقابل حرکت تند و سریع پیشرفت فناوری در تولید دیگر کالاها غیر از مسکن توضیح داده شود.

همچنین، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن نسبت به شوک‌های تقاضا و سیاست پولی بسیار حساس و کشش‌پذیر است. زمین نیز به عنوان یک عامل ثابت و محدود کننده در تابع تولید خانه‌های خالی، نقش محدودتری را در روند افزایش قیمت مسکن دارد.

مطالعه‌ی متیو داراک و الکساندر نوتار پیترو (۲۰۰۸)[1] نیز با هدف تحلیل حساسیت بازار مسکن نسبت به سیاست‌های پولی در چارچوب یک اقتصاد باز، یک مدل دو کشوری تعادل عمومی تصادفی پویا را برای امریکا و منطقه‌ی یورو در دوره‌ی زمانی (1981:q1-2005:q4) براورد کرده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که شوک‌های ساختاری مربوط به مسکن دارای آثار خارجی معناداری در مصرف غیر مسکونی دارد. در این مطالعه همچنین بر کوچک‌تر و محدودتر بودن انتقال آثار خارجی شوک‌های ترجیحات مسکن[2] بر فعالیت‌های اقتصادی نسبت به آثار شوک‌های تقاضا بر بخش تجاری تأکید شده است.

تیموتی بیسپینگ و هیلد دیپترون (۲۰۰۸)[3] نیز در یک مطالعه برای اقتصاد امریکا، اثرات سرمایه‌گذاری مسکونی و غیرمسکونی بر رشد اقتصادی را تحلیل کرده و ابزار تجزیه و تحلیل پاسخ‌های آنی تعمیم‌یافته[4] را برای بررسی پویایی مدل به کار گرفته‌اند. یافته‌ی مشخص مطالعه فوق این است که شوک‌هایی که بر سرمایه‌گذاری مسکونی وارد می‌شود، نسبت به شوک‌هایی که بر سرمایه‌گذاری غیرمسکونی وارد می‌شود، آثار بزرگ‌تری بر *GDP* دارد.

مطالعه‌ی هایفونگ هوآنگ (۲۰۰۸)[5] بر چگونگی تغییرات پویای سرمایه‌گذاری مسکونی در امریکا پس از نیمه‌ی دهه‌ی ۱۹۲۰ و سیاست‌های اتخاذ شده در این دوره با استفاده از مدل تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) متمرکز شده است و مهم‌ترین عامل مؤثر در کاهش نوسان‌های سرمایه‌گذاری مسکونی در دوره‌ی مورد بررسی را اتخاذ سیاست‌های پولی در راستای کنترل تورم در امریکا و کوچک‌تر شدن شوک‌های نفتی کشورهای کوچک صادر کننده‌ی نفت بر اقتصاد امریکا معرفی کرده است.

در مطالعه روچله اج و مایکل کیلی و جین فیلیپه لافورته(۲۰۰۸)[6] نیز نوسان‌های سرمایه‌گذاری در بخش مسکن امریکا با استفاده از یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) تحلیل شده است. در این تحلیل

---

1 - Mathieu Darracq Paries and Alessandro NotarPietro.

2- Housing preferences Shocks.

3 - Timothy Bisping and Hilde depatron.

4- Generalize impulse response.

5- Haifang Huang.

6- Rochelle M. Edge, Michael T .Kiley, and Jean-Philippe Laforte.

کالاهای نهایی تولید شده در اقتصاد به دو دسته کالاهای بادوام و بی‌دوام تفکیک شده‌است. کالاها و خدمات مصرفی بادوام، کالاهای سرمایه‌ای مسکونی تلقی شده که هم از سوی خانوارها و هم از سوی مالکان سرمایه‌های مسکونی خریداری می‌شوند. جزئیات ارتباط میان رفتار سیاست‌های پولی و سرمایه‌گذاری مسکونی در این مطالعه آزمون شده است. نتایج حاکی از آنست که سرمایه‌گذاری مسکونی از سوی شوک‌های تقاضا و نه به‌واسطه‌ی شوک‌های بهره‌وری سرمایه هدایت می‌شود. افزون بر این، نشان داده شد که سیاست‌های پولی مهم‌ترین عامل تحولات سرمایه‌گذاری مسکونی در دوره اخیر، در امریکا بوده است.

۳ـ مسکن در اقتصاد ایران

در این قسمت با توجه به هدف اصلی این مطالعه که بررسی تأثیر شوک نفتی بر بخش مسکن کشور است و با عنایت به این امر که یکی از مهم‌ترین شاخص‌های تبیین‌کننده‌ی نوسان‌های بخش مسکن، سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های شروع شده می‌باشد، ابتدا روند حرکتی این متغیر را بررسی کرده و سپس، به ارزیابی هم‌حرکتی‌های آن با دیگر متغیرهای مهم اقتصاد کلان مورد مطالعه در مدل طراحی شده، می‌پردازیم.

۳ـ۱ـ بررسی هم حرکتی نوسان‌های "سرمایه‌گذاری مسکونی "و "برخی متغیرهای کلان اقتصادی"

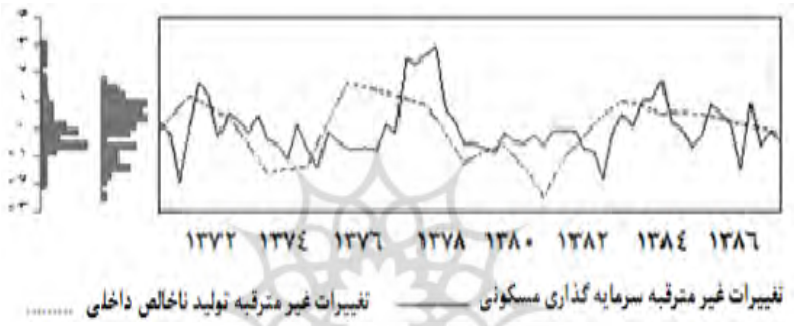
با توجه به این امر که متغیر سرمایه‌گذاری مسکونی در گزارش‌های آماری کشور به صورت مقادیر جاری گزارش می‌شود، در این مطالعه برای تعدیل آثار قیمت‌ها و ثابت کردن این متغیر از شاخص تعدیل‌کننده مرتبط، حاصل از تقسیم مقدار جاری و ثابت متغیر تشکیل سرمایه ثابت در ساختمان که از سوی بانک مرکزی گزارش می‌شود، استفاده کرده‌ایم. افزون براین، همه‌ی متغیرها بر حسب مقادیر سال ۱۳۷۶ واقعی شده و پس از اعمال تعدیلات فصلی به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده است. لازم به ذکر است که جامعه‌ی آماری بررسی شده عبارت از همه‌ی داده‌های فصلی متغیرها برای دوره‌ی زمانی ۸۶-۱۳۷۱ که ازسوی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران منتشر شده است، می‌باشد.

به منظور تفکیک رفتار سیکلی متغیرها از روند حرکتی آن‌ها می‌توان از روش هایی چون فیلتر هودریک پروسکات[1] یا باکستر و کینگ[2] استفاده کرد. در ادبیات نظری موجود برای تصریح تغییرات غیر مترقبه متغیرها (شوک‌ها) از پسماندهای فرایندهای ARIMA متغیرها نیز استفاده شده است. (Blanchard and Fischer, 1989). مقایسه‌ی رفتار این پسماندها و بررسی همبستگی میان آنها می‌تواند گویای چگونگی ارتباط تغییرات غیر مترقبه یا شوک‌های به‌وجود آمده در رفتار متغیرها باشد. پسماندهای یاد شده که به عنوان تکانه‌ها در نظر گرفته می‌شوند، آن بخش از متغیر است که بر اساس رفتار گذشته خود امکان پیش‌بینی وجود نداشته؛ بنابراین،

1- Hodrick Prescott Filter.
2-Baxter- King Filter.

همبستگی سریالی ندارند(Blanchard and Fischer, 1989) . از آنجا که هدف اصلی این مطالعه بررسی اثر شوک‌های درامد نفتی بر نوسان‌های سرمایه‌گذاری مسکونی است، از پسماندهای فرایند ARIMA متغیرها استفاده شده است.[۱]

طبق نمودار(۱) مشخص می‌شود که تغییرات غیر مترقبه‌ی سرمایه‌گذاری مسکونی شدیدتر از تولید ناخالص داخلی است. در عین حال، به‌خوبی مشخص است که تغییرات غیر مترقبه‌ی مشاهده شده در هر دو متغیر به نسبت هم‌جهت است.



نمودار۱- تغییرات غیر مترقبه‌ی سرمایه‌گذاری خصوصی در ساختمان‌های مسکونی و تولید ناخالص داخلی(1371:q1-1386:q4)

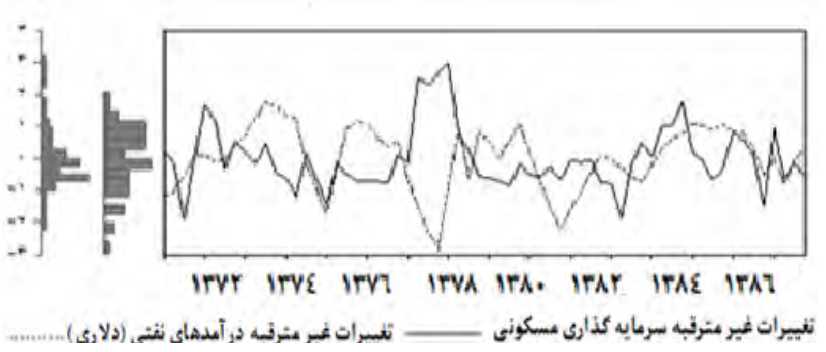
منبع: محاسبات تحقیق.

با توجه به هدف اولیه در این مطالعه و به‌منظور تحلیل نحوه‌ی تأثیرپذیری متغیر سرمایه‌گذاری مسکونی از شوک‌های بیرونی، لازم است تأثیر نوسان‌های غیرمنتظره‌ی درامدهای نفتی بر نوسان‌های غیر منتظره این متغیر بررسی شود.

در بررسی نمودار(۲)، همسویی میان نوسان‌های غیرمترقبه دو متغیر به‌جز در چند دوره‌ی محدود (۱۳۷۷ و ۱۳۸۱) نمایان است که می‌تواند به‌دلیل اثر دیگر عوامل اثرگذار بر سرمایه‌گذاری مسکونی (در سطحی بالاتر از تأثیر نوسان در درامدهای نفتی) باشد.

نقدینگی یکی از فاکتورهای دیگر تحریک‌کننده‌ی قیمت مسکن در هنگام ترقی قیمت‌ها است. این متغیر از جمله متغیرهای مهمی است که بر روند سرمایه‌گذاری مسکونی تأثیرگذار است.

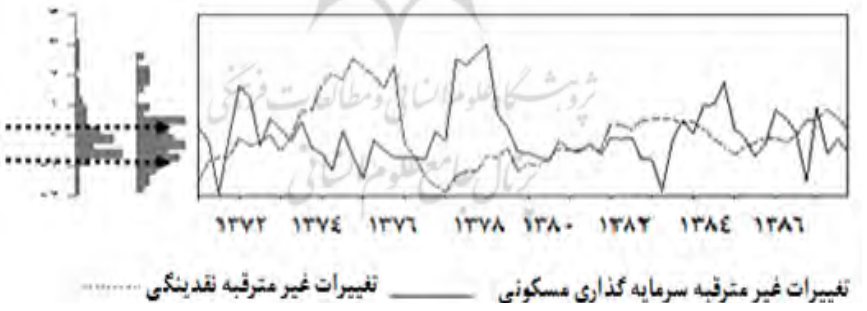
۱- خروجی مدل‌های ARIMA در پیوست شماره ۳ گزارش شده است.



نمودار۲- تغییرات غیر مترقبه‌ی سرمایه‌گذاری خصوصی در ساختمان‌های مسکونی و درامدهای نفتی دلاری(1371:q1-1386:q4)

منبع: محاسبات تحقیق.

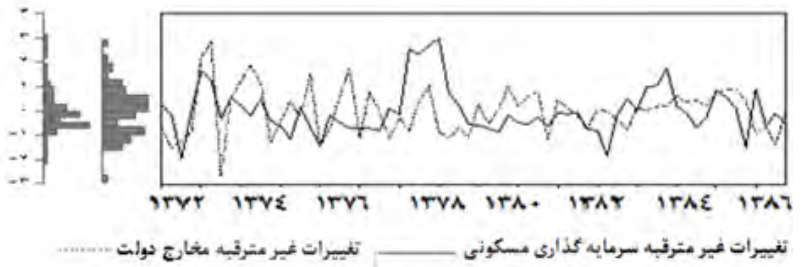
رفتار متغیرها در نمودار (۳)، مبین همسویی میان تغییرات غیرمترقبه‌ی متغیر سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های مسکونی و نقدینگی در برخی دوره‌ها و رفتار کاملاً متقابل در برخی دوره‌های دیگر است. اما، در فاصله‌ی نشان داده شده به‌وسیله‌ی خطوط نقطه چین، دامنه‌ی تغییرات غیر مترقبه هر دو متغیر در هیستوگرام‌های کنار شکل مشابه است.



نمودار۳- تغییرات غیر مترقبه‌ی نقدینگی و سرمایه‌گذاری خصوصی در ساختمان‌های مسکونی(1371:q1-1386:q4)

منبع: محاسبات تحقیق.

مخارج دولتی نیز از دیگر متغیرهای مؤثر بر ایجاد نوسان‌های سرمایه‌گذاری مسکونی است. نمودار تغییرات غیر مترقبه این دو متغیر(نمودار ۴) در اغلب دوره‌ها مشابهت رفتاری داشته و در فاصله‌ی سال‌های ۱۳۷۳ و ۱۳۸۲ رفتاری متقابل را نسبت به یکدیگر نشان داده‌است. هیستوگرام‌ها نیز مؤید دامنه‌ی مشابه تغییرات غیر مترقبه این دو متغیر است.



نمودار٤- تغییرات غیر مترقبه‌ی مخارج دولت و سرمایه‌گذاری خصوصی در ساختمان‌های مسکونی (1371:q1-1386:q4)

منبع: محاسبات تحقیق.

٤- بررسی همبستگی آماری میان تغییرات غیر مترقبه سرمایه‌گذاری مسکونی و تغییرات غیر مترقبه اهم متغیرهای اقتصادی مؤثر برآن

به منظور بررسی چگونگی ارتباط، میزان و جهت همبستگی میان تغییرات غیرمترقبه‌ی سرمایه‌گذاری مسکونی و تغییرات غیرمترقبه‌ی متغیرهای فوق و همچنین، بررسی همبستگی آماری میان سرمایه‌گذاری مسکونی و برخی از اهم متغیرهای مدل تجربی طراحی شده در این تحقیق از روش همبستگی آماری میان شوک‌های متغیرهای مورد بررسی که از پسماندهای فرایند ARIMA متغیرها به‌دست آمده است، استفاده می کنیم. (جدول شماره ۱).

بررسی همبستگی پسماندهای فرایندهای آریمای متغیرها به عنوان نماینده‌ی تغییرات غیرمترقبه، حاکی از آن است که تغییرات غیرمترقبه‌ی درامدهای نفتی (با دو دورهٔ تأخیر) دارای بالاترین درجه‌ی همبستگی با تغییرات غیرمترقبه در سرمایه‌گذاری مسکونی است. تغییرات غیر مترقبه‌ی نقدینگی در دوره‌ی جاری، تغییرات غیر مترقبه‌ی تولید ناخالص داخلی با سه دوره تقدم و تغییرات غیر مترقبه‌ی مخارج دولتی در دوره جاری به ترتیب پس از تغییرات غیرمترقبه در درامدهای نفتی از درجه‌ی همبستگی بالایی با تغییرات غیرمترقبه در سرمایه‌گذاری مسکونی برخوردارند. افزون بر این، تغییرات غیرمترقبه‌ی سرمایه‌گذاری مسکونی، همبستگی مثبت با تغییرات

غیرمترقبه‌ی تولید واحدهای مسکونی[۱] و همبستگی منفی با تغییرات غیرمترقبه سرمایه‌گذاری و تولید بنگاه‌های تولید کننده دیگر کالاها و خدمات به غیر از مسکن دارد.

نتایج بررسی همبستگی و هم حرکتی‌های متغیرهای بالا افزون بر این‌که بر اهمیت موضوع مورد بررسی در این تحقیق مبنی بر تأثیر شوک‌های نفتی بر سرمایه‌گذاری مسکونی صحه می‌گذارد، چگونگی ارتباط تغییرات غیر منتظره‌ی متغیرهای مدل تجربی این مدل را نیز با تغییرات غیر منتظره‌ی سرمایه‌گذاری مسکونی نشان می‌دهد.

جدول ۱- همبستگی آماری میان تغییرات غیر مترقبه‌ی سرمایه‌گذاری مسکونی وتغییرات غیر مترقبه‌ی اهم متغیرهای مورد مطالعه

تغییرات غیر مترقبه درامدهای نفتی(با دو دوره تاخیر)	۰.۴۱۶	تغییرات غیر مترقبه‌ی نقدینگی	۰.۲۷
تغییرات غیر مترقبه‌ی تولید ناخالص داخلی	۰.۱۴	تغییرات غیر مترقبه‌ی مخارج دولت	۰.۱۲
تغییرات غیر مترقبه در سرمایه‌گذاری در دیگر بنگاه‌ها غیر از مسکن	-۰.۶۲۷	تغییرات غیر مترقبه درتولید واحدهای مسکونی	۰.۱۹۷
تغییرات غیر مترقبه در تولید کالاها و خدمات غیر از مسکن	-۰.۱۷۷		

منبع: محاسبات تحقیق.

شایان ذکر است که پسماندهای فرایندهای ARIMA متغیرهای مورد بررسی در مدل تجربی با پسماند متغیر سرمایه‌گذاری مسکونی برای سه دوره‌ی تأخیر (Lag) و سه دوره تقدم (Lead) مطالعه شد و نتایج به‌دست آمده در جدول (۱) مربوط به بالاترین ضرایب همبستگی است.

٤ـ ۱ـ طراحی یک مدل تعادل عمومی تصادفی پویا(DSGE) برای اقتصاد ایران با لحاظ بخش مسکن

در حال حاضر، دو مکتب اقتصادی "ادوار تجاری حقیقی" (RBC)[۲] و"کینزین های جدید"[۳]، در قالب مدل‌های تعادل عمومی نیوکینزی، از مدل‌سازی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) که بر پایه‌ی مبانی خرد اقتصادی متکی است، استفاده می‌کند. مدل های ادوار تجاری حقیقی، تأثیر شوک‌های حقیقی بر نوسان‌های متغیرهای اقتصادی را در فضای بازارهای رقابتی بررسی می‌کنند. لیکن، مدل‌های کینزی جدید، روش تأثیر شوک‌های حقیقی و اسمی را در شرایط بازار رقابت انحصاری بر متغیرهای اقتصاد تعیین می‌کنند. در ساختار

۱- گفتنی است که آمار استفاده شده برای تولید مسکن داده‌های مربوط به ارزش افزوده واحدهای مسکونی شهری به قیمت پایه، گزارش شده از سوی بانک مرکزی است.

۲- مقاله‌ی کیدلند و پرسکات (۱۹۸۶) به عنوان اولین مقاله‌ی مدل‌سازی DSGE مبتنی بر تئوری ادوار تجاری حقیقی(RBC) تلقی به شمار می‌آید.

۳- مدل های تعادل عمومی تصادفی پویای نیوکینزی برای اولین بار از سوی روتمبرگ و وودفورد (۱۹۹۷) مطرح شد.

مدل های کینزین‌های جدید، بنگاه‌ها امکان تعیین قیمت را با هدف حداکثرسازی سود خود دارند. از آنجا که تعدیل قیمت‌ها به سمت قیمت‌های بهینه در بازار، همراه با تحمل هزینه‌های تعدیل از جمله هزینه‌های تغییر فهرست‌بها برای بنگاه‌ها است؛ تغییر قیمت به سمت قیمت‌های بهینه، در فرایند زمانی چند دوره‌ای محتمل است. این امر به معنای وجود چسبندگی در هنگام تعدیل قیمت‌ها در فضای مدل‌سازی تعادل عمومی کینزین‌های جدید است. گفتنی است که به‌واسطه‌ی همین ویژگی در مدل‌های کینزی جدید، شوک‌های اسمی دارای آثار حقیقی خواهند بود. مدل‌سازی ادوار تجاری حقیقی (RBC) بر تعادل عمومی همه‌ی بازارهای اقتصاد تمرکز داشته و رفتار پویای متغیرها در دوره‌ی زمانی تعیین شده به‌وسیله‌ی محقق را بررسی و آثار شوک‌های حقیقی در بازارهای رقابتی را بر رفتار متغیرهای الگو مطالعه می‌کند. بنابراین در وضعیت فوق مدل ادوار تجاری حقیقی(RBC) همان مدل تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) خواهد بود.[1]

در این مطالعه الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا مبتنی بر مدل های ادوار تجاری حقیقی برای اقتصاد ایران با لحاظ بخش مسکن طراحی شده است. خانوارها به عنوان صاحبان سرمایه‌های کل اقتصاد تمایل دارند که ترجیحات خود، همچون مصرف کالاها و خدمات مصرفی غیر از مسکن و مطلوبیت ناشی از ذخیره‌ی مسکن را با توجه به تولیدات صورت‌گرفته به‌وسیله‌ی بنگاه‌های تولید کالاهای غیر از مسکن، واردات کالاهای مصرفی از محل درامدهای نفتی وخانه‌های مسکونی جدید که به‌وسیله‌ی بنگاه‌های تولیدکننده‌ی مسکن تولید می شوند، حداکثر کنند.

در راستای سادگی الگوی طراحی شده، فروض ویژه‌ای متناسب با وضعیت اقتصاد ایران در نظر گرفته شده است. از جمله‌ی این فروض می‌توان به کوچک و بسته بودن اقتصاد ایران از منظر نقل و انتقالات سرمایه اشاره داشت. بنابراین، تنها رابطه‌ی اقتصاد کشور با دنیای خارج از کانال صادرات نفت خام و ورود کالاهای وارداتی، درست معادل درامدهای نفتی، به داخل کشور است. افزون بر این تخصیص منابع در اقتصاد نیز از سوی یک برنامه‌ریز مرکزی تعیین می‌شود.

با توجه به وجود ادبیات نظری قابل توجه در اقتصاد مسکن از آنجایی که هر واحد مسکن نسبت به دیگر کالاها بسیار گران‌تر است، تولیدکنندگان و مالکان مسکن درباره‌ی فروش آن‌ها در قیمت‌های موجود در بازار مقاومتی نمی‌کنند؛ بنابراین، نبود چسبندگی قیمت‌ها در این بازار فرض دیگری است که در این الگو پیش‌بینی شده است.

از سوی دیگر، از آنجا که هدف مطالعه، ارزیابی اثر شوک نفتی به عنوان یک شوک واقعی برسرمایه‌گذاری مسکونی است، از فروض مدل ادوار تجاری حقیقی (RBC) استفاده شده است. در این وضعیت نتایج به‌دست

1- Romer, David.

آمده از مدل رمزی با برنامه ریزی مرکزی، به طور کامل مشابه عملکرد این مدل در یک اقتصاد بازاری خواهد بود. حضور برنامه‌ریز مرکزی به قید تسویه‌ی بازار به جای قید بودجه‌ی خانوار برمی‌گردد. به عبارت دیگر، فرض می‌کنیم که برنامه‌ریز مرکزی در مدل حضور دارد و مطلوبیت خانوارها را با توجه به قید بودجه‌ی آن‌ها حداکثر می‌کند. به لحاظ نظری می‌توان ثابت کرد که عملکرد مکانیزم بازار و وضعیت اولیه به‌دست آمده (شرط کینز – رمزی) با همین شرط در حضور برنامه‌ریز مرکزی یکسان است. (بلانچارد و فیشر، ۱۳۷۶).

٤-۲- چارچوب کلی مدل

در این مدل خانوارها، بنگاه‌های تولید مسکن، بنگاه‌های تولید دیگر کالاها و خدمات غیر از مسکن و نفت به عنوان نهادهای فعال در اقتصاد در نظر گرفته می‌شوند. رفتار این نهادها به‌وسیله‌ی شوک‌های فناوری تولید در هر دسته از بنگاه‌ها و شوک درامدهای نفتی هدایت می‌شود.

باید توجه داشت که در این‌جا تولید خدمات مسکن مورد نظر نبوده و با فرض همگن بودن زمین، به تعداد واحدهای مسکونی تولید شده، توجه می‌شود. بدین ترتیب، نوع و محل زمین اهمیت ندارد.

خانوارها

خانوارها نسبت به مصرف سبدی از کالاهای مصرفی(C_t)، نگه‌داری مسکن (H_t) و میزان کار خود در هر یک از بنگاه‌های تولیدی(LY_t و LY_t) تصمیم‌گیری کرده و تمایل دارند که مطلوبیت انتظاری حاصل از مصرف کالاها و خدمات مصرفی، ذخیره‌ی مسکن و ساعات فراغت خود را در طی زمان و با توجه به میزان منابع و تولیدات موجود حداکثر کنند. در این مطالعه، تابع مطلوبیت خانوارها (رابطه ۱) به صورت زیر تعریف شده است:

$$E_0 \sum_{t=0}^{n} \beta^t (\log C_t + b \log H_t - \gamma(LY_t + LH_t)); \qquad (۱)$$

در رابطه‌ی(۱)، متغیرهای LH , LY , H ,C و β به ترتیب بیانگر مصرف کالاهای غیر از مسکن، ذخیره‌ی مسکن، میزان ساعات کار در بخش تولید کالاهای غیر از مسکن، میزان ساعات کار در بنگاه‌های تولید مسکن و نرخ تنزیل زمانی ترجیحات است.

در این اقتصاد، خانوارها صاحبان سرمایه‌های موجود در اقتصاد هستند. معادله‌ی حرکت سرمایه‌ها که در بنگاه‌های تولید واحدهای مسکونی و دیگر کالاها و خدمات به کار می‌رود، به صورت زیر است:

$$KH_t = (1-\sigma)KH_{t-1} + IH_t; \qquad (۲)$$

$$KY_t = (1-\sigma)KY_{t-1} + IY_t; \qquad (۳)$$

موجودی سرمایه در بخش مسکن و دیگر کالاهای تولیدی هر دو با نرخ σ مستهلک می‌شود و میزان استهلاک با سرمایه‌گذاری جدید در تولید واحدهای مسکونی(IH) و سرمایه‌گذاری جدید در تولید دیگر کالاها و خدمات (IY) جایگزین خواهد شد تا موجودی سرمایه ثابت باقی بماند.

بنگاه‌ها

بنگاه‌ها در بازار رقابتی عامل کارگر استخدام کرده و سرمایه اجاره می‌کنند و محصول خود را در بازار رقابتی محصول می‌فروشند. (روابط ۴ و ۵) بنگاه‌ها، با قیود موجود خود که به‌عنوان "امکانات فناوری"[1] شناخته می‌شود، تولید کرده و نیروی کار و کالاهای سرمایه‌ای را برای حداکثر کردن سود خود در طول دوره‌ی فعالیت به خدمت می‌گیرند.

همان‌طور که گفته شد، در این مدل فرض می‌شود بازار نیروی کار رقابتی بوده و دستمزدها در دو دسته از بنگاه‌ها یکسان است. کالاهای سرمایه‌ای به کار گرفته شده در هر دو دسته از بنگاه‌ها نیز دارای ارزش اجاره‌ای یکسانی است. به این ترتیب، LH واحد از نیروی کار و KH واحد از کالاهای سرمایه‌ای در بنگاه‌های تولید مسکن و LY واحد از نیروی کار و KY واحد از کالاهای سرمایه‌ای در بنگاه‌های تولید غیر مسکن به خدمت گرفته می‌شوند. این‌که چه مقدار نیروی کار و کالاهای سرمایه‌ای در هر یک از بخش‌های تولید به کار گرفته شوند، از سوی خانوارها و مبتنی بر میزان مطلوبیت آن‌ها از مصرف کالاهای غیر از مسکن و نگه‌داری مسکن، به اقتصاد دیکته می‌شود. بدین ترتیب، توابع تولید هر دسته از بنگاه‌ها به صورت زیر است:

$$YD_t = A_t(\eta^t LY_t)^{(1-\alpha)}(KY_t)^{\alpha} \qquad (۴)$$

$$YH_t = AH_t(\eta^t LH_t)^{(1-\alpha h)}(kH)_t^{\alpha h} \qquad (۵)$$

در این روابط YDو YH به ترتیب میزان تولید کالاها و خدمات غیر از مسکن و میزان واحدهای مسکونی جدید تولید شده است. همان طور که از شکل تبعی توابع تولید فوق مشخص است، هر دسته از بنگاه‌ها از فناوری ویژه‌ی خود (A و AH) که با نرخ η و به صورت برون‌زا رشد می‌کند، در تولیدات خود استفاده می‌کنند. افزون بر این، هر دو تابع تولید به صورت کاب – داگلاس با بازدهی ثابت به مقیاس در نظر گرفته شده‌اند و سهم نیروی کار و موجودی سرمایه که در تولید هر دسته از بنگاه‌ها به‌کار گرفته شده است، برون‌زا و ثابت فرض شده است.

1- Technological possibilities

بخش نفت

از آنجا که هدف اصلی این مطالعه بررسی آثار نوسان‌های درامدهای نفتی بر سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های جدید مسکونی است، ورود درامدهای نفتی به مدل ضروری است. اما، با توجه به ماهیت برون‌زای درامدهای نفتی در اقتصاد ایران و با عنایت به فروض اولیه‌ی ملحوظ در این مطالعه (اقتصاد بسته و کوچک) و بر اساس ایده‌ای که از مطالعه‌ی بانک مرکزی شیلی برای بررسی آثار شوک‌های نفتی بر سیاست‌های پولی و تولید داخلی انجام شده است[1]، در مطالعه‌ی حاضر فرایند حصول درامدهای نفتی به‌صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$\ln(Yoil_t) = (1-\rho_O)\ln(\tilde{Yoil}) + \rho_O \ln(Yoil_{t-1}) + eo_t \qquad (۶)$$

$$\rho_O \in (-1,1) \quad eo \approx N(0,\sigma^2)$$

که در آن $Yoil_t$ جریان درامد حقیقی نفت در دوره‌ی t و $\tilde{Yoil}$ سطح باثبات و پایای جریان درامدهای نفتی است.

گفتنی است که در کشورهای تولیدکننده‌ی نفت، به‌ویژه کشورهای عضو اوپک، میزان صادرات نفت بر اساس یک سهمیه‌ی از پیش تعیین شده و برون‌زا تعیین می‌شود؛ بنابراین، فرض مدل سازی بخش نفت در قالب یک فرایند اتو رگرسیو و برون‌زا (رابطه‌ی ۶) منطبق با واقعیات اقتصادهای یاد شده، از جمله ایران، است.

با توجه به این فرض که نفت صادراتی به صورت پایاپای با کالا (غیر مسکن) مبادله می شود، شوک نفتی در این‌جا در برگیرنده‌ی شوک رابطه‌ی مبادله نیز خواهد بود.

قیود تسویه بازار

همان‌طور که پیش‌ترگفته شد، مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا(DSGE) مبتنی بر بهینه‌یابی هر یک از نهادهای تعریف شده در مدل است. این مدل‌ها بیانگر تعادل عمومی در همه بخش‌ها نیز می‌باشد، در این میان، در مدل‌های ادوار تجاری حقیقی (RBC)، به عنوان زیر مجموعه‌ای از مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)، لازم است بهینه یابی هر یک از نهادهای اقتصادی به گونه ای صورت پذیرد که بازارها به‌طور کامل تسویه شوند.

از آن‌جا که در این مدل دو بازار "تولید کالاهای غیر از مسکن" و بازار "تولید مسکن" وجود دارد؛ بنابراین دو قید تسویه‌کننده متناسب با هر یک از این بازارها تعریف می‌شود.(روابط ۷ و ۸)

در بازار کالای غیر از مسکن فرض بر این است که کل تولید کالای داخل به همراه واردات کالا که ناشی از صدور نفت و معاوضه‌ی آن با کالاست، سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های تولید کالاهای غیر از مسکن،

1- Bugarin, M.N.Sataka & Muinhos.M.K foury& Silva, J.R.Costa& Silva Aroujo.M.Gloria.

سـرمایه‌گذاری در تولید واحدهای مسکونی جدید و مصرف کالای غیر از مسکن خواهد شد، به گونه‌ای که بازار کالاهای غیر مسکن در تعادل قرار گیرد.

قید تسویه بازار کالاهای غیر از مسکن

$$C_t + IY_t + IH_t = YD_t + Yoil_t \qquad (۷)$$

در رابطه‌ی بالا C_t مصرف کالاها و خدمات غیر از مسکن، IY_t سرمایه‌گذاری در تولید کالاهای غیر از مسکن و IH_t سرمایه‌گذاری در تولید واحدهای مسکونی جدید است که طرف تقاضای بازار را نشان می‌دهند. واردات ناشی از صدور نفت و تولید کالاهای غیر از مسکن نیز طرف عرضه‌ی این بازار را نمایندگی می‌کنند.

در بازار مسکن نیز، تولید واحدهای مسکونی جدید ذخایر خالص مسکن را افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، برای برقراری تعادل در بازار مسکن لازم است که واحدهای نوساز مسکن افزون بر آن مقدار از ذخایر مستهلک نشده‌ی مسکن که از سال های قبل باقی مانده است، با کل ذخایر موجود مسکن مساوی باشد. (رابطه‌ی ۸)[1]

قید تسویه بازار مسکن

$$H_t = (1-\sigma_h)H_{t-1} + YH_t \qquad (۸)$$

در این رابطه H_t موجودی خانه‌های مسکونی را نشان می‌دهد که طی زمان با افزایش تولید خانه‌های جدید افزایش و با مستهلک شدن خانه‌های ساخته شده در دوره‌های قبل کاهش می‌یابد.

شوک‌ها

منطبق با الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا(DSGE)، شوک فناوری تولید مسکن(eah_t) و شوک فناوری تولید کالای غیر از مسکن (ea_t)، افزون بر شوک درامد نفتی (eo_t) که هدف اصلی در این مطالعه بوده است، برهمه‌ی متغیرهای الگو تأثیر می‌گذارند. شوک‌های گفته شده به صورت زیر مدل سازی و ضرایب آن‌ها بر اساس آمارهای فصلی اقتصاد ایران در دوره‌ی (1371:q1-1386:q4) براورد شده است:

$$\ln a_t = (1-\rho_a)a + \rho_a \ln(\tilde{a}_t) + ea_t; \qquad \rho_a \in (-1,1) \qquad ea_t \approx N(0,\sigma^2) \qquad (۹)$$

$$\ln ah_t = (1-\rho_{ah})ah + \rho_{ah} \ln(\hat{ah}_t) + eah_t; \qquad \rho_{ah} \in (-1,1) \qquad eah_t \approx N(0,\sigma^2) \qquad (۱۰)$$

$$\ln(Yoil_t) = (1-\rho_o)\ln(\tilde{Yoil}) + \rho_o \ln(Yoil_{t-1}) + eo_t \qquad \rho_O \in (-1,1) \qquad eo_t \approx N(0,\sigma^2) \qquad (۱۱)$$

1- Neri Stefano and Matteo M.Iacoviello.

در این روابط ah_t و a_t به ترتیب فناوری تولید در بنگاه‌های تولید مسکن و دیگر بنگاه‌ها، $a\tilde{h}$ و $\tilde{a}_t$ مقادیر باثبات آن‌ها است.

۵ـ حل و تقریب الگو

به منظور حل این الگوها، ابتدا رفتار فعالان اقتصادی یا برنامه‌ریز مرکزی بهینه‌یابی می‌شود؛ سپس، متغیرها بر اساس نرخ رشد تولید ناخالص داخلی پایا شده و سپس، ضرایب ساختاری مدل بر اساس واقعیات اقتصادی کشور و منطبق با آمارهای بررسی شده در مطالعه تنظیم و کالیبره خواهند شد. بدین ترتیب، مدل در وضعیت تعادل پایدار حل شده و مقادیر متغیرها در این وضعیت به‌دست خواهد آمد. سپس آثار شوک‌های برون‌زای مدل بر رفتار بلندمدت این متغیرها بررسی و ارزیابی می‌شود.

۵ـ۱ـ بهینه‌یابی رفتار فعالان اقتصادی

همان‌طور که در بالا اشاره شد، مدل ادوار تجاری حقیقی (RBC) از مجموعه مدل های تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) مبتنی بر بهینه‌یابی برنامه‌ریز مرکزی یا هر یک از نهادهای اقتصادی تعریف شده در مدل است، به گونه‌ای که بازارها به‌طور کامل تسویه شوند. لیکن، پیش از حل الگو در قالب مشتقات مرتبه‌ی اول توابع، پایاسازی متغیرها برای دستیابی به تعادل پایدار در مدل ضرورت دارد.[۱]

مدل به‌دست‌آمده، یک سیستم پویای تصادفی با انتظارات عقلایی است که برای تحلیل نیازمند حل است. چون مدل شامل جملات حاوی انتظارات عقلایی از برخی متغیرهاست، حل آن از مدل‌های پویا، بدون وجود انتظارات عقلایی دشوارتر است. روش‌های متفاوتی برای حل این قبیل مدل‌ها در ادبیات مربوطه گفته شده است. بلانچارد و کان[۲] (1980) برمبنای تجزیه‌ی جوردن روشی را برای حل مدل‌های خطی شامل انتظارات عقلایی بیان کردند. پس از بلانچارد و کان، مطالعات بسیاری به طرح روش‌های مختلف برای حل این‌گونه مدل‌ها اختصاص یافته است. استفاده از روش ضرایب نامعین به پیروی از الگوی مطرح شده از سوی اوهلیگ از عمده روش‌هایی است که در راستای سادگی حل مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا استفاده می‌شود. چراکه دستیابی به حصول سیستم تعادلی معادلات لگاریتم خطی از یک سیستم معادلات غیر خطی را سبب می‌شود است که در آن متغیرها به صورت انحراف لگاریتمی خود از مقادیر باثباتشان در مدل ظاهر می‌شوند.

در این مطالعه با وجود دشواری‌های موجود در حل سیستم معادلات غیر خطی، مدل به‌صورت سیستم معادلات غیر خطی (سیستم معادلات ۱۳ مجهولی) برحسب مقادیر پارامترها حل شد. پس از بهینه‌یابی رفتار فعالان اقتصادی و دستیابی به وضعیت اولیه، به منظور دستیابی به مقادیر تعادلی پایدار مدل، متغیرها با استفاده از

---

۱ - سیستم معادلات پایا شده در "پیوست" گزارش شده است.

2- Blanchard, O. J, and Kahn, C.

رابطه‌ی $X = \tilde{x}\eta^t$ پایا شدند. در این رابطه $\tilde{x}$ معرف مقدار پایای متغیر X و η معادل نرخ رشد اقتصادی کشور است. سپس، با حل سیستم معادلات ۱۳ مجهولی، مقادیر اولیه متغیرها برحسب پارامترها به‌دست آمد.

۵ـ۲ـ تنظیم ضرایب

به‌طور معمول، در کمّی‌کردن مدل‌های تعادل عمومی تصادفی پویا، از کالیبراسیون یا از براورد ضرایب به روش ماکزیمم لاکلی هود (MLE)[1] و یا ترکیبی از این دو روش در قالب روش‌های براورد بیزین استفاده می‌شود.

در تحلیل تجربی این مطالعه برخی از پارامترها با استفاده از روش‌های اقتصاد سنجی و بر اساس رفتار این متغیرها در اقتصاد ایران در دوره‌ی زمانی(q_4:1386-q_1:1371) و به صورت فصلی، براورد زده شده است. از جمله‌ی این ضرایب می‌توان به پارامترهای معادلات اتو رگرسیو و رشد اقتصادی در مدل اشاره کرد.

از آن‌جا که در کالیبراسیون برخی از پارامترها با توجه به مطالعات انجام شده‌ی پیشین یا تجزیه و تحلیل‌های آماری عددگذاری می‌شود، در این مطالعه نیز برخی از پارامترها، مانند سهم سرمایه از تولید بنگاه‌ها و نرخ استهلاک موجودی سرمایه بنگاه‌ها، بر این اساس عددگذاری شده است. لیکن، برخی از پارامترها برای اقتصاد ایران بر اساس الگوهای فوق معین نیست. در این وضعیت با استفاده از مقادیر تعادلی پایدار متغیرها و آزاد گذاشتن پارامترهای فوق با قیود تسویه‌ی بازار، مقادیر عددی این پارامترها معین می‌شود.

وزن مسکن در تابع مطلوبیت و ضریب مربوط به کار در تابع مطلوبیت، از جمله پارامترهایی هستند که به صورت فوق تعیین شده‌اند. دیگر متغیرها، مانند ضریب اتو رگرسیو شوک‌های فناوری بنگاه‌ها با توسل به توصیه پلاسر (۱۹۸۹)[2] چنان انتخاب شده است که حداکثر انطباق بین گشتاورهای پیش‌بینی شده‌ی مدل و گشتاورهای نمونه‌ی واقعی که شامل داده‌های فصلی ۱۳۸۶-۱۳۷۱ است، به‌دست آید.

پارامترهای کالیبره شده متناسب با وضعیت اقتصاد ایران در این مطالعه شامل: نرخ تنزیل $(\beta = 0.96)$، سهم سرمایه از تولید دیگر بنگاه‌ها $(\alpha = 0.5)$، سهم سرمایه از تولید بنگاه‌های مسکن $(\alpha h = 0.5)$، نرخ استهلاک در موجودی سرمایه در بنگاه‌ها $(\sigma = 0.015)$، نرخ استهلاک ذخیره‌ی مسکن $(\sigma_h = 0.025)$، ضریب مربوط به کار در تابع مطلوبیت $(\gamma = 0.0002)$، وزن مسکن در تابع مطلوبیت $(b = 0.33)$، نرخ رشد با ثبات $(\eta = 1.013)$، ضریب معادله‌ی اتو رگرسیو شوک نفتی $(\rho_O = 0.3)$، ضریب معادله‌ی اتو رگرسیو شوک فناوری در تابع تولید دیگر کالاها $(\rho_a = 0.3)$ غیر از مسکن، ضریب معادله‌ی اتو رگرسیو شوک فناوری در تابع تولید مسکن $(\rho_{ah} = 0.9)$ است. پس از کالیبره کردن پارامترها، مقادیر اولیه‌ی متغیرهای مدل که حاصل از حل سیستم معادلات بود، محاسبه شد.

1- Maximum-Likelihood Estimation (MLE)
2- Plosser, C.I.

۵ـ۳ـ شبیه سازی الگو

پس از کالیبره کردن پارامترها، به منظور حل مدل و دستیابی به مقادیر متغیرها در وضعیت تعادل پایدار سیستم و سپس شبیه‌سازی آثار شوک های بیرونی بر متغیر های الگو، از برنامه DYNARE(4.2)[1] استفاده شد.

نتایج شبیه‌سازی آثار شوک‌های نفتی بر متغیرهای مهم مطالعه، از جمله سرمایه‌گذاری مسکونی و سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های تولید دیگر کالاها و خدمات، موجودی مسکن و مصرف کالاها و خدمات غیر از مسکن، موجودی سرمایه در بنگاه‌های تولید مسکن و غیر مسکن، تولید بنگاه‌های مسکن و دیگر کالاها و خدمات غیر از مسکن و میزان نیروی کار شاغل در هر دو بنگاه به صورت زیر به‌دست آمد:

۵ـ۳ـ۱ـ اثر شوک‌های نفتی بر انواع سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها

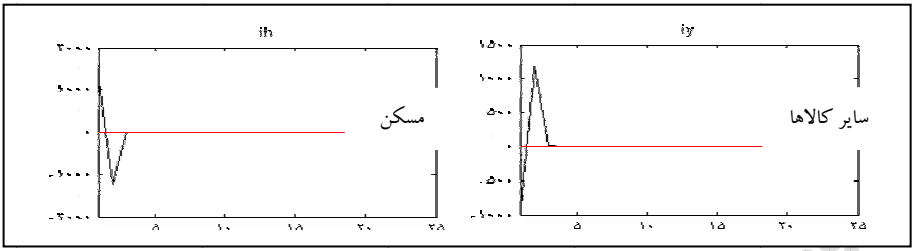
همان‌طور که از نمودار(۵) مشخص است، اثر یک انحراف معیار شوک درامدهای نفتی بر انواع سرمایه‌گذاری‌ها در بخش‌های تولید مسکن و دیگر کالاها و خدمات، مؤید بروز بیماری هلندی در دوره‌ی مورد بررسی شده در کشور است. سرمایه‌گذاری مسکونی بواسطه‌ی شوک مثبت درامدهای نفتی، افزایش آنی یافته؛ سپس کاهش می‌یابد و با گذشت کمابیش دو فصل به پایین‌ترین حد می‌رسد. در ادامه، فصل بعدی روند افزایشی را نشان می‌دهد و کمابیش پس از گذشت حدود سه فصل مستهلک و میرا شده است. بنابراین، تأثیر شوک نفتی به‌نسبت زود گذر است.

روند رفتاری سرمایه‌گذاری در تولید دیگر کالاها و خدمات، پس از بروز شوک مثبت نفتی به‌طور کامل عکس رفتار سرمایه‌گذاری مسکونی است. واکنش این متغیر پس از بروز شوک نفتی به صورت کاهش شدید است، به طوری‌که ابتدا منفی شده، سپس افزایش و پس از کمابیش دو فصل به حداکثر رسیده و پس از گذشت کمابیش سه فصل مستهلک و میرا شده است. دوباره تأثیر زود گذر شوک نفتی مشهود است.

نکته‌ی قابل توجه شدت و میزان افزایش و کاهش نوسان‌های سرمایه‌گذاری است. در بخش مسکن شدت نسبی افزایش بیش از شدت کاهش سرمایه‌گذاری در تولید دیگر کالاها و خدمات است. افزون بر این، شدت افزایش نسبی در سرمایه‌گذاری بنگاه‌های تولید دیگر کالاها بیشتر از شدت نسبی کاهش در سرمایه‌گذاری مسکونی بوده است.

بررسی نتایج، آشکارا مبین پدیده‌ی بیماری هلندی در برخورد آنی شوک نفتی در اقتصاد ایران است. با یک انحراف معیار افزایش در تولید نفت، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن (کالای غیرتجاری) به‌سرعت افزایش و در مقابل سرمایه‌گذاری در دیگر کالاها کاهش قابل توجهی می‌یابد.

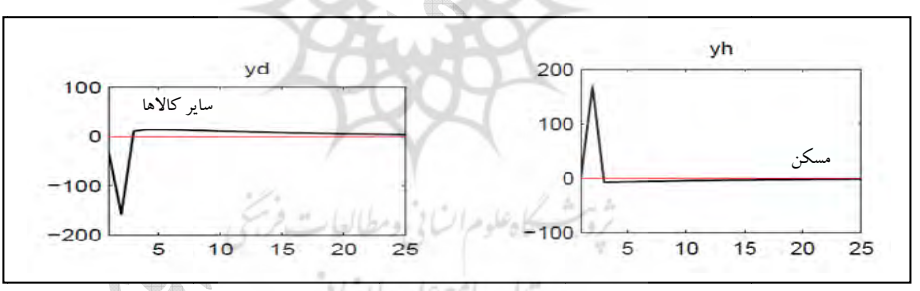
۱- DYNARE برنامه‌ای است که به منظور حل و شبیه سازی مدل های تعادل عمومی تصادفی پایداردر فضای نرم افزار MATLAB طراحی شده است. این برنامه در نسخه‌های مختلفی موجود است و مرتباً بر امکانات آن افزوده می‌شود. در این مطالعه از نسخه‌ی(۴.۲) آن استفاده شده است.



نمودار۵- شبیه سازی اثر شوک نفتی بر انواع سرمایه‌گذاری

۵ـ۳ـ۲ـ اثر شوک‌های نفتی بر تولید انواع بنگاه‌ها

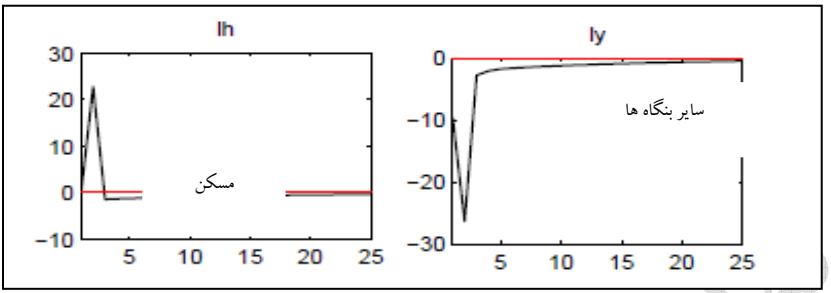
شبیه‌سازی اثر شوک درامدهای نفتی بر تولید بنگاه‌ها، نیز مؤید رفتار تشریح شده‌ی سرمایه‌گذاری در بنگاه‌های تولید است. (نمودار۶) تولید مسکن پس از بروز یک انحراف معیار افزایش در درامدهای نفتی افزایش مثبت و شدید یافته و سپس، با گذشت کمابیش سه فصل مستهلک شده و از بین خواهد رفت. در مقابل واکنش تولید بنگاه‌های دیگر کالاها و خدمات در مقابل یک انحراف معیار در درامدهای نفتی، کاهش منفی و سپس، افزایش یافته و پس از کمابیش یک سال مستهلک می‌شود.



نمودار٦- شبیه سازی اثر شوک نفتی بر تولید بنگاه‌ها

۵ـ۳ـ۳ـ اثر شوک‌های نفتی بر نیروی کار شاغل در انواع بنگاه‌ها

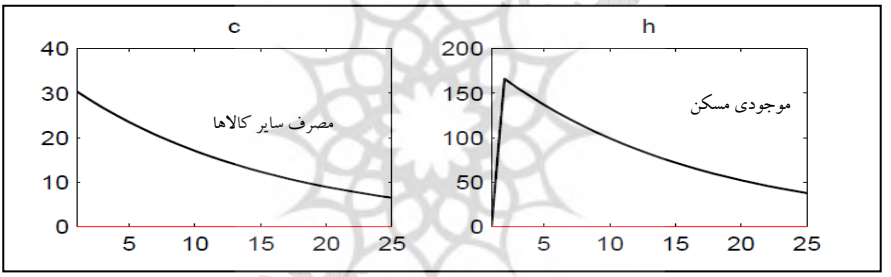
نتایج شبیه‌سازی شده‌ی اشتغال (نمودار۷) نیز نشان‌دهنده‌ی واکنش زودگذر نیروی کار در مقابل بروز یک انحراف معیار افزایش درامدهای نفتی در هر دسته از بنگاه‌ها است. رفتار نیروی کار در این وضعیت در بنگاه‌های تولید مسکن مبین افزایش تمایل به کار و در بنگاه‌های تولید مسکن و کاهش تمایل به کار در بنگاه‌های تولید کالاها (غیر مسکن) است.



نمودار۷- شبیه سازی اثر شوک نفتی بر نیروی کار شاغل در بنگاه‌ها

۵ـ۳ـ٤ـ اثر شوک‌های نفتی بر موجودی مسکن و مصرف کالاها و خدمات غیر از مسکن

نتایج شبیه‌سازی اثر تغییر در یک انحراف معیار درامدهای نفتی بر موجودی مسکن و مصرف، نمودار(۸)، نشان‌دهنده‌ی واکنش مثبت و افزایشی در هر دو متغیر فوق است. تغییر در این دو متغیر به‌نسبت ماندگار است.



نمودار۸- شبیه سازی اثر شوک نفتی بر موجودی مسکن و مصرف کالاها و خدمات غیر از مسکن

۵-٤- بررسی و ارزیابی درستی نتایج مدل

بررسی و ارزیابی میزان موفقیت مدل تجربی درباره‌ی تطابق با واقعیت، در مطالعات مبتنی بر تعادل عمومی تصادفی پویا، با بررسی میزان سازگاری و نزدیکی گشتاورهای حاصل از شبیه‌سازی متغیرهای مدل طراحی شده با گشتاورهای متغیرها در دنیای واقعی صورت می‌پذیرد. گشتاورهای مورد توجه به‌طور عمده شامل میانگین و انحراف معیار متغیرهای اصلی مدل شامل تولید، سرمایه‌گذاری و قیمت است. تطابق جهت و میزان ضریب همبستگی بین سری‌های زمانی متغیرها نیز می‌تواند مؤید هم حرکتی‌های مشابه بین متغیرهای شبیه‌سازی شده در مدل و دنیای واقعی و تأیید دوباره بر درستی نتایج مدل تجربی باشد.

از آنجا که هدف این مطالعه بررسی آثار شوک نفتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن بوده است، تطابق گشتاورهای متغیرهای بخش مسکن با دنیای واقعی اهمیت دارد.

با توجه به این امر که متغیرها در مدل تجربی تعادل عمومی تصادفی پویا، ابتدا پایا شده و سپس، مقادیر تعادلی آن‌ها در سیستم محاسبه و شبیه‌سازی شده است؛ بنابراین، ضروری است به منظور مقایسه‌ی گشتاورهای تولید شده‌ی مدل و دنیای واقعی، ابتدا متغیرها پایا شده و سپس، مقادیر تعادلی پایدار آن‌ها به‌دست آورده شود و پس از روندزدایی از متغیرها، گشتاورهای مورد نظر مقایسه شود.

نتایج این مقایسه که در پیوست شماره‌ی (۲) گزارش شده است، حاکی از موفقیت نسبی در شبیه‌سازی رفتار متغیرهای بخش مسکن در دنیای واقعی است. همان‌طور که از جدول مشخص است، اختلاف میان مقادیر انحراف معیار متغیرهای مهم مدل در دنیای واقعی و آنچه که در مدل شبیه‌سازی شده است، در برخی از موارد بسیار کوچک و در مورد دیگر متغیرها پذیرفتنی است. میانگین و مقادیر تعادلی پایدار متغیرها در مدل شبیه‌سازی شده کمابیش مشابه گشتاورها و مقادیر حاصل از داده‌های دنیای واقعی است. ضرایب همبستگی برای بیشتر متغیرهای مدل نیز از نظر جهت همبستگی، که مبین هم حرکتی میان متغیرها است، سازگاری وجود دارد.

٦ـ جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی

مدل طراحی شده در قالب تعادل عمومی تصادفی پویا برای اقتصاد ایران، به منظور بررسی آثار شوک‌های حقیقی نفتی بر رفتار بخش خصوصی در سرمایه‌گذاری مسکن و تولید واحدهای مسکونی جدید، مؤید واکنش سریع ولی زودگذر سرمایه‌گذاری در هر دو بخش تولیدی، تغییر در نحوه‌ی توزیع نیروی کار، تغییر در توزیع میزان موجودی سرمایه و بنابراین، میزان تولید در بخش‌های تفکیک شده در مدل است.

با توجه به فرض اولیه‌ی مطالعه مبنی بر مبادله‌ی منابع حاصل از صادرات نفت با واردات کالاهای غیر مسکن، بروز یک تکانه‌ی مثبت در نفت صادراتی، واردات کالاهای مصرفی را افزایش می‌دهد. از آن‌جا که مسکن کالای غیر تجاری بوده و واردات آن امکان‌پذیر نیست؛ بنابراین کالاهای غیر مسکن در قیاس با مسکن افزایش یافته و برنامه‌ریز مرکزی ملزم به تغییر تخصیص منابع به گونه‌ای می‌شود که تولید داخلی کالاهای غیر مسکن کاهش و تولید مسکن افزایش یابد.

در واقع، به‌واسطه‌ی تغییر در نسبت مطلوبیت نهایی مسکن و کالاهای غیر مسکن، تخصیص منابع به‌وسیله‌ی برنامه‌ریز مرکزی به‌گونه‌ای صورت می‌گیرد که تولید مسکن افزایش و تولید دیگر کالاها کاهش یابد. پیامد این امر، افزایش تمایل به استخدام سرمایه و نیروی کار در بخش تولید مسکن و کاهش استخدام این عوامل در بنگاه‌های تولید کالای غیر مسکن است.

نتایج شبیه‌سازی شده‌ی آثار شوک‌های نفتی بر متغیرهای مدل، مؤید ایجاد نوسان در رفتار همه‌ی متغیرهای مدل، اعم از مصرف کالای غیر مسکن، ذخیره‌ی مسکن، ذخیره‌ی سرمایه، سرمایه‌گذاری و تولید مسکن، سرمایه‌گذاری و تولید کالاهای غیر مسکن، میزان اشتغال در بخش مسکن و غیر مسکن، به‌واسطه‌ی بروز یک

شوک نفتی، است. این نتایج بر بروز پدیده‌ی موسوم به بیماری هلندی در اقتصاد کشور دلالت داشته اما، نکته قابل توجه زود گذر بودن نوسان‌های رفتار متغیرها پس از بروز تکانه‌های نفتی مثبت است. بازگشت حرکت اغلب متغیرهای مطالعه به روند باثبات خود در دوره‌ی زمانی کمابیش ۴ فصل، به روشنی در نتایج شبیه‌سازی شده مشخص می‌باشد.

گفتنی است که در ادبیات نظری مربوط به بیماری هلندی، بروز یک شوک نفتی مثبت را کاهش قیمت کالاهای قابل مبادله و افزایش قیمت کالاهای غیر قابل مبادله، واردات کالاهای قابل مبادله را افزایش داده است، بنابراین، کاهش تمایل به سرمایه‌گذاری و تولید کالاها و در مقابل افزایش قیمت و تمایل بیشتر به سرمایه‌گذاری و تولید کالاهای غیر قابل مبادله می‌شود. در مدل طراحی شده در این مطالعه به دلیل وجود برنامه‌ریز مرکزی به عنوان تنظیم‌کننده‌ی بازار به جای مکانیزم قیمت‌ها، تخصیص دوباره‌ی منابع در اثر بروز شوک نفتی به واسطه‌ی تغییر در مطلوبیت نهایی کالاهای قابل مبادله و غیر قابل مبادله و تغییر در نسبت تولید نهایی آن‌ها، به‌وسیله‌ی برنامه‌ریز مرکزی صورت می‌گیرد.

نکته‌ی مهم آن است که در کوتاه‌مدت، حادث شدن یک شوک نفتی مثبت، به ایجاد عدم تعادل در بخش‌های اقتصادی و برهم زدن تخصیص منابع منجر می‌شود. بنابراین، سیاست‌گذاری مناسب درباره‌ی ممانعت از بروز آثار نامطلوب فوق، به‌ویژه در کوتاه‌مدت، به منظور تداوم حرکت با ثبات متغیرهای اقتصادی طی زمان ضروری است.

با توجه به آن‌که نوسان‌های به‌وجود آمده در رفتار متغیرهای اقتصادی به علت افزایش واردات کالاهای تجاری در سیستم برنامه‌ریزی متمرکز، ناشی از بروز شوک واقعی نفت بوده است، به‌طور کامل قابل تسری به عملکرد سیستم اقتصاد بازاری است. بنابراین، به منظور جلوگیری از پیامدهای نامطلوب یاد شده، مدیریت واردات کالاهای تجاری پس از بروز شوک نفتی مثبت در سیاست‌گذاری اقتصادی پیشنهاد می‌شود.

از آن‌جا که هدف از این مطالعه، بررسی تأثیر یک شوک واقعی (شوک های نفتی) بر سرمایه‌گذاری مسکونی است؛ بنابراین، تصمیم‌گیری درباره‌ی ساختار مدل در این مقاله، با توجه به شوک‌های واقعی و سادگی مدل‌سازی، بر مبنای مدل‌سازی ادوار تجاری حقیقی(RBC) و انعطاف پذیری قیمت‌ها بوده است. لیکن، بدیهی است چنانچه ساختار مدل را تغییر داده و مطالعه را بر مبنای فروض نیوکینزی بنا کنیم، غیر رقابتی بودن بازارها و چسبندگی قیمت‌ها سبب خواهد شد که تحولات پولی که در پی شوک‌های نفتی کاملاً محتمل هستند، منشا آثار واقعی نیز باشند. بر این اساس، مطالعه‌ای دیگر می‌تواند با وارد کردن فروض نیوکینزی، مشتمل بر بازارهای رقابت انحصاری و چسبندگی قیمت‌ها، قدم بعدی را در این زمینه پژوهشی بردارد.

منابع و مآخذ

بلانچارد، اولیور جین و استنلی فیشر (۱۳۷۶). درس‌هایی در اقتصاد کلان. مترجمان: ختایی، محمود و محمدی، تیمور ، انتشارات سازمان برنامه و بودجه.

بهرامی، جاوید (۱۳۷۷). انتخاب نظام ارزی مناسب برای اقتصاد ایران با توجه به شوک‌های نفتی وارد بر آن، رساله دکتری، دانشگاه تهران.

خلیلی عراقی، منصور و سوری، علی (۱۳۸۷)، تبیین روابط متقابل متغیرهای بخش مسکن و سایر بخش‌های اقتصادی، وزارت مسکن و شهرسازی.

خلیلی عراقی، سید منصور و رحمانی، تیمور (۱۳۸۰)، بررسی و تحلیل سیکل‌های بازار مسکن. سازمان ملی زمین و مسکن، معاونت برنامه‌ریزی و مسکن.

خیابانی، ناصر (۱۳۸۲)، عوامل تعیین کننده‌ی قیمت مسکن در ایران فصلنامه‌ی اقتصاد مسکن شماره‌ی ۳۴.

یزدانی بروجنی، فردین؛ فرهادی پور، محمدرضا و حیدری، یاشار (۱۳۸۷)، بررسی نوسانات ادواری بخش مسکن و تاثیرات متقابل بین متغیرهای اقتصاد کلان و بخش مسکن و تأثیر آن بر صنعت ساختمان مرکز، تحقیقات ساختمان و مسکن شماره‌ی ۲۲.

Anderson. G., (1997), A reliable computationally efficient algorithm for imposing the saddle point property in dynamic models, unpublished Manuscript, Board of Governors of the Federal Reserve's System.

Binder. M and Pesaran. H. M. (1995), Multivariate rational expectations models and macroeconomic modeling: a review and some new results, In M. H. Pesaran and M. Wickens (Eds) Handbook of Applied Econometrics: Macroeconomics. (Basil Blackwell, Oxford).

Blanchard. Olivier Jean and Kahn. C, (1980). The solution of linear difference models under rational expectations, Econometrica 48, 1305- 1311.

Blanchard, Olivier Jean and Fischer, Stanley, (1989), Lectures on Macroeconomics, Cambridge Massachusetts and London, England, MIT Press.

Bugarin. M. N. Sataka & Muinhos. M .Kfoury & Silva. J. R. Costa& Silva Aroujo.M.Gloria.(2005),The Effect of Adverse Oil Price Shocks On Monetary Policy And Output Using a Dynamic Small Open Economy General Equilibrium Model With Staggered Price For Brazil, Central Bank of Chile, Working Papers N 348.

Dib. Ali (2001), An Estimated Canadian DSGE Model with Nominal and Real Rigidities, Bank of Canada, Working Paper, 2001-26

Gilchrist and Leahy (2002). Monetary policy and asset prices, Journal of Monetary Economics 49, 75-97.

Gilchrist, S, and Saito, M, (2006). Expectations, asset prices, and monetary policy: the role of learning. NBER working paper 12442.

Huang، Haifang. (2008)، Essays in Housing and Macro economy، PHD Thesis، The University of British Colombia

Iacoviello, Matteo. (2005). House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle, (2005), American Economic Review, Vol. 95, No. 3 (June), pp. 739-764.

Iacoviello, Matteo.Neri, Stefano. (2007). The Role of Housing Collateral in an Estimated Two–Sector Model of the U.S.Economy, Boston College, working paper, N.412.

Ireland, P, (2004). Money's role in the monetary business cycle , Journal of Money, Credit, and Banking 36, 969-983.

King, R. G. and Watson, M. W. (1998). The solution of singular linear difference systems under rational expectations, International Economic Review, 39, 1015-1026.

Klien, P. (2000).Using Generalized Schur Form to Solve a Multivariate Linear Epectations Model, Journal of EconomicDynamics and Control. N.24, 1405-1423.

Kydland, F.and Prescott, E.C. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations, Econometrica. N.50, 1345-1370.

Lucas, R.E, Jr. (1972). Expectations and the Neutrality of Money, Journal of Economic Theory 4, 103-124.

Lucas, R.E, Jr. (1976), Econometric Policy Evaluation: A Critique, Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy (Amsterdam, North-Holland).

Moyen S. and Sahuc, J. G. (2005). Incorporating labor market frictions into an optimizing-based monetary policy model, Economic Modeling, 22, 159-186.

Neri Stefano and Matteo M.Iacoviello، (2008) Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model، January 2008، Social Science Electronic Publishing.

Ólafsson. T Thorvardur . (2006). The New Keynesian Phillips Curve: In Search of Improvements and Adaptation to the Open Economy , Central Bank of Iceland, (http://www.sedlabanki.is).

Plosser, C. I, (1998), Understanding Real Business Cycles, Journal of Economic Perspectives, Vol. 3, No 3, 51-77.

Robert B. Barsky, Christopher L. House and Miles S. Kimball. (2007). House, Christopher and Kimball, Miles Sticky Price Models and Durable Goods, American Economic Review, Vol. 97, No. 3.

Rochelle M. Edge, Michael T. Kiley, and Jean-Philippe Laforte. (2008), The Sources of Fluctuations in Residential Investment: A View from a Policy-Oriented DSGE Model of the U.S. Economy, 14th International Conference on Computing in Economics and Finance, University of Finance, Paris.

Romer, David. (2006). Advanced Macroeconomics, McGraw-Hill, 3rd Ed, Chapter 4, page 215.

Schorfheide, F. (2005).Learning and monetary policy shifts, Review of Economic Dynamics 8, 392-419.

Sims, A.C. (1996). Solving linear rational expectations models", Seminar paper, (http://www.ecom.yale.edu).

Uhlig, H. (1999)."A toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily In Computational Methods for the Study of Dynamic Economies", Oxford University Press.

پیوست‌شماره ۱:

۱. سیستم معادلات تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)ی طراحی شده در مدل

پس از پایا نمودن متغیرها سیستم با استفاده از رابطه زیر متغیرها بر حسب نرخ رشد بهره‌وری نیروی کار(η) پایا می‌شوند. شایان ذکر است که سایر متغیرها از جمله l_t, AH_t, A_t پایا می‌باشند.

$$\tilde{c}_t = \frac{C_t}{\eta^t}, k\tilde{h} = \frac{KH}{\eta^t}, k\tilde{y} = \frac{KY}{\eta^t}, \tilde{h}_t = \frac{H_t}{\eta^t}, y\tilde{d}_t = \frac{YD_t}{\eta^t}, y\tilde{h} = \frac{YH}{\eta^t} i\tilde{h}_t = \frac{IH_t}{\eta^t}, i\tilde{y}_t = \frac{IY_t}{\eta^t}$$

سیستم معادلات پایای مدل عبارتند از:

$$\gamma l\tilde{y}_t\tilde{c} = (1-\alpha)y\tilde{d};$$

$$(\frac{\gamma\tilde{h}}{(1-\alpha)y\tilde{h}} = \frac{\beta b}{\eta\tilde{h}} + \frac{\beta\gamma(1-\sigma_h)l\tilde{h}}{(1-\alpha h)\eta y\tilde{h}};$$

$$\frac{\beta(1-\sigma)}{\eta} + \frac{\beta\alpha\, y\tilde{d}}{\eta k\tilde{y}} = 1$$

$$\frac{1}{\tilde{c}} = \frac{\beta(1-\sigma)}{\eta\tilde{c}} + \frac{\beta\alpha\, h\gamma l\tilde{h}}{\eta(1-\alpha h)k\tilde{h}}$$

$$(\eta - 1 + \sigma)k\tilde{h} = i\tilde{h}_t;$$

$$(\eta - 1 + \sigma)k\tilde{y} = i\tilde{y}_t;$$

$$y\tilde{h}_t = Ah_t(l\tilde{h}_t)^{1-\alpha h}(k\tilde{h}_t)^{\alpha h}$$

$$y\tilde{d}_t = A_t(l\tilde{y}_t)^{1-\alpha}(k\tilde{y}_t)^{\alpha}$$

$$\ln(\tilde{y}_{oil}) = (1-\rho_o)\ln(\hat{y}_{oil}) + \rho_o \ln(\hat{y}_{oil}) + e_o$$

$$\tilde{c} + i\tilde{h} + i\tilde{y} = y\tilde{d} + \tilde{y}_{oil}$$

$$(\eta - 1 + \sigma_h)\tilde{h} = y\tilde{h}$$

$$\ln a = (1-\rho_a)\hat{a} + \rho_a \ln(\tilde{a}) + e_a;$$

پیوست شماره ۲:

مقایسه گشتاورهای متغیرهای بخش مسکن، حاصل از مدل با گشتاورهای داده‌های دنیای واقعی

متغیرها		ذخیره مسکن[1]	سرمایه‌گذاری مسکونی	تولید مسکن	نیروی کار شاغل در بخش مسکن	موجودی سرمایه در بخش مسکن
انحراف معیار	مقدار مشاهده شده در داده‌های واقعی	۴۳۶۷	۲۰۱	۲۵۱	۴۱	۶۸۳
	مقدار مشاهده شده در مدل	۲۲۲۳	۲۵۴	۲۲۳	۳۰	۱۳۷۴
میانگین	مقدار مشاهده شده در داده‌های واقعی	۳۶۴۳۴۵	۱۱۴۶	۵۶۶۳	۷۵۳	۴۰۲۵۸
	مقدار مشاهده شده در مدل	۳۶۳۱۰۵	۱۱۳۴	۵۷۲۸	۷۶۳	۴۰۷۴۹
ضریب همبستگی متغیرها با درآمدهای نفتی	مقدار مشاهده شده در داده‌های واقعی	۰.۰۲۶	۳,۳۲۵۶۹۴۴۴۴	۵,۸۷۹۱۶۶۶۶۷	۵,۶۳۶۸۰۵۵۵۶	۵,۸۷۹۱۶۶۶۶۷
	مقدار مشاهده شده در مدل	۱,۶۹۱۶۶۶۶۶۷	۱,۶۸۶۱۱۱۱۱۱	۰,۸۷۶۳۸۸۸۸۹	۰,۶۳۸۱۹۴۴۴۴	۱,۱۲۳۶۱۱۱۱۱
مقدار تعادل پایدار	مقدار مشاهده شده در داده‌های واقعی	۳۶۴۳۲۳	۱۱۲۶	۵۶۴۷	۷۵۱	۴۰۲۱۶
	مقدار مشاهده شده در مدل	۳۶۴۳۲۳	۱۱۲۶	۵۶۴۷	۷۵۱	۴۰۲۱۶

۱ـ موجودی سرمایه در بخش مسکن نیز با استفاده از روش نمایی و بر مبنای داده‌های مربوط به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های مسکونی شهری که توسط بانک مرکزی گزارش می‌شود، برآورد شده است.