مطالعات اقتصاد، مدیریت مالی و حسابداری

دوره ۳، شماره ۲/۲، تابستان ۱۳۹۶

صفحات ۱۴۵- ۱۲۶

Online ISSN: ٢٤٧٦-٤٤٣٤

Print ISSN: ٢٥٣٨-٢٠٨X

www.irijournals.com

تاثیر شوک های قیمتی نفت و درآمدهای نفتی با تاخیر بر قیمت مسکن در ایران

محمد هاشم موسوی حقیقی[۱]، هادی شیرپور[۲]

[۱] دکتری و عضو هیات علمی مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی فارس

[۲] دانشجوی دکتری اقتصاد نفت و گاز

چکیده

مهم ترین عامل تاثیرگذار خارجی بر بازار مسکن، قیمت نفت می باشد. این عامل از آن جهت مهم است که درآمد اصلی کشور از صادرات نفت به دست می آید. یکی از دلایل اصلی افزایش قیمت مسکن را باید در افزایش درآمدهای نفتی کشور جست وجو کرد. در این مقاله با استفاده از روش‌های هودریک-پرسکات و ARDL تاثیر درآمدهای نفتی با تاخیر و شوک قیمتی نفت بر شاخص قیمت مسکن طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۵۲ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان داد که نرخ ارز، شوک‌های نفتی و نرخ سود بانکی تاثیر منفی بر قیمت مسکن دارند. درآمدهای با تاخیر نفتی، نقدینگی و مخارج دولت تاثیر مثبت و معنی‌داری بر قیمت مسکن داشته‌اند. روند فعلی قیمت نفت احتمال کاهش درآمدهای نفتی کشور را می دهد. همچنین کاهش قیمت نفت با تاخیری یک ساله در قیمت مسکن منعکس می شود. پس باید در سال آینده احتمالا شاهد رکود بیشتر در مسکن باشیم.

واژه‌های کلیدی: قیمت مسکن، قیمت نفت، نقدینگی، ARDL، درآمدهای با تاخیر نفتی.

۱- مقدمه

در بعد اقتصاد کلان مسکن دارای اهمیت ویژه‌ای می‌باشد. قیمت مسکن نه تنها از شرایط عمومی اقتصاد تاثیر می‌پذیرد بلکه معمولاً دارای اثرات اساسی روی متغیرهای اقتصاد کلان می‌باشد (کیلنس و همکاران[۱]، ۲۰۱۷). نوسانات قیمت مسکن می‌تواند اثرات قابل توجهی بر اقتصاد کشورها بر جای بگذارند. گرین‌وود و هرکویتز[۲] در سال ۱۹۹۱ دریافتند که ارزش کل دارایی‌های مسکونی بیش از *سرمایه* تجاری بوده و به طور معمول، ارزش سرمایه‌گذاری صورت گرفته در بخش مسکن بیش از بخش تجاری است؛ بنابراین تلقی مسکن به عنوان یک کالای مصرفی بسیار ساده انگارانه خواهد بود (یاکوویلو و نری[۳]، ۲۰۱۰). اثر ثروت[۴] مسکن روی مصرف قابل توجه است و کاهش در قیمت مسکن منجر به کاهش مصرف خواهد شد. علاوه بر این تغییراتی که در بازار مسکن ایجاد می‌شود نقش بسیار مهمی در چرخه‌های تجاری ایفا می‌کند (آنگلو و همکاران[۵]، ۲۰۱۷). نه فقط به دلیل اینکه سرمایه‌گذاری در مسکن جزیی از تقاضاست بلکه دارای نوسانات و تغییرات زیادی می‌باشد (برنانکه و گرتلر[۶]، ۱۹۹۵) بلکه بدلیل اینکه تغییرات در قیمت مسکن دارای اثر ثروت مهمی روی مصرف و سرمایه‌گذاری است (تاپل و روزن[۷]، ۱۹۸۸). تجربه نشان داده است سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات یکی از مناسب‌ترین گزینه‌ها در پیش روی خانوارها است؛ زیرا ترکیب ریسک و بازدهی مسکن طی سال های اخیر در دوره میان مدت و بلند مدت نسبت به سایر دارایی‌ها مسکن را به عنوان بهترین دارایی معرفی می‌کند (گائو و همکاران[۸]، ۲۰۱۴).

مسکن در ایران از جنبه دیگری دارای اهمیت است. جذابیت و اهمیت مسکن در ایران به عنوان گزینه‌ای برای سرمایه‌گذاری قابل چشم‌پوشی نیست. در سال‌های قبل از ۱۳۸۸، تزریق حجم بالایی نقدینگی به اقتصاد کشور، در غیاب عملکرد مناسب بازار سرمایه و رشد اقتصادی پایین، سبب هدایت منابع مالی به بخش مسکن و شکل گیری روندهای صعودی در قیمت این کالا شد؛ بنابراین علاوه بر جنبه مصرفی مسکن، بعد سرمایه‌ای آن نیز کاملا واضح است (قدوسی و همکاران، ۱۳۸۸). بخش مسکن ایران با دوره‌های رکود و رونق تورمی و افزایش بی‌رویه قیمت‌ها و در نتیجه تبدیل تقاضای موثر به تقاضای موثر غیرموثر مواجه بوده است. تورم ناشی از افزایش شدید نقدینگی که سبب استفاده بیشتر از دلارهای نفتی ظهور می‌کند، شاید در اقلام تجاری، مصرفی و غیره به وسیله واردات باشد؛ اما در کالاهای غیر منقول مانند زمین و مسکن قابل کنترل نیست (عباسی نژاد و یاری، ۱۳۸۸).

تغییر در قیمت های انرژی فعالیت های اقتصادی را به دو طریق تحت تأثیر قرار می دهد. اول از طریق اثر بر تقاضای کل که این تغییرات در کوتاه مدت به وجود می آیند. واژه تقاضا از این جهت بکار برده شده است که ظرفیت عرضه یک اقتصاد (فراوانی سرمایه، نیروی کار و مواد اولیه و نیز بهره وری هر یک از آن‌ها) در کوتاه مدت تنها به مقدار ناچیزی تغییر می کند؛ بنابراین نوسانات شدید در قیمت انرژی میتواند منجر به بیکاری و کم کاری عوامل تولید به استثنای بخش انرژی گردد (میچیکا[۹]، ۲۰۱۷). با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، هرگونه نوسان بازار نفت می‌تواند متغیرهای کلان اقتصاد ایران را تحت‌تاثیر قرار دهد. به‌دنبال این تغییر، بازارهای دارایی نیز دستخوش تغییر خواهند شد. اینکه تغییرات قیمت نفت به چه میزان روی بخش‌های مختلف اقتصاد اثر خواهد گذاشت، به میزان ارتباط بین بخش‌ها بستگی دارد چراکه اولا بخش مسکن درصد قابل ملاحظه‌ای از تولید ناخالص داخلی را به خود اختصاص می‌دهد و ثانیا مسکن به‌عنوان یک کالای

[1] Killins et al
[2] Greenwood and herkowitz
[3] Iacoviello and Neri
[4] Wealth Effect
[5] Agnello et al
[6] Bernanke and Gertler
[7] Topel and Rosen
[8] Gao et al
[9] Michieka

سرمایه‌ای توانسته است در سال‌های اخیر به‌عنوان سپری مقاوم در برابر نرخ تورم عمل کند و ارزش حقیقی دارایی در قالب مسکن را در طول زمان حفظ کرده و بعضا افزایش دهد (خیابانی[1]، ۲۰۱۵).

تغییرات قیمت نفت به چه میزان روی بخش‌های مختلف اقتصاد اثر خواهد گذاشت نیز امری حائز اهمیت بوده و بسته به میزان ارتباط بین این بخش‌ها و بخش نفت، می‌توان جهت تغییرات و بررسی وجود یک رابطه بین آنها را مورد بررسی قرار داد. از طرفی با افزایش صادرات نفت، با توجه به تاخیر در پرداخت درآمدها نفتی و تحریم‌های اقتصادی، نمی‌توان انتظار رونق سریع و کوتاه‌مدت را در بازار مسکن داشت چرا که اثرات اقتصادی آن، تاخیری خود را در بازار مسکن نشان می‌دهد. در همین رابطه توجه به عوامل سیاسی در سطح بین‌الملل نیز ضروری است. نوسانات ایجاد شده در قیمت مسکن ناشی از تحریم اقتصادی ماندگار و بادوام نیستند. اعمال تحریم‌ها منجر به کاهش و تاخیر در درآمدهای نفتی شده از سوی دیگر موانع ایجاد شده در روابط تجاری کشور با سایر کشورها مستقیما نیز قیمت کالاهایی وارداتی، سرمایه‌ای و مصرفی را افزایش داده است. هردو این عوامل منجر به افزایش سطح قیمت‌های عمومی در داخل کشور و خراب‌تر شدن رابطه مبادله و قوت نرخ ارز در قیاس با ریال شده است. نوسانات قیمت مسکن در برخی از کشورها از جمله ایران طی دو دهه اخیر یکی از چالش‌های اساسی بازار مسکن و اقتصاد کشور بوده است، به طوری که در یک دوره افزایش قابل ملاحظه در قیمت مسکن بوجود آمده و در دوره دیگر کاهش و یا ثبات نسبتاً طولانی و فراگیر بر قیمت مسکن حاکم می‌شود که به تبع آن تحولات قابل ملاحظه‌ای در بخش مسکن و معمولاً در کل اقتصاد پدیدار می‌شود. یکی از مشکلات اساسی سیاست گذاری در بخش مسکن نوسانات قیمت مسکن می-باشد. لذا مقاله حاضر به بررسی تاثیر شوک‌های قیمت نفت و درآمدهای نفتی باتاخیر بر شاخص قیمت مسکن طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۵۲ پرداخته است.

۲-مبانی نظری

بر اساس تئوری های اقتصادی، تغییرات قیمت نفت از طریق مکانیزم های مختلفی بر متغیرهای کلان اقتصادی اثر میگذارد. یکی ازاین مکانیزم ها، مکانیزم انتقال درآمد از کشورهای واردکننده نفت به کشورهای صادرکننده نفت، ناشی از افزایش قیمت نفت، تأکید دارد. در حوزه اقتصاد کلان، درآمدهای بخش نفت یک متغیر برون زا است که مقدار آن توسط عوامل خارج از اقتصاد ملی تعیین می شود، این خصوصیت روند درآمد ملی را دچار نوسان می کند. به دلیل آنکه درآمدهای نفتی بیشتر به صورت ارزی است، افزایش قیمت آن، تراز تجاری را به سرعت مثبت کرده و رابطه مبادله کالاهای قابل تجارت سایر بخش ها را به زیان تولیدات داخلی برهم می زند و نیز در صورت افزایش قیمت نفت، به رغم کوچک بودن سهمش از اشتغال ملی، سهمش در تولید ناخالص ملی می تواند بزرگ شود و در نتیجه توزیع درآمد بین بخشی را نامتعادل کند (پادیلا[2]، ۲۰۰۵).

افزایش قیمت مسکن ناشی از افزایش تقاضا از طریق کانال‌های مختلف بر فعالیت‌های اقتصادی اثر می‌گذارد. کانال اول نظریه توبین-Q است که از این طریق سرمایه‌گذاری مسکن تشویق می‌شود به ویژه وقتی که نسبت قیمت به هزینه مسکن بیشتر از یک باشد، سرمایه‌گذاری در مسکن سودآور خواهد بود. حساسیت عرضه مسکن نوساز نسبت به تغییرات قیمت بستگی به عواملی نظیر؛ درجه رقابتی بودن صنعت ساخت و ساز، قوانین و مقررات ساخت، قوانین و کاربری زمین شهری، وجود نیروی کار ماهر و رفتار مالی واحد مسکونی جدید دارد. کانال دوم: تغییرات قیمت ساختمان موجب تغییر درآمد اجاره در بازار مسکن اجارهای می‌شود. تدوین مقررات در بازار مسکن اجارهای موجب افزایش اجاره‌ها شود. افزایش درآمد اجاره‌ای برای موجران اثر منفی کاهش درآمد از سوی مستأجران را خنثی می‌سازد. با فرض بالاتربودن میل نهایی مصرف درآمد اجاره از سوی موجران، انتظار بر آن است که اثر کلی د رآمد منفی باشد. اندازه اثرگذاری این کانال به ساختار مسکن اجاره‌ای، عملکرد بازار مسکن اجاره‌ای و عکس العمل‌های مختلف افراد بستگی خواهد داشت. کانال سوم: افزایش قیمت مسکن احتمالاً اثر مثبت بر رفتار

[1] Khiabani
[2] Padilla

پس‌انداز خانوارها و برنامه‌ریزی آنها جهت خرید مسکن خواهد داشت که موجب تقویت منابع مالی مؤسسات اعتباری مسکن خواهد شد. میزان و اندازه اثر این کانال تابعی از نسبت پس انداز به ارزش مسکن بستگی خواهد بود. در نظام مقررات زدایی شده و بازار رقابتی تأمین مالی مسکن این نسبت کوچک است. اثر مثبت یا اثر جانشینی از طریق تغییر در اجاره محاسباتی عمل می‌کند. کانال چهارم: تغییرات قیمت از طریق تأثیرگذاری بر روی فعالیت‌های حقیقی عمل می‌کند که با مفهوم ترازنامه یا توازن منابع و مصارف ارتباط پیدا می‌کند به‌گونه‌ای که خانوارها با وثیقه‌گذاری ملک قادر هستند وام بیشتری جهت سرمایه گذاری دریافت نمایند. کانال پنجم اثر ثروت مسکن بر روی مخارج غیرمسکن می‌باشد. افزایش قیمت موجب می‌شود عده‌ای سود و گروه دیگر با زیان مواجه شوند. تحت برخی شرایط اثر ثروت مثبت افرادی که با سود مواجه می‌شوند بر اثر منفی درآمد گروه زیان دیده و خریدار مسکن جدید مسلط می‌شود. به هر حال افزایش قیمت مسکن موجب افزایش ثروت و مخارج غیرمسکن می‌شود. در این زمینه قابلیت نقدشوندگی اندک مسکن مفهوم اساسی و مرکزی خواهد بود. نهایتاً اینکه افزایش قیمت مسکن دارای اثر انتظاری و اثر اعتماد می‌باشد. به هر حال رونق بازار مسکن می‌تواند ناشی از انتظارات خوش‌بینانه نسبت به درآمد آینده آن باشد. از آنجا که مصرف کنونی بستگی به تمایل خانوارها دارد، مصرف‌کنندگان می‌توانند مصرف طول زندگی و مصرف آینده را افزایش دهند (هوانگ و چو[1]، ۲۰۱۲).

قیمت نفت و درآمد های نفت کشور ارتباط بسیار نزدیکی با هم دارند. درآمد نفت حاصل ضرب قیمت و صادارت نفت است. با فرض ثابت بودن مقدار صادارت نفت، درآمد نفت متأثر از قیمت نفت خواهد بود. برای ثابت بودن صادرات نفت لازم است تولید کل و مصرف داخلی ثابت باشد و یا این که افزایش تولید به میزان افزایش مصرف داخلی در نظر گرفته شود. با توجه به مطالبی که از نظر گذشت و فرض ثابت بودن صادرات نفت، افزایش قیمت نفت چند اثر مهم بر قیمت مسکن خواهد داشت؛ نخست اثر گذاری بر قدرت خرید مسکن. از آنجا که درآمد نفت سهم بالایی در دریافتی‌های دولت دارد و همچنین سهم دریافتی ناشی از فروش نفت قابل توجه می باشد، افزایش قیمت نفت موجب افزایش قدرت خرید مسکن می‌شود و کاهش آن تقلیل قدرت خرید مسکن را بدنبال خواهد داشت که خود موجب افزایش و یا کاهش قیمت مسکن خواهد شد. افزایش قیمت نفت در دو مرحله می‌تواند بر قدرت خرید مسکن مؤثر واقع شود (کیلنس و همکاران، ۲۰۱۷).

الف) مرحله تولید و بهره برداری: افزایش قیمت نفت موجب می‌شود کلیه بنگاه‌های فعال در زمینه تولید و بهره‌برداری نفت با افزایش درآمد و سود مواجه شوند لذا قدرت خرید مسکن آن‌ها افزایش خواهد یافت. دوم مرحله خرج درآمدهای نفت. دولت دریافت کننده اصلی درآمد نفت است. این که در مرحله افزایش قیمت نفت درآمد حاصله چگونه توزیع شود و چه اشخاص حقیقی و یا حقوقی دریافت‌کننده اصلی و عمده باشند از اهمیت زیادی برخوردار است و کمیت و کیفیت تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اصولا این سؤال مطرح است که: آیا سطح هزینه‌ها و ترکیب هزینه‌های دولت تحت تأثیر قیمت نفت می‌باشد؟ فرض کنید دولت در صورت افزایش قیمت نفت مازاد درآمد حاصله را سرمایه‌گذاری اختصاص می‌دهد در این صورت اشخاص حقیقی و حقوقی طرف قرارداد با دولت با افزایش درآمد مواجه شده و ممکن است تقاضای مسکن آن‌ها افزایش یابد. تغییری در قیمت مسکن به عوامل متعدد و به ویژه به این عامل وابسته است که افزایش تقاضای مسکن بیشتر انگیزه دارایی و بورس بازی دارد و یا سرپناه؟ و یا این که میزان افزایش تقاضای حاصله چه سهمی از تقاضا را به خود اختصاص می‌دهد و اصولا در چه دوره زمانی اتفاق می افتد؟ از این رو نحوه توزیع درآمد نفت در میان اقشار و گروه‌های اجتماعی اثر تعیین‌کننده خواهد داشت.

ب) اثر نقدینگی: افزایش قیمت نفت موجب افزایش پایه پولی می‌شود و این تجربه‌ای است که درچند دهه اخیر اقتصاد ایران اتفاق افتاده است. اثر نقدینگی بر تقاضا و قیمت مسکن به طور کلی گسترده‌تر از کانال اول است به ویژه زمانی که افزایش درآمد نفت صرف اعتباراتی می‌شود که گروه‌های کمتری از اقشار اجتماعی از مواهب آن برخوردار می‌شوند.

[1] Huang & Chao

ج) اثر بیماری هلندی: سومین کانال اثر گذاری قیمت نفت بر قیمت مسکن بشمار می‌رود. در اقتصادهای مثل ایران که منبع طبیعی مثل نفت نقش مهمی در اقتصاد ایفاء می‌کند، افزایش قیمت نفت موجب افزایش ارزش پول ملی می‌شود و در این صورت صادرات کاهش و واردات افزایش می‌یابد و در نتیجه قیمت کالاهای قابل تجارت کاهش و قیمت کالاهای غیر قابل تجارت از جمله مستغلات و مسکن، افزایش خواهد یافت.

د) از طریق هزینه ساخت بر قیمت مسکن مؤثر است. افزایش درآمدهای نفت از طریق واردات مواد اولیه، مصالح ساختمانی و فناوری تولید می‌تواند کاهش هزینه تولید و در نتیجه کاهش قیمت مسکن را بدنبال داشته باشد. البته اثر مذکور در بازار مسکن گاهی به صورت مبهم ظاهر می‌شود. چنان‌چه افزایش قیمت نفت موجب افزایش مواد و مصالح ساختمانی وارداتی شود افزایش هزینه تولید را بدنبال دارد. به طور کلی سهم نهاده‌های وارداتی از کل هزینه تولید مسکن اندک است.

در شرایط رشد سریع عرضه ی پول، خانوارها به علت کاهش ارزش پول مایل به نگهداری پول نقد نخواهند بود و یکی از راه-های تبدیل پول نقد به دارایی، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن است. در شرایط تورمی خانوارها سعی می‌کنند که دارایی‌های نقدی خود را به دارایی‌های فیزیکی از جمله مسکن تبدیل کنند تا از کاهش ارزش پول ناشی از تورم مصون بمانند. با این وجود، باز هم ممکن است که خانوارها به انواع دیگر سرمایه‌های فیزیکی غیر از مسکن مانند سکه روی آورند. خانوارها در تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری به نرخ بازدهی نسبی سرمایه در بازارهای مختلف دارایی توجه می‌کنند. یکی از این بازارهای جانشین که سرمایه‌گذاری در آن می‌تواند برای خانوارها جذاب باشد، بازار سهام است که می‌تواند خانوارها را از اثرات منفی کاهش ارزش پول مصون بدارد. با این توضیحات به نظر می‌رسد که شاخص قیمت سهام، به عنوان نماینده‌ی وضعیت بازار سهام می‌تواند عامل توضیح دهنده‌ی نوسانات قیمت مسکن باشد (چن و پاتل[1]، ۱۹۹۸). از دیدگاه نظری رشد عرضه پول و حجم نقدینگی ضمن افزایش شاخص قیمت ها باعث افزایش قیمت مسکن به عنوان بخشی از سبد کالای مصرف کننده می شود. هنگام وجود تورم نیز می توان مطمئن بود که متوسط شاخص قیمت مصالح و خدمات ساختمانی نیز افزایش یافته است و این به افزایش قیمت نهایی مسکن منجر می‌شود. مهمترین عوامل ایجادکننده حباب مسکن استمرار نرخ‌های بسیار پایین بهره برای مدت طولانی، رشد" وام‌های رهنی پر خطر" به علت تسهیلات بیش از حد در اعطای این وام‌ها و ایجاد فضای سفته بازی در بازار مسکن است. وجود حباب را می‌توان با نقدینگی بالا در سیستم مالی هم مرتبط دانست. بنابراین، بسیاری از تحلیل‌گران بر این باورند که کنترل قیمت مسکن ضروری است و به واسطه سیاست پولی مؤثر شرایط رونق اقتصادی در کشورهای صنعتی به وجود می‌آید. سیاست پولی به سیاست‌هایی گفته می‌شود که توسط بانک مرکزی با استفاده از ابزارها ی کنتر ل کیفی مانند نر خ تنزیل مجدد، عملیات بازار باز و ذخایر قانونی و ابزارهای کنترل کیفی مانند سهمیه‌بندی و تخصیص اعتبارات بین بخش‌های اقتصادی برای کنترل نقدینگی اعمال می‌شود. سیاست پولی تلاش می‌کند از طریق تغییر و کنترل حجم پول و تغییر در سطح و ساختار نرخ بهره و یا سایر شرایط اعطای اعتبار و تسهیلات مالی به اهداف اقتصادی مورد نظر برسد (آدالید و دتکن[2]، ۲۰۰۷).

ارتباط تورم و بخش مسکن به عنوان یکی از موضوع‌های بسیار مهم است؛ چرا که نوسانات بخش مسکن نه تنها محیط اقتصادی را متاثر می‌سازند، بلکه ثبات سیستم مالی را هم تحت تاثیر قرار می‌دهد. در سال‌های اخیر، بازار مسکن همواره با نوسانات سوداگرانه مواجه بوده است و همین موضوع اهمیت نظارت، سیاست‌گذاری و کنترل بازار مسکن را مضاعف می‌سازد. رشد مستمر و شتابان قیمت و اجاره مسکن در اقتصاد ایران از سال‌های اولیه دهه پنجاه، همراه با افزایش چشمگیر درآمدهای نفتی کشور آغاز شده و در سال‌های اخیر تشدید شده و به یکی از حادترین مشکلات اقتصادی و اجتماعی ایران تبدیل شده است. افزایش درآمدهای نفت و عدم قابلیت جذب اقتصادی، محدود بودن فرصت‌های سرمایه‌گذاری رقیب از منظر میزان بازدهی و درجه ریسک، به جذابیت سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و سوداگری در این بخش افزوده که خود اثرات گسترده

[1] Chen and Patel

[2] Adalid and Detken

درون بخشی و برون بخشی به دنبال داشته است. پیامدهای درون بخشی شامل دامنه وسیعی از مشکلات به‌ویژه تامین مسکن اقشار کم درآمد و جوانان می‌شود. علاوه‌بر آن، پیامدهای برون‌بخشی جهش و نوسانات بخش مسکن مواردی مثل: ایجاد فشارهای تورمی، جذابیت اندک سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌های اقتصادی است که خود اثرات مخرب اجتماعی و فرهنگی را در بر داشته است (آکویون و همکاران[1]، ۲۰۱۳).

۳- پیشینه تحقیق

مطالعات بسیاری در زمینه عوامل مؤثر بر قیمت مسکن در سطح داخلی و خارجی انجام شده است و در این مطالعات هرکدام از آن‌ها به نتایج مختلفی رسیده‌اند که بعضاً مشابه و در برخی موارد نتایج مطالعات باهم دیگر سازگار نبوده‌اند و کمتر به عوامل کلان اقتصادی مانند شوک‌های قیمتی نفت و درآمدهای نفتی با تاخیر توجه داشته‌اند و طبق بررسی‌های انجام شده همه پژوهش‌های موجود در داخل به بررسی تاثیر متغیرهایی مانند نقدینگی و سیاست پولی بر قیمت مسکن و جباب قیمتی مسکن پرداخته‌اند. لذا مطالعه حاضر در پی بررسی تأثیر همزمان شوک‌های قیمتی نفت و درآمدهای با تاخیر نفتی بر قیمت مسکن در ایران می‌باشد. در ادامه مهم‌ترین پژوهش‌های داخلی و خارجی نزدیک به مطالعه حاضر آورده شده است:

۳-۱- مطالعات خارجی

کیلنس و همکاران (۲۰۱۷) در مقاله‌ای با استفاده از روش SVAR به بررسی تاثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایالت-های کانادا طی دوره ۲۰۰۹-۲۰۰۷ پرداخته‌اند. نتایج بیانگر واکنش متفاوت قیمت مسکن ایالت‌های مختلف به تغییرات قیمت نفت است. نرخ بهره، نرخ ارز، حجم نقدینگی و شوک‌های نفتی تاثیر معنی‌داری بر قیمت مسکن دارد.

آنتوناکاکیس و همکاران[2] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای با استفاده از روش پانل دیتا به بررسی ارتباط بازار مسکن قیمت نفت در ایالت-های آمریکا و طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۸۵۹ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که رشد اقتصادی، تورم، تغییرات قیمت نفت، قیمت طلا و نرخ بهره تاثیر معنی‌داری بر قیمت مسکن داشته‌اند.

اگنلو و شوکنکت[3] (۲۰۱۱)، در مطالعه‌ای به بررسی ویژگی‌ها و عوامل تعیین کننده حباب قیمت مسکن و فروپاشی حباب قیمت در ۱۸ کشور صنعتی و برای دوره ۲۰۰۷-۱۹۸۰ پرداخته‌اند از منظر تاریخی آنها دریافته‌اند که حباب‌های قیمت مسکن طی چهار دهه تا سال۲۰۱۱، جزء طولانی‌ترین حباب‌ها قرار دارند. تخمین مدل نشان داده است که اعتبارات و نرخ‌های بهره تأثیر معناداری بر احتمال ایجاد حباب و فروپاشی حباب دارد. علاوه بر این، نقدینگی بین‌المللی نیز نقش مهمی در وقوع حباب قیمت مسکن دارد

لیل هفان[4] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای ارتباط قیمت نفت، قیمت مسکن و تراز تجاری را در آمریکا و کانادا بررسی می‌کند. در این بررسی از روش VAR و با استفاده از داده‌های ماهانه سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۸۵ استفاده کرده است. در مدل مورد استفاده در این مطالعه تراز تجاری واقعی تابع نرخ ارز واقعی، قیمت نفت واقعی، قیمت مسکن واقعی و تولید ناخالص داخلی واقعی می-باشد. نتایج نشان داد که تمامی متغیرها اثرات معنی‌داری بر تراز تجاری واقعی آمریکا و کانادا در بلندمدت دارند. تغییر نرخ ارز به تراز سود آمریکا کمک می‌کند. همچنین تورم حباب قیمت مسکن به بهبود کسری تجاری آمریکا در بلندمدت کمک نمی-کند.

[1] Akkoyun et al
[2] Antonakakis et al
[3] Agnello and Schuknecht
[4] Leelhaphan

وارگاس سیلو[1] (۲۰۰۸)، در مطالعه خود به بررسی رابطه بین سیاست پولی و بازار مسکن ایالت متحده آمریکا با استفاده از روش VAR پرداخته است. نتایج وی نشان می‌دهد که سیاست پولی انقباضی یک اثر منفی بر متغیرهای شروع ساخت و ساز مسکن و سرمایه گذاری مسکونی دارد و با گسترده‌تر شدن افق زمانی محدودیت‌ها، شوک سیاست پولی برای دوره‌های بلندتری اثرگذار خواهد بود.

دل‌نگرو و اوترک[2] (۲۰۰۷)، میزان تاثیر سیاست پولی انبسلطی بر افزایش قیمت‌های مسکن را با استفاده از مدل VAR طی دوره ۲۰۰۵- ۱۹۸۶ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که اثر شوک‌های سیاست پولی روی قیمت مسکن در قبال حجم نوسانات اخیر، کم و ناچیز بوده است.

پادیلا (۲۰۰۵) در مطالعه ای اثرات قیمت نفت، اشتغال، نرخ ارز و نرخ بهره را بر قیمت و اجاره مسکن در کانادا بررسی کرده است. همچنین زمان وقفه بین این متغیرها را تعیین می‌کند. دوره مورد مطالعه سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۷۸ بوده و به روش OLS این بررسی انجام شده است. نتایج حاکی از آنست که قیمت نفت واقعی، نرخ ارز، اشتغال و نرخ بهره بیش از ۹۸ درصد تغییرات در قیمت مسکن را توضیح می‌دهند. قیمت نفت با ۷ وقفه فصلی بر قیمت و اجاره مسکن اثر مثبت می‌گذارد. نرخ ارز با ۴ وقفه فصلی بر قیمت و اجاره مسکن اثر مستقیم و منفی و معنی‌داری دارد. اشتغال نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر قیمت و اجاره مسکن دارد. نرخ بهره با ۱۰ وقفه فصلی بر قیمت مسکن اثر منفی و معنی‌داری دارد اما بر اجاره مسکن اثری ندارد.

کنی[3] (۲۰۰۰) عوامل موثر بر افزایش قیمت خانه‌های جدید را در دوبلین طی سال‌های ۱۹۹۸-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داده و قیمت خانه‌های جدید را تابعی از واحدهای مسکونی تکمیل شده، نرخ وام بانکی و سطح اشتغال نیروی کار-که به عنوان نماینده‌ای از رشد اقتصادی در نظر گرفته شده است؛ مدنظر قرار داده و بیان می‌دارد که با توجه به محدودیت داده از بررسی متغیرهای مهمی مانند مهاجرت خالص، تقاضا برای سرمایه‌گذاری، زمین‌های اختصاص یافته به مناطق مسکونی و مدت زمان فرآیند برنامه‌ریزی، علی‌رغم تاثیرگذاری بر قیمت مسکن، چشم پوشی کرده و در نهایت به این نتیجه رسیده است که بجز متغیر نرخ وام بانکی، بقیه متغیرهای مدل، علامتی موافق انتظارات از خود نشان داده‌اند.

۳-۲- مطالعات داخلی

کمیجانی و حائری (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای با عنوان نقش قیمت مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی به بررسی نقش قیمت مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی در کشور ایران پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که توابع واکنش آنی مربوط به مرحله اول مطالعه، حاکی از آن است که قیمت مسکن توسط شوک‌های سیاست پولی در جهت مستقیم متأثر میشود. نتایج مرحله دوم نشان میدهد که قیمت مسکن می تواند اثرات شوک‌های پولی بر مخارج مصرف‌کنندگان را تحت تأثیر قرار داده و به این ترتیب در مکانیسم انتقال سیاست پولی به ایفای نقش بپردازد. مقایسه نتایج دو مدل تخمین زده شده نشان می‌دهد که واکنش مصرف خصوصی حقیقی به یک تکانه مثبت پولی در حالتی که قیمت مسکن به صورت درونزا در مدل لحاظ شود، بیشتر از حالتی است که وقفه قیمت مسکن به عنوان متغیر برونزا در مدل وارد شده است. بدین ترتیب استدلال کرده‌اند که اثرات مثبت تغییر قیمت مسکن بر مصرف خصوصی حقیقی به صورت اثر ترازنامه‌ای، اثر ثروت و اثر اعتماد وانتظارات بر اثر منفی آن یعنی اثر پس‌انداز و اجاره‌ها غلبه دارد.

شریفی رنانی و همکاران (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای با عنوان بررسی اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی و تورم از طریق شاخص قیمت مسکن در ایران به بررسی اثر سیاست پولی برتولید ناخالص داخلی و تورم از طریق شاخص قیمت مسکن در ایران پرداخته است و به این نتیجه رسیده‌اند که شوک‌های پولی مثبت، در کوتاه‌مدت و میان‌مدت اثر اندکی برتولید و سطح

[1] Vargas-Silva
[2] Del Negro & Otrok
[3] Kenny

عمومی قیمت‌ها دارند. در میان‌مدت این شوک‌ها تولید را به مقدار زیادی افزایش و قیمت‌ها را کاهش می‌دهند ولی در بلند مدت تولید را به مقدار زیادی کاهش و قیمت‌ها را افزایش می‌دهند. شوک مثبت بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در کوتاه‌مدت اثر اندکی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها دارند و در میان‌مدت این شوک‌ها تولید را به مقدار زیادی کاهش و قیمت‌ها را افزایش می‌دهند و در بلندمدت تولید را به مقدار زیادی افزایش و قیمت‌ها را کاهش می‌دهند. همچنین شوک‌های پولی مثبت، در کوتاه‌مدت اثر اندکی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها دارند و میان‌مدت باعث کاهش بیشتر تولید نسبت به قیمت‌ها می‌شوند و بلندمدت باعث افزایش بیشتر تولید نسبت به قیمت‌ها می‌شوند.

شهبازی و کلانتری (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای با عنوان اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران به بررسی اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران بارهیافتSVAR پرداخته‌اند نتایج مؤید این است که سیاست‌های پولی و مالی در کوتاه‌مدت ابزارهای مناسبی برای کنترل قیمت مسکن نمی‌باشند؛ اما این سیاست‌ها می‌توانند در بلندمدت از طریق ابزارهای عرضه پول و مخارج دولت در تعیین قیمت مسکن نقش تعیین کننده ایفا کنند. از سوی دیگر، سیاست‌های مالی ابزارهای مناسبی برای کنترل سرمایه‌گذاری در بخش مسکن و تعداد واحدهای مسکونی شروع به ساخت نمی‌باشند؛ اما سیاست‌های پولی می‌توانند در کنترل این متغیرها مؤثر واقع گردند.

قلی‌زاده و ملاولی (۱۳۹۱)، در مطالعه‌ای با عنوان بررسی اثرات نقدینگی بر نوسان قیمت مسکن در کشورهای نفتی و غیرنفتی به بررسی اثرات نقدینگی بر نوسان قیمت مسکن در کشورهای نفتی و غیرنفتی پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که مدل‌های مورد مطالعه نقدینگی اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن دارد و ضریب یاد شده در کشورهای نفتی به مراتب بیشتر از کشورهای غیرنفتی است و سهم قابل توجهی از نوسانات قیمت مسکن از طریق نقدینگی موجود در این بخش توضیح داده می‌شود. متغیر درآمد نفت در کشورهای نفتی اثر مثبت و کاملاً معناداری بر نوسان قیمت مسکن دارد و شدت آن بر نوسان قیمت مسکن به طور مستقیم و غیرمستقیم (از طریق نقدینگی) ۳۶ درصد بیشتر از کشورهای فاقد درآمد نفت می باشد.

شمس و پالیزبان (۱۳۸۹) در مقاله‌ای به بررسی تاثیر سیاست‌های اقتصادی مبتنی بر درآمد نفت بر بازار مسکن در ایران پرداختند. در این مطالعه از روش مروری- تحلیلی استفاده شده است. نتایج نشان داد که در سال ۱۳۸۵ بیش از ۳۰ با جمعیت شهری مانند تهران در مراکز اسکان غیررسمی زندگی می کنند و ۱۰ میلیون نفر در شهرهای کشور دچار فقر مسکن هستند. اگرچه مسکن از نظر کمی و کیفی در دهه اخیر رشد چشم‌گیری داشته است لیکن توزیع جغرافیایی مسکن بر حسب گروه‌های درآمدی از توزیع مناسبی برخوردار نبوده است و ارزش سرمایه‌ای مسکن بیش از ارزشی مصرفی آن مورد توجه سازندگان ساده است.

حیدری و سوری (۱۳۸۹)، با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری به بررسی رابطه بین نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران طی دوره ۱۳۸۶-۱۳۷۰ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج حاصل از توابع واکنش ضربه‌ای، تحریک عوامل سمت تقاضا (افزایش نرخ رشد نقدینگی و درآمد سرانه) سبب می‌شود که قیمت مسکن افزایش یابد با این تفاوت که اثر نقدینگی با تأخیری حدود یک‌سال بر قیمت مسکن وارد می‌شود. همچنین نتایج نشان می‌دهدکه نرخ‌های سود بانکی دارای آثار بلندمدت و کوتاه‌مدت بر شاخص قیمت مسکن می‌باشد و آثار بلندمدت بیشتر از آثار کوتاه‌مدت می‌باشد.

عباسی نژاد و یاری (۱۳۸۸) در مقاله‌ای تحت عنوان تاثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران به بررسی عوامل تاثیرگذار بر بخش مسکن، با تاکید بر ارتباط شوک‌های نفتی و رشد قیمت مسکن، پرداخته شد و نتایج حاکی از آن بود که در طی سالهای ۱۳۸۴-۱۳۵۲ اثر متغیرهای نرخ رشد جمعیت، نرخ رشد نقدینگی، نرخ رشد تسهیلات پرداختی بانک مسکن و شوکهای مثبت و منفی نفتی بر رشد قیمت مسکن، معنی دار و موافق تئوری و تاثیر نرخ تورم بر رشد قیمت مسکن در دوره مورد بررسی بی معنی بوده است.

نصراللهی و همکاران (۱۳۸۸) در پژوهشی به بررسی چگونگی عملکرد بیماری هلندی و تأثیر نرخ تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در ایران پرداخته اند. مدل به کار گرفته شده در این تحقیق، الگوی خود توضیحی با وقفه گسترده (ARDL)و براساس آمار قابل دسترسی برای دوره زمانی ۱۳۸۳- ۱۳۵۰ می‌باشد. متغیرهایی که به عنوان عوامل موثر بر قیمت حقیقی مسکن در نظر گرفته شده اند، درآمدهای نفتی، تولید ناخالص داخلی، متوسط نرخ بهره وام های مسکن و نرخ سود سپرده های بلندمدت بانکی می باشد .نتایج این تحقیق نشان داد که ضریب درآمدهای نفتی مطابق انتظار مثبت است و ضریب مثبت هزینه ساخت و ساز نیز مطابق تئوری بوده ولی ضریب به دست آمده برای GDP منفی بوده و از معنی داری بالایی برخوردار است.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۸۷) اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن را در دوره‌های رونق و رکود مورد بررسی قرار داده و از روش نسبت قیمت به اجاره برای محاسبه حباب قیمت استفاده کرده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که در هر دو دوره سیاست پولی انبساطی موجب شکل‌گیری حباب قیمت شده است. در دوره رکود، قیمت دارایی و در دوره رونق، نرخ بهره مهمترین عامل اثرگذار بر حباب قیمت مسکن بوده است.

خیابانی (۱۳۸۲) در مقاله‌ای به بررسی و تحلیل اثرات متغیرهای کلان اقتصادی، همچون رشد نقدینگی، نرخ واقعی ارز، تولید و شاخص قیمت سهام بر نوسانات قیمت مسکن با استفاده از داده‌های فصلی سالهای ۱۳۸۰ - ۱۳۷۱ پرداخته است. در این مقاله برای تفکیک اثرات شوک‌های منفی و مثبت روی قیمت مسکن و به عبارت دیگر برای تمیز دادن اثر متقارن و غیر متقارن شوک‌ها، الگوی تعدیل شده ARDL به کار برده شده است. نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت، حجم واقعی پول، تولید واقعی، نرخ واقعی ارز و قیمت سهام از عوامل مهم تعیین کننده رفتار قیمت واقعی مسکن بوده‌اند. در حالی که در کوتاه‌مدت، حجم واقعی پول، تولید واقعی، شاخص واقعی سهام و عدم تعادل ایجاد شده در رابطه بلندمدت قیمت واقعی مسکن، تعیین کننده رفتار قیمت مسکن بوده‌اند. همچنین، واکنش قیمت مسکن در مقابل شوک‌های منفی و مثبت متقارن ارزیابی نشده است.

۴- روش شناسی تحقیق

بر اساس بررسی ادبیات تحقیق، مطالعات پیشین و شرایط اقتصاد ایران مدل به صورت زیر تصریح شده است:

$$LH = \beta_0 + \beta_1 LOSH_t + \beta_2 LOR_{t-1} + \beta_4 LEX_t + \beta_3 LM_t + \beta_5 LG_t + \beta_6 LINF_t + \beta_7 LINT_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در آن L در ابتدای متغیرها به معنی لگاریتم طبیعی می‌باشد و در این مدل اندیس t نشان‌دهنده دوره زمانی می‌باشد. شرح متغیرها به‌صورت زیر است: H: شاخص قیمت مسکن، OSH: شوک‌های قیمتی نفت، OR_{t-1}: درآمدهای نفتی باتاخیر EX: نرخ واقعی ارز، M: نسبت نقدینگی بر تولید ناخالص داخلی، G: نسبت مخارج دولت بر تولید ناخالص داخلی، INF: نرخ تورم، INT: نرخ سود بانکی.

یکی از رایج ترین روش‌های استخراج شوک‌های نفتی، استفاده از روش روند زمانی هودریک- پرسکات است. این روش به لحاظ اینکه تواترهای مربوط به سیکل‌ها را از متغیر سری زمانی جدا می‌کند و همچنین اجزای سیکلی متغیر سری زمانی را به مقادیر واقعی بسیار نزدیک می‌سازد، از اهمیت به‌سزایی برخوردار بوده و بیشترین کاربرد را دارد اگر یک سری زمانی مشاهده شده را بتوان در قالب مجموع یک جزء نوسانی و یک روند تشریح کرد و پارامتری باشد که بیان کننده واریانس نسبی روند در مقابل جزء نوسان باشد، در این صورت پارامتر مذکور بیانگر چگونگی کنترل مقدار همواری مسیر روند است. با معلوم بودن، رابطه فیلتر هودریک– پرسکات (HP) در قالب حداقل کردن مجموع مجذورات شکل می‌گیرد. منطق استفاده از روش فیلتر

هودریک پرسکات آن است که این روش می‌تواند به تفکیک یک شوک مشاهده شده به اجزای دائمی و موقت کمک کند. لذا در مطالعه حاضر شوک قیمتی نفت از طریق فیلتر HP محاسبه و استخراج گردیده است.

نرخ واقعی ارز (EX) از حاصلضرب نرخ بازار غیر رسمی در نسبت شاخص قیمت عمده فروشی آمریکا به شاخص قیمت مصرف کننده ایران به‌دست آمده است (عباسیان و همکاران، ۱۳۹۱):

$$EX = NER * (\frac{WPI_{US}}{CPI_{IR}}) \quad (۲)$$

که در آن، NER: نرخ ارز اسمی در بازار غیررسمی (برابری یک واحد دلار آمریکا در برابر ریال). WPI_{US}: شاخص قیمت عمده فروشی آمریکا که به عنوان نماینده شاخص قیمت کالاهای تجاری به کار می‌رود. CPI_{IR}: شاخص قیمت مصرف کننده ایران.

جامعه‌ی آماری مورد مطالعه اقتصاد ایران بوده که با استفاده از داده‌های سالانه برای دوره‌ی زمانی ۱۳۵۲- ۱۳۹۴ مورد بررسی قرار می‌گیرد. لازم به ذکر است که داده‌های متغیرهای مربوط به تحقیق از بانک مرکزی، لوح فشرده صندوق بین‌المللی پول و شاخص‌های توسعه بانک جهانی استخراج‌شده است.

به منظور تخمین مدل و همچنین بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی الگو از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده[1] با کمک‌گیری از نرم‌افزار مایکروفیت[2] استفاده شده است. فرآیند ARDL شامل دو مرحله است. در مرحله اول، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی، آزمون خواهد شد .با توجه به تعداد مشاهدات حداکثر تعداد وقفه لحاظ می‌شود و به دلیل گرایش معیار شوارتز -بیزین به تصریح مختصرتر، این معیار در مشاهدات کمتر از ۱۰۰ نتایج بهتری را نشان می‌دهد. بلافاصله پس از تخمین معادله پویا (کوتاه‌مدت) باید آزمون وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت را انجام داد .حال برای بررسی این که رابطه بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست .فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد، فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد .برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف‌معیار ضرایب مذکور تقسیم شود. دومین مرحله این تحلیل استفاده از گزینه‌های ARDL در تخمین روابط بلند مدت استنباط آماری مربوطه به مقادیر آنها خواهد بود .توجه داشته باشید که شروع این مرحله تنها زمانی مناسب خواهد بود که در واقع در خصوص کاذب نبودن رابطه بلندمدت بین متغیرها متقاعد شده باشید (تشکینی ۱۳۸۴).

پس از تخمین مدل ARDL، فرضیه زیر مورد آزمون قرار می گیرد:

$$H_0 = \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \succ 0$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \prec 0 \quad (۳)$$

یا رابطه بلندمدت است، چون شرط فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم انباشتگی آن که رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر که توسط بنرجی، دولادو و

[1] Auto-Regressive Distributed Lag
[2] Microfit

مستر در سال ۱۹۹۲ ارایه شده است، باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود که آماره آزمون از نوع آماره t نتیجه خواهد شد.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} Se(\hat{\beta}_i)} \qquad (۴)$$

با مقایسه‌ی کمیت آماره‌ی t محاسباتی و کمیت بحرانی ارایه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] (۱۹۹۲) در سطح اطمینان مورد نظر، می توان به وجود یا عدم وجود رابطه‌ی بلند مدت بین متغیرهای الگو پی برد. در این مطالعه برای آزمون رابطه بلند-مدت از آزمون آماره t ارایه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر استفاده شده است. در مرحله‌ی دوم، تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آن‌ها صورت می‌گیرد. تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیح‌دهنده را می-توان به کمک یکی از ضوابط آکاییک[2]، شوارز- بیزین[3]، حنان کوئین[4] و یا ضریب تعیین تعدیل شده[5] تعیین کرد (نوفرستی، ۱۳۸۷).

۵- یافته‌های تحقیق

بکارگیری روشهای سنتی و معمول اقتصاد سنجی در برآورد ضرایب مدل با استفاده از داده های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای مدل، پایا[6] هستند. یک متغیر سری زمانی وقتی پایا است که میانگین، واریانس و ضرایب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. وجود متغیرهای ناپایا در مدل سبب می شود تا آزمونهای t و F معمول از اعتبار لازم برخوردار نباشند و منجر به رگرسیونهای جعلی شوند. از این رو در برخورد با سریهای زمانی ابتدا متغیرها از نظر پایانی مورد آزمون قرار می گیرد و مدل باثبات برآورد می شود.

آماره مورد استفاده در این تحقیق آماره دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)[7] است. آزمون ریشهٔ واحد یا ایستایی متغیرهای مورد نظر در این تحقیق در جداول ۱ و (۲) نشان داده شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد در سطح

متغیر	عرض از مبدأ	روند	تعداد وقفه	آماره آزمون	مقدار بحرانی	سطح معنی داری	نتیجه
LOR	دارد	دارد	۰	-۳/۱۲	-۳/۵۷	٪۵	ناایستا
LH	دارد	ندارد	۰	-۱/۲۷	-۲/۹۶	٪۵	ناایستا
LINF	دارد	ندارد	۰	-۳/۰۲	-۲/۹۶	٪۵	ایستا
LM	دارد	دارد	۰	-۳/۷۶	-۳/۵۷	٪۵	ایستا
LG	دارد	دارد	۰	-۵/۰۰	-۳/۵۷	٪۵	ایستا
LEX	دارد	دارد	۰	-۰/۸۱	-۳/۵۷	٪۵	ناایستا
LINT	دارد	دارد	۰	-۳/۸۸	-۳/۵۷	٪۵	ایستا

[1] Banerjee, Dolado& Master
[2] Akaike Information Criterion
[3] Schwarz Bayesian Criterion
[4] Hannan-Quinn Criterion
[5] Adjasted-coefficient of determination
[6] - Stationary
[7] - Augmented Dickey - Fuller

ماخذ: نتایج تحقیق

بنابراین با توجه به آزمون ریشه واحد در سطح، متغیرهای نرخ تورم، نرخ نقدینگی، نسبت هزینه‌های دولت و نرخ سود بانکی ایستا و مابقی ناایستا بودند.

برای تعیین مرتبه ایستایی متغیرها، از متغیرهایی که در سطح ایستا نیستند، تفاضل گرفته می شود تایج آزمون در جدول (۲) خلاصه شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد با یک تفاضل

متغیر	عرض از مبدأ	روند	تعداد وقفه	آماره آزمون	مقدار بحرانی	سطح معنی داری	نتیجه
LH	دارد	ندارد	۱	-۵/۸۲	-۲/۹۷	٪۵	ایستا
LOR	دارد	دارد	۱	-۳/۴۹	-۲/۹۷	٪۵	ایستا
LEX	دارد	دارد	۱	-۴/۳۰	-۳/۵۸	٪۵	ایستا

ماخذ: نتایج تحقیق

نتیج نشان داد که تمامی متغیرهای ناایستا پس از یک بار تفاضل گیری ایستا می شوند (به عبارت دیگر تفاضل گیری متغیرها این امکان را به ما می دهد که متغیرهای ناایستا با رفع خود همبستگی جملات خطا به متغیرهای ایستا تبدیل شوند)، از این رو متغیرهای رخ تورم، نرخ نقدینگی، نسبت هزینه‌های دولت و نرخ سود بانکی، I(0) می باشد و بقیه متغیره I(1) می‌باشند.

به منظور تشخیص ارتباط هم انباشتگی میان متغیرهای مدل و استخراج بردارهای هم انباشتگی، چندین روش وجود دارد. یکی از روشهای هم جمعی روش دو مرحله ای انگل گرنجر است. این روش با استفاده از OLS[1] انجام می شود. روش حداقل مربعات معمولی به دلیل در نظر نگرفتن واکنش های پویای کوتاه مدت موجود میان متغیرهای مدل برآورد بدون تورشی از ضرایب ارائه نخواهد کرد؛ علاوه بر آن براساس تحقیقات فیلیپس و دورلاف (۱۹۸۶)[2]، روش OLS در نمونه های کوچک قابل اعتماد نیست. لذا جهت برآورد روابط بلند مدت بین متغیرهای الگو و تحلیل های پویا استفاده از روش ARDL مناسب تر است. قبل از بحث درباره رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای موجود در الگو لازم است آزمون وجود همجمعی بلند مدت در بین متغیرهای موجود صورت گیرد. برای انجام آزمون همگرایی از روش بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) استفاده شده است. به این منظور با استفاده از روش خود توضیح برداری با وقفه های توزیعی (ARDL) الگوی پویایی شاخص قیمت مسکن برآورد می‌شود. با توجه به تعداد محدود مشاهدات، مقدار حداکثر وقفه ۳ لحاظ گردیده و تمامی معادلات به روش حداقل مربعات معمولی برآورد شدند. سپس با استفاده از معیار بیزین - شوارتز، یکی از معادلات برآورد شده به‌عنوان رابطه‌ی پویای بین متغیرها انتخاب شد جدول (۳) رابطه‌ی پویای به‌دست‌آمده را نشان می‌دهد.

[1] - Ordinary Least Squares

[2] - Philips & Durlauf

جدول (۳): نتایج حاصل از رابطه پویا

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره (سطح احتمال)
LH (1)	۰/۳۲۶۷	۰/۱۰۳۵	۳/۱۵۴۸ (۰/۰۰۳)
LOSH	۰/۰۸۹۹	۰/۰۹۲۶	۲/۹۷۱۲ (۰/۳۴۷)
LOSH (1)	-۰/۰۳۳۶	۰/۰۱۰۵	-۳/۱۹۳۷ (۰/۰۰۶)
LOR	۰/۱۲۷۸	۰/۰۵۵۱	۲/۳۱۳۳ (۰/۰۳۵)
LOR(1)	-۰/۷۸۵۹	۰/۰۵۵۷	-۱۴/۱۰۶۵ (۰/۰۰۰)
LEX	-۰/۱۵۵۱	۰/۰۳۶۶	-۴/۲۳۵۳ (۰/۰۰۱)
LM	۱/۳۸۴۰	۰/۰۶۱۹	۲۲/۳۳۹۱ (۰/۰۰۰)
LINF	-۰/۰۲۰۸	۰/۰۱۱۸	-۱/۷۵۷۱ (۰/۰۹۹)
LINF (1)	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۱۴	۰/۱۴۱۰ (۰/۸۹۰)
LINF (2)	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۱۸	-۰/۲۱۵۱ (۰/۸۳۳)
LINF (3)	-۰/۰۰۴۶	۰/۰۰۱۵	-۲/۹۴۰۲ (۰/۰۱۰)
LG	-۰/۲۲۵۱	۰/۰۵۴۰	-۴/۱۶۵۲ (۰/۰۰۱)
LINT	۰/۱۱۰	۰/۰۲۴	۴/۴۴۸(۰/۰۰۰)
LINT (1)	-۰/۰۳۶	۰/۰۴۰	-۰/۹۲۰(۰/۳۶۸)
LINT (2)	۰/۱۳۱	۰/۰۳۷	۳/۵۱۰(۰/۰۰۲)
C	۶/۴۸۵۰	۰/۸۷۲۶	۷/۴۳۱۴ (۰/۰۰۰)
R^2	۰/۸۹۹۶	۰/۳۲۶۷	
F	۶۹۱۰/۵		(۰/۰۰۰)
D.W			۱/۹۵۸۱
آزمون تشخیص فروض کلاسیک			
آزمون‌های آماری	LM VERSION		F VERSION
همبستگی سریالی	۰/۰۰۷۱ (۰/۹۳۲)		۰/۰۰۳۶ (۰/۹۵۳)
فرم تبعی (تصریح مدل)	۰/۰۴۹۳۵ (۰/۹۸۲)		۰/۰۲۴۶ (۰/۹۸۹)
نرمالیته	۱/۴۲۸۲ (۰/۴۹۰)		ندارد
ناهمسانی واریانس	۱/۱۰۴۲ (۰/۲۹۳)		۱/۰۶۷۴ (۰/۳۱۱)

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جدول (۳) نشان می دهد ضریب تعیین برابر با ۰/۸۹ می باشد (که نشان دهنده این است که ۸۹ درصد از تغییرات تقاضا توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می شود) و آمارهٔ F برابر ۶۹۱/۵ که حاکی از قدرت توضیح دهندگی بالای مدل است. همچنین آزمون های آسیب شناسی[1] برقراری تمامی فروض کلاسیک (عدم خود همبستگی، شکل تبعی صحیح، نرمال بودن جملات پسماند و وجود واریانس همسانی) را برای مدل مورد نظر تأیید می کند. با مشاهدهٔ آزمون های فروض کلاسیک در جدول (۳) نتایج زیر حاصل می شود:

[1] - Diagnostic Tests

الف – آماره F برای تشخیص وجود یا عدم وجود خود همبستگی برابر با ۰/۰۰۳۶ و حداقل سطح معنی دار این آماره ۰/۹۵۳ به دست آمده (عدد داخل براکت). با در نظر گرفتن سطح خطای ۵٪ و مقایسه آن با حداقل سطح معنی دار، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی پذیرفته می شود و فرضیه مقابل (وجود خود همبستگی) رد می شود. به عبارتی با توجه به اینکه prob مربوط به همبستگی سریالی بیشتر از ۰/۰۵ می باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خود همبستگی پذیرفته می شود.

ب – آماره F برای تشخیص شکل تبعی صحیح یا نادرست برابر ۰/۰۲۴۶ و حداقل سطح معنی دار این آماره ۰/۹۸۸ به دست آمده است (عدد داخل براکت) با در نظر گرفتن سطح خطای ۵٪ و مقایسه آن با حداقل سطح معنی دار، فرضیه صفر مبنی بر شکل تبعی صحیح پذیرفته شده و فرضیه مقابل (شکل تبعی ناصحیح) رد می شود. به عبارتی با توجه به اینکه prob مربوط به تصریح صحیح مدل بیشتر از۰/۰۵ می باشد فرضیه صفر مبنی بر شکل تبعی صحیح پذیرفته می شود.

ج – آماره F برای تشخیص توزیع نرمال جملات پسماند برابر ۱/۴۲۸۲ و حداقل سطح معنی دار این آماره ۰/۴۹۰ به دست آمده است (عدد داخل براکت) با در نظر گرفتن سطح خطای ۵٪ و مقایسه آن با حداقل سطح معنی دار، فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال جملات پسماند پذیرفته می شود. به عبارتی با توجه به اینکه prob مربوط به نرمالیته بیشتر از ۵٪ می باشد فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال جملات پسماند پذیرفته می شود.

د – آماره F برای تشخیص واریانس همسانی یا واریانس ناهمسانی برابر ۱/۰۶۷۴ و حداقل سطح معناداری این آماره ۰/۳۱۱ به دست آمده است (عدد داخل براکت) با در نظر گرفتن سطح خطای ۵٪ و مقایسه آن با حداقل سطح معنی داری، فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی پذیرفته شده و فرضیه مقابل (واریانس ناهمسانی) رد می شود. به عبارتی با توجه به اینکه prob مربوط به ناهمسانی واریانس بیشتر از۰/۰۵ می باشد فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی پذیرفته می شود.

اکنون با استفاده از این نتایج، فرضیهٔ صفر عدم وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای الگوی پویا را آزمون می کنیم. همانگونه که اشاره شد، چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلند مدت گرایش خواهد داشت کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق براساس آنچه قبلاً گفته شده به صورت زیر محاسبه می شود:

$$\frac{\sum_{i=1}^{p}\hat{\alpha}_i - ۱}{\sum_{i=1}^{p} s\hat{\alpha}_i} = \frac{\hat{\alpha}_1 - ۱}{s\hat{\alpha}_۱} = \frac{۰/۳۲۶۷ - ۱}{۰/۱۰۳۵} = \frac{-۰/۶۷۳۳}{۰/۱۰۳۵} = -۶/۵۱$$

از آن جا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲)، در سطح اطمینان ۹۵٪ برابر ۴/۳۰- است. فرضیه H. رد می شود؛ بنابراین می توان نتیجه گرفت که یک رابطهٔ تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو وجود دارد. پس از انجام آزمون و اطمینان از وجود رابطهٔ بلند مدت، ضرایب بلند مدت الگو برآورد گردیده که نتایج رابطهٔ بلند مدت برای مدل مورد نظر در جدول (۴) درج شده است.

جدول (۴) نتایج رابطه بلند مدت

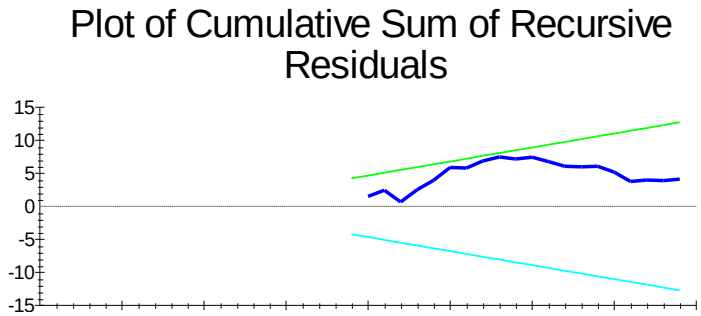
متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره
LOSH	-۰/۱۳۷۸	۰/۰۳۹۱	۳/۵۲۲۴ (۰/۰۰۳)
LOR	۰/۱۶۱۵	۰/۰۴۰۴	۳/۹۹۶۴ (۰/۰۰۱)
LM	۱/۲۲۸۳	۰/۰۱۹۳	۶۳/۵۸۴۸ (۰/۰۰۰)

LG	۰/۵۸۴۱	۰/۰۸۰۷	۷/۲۲۹۵ (۰/۰۰۰)
LEX	-۰/۱۳۷۶	۰/۰۳۰۱	-۴/۵۶۸۴ (۰/۰۰۰)
LINT	-۰/۱۹۹۸	۰/۰۴۶۷	-۴/۲۷۰۲ (۰/۰۰۱)
LINF	۰/۶۵۵	۰/۱۳۳	۴/۹۰۳ (۰/۰۰۰)
C	۵/۷۵۵۶	۰/۸۷۱۰	۶/۶۰۷۷ (۰/۰۰۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق

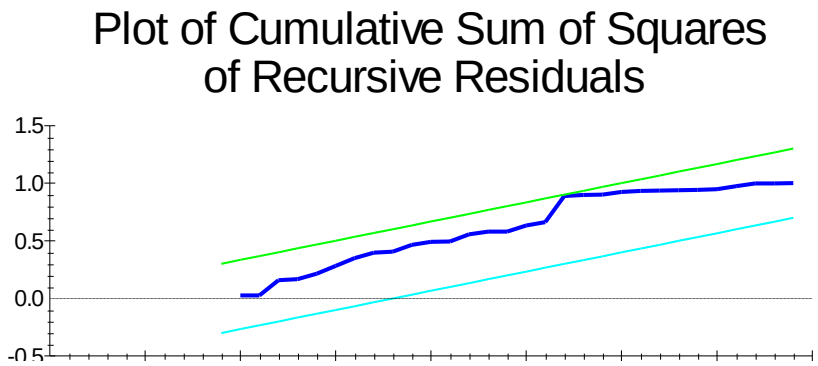
نتایج برآورد بلندمدت مدل نشان می‌دهد که شوک‌های قیمتی نفت تاثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص قیمت مسکن داشته است. به طوری که کشش شاخص قیمت مسکن نسبت به شوک‌های نفتی برابر ۰/۱۳- است. این بدان معنی است که با تغییر یک درصدی شوک نفتی آنگاه ۰/۱۳ درصد قیمت مسکن کاهش می‌یابد. درآمدهای نفتی با تاخیر تاثیر مثبت و معنی‌دار بر شاخص قیمت مسکن داشته است به طوری که تاثیر درآمدهای نفتی با تاخیر اثر بیشتری را نسبت به شوک قیمتی نفت بر شاخص قیمت مسکن می‌گذارد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که افزایش نقدینگی موجب افزایش قیمت مسکن خواهد شد. در میان متغیرهای تاثیرگذار بر شاخص قیمت مسکن، متغیر نرخ نقدینگی بیشترین تاثیر را بر شاخص قیمت داشته است. همانطور که در مبانی نظری مقاله بیان گردید اثرگذاری نقدینگی و سیاست‌های پولی بر قیمت دارایی‌هایی همچون مسکن واضح و روشن است. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که افزایش یک درصد نرخ نقدینگی سبب افزایش ۱/۲۲ درصد شاخص قیمت مسکن شده است. اندازه دولت (نسبت هزینه‌های دولت بر GDP)، نرخ تورم تاثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص قیمت مسکن داشته‌اند. نرخ ارز و نرخ سود بانکی تاثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص قیمت مسکن داشته است. رابطه منفی نرخ واقعی ارز و قیمت مسکن با تئوری اقتصادی و شرایط اقتصاد ایران سازگار است. افزایش ارزش واقعی ریال در مقابل دلار باعث حرکت سرمایه‌ها از بخش تجاری به غیر تجاری گردیده و آن نیز باعث کاهش قیمت مسکن در اقتصاد می شود. با افزایش سود بانکی تقاضای مسکن کاهش پیدا کرده و به سبب آن قیمت نیز دچار افت می‌شود.

به‌منظور بررسی ثبات ضرایب مدل از آزمون‌های CUSUM و CUSUMQ که در ادبیات اقتصادسنجی دارای قدمت طولانی هستند، استفاده شده است. در این آزمون‌ها فرضیه صفر، ثبات پارامترها را در سطح معنی‌داری ۵ درصد مورد آزمون قرار می‌دهد. فاصله اطمینان در این دو آزمون دو خط مستقیم است که سطح اطمینان ۹۵ درصد را نشان می‌دهند. چنان چه آماره آزمون در بین این دو خط قرار گیرند، نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب را رد کرد. نمودارهای (۱) و (۲) نتایج آزمون‌ها را نشان می‌دهند. این آماره‌ها در مقابل زمان رسم می‌شوند. همان‌طور که نمودارها نشان می‌دهند، آماره‌های این آزمون‌ها در داخل خطوط مستقیم قرار دارند که این خود به معنی ثبات ضرایب در سطح معنی‌دار ۵ درصد هستند؛ به عبارتی نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب را در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد کرد.



نمودار (۱): آزمون‌های مجموع تراکمی پسماندهای بازگشتی (CUSUM)

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار (۲): مجموع تراکمی مربعی پسماندهای بازگشتی (CUSUMSQ)

مأخذ: محاسبات تحقیق

روش خود بازگشتی با وقفه های توزیعی برای بررسی انحراف کوتاه مدت متغیرها از مقادیر تعادلی خود، الگوی تصحیح خطا (ECM) را برای رابطه بلند مدت تنظیم و برآورد می کند. از آنجا که وجود رابطه بلند مدت در مدل اثبات شد، در ادامه تحقیق به بررسی مدل تصحیح خطای رگرسیون ها پرداخته می شود. الگوی تصحیح خطا مربوط به تابع جذب سپرده بانکی در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول (۵): نتایج برآورد مدل تصحیح خطا

متغیرها	ضرایب	آماره
ECM(1)	-۰/۶۱۲۶	-۱۲/۲۳۸۲ (۰/۰۰۰)
R-Bar-Squared=۹۸ D-W=۱/۹۶ F=۱۷۴/۵		

مأخذ: محاسبات تحقیق

همانگونه که ملاحظه می شود، ضریب تعیین نشان دهنده قدرت توضیح دهندگی نسبتاً بالای الگو است. آن چه در مدل تصحیح خطا بیش از همه حائز اهمیت است ضریب جمله تصحیح خطا ECM (1) است که نشان دهنده سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل است. همان طور که ملاحظه می شود، این ضریب معنی دار و دارای علامت منفی است و همجمعی بین متغیرها را تأیید می کند. مطابق انتظارات تئوریک، اگر از یک دوره به دوره بعدی حرکت کنیم، به میزان ۶۱ درصد از میزان انحراف در تابع قیمت مسکن از مسیر بلند مدت خود توسط متغیرهای الگو در دوره بعد تصحیح می شود؛ بنابراین، حرکت به سمت تعادل نسبتاً با سرعت خوبی صورت می‌گیرد.

۶-نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

تغییرات قیمت مسکن و بروز شوک‌های ادواری آن در کشورهای مختلف و به‌ویژه در ایران، پدیده‌ای با تاثیرگذاری بسیار گسترده است که عوامل متعددی بر آن موثرند. یکی از مهم‌ترین عوامل بهای نفت در بازارهای جهانی است. درآمدهای نفتی کشور در نقش یک عامل تخفیف‌دهنده یا تشدیدکننده نوسانات قیمت مسکن در این بازار تاثیر می‌گذارد. تحولات بازارهای جهانی نفت جزو عوامل برون‌زایی است که بازار مسکن کشورهای صادرکننده نفت را متاثر می‌کنند. در ایران همانند سایر کشورهای نفتخیز، بین درآمد دولت و نوسانات مسکن یک ارتباط مثبت و دائمی برقرار است. در کشورهای نفتخیز از آنجا که جهش قیمت نفت به شوک درآمد دولت و رشد منابع ارزی کشور منجر می‌شود، جذب آن در اقتصاد به افزایش تقاضا برای کالاهای قابل مبادله و غیرقابل مبادله منجر خواهد شد. با افزایش تقاضا، میزان افزایش قیمت‌ها به واکنش عرضه بستگی دارد. در مورد مسکن امکان کنترل قیمت ها از طریق واردات تقریبا غیرممکن است. همچنین افزایش عرضه داخلی مسکن در

کوتاه‌مدت، بی‌کشش است و در میان‌مدت و بلندمدت به دلیل محدودیت‌های تکنولوژیک، امکان تامین تمام اضافه تقاضا وجود ندارد. در مقابل جبران اضافه تقاضای کالاهای قابل مبادله از طریق افزایش واردات (به قیمت افزایش نرخ ارز) صورت می‌گیرد، بنابراین قیمت کالای غیرقابل مبادله (مسکن) نسبت به کالاهای قابل مبادله بیشتر افزایش پیدا می‌کند. مطالعه حاضر با استفاده از روش ARDL به بررسی تاثیر شوک‌های نفتی و درآمدهای نفتی با تاخیر بر شاخص قیمت مسکن طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۲ پرداخته است. نتایج نشان داد که شوک‌های نفتی تاثیر منفی و معنی‌داری بر شاخص قیمت مسکن داشته و درآمدهای نفتی با تاخیر تاثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص قیمت مسکن دارند. به‌نحوی که با افزایش بهای نفت و ورود نقدینگی به کشور، بازار مسکن نیز رونق می‌یابد و با کاهش قیمت نفت، به دلیل چسبندگی بهای مسکن، با رکود یا نهایتا کاهش محدود قیمت مسکن مواجهیم. با افزایش قیمت نفت در سبد کمپانی‌های نفت جذب سرمایه‌گذاری بیشتر را نتیجه می‌دهد که اشتغال را افزایش می‌دهد و این هم افزایش مهاجرت و افزایش تقاضای مسکن را به دنبال دارد؛ و اینکه افزایش قیمت نفت واقعی ایجاد ثروت و رفاه می کند که توانایی مصرف کننده را برای خرید مسکن یا توسعه مسکن فعلی شان افزایش می‌دهد.

بنابراین باید سیاست‌های مناسبی برای ممانعت از انتقال آثار شوک نفتی به بازار مسکن اتخاذ شود. از آنجا که تقاضای سوداگری در بخش مسکن ایران بسیار زیاد است، اتخاذ سیاست‌های مناسب می‌تواند از یکسو حجم زیادی از فعالیت‌های سوداگری در این بخش را کاهش دهد و از سوی دیگر به تخصیص بهینه منابع در سمت تقاضای واقعی مسکن (تقاضای مصرفی) منجر شود. برخی از کشورها از جمله چین و هند که از مهم‌ترین مشتریان نفت ایران هستند، علاقه‌مند به مبادله پایاپای نفت با کالاهای ساخت خودشان هستند. فارغ از اثرات منفی مستقیم و غیرمستقیم این نحوه مبادله بر اقتصاد کشور، از آنجا که فروش نفت به این صورت با ورود ارز به کشور همراه نیست، بدیهی است که تحرکی در بازارهای داخلی و خصوصا بازار مسکن ایجاد نخواهد کرد و افزایش قیمت مسکن نهایتا می‌تواند متناسب با افزایش نرخ تورم باشد. در همین موضوع، با در نظر گرفتن سیاست‌های غیر تورمی دولت و التزام دولت به ثبات قیمت‌ها و تورم تک رقمی که در ماه‌های اخیر شاهد آن بودیم، طبیعتا بازار مسکن نیز دستخوش تغییر اساسی نخواهد شد.

نقدینگی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر قیمت مسکن دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که با افزایش نقدینگی، شاخص قیمت مسکن در اقتصاد ایران افزایش می‌یابد و نقدینگی نقش به‌سزایی در تعیین قیمت مسکن در طی دوره مورد بررسی تحقیق داشته است؛ به عبارت دیگر با اعمال سیاست پولی انبساطی، قیمت مسکن در ایران تحت تاثیر قرار گرفته و افزایش می‌یابد. این افزایش می‌تواند به علت تقاضای مسکن به عنوان یک دارایی باشد. تغییرات حجم پول اثر زیادی بر نوسانات منفی و مثبت قیمت مسکن داشته است؛ بنابراین مدیریت حجم پول در کشور از نوسان‌های کوتاه‌مدت قیمت مسکن هم چنین افزایش شدید آن در بلندمدت خواهد کاست.

تورم تاثیر مثبت و معنی‌داری بر قیمت مسکن داشته است. تورم از طریق افزایش قیمت نهاده‌های تولید، می‌تواند بر بازار مسکن تأثیر داشته باشد؛ با افزایش تورم، قیمت نهاده‌های تولید مسکن نیز افزایش می‌یابد، افزایش نهاده‌های تولید موجب افزایش بهای تمام شده مسکن می‌شود. بخش عمده افزایش تقاضای مسکن در شرایط تورمی، تقاضای سرمایه‌ای است؛ افزایش تقاضای سرمایه‌ای در بازار مسکن در ابتدا موجب رونق در بخش مسکن می‌شود اما در مرحله بعد که این افزایش تقاضا به اوج خود رسید، رکود در بخش مسکن را به دنبال دارد. نرخ سود بانکی تاثیر منفی بر قیمت مسکن دارد. چنانچه عنوان شد یکی از دلایل روی آوردن افراد به بازار دارایی‌های مانند مسکن کم بودن سود در دیگر بخش‌های اقتصادی است؛ بنابراین افزایش سود دهی فعالیت‌های مولد می‌تواند باعث کاهش نوسانات در بازار دارایی‌ها و به ویژه مسکن است.

منابع

۱. تشکینی، احمد، (۱۳۸۴)، اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit، تهران، موسسه فرهنگی هنری دیبا گران.

۲. حیدری، حسن و سوری، امیر رضا. (۱۳۸۹)، بررسی رابطه نرخ سود سپرده های بانکی و قیمت مسکن در ایران، تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۵، شماره ۹۲، صص ۹۲-۶۵.

۳. خیابانی، ناصر (۱۳۸۲)، عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن در ایران، اقتصاد مسکن، دوره ۲، شماره ۳۴، صص ۵۲-۴۶.

۴. شریفی رنانی، حسین؛ قبادی، سارا؛ امراللهی، فرزانه و هنرور، نغمه. (۱۳۹۱)، بررسی اثر سیاست پولی بر تولید ناخالص داخلی و تورم از طریق شاخص قیمت مسکن در ایران، پژوهش‌های اقتصاد توسعه و برنامه‌ریزی، دوره ۱، شماره ۱، صص ۶۸-۴۹.

۵. شمس، مجید و پالیزبان، سیاوش. (۱۳۸۹)، بررسی تاثیر سیاست‌های اقتصادی مبتنی بر درآمد نفت بر بازار مسکن در ایران، جعرافیای انسانی، دوره ۳، شماره ۱، صص ۷۶-۵۷.

۶. شهبازی، کیومرث و کلانتری، زهرا. (۱۳۹۱)، اثرات شوک های سیاست های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR، پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، دوره ۲۰، شماره ۶۱، صص ۱۰۴-۷۷.

۷. عباسی نژاد، حسین و یاری، حمید. (۱۳۸۸)، تاثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران، پژوهش‌های اقتصادی، دوره ۹، شماره ۱، صص ۷۷-۵۹.

۸. قدوسی، نوید؛ نیلی، مسعود و کشاورز، غلامرضا. (۱۳۸۸)، آزمون کارایی بازار مسکن در شهر تهران، اقتصاد مسکن، دوره ۱۰، شماره ۴۵، صص ۷۳-۵۱.

۹. قلی‌زاده علی اکبر و ملاولی، طاهره. (۱۳۹۱)، بررسی اثرات نقدینگی بر نوسان قیمت مسکن در کشورهای نفتی و غیرنفتی، پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، دوره ۲۰، شماره ۶۳، صص ۱۰۴-۸۳.

۱۰. کمیجانی، اکبر و حائری، مجتبی. (۱۳۹۲)، نقش قیمت مسکن در مکانیسم انتقال سیاست پولی، راهبرد اقتصادی، دوره ۲، شماره ۵، صص ۶۸-۴۱.

۱۱. نوفرستی، محمد، (۱۳۸۷)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، موسسه خدمات فرهنگی رسا.

12. Adalid, R. & Detken, C. (2007). Liquidity shocks and asset price boom/bust cycles.
13. Agnello, L. & Schuknecht, L. (2011). Booms and busts in housing markets: determinants and implications. *Journal of Housing Economics*, *20*(3), 171-190.
14. Agnello, L. Castro, V. Hammoudeh, S. & Sousa, R. M. (2017). Spillovers from the oil sector to the housing market cycle. *Energy Economics*, *61*, 209-220.
15. Akkoyun, H. C. Arslan, Y. & Kanik, B. (2013). Housing prices and transaction volume. *Journal of Housing Economics*, *22*(2), 119-134.
16. Antonakakis, N. Gupta, R. & Mwamba, J. W. M. (2016). Dynamic Comovements between Housing and Oil Markets in the US over 1859 to 2013: A Note. *Atlantic Economic Journal*, *44*(3), 377-386.
17. Bernanke, B. S. & Gertler, M. (1995). *Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission* (No. w5146). National bureau of economic research.
18. Chen, M. C. & Patel, K. (1998). House price dynamics and Granger causality: an analysis of Taipei new dwelling market. *Journal of the Asian Real Estate Society*, *1*(1), 101-126.
19. Del Negro, M. & Otrok, C. (2007). 99 Luftballons: Monetary policy and the house price boom across US states. *Journal of Monetary Economics*, *54*(7), 1962-1985.
20. Gao, L. Kim, H. & Saba, R. (2014). How do oil price shocks affect consumer prices? *Energy Economics*, *45*, 313-323.

21. Greenwood, J. & Hercowitz, Z. (1991). The allocation of capital and time over the business cycle. *Journal of political Economy*, *99*(6), 1188-1214.
22. Huang, W. H. & Chao, M. C. (2012). The effects of oil prices on the price indices in Taiwan: International or domestic oil prices matter? *Energy policy*, *45*, 730-738.
23. Iacoviello, M. & Neri, S. (2010). Housing market spillovers: evidence from an estimated DSGE model. *American Economic Journal: Macroeconomics*, *2*(2), 125-164.
24. Kenny, G. (1999). Modelling the demand and supply sides of the housing market: evidence from Ireland. *Economic Modelling*, *16*(3), 389-409.
25. Khiabani, N. (2015). Oil inflows and housing market fluctuations in an oil-exporting country: Evidence from Iran. *Journal of Housing Economics*, *30*, 59-76.
26. Killins, R. N. Egly, P. V. & Escobari, D. (2017). The impact of oil shocks on the housing market: Evidence from Canada and US. *Journal of Economics and Business*.
27. Leelhaphan, Tim. (2009). J-Curve, Oil Price, House Price and US-Canada Imbalance
28. Michieka, N. M. (2017). Do changes in oil prices affect welfare programs? Evidence from Kern County. *Energy Economics*, *66*, 116-121.
29. Padilla, M. A. (2005). *The effects of oil prices and other economic indicators on housing prices in Calgary, Canada* (Doctoral dissertation, Massachusetts Institute of Technology).
30. Topel, R. & Rosen, S. (1988). Housing investment in the United States. *Journal of Political Economy*, *96*(4), 718-740.
31. Vargas-Silva, C. (2008). Monetary policy and the US housing market: A VAR analysis imposing sign restrictions. *Journal of Macroeconomics*, *30*(3), 977-990.

مطالعات اقتصاد، مدیریت مالی و حسابداری

دوره ۳، شماره ۲/۲، تابستان ۱۳۹۶، صفحات ۱۴۵- ۱۲۶

The effect of Oil Shocks and delayed oil Revenues on Housing Prices in Iran

Mohammadhashem Moosavihaghighi [1], Hadi SHirpour [2]

1. *Ph. D, Faculty member in Fars Agriculture Research and Education Center*
2. *Ph. D Student of Oil and Gas Economics*

Abstract

The most important external factor on the housing market is the oil price. This is because the country's main revenue comes from oil exports. One of the main reasons for rising house prices has to be sought in the country's oil revenues. In this paper, using Hodrick-Prescott and ARDL methods, the effect of delayed oil revenues and oil price shock on the housing price index during the years 1352-1394 has been investigated. The results showed that exchange rate, oil shocks and bank interest rates had a negative effect on housing prices. Oil revenues, liquidity and government expenditures have had a positive and significant impact on housing prices. Likely, the current oil price trend reduces the country's oil revenues. Also, falling oil prices reflect a one-year delay in housing prices. So, we should probably see a further stagnation in housing next year.

Keywords: Housing prices, Oil prices, Liquidity, ARDL, Delayed oil revenues