

اثر شوک درآمدهای نفتی بر توان پذیری قیمت مسکن شهری در ایران

سید وحید احمدی^۱ابراهیم عباسی^{*۲}رضا محسنی^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۱۵

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۳/۲۰

چکیده

رشد سریع شهرنشینی به پدیده غالب در دنیا مبدل شده است و غفلت از وضعیت شاخص‌های توان‌پذیری قیمت مسکن شهری، می‌تواند زمینه‌ساز گسترش حاشیه‌نشینی و پیامدهای منفی اجتماعی، امنیتی و فرهنگی مترتب بر آن باشد. بررسی‌ها نشان می‌دهد شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در ایران، که تا قبل از سال ۱۳۸۱ تحت تاثیر چرخه‌های تجاری بازار مسکن، بعضاً در محدوده شدیداً دور از دسترس قرار می‌گرفت، از این سال به بعد، مستمراً در محدوده شدیداً دور از دسترس قرار داشته است. از جمله عواملی که می‌تواند بر تحولات شاخص‌های توان‌پذیری تاثیرگذار باشد، آثار ناشی از بیماری هلندی در اقتصاد ایران است. در این مطالعه، علاوه بر تحلیل رفتار شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن شهری، با استفاده از مدل SVAR، تاثیر شوک در آمد نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن نیز بررسی شده است. مطابق نتایج این پژوهش، نوسانات شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن شهری از یک عدم تعادل کوتاه‌مدت فراتر رفته است، به طوری که به واسطه فاصله گرفتن بیش از پیش در آمد خانوار و قیمت مسکن شهری از یکدیگر، همگرایی این دو متغیر تائید نشد. به علاوه، بررسی نشان داد هرچند تاثیر شوک در آمد نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن در کوتاه‌مدت اندک است اما ظرف ۹ فصل، شوک مذکور ۶/۶ درصد از نوسانات توان‌پذیری را توضیح داده و اثر آن نهایتاً پس از ۱۰ فصل از بین می‌رود.

واژه‌های کلیدی: توان‌پذیری، مسکن در استطاعت، نفت، بیماری هلندی، ایران.

Keywords: Affordability, Affordable Housing, Oil, Dutch Disease, Iran.

JEL Classification: R32, R38, C52.

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران

ahmady_va@yahoo.com

مقاله حاضر از رساله دکتری سید وحید احمدی به راهنمایی دکتر ابراهیم عباسی در دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه استخراج شده است

۲. استادیار، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی (نویسنده مسئول)

abbassiebrahim@yahoo.com

۳. استادیار، گروه اقتصاد، واحد فیروزکوه، دانشگاه آزاد اسلامی، فیروزکوه، ایران. عضو هیأت علمی گروه اقتصاد

re_mohseni@sbu.ac.ir

دانشکده اقتصاد و علوم سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

۱- مقدمه

بخش مسکن از بخش‌های مهم اقتصاد است. اهمیت آن در بازار دارائی‌ها، نقش آن در فرآیند انتقال سیاست پولی، جایگاه آن در تشکیل سرمایه ثابت بخش ساختمان، ماهیت اشتغال زایی بالای آن و ارتباطات پیشین گسترده آن با دیگر بخش‌های واقعی اقتصاد، که سبب شده از آن به عنوان موتور محرک رشد اقتصادی یاد شود، تنها بخشی از کارکردهای متفاوت و مهم بخش مسکن است (احمدی، ۱۳۸۹: ۳۹) (عباسی نژاد و یاری، ۱۳۸۸: ۶۰). قیمت از مهم‌ترین مولفه‌های اقتصادی هر کالایی است. در ارتباط با بررسی عوامل تاثیر گذار بر قیمت مسکن، مطالعات گسترده‌ای انجام شده است. در این میان، با توجه به نقش ویژه مسکن در اقتصاد کلان و همچنین جایگاه آن به عنوان کالای ضروری، که خانوارها ناگزیر از تامین آن هستند، دقت نظر در رفتار قیمتی مسکن و میزان انطباق این رفتار قیمتی با ساختار «درآمد خانوار» و عملکرد بازار «اجاره مسکن»، که دو رکن مهم بازار مسکن محسوب می‌شوند، موضوع مهمی است که غفلت از آن می‌تواند به شکل‌گیری و حتی ترکیدن حباب قیمتی مسکن و ضعف توان‌پذیری مسکن بیانجامد. مطالعات مختلف، از جمله مطالعه بیکر^۱ (۲۰۱۸)، نشان می‌دهد، تجربه ترکیدن حباب قیمتی مسکن و آثار مخرب آن بر بازارهای مالی و سرانجام بر کل اقتصاد، که یکی از موارد اخیر آن بحران مالی (۲۰۰۹-۲۰۰۷) است، به اندازه کافی در کشورهای مختلف، به ویژه در کشورهایی که در آن‌ها «نسبت تسهیلات خرید به قیمت مسکن»^۲ بالا و وام‌های بد^۳ شایع است، و ترکیدن حباب می‌تواند از طریق نکول تسهیلات دریافتی از سوی دریافت‌کنندگان، به ایجاد مشکل برای سیستم بانکی، سرایت بحران از شبکه بانکی به دیگر بازارهای مالی و نهایتاً کل اقتصاد منجر شود، حساسیت‌های لازم را برانگیخته است، بنابراین، مطالعات گسترده‌ای در خصوص حباب‌های قیمتی مسکن و عوامل تاثیرگذار بر آن انجام شده است. اما ادبیات توان‌پذیری مسکن، کاملاً نوپا، و مطالعات در خصوص آن، محدود است. توجه به توان‌پذیری مسکن، که به تدریج در حال شکل‌گیری و تبدیل

^۱. Baker (2018)

^۲. Loan to Value

^۳. Non-Performing Loans

به یک پویای جهانی است^۱، خاستگاهی و رای نگرش صرفا اقتصادی دارد و با مسائل اجتماعی-زیست محیطی و امنیتی نیز آمیخته است. به بیان روشن تر، بررسی ها نشان می دهد با وجود تفاوت های ماهوی بسیاری که در شیوه گسترش شهرنشینی در نقاط مختلف جهان مشاهده می شود، امروزه، جهان به سرعت در حال شهری شدن است (عظیمی، ۱۳۸۱: ۱۳). به طوری که پیش بینی می شود سهم جمعیت شهری از کل جمعیت جهان که در سال ۱۹۵۰، ۳۰ درصد بوده است، تا سال ۲۰۵۰ به ۶۶ درصد بالغ گردد (سازمان ملل متحد، ۲۰۱۴: ۲). در این فرآیند تحول، عملکرد صحیح اقتصاد کلان، به طور قطع نقش تعیین کننده ای در هدایت بخش مسکن در مسیر توسعه پایدار ایفا می کند و غفلت از حفظ تناسب قیمت مسکن و درآمد خانوار، می تواند به گسترش بدمسکنی و حاشیه نشینی منجر شود. بر این مبنا، در راستای تحقق رشد متوازن مناطق شهری و پیشگیری از پیامدهای اجتماعی-اقتصادی مخرب ناشی از بی توجهی به توان پذیری قیمت مسکن، از دهه ۱۹۶۰ در آمریکا، دهه ۱۹۸۰ در اروپا (گابریل^۲ و همکاران، ۲۰۰۵: ۴) و دهه ۱۹۹۰ در ادبیات مسکن دیگر کشورهای دنیا (مولینر و ملین^۳، ۲۰۱۵: ۲۴۹)، الزامی به نام مسکن در استطاعت (توان پذیر) شکل گرفته است و به این ترتیب، سیاست گذاران کلان با رصد تحولات قیمتی مسکن، حفظ تناسب قیمت با درآمد آحاد جامعه را در کانون توجه قرار داده اند. اگرچه، به جهت ویژگی های کالای مسکن و همچنین پیچیدگی های اقتصادی-اجتماعی کشورها، تاکنون معیار و استاندارد جهانی مشخصی، که بتواند در حوزه مسکن توان پذیر مورد توجه سیاست گذاران عرصه مسکن قرار گیرد، ارائه نشده است، اما بررسی دقیق شاخص های کاربردی توان پذیری مسکن نشان می دهد، هم اکنون، این شاخص در دو قالب «سهم هزینه اجاره مسکن در بودجه خانوار» و «شاخص دسترسی به مسکن»، - که دو روی یک سکه اند- در بسیاری از کشورها، مبنای ارزیابی توان پذیری قرار گرفته است. بر اساس رهیافت «سهم هزینه اجاره مسکن در بودجه خانوار»، مسکنی توان پذیر محسوب می شود که هزینه اجاره آن از درصدی از درآمد خانوار بیشتر نباشد (این نسبت در کشورهای مختلف غالبا در دامنه ۲۵ تا ۳۰ درصد تعیین شده است). رهیافت

۱. پیام جهانی کمیته اسکان بشر سازمان ملل متحد، برای سال ۲۰۱۷، «سیاست مسکن: خانه های متناسب با درآمد» است

(برنامه اسکان بشر ملل متحد، ۲۰۱۷).

2. Gabriel (2005)

3. Mulliner and Maliene (2015)

دیگر؛ «شاخص دسترسی به مسکن» است که از نسبت میانگین قیمت مسکن به میانگین درآمد سالانه خانوار به دست می‌آید و نشان می‌دهد، یک خانوار با فرض پس‌انداز کل درآمد سال خود، طی چند سال، می‌تواند صاحب خانه شود. آستانه‌های شاخص دسترسی به مسکن به قرار ذیل است:

- بازار مسکن در دامنه قیمتی با نسبت ۳ سال و کمتر، «در دسترس»
- ۳/۱ تا ۴/۰ سال، «نسبتاً دور از دسترس»
- ۴/۱ تا ۵/۰ سال، «به طور جدی دور از دسترس» و
- ۵/۱ سال و بیشتر، «شدیداً دور از دسترس». (International Housing Affordability Survey, 2018)

بررسی‌ها نشان می‌دهد، در ایران شاخص دسترسی به مسکن شهری، از سال ۱۳۸۱ در محدوده شدیداً دور از دسترس قرار گرفته و در سال ۱۳۹۵ به عدد ۱۱ رسیده است (دفتر برنامه‌ریزی، تجهیز منابع و اقتصاد مسکن، ۱۳۹۷). به علاوه در سال ۱۳۹۵، هزینه اجاره مسکن، به طور متوسط ۳۴/۱ درصد از سبد هزینه خانوارهای شهری را به خود اختصاص داده است (پایگاه اینترنتی مرکز آمار ایران، زمان دسترسی شهریور ماه ۱۳۹۷). این میزان در گروه‌های کم‌درآمد به بیش از ۵۰ درصد می‌رسد. سیاست‌گذاری‌های نامناسب در حوزه‌های مسکن و اقتصاد، در کنار رشد سریع شهرنشینی، باعث شده است تا ۱۹ میلیون نفر از جمعیت ۵۹ میلیون نفری جامعه شهری، در بافت‌های فرسوده شهری و حاشیه شهرها اسکان یابند (توکلی‌نیا و ضرغامی، ۱۳۹۷: ۵۰). آماري که به عنوان آینه تمام‌نمای مشکل توان‌پذیری قیمت مسکن در مناطق شهری، بر لزوم توجه کامل به روند تحولات توان‌پذیری مسکن صحنه می‌گذارد. ایران، کشوری نفتی است و صادرکنندگان نفتی بعضاً با عارضه بیماری هلندی نیز مواجه‌اند، بنابراین افزایش درآمد نفتی، علاوه بر این که درآمد سرانه این کشورها را بهبود می‌بخشد، مطابق با ادبیات بیماری هلندی می‌تواند قیمت مسکن و در مجموع توان‌پذیری قیمت مسکن را تحت تاثیر قرار دهد. به رغم اهمیت بخش نفت و مسکن در اقتصاد ایران و همچنین حاد بودن وضعیت توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در کشور و احتمال تاثیر نوسانات درآمد نفتی بر توان‌پذیری مسکن، با وجود بررسی گسترده، مطالعه‌ای که به بررسی وضعیت عمومی توان‌پذیری قیمت مسکن شهری و تحلیل رفتار قیمت مسکن و درآمد خانوار شهری در ایران پرداخته باشد و یا در آن عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن در کشور

بررسی شده باشد، مشاهده نمی‌شود. این در شرایطی است که شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در ایران، که تا قبل از سال ۱۳۸۱ تحت تاثیر چرخه‌های تجاری بازار مسکن، بعضاً در محدوده شدیداً دور از دسترس قرار می‌گرفت، از این سال به بعد، مستمراً در محدوده شدیداً دور از دسترس قرار داشته است و حاشیه‌نشینی و بدمسکنی به عنوان نمادهای عینی ضعف توان‌پذیری در کشور به سرعت در حال گسترش است. با این توضیح، بررسی رفتار دو متغیر درآمد خانوار شهری و قیمت مسکن و همچنین تبیین عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری مسکن در ایران، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این مقاله که در سرفصل‌های ذیل تنظیم و ارائه می‌شود و توجه دادن به موضوع توان‌پذیری مسکن شهری نوآوری آن محسوب می‌شود، در نظر است، به کمک تکنیک‌های اقتصادسنجی فرضیه‌های ذیل آزمون شود.

- رفتار شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن از یک عدم تعادل کوتاه‌مدت ناشی از رفتارهای سیکلی فراتر رفته و در حال تبدیل به چالشی بلندمدت است.

- شوک درآمد نفتی بر تحولات توان‌پذیری قیمت مسکن تاثیرگذار بوده است.

پس از ذکر این مقدمه، در ادامه، مبانی نظری چالش توان‌پذیری قیمت مسکن تبیین می‌شود. بخش بعد به ادبیات تجربی و مطالعات داخلی و خارجی انجام شده در این خصوص اختصاص دارد. در ادامه، ضمن ارائه تحلیل آماری توان‌پذیری مسکن در مناطق شهری ایران و بررسی همگرایی درآمد خانوار و قیمت مسکن شهری، تاثیر شوک درآمد نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن در قالب مدل SVAR تبیین می‌شود. در نهایت، بر اساس نتایج مدل توصیه‌های سیاستی ارائه می‌شود.

۲- مبانی نظری

مبانی نظری این پژوهش در دو بخش ارائه می‌شود. بخش نخست به بیان مبانی نظری چالش توان‌پذیری قیمت مسکن اختصاص دارد. در بخش دوم، مبانی نظری تاثیر درآمد نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن تبیین می‌شود.

۲-۱- چالش توان‌پذیری قیمت مسکن

در شرایطی که بازارها، از جمله بازار «مسکن» و «نیروی کار» از کارایی لازم برخوردار باشند، می‌توان انتظار داشت که درآمد خانوار و قیمت مسکن رفتاری هم‌سو و همگرا داشته باشند، همین

منطق، مبنای نظری مطالعاتی بوده که در آن‌ها همگرایی قیمت مسکن و درآمد خانوار، به عنوان پیش فرض، اصلی پذیرفته شده قلمداد شده است. برای نمونه مالپزی^۱ (۱۹۹۹)، کاپوزا^۲ و همکاران (۲۰۰۲)، و مین^۳ (۲۰۰۲) در بررسی مشکل توان‌پذیری و رفتار حسابی قیمت مسکن، با تکیه بر تئوری تقاضای مسکن - که معطوف به درآمد خانوار است - این‌گونه استدلال می‌کنند که، اگرچه در کوتاه‌مدت ممکن است قیمت مسکن و درآمد خانوار موقتاً از یکدیگر فاصله بگیرند، اما در بلندمدت، این دو متغیر رفتاری همگرا داشته و تمایل به بازگشت به روند بلندمدت دارند. در پاسخ به این مطالعات باید به این نکته اشاره کرد که بازارها الزاماً از کارایی لازم برخوردار نیستند و نتایج تجربی نیز نشان می‌دهد که درآمد خانوار و قیمت مسکن الزاماً رفتاری همگرا ندارند. برای مثال، جوشا گالین^۴ (۲۰۰۶)، چی چن^۵ و همکاران (۲۰۰۷) و تسای و پنگ^۶ (۲۰۱۲) با استناد به این‌که، قیمت مسکن الزاماً از درآمد خانوار تاثیر نمی‌پذیرد و عوامل متعددی هستند که قیمت را تعیین می‌کنند، همگرایی این دو متغیر را امری قطعی نمی‌دانند و معتقدند موارد متعددی را می‌توان مشاهده کرد که به اقتضای شرایط بازار، رفتار این دو متغیر از یک رفتار هم‌حرکت و همگرا خارج شده است. لذا، فرض همگرایی درآمد خانوار و قیمت مسکن بدیهی نیست و نیازمند آزمون است. در واقع مخدوش شدن توان‌پذیری مسکن و خارج شدن آن از حدود استاندارد، ناشی از تداوم همین رفتار غیر همگراست و وجود چنین رفتاری، زمینه ساز طرح ادبیات توان‌پذیری قیمت مسکن بوده است.

۲-۲- تاثیر تحولات درآمد نفتی بر توان‌پذیری مسکن

از آن‌جا که مطابق مبانی اقتصاد خرد، در تابع تقاضا درآمد خانوار از عوامل اصلی تاثیرگذار بر قیمت هر کالایی، از جمله کالای مسکن است. بنابراین، چنان‌چه مطابق ادبیات نظری موجود، عوامل تاثیرگذار بر قیمت مسکن، به شرح معادله (۱)، تابعی از درآمد خانوار، درآمد نفتی، سیاست پولی و دیگر عوامل در نظر گرفته شود.

1. Malpezzi (1999)

2. Capozza (2002)

3. Meen (2002)

4. Joshua Gallin (2006)

5. Chi Chen (2007)

6. Tsai and Peng (2012)

$$PH = \alpha + \beta * Oil\ Revenues + \delta * Monetary\ Policy + \gamma * Household\ Income + \dots$$

(۱)

با لگاریتم گیری از دو طرف معادله و انتقال لگاریتم در آمد خانوار به سمت چپ معادله، همان گونه که مشاهده می شود، سمت چپ معادله، همان نسبت (شاخص) توان پذیری قیمت مسکن است و به تعبیری عوامل تاثیر گذار بر توان پذیری قیمت مسکن به شرح معادله (۲) خواهد بود:

$$\text{Log}(PH / HouseholdIncome) = f(\text{Log}(Oil\ Revenues), \text{Log}(Monetary\ Policy), \dots) \quad (2)$$

بنابراین، در تبیین مبانی نظری تاثیر درآمد نفتی و دیگر عوامل تاثیر گذار بر توان پذیری قیمت مسکن، تبیین مبانی نظری عوامل تاثیر گذار بر قیمت مسکن کفایت می کند. با این توضیح، در ادامه با توجه به رهیافت این مقاله در طراحی مدل SVAR، به اختصار مبانی نظری تاثیر درآمد نفتی و سیاست پولی بر قیمت مسکن ارائه می شود.

کوردن و نیری^۱ (۱۹۸۲) در مطالعه ای که به تبیین ادبیات بیماری هلندی و ساز و کار تاثیر درآمدهای نفتی بر اقتصاد کشورهای صادر کننده نفت می پردازد، رونق بخش نفت را حاوی دو اثر «مخارج» و «حرکت عوامل تولید» بر اقتصاد معرفی می کنند. طبق «اثر مخارج»، افزایش قیمت نفت، منجر به افزایش درآمدهای ارزی کشورهای صادر کننده نفت و افزایش درآمد سرانه می شود؛ که حاصل آن افزایش تقاضا برای هر دو کالای قابل مبادله و غیر قابل مبادله است. تحت این شرایط، دولت ها در جهت کنترل افزایش قیمت ها، اجازه افزایش واردات را خواهند داد. از آن جا که بخشی از مازاد تقاضای کالاهای قابل مبادله از طریق واردات تأمین می شود، قیمت کالاهای غیر قابل مبادله نسبت به قیمت کالاهای قابل مبادله افزایش می یابد. طبق اثر «حرکت عوامل تولید»، نیز با افزایش قیمت نفت، حرکت عوامل تولید از بخش قابل مبادله و بخش غیر قابل مبادله اقتصاد، به سمت بخش نفت انجام می شود. البته از آن جا که تحت تاثیر اثر مخارج، قیمت کالاهای غیر قابل مبادله نسبت به کالاهای قابل مبادله، با افزایش بیشتری همراه بوده است، میزان خروج منابع از بخش قابل مبادله در مقایسه با بخش غیر قابل مبادله، بیشتر است. موضوعی که از آن تحت عنوان حرکت ضد صنعتی شدن تعبیر می شود.

1. Corden and Neary (1982)

علاوه بر نقش تاثیرگذار درآمد نفتی بر تحولات قیمت مسکن کشورهای صادرکننده نفت، مطابق مبانی نظری که در ادامه به اختصار ارائه می‌شود، سیاست پولی نیز، از کانال‌های ذیل، بر قیمت دارایی مسکن (و سایر دارایی‌ها) تاثیرگذار است. البورن^۱ (۲۰۰۸) در مطالعه خود، تغییر در نرخ بهره را کانالی موثر بر بازار مسکن معرفی می‌کند. در این کانال، افزایش نرخ بهره از طریق افزایش هزینه اخذ تسهیلات، واجد دو کارکرد مستقیم بر بخش مسکن است، به گونه‌ای که نرخ‌های بهره بالاتر، به واسطه افزایش هزینه‌های استقراض (و درآمد قابل تصرف کمتر) واجد اثرات درآمدی نرخ بهره به صورت کاهش سرمایه‌گذاری (و مصرف) خواهد بود. به علاوه، مطابق مطالعه هدلوند^۲ و همکاران (۲۰۱۶) قیمت مسکن، به مانند دیگر دارایی‌ها، نسبت به بازدهی دارایی‌های مالی نظیر اوراق قرضه حساس است و چنانچه بازدهی اوراق قرضه افزایش یابد، دارندگان دارایی مسکن ترجیح می‌دهند بخشی از سبد دارایی‌های خود را به اوراق قرضه تبدیل کنند. همین امر باعث می‌شود مادامی که بازدهی ناشی از نگهداری سایر دارایی‌ها با در نظر گرفتن ریسک‌های متفاوت بیشتر باشد، قیمت مسکن کاهش یابد. مطابق مطالعه بوردو و ویلاک^۳ (۲۰۰۴) دیدگاه دیگر در تبیین کانال اثرپذیری قیمت مسکن از سیاست پولی، که از ادبیات اقتصاد کلان تعادل عمومی پویا نشأت می‌گیرد، بر این اصل استوار است که شکست سیاست پولی در تثبیت قیمت‌ها، می‌تواند به حباب قیمت دارایی‌ها بیانجامد. در این ارتباط، با توجه به ساز و کار مدل‌های انتظارات عقلایی تعادلی، تصمیم ناصحیح در اعمال سیاست پولی، برای مثال استفاده از قواعد نرخ بهره بی‌توجه به نرخ تورم بلندمدت پایدار، می‌تواند منجر به پیش‌بینی آینده‌نگر و ایجاد حباب قیمت دارایی‌ها شود. در نقطه مقابل، چنانچه سیاست‌گذار از یک قاعده روشن که در آن نرخ بهره‌ی هدف متناسب با تورم تثبیت شده تعدیل شود استفاده کند، می‌توان شاهد حاکم شدن شرایطی مناسب در بازار دارایی‌ها بود. بر اساس مطالعه محنت‌فر و دهقانی (۱۳۸۸)، مسیر دیگر تاثیر سیاست پولی بر قیمت مسکن از مجرای نقدینگی است، در این کانال اثرگذاری، واکنش قیمت دارایی‌ها به تغییر در عرضه پول مورد توجه است. اثر نقدینگی بر تولید، هماهنگ با نظریه مقداری پول است. مطابق این نظریه، سطح عمومی قیمت‌ها، با موجودی پول مرتبط است. اگرچه، در نظریه کلاسیک‌ها پول خنثی است و تغییرات در موجودی پول فقط به تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها

1. Elbourne (2008)

2. Hedlund (2016)

3. Bordo and Wheelock (2004)

می‌انجامد. اما، مکتب پولیون در تفسیر خود از نظریه مقداری پول، پول را در کوتاه‌مدت منشاء اثر بر متغیرهای حقیقی و غیر خنثی می‌داند، لکن در بلندمدت نظریه کلاسیک‌ها، مبنی بر خنثی بودن پول را می‌پذیرند. بنابراین، در کوتاه‌مدت سیاست پولی انبساطی که نقدینگی موجود در بازار را افزایش می‌دهد، در بخش‌هایی با کشش عرضه بالا (بازار کالاهای مصرفی قابل تجارت) واکنش ملایم قیمتی و در بخش‌هایی با کشش قیمتی عرضه پایین (بازار مسکن) واکنش سریع قیمتی ایجاد میکند.

۳- پیشینه مطالعات

۳-۱- پژوهش‌های داخلی

همان‌گونه که در مقدمه نیز اشاره شد، با وجود اهمیت بخش نفت و مسکن در اقتصاد ایران و همچنین حاد بودن وضعیت توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در کشور، با وجود بررسی گسترده، مطالعه‌ای که در آن، به تحولات توان‌پذیری قیمت مسکن شهری در کشور یا تحلیل رفتار قیمت مسکن در مقایسه با درآمد خانوار پرداخته شده باشد و یا در آن عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن تحلیل شده باشد، مشاهده نشد. بنابراین در بخش مطالعات داخلی، مطالعه مذکور فاقد پیشینه و از این حیث این مقاله حایز نوآوری است. البته، بر اساس مطالعات رینولدز^۱ (۲۰۱۴)، چارالامبوس^۲ (۲۰۱۴) و چنگ و چن^۳ (۲۰۰۱)^۴، ادبیات «توان‌پذیری قیمت مسکن» قربت زیادی با ادبیات «حباب قیمتی مسکن» دارد، به طوری که مطابق ادبیات توان‌پذیری، از نسبت «قیمت

^۱. Reynolds (2014)

^۲. Charalambos (2014)

^۳. Chang and Chen (2001)

^۴. ادبیات حباب قیمتی مسکن و توان‌پذیری مسکن، کاملاً منطبق نیستند و موارد ذیل از وجه افتراق این دو ادبیات محسوب می‌شود: اولاً در مقوله توان‌پذیری، قیمت و اجاره مسکن هر دو دور از دسترس می‌شوند، اما در حباب قیمتی نسبت «اجاره به قیمت مسکن» از نسبت‌های مبتنی بر مبانی بازار فاصله می‌گیرد کلکو (۲۰۱۷). ثانیاً در حباب قیمتی، بازار ماهیت خوداصلاحی داشته و با ترکیدن حباب و یا فاصله گرفتن قیمت از مبانی بازار، مجدداً قیمت به روند بلندمدت خود باز می‌گردد؛ اما در مقوله توان‌پذیری، از آن‌جا که مطابق اصول بازار، با عدم اقبال طرف تقاضا به قیمت‌های جدید، قیمت‌ها به نقطه‌ای باز می‌گردد که غالب بازار را تشکیل می‌دهد، در این بازگشت به روند، در صورتی که تناسب قبلی قیمت مسکن و درآمد خانوارهای کم درآمد برقرار نشود، توان‌پذیری کاهش یافته و در این معادله، گروهی از افراد کم درآمد از مجموعه تقاضای موثر و بازار حذف می‌شوند.

مسکن» به «درآمد خانوار» تحت عنوان شاخص توان‌پذیری یاد می‌شود و دقیقاً از همین نسبت و یا نسبت «قیمت مسکن» به «اجاره مسکن»، برای بررسی وجود حباب قیمتی استفاده می‌شود و به تعبیری عواملی که به شکل‌گیری حباب قیمتی منجر می‌شود، می‌تواند توان‌پذیری قیمت مسکن را نیز دستخوش تغییر کند، بنابراین، نظر به این‌که، با دقت نظر در آن دسته از مطالعات داخلی که به تبیین عوامل تاثیرگذار بر حباب قیمتی مسکن پرداخته‌اند و الهام گرفتن از مطالعاتی که در دیگر کشورها در خصوص تبیین عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری مسکن انجام شده است، می‌توان به ساختار عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن در ایران دست یافت. در ادامه به برخی از مطالعات داخلی که به تبیین عوامل تاثیرگذار بر قیمت و یا حباب قیمتی مسکن پرداخته‌اند، اشاره می‌شود.

کمیجانی و همکاران (۱۳۹۲) در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیل پولی حباب بازار مسکن در اقتصاد ایران»، با استفاده از متغیرهای «نرخ ارز»، «قیمت سکه طلا»، «شاخص کل بورس اوراق بهادار»، «نقدینگی»، «نرخ سود بانکی»، «نرخ تورم» و «درآمدهای نفتی» به کمک مدل الگوی خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)، به بررسی حباب قیمتی مسکن در ایران در بازه زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۰ می‌پردازند. در این بررسی آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای مذکور بر حباب قیمت مسکن تخمین زده شده است. از آن‌جا که ضریب تعدیل در رابطه پویا، برابر مقدار عددی $0/58$ بوده، این‌گونه استنتاج شده است که آثار تکانه‌های کوتاه‌مدتی که موجب عدم تعادل می‌شوند، پس از دو دوره از بین خواهد رفت و تعادل بلندمدت مجدداً پس از دو سال حاصل می‌گردد.

قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی عوامل مؤثر بر تعیین سهم حباب قیمت در بازار مسکن»، با استفاده از داده‌های فصلی بازه زمانی ۸۶-۱۳۷۱ و روش خودرگرسیون برداری، به بررسی تأثیر تکانه‌های متغیرهای سیاست پولی و سایر متغیرها بر حباب قیمت مسکن می‌پردازند. نتایج تجزیه واریانس حاکی از آن است که در تمامی دوره‌های مورد بررسی، در نتیجه نوسانات حبابی قیمت مسکن، شوک قیمت مسکن از اجرای سیاست‌های پولی انبساطی (افزایش نقدینگی و کاهش نرخ بهره واقعی)، نقل و انتقالات بازار سرمایه و دارایی‌ها، و تغییرات طرف عرضه مسکن تأثیر پذیرفته است.

زروکی و موتنی (۱۳۹۶) در مقاله‌ای با عنوان «اثر نامتقارن قیمت نفت بر بازار مسکن در ایران: کاربردی از رهیافت ARDL غیر خطی»، با بررسی روند حرکتی قیمت نفت در اقتصاد ایران و تطابق آن با دوره‌های رونق و رکود بخش مسکن، با استفاده از رهیافت خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی غیر خطی (NARDL) به واکاوی تاثیر قیمت نفت بر قیمت مسکن، در قالبی نامتقارن طی سال‌های ۹۴-۱۳۵۱ پرداخته است. نتایج بررسی نشان می‌دهد دوره‌های رونق نفتی با افزایش قیمت مسکن همراه است اما در دوره‌های رکود نفتی عکس این رابطه برقرار نیست. نتایج وجود رابطه نامتقارن بین قیمت نفت و شاخص قیمت مسکن را تایید کرده است. یافته دیگر این مطالعه اثر مثبت و معنادار شاخص قیمت مصرف کننده بر قیمت مسکن، در کوتاه‌مدت و بلندمدت است.

۳-۲- پژوهش‌های خارجی

بررسی‌ها نشان می‌دهد در دیگر کشورها به ویژه در کشورهایی که شاخص‌های توان‌پذیری مسکن تا اندازه‌ای از حدود استاندارد فاصله گرفته است (برای مثال: کانادا، استرالیا و سنگاپور) و یا شاخص مذکور نگران کننده و در محدوده شدیداً دور از دسترس قرار گرفته است (برای نمونه: تایوان)، مطالعاتی در خصوص توان‌پذیری مسکن انجام شده و اقداماتی نیز به منظور ساماندهی بازار مسکن توان‌پذیر در حال انجام است. برای نمونه؛ گالین^۱ (۲۰۰۶) با استفاده از سری زمانی ۲۷ ساله داده‌های کشور آمریکا، به بررسی همگرایی قیمت مسکن و درآمد خانوار پرداخته است، در این بررسی همگرایی این دو متغیر تایید نشده است. به جهت بررسی دقیق‌تر موضوع، مجدداً همگرایی مذکور برای ۹۵ منطقه شهری و در یک دوره ۲۳ ساله در قالب مدل پانل بررسی شده، طبق این بررسی نیز، همگرایی متغیرها تایید نشده است. چی چن^۲ و همکاران (۲۰۰۷) با استفاده از داده‌های کشور تایوان و آزمون مرسوم همگرایی، به بررسی رابطه میان قیمت مسکن و درآمد خانوار و علل تضعیف این رابطه پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد رابطه بلندمدتی میان قیمت مسکن و درآمد خانوار حاکم نیست، اما با توجه به آزمون شکست استوکاستیک^۳ که بر اساس آن، در دوره مورد بررسی، به شوک‌های موقت اجازه عمل داده می‌شود، وجود ارتباط میان

1. Gallin (2006)

2. Chi Chen (2007)

3. Stochastic Break (Stop Break) Test

این دو تایید شده است. ژانگ^۱ (۲۰۱۵) با اشاره به وجود تفاوت عمیق قیمت مسکن میان شهرهای چین که بعضاً تا ۱۲ برابر هم می‌رسد، با استفاده از ریشه واحد پانل، همگرایی پانل و آزمون علیت گرنجری پانل، به بررسی رابطه بین قیمت مسکن و درآمد قابل تصرف خانوار و علل تفاوت قیمت مسکن در ۳۵ شهر چین پرداخته و با استفاده از مدل FMOLS، پایداری توان‌پذیری مسکن را مورد بررسی قرار داده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد رابطه‌ای بلندمدت میان قیمت مسکن و درآمد خانوار در ۳۵ شهر مورد بررسی وجود دارد و توان‌پذیری مسکن از پایداری^۲ برخوردار است؛ اما این پایداری بسیار شکننده و ضعیف است. در خصوص مطالعات تجربی در ارتباط با تبیین عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن نیز می‌توان به مطالعه وورثینگتن و هیگز^۳ (۲۰۱۳) با عنوان «بررسی عوامل کلان تاثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن در کشور استرالیا» اشاره کرد که در بازه زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۵ و با استفاده از رهیافت ARDL، اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت برخی از شاخص‌های کلان بر توان‌پذیری تحلیل شده است. متغیرهای مستقل شامل مالیات بر عایدی سرمایه، عملکرد بازار سرمایه، عملکرد بخش خصوصی در عرضه مسکن، رشد تولید ناخالص ملی، رشد جمعیت و دسترسی به تسهیلات ارزان قیمت خرید و تولید مسکن در نظر گرفته شده‌اند. متغیر وابسته یک بار «شاخص توان‌پذیری مسکن» منتشر شده در آمارهای رسمی و بار دیگر «شاخص نسبت درآمد به قیمت» در نظر گرفته شده است. نتایج مدل موید آن است که مشکل توان‌پذیری مسکن در این کشور، صرفاً ناشی از یک عدم تعادل کوتاه‌مدت است. در ارتباط با بررسی تاثیر افزایش قیمت نفت بر توان‌پذیری مسکن نیز می‌توان به مطالعه سکا و المطیری^۴ (۲۰۱۶) اشاره کرد که در آن به بررسی عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری مسکن در کشور کویت پرداخته‌اند. در این مطالعه که به صورت پانل برای ۶ استان کویت صورت گرفته است، توان‌پذیری مسکن تابعی از مخارج دولت، قیمت نفت، نرخ بهره و تورم در نظر گرفته شده است. این بررسی نشان می‌دهد متغیرها همگرا هستند و از مدل VECM برای بررسی روابط بلندمدت و سرعت همگرایی استفاده شده است. تجزیه واریانس نشان می‌دهد در طی ده فصل، ۹۴/۳ درصد از پیش‌بینی واریانس خطا در قیمت مسکن توسط خود قیمت مسکن توضیح داده می‌شود و تنها ۲/۳،

1. Zhang (2015)

2. Stability

3. Worthington and Higgs (2013)

4. Sakka and Almutairi (2016)

۵/۶، ۱/۵ و ۰/۸ درصد از واریانس مذکور به ترتیب توسط نرخ بهره، نرخ تورم، مخارج دولت و قیمت نفت توضیح داده می‌شود. در نهایت، با توجه به نتایج مدل و ساختار بازار مسکن در این کشور، سیاست‌گذاری مناسب در حوزه عرضه زمین و همچنین توجه ویژه به جانب عرضه مسکن، به عنوان عوامل کلیدی بهبود شاخص‌های توان‌پذیری مسکن در این کشور معرفی می‌شود.

کیلینز^۱ و همکاران (۲۰۱۷) در مقاله‌ای با عنوان «اثر شوک‌های نفتی بر بازار مسکن: شواهدی از کانادا و آمریکا»، با اشاره به نوسانات اخیر در بازارهای انرژی نفت و با توجه به الزامات ارزیابی تاثیر تغییرات قیمت نفت بر محیط اقتصاد کلان، رکود بزرگ سال‌های ۲۰۰۹-۲۰۰۷ را دلیلی متقن بر ضرورت نظارت دقیق‌تر بازار مسکن جهانی اعلام می‌کنند. در این مطالعه با استفاده از مدل SVAR، میزان اثرپذیری بازار مسکن از شوک قیمت نفت مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد واکنش بازار مسکن به میزان قابل ملاحظه‌ای به دو عامل بستگی دارد. اول، این که بررسی شود تغییر قیمت نفت ناشی از شوک‌های طرف تقاضاست یا طرف عرضه. دوم، تراز تجاری نفت، به نفع واردات است یا صادرات. در این مقاله کانال‌های مختلف اقتصاد کلان که از طریق آن شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن تاثیر می‌گذارند نیز تبیین شده است.

۴- روش تحقیق

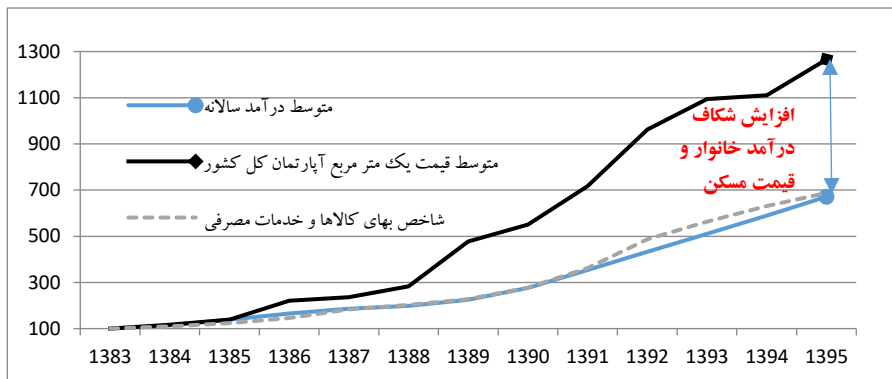
روش تحقیق حاضر، از لحاظ هدف، کاربردی و از نظر ماهیت، از نوع تحلیلی است که اثبات فرضیه‌های آن با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی صورت می‌گیرد. با این توضیح، در ادامه، پس از ارائه تحلیل آماری از روند تحولات قیمت مسکن و درآمد خانوار شهری و تبیین وضعیت توان‌پذیری قیمت مسکن طی دوره زمانی ۹۵-۱۳۷۰، فرضیه‌های تحقیق مورد آزمون قرار می‌گیرد. بنابراین، ابتدا در قالب بررسی وضعیت همگرایی قیمت مسکن و درآمد خانوار شهری، به کمک روش جوهانسن، فرضیه اول مورد آزمون قرار می‌گیرد. سپس، به منظور آزمون فرضیه دوم، به کمک مدل SVAR، اثر شوک درآمد نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن در بازه زمانی (۹۵-۱۳۷۰) مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

¹. Killins (2017)

۵- تجزیه و تحلیل داده‌ها و معرفی نتایج

۵-۱- تحلیل آماری تحولات شاخص توان‌پذیری مسکن شهری در کشور و بررسی همگرایی قیمت مسکن و درآمد

بررسی‌های آماری نشان می‌دهد از سال ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۵، قیمت مسکن به طور متوسط سالانه ۲۳/۶ درصد و درآمد خانوار شهری و شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، به ترتیب سالانه ۱۷/۴ و ۱۷/۲ درصد رشد داشته‌اند و به تعبیری تحولات قیمت مسکن، به ضرر خانوارهای فاقد مسکن رخ داده است. به این ترتیب، در حالی که شاخص دسترسی به مسکن در مناطق شهری ایران، در سال‌های ۸۰-۱۳۷۷ معادل ۴ سال بوده است، در سال ۱۳۹۵، این شاخص به رقم ۱۰/۴ سال رسیده است، نمودار (۱) به وضوح افزایش شکاف بین درآمد خانوار و قیمت مسکن را به نمایش می‌گذارد.



مأخذ: پایگاه‌های اینترنتی بانک مرکزی ج.ا.ایران، مرکز آمار ایران و وزارت راه و شهرسازی

نمودار ۱: روند تحولات شاخص CPI، قیمت یک متر مربع آپارتمان و متوسط درآمد خانوار (۱۳۸۳=۱۰۰)

جدول ۱: نسبت توان‌پذیری مسکن در مناطق شهری

سال	۱۳۷۰	۱۳۷۱	۱۳۷۲	۱۳۷۳	۱۳۷۴	۱۳۷۵	۱۳۷۶	۱۳۷۷	۱۳۷۸
نسبت توان‌پذیری	۷/۹	۶/۱	۵/۱	۴/۷	۴/۹	۵/۳	۴/۹	۴/۵	۴/۲
سال	۱۳۷۹	۱۳۸۰	۱۳۸۱	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷
نسبت توان‌پذیری	۳/۹	۴/۳	۵/۰	۵/۸	۵/۵	۵/۷	۵/۵	۷/۳	۶/۹
سال	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	
نسبت توان‌پذیری	۷/۸	۱۱/۷	۱۱/۰	۱۲/۱	۱۲/۲	۱۱/۸	۱۰/۳	۱۰/۴	

مأخذ: پایگاه اینترنتی وزارت راه و شهرسازی، زمان دسترسی خرداد ماه ۱۳۹۷

مطابق جدول ۱، هر چند نسبت توان‌پذیری مسکن از سال ۱۳۸۱، در محدوده شدیداً دور از دسترس قرار گرفته است اما با توجه به ماهیت چرخه‌ای بخش مسکن و این‌که چرخه‌های تجاری جزو ماهیت هر بازاری است، هرگونه افزایش نسبت توان‌پذیری قیمت مسکن و یا احیاناً خروج شاخص از استانداردهای تعیین شده، الزاماً به مفهوم بحرانی تشدیدشونده نیست و چه بسا این نسبت بواسطه رفتارهای سیکلی از حد استاندارد خارج شده و ممکن است تحت همین رفتار نیز به محدوده استاندارد باز گردد. برای نمونه، بواسطه همین رفتار چرخه‌ای مسکن، نسبت مذکور از ۷/۹ در سال ۱۳۷۰ به ۳/۹ در سال ۱۳۷۹ رسیده است. بنابراین، آنچه نگران‌کننده است آن‌که؛ با در نظر گرفتن رفتارهای سیکلی بخش مسکن و به واسطه رشد سریع‌تر قیمت مسکن از درآمد خانوار، نسبت توان‌پذیری به گونه‌ای با افزایش همراه شود، که روند همگرایی «قیمت مسکن» و «درآمد خانوار» دچار اختلال شده و همگرایی دو متغیر تأیید نشود. در ادامه، به کمک مدل‌های اقتصادسنجی، وضعیت همگرایی قیمت مسکن و درآمد خانوار شهری بررسی می‌شود.

۵-۱-۱- بررسی همگرایی درآمد خانوار شهری و قیمت مسکن

به منظور بررسی همگرایی دو متغیر درآمد خانوار شهری و قیمت مسکن شهری، بازه زمانی سال ۱۳۷۱ لغایت ۱۳۹۵ و با تواتر فصلی مبنای قرار گرفته است. از آن‌جا که سری زمانی متوسط قیمت یک متر مربع آپارتمان در کل مناطق شهری کشور وجود ندارد، با توجه به وجود آمار مذکور در خصوص قیمت زمین و با عنایت به هم‌حرکتی قیمت زمین و مسکن و سهم بالای قیمت زمین در بهای تمام شده مسکن، بهترین متغیر جایگزین، آمار قیمت یک متر مربع زمین ساختمان‌های تکمیل شده در مناطق شهری کشور است که توسط اداره آمار بانک مرکزی به صورت فصلی منتشر می‌شود. ابتدا لازم است متغیرها از نظر وجود ریشه واحد بررسی شوند. با توجه به فصلی بودن سری‌های زمانی، وجود و یا عدم وجود ویژگی فصلی تصادفی از طریق آزمون هگی بررسی می‌شود.

جدول ۲: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر	آزمون دیکی فولر تعمیم یافته		نتیجه آزمون
	عرض از مبدا و روند	عرض از مبدا	
Log(Rhpr)	ADF(0)=-2/59	ADF(0)=-0/256	نامانا
سطح اطمینان ۹۵٪	-۳/۴۵	-۲/۸۹	
Dlog(hpr)	ADF(0)=-11/9	ADF(0)=-11/8	مانا
سطح اطمینان ۹۵٪	-۳/۴۵	-۲/۸۹	
Log(Rinc)	ADF(0)=-3/24	ADF(0)=-0/4	نامانا
سطح اطمینان ۹۵٪	-۳/۴۵	-۲/۸۹	
Dlog(Rinc)	ADF(0)=-5/04	ADF(0)=-5/09	مانا
سطح اطمینان ۹۵٪	-۳/۴۵	-۲/۸۹	

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳: نتایج آزمون ریشه واحد فصلی هگی (HEGY)

نام متغیر	فرضیه صفر	آماره آزمون	سطح احتمال
Log(RINC)	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۲/۹۸	۰/۱۳
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۴/۵۹	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۶۹/۷	۰/۰۰۰
Log(RHPR)	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۲/۷۸	۰/۱۹۲
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۵/۲۹	۰/۰۰۵۶
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۵۶/۲	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲ بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، نتایج آزمون پایایی را برای قیمت واقعی مسکن شهری و درآمد واقعی خانوار و جدول ۳ نیز نتایج آزمون هگی را نشان می‌دهد. همان گونه که از جداول مذکور مشاهده می‌شود بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته هر دو متغیر پایا در تفاضل مرتبه اول یا به عبارتی $I(1)$ هستند. نتایج آزمون هگی نیز از وجود ریشه واحد در فرکانس صفر یا وجود ریشه واحد غیر فصلی برای هر دو متغیر حکایت دارد.

آزمون همگرایی جوهانسن این امکان را می‌دهد تا انواع قیدها را بر بردارهای همگرایی بلندمدت اعمال و پارامترهای سرعت تعدیل را آزمون کرد. تحلیل‌های هم‌انباشتگی به روش جوهانسن مستلزم تعیین طول وقفه بهینه (p) در الگوی VAR می‌باشد. به این منظور از معیار اطلاعات آکائیک (AIC)، معیار بیزین شوارز (SC)، هنان کوئین (HR)، خطای پیش‌بینی نهایی (FPE) و آزمون نسبت درستمایی تعدیل شده LR استفاده می‌شود. آماره‌های مذکور برای طول وقفه‌های

8, ..., 1, P در جدول ذیل ارائه شده است. همان گونه که ملاحظه می شود معیارهای هنان کوئین، شوارتز، خطای پیش بینی نهایی، و اطلاعات آکائیک طول وقفه را $P=2$ تعیین می کنند.

جدول ۴: آماره های آزمون و معیارهای انتخاب در درجه دستگاه VECM

HQ	SC	AIC	FPE	LR	معیار وقفه p
۳/۱۴	۳/۱۸	۳/۱۲	۰/۰۷۸	---	۰
-۲/۰۶	-۱/۹۶	-۲/۱۳۸	۰/۰۰۰۴	۴۵۵/۱۲	۱
-۲/۱۶*	-۱/۹۹۲*	-۲/۲۷۳*	۰/۰۰۰۳۵*	۱۸/۷۹	۲
-۲/۰۳	-۱/۷۹	-۲/۱۹	۰/۰۰۰۳۹	۰/۸۳۷	۳

ماخذ: یافته های تحقیق

نتایج آزمون همگرایی جوهانسن در جدول ۵ گزارش شده است. همان گونه که از جدول نتایج آزمون همگرایی جوهانسن مشاهده می شود، فرضیه مخالف، مبنی بر وجود همگرایی میان قیمت مسکن و درآمد خانوار تأیید نمی شوند. ضمناً با اشاره به مطالعه گالین (۲۰۰۶) و مین (۲۰۰۲) با توجه به عدم تأیید همگرایی میان دو متغیر، هر چند امکان استخراج مدل تصحیح خطا (ECM) در خصوص این دو متغیر وجود دارد، لکن با توجه به فاقد اعتبار بودن این مدل ارائه و گزارش نمی شود. با توجه به نتایج بررسی، همان گونه که ملاحظه می شود، دو متغیر از فرآیندی همگرا برخوردار نیستند. بنابراین، در شرایطی که از سال ۱۳۸۱، شاخص توان پذیری قیمت مسکن در محدوده شدیداً دور از دسترس قرار دارد و شکاف میان درآمد خانوار و قیمت مسکن در حال افزایش است، انتظار می رود متغیرهای کلانی که طبق تئوری می توانند بر تشدید این شکاف و کاهش توان پذیری تأثیرگذار باشند (از جمله درآمد نفتی)، در کانون توجه و رصد سیاست گذاران کلان اقتصادی قرار گیرند. با این رویکرد، در ادامه، تأثیر شوک درآمد نفتی بر توان پذیری قیمت مسکن مورد بررسی قرار می گیرد.

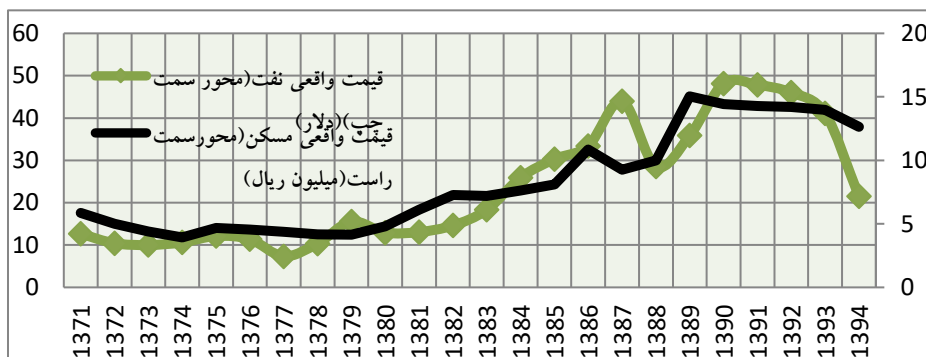
جدول ۵: نتایج آزمون همگرایی جوهانسن

فرضیه صفر	فرضیه مخالف	آزمون ماکزیمم مقدار ویژه		فرضیه مخالف	آزمون تریس	
		آماره آزمون	مقدار بحرانی ۹۵٪		آماره آزمون	مقدار بحرانی ۹۵٪
$r = 0$	$r = 1$	۱۲/۴۲	۱۴/۲۶	$r \geq 1$	۱۲/۹۹۲	۱۵/۴۹
$r \leq 1$	$r = 2$	۰/۵۷۲	۳/۸۴	$r \geq 2$	۰/۵۷۲	۳/۸۴

ماخذ: یافته های تحقیق

۲-۵- بررسی تاثیر شوک درآمد نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن در ایران

همان‌گونه که از نمودار ۲ مشخص است، در یک بررسی کلی، ارتباط مثبت اما با وقفه میان تحولات درآمد نفتی و قیمت مسکن در ایران مشهود است، اما این که در مسیر افزایش قیمت نفت که پیامد آن افزایش قیمت مسکن و درآمد خانوار است، تا چه میزان توان‌پذیری قیمت مسکن تحت تاثیر قرار می‌گیرد؛ موضوعی است که در این بخش به کمک روش SVAR به آن پرداخته می‌شود.



ماخذ: محاسبات پژوهش با استفاده از آمار پایگاه‌های اینترنتی وزارت راه و شهرسازی و بانک مرکزی نمودار ۲: روند تحولات قیمت واقعی نفت و مسکن در ایران

به منظور انتخاب متغیرها در طراحی مدل اقتصادسنجی، با الهام از نتایج مطالعات چارالامبوس (۲۰۱۴) و چن (۲۰۰۱) در تبیین شباهت‌های ادبیات توان‌پذیری قیمت مسکن و حباب‌های قیمتی مسکن و همچنین مطالعات کمیجانی و همکاران (۱۳۹۲) و وورثینگتن و هیگنز (۲۰۱۳) متغیرهای درآمد نفتی واقعی، نرخ سود تسهیلات واقعی، حجم نقدینگی واقعی و عملکرد بازار دارائی‌ها به عنوان عوامل موثر بر توان‌پذیری قیمت مسکن در ایران مبنای بررسی قرار می‌گیرد. بر این اساس، در ادامه با استفاده از تکنیک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) اثر شوک متغیرهای مذکور بر توان‌پذیری قیمت مسکن در ایران، مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

۲-۵-۱- تصریح مدل

معرفی متغیرهای مستقل مدل و سازوکار اثرگذاری آن‌ها بر توان‌پذیری قیمت مسکن:

نقدینگی: نقدینگی با انگیزه‌های متفاوتی وارد بازار مسکن می‌شود. بخشی با هدف کسب عایدی سرمایه در بلندمدت، بخشی به منظور انتفاع از منافع کوتاه‌مدت و با هدف سفته‌بازی و بخش دیگر به منظور تامین نیاز مصرفی است (عباسی نژاد و یاری، ۱۳۸۸: ۶۸).

نرخ بهره واقعی: کاهش نرخ بهره به عنوان ابزار سیاست پولی انبساطی می‌تواند نیروی مهمی در رونق افراطی قیمت دارائی مسکن باشد. بر عکس، سیاست پولی انقباضی در واکنش به فعالیت سفته‌بازی افراطی می‌تواند قیمت مسکن را کاهش دهد و منجر به فروپاشی حباب قیمتی مسکن شود (قلی‌زاده، ۱۳۹۰: ۱۶۶). افزایش نرخ بهره ضمن افزایش هزینه اخذ تسهیلات مسکن منجر به کاهش تقاضا شده و به این ترتیب قیمت مسکن کاهش می‌یابد. البته افزایش هزینه وام متوجه سازندگان مسکن نیز می‌باشد. اما از آن‌جا که فرآیند ساخت مسکن فرآیندی زمان‌بر است افزایش هزینه تامین مالی ساخت مسکن به سرعت در طرف عرضه و کاهش عرضه مسکن نوساز ظاهر نمی‌شود. لذا اثر آنی نرخ بهره بر بازار مسکن، اثر بر طرف تقاضای مسکن است (قلی‌زاده، ۱۳۹۶: ۶۷).

اثر شوک مثبت نفتی بر قیمت مسکن مطابق تئوری بیماری هلندی مثبت است (عباسی نژاد و یاری، ۱۳۸۸: ۷۱).

عملکرد بازار دارائی‌های رقیب: افزایش بازدهی و یا کاهش ریسک هر دارایی موجب افزایش سهم آن دارایی در سبد دارایی‌ها خواهد شد. بنابراین انتظار می‌رود بازدهی کمتر بازار دارئی‌های رقیب به تمرکز بر بازار مسکن و افزایش قیمت مسکن بیانجامد (قلی‌زاده، ۱۳۹۶: ۴۹).

اثر شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن بر خود متغیر: فعالیت‌های سوداگرانه تابع قانون بازده نزولی سود نیستند، از آن‌جا که در ایران ابزارهای مالیاتی به منظور مهار سفته‌بازی در بخش مسکن وجود ندارد، تا زمانی که اضافه عرضه در بخش و یا رفتار بازار دیگر دارائی‌ها، انتظارات را نسبت به سودآوری در این بخش تغییر ندهد، انتظارات سود در بخش مسکن باقی می‌ماند. بنابراین به محض بروز شوک قیمتی مسکن، به واسطه امکان ورود بدون مانع تقاضای سفته‌بازی به بازار معاملات، قیمت مسکن در مقطع قبل، قادر است به عنوان عامل کلیدی و تعیین‌کننده قیمت مسکن در مقاطع بعدی ایفای نقش نماید (قلی‌زاده، ۱۳۹۰: ۱۵۷) و (قلی‌زاده، ۱۳۹۶: ۴۹).

پس از تبیین متغیرهای مستقل مدل و مبانی اثرگذاری آن‌ها بر توان‌پذیری قیمت مسکن، قبل از ورود به تصریح مدل و برآورد الگو، لازم است متغیرها از حیث وجود یا عدم وجود ریشه واحد

مورد بررسی قرار گیرد. همان‌گونه که از جداول ۶ و ۷ مشاهده می‌شود، بر اساس آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته به جز دو متغیر نرخ بهره واقعی (RIR) و لگاریتم درآمد واقعی نفت (Log(Oil)) که در سطح مانا هستند، دیگر متغیرها پایا در تفاضل مرتبه اول یا به عبارتی $I(1)$ هستند. نتایج آزمون هگی نیز از وجود ریشه واحد در فرکانس صفر یا وجود ریشه واحد غیر فصلی برای متغیرهای مورد بررسی حکایت دارد.

جدول ۶: نتایج آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته

متغیر	آزمون دیکی‌فولر تعمیم‌یافته		نتیجه آزمون
	عرض از مبدا و روند	عرض از مبدا	
Log(PIR)	ADF(0)=-3/29	ADF(0)=-1/12	نامانا
سطح اطمینان ۹۵٪	-۳/۴۵	-۲/۸۹	
Dlog(PIR)	ADF(1)=-9/16	ADF(0)=-9/21	مانا
سطح اطمینان ۹۵٪	-۳/۴۵	-۲/۸۹	
Log(RM2)	ADF(0)=-2/5	ADF(0)=0/38	نامانا
سطح اطمینان ۹۵٪	-۳/۴۵	-۲/۸۹	
Dlog(RM2)	ADF(0)=-4/2	ADF(0)=-4/1	مانا
سطح اطمینان ۹۵٪	-۳/۴۵	-۲/۸۹	
Log(RAssetMkt)	ADF(0)=-2/14	ADF(0)=-2/9	نامانا
سطح اطمینان ۹۵٪	-۳/۴۵	-۲/۸۹	
Dlog(RAssetMkt)	ADF(0)=-5/7	ADF(0)=-5/5	مانا
سطح اطمینان ۹۵٪	-۳/۴۵	-۲/۸۹	
Log(Roil)	ADF(0)=-9/15	ADF(0)=-9/09	مانا
سطح اطمینان ۹۵٪	-۳/۴۵	-۲/۸۹	
RIR	ADF(0)=-3/93	ADF(0)=-2/78	مانا
سطح اطمینان ۹۵٪	-۳/۴۵	-۲/۸۹	

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۷: نتایج آزمون ریشه واحد فصلی هگی (HEGY)

نام متغیر	فرضیه صفر	آماره آزمون	سطح احتمال
Log(PIR)	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۳/۳	۰/۰۶
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۵/۹	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۴۳/۰	۰/۰۰۰
Log(RM2)	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۰/۷۵	۰/۸۷
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	۴/۳	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۵۸/۵	۰/۰۰۰
Log(RAssetMkt)	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۱/۹	۰/۶۳
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۸/۱	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۵۷/۳	۰/۰۰۰
Log(ROil)	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۴/۰۱	۰/۰۰۱۹
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۴/۹۵	۰/۰۰۵
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۱۷/۹۱	۰/۰۰۰
RIR	وجود ریشه واحد غیر فصلی	-۴/۱۷	۰/۰۱۹۵
	وجود ریشه واحد با تناوب نیم سالانه	-۴/۹۵۸	۰/۰۰۵۶
	وجود ریشه واحد با تناوب فصلی	۱۷/۹۲	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

در واقع فرم تعدیل یافته VAR به صورت رابطه ۳ نوشته می‌شود:

$$X_t = C + D(L) + U_t \quad (۳)$$

در آن $X_t = (LROil, LPIR, LRM_2, RIR, LRTE, RGOP, LREXR)$ لگاریتم درآمد واقعی نفتی، LPIR لگاریتم توان پذیری قیمت مسکن، LRM2 لگاریتم نقدینگی واقعی، RIR نرخ بهره واقعی، LRTE لگاریتم عملکرد واقعی بازار سرمایه، LRGOP لگاریتم قیمت واقعی سکه و LREXR نرخ واقعی دلار است. C بردار مقادیر ثابت، D(L) ماتریس ضرایب چندجمله‌ای وقفه خود توضیح و بردار U_t که به صورت رابطه ۴ است اجزاء اخلاص فرم تعدیل یافته می‌باشد:

$$U_t = (U_t^{LRM2}, U_t^{RIR}, U_t^{LRGOP}, U_t^{LPIR}, U_t^{LROil}, U_t^{LREXR}, U_t^{LRTE}) \quad (۴)$$

اما به منظور رعایت اصل قلت، با استفاده از روش «تحلیل مولفه‌های اصلی»^۱، به جای تک تک دارائی‌ها، از متغیر اجزای اصلی به عنوان نماد عملکرد بازار دارائی‌ها استفاده می‌شود. لذا مدل نهایی خودرگرسیون برداری ساختاری به صورت رابطه ۵ خواهد بود.

$$U_t = (U_t^{LROI}, U_t^{RIR}, U_t^{LRM2}, U_t^{LRASSETMKT}, U_t^{LPIR}) \quad (۵)$$

بنابراین در ادامه، تاثیر شوک‌های "نقدینگی" و "نرخ بهره واقعی" به عنوان نمادهای سیاست پولی، شوک توان‌پذیری قیمت مسکن، درآمد واقعی نفت و قیمت بازار دارائی‌ها بر میزان توان‌پذیری قیمت مسکن برآورد می‌شود.

۲-۲-۵- اعمال قیود و شناسایی مدل

چنانچه ماتریس ضرائب در مدل مورد نظر به صورت رابطه ۶ در نظر گرفته شود:

$$\begin{matrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} & U_t^{LROI} & a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} & \varepsilon_t^{LROI} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} & b_{25} & U_t^{RIR} & a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & a_{25} & \varepsilon_t^{RIR} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} & b_{35} & * U_t^{LRM2} & = a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} & a_{35} & * \varepsilon_t^{LRM2} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & b_{45} & U_t^{LRASSETMKT} & a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & a_{45} & \varepsilon_t^{LRASSETMKT} \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} & U_t^{LPIR} & a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} & \varepsilon_t^{LPIR} \end{matrix} \quad (۶)$$

برای شناسایی شوک‌های ساختاری غیر قابل مشاهده لازم است برخی قیود شناسایی بر الگوی VAR تقلیل‌یافته غیر مقید تحمیل شود. در الگوی VAR پنج متغیره این مقاله، ماتریس مربوطه دارای ۲۵ عنصر می‌باشد که برای دقیقاً مشخص شدن آن می‌بایست به تعداد ۱۰ قید $(\frac{n^2-n}{2})$ به الگو تحمیل شود. بنابراین، با توجه به نتایج حاصل از بررسی علیت گرنجری متغیرهای مورد استفاده در مدل و همچنین تئوری‌های اقتصادی ناظر بر رفتار سیاست پولی، عملکرد بازار نفت و بازار دارائی‌ها در اقتصاد باز کوچک، قیود اعمال شده در ماتریس ضرائب به شرح ذیل خواهد بود.

^۱. Principal Component Analysis

قیود حاکم بر سطر اول ماتریس ضرائب، ناشی از فرض اقتصاد کوچک باز و به این معنی است که عملکرد اقتصاد ایران تاثیر آنی بر متغیر خارجی (درآمد واقعی نفت ایران) ندارد، بنابراین خطای فرم تعدیل یافته صرفا تابعی از شوک‌های مربوط به درآمد نفتی است.

$$\varepsilon_t^{lROil} = b_{21} U_t^{lROil} \quad (7)$$

فروض سطر دوم: نرخ بهره به شوک‌های ساختاری خود متغیر و همچنین درآمدهای نفتی عکس‌العمل نشان می‌دهد. در ارتباط با تاثیر گذاری درآمد نفتی بر رویکرد بانک مرکزی بر تحولات نرخ بهره حقیقی به مطالعات ملا بهرامی (۱۳۹۲) و افشاری و همکاران (۱۳۹۳) مراجعه شود:

$$\varepsilon_t^{RIR} = b_{21} * U_t^{lROil} + b_{22} * U_t^{RIR} \quad (8)$$

سطر سوم: بر اساس نظریه کینز، حجم نقدینگی در کوتاه‌مدت به شوک‌های نرخ بهره و تغییرات حجم نقدینگی عکس‌العمل نشان می‌دهد، به علاوه با توجه به نتایج مطالعات ملا بهرامی (۱۳۹۲) و افشاری و همکاران (۱۳۹۳) سیاست پولی از تحولات درآمد نفتی تاثیر می‌پذیرد.

$$\varepsilon_t^{lRM2} = b_{31} * U_t^{lROil} + b_{32} * U_t^{RIR} + b_{33} * U_t^{lRM2} \quad (9)$$

سطر چهارم: بازار دارائی‌ها از نرخ بهره، حجم پول، تحولات قیمت نفت و رفتار بازار دارائی‌ها تاثیر می‌پذیرد.

$$\varepsilon_t^{lRASSETMKT} = b_{41} * U_t^{lROil} + b_{42} * U_t^{RIR} + b_{43} * U_t^{lRM2} + b_{44} * U_t^{lRASSETMKT} \quad (10)$$

سطر پنجم: توان‌پذیری مسکن از شوک‌های مربوط به قیمت دارائی‌های رقیب، شوک نقدینگی، نرخ بهره واقعی و قیمت نفت تاثیر می‌پذیرد.

$$\varepsilon_t^{lPIR} = b_{51} * U_t^{lROil} + b_{52} * U_t^{RIR} + b_{53} * U_t^{lRM2} + b_{54} * U_t^{lRASSETMKT} + b_{55} * U_t^{lPIR} \quad (11)$$

با اعمال قیود مذکور بر سطرهاى ماتریس ضرایب و لحاظ این نکته که عناصر قطری ماتریس A، یک است و کوواریانس شوک‌های ساختاری نیز صفر می‌باشد. معادله نهایی به صورت رابطه ۱۲ است:

$$\begin{matrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & U_t^{LROil} & \varepsilon_t^{LROil} \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 & 0 & U_t^{RIR} & \varepsilon_t^{RIR} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 & 0 & *U_t^{LM2} & = \varepsilon_t^{LRM2} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & 0 & U_t^{LRAsetMKT} & \varepsilon_t^{LRAsetMKT} \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} & U_t^{LPIR} & \varepsilon_t^{LPIR} \end{matrix} \quad (12)$$

۳-۲-۵- برآورد مدل SVAR و تحلیل نتایج

در تخمین الگوهای خودتوضیح برداری، بیان روابط بین متغیرها و نحوه اثرگذاری آن‌ها بر یکدیگر حایز اهمیت است، لکن آزمون معنی‌داری پارامترها از اهمیت کمتری برخوردار است. آن‌چه که باید مورد توجه ویژه قرار گیرد، تحقق شرط پایایی الگو است؛ لذا شرط لازم و کافی برای آن که یک الگوی خودتوضیح برداری باثبات باشد، آن است که ریشه‌های مشخصه ضرایب متغیرها خارج از دایره واحد باشد؛ به علاوه شرط لازم برای آن که بتوان از روش تخمین معادلات مدل VAR بهره جست، عدم همبستگی جملات اخلال است. از آن‌جا که در رویکرد کاه-بلانچارد^۱، باید تمامی متغیرها به صورت مانا استفاده شوند و برخی متغیرها نامانا از مرتبه اول هستند، متغیرهای مذکور به صورت تفاضل مرتبه اول در الگو لحاظ می‌شوند. بررسی نشان می‌دهد ریشه‌های مشخصه ضرایب متغیرها خارج از دایره واحد هستند. با توجه به فصلی بودن داده‌ها حداکثر وقفه ۸ در نظر گرفته شده که وقفه بهینه بر اساس معیار اطلاعاتی شوارتز برابر ۱ است؛ به واسطه وجود خودهمبستگی اجزای اخلال در این وقفه و وقفه ۲، نهایتاً وقفه بهینه بعدی، که وقفه ۴ می‌باشد، انتخاب شد. در این وقفه، اجزای اخلال مدل فاقد خودهمبستگی است.^۲

^۱. Quah and Blanchard

^۲. به جهت رعایت اختصار، جدول تعیین وقفه بهینه گزارش نشده است.

در این بخش به برآورد دستگاه خود توضیح برداری ساختاری مبتنی بر روش های تجزیه واریانس خطای پیش بینی (FEVDs) و توابع عکس العمل آنی (IRFs) پرداخته می شود. تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویا از تکانه های ایجاد شده در الگو با استفاده از روش تجزیه واریانس و توابع عکس العمل آنی انجام می شود. توابع عکس العمل آنی رفتار متغیرهای الگو را به هنگام ضربه (تکانه) به اندازه یک انحراف معیار بر هر یک از متغیرها در طول زمان نشان می دهد.

۴-۲-۵- تجزیه واریانس خطای پیش بینی (FEVDs) در آزمون توان پذیری قیمت

مسکن

در تجزیه واریانس خطای پیش بینی می توان بررسی کرد که چند درصد واریانس خطای پیش بینی به وسیله خود متغیر و چند درصد توسط متغیرهای دیگر توضیح داده می شود. ستون اول بیانگر خطای پیش بینی (انحراف معیار) در دوره های مختلف است. از آن جا که این خطا در هر سال بر اساس خطای سال قبل محاسبه می شود، لذا به مرور زمان افزایش می یابد. ستون های بعد میزان درصد واریانس ناشی از تکانه را مشخص می کند که از شوک اول تا پنجم به ترتیب عبارتند از شوک: تغییر در آمد نفتی واقعی، نرخ بهره واقعی، تغییرات نقدینگی واقعی، تغییرات قیمت واقعی دارایی های رقیب و تغییرات توان پذیری قیمت مسکن. مطابق جدول ۸ عمده نوسانات توان پذیری قیمت مسکن توسط تکانه مربوط به خود متغیر توضیح داده می شود و بقیه تکانه های ساختاری به ترتیب توسط شوک قیمتی دارایی های رقیب، تغییرات نقدینگی و تغییرات در آمد نفتی واقعی توضیح داده می شود. در دوره اول تغییر توان پذیری قیمت مسکن ۹۴ درصد تغییرات را خود متغیر توضیح می دهد، لکن اثر مذکور با گذر زمان و از وقفه ۹ به بعد به ۸۵/۰ درصد کاهش می یابد. با توجه به فقدان ابزارهای مالیاتی محدود کننده سفته بازی در بازار مسکن ایران، از جمله مالیات بر نقل و انتقال مکرر زمین و مسکن، مالیات بر عایدی سرمایه و همچنین مالیات بر خانه های خالی، سهم قابل ملاحظه توضیح رفتار شاخص توان پذیری مسکن توسط خود متغیر دور از انتظار نیست. کما این که بعد از این متغیر، سهم رفتار بازار دارایی های رقیب در شوک توان پذیری قیمت مسکن، در رتبه دوم تاثیر گذاری بر توان پذیری قیمت مسکن قرار دارد. به بیان دیگر شرایط سفته بازی در بازارهای رقیب تا حدودی از بار شوک توان پذیری می کاهد. نرخ بهره واقعی نیز در کوتاه مدت و

بلندمدت به ترتیب ۰/۰۵ و ۲/۴ درصد و حجم واقعی نقدینگی (عرضه پول) نیز سهم‌های ۰/۳۸ و ۱/۴ درصدی از نوسانات در توان‌پذیری قیمت مسکن را در کوتاه‌مدت و بلندمدت توضیح می‌دهد. تغییر در آمد واقعی نفت نیز ۰/۹ درصد از تغییر در توان‌پذیری قیمت مسکن را در وقفه دوم و حدود ۶/۷ درصد از نوسانات در توان‌پذیری قیمت مسکن را در بلندمدت توضیح می‌دهد.

جدول ۸: نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی

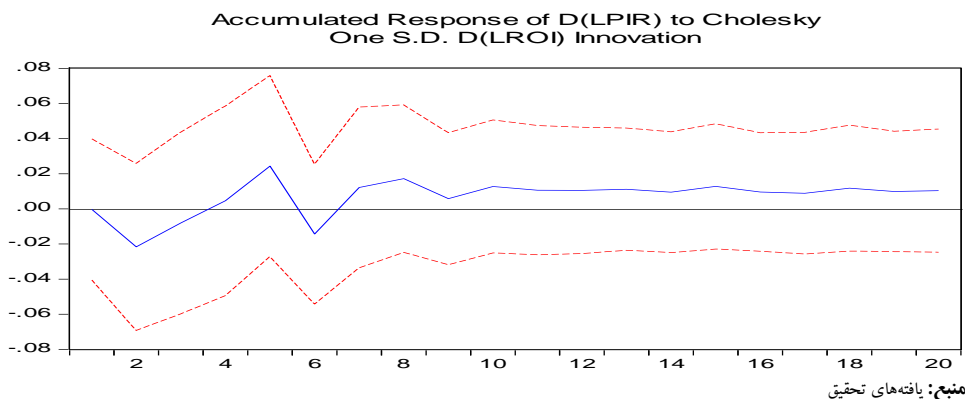
فصل	انحراف معیار	شوک ۱	شوک ۲	شوک ۳	شوک ۴	شوک ۵
۱	۰/۵۵	۰/۰۰۲	۰/۰۵	۰/۳۸	۵/۵	۹۴/۰
۲	۰/۷۱	۰/۹۹	۰/۱۹	۰/۸	۴/۰	۹۳/۹
۳	۰/۷۲	۱/۳۷	۰/۲	۰/۹	۳/۹	۹۳/۵
۴	۰/۷۷	۱/۶۸	۰/۲۲	۱/۱۲	۳/۸	۹۲/۹
۵	۰/۷۷	۲/۳۶	۱/۴۹	۱/۱۶	۴/۳	۹۰/۱
۶	۰/۸۲	۵/۱۴	۱/۷۸	۱/۱۳	۴/۲	۸۷/۷
۷	۰/۸۲	۶/۳۹	۱/۷۸	۱/۱۶	۴/۱	۸۶/۴
۸	۰/۸۳	۶/۴۳	۱/۷۸	۱/۱۷	۴/۲	۸۶/۳
۹	۰/۸۴	۶/۶۱	۲/۲۳	۱/۲۳	۴/۳	۸۵/۶
۱۰	۰/۸۴	۶/۶۵	۲/۲۶	۱/۳۷	۴/۳	۸۵/۳
۲۳	۰/۸۵	۶/۶۶	۲/۳۸	۱/۳۹	۴/۴	۸۵/۱
۲۴	۰/۸۵	۶/۶۶	۲/۳۸	۱/۳۹	۴/۴	۸۵/۱

ماخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۲-۵- تابع عکس‌العمل آنی در توان‌پذیری قیمت مسکن

به منظور رعایت اختصار و با توجه به رویکرد مقاله، در این بخش صرفاً اثر تکانه درآمد نفتی بر توان‌پذیری مسکن تشریح می‌شود. نظر به این که مطابق مبانی نظری، افزایش قیمت نفت از جهتی از طریق ساز و کار بیماری هلندی می‌تواند به افزایش قیمت مسکن منجر شود و از سویی بواسطه بهبود درآمد ملی واجد تاثیر بر درآمد سرانه است. بنابراین صورت و مخرج کسر شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن می‌تواند از تکانه درآمد نفتی تاثیر پذیرد. بنابراین همان‌گونه که ملاحظه می‌شود اثر شوک نفتی بر توان‌پذیری اثری نوسانی است. آن‌گونه که نتایج نشان می‌دهد در پی شوک درآمد نفتی طی دو فصل اول (به واسطه افزایش درآمد متوسط)، این شوک به افزایش توان‌پذیری قیمت مسکن منجر شده و سپس با تاثیر افزایشی قیمت ناشی از بیماری هلندی این شوک به کاهش توان‌پذیری منجر می‌شود. در فصل‌های بعدی مجدداً با ترمیم درآمد تا حدی

توان پذیری بهبود می یابد و نهایتاً پس از حدوداً ۱۰ فصل آثار شوک نفتی بر توان پذیری قیمت مسکن از بین می رود و تعادل مجدداً به سیستم باز می گردد.



نمودار ۳: تابع عکس‌العمل آنی انباشته ناشی از تکانه وارد بر درآمد نفتی بر متغیر توان پذیری مسکن

۶- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در شرایطی که در ادبیات اقتصاد مسکن، شاخص توان‌پذیری قیمت مسکن در سطح کمتر از ۳ سال، به عنوان وضع مطلوب تلقی می‌گردد، بررسی تحولات این شاخص در مناطق شهری کشور طی بازه زمانی ۹۵-۱۳۷۰ نشان می‌دهد این شاخص همواره خارج از دامنه مطلوب بوده است و از سال ۱۳۸۱ تاکنون در محدوده «شدیداً دور از دسترس» قرار گرفته و بر اساس آخرین آمار در سال ۱۳۹۵ به عدد ۱۰/۴ سال رسیده است. ضمن آن که سهم هزینه مسکن در بودجه خانوار شهری نیز به عنوان یکی دیگر از شاخص‌های توان‌پذیری، در سال ۱۳۹۵ به ۳۴/۱ درصد رسیده است که از سقف تعیین شده ۲۵ درصد، که در بسیاری از کشورهای جهان به عنوان حداکثر سهم قابل قبول هزینه اجاره مسکن در بودجه خانوار معرفی شده، ۹/۱ واحد درصد بیشتر است. از سوی دیگر، در شرایطی که مطابق نتایج سرشماری عمومی نفوس و مسکن مرکز آمار ایران، در سال ۱۳۹۵، ۲ میلیون واحد مسکونی ساخته شده در بطن شهرها، خالی از سکنه‌اند، جمعیتی بالغ بر ۱۹ میلیون نفر (با نیاز تقریبی حدود ۵/۹ میلیون واحد مسکونی با بعد خانوار ۳/۲ نفر) در بافت‌های فرسوده شهری و حاشیه شهرها، ساکن بوده و مطابق گزارش موسسه مکینزی^۱ (۲۰۱۴)، ایران با ۴ میلیون مسکن

^۱. McKinsey (2014)

زیر استاندارد، جزو ده کشوری است که ۶۲ درصد خانه‌های غیر استاندارد جهان در آن‌ها قرار دارد. شکی نیست عمده این ناهنجاری‌ها، ریشه در بی‌توجهی به ضعف شاخص‌های توان‌پذیری قیمت مسکن شهری دارد. این وضعیت در شرایطی بر بخش مسکن شهری کشور حاکم است که نرخ سود تامین مالی خرید مسکن در ایران، از کشورهای توسعه‌یافته و بسیاری از کشورهای دیگر، به مراتب بالاتر و نسبت «تسهیلات به قیمت مسکن» به میزان قابل ملاحظه‌ای کمتر است. بنابراین در حالی که در بسیاری از کشورها، بخشی از ضعف قدرت خرید مسکن خانوار، از طریق تسهیلات با نرخ سود نسبتاً پایین و پوشش بالا جبران می‌شود، در ایران، به جهت محدودیت‌هایی که بانک‌ها در تامین مالی دارند، بار کاهش مشارکت بانک‌ها در تامین مالی مسکن، به دوش خانوارهاست. بررسی‌های این پژوهش نشان داد توان‌پذیری قیمت مسکن شهری از یک عدم تعادل کوتاه‌مدت فراتر رفته است، به طوری که همگرایی دو متغیر درآمد خانوار شهری و قیمت مسکن شهری تأیید نشد. بی‌تردید تحت این شرایط و به واسطه تشدید چالش توان‌پذیری قیمت مسکن شهری، عده‌ای از بازار خرید حذف شده و بالاجبار به بازار اجاره و یا حاشیه شهرها سوق داده شده‌اند. البته با توجه به سهم بالاتر از ۲۵ درصدی اجاره مسکن در سبد بودجه خانوار شهری، مستاجرین ساکن در شهرها تحت فشار هزینه اجاره مسکن با پذیرش کاهش دیگر اقلام مصرفی موجود در سبد خانوار (قبول رفاه کمتر) ترجیح داده‌اند همچنان در شهر اقامت گزینند. با توجه به تأیید فرضیه‌های این پژوهش انتظار می‌رود سیاست‌گذار به طور مستمر و به ویژه در شرایطی که شاخص‌های توان‌پذیری قیمت مسکن شهری کشور در محدوده‌ی «شدیداً دور از دسترس» قرار دارد، اثرات شوک درآمد نفتی بر توان‌پذیری قیمت مسکن را رصد کند. در شرایطی که شاخص توان‌پذیری مسکن در سطح کشور در محدوده «شدیداً دور از دسترس» قرار دارد، بررسی عملکرد سیاست‌گذار کلان در حوزه سیاست‌های مالی نشان می‌دهد در بخش مسکن ایران متوسط سهم مالیات بر پایه دارایی و املاک از کل بودجه عمومی دولت طی سال‌های ۹۶-۱۳۹۴ کمتر از ۰/۵ درصد و سهم مالیات مذکور از کل درآمدهای مالیاتی در بودجه عمومی طی سال‌های مذکور به طور متوسط ۱/۳ درصد بوده است. این در حالی است که مطابق مطالعه قلی‌زاده و امیری (۱۳۹۲) سهم مالیات مسکن از کل درآمد مالیاتی دولت، در فرانسه ۱۶ درصد، آمریکا ۱۴ درصد و در کانادا و سوئیس ۱۲ درصد است و در این کشورها و بسیاری دیگر از کشورهای جهان مالیات مسکن ابزاری مهم جهت اجرای سیاست‌های بازتوزیعی و هدایت این بخش در مسیر بهینه

محسوب می‌شود. بر این اساس، در شرایطی که «مالیات بر عایدی سرمایه»، «مالیات بر نقل و انتقال مکرر مسکن»، «مالیات بر قیمت زمین»، «مالیات بر خانه‌های خالی» و «مالیات مضاعف بر اراضی بایر»، به عنوان ابزارهای مالیاتی محدودکننده سودآوری در حوزه مسکن، در بسیاری از کشورهای جهان کاربرد دارد، در ایران هیچ یک از ابزارهای مذکور مورد استفاده قرار نمی‌گیرد، بنابراین در فقدان ابزارهای مالیاتی مذکور و همان‌گونه که از نتایج جدول ۸ این مقاله نیز قابل مشاهده است به واسطه امکان ورود بدون مانع تقاضای سفته‌بازی به بازار معاملات مسکن، به محض بروز شوک قیمتی مسکن، قیمت مسکن در مقطع قبل قادر است به عنوان عامل کلیدی و تعیین‌کننده قیمت مسکن در مقاطع بعدی ایفای نقش نماید، لذا سهم بالایی از تحولات توان‌پذیری مسکن ناشی از تحولات خود متغیر است. بنابراین انتظار می‌رود سیاست‌گذار کلان با استفاده مطلوب از ابزارهای سیاستی که در برخی موارد قوانین مربوطه نیز تصویب شده است، اثرات شوک مذکور بر رفتار بازار مسکن را مدیریت کند و اقدامات حمایتی مناسب در جهت حفظ توان‌پذیری قیمت مسکن به اجرا درآورد. مطابق نتایج جدول ۸ عملکرد بازار دارایی‌های رقیب مسکن نقش موثری در کاهش شوک وارده به توان‌پذیری قیمت ایفا می‌کند. به بیان دیگر فراهم بودن شرایط برای بهره‌مند شدن از عواید سرمایه‌گذاری در بازارهای رقیب مسکن، از میزان شوک وارده بر بازار مسکن می‌کاهد. ساماندهی و گسترش بازار سرمایه و ایجاد رونق در این بازار، در بلندمدت به کاهش نوسانات بازار مسکن کمک می‌کند. علاوه بر ساز و کارهای مذکور، ضروری است تا چالش توان‌پذیری مسکن، از طریق تقویت طرف عرضه مسکن و اصلاح نظام عرضه زمین و همچنین ضوابط فروش تراکم ساختمانی مدیریت شود تا از سرعت زیاد گسترش حاشیه‌نشینی در کشور کاسته شود. در شرایط فعلی حاکم بر اقتصاد مسکن، بی‌تردید، یکی از چالش‌های موجود در سیاست‌های مسکن، عدم وجود نظام تعریف شده در تامین مسکن اجتماعی است. بنابراین، ضروری است دولت مسئولیت خود را بپذیرد و سیاست‌های توزیع مسکن را متناسب با تفاوت‌هایی که در سطح استان‌ها وجود دارد برنامه‌ریزی کند.

در خاتمه، از آنجا که تبیین ابعاد اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی ضعف توان‌پذیری مسکن و گسترش بدمسکنی، زوایای مختلف چالش توان‌پذیری مسکن را آشکار می‌سازد و بر دقت نظر متولیان امر در اقدام عاجل به منظور رفع مشکل خواهد افزود، به ویژه آن‌که عرصه مطالعات داخلی در این خصوص نیز بسیار محدود است، بنابراین، ذیلاً و به جهت رعایت اختصار به برخی

از موضوعات پژوهشی که توسط دیگر پژوهشگران و در قالب پژوهش‌های آتی قابل انجام است اشاره می‌شود:

«بررسی نقش عوامل تاثیرگذار بر توان‌پذیری قیمت مسکن، به تفکیک دوره‌های رونق و رکود مسکن»، «بررسی تاثیر متقابل نابرابری در آمد و توان‌پذیری قیمت مسکن»، «تبیین شاخص‌های مسکن در استطاعت مبتنی بر اصول توسعه پایدار»، «بررسی هزینه‌های اجتماعی گسترش حاشیه‌نشینی در کلان‌شهرهای منتخب» و «بررسی نقش سفته‌بازی در تحولات توان‌پذیری مسکن شهری».

منابع و مآخذ

۱. احمدی، سید وحید (۱۳۸۹). "عملکرد بخش ساختمان و مسکن در سال‌های ۸۸-۱۳۸۷".
فصلنامه تازه‌های اقتصاد ۸(۱۲۷): ۳۹-۴۶.
۲. توکلی‌نیا، جمیله. و ضرغامی سعید (۱۳۹۷). "آسیب‌شناسی برنامه‌های ملی پنجم و ششم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور در زمینه تامین مسکن گروه‌های کم درآمد شهری".
فصلنامه مطالعات ساختار و کارکرد شهری ۵(۱۶): ۴۷-۸۲.
۳. حیدری، حسن. و ملابهرامی، احمد (۱۳۹۲). "شوگ‌های نفتی و سیاست پولی در ایران: شواهدی بر پایه یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". فصلنامه پژوهش‌های پولی بانکی ۵(۱۹): ۵۱-۶۷.
۴. دفتر برنامه‌ریزی، تجهیز منابع و اقتصاد مسکن وزارت راه و شهرسازی (۱۳۹۷). پایگاه اینترنتی وزارت راه و شهرسازی <https://www.mrud.ir>
۵. زروکی، شهریار. و موتمنی، مانی (۱۳۹۶). "اثر نامتقارن قیمت نفت بر بازار مسکن در ایران: کاربردی از رهیافت ARDL غیر خطی". پژوهشنامه علمی-پژوهشی اقتصاد کلان ۱۲(۲۳): ۸۱-۱۰۵.
۶. عباسی‌نژاد، حسین. و یاری، حمید (۱۳۸۸). "تاثیر شوگ‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران".
فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ۸(۳۳): ۷۷-۵۹.
۷. فرجی، مریم. افشاری، زهرا. و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۹۳). "تکانه‌های قیمت نفت و سیاست پولی در ایران". فصلنامه پژوهش‌های پولی و بانکی ۷(۲۲): ۵۶۸-۵۳۳.
۸. قلی‌زاده، علی‌اکبر. و امیری، نعمت‌اله (۱۳۹۲). "نگاهی به نظام مالیاتی بخش مسکن در جهان و چارچوبی برای اصلاح ساختار مالیات‌ها در بخش مسکن ایران". دوماهنامه مجله اقتصادی ۱۶(۶۹): ۹۱-۱۱۰.
۹. قلی‌زاده، علی‌اکبر. و کمیاب، بهناز (۱۳۹۰). "بررسی عوامل مؤثر بر تعیین سهم حساب قیمت در بازار مسکن (مطالعه موردی ایران)". فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی ۱۵(۵۸): ۱۴۳-۱۷۴.
۱۰. قلی‌زاده، علی‌اکبر (۱۳۹۶). گزارش پژوهشی حساب قیمتی مسکن، پایگاه اینترنتی وزارت راه و شهرسازی، زمان دسترسی خرداد ماه ۱۳۹۷.
۱۱. کمیجانی، اکبر. گندلی علی‌خانی، نادیا. و نادری، اسماعیل (۱۳۹۲). "تحلیل پولی حساب بازار مسکن در اقتصاد ایران". فصلنامه راهبرد اقتصادی ۲(۷): ۳۷-۷.

۱۲. محنت‌فر، یوسف. و دهقانی، تورج (۱۳۸۸). "بررسی رشد نقدینگی و اثر آن بر تورم در اقتصاد

ایران". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی ۱۷(۴۹): ۹۳-۱۱۲.

۱۳. نتایج آمارگیری از هزینه و درآمد خانوار شهری، سال ۱۳۹۵، پایگاه اینترنتی مرکز آمار ایران،

زمان دسترسی شهریور ماه ۱۳۹۷.

14. 14th Annual Demographia International Housing Affordability Survey. (2018). <http://www.demographia.com/dhi.pdf>.
15. Baker, D. (2018). "The Housing Bubble and the Great Recession: Ten Years Later". Washington, DC: Center for Economic and Policy Research. <http://cepr.net/images/stories/reports/housing-bubble-2018-09.pdf>.
16. Bordo, M. and Wheelock, D. (2004). "Monetary Policy and Asset Prices: A Look Back at Past U.S. Stock Market Booms". Federal Reserve Bank of St. Louis. Available at: <https://files.stlouisfed.org/files/htdocs/publications/review/04/11/BorBordoWheel.pdf>.
17. Capozza, D. Hendershot, P. Mack, CH. and Mayer, CH. (2002). "Determinants of Real House Price Dynamics". available At: <https://www.nber.org/papers/w9262>.
18. Chang, Ch. and Chen, M. (2015). "Taiwan: Housing Bubbles and Affordability". 447-463, Available At: https://www.researchgate.net/publication/315766152_Taiwan_Housing_Bubbles_and_Affordability.
19. Charalambos, P. (2014). "UK Housing Bubble Case Study Analysis: The 'Behaviour' of UK Housing Bubbles and the Affordability Parameter". University of Salford UK. 21st Annual European Real Estate Society Conference in Bucharest, Romania.
20. Chen, M. and Chang, Ch. (2007). "House Prices and Household Income: Do They Move Apart? Evidence from Taiwan". Elsevier, Habitat International 2(31): 243-256.
21. Corden, W. and Neary, J. (1982). "Booming Sector and De-Industrialization in a Small Open Economy". The Economic Journal 92(368): 825-848.
22. Elbourne, A. (2008). "The UK Housing Market and the Transmission of Monetary Policy: An SVAR Approach". Journal of Housing Economics 17(69): 65-87.
23. El-Sakka, M. and Almutairi, H. (2016). "Determinants of Housing Prices in an Oil Based Economy". Asian Economic and Financial Review 6(5): 247-260.

24. Hedlund, A. Karahan, F. Mitman, K. and Ozkan, S. (2016). "Monetary Policy, Heterogeneity, and the Housing Channel". Discussant: Vincent Sterk (University College London) (2): 1-44.
25. Joshua, G. (2006). "The Long-Run Relationship between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets". Real Estate Economics, Elsevier 3(34): 417-438.
26. Killins, R.N. Egly, P.V. and Escobari, D. (2017). "The Impact of Oil Shocks on the Housing Market: Evidence from Canada and U.S". Journal of Economics and Business Elsevier (93): 15-28.
27. Kolko, J. (2017). "Affordability Crisis, Bubble, or Both?". Center for Housing Innovation UC Berkeley. http://www.spur.org/sites/default/files/blog_post_pdfs/TruliaSPUR.pdf.
28. Malpezzi, S. (1999). "A Simple Error Correction Model of House Prices". Journal of Housing Economics 1(8): 27-62.
29. Meen, G. (2002). "The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?". Journal of Housing Economics 1(11):1-23.
30. Michelle, G. Keith, J. Kathy A. Terry B. and Judith Y. (2005). "Conceptualizing and Measuring the Housing Affordability Problem". Research Paper No. NRV3-1, Australian Housing and Urban Research Institute, Melbourne. <https://www.ahuri.edu.au/research/nrv-research-papers/nrv3-1>.
31. Mulliner, E. and Maliene, V. (2015). "An Analysis of Professional Perceptions of Criteria Contributing to Sustainable Housing Affordability". Sustainability 7(1): 248-270.
32. Reynolds, S. (2014). "Solutions to the Australian Housing Affordability Crisis". Submission to the 2013 Australian Senate Enquiry into Affordable Housing.
33. Tsai, I. and Peng, Ch. (2012). "A Panel Data Analysis for Housing Affordability in Taiwan". Journal of Economics & Finance 2(36): 335-350.
34. Worthington, A. and Higgs, H. (2013). "Macro Drivers of Australian Housing Affordability, 1985-2010: An Autoregressive Distributed Lag Approach". Studies in Economics and Finance, Emerald Journal 4(30): 347-369.
35. Zhang, X. (2015). "What Factors Lead to the Large Disparity of Housing Prices between Chinese Cities?". Journal of Business & Economic Policy 2(2): 94-103.

The impact of oil revenues shocks on the affordability of urban housing prices in Iran

Seyed Vahid Ahmady¹

Ebrahim Abbassi^{2*}

Reza Mohseni³

Received: 05-01-2019

Accepted: 10-06-2019

Abstract

Rapid urbanization has become a dominant phenomenon in the world, and neglecting the status of the housing price affordability may result in marginalization and its negative social and cultural aftermath. Studies show that the urban housing affordability index in Iran which has sometimes been unaffordable is only under the influence of housing sector cycles and has been unaffordable since 2002. However, no action has yet been taken to improve this index. One of the factors that can affect housing affordability index is the Dutch disease effects of Iran's economy. Therefore, in this study, the behavior of the urban housing price affordability is analyzed, and the effect of the oil revenue shock on the affordability of housing prices is investigated using the SVAR model. According to the results of the econometrics model, the fluctuation of the urban housing price affordability index exceeds the short-term imbalance. So, due to the widening gap between household income and urban housing prices, the convergence of these two variables is not proved. In addition, the analysis shows that, although the impact of oil revenue shocks on the affordability of housing prices is negligible in the short term, it explains 6.6 percent of the volatility fluctuation in nine seasons of the shock, and its effect eventually fades away after 10 seasons.

Keywords: Affordability, Affordable housing, Oil, Dutch disease, Iran.

JEL Classification: R32, R38, C52.

¹-Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran

²- Assistant Professor, Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. Member of Department of Economics, Faculty of Economics & Accounting, Central Tehran Branch, Islamic Azad University. Tehran, Iran Email: abbassiebrahim@yahoo.com

³- Assistant Professor, Department of Economics, Firoozkooh Branch, Islamic Azad University, Firoozkooh, Iran. Member of Department of Economics, Faculty of Economics and Political Science, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran