اثر نامتقارن تکانه قیمت مسکن بر مصرف خانوارهای شهری در استان‌های ایران: رهیافت Panel VAR

مرضیه دیندارزستمی[1]
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران
شمس الله شیرین بخش[2]
دانشیار اقتصاد، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران

تاریخ دریافت: 1395/2/13 تاریخ پذیرش: 1395 /12/15

چکیده

هدف مقاله حاضر بررسی اثرات نا متقارن قیمت مسکن بر مصرف خانوارهای شهری در استان‌های ایران، طی دوره 1393-1385 می‌باشد. برای این منظور، با بررسی دو الگو، ابتدا اثر تکانه قیمت مسکن بر مصرف خانوارهای شهری و سپس با وارد کردن تکانه‌های مثبت و منفی، اثرات نا متقارن آن‌ها با استفاده از رویکرد خود بازگشت برداری پنل (Panel VAR) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از این پژوهش، بیانگر آن است که اثر تغییرات قیمت مسکن بر مصرف خانوارهای شهری در استان‌های ایران، طی دوره مورد بررسی، منفی و معنادار می‌باشد. همچنین بررسی اثرات نا متقارن تکانه قیمت مسکن، اثر منفی و معنادار در تکانه مثبت و اثر مثبت و معنادار در تکانه منفی قیمت مسکن نشان داده است. بررسی تابع واکنش آنی ناهمبسته (OIRF)، حاکی از آن است که تکانه قیمتی مثبت اثر گذارتر از تکانه قیمتی منفی بر مصرف می‌باشد؛ بنابراین بر اساس پژوهش حاضر، اثر نامتقارن تکانه مسکن بر مصرف خانوار شهری تأیید

1- marzieh.dindar@gmail.com
2- sh_shirinbakhsh@yahoo.com
DOI: 10.22067/erd. v23 i12. 55626

گردیده است. به طور کلی، خانوارهای شهری در استان‌های ایران در دوره مزبور در مواجهه با سود و زیان‌های احتمالی سرمایه، رفتار پس انداز خویش را تغییر خواهند داد. نتایج حاصل نشان دهنده افزایش گرایش به پس انداز خانوارهای شهری و افزایش عدم اطمینان به تغییرات ثروت طی دوره مزبور است.

کلیدواژه‌ها: تکانه قیمت مسکن، اثر نا متقارن،Panel VAR ، مصرف، استان‌های ایران

مقدمه

اهمیت روز افزون بازار دارایی‌ها در اقتصاد یک کشور، بررسی مداوم این بازار را ضروری می‌سازد. یکی از اجزای مهم بازارهای دارایی، بازار مسکن است. با توجه به این که مسکن جزء غالب ثروت ایرانیان می‌باشد، نوسانات قیمت مسکن در طول بحران اقتصادی گذشته، بررسی اثر گذاری و ماهیت آن را مهم می‌سازد. از طرف دیگر مصرف نیز جزء مهمی از تولید ناخالص داخلی (GDP) می‌باشد. در مطالعات صورت پذیرفته، روند قیمت مسکن و هزینه‌های مصرفی همبستگی بالایی را نشان داده است. این موضوع بیانگر نقش دارایی مسکن در شکل‌دهی هزینه‌های مصرفی خانوارها به‌عنوان مهم‌ترین جزء تقاضای کل و همچنین انعکاس نقش بخش مسکن به‌عنوان یک عامل بی‌ثباتی اقتصاد کلان در کنار جزء با ثبات تقاضای کل می‌باشد. به عبارت دیگر، اثر قیمت مسکن بر مصرف، پیوند کلیدی میان بازار مسکن و فعالیت اقتصادی ایجاد می‌کند. درک کاربردها و مفاهیم پویایی قیمت مسکن بر مصرف از مسائل مورد توجه در حیطه بازار مسکن است.

هدف از این مقاله، تحلیل تجربی نقش قیمت مسکن در تعیین پویایی مخارج مصرفی خانوارهای شهری در استان‌های ایران طی دوره 1385-1393 می‌باشد. همچنین برای بررسی بیشتر، اثر نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی قیمت مسکن نیز مورد آزمون قرار گرفته است. در این مقاله با استفاده از رویکرد نوین خود بازگشت برداری پنل[1] (Panel VAR) و با بکارگیری متغیرهایی نظیر تورم، مصرف حقیقی خانوار، درآمد حقیقی خانوار و قیمت حقیقی مسکن، پویایی قیمت مسکن بر مصرف خانوار شهری مورد آزمون قرار گرفته است. حال پرسش این است که آیا می‌توان

1- Panel Vector Auto Regression

ارتباطی میان تکانه قیمت مسکن بر مصرف خانوار شهری در استان‌های ایران طی دوره 1385-1393 مشاهده نمود یا خیر. آیا تکانه قیمت مسکن اثرات نامتقارن بر مصرف خانوار شهری دارد. بنابر پرسش‌های مطرح شده، فرضیه پژوهش حاضر آن است که تکانه قیمت مسکن اثرات نامتقارن بر مصرف خانوار شهری دارد. این پژوهش برای بررسی تغییرات توزیع جغرافیایی ثروت مسکن بر تفاوت رفتار مصرفی خانوارهای شهری استان‌های ایران مورد توجه قرار می‌گیرد.

شایان ذکر است بر اساس بررسی‌های صورت پذیرفته، در اکثر مطالعات تجربی داخلی، عوامل مختلف در بازار سرمایه همچون سهام بر مصرف خصوصی مورد بررسی قرار گرفته است، اما اثرات مسکن بر مصرف (اثرات ثروتی، وثیقه و عوامل مشترک) مورد بررسی قرار نگرفته است. به عبارت دیگر مطالعه حاضر به دلایل مختلف از جمله موضوع، بررسی استانی، تکنیک مورد استفاده (الگوی Panel VAR، توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس ناهمبسته و انجام آزمون‌های جدید)، بررسی اثرات نامتقارن قیمت مسکن و دوره زمانی، متمایز از مطالعات صورت پذیرفته در ایران می‌باشد.

پژوهش حاضر از 5 بخش تشکیل شده است، پس از مقدمه در بخش اول، در بخش دوم، ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و تجربی مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش سوم به تصریح الگو و معرفی متغیرها و بررسی الگوی PanelVAR پرداخته می‌شود. در بخش چهارم برآورد و تحلیل نتایج ارائه می‌گردد و در نهایت بخش پنجم به نتیجه گیری و ارائه پیشنهادها اختصاص می‌یابد.

ادبیات موضوع

مبانی نظری

یکی از نظریه‌های اصلی در زمینه مصرف بخش خصوصی، نظریه کینز می‌باشد. طبق این نظریه با افزایش درآمد، مصرف نیز افزایش می‌یابد. اما میل نهایی مصرف کوچک‌تر از یک است. به این معنی که با افزایش درآمد، مصرف نیز افزایش می‌یابد اما میزان افزایش آن کمتر از تغییرات درآمد می‌باشد. پس از وی دوزنبری به ارائه نظریه در مورد مصرف خصوصی پرداخته است. در نظریه مصرف دوزنبری مصرف یک فرد علاوه بر سطح درآمد خود، به توزیع درآمد در جامعه و

مصارف سایر افراد نیز بستگی دارد. در این نظریه "اثر چرخ دنده‌ای"مطرح می‌شود که به موجب آن، با کاهش سطح درآمد، مصرف به همان نسبت کاهش نمی‌یابد و مصرف کننده سعی می‌کند استاندارد زندگی خود را حفظ کند. تفکیک دوره‌های کوتاه مدت و بلند مدت و استفاده از تابع مطلوبیت برای استخراج تابع مصرف، از نوآوری‌های وی نسبت به کینز محسوب می‌شود.

نظریه مصرف Fridman (1957) یا به عبارتی فرضیه درآمد دائمی (PIH)[1] نیز یکی دیگر از نظریه‌های اصلی مصرف است که از بهینه یابی بین دوره‌ای سطوح مطلوبیت افراد حاصل می‌شود. وی معتقد است که مصرف به جای درآمد جاری به درآمد دائمی بستگی دارد و درآمد دائمی نیز از حاصل ضرب نرخ بازدهی در ارزش فعلی درآمد (مانند درآمد دائمی و موقتی) بدست می‌آید. Fridman عامل ثروت (دارایی) را بطور ضمنی در تابع مصرف لحاظ کرده است.

مطابق با نظریه Modigiani (1986)؛که به نام فرضیه چرخه زندگی (LCH)[2] معروف است؛ مصرف نه تنها به درآمد ناشی از کار، بلکه به خالص ثروت حقیقی خانوارها در دوره مورد بررسی بستگی دارد (Branson، 1378). چارچوب و فرمول بندی ساده از فرضیه ثروت- درآمد، پیشنهاد می‌کند که مصرف کنندگان افزایش در ثروت انتظاری خود را خارج از چرخه زندگیشان توزیع می‌کنند به عبارت دیگر، تئوری چرخه زندگی فرض می‌کند که مصرف کنندگان در جوانی در برابر درآمد آینده‌شان قرض می‌گیرند، سپس ثروتشان را می‌سازند و بدهی‌هایشان را پیش از سن بازنشستگی بازپرداخت می‌کنند و تا بینهایت ثروتشان را مصرف می‌کنند و دولت پرداخت‌های بدهی را در طول سن بازنشستگی انتقال می‌دهد. این تئوری اثرات متفاوت بر مخارج مصرفی را نشان نمی‌دهد. پس از آن نظریه مصرفی هال و محدودیت‌های نقدینگی در توضیح مصرف خصوصی مطرح گردید.

بنابراین بر اساس تئوری‌های مطرح شده در مورد مصرف خصوصی، تئوری‌های نئوکلاسیک به نقش ثروت در تابع مصرف اهمیت داده است. از آنجاییکه مسکن جزء مهم و عمده از ثروت خانوار محسوب می‌شود و از آنجاییکه قیمت‌های مسکن طی زمان نوسان می‌کند، فهمیدن این که چطور نوسانات بر مصرف خانوار اثر می‌گذارد، مهم می‌باشد (Cocco& Campbell ، 2007).

1- The Permanent Income Hypothesis
2- Life Cycle

ادبیات گسترده‌ای در رابطه میان قیمت مسکن و مصرف وجود دارد . چندین فرضیه در این مورد مطرح گردید. سه مکانیزمی که ارتباط قوی میان مصرف و قیمت مسکن را نشان می‌دهد شامل اثرات ثروت[1]، اثرات وثیقه[2] و عوامل مشترک[3] می‌باشد. دو اثر اول (اثر ثروت و وثیقه) نشان می‌دهند که قیمت‌های مسکن موجب تحریک تغییرات مصرفی می‌گردند، اما اثر عوامل مشترک، ممکن است مصرف و قیمت مسکن را به طور همزمان تغییر دهد (Silvestrini &De Bonis ، 2012).

تعدادی از نویسندگان بیان می‌دارند، رابطه میان قیمت مسکن و مصرف به وسیله اثر ثروت توضیح داده می‌شود. به عبارت دیگر، پیوند میان ارزش دارایی‌های خانوار و مصرف خصوصی در اصطلاح به اثر ثروت مشهور است که بر چرخه زندگی (LCH) از Modigiani و فرضیه درآمد دائمی (PIH) از Fridman دلالت دارد. این دو تئوری، اهمیت نوسانات قیمتی ثروت بر مصرف را از دو دیدگاه متفاوت اما مهم بررسی می‌کند (Iacoviello,2011). بر اساس دیدگاه چرخه زندگی اگر اثرات ثروت مهم باشند، اثر موثرتری بر مصرف افراد مسن خواهد داشت، کسانی که بطور نسبی افق زمانی کوتاه‌تری برای لذت بردن از سودهای سرمایه دارند. از طرف دیگر تغییرات در نرخ رشد انتظاری درآمدهای آینده و بهره وری به طور قابل ملاحظه اثرات بزرگ‌تری بر روی خانوارهای جوان خواهد داشت. بطوری که این خانوارها افق طولانی‌تری برای لذت بردن از افزایش درآمدهایشان در پیش رو دارند. اما بر اساس دیدگاه فرضیه درآمد دائمی (PIH)، افزایش در قیمت‌های مسکن، موجب افزایش ثروت، و از این رو موجب افزایش مخارج خانوارها می‌شود. به عبارت دیگر، احتمال بیشتری برای صاحب خانه‌ها وجود دارد که مصرفشان را با افزایش قیمت مسکن، افزایش دهند (Das et al., 2011)

مطابق با فرضیه اثر ثروت، زمانی که مصرف کنندگان انفرادی، از املاک و مستغلات سود سرمایه بدست می‌آورند، تابع مهم پس انداز خویش را تشکیل می‌دهند. آنان این پول را وصول می‌کنند و مصرفشان را افزایش می‌دهند به ویژه اگر افزایش در قیمت مسکن دائمی تلقی گردد

1- Wealth Effects
2- Collateral Effects
3- Common Causes

(Belsky, E. & Prakken, J, 2004). در این زمینه مطالعات گسترده‌ای صورت پذیرفته است. Murphy & Muellbauer (1990 و1997) تغییرات مصرف در انگلستان را در دهه 1980 مورد بررسی قرار داده‌اند و در راستای آن پیشنهادهایی در مورد تغییرات در بازارهای اعتباری ارائه کرده‌اند. برای این که مصرف کنندگان فردی بتوانند سود سرمایه املاک خود را نقد کنند، آن‌ها بایستی به بازارهای مالی خوب دسترسی داشته باشند. آنان نشان داده‌اند که به طور مؤثر اهمیت آزاد سازی بازارهای مالی در دهه مزبور، در رابطه میان افزایش قیمت‌های مسکن و اثر آن بر تغییرات و رونق مصرف تاکید شده است. آنان علاوه برآنکه، اهمیت اثرات ثروتی را در ارتباط با پیوند میان قیمت‌های مسکن و مصرف بصورت تئوریکی و تجربی مورد بحث قرار دادند، همچنین اثر افزایش قیمت مسکن بر خدمات مسکن همچون خدمات بنگاه‌ها و دیگر خدمات را نیز مورد بررسی قرار داده‌اند. بنابراین بر اساس پژوهش Murphy & Muellbauer (1990 و1997) افزایش قیمت مسکن اثرات به هم پیوسته‌ای دارد. افزایش در قیمت خدمات مسکن می‌تواند هم اثرات جانشینی و احتمالاً اثرات درآمدی مهمی داشته باشد. در مطالعات اخیر نیز اهمیت نقش ثروت و به طور غیر مستقیم بازارهای مالی در توضیح رشد مصرف مورد تأیید قرار گرفته است.[1] Cocco & Campbell (2007) در مقایسه‌ای میان صاحبان خانه در گروه سنی مختلف دریافتند که صاحب خانه‌های مسن نسبت به صاحبخانه‌های جوان با افزایش قیمت مسکن، سود بیشتری بدست خواهند آورد. بدلیل این که برای صاحبان مسن احتمال بیشتری وجود دارد که دارای مسکن‌هایی با ارزش بالاتر و یا دارای مسکن متعدد باشند. بنابراین نتایج مقاله آنان فرضیه اثر ثروت را مورد تأکید قرار داده است.

کانال دیگری که می‌توان از آن طریق رابطه میان تغییرات قیمت مسکن و مصرف را توضیح داد، کانال اعتباری می‌باشد که می‌تواند پیچیده‌تر و ظریف‌تر از کانال ثروت باشد. در حضور بازارهای ناقص، برای بیمه شدن در برابر ریسک، با استفاده از افزایش قیمت مسکن به عنوان وثیقه، می‌توان در مقابل آینده قرض گرفت (Attanasioy et al., 2010) به عبارت دیگر در کنار نقش مهم فراهم کننده سرپناه، مسکن می‌تواند به عنوان وثیقه مورد استفاده قرار گیرد. به دلیل این

1- رجوع شود به مطالعات: Aron et al. (2007,2010) و Slacalek (2009)

خصوصیت ویژه مسکن، قیمت مسکن نقش مهمی در تدوین و فرموله کردن تصمیمات مصرف و سرمایه گزاری ایفا می کند ((Simo-Kengne, (2012). این کانال توسط مطالعاتی همانند Lustig & Nieuwerburgh (2005)، برای کشور آمریکا و اخیراً Schneider & Piazzesi (2010) مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

دیدگاه جایگزین دیگر در مورد ارتباط میان قیمت مسکن و مصرف، کانال عوامل مشترک می‌باشد. در این دیدگاه، همبستگی مشاهده شده ساده عواملی نظیر تغییرات در رشد درآمد مورد انتظار، تغییرات مالیات‌ها یا تغییرات در شرایط بازار اعتباری، موجب افزایش همزمان مخارج مصرفی خانوار و قیمت‌های مسکن می‌شود. این رابطه علیت می‌تواند از طریق درآمد انتظاری به مصرف و به قیمت مسکن منتقل شود. به عبارت دیگر بر اساس دیدگاه اثر ثروت، افزایش قیمت مسکن به وسیله افزایش ثروت در دسترس خانوار، موجب افزایش مصرف می‌گردد اما درمقابل فرضیه عامل مشترک، از این واقعیت حمایت می کند که افزایش قیمت مسکن و مصرف به وسیله عوامل مشترک حاصل می‌شوند (Ciarlone,2011). از جمله کسانی که از این فرضیه حمایت کردند، Weber & Attanasio (1994) بوده‌اند. آنان داده‌های خرد سطح خانوار را برای آزمودن افزایش مصرف در انگلستان در اواخر دهه 1980 بکار گرفتند که در آن زمان قیمت مسکن بیش از 40 درصد طی چهار سال افزایش نشان داده بود. آنان دریافتند که افزایش مصرف، همزمان با افزایش قیمت مسکن بوده است و این رابطه ممکن است به دلیل اثرات عوامل مشترک باشد. پس از آن پژوهشی توسط Attanasio et al., (2005، 2009) صورت پذیرفت که نتایج Attanasio& Weber (1994) را مورد تأیید قرار دادند. از سوی دیگر Attanasio et al., (2005، 2009) پس از بررسی تغییرات مسکن و مصرف، علاوه بر تأیید فرضیه عامل مشترک در برابر فرضیه اثر ثروت، به این نتیجه دست یافتند که جوان‌ها سود بیشتری از تغییرات قیمت مسکن بدست خواهند آورد که عکس قضیه اثر ثروت می‌باشد. آنان نتیجه گرفتند که تغییرات همزمان قیمت‌های مسکن و مصرف، می‌تواند به علت رشد بهره وری باشد. اگرچه هر دو مطالعه، تئوری مشابهی را آزمون کردند اما روش بکارگرفته شده آنان متفاوت بوده است. این تفاوت‌ها شامل دوره زمانی، نوع مخارج مصرفی و تفاوت گروه‌های سنی مورد بررسی بوده است.

بنابراین با توجه به فرضیات بیان شده، مکانیزم های‌متفاوت، ممکن است اثرات متفاوت داشته باشد که نتایج آن، به داده‌های مورد استفاده و اقشار مورد بررسی بستگی خواهد داشت. به عبارت

دیگر، داده‌های سری زمانی کلان مصرف کل و قیمت‌های مسکن ممکن است با تغییرات توضیح داده شده اثرات ثروت سازگار باشند. از سوی دیگر داده‌های خرد در سطح خانوار بینش متفاوتی از مفاهیم فرضیه‌های مختلف، ارائه می‌دهد و نتایج آن عموماً فرضیه عامل مشترک را مورد تأیید قرار می‌دهند (مطابق با پژوهش، Weber& Attanasio (1994)). همچنین، همان طور که پیشتر ذکر شد، این مکانیزم‌ها اثرات متفاوتی در گروه‌های سنی مختلف خواهند داشت.

شایان ذکر است که رفتار مصرف ممکن است متفاوت و برخلاف فرضیه‌های مطرح شده باشد که این امر به چند دلیل ممکن است امکان پذیر باشد. دلیل نخست این که، اکثر تئوری‌های مصرف، قطعیت و اطمینان را مفروض می‌دانند. در حالی که در بسیاری از مواقع تغییرات در ثروت قطعیت ندارد و دارای نااطمینانی است. مصرف کنندگان معمولاً در تفکیک و تشخیص تغییرات موقتی از تغییرات دائمی قیمت‌ها، با چالش مواجه‌اند. دلیل دوم این که، تحقیقات مرتبط با رفتار مصرف کنندگان بر تمایل به پس انداز احتیاطی برای مواقع اضطراری و نیز پس انداز زمان بازنشستگی، دلالت دارد. دلیل سوم؛ اگر مسکن به عنوان وثیقه برای استقراض مورد استفاده قرار گیرد، حتی کاهش موقتی در ارزش وثیقه، ممکن است محدودیت‌های نقدینگی را افزایش دهد و افراد برای هماهنگ شدن با آن شرایط تحت فشار قرار گیرند (Boone and et al., 1998 ؛ Simo-Kengne, 2012). از طرف دیگر، اجاره کنندگان، زمانی که قیمت مسکن افزایش می‌یابد، احساس فقیرتر شدن خواهند داشت که ممکن است موجب کاهش در تقاضا برای مسکن به علاوه کالاهای غیر از مسکن گردد. به طور کلی اثر تئوریکی افزایش قیمت مسکن بر مخارج کل مصرفی مبهم ظاهر می‌شود (Simo-Kengne, 2012). بنابراین رابطه پویای میان قیمت مسکن و مصرف بایستی به طور تجربی بررسی گردد. به رغم وجود دلایل قوی نظری برای اثر ثروت، بدیهی است زمان و میزان اثر، بستگی به رفتار افراد دارد.

مطالعات تجربی:

با وجود مطالعات خارجی بسیار گسترده در این زمینه، مطالعات داخلی محدود بوده است و بیشتر آن‌ها اثرات ثروت مالی (بازار سهام) بر مصرف (از جمله مطالعات عزیزی (1387) و عاقلی و امام قلی پور (1391)) را مورد بررسی قرار داده‌اند. همچنین تفاوت عمده پژوهش حاضر با مطالعه Simo-Kengne et al., (2013) و Shen et al., (2014) نیز در متغیرهای مورد استفاده و

همچنین استفاده از آزمون‌های جدید و تغییرات در الگوی Panel VAR و تابع واکنش آنی و تجزیه واریانس می‌باشد.

Khaki & Samimi Jafari (2007) تأثیر شاخص‌های عدم اطمینان بر رفتار مصرفی خانوار در اقتصاد ایران را طی سال‌های 1338-1384 مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج تحلیل هم انباشتگی بین متغیرها در بلند مدت نشان می‌دهد که عدم اطمینان تأثیر منفی بر رفتار مصرفی خانوارها در اقتصاد ایران دارد، لذا پیشنهاد شده دولت از طریق بهبود عملکرد سیاست‌های مالی و در نتیجه متغیرهای اقتصاد کلان اثرات ناشی از عدم اطمینان را کاهش دهد.

Azizi (2008) در مطالعه خود اثرگذاری تغییر در ارزش بازار سهام بر مصرف بخش خصوصی در ایران را با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره 1386-1370 مورد آزمون قرار داده‌اند. وی از الگوهای تصحیح خطا (ECM)، برای ارتباط میان نوسانات کوتاه مدت متغیرها با مقادیر تعادلی بلند مدت استفاده کرده است. نتایج حاکی از آن بود که رابطه آماری مثبت و معنی داری میان گسترش بازار سهام (ارزش جاری بازار سهام)، نقدینگی و تولید ناخالص داخلی با مخارج مصرفی بخش خصوصی در ایران وجود دارد.

gholipor Emam & Agheli(2012) با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی در قالب یک تابع مصرف کوتاه مدت و با بکارگیری داده‌های فصلی طی 1389-1375، اثر ثروت مالی (شامل، پول نقد و سپرده، اوراق بهادار، سهام و دارایی‌های مشابه، ذخایر فنی بیمه و سایر حساب‌های دریافتی) را بر الگوهای مصرف خصوصی مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. نتایج مطالعات انان نشان داد که رابطه مثبت میان ثروت مالی و مصرف خانوار (حدود 16درصد) وجود دارد.

Lum & Edelstein(2004) رابطه میان مخارج مصرفی و ثروت مسکن خصوصی و دولتی را با استفاده از رویکرد VARX با استفاده از داده‌های فصلی دوره 1990 الی2002 در کشور سنگاپور مورد بررسی قرارداده اند. نتایج پژوهش آنان حاکی از این بود که تغییرات در قیمت‌های مسکن خصوصی اثر معنی داری بر مصرف کل ندارد. در مقابل اثرات مسکن دولتی، بزرگ‌تر و ماندگارتر می‌باشد.

Cocco & Campbell(2007) داده‌های خرد و مقطعی مخارج خانوار و اطلاعات قیمت مسکن منطقه‌ای در انگلستان را برای بررسی اثرات قیمت مسکن بر مصرف خانوار طی دوره

1988-2000مورد استفاده قرار داده است. آنان دریافتند که قیمت مسکن اثر بیشتری بر خانوارهای مسن و اثر کمتری بر خانوارهای جوان دارد که این نتایج همراستا با ناهمگنی اثرات ثروت میان گروه‌های سنی خانوار می‌باشد. به عبارت دیگر آنان دریافتند که با گذشت زمان و مسن‌تر شدن جمعیت یک کشور، مصرف کل، پاسخ بیشتری به رشد قیمت مسکن خواهد داد.

Gan(2010) رابطه میان ثروت مسکن و مصرف خانوار با استفاده از مجموعه داده‌های پنل میان 9 منطقه از هنگ کنگ، طی دوره 1988 الی 2004 مطالعه کرده است. نتایج مطالعه او بیانگر آن است که خانوارها با مسکن‌های متعدد پاسخ مصرفی قوی‌تری خواهند داشت. همچنین وی نتیجه می‌گیرد که حتی در فقدان افزودن سرمایه اضافی و در نظر نگرفتن محدودیت‌های اعتبار، ثروت مسکن می‌تواند اثر مهمی روی رشد مصرف داشته باشد.

Simo-Kengne et al.,(2013)، نقش قیمت مسکن در پویایی مصرف را در مناطق آفریقای جنوبی، طی دوره 1996-2010 با استفاده از رویکرد Panel VAR مورد بررسی قراردادند. آنان در پژوهش خود، پاسخ مثبت اما کوتاه مدتی میان مصرف و تکانه قیمت مسکن مشاهده کردند. همچنین آنان اثرات نامتقارن تکانه‌های مسکن را نیز مورد بررسی قراردادند و دریافتند که تکانه مثبت قیمت مسکن اثر مثبت و معنادار بر مصرف، درحالی که تکانه منفی اثر کاهشی اما غیر معنادار بر مصرف دارد. بنابراین آنان نشان داده‌اند که قیمت‌های مسکن اثرات نامتقارن بر مصرف داشته‌اند.

Shen et al., (2014)، اثر ثروت بازار سهام و اثر ثروت مسکن را بر مصرف برای 14کشور OECD، با بکارگیری روش Panel VAR طی دوره 1975-2011مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها دریافتند که اثرات ثروت بازار سهام بزرگ‌تر از اثرات ثروت بازار مسکن در کشورهای مزبور می‌باشد. همچنین آنان اثرات نامتقارن تکانه‌های قیمتی دارایی‌ها را در بازار سهام و در بازار مسکن مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که تکانه‌های مثبت دارایی‌ها اثرات قوی‌تر و پایدارتری نشان داده‌اند.

Windsor et al., (2015) تغییرات ارزش مسکن را در تصمیم گیری‌های اقتصادی خانوار طی سال‌های 2002-2012 در 153 محله استرالیا مورد بررسی قرار داده‌اند. آنان با استفاده از ریز

داده‌های خانوار و همچنین رگرسیون پنل چندکی[1]، کلیه ویژگی‌های خانوار مانند سن، سابقه، تحصیلات، مصرف، اجاره، درآمد و همچنین خصوصیات منطقه‌ای مانند نرخ بیکاری را بر تفاوت میان قیمت‌های واقعی و مورد انتظار مسکن، مورد بررسی قرار دادند. همچنین در بخشی از مطالعه خویش، پویایی‌های قیمت مسکن را با استفاد از الگوی Panel VAR ارزیابی کرده‌اند. نتایج بررسی آنان نشان داده است که انتظارات و ارزش واقعی مسکن بر تصمیمات خانوار مؤثر می‌باشد.

تصریح الگو و معرفی متغیرها

مطالعه حاضر به بررسی اثرات نامتقارن تکانه قیمت مسکن برمصرف خانوار شهری میان استان‌های ایران[2] طی دوره زمانی1393-1385 با بکارگیری از رهیافت خود بازگشت برداری پنل (Panel VAR) می‌پردازد. پژوهش حاضر در ادامه مقالات عزیزی (1387) و امامقلی پور و عاقلی (1391) قرار دارد با این تفاوت که بصورت استانی و با بکارگیری متد جدید (Panel VAR) و تحلیلی جدید (بررسی اثرات نامتقارن) بر اساس مقالات خارجی(Simo-Kengne, B.D; (2012) ، Shen et al., (2014) انجام پذیرفته است. بر اساس مطالعات ذکر شده، علاوه بر درآمد که یکی از عوامل تعیین کننده مصرف می‌باشد، عوامل مستقل دیگری چون، دارایی‌های مصرف کنندگان (دارایی نقدی شامل پول و سپرده‌های بانکی، اوراق بهادار و دارایی‌های فیزیکی مانند ذخیره کالاهای بادوام) استاندارد سطح زندگی، اعتبارات مصرفی، توزیع درآمد، تغییرات قیمت و انتظارات مصرف کننده، هزینه‌های مصرفی را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

به دلیل محدودیت در استفاده از متغیرها از جهت در دسترس نبودن اطلاعات استانی و همچنین به منظور اجتناب از به وجود آمدن پرشماری پارامتری[3] در الگوی Panel VAR، از متغیرهای

1- Quantile Panel Regressions

2- این استان‌ها شامل آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، اصفهان، ایلام، بوشهر، تهران، چهارمحال و بختیاری، خراسان جنوبی، خراسان رضوی، خراسان شمالی، خوزستان، زنجان، سمنان، سیستان و بلوچستان، فارس، قزوین، قم، کردستان، کرمان، کرمانشاه، کهگیلویه و بویراحمد، گلستان، گیلان، لرستان، مازندران، مرکزی، هرمزگان، همدان و یزد می‌باشند. لازم به ذکر است که به دلیل این که اطلاعات استان البرز از سال 1390 قابل استخراج بوده، از این استان صرف نظر شده است.

3- Over Parameterization

درآمدهای حقیقی خانوار و تورم شهری؛ علاوه بر قیمت مسکن؛ به دلیل اهمیت در تابع مصرف، انتخاب گشته‌اند.

اطلاعات مصرف از متوسط هزینه‌های خوراکی سالانه یک خانوار شهری استخراج و با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی شهری، واقعی شده است. اطلاعات درآمد خانوار از متوسط درآمد سالانه یک خانوار شهری بدست آمده و واقعی شده است. متغیرتورم شهری از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی شهری به قیمت سال پایه 1390 بدست آمده است. در ادبیات نظری، کل ثروت متشکل از دارایی‌های ملموس و فیزیکی (ارزش موجودی ساختمان، زمین و کالاهای مصرفی)، ارزش سپرده مردم نزد بانک مرکزی (بدهی بخش خصوصی از دولت) و ارزش پولی اوراق قرضه دولتی می‌باشد. به دلیل نوع داده‌های در دسترس در سطح استان به ثروت فیزیکی و ملموس (اطلاعات قیمتی مسکن) بسنده شده است. اطلاعات قیمت مسکن از متوسط قیمت یک مترمربع زیر بنای واحدهای مسکونی معامله شده در بنگاه‌های معاملات ملکی در شهرهای منتخب کشور استخراج شده است.

اطلاعات مصرف و درآمد خانوار شهری از طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای شهری مرکز آمار ایران استخراج گردیده است. همچنین اطلاعات قیمت مسکن نیز از طرح جمع آوری اطلاعات قیمت و اجاره مسکن شهری مرکز آمار ایران جمع آوری شده است. در انتخاب دوره زمانی، دسترسی به آخرین آمار و اطلاعات مورد توجه می‌باشد.

روش برآورد

Panel VAR ترکیبی از روش قدیمی VAR؛ که تمام متغیرها را در الگو بصورت درون زا تعریف می‌کند؛ و روش داده‌های پنل؛ که عوامل غیر قابل مشاهده را در الگو وارد می‌کند؛ می‌باشد. در اینجا چند مزیت مهم در استفاده از روش Panel VAR نسبت به روش‌هایی که پیش از این مورد استفاده قرار می‌گرفت، وجود دارد. نخست این که، الگو VAR زمانی که اطلاعات تئوریکی اندکی در مورد روابط میان متغیرها به منظور تصریح الگو وجود دارد، بسیار مفید و کاربردی است. دومین مزیت الگو این است که الگو VAR برای نشان دادن مسأله درون زایی طراحی گردیده است. بدین صورت که الگوهای VAR بدون وارد کردن و در نظر گرفتن

محدودیت‌های غیرضروری، مسأله درون زایی را کاهش می‌دهند. سوم این که توابع واکنش آنی بر مبنای VAR می‌توانند اثرات تأخیری بر روی متغیرها و اثر تکانه‌ها را در نظر بگیرند که این اثرات پویا توسط الگوهای Panel data نشان داده نمی‌شدند. چهارم، الگوهای Panel VAR اجازه می‌دهند که اثرات ثابت بین استانی و بین زمانی مد نظر قرار گیرند. سرانجام Panel VAR می‌تواند در سری زمانی‌های نسبتاً کوتاه با بکارگیری بعد مقطع نیز مورد استفاده قرار گیرد (Grossmann et al., 2014)

دراین پژوهش از الگوی Panel VAR با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)[1] استفاده گردیده است.[2] الگوی کلی Panel VAR همگن K متغییره با رتبه P و با اثرات ثابت ویژه پنل خطی بصورت زیر نمایش داده شده است:

$$\boldsymbol{Y_{it} = Y_{it-1}A_1 + Y_{it-2}A_2 + \cdots + Y_{it-p+1}A_{p-1} + Y_{it-p}A_p + X_{it}B + u_i + e_{it}}$$
$$i \in \{1,2,\dots,N\}, t \in \{1,2,\dots,T_i\}$$

$\boldsymbol{Y_{it}}$ بردار $(1xk)$متغیرهای وابسته، $\boldsymbol{X_{it}}$ بردار $(1xl)$ از متغیرهای) متغیرهایون زا؛ $\boldsymbol{u_i}$ و $\boldsymbol{e_{it}}$ به ترتیب بردارهای $(1xk)$ از اثرات ثابت پنل ویژه متغیر وابسته و جمله بردارهای[3] می باشد. در الگوی مورد بررسی در پژوهش حاضر، بردار $\boldsymbol{Y_{it}}$ شامل لگاریتم مصرف واقعی(ce)، لگاریتم قیمت‌های مسکن واقعی(hp)، لگاریتم شاخص قیمت مواقعی (نده(p) و لگاریتم درآمد واقعی می‌باشد. علاوه بر آن برای نشاکننده (اثرات نامتقارن تکانه‌های مثبت و منفی قیمت مسکن به تبعیت از مطالعات(Demary (2009، Das et al.,(2011) و Shen et al.,(2014) و مطالعات دامی d_{it}^p استفاده گردیده است. متغیر d_{it}^p در تغییرات مثبت قیمت مسکن برابر یک و در تغییرات منفی قیمت مسکن برابر صفر می‌باشد. متغیر d_{it}^nدر تغییرات منفی قیمت مسکن برابر یک و در تغییرات مثبت قیمت مسکن برابر صفر است. با ضرب این دو متغیر دامی در قیمت مسکن استان‌ها($d_{it}^p \times hp$ و $d_{it}^n \times hp$) مقادیر تکانه مثبت و منفی تغییرات قیمت مسکن بدست خواهد آمد که به

1- Generalized Method Of Moments

3- برای مطالعه بیشتر به مقالات Ciccarelli. M. & Canova.F (2013)، Zicchino, L.& Love, I. (2006), و Love.L & Abrigo,M.R.M(2015) مراجعه گردد.

3- Idiosyncratic Errors

ترتیب به صورت hppو hpn نمایش داده می‌شود. بنابراین $\boldsymbol{Y_{it}}$ در الگوی نخست؛ بررسی اثرات تکانه قیمت مسکن بر مصرف خانوار شهری؛ شامل یک بردار 4 متغیره (ec، hp، y، p) و در الگوی دوم؛ بررسی اثرات نامتقارن تکانه قیمت مسکن بر مصرف خانوار شهری؛ شامل بردار 5 متغیره(ec، hpp، hpn، y، p)می باشد.

ماتریس (kxk)، $\boldsymbol{A_1, A_2, \dots, A_{p-1}, A_p}$ و ماتریس (lxk)، $\boldsymbol{B}$ ماتریس پارامترها می‌باشند. فرض می‌شود که خصوصیات $\boldsymbol{E[e_{it}] = 0, E[e'_{it}e_{it}] = \Sigma}$و $\boldsymbol{E[e'_{it}e_{is}] = 0}$ برای جمله اخلال وجود دارد. پارامترهای معرفی شده بالا می‌توانند بصورت اثرات ثابت یا به جای آن، مستقل از اثرات ثابت بعد از تبدیلاتی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی(OLS)برای هر معادله برآورد گردند.

روش برآورد GMM:

برای اجتناب از ناسازگاری در برآوردگرهای دارای اثرات ثابت، الگوهای پنل پویا اغلب بصورت تفاضل مرتبه اول مورد استفاده قرار می‌گیرند. با فرض این که جمله خطا بصورت سریالی ناهمبسته هستند، تبدیل تفاضل مرتبه اول[1] ممکن است برای هر معادله به وسیله ابزار قرار دارن تفاوت‌های تأخیری[2] بدست می‌آید. اگرچه این برآوردها مشکلاتی را به وجود می‌آورند. تبدیل تفاضل مرتبه اول، شکاف در پنل های نامتوازن را زیاد می‌کند. برای مثال، اگر $\boldsymbol{Y_{it-1}}$ در دسترس نباشد، تفاضل اول در زمان T و $T-1$ نیز وجود نخواهد داشت. اگرچه دوره زمانی لازم با اعمال مرتبه تأخیری در Panel VAR بزرگ‌تر خواهد شد.Arellano & Bover (1995)انحراف معیار ناهمبسته پسین[3] را بصورت تبدیل جایگزین پیشنهاد دادند که شامل نقاط ضعف تبدیل تفاضل مرتبه اول نمی‌گردد. به جای استفاده از انحرافات مقادیر گذشته، از تفاضل میانگین تمامی متغیرهای آینده در دسترس استفاده شود، در نتیجه، از دست دادن داده‌ها را به حداقل می‌رساند. از آنجا که مقادیر گذشته در این تبدیل وارد نمی‌شوند، آن‌ها همچنان معتبر باقی می‌ماند. همچنین با

1- First-Difference Transformation
2- Instrumenting Lagged Differences
3- Forward Orthogonal Deviation

ابزار قرار دادن مجموعه از متغیرهای تأخیری، الگو بهبود می‌یابد. هرچند در صورتی کـه داده‌هـای مفقود[1] وجود داشته باشند(پنل نامتوازن)، این عمل چندان جذاب نخواهد بود.

در حالی که برآورد معادله به معادله GMM برآورد سازگاری از panel VAR به وجود می‌آورد، برآورد الگو بصورت یک سیستم معادلات ممکن است، نتیجه بهتری را ارائه دهد((Holtz-Eakin et al.,(1988). فرض کنید که مجموعه‌ای از ابزارهای $L \geq kp + l$ به وسیله سطر بردار $\boldsymbol{Z_{it}}$(که $\boldsymbol{X_{it}} \in \boldsymbol{Z_{it}}$) داده شود و معادلات به وسیله اعداد بالانویس مشخص شده‌اند. الگو Panel VARتبدیل شده بر اساس معادله 1 اما بصورت فشرده‌تر بصورت زیر ارائه گردیده است:

$$\boldsymbol{Y_{it}^{*} = \overline{Y_{it}^{*}} A + e_{it}^{*}}$$
$$\boldsymbol{Y_{it}^{*} = \left[y_{it}^{1*} \quad y_{it}^{2*} \quad \dots \quad y_{it}^{k-1*} \quad y_{it}^{k*} \right]}$$
$$\boldsymbol{\overline{Y_{it}^{*}} = \left[Y_{it-1}^{*} \quad Y_{it-2}^{*} \quad \dots \quad Y_{it-p+1}^{*} \quad Y_{it-p}^{*} \quad X_{it}^{*} \right]}$$
$$\boldsymbol{e_{it}^{*} = \left[e_{it}^{1*} \quad e_{it}^{2*} \quad \dots \quad e_{it}^{k-1*} \quad e_{it}^{k*} \right]}$$
$$\boldsymbol{A' = \left[A_1' \quad A_2' \quad \dots \quad A_{p-1}' \quad A_p' \quad B' \right]}$$

علامت ستاره، نشان دهنده تبدیلات انجام شده در متغیر اصلی می‌باشد. اگر متغیر اصـلی را بـه صورت m_{it} در نظر بگیریم، تبـدیلات تفاضـل مرتبـه اول $m_{it}^{*} = m_{it} - m_{it-1}$ نشـان داده شـده است در حالی که انحراف معیار پسین $m_{it}^{*} = (m_{it} - \overline{m_{it}})\sqrt{T_{it}/(T_{it} + 1)}$ اسـت کـه در آن T_{it} تعداد مشاهدات آینده در دسترس برای پنـل i در زمـان t و $\overline{m_{it}}$ مقدارمتوسـط آن مـی‌باشـد. برآورد GMM بصورت زیر می‌باشد.

$$\boldsymbol{A = \left(\overline{Y^{*}}' Z \, \widehat{W} \, Z' \overline{Y^{*}} \right)^{-1} \left(\overline{Y^{*}}' Z \, \widehat{W} \, Z' Y^{*} \right)}$$

$\boldsymbol{\widehat{W}}$ ماتریس وزنی $(L \; x \; L)$ غیر منفرد، متقـارن و شـبه معـین مثبـت اسـت. بـا فـرض ایـن کـه $\boldsymbol{E[Z'e] = 0}$ و رتبه $\boldsymbol{E\left[\overline{Y^{*}}' Z\right] = kp + l}$، تخمین زن GMM سازگار است و ماتریس وزنـی $\boldsymbol{\widehat{W}}$ حدکثر کارایی را دارد.

آزمون‌های فرضیه با برآورد همزمان سیستم معادلات، نتایج بهتری خواهد داشت.

با توجه به تئوری‌هایی که پیشتر توضیح داده شده، افزایش قیمت‌های واقعی مسکن ومسـتغلات منجربه افزایش ثروت و درامد خانوار می‌شود و به موجب آن تقاضا برای کالاهای مصرفی افزایش خواهد یافت. افزایش در مخارج مصرفی موجـب فشـار تـورمی خواهـد شـدکه رابطـه مثبـت میـان قیمت‌های مسکن و تورم را توجیه می‌کند. همچنین تغییرات در سطح عمـومی قیمـت‌هـا مـی‌توانـد

1- Missing Observations

هزینه‌های مصرفی و سطح پس انداز را متأثر سازد. هرگاه سطح عمومی قیمت‌ها افزایش یابد و سطح درآمد پولی ثابت بماند، درآمد حقیقی کاهش یافته و نسبت مصرف به درآمد یعنی میل متوسط به مصرف افزایش می‌یابد(shajari & ostady, (2002)). اما همیشه مصرف یا افزایش قیمت مسکن افزایش نمی‌یابد. دلایل مختلفی برای این موضوع وجود دارد. نخست این که اگر مسکن به عنوان وثیقه برای استقراض مورد استفاده قرار گیرد، حتی کاهش موقتی در ارزش وثیقه، ممکن است محدودیت‌های نقدینگی را افزایش دهد و افراد برای هماهنگ شدن با آن شرایط تحت فشار قرار می‌گیرند. همچنین به دلیل افزایش پس انداز های احتیاطی، ممکن است مصرف با افزایش قیمت مسکن افزایش نیابد. علاوه بر آن ترجیحات خانوارهای مسن به علت نیازهای بهداشتی و سلامتی و پس انداز احتیاطی بازنشستگی متفاوت می‌باشد به همین دلیل ممکن است در این نوع خانوارها به دنبال یک افزایش در قیمت‌های مسکن، افزایش مورد انتظار در مصرف اتفاق نیافتد. همچنین بدلیل عدم قطعیت و نا اطمینانی در تغییرات قیمت مسکن، نتایج بر خلاف تئوری خواهد شد. بنابراین بنا بر دلایل مطرح شده، اثر قیمت‌های مسکن بر مصرف مبهم می‌باشد.

برآورد و تحلیل

پیش از برآورد الگوها، بایستی آزمون‌های متعدد بر روی متغیرها و الگوی مورد نظر انجام پذیرد. پس از بررسی ایستایی متغیرهای الگو و تعیین لگ بهینه، ثبات در الگوی مورد نظر بررسی می‌گردد و با توجه به نوع ایستایی متغیرها از آزمون همجمعی استفاده می‌گردد. به دلیل این که عدم ایستایی متغیرها باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌گردد، ایستایی متغیرهای مورد مطالعه، مورد بررسی قرار می‌گیرند. بدین منظور از سه روش از مهم‌ترین آزمون‌های ایستایی؛لوین لین چو[1](LLC)، ایم، پسران و شین[2](IPS) و فیشر ADF؛ برای بررسی مانایی جمعی متغیرها در داده‌های پنل استفاده شده است. با توجه به خصوصیات هر یک از آزمون‌های ریشه واحد، مانایی متغیرها توسط حداقل یکی از این روش‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد. در رابطه با آزمون ریشه

1- Levin, Lin & Chu
2- Im, Pesaran & Shin

واحد متغیر مورد نظر آزمون LLC فرایند ریشه واحد مشترک را در نظر می‌گیرد و مابقی آزمون‌ها فرایند ریشه واحد مقطعی را مد نظر قرار می‌دهند.[1] نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد بررسی الگو در سطح در جدول (1) نشان داده شده است.

جدول(1): آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد بررسی الگو در سطح

	LLC		IPS		ADF - Fisher	
	آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
مصرف خانوار شهری	-5,72	0,000	-1,52	0,063	85,76	0,018
قیمت مسکن شهری	-20,80	0,000	-2,43	0,007	130,87	0,000
تغییرات مثبت قیمت مسکن	-18,61	0,000	-6,20	0,000	156,51	0,000
تغییرات منفی قیمت مسکن	-8,06	0,000	-3,37	0,000	22,62	0,000
درآمد خانوار شهری	-19,96	0,000	-2,47	0,006	122,21	0,000
تورم شهری	-10,28	0,000	-3,51	0,000	0,55	0,711

منبع: یافته‌های محقق

همانطور که در جدول (1) مشاهده می‌شود، فرضیه صفر هر یک از آزمون‌های مطرح شده، بیانگر عدم ایستایی متغیرها می‌باشد. نتایج جدول و بررسی مقادیر آماره‌ها نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم ایستایی متغیرهای مصرف، قیمت مسکن و تغییرات مثبت و منفی قیمت مسکن و درآمد خانوار شهری، در هر سه آزمون رد می‌گردد، به این معنا که کلیه متغیرهای مزبور مدل ایستا هستند. ایستایی متغیر تورم نیز در دو آزمونLLC ، IPS در سطح تأیید می‌گردد اما در آزمون ADF – Fisher تأیید نمی‌شود. با توجه به این که دو آزمون، ایستایی تورم را در سطح مورد تأیید قرار دادند، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که کلیه متغیرها در سطح ایستا هستند. با حصول اطمینان از پایایی متغیرها دیگر نیازی به انجام آزمون همجمعی وجود ندارد.

یکی از مهم‌ترین مسأله در الگوهای خود بازگشت برداری، تعیین طول وقفه بهینه می‌باشد.

1- برای کسب اطلاعات بیشتر به کتاب شرین بخش و صلوی تبار(1395) مراجعه گردد.

تحلیل Panel VAR درجه تأخیر بهینه را در هردو تصریح Panel VAR و شرط گشتاوری[1] انتخاب می‌کند. Andrews & Lu(2001) گشتاور سازگار و معیار انتخاب الگو[2](MMSC) برای روش GMM بر اساس آماره J Hansen's (1982) از قیدهای فرا تشخیصی پیشنهاد کرده‌اند. MMSC پیشنهاد شده بر اساس معیارهای آکائیک (AIC)[3]، معیار شوارتز(BIC))[4] و معیار حنان-کوئین((HQIC))[5] از طریق روش حداکثر درستنمایی محاسبه شده است و فرمول‌های آن به قرار زیر می‌باشد. در معیارهای پیشنهاد شده، کمترین مقدار، ملاک بهترین می‌باشد.

$$MMSC_{BIC,n}(k,p,q) = J_n(k^2p,k^2q) - (|q| - |p|)k^2 \ln n$$

$$MMSC_{AIC,n}(k,p,q) = J_n(k^2p,k^2q) - 2k^2(|q| - |p|)$$

$$MMSC_{HQIC,n}(p,q) = J_n(k^2p,k^2q) - Rk^2(|q| - |p|)\ln\ln n, \qquad R > 2$$

$J_n(k,p,q)$ آماره J قید فراشناسا برای Panel VAR k متغیّره با رتبه p و شرط گشتاوری بر اساس درجه تأخیری q متغیرهای وابسته با اندازه نمونه n می‌باشد. همچنین یک معیار جایگزین دیگر، ضریب تعیین[6] (CD) است که حتی زمانی که روش GMM دقیقاً شناسا باشد، محاسبه می‌گردد. فرض کنید که یک ماترس کواریانس غیر مقید(بدون محدودیت) $(k\ x\ k)$ برای متغیرهای وابسته به وسیله $\boldsymbol{\Psi}$ نمایش داده شود، CD نسبت تغییرات توضیح داده شده می‌باشد که به وسیله الگو panel VAR برآورد شده و به عنوان معیاری برای تعیین مرتبه تأخیری بهینه بصورت زیر محاسبه گردیده است. در معیارهای مزبور، بیشترین مقدار، بهترین می‌باشد.

$$CD = 1 - \frac{\det(\boldsymbol{\Sigma})}{\det(\boldsymbol{\Psi})}$$

همانطور که در جدول 2مشاهده می‌گردد کمترین مقدار در معیارهای MBIC، MAIC و MQIC در مرتبه تأخیری اول می‌باشد. اگرچه بر اساس معیارCD مرتبه تآخیر بهینه 2 است. اما با

1- Moment Condition
2- Consistent Moment And Model Selection Criteria (MMSC)
3- Akaike, 1969
4- Schwarz, 1978; Rissanen, 1978; Akaike, 1977
5- Hannan and Quinn, 1979
6- Coefficient Of Determination

توجه به 3 معیار ذکر شده، مرتبه تأخیری بهینه یک انتخاب می گردد.

جدول(2): نتایج آزمون تعیین طول وقفه بهینه الگو

Lag	CD	J	J Pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	0,9994391	104,46	0,013	-254,59	-45,53	-130,43
2	0,9997449	68,87	0,03	-170,50	-31,12	-87,72
3	09986684	34,67	0,09	-85,012	-15,32	-43,62

منبع: یافته‌های محقق

مرحله دیگری که در انتخاب الگو باید بررسی گردد تعیین ثبات در الگو است، زیرا در الگویی که دارای ثبات نباشد، نمی‌توان به نتایج تابع واکنش آنی(IRF) و تجزیه واریانس(VD) اعتماد نمود. همانطور که در پیوست 1(خروجی نرم افزار STATA) ملاحظه می‌شود، در هر دو الگوی مورد بررسی، مقادیر ویژه در داخل دایره واحد قرار گرفته‌اند که نشان دهنده ثبات و پایداری الگو می‌باشد، به این معنا که با وارد شدن هر گونه تکانه به الگوی مورد نظر، ثبات الگو برقرار می‌باشد.

در این بخش، با استفاده از الگوی خودبازگشت برداری پنل، و با تکیه بر روش GMMبه برآورد ضرایب پرداخته شده است. جهت برآورد از برنامه جدید نرم افزاری(2015)Love & Abrigo و از نرم افزار STATA12 استفاده گردیده است. علاوه بر آن از شبیه سازی مونت کارلو با سطح تکرار 500 برای بررسی اثرات توابع واکنش آنی ناهمبسته و تجزیه واریانس ناهمبسته استفاده گردیده است. پس از برآورد الگوی Panel VAR با روش GMM نتایج برآورد الگوها نشان دهنده این موضوع می‌باشد که، علامت ضرایب تغییرات قیمت مسکن بر مصرف منفی و برخلاف تئوری اما معنادار می‌باشد. اما هدف از برآورد الگوی Panel VAR محاسبه توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس است.

توابع واکنش آنی ناهمبسته:

توابع واکنش آنی، عکس العمل تکانه یک متغیر را بر متغیرهای دیگر، در صورت ثبات سایر متغیرها مورد بررسی قرار می‌دهد. به عبارتی دیگر پویایی متغیرها در این قسمت مورد بررسی قرار می گیرد. توابع واکنش آنی معمولی هیچ تفسیر علیتی را ارائه نمی‌دهد. از آنجا که e_{it} ممکن

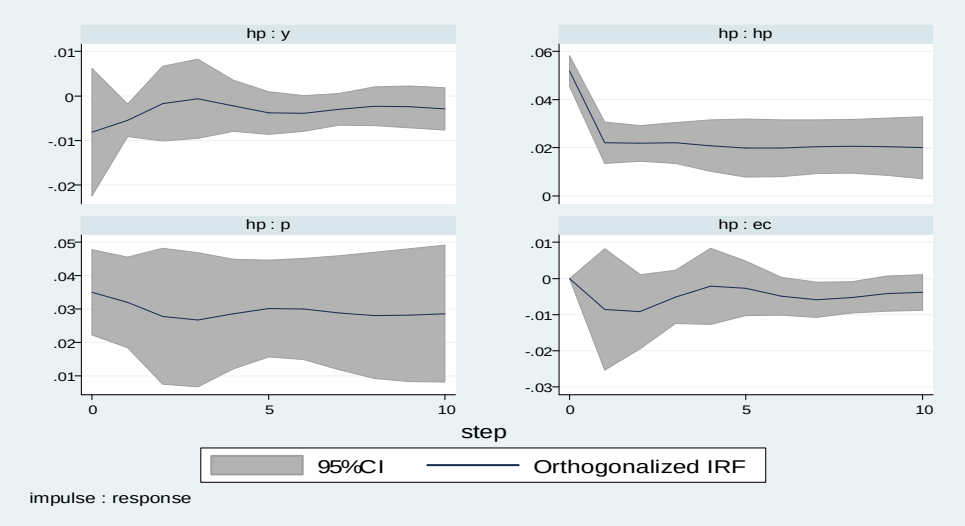
است به دلیل رابطه علی به طور همزمان به هم وابسته باشند، یک تکانه در یک متغیر به احتمال زیاد با تکانه متغیرهای دیگر همراه خواهد بود. با این فرض که یک ماتریس p که $P'P = \Sigma$ وجود داشته باشد، ماتریس p بصورت ناهمبسته $e_{it}P^{-1}$[1] مورد استفاده قرار می‌گیرد و پارامتر VMA (Φ_i)به تابع واکنش ناهمبسته $P\Phi_i$[2] تبدیل می‌گردد. ماتریس P بصورت مؤثر، قیدهای شناسایی را درون سیستم معادلات پویا وارد می‌کند. بنابراین به جای تابع واکنش آنی معمولی از تابع واکنش آنی ناهمبسته استفاده گردیده است. علاوه بر آن sims(1980) تجزیه چولسکیΣ را برای وارد کردن ساختار بازگشتی[3] درون یک الگوی VAR پیشنهاد داده است. تجزیه مزبور وابسته به ترتیب متغیرها در Σ می‌باشد. این تجزیه به این صورت است که متغیرهایی که در یک ترتیب در ابتدا قرار خواهند گرفت، به طور همزمان بر تمامی متغیرهای پس از خود در یک دنباله، اثر خواهند داشت، در حالی که متغیرهایی که پس از آن قرار می‌گیرند، بر متغیرهای قبلی خود با یک مرتبه تأخیر اثر خواهند داشت.

در نمودار1، اثر تکانه قیمت مسکن بر مصرف خانوار شهری، قیمت مسکن، تورم شهری و درآمد خانوارشهری نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می‌شود، تکانه مثبت قیمت مسکن به اندازه یک انحراف معیار، موجب پاسخ منفی مصرف خواهد شد و این واکنش منفی مصرف در سال دوم به اوج خود می‌رسد و پس از آن به تدریج به سطح اولیه خود همگرا خواهد شد. بر اساس تئوری که پیش از این مطرح شده، یک تکانه تقاضا در قیمت‌های مسکن منجر به افزایش قیمت‌های مسکن، از طریق افزایش اولیه درنرخ وام مسکن می‌باشد. بنابراین افزایش قیمت‌های واقعی مستغلات موجب افزایش ثروت خانوار و از آن طریق موجب افزایش تقاضا برای کالاها می‌باشد که این افزایش مخارج مصرفی خانوار منجر به فشار تورمی خواهد گردید. با توجه به نتایج بدست آمده در تحلیل پژوهش حاضر، تئوری مطرح شده نقض گردیده است که می‌تواند به علت عوامل مختلفی صورت پذیرد که شامل عدم قطعیت در تغییرات قیمت مسکن و موقتی پنداشتن آن توسط خانوار، افزایش پس اندازهای احتیاطی و پس اندازهای زمان بازنشستگی به

1- Orthogonalize
2- The Orthogonalized Impulse-Responses(OIRF)
3- Recursive Structure

دلیل مقابله با عجز و بیماری و افزایش محدودیت‌های نقدینگی در حالت نقش وثیقه افزایش قیمت مسکن می‌باشد.

بیشترین واکنش متغیرها به تکانه قیمت مسکن، مربوط به خود این متغیر می‌باشد که واکنشی6 درصدی به تکانه قیمت مسکن خواهد داشت و پس از آن به تدریج این اثر میرا خواهد شد. اثرمثبت تکانه قیمت مسکن بر تورم بلافاصله در همان زمان با بیش از 3 درصد افزایش آغاز می‌گردد و سپس مقدار آن کاهش و به تدریج همگرا می‌گردد. سرانجام اثر تکانه مسکن بر درآمد خانوار در ابتدا به اندازه یک درصد کاهش اما بلافاصله به تدریج افزایش می‌یابد و به مقدار اولیه همگرا می‌گردد.



نمودار(1):توابع واکنش آنی نا همبسته ؛ بررسی اثرات تکانه مسکن بر متغیرها الگو

منبع: یافته‌های محقق

اثرات نا متقارن تکانه قیمت مسکن بر مصرف

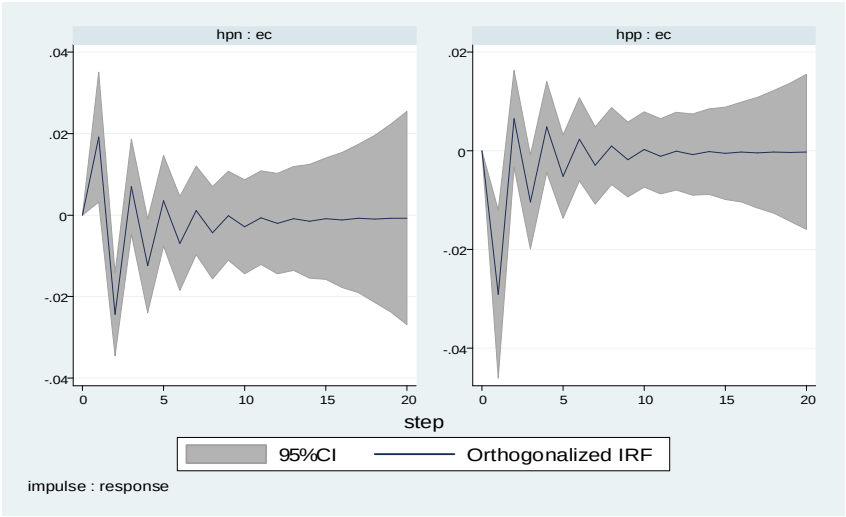
در این بخش، پاسخ مصرف به تکانه مثبت و منفی(به اندازه یک انحراف معیار) قیمت مسکن مورد بررسی قرار می‌گیرد و بررسی می‌شود که آیا تغییرات قیمت مسکن اثر نامتقارن بر مصرف خواهد داشت. همانطور که روشن است، تکانه کلی قیمت مسکن شامل تکانه مثبت و منفی می‌باشد. بنابراین اثر متوسط بر مصرف، مجموع اثرات مثبت و منفی تکانه‌ها است. به همین دلیل

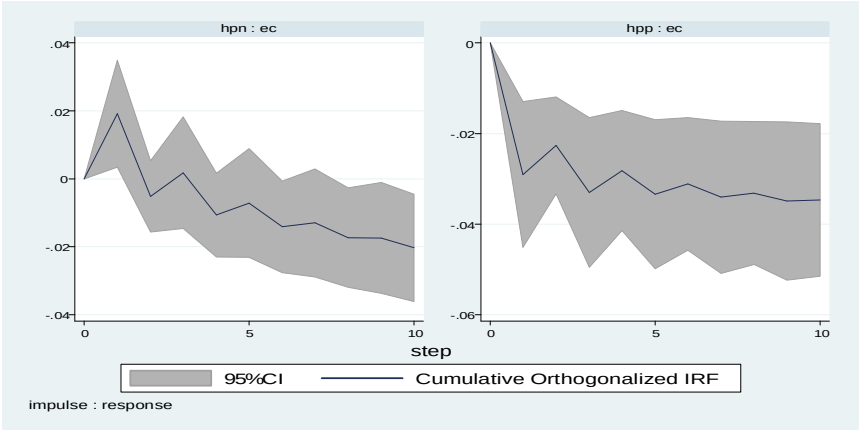
ممکن است مقداری انحراف ایجاد شود. بنابراین می‌بایست تفکیک تکانه‌ها مورد بررسی قرار گیرد. همانطور که از نمودار (توابع واکنش آنی ناهمبسته و توابع واکنش آنی تجمعی)قابل مشاهده است[1]، اثرات توابع واکنش آنی تکانه قیمتی مثبت(hpp) بر مصرف، کمی بیشتر از تکانه قیمتی منفی(hpn) است. پس از تکانه مثبت قیمت مسکن، مصرف خانوارهای شهری، میان استان‌ها کاهش می‌یابد و در دوره اول به کمترین میزان خود می‌رسد. و سپس رفتار نوسانی خواهد داشت و سرانجام پس از 10دوره، به مسیر نخست خود همگرا خواهد شد. به عبارت دیگر با افزایش قیمت مسکن، مالکان احساس ثروتمند شدن به دلیل افزایش سود احتمالی ثروت خود، خواهند داشت و مصرف خود را افزایش خواهند داد و مستاجران و دیگر افراد که قصد خرید مسکن دارند، احساس فقیرتر شدن و بنابراین کاهش مصرف و افزایش پس انداز، خواهند داشت. با توجه به نمودار 2، اثر کاهشی مصرف بیشتر از اثر افزایشی مصرف خواهد بود و بنابراین با تکانه قیمتی مثبت مسکن، مصرف کاهش خواهد یافت.

همچنین، کاهش قیمت مسکن، موجب افزایش رفاه مستاجران و یا کسانی که قصد خرید مسکن دارند، می‌شود. در واقع این افراد به دلیل این که اجاره کمتری و یا نرخ وام مسکن کمتری می‌پردازند، مصرف خود را افزایش و پس انداز کمتری خواهند داشت.

اما مالکان مسکن و یا صاحبخانه ها، با کاهش قیمت مسکن و یا کاهش ارزش ثروت خود، احساس فقیرتر شدن دارند، و در نتیجه پس انداز خود را افزایش می‌دهند. اما با توجه به اثر معنادار تکانه قیمت مسکن، افزایش مصرف مستأجران، به وسیله افزایش پس انداز مالکان جبران می‌شود و در کل اثر تکانه قیمتی منفی بر مصرف در ابتدا افزایشی خواهد شد وپس از آن بطور نوسانی کاهش خواهد یافت. به طور کلی، خانوارهای شهری در استان‌های ایران در مواجهه با سود و زیان‌های احتمالی سرمایه، رفتار پس انداز خویش را تغییر خواهند داد که این استنباط همراستا با مطالعه Engelhardt (1996) می‌باشد.

1- سایر توابع واکنش آنی در پیوست 2 و3 ارائه گردیده است.





نمودار(2): توابع واکنش آنی نا همبسته، بررسی اثر نامتقارن تکانه‌های قیمت مسکن

منبع: یافته‌های محقق

تحلیل تجزیه واریانس ناهمبسته:

تجزیه واریانس، نشان دهنده سهم نسبی هر متغیر در تغییرات متغیر دیگر می‌باشد. برای تحلیل تجزیه واریانس مشابه با توابع واکنش آنی از ماتریس p تغییر شکل یافته(ناهمبسته) برای مجزا کردن سهم متغیر در واریانس خطای پیشبینی استفاده می گردد. تکانه‌های نا همبسته شده[1] $\boldsymbol{e_{it}P^{-1}}$

1- Orthogonalized Shocks

یک ماتریس کوواریانس I_k دارد که تجزیه مستقیم واریانس خطای پیشبینی را انجام می دهد.

جدول 3 نشان دهنده تجزیه واریانس تکانه قیمت مسکن در مخارج مصرفی می‌باشد. با توجه به جدول ذیل، سهم نسبی تکانه مسکن درتغییرات متغیر مصرف در دوره یک، 2 درصد می‌باشد که این سهم به مرور زمان، با افزایش دوره‌ها به تدریج افزایش می‌یابد به طوری که در دوره 10 به 36 درصد می‌رسد. در میان تکانه‌های متغیرها، تکانه مصرف بیشترین سهم را(100درصد) بر مصرف در دوره نخست دارد که این سهم به مرور طی 10 دوره کاهش می‌یابد. پس از مصرف، بیشترین سهم مربوط به تکانه تورم می‌باشد که به مرور زمان این سهم به نسبت افزایش می‌یابد. در دوره نخست کمترین سهم، مربوط به تکانه تولید(0,3 درصد) است که به مرور زمان این سهم افزایش می‌یابد به طوری که در دوره 10 به 45 درصد می‌رسد.

جدول(3):نتایج تجزیه واریانس ناهمبسته الگوی نخست

متغیرهای مؤثر از اثر تکانه‌ها	دوره	تکانه قیمت مسکن	تکانه مصرف	تکانه تورم	تکانه تولید
مصرف	1	0,02	1	0,41	0,003
مصرف	2	0,01	0,72	0,65	0,43
مصرف	3	0,06	0,69	0,57	0,47
مصرف	4	0,26	0,72	0,50	0,42
مصرف	5	0,36	0,67	0,47	0,45
مصرف	6	0,37	0,66	0,46	0,44
مصرف	7	0,35	0,66	0,47	0,45
مصرف	8	0,35	0,66	0,47	0,46
مصرف	9	0,35	0,66	0,46	0,45
مصرف	10	0,36	0,66	0,45	0,45

منبع: یافته‌های محقق

همچنین با توجه به نتایج تجزیه واریانس در جدول 4، سهم تغییرات تکانه‌های مثبت قیمت مسکن در تغییرات مصرف بیشتر از تکانه منفی در دوره یک(به ترتیب11 و0,1 درصد) می‌باشد. و با افزایش دوره‌ها این سهم (در دوره 10به ترتیب11 و 10 درصد) افزایش می‌یابد. همچنین در میان

تکانه‌ها بیشترین سهم در متغیر مصرف مربوط به تکانه ناشی از خودش(100درصد) می‌باشد که این سهم به تدریج طی زمان کاهش می‌یابد و طی 10 دوره به 50 درصد می‌رسد. پس از آن بیشترین سهم ناشی از تکانه تورم،در دوره نخست 27 درصد می‌باشد که این سهم به مرور زمان به 34 درصد می‌رسد. کمترین سهم در الگوی دوم بر مصرف ناشی از تکانه تولید است. تکانه مزبور در دوره نخست اثری بر مصرف ندارد اما به تدریج این سهم به 6 درصد در دوره 5 می‌رسد و پس از آن ثابت می‌ماند.

به طور کلی نتایج تجزیه واریانس نشان دهنده آن است که، در بلند مدت اثرات تکانه مسکن (به ویژه تکانه‌های مثبت و منفی) در تغییرات مصرف افزایش می‌یابد و همچنین اثرات تکانه مثبت قیمت مسکن در پویایی‌های الگو بیش از تکانه منفی می‌باشد.

جدول(4): نتایج تجزیه واریانس ناهمبسته الگوی دوم

متغیرهای مؤثر از اثر تکانه‌ها	دوره	تکانه مصرف	تکانه مثبت قیمت مسکن	تکانه منفی قیمت مسکن	تکانه تورم	تکانه تولید
مصرف	1	1	0,110	0,001	0,27	0,000
مصرف	2	0,64	0,112	0,077	0,22	0,03
مصرف	3	0,61	0,114	0,08	0,31	0,05
مصرف	4	0,60	0,113	0,09	0,30	0,05
مصرف	5	0,59	0,115	0,101	0,33	0,06
مصرف	6	0,59	0,115	0,100	0,33	0,06
مصرف	7	0,59	0,116	0,104	0,34	0,06
مصرف	8	0,59	0,116	0,103	0,34	0,06
مصرف	9	0,58	0,116	0,105	0,34	0,06
مصرف	10	0,58	0,117	0,105	0,34	0,06

منبع: یافته‌های محقق

نتیجه گیری

هدف مقاله حاضر، بررسی اثرات نامتقارن قیمت مسکن بر مصرف خانوارهای شهری

استان‌های ایران، طی دوره 1393-1385 می‌باشد. بدین منظور با بکارگیری دو الگو، ابتدا اثرات تکانه قیمت مسکن بر مصرف خانوارهای شهری و پس از آن اثرات نامتقارن آن با استفاده از رویکرد خود بازگشت برداری پنل(Panel VAR) مورد بررسی قرار گرفته است. با توجه به ادبیات موضوع مطرح شده، از لحاظ تئوریکی افزایش قیمت مسکن بر مخارج کل مصرفی مبهم ظاهر می‌شود. در اکثر مطالعات در کشورها، این رابطه را مثبت ارزیابی کرده‌اند. نتایج این پژوهش حاصل از برآورد الگو و بررسی توابع واکنش آنی ناهمبسته بیانگر آن است که، اثر تغییرات مسکن بر مصرف خانوارهای شهری طی دوره مورد بررسی در استان‌های ایران منفی و معنادار می‌باشد. همچنین بررسی اثرات نامتقارن تکانه مسکن، اثر منفی و معنادار در تکانه مثبت و اثر مثبت و معنادار بر تکانه منفی قیمت مسکن نشان داده است. تابع واکنش آنی ناهمبسته حاکی از آن است که اثر تکانه قیمتی مثبت بر مصرف مؤثرتر و بالاتر از تکانه قیمتی منفی می‌باشد. بنابراین نتایج، اثر نامتقارن تکانه مسکن بر مصرف خانوارهای شهری مورد تأیید قرار گرفته است. این نتایج می‌تواند به علل متعددی فائق آید. نخست این که ممکن است مصرف کنندگان در استان‌ها در طی دوره مزبور، دارای عدم قطعیت ازتغییرات ثروت خویش طی دوره مورد بررسی و موقتی لحاظ کردن آن باشند. دوم آن که، تحقیقات مرتبط با رفتار مصرف کنندگان بر تمایل به پس انداز احتیاطی برای مواقع اضطراری و نیز پس انداز زمان بازنشستگی،دلالت دارد. دلیل سوم این که اگر مسکن به عنوان وثیقه برای استقراض مورد استفاده قرار گیرد، حتی کاهش موقتی در ارزش وثیقه، ممکن است محدودیت‌های نقدینگی را افزایش دهد و افراد برای هماهنگ شدن با آن شرایط تحت فشار قرار می‌گیرند از طرف دیگر، اجاره کنندگان، زمانی که قیمت مسکن افزایش می‌یابد، احساس فقیرتر شدن خواهند داشت که ممکن است موجب کاهش در تقاضای برای مسکن و همچنین کالاهای دیگر از جمله کالاهای مصرفی گردد. به طور کلی نتایج حاصل، نشان دهنده افزایش گرایش به پس انداز خانوارهای شهری و افزایش عدم اطمینان تغییرات مسکن و موقتی پنداشتن آن در طی دوره مزبور می‌باشد. بنابراین به دلیل این که مصرف جزء مهمی از تولید ناخالص داخلی(GDP) می‌باشد. اثر قیمت مسکن بر روی مصرف، پیوند کلیدی میان بازار مسکن و فعالیت اقتصادی ایجاد می‌کند. درک کاربردها و مفاهیم پویایی قیمت مسکن بر مصرف بایستی در حیطه بازار مسکن مورد توجه قرار گیرد.

References

[1] Abrigo, M. R. M., & Love, L .(2015). Estimation of Panel Vector Auto Regression in Stata: A package of programs .*The Quarterly Review of Economics and Finance, 46*(2), 190-210.

[2] Agheli, L., & Emamgholi Pour, S. (2012). The importance of financial wealth in private sector consumption: Strategic view to reforming consumption patterns .*Journal of Economic Strategy, 1* (1), 125-144.

[3] Andrews, D. W. K., & Lu, B .(2001). Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of Econometrics, 101*(1), 123-164.

[4] Arellano, M., & Bover, O .(1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components model. *Journal of Econometrics, 68*(1), 29-51.

[5] Attanasio, O., Leicester, A., & Wakefied, M .(2011). Do house prices drive consumption growth? The coincidence cycles of house prices and consumption in the UK .*Journal of the European Economic Association, 9*(3), 399-435.

[6] Attanasio, O. P., & Weber, G. (1994). The UK consumption boom of the late 1980's: Aggregate implications of microeconomic evidence .*The Economic Journal, 104*(427), 1269-1302.

[7] Azizi, T. (2008). Effect of changes in stock market wealth on consumer spending, the private sector (Case study: Iran 1991-2007) .*Journal of Economic Sciences, 2*(35), 61-82.

[8] Belsky, E., & Prakken, J. (2004). *Housing wealth effects: Housing's impact on wealth accumulation, wealth distribution and consumer spending*. Chicago, IL: National Association of Realtors.

[9] Boone, L., Giorno, C., & Richardson, P. (1998). Stock market fluctuations and consumption behavior: Some recent evidence .*OECD Economics Department, 98,*1815-1842.

[10] Branson, W. H. (1999). *Theory and macroeconomic policies* .(A. Shakeri, trans.)(1st ed.).Tehran: Ney.

[11] Campbell, J. Y., & Cocco, J. F. (2007). How do house prices affect consumption? Evidence from micro data .*Journal of Monetary Economics, 54*, 591-621.

[12] Ciarlone, A .(2011). Housing wealth effect in emerging economies .*Journal*

of Emerging Markets, 4, 399-417.
[13] Das, S., Gupta, R., & Kanda, P. T. (2011). Bubbles in South African house prices and their impact on consumption. *Journal of Real Estate Literature*, *19*(1), 71-92.
[14] Debonis, R., & Silvestrini, A. (2012). The effects of financial and real wealth on consumption: New evidence from OECD countries. *Applied Financial Economics, 22*, 409-425.
[15] Demary, M. (2010). The interplay between output, inflation, interest rates and house prices: International evidence. *Journal of Property Research, 27*(1),1-17.
[16] Edelstein, H., Lum, S. K. (2004). House prices, wealth effects and the Singapore macroeconomy .*Journal of Housing Economics*, *13*(4), 342-367.
[17] Engelhardt, G. V .(1996). House prices and home owner saving behavior . *Regional Science and Urban Economics, 26*, 313-336.
[18] Friedman, M. (1957). *A theory of the consumption function* .Princeton, N.J.: Princeton University Press.
[19] Gan, J .(2010). Housing wealth and consumption growth: Evidence from a large panel of households .*The Review of Financial Studies*, *23*(6), 2229-2267.
[20] Grossmanna, A., Love, L., & Orlov, A. G. (2014). The dynamics of exchange rate volatility: A panel VAR approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, 33*, 1–27.
[21] Holtz-Eakin, D., Newey ,W., & Rosen, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with Panel Data. *Journal of Econometrica, 56*(6), 1371-1395.
[22] Iacoviello, M .(2012). Housing wealth and consumption. *International Encyclopedia of Housing And Home,8*, 673-678.
[23] Jafari Samimi, A., & Khaki, A. (2007). Consumption function estimation uncertainty in Iran (1959-2005) .*Journal of Nameh Mofid, 13*(60), 133-146.
[24] Lustig, H., & Nieuwerburgh, S. V. (2005). Housing collateral, consumption insurance and risk premia: An empirical perspective. *Journal of Finance, 60*(3), 1167–1219.
[25] Muellbauer, J., & Murphy, A .(2008). Housing markets and the economy: The assessment .*Oxford Review of Economic Policy, 24*(1), 1-33.
[26] Ostady, H., & Shajari, H. (2002). Effects of inflation on consumer behavior-savings. *Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Isfahan, 14*(2), 49-62.

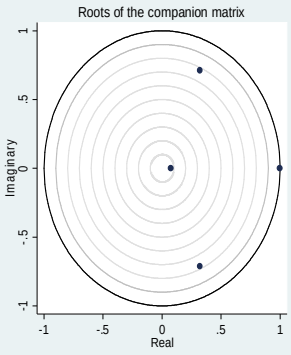
[27] Shen, X., Holmes, M. J., & Lim, S. (2014). Wealth effects and consumption: A Panel VAR Approach .*International Review of Applied Economics*, *29*(2), 221-237.

[28] Shirinbakhsh, S., & Salvitabar, S. (2016) .*Econometric researches with Eviews 8 & 9* (1st ed.). Tehran: Nore Elm.

[29] Simo- Kengne, B. D., Gupta, R., & Bittencourt, M. (2013). The impact of house prices on consumption in South Africa: Evidence from provincial-level panel VARs. *Journal of Housing Studies*, *28*(8), 1133-1154.

[30] Windsor ,C., Cava, G. L., & Hansen, J. (2015). Home price belief: Evidence from Australia .*Journal of Housing economics, 29,* 41-58.

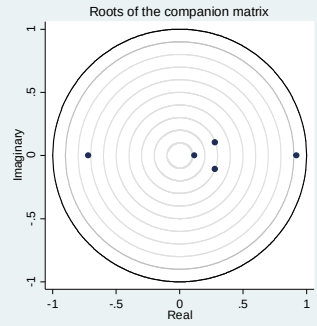
پیوست (1): بررسی آزمون ثبات در دو الگو مورد بررسی



Eigenvalue stability condition

Eigenvalue		
Real	Imaginary	Modulus
.9962438	0	.9962438
.320664	.7128849	.7816843
.320664	-.7128849	.7816843
.0728478	0	.0728478

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
pVAR satisfies stability condition.



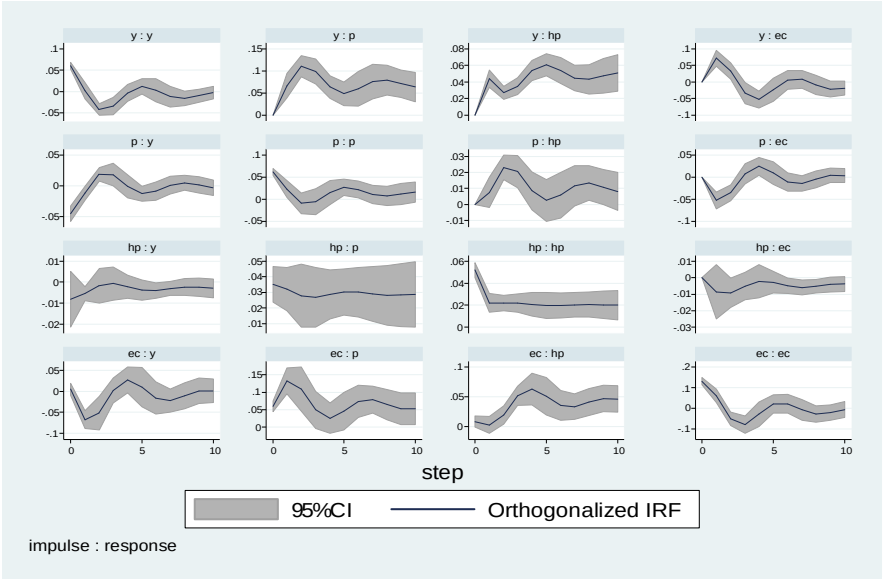
. pvarstable, graph

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue		
Real	Imaginary	Modulus
.9202197	0	.9202197
-.7202649	0	.7202649
.2778167	.1057162	.2972508
.2778167	-.1057162	.2972508
.1172161	0	.1172161

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
pVAR satisfies stability condition.

پیوست(2):توابع واکنش آنی ناهمبسته الگوی نخست



پیوست(3): توابع واکنش آنی ناهمبسته الگوی دوم