فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هشتم/ شماره ۳/ پاییز ۱۴۰۰/ صفحات ۲۴۲-۲۱۷

تأثیر هزینه اجاره بهای مسکن بر مصرف کالاهای بادوام و بی‌دوام (خانوارهای شهری ایرانی در استان‌های منتخب)

فاطمه انصاری*

دانشجوی دکتری اقتصاد مالی دانشگاه ارومیه، f.ansari4166@gmail.com

محسن ابراهیمی

دانشیار اقتصاد دانشگاه خوارزمی، ebrahimimo@yahoo.com

مهدی جودان

دانشجوی دکتری اقتصاد مالی دانشگاه یزد، mehdijoudan@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۳/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۰۴

چکیده

مسکن یکی از اساسی‌ترین نیازهای هر خانوار است که سهم قابل توجهی از هزینه خانوار را به خود اختصاص می‌دهد. هدف اصلی این پژوهش بررسی اثر هزینه اجاره بهای مسکن بر مصرف کالاهای بادوام و بی‌دوام خانوارهای شهری ایرانی است برای این منظور ۲۴ استان منتخب که براساس گزارش مرکز آمار ایران به دو دهک کم درآمد و پردرآمد جامعه (براساس ضریب کالاهای مصرفی خوراکی که هر چه این ضریب بالاتر باشد جزوه دهک‌های کم درآمد جامعه بحساب می‌آید) تفکیک شده است. در نتیجه در بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۹۹ به روش پانل پویا در دو گروه مجزا؛ تأثیر اجاره بهای مسکن بر مصرف کالاهای بادوام و بی‌دوام مورد بررسی قرار گرفته شده‌است. همچنین آزمون سارگان و آرلانو و باند برای بررسی برازندگی مدل و تفسیر نتایج تخمین استفاده و نتایج آن ارائه شده‌است. نتایج تخمین نشان می‌دهد استان‌ها با دهک درآمدی بالا با افزایش اجاره بهای مسکن مصرف کالاهای بادوام ۱/۳۲درصد و مصرف کالاهای بی‌دوام ۰/۲۳ درصد افزایش داشته است و اگر کالای بادوام را ثروت تلقی کنیم؛ اجاره مسکن برای دهک‌های پردرآمد باعث آفزایش ثروت شده‌است. از سوی دیگر دهک‌های پایین درآمدی با افزایش اجاره بهای مسکن مصرف کالاهای بادوام ۴/۵۷- درصد و مصرف کالاهای بی‌دوام ۰/۱۵- درصد کاهش داشته است. لذا براساس یافته‌های پژوهش توصیه می‌گردد سیاستگذاران و دولت این اختلاف و شکاف در رفتار مصرفی خانوارها را نادیده نگیرند، برروی هزینه اجاره بهای مسکن کنترل و نظارت بیشتری داشته باشند تا هر روز سبد مصرفی خانوارهای کم درآمد به نفع اقشار پردرآمد جامعه کوچکتر و محدودتر نشود.

واژه‌های کلیدی: مصرف کالاهای بادوام، مصرف کالاهای بی‌دوام، هزینه اجاره بهای مسکن، مدل پانل پویا.

طبقه‌بندی JEL: C23، L68، L67، R31.

---

* نویسنده مسئول مکاتبات

۱-مقدمه

در ادبیات اقتصاد کلان مصرف یکی از اجزای تقاضای کل می‌باشد که بسته به سهم آن از کل تقاضا می‌تواند نقش اساسی در تغییرات تقاضا ایفا نماید. براساس گزارش بانک مرکزی در اقتصاد ایران، متوسط سهم مصرف بخش خصوصی از تقاضای کل در بازه زمانی ۱۳۹۳ الی ۱۳۹۷، ۴۸/۵ درصد بوده و بیشترین سهم را در بین اجزای تقاضای کل داشته‌است. تصمیمات مصرف و صرفه‌جویی در قلب تحلیل اقتصاد کلان کوتاه‌مدت و بلندمدت (و همچنین اقتصاد خرد) قرار دارد. در کوتاه‌مدت، پویایی هزینه‌ها برای تحلیل چرخه تجاری و مدیریت سیاست‌های پولی از اهمیت اساسی برخوردار است؛ و در بلندمدت، پس‌انداز کل، اندازه سهام کل سرمایه را تعیین می‌کند و عواقب آن را برای دستمزد، نرخ بهره و استاندارد زندگی به همراه دارد (کارول[1]، ۲۰۰۶)؛ به همین منظور لازم است اجزای موثر بر مصرف در هر اقتصاد شناخته شود و نحوه برخورد افراد در مواجه با این متغیرها بررسی گردد.

مسکن یکی از اساسی‌ترین نیازهای خانوار است و در عین حال گرانترین کالایی است که خانوارها ناچار به تأمین آن بوده و سهم قابل توجهی از هزینه خانوار را به خود اختصاص می‌دهد (قلی‌زاده و خاکسار[2]، ۱۳۹۶). بر این اساس، با گسترش شهرها و افزایش شهرنشینی، مسکن تبدیل به اصلی‌ترین دغدغه ساکنین شهرهای بزرگ شده است. براساس آمار سرشماری سال ۱۳۹۵، به‌طور متوسط، مسکن۳۵/۵ درصد هزینه مصرفی خانوارها را به خود اختصاص داده است.

از آنجا که در مطالعات پیشین در زمینه مصرف، به تفکیک هزینه‌های مصرفی و مقایسه آن‌ها با هم بصورت کالاهای بادوام و بی‌دوام پرداخته نشده‌است و متغیر هزینه اجاره بهای مسکن به عنوان پارامتر اساسی در الگوی رفتاری مصرف‌کنندگان خانوارهای ایرانی نادیده گرفته شده است؛ در این مقاله به بررسی عوامل مذکور پرداخته شده است.

در این پژوهش به این سوال پاسخ داده می‌شود که افزایش قیمت اجاره بهای مسکن چه تأثیری بر میزان مصرف خانوارهای شهری در استان‌های منتخب دارد؟

در راستای مطالب بیان شده، مقاله حاضر از چندین بخش تشکیل شده است؛ بعد از مقدمه بخش دوم مقاله اختصاص به ادبیات تحقیق و پیشینه پژوهش دارد که شامل

---

[1] Caroll
[2] Gholizadeh & Khaksar (2017)

مروری بر نظریات مصرف، نقش مسکن در تابع مصرف، نظریه تقاضای مسکن، موضوعات دیگر مصرف، روند تغییرات مصرف در استان‌های منتخب و مطالعات خارجی و مطالعات داخلی می‌باشد. در بخش سوم به الگوی تحقیق، روش برآورد و تفسیر نتایج پرداخته شده‌است؛ و در بخش پایانی مقاله، نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه شده‌است.

۲- ادبیات تحقیق

۲-۱- مروری بر نظریات مصرف

بی‌تردید یکی از موضوعات مهم در علم اقتصاد مصرف است. در واقع با عنایت به همین تصور است که از نظر آدام اسمیت «مصرف یگانه پایان و غایت کل تولید» دانسته شده است. او براین باور است که تمایلات تولیدکننده تنها باید تا جایی حضور داشته باشد که برای ترغیب علاقمندی مصرف‌کننده ضروری است. از نظر اسمیت «این سخن حکیمانه آن‌چنان گواه است که هر تلاشی برای اثبات آن احمقانه به نظر می‌رسد. اما در نظام سوداگری تمایلات مصرف‌کننده تقریبا همواره فدای تمایلات تولیدکننده می‌شود؛ و به نظر می‌رسد که این تولید است و نه مصرف، که به عنوان غایت و هدف نهایی کلیه صنایع بازرگانی در نظر گرفته می‌شود (همیلتون[1]، ۱۹۸۷)

به‌رغم این ادعای زیبای اسمیت و تلاش نظام سرمایه‌داری مبنی بر سیرابی در مصرف؛ دیوید همیلتون (۱۹۸۷) معتقداست که تلاش اقتصاددانان به هنگام بیان جملاتی همچون "عدم وجود نهار مجانی" اشاره به کمیابی و خست زندگی است که به شکلی زیرکانه توجه اقتصاددانان را به مشکل اصلی نظام اقتصادی یعنی «خواسته‌های نامحدود و منابع محدود» معطوف می‌سازد (مشهدی احمد[2]، ۱۳۹۲)

ادبیات گذشته در مورد جنبه های بین فردی سودمندی و تقاضا را می‌توان به سه دسته تقسیم کرد: جامعه‌شناسی، اقتصاد رفاه و نظریه محض. در نوشته‌های جامعه‌شناسی به پدیده‌های مد و مصرف آشکار و ارتباط آنها با جایگاه اجتماعی و رفتار انسان پرداخته شده‌است. این برخورد با وبلن (۱۹۰۹) مشهور شد؛ گرچه وبلن برخلاف تصور بسیاری، نه کاشف بود و نه اولین کسی که نظریه مصرف متظاهرانه را شرح داد؛ بلکه پیش از وی،

[1] Hamilton
[2] Mashhadi Ahmad (2013)

جان را در سال ۱۸۳۴ در مطالعات خود به این پدیده پرداخته است (لایبنشتاین[1]، ۱۹۵۰).

وبلن که نظریه مصرف خود را برمبنای چشم و هم‌چشمی استوار ساخته‌است؛ مصرف را بر پایه طبقات اجتماعی تبیین می‌کند، به این ترتیب که کوشش مصرف‌کننده، برای مصرف کالاها را، نشانه‌ای از طبقه اجتماعی قلمداد می‌کند. وبلن اعتقاد دارد که مصرف‌کننده، برای کسب تشخص، احترام و منزلت اجتماعی، مصرف می‌کند. مصرف راه نشان دادن موقعیت اجتماعی و ثروت است و این کار از طریق مصرف تظاهری انجام می‌شود (وبلن[2]، ۱۳۸۳).

کینز (۱۹۳۶) در کتاب نظریه عمومی اشتغال، بهره و پول تابع مصرف را در اقتصاد مطرح کرد. وی در کتاب خود آورده است (اصلی روانشناسی، که ما می‌توانیم با اعتماد کامل به آن اتکا کنیم این است که به طور کلی با بالا رفتن درآمد فرد، میزان مصرف او نیز افزایش می‌یابد ولی به میزانی کمتر از اصل درآمد). کینز چنین می‌اندیشد که درآمد عامل اصلی و تعیین‌کننده مصرف است (منکیو[3]، ۱۳۸۳).

بعد از کینز اقتصادانان دیگری به بررسی تابع مصرف پرداختند. در سال ۱۹۴۹ نظریه دوزنبری، ۱۹۵۲ نظریه براون، ۱۹۵۷ نظریه فریدمن و سپس نظریه مودیگلیانی، کوزنتس، اسمیت- جکسون، هانتاکر- تیلور (نظریه رعدوبرقی مصرف)، هال، کمپبل، منکیو، پیساویدوس و در دهه ۱۹۵۰ میلادی نظریه‌های پویای مصرف (نظریه‌های جلونگر مصرف) ارائه گردید (حسن‌شاهی[4]، ۱۳۹۸). فرضیه درآمد نسبی دوزنبری عنوان می‌کرد که مصرف تابعی از نسبت درآمد جاری به بالاترین سطح درآمد گذشته است؛ بطوری‌که اگر رشد درآمد ثابت بماند، میل نهایی به مصرف ثابت می‌ماند. وی مصرف را علاوه بر درآمد، وابسته به توزیع درآمد و میزان مصرف سایر افراد جامعه می‌داند و معتقد است عادت‌های مصرفی در درآمدهای بالا شکل می‌گیرند و با کاهش درآمد قابل ترک نیستند (حسن‌شاهی، ۱۳۹۸).

---

[1] Leibenstein
[2] Weblen
[3] Mankiw
[4] Hassan Shahi (2019)

مادیگلیانی بیان می‌کند که مدل کامل‌تر مبتنی بر سیکل زندگی است که در آن فرد علاوه بر درآمدهای حاصل از کار کردن دارای ثروتی نیز می‌باشد و مصرف تابعی مستقیم از هر دوی درآمد و ثروت است (امامی و دربانی[1]، ۱۳۹۰).

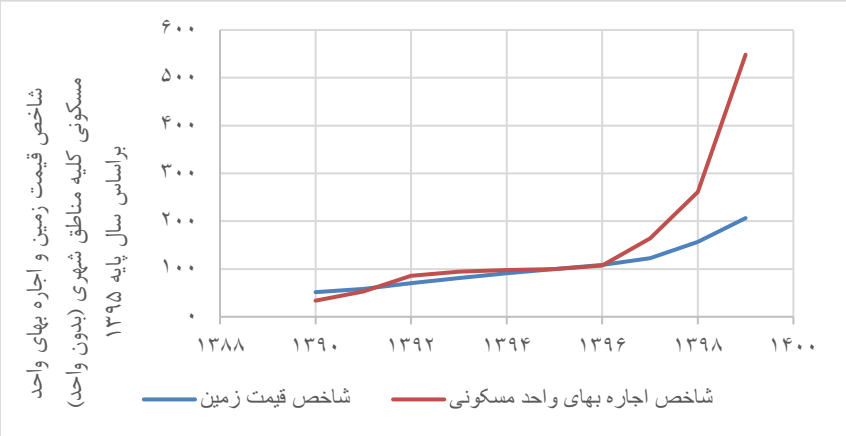
۲-۲-نقش مسکن در تابع مصرف

مسکن یکی از نیازهای اساسی انسان است که همواره در سطح خرد و کلان مورد توجه خانوارها و فعالان اقتصادی و دولت بوده است (سلیمیان و همکاران[2]، ۱۳۹۸). تقاضای مسکن را می‌توان ناشی از افزایش نرخ رشد جمعیت، تشکیل خانوارهای جدید و تقاضای سوداگری ذکر کرد. در طی سال‌های اخیر موضوع تقاضای سوداگری در بخش مسکن منجر به عرضه نشدن و ایجاد واحدهای مسکونی خالی بدون سکونت شده است. براساس آمار سرشماری سال تعداد خانه‌های خالی بیش از ۲/۵ میلیون در کل کشور بوده است که از این تعداد، شهر تهران با تعداد ۳۹۰ هزار واحد (۱۸/۹) درصد و ایلام با تعداد ۱۳ هزار و ۲۰۰ واحد (۰/۵ درصد) به‌ترتیب بیشترین و کمترین درصد خانه‌های خالی کشور را به خود اختصاص داده‌اند. همچنین، در طی سال+های اخیر درصد اجاره‌نشین شدن خانوارها در حال افزایش است؛ به‌طوری‌که از ۱۲ درصد در سال ۱۳۶۵ به ۳۰/۷ درصد در سال ۱۳۹۵ رسیده است که این امر می‌تواند بیانگر کاهش قدرت خرید خانوارها در جهت دسترسی به واحدهای مسکونی باشد (ایزدخواستی و همکاران[3]، ۱۳۹۸).

روند شدید اجاره نشینی از دو عامل اصلی کاهش قدرت خرید مسکن و رشد فزاینده قیمت مسکن نشأت می‌گیرد (سلیمیان و همکاران، ۱۳۹۸). برای بسیاری از خانوارها مفهوم مسکن چیزی بیش از یک سرپناه است. در واقع مسکن به سبب ویژگی‌های خاص آن از قبیل ناهمگنی، بادوام بودن آن، قیمت نسبتاً بالای آن و دارا بودن جنبه‌های سرمایه‌ای مصرفی، سهم زیادی از بودجه خانوارها، هزینه ملی و سرمایه‌گذاری ثابت ناخالص را به خود اختصاص می‌دهد (غفاری و اویسی فردویی[4]، ۱۳۹۱).

---

[1] Emami & Darbani (2011)
[2] Salimian et al. (2019)
[3] Izadkhasti et al. (2019)
[4] Ghaffari & Oveyssi Ferdoii (2012)



نمودار(۱): روند تغییرات قیمت زمین و اجاره بهای واحد مسکونی دربازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۹۹ در کلیه مناطق شهری

منبع: داده‌های سری زمانی بانک مرکزی

همانگونه که در نمودار (۱) ملاحظه می‌گردد قیمت اجاره بهای مسکن با پرش و بی‌ثباتی‌های بیشتری نسبت به قیمت زمین مواجه بوده‌است و این پرش‌ها و بی‌ثباتی‌های قیمتی، تکانه هزینه‌ای بزرگی بر مخارج مصرفی خانوارها که اغلب اقشار کم درآمد جامعه محسوب می‌شوند؛ تحمیل می‌کند. به همین دلیل و با توجه به نقش و اهمیت مسکن به عنوان یک کالای ضروی برای خانوارها، بررسی شوک قیمتی اجاره بها مسکن بر الگوی رفتاری مصرف‌کنندگان اهمیت دارد.

۲-۳- نظریه تقاضای مسکن

تقاضای مسکن به دو دسته تقاضای مصرفی و سرمایه‌ای تقسیم می‌شود. تقاضای مصرفی خانوارها به‌منظور تأمین سرپناه مناسب و اجتناب‌ناپذیر است. کشش قیمتی این نوع تقاضا بسیار پایین است. تحقق تقاضای مصرفی مسکن صرفاً با خرید مسکن صورت نمی‌گیرد، بلکه استفاده از خدمات مسکن در قالب مسکن اجارهای به همراه استفاده از همان خدمات مسکن در قالب مسکن ملکی است. تقاضای سرمایه‌ای مسکن به میزانی بیش از سرپناه مورد نیاز خانوارها است. چنانچه خانوارها به میزان (H) مسکن خریداری نمایند و بخشی از آن معادل (h_c) را به منظور سرپناه استفاده کنند. مازاد آن یعنی $(H-h_c)$ تقاضای سرمایه‌ای مسکن (H_A) نامیده می‌شود. تقاضای سرمایه‌ای افراد باانگیزه‌های سوداگری، اجاره‌داری، نگهداری واحد مسکونی به‌صورت خالی و سکونت در واحدهای مسکونی بزرگتر

از حد نیاز اقدام به تقاضای دارایی مسکن صورت می‌گیرد. نئوکلاسیک‌ها اقتصاد مسکن را در قالب جنبه‌های بازاری مسکن و بر مبنای ترجیحات مسکن مورد بررسی قرار داده‌اند. از نظر اقتصاددانان نئوکلاسیک در هر واحد زمانی مشخص، یک واحد همگن از ذخیره مسکن، معادل یک واحد خدمات مسکن است. شکل کلی تابع تقاضای مسکن در دیدگاه نئوکلاسیک به‌صورت زیر است:

$$Q^D = Q(Y، P_h، p_\circ، T) \quad (۱)$$

که در آن Q^D تقاضای مسکن، Y درآمد خانوار ، P_h قیمت مسکن، $p_\circ$ قیمت برداری از قیمت کالا و خدمات غیر از مسکن و T نیز برداری از ترجیحات مصرف‌کنندگان است؛ بنابراین در این نظریه تقاضای مسکن تابع درآمد خانوار، قیمت مسکن، بردار قیمت سایر کالاها و خدمات و برداری از عوامل سلیقه‌ای است. در ادبیات نظری، به‌دلیل مشکل بودن محاسبه ترجیحات و سلایق افراد از مشخصات جمعیت‌شناختی مانند سن، طبقه اجتماعی، ازدواج و ساختار خانوار به‌عنوان جایگزین استفاده شده‌است (ایزدخواستی و همکاران، ۱۳۹۸).

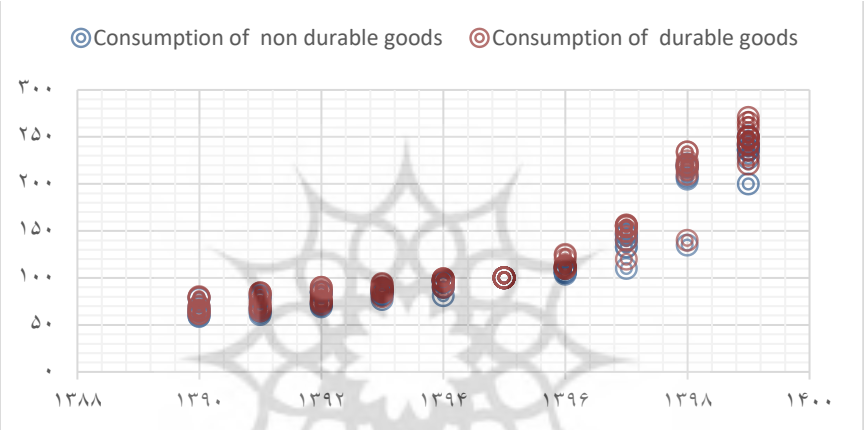
۲-۴-موضوعات دیگر مصرف

مصرف در سطح کلان معادل مخارج کالاهای بادوام، کالاهای بی‌دوام و خدمات است که کالاهای بادوام شامل: وسایل نقلیه موتوری، اثاثیه و تجهیزات منزل و غیره است و کالاهای بی‌دوام شامل: خوراکی‌ها، لباس، کفش و غیره و خدمات هم شامل: خدمات مستغلات، خدمات عمومی، خدمات بهداشت و درمانی و غیره است. کالاهای بادوام یک طبقه از محصولات مصرفی مصرف‌کننده هستند که نیاز به خرید مکرر ندارند؛ زیرا آنها برای مصرف در یک مدت طولانی ساخته شده‌اند. کالاهای بی‌دوام از هر نوعی که تولید شده‌اند، اقلام آن به قصد استفاده برای یک دوره زمانی طولانی مدت تولید نشده‌اند (امامی و دربانی، ۱۳۹۰).

۲-۵- روند تغییرات مصرف در استان‌های منتخب

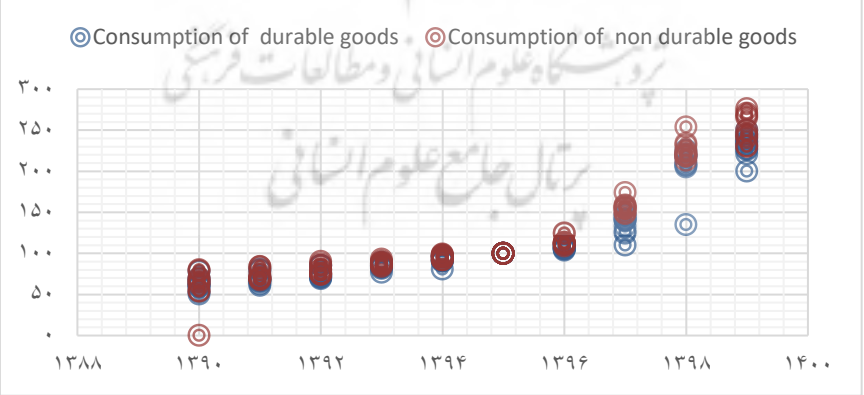
گروه اول در این مقاله شامل ۱۲ استان که براساس گزارش مرکز آمار ایران براساس سبد مصرفی خانوارها و ضریب اهمیت خوراکی ها جزوه دهک‌های دهم تا ششم که دهک های پردرآمد کشور هستند و ضریب اهمیت خوراکی‌ها در آن‌ها پایین است شامل (تهران، البرز، گیلان، اصفهان، فارس، قم، مازندران، آذربایجان شرقی، همدان، زنجان، گلستان،

هرمزگان) و گروه دوم شامل۱۲ استان که جزه دهک‌های یک تا پنجم که دهک‌های کم درآمد جامعه بحساب می‌آیند شامل (سیستان و بلوچستان، کردستان، چهارمحال بختیاری، اردبیل، خراسان جنوبی، کهگیلویه و بویر احمد، خراسان شمالی، خراسان رضوی، قزوین، ایلام، لرستان، کرمان) می‌باشد. باتوجه به نمودار (۲) و نمودار (۳) می‌توان ملاحظه کرد که مصرف هر دو کالاها در هر دو گروه متفاوت بوده و با اختلافی غیرقابل اغماض، مصرف کالاهای بادوام در دهک‌های پردرآمد بیشتر از کالاهای بی‌دوام و در دهک‌های کم درآمد، مصرف کالای بی‌دوام بیشتر بوده‌است.



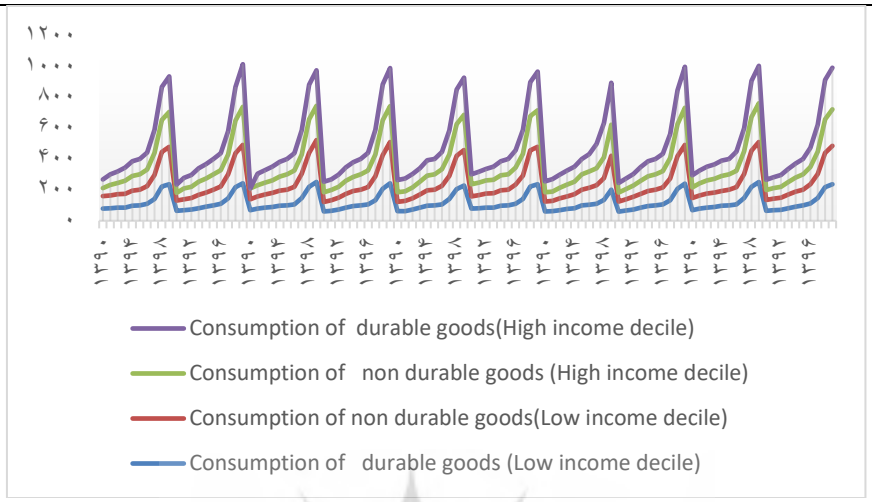
نمودار(۲): روند تغییرات شاخص مصرف کالاهای بادوام و بی‌دوام ۱۲ استان با دهک‌های درآمدی بالا

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار(۳): روند تغییرات شاخص مصرف کالاهای بادوام و بی‌دوام ۱۲ استان با دهک‌های درآمدی پایین

منبع: یافته‌های تحقیق



نمودار(۴): روند تغییرات شاخص مصرف کالاهای بادوام و بی‌دوام در دو دهک کم درآمد و پردرآمد در استان‌های منتخب

منبع: یافته‌های تحقیق

در نمودار (۴) روند شاخص مصرف در دو گروه از استان‌ها با دهک‌های کم درآمد و پردرآمد مقایسه شده است. دهک‌های پردرآمد مصرف بیشتری دارند و این مصرف؛ بیشتر از ناحیه کالاهای بادوام شکل گرفته است.

۲-۶- پیشینه پژوهش

مطالعات خارجی در زمینه مصرف و پارامترهای تأثیرگذار برروی آن به شرح ذیل می‌باشد: کمپل و کوکو[1] (۲۰۰۷) در مقاله خود با عنوان، چگونه قیمت مسکن بر مصرف تأثیرگذار است؟ با استفاده از روش پانل و داده‌های نظرسنجی مخارج خانواده انگلستان (FES) در بازه زمانی ۲۰۰۰-۱۹۹۸ و علاوه بر این نظرسنجی اطلاعات دیگری از جمله منطقه محل زندگی خانوار، درآمد ، اطلاعات جمعیتی از قبیل سن و ترکیب خانوار، وضعیت مالکیت خانه و اطلاعات وام برای پاسخ به این سوال استفاده کرده‌اند. آنها بیشترین کشش قیمت مصرفی خانه را برای صاحبان خانه های مسن‌تر و کمترین کشش را که با صفر تفاوت ناچیزی دارد، برای مستاجرهای جوان تخمین زده‌اند.

[1] Campbel & Coco

کالکانو و همکاران[1] (۲۰۰۹) تأثیر قیمت مسکن بر رفتار مصرف‌کنندگان ایتالیایی در بازه زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۵ با استفاده از بانک اطلاعاتی ایتالیا و نظرسنجی از ۱۴۷۳۰خانوار و تجزیه و تحلیل رگرسیون پرداختند. نتایج تحقیقات آنان نشان داد که خانوارهای قدیمی کمتر تحت تأثیر هزینه اجاره بهای مسکن قرارمی‌گیرند و بیشترین نقش را در افزایش قیمت مسکن دارند. برآوردهای آنان حاکی از آن است که افزایش قیمت مسکن باعث افزایش مصرف نه تنها برای صاحبان خانه، بلکه برای اجاره‌کنندگان نیز می شود.

بچ و مولر[2] (۲۰۱۱) در مقاله خود، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها براساس مصرف با شکل‌گیری عادات و مشارکت محدود مصرف تخمین زدند. بررسی آنها براساس نمونه‌های از خانوارهای آمریکایی انجام پذیرفت که در این نمونه دو گروه وجود داشتند :گروهی که سهام نگهداری می‌کنند و گروهی که سهام نگهداری نمی‌کنند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که مصرف کسانی که سهام نگهداری می‌کنند عملکرد بالاتری از کسانی که سهام نگهداری نمی‌کنند، دارد. نتایج نشان می‌دهند که ورود عادات در این نوع مدل‌ها باعث بهبود عملکرد آنها می‌شود.

اوفونا[3] (۲۰۱۳) تابع مصرف کینز را در بازه زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۲ در کشور کنیا به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده و به این نتیجه رسیده‌است که در کنیا مصرف، توسط درآمد تعیین می‌شود و توصیه می‌کند که دولت سیاست‌های حمایتی از کشاورزان را دنبال کند تا فقر ریشه‌کن شود و درآمد بهبود یابد.

سریتلو[4] (۲۰۱۷) تأثیر تغییرات قیمت مسکن بر مصرف همگانی در ترکیه با استفاده از دوازده موج متوالی موسسه آماری ترکیه و نظرسنجی بودجه خانوارها از سال ۲۰۱۴-۲۰۰۳ و بکارگیری داده‌های شبه پانل بررسی کرد. نتایج تحقیق وی حاکی از آن است که افزایش نسبت مالکیت خانه رشد مصرف همگروهی را افزایش می‌دهد در حالی که گسترش بدهی معوق مسکن، رشد مصرف همگن را کاهش می‌دهد.

ایک و هو[5] (۲۰۱۷)؛ تأثیر نوسانات نرخ ارز واقعی بر مصرف داخلی را با تمرکز بر یک کشور از SSA (غنا) ، که دارای یک اقتصاد باز و نوسانات نرخ ارز است مورد بررسی قرار

---

[1] Calcagno et al.
[2] Bach & Moller
[3] Ofwona
[4] Ceritoglu
[5] Iyke & Ho

دادند و با استفاده از داده‌های سالانه دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۰ و واریانس سالانه نرخ ارز واقعی به عنوان یک شاخص از نوسانات نرخ ارز واقعی تأثیر منفی بر مصرف داخلی در کوتاه مدت دارد که به عنوان اثرات منفی به بلند مدت منتقل می‌شود.

لیو[1] (۲۰۱۹) تأثیر قیمت مسکن بر مصرف غیر مسکن خانوارهای چینی را بررسی کردند. این مقاله یک مدل تعادل عمومی را برای توضیح تأثیر تغییرات قیمت مسکن بر هزینه مصرف ساکنان شهری ایجاد می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که افزایش قیمت مسکن بروی ثروت، تأثیر منفی دارد. علاوه بر این، آزمایش تجربی نشان می‌دهد که در دوره (۲۰۰۶-۲۰۱۰)، به ازای افزایش ۱ درصدی قیمت مسکن، کل خرده‌فروشی کالاهای مصرفی ۰/۳۳۲درصد کاهش می‌یابد. و در مقابل، در دوره (۲۰۱۵-۲۰۱۱)، به ازای افزایش ۱ درصدی قیمت مسکن، کل خرده فروشی کالاهای مصرفی ۰/۲۰۷ ٪ افزایش می‌یابد.

ونکوا و استرلک[2] (۲۰۲۰) برای بررسی نقش فرهنگ در مصرف، از روش پانل دیتا در بازه زمانی ۲۰۱۷-۱۹۹۵ در ۲۷ کشور اروپایی استفاده کردند. آنها به این نتیجه رسیدند که جنبه‌های عملکرد مصرف، همچنان به فرهنگ محدود می‌شود.

نان یو و هوانگ[3] (۲۰۲۰) تأثیر قیمت مسکن بر مصرف و رشد اقتصاد در کشور تایوان را مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آنان حاکی از آن است که توسعه سیاست‌گذاری یا ارتقاء تأمین مالی سهام مسکن می‌تواند باعث افزایش مصرف و احیای مجدد اقتصادهای شاخص شود.

لیو و چانگ[4] (۲۰۲۱) براساس ۴۶۵ داده پنل از ۳۱ استان در بازه زمانی ۲۰۰۱تا ۲۰۱۵؛ تأثیر اجاره بهای مسکن بر مصرف ساکنان با انواع مختلف اثرات ثابت و تصادفی بررسی کردند. نتایج نشان داده شده حاکی از آن است که افزایش اجاره بهای مسکن باعث ایجاد ثروت بر مصرف ساکنان در سطح ملی در همه مناطق می‌شود. ارتقاء ساختار صنعتی نقش مثبتی در رابطه بین نوسان اجاره بهای مسکن و مصرف ساکنین دارد، یعنی هرچه ساختار صنعتی منطقی‌تر باشد، تأثیر ثروت افزایش اجاره مسکن بر مصرف ساکنان قوی‌تر می‌شود. افزایش اجاره مسکن بر نیازهای روزانه ساکنان و مصرف خدمات تأثیر مثبت می‌گذارد

[1] Liu et al.
[2] Vančová & Střelec
[3] Nan-Yo & Huang
[4] Liu & Chang

مانند حمل و نقل، مصرف مخابرات ؛ آموزش، فرهنگ، مصرف سرگرمی و مصرف سکونت؛ در حالی که بر مصرف غذا، دخانیات و الکل، مصرف لباس و سایر لوازم و خدمات مصرفی تأثیر منفی می‌گذارد.

مطالعات داخلی در زمینه مصرف و پارامترهای تأثیرگذار برروی آن به شرح ذیل می‌باشد: تفریشی[1] (۱۳۸۹) در مطالعه‌ای به بررسی چگونگی تأثیرگذاری قیمت مسکن بر مصرف و سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران با استفاده از روش خودتوضیح برداری هم‌انباشته (CVAR) پرداخته است. نتایج حاصله از تخمین دو مدل مجزا برای توضیح تأثیرگذاری نوسانات قیمت مسکن بر مصرف و سرمایه‌گذاری نشان دهنده وجود رابطه بلندمدت بین مسکن و مصرف و همچنین مسکن و سرمایه‌گذاری می‌باشد. وجود بردارهای هم‌انباشتگی بین مصرف و قیمت مسکن نشان می‌دهد در اقتصاد ایران بین دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۷ به دلیل اثر ثروت ناشی از افزایش قیمت مسکن و همچنین نقش وثیقه‌ای مسکن در بانکداری با افزایش قیمت مسکن مخارج مصرفی کل نیز افزایش می‌یابد. توابع عکس‌العمل آنی هم نشان می‌دهد که نوسانات قیمت مسکن تا ۲۰ فصل بر مصرف اثرگذار است. از طرف دیگر وجود بردار هم‌انباشتگی بین قیمت مسکن و سرمایه‌گذاری نیز نشان می‌دهد با افزایش قیمت مسکن سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد.

امامی و دربانی (۱۳۹۰) عوامل مؤثر بر مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوام در اقتصاد ایران را به روش الگوی خود بازگشت‌برداری در بازه زمانی۱۳۸۶- ۱۳۵۸ برآورد کردند. آنها عوامل مؤثر بر هزینه‌های مصرفی نهایی کالاهای بی‌دوام، که شامل درآمد قابل تصرف، ثروت، تورم، شاخص قیمت نسبی کالاهای بادوام به بی‌دوام و نرخ بهره حقیقی می‌باشد؛ تخمین زدند. نتایج نشانگر این است که با افزایش ثروت و افزایش درآمد مصرف کالاهای بی‌دوام افزایش می‌یابد. همچنین با افزایش شاخص کالاهای بادوام به کالاهای بی‌دوام، مصرف کالاهای بی‌دوام افزایش می‌یابد.

ابراهیمی و همکاران[2] (۱۳۹۷) به بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی در ایران با رویکرد: NARDL در بازه زمانی ۱۳۹۵- ۱۳۳۸پرداختند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که نوسانات نرخ ارز اثرات متفاوتی بر مصرف بخش خصوصی دارد

[1] Tafreshi (2010)
[2] Ebrahimi (2018)

بطوریکه شوک‌های مثبت و منفی نوسانات نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی در کوتاه مدت متقارن ولی در بلند مدت نامتقارن است.

روشن[1] (۱۳۹۷) شکل‌گیری انباره عادات مصرفی برای کالاهای خوراکی و غیرخوراکی را طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۷ با استفاده از معادلات اویلر و رهیافت گشتاورهای تعمیم‌یافته برآورد کرده‌است. یافته‌های پژوهش گویای آن است که شکل‌گیری عادت مصرفی و تأثیرپذیری مصرف دوره فعلی از مصرف دوره قبل برای مواد خوراکی در بین خانوارهای روستایی بیش از خانوارهای شهری است. درحالی که ضریب شکل‌گیری عادت مصرفی یک خانوار شهری برای کالاهای غیرخوراکی بیش از این ضریب در بین خانوارهای روستایی می‌باشد.

ابراهیمی نیا و همکاران[2] (۱۳۹۷) پویایی‌های شکل‌گیری فرایند چشم و هم‌چشمی در خرید و مصرف را در قالب رواشناسی کیفی و با استفاده از نظریه زمینه‌ای، با تعدادی از زنان متأهل طبقه متوسط و متوسط رو به بالای شهر مشهد با استفاده از مصاحبه‌های عمیق و نمونه‌گیری هدفمند و نظری، بررسی کردند. نتایج پژوهش نشان داد که زنان با مصرف پایی (همراه شدن با دیگران برای خرید بدون داشتن قصد خرید)، سعی دارند خود را از دیگران متمایز کنند.

حسن‌شاهی[3] (۱۳۹۸) با استفاده از روش رگرسیون ARDL و توابع مفصل کلایتون به آزمون فرضیه مصرف براون، دوزنبری، کوزنتس، هانتاگر- تیلور و جکسون- اسمیت در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۰پرداخته‌است. نتایج تخمین وی نشان داد که میل نهایی به مصرف بلندمدت در الگوی دوزنبری ۸۳٪، الگوی فریدمن ۷۵/۴٪ و الگوی جکسون- اسمیت ۷۴٪ است. میل نهایی به مصرف کوتاه مدت نیز در الگوی براون ۴۶٪ و الگوی هانتاگر- تیلور ۴۲ ٪ برآورد شده‌است. ضریب تأثیر عادت‌های مصرفی نیز ۳۹٪ می‌باشد.

منجذب و علیمردانی[4] (۱۳۹۹) در جهت بررسی تأثیر انتظارات تورمی بر مصرف در ایران از رهیافت کالمن فیلتر در بازه زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۷ استفاده کرده است. نتایج تحقیق نشان داد که در اقتصاد ایران تاثیر انتظارات تورمی عقلایی در بلندمدت بر مصرف مثبت

---

[1] Roshan (2018)
[2] Ebrahimi Nia et al. (2018)
[3] Hassan Shahi (2019)
[4] Monjazeb & Alimardani (2020)

و معنی‌دار بوده؛ بدین صورت که با یک درصد افزایش در سطح تورم انتظاری حدود ۶ درصد میزان مصرف افزایش خواهد یافت اما در کوتاه‌مدت رابطه معنی‌داری میان انتظارات عقلایی و مصرف وجود ندارد.

کشت‌کاران و همکاران[1] (۱۳۹۹) اثرات نامتقارن سیاست پولی بر بخش مسکن در ایران را با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر بخش مسکن؛ با استفاده از روش بیزین و داده‌های سری زمانی فصلی دوره ۱۳۹۵– ۱۳۶۸ بررسی کردند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که با افزایش قیمت نسبی اجاره، سطح درآمد حقیقی فعالان بخش مسکن افزایش می یابد.

۳. الگوی تحقیق و روش برآورد

۳-۱- الگوی تحقیق

در ادامه مبانی نظری الگوی مورد استفاده در این پژوهش در جهت بررسی عوامل مؤثر بر مخارج مصرفی کالاهای بادوام و بی‌دوام در اقتصاد ایران از الگوی رابرت هال (۱۹۸۷) الهام گرفته شده‌است.این الگو بصورت زیر می‌باشد.

$$C_{it=}\alpha_i + \beta_1 C_{i(t-1)} + \beta_2 y_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۲)$$

نظریه مصرف رابرت هال مبتنی بر روش انتظارات عقلایی؛ عمدتاً به این شکل بیان می‌شود که مصرف مردم در طول عمر حالت یکنواخت دارد و هر سال مردم به مقدار یکسان مصرف می‌کنند، لذا مصرف سال‌های آینده همان مصرف فعلی است. در نتیجه گفته می‌شود مصرف خانوار از گام تصادفی تبعیت می‌کند اگر بهترین پیش‌بینی مصرف دوره آینده خانوار، مصرف فعلی باشد (شاکری[2]، ۱۳۹۲).

هدف این مقاله بررسی هزینه اجاره بهای مسکن، درآمد ملی، نرخ ارز، و ثروت بر مخارج مصرفی کالاهای بادوام و بی‌دوام در اقتصاد ایران می‌باشد؛ لذا الگوی هال با الهام از مدل‌های مصرف پیشین بصورت زیر تصریح می‌گردد.

در ابتدا برای ورود متغیر هزینه اجاره بها و نرخ ارز در تابع مصرف، از تابع مطلوبیت شروع می‌کنیم. تابع مطلوبیت استفاده شده براساس تابع اولسن[3] در سال ۱۹۸۶می‌باشد. اولسن با روشی کاملاً خرد محور تابع تقاضای مسکن را براساس مطلوبیت و حداکثر کردن آن را

---

[1] Keshtkaran et al. (2020)
[2] Shakeri (2013)
[3] Olsen

با توجه به قید بودجه انجام داده است. از نظر وی مطلوبیت مصرف‌کننده تابعی از مقادیر مختلف مصرف همه کالاها و خدمات در طول زندگی فرد است. فرض اساسی مدل اولسن مبتنی بر این است که تابع مطلوبیت هیچ‌گونه شکل خاصی ندارد، همچنین تمامی کالاهای مورد مصرف فرد در دو گروه طبقه‌بندی می‌شود: خدمات مسکن و سایر کالاها.

$$\max U_i = U(C_i.h_i) \quad (۳)$$

C_i مصرف خانوار i ام از سایر کالاهاست که به نرخ ارز بستگی دارند و h_i مصرف خانوار iام از مسکن است که به هزینه اجاره بها مسکن وابسته‌اند. انتخاب بهینه هر خانوار به این صورت است که با توجه به قید بودجه، درآمدش را به C_i و h_i تخصیص می‌دهد.

ER: نرخ ارز

RC: هزینه اجاره بها مسکن

$$ER.C_i + \mathrm{RC}.h_i = y \quad (۴)$$

با حداکثر کردن مطلوبیت نسبت به خط بودجه برای رسیدن به انتخاب بهینه $(C_i.h_i)$ باید شرط زیر صادق باشد:

$$MRS(C_i.h_i) = -\frac{RC}{ER} \quad (۵)$$

با حل قید بودجه برای $C_i.h_i$ و جانشین کردن در تابع مطلوبیت مستقیم به تابع مطلوبیت غیرمستقیم می‌رسیم.

$$v_i = u\left(\frac{y_i - RC.h_i}{ER}.\frac{y_i - ER.C_i}{RC}\right) \quad (۶)$$

از تابع مطلوبیت غیر مستقیم با توجه به اتحاد روی، تابع تقاضای معمولی کالاها بدست می‌آید.

$$C_i = -\frac{\partial v/\partial ER}{\partial v/\partial y} \qquad lnC_i = \beta_\circ + \delta_1 \ln(ER) + \delta_2 ln(y) + \varepsilon_i \quad (۷)$$

$$h_i = -\frac{\partial v/\partial RC}{\partial v/\partial y} \qquad lnh_i = \beta_\circ + \delta_1 \ln(Rc) + \delta_2 \ln(y) + \varepsilon_i \quad (۸)$$

اگر چه تابع تقاضا بدست آمده مربوط به یک خانوار است ولی اگر جامعه را در هر دوره مجموعه‌ای از n خانوار در نظر بگیریم که هر خانوار متقاضی مسکن و سایر کالاها هستند بنابراین تابع تقاضای خانوار iام برای مصرف کالای $C_i.h_i$ برابر است با (قادری و ایزدی[1]، ۱۳۹۵):

$$C_i.h_i = C_i(ER.y) + h_i(RC.y) \quad (۹)$$

$$C_i = \beta_\circ + \delta_1(\mathrm{ER}) + \delta_2(y) + \varepsilon_i \quad (۱۰)$$

[1] Ghaderi & Izadi (2016)

$$h_i = \beta_0 + \delta_3(\mathrm{RC}) + \delta_4(\mathrm{y}) + \varepsilon_i \quad (۱۱)$$

با توجه به تابع تقاضای مصرفی برای کالای مسکن و سایر کالاهای وابسته به نرخ ارز و ثابت در نظر گرفتن سایر پارامترها به استثنای نرخ ارز و هزینه اجاره بهای مسکن؛ الگوی هال بصورت زیر بیان می‌گردد:

$$C_d + h_i + C_i = \alpha_0 + B_1 C_{i(t-1)} + \beta_2(y_{it}) + \beta_3(w_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۱۲)$$

$$C_d + \delta_3 \mathrm{RC} + \delta_1 \mathrm{ER} = \alpha_0 + B_1 C_{i(t-1)} + \beta_2(y_{it}) + \beta_3(w_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۱۳)$$

$$C_d = \alpha_0 + B_1 C_{i(t-1)} + \beta_2(y_{it}) + \beta_3(w_{it}) - \delta_3(RC_{it}) - \delta_1(ER_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۱۴)$$

$$C_{nd} = \alpha_0 + B_1 C_{i(t-1)} + \beta_{2(}y_{it}) + \beta_{3(}w_{it}) - \delta_3(RC_{it}) - \delta_1(ER_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۱۵)$$

که در آن c_d مخارج مصرفی کالاهای بادوام، c_{nd} مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوام، $c_{i(t-1)}$ مخارج مصرفی کالاهای بادوام و بی‌دوام در استان i در دوره $(t-1)$، y_{it} درآمد قابل تصرف استان i در دوره t، RC_{it} هزینه اجاره بهای مسکن استان i در دوره t؛ ER نرخ ارز و w کل مانده تسهیلات و سپرده‌های ریالی و ارزی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری استان i در دوره t می‌باشد.

در نهایت مدل بکار رفته در پژوهش برای اینکه مشکل ارتباط درونی بین درآمد با اجاره بهای مسکن پیش نیاید بصورت زیر تدوین شده است.

$$C_d = \alpha_0 + B_1 C_{i(t-1)} + \beta_2(w_{it}) - \delta_3(RC_{it}) - \delta_1(ER_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۱۶)$$

$$C_{nd} = \alpha_0 + B_1 C_{i(t-1)} + \beta_{3(}w_{it}) - \delta_3(RC_{it}) - \delta_1(ER_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (۱۷)$$

۳-۲- روش برآورد

برای تخمین معادله رگرسیون (۱۶) و (۱۷) به حقایق آماری مربوط به یک متغیر وابسته (مخارج مصرفی کالاهای بادوام و بی‌دوام) و سه متغیر مستقل (هزینه اجاره بها مسکن، نرخ ارز، ثروت) نیاز داریم.

- متغیر اجاره بهای مسکن معادل متوسط اجاره بهای یک متر مربع واحد مسکونی بر حسب شهرهای منتخب کشور براساس داده‌های مرکز آمار ایران و نتایج طرح آمارگیری از قیمت و اجاره مسکن در شهرهای منتخب با استفاده از سامانه اطلاعات مدیریت معاملات املاک و مستغلات کشور.

- با توجه به فاصله قابل توجه ارز رسمی و غیر رسمی متغیر نرخ ارز معادل نرخ ارز غیر رسمی بانک مرکزی است.

- متغیر ثروت؛ کل مانده تسهیلات و سپرده‌های ریالی و ارزی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به تفکیک استان براساس اداره اطلاعات بانکی دایره آمارهای استانی موجود در سایت بانک مرکزی می‌باشد.

- شاخص بکار رفته برای مصرف کالاهای بادوام، مخارج مصرفی کالاهای بادوام به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵و شاخص مصرف کالاهای بی‌دوام معادل مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوام به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵، براساس گزارشات مرکز آمار ایران می‌باشد.

روش مورد استفاده در این پژوهش، با توجه به اینکه مصرف تابعی از عادات مصرفی و تابعی از دوره گذشته خود است؛ روش گشتارهای تعمیم‌یافته (GMM) با تکیه بر مدل پویای داده‌های پانل به وسیله آرلانو و باند (۱۹۹۱) می‌باشد.

روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای داده‌های پانل پویا زمانی به کار می‌رود که تعداد واحدهای مقطع عرضی بیشتر از تعداد دوره‌های زمانی باشد (ندیری و محمدی[1]، ۱۳۹۰). باتوجه به اینکه در این مقاله تعداد مقاطع عرضی (۱۲) بیشتر از بازه زمانی (۱۰سال) می‌باشد؛ از این روش استفاده شده‌است.

روش مذکور مشکل درونزایی متغیرهای توضیحی را رفع می‌نماید. در این روش متغیر وابسته با یک دوره تأخیر به عنوان متغیر توضیحی وارد مدل می‌گردد. روابط پویا با حضور متغیر وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی، الگوسازی می‌شود (بلاندل و باند[2]، ۱۹۹۸).

استفاده از این روش جهت تخمین مزیت‌های فراوانی دارد. برای مثال بک، لوین و لویاز استفاده از این تخمین‌زن را جهت برطرف کردن واریانس داده‌های سری زمانی بسیار مناسب می‌دانند. یکی از منافع و کاربردهای داده‌های تلفیقی، درک بهتر پویایی‌ها توسط محقق است. بنابراین برای درک بهتر پویایی‌ها باید از روش برآورد دو مرحله‌ای (2SLS) اندرسون و هیسائو یا روش گشتاورهای تعمیم‌یافته آرلاند و باند (۱۹۹۱) استفاده‌کرد. به گفته ماتیاس و سوستر برآورد 2SLS ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگی را برای ضرایب برآورد کند و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشند. بنابراین روش GMM توسط آرلاندو باند برای حل این مشکل پیشنهاد شده است.

---

[1] Nadiri & Mohammadi (2011)
[2] Blundell & Bond (1998)

۳-۲-۱- آزمون پایایی

قبل از تخمین مدل،لازم است که در ابتدا پایایی متغیرها مورد بررسی و آزمون قرار گیرد تا نسبت به عدم وجود مشکل رگرسیون کاذب که باعث ایجاد ابهام در نتایج تخمین می‌شود، اطمینان حاصل کرد. برای بررسی پایایی متغیرها در داده های ترکیبی، از آزمون لین و لوین (LL) که کاربرد بیشتری در داده‌های ترکیبی دارند، استفاده شده است. نتایج آزمون پایایی متغیرهای تحقیق در جدول (۱) نشان داده شده‌است.

جدول (۱): آزمون پایایی متغیرها به روش لین و لوین

متغیر		روش ارزیابی	آماره آزمون	احتمال	پایایی و ناپایایی
نرخ ارز غیررسمی	ER	مقدار ثابت	۲۰/۶۸۴	۱/۰۰۰	ناپایا
		مقدار ثابت و روند	۱۲/۷۹۷	۱/۰۰۰	
		با دو مرتبه تفاضل-گیری	-۱۸/۳۱۹	۰/۰۰۰	پایا
اجاره مسکن	RC	مقدار ثابت	۳/۹۲۳	۱/۰۰۰	ناپایا
		مقدار ثابت و روند	-۱/۵۷۴	۰/۰۵۷۷	
		با یک مرتبه تفاضل‌گیری	-۷/۸۶۳	۰/۰۰۰	پایا
ثروت	W	مقدار ثابت	-۷/۶۸۸	۰/۰۰۰	پایا
		مقدار ثابت و روند	-۱۱/۰۷۳	۰/۰۰۰	
مخارج مصرفی کالاهای بادوام	C_D	مقدار ثابت	۱۰/۰۴۴	۰/۸۰۱	ناپایا
		مقدار ثابت و روند	۰/۷۸۸۱۰	۰/۷۸۴۷	
		با یک مرتبه تفاضل‌گیری	-۵/۰۹۷۹۵	۰/۰۰۰	پایا

مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوام	C_{ND}	مقدار ثابت	-۷/۶۶۷	۰/۰۰۰	پایا
		مقدار ثابت و روند	-۱۱/۰۲۳	۰/۰۰۰	

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج آزمون لین و لوین متغیرهای‌ثروت و مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوام در سطح، متغیر هزینه اجاره بها مسکن و مخارج صرفی کالاهای بادوام با یک مرتبه تفاضل‌گیری و متغیر نرخ ارز غیررسمی با دو مرتبه تفاضل‌گیری در سطح معنی‌داری یک درصد، پایا هستند. بنابراین متغیرهای ناپایا را بعد از تفاضل‌گیری وارد تخمین کرده تا مشکل رگرسیون کاذب پیش نیاید.

۳-۲-۲-نتایج تخمین مدل پانل پویا

با استناد به موارد ذکر شده در مباحث پیشین؛ نتایج تخمین پانل پویا در ۲۴ استان کشور در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۰ در دو دهک کم درآمد و پردرآمد در جدول (۲) و (۳)، (۴) و (۵) برای کالاهای بادوام و بی‌دوام آورده شده است.

جدول (۲): نتایج حاصل از برآورد پانل پویا (GMM) بر روی مخارج مصرفی کالاهای بادوام در استان‌های مربوط به دهک‌های کم درآمد

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	مقدار احتمال
$lc_d(-1)$	۰/۲۵	۰/۰۷۷	۳/۲۴	۰/۰۰۰
$llER$	۰/۰۷۰	۰/۰۳۳	۲/۱۲	۰/۰۰۲۵
lRC	-۴/۵۷	۰/۶۳	-۷/۲۵	۰/۰۰۰
W	۱/۳۶	۱/۸۲	۰/۷۴	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۳): نتایج حاصل از برآورد پانل پویا (GMM) بر روی مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوام در استان‌های مربوط به دهک‌های کم درآمد

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	مقدار احتمال
$c_{nd}(-1)$	۰/۴۳	۰/۰۲۴	۱۷/۹۱	۰/۰۰۰
$llER$	۷/۴۲	۴/۲۹	۱/۷۲	۰/۰۷۴
lRC	-۰/۱۵	۱/۲۵	-۰/۱۲	۰/۰۰۲
W	۳/۳۵	۴/۱۸	۰/۸۰	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول(۴): نتایج حاصل از برآورد پانل پویا (GMM) بر روی مخارج مصرفی کالاهای بادوام در استان‌های مربوط به دهک‌های پردرآمد

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	مقدار احتمال
$lc_d(-1)$	۰/۳۴	۰/۰۱۸	۱۸/۸۸	۰/۰۰۰
$llER$	۲/۸۶	۲/۳۶	۱/۲۱	۰/۰۰۰
lRC	۱/۳۲	۰/۰۵۸	۲۲/۷۵	۰/۰۰۳
W	۱/۸۹	۰/۱۵۶	۱۲/۱۱	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول(۵): نتایج حاصل از برآورد پانل پویا (GMM) بر روی مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوام در استان‌های مربوط به دهک‌های پردرآمد

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	مقدار احتمال
$c_{nd}(-1)$	۰/۴۹	۰/۰۳۶	۱۳/۶۶	۰/۰۰۰
$llER$	۰/۰۶	۴/۶۹	۰/۰۱۲	۰/۰۲۲
lRC	۰/۲۳	۱/۱۱	۰/۲۰	۰/۰۰۰
W	۰/۱۳	۰/۰۶۵	۲	۰/۰۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد. لذا به منظور برازندگی مدل و تفسیر کامل نتایج حاصل از تخمین مدل بایستی دو شرط استواری مدل را بررسی کرد. برای این منظور از آزمون سارگان (۱۹۵۸) برای تأیید متغیرهای ابزاری و آرلانو و باند (۱۹۹۱) برای بررسی رفع خودهمبستگی سریالی استفاده شده‌است. آماره آزمون سارگان (j-statistic) دارای توزیع کای دو است. فرض صفر نشان‌دهنده مناسب بودن ابزارهاست. آزمون آرلانو و باند؛ آزمون همبستگی سریالی (serial correlation test) که بوسیله آماره (m-statistic) وجود همبستگی سریالی مرتبه اول و دوم، بین جملات اخلال را آزمون می‌کند. که نتایج آنان در جدول (۶) و (۷) نشان داده شده است.

جدول(۶): نتایج تخمین آزمون سارگان و آرلانو و باند دهک پردرآمد

آزمون	ارزش احتمال آماره آزمون	تفسیر
آزمون سارگان کالاهای بادوام (آماره j)	۰/۳۸۶۱	محدودیت‌های مدل معتبر هستند
آزمون سارگان کالاهای بی‌دوام (آماره j)	۰/۳۷۸۱	محدودیت‌های مدل معتبر هستند

آزمون آرلانو و باند (کالاهای بادوام)		
خودهمبستگی درجه اول	۰/۰۲۲۲	وجود خودهمبستگی از نوع AR(1)
خودهمبستگی درجه دوم	۰/۵۹۶۴	عدم وجود خودهمبستگی از نوع AR(2)
آزمون آرلانو و باند (کالاهای بی‌دوام)		
خودهمبستگی درجه اول	۰/۰۱۹۵	وجود خودهمبستگی از نوع AR(1)
خودهمبستگی درجه دوم	۰/۰۹۶۸	عدم وجودخودهمبستگی از نوع AR(2)

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول(۷): نتایج تخمین آزمون سارگان و آرلانو و باند دهک کم درآمد

آزمون	ارزش احتمال آماره آزمون	تفسیر
آزمون سارگان کالاهای بادوام (آماره j)	۰/۲۵۸۵۴	محدودیت‌های مدل معتبر هستند
آزمون سارگان کالاهای بی‌دوام (آماره j)	۰/۲۸۶۸۷	محدودیت‌های مدل معتبر هستند
آزمون آرلانو و باند (کالاهای بادوام)		
خودهمبستگی درجه اول	۰/۰۲۱۳	وجود خودهمبستگی از نوع AR(1)
خودهمبستگی درجه دوم	۰/۰۹۶۴	عدم وجود خودهمبستگی از نوع AR(2)
آزمون آرلانو و باند (کالاهای بی‌دوام)		
خودهمبستگی درجه اول	۰/۰۳۰۱	وجود خودهمبستگی از نوع AR(1)
خودهمبستگی درجه دوم	۰/۳۴۷۸	عدم وجود خودهمبستگی از نوع AR(2)

منبع: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج جدول(۶)، (۷) و با توجه به آماره آزمون سارگان ابزارهای بکار رفته در مدل معتبر هستند. آماره آزمون آرلاندو باند نشان می‌دهد که مرتبه خودهمبستگی بین جملات اخلال از مرتبه یک بوده و بنابراین روش آرلانو و باند روش مناسبی برای حذف اثرات ثابت مدل است، به بیان دیگر مرتبه خودهمبستگی در تفاضل مرتبه اول جملات اخلال از مرتبه یک بوده و لذا مدل برآورد شده با تفاضل وقفه‌دار مرتبه اول روش مناسبی برای تخمین مدل بوده و دارای تورش تصریح مدل نیست.

۴- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پژوهش

هدف این پژوهش بررسی تأثیر هزینه اجاره بهای مسکن بر مصرف کالاهای بادوام و بی‌دوام خانوارهای ایرانی در ۲۴ استان منتخب کشور در بازه زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۰ با استفاده از مدل پانل پویا (GMM) است. برای اینکه تحلیل رفتار مصرفی خانوار نسبت به تغییر هزینه اجاره بها مسکن با توجه به اینکه این پارامتر هم منبعی برای درآمد مؤجران و هم هزینه‌ای برای مستاجران است؛ بصورت صحیح و منطقی صورت بگیرد این ۲۴ استان براساس گزارش مرکز آمار ایران به دو دهک کم درآمد و پردرآمد جامعه (براساس ضریب کالاهای مصرفی خوراکی که هر چه این ضریب بالاتر باشد جزوه دهک‌های ابتدایی و کم درآمد جامعه بحساب می‌آید) تفکیک شده است. نتایج تخمین پانل پویا در دو گروه نشان داد که با افزایش هزینه اجاره بهای مسکن، مصرف کالاهای بادوام و بی‌دوام در دهک پایین درآمدی با ضرایب (۰/۱۵-، ۴/۵۷-) کاهش یافته است. از سوی دیگر افزایش هزینه اجاره بهای مسکن در دهک‌های پردرآمد باعث افزایش مصرف کالاهای بادوام و بی‌دوام با ضرایب (۰/۲۳، ۱/۳۲) شده است.

براساس یافته‌های بدست آمده از پژوهش به سیاستگذاران و دولت توصیه می‌گردد این اختلاف و شکاف در رفتار مصرفی خانوارها را نادیده نگیرند، برروی هزینه اجاره بهای مسکن کنترل و نظارت بیشتری داشته باشند تا هر روز سبد مصرفی خانوارهای کم درآمد به نفع اقشار پردرآمد جامعه کوچکتر و محدودتر نشود.

تقدیر و تشکر

در پایان نویسندگان برخود لازم می‌دانند که از نظرات داوران و سردبیر محترم برای بهبود و رونق بخشیدن به متن مقاله قدردانی نمایند.

تضاد منافع

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

فهرست منابع

۱. ابراهیمی، محسن، ممی‌پور، سیاب و موحدی، سیدفرهاد (۱۳۹۷). بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز واقعی بر مصرف بخش خصوصی در ایران: رویکرد NARDL. *فصلنامه پژوهش‌ها وسیاست‌های اقتصادی*، ۲۶(۸۷)، ۳۴۵- ۳۰۹.

۲. ابراهیمی‌نیا، سعیده، افشانی، سیدعلیرضا و روحانی، علی (۱۳۹۷). از مصرف‌پایی تا حسرت مصرف کاوشی زمینه‌مند از بسترهای اجتماعی شکل‌گیری چشم و هم‌چشمی در خرید و مصرف بین زنان شهر مشهد. *جامعه‌شناسی کاربردی*، ۲(۴)، ۱۲۳-۱۴۶.

۳. امامی، کریم و دربانی، سمن (۱۳۹۰). عوامل مؤثر بر مخارج مصرفی کالاهای بی‌دوام در اقتصاد ایران. *فصلنامه علمی-پژوهشی مدلسازی اقتصادی*، ۵(۱۴)، ۹۱-۱۱۰.

۴. ایزدخواستی، حجت، عرب‌مازار، عباس و احمدی، خلیل (۱۳۹۸). تحلیل عوامل کلان اقتصادی مؤثر بر شاخص توان‌پذیری مسکن خانوار در مناطق شهری ایران: با تأکید بر نقش دولت. *فصلنامه علمی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۸(۲۹)، ۴۱-۷۱.

۵. تفریشی، ماریه (۱۳۸۹). *بررسی تاثیر گذاری مسکن بر مصرف و سرمایه گذاری در اقتصاد ایران*. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران

۶. حسن شاهی، مرتضی (۱۳۹۸). آزمون تجربی نظریه مصرف براون، دوزنبری، هانتاکر و تیلور، جکسون- اسمیت، کوزنتس و فریدمن در ایران. *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، ۱۴(۲۷)، ۶۵-۸۸.

۷. روشن، رضا (۱۳۹۷). مقایسه انباره عادات مصرفی خانوارهای شهری و روستایی ایران برای کالاهای خوراکی و غیرخوراکی: رهیافت تئوری پوش و معادلات اولر. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۲۹، ۶۱-۵۵.

۸. سلیمیان، صلاح، کریمی، اسرا، بابائی، نگار و احمدی، شادیه (۱۳۹۸). *عوامل موثر بر اجاره بهای واحدهای مسکونی با استفاده از مدل هدانیک قیمت (مطالعه موردی: شهر جوانرود)*. هفتمین همایش ملی مدیریت کسب و کار و پنجمین همایش بین المللی حسابداری و اقتصاد مقاومتی، تهران.

۹. شاکری، عباس (۱۳۹۲). *نظریه‌ها و سیاست‌های اقتصاد کلان (جلد دوم)*. تهران: انتشارات رافع.

۱۰. غفاری، فرهاد و اویسی فردویی، طاهره (۱۳۹۱). برآورد تابع تقاضای مسکن با استفاده از الگوی قیمت هدانیک (مطالعه موردی شهر قم). *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، ۳(۱۱)، ۴۹-۷۰.

۱۱. قادری، جعفر و ایزدی، بهنام (۱۳۹۵). بررسی تأثیر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن در ایران (۱۳۵۰-۱۳۹۱). *فصلنامه اقتصاد شهری*، ۱(۱)، ۹۳-۷۳.

۱۲. قلی‌زاده، علی اکبر و خاکسار، مطهره (۱۳۹۶). اثر درآمد و تحصیلات سرپرست خانوار بر نحوه‌ی تصرف مسکن در مناطق شهری ایران. *فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی ایران*، ۶(۲۲)، ۲۳۰-۲۱۱.

۱۳. کشت کاران, نجمه, بهبودی, داود, پناهی, حسین (۱۳۹۹). اثرات نامتقارن سیاست پولی بر بازار مسکن ایران: رویکرد DSGE، *فصلنامه علمی نظریه های کاربردی اقتصاد*، ۷(۴)، ۱۹۵-۲۱۸.

۱۴. مشهدی احمد، محمود (۱۳۹۲). بررسی مبانی نظریه مصرف نهادگرا: نگاهی به اندیشه‌های وبلن. *دوفصلنامه علمی مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۳، ۱۸۶-۱۵۷.

۱۵. منجذب، محمدرضا و علیمردانی، مهرنوش (۱۳۹۹). بررسی تاثیر انتظارات تورمی بر مصرف در ایران: انتظارات تطبیقی در برابر عقلایی (رهیافت کالمن فیلتر). *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری*، ۱۸(۲)، ۴۲-۲۷.

۱۶. منکیو، گریگوری (۱۳۸۳). *اقتصاد کلان*. ترجمه حمید رضا برادران شرکا و علی پارسائیان، نشر دانشگاه علامه طباطبایی، تهران.

۱۷. ندیری، محمد و محمدی، تیمور (۱۳۹۰). بررسی تأثیر ساختارهای نهادی بر رشد اقتصادی با روش GMM داده‌های تابلویی پویا. *فصلنامه علمی-پژوهشی مدلسازی اقتصادی*. ۵(۱۵)، ۲۴-۱.

۱۸. وبلن، توریستین (۱۳۸۳). *نظریه طبقه مرفه*. ترجمه فرهنگ ارشاد، تهران: نشر نی.

1- Bach, C., & Moller, S. V. (2011). Habit-based asset pricing with limited participation consumption. *Journal of Banking & Finance*, *35*(11), 2891-2901.

2- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, *87*(1), 115-143.

3- Campbell, J. Y., & Cocco, J. F. (2007). How do house prices affect consumption? Evidence from micro data. *Journal of monetary Economics*, *54*(3), 591-621.

4- Carroll, C. D. (2006). Consumption and saving: theory and evidence. *NBER Working Paper, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA*.

5- Calcagno, R., Fornero, E., & Rossi, M. C. (2009). The effect of house prices on household consumption in Italy. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, *39*(3), 284-300.

6- Ceritoğlu, E. (2017). The effect of house price changes on cohort consumption in Turkey. *Central Bank Review*, *17*(3), 99-110.

7- Ebrahimi, M., Mamipour, S., & Movahedi, S. F. (2018). Investigating the asymmetric effects of real exchange rate fluctuations on private sector

consumption in iran: the NARDL approach quarterly. *Journal of Economic Research and Policy*, 26 (87), 309-345 (In Persian).
8- Ebrahimi Nia, S., Afshani, S. A. R., & Rouhani, A. (2018). From pedestrian consumption to longing for exploration, exploration of social contexts, formation of eyes and all eyes in shopping and consumption among women in Mashhad. *Applied Sociology*, *29* (4), 123-146 (In Persian).
9- Emami, K., & Darbani, S. (2011). Factors affecting the consumption expenditures of non-durable goods in the Iranian economy. *Journal of Economic Modeling*, *5*(14), 91-110 (In Persian).
10- Gapinski, J. H. (1982). *Macroeconomic theory: Statics, dynamics, and policy*. McGraw-Hill College.
11- Ghaderi, J., & Izadi, B. (2016). Investigating the effect of economic and social factors on housing prices in Iran (2012-2013). *Urban Economics Quarterly*, *1*(1), 93-73 (In Persian).
12- Ghaffari, F., & Oveysi Ferdoii, T. (2012). Estimation of housing demand function using Hedanik price model (Case study of Qom city). *Journal of Applied Economics*, *3*(11), 49-70 (In Persian).
13- Gholizadeh, A. A., & Khaksar, M. (2017). The Effect of head of household income and education on housing occupation in urban areas of iran. *Iranian Journal of Applied Economics Studies, 6*(22), 211-230 (In Persian).
14- Hamilton, D. B. (1987). Institutional economics and consumption. *Journal of Economic Issues*, *21*(4), 1531-1554.
15- Hassan Shahi, M. (2019). Experimental test of brown, Dosenbury, Hunter and Taylor, Jackson-Smith, Kuznets and Friedman consumption theory in iran. *Journal of Macroeconomics, 14*(27). 65-88 (In Persian).
16- Cheng, H. J., Wang, N. Y., Peng, C. W., & Huang, C. J. (2020). Will the housing wealth effect compensate the macro-economy? Evidence from Taiwan's domestic consumption. *International Journal of Strategic Property Management*, *24*(3), 197-214.
17- Iyke, B. N., & Ho, S. Y. (2017). The real exchange rate, the Ghanaian trade balance, and the J-curve. *Journal of African Business*, *18*(3), 380-392.
18- Izadkhasti, H., Arab Mazar, A., & Ahmadi, Kh. (2019). Analysis of macroeconomic factors affecting the housing affordability index in urban areas of Iran: with emphasis on the role of government. *Scientific Quarterly of Applied Economic Studies of Iran*, 29, 41-71 (In Persian).
19- Keshtkaran, najmeh, Behboodi, Davood, panahi, Hossein (2020). Asymmetric Effects, of monetary policy on the Iranian Housing Market: the DSGE approach, journal of applied economic theories, 7(4), 195-218 (In Persian).
20- Leibenstein, H. (1950). Bandwagon, snob, and Veblen effects in the theory of consumers' demand. *The quarterly journal of economics*, *64*(2), 183-207.
21- Liu, G., & Chang, X. (2021). The Impact of Rising Housing Rent on Residents' Consumption and Its Underlying Mechanism: Empirical Evidence from China. *SAGE Open*, *11*(2), 21582440211015709.
22- Liu, L., Wang, Q., & Zhang, A. (2019). The impact of housing price on non-housing consumption of the Chinese households: A general equilibrium

analysis. *The North American Journal of Economics and Finance*, *49*, 152-164.
23- Mashhadi Ahmadi, M. (2013). Examining the foundations of institutional consumption theory: a look at Veblen's thoughts. *Bi-Quarterly Journal of Economic Studies and Policies*, 23, 157-186 (In Persian).
24- Mankiw, G. (2004). *Macroeconomics*. Translated by Hamid Reza Baradaran Shoraka and Ali Parsaian, Allameh Tabatabai University Press, Tehran (In Persian).
25- Monjazeb, M. R., & Alimardani, M. (2020). Investigating the impact of inflation expectations on consumption in iran: comparative versus rational expectations (Kalman filter approach). *Quantitative Economics Quarterly*, *18*(2), 27-42 (In Persian).
26- Nadiri, M., & Mohammadi, T. (2011). Investigating the effect of institutional structures on economic growth with GMM method Dynamic panel data. *Journal of Economic Modeling*, *5* (15), 1-24 (In Persian).
27- Ofwona, A. C. (2013). An estimation of the consumption function for Kenya using Keynes' Absolute Income Hypothesis for the period 1992-2011. *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences*, *4*(1), 103-105.
28- Shakeri, A. (2013). *Theories and Policies of Macroeconomics (Vol. II).* Tehran: Rafi Publications (In Persian).
29- Roshan, R. (2018). Comparison of consumption habits of Iranian urban and rural households for food and non-food goods: theoretical approach and Euler equations. *Iranian Journal of Applied Economic Studies*, 26, 51-69 (In Persian).
30- Soleimian, S., Karimi, E., Babaei, N., & Ahmadi, Sh. (2019). *Factors affecting rental of residential units using hedanik price model (case study: Javanrood city).* 7th National Conference on Business Management and 5th Conference between International Accounting and Resistance Economics, Tehran (In Persian).
31- Tafreshi, M. (2010). *Investigating the impact of housingon consumption and investment in iran's economy.* Master Thesis, University of Tehran (In Persian).
32- Vančová, T., & Střelec, L. (2020). Consumption Function in the Context of Cultural Affinity Zones. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, *68*(4), 797-806.
33- Veblen, T. (2004). *Prosperous class theory.* Translation of Farhang Ershad, Tehran: Ney Publishing (In Persian)